

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

加快构建中国农村发展学自主知识体系

编者按：构建中国哲学社会科学自主知识体系，是党中央赋予中国哲学社会科学界重大而光荣的战略任务，是新时代中国哲学社会科学发展的重要战略目标。2024年10月12日至13日，由中国社会科学院农村发展研究所、城乡发展一体化智库主办的“中国农村发展学学科建设与自主知识体系学术研讨会”在京召开，来自全国20多个高校和科研院所的众多农村发展研究领域的专家学者齐聚一堂，就建设具有中国特色的农村发展学学科体系与自主知识体系展开深入研讨和广泛交流。为引导学术界加强和深化相关研究，本刊特邀部分与会权威专家基于在此次研讨会上的发言撰写文章形成一组笔谈，以飨读者。

构建中国农村发展学及其自主知识体系的三重考量

高培勇

2016年5月17日，习近平总书记在哲学社会科学工作座谈会上发表重要讲话，第一次提出“加快构建中国特色哲学社会科学”。2022年4月25日，习近平总书记在中国人民大学考察时指出，“加快构建中国特色哲学社会科学，归根结底是建构中国自主的知识体系”。党的二十届三中全会审议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》进一步强调了“构建中国哲学社会科学自主知识体系”。

从加快构建中国特色哲学社会科学到建构中国自主的知识体系，再到构建中国哲学社会科学自主知识体系，面对这样一项必须扛在肩上、落在实处的重大历史任务，该从何处着手？从什么地方抓起？历经持续8年之久的不懈探索，可以认为，在当下的中国，将学科建设落实在自主知识体系构建上、以自主知识体系构建来支撑和支持学科建设是一条必由之路。

具体到中国农村发展学学科建设和中国自主的农村发展知识体系构建，可以认为，中国农村发展学的构建就是中国自主的农村发展知识体系的构建，中国自主的农村发展知识体系的构建集中体现为中国农村发展学的构建，两者如同一枚硬币的两面。

由此出发，如下三个方面的问题当首先加以明确。

一、应当是什么样子

中国农村发展学或中国自主的农村发展知识体系应当是什么样子的？显然，需要为之画幅像，作

为致力的方向或目标。

（一）以中国农村发展运行规律为研究对象

中国农村发展学是一门关于中国农村发展运行规律的科学。或者说，中国农村发展学的研究对象是中国农村发展运行规律。如果说一般意义上的农村发展学研究的是农村发展运行的一般规律，那么，中国农村发展学所要实现的，就是研究对象的再聚焦——从人类社会农村发展运行的一般规律出发，紧紧围绕中国自身国情，在实现一般与特殊紧密结合的基础上，揭示和提炼中国农村发展运行的规律。

其一，中国农村发展学是一门科学。作为一门科学的中国农村发展学，尽管基本概念、基本原理、基本方法以及历史演变、制度设计、政策安排、管理格局、实践总结等构成其不可或缺的研究内容，但终归是研究农村发展运行规律的科学。这是中国农村发展学的科学性之所在。

其二，中国农村发展运行规律的揭示和提炼，是建立在清晰认识和把握人类社会农村发展运行一般规律基础之上的。中国农村发展运行规律，涵盖人类社会农村发展共性和中国农村发展特性两个层面，并非限于中国农村发展特性一个层面。这是中国农村发展学的立足点之所在。

其三，讲好中国农村发展的故事，解决中国农村发展的问题，是中国农村发展学的根本出发点和落脚点。正如“中国式现代化既有各国现代化的共同特征，更有基于自己国情的鲜明特色”^①的道理，中国农村发展学既有各国农村发展学的一般特征，更有基于自身国情的农村发展学的中国特色。这是中国农村发展学的中国特色之所在。

（二）以自主为导向

中国农村发展学的核心和灵魂，在于自主而非本土化。围绕农村发展，在过去很长的一段时间内，经历了引进、移植、模仿、学习西方和苏联农村发展知识体系的过程。如果说以往围绕构建中国农村发展学的探索主要基于本土化的目的而展开，那么，随着中国特色社会主义进入新时代，在“必须把推进中国式现代化作为最大的政治”的背景下，由“本土化”跃升至“自主”层面——以自主为导向，构建中国自主的知识体系，实现精神上的独立自主，则是哲学社会科学界站在新的历史方位的全新追求。

习近平总书记强调，“立足中华民族伟大历史实践和当代实践，用中国道理总结好中国经验，把中国经验提升为中国理论，实现精神上的独立自主”^②。贵在自主、重在自主，关键之点在于自主，这是中国农村发展学的核心和灵魂。

（三）以教材或专著为成果形式

有别于课题研究，中国农村发展学或中国自主的农村发展知识体系的成果形式主要是教材或专著。

课题研究惯常的成果形式是研究报告。作为农村发展学学科建设或自主知识体系构建的成果，虽然可以是研究报告，但研究报告只能作为阶段性成果或中间成果，最终则要能够凝练和集中体现知识体系建设成果。也就是说，它的成果形式应当也必须是知识体系。目前来看，最能集中体现知识体系

^①资料来源：《正确理解和大力推进中国式现代化》，《人民日报》2023年2月8日第01版。

^②资料来源：《担负起新的文化使命 努力建设中华民族现代文明》，《人民日报》2023年6月3日第01版。

建设成果的形式是教材。既可以是本科教材，也可以是研究生教材，还可以是供党政干部阅读的知识读本。

总体而言，中国式现代化建设—中国自主的知识体系—中国自主的农村发展知识体系—中国农村发展学这一关系链，集中反映了构建中国农村发展学、中国自主农村发展知识体系的理论逻辑、历史逻辑和实践逻辑。

二、不能是什么样子

中国农村发展学或中国自主的农村发展知识体系不能是什么样子？也有必要使用排除法，将其排除在工作视野之外。

中国农村发展学的研究对象是中国农村发展运行规律而非其他别的什么规律，旨在构建的是中国自主的农村发展知识体系而非其他别的什么知识体系。认识到这一点，就要避免似是而非，力争少走一些弯路。

（一）非以往的农村发展学理论体系或农村发展学教材的简单修订版

一个极易出现的情况就是，在以往农村发展学教材或知识读本的基础上做简单修订。这样取得的成果，显然不是或不可能是中国农村发展学的重构。这就如同建筑物做装修，在框架结构不做大调整的条件下，所能改变的只能是外表和用途。倘若中国农村发展学或中国自主的农村发展知识体系的构建停留于如此层面，就谈不上构建中国自主的农村发展知识体系，也谈不上构建中国农村发展学。于是，也就走不出用原有理论解释中国农村问题的传统思维逻辑。

（二）非西方农村发展学和社会主义农村发展学的拼接版

在学科教育方面，曾在很长的一段时间内搞所谓“平行教学”——将一门课程区分资本主义和社会主义两个部分，分别讲授。例如政治经济学，先讲授政治经济学的资本主义部分，接着讲授社会主义政治经济学。新时代中国农村发展学的学科建设和自主知识体系构建，显然不能延续或复制这样的模式。比如，上篇是西方农村发展学，下篇是社会主义农村发展学，两篇各讲各的，互不关联。这种拼接版，肯定不符合要求，起码不符合中国特色哲学社会科学、中国自主知识体系的构建要求。于是，也就难以从根本上摆脱普遍理论与本土知识的二元关系。

（三）非中国现行农村发展制度及其运行实践的注解版

很容易发生的第三种倾向是，把涉及中国农村发展的若干制度体系及其运行实践加以裁剪、梳理，以此为基础，逐一做专门的注解、阐释。通过这种“制度实践+注解阐释”方法所形成的，显然不是中国农村发展学或中国自主的农村发展知识体系。如果这样做的话，也就难以突破“原有课程+中国案例或数据”的局限。

以上三种倾向，在中国农村发展学学科建设与自主知识体系构建中都是可能会出现的。为避免出现以上倾向，学术界要有清醒的认识，要先打好“防疫针”。对于该做哪些事、该如何去做，需要认真开展研究。

三、坚持“四个必须”

从抓关键点和要害处的角度而言，在中国农村发展学学科建设与自主知识体系构建中，要特别注意做到“四个必须”。也可以说，这是绕不开、躲不过、必须进入工作视野的四项工作。

（一）必须涉及框架和构件的调整

中国农村发展学学科建设与中国自主的农村发展知识体系构建，两者虽表述不同，但实质上是一回事：从学科名称来讲，是中国农村发展学；从学科实质内容来讲，是中国自主的农村发展知识体系。不过，无论什么表述，特别突出的一个变化，就是在“农村发展学”之前添加了“中国”二字，从而形成了一个富有特殊意义的专门称谓——中国农村发展学。

这一变化非同小可。既然如此，就不能不涉及框架和构件的调整。一个学科体系的构建，一要有合理的框架，二要有足够的构件。所以，必须从框架的重新设计和构件的重新确立入手。换言之，中国农村发展学与中国自主的农村发展知识体系的构建，必须涉及框架和构件的调整。

（二）必须牵动学科体系、学术体系和话语体系的调整

举凡学科建设，总要落实于学科体系、学术体系和话语体系建设上。如果这三个方面没有变化，还是以往的老样子，构建中国农村发展学、构建中国自主的农村发展知识体系就会陷于空谈。

牵动学科体系、学术体系和话语体系调整等方面的工作，得有人去做，现在就要去做。很容易出现的一个问题是，将三个体系不加区分、混为一谈。所以，应安排专人聚焦中国农村发展学的学科体系、学术体系、话语体系做分层次的研究。否则，新的学科和自主知识体系就构建不起来。

（三）必须提炼标识性概念、标识性范畴和标识性表述

理论体系通常是由基本概念、基本理论、基本方法三部分构成的。构建中国农村发展学与中国自主的农村发展知识体系，得从标识性概念的提炼入手。围绕构建中国农村发展学与中国自主的农村发展知识体系，要在深入学习习近平经济思想的基础上，提炼新概念、新范畴、新表述，像撰写辞条那样精确地界定并阐释各个概念、范畴和表述的内涵和外延。

（四）必须进行理论探索和理论创造

不同于对具体问题的研究，中国农村发展学与中国自主的农村发展知识体系的构建是以完整的理论体系为基础的，并贯穿着一以贯之的内在逻辑。换言之，要以全新理论体系的构建支持和支撑中国农村发展学与中国自主的农村发展知识体系的构建。

从某种意义上说，全新的理论体系就是以标识性概念、创新性理论为主干的自主知识体系。这就必须进行理论探索和理论创造。也可以说，理论探索和理论创造是构建全新的理论体系，进而构建中国农村发展学与中国自主的农村发展知识体系的前提条件。

（作者单位：中国社会科学院）

构建中国自主的农村发展学知识体系

魏后凯

一、中国农村发展学研究和学科建设的进展

中国农村发展学研究具有较早的历史渊源，但核心领域主要集中在农村经济发展和农村社会发展两方面。从农村经济发展研究来看，在笔者最近主编的《农村经济学》教材中，中国农村经济学的发展历程可以分为四个阶段（魏后凯、谭秋成，2024）：第一，中华人民共和国成立之前为起步阶段。尤其是在二十世纪二三十年代，一批知识精英开始关注乡村建设实践，开展农村经济调查研究，并在全国掀起了乡村建设运动。在这一时期，通过实证方法来研究中国农村经济成为主流，并形成了两种主要的不同研究路径，即海外学者所言的“技术学派”和“分配学派”。第二，1949—1977年是依附和停滞阶段。中华人民共和国成立初期，科研教育体制主要是移植苏联模式，农村经济研究则处于依附地位，主要依附于农业经济学和其他相关学科的研究；在20世纪60年代中期至70年代中期，农村经济研究处于停滞状态。第三，1978—2002年是形成阶段。中国农村经济学的快速发展是在改革开放之后，农村经济研究领域不断扩大，研究机构逐渐增多，研究队伍日益壮大，各类研究成果大量涌现。而且，农村经济学作为一门独立的学科也在形成和兴起，除了相关教材的出版，一些大学还开设了农村经济学课程。第四，2003年以后为完善阶段。为服务国家战略需求，学术界开展了多视角、多层次、多领域的综合研究，各大学相继设立新农村发展研究院、乡村振兴研究院等研究机构，中国农村经济学、农村发展学迎来了新的春天。

从学科设置来看，农村发展学的发展有两大时机。一是1998—1999年，教育部颁布《普通高等学校本科专业目录》，在管理学大类下设立农业经济管理类一级学科，其下包含了“农村区域发展”；国务院学位委员会则设立了农业推广硕士学位，后来改为农业硕士，其下设立了“农村与区域发展”研究方向。现在看来，无论是“农村区域发展”还是“农村与区域发展”，这些名称都不太规范，因为农村本身就是一种特定的区域。在此之后，不少学校增设了农村区域发展专业，开设了相关的课程，进行了招生。二是2024年国务院学位委员会第八届学科评议组把农林经济管理一级学科下的二级学科增加到6个，包括农业经济与管理、林业经济与管理、食物经济与管理、自然资源管理、农村发展和农商管理。其中，农村发展成为一个正式的二级学科，和产业经济学、区域经济学是平级的。这就为中国农村发展学的学科体系、学术体系和话语体系建设以及这个学科的发展创造了有利条件。

也应该看到，中国农村发展学研究尽管取得了快速发展，但是，相关教材建设相对滞后。通过简单的梳理可以发现，已有的教材主要是关于“农村发展经济学”的，有的教材名称为《简明农村发展

经济学》或《中国农村发展经济学》，还有一些是关于农村发展社会学和农村发展传播学的著作。农村发展作为一个独立学科，虽然已有大学开设了这方面课程，一些学者出版了《农村发展概论》相关著作，中国社会科学院农村发展研究所张晓山还主编了《中国农村改革与发展概论》，也有学者编写了《农村经济社会发展概论》等教材，但是，到目前为止，还没有一本以《农村发展学》命名的教材，农村发展学教材建设、学科体系建设相对滞后。

中国社会科学院一直高度重视农村发展学的学科建设。早在 1985 年，中国社会科学院就把农业经济研究所更名为“农村发展研究所”，而且在当年 1 月创办了《中国农村经济》，到 2025 年 1 月将迎来创刊 40 周年。2021 年，在中国社会科学院和农业农村部的支持下，民政部批准将中国城郊经济研究会更名为中国农村发展学会，到目前为止，这个学会的发展势头相当好。并且，在中国社会科学院开展的两轮学科建设“登峰战略”资助计划中，2017 年第一轮时就将农村发展经济学列为优势学科，2023 年第二轮时又将农村发展学列为优势学科，将农村经济学列为重点学科。在新一轮学科建设中，中国社会科学院农村发展研究所将充分发挥学会、刊物等平台优势，抓好《中国农村发展学年鉴》以及《中国农村发展报告》《中国农村经济形势分析与预测》《中国乡村振兴综合调查研究报告》等系列报告。在此基础上，着力加强教材建设和前沿研究，重点是组织编写《农村发展学》教材和《农村发展学前沿》等。当然，推进农村发展学教材建设和前沿研究，还需要得到国内学界和各位同仁的支持。尤其是农村发展学前沿研究，涉及领域较多，需要依托中国农村发展学会，集聚全国的资源来有力推动这项工作。

二、如何理解中国自主的农村发展学知识体系

农村发展学（Science of Rural Development）是一个综合性的交叉学科，是与城市发展学相对应的。笔者以为，农村发展学是从综合视角来研究农村的整体以及各个领域的发展演变及其相互关系和规律的科学。可以说，农村发展学是经济学、社会学、政治学、管理学、地理学等多学科融合发展形成的综合性交叉学科，它是发展学的一个重要分支。中国农村发展学是中国特色的农村发展学，它是共性和个性的有机统一，既要研究世界农村发展的共性和一般规律，探究世界农村发展的普遍趋势和基本特征，又要从中国的实际出发，突出中国特色，探讨中国农村发展的演变趋势、形成机理、道路选择、治理模式和政策体系，尤其要面向中国式现代化研究农村发展的中国道路、中国模式、中国经验、中国理论和中国方案。

与发达国家相比，中国农村发展学具有更加广阔的发展空间。其中的原因很多，在此重点强调两点。第一，中国是一个典型的发展中大国。中国式现代化的重要特征之一就是人口规模巨大的现代化。由于人口规模巨大，国内对食物、粮食的需求量和消费量就相当巨大，而且种类多样，这就需要主要依靠自身的力量来保障国家粮食安全。以色列、荷兰尽管是农业强国，但由于人口规模小，粮食需求量不大，自给率较低。而中国不能这样，必须主要依靠自身的力量来保障粮食安全。同时，在中国，农村空间占陆地国土空间的绝大部分，按城（镇）区建成区面积计算的城镇空间目前仅占 1.3% 左右，

95%以上陆地国土空间都是广大的乡村^①。中国农村人口众多。2023年全国乡村常住人口有4.77亿人^②，农村户籍人口有7.3亿人^③；农村集体经济组织成员有9亿多人。所以，有些人所说的“随着经济的发展，农业就业比重下降、农业增加值比重下降，好像农业经济、农村经济就不重要了”的观点肯定是不对的。不管城镇化怎么推进，未来中国还有那么多农村人口，国土空间绝大部分也还都是农村。对于像中国这样一个典型的发展中大国，农村发展学相比较而言具有更加广阔的发展空间。第二，国家战略和社会需求巨大。全面推进中国式现代化，农村是最突出的短板，也是最重要的薄弱环节。当前，中国正在加快推进乡村全面振兴、农业农村现代化和农业强国建设，国家战略和社会需求十分庞大。相对而言，西方农村发展学现在处于稳定时期，甚至在有的国家处于停滞的阶段；而中国农村发展学迎来了新的春天，正处于蓬勃发展的上升期，所以，中国农村发展学的发展空间更大、发展潜力更大，未来的发展前景也更加广阔。

当然，由于国情、农情不同，发源于资本主义市场经济国家的西方农村发展理论并不是完全适用于中国。中国是一个社会主义发展中大国，实行社会主义市场经济体制，仍处于社会主义初级阶段，拥有长达数千年的农耕文明，农业生产经营仍以小规模家庭分散经营为主体形态，在制度背景、发展阶段、历史文化、基本农情等方面都具有自身的鲜明特色。这种制度背景和“大国小农”的国情特征决定了西方农村发展理论并不完全适用于中国，必须从自身的实际出发走中国特色的农村发展道路，探索中国特色的农村发展理论，构建中国特色的农村发展学。

构建中国特色的农村发展学，核心是构建其自主知识体系。一般地讲，自主知识体系具有三大基本特征，就是自主性、知识性、体系性。要构建中国农村发展学自主知识体系，同样需要具有这三大基本特征。第一，自主性。就是要强调本土化、中国化，突出中国的主体性地位，从中国实际出发提出原创性的概念、理论和方法。第二，知识性。就是所提出的新思想、新观点经过验证是正确的，且被人们相信和接受。如果一种新思想、新观点提出来以后，国际上都不承认，得不到广泛的相信和认可，那么，就难以达到知识性的要求。第三，体系性。它不是碎片化的，也不只是某一个方面的知识点，而是农村发展各领域、各方面知识点的一个系统集成或集合。

关于如何科学把握自主知识体系与学科体系、学术体系、话语体系三大体系（下文简称“三大体系”）之间的关系，学术界有不同的看法。笔者认为，自主知识体系是三大体系的基础，三大体系是知识体系的重要构成。有学者说知识体系就是三大体系，笔者对此并不认同。事实上，知识体系和三大体系是一种包含和被包含的关系，前者是后者的基础、后者是前者的重要构成。但是，在三大体系之外，知识体系还有一部分，二者是两个不同层面的概念。

^①根据《中国城乡建设统计年鉴2022》中的数据计算。

^②资料来源：《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html。

^③根据2023年底全国户籍人口城镇化率计算得到城镇户籍人口，进而得出农村户籍人口。原始数据来源为《公安部：2023年底全国户籍人口城镇化率达到48.3%》，<https://cn.chinadaily.com.cn/a/202405/27/WS66541261a3109f7860ddf8b5.html>。

中国农村发展学的内容体系或知识体系是多维的，可以从不同视角展开探索。比如，从要素的角度来看，要研究农村的劳动力、土地、资本、技术、数据等要素，农村劳动力流动、农村土地利用等都是农村发展学的重要内容。西方农村发展学在早期就十分重视农村土地利用问题。从发展的过程来看，要研究农村发展的战略、规划以及农村的建设、治理和政策，体现的是发展的全过程。从领域来看，需要研究农村的经济发展、社会发展、文化发展、政治发展、生态建设和绿色发展，它是一个全领域、全方位的“五位一体”格局。当然，研究中国农村发展可能还有更多维度。从时间的维度来看，不仅需要研究古代、近代、现代中国的农村发展，还要研究中国农村发展的思想史。从空间的维度来看，可以从不同类型的区域来研究农村发展的特征、变化趋势和形成机理。比如，针对四大区域、省域、县域、村域、主体功能区等，分别研究其农村发展。总之，中国农村发展学应该是一个多维的内容体系和知识体系。

三、如何构建中国自主的农村发展学知识体系

在新形势下，应面向现代化、面向世界、面向未来，着重从以下五个方面发力来构建中国自主的农村发展学知识体系。

一是坚持马克思主义立场、观点和方法，坚持以人民为中心。很明显，分析农村发展问题，是以人民为中心，还是站在少数的利益集团立场，其结论自然是不一样的。二是强化批判性借鉴。要借鉴和吸收西方农村发展学中合理的成分，对于西方的一些概念、研究范式和理论学说，要进行批判性借鉴，要走出照搬模仿，摆脱学徒思维，不做西方理论的“搬运工”。三是要用中国的理论回答中国的问题，解释中国的现象，提炼中国的经验。中国乡村振兴和农业农村现代化的伟大实践，既催生了诸多新问题、新现象、新模式，也有利于积累丰富的实践经验。要立足中国问题、中国现象、中国实践，加强理论提炼和原创创新，形成中国自主的农村发展学新概念、新范畴、新表述、新观点、新理论、新方法，并在此基础上进行系统化，形成一个知识化的体系。四是推进课程体系和教材体系建设。当前，尽管不少大学招收了农村发展方向的研究生，但开设农村发展学或农村发展概论课程的不多，课程体系不健全，教材也严重滞后，加强课程体系和教材体系建设是当务之急。五是要重视历史。要加强中国农村发展思想史、中国农村发展史的研究，尤其是加强中国共产党农村发展思想史、中华人民共和国农村发展史的研究，通过思想史和发展史的深入研究，为构建中国自主的农村发展学知识体系奠定坚实基础。中国自主的知识体系不能凭空产生，一定要和历史、文化传承有机结合起来。只有这样，所构建的自主知识体系才会具有更强的生命力。

参考文献

1. 魏后凯、谭秋成, 2024: 《农村经济学》, 北京: 中国社会科学出版社, 第 20-26 页。

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

构建中国哲学社会科学自主知识体系之我见

何秀荣

国内最近非常热烈地在讨论构建中国哲学社会科学自主知识体系，不少机构在探讨甚至着手构建相关学科的自主知识体系。例如，中国社会科学院农村发展研究所在 2024 年 10 月 11 日至 13 日于北京举办了“中国农村发展学学科建设与自主知识体系学术研讨会”；又如，中国人民大学朱信凯教授在《农民日报》2024 年 8 月 10 日第 5 版发表了《三农学是最具中国特色的知识体系》一文；等等。但如何理解和如何构建中国哲学社会科学自主知识体系？当下是见仁见智，纷纭不一。这种纷争和讨论，无疑有助于构建中国哲学社会科学自主知识体系，能在很大程度上减少观念和认识误差所导致的实际行动偏轨。

为什么提出的是“构建中国哲学社会科学自主知识体系”，而不是“构建中国自然科学自主知识体系”或“构建中国科学自主知识体系”？根本原因在于，自然学科的研究对象主要是自然现象和物质世界，其知识不因国别、种族、文化、意识形态等差异而不同，甚至在时间维度上也不会因为昨天或今天而发生变化。只要物质条件不变，其结论就不变，并且作为正确的知识得到广泛公认。即使遭到强权禁止，自然学科的正确知识也至多只能被一时封杀。例如，罗马教廷禁止哥白尼的“日心说”，并暴力逼迫伽利略放弃这一理论，但那是反科学的行为。1882 年，罗马教皇无可奈何地承认了“日心说”；1979 年，梵蒂冈教皇保罗二世代表罗马教廷为伽利略公开平反昭雪。

人文与社会科学方面，其知识会因国别制度、种族文化、历史阶段、意识形态等差异而有极大差异，因此，适合解释一国一地的人文社会现象及因果关系的知识和理论，未必一定适合于其他国家。甚至对同一国同一地的人文和社会现象及其因果关系的知识结论也会因为历史时段差异而不同，因为人文知识的来源样本有明显的局限性和差异性，东西方国家之间、发达国家和发展中国家之间、昨日中国和今日中国之间的人文社会历史条件差异很大。使用出自不同基础来源样本的知识结论时必须小心，否则，可能因为病象相似而误判为病理相同（实际病理不同），从而导致错诊误断，甚至根据错误结论开出错误处方，危及他人生命。例如，在农民研究上，不少师生和研究者经常拿亚历山大·恰亚诺夫（Alexander Chayanov）提出的“小农理论”来研究今日中国的商品小农，由此得出的结论和提出的政策措施自然与当下的实践是不匹配的。所以，在人文社会科学知识方面，人们需要注意其共性，但更要注意其特性。

随着世界范围内研究越来越深入、交流越来越广泛，人文社会科学知识的视野不断扩大，样本局限性会不断缩小，时空差异也会被越来越多地关注。各国的特性能够为世界人文社会科学的知识和学科体系提供补充，并使其更加丰富和多样化。这既需要各国基于本国的历史和国情进行深入的人文社

会科学研究，也需要各国基于他国的历史和国情进行深入的人文社会科学研究，从而印证和丰富已有世界人文社会科学知识体系。

在构建中国哲学社会科学自主知识体系方面，必须谨防错误认识。例如认为中国要建立独立于其他国家的哲学社会科学知识体系或学科体系，又如认为中国要建立以中国为中心的哲学社会科学知识体系或学科体系。世界哲学社会科学知识体系是世界历史上全人类贡献的知识的结晶，绝不是，也不可能是由一国独立建立的，否则，一叶障目会造成本国哲学科学发展和学科建设面临巨大障碍，甚至出现偏离。各国只是在世界哲学社会科学知识体系的历史形成过程的各阶段中的贡献不同。例如，古希腊哲学和中国孔孟老庄等思想对公元前的世界哲学做出了较为突出的贡献，但并不排除其他国家的哲学贡献。在一国贡献较多的那个阶段，该国往往会展开有影响的重要学派，这些学派的观点甚至会成为国际学界的主流声音。

构建中国哲学社会科学自主知识体系，应立足于中国的历史和国情，做出当代中国对世界哲学社会科学知识体系的贡献。在世界哲学社会科学知识体系中，要有中国声音，并且要有被世界认可的中国声音。要努力使中国成为世界哲学社会科学知识创造的重要贡献者！而不仅仅成为他国哲学社会科学知识的解读者，不能成为彻头彻尾的皈依者，更不能成为明知其错而自己无力反驳的无奈者。中国哲学社会科学研究曾有过不堪回首的记忆，像敦煌学、中国法制史等以中国为研究对象的知识结论居然是由海外研究者得出并主导，甚至连这方面的专题国际会议都没有中国研究者参加。被授予“人民教育家”称号的中国政法大学张晋藩教授就是为了在中国法制史研究领域发出中国声音，主编了10卷、约510万字的《中国法制通史》^①，纠正了国外很多对中国法制史的误识错判，并使《中国法制通史》成为海外研究和学习中国法制史问题的重要参考书之一。

构建中国哲学社会科学自主知识体系，必须立足于中国历史和国情，对中国现象和中国问题展开深入、细致的研究。在这个过程中，既要注意联系国际共性知识来研究，更要注意从中发现中国的特性，基于中国案例得出特性条件下的新知识。只有如此，才可能有独立的知识发现，才可能被世界认可，从而对世界哲学社会科学知识体系作出贡献。在中国现象、中国问题的研究上，哲学社会科学工作者不仅要责无旁贷地发出中国声音，而且应进入被世界普遍认可的权威行列，而不能关起门来自娱自乐。

当今，在哲学社会科学方面，中国不少学科对中国现象和问题的研究确实普遍缺乏被世界认可的声音，更遑论对世界哲学社会科学理论和学科知识体系的真正贡献。在经济学、社会学等学科的研究中，经常可以见到师生和研究者动辄从西方理论、西方模式出发，而忽视了其对中国国情和中国条件的适用性，甚至不是从中国问题出发，而是用西方理论和模式去套解中国实践，从而得出很多不符合事实甚至贻笑大方的研究结论。

^① 全书对中国法制史进行了全方位总结，凝结了20余位法律史学专家近20年钻研的成果。详见张晋藩，1999：《中国法制通史（全10卷）》，北京：中国法制出版社。

事实上，中国在哲学社会科学方面是应该而且能够对世界知识体系做出中国贡献的。例如，在“三农”问题上，中国用改革开放后40多年时间走完了西方发达国家上百年的农业农村发展之路，世界上鲜有能在“三农”问题的剧烈度、广泛度、复杂度上和中国比肩的国家；在世界农业农村现代化史上，从未有过像中国这样有如此众多农村人口、如此广阔的空间跨度、如此悠久的文化传统和如此巨大类型差异的现代化进程，西方发达国家当年的现代化没有经历过今天这样的全球化、信息化、数字化环境带来的影响，更没有计划经济的历史遗产，这些正是中国为世界哲学社会科学知识体系提供丰富案例、做出理论贡献的千载难逢的机遇，农业经济学、农村社会学、农村发展学、农村政治学等学科大有为世界知识体系作出中国贡献的空间。

中国要构建中国哲学社会科学自主知识体系，要获得世界公认，必须首先遵循学科体系的基本规律和拥有学科的基本要素，否则，学科就是不成熟的，甚至只是自认的所谓学科知识体系。学科要素至少应该包括以下五点：第一，科学的基本理论体系，这个理论体系包括框架体系在内，并且光有一两个理论是不够的，必须是理论群；第二，凡是成熟的学科，都有分支或者分支学科群，如果没有分支，这个学科还是在发展初期，甚至不能被称为学科；第三，会使用很多概念，每一个概念都应是清晰的，不仅内涵非常清楚，并且外延可以明确界定；第四，要有科学方法；第五，一定要有适用条件，要明晰适用范围。

从目前中国哲学社会科学界的实践看，在构建中国哲学社会科学自主知识体系方面还有很多问题，距离建成的差距还很大。这些问题包括：大量使用内涵和外延不清的概念、“假大空”概念、“云雾山中的新名词”；拾人牙慧和“新瓶装旧酒”的现象较为普遍，人云亦云，毫无独立见解；把对西方理论的解读当作研究，对政策文件的解读欠缺学术性；缺理无据、逻辑混乱的自我成言；功利主义导向的研究较多存在；在经济学研究领域，原本作为利器的计量工具已经异化成机械的计量模型主义，不做理论分析和因果分析，仅用数据一算就是结论。种种非科学研究的现象不一而足，如何产生创新和贡献？构建中国哲学社会科学自主知识体系，需要一个良好的学术生态，尤其需要一个学术导向正确的学术价值评判体系和容纳自由探索的学术研究环境。只有净化中国哲学社会科学研究的学术生态，才能构建真正的中国哲学社会科学自主知识体系，而不是构建出一个畸形的、自认的中国哲学社会科学自主知识体系。目前看来，构建中国哲学社会科学自主知识体系是一项长期的任务，任重道远！

综上所述，构建中国哲学社会科学自主知识体系，就是努力使中国成为世界哲学社会科学知识体系的重要贡献者，而绝非满足夜郎自大的狭隘民族主义和意识形态需求，更不能空喊口号。要做到这一点，必须尊重科学发展规律、学科发展规律，净化中国哲学社会科学研究的学术生态；必须独立思考、理智思考，做到不唯上、不唯书、不跟风；必须具有国际视野并立足于中国国情，以世界看中国、以中国看世界，从中国问题研究中补充共性知识、挖掘特性知识，丰富世界哲学社会科学知识体系。

（作者单位：中国农业大学经济管理学院）

关于构建中国农村发展学自主知识体系的思考

青 平

一、中国农村发展中的诸多创造性实践和创新性经验

改革开放以来，中国农村在探索中不断发展，形成了许多创造性实践和创新性经验。例如，在探讨土地问题时，西方体系普遍秉持土地完全私有产权的原则。中国稳步推进和完善农村土地“三权”分置制度。当前，诸如土地托管等新型土地管理模式应运而生。这些创新举措均源自中国的实践探索，体现了中国在该领域的独特贡献与创造力。

又如，对于农业现代化，西方有两条道路：一条是欧美国家的大规模经营的道路，即通过超大规模经营，转移农业劳动力，进而实现农业现代化；另一条是东亚国家通过农业多种经营，以工补农、以商补农，使农民进入中等收入群体（刘滨、唐任伍，2024）。中国在农业现代化进程中，围绕如何在保持家庭经营灵活性的同时实现农业生产的适度规模化这一核心问题，开展了卓有成效的探索，提出了小农户与农业现代化有机衔接的路径：一是依靠土地流转推进土地适度规模化，二是通过健全的农业社会化服务体系建设推进服务规模化。与发达国家相比，中国特色农业现代化道路的“特色”之处之一就是服务规模化。

再如，在贫困治理方面，西方主张通过市场机制和自由竞争来实现农村经济发展和农村贫困率下降。中国认为贫困不仅是经济问题，亦是政治问题。在实践中，中国开展了很多成功的探索，脱贫攻坚战取得了全面胜利，形成了精准扶贫、合力扶贫、产业扶贫、内源扶贫、绿色减贫等理论，中国脱贫经验走向世界。

此外，在城市化方面，中国提出城乡融合发展理论，在城乡融合发展中体现并保留乡村的和谐与内在美，体现了中国独有的理论创新。

二、构建中国农村发展学自主知识体系面临的主要问题

中国农村发展的诸多创造性实践和创新性经验，有待学界作出总结和提炼，构建中国农村发展学自主知识体系。不过，相关高校及科研院所还存在较多与构建中国农村发展学自主知识体系不相适应之处。主要包括：第一，理论功底不相适应。在一些高校，马克思主义政治经济学的开课情况不理想；学生的经济学、社会学、管理学基础薄弱，方法训练严重不足；学生不仅对中国传统文化（史学）的学习薄弱，也缺乏基本的农学知识和新农科知识。第二，实践经验不相适应。由于较少深入农村进行实地调研，教师和学生不懂农业、农村、农民，研究局限于理论推导与模型构建，即开展的是所谓“黑

板经济学”与“电脑经济学”研究。第三，人才队伍不相适应。主要表现为研究能力与创新动力不足，对国内外学术前沿的了解有限，学术活动参与程度低，对“三农”问题领悟的深刻性亦显不足。第四，培养体系不相适应。当前，学生训练水平整体不高，课程体系较陈旧，培养过程监管不严。学科新思想、新观点、前沿动态很少进入课堂。培养管理过程质量控制不严，实践环节薄弱。第五，评价体系不相适应。科研成果重数量、轻质量，一些论文越来越漂亮、越来越规范，也越来越无用。选题无病呻吟、远离实际、不解决实际问题（不坚持问题导向）。第六，学者的情怀和格局不相适应。对农业、农村和农民的深层次关注及深层次热爱少了，功利目的逐渐取代了“为学问而学问”的初心。第七，研究范式不相适应。当前部分研究既缺乏严谨的思辨，也未建立起完整的猜想与反驳体系。

三、新时期构建中国农村发展学自主知识体系的优势

在新时期，构建中国农村发展学自主知识体系，具备显著的优势。具体而言：第一，理论资源有优势。相较于单一理论框架，中国以马克思主义理论为指导，以传统文化精髓为基础，同时充分吸收国际社会科学新发展成果，更易于实现理论创新。同时，中国已经有了丰厚的相关理论资源。老一代领导人提出了诸多具有前瞻性的农业观点，如毛泽东强调农业是国民经济的基础，陈云提出的“一要吃饭，二要建设”等。党的十八大以来，习近平对“三农”工作以及推动乡村振兴作出一系列重要论述，系统回答了做好新时代“三农”工作的重大理论和实践问题。“两山论”、“两藏论”、大食物观以及粮食安全中的能力论等新思想，进一步丰富了农村发展的理论体系。这些为构建中国农村发展学自主知识体系奠定了很好的理论基础。第二，文化资源有优势。中国文化底蕴深厚，古代有丰富的农耕文明思想，如耕战策略、粮食政策、荒政管理、河流治理等，这为理论创新提供了丰富的土壤。第三，学术传统有优势。老一代学者务实求真的学术传统在“三农”研究领域得到了良好的传承，为学科发展奠定了坚实基础。费孝通先生等老一代学者所提出的差序格局、乡土中国、礼治秩序等具有中国特色的概念，为中国农村社会研究开辟了新的视角。第四，学科特性有优势。农村发展学科天然具备与实际紧密结合、深入农村的特点，众多学者及学生来自农村，对农村研究具有天然的亲近感和理解力，在一定程度上能避免理论与实践之间的隔阂。学者已经意识到推动新时期理论创新的必要性，愿意为学科发展贡献力量。

四、构建中国农村发展学自主知识体系的关键问题

（一）研究主题

发展是农村发展学研究的根本性主题。农村发展有一整套需要研究的内容，主要包括发展战略、发展方针、发展模式、发展阶段、发展手段、发展的投入体系等。中国在农村发展战略上有独特的创新，比如提出了融合发展、内生发展、特色发展、以人为本的发展战略和梯度战略。这些战略共同构成中国农村发展学的理论资源，并为相关实践提供了指导。

（二）核心要素

学科要划分范畴、探寻规律。农村发展学的学科建设，其核心要素涉及学科的对象与边界、学科

知识的逻辑体系、学科的关键要素、学科建设的内部规律与外部规律。其中：农村发展学科知识的逻辑体系有按层次展开的纵向体系（如农民—农户—村组织—社区—社会逐层解析），也有按领域划分的横向体系（如政治—经济—文化—科技—治理多维度展开）。农村发展学科的关键要素包括教师队伍、教材、课程和平台。农村发展学科建设需遵循内部与外部规律。内部规律就是教育自身发展的内部规律，外部规律是这个学科要适应社会经济发展。还有人才培养的规律，如立德树人、交叉学科建设、教育数字化、AI 和数字素质培养、劳动教育、知识能力价值观一体培养、产科教融合，这都是目前农村发展学科建设要特别重视与关注的。

（三）在内涵把握上要处理好的十大关系

第一，处理好学科体系、专业体系、话语体系、教材体系、课程体系的关系。农村发展专业主要是就业的概念，农村发展学科主要是学术的概念，二者有差别，最后要落实到农村发展学教材体系和课程体系上，这样才能有农村发展的话语体系。第二，处理好党的领导与其他方面的关系。在党的全面领导下推动农村全面协调发展，是中国农村发展的突出特征，也是被实践证明的唯一的成功方式。第三，处理好经济发展与其他方面发展的关系。农村发展不是单一的经济发展。实践证明，经济子系统若不与社会其他子系统协同发展，经济发展就不可能持续。第四，处理好城乡关系。实践证明，解决农村问题的很多出路在农村之外，城市化助推农村发展是不可或缺的，突出表现为城市化推动了农民就业与收入增长、带动了农村社会与文化发展。第五，处理好政府、社会与农民的关系。农民在健康、文化、技能、观念、生活方式等方面实现全面发展，才是农村的真正发展，其本质是农民群体的现代化问题。第六，处理好物质文明与精神文明、文化发展的关系。文化的空洞化导致农村基层许多不良现象，文化建设、文化设施、文化氛围薄弱导致农村难以留住高素质农民，制约了许多地区农村的发展。第七，处理好计划与市场的关系。在发展中，既要发挥政府计划的引导作用，也要利用市场机制的自发调节功能。第八，处理好人口数量和结构变迁与其他社会经济变迁的关系。农村常住人口数量减少、出生率下降、农村人口向城镇和城市逐步集中是大趋势，青年一代农民正在从利益、技能、情感上远离农村与农业。这些对农村发展的影响深远。第九，处理好国际与国内的关系。实践证明，大学里多数发展得好的学科和专业，国际合作同时也发展得好。在中国农村发展学自主知识体系的构建过程中，一定要使这一学科和相关的学者、科研、课程等与世界最高水平农村发展学科“近身竞争”，提升中国农村发展学科的整体实力。第十，处理好学科建设与未来农业、农村的关系。农村发展学科要面向未来。未来的农业、农村是逐步实现乡村振兴的农业、农村，是“三产融合、智慧智能、绿色低碳、供给丰富、健康引领、面向全球”的农业，是“经济繁荣、生态宜居、治理现代、平安和谐、生活富裕”的农村。瞄准这个未来大方向、大趋势发展农村发展学，这一学科才能有朝气和生命力。

参考文献

- 1.刘滨、唐任伍, 2024: 《农业农村现代化的理论创新、时代价值与推进路径》, 《新视野》第1期, 第69-75页。

（作者单位：华中农业大学经济管理学院）

构建中国农村发展学自主知识体系

应突出问题导向和守正创新

姜长云

党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》要求：“创新马克思主义理论研究和建设工程，实施哲学社会科学创新工程，构建中国哲学社会科学自主知识体系。”^①中共中央办公厅印发的《国家“十四五”时期哲学社会科学发展规划》要求，加快构建中国特色哲学社会科学，增强哲学社会科学的主体性、原创性，加快中国特色哲学社会科学学科体系、学术体系、话语体系建设^②。中国农村发展学是中国哲学社会科学的重要组成部分，构建其自主知识体系，要统筹加强学科体系、学术体系和话语体系建设，更好地坚持问题导向和守正创新。

一、问题导向

问题是时代的声音，也是学科发展的动力和学科形成的核心价值所在。中国农村发展学作为人文社会科学的重要分支，要能立得住、可持续并赢得广泛认可，必须直面中国农村发展实践中的核心问题，形成较为独特的研究对象、研究方法、研究视角和研究逻辑，科学回答“是什么，为什么、依靠什么”的问题。中国农村发展学应主要研究中国作为发展中大国走向现代化过程中的农村发展问题，涉及经济、政治、社会、文化、生态等方面的发展及相互作用。中国农村发展学要注意基于对中国农村发展问题的大量调研和现实考察（例如，各有侧重的宏观观察、案例研究和数据分析，或全景式观察、解剖麻雀式分析、显微镜式研究的有机结合），发现有较强透视力、前瞻性和创造性的理论观点、研究方法、研究视角和分析逻辑，揭示中国农村发展问题的本质、演变逻辑、运行规律和未来走向，推动中国农村发展学学科体系、学术体系、话语体系建设。丰富多彩的中国农村发展实践是构建中国农村发展自主知识体系必须珍惜的底蕴和沃土。立足国情农情和发展阶段特征，研究中国农村发展的现实问题，回应中国农村发展和走向现代化过程中的实践需求，助力实现人民特别是广大农民对美好生活的期待，是中国农村发展学义不容辞的使命担当。推进中国农村发展学知识创新、理论创新和方法创新，归根结底要为解决中国农村发展问题服务。

^①参见《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963772.htm。

^②资料来源：《中办印发〈国家“十四五”时期哲学社会科学发展规划〉》，《人民日报》，2022年4月28日01版。

中国农村发展学也要注意基于对中国农村发展历史和阶段转变的回顾、对不同阶段发展状况和发展需求的比较、对城乡关系演变的分析，客观评价中国农村发展的成就与问题，揭示中国农村发展的规律与演变逻辑，以推动中国农村高质量发展，促进发展成果的社会共享。回溯过去有利于更好地面向未来、引领时代。因此，中国农村发展学研究必须将中国农村发展史甚至相关学术史研究放在重要地位。只有这样，才能更好地揭示中国农村发展过程中制度创新、政策创新的来龙去脉和演变逻辑，更好地把握当前中国农村发展所处的历史坐标和未来走向，也才能更好地把握中国农村发展学科传承的脉络。何况，改革开放以来中国农村发展的过程，也是中国农村经济结构、发展方式转型和中国经济体制转型交织的过程。在此过程中，城乡经济结构和发展方式的转型、城乡经济体制转型呈现复杂的互动关系。因此，应注意用转型发展视角、制度经济学和历史学相结合的眼光观察中国农村发展，构建中国农村发展学自主知识体系，以彰显其传承性和民族性。

习近平总书记强调：“坚持问题导向是马克思主义的鲜明特点。”“只有聆听时代的声音，回应时代的呼唤，认真研究解决重大而紧迫的问题，才能真正把握历史脉络、找到发展规律，推动理论创新。”^①但客观地说，当前，在中国农村发展学及相关学科中，用模型导向代替问题导向、用数量分析代替经济社会关系分析的现象还是比较严重的。举例来说，研究农村产业发展，有的不去考察其鲜活的发展实践、演变逻辑和发展趋势，有的不去调研其现实困难、问题和利益相关者行为，而是将其简单化为一个量化指标，用官方统计数据、其他团队的调研数据去“跑回归”，就得出所谓的研究结论和政策建议。类似研究在近年许多课题申报书甚至公开发表的论文中并不鲜见，甚至有人“好心”建议他人这样做“出成果最快”，不必傻乎乎地去做调研。有些研究者在高水平刊物发表了不少文章，但在讨论中国农村发展政策时基本“无话可说”。这些情况很难不让人相信中国农村发展学研究的改进空间很大。毕竟，中国农村发展学应该是经世致用之学。当然，笔者在此无意否认经济计量学模型和数量分析方法的重要性，无意否认中国农村发展学研究者应该有基础研究、应用研究和政策研究的分工，不反对利用他人的调研数据甚至二手资料去做研究。而且，笔者始终认为，任何严谨的研究方法都是值得尊重的，不同学者可以各有其比较优势。在此，笔者只是强调中国农村发展学研究首先应该根植于中国农业农村现代化实践，重视影响中国农村发展的经济、社会、政治、文化和生态因素及相互间的关系，而不能脱离真问题，甚至将问题伪化，去做那些实际上脱离真问题的伪“研究”。

当前，中国农村经济社会加速转型，发展环境的不稳定性和不确定性明显增加。因此，中国农村发展学自主知识体系建设更要注意聚焦真问题、关注本原型问题，甚至需要关注哪些不是学科真问题。“贪多嚼不烂”“种了别人地，很可能荒废自己田”，很可能因此丢失学科核心价值。例如，美国、澳大利亚的农村发展问题，不是中国农村发展学需要关注的真问题，但美国、澳大利亚农村发展过程有哪些经验教训值得中国借鉴，这是中国农村发展学可以关注的真问题。又如，单纯的中国粮食安全问题，是中国农业经济学的研究任务，并不是中国农村发展学的研究任务；而粮食安全对农村经济社会发展的影响，却是中国农村发展学不容回避的课题。

^①参见《习近平：在哲学社会科学工作座谈会上的讲话（全文）》，<http://www.nopss.gov.cn/n1/2016/0519/c219468-28361739.html>。

二、守正创新

习近平总书记强调：“对文化建设来说，守正才能不迷失自我、不迷失方向，创新才能把握时代、引领时代。”^①这句话对于构建中国农村发展学自主知识体系同样富有指导意义。当前的中国农村发展学研究虽然存在这样或那样的不足，但其未来发展仍必须基于其现有基础和历史遗产，尊重其长期的历史积淀，不宜采取简单否定的态度。当前，世界百年未有之大变局加速演进，新一轮科技革命和产业变革深入发展，城乡经济社会结构加速转型，导致中国农业农村发展的外部环境和内在条件都在不断发生变化，中国农村发展学研究需要坚持守正创新。

近年来，数字技术深入发展，深刻改变着经济社会发展方式和研究范式，导致创新甚至部分重塑中国农村发展学研究范式的重要性迅速凸显。但是，这并不意味着构建中国农村发展学自主知识体系不需要坚持守正创新。因为中国农村发展学自主知识体系首先是一种知识有序组合的整体，而一条陈述能被称得上是知识，必须满足被验证过、正确、被人们相信这三个条件（郁建兴和黄飚，2023）。虽然数字技术对中国农村发展乃至中国农村发展学自主知识体系构建的影响日益广泛且深刻，但这种影响仍处于动态变化中并充满不确定性；在当前乃至可以预期的将来，这种影响即便具有局部颠覆性特点，也很难断言其具有全局性、整体性的颠覆性影响，更不具备知识必须满足的前述三个条件。近年来，有些学者积极探索机器学习方法在农村发展研究中的应用，这种努力值得肯定。但是，如果不注意分析影响中国农村发展的经济、社会、政治、文化和生态因素及相互间的关系，只是简单地将相关研究任务交给“机器学习”完成，这种“重机器不重人”的研究的质量如何就很难说了。就总体而言，对机器学习方法的应用应该秉持开放、谨慎态度，将其置于边际创新而非主流创新的地位是合适的。何况，数据质量和可用性、机器学习模型的复杂性和可解释性、潜在的数据资源壁垒和研究的可复制性，类似问题都在很大程度上加大了应用机器学习方法的局限性。至少从目前来看，机器学习方法还难言成熟。要反对“炫技主义”，警惕盲目迷信机器学习甚至滥用该方法导致损害中国农村发展学的自主性和可持续性。

坚持守正创新，要求中国农村发展学自主知识体系构建需更加重视学科体系、学术体系和话语体系建设的“三位一体”，协同推进其体系化研究、学理化阐释、学术化表达和大众化传播。从正常理解看，农村发展学科的范围远大于农林经济管理学科。但是，在现行《授予博士、硕士学位和培养研究生的学科、专业目录》中，农林经济管理是管理学的一级学科，农村发展是其下所包括的6个主要二级学科之一。换句话说，农村发展仅作为二级学科，与农业经济与管理等二级学科平行。这种状况欠合理，只能是权宜之计。无论从内涵、外延看，中国农村发展学应该成为与农林经济管理学科平行的学科。加强中国农村发展学学科体系、学术体系和话语体系建设，需更加重视思想、范式、模式和研究视角创新，始终坚持思想重于技术、方法要为发现和解决问题服务。

中国农村发展学要坚持守正创新，需要从尊重概念规范和学术话语的一致性做起。以粮食安全问题为例，其他国家没有与中国“粮食”概念内涵一致的术语，国际可比的概念是谷物。在中国，粮食

^①参见《在文化传承发展座谈会上的讲话》，《求是》2023年第17期，第4-11页。

按作物品种包括谷物、豆类和薯类^①。联合国粮食及农业组织所称“food security”准确译法是“食物安全”，其中，食物的范围远大于中国“粮食”的范畴。还有学者在研究粮食安全时，把“粮食”概念拓展到大食物观意义上的“食物”概念。概念是思维的细胞，也是学术对话的基础。基本概念更是学科大厦之根基。概念的不一致，将使学术讨论和学术对话失去共同基础，进而导致“各说各话”问题。研究中国的粮食安全问题，可以参照联合国粮食及农业组织关于食物安全的理念，秉持大食物观视野，但不宜将粮食安全与食物安全、将“粮食”与大食物观中的“食物”等同。大食物观实际上要求在粮食之外拓展解决食物安全的路径。

坚持守正创新，还需要注意根据问题导向完善研究方法。近年来，许多研究者重视农户问卷调查及其数据分析，为此耗费了大量人力、物力，其敬业精神值得钦佩。但许多问题需要注意不同利益相关者的反应，单从农户视角未必能形成全面准确的判断。例如，关于农业绿色转型问题，除农户外，新型农业经营（服务）主体甚至地方政府都是重要的利益相关者。农业绿色转型的进展在很大程度上取决于不同利益相关者行为的互动及整合协调，仅开展农户问卷调查是不够的。坚持问题导向和守正创新，需要基于问题导向，重视对不同利益相关者视角的综合研究。

参考文献

1. 郁建兴、黄飚, 2023: 《建构中国自主知识体系及其世界意义》, 《政治学研究》第3期, 第14-24页。

(作者单位：中国宏观经济研究院)

农村发展学学科建设的内涵与中国特色

周应恒

一、农村发展学学科建设的内涵与现状

农村发展是人类经济社会发展进步的标志。农村发展学科的形成，缘于人类社会由以农业经济为中心的传统农业社会向以非农业经济为主的现代社会转型，带来农村社会原有形态与秩序的重构。需要认识与把握这种演化进程的规律，并应对各种科学与社会问题，逐步构建新的知识体系。

作为学科客体对象的农村，也称乡村，是相对于城市（镇）的概念。乡村与城市是两种不同类型的地域综合体，二者在功能定位、人口分布、产业活动、聚落形态、文化特色等方面具有明显的差异

^①资料来源于《中国统计年鉴2023》第十二部分农业的主要统计指标解释（第404页）。

（魏后凯，2023）。乡村包括了城市之外的其他一切地域，是农业及其关联产业的主要活动空间。人口集聚规模小、密度低、接近自然是乡村的基本特征（魏后凯，2023）。在中国，因视角与出发点不同，乡村的边界具有较大差异。狭义的乡村指村庄所覆盖的广大地域。按照是否具有行政功能，村庄可以分为自然村和行政村，其中，自然村是指村民经过长期在特定自然环境中聚居而自然形成的村落。而广义的乡村则是乡镇和村庄所覆盖的地域全域（魏后凯和谭秋成，2024）。

乡村是承担着乡村功能且具有自身独特性的地域综合体，具有独立的社会、经济、文化和生态系统。以农业经济为主体的传统农村，居民多为农民。随着非农产业的发展，农村作为经济产业活动与居民生活的空间，其结构和成分可能发生巨大变化，这正是农村发展的必然结果。伴随着经济社会发展，农村的边界与形态可能发生变化，且出现分化。城镇化的过程是部分农村分化、被替代乃至消亡的过程。根据《乡村振兴战略规划（2018—2022）》，乡村可以划分为聚集提升类、城郊融合类、特色保护类和搬迁撤并类4类。作为孕育农业文明的人类社会组织形态，乡村呈现多种功能与多元价值：既是食物资源的供给者，也是农村居民生活和精神的家园；既是城市化廉价土地和工业化廉价劳动力的供给者，也是生态环境的保育者；既是国民经济内需市场的供应者，也是新兴产业发展地；既是传统文明的载体和源头，也是现代文明的根基和依托（刘奇，2014）。在现代社会中，乡村与城市各具独特功能，并不完全对立，而是相互补充、互相促进，共同构成社会生产和民众生活的空间。

作为学科对象的农村发展，是一个多维的复杂概念，内涵十分丰富，不仅包含农村的经济发展、社会发展、文化发展，还涉及农村基层民主政治建设、生态文明建设等。从乡村社会的使命看，农村发展的核心就是要确保乡村多种功能与多元价值的有效发挥，促进乡村经济、社会、文化和生态各系统的可持续性发展，这是农村发展的本质。当然，一切发展的最终目的是增进人民福祉。所以，农村发展的根本目标是提升农民生活水平和生活质量，实现农民共同富裕。

为了探究具有丰富内涵的农村发展的一般规律，国际上先行实现现代化转型的国家已经从多元视角，运用经济学、社会学、政治学、人类文化学乃至地理学等的理论与分析范式开展了系统探索和研究，形成了丰富的学科知识积累。与国际上的研究历程一样，中国也形成了农业经济学、农村经济学、农村社会学、乡村治理等专门的分支学科。比如，突破传统农业经济学的约束，形成了基于区域经济学理论体系的农村经济学、基于社会学范式的农村社会学、基于人类文化学范式的农村文化研究、基于政治学或公共管理学范式的乡村治理研究、基于地理学范式的乡村地理研究、基于乡村文化与生态系统分析范式的乡村营造研究等。但是，这些研究的积累，显然还没有构建能包容农村发展全部内容的知识体系；这些研究还相对分散，缺乏体系化，关键是没有在整合各分支学科的基础上形成完整独立的农村发展学理论范式，并构建整体的分析框架和学科体系。构建能反映各国农村发展一般规律的理论体系和分析范式，构建系统的学科体系，是农村发展学成为一门独立学科的基础条件。因为不同国家的种族、历史、文化、意识形态、经济制度、发展路径与发展阶段等差异巨大，既有的知识体系不能全面适用于所有国家，既存的学科体系也不能完全适应于农村发展的需要。中国农村发展学的学科建设，要基于农村发展学知识体系，结合对中国农村发展情境和实践探索特殊性的分析，拓展并丰富具有中国特色的农村发展理论成果。

二、中国农村发展实践的独特性及其意义

中国历史悠久、人口规模巨大、民族多元、农业形态复杂多样。同时，“大国小农”的格局，崇尚“天人合一”的独特文化，以及费孝通先生所描述的“差序格局”乡村治理机制，再加上中国独有的制度体制，构成了中国农村社会的独特性。近代中国农村发展的重要探索，可以追溯到中国在推翻封建王朝、建立民族国家体系之后，即从二十世纪二三十年代社会各界知识精英自发推动乡村建设运动开始。针对旧中国农村的衰败危机，在广泛的农村调查分析的基础上，他们开展了包括推进平民教育、促进乡村产业发展、建设农民合作组织等多种路径的乡村建设运动实践。尽管因为时代的局限，这些乡村建设运动所取得的成效比较有限，但仍提出了许多理论观点，产出了不少调查研究成果。这些连同其经验教训，都具有借鉴意义。

而更深刻的农村变革实践是中国历时 70 多年持续推动的以制度变革为基础的农村发展和改革探索。中华人民共和国成立后，通过对经济社会的全面社会主义改造，建立了以公有制为基础的计划经济体制，并选择了重工业优先、农业农村支持工业化 的经济发展战略。在计划经济时期，中国农村建立了以土地等生产资料集体所有制、农产品统购统销制度、城乡二元的户籍管理制度和人民公社制度为核心的农村计划经济体制，形成了以行政手段直接管理农业生产要素配置、农业生产经营活动及农产品分配的格局（魏后凯，2023）。在这一时期，中国农村依靠大量的劳动积累，促进了农业农村基础设施建设和农村社会事业的快速发展，为国家工业化的发展提供了保证。但是，这种独特的计划经济管理制度严重阻碍了农业与农村的全面发展，是造成中国城乡二元结构以及日趋严重的“三农”问题的原因。这也形成了之后制度改革的契机。20 世纪 70 年代末开始的市场化取向的改革开放，带来了中国农业农村发展体制与发展条件的巨大变化。特别是 21 世纪以来的最近 20 多年，国家调整发展战略，将“三农”工作作为执政党和政府的中心工作，加大公共财政对农业农村发展的支持，建立“以工补农、以城带乡”的支援机制，推动全社会支援农业农村发展。不仅突破农村范围，确立以统筹城乡或城乡一体化的机制推动新农村建设，而且推动脱贫攻坚战略和乡村振兴战略的全面实施，创新性地开展精准扶贫工作，并探索促进城乡融合、推动乡村全面振兴。这些举措使中国农村发展进入全面快速发展新时期。在此期间，伴随着工业化、城镇化的快速推进以及经济社会的快速发展，中国农业农村的发展格局和农村社会结构发生了快速而深刻的变化。突出表现是：随着撤县改区或改市、撤乡并镇、合村并居等政策的推进，短时间内，近百万的自然村落快速消亡；中国农村出现了从“乡土中国”向“城乡中国”格局转型（刘守英和王一鸽，2018）。这种变化蕴含中国农村发展的独特机制与条件，对农村发展研究具有独特的价值。中国农村发展的这些独特探索，无论是理论或实践，还是经验或教训，都构成了农村发展的中国特色。对这些独特探索开展科学、规范、系统的学术研究，将丰富农村发展学知识体系，这是中国特色农村发展学建设的重要基础。

三、农村发展学学科建设的内容

农村发展学是应用性强的综合性学科。其学科建设和发展，不仅需要规划构建独立的学科体系，

而且要建设能满足研究需要的科研平台与队伍，推动本学科科研创新，还需要建立高质量的人才培养体系，并承担服务社会的职能。

首先是学科体系设置。农村发展具有多维属性。得益于国内外学术界的长期探索和农村发展相关研究多视角的开展，如前所述，多个分支学科得以形成，特别是形成了农村经济学、农村社会学、乡村治理等比较成熟的分支学科。这构成了农村发展学学科体系的重要基础。当然，还有不少分支学科的发展还不够充分。面对复杂的农村发展问题，随着研究的深化，新的研究视角和分析范式还会出现，农村发展学的学科体系也将不断丰富、更加完整。在农村发展学的学科建设中，既需要通过学科规划整合各分支学科，推动学科的融合发展，做到兼容并蓄，形成学科体系，也需要基于分析范式的差异，促进各分支学科各自专业的发展，避免过多拼凑。

其次是科研创新。必须推动对农村发展进行多视角、全方位的学术研究，注重理论创新与实践探索，通过建立本学科的理论范式和分析范式，借鉴多元的研究方法和工具，开展科学、规范的研究，不断丰富本学科的知识体系，夯实农村发展学学科发展的基础。推动农村发展领域的科学的研究，需要打造具有特色专长的科学的研究平台，并依托这些平台组织建立结构合理且具有国际视野、创新能力和活力的科研队伍。同时，要加强专门的学术团体建设，促进相关领域的学术交流。

最后是人才培养。农村发展学学科建设要注重为农村发展事业培养人才。因此，应依托相关科学的研究成果以及农村发展的探索实践，构建系统的知识体系并推动知识普及和有效传播，包括对教学、教材的完善和人才培养方面其他条件和手段的改善。要注重不同层级人才与培养方案的匹配。此外，农村发展学的学科建设还必须服务国家的经济社会发展。作为应用学科，农村发展学要面向经济社会发展需要开展研究。在中国加快农业农村现代化和推进乡村全面振兴的伟大实践中，不但要借鉴国际经验，更要结合中国情境，探索解决现实问题的有效方法，将中国农村发展理论研究成果融入学科知识体系。

总之，建设农村发展学具有独特的创新意义。本学科对象是明确的，面临的现实问题与科学问题是客观的，社会需求更是急迫的。农村发展学已经形成了多个成熟的分支学科，学科体系也在不断完善，构建独立的科学的研究范式是学科发展的关键。期待并相信中国农村发展学的建设不仅会促进学科知识体系的发展，还将对中国加快农业农村现代化和推进乡村全面振兴做出其独特的贡献。

参考文献

1. 刘奇, 2014: 《“乡愁”九脉》，《中国发展观察》第2期，第41-44页。
2. 刘守英、王一鸽, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》，《管理世界》第10期，第128-146页。
3. 魏后凯, 2023: 《加快构建中国特色的农村经济学》，《中国农村经济》第7期，第2-20页。
4. 魏后凯、谭秋成, 2024: 《农村经济学》，北京：中国社会科学出版社，第20-26页。

(作者单位：江西财经大学)

(责任编辑：陈秋红)

• 重大主题专栏 • 研究阐释党的二十届三中全会精神

县域城乡建设用地市场融合模式及分异机制*

——基于浙江省德清县与广东省南海区的案例比较分析

钟苏娟¹ 黄贤金¹ 陈志刚² 贾铠阳¹

摘要: 城乡建设用地市场融合是深化土地要素市场化配置和实现共同富裕的关键抓手。为深度剖析城乡建设用地市场融合的典型模式并深入阐释其分异机制,本文通过构建“产权—结构—行为—绩效”分析框架,对浙江省德清县与广东省南海区两地的城乡建设用地市场融合实践进行了比较分析。研究表明:城乡建设用地市场融合是综合了集体土地产权秩序演化和城乡建设用地市场结构转型的复杂过程。地方政府与农村集体作为产权主体与市场主体,是连接产权秩序演化和市场结构转型两项进程的关键中介,二者在制度试点与市场实践中的权力博弈,塑造了现实中静态的产权秩序。基于产权秩序的市场结构、主体关系以及地方政府与农村集体在市场绩效目标上的激励相容度,决定了城乡建设用地市场在从完全垄断向垄断竞争转型的过程中面临互补型竞争或替代型竞争。在秩序演化与市场竞争的共同作用下,城乡建设用地市场融合模式分化为互补型与竞争型两种类型。进一步,基于土地制度改革背景与动态市场环境,上述模式之间也存在转化空间。未来,城乡建设用地市场融合模式的选择应综合考虑区域产权秩序与市场结构,市场建设应充分整合政府统筹调控与村庄自主治理的优势,具体交易规则的制定也需考虑既有社会规范的约束。

关键词: 城乡建设用地 市场融合 产权秩序 经济社会学

中图分类号: F301.1 **文献标识码:** A

一、问题的提出

城乡建设用地市场融合是实现城乡融合发展的现实需求,也是中国土地制度改革深入推进的主要趋向。2019年,新修正的《中华人民共和国土地管理法》(以下简称《土地管理法》)明确规定,集体经营性建设用地可以直接入市,为城乡建设用地市场的融合破除了制度藩篱,也提供了路径指引。

*本文研究得到国家自然科学基金创新研究群体项目“环境风险管理”(编号:71921003)和国家自然科学基金面上项目“农村宅基地空间置换、农户生计响应与农业土地利用变化研究:以江苏典型区域为例”(编号:42171244)的资助。

然而，由于利益牵涉广泛，加之运行机制和配套保障等尚不健全，集体经营性建设用地入市在此后一直维持审慎推进的态势。现实中，城乡建设用地市场的融合仍局限于少数试点地区且模式各异，未来推进依然面临诸多挑战。县域是实现城乡融合发展的基础地域单元，也是城乡建设用地市场融合的前沿阵地。2024年7月，党的二十届三中全会将构建城乡统一的建设用地市场写入《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》，明确有序推进农村集体经营性建设用地入市改革，再一次为城乡建设用地市场的融合提供了政策窗口。在此背景下，探索县域城乡建设用地市场融合的有效模式及分异机制，对于改革完善中国的土地制度和推进城乡融合发展具有重要意义。

既有研究对城乡建设用地市场的融合开展了丰富讨论，关注焦点从要不要融合逐渐转向如何融合。在政策指引下，集体经营性建设用地入市成为城乡建设用地市场融合的主要路径选择（黄贤金，2019；靳相木和王永梅，2024）。对于制度试点中涌现的多样化实践，现有研究分别从制度逻辑、市场竞争以及社会互动视角进行了解析。围绕现实中的政绩考核与改革示范需求，较多研究对各地政府与农村集体在入市主体、组织形式、增值收益分配方式等实操层面的具体做法及相应绩效进行了地域化的模式归纳与总结（胡如梅和谭荣，2021；马翠萍，2021）。例如，通过镇级统筹实现“抱团入市”的北京大兴模式、创设了年租制物权的浙江德清模式以及探索了集体经营性建设用地商住用途的广西北流模式等。在横向对比中，区域经济发展水平、地方财政状况以及农村基层组织的自治能力等常被用来解释相关实践中的主体行为差异（王敬尧和魏来，2016；唐健等，2021）。面向市场融合后城乡建设用地可能面临的市场竞争，部分学者基于均衡一效用范式对不同区域适宜的竞争策略进行了类别划分。实证研究表明，不同区域的城乡建设用地存在差异化的替代效应与互补效应。基于市场效率目标，学者提倡建立与国有土地出让相竞争或互补的集体经营性建设用地供应模式（吕萍等，2018；Wen et al., 2022）。此外，针对入市试点前地方的自发实践，也有研究对国家、社会与市场的互动模式进行了总结与分析。例如，珠三角、长三角等沿海地区的集体建设用地市场早在20世纪90年代就已经隐形发育，涌现“土地股份合作制”“长租短约”等先行探索经验。对此，学者分别从农户个体的产权感知、国家的权力嵌入及产权与治权的相互塑造等视角进行了解析（夏柱智，2019；陈頔，2021；曹正汉和郑琰，2022）。

综合来看，城乡建设用地市场融合是一个混杂了市场竞争、多重制度逻辑以及社会互动在内的复杂动态过程。其中，既有市场的自发性逻辑，也内含正式制度改革与地方实践之间的张力，将其简化为纯粹的经济或社会问题，都将在一定程度上遮蔽市场的复杂性。也正因如此，现有研究尚未构建一个整合性的分析框架，系统回答为什么在相同制度背景下不同县域涌现差异化的融合实践模式。具体而言，单纯的市场竞争分析忽视了城乡建设用地市场的制度背景和治理结构等社会性因素，且存在理性经济人预设，难以解释超出利益驱动的差异化融合实践。制度逻辑下的思考虽然在经济分析中引入了制度因素，但悬置了制度的生成过程，也难以从根本上解释各区域融合模式的差异。社会互动视域下的研究揭示了城乡建设用地市场融合的实践逻辑，但也由于过于强调制度、环境和观念体系等社会因素的内化，难以在不同模式之间进行系统性比较。整体上，当前对各地城乡建设用地市场差异化融合模式的解释仍呈现碎片化的图景，为避免关注单一机制带来的理解偏差，亟须构建一个综合性的分

析框架。

产权是影响城乡建设用地市场融合的关键变量，其在不同理论视角下的丰富内涵也为构建城乡建设用地市场融合的系统性分析框架提供了可能。以传统产权经济学与法学为代表的研究强调产权作为社会规则的外生性，将其视为包含占有权、使用权、收益权和处分权在内的权利束。在此基础上，研究多沿袭“产权明晰—制度激励”范式，以城乡建设用地市场融合为目标设计相对应的产权制度，并关注现实产权与理想产权之间的偏差。如提倡集体建设用地与国有建设用地在占有、使用、收益与处分权上的平等，以破除地方政府对建设用地市场的行政性垄断（郑振源和蔡继明，2019；米运生和罗必良，2021）。与之相对，以社会学为代表的产权研究更关注产权的界定过程，将产权视为个体在使用稀缺资源时被相互认可的关系（许松影和李钧鹏，2021）。这一研究视角下涌现的“实际占有”“关系地权”“产权的场域分化”“追索权”等概念，为实践中多样化的产权形式及其适应性效率提供了有力的解释（周雪光，2005；折晓叶，2018；陈頲，2021；史亚峰，2021）。虽然既有研究已经关注了产权的丰富内涵，并分别从经济学的效度和社会学的信度视角对未来产权改革趋向及当前涌现的多样化产权秩序进行了解析，但对区域差异化产权秩序和城乡建设用地市场融合实践之间的动态关联机制仍缺乏深入探讨。

本文试图在集体经营性建设用地合法入市背景下，探讨县域之间不同城乡建设用地市场融合模式是如何形成并分化的，这种分异机制对其他地区推进城乡建设用地市场融合有何借鉴意义。为此，本文从经济社会学视角出发，通过对浙江德清和广东南海两个典型县域城乡建设用地市场融合实践的动态比较分析，试图在复杂的城乡建设用地市场实践过程中总结差异化的融合模式，并进一步探讨其背后的理论逻辑，以期为推进城乡建设用地市场融合提供经验借鉴与理论参考。

二、理论基础与分析框架构建

（一）城乡建设用地市场融合

鉴于城乡建设用地市场的复杂性，深入探讨城乡建设用地市场融合还需回归市场的定义。主流经济学基于均衡且无摩擦的市场结构假设，将市场理解为抽象的价格机制或是降低交易费用的制度模式。传统社会学则从习惯、关系、权力与文化等视角出发，认为市场是不同社会行动者互动形成的关系结构。由于对个体经济行动的理解分别存在过度原子化与过度社会化的不足，这两种观点均较难反映真实市场的复杂性（马良灿，2013）。基于此，经济社会学通过对“嵌入性”概念的拓展，为弥补传统经济学理论与社会学理论对市场解释的不足提供了一个中观视角（符平，2009；陈林生，2013）。在经济社会学视域下，市场作为实体嵌入社会结构，既受制度、关系网络以及文化等结构性因素约束，也具备自我行动的逻辑（汪和建，2021；李钧鹏和许松影，2022）。综合上述理论视角，可以发现市场兼具社会结构与社会建构属性。它不只是抽象的经济运行模式，也是嵌入社会的具象结构。

在此认知基础上，至少可从如下两个方面对城乡建设用地市场融合的内涵进行理解：首先是市场运行逻辑的融合。在城乡非对称的土地产权结构下，中国的国有建设用地与集体建设用地分别遵循市场化配置与行政配置逻辑，城乡建设用地市场融合的核心即在于改集体建设用地行政配置方式为市场

化配置方式。但值得注意的是，基于国家土地所有权的国有建设用地对“全民”开放，而集体建设用地仍设有可个别享有的“社员权”，只有面向非集体成员的集体建设用地才有条件实行与国有建设用地相同的市场化规则（靳相木和王永梅，2024）。具体在法律上，新修正的《土地管理法》仅允许经营性用途的建设用地入市，而用于满足集体基本生产、生活需要的宅基地及公共设施用地等其他集体建设用地的配置仍遵循基于社员权的行政审批制度。因此，现阶段的城乡建设用地市场融合主要指国有建设用地市场与集体经营性建设用地市场的融合，重点在于推进集体经营性建设用地的顺利入市。其次是实体市场结构的转变。集体经营性建设用地的合法入市，使得市场上的建设用地由政府垄断供给转向政府与农村集体寡头供给。随着集体经营性建设用地与国有建设用地在权能上的趋同，二者的市场竞争性也将越发明显，市场结构将面临从寡头垄断向垄断竞争的过渡（文兰娇等，2018）。

（二）土地产权秩序与城乡建设用地市场融合

不同于西方以自发调节市场和私有财产为经验基础的稳态结构，中国的产权深嵌于社会转型和市场化进程中，在被制度塑造的同时也在实践中不断被建构（王庆明，2021）。这一特点在集体土地产权上体现得尤为明显。由于上位法中产权内涵界定的模糊以及各地土地市场开发实践的差异，集体建设用地的产权相较于国有建设用地并不明晰。在统一的制度背景下，现实中仍然存在土地农民私有、集体所有以及国家所有等多元的集体土地产权认知，在具体市场实践中也存在多样化的交易规则（黄鹏进，2018；陈颀，2021）。面对集体土地产权在体制域与社会域的分野，新制度经济学与经济社会学通过引入非正式制度、产权认知、社会认可等概念，对现实中多元产权形式的生成及演化做了进一步阐述（申静和王汉生，2005；刘世定，1999；丰雷等，2019；Qiu et al., 2021）。两种学科视角虽然沿袭不同理论进路，但背后逻辑均是经济学与社会学视角在产权研究上的融合（汪和建，2021）。综合不同学科对产权的定义，本研究引入“产权秩序”概念，认为产权是一个包含正式产权制度及实践中形成的稳态产权认知及行为在内的复合体，具有政治、经济和文化等多重属性（张小军，2007；黄鹏进，2018；Groenewegen, 2022）。

在城乡建设用地市场融合实践中，产权内涵的丰富性也为市场融合过程中的市场竞争和制度嵌入提供了解释。首先，产权作为给定的正式制度，是市场交易的基础。建设用地的所有权归属诠释了地方政府与农村集体同时作为产权所有者与市场供地主体的双重属性，使用、收益及处分等具体权能则进一步界定了具体的市场交易规则。在坚持公有制不动摇的前提下，现阶段的城乡建设用地市场融合即推进国有建设用地与集体经营性建设用地在具体使用权能上的融合统一。其次，产权也在市场实践中被不断建构。在集体经营性建设用地入市试点背景下，国家、社会与市场在实践场域的互动决定集体经营性建设用地权能的具体实现程度，相关环节的具体规则为最终正式产权制度的修改提供实践基础。整体而言，集体土地产权秩序演化与城乡建设用地市场融合在实践中相互促进，二者之间的动态关联可为理解城乡建设用地市场融合的差异化模式提供抓手。

（三）分析框架：产权—结构—行为—绩效

“市场的嵌入性”是经济社会学的核心议题之一。相较于主流经济学去历史性和非制度化的一般性模型抽象与推理，经济社会学认为市场的形成和运作受特定历史、文化和制度环境影响，强调市场形成

和建构的多种可能性。城乡建设用地市场从分割走向融合，是集体土地产权能不断发展完善的过程，也是市场从完全垄断向垄断竞争的过渡，包含制度变迁与市场结构转型双重逻辑（吕萍等，2018；Wen et al., 2022）。为更好地理解具体融合模式的形成及分化机制，本研究构建了产权（O）—结构（S）—行为（C）—绩效（P）框架（详见图1），试图通过对产权与市场间差异化互动机制的解析，阐释城乡建设用地市场从分割走向融合如何内生于政府、市场与社会的互动之中，同时又被这些因素界定和塑造。

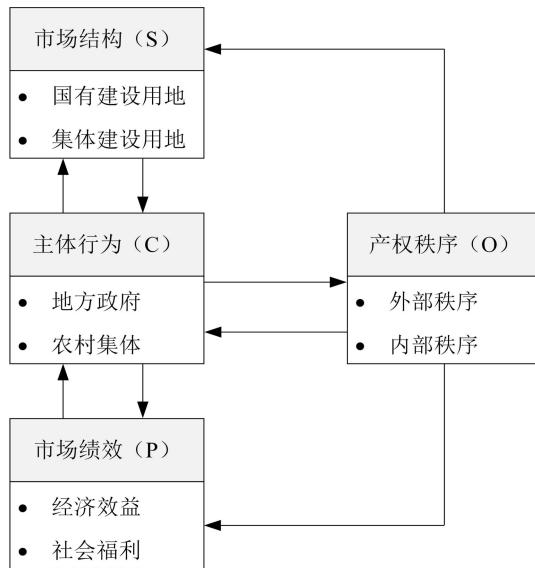


图1 城乡建设用地市场融合的一个初步分析框架

“结构—行为—绩效”（structure-conduct-performance, SCP）是研究不完全竞争市场的经典范式，聚焦于厂商行为、市场结构及其绩效间的相互关系，常被作为制定市场竞争与组织管理政策的重要参考（刘小玄，2003）。其基本逻辑是，市场结构塑造市场主体行为，这些行为进一步影响经济绩效。随着研究视角向长期延伸，学者将变量间单向的因果关系拓展为双向互馈关系，构建了解释市场结构演变和主体互动的动态分析框架（Lelissa and Kuhil, 2018）。在制度经济学与博弈论等学科理论与方法的推动下，SCP范式也被用于制度变迁研究中，衍生“制度—行为—绩效”等分析框架（何一鸣和罗必良，2010；Dau et al., 2020）。

SCP范式的应用为城乡建设用地市场研究提供了一个基本框架，但由于未考虑具体的制度背景，在对市场的分析上仍存在经济与社会脱嵌的不足。作为市场机制尚未完全成熟的转型中国家，中国的经济制度与政治制度相互嵌入，市场主体在参与竞争博弈时面临政治与经济的双重约束。在对电力、电信、石油、数据等独家垄断行业向竞争性市场转型的分析中，已有国内学者引入政府规制变量对传统SCP分析框架进行拓展（刘小玄，2003；Cai and Zhao, 2012）。考虑到土地产权与土地市场的密切关联，本研究在既有的SCP框架中引入产权秩序（O），对城乡建设用地市场融合过程进行追踪分析。基于对市场结构的动态分析，这一框架可从市场竞争视角为理解复杂的城乡建设用地市场融合过程提供一个深入具体环节的系统性分析框架；考虑到产权对市场的约束，这一框架也为对比各区域差异化的城乡建设用地市场融合模式提供了具体制度背景。

具体变量定义及要素间的逻辑关联如下：

1. 产权秩序。为更好地理解城乡建设用地市场中多元的产权秩序，本研究借鉴哈耶克的社会秩序二元观，将政府给定的正式制度定义为外部秩序，将市场主体在长期互动中自动生成的非正式交易规则定义为内部秩序（哈耶克，2000）。基于社会演化理论，集体土地制度变迁可视为外部秩序与内部秩序不断冲突与协调的演化过程（周业安，2000）。其中，内部秩序的生成主要依赖实践中市场结构、市场主体与经济绩效间的互馈作用。而作为行政认可的外部秩序，产权结构及其权能通过市场准入规则塑造基本的市场结构，同时赋予政府与农村集体这两大产权主体差别化的行为能力与合法性。此外，外部秩序内含的价值偏好还可通过激励或约束机制影响具体的市场绩效（何一鸣和罗必良，2010）。

2. 市场结构。在已有研究的基础上，利用国有建设用地与集体经营性建设用地在市场中的面积占比、价格差距以及具体用途结构等指标，来衡量市场的垄断竞争程度（刘小玄，2003）。根据结构—绩效假设，市场集中度越高，潜在市场主体进入既有市场面临的壁垒也就越高，主体间更有可能采取合谋范式实现联合效益的最大化。同时，结合既有研究中的效率—结构假设，市场主体自身的效率提升行为也会反过来影响其所在市场的集中度（Shaik et al., 2009）。

3. 主体行为。在中国城乡二元的土地制度下，城乡建设用地市场融合涉及的产权主体和市场主体为地方政府与农村集体。两大主体的行为往往既源于理性选择，也受所处社会结构的影响与制约（Beckert, 2009）。市场竞争逻辑下，地方政府与农村集体作为土地供应商，为争取更大利润与更高市场份额而展开经济博弈（Wen et al., 2022）。但在科层制逻辑中，城乡建设用地市场融合是中央部署的重大改革任务，地方政府也需与农村集体开展一定合作以应对来自中央以及上级政府的绩效考评（胡如梅和谭荣，2021）。

4. 市场绩效。城乡建设用地兼具社会经济价值与治理内涵。受发展阶段影响，不同区域城乡建设用地需求各异，市场主体追求的目标函数也存在差别（夏柱智，2019）。综合经济效益与社会福利在内的绩效变量，既是行为主体市场博弈及制度选择的结果，同时其作为反馈也影响市场结构的转型和产权秩序的演化过程。

三、研究设计与方法

（一）研究方法

本文主要采用案例比较法来研究中国县域的城乡建设用地市场融合模式。首先，案例研究相较于定量研究，在探讨事件形成过程及变量之间的互动机理上更具优势（Eisenhardt and Graebner, 2007）；其次，案例对比分析可识别不同市场融合模式及其背后多元的演进路径，适用于刻画不同区域差异化的城乡建设用地市场融合进程；最后，基于案例对比分析的规律提炼及剖析，可进一步增强对现象的全面理解，拓展既有理论认知（黄江明等，2011）。

（二）案例选择

本研究选择的案例分别是浙江省湖州市德清县和广东省佛山市南海区。德清县位于长三角腹地，是杭州都市区的重要节点县，也是国家城乡融合发展试验区浙江嘉湖片区的重要组成。南海区地处广

佛都市圈、粤港澳大湾区腹地，毗邻广州，是广东省唯一的城乡融合发展改革创新实验区所在地。

研究区域的选取严格遵循如下三项原则：一是案例的典型性。德清县与南海区是县域经济发展的代表，在旺盛市场需求推动下，两地较早形成了集体建设用地隐形交易市场，为城乡建设用地市场的发育奠定了良好基础。同时，两地也是最早一批开展集体经营性建设用地入市试点的县域，在城乡建设用地市场建设及制度创新方面具有先导性。二是个案间的差异性。浙江德清与广东南海分别对应以民营经济为代表的浙江模式与依赖外商投资的珠三角模式，两者的工业化路径和集体经营性建设用地开发利用模式均存在明显差异，适合开展对比分析。三是资料的完整性。两地城乡建设用地市场活跃且相对持续，在制度建设上较为领先，可为研究提供充足的资料支撑。

（三）数据收集

本研究涉及的地块数据主要为德清县、南海区两地 2015—2020 年的城乡建设用地市场交易数据。其中，集体经营性建设用地入市地块数据通过政府部门调研获取，国有土地出让数据来自中国土地市场交易网的公开数据。为了进一步明晰城乡建设用地市场融合的具体过程，本文还对案例区的改革纪实、土地志、县志和新闻报道等资料进行了梳理。

四、案例的呈现

受益于早期乡镇企业的蓬勃发展，德清县与南海区的城乡建设用地均较早得到了开发。在严格用途管制与旺盛市场需求的推动下，两地正式的建设用地市场与农民自发开展的“隐形市场”同步发育，集体土地产权也一直处于社会规范与国家权力机制的交互塑造中。2015 年集体经营性建设用地的入市试点为城乡建设用地市场的融合提供了制度合法性，德清县与南海区作为典型试点地区均取得了显著进展。下面分别对两地城乡建设用地市场融合实践中的产权秩序、市场结构、主体行为以及市场绩效作一概述。

（一）浙江省德清县的相关实践

德清县是民营经济发展的典型，相较于笼统的浙江模式，其政企合作及产学研紧密结合的特征尤为突出，形成了独具特色的“德清模式”。在量多面广的民营企业用地需求下，新增建设用地指标不足及后备资源紧缺是其发展的主要限制。自 2015 年启动集体经营性建设用地入市试点以来，德清县的城乡建设用地市场交易活跃，在入市的总体规模和入市收益上均位居全国前列。

1. 产权秩序：从政府主动嵌入到社会关系的回归。德清县早期集体土地产权秩序的建立以正式制度的嵌入为主。20 世纪 80 年代以来，通过《中华人民共和国宪法》《土地管理法》的先后修改，以及《中华人民共和国城镇国有土地使用权出让和转让暂行条例》等相关政策的实施，国家在不改变所有制的情况下以政策形式实现了土地产权的再分配。在此制度背景下，面对早期家庭作坊在房前屋后办厂的情况，德清县政府在进入 20 世纪 90 年代后积极探索采用土地征收、有偿划拨以及办理临时使用手续等多种措施来规范乡镇集体单位的土地使用。结合分税制改革与乡镇企业转型，当地政府一方面借鉴湖州市改革经验，将农村存量建设用地使用权流转作为乡镇企业转型后资产处置以及引导工业集聚发展的重要政策工具；另一方面则通过土地统一征收与园区开发积极发展园区经济以增加地方税

收与土地出让收入。其间，地方政府凭借其对区域资源的强控制力及资金优势，主导着辖区内的城乡建设用地开发实践。由于存量集体建设用地流转与征地开发产生的集体经济剩余均主要用于集体经济的发展及组织维护，逐渐形成了农民权益依附于国家的利益分配模式。总体上，村民认可土地是集体的，也遵循行政村对集体土地的支配，体制域内的正式产权制度实现了较好嵌入。

随着集体产权制度与农村土地制度改革的不断推进，农村集体的市场主体性日益凸显，社会关系的力量在集体经营性建设用地入市的管理与利益分配中逐渐彰显。一方面，集体产权股份制改革通过将集体资产折股确权到人，强化了农民的主人翁意识和地位，也从体制上构建了农民与集体之间按股分配的利益联结机制。德清县作为浙江省唯一的全国农民集体资产股份权能改革试点县，于2013年全面完成160个村经济合作社的股份合作制改革，实现了经营性资产量化到人、发证到户。另一方面，集体经营性建设用地的合法入市试点完善了集体经营性建设用地的权能，进一步强化了集体土地产权的经济属性。在先前股份制改革的基础上，德清县当前的集体经营性建设用地入市明确由乡镇资产经营公司与村股份经济合作社代理乡（镇）、村、组开展。同时，在既有实践中也注重发挥乡贤参事会等新型农村社会组织的力量，对入市涉及的宗地情况、入市方式、起始地价、收益分配等重大事项进行全程公开与民主管理。在具体收益分配上，调节金的设立进一步将产权的剩余索取权与控制权从政府转向集体。

2. 市场结构：从完全垄断到寡头垄断。从市场结构上看，德清县的城乡建设用地市场在集体经营性建设用地合法入市前后经历了从完全垄断向寡头垄断的过渡。在集体经营性建设用地入市试点之前，征地和城乡建设用地增减挂钩是连通城乡建设用地市场的主要渠道。地方政府作为市场中唯一的土地供应者，其控制的国有建设用地在市场上占据垄断地位。但延续先前乡镇企业时期的用地习惯，彼时仍有部分非正规的集体建设用地市场供给。据统计，在集体经营性建设用地正式入市之前，县内部分集体经营性建设用地已私下租给本地企业用于生产经营，如首宗入市的醉清风酒店地块早在2013年便已私下流转。2015年集体经营性建设用地的合法入市，虽然打破了政府对集体建设用地入市流转的严格管控，但由于集体建设用地市场的前期发育不足以及集体经营性建设用地相对的区位劣势，国有建设用地在市场份额上依旧占据主导地位。据调查，2015—2020年，集体经营性建设用地年均入市面积仅占市场总额的7.63%，国有建设用地与集体经营性建设用地的价格比均值则维持在2.25倍的高位。在供地结构上，集体经营性建设用地也以低增值收益的工矿仓储用途为主。值得注意的是，入市试点包含对先前非正规交易土地的合法化。随着入市试点的深入推进，市场需求逐渐回归常态，德清县的集体经营性建设用地入市也呈现先快后慢的特征（唐健等，2021）。

3. 主体行为：从政府管控到农村集体自组织。在集体经营性建设用地合法入市前，德清县政府通过主导征地与城乡建设用地增减挂钩项目，控制着市场中的土地供应量并影响地价。对违法占用承包地以及集体建设用地私下流转等行为，由原国土部门等相关机构进行相应的处罚。入市试点以来，集体经营性建设用地的权能与经济利益得到实质性体现。结合先前的集体产权制度改革，农村集体在市场中的议价能力也极大提升。因此，当前德清县的集体经营性建设用地入市以农村集体自组织开展为主、政府引导为辅。在就地入市的基础上，通过集体经济组织之间的土地所有权调换、建设用地复垦

指标交易等多种方式实现异地调整入市，充分发挥了集体自主性，同时也打破了区位对存量建设用地优化利用的限制。在增值收益分配上，政府按四级超率累进比例制收取调节金，集体内部的收益分配则依据乡（镇）、村、村民小组三级集体经济组织入市的不同情况，采取包括实物、股权和现金在内的多种分配模式。整体上，入市收益更多留在集体内部，并鼓励集体经济组织对这部分收益直接进行运营。

4. 市场绩效：市场主体培育与数量补充。早年间，土地征收以及城乡建设用地增减挂钩为德清县的经济高速增长提供了高效的土地要素支撑，极大地缓解了当地新增建设用地指标不足的困境。在“大众创业、万众创新”的新背景下，德清县小微企业的用地需求再次飞速增长，产业转型升级的目标也要求实现集聚发展。面对建设用地指标稀缺问题，集体经营性建设用地入市改革试点刚好提供了契机。当前以农村集体为主导的入市模式有效降低了城乡建设用地市场融合过程中的协商成本，满足了小微企业的快速供地需求。调查发现，在2015—2020年入市的262宗集体经营性建设用地中，共有209宗用于工矿仓储用途，且受让主体绝大部分为本地的小微企业。在异地调整模式下，仅洛舍镇东衡村一个项目就可带动8个村每年增加稳定收益450万元，充分实现了强村带弱村和用地集约提效。并且，由于土地区位的差异，国有建设用地市场在此过程中也并未受到大规模冲击，在互补性与外部性作用下，周边有入市地块的国有工业用地价格甚至不降反升（黄忠华和杜雪君，2020）。

（二）广东省南海区的相关实践

南海区是以集体土地带动城市化和工业化的典型。早期乡镇企业的发展支撑了南海区第一轮的农村社区工业化，奠定了其基本经济发展格局。改革开放后，乡镇企业的改制以及外资的涌入，推动了当地集体土地的股份合作制，由此形成的租赁经济为快速工业化提供了充足的土地保障。近年来，南海区政府开始积极有为地推行从“村镇经济”到“都市区经济”，从“农村社区化”转向“园区工业化”，从“工业南海”转为“城市南海”的发展战略，集体经营性建设用地入市成为促进产业高质量发展和城市化有序转型的重要抓手。

1. 产权秩序：从社会关系主导到政府重新嵌入。南海区在集体土地政策上一直是先行、先试区域，早期的产权秩序呈现明显的社会关系嵌入特征。早在1993年，南海区就已实现了全域的农村土地股份合作制，农村集体在村民委托下直接开展存量集体建设用地的流转运营。凭借集体建设用地在价格、租期以及办理手续上的灵活性优势，加之当时政府默许，南海区在农村集体的主导下走出了一条以村、镇为主体，自下而上的就地工业化与城市化道路。无论是早期的土地承包运营，还是后期统一的招商引资，南海区的农村集体在经济发展中均展现出强大的动员能力。经过2004年农村集体资产的股份制改革，以及2011年的政经分离改革，农民的个体利益得以聚合，进一步形成了强大的村社共同体。在集体建设用地使用权流转过程中，集体建设用地的所有权主要掌握在村民小组一级，村民以股东身份享有土地收益权。与征地相比，南海区集体建设用地使用权流转的收益在缴纳相关税费后，大部分由集体与农户直接享有。个人福利与集体建设用地流转的紧密关联塑造了当地农民较强的地权意识，尽管他们认识到土地归集体所有，但仍认为土地从根本上属于农民个体（张茸和班涛，2022）。

但是，随着新增建设用地指标的不断收紧和产业的转型升级，南海区建设用地市场的需求面临转换。同时，农民在土地经营管理能力上的不足也逐渐显现，这为政府权力的嵌入提供了契机。自 2008 年以来，南海区政府为盘活存量建设用地，积极推进“三旧改造”与产业转型升级。由农村集体主办的工业园区作为高污染、高能耗产业密集区，是“节能减排”和“双转移”的重点监管对象，也是“三旧改造”的主要目标。针对集体自行改造在效益上的不足以及跨权属困境，当地政府在 2014 年进一步将“三旧改造”升级为镇村合作、集体土地整备等公有资产介入更加明显的组织模式。在随后的集体经营性建设用地入市试点中，区、镇两级也相继成立集体土地整备中心，并进行统一的土地前期整理和基础设施配套，形成了地方特色的“整备入市”模式。在当前，虽然以宗族关系为核心的集体经济组织依旧主导着南海区集体土地增值收益分配，但政府权力也通过土地利用总体规划和城乡规划的修改与报批、土地复垦、地类变更、土地权属调整等措施，在建设用地市场实现了隐形嵌入。

2. 市场结构：从隐形双寡头到寡头垄断。南海区的农村集体早期通过出租或变相出让的方式，形成了一个与国有建设用地近乎平行的集体建设用地市场，并在地方政策层面获得了合法性。2003 年，广东省政府通过了《关于试行农村集体建设用地使用权流转的通知》。随后，南海区先后出台了《集体建设用地使用权出让出租管理办法》和《集体建设用地使用权转让、转租、抵押管理办法》，进一步为实现集体建设用地与国有建设用地的“同地、同权、同价”提供了可操作的政策。2010—2015 年，南海区集体经营性建设用地的成交面积达到 2867 公顷，高于同期国有建设用地的成交量（Wen et al., 2022）。在征地与“三旧改造”环节，集体经济组织也通过“留用地”以及集体建设用地间接国有化的方式掌握着部分建设用地的使用权，城乡建设用地市场一直呈现地方政府与农村集体“双寡头供应”的状态。在 2015 年推动集体经营性建设用地入市试点后，相较于其他试点地区，南海区试点的关键在于将过去已经事实入市的地块纳入合规范围。虽然新出让的土地市场仍以国有建设用地为主，但南海区国有建设用地与集体经营性建设用地的价格比均值已达到 1.28，接近实现“同地同价”。2016 年底，针对集体土地的整备中心挂牌成立，集体经营性建设用地入市的面积与份额进一步提升。在供地结构上，集体经营性建设用地有近一半用于商业这一高增值用途。在 2019 年，商业用地占比甚至高达 61.89%，超过了工业用地。

3. 主体行为：从农村集体自发到政府统筹。由于较早完成了集体土地股份合作制改革，南海区早期的集体建设用地市场处于农村集体主导的运行状态。在旺盛的市场需求推动下，由地方政府主导的征地市场难以满足实际需求，因此，地方政府对既有的集体建设用地市场进行了默许或以行政条例的方式予以合法化。然而，目前集体经营性建设用地存在量大分散、利用低效以及配套设施不足等问题，难以满足产业升级和高质量城镇化的需求。“以地谋租”的农村工业化发展路径进一步使集体土地陷入了低效经营的“内卷化”困境。为此，南海区在土地股份合作社的基础上，积极探索以区、镇集体土地整备中心为入市主体的整备入市。与此同时，结合“三旧改造”以及农村片区综合整治等工作，进一步开展“城中村整治入市”。在此过程中，政府一方面通过统一规划与引导，在片区内重新划分宗地并确定产权归属，充分发挥了土地整合作用；另一方面通过成立区、镇两级整备中心，在不改变

土地所有权的基础上，对零散、小块的集体经营性建设用地进行归并整治。考虑到“免费流转”的历史背景以及以租赁为主的市场特色，南海区政府通过分步实施出让和转让调节金以及与契税相当的调节金参与土地增值收益分配。但集体内部的收益分配在总体上遵循“提取公共资金一向投资者分利一分配给农户（股东）”的路径，具体方式由农村集体自行讨论决定。

4. 市场绩效：市场行为规范与效益提升。南海区早年的集体建设用地使用权流转允许农民以土地权利参与工业化，构建起了中国城乡统一建设用地市场的雏形。其中，集体建设用地专门用以吸纳中小型企业，而国有建设用地则通过齐全的配套设施吸引大型企业，二者通过不同的市场定位形成优势互补的区域土地市场，为南海区就地城市化与快速工业化奠定了基础，也让集体与农民切实分享了土地级差收益。当前，南海区面临产业升级和城市发展的转型，集体经营性建设用地的合法入市被政府作为提升土地利用效益和城市品质的重要抓手。随着更多高规格重点建设项目的落地，南海区集体经营性建设用地的土地投入水平与物业改造的档次大幅提升。农村片区综合整治中的“城乡建设用地置换”以及村级工业园区升级中的城乡建设用地“混合开发”等举措，也极大地提升了集体经营性建设用地的效益。综合规模化的运营手段和政府在招商引资上的优势，南海区的集体经营性建设用地在供应用途、供地规模等方面与国有建设用地间的替代性日益增强。当前，南海区除住宅房地产项目和基础设施项目用地主要由国有建设用地供应外，其他用途的用地（如工矿仓储和商服用地）中，70%以上的供应来自集体经营性建设用地。

浙江省德清县与广东省南海区两地城乡建设用地市场融合实践的对比情况如表1所示。

表1 案例区城乡建设用地市场融合实践对比

| 区域 | 浙江省德清县 | 广东省南海区 |
|------|-----------------|----------------|
| 产权秩序 | 从政府主动嵌入到社会关系的回归 | 从社会关系主导到政府重新嵌入 |
| 市场结构 | 从完全垄断到寡头垄断 | 从隐形双寡头到寡头垄断 |
| 主体行为 | 从政府管控到农村集体自组织 | 从农村集体自发到政府统筹 |
| 市场绩效 | 市场主体培育与数量补充 | 市场行为规范与效益提升 |

五、案例分析与研究发现

通过对浙江省德清县与广东省南海区两地城乡建设用地市场融合实践的梳理，本文系统地总结了县域城乡建设用地市场融合模式的特征，并进一步探索差异化融合模式的形成及分化机理。

（一）制度试点与市场实践对集体土地产权秩序的动态建构

从德清县与南海区两地土地产权秩序的演化历程中可以看出，集体土地产权长期处于政治与社会的双重嵌入中。既定的法律法规为土地产权提供了统一的外部秩序参考，但在具体市场实践中，地方政府与农村集体的权力博弈往往推动土地产权的二次界定，形成多元的内部秩序（陈颐，2021）。在制度试点与地方实践共同作用下，内、外部产权秩序的冲突与协调贯穿整个城乡建设用地市场融合过程，也塑造了现实中紊乱的集体土地产权秩序，如图2所示。

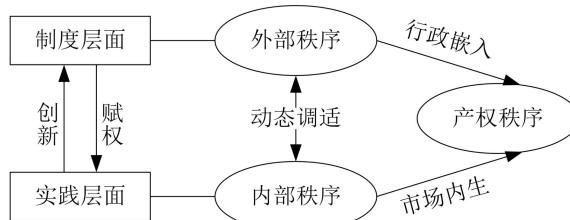


图2 产权秩序的生成

依据政治与社会在市场中的差异化嵌入模式，可将城乡建设用地市场融合过程中的集体土地产权秩序划分为外部秩序主导、内部秩序主导和内外部秩序融合三种类型^①（详见表2）。

表2

产权秩序的分化

| | 政治嵌入 | 政治脱嵌 |
|------|---------|--------|
| 社会嵌入 | 内外部秩序融合 | 内部秩序主导 |
| 社会脱嵌 | 外部秩序主导 | |

在集体经营性建设用地入市试点开展以前，集体土地产权的内外部秩序分化明显。由于土地产权结构和具体权能尚不清晰，政府与农村集体在市场实践中的权力嵌入程度决定最终的土地产权秩序。在政府对集体建设用地管控严格、农村集体市场主体性发育较弱的区域，多依循行政嵌入的外部产权秩序。如早期的德清县，地方政府对经济发展有较强的介入，国家权力也通过征地、土地规划等方式实现了较好嵌入，以正式制度为代表的外部秩序在城乡建设用地市场开发实践中占据了主导地位。而对于农村集体自主开展集体建设用地使用权流转的区域，内部生成的交易秩序在城乡建设用地市场中占据了主导地位。例如，南海区的农村集体与农民较早通过土地股份制改革明确了集体土地产权主体，并通过宗族关系、村民身份等在长期市场实践中构建了社会关系主导下的内部产权秩序。

随着赋权式改革和城乡建设用地市场融合实践的不断推进，制度层面产权主体的模糊性逐渐被消除，财产性权益也不断拓展。为了实现实践中的协同治理与市场效益最大化目标，外部秩序与内部秩序的融合统一成为集体土地产权秩序的演化方向。在本案例中，面向集体经营性建设用地合法入市这一国家层面的赋权，德清县与南海区在既有产权秩序下，分别采取了差异化入市方式。德清县积极推进以乡镇资产经营公司和村股份经济合作社为主的自主入市与委托入市，同时鼓励农村集体开展异地合作入市。随着集体经营性建设用地入市日渐步入正轨，外部秩序与村庄内生权威性资源的互动日益增强。而南海区面对市场用地需求转换和产业升级等压力，积极推进镇村合作、集体土地整备等模式，实现了市场协商与政府统筹的结合。在此过程中，政府主导的外部秩序也逐渐嵌入当地的集体土地管理（管兵，2019）。综合两地实践来看，随着集体经营性建设用地的合法入市，集体土地产权的外部秩序与内部秩序在市场实践中逐步实现激励相容，为城乡建设用地市场的深度融合奠定了制度基础。

（二）城乡建设用地市场融合过程中的互补型竞争与替代型竞争

基于市场视角，城乡建设用地市场融合是包含市场结构变动、主体策略性行为和绩效反馈在内的

^①在经济社会学视角下，完全脱嵌于政治与社会的自律性市场被认为不可能存在。

动态过程，竞争是其核心机制。随着产权改革从限权转向赋权，外部秩序对城乡建设用地市场结构的影响不再是保持垄断性的市场结构，而是塑造一种竞争性的市场结构（Wen et al., 2022）。结合地方政府与农村集体当前的供地策略以及实践中塑造的内部秩序，不同区域的城乡建设用地市场呈现互补型竞争与替代型竞争的分化，如图3所示。

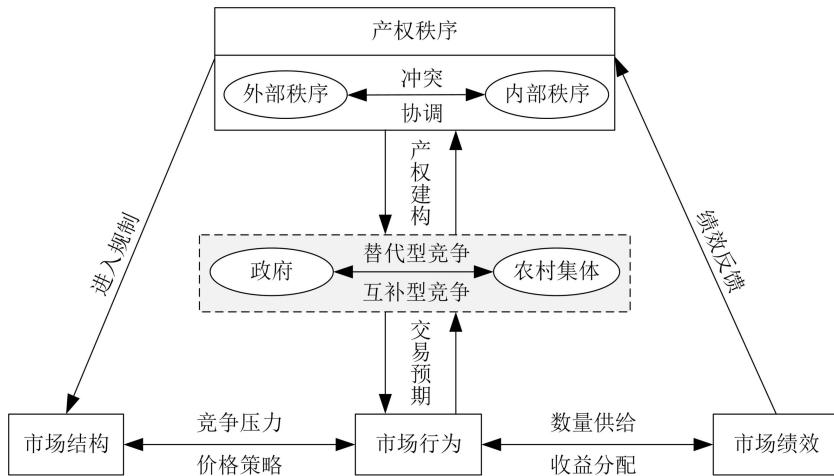


图3 产权秩序与城乡建设用地市场竞争的互动

在德清县，早期行政嵌入的外部产权秩序在城乡建设用地市场中占据主导地位，集体建设用地市场发育不足。在就经济增长目标达成共识的前提下，地方政府倾向于与农村集体组成发展联盟，对区域内的国有建设用地与集体经营性建设用地资源进行整合运营。当前，德清县的集体经营性建设用地主要用于补充国有建设用地的供给不足，地方政府也通过对集体经济组织的充分放权积极培育市场主体。由于在增值收益分配中政府对集体经济及农户福利有着充足关照，政府、农村集体与农民在产权认知上相对一致（夏柱智，2019）。整体而言，德清县的地方政府与农村集体在城乡建设用地供地策略上以合作为主。在既有供需环境下，德清县城乡建设用地市场的融合也促进了不同产权建设用地之间的优势互补，市场呈互补型竞争状态。

而在南海区，早期由社会关系主导的集体土地产权秩序塑造了隐形双寡头的城乡建设用地市场结构。顺应市场需求，南海区政府在集体经营性建设用地入市改革开始之前就通过地方性的法规及行政条例赋予了集体经营性建设用地入市相应的合法性。在此基础上，城乡建设用地使用权的权能相近，二者在市场中也形成了较强的替代效应（Wen et al., 2022）。与此同时，由于土地流转收益以分红方式直接与农民个人挂钩，农民地权意识较强，农村集体经济组织也拥有较强的市场博弈能力，城乡建设用地市场的竞争性凸显。在当前的集体经营性建设用地入市试点中，为避免强竞争驱动下的低效内卷，地方政府通过购买土地开发权的方式寻求与农村集体的利益平衡。如南海区通过成立镇属公产公司以及区、镇两级集体土地整备中心对集体建设用地进行统筹开发利用。虽然地方政府与农村集体在供地策略上实现了一定合作，但由于城乡建设用地在权能实现程度以及区位条件上的趋同，城乡建设用地市场在现实中仍呈现替代型竞争态势。

(三) 产权秩序与市场竞争互动下的城乡建设用地市场融合模式分化

城乡建设用地市场从分割走向融合，是集体土地产权秩序演化与市场结构转型等因素共同作用下的复杂过程。地方政府与农村集体作为产权所有者与市场供地主体的双重身份，使其成为这两个进程中的关键中介。综合地方政府与农村集体在产权秩序演化中的权力结构与市场竞争中的供地策略，可将城乡建设用地市场融合模式归纳为互补型与竞争型两类（见图4）。

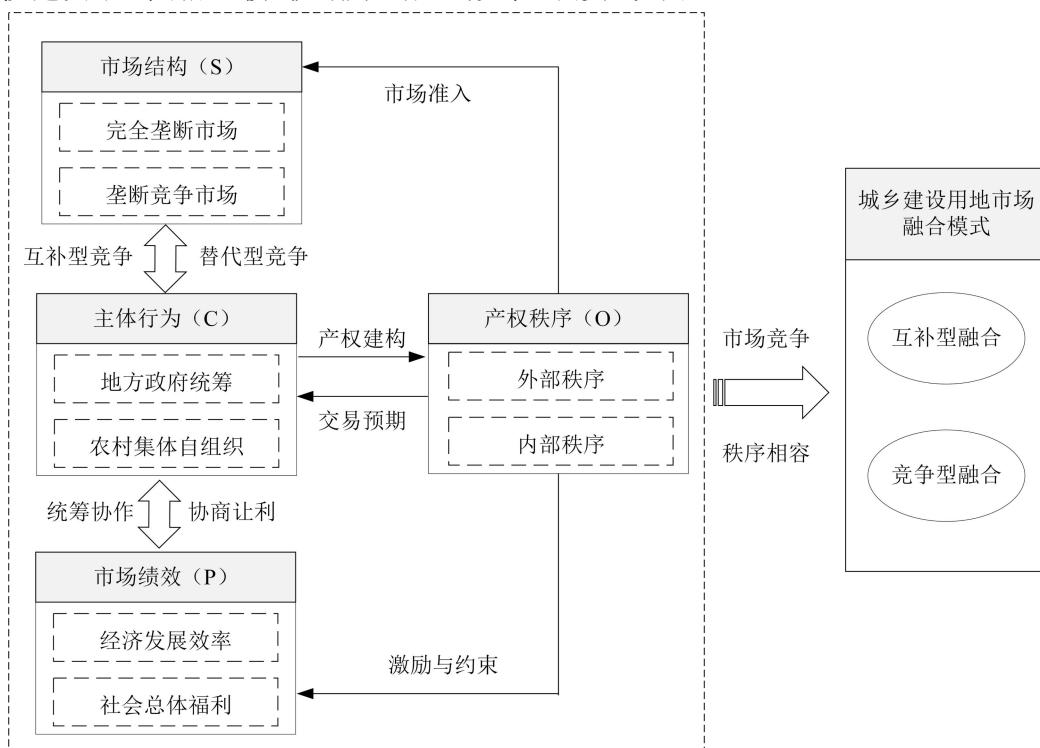


图4 城乡建设用地市场融合模式分化

在本文的案例中，浙江省德清县与广东省南海区的城乡建设用地市场融合在差异化的产权秩序和市场竞争下分化为互补型融合与竞争型融合两种模式（详见表3）。

表3 案例区城乡建设用地市场融合模式分化对比

| 区域 | 浙江省德清县 | 广东省南海区 |
|--------|--------|--------|
| 产权秩序 | 外部秩序主导 | 内部秩序主导 |
| 市场竞争 | 互补型竞争 | 替代型竞争 |
| 市场融合模式 | 互补型融合 | 竞争型融合 |

德清县为城乡建设用地市场互补型融合的代表。由于外部产权秩序在城乡建设用地市场发育早期得到了良好嵌入，地方政府在城乡建设用地市场中占据主导地位，而农村集体的市场化发育相对不足。在当前以集体经营性建设用地入市为主要路径的城乡建设用地市场融合过程中，德清县政府与农村集体在市场竞争中的利益相合，在产权认知上也相对一致。二者在供地策略与市场治理过程中的统筹协作，使得德清县的城乡建设用地市场融合呈现优势互补状态。与之相对应，南海区为竞争型融合模式的代表。早前由市场需求推动自发开展的集体建设用地使用权流转实践，为南海区当前的集体经营性

建设用地入市奠定了良好的市场基础和组织基础。南海区的农村集体在土地秩序演化进程中的自主性较强，在具体市场实践中也拥有较强的博弈与议价能力。随着集体经营性建设用地的租赁、抵押等相关权能的不断完善，南海区的城乡建设用地越发趋近“同地、同权、同价”目标，城乡建设用地市场也在竞争中趋于融合。

从两个案例区入市试点的前后对比中可以看出，集体土地产权的外部秩序与内部秩序在长期的城乡建设用地市场融合实践中呈现融合态势。南海区早期基于市场需求探索形成的土地股份制以及集体建设用地使用权流转等内部秩序，不仅得到了地方性行政法规的支持，也推动了全国的农村土地制度改革。在实现集体经营性建设用地的合法入市后，德清县与南海区两地的集体建设用地市场既有政府的统筹性力量，也有村庄的内生治理资源。在集体土地内外部产权秩序相容的背景下，产权的规制作用相对放松，市场竞争机制越发凸显。随着市场结构完全转向垄断竞争市场，集体经济组织等相关市场主体也发育成熟，互补型融合模式在后期有转向竞争型融合的可能。如南海区最早自发流转的集体经营性建设用地多用来吸引中小企业，为国有建设用地市场和征地市场提供补充。随着后续地方性法规的颁布以及土地股份合作社的成立，集体建设用地市场逐渐发展壮大，并与国有建设用地市场展开激烈竞争。值得注意的是，产业升级等带来的市场需求变化，以及存量开发时代对土地利用效益的更高追求，也会催生地方政府与集体之间开展协商合作的需求。如南海区当前探索形成的整备入市以及“国有+集体”的混合开发模式，均通过对集体土地产权的托管，实现了政府对集体土地的统筹综合开发。在此基础上，原有的竞争型模式也会在实践中展现互补型趋向。

六、结论与启示

本研究通过对浙江省德清县与广东省南海区两地城乡建设用地市场融合过程的系统性梳理，构建了一个包含产权秩序、市场结构、主体行为和市场绩效在内的综合性分析框架，基于产权与市场的互动，进一步揭示了城乡建设用地市场融合模式的形成及分化机理。研究发现，城乡建设用地市场融合是一个综合了产权秩序演化逻辑与市场结构转型的复杂过程，具体包含集体经营性建设用地产权的完善和城乡建设用地市场结构从完全垄断向垄断竞争的转变。地方政府与农村集体同时作为土地所有者的代理人与建设用地市场上的供地主体，在城乡建设用地市场融合过程中既有社会管理者之间的激励相容，也存在理性经济人之间的复杂利益博弈。集体土地产权具有行政嵌入和市场内生的二元性，现实中常分化为内部秩序与外部秩序。在制度改革试点与地方自发实践的共同推动下，产权内外部秩序的冲突与协调贯穿城乡建设用地市场融合过程，地方政府与农村集体在市场中的主导地位决定了二者在实践中的相容度以及产权秩序的最终呈现形式。在市场竞争逻辑下，地方政府与农村集体依据既有产权秩序、市场结构的变动与绩效目标的互动反馈，选择采取互补型竞争或替代型竞争策略。综合产权秩序演化中地方政府与农村集体的权力结构以及二者在市场竞争过程中采取的竞争策略，可将城乡建设用地市场融合模式具体归纳为互补型融合与竞争型融合两类。随着集体土地产权内外部秩序的融合，市场竞争在城乡建设用地市场融合实践中越发凸显。城乡建设用地权能实现程度的趋近以及地方政府与农村集体在市场绩效目标上的一致，进一步为互补型融合与竞争型融合模式的相互转换提供

了空间，这一动态特征也为处于不同发展阶段的区域提供了融合路径的参考。

本文的理论贡献主要体现在如下方面：一是构建了经济社会学视角下的“产权—结构—行为—绩效”分析框架，拓宽了城乡建设用地市场研究的理论视域。相较于先前研究将城乡建设用地市场融合视为单一的市场结构转型或制度变迁过程，本研究借鉴经济社会学既有市场研究经验，将其置于具体的社会情景中进行分析。通过对其内含的秩序相容与市场竞争逻辑的梳理，为城乡建设用地市场融合模式的形成及分化提供了一个系统性的解释。二是解析了集体土地产权秩序在城乡建设用地市场融合实践中的动态演进规律，基于不同主体的社会互动展现了中国集体经营性建设用地入市制度变迁的实践逻辑。相较于经济学对具体产权结构与权能的关注，本研究通过追踪具体市场实践中产权秩序的生成及演化过程，将产权置于政府与集体双重嵌入的互动中进行解释。基于对外部秩序嵌入与内部秩序生成过程及其融合动向的分析，为理解中国土地制度变迁中的动态均衡提供了一个底层视角。

基于上述结论，可为未来推进城乡建设用地市场的融合统一提供如下启示：一是综合产权秩序与区域市场结构，探索不同区域适用的市场融合模式。城乡建设用地市场融合受秩序相容与市场竞争双重逻辑支配，考虑到区域间发展阶段的差异，在具体融合过程中，既需要通过翔实的市场调研充分了解各区域土地市场的发育现状，也需要把握地方政府与集体在治理层面的权力关系及阶段性发展目标，争取在各方利益耦合的情况下探索符合当地实际的市场融合模式。例如：在集体建设用地市场发育薄弱、内生产权秩序与行政嵌入的外部秩序相对一致的区域，可采用互补型融合模式；而在集体建设用地市场发育成熟、内生产权秩序占据主导地位的地区，可实施竞争型融合模式。二是统合政府嵌入与自主治理优势，推进城乡建设用地的科学竞争与优势互补。一方面，充分发挥政府在市场中的调节作用，对城乡建设用地的供应时序及供给空间等进行统筹管理，在规范市场运作流程的同时确保风险可控；另一方面，充分激活乡贤等村庄内生性权威在地方治理中的优势，将集体经营性建设用地入市的相关工作纳入民主决策范畴，在有效整合农民分散利益诉求的同时加强社会监督。三是协调好外部嵌入制度与市场内生交易规则的关系，降低城乡建设用地市场融合中的制度摩擦。产权秩序受国家权力和地方市场实践的双重建构，并与治权相互塑造。城乡建设用地市场融合后，具体交易规则的制定需充分考虑既有社会规范的约束，通过提升正式产权制度与非正式产权关系之间的相容性，保证制度的外部效力与内部可信度。

参考文献

- 1.曹正汉、郑琰, 2022: 《村庄的治理结构与地权界定》，《农业经济问题》第10期，第19-31页。
- 2.陈林生, 2013: 《市场的社会结构——场域理论对市场社会学的应用》，《华东理工大学学报（社会科学版）》第4期，第1-9页。
- 3.陈硕, 2021: 《产权实践的场域分化——土地发展权研究的社会学视角拓展与启示》，《社会学研究》第1期，第203-225页。
- 4.哈耶克, 2000: 《法律、立法与自由》（第一卷），邓正来、张守东、李静冰译，北京：中国大百科全书出版社，第52-55页。

- 5.丰雷、江丽、郑文博, 2019: 《农户认知、农地确权与农地制度变迁——基于中国5省758农户调查的实证分析》, 《公共管理学报》第1期, 第124-137页。
- 6.符平, 2009: 《“嵌入性”：两种取向及其分歧》, 《社会学研究》第5期, 第141-164页。
- 7.管兵, 2019: 《农村集体产权的脱嵌治理与双重嵌入——以珠三角地区40年的经验为例》, 《社会学研究》第6期, 第164-187页。
- 8.何一鸣、罗必良, 2010: 《产权管制、制度行为与经济绩效——来自中国农业经济体制转轨的证据（1958~2005年）》, 《中国农村经济》第10期, 第4-15页。
- 9.胡如梅、谭荣, 2021: 《集体经营性建设用地统筹入市的模式选择》, 《中国土地科学》第4期, 第101-108页。
- 10.黄江明、李亮、王伟, 2011: 《案例研究: 从好的故事到好的理论——中国企业管理案例与理论构建研究论坛(2010)综述》, 《管理世界》第2期, 第118-126页。
- 11.黄鹏进, 2018: 《产权秩序转型: 农村集体土地纠纷的一个宏观解释》, 《南京农业大学学报（社会科学版）》第1期, 第86-93页。
- 12.黄贤金, 2019: 《论构建城乡统一的建设用地市场体系——兼论“同地、同权、同价、同责”的理论圈层特征》, 《中国土地科学》第8期, 第1-7页。
- 13.黄忠华、杜雪君, 2020: 《集体建设用地入市是否影响城乡统一建设用地市场? ——基于浙江德清微观土地交易数据实证研究》, 《中国土地科学》第2期, 第18-26页。
- 14.靳相木、王永梅, 2024: 《集体建设用地入市“双轨制”转型构造与耦合机制》, 《中国农村经济》第7期, 第16-34页。
- 15.李钧鹏、许松影, 2022: 《从“内嵌”到“互嵌”: 重构新经济社会学中的经济与社会》, 《华中农业大学学报（社会科学版）》第6期, 第155-162页。
- 16.刘世定, 1999: 《嵌入性与关系合同》, 《社会学研究》第4期, 第77-90页。
- 17.刘小玄, 2003: 《中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素》, 《经济研究》第1期, 第21-29页。
- 18.吕萍、于璐源、丁富军, 2018: 《集体经营性建设用地入市模式及其市场定位分析》, 《农村经济》第7期, 第22-27页。
- 19.马翠萍, 2021: 《集体经营性建设用地制度探索与效果评价——全国首批农村集体经营性建设用地入市试点为例》, 《中国农村经济》第11期, 第35-54页。
- 20.马良灿, 2013: 《从自发性到嵌入性——关于市场经济本质的论战与反思》, 《社会科学研究》第3期, 第95-101页。
- 21.米运生、罗必良, 2021: 《功能主义视角下的农地集体所有制制度改革——〈农村土地承包法〉的政治经济学解读》, 《中国农村经济》第9期, 第36-56页。
- 22.申静、王汉生, 2005: 《集体产权在中国乡村生活中的实践逻辑——社会学视角下的产权建构过程》, 《社会学研究》第1期, 第113-148页。
- 23.史亚峰, 2021: 《关系、产权与社会秩序: 一种尝试的解释框架——以洞庭湖区湖村的土地产权为分析对象》, 《中国农村研究》第1期, 第202-215页。

- 24.唐健、谭荣、魏西云, 2021: 《农村土地制度改革的中国故事: 地方政府的行为逻辑》, 北京: 北京大学出版社, 第109-112页。
- 25.汪和建, 2021: 《再思“经济与社会”——经济社会学转向发展的问题与抉择》, 《江海学刊》第1期, 第112-123页。
- 26.王敬尧、魏来, 2016: 《当代中国农地制度的存续与变迁》, 《中国社会科学》第2期, 第73-92页。
- 27.王庆明, 2021: 《产权社会学: 社会学与经济学融合的一种新趋向》, 《浙江工商大学学报》第2期, 第130-140页。
- 28.文兰娇、汪晗、张安录, 2018: 《从垄断到寡头: 集体建设用地交易中政府和集体经济组织的收益分配关系研究》, 《中国人口·资源与环境》第3期, 第53-59页。
- 29.夏柱智, 2019: 《城市化进程中的土地制度改革比较研究——基于苏南和珠三角的经验》, 《社会科学》第2期, 第81-88页。
- 30.许松影、李钧鹏, 2021: 《产权、所有权和社会关系》, 《社会发展研究》第3期, 第226-241页。
- 31.张小军, 2007: 《复合产权: 一个实质论和资本体系的视角——山西介休洪山泉的历史水权个案研究》, 《社会学研究》第4期, 第23-50页。
- 32.张茸、班涛, 2022: 《农村工业化路径与社会分化形态的关联分析——基于集体土地产权实践的区域比较》, 《山东农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第114-119页。
- 33.折晓叶, 2018: 《土地产权的动态建构机制——一个“追索权”分析视角》, 《社会学研究》第3期, 第25-50页。
- 34.郑振源、蔡继明, 2019: 《城乡融合发展的制度保障: 集体土地与国有土地同权》, 《中国农村经济》第11期, 第2-15页。
- 35.周雪光, 2005: 《“关系产权”: 产权制度的一个社会学解释》, 《社会学研究》第2期, 第1-31页。
- 36.周业安, 2000: 《中国制度变迁的演进论解释》, 《经济研究》第5期, 第3-11页。
- 37.Beckert, J., 2009, “The Social Order of Markets”, *Theory and Society*, 38(3): 245-269.
- 38.Cai, Y. C., and M. Zhao, 2012, “‘R-SCP’ Study on Water Conservancy Scenic Spot in China”, *Applied Mechanics and Materials*, Vols. 209-211: 366-371.
- 39.Dau, L. A., E. M. Moore, and T. Kostova, 2020, “The Impact of Market Based Institutional Reforms on Firm Strategy and Performance: Review and Extension”, *Journal of World Business*, 55(4), 101073.
- 40.Eisenhardt, K. M., and M. E. Graebner, 2007, “Theory Building from Cases: Opportunities and Challenges”, *Academy of Management Journal*, 50(1): 25-32.
- 41.Groenewegen, J., 2022, “Institutional Form (Blueprints) and Institutional Function (Process): Theoretical Reflections on Property Rights and Land”, *Land Use Policy*, Vol. 121, 106300.
- 42.Lelissa, T. B., and A. M. Kuhil, 2018, “The Structure Conduct Performance Model and Competing Hypothesis-A Review of Literature”, *Structure*, 9(1): 76-89.
- 43.Qiu, T., D. Zhang, S. T. B. Choy, and B. Luo, 2021, “The Interaction Between Informal and Formal Institutions: A Case Study of Private Land Property Rights in Rural China”, *Economic Analysis and Policy*, Vol. 72: 578-591.
- 44.Shaik, S., A. J. Allen, S. Edwards, and J. Harris, 2009, “Market Structure Conduct Performance Hypothesis Revisited Using Stochastic Frontier Efficiency Analysis”, American Agricultural Economics Association Annual Meeting, <https://doi.org/10.22004/ag.econ.21350>.

45.Wen, L., L. Chatalova, and A. Zhang, 2022, "Can China's Unified Construction Land Market Mitigate Urban Land Shortage? Evidence from Deqing and Nanhai, Eastern Coastal China", *Land Use Policy*, Vol. 115, 105996.

(作者单位: ¹南京大学地理与海洋科学学院;

²南京大学政府管理学院)

(责任编辑: 小林)

Urban-rural Construction Land Market Integration Models and Differentiation Mechanisms at the County Level: A Comparative Case Study of Deqing County, Zhejiang Province and Nanhai District, Guangdong Province

ZHONG Sujuan HUANG Xianjin CHEN Zhigang JIA Kaiyang

Abstract: The integration of urban and rural construction land markets is a key approach to deepening the market-oriented allocation of land elements and achieving shared prosperity. To analyze the typical models of current urban-rural construction land market integration and explain their differentiation mechanisms in depth, this paper conducts a comparative analysis of the integration practices in Deqing County, Zhejiang Province and Nanhai District, Guangdong Province based on the analytical framework of "Property Rights Order-Structure-Conduct-Performance". The findings indicate that the integration of urban and rural construction land markets is a complex process that combines the evolution of collective land property rights orders and the transformation of urban-rural construction land market structures. Local governments and village collectives, as both property rights holders and market entities, serve as key intermediaries linking the two processes of property rights order evolution and market structure transformation. The game of power between these two parties in policy experimentation and market practices has shaped the current chaotic property rights order in reality. The market structure and stakeholder relationships based on property rights orders, together with the incentive compatibility between local governments and village collectives regarding market performance goals, determine whether the urban-rural construction land markets face complementary or substitutive competition in their transition from complete monopoly to monopolistic competition. Under the combined effect of property rights order evolution and market competition, the integration models of urban-rural construction land markets have differentiated into two types: complementary and competitive. Furthermore, in the context of land system reform and the dynamic market environment, there exists potential for transformation between these models. In the future, the selection of urban-rural construction land market integration models should comprehensively consider regional property rights orders and market structures; market development should fully integrate the advantages of government coordination and village autonomy. Additionally, the formulation of specific transaction rules is expected to consider the constraints of existing social norms.

Keywords: Urban-Rural Construction Land; Market Integration; Property Rights Order; Economic Sociology

新冠疫情冲击下农业对非农失业的缓冲作用： 农业劳动力蓄水池功能的再思考*

孙婧芳¹ 蔚金霞² 杜凤莲^{3,4}

摘要：本文将新冠疫情视为劳动力市场的外来冲击，采用双重差分模型，从非农就业、失业和务农的视角分析农村劳动力在面临非农失业冲击时的就业选择。研究发现：疫情严重地区的农村劳动力在新冠疫情冲击发生之后的非农就业概率显著下降，但务农概率并未显著变化。这说明，农民工在冲击下失去非农就业机会之后并未转向农业就业，而是选择了失业，其就业选择呈现非农就业常态化的特征。在新冠疫情冲击下，农村劳动力也难以提高农业收入，且存在较大的刚性支出和住房贷款压力，这强化了农村劳动力保持及获得非农就业的需求。本文得到如下启示：在中国当前的农业生产条件和家庭收入结构下，农业的劳动力蓄水池功能在应急性和共济性方面弱化，难以充分吸纳遭遇非农失业的农村劳动力以缓解外来冲击下非农就业的下降；农业收入的有限性也使得农业在农村居民家庭遇到外来冲击时难以起到抵御风险的作用；需要更加关注农民工的非农失业问题。

关键词：农民工 外来冲击 非农就业 非农失业 劳动力蓄水池

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

自“民工潮”发生以来，中国的农民工规模持续扩大，2023年农民工规模已经高达2.98亿人，占全国就业人员的比重达到40.18%^①，是劳动力市场中不可或缺的组成部分。与此同时，农村居民家庭可支配收入中工资性收入占比伴随着农村劳动力向城市的迁移也持续提高，2023年该比例已达到42.24%，工资性收入成为农村居民家庭最重要的收入来源^②。无论是从劳动力市场规模和结构来看，

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“财税政策支持高质量充分就业的机制和路径优化研究”（编号：24AJY020）的支持。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：蔚金霞。

^①资料来源：《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》，https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html。

^②资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

还是从农村居民家庭收入构成来看，非农就业对于农村劳动力获得收入都具有举足轻重的作用。在以往的观念中，当农民工难以获得非农就业机会时，会返回农村从事务农活动，学者们极少关注农民工在难以实现非农就业时亦可能处于失业状态。一方面，这是因为在中国经济快速发展的背景下，“民工荒”成为劳动力市场中的主要特征，在农民工供给难以满足需求的情况下，农民工的失业问题相对而言并不凸显。另一方面，农民工在农村依然有土地可以耕种，农业成为农民工暂时找不到非农工作时的退路。在农地制度的分析框架里，农业亦被视为农民工的一种失业保险（姚洋，2000），农村劳动力会根据非农就业的情况调节劳动供给（蔡昉，2007），并非直接呈现为失业的状态。因此，农民工失业以及失业保障缺位的事实尽管存在，但并不凸显。党的二十大召开之后，《人力资源社会保障部 国家发展改革委 财政部 农业农村部 国家乡村振兴局关于进一步支持农民工就业创业的实施意见》提出，要着力从稳定就业、引导外出、促进创业和强化就业服务保障等方面促进农民工就业水平提高。提高农民工就业质量，既包括鼓励就业，也包括保障失业。由此，就外来冲击下农业对非农失业缓冲作用开展研究，不仅对于认识劳动力市场的变化具有重要意义，还有助于启发农民工失业保障制度和公共服务供给政策的完善。

失业是劳动力市场中不可避免的现象，并不会因为劳动力市场中农民工的供需结构特征和农民工持有土地的特征而完全消失。从“民工潮”爆发至今，农民工的城乡流动已经持续了三十多年，农民工的规模越来越大，其就业模式也发生了变化，从起初的在非农就业与务农之间转换，转变为在非农就业、失业和务农之间转换。从农业生产特征来看，农业生产具有季节性和周期性的特征，外来冲击的时间和农业耕种的时间难以准确匹配。同时，随着农业规模化和现代化的发展，以及土地流转政策的实施，还存在土地流转期间承包地使用权与承包户分离的情况，即使农民工因非农失业返回农村，也可能面临无地可种的局面。外来冲击下的农民工在一定时间内转向农业生产的客观可能性不足。那么，当农民工遭遇外来冲击并面临失业问题时，在家庭主要收入来源缺失而刚性支出依旧的情况下，他们会做出何种就业选择？是选择回到农村从事农业，还是处于失业状态之中等待再次从事非农就业的机会？亦即农业依然具有劳动力蓄水池功能，还是农民工呈现非农就业常态化的特征^①？这两种不同的状态对应着不同的缓解农民工失业困境的政策思路。明确外来冲击下农村劳动力就业状态的变化，能够更好地促进其就业。

新冠疫情（以下简称“疫情”）暴发是劳动力市场面临的重大外来冲击，使全球各国就业状况出现了不同程度的恶化（Coibion et al., 2020; Lemieux et al., 2020）。Borjas and Cassidy (2020) 基于美国就业率的研究发现，疫情对移民劳动力的冲击尤其严重。失业保障和就业促进政策及其效果也成为研究的重要内容，包括常规性的失业保险、应对周期性失业的失业救助、稳定就业岗位、直接转移

^①本文中“非农就业常态化”是指正处于非农就业状态中的农民工的就业模式和就业特征更加类似于城镇职工，非农就业是他们最主要的就业形式，且当他们失去非农就业机会时，主要处于非农失业状态，而不是回到农村务农。虽然随着年龄的增长，农工会逐渐返乡务农，但这是就业形式在生命周期中的变化，类似于城镇职工随着年龄增长从高收入职业转入低收入职业。这种就业形式的变化并不是农民工在拥有非农就业能力时的主要选择。

支付等多项政策 (Han et al., 2020; Meghir et al., 2022; Fang et al., 2022; Giulia et al., 2022)。疫情对中国劳动力市场的冲击呈现为猛烈的短期冲击，疫情引起的失业呈现明显的周期性特征(都阳,2020)。中国庞大的农民工群体在疫情期间受到了比城市本地劳动力更大的冲击 (蔡昉等, 2021)，疫情暴发将外来冲击下农民工的失业及失业保障问题凸显出来。已有研究借助疫情冲击分析并讨论了农村劳动力的就业情况及农业的劳动力蓄水池功能，研究发现，农业部门对疫情带来的非农就业冲击具有缓冲作用，家庭耕地更多的农民工更可能在非农失业后返回农业部门，农业的劳动力蓄水池功能依然存在 (李小云等, 2022; 白云丽等, 2022; 张锦华等, 2023)。

然而，这些文献依然存在有待深入的空间。一方面，现有研究使用的数据仅来自部分省份，仅涉及吉林省、江苏省、河北省、陕西省和四川省五省，且样本规模较小 (白云丽等, 2022)。从疫情严重程度来看，这五个省份并非疫情最为严重的地区，基于这五个省份数据的研究，对于疫情下农村劳动力就业行为研究的代表性不足。另一方面，白云丽等 (2022) 和张锦华等 (2023) 使用的是 2020 年的数据，这使得他们对疫情后农民工就业状态的分析无法明确证明是由疫情引起的，也可能是之前农民工就业形势转变的延续，因为即使没有疫情这一外来冲击，随着农民工年龄的增长，他们也会退出非农就业，返回农村从事农业。然而，这种因为年龄增长而返回农村从事农业的现象，并不意味着农业发挥了劳动力蓄水池功能，这仅是农村居民没有退休的一种表现。此外，2019 年底疫情暴发正值农民工春节返乡时期，此时农民工返乡务农更可能是为了帮助家庭中原本务农的劳动力分担农业生产任务，而非将农业视为吸纳就业的选择。在这种情况下，农业的劳动力蓄水池功能是没有真正发挥的。在白云丽等 (2022) 的分析中，家庭承包地规模和年龄对农民工退出非农就业、返乡务农具有显著且稳定的影响，这更倾向于反映农村劳动力无退休的特征，而非说明农民工在外来冲击下面临非农失业时农业仍具备劳动力蓄水池功能。

本文利用更大的样本和更干净的识别方法，借助疫情暴发分析农村劳动力面对劳动力市场冲击时的就业选择及其背后的作用机制。首先，本文采用覆盖全国范围的中国家庭金融调查 (China household finance survey, 简称 CHFS) 2017 年、2019 年和 2021 年的数据，相较于现有研究更具有普遍性，且具有较强的代表性，同时该调查是针对家庭的追踪调查，这为分析外来冲击前后农民工就业行为的变化提供了可靠的研究基础。其次，本文将疫情暴发给劳动力市场带来的外来冲击视作对劳动力市场冲击的准自然实验，构造双重差分模型，能够更加准确地识别当农村劳动力面临非农失业时的就业选择行为。最后，2021 年调查的数据能够更加充分地体现疫情暴发之后的就业情况，有助于更加清晰地识别农民工是否因非农失业而返回农村务农，从而避免将失业返乡务农与因“非农就业退休”返乡务农混淆；同时，也避开了疫情严格封控期间农民工因外出受限而分担家庭内部农业生产任务的务农行为，从而能够更加准确地识别农业在外来冲击导致农民工非农失业情况下的就业承接作用。

本文的贡献主要体现在以下两方面：第一，本文从微观层面深入分析外来冲击下农村劳动力的就业行为，从而丰富非农失业问题的研究，并据此对农民工非农就业是否处于常态化进行判断，为进一步提高农民工就业质量、推动城市化发展奠定微观研究基础。第二，本文从家庭收入和消费支出两个层面分析外来冲击下农村劳动力就业选择的作用机制。关于作用机制的分析，一方面为外来冲击下农

村劳动力的就业选择行为提供解释，另一方面为了解当前农村劳动力家庭收入和消费支出习惯提供基础。这一分析有助于重新审视农业作为劳动力蓄水池的传统观念，并深刻认识农民工在失业保障方面面临的挑战。

二、理论分析

劳动力的就业行为选择依赖于家庭的资源禀赋特征，是家庭现有资源条件下的最优行为选择。本部分从农村居民家庭的土地特征和消费习惯视角出发，分析外来冲击下农业对非农失业的缓冲作用以及相关的作用机制。本文中提到的外来冲击主要是指具有突发性特征且难以被劳动者提前预判到的事件。这类外来冲击会给劳动力的非农就业带来较大影响，增加劳动力非农失业的风险，例如经济危机、突发性公共事件等。疫情暴发不仅具有突发性、难以预期的特征，而且具有一定的广泛性，受影响的样本量充足，为研究农民工遭遇非农失业风险时就业选择的一般性特征提供了可能。相较其他外来冲击，疫情影响广泛，受到疫情影响的企业较多，农村劳动力的非农就业机会也相对更加难寻。在这种情况下，对农业的劳动力蓄水池功能的需求也更加迫切，更加需要农业吸纳非农失业的劳动力，或为其提供相应的收入以渡过失业难关。由此，本文以疫情暴发作为切入点，研究农业对非农失业的缓冲作用。

（一）农业劳动力蓄水池功能的界定

农业的劳动力蓄水池功能的核心在于，农业为农村劳动力在务农与非农就业之间灵活转换提供了缓冲，使农村劳动力能够根据外部非农就业环境的变化来调节自身的非农劳动力供给。基于中国农村的土地性质，每个农村居民家庭都有承包的土地，这就意味着农村居民家庭中的每个劳动力都有务农的机会。当在城镇从事非农就业的农民工不再继续从事非农就业时，他们可以回到农村从事农业生产。从这个层面来说，土地的失业保险功能是显而易见的，并且农业的劳动力蓄水池功能也不会丧失（姚洋，2000）。或者说，对于有地可种的农村劳动力来说，土地是其拥有的要素禀赋，对其就业具有兜底的作用，务农是一种天然存在的就业备选项。从劳动力流动现有理论来看，农业吸收劳动力的能力是许多劳动力流动模型中隐含的假设，即农村剩余劳动力在等待非农就业机会的时候可以在农业部门就业，农村家庭可通过吸纳家庭成员参与农业生产活动来缓解其受到的非农失业冲击（Rosenzweig and Binswanger, 1993; Zhang et al., 2001）。

然而，值得注意的是，如果将农业的劳动力蓄水池功能与农村劳动力就业结合起来，则至少可以从两个维度对其进行拆解。首先是长期与短期，其次是充分与不充分。就长期与短期而言，以中国农民工目前的劳动力生命周期来看，农村劳动力在年轻时进城务工，从事非农就业，在年老时返回农村老家务农养老，农民工根据自身的身体状况以及劳动力市场的需求，通过土地调节自身的非农劳动力供给。在这种长期规划中，农民工可以有一定的预期，通过已有的信息来做出非农就业与否的决定。此时，农业的劳动力蓄水池功能是始终存在的。从短期来看，一种是农民工的季节性迁移，在农忙的时候返回农村务农，特别是抢种抢收时期。这一行为并非典型意义上的农业劳动力蓄水池功能的体现，因为其并非对非农失业的吸纳，而是对农业生产高峰期家庭劳动力短缺的有效补充，以确保家庭农业

生产的连续性和农业收入的稳定性，更多地体现了家庭成员对农业生产责任的共同承担，而非失业后的就业替代选择。当农忙返乡务农需要放弃的非农就业收入逐渐高于所能获得的农业收入时，农民工因农忙而进行的季节性迁移也逐渐减少。这种短期返回农业的行为是损失的非农就业收入和获得的农业收入之间权衡的结果，而非农业劳动力蓄水池功能的典型性体现。另一种是非农就业受到了外来冲击。在这种情境下，农民工受到的冲击是突然的、难以预期的，非农失业的风险在外来冲击下会大幅提高。此时，农业难以发挥出很强的劳动力蓄水池功能。这是因为，农业生产具有较强的周期性，外来冲击的时间与农业生产周期恰好重合的可能性极低。应对这样突如其来的冲击，农业难以提供相应的就业岗位来吸纳遭遇非农失业的农民工。可见，农业劳动力蓄水池功能的应急性较弱，甚至处于缺失的状态。

就充分和不充分而言，在农村本身就存在剩余劳动力的情况下，留在农业部门等待非农就业机会的劳动力即使能够从事农业生产，其本身也难以实现充分就业。由此，从就业不充分的角度来看，农业的劳动力蓄水池功能虽然是始终存在的，但是其功能却存在一定的有限性。遭遇非农失业的劳动力回到农村务农同样面临隐性失业问题，而且从事非农就业的劳动力返回农村务农还面临劳动生产率损失。此外，农业的劳动力蓄水池功能的另一个体现是家庭共济，家庭内部通过不同成员之间的互助，为非农失业提供缓冲，避免遭遇非农失业的个人陷入贫困。但值得注意的是，随着农业收入占家庭可支配收入比重的下降，家庭内部通过农业收入提供的共济十分有限，这进一步削弱了农业的劳动力蓄水池功能。

此外，有必要对非农失业进行说明。本文将“没有工作”定义为农村劳动力处于非农失业状态^①。从农业劳动力蓄水池功能的核心定义以及经典模型中的假设来看，农业可以吸纳没有找到非农就业机会的群体，非农就业和务农之间的衔接是顺畅的，不存在“没有工作”的情况，“没有工作”情况的存在对非农就业和务农之间的衔接形成了阻碍，从而表现出农业蓄水池功能弱化的特征。

基于此，本文所讨论的农业劳动力蓄水池功能的意涵更侧重于农业在应对非预期突发性事件带来非农失业时的作用。下文将进一步结合现阶段中国农业生产特征和家庭收入结构来分析突发外来冲击下，农业吸纳更多劳动力的可能性以及家庭农业收入的共济性水平，从而讨论农业在该条件下的劳动力蓄水池功能。

（二）农业劳动力蓄水池功能的应急性和共济性弱化

从农村居民家庭收入层面来看，当农民工遭遇非农失业时，损失的非农就业收入的可替代收入来源于失业保险收入或者是农业经营收入。然而，农民工中参与失业保险的比例仅有三分之一左右（王

^① “没有工作”并不一定是失业，也可能是退出了劳动力市场。由于数据的限制，本文不能区分失业群体和退出劳动力市场的群体。而将退出劳动力市场的群体也作为失业群体，会低估外来冲击对非农失业造成的影响。一般而言，外来冲击下的失业是暂时性的，随着经济复苏，失业将会得到缓解，但是，如果外来冲击造成劳动力退出劳动力市场，则不仅损失了劳动生产率，还损失了劳动参与率。基于此，本文使用“没有工作”来体现非农失业，使对农业劳动力蓄水池功能的讨论更具有可信性。

震，2020），他们难以通过失业保险来弥补非农失业时的收入损失（朱玲和何伟，2022）。一般而言，农业被视为农民工的失业保障，这也是农业劳动力蓄水池功能的重要体现。基于此，本部分从失业保险的特征出发，结合中国现阶段的农业生产特征和农业收入特征，分析农业作为农民工失业保障的不足，并据此提出本文关于疫情冲击下农业对非农就业缓冲作用的基本假说。

国际劳工组织在社会保障底线的倡议中，将失业保险作为其中的一个关键要素（ILO，2017）。失业保障借助社会共济性为失业者提供收入补偿，以避免个人及其家庭陷入贫困之中，同时通过就业促进计划来促进劳动力重新就业，通过提升技能和能力的方式为劳动力在劳动力市场变迁过程中获得就业提供帮助。可见，失业保险需要具备两个基本的特征，一是具有社会共济性，二是具有应急性，从而能够在更大程度上发挥其应有的功能。然而，当前中国农村居民拥有的土地难以满足失业保险应该具有的特征。

首先，在家庭联产承包责任制下，农村居民获得土地使用权和经营权是家庭层面的，几乎不具有社会共济性。虽然土地承包期限不断延长，使土地使用权和经营权的稳定性持续增强，但这更侧重于家庭内部纵向的稳定性增强，而对于家庭之间社会层面的互助共济则鲜有效用。此外，即使从家庭内部层面的共济性来看，农业生产所能带来的收益也十分有限，难以在家庭内部实现失业保险的共济性。此外，农村居民的家庭收入结构已经从经营性收入为主转变为工资性收入为主，而且经营性收入的绝对值较低。2023年，农村居民家庭的工资性收入和经营性收入占比分别为48.87%和39.64%^①。经营性收入既包括务农收入，也包括农村居民从事非农自我雇佣的收入，仅由务农提供的收入则更加有限。而且，农业人口老龄化提高了农户退出农业生产的可能性，农地被抛荒或流转（仇童伟和彭端燕，2023）。2022年本文课题组对四川省成都市的调研结果显示，四川省人均耕地面积较小，但是其流转过程中的租金较高，平均而言，农村居民每人拥有1.2亩承包地，每户4口人，如果按每年每亩租金1000元来计算^②，每年每户的土地流转租金为4800元，大约是2019年贫困标准的1.5倍。这意味着，土地流转租金尚不足以以为家庭中失业的农民工提供失业保障。

其次，随着中国农业现代化的发展以及农民工非农就业过程的持续推进，农业难以满足失业保障所需要的应急性功能。农业机械化和现代化的发展，大幅降低了对劳动力的需求。土地随着农村劳动力的非农转移呈集中态势（展进涛等，2023）。本文课题组在成都市的调研发现，成都平原地区的土地流转非常普遍，部分地区土地流转的面积甚至超过了95%，土地流转集中至一些种粮大户手中。就种粮户而言，平均每个种粮大户的耕种规模为200~300亩，而主要的经营者往往只是夫妻二人，其年龄也都在50岁以上。在农忙的时候，这些大户会雇用一些临时的短工，这些短工主要是本村的老年居民，年龄都在60岁以上，几乎没有年轻人。开展高标准农田建设之后，农业生产更加节约劳动力，农业生产的各个环节都由机器来完成，劳动力更侧重于管理和查缺补漏。农业在应急性方面难以

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^②资料来源：根据本文课题组2022年6月在四川省成都市的调查得到。在成都市土地流转过程中，每亩土地获得的流转收入是400千克黄谷的当年价格，大约是1000元。

起到劳动力蓄水池的功能。此外，流出土地的农户不太可能突然中断流转而转为自己耕种；同时，伴随着土地的不断流转，原来农户承包地的边界不断模糊，土地流出的农户甚至难以准确地找到自家承包地的位置。这意味着，通过务农来应对失业几乎不具有应急性，难以起到失业保障应有的作用。

总体来说，从当前农业收入结构和农业生产条件来看，农民工在面对外来冲击时难以回到农业，更多处于失业状态，农业的劳动力蓄水池功能已大幅减弱。基于此，本文提出假说 H1 和假说 H2。

H1：在应对外来冲击所导致的非农失业时，农业难以吸纳更多就业，难以充分发挥其劳动力蓄水池功能。

H2：在外来冲击下，农村居民家庭的农业收益和农业投入难以增加，农业的劳动力蓄水池功能减弱。

（三）支出的棘轮效应与非农就业

本部分从农村居民家庭消费支出的视角，基于家庭消费支出约束和消费惯性，分析外来冲击下农村劳动力就业选择行为背后的作用机制，并探讨该机制下的就业选择行为。

诸多研究发现，消费不仅仅是消费者个人的理性决策，而且具有一定惯性，即消费具有棘轮效应（Deaton, 1992; Kueng and Yakovlev, 2014）。棘轮效应更多地强调习惯形成与消费之间的关系。习惯具有固有观念的特征，一旦形成则难以在短时间内快速转变，因此，虽然消费习惯和消费观念对当期消费的影响是不断变化的，但相对而言，习惯的改变需要一定的时间和空间。Havranek et al. (2017) 研究发现，消费习惯形成具有更强的长期效应，在一定时期的表现在表现则较弱。这在一定程度上意味着，消费习惯一旦形成，在一定时期内则难以改变，消费者会依据之前的消费习惯进行消费。中国城镇居民和农村居民的消费都具有显著的习惯性特征，存在着显著的棘轮效应（王小华等，2016；臧旭恒和陈浩，2019）。

与消费习惯类似，家庭的当期支出同样也受到之前支出行为的影响。中国农村的居住消费具有明显的消费习惯性特征（吴学品和李荣雪，2021）。另外，从中国居民的家庭财富结构来看，房产净值占比接近七成，2018 年家庭财富增长中超过九成来自房产净值增长^①。根据《2023 年金融机构贷款投向统计报告》，个人住房贷款余额占住户贷款余额的比例高达 47.65%^②。住房借款的还款额是一项长期性的大额支出，不仅受到之前支出行为的影响，而且具有较强的刚性，即使家庭受到了外在的冲击，依然需要按时还款。在一定时期内，家庭难以对家庭财富结构进行调整，更倾向于保持原来的财富结构，特别是像房产这类财产。因此，农村居民家庭更可能保持原来的住房^③消费支出。

总体来看，在消费习惯和住房借款长期性的影响下，农村劳动力即使在面临外来冲击所带来的非农失业时，依然会尽可能地寻求从事比农业收入水平更高的非农就业或者等待非农就业机会，而不是回到农业就业。

^①资料来源：《〈中国家庭财富调查报告（2019）〉发布》，http://paper.ce.cn/jjrb/page/1/2019-10/30/15/2019103015_pdf.pdf。

^②资料来源：《2023 年金融机构贷款投向统计报告》，<http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/5221508/index.html>。

^③本文中提及的农户的住房，指的是在城镇所购置的房产，不包括农村宅基地上的自建房。

三、研究设计

（一）数据来源

本文所使用的数据来源于中国家庭金融调查（CHFS）2017年、2019年和2021年的调查数据。中国家庭金融调查是由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织实施的追踪调查，从2011年基线调查开始，每两年追踪一次，目前已完成六轮调查。调查地区涵盖29个省份、355个县（市、区），具有全国代表性。调查内容涵盖人口特征、就业、收入与支出、资产与负债、保险与保障等多个方面，为本文的研究提供了丰富翔实的数据基础。

本文主要的研究对象是农业户籍人口，即户口类型为农业户口或获得统一居民户口之前为农业户口的群体，以及其中从事非农就业的农民工子样本。在原始数据的基础上，保留未在读且年龄处于17~64岁的个体，剔除解释变量存在缺失值的样本，剔除在样本期间内只出现一期的未成功追踪或在冲击发生后的2021年未追踪到的样本，确保每个个体在冲击前后至少各有一期数据。筛选清理之后的样本包含农村劳动力观测值共21698个，其中，农民工观测值10257个。

（二）变量选择

1.被解释变量。本文使用农村劳动力是否非农就业、是否务农、是否有工作作为主要的被解释变量。本文关注的核心问题是外来冲击下农村劳动力就业状态的变化，涉及非农就业、失业和务农三种状态。基于此，本文选取全部农村劳动力样本作为分析对象^①，进而讨论在外来冲击前后全部农村劳动力在非农就业、失业和务农三种就业状态之间的变化。根据问卷中“去年最主要工作性质”这一问题来判断农村劳动力是否为农民工，问卷中此题选项设置包含“受雇于他人或单位”“雇主、自营劳动者、家庭帮工等工商业经营”“灵活就业”“务农”。具体而言，若农村劳动力上一年最主要工作性质为务农，则将农村劳动力的就业选择定义为务农；若农村劳动力上一年最主要工作性质为其他类型，则将农村劳动力的就业选择定义为非农就业。

失业是本文关注的三种就业状态中的一种，根据失业的定义可知，失业群体包含两个核心条件，一是没有工作，二是在寻找工作。然而，一方面，由于CHFS调查在2019年的问卷中关于“是否在寻找工作”的问题只涉及城镇人口中的受访者，且各年度调查中对于这一问题都询问的是受访者接受调查当时的工作状态，而非调查上一年的失业情况，再加上2021年疫情形势转好，经济恢复良好运行后，也无法再观察到因疫情冲击引起的失业现象。因此，从变量口径统一的角度和充分体现疫情冲击引起失业现象的目标来看，本文将“没有工作”作为农村劳动力失业状态的代理变量。这一指标通过问卷中“去年，这位家庭成员是否有工作？包括务农，在家庭成员或亲戚经营的公司、企业或生意中从事没有报酬的生产或服务，军人，实习，在职未在岗，但不包括家务劳动和义务的志愿劳动”这一问题体现。另一方面，如前文中界定农业劳动力蓄水池功能时所述，“没有工作”更加契合本文关于农业劳动力蓄水池功能再思考的研究目的。如果农村劳动力“没有工作”的情况在疫情冲击后显著

^①农村劳动力是指年龄为17~64岁、非在校学生、非因残障或疾病丧失劳动能力的农业户籍人口。

增加，则意味着农业劳动力蓄水池功能的弱化。基于此，本文将全部农村劳动力样本分为有工作和没有工作两类，有工作的农村劳动力又可以分为非农就业和务农两类。

2.核心解释变量。本文以2020年1月底各城市累计确诊病例数和疫情冲击前后时间虚拟变量的交互项作为核心解释变量。经典的双重差分设定要求部分个体没有被处理，当处理在同一时间发生，无法找到天然的处理组和控制组时，可通过处理强度进行识别（Nunn and Qian, 2011）。本文基于国家卫生健康委、中国疾控中心以及各省份卫生健康委平台的疫情数据，以2020年1月底各城市累计确诊病例数据作为疫情冲击强度的代理变量。将划分处理组和控制组的时间节点定为2020年初的原因包括三个方面：第一，2020年初是疫情最为严重的时点，初期疫情最严重的地区会采取更加突出的防控政策，同时考虑到防控政策不会在短时间内产生变化，那么，初期疫情更为严重、防控政策更为突出的地区将会受到更为突出和更长时间的持续性影响。第二，CHFS问卷中关于家庭成员的工作和收入、家庭收入和消费支出等本文重点关注的信息，均是针对“上一年”的情况进行询问，而CHFS最新调查年度为2021年，即本文能够获得的是个体或家庭2020年全年的工作和收入信息，因此，只有把划分处理组和控制组的参考时间节点定在2020年初，才能更加明确地将2021年调查得到的个体或家庭信息定义为处理之后的结果。若把划分处理组和控制组的时间节点定在2020年期中或期末，则无法确定2020年全年的调查信息是处理之前的结果还是处理之后的结果。第三，2020年初疫情形势受人口流动的影响较小，相对更加外生。同时，考虑到处理时间节点选择变化可能会对结论产生影响，本文也通过改变处理时间节点的方式进行稳健性检验，即使用各城市在2020年3月底的累计确诊病例数据作为疫情冲击强度的代理变量。本文将2019年个体接受调查时所在的城市作为识别个体所受疫情冲击强度的地点指标，若个体在2019年接受调查时所在的城市在2020年初的累计确诊病例更多，则认为个体受到了更大强度的疫情冲击。这一做法来自两重考量：一是因为双重差分方法要求个体的处理状态应具有稳定性，不应在处理组和控制组之间穿梭，而个体的流动会导致不同调查时点个体所在城市的变动。为了保持个体处理状态的稳定性，本文选定疫情发生之前的2019年个体所在城市作为识别个体所受疫情冲击强度的地点指标。二是因为疫情发生在2019年底和2020年初，2019年个体接受调查时所在地点基本为冲击发生时个体所在地点，以2019年个体所在城市进行识别，也具有较强的可信性。从实际数据来看，样本观测期间内个体接受调查时所在城市发生变动的个体也很少，本文也将此类个体排除，以进行稳健性检验。此外，本文也通过改变疫情冲击强度的衡量方式进行稳健性检验，即使用人均累计确诊病例数作为疫情冲击强度的代理变量。

3.控制变量。本文还选择了一系列控制变量，包括个体的年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况，家庭是否有6岁以下儿童、是否有65岁以上老人，以控制个体和家庭层面的因素对个体就业选择的影响。此外，在回归中也纳入个体和年份双向固定效应。

4.机制变量。为了验证疫情冲击下就业选择的发生机制，本文选取了一系列机制变量。通过家庭人均农业收入、家庭人均农业资产和家庭人均土地资产^①此类与家庭农业生产相关的变量，衡量农业

^①农业资产包含农业机械、牲畜、留存农产品和应收账款。土地资产为各类土地价值。

是否具有保障性。通过家庭人均居住消费^①、家庭人均医疗支出、家庭人均教育支出和家庭人均房屋负债^②等体现家庭所面临的消费支出刚性。此类变量直接来源于CHFS提供的家庭在调查当年的上一年的收入、支出和资产负债的综合指标，均进行了双侧1%的截尾处理。

变量定义及描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计结果

| 变量名称 | 变量定义 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|-------------------------------------|-------|-----------|-----------|-------|--------|
| 被解释变量 | | | | | | |
| 是否非农就业 | 去年最主要工作性质非务农：是=1，否=0 | 21698 | 0.473 | 0.499 | 0 | 1 |
| 是否务农 | 去年最主要工作性质为务农：是=1，否=0 | 21698 | 0.402 | 0.490 | 0 | 1 |
| 是否有工作 | 去年是否有工作：是=1，否=0 | 21698 | 0.876 | 0.330 | 0 | 1 |
| 核心解释变量 | | | | | | |
| 疫情冲击强度 | 2020年1月底城市累计确诊病例数（万例） | 21698 | 0.006 | 0.031 | 0 | 0.322 |
| 疫情发生 | 是否处于疫情之后：是=1，否=0 | 21698 | 0.402 | 0.490 | 0 | 1 |
| 控制变量 | | | | | | |
| 年龄 | 个体年龄（岁） | 21698 | 45.408 | 10.884 | 17 | 64 |
| 受教育程度 | 个体受教育程度分类变量，实证模型中以小学及以下为基准组 | | | | | |
| 小学及以下 | 是否为小学及以下：是=1，否=0 | 21698 | 0.358 | 0.479 | 0 | 1 |
| 初中 | 是否为初中：是=1，否=0 | 21698 | 0.439 | 0.496 | 0 | 1 |
| 高中 | 是否为高中：是=1，否=0 | 21698 | 0.146 | 0.353 | 0 | 1 |
| 大专及以上 | 是否为大专及以上：是=1，否=0 | 21698 | 0.057 | 0.232 | 0 | 1 |
| 婚姻状况 | 个体是否已婚：是=1，否=0 | 21698 | 0.897 | 0.304 | 0 | 1 |
| 健康状况 | 个体身体健康状况：非常不好=5，不好=4，一般=3，好=2，非常好=1 | 21698 | 2.491 | 0.972 | 1 | 5 |
| 是否有6岁以下儿童 | 家庭中是否有6岁以下儿童：是=1，否=0 | 21698 | 0.138 | 0.345 | 0 | 1 |
| 是否有65岁以上老人 | 家庭中是否有65岁以上老人：是=1，否=0 | 21698 | 0.229 | 0.420 | 0 | 1 |
| 机制变量 | | | | | | |
| 家庭人均农业收入 | 家庭人均农业收入（元/人） | 11410 | 2238.577 | 5548.968 | -7752 | 46147 |
| 家庭人均农业资产 | 家庭人均农业资产（元/人） | 11527 | 1929.353 | 5799.303 | 0 | 57500 |
| 家庭人均土地资产 | 家庭人均土地资产（元/人） | 11532 | 22598.076 | 57125.692 | 0 | 500000 |
| 家庭人均居住消费 | 家庭人均居住消费（元/人） | 11526 | 594.863 | 3002.325 | 0 | 29400 |
| 家庭人均医疗支出 | 家庭人均医疗支出（元/人） | 11526 | 1612.883 | 2536.143 | 0 | 20217 |
| 家庭人均教育支出 | 家庭人均教育支出（元/人） | 11527 | 1339.006 | 2245.548 | 0 | 13500 |
| 家庭人均房屋负债 | 家庭人均房屋负债（元/人） | 11527 | 4332.063 | 14976.412 | 0 | 130000 |

注：表中机制变量展示的是原值，除了含有负值的家庭人均农业收入外，后文回归中采用的均是加1取对数的值。

^①居住消费包含房屋的租金、水电燃料费、物业管理费、暖气费、房屋装修和维修支出。

^②房屋负债包含房屋的贷款、借款和其他住房负债。

(三) 模型设定

本文采用双重差分方法识别疫情冲击对农村劳动力就业选择的影响。具体计量模型设定如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta COVID_i \times post_t + Z'_{it} \gamma + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中：下标代*i*表个体，*t*代表年份。 y_{it} 为结果变量，包括是否非农就业、是否务农、是否有工作。在机制分析中， y_{it} 还代表家庭人均农业收入、家庭人均农业资产、家庭人均土地资产、家庭人均居住消费、家庭人均医疗支出、家庭人均教育支出和家庭人均房屋负债等。 $COVID_i$ 代表疫情冲击强度， $post_t$ 代表疫情发生，交互项系数 β 代表相较疫情较轻的地区，疫情严重地区的个体在受到疫情冲击后就业选择等结果变量的变动效应。 Z'_{it} 代表控制变量， γ 为控制变量的系数。 δ_i 为个体层面的固定效应， μ_t 为年份层面的固定效应， ε_{it} 为随机干扰项。

(四) 描述性统计分析

农村劳动力就业类型在疫情冲击下的分布变动如表2所示。本文以累计确诊病例数的最高三分位数为阈值，将累计确诊病例数处于上三分位的样本划分为高疫情冲击强度组，其余划分为低疫情冲击强度组。相较于低冲击强度，高冲击强度下农村劳动力的非农就业概率在疫情冲击后下降得更明显，务农概率没有明显变化，有工作的概率也下降得更明显。

表2 疫情冲击下农村劳动力的就业类型分布

| | 疫情冲击强度 | 冲击之前 | 冲击之后 | 差分 |
|---------|--------|------------------|------------------|----------------------|
| 非农就业的概率 | 高冲击强度 | 0.571 (0.008) | 0.544 (0.009) | -0.027** (0.012) |
| | 低冲击强度 | 0.424 (0.005) | 0.439 (0.006) | 0.015* (0.008) |
| | 高冲击强度 | 0.304 (0.007) | 0.294 (0.009) | -0.010 (0.011) |
| | 低冲击强度 | 0.461 (0.005) | 0.436 (0.006) | -0.025*** (0.008) |
| 有工作的概率 | 高冲击强度 | 0.877 (0.005) | 0.839 (0.007) | -0.038*** (0.009) |
| | 低冲击强度 | 0.887 (0.003) | 0.876 (0.004) | -0.011** (0.005) |

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

农民工子样本在受到疫情冲击后的就业状态变动如表3所示。受到更大疫情冲击的个体，其有工作的概率下降更显著，但保持非农就业状态的概率较高，转回务农状态的概率较低。

表3 农民工子样本在受到疫情冲击后的就业类型分布

| | 低冲击强度 | 高冲击强度 | 差分 |
|---------|------------------|------------------|--------------------|
| 非农就业的概率 | 0.756 (0.008) | 0.786 (0.011) | 0.030** (0.014) |

表3 (续)

| | | | |
|--------|------------------|------------------|----------------------|
| 务农的概率 | 0.153 (0.007) | 0.102 (0.008) | -0.051*** (0.011) |
| 有工作的概率 | 0.909 (0.005) | 0.888 (0.009) | -0.021** (0.010) |

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

从受疫情冲击强度更低的个体就业可以看出，其转回农业就业的概率明显更高，即在疫情冲击较小或不存在疫情冲击的情况下，非农就业个体原本就存在着返回农业的趋势。从样本特征来看，这部分返回农业的农民工为年龄明显更大的群体，平均年龄约为 50 岁，高于非农就业子样本总体约 44 岁的平均年龄，即农民工的就业生命周期轨迹原本就存在着随着年龄增长而返回农业的趋势。这并非农业劳动力蓄水池功能的体现，而是农民工就业生命周期的自然轨迹。如果忽视这一点，很可能形成对农业劳动力蓄水池功能的高估。在受疫情冲击强度更大的农民工身上，这一返回农业的趋势明显减弱。一方面，疫情防控对流动的限制在一定程度上阻碍了农民工返回农业的趋势；另一方面，受到更大疫情冲击的个体，为了抵抗收入下降，更倾向于继续留在非农就业市场，延续非农就业或等待非农就业机会。农业在此冲击下所发挥的劳动力蓄水池作用相对有限。

四、基准回归：外来冲击下非农就业、务农和非农失业的变化

(一) 基准回归结果

表4展示了疫情冲击对农村劳动力就业选择的影响。从就业类型来看，由表4(1)列和(2)列可知，疫情冲击使农村劳动力从事非农就业的概率显著下降，从系数大小来看，疫情冲击强度每提升一个标准差，疫情冲击后农村劳动力从事非农就业的概率将下降 1.11 个百分点。然而，务农的概率并未发生显著变化。疫情冲击下经济活动的减少自然会带来非农就业机会的减少，但是失业的农村劳动力并未如预期那样返回农业，而是维持了不工作的失业状态。如表4(3)列所示，农村劳动力在外来冲击下有工作的概率显著下降，疫情的冲击强度每提升一个标准差，疫情冲击后农村劳动力中有工作的概率将下降 1.43 个百分点。进一步，为了避免农业就业人员样本对估计结果的影响，本文将分析的样本限定在疫情前样本观测初期就处于非农就业的农民工子样本中，以进一步展示疫情前本就处于非农就业的农村劳动力在受到疫情冲击后的就业选择变化，估计结果如表4的(4)～(6)列所示。与受疫情冲击较轻的农民工相比，受疫情冲击较大的农民工在疫情冲击后没有加剧其减少非农就业、向农业回流的自然趋势，原从事非农就业的农村劳动力在疫情冲击后依旧保持了非农就业状态，返回农业的趋势明显减弱。结合表3的描述性统计分析结果可知，在不受疫情冲击或受疫情冲击较弱的情况下，非农就业个体原本就存在着返回农业的趋势，而在较高强度的疫情冲击下，这一返回农业的趋势明显减弱，因此，在受疫情冲击强度更大的个体身上表现为农业就业概率的显著下降。一方面，在较高强度的疫情防控措施下，农民工面临着回流的阻碍；另一方面，这类面临更大就业冲击的群体可能经历更显著的收入下降，为了缓解收入水平的下降，他们并未选择返回农业，而是留在非农就业市场继续寻找非农就业机会。通常，农村

和农业被视为缺少进城务工机会或相对弱势的农村劳动力的退路和保障（贺雪峰，2022），但在面对疫情冲击时，农村劳动力在外来负向冲击下并未转向农业生产，农业并不能发挥相应的失业保障作用，或者说，在应对突发性外来冲击时，农村劳动力已经不再把农业视为可以缓解非农就业不足的一种方式和在难以从事非农就业时的一条退路。基于此，本文的假说H1得以验证。

表4 疫情冲击对农村劳动力就业选择影响的回归结果

| 变量 | 农村劳动力全样本 | | | 农民工子样本 | | |
|----------------|----------------------|-------------------|----------------------|------------------|----------------------|--------------------|
| | 是否非农就业 | 是否务农 | 是否有工作 | 是否非农就业 | 是否务农 | 是否有工作 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 疫情冲击强度×疫情发生 | -0.357*** (0.138) | -0.105 (0.101) | -0.461*** (0.137) | 0.077 (0.164) | -0.355*** (0.074) | -0.278* (0.148) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体和年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 21698 | 21698 | 21698 | 10443 | 10443 | 10443 |
| R ² | 0.004 | 0.004 | 0.005 | 0.164 | 0.099 | 0.064 |

注：①括号内为个体层面的聚类标准误。②***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

（二）稳健性检验结果

1. 平行趋势检验和安慰剂检验。双重差分法要求处理组和控制组在处理发生之前具有相同的变动趋势。本文采用事件研究法进行平行趋势检验，以2019年为参照组，分别将2017年和2021年的年份虚拟变量与疫情冲击强度变量进行交互放入回归模型，结果如表5（1）列、（3）列和（5）列所示。冲击发生之前的处理效应均不显著，而疫情冲击强度与冲击发生后一期2021年年份虚拟变量的交互项系数与基准回归一致，说明满足平行趋势假设。此外，本文使用冲击发生之前的样本进行安慰剂检验，将伪处理时间设定在2017年和2019年之间，以2017年为处理前，2019年为处理后，将此伪处理时间虚拟变量2017年年份虚拟变量与疫情冲击强度变量进行交互，估计结果如表5（2）列、（4）列和（6）列所示。交互项系数都不显著，说明不存在虚假的处理效应，安慰剂检验通过。

表5 平行趋势检验和安慰剂检验的回归结果

| 变量 | 是否非农就业 | 是否非农就业 | 是否务农 | 是否务农 | 是否有工作 | 是否有工作 |
|--------------------|----------------------|-------------------|-------------------|------------------|----------------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 疫情冲击强度×2017年年份虚拟变量 | -0.209 (0.197) | -0.147 (0.194) | 0.255 (0.172) | 0.186 (0.193) | 0.058 (0.172) | 0.048 (0.181) |
| 疫情冲击强度×2021年年份虚拟变量 | -0.422*** (0.131) | | -0.026 (0.110) | | -0.443*** (0.143) | |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体和年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 21698 | 12971 | 21698 | 12971 | 21698 | 12971 |
| R ² | 0.004 | 0.005 | 0.004 | 0.009 | 0.005 | 0.004 |

注：①括号内为个体层面的聚类标准误。②***表示1%的显著性水平。

2. 重复随机抽取伪处理组。参考 La Ferrara et al. (2012) 和卢盛峰等 (2021) 的做法，本文进一步通过随机重复抽取 500 次高冲击强度伪处理组个体的方式，进行稳健性检验。如果通过随机抽取得得到的双重差分估计系数不显著，则说明本文捕捉到的显著处理效应不是由随机因素产生的。随机抽取 500 次并进行双重差分估计后的系数分布如图 1 所示，图 1 (a) 中的被解释变量为是否非农就业，图 1 (b) 中的被解释变量为是否有工作。可以看出，随机抽取伪处理组进行双重差分估计所得的系数集中分布在 0 附近，且大多都不显著。这说明，本文的结论不是由随机因素引起的。

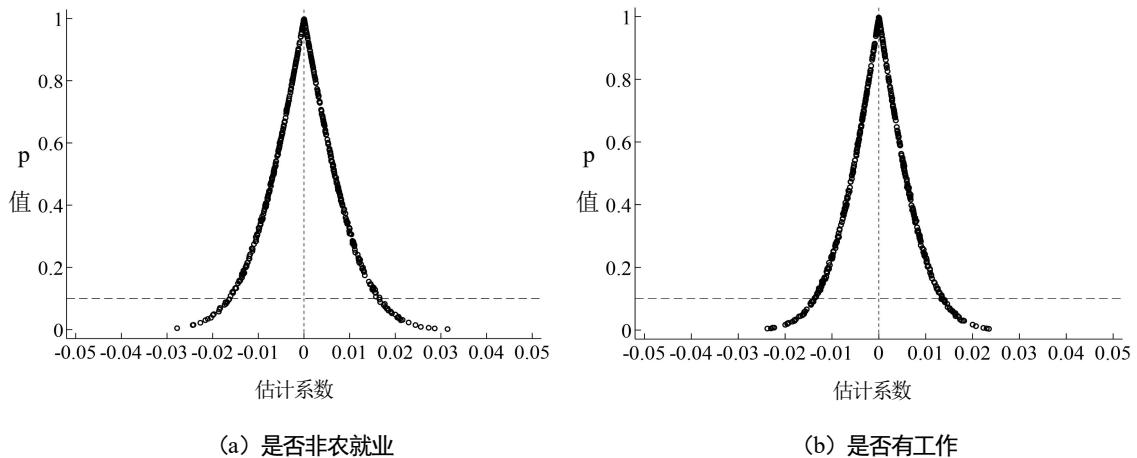


图 1 随机抽取伪处理组进行估计的系数分布

注：图中垂直虚线对应的估计系数为 0，水平虚线对应的 p 值为 0.1。

3. 其他稳健性检验^①。第一，为了避免样本在观测期间所在地点发生变化，进而使其处理状态存在不稳定性，本文识别出观测期内实施调查时所在城市发生变动的样本。从数据来看，此类样本较少。将此类样本排除后进行估计的结果依然稳健。第二，为了避免疫情冲击强度时间节点选择对估计结果的影响，本文选定 2020 年 3 月底疫情累计确诊病例数据作为疫情冲击强度指标进行稳健性检验，估计结果依然稳健。第三，本文更换疫情冲击强度的衡量指标，使用人均确诊病例数作为其替代指标进行稳健性检验，估计结果依然稳健。第四，本文进一步增加控制变量，将家庭抚养负担比纳入回归分析，估计结果依然稳健。

五、机制分析：农业的有限性和支出刚性

前文关于基准回归的分析和稳健性检验结果都说明，在疫情冲击下，非农就业机会的丧失并没有使农村劳动力转向农业生产。这可能是因为，在收入下降的冲击下，农村劳动力面对较强的家庭支出刚性，而农业生产已无法提供足够的收入补充，农村劳动力难以通过农业生产实现增收。本部分将按照前文理论分析的思路，从农村居民家庭面临的农业失业保障功能缺失和支出刚性两个方面进行机制检验。

^①篇幅所限，本文未展示检验结果，具体见中国知网或《中国农村经济》网站的本文附录。

（一）农业难以提供失业保险功能

通常情况下，农业和农村被视为非农失业的退路，然而，在疫情冲击下，非农失业且收入下降的农村劳动力并未转向农业生产来维持家庭收入。首先，从回归结果来看，如表 6（1）列和（2）列所示，家庭人均农业收入在疫情冲击之后并未出现明显的上升，而是呈现为不显著下降的状态。这可能是因为，疫情冲击下的交通阻碍和经济活力降低不利于农业生产的顺利进行，例如生产成本上升、农产品销售困难等，也可能是因为农户家庭并未进行农业生产的扩张。总之，此时的农业生产没有发挥出预期的收入保障作用。其次，从家庭农业生产的投资情况来看，如表 6（3）列所示，家庭人均农业资产在疫情冲击后并未出现额外的增长，而是出现了下降，说明农村居民家庭并未增加农业机械、牲畜等农业投资，没有扩大农业生产规模以吸纳非农失业中的农村劳动力。从土地资产的持有情况来看，如表 6（4）列所示，在疫情冲击下，农村居民家庭人均土地资产出现了明显的下降，这可能是由于家庭在收入冲击下减少土地流转以降低投资支出，也可能是土地价值在疫情冲击下下降所致。总体来看，农业收入未能发挥收入保障的作用，农村劳动力也未转向农业生产，未增加对土地或农业资产的投入。基于此，本文的假说 H2 得以验证。

表 6 疫情冲击对农村居民家庭农业生产影响的回归结果

| 变量 | 家庭人均农业收入 | | 家庭人均农业资产 | 家庭人均土地资产 |
|----------------|-------------------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 疫情冲击强度×疫情发生 | -2138.753 (2028.100) | -1.642 (1.695) | -0.151 (1.424) | -5.626** (2.544) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体和年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 11410 | 7160 | 11527 | 11532 |
| R ² | 0.003 | 0.029 | 0.009 | 0.030 |

注：①括号内为标准误。②**表示 5% 的显著性水平。③（1）列中被解释变量为原值，（2）列中被解释变量为非负值加 1 后取对数的值。

（二）农村居民家庭面临刚性支出

农村居民家庭的刚性支出会促使农民工选择继续等待非农就业机会。首先，从消费支出来看，如表 7（1）～（3）列所示，即便在疫情冲击导致失业增加和非农就业下降的情况下，农村居民家庭的居住、医疗和教育等支出仍未出现明显下降。居住、医疗和教育支出并未随着收入下降而下降，这表明，这三项是必须承担的刚性支出，且这三项支出占据着家庭总支出的较大部分，农村劳动力有强烈的增收需求，以承担家庭刚性支出。

其次，住房和房贷已成为家庭部门最主要的资产和负债构成部分（孟宪春，2023）。伴随着农民工的进城务工，在性别比例失衡、婚姻竞争压力增加的背景下，住房作为婚姻市场中男方家庭传递“质量”信号的重要载体（方丽和田传浩，2016），已经成为农村居民家庭不可避免的刚性支出和被动负债。在疫情冲击下，住房贷款支出压力并未减轻，而是必须维持。从回归结果来看，如表 7（4）列所

示，在疫情冲击下，农村居民家庭并未在住房负债上做出调整。住房贷款支出是家庭不可变动的刚性支出，住房资产作为一种流动性较低的资产，难以在外来冲击下变现从而为家庭提供相应的流动性。在未来预期充满着不确定性的情况下，农村居民家庭也难以放弃住房资产，尽管具有较高的还贷压力。住房贷款压力的持续存在也迫使农民工尽可能维持非农就业的状态，务农和处于失业都难以满足住房贷款支出的需求。

表7 疫情冲击对农村居民家庭刚性支出影响的回归结果

| 变量 | 家庭人均居住消费 (1) | 家庭人均医疗支出 (2) | 家庭人均教育支出 (3) | 家庭人均房屋负债 (4) |
|----------------|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| 疫情冲击强度×疫情发生 | -0.773 (0.948) | -0.674 (1.442) | 2.502 (1.581) | -2.720 (1.803) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 个体和年份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 11526 | 11526 | 11527 | 11527 |
| R ² | 0.016 | 0.037 | 0.036 | 0.009 |

注：括号内为标准误。

六、结论与启示

自民工潮爆发以来，农民工规模持续上升，成为劳动力市场中不可或缺亦不能忽视的群体。伴随着经济发展和劳动力市场转型，劳动力市场中农民工持续处于短缺状态，失业并不是农民工群体面临的核心困境。然而，这并不意味着农民工群体不涉及失业问题。农业一直被认为具有劳动力蓄水池的功能，但随着农业发展的变化以及农民工非农就业常态化水平的提高，当农村劳动力遇到外来冲击并面临突发性的非农失业危机时，他们在非农就业、失业和务农之间如何选择？农业和农村是否仍然是农民工应对突发性非农失业的退路？对该问题的研究，对于更加深入理解农民工的就业状态以及城镇化发展具有重要意义。

本文基于新冠疫情这一外来冲击，利用疫情冲击严重程度和冲击前后两个维度的变动构造双重差分模型，估计外来冲击下农村劳动力的就业变动。研究发现，相对于疫情较轻的地区，疫情严重地区的农村劳动力在冲击发生之后的非农就业显著下降，有工作的概率也显著下降，但务农概率并未显著变化。这说明，农民工在疫情冲击下失去非农就业机会之后并未转向农业就业，而是保持了失业的状态。机制分析发现，这主要是因为在面对外来冲击时，家庭依然面临居住、教育和医疗等大额刚性支出，尤其是家庭的主要负债——住房贷款依旧有较大的支出压力，农业收入在冲击下并不能满足支出需要，冲击下的农村劳动力并未增加农业资产或转向农业就业，非农就业依然是家庭增收的最重要途径。

根据上述结论，本文得到如下启示：首先，当前中国农业的劳动力蓄水池功能在应对突发性非农失业方面已然弱化，难以满足外来冲击下应对非农失业时对共济性和应急性的要求。改革开放初期，中国农村劳动力主要从事农业生产。但是，伴随着农村劳动力不断向城镇转移并从事非农就业，以及

农业生产方式和资源配置的变化，农业本身所需要的劳动力已经大幅下降，甚至已经不需要农民工在农忙时期返乡帮助农业生产。这从侧面反映出，现阶段在农村务农的劳动力已经可以满足当前农业生产条件下的劳动力需求。本文的研究结论也充分证实，外来冲击下农业难以吸纳非农失业人口，难以对非农就业起到缓冲作用，农业在这种情况下调节非农劳动力供给的功能十分微弱。农业具有劳动力蓄水池功能这一固有观念需要伴随着中国经济社会的发展而发生变化。其次，农业收入的有限性使其难以在农村居民家庭遭遇外来冲击时发挥抵御风险的作用。在新冠疫情冲击前后，农村居民家庭的人均农业收入并没有上升。对于当前中国农村居民家庭以工资性收入为主的特征来讲，农业收入能够起到的共济性是有限的，并不能充分地弥补非农失业导致的收入损失。再次，在农业的劳动力蓄水池功能弱化的情况下，促进农村劳动力非农就业是抵御其失业风险的主要方式，而不是依靠农业发挥劳动力蓄水池功能。最后，需要推动有利于农民工参与并获得相应收益的失业保险。现阶段，中国农民工参与失业保险的比例非常低，失业保险难以完全发挥对农民工的失业保障功能，在受外来冲击时农业难以发挥劳动力蓄水池功能的情况下，失业保险对于农民工的重要性将会越来越凸显。

参考文献

- 1.白云丽、曹月明、刘承芳、张林秀, 2022: 《农业部门就业缓冲作用的再认识——来自新冠肺炎疫情前后农村劳动力就业的证据》，《中国农村经济》第6期，第65-87页。
- 2.蔡昉, 2007: 《中国经济面临的转折及其对发展和改革的挑战》，《中国社会科学》第3期，第4-12页。
- 3.蔡昉、张丹丹、刘雅玄, 2021: 《新冠肺炎疫情对中国劳动力市场的影响——基于个体追踪调查的全面分析》，《经济研究》第2期，第4-21页。
- 4.都阳, 2020: 《新冠病毒肺炎“大流行”下的劳动力市场反应与政策》，《劳动经济研究》第2期，第3-21页。
- 5.方丽、田传浩, 2016: 《筑好巢才能引好凤：农村住房投资与婚姻缔结》，《经济学（季刊）》第2期，第571-596页。
- 6.贺雪峰, 2022: 《立足城乡差异的共同富裕之路——关于共同富裕的社会学命题》，《特区实践与理论》第5期，第5-15页。
- 7.李小云、林晓莉、徐进, 2022: 《小农的韧性：个体、社会与国家交织的建构性特征——云南省勐腊县河边村疫情下的生计》，《农业经济问题》第1期，第52-64页。
- 8.卢盛峰、董如玉、叶初升, 2021: 《“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据》，《中国工业经济》第3期，第80-98页。
- 9.孟宪春, 2023: 《房价对家庭债务和财富分布的影响：理论机制与应对策略》，《经济研究》第4期，第171-189页。
- 10.仇童伟、彭端燕, 2023: 《农业人口老龄化对农地配置与种粮决策的影响：来自中国家庭金融调查的证据》，《中国农村观察》第4期，第129-150页。
- 11.王小华、温涛、朱炯, 2016: 《习惯形成、收入结构失衡与农村居民消费行为演化研究》，《经济学动态》第10期，第39-49页。
- 12.王震, 2020: 《新冠肺炎疫情冲击下的就业保护与社会保障》，《经济纵横》第3期，第7-15页。

- 13.吴学品、李荣雪, 2021:《中国农村居民消费习惯的动态效应研究——基于不同收入地区面板 ELES 模型的视角》,《宏观经济研究》第 5 期, 第 92-103 页。
- 14.姚洋, 2000:《中国农地制度:一个分析框架》,《中国社会科学》第 2 期, 第 54-65 页。
- 15.臧旭恒、陈浩, 2019:《习惯形成、收入阶层异质性与我国城镇居民消费行为研究》,《经济理论与经济管理》第 5 期, 第 20-32 页。
- 16.展进涛、朱菊隐、纪月清, 2023:《近百年来中国农户家庭经营的变迁逻辑》,《中国农村观察》第 1 期, 第 2-19 页。
- 17.张锦华、刘小瑜、陈博欧, 2023:《突发公共卫生事件、农民工流动与农业蓄水池——基于中国家庭追踪调查数据的微观证据》,《财经研究》第 8 期, 第 64-78 页。
- 18.朱玲、何伟, 2022:《脱贫农户的社会流动与城乡公共服务》,《经济研究》第 3 期, 第 25-48 页。
- 19.Borjas, G. J., and H. Cassidy, 2020, "The Adverse Effect of the COVID-19 Labor Market Shock on Immigrant Employment", NBER Working Paper 27243, <https://www.nber.org/papers/w27243>.
- 20.Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber, 2020, "Labor Markets During the COVID-19 Crisis: A Preliminary View", NBER Working Paper 27017, <https://www.nber.org/papers/w27017>.
- 21.Deaton, A, 1992, "Saving and Income Smoothing in Cote d'Ivoire", *Journal of African Economies*, 1(1): 1-24.
- 22.Fang, L., J. Nie, and Z. Xie, 2022, "A Quantitative Analysis of CARES Act Unemployment Insurance", Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 2020-13c, <https://doi.org/10.29338/wp2020-13c>.
- 23.Giulia, G., L. Camille, and L. Alice, 2022, "Should We Insure Workers or Jobs During Recessions?", *The Journal of Economic Perspectives*, 36(2): 29-54.
- 24.Han, J., B. D. Meyer, and J. X. Sullivan, 2020, "Income and Poverty in the Covid-19 Pandemic", NBER Working Paper 27729, <https://www.nber.org/papers/w27729>.
- 25.Havranek, T., M. Rusnak, and A. Sokolova, 2017, "Habit Formation in Consumption: A Meta-analysis", *European Economic Review*, Vol. 95: 142-167.
- 26.ILO, 2017, "Unemployment Protection: A Good Practices Guide and Training Package Experiences from ASEAN", https://www.ilo.org/asia/publications/WCMS_571465/lang--en/index.htm.
- 27.Kueng, L., and E. Yakovlev, 2014, "How Persistent Are Consumption Habits? Micro-Evidence from Russia's Alcohol Market", NBER Working Paper 20298, <http://www.nber.org/papers/w20298>.
- 28.La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- 29.Lemieux, T., K. Milligan, T. Schirle, and M. Skuterud, 2020, "Initial Impacts of the COVID-19 Pandemic on the Canadian Labour Market", *Canadian Public Policy*, 46(S1): S55-S65.
- 30.Meghir, C., A. M. Mobarak, C. Mommaerts, and M. Morten, 2022, "Migration and Informal Insurance: Evidence from a Randomized Controlled Trial and a Structural Model", *The Review of Economic Studies*, 89(1): 452-480.
- 31.Nunn, N., and N. Qian, 2011, "The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from A Historical Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 126 (2): 593-650.

- 32.Rosenzweig, M. R., and H. P. Binswanger, 1993, "Wealth, Weather, Risk, and the Composition and Profitability of Agricultural Investments", *The Economic Journal*, 103(416): 56-78.
- 33.Zhang, L. X., S. Rozelle, and J. K. Huang, 2001, "Off-Farm Jobs and On-Farm Work in Periods of Boom and Bust in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 29(3): 505-526.

(作者单位: ¹中国社会科学院经济研究所;
²中国社会科学院大学经济学院;
³内蒙古大学经济管理学院;
⁴内蒙古大学时间利用与调查研究中心)
(责任编辑: 胡 祜)

The Buffering Effect of Agriculture on Non-agricultural Unemployment Under COVID-19: Rethinking the Labor Reservoir Function of Agriculture

SUN Jingfang YU Jinxia DU Fenglian

Abstract: This paper uses the COVID-19 epidemic as an external shock to the labor market, and uses the Difference-in-Differences model to analyze the employment choices of rural laborers facing non-agricultural unemployment shock from the perspective of non-agricultural employment, unemployment, and farming. We find that the probability of non-agricultural employment in rural laborers in severely affected areas significantly decreases after the epidemic, but the probability of farming does not change significantly. This indicates that migrant workers do not turn to agriculture after losing their non-agricultural employment under the shock, but choose to be unemployed. Their employment choices show the characteristic of normalization of non-agricultural employment. Under the shock, it is also difficult for the rural laborers to increase the agricultural income, and there is significant rigid expenditure and housing loan pressure, which strengthens the demand for rural laborers to maintain and obtain non-agricultural employment. This paper has the following implications. Under the current agricultural production conditions and household income structure in China, the labor reservoir function of agriculture in terms of emergency and mutual aid is weakened, making it difficult to fully absorb the rural laborers that have encountered non-agricultural unemployment to alleviate the decline in non-agricultural employment under external shocks. The limited agricultural income also makes it difficult for rural households to resist risks when facing external shocks. More attention needs to be paid to the issue of non-agricultural unemployment among migrant workers.

Keywords: Rural Migrant Workers; External Shocks; Non-agricultural Employment; Non-agricultural Unemployment; Labor Reservoirs

大城市人口调控政策对毗邻区县 第二产业发展的溢出效应*

——来自 2014 年户籍制度改革的证据

席强敏 黎思灏 张可云

摘要:本文以 2014 年户籍制度改革为政策冲击,研究大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的影响。基准回归结果表明,大城市人口调控政策会产生溢出效应,促进毗邻区县第二产业增加值及其占比以及第二产业就业人员数量的增长。机制分析表明:大城市人口调控政策会提升大城市上市公司在毗邻区县异地投资的概率和数量,同时通过劳动力流动提升毗邻区县的外来人口占比和第二产业就业人员占比,从而促进毗邻区县第二产业发展。调节效应分析发现:毗邻区县的最低工资标准和工业用地价格越低,大城市人口调控政策实施对其第二产业发展的溢出效应越大;高铁开通带来的虹吸效应会弱化大城市人口调控政策对毗邻区县的溢出效应强度;对于与大城市具有相似制造业结构的毗邻区县,大城市人口调控政策的溢出效应较大。异质性分析发现:劳动密集型制造业受到大城市人口调控政策的溢出效应最为显著;大城市上市公司对毗邻区县的投资是“梯度式”的,投资主要来源于大城市非中心城区的上市公司。综上,大城市人口调控政策通过促进企业异地投资和劳动力流动对毗邻区县第二产业的发展产生溢出效应。本文研究结论可为建设现代化都市圈和促进都市圈高质量一体化发展提供决策参考。

关键词: 毗邻区县 溢出效应 户籍制度改革 人口调控政策 都市圈一体化

中图分类号: F427 **文献标识码:** A

一、引言

都市圈是城市群内部以超大特大城市或辐射带动功能强的大城市为中心、以 1 小时通勤圈为基本

*本文研究获得国家自然科学基金青年项目“开发区重点产业政策对资源配置效率的影响:微观机制与政策优化”(编号:72003190)、教育部人文社会科学研究规划基金项目“开发区政策对生产性服务业效率的影响:微观机制与政策优化”(编号:24YJA790075)的资助。本文通讯作者:张可云。

范围的城镇化空间形态^①。党的二十大报告指出，要以城市群、都市圈为依托构建大中小城市协调发展新格局。2024年7月，国务院印发的《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》中明确提出，要加快转变超大特大城市发展方式，依托中心城市辐射带动周边市县共同发展，培育一批同城化程度高的现代化都市圈。2021年，《都市圈国土空间规划编制规程（2021）》划定都市圈的时空边界为中心城市城区周边80千米（大都市圈120千米）范围内的县级行政单元。因此，大城市毗邻区县成为承接都市圈人口流入和产业分工的重要载体。目前，中国城镇化进入中后期，人口进一步向大城市涌入。发展壮大都市圈、推动产业和人口向大城市毗邻地区迁移，是缓解大城市拥挤效应并发挥其空间溢出效应的有益尝试。理解和分析大城市与毗邻地区的经济互动，尤其是大城市对毗邻地区的影响机制，能够厘清二者在产业分工和人口迁移上的关系，更好地促进都市圈高质量一体化发展。

与本研究相关的文献主要有两支：一是城市间虹吸和溢出效应；二是虹吸和溢出效应的影响因素。在第一支文献中，回流扩散效应、极化涓滴效应和核心—边缘模型（Myrdal, 1957; Hirschman, 1957; Friedmann, 1972）等经典理论认为，大城市对周边中小城市的影响会随经济发展水平的提升而发生转变，由最初的虹吸效应转变为溢出效应。但新经济地理学的集聚阴影（agglomeration shadow）理论指出，大城市对生产要素具有更强的吸引力，因而大城市周边会形成不利于中小城市发展的集聚阴影区（Fujita et al., 2001）。围绕这些理论，学者展开了许多实证研究，按其结论可分为以下三类。一是大城市对周边城市产生溢出效应。Partridge et al.（2008）基于美国县域就业数据的研究发现，靠近大城市中心有利于毗邻地区就业增长；毛琦梁等（2014）、孙斌栋和丁嵩（2016）分别以京津冀和长三角为研究对象，得出城市群中心城市对周边地区的产业发展和经济增长具有空间溢出效应的结论。赵奎等（2021）研究发现，省会城市的工业发展会显著带动本省其他城市的发展。汪增洋（2024）研究发现毗邻省会城市的小城镇具有更快的人口增速。二是大城市对周边城市产生虹吸效应。种照辉等（2018）运用网络分析方法与空间计量模型得出，长三角城市群核心城市对其他城市存在显著的虹吸效应。三是大城市对周边城市的溢出效应和虹吸效应同时存在。柯善咨（2009）研究发现，中部地区城市之间在地区生产总值和就业增长上存在扩散和回流效应；朱虹等（2012）发现，北京对环京地区产生“空吸”效应，而上海对周边地区则表现出“反哺”效应。

第二支文献是虹吸或溢出效应的影响因素。学者主要考虑交通基础设施的影响（张俊，2017；马光荣等，2020；Cuberes et al., 2021），也有学者关注人口迁移和人口调控政策所造成的虹吸和溢出效应。Ma and Tang（2020）研究发现，劳动力迁入会增加目的地城市的福利，并通过城市间贸易向邻近城市溢出，从而使邻近城市的福利收益超过大城市。Li et al.（2024）研究发现，一旦迁移障碍下降，移民更愿意迁移到更富裕、资源配置扭曲程度更低的县域，通过集聚进一步提高县域生产力优势，导致更大的空间不平等。Yuan et al.（2024）发现，北京市疏解非首都功能政策使得北京周边地区注册企业数量增长、人口规模扩大，带动周边地区经济增长。关于户籍制度如何影响城市间要素流动，

^①参见《国家发展改革委关于培育发展现代化都市圈的指导意见》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-02/21/content_5367465.htm。

部分学者集中讨论了户籍制度阻碍劳动力流动从而导致城市体系扭曲的问题。例如，梁琦等（2013）发现，户籍制度会使城市规模分布扁平化，偏离城市层级体系的帕累托最优。陆铭等（2011）认为，户籍制度和土地制度扭曲了城市体系，使城市发展不足，难以形成集聚效应。Bosker et al. (2012) 发现，放宽户籍限制和增加劳动力流动性会加剧核心—边缘格局。还有部分文献讨论了2014年户籍改革等政策改变要素流向的问题。例如，Hsu and Ma (2021) 通过对比2005年和2015年的劳动力流动数据发现，2014年户籍改革鼓励农村人口向中小城市迁移，抑制了城市发展。An et al. (2024) 研究认为，2014年户籍改革政策使更多劳动力向非特大城市流动，使非特大城市移民工资下降约2.6%~7.9%。

综上所述，大部分学者已从虹吸和溢出效应的角度分析了大城市对其毗邻地区或其他城市的影响。而交通基础设施和区域发展战略会左右生产要素在城市间的分布，因此二者被认为是造成虹吸或溢出效应的主要因素。然而在中国，户籍制度对人口流动同样具有重要影响。大城市的人口调控政策会改变区域内人口流动的方向与规模，从而对毗邻地区产生影响。虽然关于中国户籍制度的文献已较为丰富，但鲜有学者讨论大城市户籍制度如何影响毗邻地区的经济发展。2014年户籍制度改革是自1958年户籍制度设立以来规模最大的一次改革，明确了优先发展中小城市、控制大城市人口流入的城镇化发展道路。这次改革的溢出效应尚未得到深入探讨。因此，本文以2014年户籍制度改革为切入点，研究大城市人口调控政策对毗邻地区第二产业发展的影响。本文研究聚焦第二产业的原因是：第二产业和第三产业的产业特性差异较大，大城市对毗邻地区的溢出机制存在明显差异，需聚焦于其中一个产业部门进行深入分析。本文的研究样本中大部分区县的第二产业增加值占地区生产总值的比重高于第三产业的占比，根据钱纳里工业化阶段理论，大部分区县仍然处于工业化初期或中期阶段，第二产业是推动区县经济增长的主要产业部门。因此，本文选取第二产业作为研究对象更符合区县经济发展所处的阶段。

相对于以往研究，本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，相比于现有关于城市间溢出效应的研究主要聚焦于区域或城市群范围，本研究将空间尺度进一步缩小至大城市毗邻区县。毗邻区县与大城市的联系更为密切，能够更直观和精确地反映大城市的溢出效应。第二，将大城市人口调控政策评价的研究从探讨其对大城市的影响拓展到其对毗邻地区的影响，可以从全局角度丰富对政策效应的评价。第三，从劳动力和资本流动的角度，基于理论和实证研究，揭示大城市人口调控政策通过促进企业异地投资和劳动力流动对毗邻区县产生的溢出效应，同时探讨毗邻区县特征、高铁开通、毗邻区县与大城市的产业结构相似度对溢出效应的调节作用，并分析不同要素密集型行业和不同异地投资方式在溢出效应上的异质性。

二、政策背景和理论分析

（一）政策背景

户籍制度由来已久，改革开放后逐渐松动，并在2001年中国加入世贸组织后加速改革步伐，但当时的户籍制度改革局限于部分城市，未能大面积推广。进入新型城镇化阶段，中国市民化进程落后、

土地城镇化快于人口城镇化以及超特大城市人口拥挤等问题逐渐暴露，传统粗放的城镇化模式难以为继。2014年7月国务院发布的《关于进一步推进行政体制改革的意见》（国发〔2014〕25号，以下简称“《意见》”）指出，“城区人口300万至500万的城市，要适度控制落户规模和节奏，可以对合法稳定就业的范围、年限和合法稳定住所（含租赁）的范围、条件等作出较严格的规定，也可结合本地实际，建立积分落户制度”“严格控制特大城市人口规模。改进城区人口500万以上的城市现行落户政策，建立完善积分落户制度”^①。相对于“全面放开建制镇和小城市落户限制”“有序放开中等城市落户限制”，《意见》在一定程度上要求控制人口流入大城市，使得城区人口300万以上的城市的户籍管理趋严。张吉鹏和卢冲（2019）以2014年为户籍制度改革的分界点，计算发现北上广深等一线城市在改革后的综合落户门槛有所提高。2014年的户籍制度改革为研究大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的影响提供了合适的政策样本。

（二）理论分析

本文对Forslid and Ottaviano（2003）提出的“灵活布局型企业家”模型加以拓展，将大城市限制劳动力流入使地区间劳动力分配不均的情形加入模型，推导城市人口调控政策对企业均衡布局的影响。

1. 初始情形下（不考虑大城市人口调控政策）的均衡分析。假设经济体中存在地区1（大城市）和地区2（大城市毗邻区县），并存在 H 数量的企业家和 L 数量的劳动力，在地区间的分布为： $H_1 + H_2 = H$ ， $L_1 + L_2 = L$ 。每个地区从事两部门生产活动，分别为规模报酬不变的第一产业和规模收益递增的第二产业。第一产业仅使用劳动力一种要素，第二产业同时使用企业家和劳动力两种要素。企业家在地区间自由流动，劳动力只能在产业部门之间自由流动，而在地区间不流动。

一方面，在产品需求端，居民仅消费两种产品，即连续且差异化的工业品和同质化的农产品。 i 地区代表性居民的效用函数（Cobb-Douglas function）和工业品消费量分别为：

$$U_i = X_i A_i^{1-\mu} \quad (1)$$

$$X_i = \left(\int_{s \in N} d_i(s)^{(\sigma-1)/\sigma} ds \right)^{(\sigma-1)/\sigma} \quad (2)$$

(1)式和(2)式中： X_i 和 A_i 分别代表*i*地区的工业品和农产品的消费数量； μ 为常数， $\mu \in (0,1)$ ； N 为工业品种类数； $d_i(s)$ 为*s*工业品的消费量； σ 为常数， $\sigma > 1$ 。

*i*地区代表性居民的预算约束如下：

$$\int_{s \in n_i} p_{ii}(s) d_{ii}(s) ds + \int_{s \in n_j} p_{ji}(s) d_{ji}(s) ds + f_i A_i = Y_i \quad (3)$$

(3)式中： $p_{ii}(s)$ 为*i*地区生产的*s*工业品在*i*地区的销售价格， $d_{ii}(s)$ 为*i*地区生产的*s*工业品在*i*地区的消费量；同理， $p_{ji}(s)$ 为*j*地区生产的*s*工业品在*i*地区的销售价格， $d_{ji}(s)$ 为*j*地区生产的*s*工业品在*i*地区的消费量。 Y_i 代表地区1的总产出， n_i 为*i*地区生产的工业品种类数，

^①参见《国务院关于进一步推进行政体制改革的意见》，https://www.gov.cn/zhuengce/content/2014-07/30/content_8944.htm。

$N = n_i + n_j$ 。 f_i 为 i 地区农产品价格，由于第一产业规模报酬不变且处于完全竞争市场，只使用劳动力要素，因此有： $f_i = w_i^L$ ，其中， w_i^L 为劳动力工资。以农产品为计价物，则有： $f_i = w_i^L = 1$ 。

另一方面，在产品供给端，第二产业规模报酬递增并生产差异化的工业品。要生产 $x(s)$ 数量的 s 工业品，需要 βx 数量的劳动力和 α 数量的企业家。其中，假定 α 和 β 为固定不变的参数。因此，企业总成本函数为：

$$TC_i(s) = w_i \alpha + w_i^L \beta x_i(s) \quad (4)$$

(4) 式中： w_i 代表企业家收入； $x_i(s)$ 是 i 地区代表性企业生产 s 工业品的总产量， $x_i(s) = d_{ii}(s) + \tau d_{ij}(s)$ ，其中， τ ($\tau \geq 1$) 为冰山运输成本， d_{ij} 为 i 地区生产的 s 工业品在 j 地区的消费量。由此可得企业的利润函数为：

$$\prod_i(s) = p_{ii}(s)d_{ii}(s) + p_{ij}(s)d_{ij}(s) - \beta[d_{ii}(s) + \tau d_{ij}(s)] - w_i \alpha \quad (5)$$

(5) 式中， $p_{ij}(s)$ 为 i 地区生产的 s 工业品在 j 地区的销售价格。由于企业可以自由进入和退出，因此在均衡时，利润为 0。将(5)式利润最大化时的一阶条件代入 w_i ，可以得到均衡条件下的 w_1 和 w_2 ：

$$w_1 = \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{Y_1}{H_1 + \phi H_2} + \frac{\phi Y_2}{\phi H_1 + H_2} \right) \quad (6)$$

$$w_2 = \frac{\mu}{\sigma} \left(\frac{Y_2}{H_2 + \phi H_1} + \frac{\phi Y_1}{\phi H_2 + H_1} \right) \quad (7)$$

(6) 式和 (7) 式中： H_1 、 H_2 分别为地区 1 和地区 2 的企业家数量； ϕ 用于衡量贸易自由度， $\phi = \tau^{1-\sigma}$ ，且 $\phi \in (0, 1)$ ； Y_1 、 Y_2 分别代表地区 1 和地区 2 的总产出， $Y_1 = w_1^L L_1 + w_1 H_1 = \frac{L}{2} + w_1 H_1$ ， $Y_2 = \frac{L}{2} + w_2 H_2$ 。

2. 大城市人口调控政策冲击下的均衡。2014 年实施户籍制度改革以后，城区人口 300 万以上城市的落户门槛有所提升。因此，本文拓展初始情形下劳动力在地区间均匀分布的假设，假定劳动力受户籍限制（企业家不受户籍限制），地区 1 的劳动力人数有所减少，地区 2 的劳动力相应增多，则地区 1 和地区 2 的总产出可改写为：

$$Y_1 = \frac{L}{2} - \delta_1 + w_1 H_1 \quad (8)$$

$$Y_2 = \frac{L}{2} + \delta_1 + w_2 H_2 \quad (9)$$

(8) 式和 (9) 式中，将地区 1 转移到地区 2 的劳动力人数设定为 δ_1 ($\delta_1 > 0$)。将 (8) 式、

(9) 式代入(6)式、(7)式，并联立方程求解，可得政策冲击后的企业家收入 w_1^* 和 w_2^* ^①。将 w_1^* 和 w_2^* 分别与初始均衡条件下的 w_1 和 w_2 作差，可以得到：

$$w_1^* - w_1 = -\frac{\mu/\sigma}{1-\mu/\sigma} \times \frac{H_2\delta_1(\phi-1)(\phi+1)(\mu-\sigma)}{2\sigma\phi(H_1^2 + H_2^2) + 2[(\mu+\sigma)\phi^2 - \mu + \sigma]H_1H_2} \quad (10)$$

$$w_2^* - w_2 = -\frac{\mu/\sigma}{1-\mu/\sigma} \times \frac{H_1\delta_1(\phi-1)(\phi+1)(\mu-\sigma)}{2\sigma\phi(H_1^2 + H_2^2) + 2[(\mu+\sigma)\phi^2 - \mu + \sigma]H_1H_2} \quad (11)$$

(10)式和(11)式中，由于 $\mu \in (0, 1)$, $\sigma > 1$ ，因此有： $w_1^* - w_1 < 0$, $w_2^* - w_2 > 0$ 。由此可知，大城市人口调控政策冲击带来的劳动力减少使得地区1的企业家收入减少，而地区2的劳动力增加则提高了地区2的企业家收入。令 $h = H_1/H$, $\omega = w_1^*/w_2^*$ ，分别代表地区1的企业家数量占比和地区间的相对利润，求 h 对 ω 的偏导可以得到：

$$\frac{dh}{d\omega} = \frac{(\phi^2-1)[(L+2\delta_1)(L-2\delta_1)(\mu^2+\sigma^2)+8\delta_1^2\mu\sigma]+(\phi^2+1)2L^2\mu\sigma}{\{[(-2\omega+2)\delta_1+(\omega+1)L]\sigma+\mu\phi[(2\omega-2)\delta_1+(\omega+1)L]+(\mu-\sigma)[(2\omega-2)\delta_1+(\omega+1)L]\}^2} \quad (12)$$

(12)式中，由于分母恒为正数，因此当不考虑地区间贸易壁垒时， $\phi^2=1$ ，则 $dh/d\omega>0$ ，即地区1的企业家数量占比会随着地区间相对利润的减少而减少。结合(10)式，大城市限制人口流入导致地区1的企业家收入减少，这就意味着地区1的企业会向地区2投资。又由于地区2的总产出 Y_2 取决于地区2的企业家和劳动力的数量，因此地区2的总产出也会随企业家和劳动力的迁入有所增加。

大城市人口调控政策会通过影响企业异地投资和劳动力流动对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。从企业角度看，大城市人口调控政策会导致劳动力供给减少，进而提高企业用工的搜寻成本和工资成本，因此企业利润降低，于是存在异地投资的动机。而为了保持与大城市市场的邻近，大城市企业异地投资倾向于在大城市的毗邻区县布局。从劳动力流动角度看，企业向毗邻区县投资会增加当地就业岗位，从而进一步吸引受大城市人口调控政策影响的劳动力流入。

基于以上分析，本文提出如下研究假说。

H1：大城市人口调控政策会对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。

H2：大城市人口调控政策通过促进大城市企业向毗邻区县的第二产业进行异地投资，从而对毗邻区县的第二产业发展产生溢出效应。

H3：大城市人口调控政策通过扩大毗邻区县第二产业的劳动力规模，从而对毗邻区县的第二产业发展产生溢出效应。

3. 考虑调节效应。由(5)式可知，企业利润的大小取决于成本，因此，受大城市人口调控政策影响的企业更倾向于在劳动力工资或土地成本较低的毗邻区县投资。本文对成本函数进一步拓展，将(4)

^①篇幅所限， w_1^* 和 w_2^* 的表达式省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录A。

式改写为:

$$TC_i(s) = w_i \alpha + w_i^L \beta x_i - \kappa \quad (13)$$

(13) 式中, κ ($\kappa > 0$) 代表企业劳动力工资或土地成本下降等因素带来的企业总成本减少。地区 2 的企业利润函数可以相应地改写为:

$$w_2 = \frac{\mu}{\sigma} \left[\frac{L/2 + \delta_1 + w_2 H_2}{H_2 + \phi H_1} + \frac{\phi(L/2 - \delta_1 + w_1 H_1)}{H_1 + \phi H_2} \right] + \kappa \quad (14)$$

将(8)式和(9)式代入(6)式和(14)式, 联立方程求解, 可以得到企业总成本减少后的地区 2 企业家收入 w'_2 , 与 w_2^* 作差可以得到:

$$w'_2 - w_2^* = -\frac{\mu/\sigma}{1-\mu/\sigma} \times \frac{\sigma}{\mu} \times \frac{[(\mu-\sigma)H_1 - \sigma\phi H_2] \times (\phi H_1 + H_2)\kappa}{\sigma\phi(H_1^2 + H_2^2) + [(\mu+\sigma)\phi^2 - \mu + \sigma]H_1 H_2} \quad (15)$$

(15) 式中, $[(\mu-\sigma)H_1 - \sigma\phi H_2] \times (\phi H_1 + H_2)\kappa < 0$, 而其他项大于 0, 因此有: $w'_2 - w_2^* > 0$ 。这表明, 成本的降低能够进一步提升企业的利润, 从而吸引更多企业的投资。综上, 本文提出如下研究假说。

H4: 劳动力工资越低的毗邻区县, 企业投资的概率越大, 大城市人口调控政策的溢出效应越大。

H5: 土地成本越低的毗邻区县, 企业投资的概率越大, 大城市人口调控政策的溢出效应越大。

三、变量选取、数据来源和模型设定

(一) 样本说明

本文根据《中国城市建设统计年鉴 2013》中的城区人口数据, 识别城区人口在 300 万至 500 万和 500 万以上的城市, 即本文中的“大城市”, 共计 17 个^①。本文研究的样本区县包括这 17 个大城市的毗邻区县以及这些毗邻区县所在市的其他区县, 一共包括 83 个市的 716 个区县。由于区县层面数据缺失较为严重, 因此本文使用的是非平衡面板数据。

需要说明的是, 若一个区县同时毗邻两个大城市, 则将该区县认定为城区人口数量较多的大城市的毗邻区县^②。相对于非毗邻区县, 毗邻区县与大城市之间的生产要素流动与经济往来更为密切。因此, 毗邻区县受到大城市人口调控政策的冲击更直接, 符合处理组的要求。将控制组限定在毗邻区县所在市的非毗邻区县, 能够避免处理组和控制组之间样本差异过大, 从而满足平行趋势假定等前提要求。另外, 以地理位置划分处理组和控制组, 能够很好地避免样本自选择问题。

^① 城区人口数量在 300 万至 500 万的城市有哈尔滨市、大连市、成都市、武汉市、西安市、郑州市、长春市、长沙市和青岛市; 城区人口数量在 500 万以上的城市有上海市、北京市、南京市、天津市、广州市、沈阳市、深圳市和重庆市。

^② 例如, 廊坊市香河县同时毗邻北京市和天津市, 则将香河县认定为北京市的毗邻区县。

(二) 变量选取和数据来源

1.被解释变量。被解释变量包括样本区县的第二产业增加值、第二产业增加值占比和第二产业就业人员三个变量，分别从不同角度反映毗邻区县第二产业发展水平。笔者从中经网统计数据库^①中的县域年度库获得各区县2010—2019年第二产业相关数据。以2010年为基期，用各省份2010—2019年工业生产者出厂价格指数对第二产业增加值进行平减，再以第二产业增加值除以当年区县的地区生产总值，从而得到第二产业增加值占比。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为毗邻区县虚拟变量与户籍改革时间虚拟变量的交乘项，即毗邻区县×时间。对于毗邻区县虚拟变量，若区县*i*为大城市毗邻区县，赋值为1，否则赋值为0；对于户籍改革时间虚拟变量，2014年及以后赋值为1，否则赋值为0。另外，考虑到城区人口500万以上的城市落户门槛更加严格，且《意见》中是以城区人口数量来确定户籍制度改革的力度，因此本文还设定了城区人口与户籍改革时间虚拟变量的交乘项，即城区人口×时间。若区县*i*为毗邻区县，则城区人口是该区县所毗邻的大城市2013年（政策发生前一年）的城区人口数量；若区县*i*为非毗邻区县，则城区人口赋值为0。

3.机制变量。一方面，大城市人口调控政策会促进企业向毗邻区县第二产业投资，从而促进毗邻地区第二产业发展。本文将是否异地投资^②、投资数量和投资规模设置为机制变量进行考察。受限于全样本企业异地投资数据可得性，本部分仅采用大城市上市公司异地投资数据进行分析。笔者从中国研究数据服务平台（CNRDS）^③获得上市公司参控股公司的基本信息，从中可以得到上市公司股票代码、参控股公司名称、企业地址等信息，然后使用参控股公司名称在天眼查数据库中检索，得到参控股公司的具体地址和注册资本。是否异地投资为虚拟变量，若大城市上市公司投资于毗邻区县的第二产业，取值为1，否则取值为0。按年份、区县、产业部门对大城市上市公司在毗邻区县设立的子公司数量和注册资本进行加总，得到大城市上市公司异地投资的公司数量和投资规模。

另一方面，大城市人口调控政策会导致劳动力流向毗邻区县，从而对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。为考察这一机制作用，本文选取样本区县外来人口占比、省内迁入人口、省外迁入人口和第二产业就业人员占比作为机制变量。其中，第二产业就业人员占比采用两套数据测算：一是基于2010年和2015年全国人口抽样调查微观数据加总得出；二是采用2010年和2020年全国人口普查的分县资料测算。由于制造业在第二产业部门中相对重要，2010年和2020年全国人口普查数据刚好能够提供第二产业细分行业的数据，因此，本文采用2010年和2020年人口普查数据测算制造业劳动力占比，替换第二产业就业人员占比进行稳健性检验。

4.调节变量。本文考察最低工资标准、工业用地价格、高铁是否开通、制造业结构相似度、第二产业新增企业数量对大城市人口调控政策促进毗邻区县第二产业发展的调节效应。最低工资标准数据

^①资料来源：中经网统计数据库，<http://ifgaha35c74b796f3465eh60p0ufbxwoco6f9f.fifz>。

^②异地投资方式仅包括设立子公司、合营公司和联营公司，即上市公司财报中披露的参控股公司。

^③资料来源：中国研究数据服务平台（CNRDS），<https://www.cnrds.com>。

来源于中国研究数据服务平台（CNRDS），用最低月工资衡量区县最低工资标准。工业用地价格数据来自中国土地市场网^①。笔者首先从中国土地市场网中收集各区县样本期内土地出让的用途、面积、成交价等信息，然后按土地出让的行业用途，以土地出让面积为权重，计算各区县工业用地加权均价。高铁是否开通为虚拟变量，数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）：若样本区县所在市在当年开通了高铁，则变量赋值为1，否则赋值为0。对于制造业结构相似度^②和第二产业新增企业数量，本文均基于全国工商企业注册数据^③进行统计。

（三）变量描述性统计

表1展示了变量名称、含义和描述性统计结果。除虚拟变量、占比变量外，其余变量在后文回归时均取自然对数。

表1 变量的含义及描述性统计结果

| 变量名称 | 变量含义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|--|----------|----------|----------|----------|
| 被解释变量 | | | | | |
| 第二产业增加值 | 平减后的第二产业增加值（万元） | 1.58e+06 | 2.71e+06 | 7.15e+03 | 5.83e+07 |
| 第二产业增加值占比 | 第二产业增加值占地区生产总值的比重 | 0.44 | 0.16 | 0.01 | 0.91 |
| 第二产业就业人员 | 第二产业就业人员数（万人） | 10.18 | 10.95 | 0.05 | 101.08 |
| 核心解释变量 | | | | | |
| 毗邻区县×时间 | 区县是否为大城市毗邻区县：是=1，否=0。时间是否为2014年及以后：是=1，否=0 | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 |
| 城区人口×时间 | 若区县为大城市毗邻区县，则城区人口为该市2013年城区人口数量；否则赋值为0。时间是否为2014年及以后：是=1，否=0 | 0.01 | 0.03 | 0 | 0.24 |
| 机制变量 | | | | | |
| 是否异地投资 | 大城市上市公司是否投资于毗邻区县的第二产业：是=1，否=0 | 0.01 | 0.12 | 0 | 1 |
| 投资数量 | 上市公司在毗邻区县设立子公司的数量（个） | 2.15 | 2.86 | 1 | 33 |
| 投资规模 | 上市公司在毗邻区县设立子公司的注册资本（万元） | 45448 | 104547 | 26 | 1404273 |
| 外来人口占比 | 区县外来人口占常住人口的比例 | 0.34 | 0.15 | 0 | 0.96 |
| 省内迁入人口 | 区县本省其他区县迁入人口（人） | 74014 | 136872 | 11 | 1418946 |
| 省外迁入人口 | 区县省外迁入人口（人） | 67749 | 209959 | 71 | 3077110 |
| 第二产业就业人员占比 | 区县第二产业就业人数占总就业的比重（2010年、2015年全国人口抽样数据） | 0.14 | 0.08 | 0 | 0.61 |
| | 区县第二产业就业人数占总就业的比重（2010年、2020年全国人口普查数据） | 0.23 | 0.12 | 0.01 | 0.73 |

^①资料来源：中国土地市场网，<https://www.landchina.com>。

^②制造业结构相似度的计算方法省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录B。

^③资料来源：国家企业信用信息公示平台，<https://bj.gsxt.gov.cn/index.html>。

表1 (续)

| 制造业劳动力占比 | 区县制造业就业人数占总就业的比重 | 0.15 | 0.11 | 0.01 | 0.71 |
|------------|--------------------------------|---------|---------|------|--------|
| 调节变量 | | | | | |
| 最低工资标准 | 区县最低月工资(元) | 1266.25 | 372.06 | 500 | 2480 |
| 工业用地价格 | 区县工业用地加权均价(元/公顷) | 2133.24 | 4814.23 | 162 | 109379 |
| 高铁是否开通 | 区县所在市是否开通高铁: 是=1, 否=0 | 0.67 | 0.46 | 0 | 1 |
| 制造业结构相似度 | 大城市与毗邻区县分行业注册企业占比作差 取绝对值后求和 | 0.45 | 0.31 | 0 | 1.53 |
| 第二产业新增企业数量 | 区县第二产业新增注册企业数(个) | 404.18 | 787.22 | 1 | 14675 |
| 制造业新增企业数量 | 区县制造业新增注册企业数(个) | 264.80 | 586.61 | 1 | 13279 |

(四) 实证策略

1. 基准回归分析。本文以2014年户籍制度改革为政策冲击, 将城区人口300万以上城市的毗邻区县作为处理组, 将毗邻区县所在市的其他区县作为控制组, 采用双重差分法检验大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的溢出效应。根据上述设计, 本文将基准回归模型设定如下:

$$Sec_indus_{it} = \alpha + \beta_1 Adjoin_i \times Time_t + \eta_i + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16)式中: Sec_indus_{it} 是被解释变量, 代表*i*区县在*t*年的第二产业发展水平, 包括第二产业增加值、第二产业增加值占比和第二产业就业人员。 $Adjoin_i \times Time_t$ 为毗邻区县虚拟变量与户籍改革时间虚拟变量的交乘项(毗邻区县×时间), 若该交乘项的系数 β_1 显著为正, 代表大城市人口调控政策促进毗邻区县第二产业发展。 η_i 为区县固定效应, 吸收区县层面不随时间变化的因素。 λ_{it} 为区县与年份交互固定效应, 吸收区县层面随时间变化的因素^①。 ε_{it} 为随机扰动项, 本文将标准误聚类在区县层面。另外, 不同城区人口规模的城市其户籍制度改革的力度也不同, 本文另采用城区人口与户籍改革时间虚拟变量的交乘项(城区人口×时间)作为核心解释变量, 来反映户籍制度改革力度不同所带来的影响差异。若该交乘项的回归系数显著为正, 代表大城市人口调控政策提升了毗邻区县第二产业发展水平。

2. 机制分析。对于大城市上市公司向毗邻区县第二产业投资的机制分析, 本文采用Logit模型。由于Logit模型中以毗邻区县×时间作为核心解释变量的回归无法收敛, 因此本文使用城区人口×时间作为核心解释变量进行回归。Logit模型形式如下:

$$\log(P_{cit}/1-P_{cit}) = \beta_2 Urbanpop_i \times Time_t + \beta_3 X_{ct} + \theta_j + \theta_c + \psi_{jt} + \zeta_{cit} \quad (17)$$

$$Sub_corpor_{it} = \alpha + \beta_4 Urbanpop \times Time_t + \eta_i + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

^①参考马光荣等(2020)的做法, 本文通过控制区县固定效应以及区县与年份交互固定效应, 可以控制区县层面非时变和时变因素, 因此模型中不再需要额外加入控制变量。

(17) 式中: $Urbanpop_i$ 表示城区人口; P_{cit} 表示大城市的上市公司 c 在 t 年对 i 区县第二产业异地投资的概率; X_{ct} 代表上市公司特征的控制变量, 包括负债水平、公司规模、盈利能力、公司成长性、资产周转率、第一大股东持股比例、股权性质^①; 由于样本量不足以控制区县固定效应, 因此控制城市固定效应 θ_j ; θ_c 代表上市公司固定效应; ψ_{jt} 代表城市与年份交互固定效应。 (18) 式中: Sub_corpor_{it} 代表大城市的上市公司在 t 年对 i 区县第二产业设立的子公司数量或投资规模; 其余变量含义与 (16) 式相同。

对于劳动力流动的机制分析, 本文在 (16) 式的基础上, 将被解释变量分别更换为外来人口占比、省内迁入人口、省外迁入人口、第二产业就业人员占比和制造业劳动力占比进行回归。

3. 调节效应分析和异质性分析。首先, 从毗邻区县特征的角度出发讨论调节效应。受大城市人口调控政策影响最为显著的是对生产成本敏感的劳动密集型企业, 因此, 劳动力和土地成本越低的区县, 越会受到大城市企业投资的青睐。而交通基础设施的建设会通过影响虹吸效应和扩散效应的强度使得大城市人口调控政策的溢出效应产生变化。其次, 大城市与毗邻区县产业结构的相似度也会影响大城市企业向毗邻区县投资, 本文讨论制造业结构相似度的调节效应。最后, 本文测算第二产业和制造业新增企业数量, 以讨论不同行业和上市公司异地投资方式对大城市人口调控政策溢出效应产生的异质性影响。

四、基准回归结果与稳健性检验

(一) 基准回归结果

表2展示了基准回归结果。表2 (1)列、(3)列和(5)列表明, 相对于非毗邻区县, 大城市人口调控政策使毗邻区县的第二产业增加值显著提升, 并推动了第二产业增加值占比的提升和第二产业就业人员数量的增长。从系数大小看, 第二产业就业人员的溢出效应最为显著, 其次是第二产业增加值, 最后是第二产业增加值占比。表2 (2)列、(4)列和(6)列表明, 不论以何种方式度量户籍制度改革的力度, 回归系数依然显著为正。假说H1得证。

表2

基准回归结果

| 变量 | 第二产业增加值 | | 第二产业增加值占比 | | 第二产业就业人员 | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 毗邻区县×时间 | 0.0957*** (0.0241) | | 0.0214*** (0.0056) | | 0.1677*** (0.0557) | |
| 城区人口×时间 | | 0.8286*** (0.2412) | | 0.1642*** (0.0621) | | 1.4773*** (0.4852) |
| 观测值 | 5813 | 5813 | 5744 | 5744 | 4015 | 4015 |
| R ² | 0.9689 | 0.9688 | 0.9501 | 0.9500 | 0.9798 | 0.9798 |

注: ①***表示1%的显著性水平; ②括号内为聚类稳健标准误; ③区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

^①上市公司特征的控制变量设置和描述性统计结果省略, 可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录C。

(二) 平行趋势检验

本文采用事件分析法进行平行趋势检验，分析大城市人口调控政策的长期影响，用政策前3年和后4年的户籍改革时间虚拟变量分别与毗邻区县虚拟变量、城区人口交乘，然后采用(16)式进行回归。平行趋势检验结果^①显示：在大城市人口调控政策实施前，毗邻区县和非毗邻区县在第二产业发展水平上没有显著差异；但在大城市人口调控政策实施后，交乘项系数显著为正。从对不同被解释变量的影响来看，大城市人口调控政策对第二产业就业人员数量的影响尤为显著和持续。从长期来看，大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业的溢出效应呈现先增强后减弱的趋势。

(三) 安慰剂检验

本文遵循 Ferrara et al. (2012) 的思路，随机生成不会对结果变量产生真实影响的伪毗邻区县虚拟变量和伪城区人口，重新构造随机实验，并将上述过程重复500次，得到伪毗邻区县×时间和伪城区人口×时间的估计系数核密度，其分布服从正态分布。安慰剂检验结果^②表明，检验通过。以第二产业增加值为被解释变量的估计结果为例，基准回归结果中毗邻区县×时间的系数估计值0.0957在500次估计结果中没有一次出现，且大部分估计系数都集中在0附近，p值基本大于0.1。

(四) 稳健性检验和排除其他政策的干扰

一是更换核心解释变量：落户门槛指数。本文借鉴张吉鹏和卢冲（2019）的两阶段落户门槛指数构建落户门槛指数^③。2014年大城市人口调控政策实施前，毗邻区县和非毗邻区县的落户门槛指数等同于毗邻大城市的第一阶段落户门槛指数；2014年大城市人口调控政策实施后，毗邻区县的落户门槛指数等同于毗邻大城市的第二阶段落户门槛指数，而非毗邻区县的落户门槛指数仍保持不变。二是更换核心解释变量：城区人口规模。户籍制度改革以城区人口数量为依据划分改革力度，在样本期内，部分城市可能因城区人口规模的变动而导致户籍制度改革力度发生变化。因此，本文选取大城市的城区人口数量来衡量户籍制度改革力度以进行稳健性检验。三是剔除直辖市毗邻区县样本。直辖市在行政级别、辖区面积、第二产业发展水平以及户籍制度改革力度方面与其他大城市有较大差异，本文将其剔除后重新回归。四是将被解释变量进行5%的缩尾处理后重新进行回归。五是将标准误聚类到区县层面改为聚类到城市层面。六是排除其他政策的干扰。国家级开发区或省级开发区能够吸引大批工业企业入驻，提升了区县的第二产业发展水平，因此，剔除2014年及以后设立开发区的区县样本。国家扶贫政策会对当地产业发展予以一定的扶持，因此，剔除2012年确认的592个重点贫困县样本。行政区划调整，例如撤县设区，会促进县域制造业产业升级（乔艺波和贺灿飞，2024），对评估户籍制度改革效果会造成干扰，因此，剔除发生过行政区划调整的区县样本。七是排除房地产调控政策的干扰。大城市房地产市场的剧烈波动有可能对大城市人口调控政策的溢出效应产生影响，本文测算2010—2019年17个大城市的商品房

^①平行趋势检验结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录D。

^②安慰剂检验结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录D。

^③张吉鹏和卢冲（2019）为各城市落户政策构建了落户门槛指数，指数综合考虑了投资、购房、人才引进、普通就业等多方面落户渠道，分为2000—2013年和2014—2016年两个阶段。本文采用投影法指数。

平均销售价格，将房价波动最大的5个城市从样本中剔除，然后重新进行回归^①。

上述稳健性检验和排除其他政策干扰的回归结果均显示^②，基准回归结果是稳健的。

五、机制分析

(一) 大城市企业在毗邻区县投资的机制分析

大城市人口调控政策有可能通过企业异地投资对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应。表3(1)列和(2)列显示了基于(17)式的估计结果，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策都显著提升了上市公司在毗邻区县投资的概率。另外，上市公司负债水平的提升会降低其在毗邻区县投资的概率，而上市公司规模的扩张会提升其在毗邻区县投资的概率。表3(3)～(6)列展示了基于(18)式的回归结果。其中，(3)列和(5)列展示的是全样本的估计结果，(4)列和(6)列展示的是城区人口500万以上城市样本的估计结果。可见，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策使上市公司更多地在毗邻区县进行异地投资，且溢出效应更多地体现在城区人口500万以上的城市。因此，大城市人口调控政策促进了大城市上市公司在毗邻区县的投资。假说H2得证。

表3 机制分析回归结果：大城市上市公司在毗邻区县投资

| 变量 | 是否异地投资 | | 投资数量 | | 投资规模 | |
|------------------|--------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| | 第二产业 | 制造业 | 全样本 | 城区人口500万以上样本 | 全样本 | 城区人口500万以上样本 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 城区人口×时间 | 134.9021*** (44.1730) | 146.4598** (58.5625) | 0.0654*** (0.0250) | 0.0752*** (0.0251) | 0.0356 (0.0437) | 0.0526 (0.0451) |
| 控制变量 | 已控制 | | 未控制 | | 未控制 | |
| 观测值 | 3009 | 1471 | 1546 | 880 | 1546 | 880 |
| 伪 R ² | 0.7081 | 0.7461 | | | | |
| R ² | | | 0.4750 | 0.5072 | 0.5831 | 0.6412 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③(1)列和(2)列中，控制变量的估计结果省略，上市公司固定效应、城市固定效应、城市与年份交互固定效应均已控制；④(3)～(6)列中，区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

(二) 毗邻区县劳动力流入的机制分析

大城市人口调控政策有可能通过劳动力流动对毗邻区县第二产业发展产生溢出效应，机制检验的回归结果如表4所示。可以看到，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策使毗邻区县省内和省外迁入人口均有所增长，同时外来人口占比、第二产业和制造业的就业人口占比显著提升。以上估计结果从不同侧面说明大城市人口调控政策扩大了毗邻区县的劳动力规模，因此假说H3得证。

^①据测算，2010—2019年商品房销售价格标准差最大的5个城市是深圳市、北京市、上海市、南京市和广州市。

^②稳健性检验和排除其他政策的干扰的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录E。

表4 机制分析回归结果：毗邻区县劳动力流入

| 变量 | 外来人口占比 (1) | 第二产业就业人员占比(抽样数据) (2) | 省内迁入人口 (3) | 省外迁入人口 (4) | 第二产业就业人员占比(普查数据) (5) | 制造业劳动力占比 (6) |
|----------------|------------------------|-------------------------|----------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|
| 毗邻区县×时间 | 0.0321*** (0.01035) | 0.0085** (0.0035) | 0.1480** (0.0613) | 0.1606*** (0.0589) | 0.0214*** (0.0071) | 0.0149** (0.0058) |
| 观测值 | 1325 | 1383 | 1315 | 1315 | 1314 | 1315 |
| R ² | 0.9169 | 0.9533 | 0.9784 | 0.9833 | 0.9304 | 0.9602 |

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③区县与年份交互固定效应、城市固定效应均已控制；④（1）列和（2）列回归采用2010年和2015年全国人口抽样调查数据，（3）～（6）列回归采用的是2010年和2020年全国人口普查分县数据。

六、调节效应和异质性分析

（一）毗邻区县特征的调节效应

1. 劳动力成本的调节效应。劳动密集型企业受大城市人口调控政策的影响最大，这类企业需要寻找接近市场且劳动力成本更低的区县。最低工资标准是影响劳动力成本的重要因素，标准越低意味着在法律允许的范围内企业可以支付更低的报酬。劳动密集型企业更有可能在最低工资标准更低的区县投资。本文将最低月工资标准对数及其与毗邻区县×时间的交乘项纳入（16）式进行回归。

表5（1）列和（2）列中，毗邻区县×时间×最低月工资标准的系数显著为负，而（3）列中该交乘项系数不显著，表明最低工资标准越低的区县所获得的溢出效应越大，但这种溢出效应并未体现在就业人员数量上。虽然更低的工资标准可以吸引企业布局，但劳动者为了追求更高的收入，倾向于流向工资标准更高的区县。

表5 最低工资标准的调节效应估计结果I

| 变量 | 第二产业增加值 | | 第二产业就业人员 (3) |
|-------------------|------------------------|-----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | |
| 毗邻区县×时间 | 2.6094*** (0.6347) | 0.3005** (0.1217) | 0.8605 (0.8241) |
| 最低月工资标准对数 | 0.8901*** (0.0296) | 0.0658*** (0.0080) | 0.0603 (0.0418) |
| 毗邻区县×时间×最低月工资标准对数 | -0.3639*** (0.0902) | -0.0411** (0.0174) | -0.0969 (0.1195) |
| 观测值 | 5227 | 5159 | 3607 |
| R ² | 0.9750 | 0.9512 | 0.9798 |

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

为验证最低工资标准对企业布局的影响，本文将最低月工资标准对数及其与城区人口×时间的交乘项纳入（17）式进行回归。表6的回归结果显示，降低最低工资标准会显著提升上市公司在毗邻区县第二产业异地投资的概率。综上，最低工资标准越低的毗邻区县，越能吸引企业进入，大城市人口调控政策的溢出效应就越大。假说H4得证。

表6 最低工资标准的调节效应回归结果II

| 变量 | 是否异地投资 | |
|--------------------|------------|----------|
| | 系数 | 标准误 |
| 大城市城区人口×时间 | 681.1973** | 318.8166 |
| 最低月工资对数 | 10.4127*** | 3.7522 |
| 大城市城区人口×时间×最低月工资对数 | -72.2527* | 42.2445 |
| 控制变量 | 已控制 | |
| 观测值 | 2644 | |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②标准误为聚类稳健标准误；③控制变量估计结果略，城市固定效应、上市公司固定效应以及城市与年份交互固定效应均已控制。

2. 土地成本的调节效应。除劳动力成本外，土地成本也是影响企业布局的重要因素。地方政府往往以低廉的出让价格转让工业用地，从而在招商引资方面相互竞争。因此，工业用地价格也会造成大城市人口调控政策溢出效应的不同。为此，本文将工业用地价格对数及其与毗邻区县×时间的交乘项纳入（16）式进行回归。

表7显示，与最低工资标准的调节效应类似，工业用地价格越低，城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的溢出效应越大，但工业用地价格的调节效应并未体现在第二产业就业人员的溢出效应上。这个结果与现实逻辑相吻合——土地成本与企业生产直接相关，而对就业无直接影响。

表7 工业用地价格调节效应估计结果I

| 变量 | 第二产业增加值 | 第二产业增加值占比 | 第二产业就业人员 |
|------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| 毗邻区县×时间 | 0.3251*** (0.0826) | 0.0541*** (0.0138) | 0.2487*** (0.0889) |
| 工业用地价格对数 | 0.0026 (0.0046) | 0.0012 (0.0007) | 0.0104* (0.0057) |
| 毗邻区县×时间×工业用地价格对数 | -0.0237** (0.0111) | -0.0054*** (0.0019) | -0.0032 (0.0089) |
| 观测值 | 4279 | 4214 | 3297 |
| R ² | 0.9651 | 0.9478 | 0.9771 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为聚类稳健标准误；③区县与年份交互固定效应、区县固定效应均已控制。

为了检验较低的土地成本能否吸引企业布局，本文将工业用地价格对数及其与城区人口×时间的交乘项纳入（17）式进行回归。表8的回归结果显示，土地成本的降低会提升上市公司在毗邻区县第

二产业异地投资的概率。这表明，毗邻区县通过更低的工业出让价格来吸引劳动密集型企业投资，从而在大城市人口调控政策实施中获取更大的溢出效应。综上，假说 H5 得证。

表 8

土地成本的调节效应估计结果II

| 变量 | 是否异地投资 | |
|-----------------------|-------------|---------|
| | 系数 | 标准误 |
| 大城市城区人口×时间 | 183.7380*** | 38.1920 |
| 工业用地加权均价对数 | 0.6192** | 0.2507 |
| 大城市城区人口×时间×工业用地加权均价对数 | -4.9146** | 2.3969 |
| 控制变量 | 已控制 | |
| 观测值 | 2397 | |

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；②标准误为聚类稳健标准误；③控制变量估计结果略，城市固定效应、上市公司固定效应以及城市与年份交互固定效应均已控制。

3. 高铁开通的调节效应。高铁、高速公路的建设既会通过降低要素流动的成本，促进大城市企业和劳动力向毗邻地区转移，也会通过虹吸效应引致劳动力和资本等生产要素向大城市转移。为了识别高铁开通对大城市人口调控政策的溢出效应产生的影响，本文将高铁是否开通虚拟变量与毗邻区县×时间交乘，纳入（16）式进行回归。回归结果显示^①，毗邻区县×时间×高铁是否开通的系数显著为负，表明高铁开通会弱化大城市人口调控政策对毗邻地区第二产业发展的溢出效应强度。

（二）大城市与毗邻区县制造业结构相似度的调节效应

承接产业投资需要一定的产业基础，与大城市具有相似产业结构的毗邻区县更有可能进行产业链分工，从而在大城市人口调控政策实施以后获得更显著的溢出效应。由于缺乏区县制造业行业大类的宏观统计数据，本部分采用的是全国工商企业注册数据，由此测算毗邻区县与大城市的制造业结构相似度，然后再将制造业结构相似度及其与毗邻区县×时间的交乘项纳入（16）式进行回归。回归结果显示^②，这一交乘项显著为负，这表明毗邻区县与其临近的大城市在产业结构上越相似，所获得的溢出效应越大。

（三）不同要素密集型行业的异质性

本部分采用全国工商企业注册数据分析大城市人口调控政策的溢出效应在不同类型行业之间的异质性，因为与上市公司异地投资数据相比，全国工商企业注册数据更能全面反映地区的企业发展情况。参考阳立高等（2014）的方法，本文将制造业行业大类划分为劳动密集型和非劳动密集型行业^③，然后计算样本区县各年第二产业、制造业以及不同类型制造业的注册企业数量，对其取对数后作为被解释变量纳入（16）式进行回归。回归结果显示^④，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策使毗邻区

^① 高铁开通调节效应的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 F。

^② 制造业结构相似度调节效应的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 G。

^③ 具体分类方法省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 H。

^④ 不同行业异质性的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录 I。

县第二产业和制造业的新增企业数量显著增加。该结果进一步验证了企业异地投资的作用机制。从解释变量的系数大小和显著性在劳动密集型行业和非劳动密集型行业之间的对比可以看出，大城市人口调控政策的实施更显著地促进了大城市企业向毗邻区县的劳动密集型行业投资。

（四）大城市上市公司异地投资方式的异质性

本文将大城市的上市公司总部所在地分为中心城区和非中心城区，然后分别加总中心城区上市公司和非中心城区上市公司在毗邻区县第二产业异地投资的公司数量和规模^①，作为被解释变量纳入（16）式进行回归。若大城市人口调控政策的实施显著提升了中心城区上市公司在毗邻区县异地投资的公司数量，则这种投资是“跳跃式”的；若大城市人口调控政策的实施显著提升了非中心城区上市公司异地投资的公司数量，则这种投资是“梯度式”的。回归结果显示^②，对毗邻区县的投资主要来自大城市非中心城区的上市公司，属于“梯度式”投资，意味着大城市人口调控政策对毗邻区县第二产业发展的影响更符合产业梯度转移的规律。

七、结论与政策启示

本文以2014年户籍制度改革为政策冲击，研究大城市人口调控政策对其毗邻区县第二产业发展的影响，并从大城市企业对毗邻区县异地投资和劳动力流动的角度识别其中的作用机制。本文得出如下研究结论。

第一，相对于非毗邻区县，大城市人口调控政策实施对毗邻区县第二产业发展产生了显著的溢出效应，表现为第二产业增加值及其占比的提升和第二产业就业人员数量的增长。

第二，在大城市人口调控政策的冲击下，大城市的上市公司倾向于向毗邻区县的第二产业投资，同时，有更多的劳动力向毗邻区县流入，第二产业尤其是制造业就业人员占比显著提升。大城市上市公司对毗邻区县的投资是“梯度式”的，投资主要来源于大城市非中心城区的上市公司。

第三，最低工资标准和工业用地价格越低的毗邻区县，越容易获得大城市上市公司的异地投资，获得的大城市人口调控政策溢出效应就越大。高铁开通带来的虹吸效应会弱化大城市人口调控政策对毗邻区县的溢出效应强度。对于与大城市具有相似产业结构的毗邻区县，大城市人口调控政策的溢出效应较强。毗邻区县劳动密集型制造业受到的溢出效应最为显著。

本文的研究结论可为进一步深化户籍制度改革，促进都市圈高质量一体化发展提供政策启示。一是促进大城市与毗邻地区的要素流动，推动都市圈高质量一体化发展。大城市在区域经济发展中承担着引领和带动作用，并且随着城市规模的扩大和对地区辐射带动作用的日益加强，大城市与毗邻地区

^①对于大城市中心和非中心城区上市公司在毗邻区县异地投资的公司数量和规模，本文依据各大城市的城市规划对中心城区的界定，将上市公司总部所在地分为大城市的中心城区和非中心城区，再加总计算大城市上市公司在毗邻区县异地投资的公司数量和注册资本。数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）。

^②上市公司异地投资方式异质性分析的回归结果省略，可登录中国知网或本刊网站查阅本文附录J。

一体化发展形成的都市圈在区域协调发展中将发挥更重要的作用。人流、物流、资金流的畅通是促进大城市与毗邻地区一体化发展的必要条件，因此，大城市与毗邻地区间需要建立要素流动机制，相互开放要素市场，在税收、土地利用、人才流动、社会保障等方面加强城市间的政策协调，实现区域利益最大化和各方利益的公平分享。

二是毗邻地区需要加快提升产业承接能力，应对户籍制度改革带来的冲击。2014年户籍制度改革更多地吸引了劳动密集型企业向大城市的毗邻区县迁移。尽管毗邻地区相对低廉的劳动力和土地成本更容易获得企业的青睐，但逐底竞争的模式不可持续。根据2024年7月国务院印发的《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》，未来随着户籍制度改革的逐步深入，城区常住人口300万至500万城市落户条件将全面放宽，城区常住人口500万以上超大特大城市积分落户政策将日趋完善，大城市毗邻地区受到的虹吸效应预计将呈现增强的态势。为避免成为“集聚阴影”，毗邻地区应摒弃一味利用低廉成本吸引大城市企业的模式，通过优化营商环境和完善配套设施，提高对大城市企业的承接能力。

三是推进都市圈内社保和落户积分的互认，促进人才在大城市与毗邻地区之间的流动。毗邻区县虽然可以与大城市共用相同的商品和服务消费市场，但两者在公共服务，尤其是教育、医疗和社会保障方面存在较大差距，难以吸引企业家。都市圈内落户积分的互认，有利于人才流动，促进都市圈高质量一体化发展。

参考文献

- 1.柯善咨，2009：《扩散与回流：城市在中部崛起中的主导作用》，《管理世界》第1期，第61-71页。
- 2.梁琦、陈强远、王如玉，2013：《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》，《中国社会科学》第12期，第36-59页。
- 3.陆铭、向宽虎、陈钊，2011：《中国的城市化和城市体系调整：基于文献的评论》，《世界经济》第6期，第3-25页。
- 4.马光荣、程小萌、杨恩艳，2020：《交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究》，《中国工业经济》第6期，第5-23页。
- 5.毛琦梁、董锁成、黄永斌、李俊、吴殿廷，2014：《首都圈产业分布变化及其空间溢出效应分析——基于制造业从业人数的实证研究》，《地理研究》第5期，第899-914页。
- 6.乔艺波、贺灿飞，2024：《撤县设区对县域制造业产业升级的影响——基于三重差分法的政策评估》，《地理学报》第4期，第909-930页。
- 7.孙斌栋、丁嵩，2016：《大城市有利于小城市的经济增长吗？——来自长三角城市群的证据》，《地理研究》第9期，第1615-1625页。
- 8.汪增洋，2024：《优化都市圈空间结构：小城镇和乡村发展的视角》，《中国农村经济》第10期，第104-131页。
- 9.阳立高、谢锐、贺正楚、韩峰、孙玉磊，2014：《劳动力成本上升对制造业结构升级的影响研究——基于中国制造业细分行业数据的实证分析》，《中国软科学》第12期，第136-147页。

- 10.张吉鹏、卢冲, 2019: 《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1509-1530页。
- 11.张俊, 2017: 《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1533-1562页。
- 12.赵奎、后青松、李巍, 2021: 《省会城市经济发展的溢出效应——基于工业企业数据的分析》, 《经济研究》第3期, 第150-166页。
- 13.种照辉、覃成林、叶信岳, 2018: 《城市群经济网络与经济增长——基于大数据与网络分析方法的研究》, 《统计研究》第1期, 第13-21页。
- 14.朱虹、徐琰超、尹恒, 2012: 《空吸抑或反哺: 北京和上海的经济辐射模式比较》, 《世界经济》第3期, 第111-124页。
- 15.An, L., Y. Qin, J. Wu, and W. You, 2024, "The Local Labor Market Effect of Relaxing Internal Migration Restrictions: Evidence from China", *Journal of Labor Economics*, 42(1): 161-200.
- 16.Bosker, M., S. Brakman, H. Garretsen, and M. Schramm, 2012, "Relaxing Hukou: Increased Labor Mobility and China's Economic Geography", *Journal of Urban Economics*, 72(2-3): 252-266.
- 17.Cuberes, D., K. Desmet, and J. Rappaport, 2021, "Urban Growth Shadows", *Journal of Urban Economics*, Vol. 123, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2021.103334>.
- 18.Ferrara, E. L., A. Chong, and S. Duryea, 2012, "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil", *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- 19.Forslid, R., and G. I. Ottaviano, 2003, "An Analytically Solvable Core-Periphery Model", *Journal of Economic Geography*, 3(3): 229-240.
- 20.Friedmann, J., 1972, "A General Theory of Polarized Development". in N. M. Hansen (ed.) *Growth Centers in Regional Economic Development*, New York: Free Press, 82-107.
- 21.Fujita, M., P. R. Krugman, and A. Venables, 2001, *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Cambridge, MA: The MIT Press, 147.
- 22.Hirschman, A. O., 1957, "Investment Policies and 'Dualism' in Underdeveloped Countries", *The American Economic Review*, 47(5): 550-570.
- 23.Hsu, W. T., and L. Ma, 2021, "Urbanization Policy and Economic Development: A Quantitative Analysis of China's Differential Hukou Reforms", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 91, <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbecon.2020.103639>.
- 24.Li, X., L. Ma, and Y. Tang, 2024, "Migration and Resource Misallocation in China", *Journal of Development Economics*, Vol. 167, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2023.103218>.
- 25.Ma, L., and Y. Tang, 2020, "Geography, Trade, and Internal Migration in China", *Journal of Urban Economics*, Vol. 115, <https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.06.004>.
- 26.Myrdal, G., 1957, *Economic Theory and Under-Developed Regions*, London: Duckworth, 23-38.
- 27.Partridge, M. D., D. S. Rickman, K. Ali, and M. R. Olfert, 2008, "Employment Growth in the American Urban Hierarchy: Long Live Distance", *The BE Journal of Macroeconomics*, 8(1), <https://doi.org/10.2202/1935-1690.1627>.

28.Yuan, B., K. Jing, and Y. Liu, 2024, "From Agglomeration to Dispersion: How Does China's Noncapital Functions' Relief Affect Regional Development", *Journal of Regional Science*, 64(3): 595-620.

(作者单位：中国人民大学应用经济学院)

(责任编辑：黄易)

Spillover Effect of Population Control Policies in Big Cities on Secondary Industry in Adjacent Districts and Counties: Evidence from the Household Registration System Reform in 2014

XI Qiangmin LI Sihao ZHANG Keyun

Abstract: Taking the reform of household registration system in 2014 as a policy shock, this paper studies the influence of population control policies in big cities on the development of the secondary industry in adjacent districts and counties. The results of benchmark regression show that the population control policies in big cities have spillover effects, which promote the growth of the added value and its proportion of the secondary industry and the number of employees in the secondary industry in adjacent districts and counties. Mechanism analysis shows that the population control policies in big cities increase the probability and quantity of listed companies in big cities investing in adjacent districts and counties, and at the same time increase the proportion of migrants and employees in the secondary industry through labor mobility, thus promoting the development of the secondary industry in adjacent districts and counties. The analysis of moderating effect shows that the lower the minimum wage standard and industrial land price in adjacent districts and counties are, the greater the spillover effects of the implementation of population control policies in large cities on the development of the secondary industry are. The siphon effect brought by the opening of high-speed rail weakens the spillover effects of population control policies in big cities on adjacent districts and counties. In adjacent districts and counties with similar manufacturing structure to big cities, the spillover effects of population control policies in big cities are greater. Heterogeneity analysis shows that the spillover effects of labor-intensive manufacturing industry by population control policies in big cities are the most significant. The investment of listed companies in big cities in neighboring counties is "gradient", and the investment mainly comes from listed companies in non-central urban areas of big cities. To sum up, the population control policies in big cities have spillover effects on the development of the secondary industry in neighboring counties by promoting enterprises' investment in different places and labor mobility. The conclusion of this paper provides decision-making references for constructing modern metropolitan areas and promoting high-quality integrated development of the metropolitan areas.

Keywords: Adjacent Districts and Counties; Spillover Effects; Reform of Household Registration System; Population Control Policies; Metropolitan Area Integration

供销合作社综合改革与农户增收*

——基于 2014 年供销合作社综合改革试点的准自然实验

张 霆¹ 王子栋²

摘要：本文以 2014 年的供销合作社综合改革试点为准自然实验，基于 2010—2020 年中国家庭追踪调查数据，实证检验供销合作社综合改革对农户的增收效应。研究发现：供销合作社综合改革可以提高农村家庭的人均收入，该结论在一系列稳健性检验中依然成立；供销合作社综合改革主要通过降低农资成本、提供技术支持、推动土地适度规模经营、促进农产品销售等机制促进农户增收。进一步研究发现，供销合作社综合改革可以缓解农户个体之间、地区之间、城乡之间的贫富差距，进而促进共同富裕。本文的研究结论有助于认识供销合作社在新时代下的存续价值，为供销合作社综合改革的持续推进提供经验证据支撑。在未来深化供销合作社改革的进程中，可以考虑健全中国特色的供销合作社治理体系，重点建设农村地区和欠发达地区的供销合作社基础，并注意对接收入较低的小农户。

关键词：供销合作社综合改革 农户增收 共同富裕 双重差分模型

中图分类号：F721.2; F323.8 **文献标识码：**A

一、问题的提出

供销合作社（以下简称“供销社”）是一个组织架构与运作模式都十分独特的合作经济组织，在计划经济时期起到了促进城乡物资交流、保障市场供给、扶持工业发展的作用，对经济发展和居民日常生活具有重要意义。而随着中国特色社会主义市场经济体制的不断完善，供销社原有的经营策略无法适应市场经济的发展，在市场竞争中日渐式微，逐渐淡出大众视野。贫富差距成为目前制约中国经济的发展、影响社会稳定的重要症结。而共同富裕最艰巨、最繁重的任务仍然在农村。分散的小农户具有兼业化、粗放化和细碎化的典型特征，农民现代化在较长一段时间内将是农业农村现代化整体进程中的突出短板（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2024），化解小农户与大市场脱节的问题无疑将有助于农户增收、促进共同富裕。供销社“组织体系比较完整，经营网络比较健全，服务功能比较完

*感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：王子栋。

备，完全有条件成为党和政府抓得住、用得上的为农服务骨干力量”^①，在新发展阶段理应肩负起服务“三农”的时代使命。

虽然供销社具有为农服务的潜力，但在过去很长一段时间内，供销社与农民之间的合作关系并不紧密，部分供销社为扭亏增盈出现了非农化趋势，功能定位模糊。在此背景下，对供销社进行深入改革成为激发其内生动力和发展活力的必然选择。按照试点先行的工作思路，中共中央、国务院于2014年批准在山东、浙江、广东和河北4省开展供销社综合改革试点，旨在推动供销社履行为农服务职责，提升为农服务综合实力。这一轮改革开启了供销社从“单纯的购销服务向农村综合服务平台”的转变^②。

新时代下的供销社能否为农服务？现有文献多是通过理论分析和实地调研对这一问题进行讨论。在理论层面，孟庆国等（2021）认为，供销社作为一种嵌入性组织，或称混合型组织，能够为多方合作提供正当性，降低交易成本，具有服务农业发展的独特优势。杨旭和李俊（2023）从政府治理视角分析了供销社的角色、功能和改革方向，认为本轮以为农服务为宗旨的供销社综合改革是推动有为政府和有效市场相结合的有效实现形式。在为农服务细节上，一些案例研究认为供销社能够在推进土地托管（孔祥智，2018）、农资保供稳价（靳梦瑞和刘岩军，2023）、发展电子商务（冯亚伟，2016）、创新农产品流通模式（钱昭英和徐大佑，2020）、优化乡村治理（张瑞等，2023）等方面发挥作用。

值得注意的是，学术界关于供销社的争议中，最频繁、最激烈、最长期的焦点就是其产权问题。许建明（2017）认为，如果产权收益得不到落实，供销社能否履行公益性职能就会受到质疑。具体来说，《中华全国供销合作总社章程》对供销社的定义是“集体所有制的综合性合作经济组织”。从产权性质看，供销社无疑是集体所有制，但是“集体”的边界如何界定，收益权实际归属于谁，仍是尘埃未定的问题。最终所有者的缺位引发了学者对于供销社一系列问题的担忧。例如，产权制度缺失可能导致治理结构不完善，使得供销社缺乏对内部人控制问题的利益制衡机制（徐旭初和黄祖辉，2006）。作为产权实现的关键环节，目前供销社对产权的保护从理论到实践都是缺失的，容易致使各级社改革改制无章可循（李涛和张富春，2016）。同时，由于产权界定不清，农民作为供销社合法所有者的收益得不到落实，农民与供销社之间容易变成单纯的买卖关系（韩俊，1998）。此外，也有学者指出了供销社存在的一些其他问题。例如，豆书龙和张明皓（2021）对山东省某县供销社的土地托管业务进行考察，认为供销社具有成为为农服务主体的天然优势，但在实践中面临内部关系不协调、与农业部门职能重叠等一系列挑战，破解这些难题需进一步深化供销社综合改革。

综合来看，关于“供销社能否为农服务”，现有研究结论存在较大争议。虽然大量案例分析持肯定或部分肯定的观点，但也有不少理论或案例研究指出，囿于产权不清、体制不顺、职能重叠等因素，供销社对农业生产经营的影响可能较小。本文认为，从中央对供销社的功能定位和现实的改革措施看，2014年的供销社综合改革是在暂时搁置供销社产权“存量”问题的基础上，从业务重心、服务手段、

^①参见《中共中央 国务院关于深化供销合作社综合改革的决定》（中发〔2015〕11号），https://www.gov.cn/zhengce/2022/03/content_3635175.htm。

^②资料来源：《供销合作社的春天来了》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=853106>。

恢复基层基础等方面入手的“增量”性改革。那么，本轮“增量”性改革能否提升供销社为农服务的能力？如果答案是肯定的，那么至少部分说明，即使在产权问题暂未得到实质性解决的情况下，供销社也是可以为农服务的。换句话说，供销社在新时代仍然具有重要的存续价值。虽然既有文献提供了相关理论指引，并深入剖析了具体案例，但上述问题仍有待进一步实证研究，以得出关于供销社综合改革效果的较为一般性的结论。

鉴于此，本文的边际贡献主要有两个方面。一是在研究命题方面，本文关注供销社对农户收入的影响。目前，这一问题仅在部分理论文献中有所提及，有针对性的讨论尚显欠缺。二是在研究方法方面，目前关于供销社的研究多采用理论分析或者案例分析，鲜有实证研究，本文采用实证分析方法探讨供销社如何影响农户收入。具体来说，本文尝试使用2010—2020年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，基于2014年供销社综合改革试点，通过收集各地政府文件及供销社相关资料，将试点地区精确到区县一级，构建双重差分模型检验供销社综合改革对农户收入增长的促进作用；在此基础上，进一步分析供销社综合改革的共同富裕效应。本文的研究结论有助于理解供销社在新时代的存续价值，为供销社综合改革的持续推进提供经验证据的支撑，解释供销社促进农户增收的机制，以及探讨未来需要深化改良之处。在供销社持续深化改革和实现共同富裕目标的背景下，本研究具有重要的现实意义。

二、政策背景和理论分析

（一）供销社综合改革试点的提出和原则

供销社的改革发展经历了一个曲折的过程。客观上，供销社并不完全是一般意义上的合作经济组织，而是具有鲜明的中国特色，与中国农村地区的经济发展相伴而生。与西方语境中由民间自发形成且分散的合作经济组织不同，供销社从一开始就是由政府“自上而下”推动建设的组织系统。中华人民共和国成立之初，供销社发挥了组织农业生产、沟通城乡物资、帮助国家完成工业化原始积累等作用。自20世纪80年代以来，在改革开放和家庭承包责任制的影响下，农村生产经营和消费的决策主体从集体转变为分散的农户家庭，个体工商业和农村集贸市场等逐渐兴起，这一转变导致供销社的垄断地位受到了冲击，出现供销社自身定位混乱、组织衰败等现象。时代大潮下，供销社在部分群众眼中一度被视为依赖财政生存、安排干部岗位的类行政机构。直至21世纪初的很长一段时间内，实现扭亏为盈成为供销社的工作重点。这一时期，部分供销社出现非农化趋势，发展方向不明，而传统的农业生产销售模式亟须转型。在此背景下，为了做强农业，中共中央、国务院于2014年批准在山东、浙江、广东和河北4省开启以为农服务为宗旨的供销社综合改革先行试点。

2015年，《中共中央 国务院关于深化供销合作社综合改革的决定》（以下简称“《决定》”）进一步明确本轮改革的原则，包括坚持为农服务根本宗旨、坚持合作经济基本属性、坚持社会主义市场经济改革方向，以及坚持因地制宜和分类指导。其中，因地制宜原则是本轮改革区别于以往改革的重要特点，该原则强调要给基层更多选择权，充分尊重地方差异，试图通过各地实践探索，“自下而上”重新组织基层供销社，从而缓解宏观设计和微观环境之间不匹配的问题。从历史发展的视角来看，由政府“自上而下”推动或者由民间“自下而上”形成，均不能独立解释供销社综合改革和发展的逻辑。这是因为，

供销社是由政府推广才得以建立的遍布全国的组织系统，改革供销社必须支付显而易见的高昂成本，从而单纯寄望农村内生力量的自行改革将会遥遥无期，必须依靠政府外力介入来负担改革成本；同时，各地村情农情有较大差异，从政府需求出发推行的“一刀切”政策势必无法适应复杂的地区差异。这些因素导致改革必须走“上下结合”的路径，即既依靠政府强力支持，又依赖基层自发探索。2014年开启的供销社综合改革试点，正体现了上述政府指引、基层选择的“上下结合”的改革思路，同时标志着供销合作事业进入了新的历史阶段（汤益诚，2017）。

（二）供销社综合改革何以促进农户增收

同时具有公共组织和非公共组织的性质，但又不完全属于其中任何一种，这类组织被称为混合型组织或嵌入性组织。徐旭初和金建东（2024）认为，供销社的本质是在中国特色社会主义制度下具有合作经济性质、类行政性的、为农服务的混合型组织。同属混合型组织，与供销社类似的还有一些商业二类国有企业、涉农金融机构等（董玄等，2018）。传统经济学理论认为，混合型组织不利于分工，因而是低效的、不合理的。并且有研究指出，公共组织与非公共组织分工合作，可以提升非公共组织的资源配置效率，缓解公共组织的激励机制问题（敬义嘉，2007）。既然如此，混合型组织为什么还会在中国长期且普遍性地存在呢？制度逻辑相关理论或许可以回答这一问题：当同一场域内的不同制度主体存在相互冲突的逻辑导向时，混合型组织存在的意义就是消除冲突和协调差异化的制度逻辑（Skelcher and Smith, 2015）。

上述理论为混合型组织的存续意义提供了学理上的支撑。本文无意深入抽象的理论辨析，仅以供销社为例，简要阐释混合型组织的存在为何可以协调冲突和降低交易成本。农业生产销售过程涉及多种主体，包括政府部门、农业资料生产单位、农户和农产品销售组织等，这些主体有各自的行为动机和处事原则（制度逻辑），相互之间的联系需支付高昂的交易成本。例如，以政府部门与农户之间的联系来说，很多农户只懂种田，不熟悉政府运作，不知道该如何申请政策支持，导致政府宏观支农政策在微观层面落实困难。供销社基层社长期扎根农村，积累了当地农户的“软信息”，有利于将上层政策分配落实到适配的农户群体，从而减少政府部门与农户之间的交易成本。考虑到基层网点的普及程度，在中国难以找到除供销社以外的第二个类似组织可以完成上述工作，这反映了供销社的政策性作用。作为混合型组织，供销社也从事商业经营活动，包括土地托管、农资供应、产销对接等，但是这些活动通常是微利性的，具有较强的正外部性，从而可以协调冲突并降低交易成本（孟庆国等，2021）。

从最高决策层对供销社在新时代的定位来看，2015年《决定》开篇就指出“供销社是为农服务的合作经济组织，是党和政府做好‘三农’工作的重要载体”，强调供销社的“工具性”价值。结合前文关于混合型组织的理论分析以及供销社的上述“工具性”定位，本文尝试将此轮供销社综合改革的性质界定为在暂时搁置产权“存量”问题的基础上进行的“增量”性改革。一方面，之所以认为供销社综合改革暂时搁置了产权“存量”问题，是因为《决定》中与产权相关的意见主要集中在供销社与农民专业合作社以及供销社与社有企业之间的产权关系确定方面，少有关于落实供销社自身产权收益的指导意见。而从各地实践来看，地方上也较少出台实质性改革措施，这可能与落实产权收益的难度较大有关。另一方面，供销社综合改革的“增量”性主要体现在措施方面。改革措施主要从业务重心、

服务手段、恢复基层基础等方面入手，不少措施体现了较强的实用价值。此外，本轮改革在政策级别、改革规模、措施手段等方面，与历史上的供销社其他改革相比均存在较为明显的区别。

在“因地制宜”原则的指引下，各地供销社综合改革措施各有特色。例如，山东省创新性推出了土地托管的社会化服务，浙江省推进了生产、供销、信用“三位一体”合作体系建设，河北省打造农村产权交易、电子商务服务平台，广东省推动社有企业与基层社之间产权联结和业务对接^①。当然，具体的改革措施不止如此，且随着时间推移，以上早期作为各地特色的改革措施也逐渐在多个地区推广^②，从而各省份得以不断丰富自身改革措施。在考虑改革措施与农户收入之间的相关性以及改革措施的普遍运用性等基础上，本文将这些措施归纳为以下四大类。

一是降低农资成本。农资供应是供销社的传统经营业务。本轮供销社综合改革的重要内容之一是引导供销社的业务重心回归农业，真正为农服务。而为农服务并非一定要依靠新的手段，供销社的一些传统功能如果有用并能够被重视和发挥出来，也相当重要。供销社的多种业务均可以降低农资成本。首先，最为直接的方式就是低价让利。例如，广东省惠城区供销社在春耕期间开展送肥下乡活动，每袋化肥优惠 10~20 元^③。其次，供销社提供的测土配方技术服务可以通过指导科学施肥，发挥降低农资成本的作用。徐洋等（2023）利用国家测土配方施肥管理系统数据研究发现，采用测土配方施肥技术的化肥施用总量和单位面积化肥用量分别较峰值下降了 10.3% 和 10.1%。最后，供销社稳定农资供给的行为本身也可以分散农资价格波动的风险。

二是提供技术支持。技术水平对农业生产和农民增收的重要性不言而喻。供销社在改革中可以通过向农民提供技能培训等方式提供技术支持。技能培训内容通常包括教授科学施肥、病虫害防治和农机操作等技术。例如，河北省唐山市供销社 2014 年依靠“常年培训与定期培训相结合、职业技能培训与科普培训相补充”模式，全年培训农民 20 万人^④。山东省济宁市供销社开展“新型农民社员素质提升工程”，全市供销系统于 2015 年上半年共举办农民专业技术培训班 96 场，培训农民 9700 余人^⑤。此外，供销社也可以通过派遣技术专家到现场指导以及建立技术服务中心等方式为农户提供技术服务。

三是推动土地适度规模经营。供销社推动土地适度规模经营的主要方式有土地流转、土地托管两种。土地流转是指土地经营权的流转。基层供销社在土地流转过程中主要起到组织、协调和保障的作用，建立土地流转平台，并提供信息咨询、市价评估、合同撮合等服务。在合同成交后，供销社不仅通过流转土地建档、记录履约情况来保障农户利益，还对土地受让人提供农业技术培训等服务。土地

^① 资料来源：《王侠在总社六届四次理事会议上的工作报告（摘要）》，<https://www.chinacoop.gov.cn/HTML/2017/01/19/112162.html>。

^② 参见《关于做好综合改革试点经验复制推广工作的通知》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=866189>。

^③ 资料来源：《让利化肥 40 余吨！惠城启动春耕农资惠农活动》，https://www.huizhou.gov.cn/hzgxhzls/gkmpt/content/5/5216/mpost_5216378.html#1160。

^④ 资料来源：《河北省社召开全省供销合作社综合改革试点工作评估会议》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=852318>。

^⑤ 资料来源：《山东济宁市社开展“新型农民社员素质提升工程”》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=855096>。

托管是指在不改变承包权、经营权和收益权的情况下，农户将土地委托给供销社，由供销社负责管理、农民专业合作社或其他主体负责耕作（曾起艳等，2019）。根据《全国供销合作社系统 2020 年基本情况统计公报》，全系统土地流转面积达 3923.2 万亩，土地全托管面积达 3701.3 万亩^①。

四是促进农产品销售。促进农产品销售同样是供销社的传统业务。农产品的利润较低，适宜扁平化的销售渠道。供销社的传统渠道优势可以降低中间成本，从而促进农产品销售。但是，在过去较长的一段时间，由于多方面的原因，供销社的各类基层网点收缩，组织建设十分薄弱，从而制约了供销社的服务能力（王军，2012）。因此，重建或完善部分地区供销社包括物流、储藏、销售网点等在内的整套流通体系也是本轮供销社综合改革的内容之一。例如，自 2015 年以来，广东省江门市政府每年安排 500 万元专项资金支持供销社开展农产品流通体系建设，累计投入资金过亿元，目前已经建成包括农产品冷库、配送中心、农产品销售网点等在内的一系列物流和销售体系^②。除了重建流通体系，部分供销社也拓展了网络直播等新的农产品销售渠道。

事实上，还有一些供销社综合改革措施未被纳入上述机制框架，例如优化内部治理、完善规章制度、改造社有企业、发展合作金融等。这些措施关系供销社长远发展，十分重要，但与农户收入的关联不直接，且量化非常困难。因此，本文在机制分析中将聚焦于以上四类主要措施，并采用代表性指标进行实证检验和分析。基于此，本文提出如下假说。

H1：供销社综合改革有助于农户增收。

H2：供销社综合改革通过降低农资成本、提供技术支持、推动土地适度规模经营和促进农产品销售促进农户增收。

（三）供销社综合改革的共同富裕效应

共同富裕主要体现在个体之间、地区之间和城乡之间的收入差距缩小（李实和朱梦冰，2022）。本文认为供销社综合改革可以从上述三个方面促进共同富裕。这是因为，供销社综合改革的共同富裕效应与增收机制有关：其一，就农户个体收入差距而言，供销社综合改革的增收机制主要通过降低成本、提高技术、规模经营和促进销售来实现，而高收入农户在成本管控、生产技术、经营规模、销售渠道等方面都相对优于低收入农户，因此他们从改革中获得的边际收益可能相对有限；其二，就地区间的收入差距而言，一般在经济欠发达地区，农民组织化程度较弱，农业生产的技术水平较低，销售渠道较有限，因而经济欠发达地区的农户能够从供销社提供的农业社会化服务之中获得更多的边际收益；其三，就城乡之间的收入差距而言，供销社综合改革的具体增收机制主要集中于农业领域，对城镇居民收入没有直接影响。基于此，本文提出如下假说。

H3：供销社综合改革可以缩小贫富差距，具有共同富裕效应。

^①资料来源：《全国供销合作社系统 2020 年基本情况统计公报》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=1708771>。

^②资料来源：《广东江门市社：推进助农服务示范体系建设 提升农业社会化服务水平》，<https://www.chinacoop.gov.cn/news.html?aid=898732>。

三、数据说明、变量选取和模型设定

(一) 数据来源和处理

1. 供销社综合改革数据。2014年的供销社综合改革以山东、浙江、广东和河北4省为试点地区。本文通过手工收集资料，将试点地区精确到区县一级，原因有二：一是地方政府在本轮改革中有较大选择权，4个省份内部并不是所有区县都参与试点；二是将分析定位到省一级进行实证估计的识别过程较为模糊。

笔者从山东、浙江、广东、河北4省的人民政府、省供销社、市供销社等官方网站收集得到各省的试点名单：山东省试点名单包括6个市级供销社和18个县级供销社；浙江省试点名单涵盖3个市级社和21个县级社；广东省试点名单包括40个县级社；河北省试点名单包括11个市级社（下辖60个县级社）和2个省直辖区的县级社。对比上述4省的试点名单可知，河北省的试点名单包括市级社及其下辖的县级社，广东省的试点名单只包括县级社，但山东和浙江两省的相关文件中并没有明确指出市级试点社的下辖县级社中有哪些参与试点，抑或全体都参与试点。对此，本文认为，如果相关文件没有详细说明市级试点社下辖的县级社中有哪些参与试点，则很可能是该市的供销社（包括市级社和县级社）全体参与试点。这是因为，本轮供销社综合改革的重点是针对基层供销社的改造，当市级供销社被列为试点单位时，有必要将改革落实到具体的基层社，从而动员所有下辖基层社参与改造。例如，在《浙江省供销社关于开展供销合作社综合改革试点工作的通知》中，宁波、温州、嘉兴3个市级供销社和萧山、富阳、余姚等21个县级供销社被确定为浙江省供销社综合改革试点单位^①。通过进一步收集资料，笔者在宁波、温州、嘉兴3市的市级试点社相关报道中发现：宁波市供销社提出“以实现供销社经营服务网络在建制村全覆盖为改革目标之一”^②；温州市供销社提出“实施农业社会化服务全覆盖工程”^③；嘉兴市供销社提出“全覆盖开展农药废弃包装物回收工作”^④。根据“全覆盖”等相关表述，笔者推断浙江省上述3个市级试点社安排各自下辖的全部县级社参与试点。山东省市级试点社官方网站也有类似表述，因篇幅原因不再列举。综上，本文将浙江和山东两省9个市级试点社所在城市下辖的所有区县以及4省文件中明确的县级试点社所在区县均视为试点地区。通过以上梳理，4省中实际参与改革的试点区县占4省全部区县数量的43%左右，可见，如果直接以省份作为试点地区展开实证，那么结果可能产生较大偏差。

^① 资料来源：《浙江省供销社关于开展供销合作社综合改革试点工作的通知》，https://gxs.zj.gov.cn/art/2014/6/4/art_1450899_15068547.html。

^② 资料来源：《宁波：供销社综合改革先行先试 服务网络全覆盖》，https://www.dailyqd.com/2014-07/12/content_91221.htm。

^③ 资料来源：《2018年市社及各县（市、区）供销社主要工作思路（一）》，https://gxs.wenzhou.gov.cn/art/2018/1/17/art_1308251_15200512.html。

^④ 资料来源：《嘉兴市社认真贯彻落实全国供销合作社综合改革工作会议精神五项措施降低春耕备耕成本》，http://www.jxsgxs.cn/news_view.asp?AID=1906。

以上处理方式可能存在一定争议，因此，在稳健性检验中本文采用另外两种处理方式：第一，仅将省级文件中明确列出的县级试点社的所在区县作为试点地区，将浙江和山东两省市级试点社所在城市剔除；第二，由于多个非试点省份为响应国家号召在4省开展试点后也陆续组织本省份部分市、县进行自发性改革，本文将自发改革地区也视为处理组来进行稳健性检验。

2.CFPS 数据和其他数据。本文研究使用的农户数据主要来自北京大学的 CFPS 数据库。该数据库每 2 年调查一轮，2010—2022 年共进行了 7 轮调查，覆盖全国 25 个省份，样本包括各种收入水平的家庭，具有全国代表性，抽样科学性高。考虑到 2022 年供销社综合改革已处于全面推广阶段，本文选取 2010—2020 年共 6 轮 CFPS 的限制性机房数据进行实证分析。限制性机房数据提供了农户家庭所在的区县信息。数据处理过程如下：第一，从每一年的数据中选取需要的变量，形成 6 年的截面数据，再将截面数据纵向合并，形成面板数据；第二，家庭跨区县迁移可能干扰本文的识别过程，进而影响估计结果，故将样本期内跨区县迁移的家庭剔除；第三，保留调查不少于 3 轮且在 2014 年试点前和试点后至少各有一期的家庭样本；第四，以 2010 年为基期的各省份农村消费价格指数对以货币计价的所有变量进行平减；第五，将上述处理过的数据与县域层面控制变量数据、各区县供销社网点数量进行匹配，其中，县域层面控制变量数据来源于 2010 年、2012 年、2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年的《中国县域统计年鉴》，各区县供销社网点数量来源于企查查网站^①；第六，基于国家市场监督管理总局提供的 1949—2020 年全国工商企业注册数据，计算区县一年份层面的各地供销超市存量数据，截取对应年份供销超市数据并与前文数据进行匹配；第七，为避免离群值影响，剔除关键变量缺失、数值明显异常、家庭人均收入小于或等于 0 的样本，并对所有非虚拟变量进行上下 1% 缩尾处理。

由于供销社综合改革主要作用于农业领域，本文将经过上述处理后获得的样本分为农村样本和城镇样本，并以农村样本作为研究的主样本，城镇样本则用以考察供销社综合改革在城乡层面的共同富裕效应。农村样本包含 22 个省份 105 个区县 5345 个农村家庭，总计 24109 个观测值。其中，参与试点的区县有 11 个，涵盖农户 511 户，占全部农村家庭样本的 9.56%。城镇样本包括 3879 个城镇家庭，共 16133 个观测值。其中，位于试点区县的城镇家庭样本有 348 个，占全部城镇家庭样本的 8.97%。

（二）变量选取和说明

1.被解释变量。参考程名望等（2016）的做法，本文采用以不变价格计算的家庭人均总收入衡量农村家庭人均收入水平，并将其作为被解释变量。本文以 2010 年为基期，利用各省份历年农村居民消费价格指数（CPI）进行平减，计算得到不变价格的农村家庭人均总收入。为了避免异方差影响，在回归时对家庭人均收入进行取对数处理。样本期内，处理组、控制组的不变价农村家庭人均收入水平的变动趋势^②表现为：2010 年和 2012 年，处理组的收入水平略低于控制组；在试点开展的 2014 年，处理组收入水平出现一定幅度提升，首次超越控制组，初步说明供销社综合改革在当年起到了促进农户增收的作用；2016 年，两组收入水平接近；2018 年和 2020 年，处理组收入水平逐渐与控制组拉开

^①资料来源：企查查官方网站，<https://www.qcc.com>。

^②受限于篇幅，未在此展示，感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的图 1。

差距。从中可以初步看出，供销社综合改革对农户有增收效应，并且改革效果可能需要一定时间才能充分体现。此外，本文参考夏会珍等（2023）的做法，采用家庭人均纯收入和人均经营性收入进行稳健性检验。

2.核心解释变量和控制变量。本文的核心解释变量是供销社综合改革。结合已有文献（程名望等，2016）和可得数据，本文从三个层面选取控制变量：一是户主层面的控制变量，包括是否党员、受教育年限、婚姻状态、年龄等户主特征；二是家庭层面的控制变量，包括家庭规模、是否分得土地、是否个体私营等家庭特征；三是县域层面的控制变量，包括经济发展和人口密度。其中，分得土地是指家庭是否从村集体分配到承包地。个体私营是指家庭成员中是否有人经营企业或者从事个体工商业。受教育年限是指已完成的最高学历相对应的年数加上未完成的最后一个阶段的受教育年数。

3.机制分析变量。一是降低农资成本机制。本文使用化肥、农药、种子支出与经营性收入之比^①来测算农资成本。化肥、农药、种子支出越小，说明农资成本越低。此外，为保证机制分析结果的稳健性，本文使用家庭人均农业生产总成本衡量农资成本以进行稳健性检验。2010 年 CFPS 问卷直接统计了农业生产总成本，其后年份的农业生产总成本由种植业林业投入总成本和畜牧水产品投入总成本加总得到。考虑经济意义，农资成本主要影响从事农业生产的农户，因此本文在降低农资成本的机制分析中仅保留从事农业生产的农户样本，这些样本占全部农村家庭样本的 80.81%，具有较强的代表性。

二是提供技术支持机制。囿于数据可得性，本文以家庭成员是否参加非学历培训来度量农户参与技能培训^②：如果家庭成员中任意的适龄劳动力（16~70 岁）当年参加非学历培训，该变量取值为 1，否则取值为 0。尽管供销社所提供的技能培训仅是农户参加的众多非学历培训类型中的一种，但如果试点地区的农户参与非学历培训的概率在供销社综合改革之后显著上升，则可以在一定程度上说明，本轮改革有助于增强试点地区的供销社在技能培训服务上的供给。

三是推动土地适度规模经营机制。供销社主要是通过土地流转和土地托管来推动土地适度规模经营。但由于缺乏土地托管数据，本文以土地流转为规模经营的代理变量：如果农户有土地转入或转出行为，土地流转变量取值为 1，否则取值为 0。本文进一步区分为土地转入和土地转出行：如果农户转入土地，代表土地经营规模扩大；如果农户转出土地，则代表土地经营规模缩小。

四是促进农产品销售机制。本文以县级供销超市数量为代理变量。供销超市作为供销社流通体系的销售环节，其数量越多，越有利于农产品销售。本文从工商企业注册数据中剔除了注销企业，并在所属行业为“批发业”或“零售业”企业中，将名称中含有“供销”一词且同时含有“超市”“市场”

^①为缓解规模因素对农资支出的影响，本文将化肥、农药、种子支出除以经营性收入。理论上，将化肥、农药、种子支出除以土地经营面积或者农业生产收入来度量农资成本，或许更能缓解规模因素的影响。但由于 CFPS 数据中的土地面积数据缺失严重，并且农业生产收入的数据质量不高，因此，本文以经营性收入作为农业生产收入的替代变量。

^②非学历培训指的是旨在提高个人工作和学习能力，但不授予学位的培训或进修。本文将农户参与业务学习和非正规教育均视为参加非学历培训。另外，由于 2018 年和 2020 年的 CFPS 问卷中没有非学历培训相关问题，因此，技能培训相关实证分析的样本期间是 2010—2016 年。

“百货”“便利店”名词中至少一个的企业界定为供销超市。

(三) 变量描述性统计

主要变量的含义、赋值和描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量含义、赋值和描述性统计结果

| 变量 | 变量含义 | 观测值 | 最小值 | 最大值 | 均值 | 标准差 |
|-----------|---------------------------------|-------|--------|----------|---------|---------|
| 主要因变量和自变量 | | | | | | |
| 家庭人均收入 | 家庭人均总收入(元/人) | 24109 | 131.47 | 49461.40 | 7592.70 | 7281.52 |
| 供销社综合改革 | 是否为试点区县农村家庭且在2014年及以后: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.06 | 0.24 |
| 控制变量 | | | | | | |
| 是否党员 | 户主是否中共党员: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.06 | 0.23 |
| 受教育年限 | 户主受教育年限(年) | 24109 | 0 | 19 | 5.85 | 4.17 |
| 婚姻状态 | 户主是否已婚: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.97 | 0.17 |
| 年龄 | 户主年龄(年) | 24109 | 16 | 85 | 51.86 | 12.7 |
| 家庭规模 | 家庭人员数量(人) | 24109 | 1 | 26 | 4.42 | 2.00 |
| 是否分得土地 | 家庭是否分到村集体承包地: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.91 | 0.29 |
| 是否个体私营 | 家庭成员中是否有人经营企业或从事个体工商业: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.08 | 0.27 |
| 经济发展 | 全县人均生产总值(万元/人) | 24109 | 0.61 | 35.15 | 3.61 | 4.42 |
| 人口密度 | 全县总人口/面积(人/平方千米) | 24109 | 36.39 | 4505.12 | 406.91 | 456.71 |
| 机制分析变量 | | | | | | |
| 农资成本 | 家庭化肥、农药、种子支出与经营性收入之比 | 14837 | 0.01 | 10 | 0.76 | 1.47 |
| | 家庭人均农业生产总成本(元/人) | 19002 | 0 | 7102.79 | 821.37 | 1376.71 |
| 技能培训 | 家庭成员是否参加非学历培训: 是=1, 否=0 | 16891 | 0 | 1 | 0.19 | 0.39 |
| 土地流转 | 是否有土地转出或转入: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.26 | 0.44 |
| 土地转出 | 是否有土地转出: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.11 | 0.32 |
| 土地转入 | 是否有土地转入: 是=1, 否=0 | 24109 | 0 | 1 | 0.15 | 0.36 |
| 供销超市数量 | 全县供销超市数量(家) | 605 | 0 | 70 | 2.05 | 8.00 |

注: ①为了方便观测原始情况, 收入类(家庭人均收入)、支出类(化肥、农药、种子支出, 以及农业生产成本)、经济发展水平、受教育年限汇报的是绝对水平, 前三项在回归中均做对数化处理, 受教育年限做平方化处理; ②所有货币计价变量已经采用各省份农村居民消费价格指数调整为2010年不变价。

(四) 模型设定

1. 基准回归模型设定。为了考察供销社综合改革对农户收入的影响, 本文以2014年供销社综合改革试点作为准自然实验, 采用双重差分方法(DID)进行因果识别, 将位于11个试点区县的农村家庭视为处理组, 将位于其余94个区县的农村家庭视为控制组, 构建如下基准回归模型:

$$Income_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 treat_i + \beta_3 time_t + \theta Z_{it} + \lambda_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: $Income_{it}$ 为农户 i 在 t 年的家庭人均总收入。 DID_{it} 是供销社综合改革, $DID_{it} = treat_i \times time_t$ 。其中, $treat_i$ 代表处理组虚拟变量, 若农户位于试点区县则取值为 1, 否则取值为 0; $time_t$ 是时间虚拟变量, 年份大于等于 2014 年则取值为 1, 否则取值为 0^①。 Z_{it} 为控制变量矩阵, 包括户主、家庭、县域三个层面的控制变量。 α_0 代表常数项, β_1 、 β_2 、 β_3 依次表示供销社综合改革、处理组虚拟变量、时间虚拟变量的待估计系数, θ 为各控制变量的待估计系数。 λ_i 和 $Year_t$ 分别代表家庭固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为误差项。

2. 平行趋势检验模型设定。使用双重差分法的前提条件是处理组和控制组在供销社综合改革之前具有相同的变化趋势。本文基于以下模型进行平行趋势检验:

$$Income_{it} = \alpha_1 + \sum_{k=-4}^{k=6} A_k \times D_{it}^k \times treat_i + \beta_2 treat_i + \alpha_3 D_{it}^k + \theta Z_{it} + \lambda_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中: D_{it}^k 为哑变量, 取值为 0 或 1, $k (k = -4, -2, 0, \dots, 6)$ 表示距离政策发生的时间。 A_k 为交互项 $D_{it}^k \times treat_i$ 的估计系数, 反映距离 2014 年供销社综合改革试点第 k 年试点区县与非试点区县农户收入的差异。本文以 2010 年为基期进行回归, 如果 2014 年之前 A_k 不显著, 而 2014 年当年和之后 A_k 显著或部分显著, 则表示满足平行趋势假设。 α_1 为常数项, α_3 为哑变量的待估计系数, 其余变量含义与 (1) 式相同。

3. 机制分析模型设定。对于降低农资成本机制, 本文以农资成本为因变量, 以供销社综合改革为关键自变量, 使用 (1) 式模型进行回归。

对于提供技术支持机制和推动土地适度规模经营机制, 由于作为因变量的技能培训和土地流转等机制变量均是虚拟变量, 本文采用双向固定效应的 Probit 模型进行回归, 模型形式如下:

$$\text{Prob}(Mechanism_{it} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 treat_i + \beta_3 time_t + \theta Z_{it} + \lambda_i + Year_t) \quad (3)$$

(3) 式中: $Mechanism_{it}$ 代表技术支持和土地适度规模经营等机制变量。 $\Phi(\cdot)$ 为标准正态累积分布函数。其余变量含义与 (1) 式相同。

对于促进农产品销售机制, 由于约六成样本区县的供销超市数量为 0, 因此供销超市数量是受限因变量, 本文用 Tobit 模型进行检验。且由于供销超市数量和供销社综合改革均属于县域层面变量, 本文将基于县域面板数据进行机制分析。Tobit 模型形式如下:

^① 供销社综合改革始于 2014 年 4 月, 时值春耕与秋收之间。任何政策的实施都会存在一定的时滞, 在本轮改革中, 执行时滞(政策公布后到各地供销社开始执行所需的时间)和效果时滞(从供销社开始执行措施到农户增收所需的时间)可能会影响实证分析的可信度。如果供销社综合改革的执行时滞不至于过长, 那么从 2014 年春季的 4 月到秋收的 9 月、10 月, 一些改革措施是来得及作用于当年的农业生产和销售的, 并在当年提升农户收入。试点省份的供销社工作报告也肯定了部分地区在当年取得的初步改革成效。出于对时滞的考虑, 本文对 2014 年处理组的双重差分变量分别赋值为 2/3、1/2、1/3, 定性结论依然成立(感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的表 1)。

$$Supermarket_{jt}^* = \alpha_2 + \gamma_1 DID_{jt} + \gamma_2 treat_j + \gamma_3 time_t + \eta C_{jt} + \lambda_j + Year_t + \tau_{jt} \quad (4)$$

$$Supermarket_{jt} = \max(0, Supermarket_{jt}^*) \quad (5)$$

(4) 式和 (5) 式中: j 代表区县; $Supermarket_{jt}$ 代表实际观测到的区县 j 在 t 年的供销超市数量; $Supermarket_{jt}^*$ 是不可观测的潜变量, 当 $Supermarket_{jt}^* > 0$ 时, $Supermarket_{jt} = Supermarket_{jt}^*$, 否则 $Supermarket_{jt} = 0$; $DID_{jt} = treat_j \times time_t$; $treat_j$ 是县域层面处理组虚拟变量, 如果某区县位于试点范围, 则 $treat_j = 1$, 否则 $treat_j = 0$; $time_t$ 、 $Year_t$ 的含义与 (1) 式相同; C_{jt} 代表县域层面控制变量矩阵; γ_1 、 γ_2 、 γ_3 为供销社综合改革、县域层面处理组虚拟变量、时间虚拟变量的待估计系数, η 为各县域控制变量的待估计系数; λ_j 为县域固定效应, τ_{jt} 为误差项。

四、供销社综合改革对农户收入的影响分析

(一) 基准回归

表 2 汇报了基准回归的结果。表 2 (1) 列不添加任何控制变量, (2) ~ (4) 列在 (1) 列基础上依次加入家庭层面、户主层面和县域层面的控制变量。本文以 (4) 列作为基准回归结果^①, 该列结果显示, 供销社综合改革的估计系数在 5% 的统计水平上显著为正, 表明相较于非试点区县, 供销社综合改革使得试点区县农户的家庭人均收入平均上升了 18.64%。基准回归结果初步验证了假说 H1, 但是还需要一系列稳健性检验来确证供销社综合改革对农户的增收作用。

表 2

基准回归结果

| 变量 | 家庭人均收入 | | | | | | | | |
|---------|-----------|--------|------------|--------|------------|------------|------------|------------|--------|
| | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | |
| 供销社综合改革 | 0.1713** | 0.0689 | 0.1861** | 0.0733 | 0.1863** | 0.0737 | 0.1864** | 0.0740 | |
| 家庭规模 | | | -0.0615*** | 0.0098 | -0.0653*** | 0.0098 | -0.0660*** | 0.0098 | |
| 是否分得土地 | | | 0.1783*** | 0.0459 | 0.1778*** | 0.0459 | 0.1744*** | 0.0453 | |
| 是否个体私营 | | | 0.3579*** | 0.0323 | 0.3514*** | 0.0327 | 0.3495*** | 0.0328 | |
| 是否党员 | | | | | 0.1163*** | 0.0410 | 0.1173*** | 0.0410 | |
| 受教育年限 | | | | | 0.0006** | 0.0003 | 0.0006** | 0.0003 | |
| 婚姻状态 | | | | | -0.0876 | 0.0749 | -0.0854 | 0.0749 | |
| 年龄 | | | | | | -0.0045*** | 0.0013 | -0.0046*** | 0.0013 |
| 经济发展 | | | | | | | 0.0712 | 0.0870 | |
| 人口密度 | | | | | | | 0.0006** | 0.0002 | |
| 常数项 | 8.3595*** | 0.0295 | 8.4234*** | 0.0719 | 8.7088*** | 0.1073 | 8.4534*** | 0.1366 | |

^①由于本文剔除了跨区县迁移的家庭样本, $treat_i$ 和 $time_t$ 被双向固定效应完全共线, 因此在实证结果中不再汇报这两项。

表2 (续)

| | | | | |
|--------------------|--------|--------|--------|--------|
| 观测值 | 24109 | 24109 | 24109 | 24109 |
| 调整后的R ² | 0.4767 | 0.4834 | 0.4851 | 0.4855 |

注：①标准误为聚类到区县的稳健标准误；②***和**分别代表1%和5%的显著性水平；③家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

(二) 稳健性检验

1.平行趋势检验。本文基于(2)式进行平行趋势检验，结果显示^①：供销社综合改革试点政策实施之前，处理组和控制组的家庭人均收入变化不存在系统性差异。政策实施之后，2014年处理组和控制组的家庭人均收入呈现显著差异。但是供销社综合改革在2016年的增收效应并不显著，这可能是因为改革效果短期内存在反复。2018年和2020年，改革的增收效果随着时间推移逐渐稳定。由于平行趋势检验结果具有随机性，下文仍需进行其他稳健性检验。

2.控制试点地区选择标准。试点地区的非随机性可能是本文内生性的主要来源。供销社综合改革试点的选择过程可能与处理组和控制组之间天然存在的差异相关，例如各地区供销社的发展水平、农业发展情况和劳动力禀赋，这些因素可能会共同影响不同地区的农户收入。为了验证基准回归结果的稳健性，本文参考Li et al. (2016)的做法，尝试从试点地区的选择标准入手讨论此问题。遗憾的是，中央与地方政府并没有公布具体的试点选择标准，本文根据常识从试点地区的选择结果进行倒推。一般来说，供销社网点多、农业产值大、人口较多的地区更容易被中央与地方政府选为试点。这是因为，供销社网点是执行改革的主体，同时本轮改革的宗旨是为农服务，农业产值越大、农村人口越多的地区，供销社更容易找到服务的对象。在105个样本区县中，处理组和控制组在供销社网点、农业产值、人口这3个变量上存在明显差异。2013年，处理组的供销社网点数量、第一产业增加值、年末人口数量的均值分别是269家、50.7亿元和102万人，而控制组对应均值分别是103家、21.3亿元和59万人，前者均为后者的两倍左右。本文以试点开展前2013年的供销社网点数量、第一产业增加值和年末总人口数分别构造供销社基础、一产基础和人口基础3个虚拟变量，赋值方法为：若某区县上述3个变量的样本数值超过各自变量的90分位数，则相应的虚拟变量取值为1，否则取值为0^②。最终，本文将供销社基础、一产基础、人口基础3个虚拟变量分别与年份虚拟变量交互，并控制高维固定效应，用以缓解处理组和控制组在试点前的差异可能对识别结果产生的影响。表3(1)列显示，控制试点地区选择标准后，供销社综合改革的系数值有所下降，但仍显著为正。

3.采用PSM-DID估计。由于中央与地方政府没有公布试点地区选择标准，前文对选择标准的推测可能不够准确，这里采用PSM-DID方法进行补充检验。具体而言，使用各区县历年的供销社网点数

^①篇幅所限，平行趋势检验的实证回归结果未在此展示，感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的图2和表2。

^②例如某区县2013年的供销社网点数量为365家，当年105个区县的供销社网点数量的90分位数为316家。由于该区县的供销社网点数量超过了样本区县供销社网点数量的90分位数，则供销社基础虚拟变量取值为1。之所以选择90分位数，是因为样本中试点区县占全部样本区县的10%左右。另取75分位数、50分位数检验，表3(1)列的结论亦不变。

量加1取对数、第一产业增加值对数值和年末人口数量对数值作为协变量进行匹配。Logistic 回归的 AUC 值为 0.81，说明 3 类协变量起到了较好的分类效果。PSM 采用共同区间核匹配，LR 统计量由匹配前的 2964.46 降到 0.83，协变量标准化偏差由 77.72%~115.13% 降到 5% 以内。表 3 (2) 列 PSM-DID 回归结果显示，供销社综合改革的估计系数在 10% 统计水平上显著为正。结合表 3 (1) 列和 (2) 列的结果可知，处理样本选择问题后，基准回归结论不变。

4. 安慰剂检验。平行趋势检验的结果具有随机性，为了检查随机因素是否对估计结果造成干扰，本文使用两种安慰剂检验方法。一是构造伪试点年份。双重差分方法要求试点前后至少各有一年的数据，本文选取 2012 年作为伪试点年份，并以此构造伪时间虚拟变量，将试点区县与伪时间虚拟变量进行交互构成双重差分项，并用 (1) 式回归。表 3 (3) 列显示，供销社综合改革的估计系数不显著，说明改革促进农户增收的结果并非由改革前的其他政策或者事件导致，即通过了第一种安慰剂检验。

表 3 稳健性检验回归结果 I

| 变量 | 家庭人均收入 | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | 控制试点地区选择标准 | 采用 PSM-DID 估计 | 构造伪试点年份 |
| 供销社综合改革 | 0.1271** (0.0588) | 0.1821* (0.0934) | 0.1780 (0.1273) |
| 常数项 | 8.5988*** (0.1424) | 8.4852*** (0.2008) | 8.4504*** (0.1390) |
| 供销社基础×年份虚拟变量 | 已控制 | 未控制 | 未控制 |
| 一产基础×年份虚拟变量 | 已控制 | 未控制 | 未控制 |
| 人口基础×年份虚拟变量 | 已控制 | 未控制 | 未控制 |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 23677 | 14991 | 24109 |
| 调整后的R ² | 0.4840 | 0.5145 | 0.4853 |

注：①括号内为聚类到区县的稳健标准误；②***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；③控制变量与表 2 (4) 列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

二是构造伪处理组。本文从 105 个区县中随机抽取 11 个区县作为伪处理组，将伪处理组与时间虚拟变量相乘，基于 (1) 式进行回归并重复 1000 次。如果说基准回归模型的估计结果具有非随机性，那么随机抽样后进行回归得到的估计系数均值应在 0 附近。随机抽取处理组的回归结果显示^①，所得估计系数的均值为 -0.0161，远小于基准回归的估计系数 (0.1864)，说明可以通过第二种安慰剂检验。结合两种安慰剂检验的结果可知，供销社综合改革促进农户增收的结论并非由随机因素所致。

5. 剔除两省市级试点社。尽管本文有理由认为，山东和浙江两省的市级试点社有动机安排其下辖所有基层社参与改造，但不能排除市级试点社的改革范围仅涵盖部分区县情况的存在。因此，这里将

^①受限于篇幅，未在此展示，感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的图 3。

两省市级试点社所在的城市从样本中剔除。由表 4 (1) 列可知, 供销社综合改革的估计系数仍然显著为正。这说明, 剔除特定地区不会影响供销社综合改革有助于农户增收这一主要结论。

6. 纳入自发改革地区。笔者在收集各地有关供销社综合改革的文件时发现, 除广东、河北等 4 个中央指定的试点省份外, 江苏、湖南、四川、福建等 20 多个非试点省份也参照中央文件精神, 在 2014—2020 年陆续组织省内部分市、县级供销社进行自发改革。考虑到这些地区的自发改革或许会对估计结果造成干扰, 本文收集这 20 多个非试点省份的供销社综合改革的文件和新闻资料, 将自发改革地区同样视为处理组, 并使用多时点 DID 进行回归。表 4 (2) 列显示, 供销社综合改革的估计系数依然显著为正。这说明, 即使考虑非试点省份自发改革的干扰, 供销社综合改革仍然可以促进农户增收。

7. 排除其他政策干扰。与供销社综合改革同期发生的可能影响地区农户收入的政策会干扰供销社综合改革效果: 一是 2010 年、2012 年和 2014 年的三批国家现代农业示范区创建; 二是 2011 年和 2014 年的第一批、第二批农村改革试验区建设; 三是 2016 年农村“两权”抵押贷款试点。本文用 3 个虚拟变量分别控制上述三项政策实施的影响: 当区县位于试点范围且在相应政策执行年份及之后时, 变量取值为 1, 否则取值为 0。表 4 (3) 列显示, 控制其他政策后, 估计结果与基准回归结果基本一致。

表 4 稳健性检验回归结果 II

| 变量 | 家庭人均收入 | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | 剔除两省市级试点社所在市 | 纳入自发改革地区 | 控制其他政策 |
| 供销社综合改革 | 0.2522*** (0.0751) | 0.1009* (0.0551) | 0.1730** (0.0753) |
| 常数项 | 8.4679*** (0.1352) | 8.4721*** (0.1377) | 8.4821*** (0.1370) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 23358 | 24109 | 24109 |
| 调整后的R ² | 0.4826 | 0.4854 | 0.4860 |

注: ①括号内为聚类到区县的稳健标准误; ②***、** 和 * 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ③控制变量与表 2 (4) 列相同, 估计结果省略, 家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

本文还进行了其他的稳健性检验, 包括采用三重差分法、替代被解释变量和控制城市一时间高维固定效应等^①, 检验结果均进一步确证了基准回归结果的稳健性。综上, 假说 H1 得证。

五、机制分析

(一) 降低农资成本

表 5 (1) 列和 (2) 列显示, 供销社综合改革的估计系数在 5% 的水平上显著为负, 说明改革显著降低了试点区县农村家庭的农资成本。可能的原因正如理论分析中所言, 供销社通过农资低价让利和

^①篇幅所限, 其他稳健性检验的方法和回归结果未展示, 感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的表 3 和表 4。

提供测土配方技术服务等方式降低农资成本，从而促进农户增收。农资成本对农户收入的影响已经得到既有文献的支持。例如，刘畅等（2021）基于东北种植型家庭农场数据的研究表明，测土配方技术的采用可以显著提升家庭农场的农业收入。

（二）提供技术支持

表5（3）列显示，供销社综合改革的估计系数在5%的水平上显著为正，即相对于控制组，供销社综合改革显著提高了试点区县农户参加非学历培训的概率^①。农户参加技能培训对于增收的作用已得到现有文献的支持。例如，翟世贤和彭超（2024）基于农村固定观察点的研究发现，培训有助于农户增收，增收效应主要来源于农业收入增长，且具有一定的持续性和累积性。

表5 机制分析回归结果：降低农资成本和提供技术支持

| 变量 | 降低农资成本 | | 提供技术支持 |
|--------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| | 化肥、农药、种子支出与经营性收入之比 | 家庭人均农业生产总成本 | 技能培训 |
| 供销社综合改革 | -0.3152** (0.1462) | -0.2139** (0.0985) | 0.3652** (0.1564) |
| 常数项 | -0.9097*** (0.2374) | 4.4975*** (0.2959) | -3.1475*** (0.9460) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 14837 | 19002 | 8065 |
| 调整后的R ² | 0.5049 | 0.9453 | 0.3808 |

注：①（3）列的样本期间为2010—2016年；②括号内为聚类到区县的稳健标准误；③***和**分别代表1%和5%的显著性水平；④控制变量与表2（4）列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

（三）土地适度规模经营

表6（1）列显示，供销社综合改革对土地流转行为的影响在整体上不显著。这可能是因为，改革对土地转入、土地转出这两种行为存在不同影响。表6（2）列和（3）列分别以土地转入和土地转出为因变量进行回归，结果显示，供销社综合改革显著增加了农户转入土地的概率，但是对其土地转出行为没有显著影响。这可能是因为：改革可以从多个方面服务于农业生产全流程，提高农户进行规模化生产的利润空间，进而提升农户转入土地的积极性；反之，也意味着农户转出土地需要支付更高的机会成本。综合表6（1）～（3）列的结果可知，供销社综合改革可以吸引农户转入土地并进行土地适度规模化经营。土地流转对于农户收入的影响已经得到一些文献的支持。例如，杨子等（2017）的研究表明：土地转入行为可以提升农户收入，并且得益于规模经营，转入土地的规模越大，增收效果越明显；但是，转出土地对农户收入没有显著影响，这可能与土地租金较低等因素有关。

^①本文在度量农户参加非学历培训时，将适龄劳动力的年龄范围界定为16～70岁。另将年龄范围界定为16～60岁或16～65岁，表5（3）列的结论不变。

(四) 促进农产品销售

表 6 (4) 列显示, 供销社综合改革的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 即相比于非试点区县, 供销社综合改革使得试点区县的供销超市数量增加了 2 家左右。供销超市属于供销社流通体系中的终端销售环节, 试点区县供销超市数量有所增加, 这在一定程度上也意味着当地供销社基层基础的恢复。虽然供销超市 (或者说供销流通体系) 对于农户增收的效果较为直观, 但是目前学术界少有相关的实证文献可以支撑。本文以农户家庭人均收入对供销超市数量进行回归, 结果显示, 农户所在区县供销超市数量每增加 1 家, 农户收入将提高约 1.29%^①。综合本节内容可知, 假说 H2 得证。

表 6 机制分析回归结果: 推动土地适度规模经营和促进农产品销售

| 变量 | (1) 土地流转 | (2) 土地转入 | (3) 土地转出 | (4) 供销超市数量 |
|--------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|
| 供销社综合改革 | 0.1184 (0.0903) | 0.3309*** (0.1122) | -0.1520 (0.1354) | 2.0050*** (0.7319) |
| 常数项 | -2.8946*** (0.6592) | -1.0145 (0.7234) | -5.2023*** (0.8464) | -13.1823*** (4.5302) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 13088 | 8268 | 7213 | 605 |
| 调整后的R ² | 0.1833 | 0.1670 | 0.2615 | 0.6199 |

注: ①括号内为聚类到区县的稳健标准误; ②***代表 1% 的显著性水平; ③(1) ~ (3) 列的控制变量与表 2 (4) 列相同, 估计结果省略, 家庭固定效应和时间固定效应均已控制; ④(4) 列仅控制县域层面控制变量, 估计结果省略, 且控制县域固定效应和时间固定效应。

六、供销社综合改革的共同富裕效应

共同富裕主要体现在个体之间、地区之间和城乡之间的收入差距缩小, 本文依次从这三个方面考察供销社综合改革的共同富裕效应。

1. 农户个体之间收入差距。本文使用无条件分位数模型考察供销社综合改革对农户收入的影响, 并采用 Bootstrap 再抽样法迭代 200 次以增加估计结果的可靠性^②。表 7 (1) ~ (5) 列显示, 供销社综合改革的显著性和系数值随着家庭收入分位数的上升而下降。对收入位于 10 分位数的贫困农户而言, 供销社综合改革可使家庭人均收入提高 39.73%; 对收入位于 50 分位数的中等收入农户而言, 改革使家庭人均收入提高 16.85%; 而对收入位于 70 分位数及以上的较富裕农户, 供销社综合改革对其家庭人均收入几乎没有影响。以上实证结果表明, 从微观家庭视角来看, 供销社综合改革可以缩小农户个体间的贫富差距。

^①篇幅所限, 实证结果未在此展示, 感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的表 5。考虑到这一结果可能受到内生性问题的影响, 仅供参考。

^②篇幅所限, 无条件分位数回归模型的形式未在此展示, 感兴趣者可在中国知网或本刊网站查阅本文附录中的 (2) 式。

供销合作社综合改革与农户增收

表 7 供销社综合改革的共同富裕效应：农户间收入差异

| 变量 | 家庭人均收入 | | | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) 10分位数 | (2) 30分位数 | (3) 50分位数 | (4) 70分位数 | (5) 90分位数 |
| 供销社综合改革 | 0.3973** (0.1650) | 0.2621*** (0.0781) | 0.1685*** (0.0545) | 0.0752 (0.0507) | 0.0429 (0.0558) |
| 常数项 | 7.4096*** (0.4198) | 8.3387*** (0.2395) | 9.0832*** (0.2168) | 9.3694*** (0.1755) | 9.7348*** (0.2131) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 24109 | 24109 | 24109 | 24109 | 24109 |
| 调整后的R ² | 0.0162 | 0.0153 | 0.0284 | 0.0404 | 0.0379 |

注：①表 7 使用 Stata 软件的 xtrifreg 命令进行回归，括号内为聚类到家庭的稳健标准误；②***和**分别代表 1% 和 5% 的显著性水平；③控制变量与表 2 (4) 列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

2. 地区之间收入差距。根据常规做法，本文以县域人均生产总值的中位数判断地区发展水平，将人均生产总值大于中位数的样本区县视为发达地区，将小于或等于中位数的样本区县视为欠发达地区。表 8 (1) 列和 (2) 列结果显示：发达地区供销社综合改革的估计系数为 0.1923，但不显著；欠发达地区供销社综合改革的估计系数为 0.2119，且在 5% 的水平上显著。由此可知，在经济发展较为落后的地区，供销社综合改革的效果更强。这可能是因为，欠发达地区的农民组织化、农业现代化程度较低，从供销社综合改革中获得的边际收益更高。

3. 城乡之间收入差距。前文基准回归结果已然表明，供销社综合改革可以促进农村家庭收入增长。此外，本文基于城镇家庭样本分析供销社综合改革对城镇家庭人均收入的影响。表 8 (3) 列显示，供销社综合改革的回归系数并不显著，说明供销社综合改革不能提升城镇居民的收入。其原因较为简单：供销社综合改革的多项措施均是作用于农业生产和供销领域，不具备影响城镇居民收入的直接机制。正因如此，供销社综合改革可以缩小城乡之间的收入差距。

表 8 供销社综合改革的共同富裕效应：地区间和城乡间收入差异

| 变量 | 家庭人均收入 | | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) 发达地区 | (2) 欠发达地区 | (3) 城镇家庭 |
| 供销社综合改革 | 0.1923 (0.1354) | 0.2119** (0.1050) | -0.0596 (0.0711) |
| 常数项 | 8.6950*** (0.2481) | 8.0324*** (0.7795) | 9.3407*** (0.1404) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值 | 12054 | 12055 | 16133 |
| 调整后的R ² | 0.5847 | 0.5224 | 0.6234 |

注：①括号内为聚类到区县的稳健标准误；②***和**分别代表 1% 和 5% 的显著性水平；③控制变量与表 2 (4) 列相同，估计结果省略，家庭固定效应和时间固定效应均已控制。

综上，从缩小个体间、地区间、城乡间收入差距的效果差异看，供销社综合改革具有共同富裕效应，假说 H3 得证。

七、结论与启示

供销社发展至今，逐渐走出了“计划”与“市场”之争，研究供销社改革对农户收入的影响，实质上是在探讨具有中国特色的农村混合型组织如何促进农户增收。本文首先阐释了供销社综合改革影响农户收入的机制框架，在此基础上，本文以 2014 年供销社综合改革试点为准自然实验，通过手工收集资料将试点地区定位到区县一级，并利用 2010—2020 年中国家庭追踪调查数据实证检验供销社综合改革对农户的增收效应。研究发现，供销社综合改革有利于提高试点地区的农户收入。机制分析发现，供销社综合改革主要通过降低农资成本、提供技术支持、推动土地适度规模经营和促进产品销售对农户增收发挥作用。进一步研究发现，供销社综合改革具有促进共同富裕效应。

本文研究结论可以为供销社在新时代下的存续价值（为农服务）提供经验证据的支撑，解释供销社为农服务的机制，发现未来需要深化改良之处。供销社综合改革自 2014 年开展试点以来，受到党和政府的持续关注，目前已经进入全面推广阶段。这一轮开启的深化改革，在性质上属于“增量”性改革，关于产权这一“存量”问题的改革举措较少。如何落实供销社的产权收益涉及政治、法律、历史、利益、可行性等诸多因素，留给未来的仍然是一个长期的、艰巨的难题。但是，本文的研究结果表明，在混合特征一直没有减弱的情况下，供销社仍然发挥着一定的为农服务效应，说明供销社在新时代下的存续价值应该被充分重视。鉴于此，本文认为，即使在暂时搁置产权问题的情况下，在未来工作的推进中至少有以下两个“增量”方面值得考虑。第一，健全供销合作社治理体系。供销合作社是中国规模最大的合作经济组织，层级关系复杂、职能边界多元，内部治理体系有待完善。建议出台《供销合作社法》，推行符合合作经济属性的干部人事任命制度和激励约束机制，为供销社持续健康发展提供法律支撑。在基层社全面落实三会制度，实现运营规范化和民主化。加大宣传，破除民间对供销社即代表“计划经济”的刻板印象，认识供销社存续的重大意义，吸引人才流入。第二，重点建设农村地区、欠发达地区的供销社。在资源约束的条件下，除了必要的流通体系，供销社或许不需要在发达地区、城市中心地区投入过多资源。应将有限资源优先投入农村地区和欠发达地区的供销社基层基础建设。同时，供销社应在保本微利的基础上维持其公益性属性，注意对接收入较低的小农户。

参考文献

- 程名望、盖庆恩、Jin Yanhong、史清华，2016：《人力资本积累与农户收入增长》，《经济研究》第 1 期，第 168-181 页。
- 董玄、孟庆国、周立，2018：《混合型组织治理：政府控制权视角——基于农村信用社等涉农金融机构的多案例研究》，《公共管理学报》第 4 期，第 68-79 页。
- 豆书龙、张明皓，2021：《供销部门土地托管何以遭遇困境？——以山东省共享县为例》，《中国农村经济》第 1 期，第 125-143 页。
- 冯亚伟，2016：《供销社综合改革视角下农产品电子商务模式研究》，《商业研究》第 12 期，第 132-137 页。

5. 韩俊, 1998: 《关于农村集体经济与合作经济的若干理论与政策问题》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 11-19 页。
6. 靳梦瑞、刘岩军, 2023: 《强化农资保供稳价 夯实粮食安全根基——山西省临汾市供销合作社农资保供稳价机制调研报告》, 《中国合作经济》第 11 期, 第 54-57 页。
7. 敬义嘉, 2007: 《中国公共服务外部购买的实证分析——一个治理转型的角度》, 《管理世界》第 2 期, 第 37-43 页。
8. 孔祥智, 2018: 《农民合作、土地托管与乡村振兴——山东省供销社综合改革再探索》, 《东岳论丛》第 10 期, 第 18-24 页。
9. 李实、朱梦冰, 2022: 《推进收入分配制度改革促进共同富裕实现》, 《管理世界》第 1 期, 第 52-61 页。
10. 李涛、张富春, 2016: 《体制机制改革: 供销社综合改革的方向与实践路径选择》, 《经济问题》第 8 期, 第 30-34 页。
11. 刘畅、张馨予、张巍, 2021: 《家庭农场测土配方施肥技术采纳行为及收入效应研究》, 《农业现代化研究》第 1 期, 第 123-131 页。
12. 孟庆国、董玄、孔祥智, 2021: 《嵌入性组织为何存在? 供销合作社农业生产托管的案例研究》, 《管理世界》第 2 期, 第 165-184 页。
13. 钱昭英、徐大佑, 2020: 《供销合作社农产品流通模式优化路径探讨》, 《商业经济研究》第 24 期, 第 21-23 页。
14. 汤益诚, 2017: 《供销合作社改革的顶层设计与政策匹配》, 《改革》第 8 期, 第 31-39 页。
15. 王军, 2012: 《供销社领办农民专业合作社的相关问题分析》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 65-69 页。
16. 夏会珍、王亚柯、刘东亚, 2023: 《信贷约束与农户收入——基于 CHIP 数据的实证研究》, 《吉林大学社会科学学报》第 6 期, 第 120-134 页。
17. 徐旭初、黄祖辉, 2006: 《转型中的供销社——问题、产权与演变趋势》, 《浙江大学学报(人文社会科学版)》第 3 期, 第 117-124 页。
18. 徐旭初、金建东, 2024: 《供销社改革发展再审视: 组织特征、发展机制与若干思考》, 《新疆师范大学学报(哲学社会科学版)》第 2 期, 第 80-93 页。
19. 徐洋、杜森、钟永红、薛彦东、潘晓丽、傅国海、周璇、胡江鹏、李贝、闫湘、沈德龙、张卫峰、张福锁, 2023: 《测土配方施肥项目十五年进展与展望》, 《中国土壤与肥料》第 3 期, 第 236-244 页。
20. 许建明, 2017: 《作为全部社会关系的所有制问题——马克思主义视野里的供销合作社集体资产产权性质问题研究》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 2-15 页。
21. 杨旭、李竣, 2023: 《供销合作社: 角色、功能与改革》, 《经济学家》第 1 期, 第 98-108 页。
22. 杨子、马贤磊、诸培新、马东, 2017: 《土地流转与农民收入变化研究》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期, 第 111-120 页。
23. 张瑞、高天、韩艺, 2023: 《乡村治理中的供销社嵌入: 学理分析、现实考量与优化路径》, 《农林经济管理学报》第 3 期, 第 379-387 页。
24. 中国社会科学院农村发展研究所课题组, 2024: 《农业农村现代化: 重点、难点与推进路径》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 2-20 页。
25. 曾起艳、孙凯、全志辉, 2019: 《基于农户选择视角的土地流转与土地托管比较分析》, 《世界农业》第 9 期, 第 4-11 页。

- 26.翟世贤、彭超, 2024: 《培训能增加农民收入吗——基于全国农村固定观察点数据的实证研究》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第108-121页。
- 27.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 123(6): 18-37.
- 28.Skelcher, C., and R. Smith, 2015, "Theorizing Hybridity: Institutional Logics, Complex Organizations, and Actor Identities: The Case of Nonprofits", *Public Admin*, 93(2): 433-448.

(作者单位: ¹安徽财经大学金融学院;

²中央财经大学经济学院)

(责任编辑: 黄 易)

Comprehensive Reform of Supply and Marketing Cooperatives and Farmer Income Increase: A Quasi-natural Experiment Based on the 2014 Pilot Program

ZHANG Ting WANG Zidong

Abstract: Using the comprehensive reform pilot of supply and marketing cooperatives (SMCs) in 2014 as a quasi-natural experiment, this paper empirically examines the income-increasing effect of the comprehensive reform of SMCs on rural households based on the data of the 2010-2020 China Family Panel Studies (CFPS). The study finds that the comprehensive reform of SMCs increases the per capita income of rural households. This conclusion remains robust across a series of robustness checks. The comprehensive reform of SMCs promotes income increase primarily through mechanisms such as reducing agricultural input costs, providing technical support, promoting moderate-scale land management, and enhancing the sales of agricultural products. Further analysis reveals that the comprehensive reform of SMCs alleviates poverty disparities within individual farmers, across regions, and between urban and rural areas, thereby promoting common prosperity. The conclusions of this paper contribute to understanding the enduring value of SMCs in the new era and provide empirical evidence to support the continuous advancement of their comprehensive reform. In the process of deepening the reform of SMCs in the future, it is supposed to consider improving the governance system of SMCs with Chinese characteristics, focusing on building the foundation of SMCs in rural and less developed areas, and paying attention to connecting with small farmers with lower incomes.

Keywords: Comprehensive Reform of Supply and Marketing Cooperatives; Farmer Income Increase; Common Prosperity; Difference-in-Differences Model

公平视野下农村医疗服务空间可及性的健康效应*

杨园争¹ 上官霜月² 郑晓冬³ 方向明⁴

摘要:医疗服务可及性的重要一环是空间可及性，尤其在发展不平衡、不充分的农村地区，医疗服务的空间可及性是影响医疗服务利用机会公平和减缓健康不平等的重要因素。本文利用中国健康与养老追踪调查数据库2011—2018年数据，采用随机效应模型、固定效应模型、工具变量法、PSM-DID和PSM-DDD等方法，实证分析医疗服务空间可及性对农村居民健康水平和医保并轨健康效应的影响，得出如下结论。第一，医疗服务空间可及性的改善可以通过替代效应和收入效应提高农村居民健康水平，且这一结论在考虑滞后效应和更换解释变量后依旧稳健；第二，较高的医疗服务空间可及性可以通过增益效应强化城乡医疗保险制度并轨对健康不平等的缓解作用；第三，门诊可及性的健康改进效应在高收入群体表现更明显，而住院可及性的改善则可以更多地惠及低收入群体；第四，医疗服务空间可及性的健康改进效应在老年人群体、独居群体和西部地区农民群体中表现更弱，新的健康不平等即增量的不平等可能产生，实践中亟须更具针对性的配套措施以促进健康治理从“机会更加公平”到“结果更加公平”的演化。

关键词:空间可及性 医疗服务 机会公平 健康改进 健康不平等

中图分类号: F323.6; C913.4 文献标识码: A

一、引言

“社会公平正义是社会和谐的基本条件”^①。在国家治理体系和治理能力现代化进程中，旨在保障个体在政治、经济、文化、社会等方面机会公平的制度安排持续完善，一系列促进基本公共服务均

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“智慧医疗可及性的框架构建、指标测度与影响因素研究”(编号:21CGL047)、国家社会科学基金重点项目“农村低保对儿童人力资本及其成年早期劳动表现的影响和政策优化研究”(编号:21AJL015)的资助。本文通讯作者：上官霜月。

^①参见《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2006/content_453176.htm。

等化的政策落地。在健康中国目标引领下，城乡间医疗服务公平程度明显提高。一方面，在制度安排上，农村基本医疗保险从新型农村合作医疗（下文简称“新农合”）逐步并轨为城乡居民基本医疗保险（下文简称“城乡居民医保”），城乡间医保机会不公平程度逐步缩小；另一方面，在医疗实践中，旨在提升医疗服务空间可及性的一系列举措，例如普及“一村一室”、医联体和医共体建设等，均扩大了优质医疗服务的供给规模和辐射范围，城乡间、区域间利用医疗服务机会的公平程度明显提高。

医疗服务空间可及性是居民满足其医疗卫生需求时在空间上（地理上或物理上）的难易程度（World Health Organization, 2000），是医疗服务可及性概念中的重要分支。在社会公平尤其是机会公平的语境下，提高医疗服务空间可及性十分重要，因为确实无法想象一个医院就在“15分钟生活圈”^①中的个体与一个需要1小时以上才能到达医院的个体谈论就医的机会公平。从这一意义上讲，空间可及性是经济可及性的前提和基础：只有个体能够顺畅、便捷地到达医院，才有可能公平地获得医疗服务以及享受政府在该方面的福利政策（如医保报销）^②。也正是基于这一考量，本文重点关注农村居民医疗服务的空间可及性，并结合城乡医疗保险制度并轨（下文简称“医保并轨”）的影响，探究个体健康水平的改善情况。

在公平逻辑中需要注意的是，机会公平不必然产生结果公平，获取医疗服务机会上的公平改进并不必然带来个体健康水平上的公平增益。然而，现有对医疗服务空间可及性的研究重点并不在此。综合来看，相关研究多集中在两大领域。其一，在地理学领域，大量研究通过测算空间可及性指数以分析不同地区医疗资源空间分布特征及其影响因素，并提出规划建议（Radke and Mu, 2000；黄亚新和王长青, 2022）。其二，在公共卫生领域，空间可及性多被纳入医疗服务可及性的整体中进行讨论（代佳欣, 2020；王婵等, 2024），而且学者对于空间可及性的健康效应及其作用机制也莫衷一是。有研究认为，医疗服务空间可及性的提高有利于健康水平的提升（Brabyn and Beere, 2006；苗艳青, 2008；李华和俞卫, 2013），例如降低死亡率（李明峰等, 2016）、提高疫苗接种率（Al-Taiar et al., 2010）。但在低医疗服务空间可及性下，患病率（O’Meara et al., 2009）、意外伤害次数和死亡率（Buchmueller et al., 2006）都有增加的趋势。但是，另一些研究指出，在考虑社会经济和人口因素时，医疗服务空间可及性的健康改进效应并不显著（Yamashita and Kunkel, 2010）。而且，虽然医疗服务空间可及性提高了部分群体的就医概率（申悦和李亮, 2021；邓睿, 2022），但个体转变就医行为后的健康效应并未被关注。

还需注意的是，目前对医疗服务空间可及性与经济可及性相互作用的研究也较少。现有文献表明，医疗保险通过提高医疗服务的经济可及性达到了提高个体医疗服务利用水平和健康水平的效果（齐良书和李子奈, 2011），但这种健康效应也展现了“亲富人”和对老年人健康水平改进更少的劣势累积

^①相关提法来自《商务部等13部门办公厅（室）关于印发〈全面推进城市一刻钟便民生活圈建设三年行动计划（2023—2025）〉的通知》（https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202307/content_6891466.htm）。

^②当然，在第四次技术革命的影响下，智慧医疗可以大大降低空间可及性对医疗服务利用的约束。但是，那属于另一范畴的问题，本文暂不讨论。

(石智雷和吴志明, 2018), 可能会加剧健康和医疗服务利用的不平等^① (Wagstaff, 2002; 解垩, 2009; 解垩, 2011; 范红丽等, 2021)。然而遗憾的是, 已有研究并未厘清这种不平等的产生逻辑, 尤其是忽视了空间可及性对经济可及性的影响。虽然已有学者指出, 享有医疗保险使老年人的医疗服务使用率显著增加, 可以减缓医疗服务的空间不公平 (胡宏伟等, 2012), 但关于空间可及性能否以及如何影响医疗保险政策效果的研究仍十分不足。

综上所述, 医疗服务从机会公平改进到结果公平增益的作用方向和路径仍不清晰, 对其进行学理分析和实证研究很有必要。因而, 本文聚焦于以下问题: 医疗服务机会公平下的空间可及性提高是否会促进农村居民健康水平的改进和健康公平程度的提高? 健康公平程度是否提高主要包括四个方面的内容: 一是农村居民健康水平是否会因医疗服务空间可及性提高而表现显著上升, 即平均的健康改进是否产生; 二是医疗服务空间可及性通过何种机制影响农村居民健康水平; 三是医疗服务空间可及性在农村不同群体间的健康效应是否有显著差异, 健康改进在不同群体间的公平程度有何差异; 四是医疗服务空间可及性差异是否影响医保并轨在健康改进上的效果。

为研究上述问题, 本文采用具有全国代表性的微观调查数据, 构建面板数据模型和工具变量模型, 实证检验医疗服务空间可及性与农村居民健康的关系, 并探讨其异质性。进一步, 本文在理论框架和实证检验方面, 探析医疗服务空间可及性的替代效应、收入效应和增益效应三类健康改进机制。相较于已有文献, 本文的创新之处有四点。第一, 本文探究医疗服务可及性中的空间可及性对农村居民健康的影响, 拓展医疗服务可及性健康改进效应的研究范围。第二, 本文建构医疗服务空间可及性影响个体健康水平的理论框架, 并进行实证检验, 进而尝试提出更具针对性的政策建议。第三, 本文验证医疗服务空间可及性与经济可及性之间的关系, 阐述前者对后者的调节效应, 明晰医保并轨健康改进效应的“放大器”和“消减器”, 为医保并轨的落地见效提供借鉴。第四, 本文以医疗服务空间可及性和医保并轨对健康的影响为切口, 探讨其中的机会公平与结果公平问题, 为逐步建立以权利公平、机会公平、规则公平为主要内容的社会公平保障体系提供决策参考依据。

二、理论分析

(一) 概念阐释

医疗服务空间可及性是个体医疗服务需求满足程度和健康水平的重要决定因素。在理论上, 健康的影子价格由市场上购买医疗服务所支付的货币价格和所花费的时间成本共同决定。在现实中, 应保尽保的基本医疗保险普及化使就医的货币成本减少, 时间成本占比上升, 并成为影响医疗服务利用的

^①健康不平等测度的是健康在穷人和富人之间的分布情况 (Wagstaff, 2002; 解垩, 2011)。在健康经济学中, 对健康不平等的研究常常与医疗服务利用的公平性相结合, 分为水平公平和垂直公平两类。其中, 医疗服务利用和健康的水平公平指的是排除个体在收入、地域、种族等方面差异性之后的同等满足机会 (条件), 即“同等需要应该得到同等保健” (解垩, 2009)。相对地, 医疗服务利用和健康的水平不平等则为医疗服务利用受到了非需要类变量的影响, 健康在穷人和富人之间差异较大。本文所关注的医疗服务空间可及性和后文所涉及的医保并轨均属于水平公平的研究范畴。

重要因素。对诸如农村等医疗资源总量较少、分布不均、质量参差的地区，提高医疗服务空间可及性显得尤为重要。

医疗服务空间可及性包含于医疗服务可及性概念之中。学术界对医疗服务可及性的研究最早可追溯到芝加哥大学学者 Andersen (1968) 的研究，他首次明确提出了可及性概念，并指出医疗服务可及性是指在搁置支付能力后，评价公民个体是否仍能获得公平医疗服务的标准。随后，可及性这一概念不断得到拓展和阐释。Penchansky and Thomas (1981) 将医疗服务可及性拆分为递进的 5 个层次，分别为可用性 (availability)、可及性 (accessibility)、便利性 (accommodation)、可负担性 (affordability) 和可接受性 (acceptability)。这里的“可及性”实际就是指空间可及性，可负担性则为经济或财务可及性。2000 年世界卫生组织的研究报告指出，卫生服务的可及性是居民实现最基本医疗卫生需求的难易程度，即居民到医疗卫生机构的方便程度 (World Health Organization, 2000)。此处的卫生服务可及性明显倾向于其中最基础的空间可及性。表述更加明晰的研究是 Peters et al. (2008) 建立的概念框架，他们将可及性明确划分为 4 个方面：空间可及性 (geographic accessibility)、可用性 (availability)、财务可及性 (financial accessibility) 和可接受性 (acceptability)。在这一研究中，空间可及性被置于 4 类可及性之首。本文中的医疗服务空间可及性承续上述研究的共同内核，是指居民满足其医疗卫生需求时在空间上（地理上或物理上）的难易程度 (World Health Organization, 2000)，可用个体就医时所需要的路程、所花费的时间或费用进行测度 (乐章和刘二鹏, 2016; 代佳欣, 2017)。

（二）机理分析与研究假说

根据医疗服务的不同形式，医疗服务空间可及性（下文简称“空间可及性”）可分为门诊空间可及性（下文简称“门诊可及性”）和住院空间可及性（下文简称“住院可及性”）。本文将从理论上分析门诊可及性和住院可及性通过替代效应、收入效应和增益效应对农村居民健康水平和医保并轨健康效应产生的影响。

1. 替代效应。个体在面对疾病时对医疗服务的利用受多重因素影响。根据医疗服务研究中经典的 Andersen 模型 (Andersen, 1995)，这些因素包括先决变量、使能变量和需求变量 3 类。其中，使能变量就包括空间可及性。此处的替代效应是指农村居民在面对轻症时，由于具备良好的空间可及性，可以用尽早治疗替代忽视和拖延，避免将轻症拖成重疾；在面对重疾时也可以用积极治疗替代消极应对，以尽量降低健康水平的断崖式下降。也就是说，替代效应是在观念和行动上对“小病拖，大病扛”的摒弃，是空间可及性健康改进效应中作用方式最为直接的影响途径。良好的空间可及性不仅为高效利用医疗服务在客观条件上提供了可能性，也在个体主观判断上具备可行性，因为高空间可及性可以降低利用医疗服务的综合成本。首先是降低直接成本，包括前往医疗机构的实际费用、时间耗费和精力减损；其次是降低机会成本，包括中年农村居民的误工成本、老年农村居民用于照料孙辈或配偶的机会成本等；最后是降低心理成本，提高空间可及性便于农村居民在日常生活半径周边就医，降低个体对疾病的畏惧情绪，避免患者面对医院、医生时心理上的“下位者”姿态。

2. 收入效应。收入是影响健康水平的重要因素。此处的收入效应是指农村居民受良好空间可及性影响转变就医观念和行动后，支出减少进而使健康改进的效应。一方面，良好的空间可及性可以降低

罹患重疾的可能性，降低医疗支出。高空间可及性有助于农村居民积极治疗小病和适时体检，客观上会降低罹患重大疾病的风险，实现大病的早发现、早治疗；且治疗小病和体检的费用往往低于治疗重疾，这都有助于节约开支进而使可支配收入增加。另一方面，这些通过降低开支而实现增加的可支配收入可以放松农村居民预算约束，不仅能够用于人力资本投资实现收入水平和健康水平的长期增长，还可以在心理上提升生活幸福感，减轻焦虑情绪。宽松的预算约束和愉悦的心情均有助于农村居民当期甚至长期身心健康水平的保持和提高。收入效应是医疗服务空间可及性影响个体健康的间接途径。

3.增益效应。空间可及性不仅可以通过影响就医行为直接产生健康改进效应，还可以通过放大或缩小健康干预政策的实施效果间接影响农村居民健康水平。以医保并轨为例，城乡间基本医保报销模式的统一只是个人健康水平提升的制度前提，而便利地到达医院则是利用政策并使政策福利最终触及个体的现实前提。这里的增益效应就是指良好的空间可及性通过提高农村居民就医的频次，使个体更多地利用医保报销政策，减少实际医疗支出，继而通过收入效应提升健康水平，“放大”医保并轨的实际作用范围和影响幅度。也就是说，空间可及性可以通过提升医保报销机会公平程度来助益个体间健康平等程度的改善。由此可见，增益效应也是医疗服务空间可及性发挥健康改进效应的间接途径。

综上所述，医疗服务空间可及性通过替代效应、收入效应和增益效应产生个体健康改进效应，促进健康平等，作用路径如图1所示。

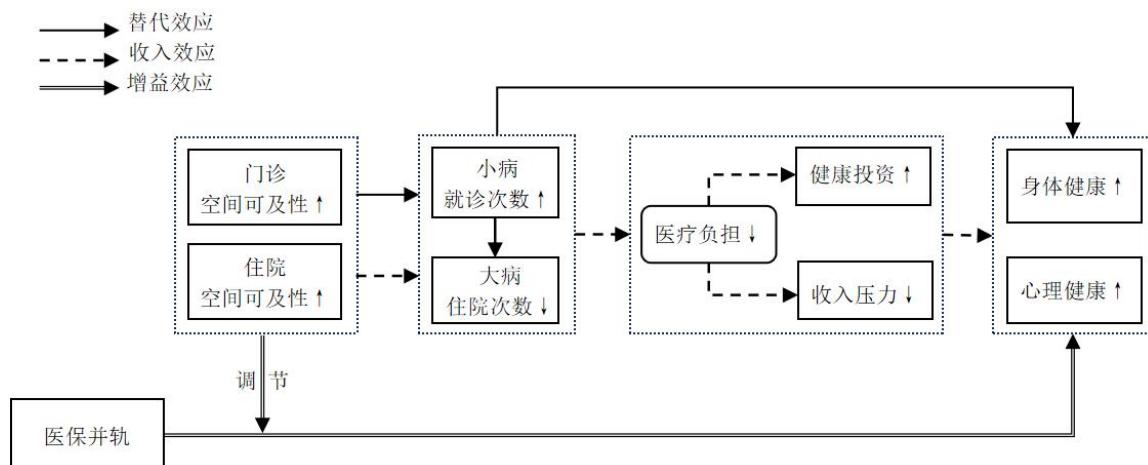


图1 医疗服务空间可及性健康改进效用路径

基于上文分析，本文提出如下研究假说。

H1：医疗服务空间可及性的提高会提升农村居民健康水平，即空间可及性具备健康改进效应。

H2：医疗服务空间可及性通过替代效应、收入效应和增益效应发挥健康改进效应。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文使用的是中国健康与养老追踪调查数据库（China health and retirement longitudinal study，简称

CHARLS) 中 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年的 4 期微观数据^①。CHARLS 数据样本量大、代表性好、跟踪程度高，形成了一套 45 岁及以上中老年人的高质量微观数据。为了研究医疗服务空间可及性与农村中老年居民健康的关系，本文根据“过去一个月里，您是否去医疗机构看过门诊或者接受过上门医疗服务？（不包括去医院做体检）”和“过去一年内，您住过院吗？”这两个问题，选取有门诊和住院就医行为的农村样本^②，并剔除关键变量缺失和数据异常的个体，最终得到样本量为 14932 的 4 期非平衡面板数据。

（二）变量设置

1.被解释变量。个体健康水平一般从主观标准、医学标准、机体功能标准三方面来判断（解垩，2011）。主观标准常以自评健康水平来表征，医学标准是指对与健康缺失相关的某些急慢性疾病的症状评估，机体功能标准评价的是与健康相关的一些“正常”功能的缺失情况。为全面评估空间可及性的健康效应，本文根据以上标准，同时选用自评健康水平、慢性病患病情况（下文简称“慢病情况”）和日常生活能力（章丹等，2019）3 个变量为被解释变量。其中，自评健康水平来自问题“您觉得您的健康状况怎么样？”，选项“极不好”“不好”“一般”“好”“很好”分别由低到高赋以 1~5 分。该指标是个体对自身健康水平的总体判断，全面但主观性较高。慢病情况较为客观，同时还会长期影响个体健康水平。若个体患有问卷中 14 种慢性病中的一种或多种，则赋值为 1，否则赋值为 0。日常生活能力使用 ADL 值表征，ADL 值可以全面反映个体在日常生活中的自理能力，由问卷中有关身体客观机能的 20 个问题组成^③。参照章丹等（2019）的赋值方式，若答案为“没有困难”，则赋值为 1，若答案为“有困难仍可以完成”“有困难，需要帮助”“无法完成”，则赋值为 0，最后加总所有项目分值得到 ADL 值。ADL 值越高，说明个体的自理能力越强，健康水平越好。

如前文所述，医疗服务空间可及性会通过改变个体就医行为影响健康状况。结合已有文献和数据可得性，本文另选取近一月门诊就诊（近一年住院）次数、近一月门诊（近一年住院）自付费用、近一月门诊（近一年住院）总费用等作为就医行为的代理变量（姚兆余和张蕾，2013；熊跃根和黄静，2016），以分析空间可及性健康效应的影响机制。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为最优距离法测度下的门诊可及性和住院可及性，分别指个体门诊就医和住院就医时所需要经过的距离、所花费的时间或费用。现有空间可及性的衡量方法包括最优距离法、两步移动搜寻法（two-step floating catchment area method）和引力模型（gravity-based model）等（Radke and Mu, 2000）。基于数据可得性和方法可操作性，本文选用恰好适用于农村地区的最优距离法测度空间可及性（Guagliardo, 2004；邓睿，2022）。农村地区医疗资源相对缺乏，可选择的医疗机构有限，患者大概率会选择周边较近的医疗机构就诊。相反，在城市地区可能存在多家与患者距离相近的医院，导致最佳距离法的计算结果很难反映实际情况。

^①因 2020 年数据未包含医疗服务空间可及性的题项，故未采用。

^②本文选取对问题“目前您的户口类型”回答为“农业”的样本为研究对象。

^③因篇幅所限，问卷中衡量日常生活能力（ADL 值）的 20 个问题未予展示，可在中国知网或本刊官方网站查看本文附录。

具体地，2011年、2013年和2015年的空间可及性用去医院所花费的时间衡量；由于2018年问卷不再包含该问题，故该年空间可及性使用个体门诊就医和住院就医时所需要经过的距离度量。为便于分析，首先，本文对单程时间或距离取倒数，使得变量数值与可及性程度同向变化。为统一4期数据中的可及性衡量标准，本文根据样本均值将可及性分为高、低两组，可及性高组赋值为1，可及性低组赋值为0。其次，为了更细致地反映空间可及性在个体间的差异，本文借鉴由商务部等13部门联合发布的《全面推进城市一刻钟便民生活圈建设三年行动计划（2023—2025）》^①中提出的15分钟生活圈标准，构建门诊可及性的第二个代理变量，即前往门诊需要花费几个“15分钟”作为可及性指标（下文简称“15分钟指标”）。为使变量数值与可及性同向变化，同样对该指标取倒数^②。最后，本文把住院可及性也进一步细化，针对2011年、2013年和2015年样本，取住院单程所用小时数的倒数作为第二个代理变量，以期在将住院可及性分为高、低两组的基础上更加精确地测度变量。

3. 控制变量。除了本文关注的核心解释变量，影响居民健康和医疗服务利用的因素还包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、收入水平等（Busch and Duchovny, 2005；余央央和封进，2018）。参考相关研究（Andersen, 1995），本文将影响医疗服务利用与健康的控制变量归纳为先决变量、使能变量和需求变量3类。其中，先决变量包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况等；使能变量包括家庭人均年收入（回归中取自然对数）、是否参加医疗保险（包括新农合、城乡居民医保和其他医疗保险类型）等；需求变量为“是否吸烟”以反映个人习惯（程令国和张晔，2012）。

此外，为了更准确地衡量居民健康水平和日常就医行为受空间可及性的影响程度，本文也将“门诊是否为急诊”和“住院是否为大病”作为控制变量。这主要基于以下两点考量。第一，急诊和大病的处置效果往往会对健康产生较大冲击，需要加以控制以反映健康水平的突然改变（通常表现为突然下降），降低误估空间可及性健康效应的可能性；第二，在大病的就医决策中，医院质量而非空间可及性是影响就医选择的主要因素。也就是说，本文通过控制这两个变量，控制了突发疾病和重大疾病对健康水平的外生冲击，同时也间接控制了个体对医院质量的主观评价。更为重要的，在个体对医院质量的主观评价之外，反映医院诊疗水平的客观指标是医院级别。本文采用“门诊机构类型”和“住院机构类型”两个虚拟变量控制不同级别的医院。如果医疗机构是社区保健中心、乡镇医院、保健站或疗养院，则将机构类型赋值为1，代表基层医疗机构和较低水平的医疗服务；反之，如果医疗机构是综合医院、专科医院或中医医院，则将机构类型赋值为0，代表大型医院和较高质量的医疗服务。具体变量赋值情况及描述性统计结果见表1。此外，本文还在实证分析中控制了地区（省份）虚拟变量和年份虚拟变量。

^①参见《商务部等13部门办公厅（室）关于印发〈全面推进城市一刻钟便民生活圈建设三年行动计划（2023—2025）〉的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/202307/content_6891466.htm。

^②本文仅针对前3期样本构建该指标。为避免计算倍数四舍五入为0而无法取倒数，本文将倍数取整后加1，再取倒数。例如，若个体去医院所花费的时间为5分钟，该指标计算方式为 $1/(5/15+1)=1$ 。

公平视野下农村医疗服务空间可及性的健康效应

表 1 主要变量赋值情况及各年份均值

| 变量 | 变量含义与赋值情况 | 全样本 | 2011 年 | 2013 年 | 2015 年 | 2018 年 |
|-------------------|---|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|---------------------------|
| 健康水平 | | | | | | |
| 自评健康水平 | 受访者对“您觉得您的健康状况怎么样？”的回答：很好=5，好=4，一般=3，不好=2，极不好=1 | 2.203 (0.958) | 2.062 (0.913) | 2.129 (0.948) | 2.126 (0.971) | 2.523 (0.932) |
| 慢病情况 | 受访者患有 14 种慢性病中的一种或多种=1；无任何一种=0 | 0.743 (0.437) | 0.820 (0.385) | 0.830 (0.376) | 0.731 (0.444) | 0.586 (0.493) |
| 日常生活能力 | 受访者对应单个题项回答：没有困难=1，其余情况=0；加总单项得分，即 ADL 值 | 13.280 (3.823) | 13.470 (3.707) | 13.530 (3.658) | 13.200 (3.851) | 12.910 (4.044) |
| 医疗服务利用 | | | | | | |
| 门诊就诊次数 | 受访者近一月的门诊就诊数（次） | 2.136 (2.376) | 2.113 (2.293) | 2.230 (2.583) | 2.051 (2.117) | 2.137 (2.480) |
| 门诊自付费用 | 受访者近一月门诊自付费用（元） | 759.197 (4175.767) | 547.444 (3825.610) | 735.642 (4479.861) | 889.265 (3874.731) | 887.874 (4495.052) |
| 门诊总费用 | 受访者近一月门诊总费用（元） | 1146.909 (10104.600) | 685.675 (4573.386) | 1233.551 (16025.200) | 1259.624 (5172.465) | 1479.472 (8865.203) |
| 住院次数 | 受访者近一年的住院次数（次） | 1.538 (1.294) | 1.431 (1.403) | 1.499 (1.100) | 1.510 (1.063) | 1.650 (1.530) |
| 住院自付费用 | 受访者近一年住院自付费用（元） | 6889.155 (15086.230) | 4859.652 (9707.523) | 6234.102 (12185.920) | 7459.619 (16364.160) | 8042.705 (18069.090) |
| 住院总费用 | 受访者近一年住院总费用（元） | 11370.050 (21497.950) | 6978.607 (12366.230) | 10108.000 (16920.290) | 11444.180 (19545.500) | 14692.950 (285388.310) |
| 核心解释变量 | | | | | | |
| 门诊可及性 | 根据门诊可及性均值分组：可及性高=1，可及性低=0 (1+分钟数/15) 的倒数 | 0.385 (0.487) | 0.454 (0.498) | 0.426 (0.495) | 0.365 (0.481) | 0.261 (0.439) |
| 住院可及性 | 根据住院可及性均值分组：可及性高=1，可及性低=0 去往住院机构小时数的倒数 | 0.265 (0.441) | 0.351 (0.478) | 0.308 (0.462) | 0.268 (0.443) | 0.170 (0.375) |
| 控制变量（先决变量） | | | | | | |
| 性别 | 受访者性别：男=1，女=0 | 0.428 (0.495) | 0.436 (0.496) | 0.428 (0.495) | 0.423 (0.494) | 0.427 (0.495) |
| 年龄 | 受访者年龄（岁） | 62.183 (10.017) | 60.322 (9.864) | 61.079 (10.090) | 62.541 (9.828) | 64.792 (9.697) |

表1 (续)

| | | | | | | |
|--------------------|--|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 受教育程度 | 受访者学历: 大专及以上=3, 高中、中专、职高、技校=2, 初中及以下=1 | 1.052 (0.229) | 1.049 (0.223) | 1.051 (0.225) | 1.052 (0.229) | 1.057 (0.238) |
| 婚姻状况 | 受访者婚姻状况: 已婚=1, 未婚、丧偶、离异=0 | 0.831 (0.374) | 0.854 (0.353) | 0.845 (0.362) | 0.825 (0.380) | 0.802 (0.398) |
| 控制变量 (使能变量) | | | | | | |
| 参加新农合 | 受访者是否参加新农合: 是=1, 否=0 | 0.889 (0.314) | 0.928 (0.258) | 0.926 (0.261) | 0.885 (0.319) | 0.813 (0.390) |
| 参加城乡居民医保 | 受访者是否参加城乡居民医保: 是=1, 否=0 | 0.044 (0.206) | 0.009 (0.090) | 0.019 (0.140) | 0.023 (0.150) | 0.128 (0.335) |
| 医疗保险 | 受访者是否购买医疗保险: 是=1, 否=0 | 0.933 (0.249) | 0.959 (0.199) | 0.972 (0.164) | 0.830 (0.375) | 0.976 (0.152) |
| 家庭人均年收入 | 受访者家庭人均年收入 (元) | 7721.524 (21838.590) | 8127.848 (13792.550) | 7208.639 (14103.830) | 6496.278 (26746.840) | 8895.465 (28794.810) |
| 控制变量 (需求变量) | | | | | | |
| 是否吸烟 | 受访者是否有吸烟习惯: 是=1, 否=0 | 0.394 (0.489) | 0.371 (0.483) | 0.394 (0.489) | 0.409 (0.492) | 0.398 (0.489) |
| 其他控制变量 | | | | | | |
| 门诊是否为急诊 | 受访者近一个月就诊的门诊是否为急诊: 是=1, 否=0 | 0.035 (0.185) | 0.022 (0.146) | 0.030 (0.172) | 0.045 (0.206) | 0.048 (0.214) |
| 住院是否为大病 | 医疗支出在收入中的占比超过40%: 是=1, 否=0 | 0.245 (0.430) | 0.171 (0.377) | 0.238 (0.430) | 0.228 (0.420) | 0.341 (0.474) |
| 门诊机构类型 | 基层医疗机构=1, 非基层医疗机构=0 | 0.671 (0.470) | 0.736 (0.440) | 0.679 (0.470) | 0.656 (0.475) | 0.596 (0.490) |
| 住院机构类型 | 基层医疗机构=1, 非基层医疗机构=0 | 0.237 (0.430) | 0.319 (0.470) | 0.257 (0.440) | 0.213 (0.410) | 0.199 (0.400) |
| 观测值数 | | 14932 | 3381 | 4079 | 3859 | 3613 |

注: ①括号中为标准差。②门诊(住院)自付费用、门诊(住院)总费用和家庭人均年收入在后文回归中均取自然对数。

(三) 模型设定

为考察空间可及性对农村居民健康的影响, 本文设定基准模型如下:

$$y_i = a_0 + a_1 GAH_i + a_2 Z'_i + e_i \quad (1)$$

(1) 式中: y_i 表示健康水平 (自评健康水平、慢病情况、日常生活能力) 和医疗服务利用情况 (门诊或住院次数、自付医疗费用和总费用); GAH_i 表示医疗服务空间可及性; Z'_i 表示一系列控制变量, 包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、是否吸烟、家庭人均年收入、门诊是否为急诊、住院是否为大病、年份与省份固定效应等; i ($i=1, 2, \dots, n$) 为农村居民个体; e_i 为随机扰动项; a_0 、

a_1 、 a_2 为待估参数。

1. 基准回归。本文选取 2011 年、2013 年、2015 年和 2018 年 4 期数据进行实证分析，在（1）式基础上设定模型如下：

$$y_{it} = b_0 + b_1 GAH_{it} + b_2 Z'_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： y_{it} 和 GAH_{it} 分别表示不同个体在不同年份的健康水平（医疗服务利用情况）和医疗服务空间可及性； t 为年份； u_i 为不可观测且不随时间变化的个体因素， u_i 与解释变量 $\{GAH_{it}, Z'_{it}\}$ 的相关关系决定了选择随机效应模型还是固定效应模型； $u_i + e_{it}$ 为复合扰动项； b_0 、 b_1 、 b_2 为待估参数。

2. 内生性问题。影响健康水平的因素有很多，医疗服务的空间可及性只是其中之一，且身体状况极差的个体也可能因为就诊需求而选择去医疗服务更为便利的地区居住，这些可能导致（2）式存在内生性问题。因此，本文采用工具变量法，选取“村庄道路硬化”和“村庄公交线路”作为医疗服务空间可及性的工具变量，并构建如下模型：

$$GAH_{it} = g_0 + g_1 IV_{it} + g_2 X'_{it} + e_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = d_0 + d_1 \widehat{GAH}_{it} + d_2 Z'_{it} + e_{it} \quad (4)$$

(3) 式为第一阶段估计方程。（3）式中： IV_{it} 为选取的工具变量， X'_{it} 为一系列控制变量， e_{it} 为随机扰动项， g_0 、 g_1 、 g_2 为待估参数，其余符号含义同（2）式。（4）式为第二阶段估计方程。

(4) 式中： \widehat{GAH}_{it} 为（3）式中 GAH_{it} 的预测值， d_0 、 d_1 、 d_2 为待估参数，其余符号含义与（3）式中相同。由于不同变量的连续性不同，本文参考相关研究（Roodman, 2011），使用条件混合过程（conditional mixed process，简称 cmp）进行参数估计^①。

有效的工具变量需满足外生性和相关性。“村庄道路硬化”表示村庄主要道路是否为柏油路或水泥路，“村庄公交线路”表示村庄的公交路线数量。就外生性而言，村庄道路硬化和村庄公交线路均为村庄层面的变量，相对于农村居民个体具有较强的外生性。也就是说，这两个变量只会通过医疗服务可及性影响居民健康。就相关性而言，村里硬化道路建设越好，公交越便利，个体出行就越方便，医疗服务空间可及性就越高，这一点在后文第一阶段的回归结果中也得到验证。由此，可以认为本文选取的工具变量外生且与变量 GAH_{it} 相关，符合工具变量的两点要求。

3. 调节效应。医保并轨以前，全民医保的现实问题是不公平、不经济、不便捷（郑功成, 2015），医保并轨之后，制度安排和经济福利都向公平迈进了一大步，但“不便捷”的问题依旧存在，甚至可能会反过来消减对“不公平、不经济”的改善效果。基于此，本文也探究空间可及性对医保并轨健康效应的调节作用。

^①该方法在 Stata17.0 软件中通过 cmp 命令实现，其优点在于可以灵活设置第一阶段和第二阶段的估计方法。

一方面，构建医保并轨的 PSM-DID 模型。医保并轨于 2016 年在全国推行，而不同省份有不同的实施时间。所以，从数据上看，大多数受访者在 2015 年参加新农合，其中有一部分个体在 2018 年转为参加整合后的城乡居民医保，而其余个体仍然参加新农合。这就产生了处理组和对照组：处理组的农村居民在 2015 年参加新农合，并在 2018 年参加城乡居民医保；对照组的农村居民在 2015 年和 2018 年都参加新农合。基于此，设定 PSM-DID 模型如下：

$$Health_{it} = q_0 + q_1 After_t + q_2 URRMI_i + q_3 After_t \times URRMI_i + q_4 Z'_{it} + e_{it} \quad (5)$$

(5) 式中： $Health_{it}$ 代表个体 i 在时间 t 的健康水平； $After_t$ 代表时间虚拟变量， $After_t=0$ 表示实施城乡居民医保之前的时间（2015 年）， $After_t=1$ 表示实施城乡居民医保之后的时间（2018 年）；处理变量 $URRMI_i$ 是一个二元指标， $URRMI_i=1$ 表示个体 i 参加了城乡居民医保， $URRMI_i=0$ 表示个体 i 参加了新农合；变量 $After_t \times URRMI_i$ 表示交互作用； q_3 反映本文所关注的医保并轨的健康效应； Z'_{it} 表示个体 i 在时间 t 的控制变量； e_{it} 为随机扰动项； q_0 、 q_1 、 q_2 、 q_3 为待估参数。

另一方面，PSM-DID 模型只关注医保并轨对健康产生的影响，而无法反映不同空间可及性群体受该影响的差别；相比之下，PSM-DDD 模型旨在识别政策效果是否在不同群体、不同时间段或其他特定条件下表现出异质性，并揭示单一差异比较所可能忽略的复杂影响。因此，本文在 PSM-DID 模型中进一步引入可及性变量 GAH_{it} ，构建 PSM-DDD 模型如下：

$$\begin{aligned} Health_{it} = & \mu_0 + \mu_1 After_t + \mu_2 URRMI_i + \mu_3 GAH_{it} + \mu_4 After_t \times URRMI_i + \mu_5 After_t \times GAH_{it} \\ & + \mu_6 URRMI_i \times GAH_{it} + \mu_7 After_t \times URRMI_i \times GAH_{it} + \mu_8 Z'_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

(6) 式中： μ_4 代表在低空间可及性样本中医保并轨的健康效应； μ_4 与 μ_7 之和代表在高空间可及性样本中医保并轨的健康效应； μ_7 是调节效应，代表不同空间可及性群体在医保并轨健康效应上的差异； e_{it} 为随机扰动项； μ_0 、 μ_1 、 μ_2 、 μ_3 、 μ_4 、 μ_5 、 μ_6 、 μ_7 、 μ_8 为待估参数；其他变量的含义与前文相同。

四、实证结果与分析

（一）基准回归

表 2 展示了门诊可及性对农村居民健康影响的估计结果。

表 2 门诊可及性对农村居民健康影响的回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|----------------------|--------------------|
| | 自评健康水平 | 慢病情况 | 日常生活能力 | 自评健康水平 | 慢病情况 | 日常生活能力 |
| 门诊可及性 | 0.147*** (0.024) | -0.018 (0.017) | 0.222** (0.086) | -0.128 (0.129) | -0.115*** (0.039) | 0.562** (0.251) |
| 上一期健康水平 | | | | 0.134 (0.112) | 0.016 (0.011) | 0.113 (0.083) |

表2 (续)

| | | | | | | |
|------------------|-----------|---------|-----------|---------|---------|-----------|
| 门诊机构类型 | 0.042* | -0.019 | 0.023 | 0.248** | 0.047* | 0.109 |
| | (0.025) | (0.020) | (0.091) | (0.100) | (0.025) | (0.184) |
| 性别 | 0.179*** | | 0.380*** | | | 0.347 |
| | (0.034) | | (0.125) | | | (0.239) |
| 年龄 | -0.007*** | 0.010 | -0.059*** | 0.124** | 0.053** | -0.058*** |
| | (0.001) | (0.011) | (0.005) | (0.048) | (0.025) | (0.010) |
| 受教育程度 | 0.066 | | -0.167 | | | -0.577* |
| | (0.047) | | (0.158) | | | (0.336) |
| 婚姻状况 | 0.078** | -0.055 | 0.277** | -0.008 | -0.173 | 0.344 |
| | (0.034) | (0.053) | (0.137) | (0.278) | (0.134) | (0.249) |
| 是否吸烟 | -0.121*** | 0.067 | -0.108 | -0.204 | 0.155* | 0.136 |
| | (0.034) | (0.052) | (0.124) | (0.203) | (0.090) | (0.242) |
| 医疗保险 | -0.057 | -0.005 | 0.134 | -0.008 | -0.020 | 0.302 |
| | (0.047) | (0.035) | (0.170) | (0.189) | (0.041) | (0.311) |
| 家庭人均年收入 | 0.039*** | -0.001 | 0.053** | -0.008 | 0.001 | 0.037 |
| | (0.006) | (0.005) | (0.022) | (0.024) | (0.005) | (0.041) |
| 门诊是否为急诊 | -0.029 | 0.016 | -1.244*** | -0.422 | 0.035 | -0.730 |
| | (0.064) | (0.048) | (0.266) | (0.265) | 0.047* | (0.492) |
| 常数项 | 1.808*** | 0.255 | 16.160*** | -5.282* | -2.217 | 15.842*** |
| | (0.137) | (0.629) | (0.505) | (2.831) | (1.512) | (0.952) |
| 年份与省份固定效应 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 观测值数 | 7508 | 7647 | 7643 | 2086 | 2040 | 2037 |
| Hausma 检验 p 值 | 0.157 | 0.001 | 0.052 | 0.006 | 0.000 | 0.916 |
| p>χ ² | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.005 | 0.032 | 0.000 |

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②(2)列和(5)列汇报的是门诊可及性对慢病患病概率的边际效应，后续表格中以慢病情况为因变量的检验结果也均汇报边际效应。③括号中为稳健标准误。④根据 Hausman 检验 p 值，(1)列、(3)列和(6)列汇报的是随机效应模型的估计结果，(2)列、(4)列和(5)列汇报的是固定效应模型的估计结果。⑤表中观测值数为门诊样本数；前3列因变量缺失情况不同，故观测值数也有所不同；后3列因涉及上一期健康水平，观测值数有所减少。

表2 (1)～(3)列是门诊可及性划分为高、低两档的估计结果，(4)～(6)列是以15分钟生活圈标准划分门诊可及性的回归结果。(1)～(3)列显示，在其他条件不变的情况下，高门诊可及性可以使农村居民的自评健康水平和日常生活能力分别显著提升0.147和0.222。考虑到当期健康水平受基础健康水平的影响，本文引入上一期健康水平作为控制变量^①，同时将可及性替换为15分钟指标

^①为避免扰动项二阶自相关对回归结果的影响，当被解释变量为自评健康水平时，上一期健康水平的代理变量为“上一期是否患有慢性病”；在其余情况下，上一期健康水平的代理变量均为“上一期自评健康水平”。

进行回归。(4)～(6)列显示，在增加滞后变量和改变门诊可及性测度方式的情况下，门诊可及性的提高会显著提升日常生活能力，同时使慢性病患病情况显著减少。也就是说，不论采用何种赋值方式，门诊可及性均表现出显著的正向健康效应。假说 H1 得到初步证实。

住院可及性的健康效应估计结果见表 3。(1)～(3)列是将住院可及性划分为高、低两档的估计结果，(4)～(6)列将核心解释变量替换为住院可及性的第二个代理变量，并将上一期健康水平引入模型。结果显示，对于住院样本，高可及性依旧可以显著提升个体的自评健康水平和日常生活能力，具备正向健康效应。

表 3 住院可及性对农村居民健康影响的回归结果

| 变量 | (1) 自评健康水平 | (2) 慢病情况 | (3) 日常生活能力 | (4) 自评健康水平 | (5) 慢病情况 | (6) 日常生活能力 |
|----------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| 住院可及性 | 0.091*** (0.034) | 0.005 (0.030) | 0.311 (0.266) | 0.009* (0.005) | 0.021 (0.053) | 0.049** (0.020) |
| 上一期健康水平 | | | | -0.051 (0.078) | 0.002 (0.025) | 0.131 (0.724) |
| 常数项 | 1.877*** (0.191) | 1.214* (0.631) | 14.201** (5.534) | 2.701*** (0.387) | 2.612 (1.994) | 50.673* (27.990) |
| 观测值数 | 4521 | 4719 | 4719 | 1083 | 1687 | 1100 |
| Hausman 检验 p 值 | 1.000 | 0.002 | 0.000 | 0.625 | 0.027 | 0.000 |
| p> χ^2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表 2，并将“门诊是否为急诊”替换为“住院是否为大病”，也控制了年份和省份固定效应。④根据 Hausman 检验 p 值，(1)列和(4)列汇报的是随机效应模型回归结果，(2)列、(3)列、(5)列和(6)列汇报的是固定效应模型回归结果。⑤表中为住院样本。其中，(1)～(3)列因为变量缺失情况不同，故观测值数不同；(4)～(6)列因涉及上一期健康水平变量，观测值数有所减少。

(二) 内生性问题处理

虽然面板数据本身能够控制一些不随时间变化的个体特定不可观测因素，从而在一定程度上缓解内生性问题，但谨慎起见，本文仍从导致内生性问题的 3 类主要因素——遗漏变量、测量误差和双向因果——入手，进一步解决可能存在的内生性问题。

首先，针对遗漏变量问题，本文层层递进完善控制变量。第一，本文已经在经典控制变量的基础上，将样本区分为门诊样本和住院样本以控制疾病严重程度；第二，在两种就诊类型内部进一步控制门诊是否为急诊和住院是否为大病等变量，区分不同子样本内部的疾病紧急程度和严重程度；第三，正如表 2 和表 3 中的做法，在回归模型中加入上一期健康水平作为滞后变量，以进一步解决遗漏变量问题。正如前文所述，考虑可能遗漏的变量后，回归结果仍支持假说 H1。

其次，受访者回答的空间可及性可能存在测量误差，他们对时间的记忆和对距离的主观感受可能

有误。基于此，笔者不仅基于其回答设置可及性指标，还将样本整体可及性分为高、低两组，并进一步按照 15 分钟生活圈进行档次划分，以解决由测量误差导致的内生性问题。回归结果同样支持假说 H1。

最后，针对可能由双向因果带来的内生性，本文采用工具变量法加以纠正。具体地，工具变量选用“村庄道路硬化”和“村庄公交线路”，并进行两阶段回归。上文已从理论上论述了所用工具变量的相关性和外生性，此处将通过回归结果进一步检验工具变量的有效性。本文采用工具变量的 cmp 估计方法解决基准回归可能存在的内生性问题，结果如表 4 所示。第一阶段回归结果显示，村庄道路硬化和村庄公交线路都对门诊（住院）可及性具有正向影响，且在 1% 的水平上显著，即不存在弱工具变量的问题，满足工具变量的相关性要求。同时，过度识别检验结果 p 值分别为 0.456、0.737、0.828、0.184、0.976 和 0.368，故接受原假设，认为工具变量与扰动项不相关，为外生变量。校正内生性偏误后，从表 4 回归结果可知，门诊可及性和住院可及性的提高均会显著提升农村居民健康水平，尤其是门诊可及性的提高可以显著提升农村居民的自评健康水平和日常生活能力，降低他们的慢性病发病概率。同时，住院可及性的提升也在 10% 的水平上显著提升了个体的日常生活能力。这验证了门诊可及性和住院可及性提高有助于改善农村居民健康水平的结果，假说 H1 得到验证。

表 4 使用工具变量法的空间可及性对农村居民健康影响的回归结果

| 变量 | | 自评健康水平 | | 慢病情况 | | 日常生活能力 | |
|------|-------------|-------------|---------------------|-------------|---------------------|-------------|---------------------|
| | | (1) 第一阶段 | (2) 第二阶段 | (3) 第一阶段 | (4) 第二阶段 | (5) 第一阶段 | (6) 第二阶段 |
| 门诊样本 | 门诊可及性 | | 0.590*** (0.195) | | -0.428** (0.181) | | 0.409*** (0.136) |
| | 村庄道路硬化 | | 0.228*** (0.037) | | 0.163*** (0.039) | | 0.168*** (0.038) |
| | 村庄公交线路 | | 1.259*** (0.040) | | 1.275*** (0.040) | | 1.274*** (0.040) |
| | 弱工具变量检验 F 值 | | 23.334 | | 21.816 | | 21.816 |
| | 过度识别检验 p 值 | | 0.456 | | 0.737 | | 0.828 |
| | 观测值数 | | 7642 | | 7643 | | 7643 |
| | p> χ^2 | | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 |
| 住院样本 | 住院可及性 | | 0.191 (0.178) | | -0.334 (0.233) | | 0.381* (0.196) |
| | 村庄道路硬化 | | 0.238*** (0.051) | | 0.237*** (0.051) | | 0.240*** (0.051) |
| | 村庄公交线路 | | 0.171*** (0.034) | | 0.169*** (0.034) | | 0.175*** (0.034) |
| | 弱工具变量检验 F 值 | | 31.724 | | 30.652 | | 30.652 |
| | 过度识别检验 p 值 | | 0.184 | | 0.976 | | 0.368 |

表4 (续)

| | | | | |
|------|--------------|-------|-------|-------|
| 住院样本 | 观测值数 | 4711 | 4714 | 4714 |
| | $p > \chi^2$ | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表2, 同时也控制了年份和省份固定效应。④考虑到2018年问卷中空间可及性用距离而非时间衡量, 故仅采用前3期数据进行IV回归。回归结果与表4不存在明显差异。

(三) 稳健性检验

1. 使用空间可及性滞后变量。个体是否患有慢性病是健康水平的重要指标, 而空间可及性发挥其健康效应用需要经过一段时间, 即当期健康水平的提升可能是由上一期空间可及性提高所致。尤其是对于慢性病, 较高的空间可及性有助于个体获得更高效、便捷的健康知识宣教、体检、预防和提前干预等服务, 从而降低罹患慢性病的风险。基于此, 本文进一步实证检验上一期空间可及性对自评健康水平、慢病情况和日常生活能力的影响, 表5中的方案A为该滞后健康效应的估计结果。由方案A可知, 门诊可及性的提高通过两期调查之间2~3年的时间, 使个体的自评健康水平和日常生活能力分别提升了0.111和0.341, 同时慢性病患病概率降低了5.8个百分点。对于住院样本, 高可及性也使慢性病的患病概率显著降低。假说H1得证。

表5 空间可及性健康效应的稳健性检验回归结果

| 变量 | | 门诊样本 | | | 住院样本 | | |
|------|--------------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | | (1) 自评健康水平 | (2) 慢病情况 | (3) 日常生活能力 | (4) 自评健康水平 | (5) 慢病情况 | (6) 日常生活能力 |
| 方案 A | 上一期门诊(住院) 可及性 | 0.111*** (0.048) | -0.058*** (0.021) | 0.341* (0.180) | 0.068 (0.071) | -0.054* (0.033) | 0.142 (0.318) |
| | 当期门诊(住院) 可及性 | 0.140*** (0.049) | -0.050*** (0.022) | 0.251 (0.194) | 0.107 (0.082) | -0.057 (0.037) | 0.204 (0.352) |
| | 观测值数 | 1559 | 1587 | 1587 | 698 | 736 | 736 |
| | $p > \chi^2$ | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 方案 B | 以“去医院的单程花 费”测度门诊(住院) 可及性 | 0.118*** (0.029) | -0.061** (0.026) | 0.219*** (0.072) | 0.235*** (0.084) | -0.071 (0.059) | 1.332*** (0.345) |
| | 观测值数 | 2660 | 718 | 2683 | 1820 | 425 | 1830 |
| | $p > \chi^2$ | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表2, 同时也控制了年份和省份固定效应。④门诊样本和住院样本在方案A中的空间可及性均采用以均值分组的可及性指标。

2. 更换解释变量。通常情况下, 去医院花费的金额越多, 其空间可及性越低。基于此, 本文取“去医院的单程花费”的自然对数的倒数代表空间可及性。限于问卷内容, 该变量只存在于2011年、2013年和2015年3期数据中, 回归结果汇报于表5中方案B。由方案B回归结果可知, 不论是高门诊可

及性还是高住院可及性，都可以显著提高个体的自评健康水平和日常生活能力；同时，高门诊可及性还在5%的显著性水平上使慢性病患病概率降低了6.1个百分点，这属于积极的长期健康效应，对于稳定和提升人力资本、实现健康老龄化都具有积极意义。假说H1得证。

综上可知，假说H1在多种稳健性检验后依旧成立，即医疗服务空间可及性的提高不仅会产生显著的健康改进效应，而且这一效应还在长期内有效。也就是说，机会公平的提高确实在均值上产生了健康水平的上升。

（四）异质性分析：机会公平与健康不平等

空间可及性的健康改进效应在不同群体间的差异显著吗？问题的答案涉及从机会公平到结果公平的演化。结果更加公平至少可以表现为3种形式。一是整体健康水平的分布更加平均；二是不同群体的健康增量间不存在显著差异，即增量公平；三是不同群体的健康增量存在显著差异，但差异方向为“损有余而补不足”，即令原先健康水平较低的群体获得更大的健康改进效应。为解释这一问题，本部分进行异质性分析^①。

1. 不同收入群体的异质性。本文按照收入的均值设置高收入群体虚拟变量，并在基准回归中引入高收入群体和门诊（住院）可及性的交乘项；同时，将样本按收入均值分为高收入群体、低收入群体两组，进行分组回归并检验组间系数差异的显著性。在门诊样本中，两种不同方法均显示，相较于低收入群体，门诊可及性的健康效应在高收入群体中更高。在含交乘项的回归中，高收入群体比低收入群体的可及性健康效应高0.08分；在分组回归中，虽然二者的空间可及性健康效应均为正向，验证了假说H1，但高收入群体自评健康效应高于低收入群体0.08分，且组间差异显著，即高收入群体更多受益于门诊可及性的提高。究其原因，门诊可及性在高收入群体表现更明显可能是因为该群体具备更宽松的预算约束，在提升门诊可及性使服务更容易获得时，很多之前虽然有资金但没时间治疗的轻症，就可以得到更好的医治。而对于低收入群体，门诊可及性提高虽然降低了“小病拖”的可能性并使其健康水平显著提升，但毕竟他们还受到就医费用的预算约束，所以门诊可及性提高的作用小于高收入群体。

与门诊样本中的结论相反，住院可及性的健康效应在高收入群体中更低。在含交乘项的回归中，高收入群体比低收入群体的可及性健康效应（以日常生活能力测度）平均低0.75分。在分组回归中，两组系数的组间差异显著，且高收入群体的健康效应不具备统计学上的显著性；低收入群体则表现为日常生活能力在1%显著性水平上提升0.70分。这一现象可能来自两个方面原因。一方面，对于高收入群体，其住院行为的发生主要受疾病严重程度和医院服务质量的影响，空间可及性对其影响甚微。另一方面，对于低收入群体及其所在地区，提升住院可及性不仅可以促进医疗机构的合理布局和服务水平的提升，还可以降低住院成本。这将有助于释放低收入群体被抑制的医疗需求，进而显著改善其健康水平。具体来讲，低收入群体周边本应该提供住院服务的乡镇卫生院常常因建院时间久远、医疗设备陈旧、医生学历水平有限、医技人员缺乏等原因，只能履行基本公共卫生服务的14项职能，没有场

^①因篇幅所限，相关结果未予展示，可在中国知网或本刊官方网站查看本文附录。

所、人力和技术提供住院服务。在这种情况下，村民只能去县级医院住院，住院可及性亟须提升。更进一步，较差的住院可及性意味着较远的距离、较多的路程花费、长时间的误工成本以及长途跋涉求医问药的心理压力。这些预算约束和畏惧情绪都会进一步阻碍低收入群体住院就医（杨园争和邓婷鹤，2021）。因此，相对于高收入群体，提高住院可及性可以在更大程度上降低农村低收入群体的路程花费、时间成本、误工成本和心理成本，可以在“小病方便治”的基础上，让农村低收入群体享受到“大病不用扛”的更趋公平的健康服务。住院可及性提升以“补不足”的方式促进健康公平，更有助于完成从机会公平到结果公平的演化。应更加关注农村地区的住院可及性，优化乡镇卫生院空间布局，提升服务能力。

2.不同年龄段的异质性。当前农村老龄化程度高，老年人已成为农业生产、抚育孙代、参与乡村治理的重要力量，有必要特别关注老年农民群体的医疗服务利用行为和健康水平。本文将样本分为65岁及以上的老年人群体和65岁以下的中年人群体两组，并进行分组回归；同时设置老年人群体虚拟变量。从含交乘项的回归结果中可知，门诊可及性的提高会产生正向的健康效应，同时老年人群体的自评健康水平显著低于中年人群体；更为重要的是，老年人群体因可及性提高而产生的健康改进效应在5%的显著性水平上低于中年人群体。这一点在分组回归中也得到了验证：高可及性可以使老年人群体的自评健康水平显著提升0.11分，但可以使中年人群体的自评健康水平显著提高0.21分，增量是老年人群体增量的两倍，且二者差异显著。这就可能扩大中年人群体与老年人群体间的健康不平等程度。

这可能是因为，中年人群体多为家中的主要劳动力，低可及性下就医的机会成本远高于老年人群体，而空间可及性的提高可以有效降低其就医的机会成本，释放其医疗需求。这更有助于中年人群体及时治愈小病，提升自评健康水平。老年人的就医行为不仅受空间可及性影响，还部分依赖于陪伴就医者。因此，老年人群体的可及性健康效应虽为正，但小于中年人群体。

3.不同居住模式的异质性。若陪伴就医者会影响老年人的就医行为，那么，独居群体也会受陪伴就医者的影响吗？这在空巢化程度和“光棍”率不断上升的农村颇具意义。含交乘项的回归结果显示，高门诊可及性对非独居群体日常生活能力的改善作用显著优于独居群体。这一结论在分组回归中也得到了验证。在独居群体中，可及性的健康改进效应虽为正但不显著；而在非独居群体中，高可及性可以在1%的显著性水平上将日常生活能力提升0.33分，且两组间的差异显著。这是因为，限制独居群体医疗服务利用行为的因素不仅是空间可及性，还包括在情感和行动上缺失就医陪伴者。即使离医疗机构较近，也可能会因为无人陪伴、行动不便而减少就医，“小病扛、大病拖”，对健康十分不利。

4.不同区域的异质性。医疗卫生资源在区域间分布的不均匀是健康不平等中探讨的重要议题^①。那么，空间可及性的健康改进效应在不同医疗水平的区域间是否有差异呢？在门诊样本和住院样本中，

^①导致这一现象的有宏观因素，也有微观因素。宏观上，医疗服务质量受当地经济社会发展情况制约，通常经济状况好的省份、县域都会有更多的财政资金投入，其医疗服务水平普遍高于其他地区，产生区域优势。而在微观上，高水平的医疗从业人员会流向经济条件好的区域和发展平台高、上升空间大的医院。在两方面影响交织之下，很可能导致经济发展水平滞后的西部地区尤其是西部农村地区在医疗服务水平上的不足。

对西部地区和西部以外的其他地区（下文简称“其他地区”）进行分组回归。在门诊样本中，西部地区的医疗服务空间可及性虽然同其他地区一样表现出显著的健康改进效应，但组间系数差异显著性结果显示，西部地区门诊可及性的健康改进效应在10%的水平上显著低于其他地区。在住院样本中，这一差异越发显著：西部地区的住院可及性不再具备正向的健康效应，而在其他地区却依旧展现显著的健康改进效应。这可能是因为，对于住院而言，可及性的健康效应需要与医疗服务水平的提高一起发挥作用，即单纯提高空间可及性的健康改进效应有限。由于宏观和微观的双重原因，西部地区的医疗服务质量可能未能与空间可及性同步提升，从而导致可及性的健康效应被大大削弱。

五、进一步讨论：机制分析

（一）空间可及性的替代效应、收入效应与增益效应

医疗服务空间可及性对健康的影响主要通过改变个体的就医行为来实现，具体体现在就医次数和医疗费用的变化两个方面。本文选择门诊就诊次数、门诊自付费用、门诊总费用、住院次数、近一年住院自付费用和住院总费用这6个变量代表医疗服务利用情况，用工具变量法检验空间可及性对居民就医行为的影响^①。

回归结果说明，高空间可及性可以显著提高农村居民门诊就诊次数，降低医疗支出。这就改变了个体“小病拖，大病扛”的不良就医习惯，农村居民在生小病时就能及时就医，降低了小病发展成大病的风险，对改善农村居民健康起到正向作用。除此之外，住院的医疗花费往往要高于门诊医疗花费，一次大病住院很可能使农村居民“因病致贫”或“因病返贫”。高空间可及性使就医尤其是住院的费用降低，可以减轻患病个体的焦虑和不安情绪，愉悦的心情和更宽松的预算约束也有助于健康水平进一步提升。假说H2中的替代效应和收入效应得证。

（二）空间可及性对医保并轨健康效应的调节效应

农村医疗保障制度不断发展完善，从五保制度到新农合，再到城乡居民医保，公平程度不断提高。然而，这种制度改进的健康效应依旧会受到空间可及性等现实因素的影响。为探讨空间可及性对医保并轨健康效应的调节作用，本文利用2015年和2018年数据构建了两期平衡面板数据，并运用PSM-DID模型检验医保并轨是否提高了个体的自评健康水平；在此基础上，进一步在PSM-DID模型中引入空间可及性变量，利用PSM-DDD模型检验不同空间可及性群体在医保并轨健康获益上的差异。

从表6（1）列中全样本的PSM-DID模型结果可知两点：一是城乡居民医保有显著的健康改进效应；二是医保并轨这一体现机会公平的制度改进，的确比新农合在更大程度上改善了农村居民的健康水平，从而可以更好地缩小健康在城乡间的不公平。（2）～（5）列分别是高门诊可及性样本、低门诊可及性样本、高住院可及性样本和低住院可及性样本的PSM-DID回归结果。可以看到，医保并轨能够显著提高高门诊可及性子样本的自评健康水平，而在低可及性子样本中，医保并轨的作用则不再

^①因篇幅所限，相关结果未予展示，可在中国知网或本刊官方网站查看本文附录。

显著。也就是说，高门诊可及性使医保并轨的健康改进效应得以显著发挥，而低可及性则削弱了医保并轨在促进居民健康公平上的积极作用，大大降低了政策效果。假说 H2 中的增益效应得以验证。

表 6 医疗服务空间可及性对医保并轨健康效应调节作用的回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 全样本 | 高门诊 | 低门诊 | 高住院 | 低住院 | 门诊样本 | 住院样本 |
| | 可及性样本 | 可及性样本 | 可及性样本 | 可及性样本 | 可及性样本 | | |
| 2018 年 | 0.339*** (0.032) | 0.124 (0.076) | 0.432*** (0.048) | 0.379*** (0.103) | 0.420*** (0.054) | 0.425*** (0.048) | 0.424*** (0.054) |
| 医保并轨 | -0.065 (0.062) | -0.236* (0.128) | 0.106 (0.094) | 0.028 (0.207) | -0.039 (0.114) | 0.089 (0.096) | -0.054 (0.113) |
| 2018 年×医保并轨 | 0.165** (0.080) | 0.472** (0.188) | -0.079 (0.123) | 0.247 (0.281) | 0.141 (0.135) | -0.318** (0.152) | 0.0237 (0.226) |
| 门诊（住院）可及性 | | | | | | 0.314*** (0.056) | 0.148* (0.081) |
| 2018 年×门诊（住院）可及性 | | | | | | -0.070 (0.126) | 0.145 (0.136) |
| 医保并轨×门诊（住院）可及性 | | | | | | -0.285*** (0.082) | -0.137 (0.108) |
| 2018 年×医保并轨×门诊（住院）可及性 | | | | | | 0.546** (0.218) | 0.184 (0.301) |
| 常数项 | 1.709*** (0.161) | 1.850*** (0.379) | 1.669*** (0.246) | 1.823*** (0.554) | 1.269*** (0.261) | 1.665*** (0.205) | 1.357*** (0.236) |
| 观测值数 | 4525 | 899 | 1892 | 430 | 1643 | 2791 | 2073 |
| R ² | 0.078 | 0.086 | 0.108 | 0.147 | 0.095 | 0.096 | 0.089 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表 2，同时也控制了年份和省份固定效应。④匹配变量为所有控制变量。⑤已通过不同群体间的平衡趋势检验，受篇幅所限，相关结果未予展示。

由于表 6 (1) ~ (5) 列的 PSM-DID 模型无法识别政策效果在不同群体间的异质性，本文进一步通过在 PSM-DID 模型中引入第三维度，即空间可及性变量，构建 PSM-DDD 模型，来揭示单一差异比较（是否参与并轨后的城乡居民医保）下可能忽略的复杂影响（即便都由新农合转向了并轨后的城乡居民医保，不同空间可及性也会使医保并轨对不同个体产生不同的健康效应），进而提高因果推断的精确性。PSM-DDD 回归结果如表 6 (6) 列和 (7) 列所示。清晰可见的是，相较于低门诊可及性群体，医保并轨的健康效应在高门诊可及性群体中发挥的作用更大。这一结果说明，医保并轨这一促进机会公平的制度安排并不会产生“均等”的作用，只有高门诊可及性群体才能显著受到其积极影响，产生健康改进效应。医保并轨作用的发挥要通过空间可及性的调节，假说 H2 中的增益效应得到验证。

六、结论与启示

本文利用 CHARLS 调查的 4 期数据，采用随机效应模型、固定效应模型、工具变量法、PSM-DID 和 PSM-DDD 等多种方法，实证检验了医疗服务空间可及性对农村居民的健康效应及其作用机理，得出如下结论。

第一，医疗服务空间可及性的提高作为促进医疗服务机会公平的重要手段，有效提升了农村居民的平均健康水平：医疗服务的空间可及性尤其是门诊可及性的提高不仅可以显著提升农村居民的自评健康水平和日常生活能力，还可以在长期降低慢性病患病率。

第二，空间可及性健康效应的作用路径为替代效应、收入效应和增益效应。一方面，较高的空间可及性可以促进农村居民轻症及时就医，有效降低轻症发展成重疾的风险，从而降低医疗支出压力，改善健康状况。另一方面，空间可及性会通过增益效应影响医保并轨的实施效果，既可能放大健康不平等，也可能产生公平改进。

第三，空间可及性对不同群体和区域的健康改进程度差异显著。一方面，提高住院可及性更有利于低收入群体健康状况的改善和健康不平等的消减；另一方面，空间可及性的健康效应在老年人群体、独居群体和西部地区表现更弱。

本文结论对通过提高医疗服务空间可及性来提升农村居民健康水平、强化医保并轨政策效果、降低健康不平等程度有明确的指向。首先，要高度重视医疗服务空间可及性的多重健康效应，继续提升农村居民医疗服务利用的可及性水平。在农村医疗服务发展不充分、不平衡的情况下，提升空间可及性作为基础层次的机会公平改进，在基本公共服务均等化和智慧社会建设中依然具有重要作用^①。

其次，要充分认识到空间可及性是医保并轨健康效应的“放大器”和“消减器”，高度重视二者的政策协同作用。医保并轨是参保机会公平和报销规则公平的进步，但需要通过空间可及性来推动结果公平的实现。有观点认为农村村卫生室意义不大，但笔者一直强调其至关重要的基础性作用（杨园争和邓婷鹤，2021）。这里再次强调，绝不能忽视农村最基层医疗服务的空间可及性，这对提升健康水平和发挥医保并轨的健康改进效应都十分重要。

再次，空间可及性健康改进效应的充分发挥需要配套手段。一方面，应着力提高西部地区医疗服务机构的服务质量，配合空间可及性的提高，产生更大规模的健康改进效应；另一方面，应配套更多有针对性的上门医疗服务和义工就医陪伴服务，尤其要鼓励和完善陪伴就医市场在农村的发展，推动老年人群体和独居群体对医疗服务的有效利用。

最后，充分利用住院可及性提高对低收入群体的健康改进效应，通过提升乡镇卫生院服务水平，缩小不同收入群体间的健康不平等。分级诊疗目标的实现不能只靠口号和阶梯制医保报销政策，还要

^①有观点认为，数字技术不断赋能传统医疗产业，不应对空间可及性再投入过多政策注意力。然而，农村是数字技术的“洼地”，农民尤其是其中的低收入群体、老年群体和独居群体，可能同时还交叠了数字技术弱势群体和健康劣势群体的双重身份。他们对空间可及性的依赖程度在数字技术的冲击下可能不降反升。

切实提高乡镇卫生院的服务能力。在实践中要尤其关注医疗服务能力较差的乡镇卫生院，对其开展业务提升扶助，目标是使乡镇卫生院可以提供基本的住院服务，进而提高低收入群体的住院可及性，更好地满足其就医需求，最终达到分级诊疗和降低健康不平等的双重目标。

参考文献

- 1.程令国、张晔, 2012: 《“新农合”：经济绩效还是健康绩效？》，《经济研究》第1期，第120-133页。
- 2.代佳欣, 2017: 《可及性的概念、测度及影响因素研究：文献综述》，《学习与实践》第4期，第86-94页。
- 3.代佳欣, 2020: 《农民工基本医疗卫生服务可及性何以形成：基于“嵌入型”框架的分析》，《西南民族大学学报（人文社科版）》第10期，第233-240页。
- 4.邓睿, 2022: 《卫生服务可及性如何影响农民工主观生活质量？——基于流动人口健康重点领域专题调查的证据》，《中国农村观察》第2期，第165-184页。
- 5.范红丽、王英成、亓锐, 2021: 《城乡统筹医保与健康实质公平——跨越农村“健康贫困”陷阱》，《中国农村经济》第4期，第69-84页。
- 6.胡宏伟、张小燕、赵英丽, 2012: 《社会医疗保险对老年人卫生服务利用的影响——基于倾向得分匹配的反事实估计》，《中国人口科学》第2期，第57-66页。
- 7.黄亚新、王长青, 2022: 《从失配到适配：农村医疗卫生服务可及性的逻辑转换》，《学海》第5期，第90-97页。
- 8.李华、俞卫, 2013: 《政府卫生支出对中国农村居民健康的影响》，《中国社会科学》第10期，第41-60页。
- 9.李明峰、何志超、陈鉴知, 2016: 《县域就医可达性及其与居民健康相关性研究——以福建省永泰县为例》，《广西师范学院学报（自然科学版）》第4期，第110-117页。
- 10.苗艳青, 2008: 《卫生资源可及性与农民的健康问题：来自中国农村的经验分析》，《中国人口科学》第3期，第47-55页。
- 11.齐良书、李子奈, 2011: 《与收入相关的健康和医疗服务利用流动性》，《经济研究》第9期，第83-95页。
- 12.申悦、李亮, 2021: 《年龄分层视角下医疗设施可达性对居民就医行为的影响——以上海市崇明岛为例》，《人文地理》第2期，第46-54页。
- 13.石智雷、吴志明, 2018: 《早年不幸对健康不平等的长远影响：生命历程与双重累积劣势》，《社会学研究》第3期，第166-192页。
- 14.王婵、唐程翔、刘国恩、聂普焱, 2024: 《医生人力资本、就医可及性与医疗服务错配——基于某省医院微观数据的实证研究》，《经济学（季刊）》第1期，第136-153页。
- 15.解垩, 2009: 《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》，《经济研究》第2期，第92-105页。
- 16.解垩, 2011: 《中国地区间健康差异的因素分解》，《山西财经大学学报》第8期，第11-24页。
- 17.熊跃根、黄静, 2016: 《我国城乡医疗服务利用的不平等研究——一项于CHARLS 数据的实证分析》，《人口学刊》第6期，第62-76页。
- 18.杨园争、邓婷鹤, 2021: 《农村基层供求视域下的“三医”困局与应对》，《河北师范大学学报（哲学社会科学版）》第6期，第144-152页。

- 19.姚兆余、张蕾, 2013: 《新型农村合作医疗制度模式对农民就医行为的影响——基于苏南三市的比较分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第95-102页。
- 20.余央央、封进, 2018: 《家庭照料对老年人医疗服务利用的影响》, 《经济学(季刊)》第3期, 第923-948页。
- 21.乐章、刘二鹏, 2016: 《医疗服务对农村老人失能状况的影响机制研究——基于CLHLS数据的经验分析》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第124-132页。
- 22.章丹、徐志刚、陈品, 2019: 《新农合“病有所医”有无增进农村居民健康? ——对住院患者医疗服务利用、健康和收入影响的再审视》, 《社会》第2期, 第58-84页。
- 23.郑功成, 2015: 《理性促使医保制度走向成熟——中国医保发展历程及“十三五”战略》, 《中国医疗保险》第12期, 第9-13页。
- 24.Andersen, R. M., 1995, “Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does It Matter?”, *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1): 1-10.
- 25.Andersen, R. M., 1968, “A Behavioral Model of Families’ Use of Health Services”, <https://docs.lib.psu.edu/dissertations/AAI6902884>.
- 26.Al-Taiar, A., A. Clark, J. C. Longenecker, and C. J. M. Whitty, 2010, “Physical Accessibility and Utilization of Health Services in Yemen”, *International Journal of Health Geographics*, Vol. 9, 38.
- 27.Brabyn, L., and P. Beere, 2006, “Population Access to Hospital Emergency Departments and the Impacts of Health Reform in New Zealand”, *Health Informatics Journal*, 12(3): 227-237.
- 28.Buchmueller, T. C., M. Jacobson, and C. Wold, 2006, “How Far to the Hospital? The Effect of Hospital Closures on Access to Care”, *Journal of Health Economics*, 25(4): 740-761.
- 29.Busch, S. H., and N. Duchovny, 2005, “Family Coverage Expansions: Impact on Insurance Coverage and Health Care Utilization of Parents”, *Journal of Health Economics*, 24(5): 876-890.
- 30.Guagliardo, M. F., 2004, “Spatial Accessibility of Primary Care: Concepts, Methods and Challenges”, *International Journal of Health Geographics*, 3(1): 1-13.
- 31.O’meara, W. P., A. Noor, H. Gatakaa, B. Tsofa, F. E. McKenzie, and K. Marsh, 2009, “The Impact of Primary Health Care on Malaria Morbidity-Defining Access by Disease Burden”, *Tropical Medicine and International Health*, 14(1): 29-35.
- 32.Penchansky, R., and J. W. Thomas, 1981, “The Concept of Access: Definition and Relationship to Consumer Satisfaction”, *Medical Care*, 19(2): 127-140.
- 33.Peters, D. H., A. Garg, G. Bloom, D. G. Walker, W. R. Brieger, and M. H. Rahman, 2008, “Poverty and Access to Health Care in Developing Countries”, *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1136(1): 161-171.
- 34.Radke, J., and L. Mu, 2000, “Spatial Decompositions, Modeling and Mapping Service Regions to Predict Access to Social Programs”, *Geographic Information Sciences*, 6(2): 105-112.
- 35.Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with cmp”, *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.
- 36.Wagstaff, A., 2002, “Inequality Aversion, Health Inequalities and Health Achievement”, *Journal of Health Economics*, 21(4): 627-641.

37. World Health Organization, 2000, "2000 Health Systems: Improving Performance", <https://www.who.int/publications/item/924156198X>.

38. Yamashita, T., and S. R. Kunkel, 2010, "The Association Between Heart Disease Mortality and Geographic Access to Hospitals: County Level Comparisons in Ohio, USA", *Social Science and Medicine*, 70(8): 1211-1218.

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;

²清华大学万科公共卫生与健康学院;

³浙江工商大学经济学院;

⁴中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 柳 荻)

The Health Effects of Geographic Accessibility of Rural Medical Services from the Perspective of Equity

YANG Yuanzheng SHANGGUAN Shuangyue ZHENG Xiaodong FANG Xiangming

Abstract: Geographic accessibility is an essential aspect of accessibility to healthcare services, which is particularly crucial in underdeveloped and unevenly developed rural areas. Geographic accessibility to healthcare services is a significant factor influencing the equity of access to healthcare opportunities and alleviating health inequalities. This study uses panel data from four waves of the CHARLS survey conducted between 2011 and 2018, employing various methods such as random effects and fixed effects models, as well as instrumental variable method, PSM-DID, and PSM-DDD, to empirically analyze the impact of geographic accessibility to healthcare services on rural residents' health levels and the health effects of integrating rural health insurance schemes. The study yields the following conclusions. First, improving the geographic accessibility of healthcare services enhances rural residents' health levels through the substitution effect and income effect, and this conclusion remains robust even when considering the lag effect and replacing the explanatory variables. Second, more geographic accessibility to healthcare services reinforces the alleviating effect of integrating urban and rural health insurance system on health inequality through a gain effect. Third, the health improvement effect of outpatient accessibility tends to benefit higher-income groups more than low-income groups, whereas improving inpatient accessibility benefits more low-income groups. Fourth, the health improvement effects of geographic accessibility to healthcare services are weaker among the elderly, those living alone, and the farmers in western regions, potentially leading to new health inequalities, i.e. incremental inequalities, which require more targeted supporting measures to promote the evolution of primary healthcare governance from "more equitable opportunities" to "more equitable outcomes".

Keywords: Geographic Accessibility; Medical Services; Opportunity Equity; Health Improvement; Health Inequality

守望农耕文明：农户对传统农业系统的 价值认知如何影响其传承意愿*

王博杰^{1,2} 何思源¹ 阎庆文^{1,2} 孙业红³

摘要：以农业文化遗产为代表的传统农业系统传承对于实现生态保护目标和赓续中华优秀农耕文化均具有重要作用。本研究以典型传统农业系统——广东潮州单丛茶文化系统为例，结合模糊集定性比较分析法和归纳式质性内容分析法，实证分析农户对传统农业系统的价值认知如何影响其传承意愿。结果表明：农户认为经济价值和生态价值是传统农业系统的核心价值，其他价值间的交互协同关系反映了农户基于价值取向的生计策略；农户在生计策略上的灵活性和适应性受生计自由度的动态影响，其生计结果和对传统农业系统的传承意愿表现出复杂性和异质性；不同生计类型的农户由于价值认知和主体责任意识的差异，对政府政策工具的期待呈现“锦上添花”和“雪中送炭”的分化。本研究有助于理解农户传承传统农业系统的意愿及其机理，并对实现农户的可持续生计目标、促进中华优秀农耕文化传承、推动人与自然和谐共生具有理论价值和实践意义。

关键词：传统农业系统 农耕文明 生态保护 农业文化遗产 价值认知

中图分类号：F323.2 **文献标识码：**A

一、引言

生态文明建设是关系中华民族永续发展的根本大计^①。党的十八大以来，党中央、国务院始终将生态文明建设作为统筹推进“五位一体”总体布局和“四个全面”战略布局的主要内容，积极推进人与自然和谐共生的中国式现代化建设。中国既是农业大国，也是农业古国，中华文明长期秉承“天人合一”理念，以农耕文明为代表的优秀农业文化蕴含着尊重自然、顺应自然、保护自然的传统生态智慧，对于推动生态文明建设具有不可忽视的重要意义（隋斌，2023）。习近平指出：“要把保护传承

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“治理视角的自然保护地与社区生计互动机制研究”（编号：42371301）和国家自然科学基金青年项目“自然保护地社区居民保护兼容性生计及其决策机制研究”（编号：42001194）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：何思源。

^①参见《习近平出席全国生态环境保护大会并发表重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2018-05/19/content_5292116.htm。

和开发利用有机结合起来，把我国农耕文明优秀遗产和现代文明要素结合起来，赋予新的时代内涵，让中华优秀传统文化生生不息，让我国历史悠久的农耕文明在新时代展现其魅力和风采。”^①中华民族的历代先民在适应自然、改造自然的过程中，依托区域自然环境和生态资源，形成了独特的自然资源管理模式和特色农业文化，演化为以农、林、牧、渔业等为主导的传统农业系统（Jiao et al., 2023）。传统农业系统（traditional agricultural systems，简称 TAS）是指长期农业生产下农民的知识和实践与各类农业生产和环境要素优化组合后形成的生产模式，强调农业生产与生态系统动态平衡，是动态保护思想和可持续发展理念在农业生产方面的体现。相对于近现代农业模式高投入、高产出、高污染的特点，传统农业系统更加强调尊重自然发展规律，重视人与自然的和谐关系，在实践中更加突出与自然相融合的生产技巧和生态智慧。诸多研究与实践均证实，传统农业系统在生态保护方面能够发挥重要作用（顾兴国等, 2018; Zhang et al., 2024）。传统农业系统不仅受益于优秀农耕文化和传统生态智慧的传承，也贡献于生物多样性保护，有利于推动人与自然和谐共生的现代化。

在传统农业系统中，重要农业文化遗产（important agricultural heritage systems，简称 IAHS）^②是历史时期创造并不断发展变化，至今依然具有重要的经济、生态和文化价值的传统农业系统，由农民与所处环境长期协同发展且世代传承。它具有独特的生态文化景观、丰富的生物多样性、完善的传统知识和农业技术体系，在保护重要农业物种、自然资源和生态环境等方面具有多元价值（闵庆文, 2020; 李华胤, 2022）。习近平强调：“人类在历史长河中创造了璀璨的农耕文明，保护农业文化遗产是人类共同的责任。”^③重要农业文化遗产是传统农业系统的典型代表，融生产、生活、生态于一体，既是记载农耕文明演进的历史文物，也是满足现代发展需求的农业生产空间，更是保护生物多样性、保障生态安全的重要屏障，是生态文明和农耕文明协同发展的精华所在。

农户作为传统农业系统活态利用的核心主体，既是传统农业系统的守护者，也是影响传统农业系统存续的重要力量。在中华农耕文明思想的长期浸润下，传统农业系统中的农户形成了崇尚自然、尊重生态的价值认知。这种生态观直接引导农户自觉开展有利于自然资源可持续经营的生产行为，促进农业多功能的实现和传统农业系统的传承发展。然而，受现代农业生产方式和市场经济等因素的影响，在诸多传统农业系统中，生态保护与农户生计维持的矛盾日益突出，农户原有的生态价值认知正在悄然改变。这使得传统农业系统的传承和发展面临日益严峻的挑战，其所具有的生态保护功能也可能随之流失（闵庆文, 2020）。学术界围绕传统农业系统的价值认知展开了诸多探索，特别是从文化、生态、经济、社会和景观等价值层面进行了系统梳理（Nath et al., 2024）。具体而言：部分研究聚焦于农户对传统农业系统旅游价值的认知及其行为决策（Su et al., 2020）；也有学者从价值挖掘的角度，对不同传统农业系统的传承利用路径进行分析（朱志平和王思明, 2021）。然而，鲜有研究从生态保护角度关注农户对传统农业系统的价值认知与其传承意愿的关系。因此，有必要厘清农户关于传统农

^① 中共中央党史和文献研究院, 2019: 《习近平关于“三农”工作论述摘编》，北京：中央文献出版社，第 124-125 页。

^② 重要农业文化遗产包括 FAO 认定的“全球重要农业文化遗产”和农业农村部认定的“中国重要农业文化遗产”。

^③ 参见《习近平向全球重要农业文化遗产大会致贺信》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-07/18/content_5701591.htm。

业系统中的价值认知对其传承意愿影响的逻辑关系，从农户视角探索传统农业系统的多元价值如何适应现代发展，帮助农户通过可持续经营将“绿水青山转化为金山银山”，依托优秀农耕文化传承将生态文明建设和增进民生福祉结合起来，实现人与自然和谐共生。

基于此，本研究以重要农业文化遗产“广东潮州单丛茶文化系统”为案例，结合模糊集定性比较分析法（fuzzy-set qualitative comparative analysis，简称 fsQCA）和归纳式质性内容分析法（inductive qualitative content analysis，简称 IQCA），拟从价值认知角度揭示农户传承传统农业系统的内生动力，以期为实现生态保护目标与中华优秀农耕文化的协同发展提供理论借鉴和实践参考。

二、理论分析与逻辑框架

（一）理论分析

1. 可持续生计及其在本研究中的适用性。可持续生计概念起源于 20 世纪 80 年代的贫困研究，以英国国际发展部（Department for International Development，简称 DFID）提出的可持续生计框架应用最为广泛。可持续生计框架认为，在脆弱性背景和外部制度变化影响下，农户、家庭或社区利用其资产、能力等自身资源禀赋开展的创收活动构成了其生计行为（D'Annolfo et al., 2021）。在此基础上的可持续生计是指能够有效应对外部的压力和冲击并从中恢复，同时在不破坏生态环境和自然资源的条件下维持或提高农户生计能力，并为下一代提供可持续谋生机会的生计模式。以可持续生计框架为基础，通过融合生计资本、生计能力、生计安全、脆弱性、适应性以及自然资源的可持续性等关键概念开展农户生计研究，已经形成了较为成熟的研究范式和管理框架，如图 1 所示。

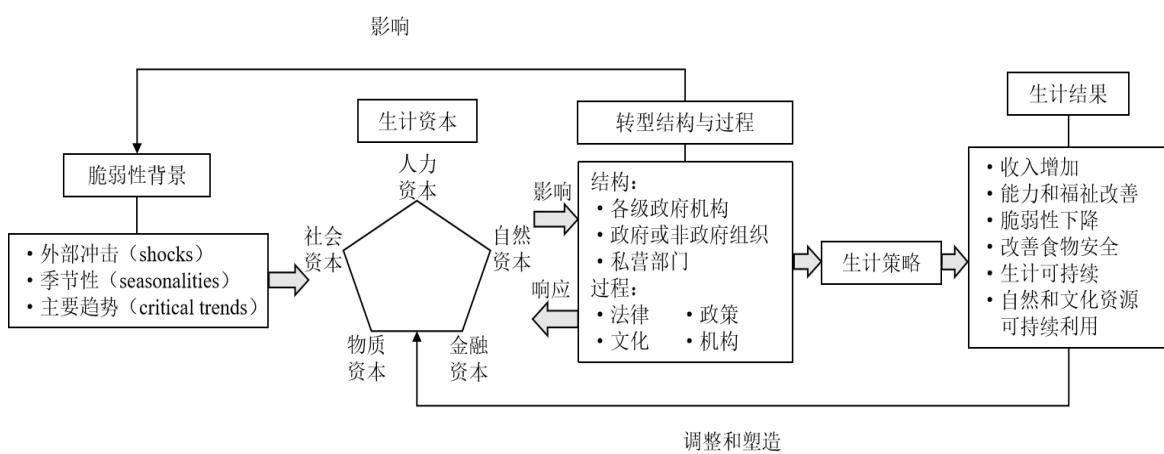


图 1 可持续生计框架

注：该图系笔者参考英国国际发展部提出的可持续生计框架（DFID, 1998）绘制。

对于传统农业系统而言，尽管它能够在历史演进中保持生产功能，但仍旧面临着突出的外部环境变化。自然灾害、气候变化、生物入侵等自然因素，与农业新技术、外来文化、社会阶段性发展政策等人文因素共同形成脆弱性背景，可能造成传统农业系统中农业生态功能的退化、农业生物多样性的减少，以及传统农业技术和知识体系的丧失等，从而对传统农业系统的延续与发展产生胁迫。因此，

引导农户自发传承传统农业系统以应对外部环境变化，对于降低脆弱性至关重要。一方面，需要将传统农业系统传承与农户生计发展相联动，通过保障农户的经济利益，激励他们积极参与保护传统农业系统；另一方面，需要在保障农户生计的基础上，使他们认识到传统农业系统的多元价值潜力，从而唤醒农户的文化自觉性。在本研究中，传统农业系统的传承，是指农户在不改变农业文化遗产系统关键要素^①的基础上，开展包括农业在内的多种生产和经营活动以获得收入和其他福祉的过程。在可持续生计视角下，传承意愿即是否愿意继续开展特定生计行为。综上，传统农业系统的传承可理解为，在其脆弱性背景下，农户基于自身的资产、能力等资源禀赋，在受制于影响其资源获取和生计策略组合的结构化因素的情况下，所做出的一种生计行为决策。多种生计行为共同构成的生计策略会带来一定的生计结果，从而影响其传承意愿，即下一时期的生计行为决策。

2. 感知价值理论及其在本研究中的适用性。本研究引入感知价值理论以丰富对农户生计行为的理论解释。感知价值理论最早起源于 Zeithaml (1988) 对产品营销的研究。他认为，消费者的消费意愿及行为受到其对产品或服务的感知价值的影响，而感知价值则是消费者对各类感知利益和风险之间的主观权衡和评价。在此基础上，学者从个体行为形成机制层面进一步丰富感知价值与个体行为决策的关系 (Woodruff, 1997)，其互动关系可概括为以下三个方面：首先，个体会结合自身的背景和环境条件，对事物的属性或行为结果形成一定的认知；其次，结合伴生性的收益或风险进行主观判断评价和重要性权衡，形成个体的感知价值；最后，在感知价值的影响下，个体产生特定背景下的行为意愿并做出响应。综上所述，感知价值理论对个体行动的逻辑解释路径遵循“认知层次—感知价值—行为意愿—行为响应”的范式。感知价值理论被广泛用于农户生态补偿（杨福霞和郑欣，2021）、农户宅基地有偿退出（胡银根等，2020）等个体决策行为的研究中，其所具有的良好解释力已得到普遍认可。

传统农业系统的核心价值源自传统知识与技术的积累和农耕文化的活态传承，其价值留存的关键是农户在价值认同基础上保持传统农业系统的完整性和生产力，维持和谐的人地关系(党国英等, 2024)。传统农业系统因其多功能性而具有生产、生态、文化、景观等多元价值，农户会依据这些功能价值对生计的利弊进行判断和评价。由于个体、家庭特征和脆弱性背景差异，农户会形成不同的感知价值，这种感知价值判断差异进一步带来农户的传承意愿和生计行为的分化。

（二）逻辑分析框架

生态与社会的可持续性是传统农业系统存续的内在基础，使其不仅具有基础的生产功能，同时兼具生态保护、生计供给、社会维系和文化传承等功能，具有多元价值（焦雯珺等，2021）。农户在追求生计发展和传统农业系统传承时，依赖其个体能力和家庭生计资本等内部因素，对传统农业系统多元价值的判断往往以是否有利于生计可持续为标准，同时也受到脆弱性背景、利益相关者组织及关系等一系列结构化的外部因素、制度及其转化过程的影响。

农户对传统农业系统所表现出不同的价值侧重和群体异质性会带来生计行为分化，在结构化因素

^①农业文化遗产系统的关键要素包括食物与生计安全、农业生物多样性、地方传统知识与技术体系、农业文化、价值体系、社会组织，以及海陆景观特征。

的同时影响下，外显为农户的生计结果差异，并可能通过影响下一期的生计行为决策，即传承意愿，进而加深传统农业系统脆弱性：传统农业系统传承的核心在于生产性功能的维持，但低于预期经济收益的生产性功能可能导致农户放弃农业生产经营，特别是在尝试拓展其他功能以发展生计遇到瓶颈的情况下，农户更有可能放弃传承传统农业系统。

传统农业系统的传承需要以不损害系统关键要素的方式进行农业生产与创新性发展。因此，提升农户传承意愿需要激励农户做出维持传统农业系统关键要素的生计行为决策，在提升生产稳定性的同时，提高农户对传统农业系统多功能性的理解，并提升其将这些多功能性转化为经济价值的能力。在此基础上，应通过有效的制度与组织构建等外部政策，帮助农户获取相应资源、优化资源组合、提升个体能力，从而促进农户在一定时期内对生计行为进行优化调整，最终实现传统农业系统的稳定传承。

基于此，本研究以农户的“价值认知差异—生计行为分化—系统传承意愿提升”为分析逻辑，通过将实现传统农业系统生态管理成效和农户生计保障目标的双赢作为假设，从不同群组的农户层面探究如何匹配外部政策与农户价值认知，进而提高其对传统农业系统的传承意愿。本文基于可持续生计框架和感知价值理论，构建了农户的传统农业系统价值认知对其传承意愿影响的逻辑链条，具体分析框架见图2。

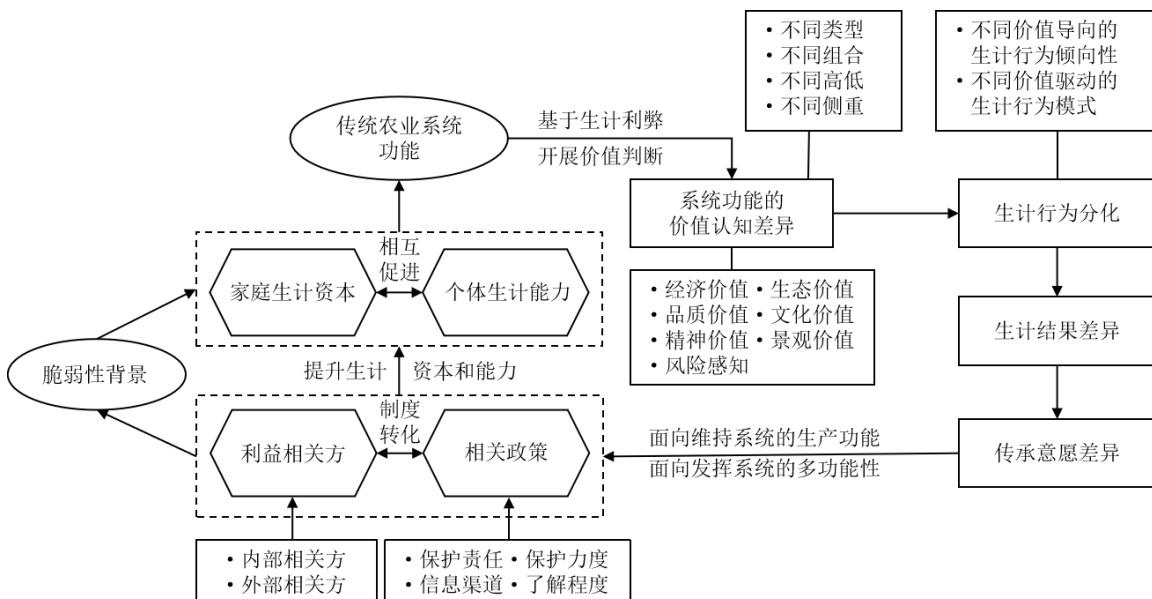


图2 农户的传统农业系统价值认知对其传承意愿影响的逻辑分析框架

三、研究设计

(一) 案例地概况

本研究选取广东潮州单从茶文化系统作为案例，其核心区覆盖范围包含以粤东凤凰山为核心的潮州市潮安区凤凰镇和饶平县浮滨镇。凤凰山位于粤东韩江流域，区域内包括1个国家级和29个地方级自然保护地，旨在保护闽粤山系的森林生态系统和丰富的野生动植物资源。在传统农耕思想和生态

保护理念的影响下，凤凰山地区的茶农长期坚持传统的茶园生产管理模式。作为中国茶系中四大乌龙茶^①的代表之一，以潮安区凤凰镇为核心的“广东潮安凤凰单丛茶文化系统”和以饶平县浮滨镇为核心的“广东饶平单丛茶文化系统”分别于2014年和2023年入选第二批和第七批中国重要农业文化遗产，二者构成了广东潮州单丛茶文化系统（以下简称“单丛茶文化系统”）。

单丛茶文化系统有悠久的农业生产历史、农业文化底蕴和区域影响力。潮州地区的单丛茶种植最早可追溯到南宋末年，距今已有约900年历史。凤凰山地区先民在世代的实践中不断对茶树培育、茶园管理和茶叶加工技术进行探索改进，逐步形成具有岭南特色的单丛茶文化系统（刘少群等，2010）。以单丛茶为内核的工夫茶文化，已作为潮汕地方文化特色得到广泛认同。长期以来，依托于单丛茶文化系统的世代传承，凤凰山地区的茶农已对单丛茶文化系统形成了稳定的价值认同和生态化生产意识，农业生产与生态保护并行不悖，成为区域人与自然和谐共生的生动写照。据潮州市农业农村局统计，在遗产地^②，仅100年以上的古茶树就有1.5万余株。这些广袤的古茶园不仅为单丛茶文化系统多元价值的形成作出了贡献，同时也构成遗产地茶农赖以维系的生计基础。近年来，由于气候变化、市场需求改变和新冠疫情等因素的影响，当地以单丛茶生产和加工为核心的传统农业系统受到了一定的冲击，农户的核心价值认知也随之发生变化，单丛茶文化系统的传承和发展面临更为突出的现实阻力。在区域生态保护、传统文化传承和茶农生计等多重需求的交织下，如何更好地理解农户价值认知对单丛茶文化系统传承的影响，进而推动单丛茶文化系统的绿色发展和可持续传承，已成为亟待解决的现实问题之一。

（二）研究设计

1.问卷设计与半结构式访谈。本研究结合重要文化遗产的特征和保护要求，以农户的“价值认知差异一生计行为分化—系统传承意愿提升”为分析逻辑，将实现传统农业系统生态管理目标和农户生计保障目标的双赢作为假设，探索如何从农户层面促进传统农业系统的稳定传承。研究量表开发与问卷设计根据传统农业系统的特点，充分参考相关研究成果，并结合课题组前期对重要农业文化遗产价值认知和传统农业系统传承的相关研究进行优化。问卷主要内容包括受访农户的基本特征、价值认知和传承意愿三个部分。受访农户的基本特征具体包括性别、年龄、文化程度、人力资本、自然资源、收入情况等。价值认知和传承意愿的问题均采用李克特5级量表测量，以评估对价值重要性和传承意愿影响的认同程度。分值从低到高表示从“非常不同意”到“非常同意”的5种程度。此外，调查问卷以外的半结构式访谈包括4个核心问题，即“单丛茶文化系统对您的家庭和社区重要吗？”“单丛茶文化系统还为您提供了其他价值吗？”“以上您所提到的价值，哪些对您的家庭和社区更为重要？”“您希望您的孩子未来继续从事与单丛茶文化系统相关的工作吗？”。

^①四大乌龙茶包括：闽北乌龙（武夷岩茶、大红袍等），闽南乌龙（安溪铁观音等），广东乌龙（凤凰单丛等），台湾乌龙（冻顶乌龙等）。

^②遗产地泛指重要农业文化遗产所在地区或区域。

表1列出了关于价值认知的8个测度变量的相关题项，以及题项设置的参考文献。

表1 价值认知的测度变量及题项说明

| 变量 | 题项说明 | 参考文献 |
|---------------|---|------------------------|
| 经济价值 | 家庭产量能满足加工与销售需求 茶叶销售有稳定的客源市场和销售渠道 茶叶加工销售的经济收入能维持家庭的日常生计 | 何思源等 (2020a) |
| 生态价值 | 单从茶文化系统对区域水土保持和微气候调节具有重要作用 单从茶文化系统对区域生物多样性的维持具有重要作用 单从茶文化系统对区域生态系统的健康具有重要意义 单从茶文化系统的管理与经营体现了人与自然和谐发展 | 焦雯珺等 (2021) |
| 品质价值 | 单从茶文化系统出产的茶更安全 单从茶文化系统出产的茶更好喝 单从茶文化系统出产的茶更受市场欢迎 | Thanh et al. (2021) |
| 文化价值 | 单从茶文化系统对区域非物质文化遗产传承具有重要作用 单从茶文化系统能够作为岭南饮食文化的代表之一 单从茶文化系统促进了区域文化多样性发展 | 何思源等 (2020b) |
| 精神价值 | 茶园的种植和管理让人心情愉悦 单从茶文化系统增强了社区凝聚力 单从茶文化系统增进了居民对家乡的依恋和文化认同 | Zhu et al. (2022) |
| 景观价值 | 单从茶文化系统所形成的农业生态景观具有较高的美学价值 单从茶文化系统所形成的农业生态景观适宜开展游憩体验活动 单从茶文化系统所形成的农业生态景观结构值得进行保护 | 张灿强和林煜 (2022) |
| 风险感知 | 我能够应对茶园的病虫害、旱灾、冻灾等自然灾害 我能够承受茶园管理的各种成本 我认为单从茶的市场价格合理 | Khan et al. (2020) |
| 传统农业系统重要性综合认知 | 单从茶文化系统对我非常重要 | |

课题组参考何思源等(2020a, 2020b)对重要农业文化遗产价值体系的识别与构建，根据原农业部在《重要农业文化遗产管理办法》中对遗产特征的定义及保护要求^①，并结合从已知价值(农业文化遗产对当地社区在自然、社会、经济等方面具有多样化意义)和潜在价值(农业文化遗产在维持资源可持续利用的代际平衡意义)的角度，选取了1个重要性认知变量来衡量对传统农业系统重要性的综合认知，并设置经济价值、生态价值、品质价值、文化价值、精神价值、景观价值和风险感知等7

^①《重要农业文化遗产管理办法》中明确，重要农业文化遗产应当具备以下条件：①历史传承至今仍具有较强的生产功能，为当地农业生产、居民收入和社会福祉提供保障；②蕴涵资源利用、农业生产或水土保持等方面的传统知识和技术，具有多种生态功能与景观价值；③体现人与自然和谐发展的理念，蕴含劳动人民智慧，具有较高的文化传承价值；④面临自然灾害、气候变化、生物入侵等自然因素和城镇化、农业新技术、外来文化等人文因素的负面影响，存在着消亡风险。资料来源：《重要农业文化遗产管理办法》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5038095.htm。

个价值认知变量。需要指出的是，尽管风险感知本质上不属于一种价值认知，但基于笔者的前期研究和其他相关研究（Khan et al., 2020; 何思源等, 2020a），农户的风险感知能够直接影响其对传统农业系统的价值认知和个体行为，因此，经综合考虑后将其归为价值认识维度的变量。

表2列出了关于传承意愿的测度变量的相关题项，以及题项设置的参考文献。

表2 传承意愿的测度变量及题项说明

| 变量 | 题项说明 | 参考文献 |
|--------------|---|------------------|
| 信息渠道 | 我有稳定的渠道学习和了解单丛茶的各种知识 我对单丛茶保护和产业发展的想法有合适的渠道发声 | Mwantimwa (2020) |
| 茶农角色 | 茶农对古茶树的自发保护力度较好 茶农在单丛茶文化系统的保护上责任重大 村委会在单丛茶文化系统的保护上责任重大 | 何思源等 (2020a) |
| 政府角色 | 政府的古茶树保护力度较好 政府在单丛茶文化系统的保护上责任重大 政府对茶产业的扶持力度较好 政府对以茶带旅的扶持力度较好 | 李禾尧 (2021) |
| 游客角色 | 游客对单丛茶文化系统有一定的了解 游客在单丛茶文化系统的保护上责任重大 | Su et al. (2020) |
| 传统农业系统传承综合认知 | 我希望下一代继续传承单丛茶文化系统或者从事茶产业 | |

本文参考李禾尧（2021）的研究，从制度和组织构建角度将传统农业系统传承的利益相关者划分为核心型、战略型和边缘型三类（普通农民、地方政府领导干部和游客分别为三类主体的代表），同时考虑以往研究中信息渠道对农户认知的显著影响（石志恒和张可馨, 2022），本文选取1个传承认知变量来衡量农户对传统农业系统传承的综合认知，并设置信息渠道、茶农角色、政府角色、游客角色4个传承意愿变量。

在正式调研之前，课题组邀请了3位来自人文地理学、农学和旅游管理学科的专家对量表进行评估，并组织了67位具有地理学、农学和管理学背景的本科生以及12位具有自然保护地和农业文化遗产研究背景的研究生对量表进行测试。测试结果显示，量表的Cronbach's α 系数值范围为0.761~0.913，均大于阈值0.7；KMO值范围为0.704~0.832，均大于阈值0.7；Bartlett's球形检验的卡方值范围为74.020~454.993，对应的p值均为0.000。因此，本研究设计的量表在统计学上具有一定可靠性。

2. 研究方法。本研究主要采用fsQCA进行基础分析，并使用IQCA对fsQCA的分析结果进行辅证和补充。本研究选择上述方法的原因有以下两点。第一，影响农户行为的价值认知和传承意愿因素较多，通常基于线性关系假设，其测量目标是各变量之间的净效应，因此，在应对变量较多且相互关系尚未明晰、具有潜在组合影响效应的情况下，表现较为乏力。而QCA方法假设条件变量对结果变量的影响并非线性独立的，而是通过条件变量的排列组合形成“组态”，进而共同作用于结果变量。因此，该方法能够从组态视角很好地解读不同前因条件的组合关系，对于“多重并发”因果关系的解释具有一定优势。QCA是一种基于布尔代数的集合论组态分析方法，通过以案例为导向进行组态比较分

析。这种方法能够通过分析条件变量和结果变量之间的子集关系，从整体上探索由多重并发原因所形成的复杂问题组合（杜运周和贾良定，2017）。fsQCA 更适合处理多前因条件变量的情况，同时可在一定程度上避免数据处理过程中对案例信息的流失，从而充分挖掘各类前因变量对结果所产生的组合影响作用（范香花和程励，2020）。因此，在第一阶段，本文主要采用 fsQCA 方法进行多元组态的分析和阐释。第二，尽管 fsQCA 方法能够在多重复杂因素的背景下厘清因果关系，但它并不能确保研究者能够找到特定现象的“真实”动因（张明和杜运周，2019）。特别是某些因果关系的内在机制往往比外在现象复杂得多，需要谨慎解释分析结果。因此，本文在 fsQCA 的分析结果基础上引入 IQCA 进行补充论证，以提高分析结果的真实性和可靠性。质性内容分析法最初来自学界对扎根理论的非规范应用。不同于扎根理论方法，质性内容分析法不强调从质性文本中抽取逻辑并构建相应的理论模型，它更强调对已有模型和现象的演绎解释（Creswell and Clark，2017）。综上所述，将 fsQCA 和 IQCA 两种方法相结合，可以很好地探索和解读多重复杂因素的协同效应与互动关系。

（三）数据收集与处理

1. 数据收集。研究数据由中国科学院地理科学与资源研究所自然与文化遗产研究中心调查小组通过入户调查的形式收集。正式调查于 2022 年 7 月 26 日至 8 月 12 日开展，调查小组由 7 名地理学和旅游管理专业的研究生组成。在正式调查之前，研究团队就半结构式访谈内容、居民沟通技巧、问卷发放程序等对调查员进行了系统培训。最终，共获取 98 份农户问卷及相应的农户访谈录音，经过筛选，剔除随意填答、相似度较高以及与家庭实际情况出入较大的无效问卷 9 份，得到有效问卷 89 份，问卷有效率为 90.8%。受访者人口统计学特征如表 3 所示。

表 3 受访者人口统计学特征 (N=89)

| 变量名称 | 类别 | 频数 | 百分比 (%) | 变量名称 | 类别 | 频数 | 百分比 (%) | |
|--------|---------|----|---------|----------------|--------------|-------------|---------|------|
| 性别 | 男 | 45 | 50.6 | 家庭年总收入 | 50 万元以下 | 20 | 22.5 | |
| | 女 | 44 | 49.4 | | 50 万~100 万元 | 18 | 20.2 | |
| 年龄 | 19 岁以下 | 2 | 2.2 | | 100 万~200 万元 | 16 | 18.0 | |
| | 19~30 岁 | 17 | 19.1 | | 200 万元以上 | 35 | 39.3 | |
| 文化程度 | 31~45 岁 | 33 | 37.1 | 所在乡镇和自然村（村落编号） | 大庵村 (FH-1) | 20 | 22.5 | |
| | 46~60 岁 | 25 | 28.1 | | 狮头脚村 (FH-2) | 10 | 11.2 | |
| 家庭土地面积 | 60 岁以上 | 12 | 13.5 | | 李仔坪村 (FH-3) | 8 | 9.0 | |
| | 小学及以下 | 15 | 16.9 | | 凤凰镇 | 中心沿村 (FH-4) | 7 | 7.9 |
| | 初中 | 40 | 44.9 | | | 官木石村 (FH-5) | 11 | 12.4 |
| | 高中或中专 | 27 | 30.3 | | | 芹菜坑村 (FH-6) | 6 | 6.7 |
| | 大专及以上 | 7 | 7.9 | | | 超苟村 (FH-7) | 5 | 5.6 |
| | 10 亩以下 | 12 | 13.5 | 浮滨镇 | 上社村 (FB-1) | 7 | 7.9 | |
| | 10~20 亩 | 50 | 56.2 | | 岭头村 (FB-2) | 10 | 11.2 | |
| | 20~30 亩 | 13 | 14.6 | | 夏校村 (FB-3) | 5 | 5.6 | |
| | 30 亩以上 | 14 | 15.7 | | | | | |

调查活动分别在广东省潮州市潮安区凤凰镇和饶平县浮滨镇的 10 个自然村开展。由于当地农户以自然村聚居为主，每个自然村约有 20~30 户常住居民，调研小组采用逐户便利抽样的方法开展调查。受访者须为长期居住在遗产地内并从事茶叶种植及生产的农户。调查小组依据访谈提纲进行约 40~60 分钟的半结构式访谈，对访谈过程中的关键信息进行文字记录和标记，并在获得农户同意的情况下对访谈内容进行录音。同时，按照“调研村落—受访者顺序”对访谈内容进行编号。在对农户的基本情况进行了解后，由农户在调研人员的协助和解读下自行填写问卷。

2. 数据处理。对调查数据的处理分为两个阶段。在第一阶段，主要对所获取的问卷数据进行验证和分析。本文通过验证量表内部的一致性、收敛和区别效度，对所收集的数据进行信度和效度检验。本文采用 fsQCA 和 IQCA 方法对数据进行分析，具体步骤如下：通过直接校准法，分别选择数据范围的下四分位点（25%）、中位数（50%）和上四分位点（75%）作为完全不隶属、交叉点和完全隶属的 3 个锚点，对条件变量和结果变量赋予隶属度并进行数据校准（张明和杜运周，2019）；为了降低矛盾组态的发生概率，将“不一致性的比例减少”（proportional reduction in inconsistency，简称 PRI）一致性阈值设定为 0.75；通过真值表分析，确定案例所获取的农户家庭样本数据与可能组态之间的对应隶属关系和分布情况；对访谈录音进行转录，结合调研笔记对访谈过程中的关键信息进行回溯，在此基础上提取与研究核心问题相关的文本内容，并进行编码。在第二阶段，为了提升编码的可靠性，3 位参与实地调查的博士研究生对文本内容进行背靠背分析，在对文本编码结果达成一致性意见后，将文本内容与研究核心问题进行关联，用以辅证 fsQCA 的分析结果。本研究利用 Whisper 1.8.1 软件完成对访谈录音的文本转录，借助 fsQCA 3.0 软件实现 QCA 分析。

四、结果与分析

（一）单丛茶文化系统的结构特征和农户生计特征

通过前期的文献分析和实地调查，本文归纳了单丛茶文化系统的结构特征。整体来看，单丛茶文化系统呈现“森林—古茶林—高海拔聚落—茶园—低海拔聚落”的复合社会—生态景观结构。在该系统顶部，原始森林为各类生物提供了栖息地，并对内部的水土保持和养分循环发挥关键作用。原始森林下方为海拔 800 米以上的古茶林区域，古茶树龄普遍在 100 年以上，有极高的古茶树种质资源保育潜力。与低海拔茶区的灌木茶丛不同，这里的古茶树大多已为乔木形态。古茶林周围沿山路分布着高海拔聚落，这里的农户保持着传统的古茶林生态管理模式。在低海拔茶区，茶树树龄普遍为 20~60 年且以灌木形态存在。相对于高海拔茶区，低海拔聚落主要分布在河谷平原地带，人口更为聚集。

由于海拔、局部小气候以及自然资本方面的差异，单丛茶文化系统内形成了两类不同的茶园生产经营模式。在海拔 800 米以上的区域，茶农以一年一季的春茶采制为主；而在海拔 300~800 米的区域，茶农则以一年 4~5 季的茶叶采制为主。由于茶园生产、管理和经营模式的不同，茶农群体的生计行为与生计结果呈现差异化发展特征。

（二）fsQCA 结果

1. 影响农户综合价值认知与传承意愿的必要条件。为了辨析农户综合价值认知与传承意愿的核心

影响因素，本文首先对前因条件变量是否为结果变量的必要条件进行检验。前因条件变量是否为必要条件取决于其相对于结果变量的一致性分值，当某一前因条件变量的一致性分值在 0.9 以上时，则认为该变量为结果变量的必要条件（杜运周和贾良定，2017）。具体而言，本文前因条件变量包括价值认知变量和传承意愿变量，结果变量包括传统农业系统重要性综合认知变量和传统农业系统传承综合认知变量^①。表 4 展示了农户高综合价值认知下不同维度价值认知的一致性和覆盖率。

表 4 高综合价值认知下不同维度价值认知作为前因条件的必要性分析结果

| | 高综合价值认知 | |
|------|---------|-------|
| | 一致性 | 覆盖度 |
| 经济价值 | 0.946 | 0.883 |
| 生态价值 | 0.933 | 0.906 |
| 品质价值 | 0.810 | 0.878 |
| 文化价值 | 0.707 | 0.856 |
| 精神价值 | 0.876 | 0.890 |
| 景观价值 | 0.817 | 0.875 |
| 风险认知 | 0.845 | 0.863 |

由表 4 可知，以产量和经济收入为代表的经济价值认知变量和以生态管理模式和保护意识为代表的生态价值认知变量的一致性均大于 0.9，说明这两个变量是高综合价值认知前因条件中的必要条件，即如果农户认为单从茶文化系统具有高价值，则认同系统具有经济和生态价值。同时，在农户具有高综合价值认知时，其他维度的价值认知一致性系数均小于 0.9，表明这些维度的价值认知从单一层面来看，不能完全作为高综合价值认知结果的必要条件。因此，农户的高综合价值认知是多重价值认知因素综合作用的结果，有必要继续进行组态路径分析，以辨析不同维度价值认知的组合与作用机制。

表 5 为农户不同传承意愿影响因素的一致性和覆盖度。从中能够看出，信息渠道与各利益相关者责任重要性认知的一致性系数均小于 0.9，表明无论是在高传承意愿还是低传承意愿的结果下，均不存在核心必要条件对农户的传承意愿产生关键影响。因此，有必要继续进行组态路径分析，以探析农户的传承意愿影响因素组合情况。

表 5 不同传承意愿影响因素作为前因条件的必要性分析结果

| | 高传承意愿 | | 低传承意愿 | |
|------|-------|-------|-------|-------|
| | 一致性 | 覆盖度 | 一致性 | 覆盖度 |
| 信息渠道 | 0.735 | 0.613 | 0.510 | 0.566 |
| 茶农角色 | 0.786 | 0.727 | 0.467 | 0.704 |
| 政府角色 | 0.855 | 0.775 | 0.560 | 0.635 |
| 游客角色 | 0.722 | 0.591 | 0.423 | 0.618 |

^①以结果变量的李克特 5 级量表分值作为判断依据，将选择“同意”或“非常同意”视为农户具有高综合价值认知（高传承意愿），将选择“非常不同意”“不同意”或“不确定”视为农户具有低综合价值认知（低传承意愿）。

2. 农户对单丛茶文化系统的整体价值认知特征。本文利用 fsQCA 结果，进一步验证农户综合价值认知与传承意愿影响因素的充分条件组合。借助于真值表算法可以获得简约解、中间解和复杂解 3 种方案，本研究参照相关研究（Ragin, 2014），选取简约解和中间解作为判断条件，将二者中均出现的前因变量定义为核心条件，将只在中间解里出现的前因变量定义为外围条件，并通过差异化符号对必要程度进行区分^①。

表 6 为农户对单丛茶文化系统的高综合价值认知的充分条件分析结果。从表 6 中可以看出，高综合价值认知下包括 5 条组态路径，单个解和总体解的一致性水平均高于 0.75 的阈值，表明分析结果具有有效性。总体解的一致性达到 0.935，大于 0.85 的阈值，表明 5 条组态路径对所选取的农户群体案例具有较高的解释力。

表 6 高综合价值认知的充分条件分析结果

| | 组态路径 | | | | |
|-------|----------------|----------------|-------------|-------------------|-------------------|
| | 经济—生态价值 导向型 | 文化—精神价值 导向型 | 品质价值 导向型 | 经济价值导向 (风险趋避)型 | 景观—经济—生态 价值导向型 |
| | ● | ● | ● | ● | ● |
| 经济价值 | ● | ● | ● | ● | ● |
| 生态价值 | ● | ● | ● | ● | ● |
| 品质价值 | ● | ● | ● | | ● |
| 文化价值 | | ● | ⊗ | | ● |
| 精神价值 | | ● | | ⊗ | ⊗ |
| 景观价值 | | ⊗ | ● | | ● |
| 风险认知 | ⊗ | | | ● | |
| 原始覆盖率 | 0.295 | 0.351 | 0.253 | 0.338 | 0.393 |
| 唯一覆盖率 | 0.041 | 0.057 | 0.052 | 0.033 | 0.052 |
| 一致性 | 0.931 | 0.891 | 0.905 | 0.835 | 0.883 |
| 总体覆盖率 | | | 0.858 | | |
| 总体一致性 | | | 0.935 | | |

注：●表示核心条件存在，⊗表示核心条件不存在，●表示外围条件存在，⊗表示外围条件不存在，空白表示该前因条件存在与否对结果无显著影响。

在引起茶农对单丛茶文化系统高综合价值认知的所有组态路径中均包括经济价值和生态价值认知变量。二者同时也是必要条件，说明经济价值和生态价值认知在前因变量中处于核心地位。结合量表中的问题，这表明，茶农不但重视产量和经济收入，而且重视生态保护和管理。各组态路径除了体现上述两个关键价值维度外，还反映不同类型农户对单丛茶文化系统多元价值认知及其背后的生计行为差异性。具体分析如下。

①经济—生态价值导向型。在该组态路径中，经济价值和生态价值是核心条件，还包含茶叶品质价值认知。此类农户的高价值认知主要源自其认同生态茶园管护对茶叶质量的积极影响。“古茶园的

^①因篇幅所限，相关图表可在中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

核心价值就是生态，好的生态带来了好的产品，好的产品才能卖上好的价格。”（FH-1-4）^①在传统农业系统中，经济价值构成了农户生计行为的基础，而生态价值则强化了经济价值所带来的正向影响。经济—生态价值导向型特征主要表现在遗产地范围内有较大古茶树种植面积的茶农身上。这些茶农凭借古茶树的自然资本优势，实现了较高的经济效益，对自然与市场的风险感知不强。

②文化—精神价值导向型。在该组态路径中，除了生态价值和经济价值以外，文化价值和精神价值是核心条件。此类农户强调传统农业系统的历史文化价值、生产技艺的传承性与独特性，以及传统加工技艺所带来的价值。他们普遍认同单丛茶文化系统的文化资本，同时会主动将生产技艺的传承性和独特性作为文化标签，并将其赋予农产品。在此过程中，传统农业系统的文化价值外显为农户的文化认同，并通过长期传承的精神价值强化为身份认同，形成了区域农户共同的集体记忆和精神寄托。相较于经济—生态价值导向型农户，文化—精神价值导向型特征主要表现既在遗产地范围内拥有古茶树、又具有单丛茶加工技艺传承家族历史的农户身上。正如部分非遗传承人农户在访谈中谈道：

“我们家世代传承单丛茶的种植和加工技艺，孩子刚上初中就要开始学习春茶的制作工艺，我和我哥哥也都是单丛茶加工技艺的市级非遗传承人。”（FH-1-17）

“我们这片家家户户都对单丛茶的加工（技艺）有传承，各家的茶味也有所不同，基本上各家都有自己的销售渠道，也不会像其他一些地方相互竞争……逢年过节大家都会互送茶叶或是一起品茶交流，所以村里的关系也比较融洽。”（FH-1-18）

③品质价值导向型。在该组态路径中，除了生态价值和经济价值以外，品质价值即茶叶的安全和口味是核心条件。品质价值导向型农户主要是在高海拔地区种植面积较小、古茶树树龄和生态种植规模上并不占优的那部分农户。品质价值导向型农户对质量价值的认同来源于不同农户个体和家庭背景的差异，他们在历史文化禀赋上的弱势使其通过提升茶叶质量来实现与文化—精神价值导向型农户的差异化发展。此类农户自然与文化资本不具有优势，因而，尝试通过各类第三方认证与经济—生态价值导向型和文化—精神价值导向型农户进行差异化竞争。这不仅为单丛茶文化的保护带来正向影响，也为茶园管理和茶叶生产带来正外部性。正如部分农户在谈及品质价值时所言：

“我们家是2009年才从福建搬来这边种茶的^②，论茶叶加工技艺的历史，我们不如这里的本地人，但福建那边也种乌龙茶，我自己也对茶园的种植管理和茶叶加工技艺进行了一些改良，我们家的产品也有老顾客年年来买……只有茶做得好，茶园的价值才能实现。”（FH-3-2）

“单丛茶系统的核心价值就是茶叶的质量，质量需要两头兼顾，所以茶园那边我们响应政府的政策，积极搞生态茶园认证，搞茶园的土壤理化数据分析……我们的茶叶每年也拿去参加各种茶叶质量评比，这些年也在做茶叶的绿色产品和有机产品的认证。”（FH-4-5）

④经济价值导向（风险趋避）型。在该组态路径中，生态价值、经济价值和风险感知是核心条件。

^①本文案例编码由村落编号和受访者编号构成。其中，村落编号见表3。例如，“（FH-1-4）”表示“凤凰镇大庵村的第4位受访者”。

^②自2008年开始，单丛茶价格有较大幅度上涨。

经济价值导向（风险趋避）型农户明显追求茶叶产值，但受制于自然风险感知和市场风险感知，会对生态价值实现形成一定抑制。该组态路径用以代表高海拔地区种植面积较小、茶园较为“碎片化”的农户，以及低海拔地区以单一茶业经营生计策略为主的部分农户。

在高海拔地区，如果农户茶园面积较大且地势相对平坦，其经营成本一般较低^①；如果农户茶园面积较小或较为“碎片化”，且茶园地势相对陡峭，其经营成本则相对高昂^②，进而导致农户对古茶树生态价值的信心受挫。有茶园面积较小的农户在访谈中谈道：

“我们家兄弟有三个，结婚后家里的茶园也作为家产分了三份，我们村的茶园本来都比较陡，分完后茶园面积更小了。2008年和2016年两场冻灾使我们损失都很大，那两年几乎绝收了，所以，我们现在很怕天灾，剩下的这些老茶树就像我们的家人一样，一棵棵都要守好。”（FH-2-1）

在低海拔地区，“低山茶的市场价格远不如高山茶”（FH-5-2），由于自然资本和人力资本的限制，农户的经济价值依赖和风险感知更为突出。茶农不得不通过扩大产量来维持生计，此类生产行为不但降低了生态价值，而且同质竞争进一步加剧市场风险。此外，自然风险也呈现上升趋势，特别是旱灾和虫灾。在缺乏外部支持的情况下，市场风险和自然风险的双重风险促使此类农户首先关注家庭的经济需求。正如部分农户在谈及旱灾和虫灾时说道：

“跟高山的冻灾不同，我们这里海拔低，受冻害影响小，但近三年旱灾非常严重，茶园特别旱，村里的小溪有段时间甚至断流了。”（FH-5-4）

“旱灾跟虫灾都是前后脚来的，茶园旱完，一些虫灾就更严重了，有的虫子咬完今年（茶树）可能就绝收了，甚至茶树直接就病死了。”（FB-1-9）

相对于古茶树资源较为丰富的部分农户，尽管单从茶文化系统为经济价值导向（风险趋避）型农户带来的经济收益尚可，但由于自然资本的劣势，他们在生态价值与经济价值转化过程中的效率并不高，特别是部分农户全年疲于农业生产活动，“一年要干四五季，从年头到年尾都在‘农忙’”（FH-5-2），更加难以体会到生产经营所能带来的愉悦感，难以感受到身份认同带来的精神价值。这表明，在生计资本受限的情况下，部分农户以追求生产保障性的经济价值为主，对传统农业系统多元价值和多功能性无暇深入了解。

⑤景观—经济—生态价值导向型。在该组态路径中，景观价值、经济价值与生态价值认同为核心条件。景观—经济—生态价值导向型农户在单从茶文化系统生态与经济的协同关系上，进一步认识到传统农业系统景观价值的潜力。在访谈中有农户的自豪感溢于言表：

“茶园是我们世代劳作守护的，我也希望这些美丽的茶园能够走出凤凰山，让外面更多的人看到我们这里茶园的美，感受到我们潮汕文化的独特性。”（FH-1-13）

景观—经济—生态价值导向型农户在高海拔和低海拔地区均有分布，但在不同海拔的地区，农户特征有所不同。在高海拔地区，景观价值被农户视为生态价值和文化价值的载体，特别是景观价值伴

^①此类农户以经济—生态价值导向型和文化—精神价值导向型为代表。

^②此类农户以经济价值导向（风险趋避）型为代表。

随着茶园管理和茶叶技艺的传承被外化为一种地域文化符号。农户对景观价值的认同大多是将其视为提升单从茶文化系统影响力途径，且不影响茶园的生态价值实现。此类高海拔地区农户的景观价值认知来源于对传统农业系统的自发认同，他们对景观价值的需求并非完全基于经济动机。正如一位经营民宿的农户在访谈时所述：

“我觉得我们的茶园有很强的旅游发展潜力，但村里很多人都挺害怕游客太多，会破坏茶园的环境。我搞旅游只是我的个人兴趣而已，游客来这里住一晚我赚不了多少钱，但来到这儿的游客大多都认可我们家茶园和茶叶，我也是希望游客回去后能给我多宣传宣传。”（FH-1-1）

低海拔地区农户对景观价值的认知则直接与旅游开发相关联，认同茶园的景观价值可以通过观光和民宿等旅游产品转化为经济价值。在此过程中，景观价值的实现不仅能够缓解部分自然资本弱势农户在经济价值、生态价值实现过程中的矛盾，而且使农业从单一的茶业经营生计策略转化为茶旅复合经营生计策略。此类农户对景观价值的认知来自对传统农业系统非生产性功能拓展的需求，通过多元价值的优化组合实现经济价值提升。但值得注意的是，这部分农户对精神价值的认同度仍不高，属于“经营型”倾向。正如有农户在谈及茶园旅游经营时说道：

“我们家在汕头开了茶叶店，有自己稳定的客源，茶园的经营能够为我们带来稳定的收入，但这两年茶叶的行情都不太好……政府的茶旅走廊吸引了好多外地的游客，我们就想把茶园也向游客开放，家里也改成民宿，这部分收入不稳定，但也能补贴一下家用。”（FB-1-4）

“游客来茶园玩过一段时间后，对我们的茶叶也有了更加深入的认识，一传十，十传百，我们的茶叶在线上也更好卖了，有些来旅游过的老客户还经常给我们介绍新客户。”（FH-6-1）

不同于经济价值导向（风险趋避）型农户，景观—经济—生态价值导向型农户在经济价值、生态价值和景观价值的实现或转化上，对单从茶文化系统的认知更多集中于生计维持和经济价值拓展。同时，由于在农业社区内缺乏以血缘关系为纽带的强社会关系连接，此类农户对精神价值表现出较强的不认同态度。正如一位低海拔地区农户在谈及村内关系时说道：

“不管是加工茶叶还是搞旅游，茶园对我们来说就是家庭的营生而已……村里很多是外来户，大家邻里关系虽然都很融洽，但跟山上那些‘一个村就是一家人’还是有区别的^①。”（FB-1-3）

生计自由度是家庭或社区自由选择以及转换不同生计策略的能力。通过上述分析可见，农户在自然灾害、气候变化、市场波动等脆弱性背景因素下，基于家庭生计资本这一生计自由度主要制约因素判断生计利弊，能够形成对单从茶文化系统的价值认知，进而呈现农户生计行为分化和生计结果差异。在此基础上，本文进一步从制度和组织构建等外部因素角度分析农户传承意愿。

3.农户传承意愿影响因素特征。由于必要性分析中没有发现影响单从茶文化系统传承意愿的必要条件，本文在简单解和中间解结果^②的基础上，利用fsQCA进一步分析农户高、低传承意愿的充分条件

^①高海拔地区的茶农以世代居住为主，每个自然村基本上以一个同姓宗族为单元；而低海拔地区的农户多为近20年来最近从事茶园生产经营的移入者。

^②因篇幅所限，相关图表可在中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

件的组合（见表7）。从表7中可以看出，农户高传承意愿、低传承意愿下的5条组态路径，单个解和总体解的一致性水平均高于0.75，表明分析结果具有较高的有效性。总体一致性分别达到0.934和0.913，高于0.85阈值（Ragin, 2014），表明5条组态路径对相应案例群体具有较高的解释力。从有效的制度和组织构建角度来看，农户的传承意愿与其对利益相关方的角色认知存在关联。在影响农户传承意愿的组态路径中，茶农角色对于高传承意愿的农户而言是核心条件，而政府角色则是低传承意愿农户的核心条件。结合量表中的问题，这反映高传承意愿农户的自我认同和责任意识，以及低传承意愿农户对政府角色介入的期许。各条路径除了包含茶农与政府等关键利益相关方外，还体现了不同利益相关方在形成有效的制度进而促进传统农业系统传承时的复杂性。

表7 不同传承意愿下认知影响因素的充分条件分析结果

| | 高传承意愿 | | | 低传承意愿 | |
|-------|----------|-------|----------|-------|----------|
| | 茶农—政府协作型 | 茶农自主型 | 茶农—游客协同型 | 政府依存型 | 政府—游客依存型 |
| 信息渠道 | ● | | ● | ⊗ | ⊗ |
| 茶农角色 | ● | ● | ● | ● | |
| 政府角色 | ● | | | ● | ● |
| 游客角色 | | ⊗ | ● | | ⊗ |
| 原始覆盖率 | 0.624 | 0.561 | 0.481 | 0.529 | 0.427 |
| 唯一覆盖率 | 0.078 | 0.038 | 0.082 | 0.052 | 0.026 |
| 一致性 | 0.938 | 0.828 | 0.805 | 0.842 | 0.826 |
| 总体覆盖率 | | 0.917 | | | 0.872 |
| 总体一致性 | | 0.934 | | | 0.913 |

注：●表示核心条件存在，⊗表示核心条件不存在，●表示外围条件存在，⊗表示外围条件不存在，空白表示该前因条件存在与否对结果无显著影响。

高传承意愿存在3条组态路径。

①茶农—政府协作型。在该组态路径中，茶农和政府角色是核心条件，辅以信息渠道影响茶农对单从茶文化系统的高传承意愿。茶农—政府协作型用以代表高海拔地区拥有古茶树资源且其保护受到政府重视的部分农户。古茶树作为遗产地的重要保护性资源，受到政府的充分重视，农户的现实需求通过村级自治组织得到正向反馈。对于部分拥有古茶树资源的农户而言，在长期的历史传承中社区空间已经形成了茶园保护的非正式制度，积极的生产意识也促成了农户自身责任意识的形成。农户对政府的保护行为表达出认同，也对自身责任有清晰的认识：

“政府对我们这里的古茶树保护比较重视，每棵古茶树都进行了挂牌登记，我们遇到困难可以直接反映给村主任，当地政府也能很快处理……当地政府和华南农业大学、广东省农业科学院等合作，在我们这里进行害虫防治的试点，还有茶园管理的培训，政策对我们确实好。”（FH-1-8）

“我们自己（农户）才是古茶树保护的第一责任人，村里人都比较自觉，没有什么人会去搞什么破坏茶园的事，大家都遵守村里一直以来的规矩。”（FH-1-5）

②茶农自主型。在该组态路径中，茶农角色是核心条件。农户非常认同自身在传承保护中的责任，

对政府角色的感知不强，同时认为游客对单丛茶文化系统保护的责任不大。茶农自主型代表在高海拔地区拥有古茶树资源，但家庭居住条件欠佳且茶园地理位置偏远的部分农户。茶农自主型农户以个体和家庭的保护投入为主，但是，他们受到游客带来的负面影响。由于地势陡峭、道路狭窄，游客的长期通行和不当行为干扰了农户的日常生活，导致他们对游客群体产生了抗拒情绪。在谈及游客影响时，部分农户表现出较强的不满情绪：

“（每天）有大量游客要到山顶的天池景区玩，西边的路没修的时候，游客每天的车子从早到晚，很影响我们的生活。”^① (FH-2-8)

“有些游客路过我们门口的菜园，还会偷摘蔬菜，我们也没啥办法。” (FH-2-7)

“茶园保护跟游客没啥关系，说到底都是我们自己的责任，政府要是能给我们这边的路扩一扩就好了，但目前看也不现实。”^② (FH-2-10)

除了对游客的不满之外，由于地理条件的限制，该地区能够落实的惠民政策也较为有限。这使得单丛茶文化系统的茶园管理和保护传承更多地依赖农户个人行为。然而，传统农业生计为这部分农户带来了稳定的收入来源，因而他们仍旧保持着高传承意愿。

③茶农—游客协同型。在该组态路径中，茶农与游客角色并重，均被农户视为核心条件。茶农—游客协同型代表在茶叶生产的基础上，同时开展民宿或观光旅游经营以实现茶旅融合发展的部分农户。茶农—游客协同型农户不但认同自身对传统农业系统的保护主体责任，而且认为游客也能够认识到传统农业系统的价值。这主要得益于茶园景观依托区域内其他旅游资源实现了“搭便车式”的补充发展。农户通过旅游经营的生计策略实现了兼业，获得了可观的收入和可持续的生计选择。游客事实上已成为传统农业系统保护传承的补充力量，因而促进茶农—游客协同型农户保持较高的传承意愿。此类农户普遍对游客表达出欢迎态度：

“游客来茶园，他们可以体验到我们茶园风光的美，我们通过旅游经营的收入也可以补贴茶园保护。” (FH-5-2)

“很多游客夏天会来坪溪水库这边避暑，到我们这边村里过夜，早上去观茶亭那边看看玩玩，一来二去，游客也给我们这边的经济发展带来了一些帮助。” (FB-2-7)

低传承意愿存在 2 条组态路径。

①政府依存型。在该组态路径中，政府角色被视为核心条件。农户认同政府的保护责任和产业扶持力度，但认为茶农自己的作用稍弱，对单丛茶的各类信息和知识缺乏稳定的获取渠道。政府依存型代表低海拔地区以茶业为单一生计的部分农户。一方面，低海拔地区农户获取信息主要通过村委会和村民，“大家（对茶农协会）的积极性不是很高，参加的人不多” (FB-2-4)，茶农协会在信息渠道中的知识传递作用相对有限。另一方面，由于茶叶的经济价值和生态价值难以实现，政府往往被视为

^①除茶园外，游客的主要旅游目的地是单丛茶文化系统上方山顶的凤凰山天池景区，在绕行村落的旅游道路没有修建之前，村内的道路是前往景区的必经之路。

^②在海拔最高的 3 个村落，即狮头脚、李仔坪和中心沿村，农户的房屋修建在山路两侧，扩建道路并不具备现实条件。

促进传统农业系统传承的核心主体，农户对维持传统农业系统生产表现出较低的意愿，而对政府的政策介入表现出较强的期待。对此，许多农户表达了相似的观点：

“现在茶叶价格很低，加上旱灾、虫灾、冻灾经常发生，茶园经营成本很高，如果没有政府的帮助，单靠我们自己真的很难……现在种茶只能说还可以维持生活，但是，近些年谁也不知道茶叶行情会怎样，孩子们能读书的就多读书，我不太希望他们回来种茶。”（FH-5-11）

②政府—游客依存型。在该组态路径中，政府角色同样被视为核心条件，而茶农的自身认知较为模糊，同时，他们认为游客与单从茶文化系统不相容。政府—游客依存型特征主要表现在低海拔地区有强烈旅游发展意愿但实际发展成效较弱的部分农户身上。需要指出的是，政府—游客依存型农户对游客并非持反对态度，而是对旅游发展没有惠及本社区感到不满。一些农户由于生计资本较为薄弱，对旅游经营生计方式有较强的现实需求，但旅游资源和游客的供需错配导致他们开展旅游经营较为困难。这在观光旅游资源较丰富但游客稀少的村落更为突出，导致农户传承意愿降低。部分农户谈道：

“我们很希望能够对茶园进行一些改造，让更多的游客也能来我们这里看看，这样不管是搞点餐饮还是民宿，我们的收入都能提高一些。”（FH-5-1）

“我们这里的茶园景色其实也挺不错的，但很多游客都是慕名前往山顶（天池景区），不管是自驾还是组团的游客，大都只是路过村庄，很少有人拐过来玩或者专门来玩。”（FH-6-4）

基于上述分析可知，不同生计类型的农户由于价值认知和主体责任意识的差异，其传承意愿存在高低分化，对政府政策工具的期待呈现“锦上添花”和“雪中送炭”的差异。因此，农户传承意愿的提升需要因势利导，在了解其价值导向的生计策略基础上，通过有效的外部政策促进农户生计方式优化调整。

4. 稳健性检验。为了提升 fsQCA 研究结果的有效性和稳定性，本研究通过调整一致性门槛阈值进行稳健性检验。在其他条件保持不变的情况下，将一致性阈值由 0.75 调整至 0.80 进行组态分析。对比结果发现，10 条组态结果仍然保持不变，说明前文得到的组态分析结果具有稳健性。

五、进一步讨论

农户在传统农业系统的多功能价值认知基础上的生计选择具有一定的灵活性和适应性。农户能够根据生计资本灵活调整生计策略，以达到家庭收益最大化。建立在生态价值与经济价值协同认知基础上的多样化生计策略，能够使农户对自然资源开展可持续利用和有效管理。这不仅缓解了生态保护中社区发展可能面临的潜在冲突，同时提升了社区通过传统知识和非正式制度维持生计可持续性的能力。

传统农业系统能够成为农耕文明中优秀生态文化传承的载体。从文化—精神价值导向型农户群体可以看出，尽管农户的价值判断以经济价值和生态价值为前提，但不少农户对文化价值和精神价值的认知源自集体性的生态文化认同。这种认同赋予农户保护与传承传统农业系统的责任意识和自我能动性，进而形成生态文化自觉，能够体现在高传承意愿茶农的角色认知上。生态文化自觉催生了适应于本地的生态化生产模式，孕育和传承着万物共生、天人合一的生态伦理和生态智慧。传统农业系统中的生态文化融于农户的生产生活之中，形成了生态文化传承发展的生产生活氛围，凝聚着生态文化价值主张的向心力。因此，传统农业系统作为农耕文明的优秀遗产，蕴含着农业可持续发展、人与自然

和谐共生的生态智慧，能够在传承中更好地展现中华农耕文明的魅力和风采。

农户在价值认知基础上的生计策略灵活性和适应性受到生计自由度的动态影响。对高综合价值认知的组态路径分析表明，在传统农业系统中，基于家庭生计资本的生计自由度差异影响生计策略。而制度与组织构建对传承意愿的分析则表明，外部政策能够促进生产性功能以外的传统农业系统多功能价值的经济转化，弥补自然资源、文化资本等方面的优势，进而提高低生计资本农户对传统农业系统价值的整体认知，逐渐实现由经济理性向价值理性的过渡和传承意愿的提升。

六、研究结论与政策启示

传统农业系统具有丰富的价值，可以贡献于中华农耕文明传承和生态文明建设，其延续和发展依托农户的价值认知及其传承意愿。本研究在可持续生计框架和感知价值理论的基础上，以中国重要农业文化遗产广东潮州单丛茶文化系统作为典型案例，构建了农户对传统农业系统的价值认知影响其传承意愿的机制，通过探究不同农户对传统农业系统的价值认知和传承意愿组态组合，揭示了农户价值认知的异质性及其对传统农业系统传承意愿的影响。这些差异化的价值认知与外部政策的互动，外显为农户基于价值取向的生计策略，而这些生计行为策略又通过资源保护和利用带来不同的生计结果，进而影响农户对传统农业系统的传承意愿。

研究结论如下：第一，农户的传统农业系统传承意愿以其多元价值认知为基础。从传统农业系统传承视角来看，具有高综合价值认知的农户往往对自身责任有清晰的认知，传统农业系统不仅是农户的生计资本，同时也蕴含生态价值和文化价值等多元价值，需要守护和传承。在传统农业系统传承过程中，政府的作用是“锦上添花”。第二，农户的传统农业系统传承意愿直接受到外界制度催化下利益相关者的责任认知影响，同时，丰富的信息渠道和信息内容有利于提高农户的保护责任认同和保护行动参与意识。第三，农户对传统农业系统的文化和精神价值认知能够强化为身份认同，进而提升农户的传统农业系统传承意愿。

由此进一步提出如下政策启示：

其一，传统农业系统的传承保护政策，需要重点关注农户群体内部的价值认知和生计能力差异，采取精准化的措施。如果将传统农业系统作为一个区域整体来维持，就需要对不同生计自由度的农户实施差异化政策，赋予居民更高的生计选择权，增加不同生计策略的流动性，以促进居民选择最适合的生计策略，最终通过生计资本的合理配置提升生计可持续性。这样才能在保障农户生存权益的基础上促进传统农业系统传承和生态保护目标的优化协同。

其二，在各类政策实施前后，要重视农户个体和社区群体层面的文化与情感因素在促进传统农业系统传承中的作用。传统农业系统往往由农户家庭世代传承，并以农业社区为核心形成区域居民的集体价值认同。在一些文化因素（如农耕文化、生态文化或民族文化）影响较强的地区，经济价值认知可能并非农户进行生计选择和传统农业系统传承的唯一因素，相关政策制定应重视社区内部所形成的文化范式和非正式制度。

其三，以重要农业文化遗产作为优秀农耕文化传承的抓手，强化传统农业系统的整体性保护与传承，健全农业文化遗产保护机构和多部门工作协调机制。党的二十届三中全会提出，“传承中华优秀传统文化”，“建立文化遗产保护传承工作协调机构，建立文化遗产保护督察制度，推动文化遗产系统性保护和统一监管”。重要农业文化遗产是优秀农耕文化活态传承的载体，需要建立以农业农村部门为主导的政府部门之间、政府与社会组织之间的联动机制，在遗产保护、文化传承、风险管理、遗产监测和法治建设等方面协同发力，形成整体性、系统性保护的强大合力。

参考文献

1. 杜运周、贾良定, 2017: 《组态视角与定性比较分析 (QCA) : 管理学研究的一条新道路》, 《管理世界》第6期, 第155-167页。
2. 党国英、郭宇星、张连刚, 2024: 《地理标志引领民族山区和美乡村建设的机制与路径——基于新内源发展视角的分析》, 《中国农村经济》第7期, 第96-118页。
3. 范香花、程励, 2020: 《共享视角下乡村旅游社区居民旅游支持度的复杂性——基于fsQCA方法的分析》, 《旅游学刊》第4期, 第36-50页。
4. 顾兴国、楼黎静、刘某承、闵庆文, 2018: 《基塘系统: 研究回顾与展望》, 《自然资源学报》第4期, 第709-720页。
5. 何思源、李禾尧、闵庆文, 2020a: 《农户视角下的重要农业文化遗产价值与保护主体》, 《资源科学》第5期, 第870-880页。
6. 何思源、闵庆文、李禾尧、刘某承、焦雯珺、白艳莹, 2020b: 《重要农业文化遗产价值体系构建及评估 (I) : 价值体系构建与评价方法研究》, 《中国生态农业学报 (中英文)》第9期, 第1314-1329页。
7. 胡银根、杨春梅、董文静、齐琪、张也、林书达, 2020: 《基于感知价值理论的农户宅基地有偿退出决策行为研究——以安徽省金寨县典型试点区为例》, 《资源科学》第4期, 第685-695页。
8. 焦雯珺、崔文超、闵庆文、张永勋, 2021: 《农业文化遗产及其保护研究综述》, 《资源科学》第4期, 第823-837页。
9. 李禾尧, 2021: 《农业文化遗产关键要素识别及管理研究——以梯田类农业文化遗产为例》, 中国科学院大学博士学位论文。
10. 李华胤, 2022: 《习近平关于乡愁重要论述的核心要义与现实价值》, 《中国农村观察》第3期, 第2-18页。
11. 刘少群、陈丽佳、张巨保、穆显良, 2010: 《广东潮州凤凰茶的发展历史及品种体系成因》, 《农业考古》第2期, 第207-211页。
12. 闵庆文, 2020: 《重要农业文化遗产及其保护研究的优先领域、问题与对策》, 《中国生态农业学报 (中英文)》第9期, 第1285-1293页。
13. 石志恒、张可馨, 2022: 《农户绿色防控技术采纳行为研究——基于“信息—动机—行为技巧”干预模型》, 《干旱区资源与环境》第3期, 第28-35页。
14. 隋斌, 2023: 《中华农耕文明: 历史演进、思想理念及对建设农业强国的现实启示》, 《中国农村经济》第11期, 第2-17页。

- 15.杨福霞、郑欣, 2021: 《价值感知视角下生态补偿方式对农户绿色生产行为的影响》, 《中国人口·资源与环境》第4期, 第164-171页。
- 16.张灿强、林煜, 2022: 《农业景观价值及其旅游开发的农户利益关切》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第131-140页。
- 17.张明、杜运周, 2019: 《组织与管理研究中QCA方法的应用: 定位、策略和方向》, 《管理学报》第9期, 第1312-1323页。
- 18.朱志平、王思明, 2021: 《价值挖掘与路径选择: 长三角地区农业文化遗产传承与利用研究》, 《中国农史》第6期, 第134-146页。
- 19.Creswell, J. W., and V. L. P. Clark, 2017, *Designing and Conducting Mixed Methods Research*, New York: Sage Publications, 116-118.
- 20.D'Annolfo, R., B. Gemmill-Herren, D. Amudavi, H. W. Shiraku, M. Piva, and L. A. Garibaldi, 2021, "The Effects of Agroecological Farming Systems on Smallholder Livelihoods: A Case Study on Push-Pull System from Western Kenya", *International Journal of Agricultural Sustainability*, 19(1): 56-70.
- 21.DFID, 1998, "Key Sheets for Sustainable Development: Overview", <http://cdn-odi-production.s3-website-eu-west-1.amazonaws.com/media/documents/3219.pdf>.
- 22.Jiao, W., W. Cui, and S. He, 2023, "Can Agricultural Heritage Systems Keep Clean Production in the Context of Modernization? A Case Study of Qingtian Rice-Fish Culture System of China Based on Carbon Footprint", *Sustainability Science*, 18(3): 1397-1414.
- 23.Khan, I., H. Lei, I. A. Shah, I. Ali, I. Khan, I. Muhammad, X. Huo, and T. Javed, 2020, "Farm Households' Risk Perception, Attitude and Adaptation Strategies in Dealing with Climate Change: Promise and Perils from Rural Pakistan", *Land Use Policy*, Vol. 91, 104395.
- 24.Mwantimwa, K., 2020, "Livelihood Information and Knowledge Needs, Access, and Exchange in Rural Communities in the Bunda District, Tanzania", *Rural Society*, 29(1): 30-43.
- 25.Nath, T. K., M. Inoue, Y. E. Wey, and S. Takahashi, 2024, "Globally Important Agricultural Heritage Systems in Japan: Investigating Selected Agricultural Practices and Values for Farmers", *International Journal of Agricultural Sustainability*, Vol. 22, 2355429.
- 26.Ragin, C. C., 2014, *The Comparative Method: Moving Beyond Qualitative and Quantitative Strategies*, Oakland: University of California Press, 22-24.
- 27.Su, M. M., Y. Dong, G. Wall, and Y. Sun, 2020, "A Value-Based Analysis of the Tourism Use of Agricultural Heritage Systems: Duotian Agrosystem, Jiangsu Province, China", *Journal of Sustainable Tourism*, 28(12): 2136-2155.
- 28.Thanh, B. N., T. L. V. Thuy, M. N. Anh, M. N. Nguyen, and T. N. Hieu, 2021, "Drivers of Agricultural Transformation in the Coastal Areas of the Vietnamese Mekong Delta", *Environmental Science & Policy*, Vol. 122: 49-58.
- 29.Woodruff, R. B., 1997, "Customer Value: The Next Source for Competitive Advantage", *Journal of the Academy of Marketing Science*, Vol. 25: 139-153.
- 30.Zeithaml, V. A., 1988, "Consumer Perceptions of Price, Quality, and Value: A Means-End Model and Synthesis of Evidence", *Journal of Marketing*, 52(3): 2-22.

- 31.Zhang, Y., A. Zhan, and Y. Ma, 2024, "An Integrated Mechanism and Challenges of Mountainous Sustainable Development: A Review of Hani Terraces, China", *Sustainable Development*, 32(1): 101-118.
- 32.Zhu, G., X. Cao, B. Wang, K. Zhang, and Q. Min, 2022, "The Importance of Spiritual Ecology in the Qingyuan Forest Mushroom Co-Cultivation System", *Sustainability*, 14(2): 865-888.

(作者单位: ¹中国科学院地理科学与资源研究所;

²中国科学院大学资源与环境学院;

³北京联合大学旅游学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Guarding the Agricultural Civilization: How Does Rural Households' Value Perceptions of Traditional Agricultural Systems Affect Their Willingness to Inherit?

WANG Bojie HE Siyuan MIN Qingwen SUN Yehong

Abstract: The inheritance of traditional agricultural systems, represented by agricultural heritage, plays an important role in achieving ecological conservation goals and continuing China's excellent farming culture. Taking a typical traditional agricultural system, the Dancong tea cultural system (DTCS) in Chaozhou, Guangdong Province as an example, this study empirically analyses how rural households' value perceptions of the traditional agricultural system affect their willingness to inherit, by combining the fuzzy set qualitative comparative analysis (fsQCA) and the inductive qualitative content analysis (IQCA) methods. The results show that rural households perceive economic and ecological values as the core values of traditional agricultural systems, and the interactive and synergistic relationships among other values reflect rural households' livelihood strategies based on value orientation. Rural households' flexibility and adaptability in livelihood strategies are affected by the dynamics of livelihood freedom, and their livelihood outcomes and willingness to inherit traditional agricultural systems show complexity and heterogeneity. Different livelihood types of rural households show divergent attitudes towards government policy tools, either as "icing on the cake" or "timely assistance", due to differences in value perceptions and awareness of the subject responsibility awareness. This study contributes to understanding the willingness and mechanism of rural households' participation to inherit traditional agricultural systems. It also has theoretical and practical implications for realizing the goal of sustainable livelihoods for rural households, promoting the inheritance of Chinas' excellent farming civilization, and facilitating the harmonious coexistence of human beings and nature.

Keywords: Traditional Agricultural Systems; Farming Civilization; Ecological Conservation; Agricultural Heritage System; Value Perceptions

适度规模经营农业补贴的执行问题 与弱回应型村治^{*} ——基于政策壁垒视角的分析

陈文琼 董 欢

摘要: 农业补贴政策是中国农业政策体系的重要组成部分。实践中，政府投入了大量补贴资源，然而，补贴政策的落实却面临复杂且多变的现实情况。在中部地区的三个省份，适度规模经营农业补贴政策的执行还出现了政府施补、农民弃补的情况。本文以三个省份的经验事实为基础，探讨了农业补贴政策执行中的这一情况及其生成机理，并就解决对策作出延伸性分析。研究发现，三个省份的适度规模经营农业补贴政策在与政策对象的对接过程中存在明显的政策壁垒，包括政策文本壁垒、政策准入壁垒和政策执行壁垒。打破政策壁垒，需要推进强回应型村级治理，包括通过主动转化政策话语、加强政策宣传来化解政策文本壁垒，通过积极反馈基层现实使政策准入壁垒与各地实际情况相匹配以及通过担当作为、为民办事来消解政策执行壁垒。然而，村级治理存在明显的弱回应性，表现为缺乏回应群众诉求的治理压力、监督压力和资源压力。弱回应型村治不仅未能打破政策壁垒，还进一步强化了政策壁垒。本文认为，在政策制定上降低政策壁垒和重塑强回应型村治是更好发挥相关农业补贴政策作用的关键。

关键词: 政策壁垒 农业补贴政策 弱回应型村治 适度规模经营

中图分类号: F320.1 文献标识码: A

一、引言

2004年以来，中央“一号文件”连续聚焦“三农”主题。2023年的中央“一号文件”明确指出，继续提高小麦最低收购价，合理确定稻谷最低收购价，稳定稻谷补贴，逐步扩大稻谷、小麦、玉米完全成本保险和种植收入保险实施范围。中国逐步构建了以最低收购价、目标价格支持和农业支持保护补贴为主的农业补贴政策体系（辛超丽，2024）。2020年12月28日，习近平在中央农村工作会议上

*本文系国家社会科学基金青年项目“城乡融合背景下农村土地资源整合机制研究”（编号：21CSH012）的阶段性成果。

的讲话强调，要稳定和加强种粮农民补贴^①。实践中，农业补贴政策的落实面临着复杂多变的现实情况。这些情况会深刻影响补贴政策的执行效率（王许沁等，2018；左喆瑜和付志虎，2021；王新刚和司伟，2021），甚至出现政策对象瞄准偏差（陈海江等，2019）、政策目标难以实现（尚旭东和朱守银，2017）等问题。

农业补贴政策瞄准困难一直是学术界和政策界高度关注的问题。例如，原则上种粮补贴要按照种粮农户的实际种植面积进行补贴，但在政策实施中为了操作方便，基本上变成了依据承包地的面积进行补贴，实际种不种粮、种多种少与拿不拿补贴、拿多少补贴不直接挂钩，大量非农业经营者领取种粮补贴（许庆等，2020）。又如，向种粮大户发放补贴的政策在执行过程中存在不公平和效率损失，骗补、套补、漏补、错补等乱象时有发生（李立清和江维国，2015）。而且，规模流转过程中发生的土地租金上涨使得补贴难以由实际种粮者所得（耿仲钟和肖海峰，2018）。此外，耕地地力保护方面的相关补贴也同样存在非经营者领取补贴的问题，各地在执行时对“地力不降低”这一政策要求有虚化倾向（冷博峰等，2021），补贴政策的耕地地力保护与提升目标难以实现。由此，有学者建议通过法律构建利益约束机制，从而规范和监督农业补贴政策落地过程中各利益相关者的行为（黄建红，2022）。在此背景下，政府也出台了相关文件，以通过自上而下的监督在补贴申领的各个环节促进农业补贴资源的善治^②。

事实上，农业补贴政策瞄准困境的存在，在某种程度上具有客观性。农业补贴政策的这种瞄准困境与农村低保制度的瞄准困境具有同源性。具体来说，首先，农业补贴政策是下乡资源的一个具体类型，对同类下乡资源瞄准困境的考察可以为分析农业补贴政策的瞄准困境提供参考。从学术界对下乡资源的分类看，既有研究主要以提升基层治理效率为目标，或者将下乡资源分为普惠性资源和竞争性资源（王海娟和贺雪峰，2015），或者将其分为专项资金和灵活资金（陈家建，2013）。不过，当考虑是否需要与政策对象精准对接时，还可以对下乡资源进行新的分类，即与抽象整体对接的资源和与具体个体对接的资源。前者指与行政村对接的项目资源，后者则指与具体农户或农业经营组织对接的农业补贴政策和农村低保制度等。后者对瞄准的精准性有更高的要求。其次，农村低保制度的瞄准困境是客观存在的，即便经历了“从配额到认证”（仇叶，2018），“从基于量的精准到基于质的精准”（陈文琼，2020a）的转变，“错保”“漏保”问题仍然没有完全避免。瞄准困境客观存在的根源在于制度的规则性和标准化与基层现实情况的复杂性和多变性之间的矛盾。这一矛盾在农业补贴政策与其对象精准对接的过程中有着非常深刻的体现。

与同公共主体对接的项目资源相比，农业补贴政策是与私营主体对接的政策资源，按照政策对象的实际属性可将其细分为三种类型。第一类是行为达标型补贴，例如农机购置与应用补贴，针对大豆、稻谷、烤烟、特定中药材等农作物的补贴。实践中，各地根据自身适宜耕作的作物类型和具体发展目

^①习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第9页。

^②参见《农业农村部办公厅 财政部办公厅关于进一步加强农机购置补贴政策监管强化纪律约束的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2019-10/15/content_5439957.htm。

标的差异，在此类补贴的发放依据和要求上多有不同。同时，此类补贴会涉及多个上级部门，发放程序也比较复杂（范宝学，2011）。因此，与政策对象的精准对接高度依赖村干部的积极性，因为政策对象对政策文件的获取、对自身所购农机和所种作物是否达到补贴标准的判断等都依赖村干部的上传下达（孙乔婧和刘武根，2023）。第二类是面积达标型补贴，例如过去的规模经营补贴和当下的适度规模经营补贴。此类补贴的执行困境集中在对面积达标的认定方面（周静，2020），存在假大户得补贴、真大户得不到补贴、错报漏报、标准不一等现象。第三类是普惠性补贴，例如政策对象最为广泛的粮食直补以及耕地地力保护补贴。无论政策本身是如何要求的，从具体实践看，一些省份已然将第三类补贴从给种粮者发放补贴转变为按照承包地的面积对承包权的拥有者发放补贴。某种程度上可以认为，第三类补贴是由前两类达标型补贴转化而成的普惠性补贴。

本文着重关注的是特定农作物的适度规模经营农业补贴政策（以下简称“适度规模补贴政策”），包括为响应国家粮食安全战略目标在南方有条件省份实施的双季稻适度规模经营补贴政策，各地为鼓励特定农业产业发展设置的特定果蔬或中药材适度规模补贴政策等。适度规模补贴政策具有上述第一类和第二类农业补贴政策在实施上面临的复杂性特点。有研究表明，前述复杂性在地权细碎化（陈文琼和刘建平，2018）、农作物类型变动频繁（黄祖辉等，2014）的湖北省、湖南省和江西省被进一步强化。而且，补贴政策的实施效果对更熟悉这些复杂性的村级治理存在较强的依赖。笔者的调查表明，在中部地区的上述三个省份，针对特定农作物的适度规模补贴政策遭遇了效率困境，本文将对此展开深入分析。

与现有研究相比，本文试图通过两个转向解释适度规模补贴政策的效率困境。第一，研究着力点的转向。本文从关注补贴制度的规则性与基层实际情况的复杂性的矛盾转向一定程度上能被克服或扭转的包括村级治理在内的基层治理和政策壁垒等结构性要素。虽然前述矛盾和结构性要素都是影响适度规模补贴政策效率的关键，但是，后者更易成为效率提升的突破口。第二，研究问题的转向。本文从关注瞄准困境转向分析农业补贴政策执行中政策对象参与积极性不高的问题。二者都是适度规模补贴政策在执行过程中遇到的现实问题，都具有充分挖掘和研究的价值，笔者认为，对相关农业补贴政策对象参与积极性不高的研究将为理解瞄准困境提供新的启发。

二、概念界定与研究思路

（一）分析工具：政策壁垒的含义及其面向

壁垒指旧时兵营四周的墙壁，泛指防御、戒备的工事，常指互相对立的事物或界限。现在，壁垒一词多被用于经济领域，形成了贸易壁垒、技术壁垒等分析概念。例如，技术贸易壁垒指一个国家或区域组织以维护经济安全、保护人类和动植物生命和健康、保护环境、防止欺诈行为、保证产品质量为由，采取的强制和非强制的技术性措施（夏友富，2001）。根据政策实践和前述概念界定的启示，本文将农业补贴政策壁垒界定为阻碍农业补贴政策与其对象精准对接的中间因素，包括准入壁垒、文本壁垒和执行壁垒三个面向。

准入壁垒指的是，农业补贴政策本身设置的、将一定的种植规模或特定作物类型等作为满足发放

补贴的门槛，作物类型越不符合当地实际、种植规模设置得越大，准入壁垒就越高。文本壁垒指的是，农业补贴政策的文本规定对政策对象而言的可获得性和易理解程度，可获得性越差、易理解程度越低，文本壁垒就越高。执行壁垒指的是，农业补贴的申领往往需要政策对象与多个部门和多个层级的不同政策执行者进行互动和沟通，互动和沟通越不顺畅，执行壁垒越高。总体而言，准入壁垒是农业补贴政策在政策制定阶段形成的，文本壁垒则更多发生于政策宣传阶段，执行壁垒则发生于政策对象申请补贴和获取补贴的过程中。因此，上述三类壁垒是具有互斥性的政策壁垒，对三者的分析也构成了分析农业补贴政策执行的相对完整的过程。

（二）从效率困境到政策对象参与积极性不高：农业补贴政策执行问题的具体所指及其实践面向

农业补贴政策从 20 世纪 50 年代在中国开始施行至今，其演变过程包括两个特征显著的阶段。一是农业“四项补贴”^①阶段，所涉及时期为 2016 年之前，尤其是 2004—2016 年；二是“三项补贴”改革^②阶段，所涉及时期为 2016 年以来。两个阶段的共同点是，都致力于促进耕地保护、保障粮食安全和提升农民收入；两个阶段的不同点是，后一阶段更重视生态保护、更倾向于推动适度规模经营。

关于农业补贴政策的既有研究，主要有三种讨论视角：一是从政策或制度变迁的视角出发，讨论农业补贴政策的变迁逻辑；二是从政策执行的视角出发，讨论农业补贴政策执行偏差的生成机理，并指出偏差的典型表现是政策目标难以实现；三是从政策目标的角度出发，评估农业补贴政策的执行效果。从研究成果的数量上看，第三个视角的研究是三个视角中最多的。从农业补贴政策的目标实现来看，既有研究至少达成了以下共识：首先，农业补贴政策实施在一定程度上增加了农民收入，但是这种增加并不显著（王亚芬等，2017；孙博文，2020）。其次，与农业补贴政策的财政投入相比，政策的执行效率事实上并未得到有效提升（涂正革等，2019；高鸣和王颖，2021）。

研究表明，“趋粮化”、非农收入的拉力因素、不同类别补贴政策之间的张力以及对荒地开垦补贴力度的不足等因素都是农业补贴政策目标难实现的具体原因（李守伟等，2019；孙博文，2020）。在一些地方，虽然政策的要求是“谁种粮谁受益”，但是，在实践中却是“谁的土地谁受益”（吕悦风和陈会广，2015）。结果，“粮食补贴即租金”认知下土地流转中的价格寻租行为（尚旭东和朱守银，2017）、福利式农业补贴（陈美球等，2014）等现象时有发生。

本文认为，农业补贴政策执行至少存在两个维度的问题。根据问题涉及的政策执行具体环节的不同，本文将其概括为政策执行结束之后的“效率困境”和政策执行过程中的“政策对象参与积极性不高”。毋庸置疑，两类问题存在密切关联，对后者的研究可以为理解前者提供有力的补充。既有研究通常集中以政策执行效果来判断适度规模补贴政策是否存在问题，其基本共识是：效率困境意味着补贴政策的“高投入、低效率”。不过，本文认为，还可以从政策执行者和政策对象对补贴政策的认知或态度来判断适度规模补贴政策的执行效果。如果从政策执行过程中的态度这一角度来审视补贴政策执行效果，可以发现，适度规模补贴政策与 2015 年左右农村低保政策面临的遭遇相似：当时的农村

^① “四项补贴”指良种补贴、农机购置补贴、种粮农民直接补贴和农业生产资料综合补贴。

^② “三项补贴”改革指将良种补贴、种粮农民直接补贴和农业生产资料综合补贴合并为农业支持保护补贴。

低保政策在个别地区遇到了政策对象和政策执行者的双重不满，本文所分析的中部三个省份的适度规模补贴在政策对象中“遇冷”的现象也不鲜见。这种现象集中表现为政府发放补贴而政策对象放弃申领补贴，本文将其简称为“施补—弃补”问题。

既有研究对“施补—弃补”这一问题的关注较少。在基层实践中，此类问题主要有两种不同的表现：一方面，即便有农业补贴政策，农民依然放弃农业生产。这是农民在权衡利弊之后进行的选择（马晓河和蓝海涛，2002）。全面取消农业税费以来，此类问题的产生可以从非农收入的拉力因素角度得到解释。不过，由此引发的土地撂荒问题则可以通过土地流转予以化解。另一方面，虽然有相关农业补贴、农民也还在从事农业生产并且符合申领相关补贴的条件，但是，农民却选择放弃补贴申请。显然，这种“弃补”行为与第一种有明显差异。

少有研究提及第一种“弃补”行为。取消农业税费以来，基本上可以将此类行为理解为农民对不同劳动机会的理性选择。因此，本文所说的“施补—弃补”问题特指第二类放弃行为。有必要说明的是，“施补—弃补”问题在中国中部三省的适度规模补贴政策执行过程中均一定程度上存在，因此，本文的分析主要针对的是这三个省份的具体情况，并不涉及对其他省份的讨论。例如，湖南省新化县的一个猕猴桃种植大户在申请了一年的补贴后发现得不偿失，第二年开始便不再申请补贴了；湖南省宁乡市的数十个种粮大户因为提交的材料被第三方公司认定存在失真问题而被定为“假大户”之后，便不再申请种粮大户补贴了；湖北省沙洋县的部分种粮大户，不愿主动联系基层干部、填写申请材料、查证各方政策，因而从未申请过适度规模补贴；江西省鄱阳县和章贡区也存在符合条件的农户因申报材料制作费过高、自证程序太复杂、要求提供的材料太多等而放弃申领补贴的现象。本文认为，这种放弃争取补贴收入的行为并不单纯是个体的行为选择问题，有必要对这一“弃补”行为的生成逻辑和如何解决这一问题进行分析和讨论。本文试图以农业补贴政策壁垒为分析工具，系统探讨农业补贴政策执行过程中的有关问题。

（三）回应型村治：形成和突破“施补—弃补”问题的理论视角与研究思路

1.回应型治理理论视角与打破政策壁垒的回应型村级治理。回应型治理理论是在“技术—经济—社会”发生系统性变革的背景下被提出的，该理论尤其强调对社会需求的响应。在回应型治理理论下，既有研究认为，传统的政府治理范式存在主动性不足导致的回应滞后、靶向能力不足导致的“政策—需求”鸿沟以及治理主体反应能力不足导致的政府行为失据等问题（李大宇等，2017）。既有研究主张的回应型治理是能动性、包容性和灵活性较大，能够平衡多主体利益冲突、调和形式正义和实质正义的矛盾、容纳多种治理手段和治理资源，且能以社会问题为中心的治理样态（郭春镇和马磊，2020）。

回应型村级治理（以下简称“回应型村治”）是在回应型治理理论的框架内，相对于村级治理行政化而被提出的一个概念。虽然学术界并未给出明确的定义，但综观已有研究可以发现，在以下方面能够达成一定共识：首先，回应型村治未强调也未否认村干部应该“眼光向上”，完成自上而下布置的行政任务；其次，回应型村治明确强调村干部应该“眼光向下”，回应群众的合理诉求；最后，在回应型村治下，村干部应该致力于在自下而上的群众诉求与自上而下的政策主张之间搭建桥梁，从而强化自上而下的政策主张对自下而上的群众诉求的回应性。总之，回应型村治是一种以回应群众现实

诉求为本位的村级治理模式。

在村级治理事务方面，适度规模补贴政策有三个方面的特征：首先，该补贴是自上而下的行政任务；其次，该补贴是自上而下与具体农户对接的符合群众需要的分配型资源；最后，该补贴致力于实现资源使用效率的最大化，实现这一目标的基本前提之一是推动政策安排与群众诉求的有效衔接，即打破政策壁垒。笔者认为，回应型村治是适度规模补贴政策有效落实的基本前提，可以帮助补贴政策的对象打破相关政策壁垒，进而实现政策执行效率的提升。

适度规模补贴政策的“施补一弃补”问题，是农民对本可以为自己争取的补贴的一种主动放弃。解释这种行为，可以从政策本身及其执行过程中对农民诉求的回应性不足中寻求突破。农民诉求的集中体现就是打破政策壁垒。在诸多治理层级中，村级治理是最贴近农民真实诉求的治理环节，是衔接自上而下的政策落实过程和自下而上的群众诉求回应过程的重要环节，在增强农业补贴政策的回应性、提高补贴政策执行效率过程中起着不可或缺的基础性作用。

综上所述，打破政策壁垒、解决申领补贴积极性不高的问题，必然要依赖回应型村治。具体原因包括以下三个方面：第一，行政村是适度规模补贴政策的最终执行者，既是直面政策对象的主体，也是最了解农村现实情况的主体，因此，在适度规模补贴政策的执行中，行政村的作用不容忽视。第二，回应型村治能够倒逼出一个回应型的基层治理体制。村级治理是国家治理不可或缺的一个环节，回应型村治也是回应型国家治理的必要环节。第三，对广大政策对象尤其是广大普通农民而言，村级治理和村干部是他们与正式体制互动的交易成本最低的桥梁。因此，强回应型村治对打破适度规模补贴政策的政策壁垒、解决“施补一弃补”问题至关重要。

可以肯定的是，当前的村级治理具有突出的弱回应性特征，既有研究总结的村级治理行政化、群众缺位、连带式制衡的式微都是弱回应性的有力印证。具体来说，第一，掌握着治村资源及其配置权的基层政府，在相当程度上能够根据行政任务的落实情况来配置资源，以此调动村干部在落实行政任务方面的积极性（刘建平和陈文琼，2016）。这是学术界对村级治理行政化生成机理达成的一个共识。第二，群众缺位体现在两个方面：一方面，在当前的资源配置方式下，多数村民是治理资源的被动接受者，缺乏参与村庄公共事务的热情（杜姣，2023）与路径（贺雪峰和桂华，2022）；另一方面，当前表现出来的较强的群众去组织化倾向，也限制了群众诉求的组织化表达能力、降低了群众诉求被重视的可能性。第三，连带式制衡是指，乡土社会中的村干部可以通过将各种资源以利益连带、责任连带、情感连带等方式进行分配来管理村民，村民反过来也能以责任连带的方式对村干部进行反向制衡。不过，自全面取消农业税以来，此种连带式制衡模式的效果也大大降低（陈锋，2012）。那么，这种弱回应型村治在农民个体与适度规模补贴政策的对接过程中，是能够积极打破政策壁垒，还是进一步强化了政策壁垒进而使适度规模补贴政策在实施过程中出现了“施补一弃补”问题？这是本文要解答的重要的学理性问题，下文将对此展开深入分析。

2.弱回应型村治与适度规模补贴政策“施补一弃补”问题。基于在湖北省、湖南省和江西省三个省份的田野调查，本文发现：第一，适度规模补贴政策在与政策对象的精准对接中面临着明显的政策壁垒，包括准入壁垒、文本壁垒和执行壁垒。第二，在存在政策壁垒的情况下，补贴的政策对象要顺

利获取适度规模补贴，需要依赖了解基层社会复杂性、知晓政策信息并能够积极回应群众诉求的村干部，政策对象对政策壁垒的打破要以强回应型村治为前提。第三，资源下乡和精英俘获共同推动了村级治理行政化且使村庄缺乏回应农民诉求的结构性压力(即图1中的治理压力、资源压力和监督压力)，现实中的弱回应型村治不但无法打破政策壁垒，在某种程度上还塑造和强化了政策壁垒。第四，政策壁垒与弱回应型村治是导致“施补一弃补”问题的结构性要素，解决该问题的关键在于以重塑连带式制衡为突破口，增强村级治理的回应性，同时，对政策壁垒中可直接在政策制定环节消除的部分要尽可能予以消除。

本文研究的思路如图1所示。

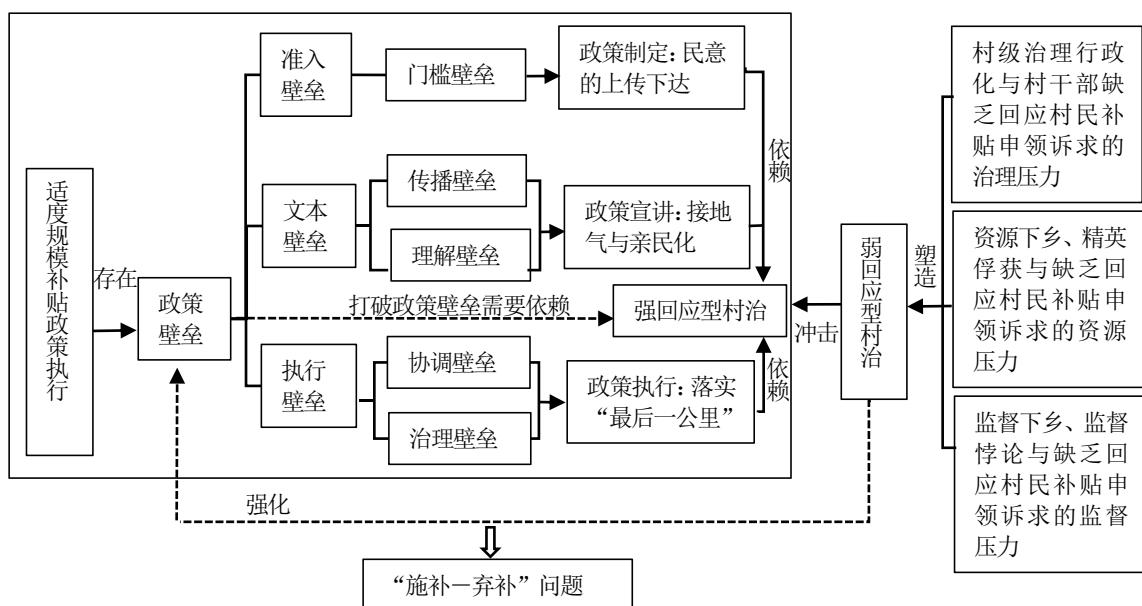


图1 研究思路

三、适度规模补贴政策的政策壁垒分析

笔者在田野调查中发现，“施补一弃补”问题的产生并非由于资源供给的过剩，而是因为适度规模补贴政策壁垒的存在增加了政策对象的补贴申领成本，从而使政策对象放弃申请相应的适度规模补贴。本文将从政策壁垒角度展开具体分析。

(一) 适度规模补贴政策的准入壁垒

自2016年“三项补贴”改革以来，农业补贴政策开始转向鼓励适度规模经营（袁鹏等，2024），并且致力于在宏观层面调控不同农作物的种植规模和种植形式。从这个意义上讲，农业补贴政策设置的面积达标与行为达标的相关要求具有一定的合理性。但是，这一政策导向忽视了各地存在的差异，在一定程度上会伤害农户的种田积极性。

以湖南省新化县实施的双季稻适度规模补贴政策为例。新化县人均耕地面积极少，从计税面积看，人均只有半亩田。20世纪90年代中后期以来，该县大量青壮年劳动力进城务工，农业劳动力流失问

题比较突出。同时，该县大部分地区地形崎岖且不适宜大型机械耕作，留村劳动力在缺乏农业机械的条件下无法实现对耕地的充分利用，导致一些行政村耕地的抛荒率超过 70%。从这一层面看，双季稻适度规模补贴政策的适度规模经营导向或许不符合新化县大部分地区的情况，因为当地的客观条件仅适合小规模耕作，面积达标要求无疑提高了当地农民申请双季稻适度规模补贴的准入门槛，不利于改变该县耕地抛荒的局面。

再以新化县实施的黄豆适度规模补贴为例。2023 年，当地的政策文件规定，给予黄豆种植规模在 30 亩及以上的农户每亩 200 元的补贴。但是，全县大部分农民的黄豆种植规模都在 3 亩左右，单个农户难以获得黄豆的适度规模补贴。为了提高农民种植黄豆的积极性，该县有些行政村策略性采取了“化零为整”的方法，将多户农民家庭的黄豆种植面积进行整合，以达到规模补贴的门槛条件。在成功领取相关补贴后，各户再按种植面积重新分配所得到的补贴。但是，此类策略化的操作总体上还要依靠村干部的积极组织，否则，大部分种植黄豆的散户会被排除在该补贴政策之外，只有极少数种植大户才能达到政策要求的面积门槛。根据新化县的客观耕作条件，在大部分乡镇，真正能达到补贴面积门槛的农户占比不超过 5%。

（二）适度规模补贴政策的文本壁垒

1. 传播壁垒：政策可获得性差。笔者的调查表明，农业补贴政策有关信息的传播主要存在三个方面的问题。

第一，传播途径有限。农业补贴政策下乡缺乏稳定的、双向的、有效的信息传播渠道。从现行的传播途径来看，县、乡、村主要还是通过“文件下发+开会宣传”的传统路径。虽然也可以通过政府官网、政府微信公众号、各村村委会告示栏和各村组建的村民微信群等平台传递信息，但很难奏效。一方面，政府在这些平台公布的相关政策信息比较有限；另一方面，能够熟练使用这些平台进而获取农业补贴政策相关信息的农民数量也很有限。

笔者及所在团队在调研过程中发现，想要完整收集或获得各县的农业补贴政策信息较为困难。就具体的补贴政策而言，村民不清楚、村干部不清楚、乡镇相关干部也不清楚，只有县一级干部才知道部分信息。这一现象的产生原因具体来说有以下三个方面：其一，大部分县、乡镇和行政村都没有归纳汇总农业补贴政策文件的要求，也缺乏相应的主动性。没有汇总的材料，查找不同类型的政策信息就非常麻烦，农民在查找或咨询补贴政策时就会遇到很多困难。其二，官方网站和微信公众号鲜有此类信息的公告。即便有公告，相关公告也会因政策的调整而过一段时间就被撤下。因此，即使是掌握现代化传播渠道的农民也很难随时查到相应的政策文件，就算找到了，也不知道该文件是否还适用。其三，农业补贴政策从乡镇到各个村民的传播效果，对各村的村干部有着极强的依赖性，但是，村干部对宣传此类政策的积极性并不高。

第二，传播的文本数量有限。并非所有的农业补贴政策都会在确定后得以传播，部分政策并未形成正式文件，或者在文件下发后仅供内部传阅。在与湖南省新化县的县、乡两级政府相关负责人员多次沟通后，笔者仅得到 6 份该县 2023 年度的农业补贴政策文件。从文件数量来看，笔者得到的文件数量明显少于新化县正在实施的农业补贴政策的数量。工作人员给出的解释是，有些文件不宜公开传

播。同样，在与江西省赣州市章贡区、鄱阳县和湖北省荆州市沙市区、荆门市沙洋县以及湖南省宁乡市等地相关干部沟通后，笔者也仅得到少量可公开的农业补贴政策文件。与这些地区正在实施的数量众多的农业补贴政策相比，笔者能获得的政策文本数量仍然不多。

第三，传播内容有限。农业补贴政策尽管是以红头文件形式出台的，但是不一定会将具体的政策内容完全公开。这也是部分政府部门的策略性行为，其目的在于，用文本的模糊性应对实践中可能会遇到的复杂性，从而增加县级部门的自由裁量权。由于县级政府分管农业的主要领导的意见、产业整体规划、财政转移资金的额度与类别等内容几乎每一年都在变动，农业补贴政策也会随之发生相应调整，因此，乡镇政府在传达上级部门的政策文件时就需要审慎对待，避免政策公开传播后再发生变化可能引发的群众的不理解或其他麻烦。在笔者的调研过程中，村民普遍表示，很少有村干部主动在村微信群、村委会告示栏传达政策文件。笔者也试图通过县、乡两级的政府官网、微信公众号等途径检索当年及往年的农业补贴政策相关文本，但是发现较难获取相关信息。对于不能熟练使用互联网的大部分村民而言，他们能够获取的政策内容更加有限。

2.理解壁垒：政策适读性不强。农业补贴政策适读性不强，具体表现在以下几个方面：首先，政策用语书面化。对于受生存环境、经济状况、文化程度、能力素质等因素影响的农民群体而言，理解书面化的政策用语难度较大。笔者前往中部三省调查时，多位村民表示“看不懂政策”“从上到下不清楚讲了什么”。与政策文本相比，他们更想听村干部逐字逐句地对政策文本进行解释。其次，缺乏对政策内容的配套解读。只有接地气的农业补贴政策解读，才能帮助政策对象及时、有效地捕捉补贴政策的对象范围、补贴标准、申请流程和时间节点等关键信息。在笔者调研的中部三省县、乡两级政府的官方网站和微信公众号上，均难以找到对政策制定目的、政策适用对象等相关政策信息的解读。有关部门在传达补贴政策时比较被动甚至相对机械，通常的做法是，政策文本怎样写的就怎样宣读，甚至都不宣读只让群众传阅。而且，基层干部在农业补贴政策宣传过程中也很少主动思考政策讲了什么，以及怎样解释才能让村民更好地理解政策。

（三）适度规模补贴政策的执行壁垒

就实现公共政策的目标而言，政策方案的功能也许只占 10%，其余 90% 则来自政策的有效执行（王家峰，2009）。农业补贴政策执行壁垒的存在促成了政策对象的“弃补”行为，农业补贴政策能否有效执行关系到该政策本身的成败。适度规模补贴政策的有效执行不仅需要县级层面各部门之间的高效协调，也需要乡、村两级干部有足够的落实政策的积极性。

1.协调壁垒：部门分割与高执行成本。现有的条块关系虽然有助于农业补贴政策在执行过程中更好地整合各部门的资源，但是，各个组织也存在职能的交叉重叠。这会使涉农政策项目因部门职能的交叉重叠而出现管理缺位、错位等问题，进而提高政策执行成本、降低政策执行效率（魏姝，2012）。有研究表明，“政出多门”的设计人为切割了农业项目，降低了政策的执行效率，同时还提高了各部门推诿扯皮的风险（刘景景，2015）。

各地涉农部门众多，包括农业农村局、林业局、水利（水务）局、畜牧局等多个单位。当某项农业补贴政策由多个部门负责时，常会出现由部门之间要求不一致和部门多而导致的程序复杂等现象，

从而增加了政策对象补贴申领的难度。在笔者调研的中部三省，一定程度上均存在农业补贴申领者因材料不合格而反复在各个部门奔走的情况。据村民反映，跑十几次的情况并不少见。常见的材料不合格原因是格式不规范、材料不齐全、签字不完整、盖章不完整等。有些时候，甚至存在符合这个部门的要求却不符合另一个部门要求的情况。总之，在同一项农业补贴政策由多个部门负责的情况下，复杂的程序耗费大量人力、物力，无形中给补贴申领者增加了很多要在形式上自我证明的负担，大大提高了政策的执行成本。

2.治理壁垒：村级治理的弱回应性与农业补贴政策的高执行难度。首先，与对农业产业发展的重视程度相比，当前大部分地方政府更重视招商引资和土地开发，更重视打造示范点、积极向上级部门争取财政资源，村干部也是如此。农户的补贴申领诉求与地方政府打造示范点和争取上级部门财政资源等需求关系不大，农户的诉求较难得到村干部的积极回应。其次，基层治理转型以来，村级工作存在一定程度的形式主义问题（陈文琼，2024a）。在农业补贴政策执行过程中，严格的过程管理办法不仅对适度规模补贴的申请者提出了很高要求，还对村干部的政策落实行为提出了很高要求。村干部回应政策对象的农业补贴申领诉求成了一件非常复杂的事情，需要证据齐全方能“自证清白”。从“不出事”的行为逻辑出发，村干部积极性不高是可以理解的，多数村干部希望“多一事不如少一事”，农业补贴政策执行难度大。

笔者在与中部三省村干部的多次访谈中得知，村干部对向上“跑关系”“跑项目”“争资源”更感兴趣，对乡镇政府强调的美丽乡村建设、厕所革命、环卫工作等也更加关注。然而，他们对近几年农业补贴政策的了解程度则较低。而且，很多受访村干部表示并不看好本村农业的发展前景。笔者在与数十户种粮大户的访谈中得知，村干部在农业补贴申请方面并不积极主动，甚至需要农户直接到乡镇甚至县里有关部门咨询办理事项。这对农户而言既耗费人力与时间，又增加了心理成本，农户害怕碰到“门难进、脸难看”的情况。

四、以强回应型村治打破适度规模补贴政策壁垒

作为再分配性的政策，农业补贴政策必须特别重视公平的价值导向，因此，必须制定明确、严谨、标准的规则与分配程序以确保公平目标的实现。然而，农村社会具有复杂性和多变性。这会给农业补贴政策的执行带来挑战。改革开放以来，农民群体已然发生社会分层（吴宗友和管其平，2024）。有学者指出，在工业化和城镇化的发展趋势下，农民分化成不在村农民、中坚农民、贫困农民等利益诉求存在明显差异的群体（贺雪峰，2010）。当前，有农村户口的居民因生活场所、经济状况、受教育水平、职业发展、文化素质、区域状况等条件的变化而产生了不同的政策需求，统一的政策标准难以满足他们多样化的政策需求。而且，村庄的原子化和村民的低组织化倾向削弱了村民组织化表达意愿的能力，村民分散的需求难以直接反映到上级政府部门并进入政策议程。分化的村民与弱化的诉求表达能力，使农业补贴的政策要求和政策实践存在与村民对补贴政策的诉求之间的张力。村民利益诉求的分化和村民的去组织化在农业补贴政策与政策对象之间构筑了明显的政策壁垒，打破相关政策壁垒必须依赖强回应型村治。

（一）通过回应型村治打破政策壁垒的必要性

通过提升村级治理水平打破农业补贴政策壁垒，存在以下三个方面的必要性。

首先，村级治理是国家治理的重要环节，打破农业补贴的政策壁垒，对村级治理有着必然的依赖性。乡村始终具有浓厚的传统面向，具有独特的社会整合功能。激活这种社会整合功能，有助于提升村庄的公共品供给水平，提高国家向农村供给公共品的效率（董磊明，2015）。而且，乡村治理也是国家正式权力运作的重要辅助。当国家权力下沉到社会条件和社会结构复杂的乡村时，国家的权力建设难以直接转化为乡村治理的能力。此时，国家权力和公共资源需要通过乡村社会的本土社会关系网络进入乡村社会，乡村社会的特殊性质决定了正式的国家权力进入乡村社会需要乡村力量的辅助和支持（印子，2020）。

其次，高水平的村级治理既便于处理农村实践的复杂性，也便于农业补贴申领者通过村干部的及时回应熟悉农业补贴政策相关信息。在补贴政策执行过程中，作为国家代理人和村庄当家人的村“两委”扮演着重要角色。他们既是直接与村民打交道的政策执行者，也是全体村民中的一员，本身可能也是政策对象，因此，他们具有了解村情民意的天然优势。而且，村干部要承担落实政策下乡与资源下乡“最后一公里”任务的职责，他们是自上而下传达各项工作和相关文件精神的末端环节，也能够及时获取相关补贴政策的信息。这意味着，村干部是协调农业补贴政策的规则性与农村社会复杂性的中间枢纽。

最后，村干部是村民与基层政府干部低成本互动的桥梁。对村民而言，村干部有着特殊的重要性，核心在于村干部是村民与整个行政体制内干部低成本互动的中间人（代办人）。具体来说：其一，作为国家权威的代理人的村干部常年在村，某种程度上可以将他们视为国家权威的“在场”。这是降低村民与行政体制内干部互动时由空间距离产生的时间和交通成本的关键。其二，村民与村干部的联系具有非正式性。他们彼此随时都可以打电话，在村内也会经常碰面，从而大大降低村民与行政体制内干部互动时因需要遵守互动的正式规则而引发的心理成本。其三，村民与村干部所处的生产生活情境基本相同，很多时候村民与村干部的沟通“不需要过多言语”，村民通过更能理解其意图的村干部与行政体制内干部互动能够降低沟通成本。其四，如果村干部有回应村民诉求的积极性，村干部就可以成为村民最方便的适度规模补贴申领的“代办人”。

上述三个方面的分析表明，村级治理在打破农业补贴政策壁垒方面具有重要作用。当然，必要性（应然性）和实然性不同，将应然变为实然需要村干部将上述应由其承担的职能转化为切实的村级治理行动。

（二）回应型村治打破适度规模农业补贴政策壁垒的方式

1. 政策制定：民意的上传下达。过去的农业补贴政策存在“撒胡椒面”和“福利化”等问题（彭超，2017），被认为难以顾及适度规模经营主体。2016年的“三项补贴”改革旨在将补贴资金统筹用于耕地地力保护和粮食适度规模经营（杨芷晴和孔东民，2020）。这意味着，农业补贴政策本身也是在实践中逐渐实现对现实需求的适应的。

适度规模补贴与当地现实情况并非天然匹配，强回应型村治可以改变这种不匹配情况，弱回应型

村治则相反。以湖南省新化县为例，该县黄豆适度规模种植补贴要求单户的种植面积要大于或等于30亩。然而，该要求并不符合当地实际情况。不少群众反映这一面积要求设置得过高，绝大部分农户难以达标，但是，这并未推动补贴政策的相应调整，因为缺乏从农民反映情况到政策调整的中间环节。强回应型村治可以填补一定的中间环节。在强回应型村治中，村干部会及时表达民意、反映民情，在日常工作交流、专项会议或上级调研时会向乡镇、县级政府有关部门汇报情况，借助自身优势反映现有的农业补贴政策在标准制定、申报流程与方式、文字表述方式等方面与农村实际的不匹配情况，力争从政策源头打破政策壁垒。从这个层面来讲，强回应型村治在一定程度上有助于从政策制定环节着手，解决适度规模补贴政策与农村实际情况不匹配的问题，从而打破政策壁垒。

2.政策宣讲：接地气与亲民化。好的公共政策的制定多采用自下而上与自上而下相结合的方式，将经由村委会和基层政府收集而来的农民意愿与需求层层上传到省级政府和中央政府，在政策制定后又逐级下发，层层传达至基层政府和政策目标群体，最后才是政策的落实环节（谢来位，2010）。实践中，农民在获取当地农业补贴政策的相关信息上存在各种主观困难，而且对政策的理解程度也是有限的。上述局面是客观存在的。对村民而言，村干部是其最重要的获取政策信息的渠道。在政策宣讲过程中，村干部应当熟悉文件具体内容，并在政策文件下达后以广播、在村公开栏张贴文件、发放宣传单、入户讲解、微信群转发等形式对政策进行宣传，或发动年轻干部、党员等对政策文本进行接地气的解读，使村民能够理解政策要点、防止错过补贴申报的时间节点等。而且，村干部应该主动回应村民对理解农业补贴政策的诉求。村干部的解释可以提高补贴政策信息的可信度，从而大大降低村民反复求证补贴信息真伪的一系列成本。因此，强回应型村治对于打破农业补贴政策的文本壁垒具有重要意义。

3.政策执行：“最后一公里”的落实。在农业补贴政策的执行过程中，行政村理应为相关政策对象提供服务。完善的村级治理链条可以保障补贴政策的上传下达与有效执行，从而降低政策执行阻力。适度规模补贴政策与其对象的精准对接，对强回应型村治的依赖主要体现在以下三个方面：首先，需要村干部积极主动根据政策要求寻找符合规定的政策对象，尽可能实现应补尽补。因为政策对象在相关信息的获取上往往存在一定的滞后性和理解上的困难，他们不确定自己是否属于相关补贴的目标群体。其次，需要村干部主动作为，为符合补贴政策要求并正在申请补贴的所有对象尽可能解决申请补贴过程中可能遇到的困难。最后，村干部还应不断总结在政策执行过程中遇到的普遍性难题以及政策程序的不合理之处，不断改善政策执行方式，以便农业补贴政策能够更好地落地。总之，村干部应主动协助农业补贴申领者填写文件材料，收集整理相关佐证材料，充当政策对象与乡镇政府甚至县级相关部门对接的“引路人”或“代办人”，化解和分担农业补贴政策对象在与政策对接过程中产生的各种成本。

五、弱回应型村治及其对适度规模补贴政策壁垒的强化

适度规模补贴政策的规则性与农村社会的复杂性和多变性存在矛盾，该矛盾将长期、客观存在。在这一现实情况下，适度规模补贴政策的执行便离不开熟悉基层社会复杂性的村干部。村干部是否积

极作为并回应村民需求在很大程度上决定了政策执行的效果。然而，资源下乡和精英俘获共同形成了村级治理的行政化现象，也使得村级治理缺乏回应村民诉求的结构性压力。而且，村级治理还强化了政策壁垒。这直接促成了适度规模补贴政策执行过程中出现的“施补一弃补”问题。

（一）弱回应型村治与“施补一弃补”问题的形成

一定程度上，弱回应型村治的出现与村干部缺乏回应村民诉求的结构性压力高度相关。弱回应型村治状态下，一些地区本不应该出现的现象反而成为基层工作的常态。例如，有的县在落实双季稻种植时，先分配指标到各乡镇，乡镇再把指标分给各村，指标分配过程并没有切实考虑村民的诉求。因为双季稻种植工作得不到村民的响应，乡镇很难切实完成指标任务，就只能将应付检查作为完成工作的手段。村级治理的弱回应性以及结构性压力的缺乏主要表现在以下三个方面。

1.村级治理行政化与村干部缺乏回应村民诉求的治理压力。村级治理是国家治理体系的重要组成部分。同时，村级治理相对于国家治理而言具有自身的独特性与自主性（桂华，2022）。既有研究概括的村级治理行政化有三个方面的表现。其一，国家行政力量下沉，具体体现为国家对乡村事务的积极管理和直接干预（杜姣，2019）；其二，村级治理任务的行政化，具体体现为村级治理以自上而下的行政任务为主，疏于回应群众诉求（刘建平和陈文琼，2016）；其三，村级治理过程的行政化，具体体现为规则下乡，村干部必须照章办事（刘丽娟，2021）。

湖南省、湖北省和江西省的村级治理模式从经验上完全印证了村级治理的行政化倾向。从经验层面看，村级治理行政化主要表现在四个方面。其一，村级治理资源的行政化。2006年全面取消农业税以来，广大中西部地区农村的治村资源主要来自自上而下的财政供给，除村干部津贴或工资、各村运转经费等常规开支外，各村所获治理资源的多少在很大程度上取决于其完成行政任务的积极程度和质量。在这一背景下，村庄治理主体将绝大部分注意力都用于完成行政任务，忽视了与项目资源获取关系不大的群众诉求。其二，村干部身份及其工作方式的行政化。2017年起，湖南省村干部的待遇由“补贴”转变为“工资”，标志着村干部职业化的开始。与职业化同时发生的是坐班制，村干部需要在村委会坐班，按照规定时间上下班。这一转变在湖北省和江西省同样存在。其三，村级治理事务的行政化。从笔者调研的中部三省各村村级治理内容看，现有村级事务以自上而下的行政事务为主，例如美丽乡村建设、厕所革命、环境整治、医保收缴等。其四，村级治理过程的行政化。当前的过程导向型治理与过去的结果导向型治理（田先红，2020）存在明显的不同，目前的村级治理在国家治理体系和治理能力现代化的要求下逐步趋于规范化和标准化。受访村干部表示，村里的党支部活动、日常会议等各项工作必须有相应的图片、文字等记录，要做到办事留痕以便上级部门检查。

在村级治理行政化的背景下，村级治理的治理对象并非全体村民，而只是少数村民。大部分村民在村级治理的过程中是“沉默的多数”，因而不会增加村干部的治理压力。这一点主要可以从以下几个方面来理解。首先，在基层实践中，治理资源的获取与绝大多数村民关系不大。保障村庄日常运转的治理资源多遵循相对平均的分配办法，回应村民公共品诉求和带动村庄发展的治理资源则来自少数精英撬动资源的能力（李祖佩，2015）。其次，行政事务完成的程度和效果与绝大多数村民的关系不大。村级治理事务大致包括如下两种：一种是运动式治理任务。此类工作有硬性指标，具有阶段性

强制性。另一种是常规性工作，保证日常运作即可（朱战辉，2019）。运动式治理任务通常由政府财政资源兜底，一般通过广泛的行政动员来保障任务的落实，群众是否支持对工作能否完成所起的作用并不大。常规性工作对群众支持的依赖度更低。此类工作不是上级部门考察的重点工作，村干部通常是应付式完成，大部分此类工作都是在“纸上”落实的。最后，对村庄治理效果的评价与群众满意度关系不大。这一结果的出现，一方面由于群众对村庄公共事务的冷漠态度，另一方面则与普遍存在的以检查结果代替治理效果的做法有关（陈文琼，2024b），而检查结果在一定程度上又取决于村庄精英应付上级部门检查的能力。

2. 资源下乡、精英俘获与缺乏回应村民诉求的资源压力。在资源下乡过程中，不同类型的精英会形成利益联盟，以获得下乡资源和农村发展带来的诸多公共利益，在村庄中形成固化的利益排斥。有学者将此类基层治理现象称为“精英俘获”，并将农村精英分为体制精英、经济精英和社会精英三类（李祖佩和曹晋，2012）。他们结成了相对稳定的关系网络，在主动争取或被动接受上级分配的项目后，精英直接或间接获得了承包项目和获利的机会。湖南省新化县的村干部在访谈中表示：“村子里为了发动全村的力量争取上面的项目资源，特意定了个规矩，项目是谁争取来的，该项目涉及的工程就可以由谁承包。”这在很大程度上激发了村内精英“争资跑项”的主动性。而适度规模补贴政策不能明显增加村干部的个人收益，甚至还会给其带来非常繁重的治理负担，村干部对落实这一政策的积极性并不高。

取消农业税之前，村庄要承担的两项基本任务分别是征收农业税费和提供村庄公共品。为完成税费任务和维持村庄秩序，村级组织需要有效动员村民，因此，必须尊重村民的公共意见，并保证村庄公共治理与利益分配的相对公平，由此形成了村级组织与村民的制衡关系（贺雪峰，2023）。资源下乡以来，村庄发展更加依赖上级政府的分配型资源。在由财政支持的资源下乡方式下，村干部对上负责、对村民选择性忽视的治理逻辑已然形成。随着既得利益集团的形成，村庄精英内部的关系日趋稳固，村级治理也会在政治上排斥缺乏“争资跑项”实力的普通村民，进一步固化现有的村庄政治参与格局。正如一位受访者所言：“不能为村里争取资源的人很难得到群众的支持。”

笔者在中部三省调查的实际发现也为村级治理缺乏来自村民的压力进而不重视村民诉求提供了印证。受调查村的村干部热衷于争取县、乡政府的项目资金，为了村里的绩效考核评优而忙于农村人居环境整治工作，并不重视在考核体系之外的农业补贴申请工作。上述行为主要表现在两个方面：首先，缺乏回应村民诉求的积极性。例如，因补贴分配问题，湖南省新化县一位种田大户WXH在申请黄豆适度规模种植补贴时与流转土地给他的几位村民发生纠纷，但WXH所在村的村干部本着“多一事不如少一事”的原则，并未主动出面解决纠纷。其次，不积极回应村民的诉求，并不会影响村干部向上争取资源的能力。即便在一些工作的推进过程中可能会遇到不合作的村民，也不会对村级治理工作产生决定性的影响。对村干部而言，在村里做好工作，抓住关键少数就可以了。

3. 监督下乡、监督悖论与缺乏回应村民诉求的监督压力。监督对于国家各项建设而言具有重要意义，是现代国家扩充权威性资源的关键因素（吉登斯，1998）。研究表明，监督下乡能够给乡村治理带来双重效应。一方面，监督下乡可以有效规范乡村干部的权力运作方式，促进乡村治理的制度化与

规范化发展；另一方面，过多、过频的监督可能诱导乡村干部的消极避责行为（冷波，2021），削弱监督效果，形成监督悖论（田先红，2023），甚至引发监督失灵。

从中部三省受调查村的实践看，监督悖论具体表现在三个层面。第一，以形式主义应付自上而下的监督。在实践中，部分乡村干部选择以表面的规范性作为应对上级部门检查的策略。笔者的实地调研表明，绝大部分受调查村都存在应付检查的行为。村庄会在形式上准备好全村各种项目的材料，在程序上符合规定以便应付检查。第二，打造迎检典型，做足面子工程。基层部门为应付上级部门的检查，要么着重建设某一部分（例如，主动带上级党委和政府部门的检查人员前往提前打造好的双季稻田，以应付检查），要么在易被重点检查的区域“好好表现”，或者让属地主要领导陪同上级领导一同检查，以显示对检查工作的高度重视。第三，村民的集体沉默致使自下而上的监督缺位。笔者在受调查村发现，村民监督的缺位是客观存在的，主要表现在监委会的形同虚设和大部分村民的政治冷漠两个方面。在笔者所调研的中部三省，由于监委会的成员要么直接是村干部的“自己人”，要么可以通过“利益笼络”使其成为“自己人”，“自己人监督自己人”使得监委会形同虚设。在大部分村民的政治冷漠方面，村庄公共事务被自上而下的项目资源包揽，村庄与村民很难建立直接的利益关联，村民参与监督的积极性和村干部组织动员村民的必要性都难以激发。而且，由于村民的组织化程度很低，单个村民难以对村干部的权力与行为形成有效制约，村民参与村治的效能感很弱。

（二）弱回应型村治堆高政策壁垒

弱回应型村治不仅无法打破政策壁垒，还会进一步强化相关政策壁垒。主要体现在以下三个方面。

首先，难以有效消解适度规模补贴政策的准入壁垒。在农业补贴政策面积达标门槛的设置上，湖南省新化县的规定与辖区内农村的耕作条件在很大程度上是不匹配的。以油溪乡为例，油溪乡全乡19个行政村，仅2个行政村有双季稻种植规模在30亩及以上的农户。在其他行政村，地形限制了机械化的普及，加之大量劳动力外出务工，耕地大面积抛荒，小农户成了当地农业生产的绝对主流。再以油溪乡的龙车村为例，全村唯一公认的种粮大户是WQZ，现年57岁，经营的土地面积为10亩。因为无法实现机械化耕作，这个面积是WQZ夫妻俩能够种植的规模极限。非农忙时节，为了最大化利用家庭的劳动力，他们还养殖了多种家禽，养殖规模也不大。不过，即便是当地公认的大户，也并非政策认证的大户，因此，大部分农业补贴都和他们没有关系。政策准入壁垒的合理化，离不开熟悉农村情况的村干部，需要村干部对农民细致的、复杂的、差异化的诉求有充分的了解，并积极向上反映有关情况。但是，村干部缺少回应村民补贴申领诉求的积极性，也并未采取切实行动。

其次，难以有效消解政策的文本壁垒。村干部对农业补贴政策掌握和了解的程度往往没有农业补贴申领者高，原因有两点：其一，越来越多的村干部没有关注适度规模补贴政策的内在动力。在笔者调研的中部三省，不少村干部的家庭经济收入已经实现了非农化，有研究将这种现象称为村干部的“非农化”（陈文琼，2020b）。村干部待遇从“补贴”转变为“工资”、工作方式从“不固定时间、地点”转变为“固定时间、地点”，以及要求具备“争资跑项”意愿和能力的年轻人担任村干部等变化，都是推动村干部“非农化”的关键因素。其二，村干部缺乏帮助村民了解农业补贴政策的动力。如上所言，大部分村民在村干部开展治村工作过程中是“沉默的多数”。而且，大多数时候村干部都是机械

化、形式化执行上级部门的规定动作。由此可见，在弱回应型村治状态下，村干部很难成为农业补贴政策对象打破政策文本壁垒的推动力量。

最后，强化政策执行壁垒。适度规模补贴政策通常涉及多个部门的联合认定工作，还需要补贴申领者出具自证材料。这个过程往往是劝退许多补贴申领者的关键环节。在中部三省个别地区，由于与政府打交道存在较高心理成本，加上准备材料的时间成本、经济成本以及与相关干部打交道的人情成本，补贴申领者在整个申请过程中常感到“越努力越麻烦，成本越高”。这也是笔者在中部地区三个省份农村调研时，“弃补”者反映最多的问题。弱回应型村治状态下，在政策对象申请农业补贴的过程中，村干部不仅未积极充当代办人角色，在中部三省个别地区，帮助申请者降低心理、时间和经济成本的做法反而在一定程度上提高了人情成本，进一步强化甚至堆高了政策执行的壁垒。最终，申领者因为“得不偿失”而放弃申领补贴。

六、结论与讨论

由于政策目标群体的非同质性、政策执行环境的复杂性等，适度规模补贴政策在政策制定和政策执行中存在显性或隐性的壁垒。政策本身具有的规则性与农村社会的复杂性和多变性存在一定的矛盾。这些矛盾形成了具体的适度规模补贴政策壁垒。打破农业补贴政策壁垒，需要依赖熟悉基层社会复杂性与多变性的村干部。他们要充分了解和回应村民的诉求，在补贴政策与政策对象之间发挥衔接作用，提升政策适配度。也就是说，适度规模补贴政策的有效执行在很大程度上依赖强回应型村治。然而，村级治理的行政化、资源下乡造成的精英俘获、村庄监督失灵等因素共同形成了弱回应型的村庄治理格局。这一格局不仅难以打破既有的适度规模补贴政策壁垒，反而还强化甚至堆高了政策壁垒。结果，出现了符合政策条件的政策对象主动放弃申领适度规模补贴的情况，即“施补一弃补”问题。

政策壁垒和弱回应型村治是形成上述情况的双重结构性因素。解决“施补一弃补”问题进而实现补贴政策与其对象的有效衔接，需要从破除这两个结构性因素方面着手。破除政策准入壁垒、政策文本壁垒和政策执行壁垒，都需要相关部门在政策制定时就主动考虑“降壁垒”，使政策更加适应农村复杂的现实情况，尽可能让政策本身易懂、易传播、相对稳定、符合实际。只有这样，才能更好发挥政策的激励作用。

本文的分析表明，强回应型村治也是打破政策壁垒的关键。首先，强回应型村治的构建本身便意味着对适度规模补贴政策执行壁垒一定程度的消解。村干部积极充当“代办员”、以解决村民的难题为本职工作，可以在相当程度上控制和降低政策执行成本。其次，村干部能通过回应在村级层面就能解决的村民诉求和自下而上反馈村级层面无法解决的村民诉求，降低政策文本壁垒。最后，村干部可以通过对村民诉求和基层现实情况的积极反馈，使政策向着更贴合各地实际情况的方向发展。因此改善适度规模补贴政策执行中符合政策条件的政策对象主动放弃申领适度规模补贴的情况，关键在于构建强回应型村治。

笔者认为，构建强回应型村治的关键在于重塑干群之间的连带式制衡关系。事实上，形成村级治理行政化的因素并非资源下乡本身，而是资源下乡的具体方式。资源下乡的确可以成为重塑干群连带

式制衡关系的契机，前提是需要在一定程度上改变当前资源下乡“包办代替”的方式（贺雪峰和桂华，2022）。各个地方均在开展打破资源下乡“包办代替”的探索和尝试，例如，四川省成都市的“公共服务资金”，江苏省南京市的“为民服务资金”，湖北省的“共同缔造模式”，湖南省宁乡市的“三三制”。这些实践在深层逻辑上有一个共同点，即通过在某种程度上赋予村庄对一定数量资源的自由支配权来促成基层的协商型民主，通过在资源与村民之间建立更为直接的利益关联调动村民参与村庄公共事务的积极性。只有将村民动员起来，并且将村干部对村民诉求的回应程度与村干部的工作成效挂钩，才能向村干部施加回应村民诉求的结构性压力，解决适度规模补贴政策执行中的“施补一弃补”问题。

参考文献

- 1.陈锋，2012：《连带式制衡：基层组织权力的运作机制》，《社会》第1期，第104-125页。
- 2.陈海江、司伟、赵启然，2019：《粮豆轮作补贴：规模导向与瞄准偏差——基于生态补偿瞄准性视角的分析》，《中国农村经济》第1期，第47-61页。
- 3.陈家建，2013：《项目制与基层政府动员——对社会管理项目化运作的社会学考察》，《中国社会科学》第2期，第64-79页。
- 4.陈美球、钟太洋、吴月红，2014：《农业补贴政策对农户耕地保护行为的影响研究》，《农林经济管理学报》第1期，第14-23页。
- 5.陈文琼，2020a：《基于质的精准与农村低保瞄准偏差的矫正》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第4期，第120-129页。
- 6.陈文琼，2020b：《富人治村与不完整乡镇政权的自我削弱？——项目进村背景下华北平原村级治理重构的经验启示》，《中国农村观察》第1期，第29-43页。
- 7.陈文琼，2024a：《基层治理转型视角下的过程内卷与形式主义困境》，《理论月刊》第5期，第103-114页。
- 8.陈文琼，2024b：《风险制造与风险规避：基层政府的行为逻辑》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第3期，第132-140页。
- 9.陈文琼、刘建平，2018：《城市化、农民分化与“耕者有其田”——城市化视野下对农地制度改革的反思》，《中国农村观察》第6期，第26-40页。
- 10.董磊明，2015：《农村公共品供给中的内生性机制分析》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第5期，第69-75页。
- 11.杜姣，2019：《服务型政府转型中的技术治理实践——以12345政府服务热线的乡村经验为例》，《西南大学学报（社会科学版）》第6期，第37-44页。
- 12.杜姣，2023：《基层治理转型背景下农民不合作行为的产生及其应对》，《西南大学学报（社会科学版）》第5期，第66-76页。
- 13.范宝学，2011：《财政惠农补贴政策效应评价及改进对策》，《财政研究》第4期，第18-21页。

- 14.高鸣、王颖, 2021: 《农业补贴政策对粮食安全的影响与改革方向》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第14-26页。
- 15.耿仲钟、肖海峰, 2018: 《我国农业支持保护补贴效果与问题——基于浙江、山东两省调研》, 《地方财政研究》第4期, 第80-86页。
- 16.桂华, 2022: 《国家资源下乡与基层全过程民主治理——兼论乡村“治理有效”的实现路径》, 《政治学研究》第5期, 第27-38页。
- 17.郭春镇、马磊, 2020: 《大数据时代个人信息问题的回应型治理》, 《法制与社会发展》第2期, 第180-196页。
- 18.贺雪峰, 2010: 《地权的逻辑——中国农村土地制度向何处去》, 北京: 北京大学出版社, 第157页。
- 19.贺雪峰, 2023: 《乡村治理中的公共性与基层治理有效》, 《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第1期, 第166-174页。
- 20.贺雪峰、桂华, 2022: 《农村公共品性质与分配型动员》, 《开放时代》第4期, 第51-61页。
- 21.黄建红, 2022: 《基层政府农业政策执行悖论与应对之策——基于“模糊—冲突”模型的分析》, 《吉首大学学报(社会科学版)》第2期, 第116-124页。
- 22.黄祖辉、王建英、陈志钢, 2014: 《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》, 《中国农村经济》第11期, 第4-16页。
- 23.吉登斯, 1998: 《民族—国家与暴力》, 胡宗泽、赵力涛、王铭铭译, 上海: 生活·读书·新知三联书店, 第2页。
- 24.冷波, 2021: 《监督下乡: 乡村监督体系重塑及其效应》, 《中国农村观察》第4期, 第79-89页。
- 25.冷博峰、李谷成、冯中朝, 2021: 《从不种地农民也能领取农业补贴谈起——兼论农业“三项补贴”改革后的补贴发放方式》, 《农业经济问题》第5期, 第54-65页。
- 26.李大宇、章昌平、许鹿, 2017: 《精准治理: 中国场景下的政府治理范式转换》, 《公共管理学报》第1期, 第1-13页。
- 27.李立清、江维国, 2015: 《我国粮食补贴政策体系优化研究——基于新型种粮主体培育视角》, 《现代经济探讨》第1期, 第38-42页。
- 28.李守伟、李光超、李备友, 2019: 《农业污染背景下农业补贴政策的作用机理与效应分析》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第97-105页。
- 29.李祖佩, 2015: 《项目制基层实践困境及其解释——国家自主性的视角》, 《政治学研究》第5期, 第111-122页。
- 30.李祖佩、曹晋, 2012: 《精英俘获与基层治理: 基于我国中部某村的实证考察》, 《探索》第5期, 第187-192页。
- 31.刘建平、陈文琼, 2016: 《“最后一公里”困境与农民动员——对资源下乡背景下基层治理困境的分析》, 《中国行政管理》第2期, 第57-63页。
- 32.刘景景, 2015: 《行政管理视角下的我国“三农”政策执行阻滞因素分析——基于山东省G县调研》, 《经济研究参考》第37期, 第53-59页。
- 33.刘丽娟, 2021: 《村级治理行政化形成机制、治理绩效及路径重构》, 《湖北社会科学》第7期, 第32-40页。
- 34.吕悦风、陈会广, 2015: 《农业补贴政策及其对土地流转的影响研究》, 《农业现代化研究》第3期, 第362-367页。

35. 马晓河、蓝海涛, 2002: 《加入WTO后我国农业补贴政策研究》, 《管理世界》第5期, 第66-75页。
36. 彭超, 2017: 《我国农业补贴基本框架、政策绩效与动能转换方向》, 《理论探索》第3期, 第18-25页。
37. 仇叶, 2018: 《从配额走向认证: 农村贫困人口瞄准偏差及其制度矫正》, 《公共管理学报》第1期, 第122-134页。
38. 尚旭东、朱守银, 2017: 《农地流转补贴政策效应分析——基于挤出效应、政府创租和目标偏离视角》, 《中国农村观察》第6期, 第43-56页。
39. 孙博文, 2020: 《我国农业补贴政策的多维效应剖析与机制检验》, 《改革》第8期, 第102-116页。
40. 孙乔婧、刘武根, 2023: 《乡村治理视域中的村级组织建设》, 《人民论坛》第8期, 第80-82页。
41. 田先红, 2020: 《从结果管理到过程管理: 县域治理体系演变及其效应》, 《探索》第4期, 第26-36页。
42. 田先红, 2023: 《督查悖论: 监督下乡中的基层避责行为》, 《求索》第5期, 第159-166页。
43. 涂正革、甘天琦、王昆, 2019: 《基于绿色发展视角的农业补贴政策效率损失的探究》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第2期, 第39-49页。
44. 王海娟、贺雪峰, 2015: 《资源下乡与分利秩序的形成》, 《学习与探索》第2期, 第56-63页。
45. 王家峰, 2009: 《作为设计的政策执行——执行风格理论》, 《中国行政管理》第5期, 第40-44页。
46. 王新刚、司伟, 2021: 《大豆补贴政策改革实现大豆扩种了吗? ——基于大豆主产区124个地级市的实证》, 《中国农村经济》第12期, 第44-65页。
47. 王许沁、张宗毅、葛继红, 2018: 《农机购置补贴政策: 效果与效率——基于激励效应与挤出效应视角》, 《中国农村观察》第2期, 第60-74页。
48. 王亚芬、周诗星、高铁梅, 2017: 《我国农业补贴政策的影响效应分析与实证检验》, 《吉林大学社会科学学报》第1期, 第41-51页。
49. 魏姝, 2012: 《府际关系视角下的政策执行——对N市农业补贴政策执行的实证研究》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第94-101页。
50. 吴宗友、管其平, 2024: 《城镇化快速推进背景下新乡村的空间分化及其治理转向》, 《中州学刊》第1期, 第72-80页。
51. 夏友富, 2001: 《技术性贸易壁垒体系与当代国际贸易》, 《中国工业经济》第5期, 第14-20页。
52. 谢来位, 2010: 《惠农政策“自上而下”执行的问题及对策研究》, 《经济体制改革》第2期, 第74-79页。
53. 辛超丽, 2024: 《农业“三项”补贴改革对粮食自给率的影响研究》, 《东岳论丛》第8期, 第107-115页。
54. 许庆、陆钰凤、张恒春, 2020: 《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗? ——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》, 《中国农村经济》第4期, 第15-33页。
55. 杨芷晴、孔东民, 2020: 《我国农业补贴政策变迁、效应评估与制度优化》, 《改革》第10期, 第114-127页。
56. 印子, 2020: 《村级治理行政化的演化过程与治理效果——基于苏北C镇调研的分析》, 《求实》第4期, 第82-96页。
57. 袁鹏、张宗毅、李洪波, 2024: 《分散土地渐进流转何以实现规模化经营——基于苏北Z村“渐进规模户”的案例考察》, 《农业经济问题》第1期, 第1-10页。
58. 周静, 2020: 《农业支持保护补贴对稻作大户投入行为的激励作用实证分析》, 《经济地理》第7期, 第150-157页。

59.朱战辉, 2019: 《村级治理行政化的运作机制、成因及其困境——基于黔北米村的经验调查》, 《地方治理研究》第1期, 第43-56页。

60.左喆瑜、付志虎, 2021: 《绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应——基于世行贷款农业面源污染治理项目的断点回归设计》, 《中国农村经济》第2期, 第106-121页。

(作者单位: 中南大学公共管理学院)

(责任编辑: 马太超)

The Dilemma of Implementing Agricultural Subsidy for Moderate-scale Farming and Weak Responsiveness of Village Governance: An Analysis from the Perspective of Policy Barriers

CHEN Wenqiong DONG Huan

Abstract: Agricultural subsidy policy is an important part of China's efforts to ensure food security. In practice, the government has invested a lot of subsidy resources, but the implementation of the subsidy policy is actually faced with complex and changeable reality. In the three provinces in the central region, the implementation of the moderate scale agricultural subsidy policy also encountered the condition of the attitude of the government to give subsidies and farmers to abandon subsidies. Based on the empirical facts of the three provinces, this paper discusses the condition of the implementation of agricultural subsidy policy and its formation mechanism, and makes an extended analysis to solve this question. The study found that the moderate scale agricultural subsidy policy in the three provinces encountered prominent policy barriers in the process of docking with policy objects, including policy text barriers, policy access barriers and policy implementation barriers. To break down policy barriers, strong responsive village-level governance is needed, including resolving policy text barriers by actively transforming policy discourse and promoting policy publicity, matching policy access barriers with local actual conditions through positive feedback on grassroots reality, and dispelling policy implementation barriers by taking actions and working for the people. However, village-level governance has obvious weak responsiveness, which is manifested as the lack of governance pressure, supervision pressure and resource pressure to respond to the demands of the masses. Weak response village governance not only fails to break policy barriers, but also further raises policy barriers. This paper holds that reducing policy barriers and reshaping responsive village governance are the key to better play the effect of relevant agricultural subsidy policies.

Keywords: Policy Barriers; Agricultural Subsidy Policy; Weakly Responsive Village Governance; Moderate scale operation

政府补助对农业企业ESG表现的影响分析*

金绍荣¹ 唐诗语¹ 任赞杰² 张玉坤¹

摘要: 本文基于2009—2022年中国A股224家农业上市企业的微观数据,实证分析政府补助对农业企业ESG表现的影响及其机制。研究结果表明:政府补助与农业企业ESG表现之间呈现倒U型关系,即当政府补助在一定规模内时,增加政府补助会对农业企业ESG表现产生积极影响;当政府补助达到一定规模时,增加政府补助反而会对农业企业ESG表现产生消极影响。外部媒体关注和内部控制水平在政府补助对农业企业ESG表现的影响中发挥了中介作用。异质性分析表明:就不同行业属性而言,政府补助对制造类、行业竞争程度较高的农业企业ESG表现呈倒U型影响;就不同补助类型而言,研发补助、环保补助对农业企业ESG表现呈倒U型影响。本研究为健全政府补助的发放办法和考核机制、优化农业企业ESG表现的内外部环境、提升农业企业开展ESG行动的内驱力等提供了有益启示。

关键词: 政府补助 农业企业ESG表现 外部媒体关注 内部控制水平

中图分类号: F324.9 文献标识码: A

一、引言

习近平总书记在二十届中央政治局第十一次集体学习时指出,绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力^①。《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》中明确要求“加快经济社会发展全面绿色转型”。农业企业在加快推进农业绿色发展、促进农民农村共同富裕中肩负着重要社会责任,是推动国家实现“双碳”目标的重要力量。《农业农村部关于促进农业产业化龙头企业做大做强的意见》指出,要“提高龙头企业绿色发展能力”“提升龙头企业联农带农水平”^②,要求农业企业在关注经济效益的同时兼顾环境、社会等非经济效益,践行可持续发展观。

*本研究得到国家哲学社会科学基金一般项目“老年人力资源开发赋能乡村振兴的路径与政策研究”(编号:21BRK014)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然,文责自负。本文通讯作者:任赞杰。

^①参见《习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调 加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展》, <http://politics.people.com.cn/n1/2024/0201/c1024-40171157.html>。

^②参见《农业农村部关于促进农业产业化龙头企业做大做强的意见》, http://www.moa.gov.cn/xw/bmst/202110/t20211026_6380529.htm。

ESG 是一种从环境（environmental）、社会（social）和治理（governance）三个维度评估企业可持续性经营水平的标准。农业企业开展 ESG 行动是降低碳排放、加强废弃物和废水处理、推进农业绿色发展的重要途径。然而，受融资能力、市场风险、治理水平等因素的制约，农业企业的 ESG 表现整体偏低（谯薇和张嘉艺，2017）。因此，探讨如何提升农业企业的 ESG 表现对推进农业绿色发展、建设农业强国具有重要意义。

已有学者分别从企业内部环境和外部环境探讨企业 ESG 表现的影响因素。就企业内部环境而言，企业规模（Dremptic et al., 2020）、董事会组成（Arayssi et al., 2020）、管理层特征（Velte, 2020）、党组织治理（柳学信等，2022）等因素在促进企业 ESG 表现方面发挥重要作用。就企业外部环境而言，投资者关注（陈晓珊和刘洪铎，2023）、环境保护税（王禹等，2022）、低碳试点政策（王治等，2023）等因素会对企业 ESG 表现产生重要影响。但目前对农业企业 ESG 表现影响因素的研究较为匮乏，ESG 相关研究多以重污染企业、工业企业为研究对象，鲜有研究把对象聚焦在农业企业这一重要而又特殊的群体上，这既不利于农业企业可持续发展能力的提升，也不利于整个农业产业链的高质量发展。与其他类型的企业相比，农业企业因其高度依赖自然资源、生产周期长、产品同质性强等特性，面临市场和自然风险的双重挑战。此外，农业活动本身具有外部性，这使得农业企业的 ESG 行动具有一定特殊性。具体而言：在环境层面，农业企业对自然资源依赖度高、对生物多样性影响大，处理废弃物难度大；在社会层面，农业企业肩负着保障粮、油、肉等重要农产品的供应和质量安全以及带动农民就业增收等责任；在公司治理方面，农业企业的核算和生物资产管理复杂度高，产业链协同治理成本高，且经营活动受政策和国际形势影响大。因此，农业企业的 ESG 行动不仅具有“农业+绿色”的环保特性，还兼具“农业+社会责任”的社会属性，产生的社会效益大于经济收益。由于自身资源有限，农业企业难以独立开展并持续推进 ESG 行动，需要外部资源支持。然而，由于农业行业的高风险性，金融机构普遍对农业企业的贷款持谨慎态度，农业企业难以从社会组织获得充足的资金支持。因此，农业企业 ESG 行动的有效开展需要政府补助这一外部资源的支持。

政府补助能否提升企业的 ESG 表现，学术界暂未形成一致结论。一些学者认为，政府补助会提高企业环境保护投资水平，促进企业履行社会责任，提高其社会价值（唐清泉和罗党论，2007；Dang, 2020），可以缓解企业融资约束问题（康志勇，2013），提升其 ESG 整体表现。但也有学者认为，政府补助会导致生产要素成本增加、资源配置不当，不利于企业绿色创新（李青原和肖泽华，2020），对企业的环境管理水平没有实质性帮助（Ren et al., 2019）。上述观点存在分歧的原因可能是：大多数研究认为政府补助与企业环境责任、社会责任、治理水平之间存在线性关系，而忽视了它们之间可能存在的非线性关系。

农业企业是中国农业可持续发展的重要主体，提升农业企业的 ESG 表现具有重要意义。然而，受 ESG 行动“正外部性”与农业产业面临的“双重挑战”影响，农业企业开展 ESG 行动存在积极性不高、资金投入不足等问题，其 ESG 表现受到制约。在这种情况下，政府作为重要的外部力量，常常通过补助政策激励农业企业开展 ESG 行动。然而，根据资源依赖理论，农业企业与外部环境之间的关系是动态且复杂的，企业不仅被动地接受资源，还会主动地利用外部资源以获得自身利益。因此，当政

府补助这一重要外部资源的规模不断扩大时，农业企业可能会受逐利动机驱使，减少 ESG 资源投入，致使 ESG 行动效果大打折扣。那么，政府补助能否提升农业企业的 ESG 表现？政府补助是否越多越好？二者之间到底呈现什么样的关系？

为回答上述问题，本文尝试运用 2009—2022 年中国 A 股上市农业企业数据，实证检验政府补助对农业企业 ESG 表现的影响：首先，从学理上探究政府补助与农业企业 ESG 表现的倒 U 型关系；其次，从两大机制入手分析二者倒 U 型关系形成的过程；最后，探讨不同农业行业属性和不同补助类型条件下政府补助对农业企业 ESG 表现的影响差异。本文可能的边际贡献在于：一是基于资源依赖理论，从政府补助的资源属性和信号属性两个维度，解析政府补助对农业企业 ESG 表现的影响机理；二是将研究对象聚焦于农业企业，基于要素边际报酬递减理论，从外部媒体关注和内部控制水平两种路径，厘清政府补助对农业企业 ESG 表现呈倒 U 型影响的作用机制；三是基于中国国情和农情，分析在不同行业属性、补助类型等情形下，政府补助对农业企业 ESG 表现影响的差异，丰富学术界有关政府补助影响农业企业 ESG 表现的认识，为精准化制定补助政策和高效化推进 ESG 行动提供实践指导。

二、理论分析与研究假说

（一）政府补助与农业企业 ESG 表现的关系

资源依赖理论认为，每一个组织都不是独立存在的，必须通过与外部环境互动获取必要的资源支撑（汪锦军，2008）。同时，因资源的重要性和稀缺性不同，组织对外部环境的依赖程度有所不同（马迎贤，2004）。因此，在特定场景下，组织必须与外部环境中的资源控制者进行沟通、交互和谈判，塑造有利的环境来获得生存和发展。同理，农业企业的健康发展也离不开外部资源的支持。政府补助作为重要的外部资源，具有较强的资源属性和信号属性（吴伟伟和张天一，2021），在为农业企业带来活动资金的同时，也影响着农业企业与外界的交互效果。

1. 政府补助的资源属性。农业企业在开展 ESG 行动时，往往需要投入大量人力、物力、财力，且结果存在高风险性和不确定性，这会影响企业开展 ESG 行动的意愿。政府补助作为农业企业重要的外部资源之一，能够与企业内部资源形成互补（Guo et al., 2016；林朝颖，2020），在很大程度上缓解农业企业开展 ESG 行动的高风险，提高企业开展 ESG 行动的积极性，对农业企业 ESG 表现产生激励效应。然而，根据资源依赖理论，当政府补助规模不断扩大时，农业企业会对政府资源产生强依赖，缺乏自我创新动力，易养成“惰性”，从而在 ESG 表现方面出现停滞甚至退步。由边际报酬递减理论也可知，当政府补助增加到一定程度后，每增加一单位的补助对农业企业 ESG 表现的改善作用可能会逐渐减弱，甚至变为负向影响。尤其对农业企业而言，由于产品同质化较高、经营周期较长、前期投资较大且整体利润薄弱，当获得的政府补助规模较大时，管理层可能会受到市场竞争压力和短期绩效考核的影响，采取短视行为，而不是通过能力建设来提升自身业绩（袁建国等，2015），或倾向于将政府补助用于能够为企业或自身带来短期利益的其他经营活动（李青原和肖泽华，2020），从而分散了有限的资源，减少了 ESG 行动的投入，抑制了 ESG 表现的提升。

2. 政府补助的信号属性。由于市场波动大、自然风险高和信息不对称等因素的影响，农业企业对

外部投资者的吸引力较弱（付玮琼和白世贞，2021），面临的融资约束较强，亟需政府补助的支持。同时，农业企业获得的政府补助可能向外部投资者传递两类信号：一是表示认可的积极信号（戴浩和柳剑平，2018）。农业企业获得政府补助则带来了“较好的历史表现、较强的发展潜力、长足的发展空间”社会观感，能增强投资机构的青睐，便于它们获得更多外部融资。二是产生依赖补助或高研发投入的消极信号，引发投资机构对农业企业内生能力和研发风险的担忧，削弱农业企业融资能力（彭江平等，2019；鄢朝辉等，2024）。这两种信号的强度会因补助规模不同而有所差异（吴伟伟和张天一，2021）。当补助在一定规模内时，政府补助可以向外界传达政府对农业企业认可的信号，表明企业经营策略和发展方向与政府的政策导向契合，增强投资者对这些农业企业未来发展的信心，从而有利于企业吸引更多外部融资，弥补企业开展 ESG 行动所需资金的不足，进而提高其 ESG 表现。此时，政府补助传递的积极信号强度大于消极信号强度。然而，当补助超过一定规模时，大规模的政府补助可能引发农业企业对政府支持的依赖（Hottenrott et al., 2017），从而减少企业自力更生和自主创新的动力，影响其可持续性发展能力，引起外部投资者对投资回报的担忧；此外，过多的政府补助可能会增大农业企业“研发崇拜”的概率（方蕊等，2019；林青宁和毛世平，2023），导致农业企业对研发的过度推崇和狂热投资，给外部投资者传递研发风险信号。由此可见，大规模的政府补助会降低外部投资者的信心，削弱农业企业获取外部融资的能力，不利于其 ESG 行动的开展，进而对农业企业的 ESG 表现产生消极影响。基于此，本文提出假说 H1。

H1：政府补助与农业企业的 ESG 表现之间存在倒 U 型关系。当政府补助在一定规模内时，增加政府补助会对农业企业的 ESG 表现产生积极影响；当政府补助超过一定规模时，增加政府补助反而会对农业企业的 ESG 表现产生消极影响。

（二）政府补助对农业企业 ESG 表现的作用机制

1. 外部媒体关注。媒体关注形成的外部监督，会迫使农业企业加强自我约束。受媒体关注度较高的农业企业，为维持自身的良好声誉与形象，有较强动机提升 ESG 表现。外部媒体关注的监督作为公司内部治理的有效补充，可以减少企业管理层的机会主义行为，促使企业管理层重视利益相关者的合理诉求，履行农业企业的社会责任，提升治理水平。

外部媒体对农业企业的关注程度会受到企业所获政府补助规模大小的影响。由前文分析可知，当政府补助在一定规模内时，农业企业所受到的媒体关注可能随着政府补助的增加而增加，激发它们开展 ESG 行动。一是政府补助为农业企业贴上受认可标签，为其带来更高的公信力和市场认可度，使农业企业获得更多的媒体正面关注；二是政府补助向外界传达的积极信号可使农业企业获得更多的融资机会，表现出强劲的创新能力和良好的发展势头，更容易受到更多媒体的广泛关注。然而，随着政府补助规模的继续扩大，农业企业所受到的媒体关注可能随着政府补助的增加而减少。一是政府补助规模持续扩大容易滋生农业企业对资源的过度依赖，造成其内生能力不足、创新动力减弱，导致媒体认为企业不再具备足够的新闻价值，媒体关注度随之降低；二是政府补助的持续增加可能使公众对政策导向产生“审美疲劳”，减少其对相关新闻的兴趣，导致媒体关注度下降。基于此，本文提出假说 H2。

H2：外部媒体关注在政府补助对农业企业 ESG 表现的影响中发挥了中介作用。

2. 内部控制水平。内部控制旨在确保农业企业经营管理的合法合规、财务报告和相关信息的真实完整，提高经营效率与效益，保障企业战略的有效落实（管考磊和朱海宁，2023）。内部控制作为风险管理的关键机制，直接影响农业企业 ESG 行动效果。有效的内部控制有助于农业企业开展合规性管理，确保其在生产和运营过程中遵守法律法规，减少环境污染和资源浪费，促进企业环境责任的履行；有助于农业企业改善内部监督，提升产品质量、保障食品安全，促进企业履行社会责任；有助于农业企业优化治理结构，确保决策的透明度，提升管理水平和运营效率，增强自我治理能力。

政府补助对农业企业内部控制的作用取决于政府补助规模的大小。当政府补助在一定规模内时，政府补助增加为农业企业的运营提供资金支持，可以促进其提高管理效率、降低运营风险、优化资源配置，从而强化它们的内部控制。同时，政府补助作为一种外部制度压力，可以促进农业企业完善内部控制制度，通过加强自我约束达到政府的监管要求。然而，随着政府补助规模的持续扩大，农业企业不仅可能对政府补助产生依赖而滋生惰性，还可能会受短期利益驱使，片面追求更高的补助额度而非提高 ESG 表现，破坏内部控制规则，违背补助政策初衷；同时，农业企业可能面临更高的合规要求，导致内部控制成本增加，进而影响其对 ESG 行动的投入。因此，当政府补助规模较大时，农业企业的内部控制水平反而可能出现下滑，政府补助规模对内部控制水平的影响整体呈现倒 U 型的变化趋势。基于此，本文提出假说 H3。

H3：内部控制水平在政府补助对农业企业 ESG 表现的影响中发挥了中介作用。

基于上文分析，本文构建政府补助对农业企业 ESG 表现影响的理论分析框架，如图 1 所示。

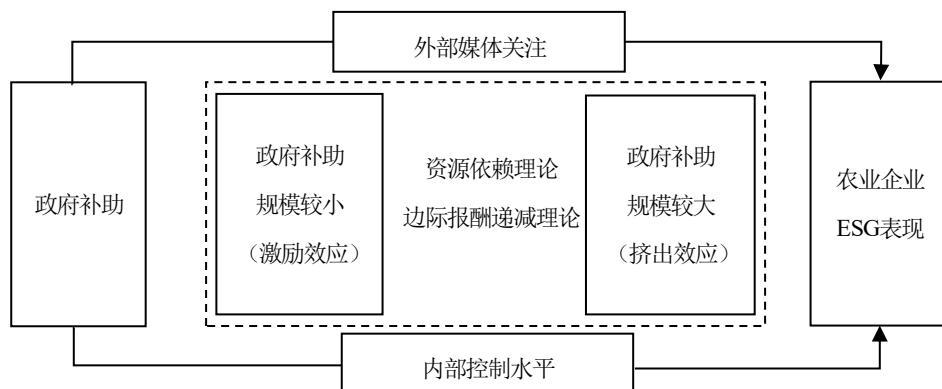


图 1 政府补助与农业企业 ESG 表现之间的关系

三、研究设计

（一）数据来源

国内主要的 ESG 评价体系有华证指数、彭博、商道融绿等。其中，华证指数所披露的数据量较大，因此，本文以华证 ESG 综合得分衡量农业企业的 ESG 表现。由于华证 ESG 指数从 2009 年开始披露，并考虑到 2008 年金融危机可能会干扰研究结果，本文以 2009—2022 年中国 A 股农业上市企业为样本进行研究。具体而言，参考相关研究的做法（李晓阳等，2021；于亢亢等，2022），按照证监会 2012

版行业分类标准，本文选择“农、林、牧、渔业”企业，以及制造业中的“农副食品加工业”“食品制造业”“酒、饮料和精制茶制造业”“纺织业”“皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业”“木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业”企业作为研究对象。华证 ESG 评级数据来自万得数据库^①，政府补助、控制变量数据来自国泰安数据库^②，内部控制水平数据来自迪博内部控制与风险管理数据库^③，外部媒体关注数据来自中国研究数据服务平台^④。本文对所用数据样本处理如下：①剔除特别处理股票和退市预警股票的企业样本；②剔除数据异常的样本；③剔除主要变量指标缺失的样本。最终，本文得到 224 家农业上市企业的 1930 个观测值。此外，为消除异常值的影响，本文对连续变量进行 1% 和 99% 水平的缩尾处理。

（二）变量说明

1. 被解释变量：农业企业 ESG 表现。本文以华证 ESG 综合得分衡量农业企业的 ESG 表现。根据华证指数，2009—2022 年农业上市公司与其他类型上市公司 ESG 综合得分情况如图 2 所示。

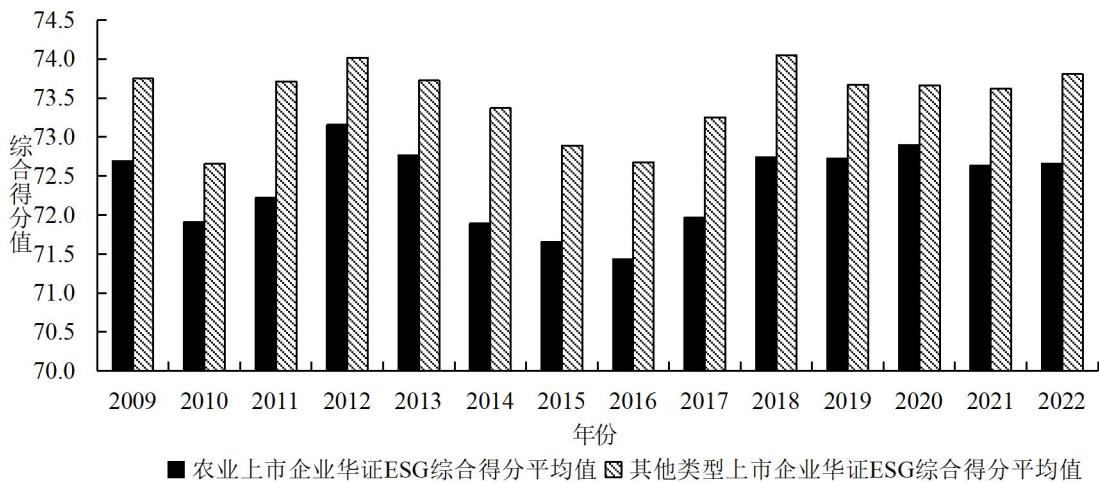


图 2 2009—2022 年农业与其他类型上市公司 ESG 综合得分变化情况

华证 ESG 评级由低到高依次为 C、CC、CCC、B、BB、BBB、A、AA 和 AAA，对应的综合得分越高，表明企业的 ESG 表现越好。具体而言，华证 ESG 指数从气候变化、资源利用、环境污染、环境友好和环境管理方面评估企业环境表现，从人力资本、产品责任、供应链管理、社会贡献以及数据安全与隐私方面评估其社会表现，从股东权益、治理结构、治理风险、外部处分、商业道德和信息披露质量方面评估其公司治理水平。根据图 2 可知，相比于其他类型上市公司，农业上市企业的 ESG 表现普遍偏低，表明其在绿色发展、社会责任和治理结构等方面还存在较大提升空间。

^①资料来源：万得信息网，<https://www.wind.com.cn>。

^②资料来源：国泰安数据库，<https://data.csmar.com>。

^③资料来源：迪博内部控制与风险管理数据库，<http://www.ic-erm.com/pro2.html>。

^④资料来源：中国研究数据服务平台，<https://www.cnrd.com>。

2.核心解释变量：政府补助。农业上市企业获得的政府补助类型主要包括农业支持保护补贴、农村产业发展补贴、农业科技发展补贴、农业绿色发展补贴等。根据国泰安数据，图3展示了2009—2022年农业上市企业所获政府补助与总资产的历年变化情况，显示政府补助呈上升趋势。本文借鉴相关研究（伦晓波和刘颖，2024）的做法，用政府补助总额占农业企业总资产的比例衡量核心解释变量。同时，为检验不同类型政府补助对农业企业ESG表现的影响差异，在异质性分析部分，本文将政府补助分为研发补助、非研发补助和环保补助和非环保补助，以探讨不同政府补助对农业企业ESG表现影响的差异。

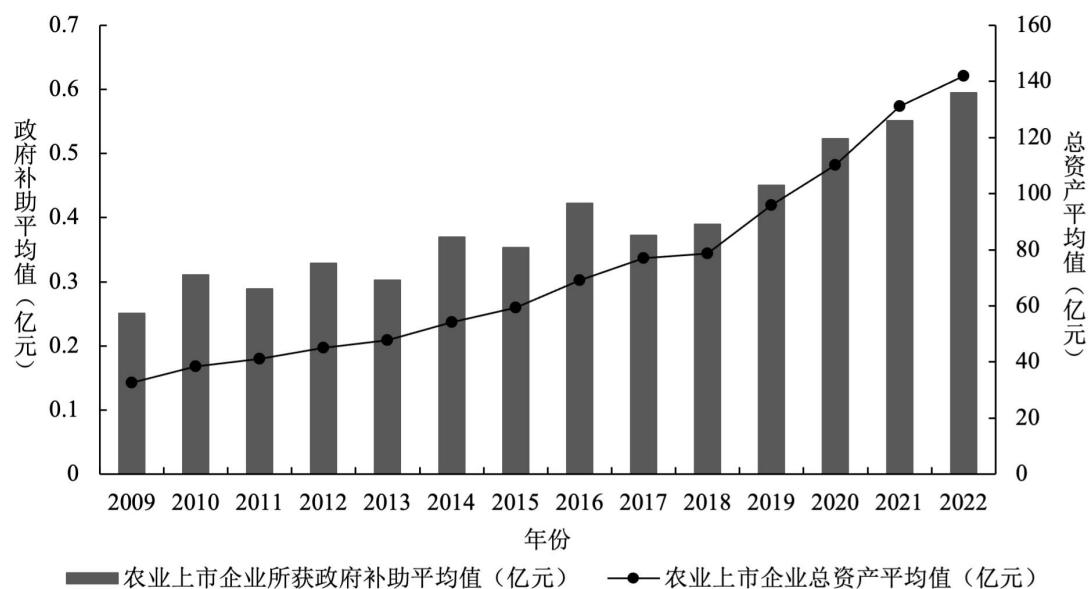


图3 2009—2022年农业上市企业所获政府补助与总资产情况

3.中介变量：外部媒体关注与内部控制水平。为深入探讨政府补助对农业企业ESG表现的影响机理，本文用外部媒体关注与内部控制水平作为中介变量。本文选择网络财经新闻和报刊财经新闻来衡量外部媒体监督情况，具体处理方式为参考潘爱玲等（2019），将农业上市企业获得的媒体报道数量加1后取对数。考虑到投资者、投资机构和相关利益方主要依赖官方财经新闻获取信息，而自媒体内容娱乐化倾向明显，即便报道相关财经新闻，其可信度也较低，本文未将自媒体纳入外部媒体关注的考量范围。对于内部控制水平，本文参考陈红等（2018）、潘攀等（2024）的做法，采用企业迪博内部控制指数来衡量。

4.控制变量。本文参考相关研究（彭江平等，2019），将企业规模、企业年龄、资产负债率、总资产净利润率、营业收入增长率、股权集中度、独立董事占比、二职合一情况作为控制变量，同时控制年份、行业、省份固定效应和年份×行业联合固定效应。

各变量的具体说明如表1所示。

表1

变量定义与描述性统计结果

| 变量名称 | 变量定义 | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|---------------------------|-------|------|-------|-------|
| ESG表现 | 企业华证ESG综合得分 | 73.01 | 4.84 | 56.34 | 83.15 |
| 政府补助 | 企业获得的政府补助总额占农业企业总资产的比例（%） | 0.68 | 0.89 | 0.00 | 6.24 |

表 1 (续)

| | | | | | |
|---------|---------------------------|--------|---------|-------|--------|
| 外部媒体关注 | 企业获得的媒体报道数量(条) | 455.26 | 1061.19 | 4 | 16390 |
| 内部控制水平 | 企业迪博内部控制指数 | 654.50 | 115.30 | 0 | 984.41 |
| 企业规模 | 企业年总资产(亿元) | 72.89 | 127.72 | 4.57 | 863.01 |
| 企业年龄 | 当年年份-企业上市年份 | 9.95 | 6.76 | 1 | 27 |
| 资产负债率 | 企业年末总负债/年末总资产 | 0.37 | 0.17 | 0.05 | 0.90 |
| 总资产净利润率 | 企业净利润/总资产平均余额 | 0.05 | 0.07 | -0.22 | 0.26 |
| 营业收入增长率 | 企业本年营业收入/上年营业收入-1 | 0.13 | 0.29 | -0.50 | 2.00 |
| 股权集中度 | 企业第一大股东持股比例(%) | 35.77 | 14.22 | 8.50 | 70.32 |
| 独立董事占比 | 企业独立董事数量在董事中的占比(%) | 37.99 | 6.34 | 30 | 60 |
| 二职合一情况 | 企业董事长与总经理是否为同一人: 是=1, 否=0 | 0.27 | 0.44 | 0 | 1 |

注: 在回归时, 农业企业ESG表现、企业规模、内部控制水平变量取对数, 外部媒体关注、企业年龄变量加1后取对数。

(三) 模型构建

为检验研究假说 1, 本文构建模型考察政府补助与农业企业 ESG 表现之间的非线性关系, 模型具体表达方式如下:

$$ESG_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Sub_{i,t-1} + \alpha_2 Sub_{i,t-1}^2 + \lambda Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \sum Province + \sum Year \times Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1) 式中: $ESG_{i,t}$ 为农业企业 i 在年份 t 的 ESG 表现; α_0 为常数项; $Sub_{i,t-1}$ 为政府补助, 由于政府补助的影响存在滞后性, 本文使用滞后一期的政府补助进行回归; $Sub_{i,t-1}^2$ 为政府补助平方项; $Controls_{i,t}$ 为控制变量, 均使用当期值; α_1 、 α_2 、 λ 为待估计参数; $\sum Industry$ 为行业固定效应; $\sum Year$ 为年份固定效应; $\sum Province$ 为省份固定效应, $\sum Year \times Industry$ 为年份 \times 行业联合固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。若 α_2 为负数, 在 $Sub_{i,t-1}$ 最小值处曲线斜率为正数, 在 $Sub_{i,t-1}$ 最大值处曲线斜率为负数, 且曲线的拐点在 $Sub_{i,t-1}$ 的取值范围内, 说明政府补助与农业企业 ESG 表现之间存在倒 U 型的非线性关系 (Haans et al., 2016)。

为检验假说 H2 与假说 H3, 本文通过构建如下模型考察政府补助对农业企业 ESG 表现的作用机制:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Sub_{i,t-1} + \beta_2 Sub_{i,t-1}^2 + \gamma Controls_{i,t} + \sum Industry + \sum Year + \sum Province + \sum Year \times Industry + \mu_{i,t} \quad (2)$$

(2) 式中: $M_{i,t}$ 为外部媒体关注和内部控制水平; β_0 为常数项; β_1 、 β_2 、 γ 为待估计参数; $\mu_{i,t}$ 为随机扰动项。若 β_2 为负, 在 $Sub_{i,t-1}$ 最小值处曲线斜率为正数, 在 $Sub_{i,t-1}$ 最大值处曲线斜率为负数, 且曲线的拐点在 $Sub_{i,t-1}$ 的取值范围内, 说明政府补助与外部媒体关注、内部控制水平之间存在倒 U 型关系, 表明政府补助可以通过影响农业企业所受外部媒体关注及其内部控制水平来影响其 ESG 表现。其余变量的定义与 (1) 式一致。

四、回归结果与分析

(一) 基准回归

本文根据(1)式检验政府补助对农业企业ESG表现的影响,具体回归结果见表2。其中,(1)列的回归仅加入企业层面的控制变量,(2)列是在(1)列的基础上加入核心解释变量及其平方项的回归结果,(3)列为进一步控制年份固定效应、行业固定效应、省份固定效应和年份×行业联合固定效应的回归结果。本文借鉴Haans et al. (2016)的方法,并结合Utest检验(Lind and Mehlum, 2010),对政府补助与农业企业ESG表现之间的倒U型关系进行验证。表2(3)列回归结果显示,政府补助在5%水平上显著,系数为0.016;政府补助平方项在1%的水平上显著,系数为-0.003。Utest检验结果显示,曲线斜率在政府补助最小值处为正数,在政府补助最大值处为负数。在政府补助变量取值区间[0, 6.238],倒U型曲线的转折点为2.865,即政府补助占农业企业总资产的比例为2.865%(见图4)。由此可知,政府补助可以提升农业企业ESG表现,且政府补助对农业企业ESG表现的影响呈倒U型,H1得证。

表2 政府补助对农业企业ESG表现影响的基准回归结果

| 变量 | 农业企业ESG表现 | | | | | |
|----------------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| | (1) | | (2) | | (3) | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 政府补助 | | | 0.014** | 0.006 | 0.016** | 0.006 |
| 政府补助平方项 | | | -0.003** | 0.001 | -0.003*** | 0.001 |
| 企业规模 | 0.020*** | 0.003 | 0.022*** | 0.003 | 0.026*** | 0.004 |
| 企业年龄 | -0.013*** | 0.004 | -0.013** | 0.005 | -0.012** | 0.006 |
| 资产负债率 | -0.072*** | 0.022 | -0.084*** | 0.023 | -0.093*** | 0.020 |
| 总资产净利润率 | 0.126*** | 0.042 | 0.119*** | 0.045 | 0.082* | 0.045 |
| 营业收入增长率 | -0.019*** | 0.005 | -0.020*** | 0.006 | -0.017*** | 0.006 |
| 股权集中度 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 独立董事占比 | 0.001*** | 0.000 | 0.001*** | 0.000 | 0.001*** | 0.000 |
| 两职合一 | -0.000 | 0.006 | 0.002 | 0.006 | 0.004 | 0.007 |
| 行业固定效应 | 未控制 | | 未控制 | | 已控制 | |
| 年份固定效应 | 未控制 | | 未控制 | | 已控制 | |
| 省份固定效应 | 未控制 | | 未控制 | | 已控制 | |
| 年份×行业联合固定效应 | 未控制 | | 未控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 1930 | | 1697 | | 1674 | |
| R ² | 0.185 | | 0.197 | | 0.348 | |
| 最小值 | | | | | 0.000 | |
| 最大值 | | | | | 6.238 | |

表2 (续)

| | | | |
|--------|--|--|--------|
| 最小值处斜率 | | | 0.016 |
| 最大值处斜率 | | | -0.018 |
| 转折点 | | | 2.865 |
| p值 | | | 0.006 |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②标准误为聚类到企业层面的稳健标准误。③(2) 列使用滞后一期的政府补助数据，观测值数减少；(3) 列加入了固定效应，由于单点观测值数在高维固定效应回归时会被自动删除，因而(3)列观测值数略少于(2)列。

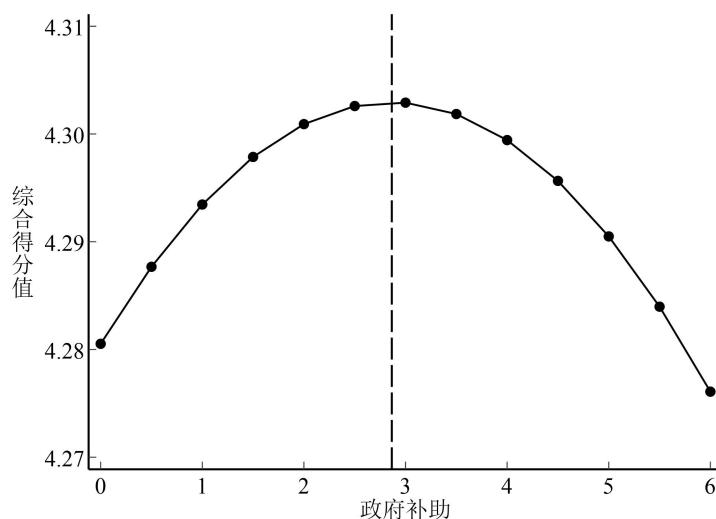


图4 政府补助与农业企业 ESG 综合得分之间的倒 U 型关系

注：农业企业 ESG 综合得分值为取对数后的值，政府补助为农业企业所获政府补助总额占其总资产的百分比。

(二) 稳健性检验

本文使用多种方法进行稳健性检验，结果表明，政府补助与农业企业 ESG 表现之间存在倒 U 型关系这一结论是稳健的。

1. 使用滞后一期的控制变量。本文借鉴陈爱贞等(2021)的做法，对于(1)式中除企业年龄、年份固定效应、行业固定效应之外的变量使用滞后一期的数据进行回归。回归结果^①表明，政府补助显著且系数方向为正，政府补助平方项显著且系数方向为负，且 Utest 检验表明，政府补助与农业企业 ESG 表现关系的曲线斜率在政府补助的最小值和最大值处方向相反，转折点对应的值位于政府补助区间范围之内。假说 H1 仍然成立。

2. 控制联合固定效应。在控制企业特征、行业固定效应、年份固定效应、省份固定效应以及年份×行业联合固定效应的基础上，本文进一步控制了年份×省份联合固定效应，以缓解随时间变化的省级层面遗漏变量问题。回归结果表明，控制年份×省份联合固定效应后，假说 H1 仍然成立。

^①因篇幅所限，稳健性检验相关回归结果未予展示，可登录中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

3. 变更样本。考虑到直辖市直接受中央政府的管理和监督，享有更多的财政资源和特殊政策支持，本文剔除直辖市样本进行检验。回归结果表明，假说 H1 仍然成立。此外，考虑到 2019 年新冠疫情发生，为了避免疫情带来的外部冲击对研究结果的干扰，本文剔除 2019—2022 年的样本进行检验，回归结果表明，消除新冠疫情影后，假说 H1 仍然成立。

4. 处理内生性问题。为处理样本选择性偏误造成的内生性问题，本文使用倾向得分匹配方法(propensity score matching, 简称 PSM) 进行处理。本文选取政府补助的中位数作为分界线，以获得较低政府补助的农业企业为控制组，以获得较高政府补助的农业企业为实验组，匹配变量包含企业规模、企业年龄、资产负债率、总资产净利润率、营业收入增长率、股权集中度、独立董事占比、二职合一情况。本文选择一对四近邻匹配和半径匹配等匹配方式进行回归，结果见表 3。政府补助显著且系数方向为正，政府补助平方项显著且系数方向为负。因此，在使用 PSM 处理样本选择性偏误造成的内生性问题后，假说 H1 仍然成立。

表 3 内生性检验结果：政府补助对农业企业 ESG 表现的影响（倾向得分匹配法）

| 变量 | (1) 近邻匹配 | | (2) 半径匹配 | |
|----------------|-------------|-------|-------------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| 政府补助 | 0.017*** | 0.006 | 0.016** | 0.006 |
| 政府补助平方项 | -0.003*** | 0.001 | -0.003*** | 0.001 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 1582 | | 1668 | |
| R ² | 0.344 | | 0.348 | |

注：①***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。②标准误为聚类到企业层面的稳健标准误。③控制变量与表 3 基准回归中保持一致。④所有回归均已控制固定效应，包括行业固定效应、年份固定效应、省份固定效应与年份×行业联合固定效应。

政府补助具有政策针对性，ESG 表现较好的农业企业会有可能获得更多的政府补助，政府补助与农业企业 ESG 表现之间可能存在互为因果的关系。在基准回归中，本文通过使用滞后一期变量的方式，缓解反向因果对研究结论的影响。为了更好地处理内生性问题，本文进一步通过工具变量法进行回归。具体而言，借鉴 Xia 等 (2022) 的做法，本文选取“农业企业所在地到北京的直线距离”作为工具变量。其合理性在于：一方面，北京是中国的政治、经济和文化中心，农业企业所在地到北京的直线距离可能会影响政策制定者对其提供政府补助的决定 (Xia et al., 2022)；另一方面，农业企业所在地到北京的直线距离是由地理位置所决定的，通常是外生的，符合工具变量的外生性要求。

表 4 展示了使用工具变量法的回归结果。由 (1) 列、(2) 列第一阶段回归结果可知，工具变量在 1% 的水平上显著，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 5.781，在 5% 显著性水平上拒绝了原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量为 20.118，大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值 (7.03)，拒绝了弱工具变量假设，说明了工具变量选取的合理性。(2) 列为第二阶段的回归结果。由此可知，假

说 H1 仍然成立。

表 4 内生性检验：政府补助对农业企业 ESG 表现的影响（工具变量法）

| 变量 | 第一阶段 | | | | 第二阶段 | | | |
|--------------------------|-------------|-------|---------------|-------|--------------------|-------|--|--|
| | (1) 政府补助 | | (2) 政府补助平方 | | (3) 农业企业 ESG 表现 | | | |
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | | |
| 农业企业所在地到北京的直线距离 | -3.473*** | 0.633 | -19.166*** | 4.158 | | | | |
| 农业企业所在地到北京的直线距离平方 | 0.371*** | 0.064 | 1.963*** | 0.420 | | | | |
| 政府补助 | | | | | 0.089* | 0.046 | | |
| 政府补助平方项 | | | | | -0.016** | 0.008 | | |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 | | | |
| 观测值数 | 1674 | | 1674 | | 1674 | | | |
| R ² | 0.350 | | 0.377 | | 0.039 | | | |
| Kleibergen-Paap rk LM统计量 | 5.781** | | | | | | | |
| Cragg-Donald Wald F统计量 | 20.118 | | | | | | | |

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。②农业企业所在地到北京的直线距离在回归时取对数。③标准误为聚类到企业层面的稳健标准误。④控制变量与表 3 基准回归中保持一致。⑤所有回归均已控制固定效应，包括行业固定效应、年份固定效应、省份固定效应与年份×行业联合固定效应。

（三）机制检验

基于前文的理论分析，本文使用工具变量法，进一步探究政府补助是否通过外部媒体关注和内部控制水平影响农业企业的 ESG 表现。

1. 外部媒体关注。本文使用工具变量法，检验政府补助是否通过外部媒体关注影响农业企业 ESG 表现，回归结果见表 5。结果显示，政府补助与政府补助平方项均在 5% 的水平上显著，政府补助的系数为 1.094，政府补助平方项的系数为 -0.172，说明政府补助对农业企业所受外部媒体关注的影响呈倒 U 型。同时，理论分析表明，外部媒体关注对农业企业有监督作用，促使其提升 ESG 表现。因此，外部媒体关注是政府补助影响农业企业 ESG 表现的重要途径，假说 H2 成立。可能的原因是：当政府补助在一定规模内时，随着农业企业获得的政府补助的增加，它们所受的媒体关注度也在增强；然而，当政府补助超过一定规模时，补助的持续增加可能导致外部媒体的“审美疲劳”，进而降低对补助的关注。

2. 内部控制水平。本文使用工具变量法，检验政府补助是否通过内部控制水平影响农业企业 ESG 表现，回归结果见表 5 (2) 列。政府补助与政府补助平方项均在 10% 的水平上显著，政府补助的系数为 0.076，政府补助平方项的系数为 -0.016，说明政府补助对农业企业内部控制水平的影响呈倒 U 型。同时，理论分析表明，农业企业内部控制可以通过提高资源配置效率、建立有效的激励和约束机制，提升企业的 ESG 表现。因此，内部控制水平是政府补助影响农业企业 ESG 表现的重要途径，假说 H3 成立。

表 5

机制检验回归结果

| 变量 | (1) | | (2) | |
|--------------------------|--------------|-------|--------------|-------|
| | 外部媒体关注 系数 | 标准误 | 内部控制水平 系数 | 标准误 |
| 政府补助 | 1.094** | 0.488 | 0.076* | 0.044 |
| 政府补助平方项 | -0.172** | 0.086 | -0.016* | 0.009 |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | |
| 观测值数 | 1674 | | 1644 | |
| R ² | 0.068 | | 0.104 | |
| Kleibergen-Paap rk LM统计量 | 5.781** | | 5.715** | |
| Cragg-Donald Wald F统计量 | 20.118 | | 20.600 | |

注：①**和*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平。②标准误为聚类到企业层面的稳健标准误。③控制变量与表 3 基准回归中保持一致。④所有回归均已控制固定效应，包括行业固定效应、年份固定效应、省份固定效应与年份×行业联合固定效应。⑤在企业迪博内部控制评级中，D 级为内部控制失效的企业，其企业迪博内部控制指数为 0，取对数以后相应样本被自动删除，因此，(2) 列观测值数减少。

五、进一步讨论

为了深入分析政府补助与农业企业 ESG 表现的内在关联，本文进一步探讨政府补助对不同主营业务、不同行业竞争程度农业企业 ESG 表现的不同影响，以及不同政府补助类型对农业企业 ESG 表现的影响差异。

(一) 行业属性异质性

1. 农业企业主营业务的异质性。不同主营业务的农业企业在生产模式、环境影响、社会责任等方面存在差异。农林牧渔类企业高度依赖自然资源，抗风险能力弱、固定投资大、内部管理水平低，即使获得政府补助，仍可能缺乏开展 ESG 行动的动力和足够的专业知识。而制造类企业则更多集中于工业化生产，关注污染控制和资源节约，政府补助可以为其 ESG 行动提供一定支持，但当补助超过一定规模时，这类企业在短期利益驱动下可能产生寻租行为，进而导致 ESG 行动的懈怠。为验证上述推断，本文按照《上市公司行业分类指引（2012 修订）》^①的分类规则，将农业企业进一步划分为农林牧渔类和制造类进行分组回归，结果^②显示：对于农林牧渔类农业企业，政府补助和政府补助平方项均不显著；对于制造类农业企业，政府补助和政府补助平方项均在 1% 水平上显著，政府补助系数为 0.018，政府补助平方项系数为 -0.003。由此可知，政府补助对农林牧渔类农业企业 ESG 表现没有显著的影响，对制造类农业企业 ESG 表现的影响呈倒 U 型。

2. 行业竞争程度异质性。不同市场竞争程度的农业企业在资源分配、战略决策和市场定位等方面

^①资料来源：《上市公司行业分类指引》，<http://www.csfc.gov.cn/csrc/c100103/c1452025/content.shtml>。

^②因篇幅所限，相关回归结果未予展示，可登录中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

存在显著差异。竞争激烈的农业企业往往面临更大的市场压力，需要在短期内保持盈利能力和竞争力，在政府补助超过一定规模后，容易将补助资金用于短期市场竞争策略中，挤兑ESG行动的资源投入；而竞争不激烈的农业企业则有更多空间进行长期规划，自主发展ESG策略，有助于缓解政府补助规模扩大导致的消极影响。为验证上述推断，本文用单个公司的主营业务收入与行业主营业务收入合计比值的平方的累计算出赫芬达尔指数（数值越小，行业竞争越激烈），按其中位数将农业企业进一步划分为行业竞争程度较高组与行业竞争程度较低组分别回归。结果显示：对于行业竞争程度较高的农业企业，政府补助在5%水平上显著，系数为0.017，政府补助平方项在1%水平上显著，系数为-0.003；对于行业竞争程度较低的农业企业，政府补助在10%水平上显著，系数为0.014，政府补助平方项系数不显著。可见，政府补助对行业竞争程度较高的农业企业ESG表现的影响呈倒U型，对行业竞争程度较低的农业企业ESG表现存在促进作用。

（二）政府补助类型异质性

1.研发补助与非研发补助。政府补助中，研发补助主要用于支持企业进行技术创新和研发活动，促进新技术、新工艺、新产品的开发，有利于缓解农业企业在绿色创新和科技进步中的外部性问题，但研发补助超过一定规模后，可能会导致利益相关者对农业企业开展高风险研发活动产生担忧（徐喆和苏春子，2022），进而影响企业的整体融资水平，最终造成其 ESG 投入减少；非研发补助则侧重于支持企业日常运营、基础设施建设和人力资源开发，可能对农业企业 ESG 表现没有明显影响。为验证上述推断，本文借鉴郭玥（2018）等的做法，利用有关研发补助的关键词，如研究、研制、开发、技术、产学研、科技等，对政府补助明细进行文本检索，当文本中包含与关键词相关的条目，则界定该条补助属于政府研发补助，最后对筛选出的政府研发补助进行“企业一年份”层面的加总，除以农业企业总资产作为政府研发补助的衡量指标；同时，本文用政府补助减去研发补助后除以农业企业总资产衡量非研发补助。本文分别将研发补助、非研发补助与农业企业 ESG 表现进行回归，结果^①显示：非研发补助和非研发补助平方项均不显著；研发补助和研发补助平方项均在 1% 的水平上显著，研发补助的系数为 0.082，研发补助平方项的系数为-0.018。可见，非研发补助对农业企业 ESG 表现没有显著作用，研发补助对农业企业 ESG 表现的影响呈倒 U 型。

2.环保补助与非环保补助。环保补助有明确的政策针对性，专门用于支持农业企业在环境保护方面的投资和绿色技术改进，直接用于碳减排、污染控制、资源节约等环保项目，对农业企业 ESG 表现有直接且明显的影响，但当补助超过一定规模后，农业企业可能更关注如何使用这些资金获取更大的利益（李维安等，2024），忽视需要长期投入和持续改进的环保项目；非环保补助通常用于支持农业企业的生产和经营活动，增强其经济效益，而不是专门用于开展 ESG 行动，因此对农业企业 ESG 表现可能没有明显影响。为验证上述推断，本文参考于芝麦（2021）的做法，利用有关环保补助的关键词，例如环保、绿色、治理、废气、废水、污染等，对政府补助明细进行文本检索，当文本中包含与关键词相关的条目，则界定该条补助属于政府环保补助，最后对筛选出的环保补助进行“企业一年份”

^①因篇幅所限，相关回归结果未予展示，可登录中国知网或《中国农村经济》官方网站查看本文附录。

层面的加总，并除以农业企业总资产作为政府环保补助的衡量指标，另用政府补助减去环保补助后除以农业企业总资产衡量非环保补助。本文分别对环保补助、非环保补助与农业企业 ESG 表现进行回归，结果显示：非环保补助与非环保补助平方项均不显著；环保补助在 1% 的水平上显著，系数为 0.162；环保补助平方项在 5% 的水平上显著，系数为 -0.073。可见，非环保补助对农业企业 ESG 表现没有显著影响，环保补助对农业企业 ESG 表现的影响呈倒 U 型。

六、研究结论与政策启示

本文利用 2009—2022 年中国 A 股农业上市企业的微观数据，实证检验了政府补助对农业企业 ESG 表现的影响，探讨了外部媒体关注和内部控制水平两大作用机制，并进一步分析了在不同行业属性、不同补助类型下，政府补助对农业企业 ESG 表现影响的差异性。研究表明：第一，政府补助与农业企业 ESG 表现之间存在倒 U 型关系，当政府补助占农业企业总资产的比例小于 2.865% 时，政府补助的增加会对农业企业 ESG 表现产生积极影响，当政府补助占农业企业总资产的比例大于 2.865% 时，政府补助的增加反而会对其 ESG 表现产生消极影响。第二，政府补助通过外部媒体关注与内部控制水平影响农业企业 ESG 表现。第三，就不同行业属性而言，政府补助对制造类农业企业 ESG 表现呈倒 U 型影响，对农林牧渔类农业企业 ESG 表现没有显著影响；对行业竞争程度较高的农业企业 ESG 表现呈倒 U 型影响，对行业竞争程度较低的农业企业 ESG 表现存在促进作用。第四，就不同补助类型而言，研发补助对农业企业 ESG 表现呈倒 U 型影响，非研发补助对农业企业 ESG 表现没有显著影响；环保补助对农业企业 ESG 表现呈倒 U 型影响，非环保补助对农业企业 ESG 表现没有显著影响。

基于研究结论，本文得到如下政策启示：

第一，健全政府补助的发放办法和考核机制，合理控制补助额度，提升其对农业企业 ESG 表现的赋能作用。一是依据政府补助规模占农业企业总资产比例，设置政府补助动态调整体系，持续跟踪农业企业使用政府补助的现实情况，对补助使用效果较好的农业企业给予嘉奖，并适当增加补助份额；对使用效果较差的农业企业进行处罚，并削减其补助份额或追回补助款项，做到动态化补助发放管理。二是针对行业竞争程度较低的农业企业，在健全外部市场竞争机制的同时，创新多元化 ESG 行动激励举措，积极引导企业主动提升自身可持续发展能力。三是针对农林牧渔类农业企业，进一步强化“减少碳排放、提升产品质量安全、增强联农带农效果”等具有务农特色的 ESG 衡量指标，彰显其绿色本色和社会责任。四是丰富研发补助、环保补助的类型，多渠道鼓励农业企业在绿色技术、环境保护、社会责任等方面积极作为，确保政府补助有效赋能其 ESG 表现。

第二，优化农业企业 ESG 行动的内外部环境，从外部监督和内部控制两方面入手，促使政府补助与农业企业 ESG 行动高效协同。一是积极引导媒体关注那些在绿色技术创新、环境保护和社会责任方面表现突出的农业企业，打造其社会影响力 IP，树立 ESG 行动标杆，引导更多农业企业参与 ESG 行动，提升整个农业行业的 ESG 水平。同时，鼓励公众通过多元渠道有效参与农业企业 ESG 信息披露监督，科学防范它们的“漂绿”行为。二是通过定期审计、专项检查、自查自纠等方式，全方位评估农业企业内部控制水平，保障政府补助产生赋能企业 ESG 表现的效果。一方面，引导农业企业根据自

身条件，自主制定和实施 ESG 战略，减少对政府补助的依赖，增强可持续发展的内驱力；另一方面，指导农业企业优化内部治理机制，在 ESG 领域进行开拓创新和大胆作为，提高自身 ESG 竞争力。

参考文献

- 1.陈爱贞、陈凤兰、何诚颖, 2021: 《产业链关联与企业创新》，《中国工业经济》第 9 期，第 80-98 页。
- 2.陈红、纳超洪、雨田木子、韩翔飞, 2018: 《内部控制与研发补贴绩效研究》，《管理世界》第 12 期，第 149-164 页。
- 3.陈晓珊、刘洪铎, 2023: 《投资者关注影响上市公司 ESG 表现吗——来自网络搜索量的经验证据》，《中南财经政法大学学报》第 2 期，第 15-27 页。
- 4.戴浩、柳剑平, 2018: 《政府补助对科技中小型企业成长的影响机理——技术创新投入的中介作用与市场环境的调节作用》，《科技进步与对策》第 23 期，第 137-145 页。
- 5.方蕊、安毅、刘文超, 2019: 《“保险+期货”试点可以提高农户种粮积极性吗？——基于农户参与意愿中介效应与政府补贴满意度调节效应的分析》，《中国农村经济》第 6 期，第 113-126 页。
- 6.付玮琼、白世贞, 2021: 《供应链金融对中小农业企业的融资约束缓解效应》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 140-151 页。
- 7.管考磊、朱海宁, 2023: 《员工满意度与内部控制质量——来自“中国年度最佳雇主”的经验证据》，《审计与经济研究》第 6 期，第 35-44 页。
- 8.郭玥, 2018: 《政府创新补助的信号传递机制与企业创新》，《中国工业经济》第 9 期，第 98-116 页。
- 9.康志勇, 2013: 《融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入》，《南开管理评论》第 5 期，第 61-70 页。
- 10.李青原、肖泽华, 2020: 《异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据》，《经济研究》第 9 期，第 192-208 页。
- 11.李维安、李鼎、周宁、侯文涤, 2024: 《政府环保补助何以诱发企业绿色治理背离行为？——基于资源依赖理论视角》，《会计研究》第 3 期，第 138-149 页。
- 12.李晓阳、龙贝、李晓雪、肖桑梦, 2021: 《政府补助、股权结构与涉农企业经营绩效——基于双固定效应模型的实证研究》，《农业技术经济》第 12 期，第 127-144 页。
- 13.林朝颖、林楠、黄志刚、黄乐, 2020: 《基于企业微观视角的定向降准惠农精准性研究》，《中国农村观察》第 6 期，第 83-101 页。
- 14.林青宁、毛世平, 2023: 《自主创新与企业科技成果转化：补助抑或政策》，《科学学研究》第 1 期，第 70-79 页。
- 15.刘春青、胡瑞法、邓海艳、白格, 2024: 《财政研发补贴的创新激励效应——来自中国规模种子企业的证据》，《中国农村经济》第 4 期，第 32-55 页。
- 16.柳学信、李胡扬、孔晓旭, 2022: 《党组织治理对企业 ESG 表现的影响研究》，《财经论丛》第 1 期，第 100-112 页。
- 17.伦晓波、刘颖, 2024: 《数字政府与企业数字化转型：通向数字中国之路》，《经济管理》第 8 期，第 5-25 页。
- 18.马迎贤, 2004: 《组织间关系：资源依赖理论的历史演进》，《社会》第 7 期，第 33-38 页。
- 19.潘爱玲、刘昕、邱金龙、申宇, 2019: 《媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型》，《中国工业经济》第 2 期，第 174-192 页。

- 20.潘攀、张立光、刘智超、王运陈, 2024: 《一致行动人的治理效能研究: 基于真实盈余管理视角》, 《中国软科学》第 7 期, 第 191-199 页。
- 21.彭江平、喻仪、徐莉萍、张淑霞, 2019: 《政府补助信号效应的实证研究》, 《工业技术经济》第 1 期, 第 141-150 页。
- 22.谯薇、张嘉艺, 2017: 《我国都市农业发展困境及对策思考》, 《农村经济》第 3 期, 第 61-65 页。
- 23.唐清泉、罗党论, 2007: 《政府补贴动机及其效果的实证研究——来自中国上市公司的经验证据》, 《金融研究》第 6 期, 第 149-163 页。
- 24.汪锦军, 2008: 《浙江政府与民间组织的互动机制: 资源依赖理论的分析》, 《浙江社会科学》第 9 期, 第 31-37 页。
- 25.王禹、王浩宇、薛爽, 2022: 《税制绿色化与企业 ESG 表现——基于〈环境保护税法〉的准自然实验》, 《财经研究》第 9 期, 第 47-62 页。
- 26.王治、彭百川、郭晶晶、谭欢, 2023: 《低碳转型能否提升企业环境—社会—治理表现? ——基于“低碳城市试点”的准自然实验》, 《财经理论与实践》第 1 期, 第 139-145 页。
- 27.吴伟伟、张天一, 2021: 《非研发补贴与研发补贴对新创企业创新产出的非对称影响研究》, 《管理世界》第 3 期, 第 137-160 页。
- 28.徐喆、苏春子, 2022: 《研发补贴对新能源企业创新投入的资源与信号效应》, 《科学管理研究》第 4 期, 第 117-125 页。
- 29.鄢朝辉、王明利、赵承翔, 2024: 《政府补贴如何影响畜牧业企业研发投入强度——基于企业生命周期和高管股权激励的视角》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 80-103 页。
- 30.于亢亢、赵云、卢强、董文兰、张凌波, 2022: 《供应链流程创新如何影响农业企业发展? 整合的调节作用》, 《南开管理评论》第 6 期, 第 97-107 页。
- 31.于芝麦, 2021: 《环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新》, 《外国经济与管理》第 7 期, 第 22-37 页。
- 32.袁建国、后青松、程晨, 2015: 《企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察》, 《管理世界》第 1 期, 第 139-155 页。
- 33.邹甘娜、袁一杰、许启凡, 2023: 《环境成本、财政补贴与企业绿色创新》, 《中国软科学》第 2 期, 第 169-180 页。
- 34.Arayssi, M., M. Jizi, and H. H. Tabaja, 2020, “The Impact of Board Composition on the Level of ESG Disclosures in GCC Countries”, *Sustainability Accounting, Management and Policy Journal*, 11(1): 137-161.
- 35.Dang, D., 2020, “Can Environmental Subsidies Promote the Green Investment of Enterprises?”, *Modern Economy*, 11(1): 109-125.
- 36.Dremptic, S., C. Klein, and B. Zwergel, 2020, “The Influence of Firm Size on the ESG Score: Corporate Sustainability Ratings under Review”, *Journal of Business Ethics*, 167(2): 333 -360.
- 37.Guo, D., Y. Guo and K. Jiang, 2016, “Government-subsidized R&D and Firm Innovation: Evidence from China”, *Research Policy*, 45(6): 1129-1144.
- 38.Haans, R. F. J., C. Pieters, and Z. L. He, 2016, “Thinking about U: Theorizing and Testing U- and Inverted U-Shaped Relationships in Strategy Research”, *Strategic Management Journal*, 37(7): 1177-1195.
- 39.Hottenrott, H., C. Lopes-Bento, and R. Veugelers, 2017, “Direct and Cross Scheme Effects in a Research and Development Subsidy Program”, *Research Policy*, 46(6): 1118-1132.

- 40.Lind, J. T., and H. Mehlum, 2010, “With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped Relationship”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 72(1): 109-118.
- 41.Ren S., D. He, T. Zhang, and X. Chen, 2019, “Symbolic Reactions or Substantive Pro-environmental Behaviour? An Empirical Study of Corporate Environmental Performance under the Government’s Environmental Subsidy Scheme”, *Business Strategy and the Environment*, 28(6): 1148-1165.
- 42.Velte, P., 2020, “Do CEO Incentives and Characteristics Influence Corporate Social Responsibility (CSR) and Vice Versa? A Literature review”, *Social Responsibility Journal*, 16(8):1293-1323.
- 43.Xia L., S. Gao, J. Wei and Q. Ding, 2022, “Government Subsidy and Corporate Green Innovation-Does Board Governance Play a Role?” *Energy Policy*, Vol. 161, 112720.

(作者单位: ¹西南大学经济管理学院;
²中国农业大学经济管理学院)
(责任编辑: 柳 荻)

The Impact of Government Subsidies on the ESG Performance of Agricultural Enterprises

JIN Shaorong TANG Shiyu REN Zanjie ZHANG Yukun

Abstract: Based on micro-level data from 224 agricultural companies listed on China's A-shares from 2009 to 2022, this study empirically analyzes the impact of government subsidies on the ESG performance of agricultural enterprises and its underlying mechanisms. The findings reveal an inverted U-shaped relationship between government subsidies and ESG performance. Specifically, within a certain scale, an increase in government subsidies positively impacts the ESG performance of agricultural enterprises. However, once government subsidies exceed a certain threshold, further increases have a negative impact on the ESG performance. Both external media attention and internal control levels serve as mechanisms through which government subsidies influence ESG performance. Heterogeneity analysis shows that for different industry characteristics, government subsidies have inverted U-shaped effects on the ESG performance of agricultural enterprises in the manufacturing sector and those with a high level of industry competition. For different subsidy types, R&D subsidies and environmental protection subsidies demonstrate inverted U-shaped effects on the ESG performance. This study provides valuable insights for improving the allocation methods and evaluation mechanisms of government subsidies, optimizing the internal and external environments for the ESG performance of agricultural enterprises, and enhancing their internal motivation for ESG initiatives.

Keywords: Government Subsidies; ESG Performance of Agricultural Enterprises; External Media Attention; Internal Control Level