

农业农村现代化：重点、难点与推进路径*

中国社会科学院农村发展研究所课题组

摘要：农业农村现代化是城乡融合背景下农业现代化、农村现代化和农民现代化相互交融的有机整体。基于“三化一融”视角来分析研判农业农村现代化进程，中国在2027—2030年间可基本实现农业现代化设定目标值，2033年左右可基本实现“三化一融”设定目标值，为基本实现农业农村现代化奠定重要基础。2012—2021年中国“三化一融”的系统协调程度不断提高，但农民现代化成为影响农业农村现代化整体进程的突出短板。在新时期，农业农村现代化的重点是：锚定2035年农业农村现代化基本实现和2050年农业强、农村美、农民富全面实现两阶段目标，按照“守底线、补短板、寻突破、促提升”的思路抓好“独立项”，根据农业现代化、农村现代化和农民现代化之间的联系做好“交叉项”，将城乡融合发展的理念贯穿农业农村现代化建设全过程以用好“串联项”。农业农村现代化的难点是谋划解决中长期农业农村工作中难以化解的突出矛盾、关键难题和体制障碍，包括：协调粮食安全与农民增收的目标冲突，化解小农户与现代化大农业的发展矛盾，破解推进城乡融合所面临的体制机制障碍，有效解决农村空心化、农村人口老龄化的难题，以及推动乡村闲置资源要素盘活利用机制改革等。针对农业农村现代化的重点与难点，要以农业农村重要领域和薄弱环节的改革、创新与发展为突破口，坚持“三化一融”协同推进，把农民现代化放在更加突出的位置，着力提高农业农村现代化的整体性、协调性、前瞻性和内生性，实现城乡融合基础上农业现代化、农村现代化和农民现代化更高水平、更优结构、更佳质量的协调发展。

关键词：农业农村现代化 城乡融合 农业强国

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、农业农村现代化的科学内涵与进程评价

作为乡村振兴战略的总目标，农业农村现代化是一个覆盖“三农”领域的巨大系统工程，可以从“三农”视角进行综合评价。本文聚焦农业现代化、农村现代化、农民现代化与城乡融合这“三化一

*本文研究得到中国社会科学院重大创新项目“农业农村现代化的重点与难点”（编号：2023YZD005）的支持。项目首席专家：魏后凯；课题组成员：邵亮亮、于法稳、檀学文、胡冰川、刘长全、崔凯、曹斌、白描、芦千文、杨沫、杨园争、杨鑫、胡凌啸、翟天昶、胡晓燕、苏岚岚、李瑞鹏。本文执笔：魏后凯、崔凯、芦千文、胡凌啸、苏岚岚。

融”，对农业农村现代化的科学内涵进行概括，提出农业农村现代化的评价指标和具体目标，进而基于“三化一融”水平评价来研判农业农村现代化进程与实现程度，通过分析“三化一融”系统的协调性，找出不同子系统存在的短板，从而洞察农业农村现代化的重点难点。

（一）农业农村现代化的科学内涵

探析中国农业农村现代化的内涵，必须在尊重农业农村现代化共同规律和世界趋势的同时突出中国特色。农业农村现代化并非农业现代化与农村现代化的简单合并加总（魏后凯，2019），而是包括农业现代化、农村现代化和农民现代化的有机整体，其中既有“物”的现代化，也有“人”的现代化，还包括公共服务、治理体系和治理能力的现代化，涉及农业农村农民发展的方方面面。农业农村现代化是一个动态演进的长期过程，与特定的经济社会发展阶段密切联系，并且在推进过程中强调“三农”系统的整体性、协同性和多维性。

在新发展阶段，城乡融合成为推进农业农村现代化的重要内容和必然过程。习近平总书记指出，“要顺应城乡融合发展大趋势，破除妨碍城乡要素平等交换、双向流动的体制壁垒”^①。当前，城乡融合发展体制机制正不断建立健全，中国在推进城乡基础设施一体化、城乡产业协同发展、城乡要素合理配置、城乡基本公共服务普惠共享等方面的成效明显，为农业农村现代化提供了重要保障。加快推进农业农村现代化，需要在城乡融合背景下使农业现代化、农村现代化和农民现代化协同推进、融合发展，最终形成“三化一融”的局面。

可以认为，农业农村现代化是城乡融合背景下农业现代化、农村现代化和农民现代化相互交融的有机整体，具有农业由大到强加速转变、农村跨越发展的内生动力和外部条件更加充足充分、农民迈入共同富裕的基础不断夯实、城乡融合发展体制机制更加健全的含义。在新形势下，只有全面加快农业现代化、农村现代化、农民现代化与城乡融合“三化一融”，才能真正奠定农业农村现代化的现实基础。在农业农村现代化进程中，不仅要农业现代化、农村现代化、农民现代化“三化”一体推进，更要实现四个子系统的相融相长。

（二）农业农村现代化进程评价

农业农村现代化进程，直接关系到社会主义现代化的目标实现进度和质量成色（魏后凯，2023）。中国已明确到2035年基本实现农业农村现代化和到2050年全面实现农业农村现代化的两阶段战略。以两阶段总体目标为依据，参考国家相关规划和研究成果，本文从“三化一融”角度，构建包括农业现代化、农村现代化、农民现代化和城乡融合发展4项一级指标和24项二级指标在内的农业农村现代化进程评价指标体系（详见表1）。

表1中，对各一级指标实现程度的评价结果代表各子系统发展水平，即农业现代化水平、农村现代化水平、农民现代化水平和城乡融合发展水平，基于指标体系得出的综合评价结果代表“三化一融”水平。根据评价结果，可以把握“三化一融”系统整体特征，研判当前农业农村现代化进程。

^①习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第14页。

表 1 基于“三化一融”的农业农村现代化进程评价指标体系

一级指标	二级指标	单位或说明	2035 年基本实现农业 农村现代化目标值	2050 年全面实现农业 农村现代化目标值
农业 现代化	粮食综合生产能力	亿吨	≥6.5	≥7
	农业劳动生产率	万元/人	≥8	≥15
	农业科技进步贡献率	%	≥70	≥80
	农作物耕种收综合机械化率	%	≥85	≥95
	农田灌溉用水有效利用系数	—	≥0.70	≥0.85
	主要农作物化肥利用率	%	≥50	≥70
	畜禽粪污综合利用率	%	≥90	≥98
农村 现代化	农村自来水普及率	%	≥95	100
	乡村道路硬化率	%	≥80	100
	农村互联网普及率	%	≥80	100
	农村无害化卫生厕所普及率	%	≥95	100
	生活污水处理的村比率 ^a	%	≥60	100
农民 现代化	农村居民人均可支配收入	元	≥45000	≥100000
	农村居民恩格尔系数	%	≤25	≤20
	农村居民人均文教娱乐消费支出占比	%	≥15	≥20
	农村人口平均受教育年限 ^b	年	≥11	≥13
	村民参选率 ^c	%	≥90	≥95
城乡融合 发展	常住人口城镇化率	%	≥72	≥78
	城乡居民人均可支配收入比	农村为 1	≤1.8	1
	城乡居民人均消费支出比	农村为 1	≤1.3	1
	城乡教育均等化 ^d	农村为 1	1	1
	城乡每万人医疗机构床位数之比	农村为 1	1	1
	城乡每万人拥有执业医师数之比	农村为 1	1	1
	城乡人均公园绿地面积比 ^e	农村为 1	1	1

注：a 考虑到数据可得性，该指标 2016 年后采用乡级层面的数据，经检验，其与先前年份村级层面数值接近且趋势一致。b 采用《中国人口和就业统计年鉴》中乡村不同受教育程度人口占比为权重进行加权汇总，受教育年限按小学为 6 年、初中 9 年、高中 12 年、大专及以上 15 年来计算。c 该指标为村庄中参加投票人数与登记选民数之比。d 该指标表示城区师生比/镇区及乡村的师生比。e 该指标表示城市人均公园绿地面积/县城人均公园绿地面积。

1. 指标选择依据。首先，保障粮食安全是农业现代化的底线任务，农业现代化不仅要求产出效益，还要兼顾生产方式的集约和可持续。在选择粮食综合生产能力这一指标的基础上，用农业劳动生产率指标衡量产出效益，用农业科技进步贡献率、农作物耕种收综合机械化率、农田灌溉用水有效利用系数、主要农作物化肥利用率、畜禽粪污综合利用率等指标反映农业科技化、机械化、水利化、绿色化等农业现代化现阶段的重要特征，从结构层面衡量农业发展质量。

其次，农村现代化内涵较为广泛，至少涵盖乡村产业、基础设施、生态环境、公共服务、乡村治

理等维度。从乡村宜居宜业的要求出发，农村现代化一级指标主要聚焦村级基础设施和农村生态环境。其中：村级基础设施方面的指标包括农村自来水普及率、乡村道路硬化率、农村互联网普及率等水路网方面的指标；农村生态环境的核心指标包括农村无害化卫生厕所普及率、生活污水处理的村比率，反映乡村环境的治理情况。

再次，农民现代化一级指标关注了农民物质生活和精神生活情况，并充分反映农民的综合素质和集体行动能力。其中，农村居民人均可支配收入、农村居民恩格尔系数主要用于衡量农民富裕水平，农村居民人均文教娱乐消费支出占比主要反映农民生活状况，农村人口平均受教育年限体现农民文化素质，村民参选率反映农民公共事务参与和集体行动能力。可以看出，以上指标基本涵盖了农民收入、生活、文化、精神文明等现代化的维度。

最后，城乡融合发展水平的提升是农业农村现代化高质量推进的重要表现。城乡融合发展以城乡资源配置效率提高、城乡基本公共服务均等化、城乡要素市场一体化等为主要标志，并以缩小城乡经济社会发展差距、提升城乡居民生活水平和社会福祉为根本目标。综合考虑指标代表性和数据可得性，重点从人口、经济、公共服务和生态环境 4 个层面选取指标。其中：人口层面选取常住人口城镇化率，以反映人口流向；经济层面选取城乡居民人均可支配收入比、城乡居民人均消费支出比，以反映城乡居民在核心经济指标方面的差距；公共服务层面选取城乡教育均等化、城乡每万人医疗机构床位数之比、城乡每万人拥有执业医师数之比，以反映城乡在教育、医疗等方面的发展差距；生态环境层面选取城乡人均公园绿地面积比。

2. 指标的数据来源。粮食综合生产能力、农业劳动生产率、农村居民人均可支配收入、农村居民恩格尔系数、农村居民人均文教娱乐消费支出占比、常住人口城镇化率、城乡居民人均可支配收入比、城乡居民人均消费支出比、城乡教育均等化、城乡每万人医疗机构床位数之比、城乡每万人拥有执业医师数之比等指标由笔者计算得到，原始数据来源于《中国统计年鉴》（2013—2022 年，历年）。生活污水处理的村比率、乡村道路硬化率、城乡人均公园绿地面积比等指标计算中的原始数据来源于《中国城乡建设统计年鉴》（2012—2021 年，历年）。农村人口平均受教育年限计算中所用原始数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》（2013—2022 年，历年）。村民参选率计算中所用原始数据来源于《中国社会统计年鉴》（2013—2022 年，历年）。农田灌溉用水有效利用系数计算中所用原始数据来源于《中国水资源公报》（2012—2021 年，历年）。农业科技进步贡献率、主要农作物化肥利用率、畜禽粪污综合利用率、农村无害化卫生厕所普及率等指标数据来源于农业农村部网站（www.moa.gov.cn）和农业农村部相关负责人在新闻发布会、采访等场合公布的数据。农村自来水普及率数据来源于水利部网站（www.mwr.gov.cn）、历年全国水利工作会议上的讲话以及《中国城乡建设统计年鉴》（2012—2021 年，历年）。农作物耕种收综合机械化率数据来源于农业农村部农业机械化管理局网站（www.njhs.moa.gov.cn）以及该司发布的《全国农业机械化发展统计公报》（2013—2022 年，历年）。农村互联网普及率数据来源于中国互联网络信息中心历次发布的《中国互联网络发展状况统计报告》。

3.2035 年和 2050 年农业农村现代化的目标设定。根据国内外农业农村现代化的经验和启示，结合战略规划、文献研究、国际比较和经验判断，综合采用定量和定性分析手段对每项二级指标进行目标

值预测。根据全面建成小康社会后全面建设社会主义现代化国家两阶段战略部署和到 21 世纪中叶全面建成社会主义现代化强国的目标要求，设置 2035 年、2050 年可能的目标值，为科学评价农业农村现代化进程提供依据。

（三）基于“三化一融”视角的农业农村现代化进程评价

基于表 1 指标体系，本文接下来评价中国 2012—2021 年的“三化一融”水平，以反映农业农村现代化进程。结合前期研究（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2020；魏后凯和崔凯，2021），本研究采用等权重加权平均方法，以避免出现由不同指标难以比较或重要性难以区分造成的权重设计问题。对于“三化一融”水平的评价结果，50%以下为农业农村现代化起步阶段，50%~80%为中期阶段，80%以上为后期阶段。评价目的是：遵循农业现代化、农村现代化、农民现代化和城乡融合发展“三化一融”统筹推进的思路，为补齐发展短板、突出建设重点和做好时序安排提供参考。

1. 农业农村现代化已进入中期偏后阶段，2035 年前可基本实现“三化一融”目标。按照 2035 年目标值，2021 年“三化一融”水平的实现程度为 76.3%（见图 1），自 2012 年起年均提高约 2.43 个百分点。对标 2035 年目标值，中国农业农村现代化进程总体上已经进入中期偏后阶段。

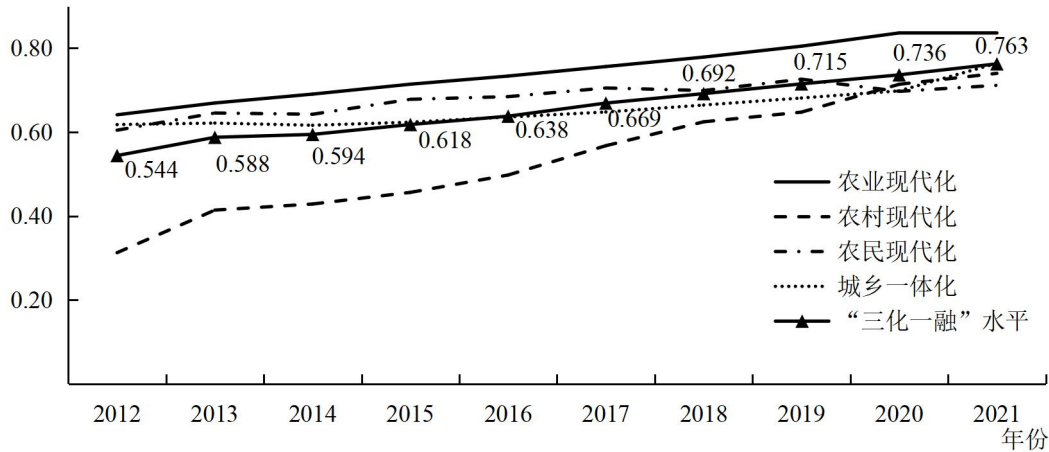


图1 2012—2021 年中国农业农村现代化进程评价结果

对标 2035 年目标值，2021 年农业现代化（83.5%）已经处于后期阶段，农村现代化（74%）、农民现代化（71.1%）和城乡融合发展（76.4%）均处于中期阶段。^①在 4 个一级指标中，农业现代化实现程度最高，距离 2035 年目标值的差距最小；农民现代化距离 2035 年目标值的差距最大，是最为突出的短板项。

综合运用线性估计、多项式回归、移动平均等多种方法进行估计，以“三化一融”水平在 2012—2021 年和 2016—2021 年的年均提高值来设定两种不同的增长基准，并综合考虑农业农村现代化客观规律和约束条件来进行不同情景下的评估。预计中国到 2033 年左右可基本实现“三化一融”目标值，为基本实现农业农村现代化奠定重要基础。

^①括号内数值表示这些指标对标 2035 年目标值的实现程度，类似情况下同。

2. “三化一融”系统协调程度不断提高，农民现代化成为影响农业农村现代化整体进程的突出短板。从各一级指标的实现程度来看，农业现代化始终保持着较高的发展水平，并体现了“三化一融”水平的整体发展趋势，成为推动“三化一融”水平提升的重要支撑。农业现代化基本实现的时间要早于农业农村现代化的基本实现时间，预计在2027—2030年间可基本实现农业现代化目标值。

2012—2021年，农村现代化与城乡融合发展两项一级指标的实现程度不断接近或达到“三化一融”水平，这两项一级指标与“三化一融”水平的协调程度越来越高。从变化态势看，农村现代化曾是“三化一融”的突出短板项，由于近年来农村人居环境和生活条件得到显著改善，农村现代化水平已经非常接近“三化一融”水平。虽然城乡融合发展水平已经与“三化一融”水平基本持平，但提升较缓慢，需要从区域层面统筹考虑，重视城乡融合发展与农村现代化推进的协同性，增强现代化成果的城乡普惠性。

农民现代化实现程度自2020年起经历重要转折，其与“三化一融”水平之间的差距越来越大，并且与其余3项一级指标实现程度之间的绝对差距也在拉大，这显然不利于“三化一融”系统整体的协调发展。虽然按照现在的发展趋势，如期基本实现“三化一融”目标值可以预期，但到2035年基本实现农民现代化目标值仍较为困难，针对农民物质生活和精神生活两个层面的共同富裕问题尤其需要引起重视。

从2012—2021年的变化趋势看，“三化一融”系统内部协调程度在提高。但需要警惕，由农民现代化发展滞后所导致的“三化一融”系统内部的不协调，将阻碍农业农村现代化的进程。

3. 各一级指标下的劣势项和短板类指标需得到重视。2021年24项二级指标对标2035年目标值的实现程度，已进入后期阶段的有11项，其中，粮食综合生产能力指标已实现目标值，需要持续稳固；其余10项指标中，有2项指标实现程度在90%以上，8项指标实现程度为80%~90%。这11项指标分布于“三化一融”4个一级指标中，说明农业农村现代化进程中不同的一级指标都具有优势项；而农业现代化一级指标中的优势项最多，最能体现农业农村现代化的前沿水平。

实现程度进入中期阶段的有12项二级指标，这些指标总体变化平稳，在实现程度上能够保持较平稳的增长态势。但是，要强化关注实现程度较低的6项二级指标，包括农业现代化一级指标下的农业劳动生产率（60.93%），农村现代化一级指标下的生活污水处理的村比率（61.57%），农民现代化一级指标下的农村居民人均文教娱乐消费支出占比（68.67%），以及城乡融合发展一级指标下的城乡居民人均消费支出比（68.42%）、城乡教育均等化（64.52%）和城乡每万人拥有执业医师数之比（64.94%）等，需要保证这些指标的实现程度按既有发展速度持续提高。

有1项二级指标仍处于起步阶段，即农民现代化一级指标下的农村居民人均可支配收入（42.07%）。该指标能否实现目标值直接影响到农民现代化的整体进程。就该指标反映的内涵来看，农民收入是其物质生活的基础，也与其精神生活密切相关，是农民生活富裕富足的前提。收入水平方面指标的实现程度不高，表明目前距离实现农民农村共同富裕的目标尚有较大差距。

（四）农业农村现代化进程评价的启示

发挥好指标设计、评价和预测等对理论创新和实践指导的积极作用，不能仅局限于指标本身，而

应从指标体系评价结果的背后逻辑出发，并上升到更加中观、宏观的层次，突出其战略性、长期性和系统性，来统筹考察农业农村现代化的重点难点。

首先，农业现代化是农业农村现代化的优势项，需要继续巩固提升。特别是对粮食综合生产能力、农业劳动生产率、农业科技进步贡献率、农作物耕种收综合机械化率、农田灌溉用水有效利用系数、主要农作物化肥利用率等典型指标，需要按照现有实现程度进一步稳固或稳定提升。要尽快突破粮食安全约束，提高粮食和重要农产品供给保障能力；要全面提升科技创新整体水平，加快现代技术和物质装备的推广应用；要提升资源利用效率，破解土地经营规模不足和人力资本短缺的双重约束。

其次，农村现代化水平与城乡融合发展水平相近，两项指标均处于中期偏后阶段，但仍需关注城乡融合的进展情况，避免出现“农村环境改善、城乡差距扩大”的悖论现象。就农村现代化而言，一方面，要锚定农村基本具备现代化生活条件的目标，重点围绕农民居住条件、农村人居环境、乡村基础设施和基本公共服务等方面布局重点任务；另一方面，要加强农村精神文明建设，强化党建引领，完善农民参与机制，积极推进乡村治理体系和治理能力现代化。就城乡融合发展来看，虽然城乡融合发展水平略高于“三化一融”水平，但城乡居民在收入、消费、教育、医疗、养老等方面的差距是全方位的，尤其是城乡居民的收入和社会保障差距较大，缩小城乡差距的任务十分艰巨。同时，在城镇化进程中，农村劳动力、人才、土地等资源还将持续向非农产业和城镇集中，乡村留守人员的生活保障以及基础设施的管护运营问题也尤其值得关注。要进一步在空间层面统筹规划，通过区划调整、城乡产业融合和村庄布局优化等，释放城乡发展红利。

最后，农民现代化是“三化一融”系统的短板，必须重视其短板类指标，在农业农村现代化进程中扎实推动农民共同富裕。农民现代化的短板突出表现为农民收入需持续提高、消费结构不合理、文化素质有待增强、农民物质和精神生活仍有较大提升空间等，这些不利于“三化一融”目标的实现，影响农业农村现代化整体进程。农民现代化的背后，体现的是生产工具、生活方式、观念、素质、职业等全方位的现代化，面向农民富裕富足的目标，需要重点增强农民现代化意识、提高农民科学文化素养、破除农民参与乡村振兴的体制机制障碍、缩小城乡居民收入和生活水平差距，尽快提升农民现代化水平，体现人的现代化本质要求，从而更好支撑和服务中国式现代化。

二、新时期农业农村现代化的重点

当前，学术界判断农业农村现代化的重点主要有两种观点。第一种是两分法，即将农业农村现代化拆分为农业现代化与农村现代化，从两个方面分别寻找其重点或着力点（例如陈锡文，2018；国务院发展研究中心农村经济研究部课题组，2021）；第二种是列举法，即把农业农村现代化作为一个综合概念，从不同方面或角度归纳提炼并列举其重点（例如高强和曾恒源，2020；杜志雄，2021）。当前，中国“三农”工作已经转入全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化的新阶段。新阶段农业农村现代化的重点，是在厘清农业现代化与农业强国，农业现代化、农村现代化与农民现代化，农业农村现代化与城乡融合发展三组重要关系的前提下，锚定2035年农业农村现代化基本实现和2050年农业强、农村美、农民富全面实现的两阶段目标，统筹协同推进“三化一融”。一是抓好“独立项”，按

照“守底线、补短板、寻突破、促提升”的思路明确农业现代化、农村现代化和农民现代化各自领域的重点任务；二是做好“交叉项”，根据农业现代化、农村现代化和农民现代化之间的联系明确交叉融合的重点任务，尤其是把提升农民现代化作为优化重构三者关系的重中之重；三是用好“串联项”，把城乡融合发展的理念贯穿于农业农村现代化建设全过程，通过建立健全科学的城乡融合发展体制机制加快推进农业农村现代化。

（一）以“农业强国”为目标推进农业现代化，持续提升物质保障能力和国际竞争能力

农业现代化是建设农业强国的基础。因此，要按照建设农业强国的要求确立农业现代化的重点任务。一是不断提高粮食和重要农产品供给保障能力。要深入实施藏粮于地、藏粮于技战略，构建辅之以利、辅之以义的机制保障，即确保种粮农民合理收益、全面落实粮食安全党政同责，确保把中国人的饭碗牢牢端在自己手中。同时，要深刻把握大食物观内涵，构建粮经饲统筹、农牧渔结合、植物动物微生物并举的多元化食物供给体系，实现各类食物供求平衡。二是持续提升农业科技创新和装备设施水平。要抢抓新一轮科技革命有利时机，坚持农业科技自立自强，加快以种业为重点的农业科技创新，不断提高土地产出率、劳动生产率和资源利用率，走主要依靠科技进步支撑的内涵式发展之路。要强化农机装备工程化协同攻关，创制推广一批大型大马力机械、丘陵山区适用小型机械和高效智能农机，整体提升种养加等各环节、农牧渔等各领域的机械化水平。三是持续提升农业产业国际竞争能力。要加快构建新型农业对外合作关系，实施农产品进口多元化战略，创新农业服务贸易模式。加强与共建“一带一路”国家和地区的多双边农业合作，稳步提升对外农业贸易投资水平。要培育战略型现代农业企业集团，依托双边或多边合作机制，积极开展农业对外投资和技术合作，加强国际运输通道能力建设，提高产业链供应链国际竞争力、资源掌控力和风险防控力。

（二）以“和美宜居”为重点推进农村现代化，全面提升乡村居住条件和治理水平

农村是农业生产和农民生活的载体，农村现代化的重点任务就是为二者创造良好的外部环境。一是持续推进农村人居环境提升。要坚持数量服从质量、进度服从实效，根据不同自然特征、社会经济条件、居住特点等因素确定人居环境的具体提升方式。加强农村厕所革命与生活污水治理有机衔接，因地制宜推广一体化处理模式。加快推进农村生活垃圾源头分类减量，协同推进农村有机生活垃圾、厕所粪污、农业生产有机废弃物资源化处理利用。要使农村环境达到并保持村庄整洁、山清水秀、环境优美、生态宜居的状态，使农村生产、生活、生态有机融合，协同共生，成为彰显生态文明建设的重要载体，成为城市居民向往的梦想田园。二是全力推进乡村治理现代化。要以多元共治替代主要由政府部门单一化推进治理的模式，完善与多元共治相匹配的治理结构，构建包容性的乡村治理体系。以治理一体化替代城乡二元分割的治理模式，建立与城乡融合发展相适应的治理机制。以治理法治化替代传统治理体制下的治理人格化、治理随意化。以治理高效化和治理精细化替代治理内卷化和治理单一化，运用数字化手段助力治理能力现代化。

（三）以“观念素质”为切入点推进农民现代化，充分提升农民的主体性

农民是农村生产、生活和治理的主体，其现代化的重点是观念转型和能力建设，以此激发他们在农业现代化和农村现代化过程中的主体性和能动性。一是推动农民的观念意识转型。要加快农民的思

维能力和思维方式从传统向现代转型，使其逐步从小农意识转向现代意识。不断拓宽农民有序参与基层治理的渠道，强化农民的主体意识和政治参与意识。加大政策宣传讲解力度，让农民能够切实了解自己作为现代公民所具有的政治权利义务和治理责任义务。二是推动农民的素质现代化。要大力优化基础教育，加强农村劳动力职业技能培训，完善农民健康保障体系，推进乡风文明建设，加快提升农民的身体素质和科技文化素质。整合分散的农村科普和科技服务力量，例如农技推广、农民教育和农村专业技术协会等，建立农民科学素养提升的一体化推进机制。根据城乡人口变化趋势，优化农村幼儿园、中小学和文化设施布局，引导优质资源要素向比较利益较低的农村教育和文化领域流动，鼓励社会资本投入农村教育和文化培训领域，夯实农民文化素质现代化的基础。

（四）抓好农业现代化、农村现代化和农民现代化的交叉项，把农民现代化摆在更加突出的位置

推进农业农村现代化，既要推进农业现代化、农村现代化和农民现代化各自领域的重点任务分项推进，又要把握好三个现代化的交叉任务，形成联动推进格局。一是培育高素质经营主体与推进多种形式适度规模经营联动。要把要素市场建设作为激活农业规模化发展的钥匙，通过健全农业要素市场、优化经营权配置机制引导更多经营主体推动农业规模化发展，促进农地经营权向适度规模经营的专业大户和家庭农场等经营主体流转。同时，要提高规模经营主体的能力和素质，鼓励受过农业专业教育的年轻人从事农业生产经营，对新进入农业且专业从事农业生产的年轻人予以支持。二是推进农村文化建设与提升农民精神风貌联动。要以社会主义核心价值观为引领，加强农村精神文明建设，传承发展优秀农耕文化，倡导现代文明理念，健全农村公共文化服务体系，建设乡村文明、家风良好、民风淳朴的文明乡村。根据农民群众的精神文化需求，完善乡村公共体育设施网络和服务运行机制，倡导科学健康、绿色低碳的生产生活方式，充分利用网络、电视和广播拓展乡村文化服务渠道，丰富乡村文化生活，提升农村社会文明程度。三是实施乡村建设行动与推进农民过上现代生活联动。要优先改善农民住房条件，统筹解决农民住房分散、存在安全隐患的问题，大力提高农民住房质量。要以县域为载体加快农村重要基础设施建设，尤其是污水处理和医疗设施、养老服务中心以及交通网、物联网、互联网的建设，大力提升农村的医疗、养老服务水平和信息化水平，推进农村人居环境综合整治提质升级。

（五）融城乡融合发展理念于农业农村现代化建设中，串联农业现代化、农村现代化和农民现代化

推进农业现代化、农村现代化和农民现代化，目的是实现农业生产力的提升、农村宜居宜业程度提升、农民生活水平跃升，这些都将助力于改善城乡关系。其本质是加快城乡融合发展。农业、农村和农民现代化的过程，既是城乡之间要素双向流动、产业高度融合、生活充分互补的过程，也是城乡发展过程相互嵌入、城乡发展动力相互传导、城乡发展成果相互分享的过程。因此，要充分认识加快农业农村现代化和促进城乡融合发展之间的辩证统一关系，把城乡融合发展的理念贯穿于农业农村现代化建设全过程，真正实现工农互促、城乡互补、协调发展、共同繁荣。一是统筹城乡要素配置和产业发展。要优先建立健全有利于城乡要素合理配置的体制机制，在中央提出加快建设全国统一大市场的背景下，尽快建成城乡统一的劳动力、土地、资本、技术和数据市场，形成城乡统一的要素市场制度规则，进一步释放城乡产业发展潜力，为农业农村现代化创造良好的发展环境。二是统筹城乡基础设

施建设和基本公共服务供给。要尽快补足农村基础设施和公共服务短板，尊重城乡人口流动规律，既要防止投入不足导致质量不高，更要避免投入过度造成严重浪费。要以城乡公共资源配置均衡化和城乡基本公共服务均等化为标准，统筹布局城乡基础设施，全面提升农村基础设施水平；建立健全城乡基本公共服务公平共享机制，全面提高农村基本公共服务质量。

三、推进农业农村现代化的难点及破解路径

对于农业农村现代化的难点，学术界有不同的认识：有的把问题，例如农村基础设施和公共服务薄弱，理解为难点；有的把挑战，例如保障粮食安全面临的资源约束，理解为难点；有的把矛盾，例如小农户分散生产与现代化大农业的矛盾，理解为难点。本课题组认为，锚定建设农业强国目标，中长期农业农村工作中所存在的难以化解的突出矛盾、关键难题、体制障碍是农业农村现代化的难点。这些难点因深层次的体制机制问题而产生，在现有体制机制和政策框架下难以得到解决，需要推进前瞻性、突破性的深入改革来探索可行办法。

当前一个时期，推进农业农村现代化的难点及破解路径主要有如下五个方面。

（一）协调粮食安全与农民增收的目标冲突

保障粮食安全是农业农村现代化的首要和底线任务，促进农民增收是“三农”工作的中心任务。二者既是农业农村发展政策的主要目标，也是其重要内容。然而，二者存在明显的目标冲突。保障粮食安全的支持政策，强调集中资源推动粮食稳产增产，主要指向是调动农民种粮积极性，集中资源发展粮食产业。由于粮食产业比较效益较低，扩大种粮面积往往意味着放弃高收益的产业发展机会，不利于实现农民持续增收。例如，2019—2021 年种植蔬菜、水果的平均成本利润率分别是种植粮食的 17.3 倍和 5.0 倍^①。当前，农民增收并非主要靠种植粮食，种粮对农民增收的总体贡献已经很小。扩大种粮面积短期内难以成为农民种粮增收的现实选择，主要是因为户均只有几亩地的小农户在较长时期内依然是种粮农民的主体，而新型农业经营主体在要素市场和产品市场的双重挤压下规模经营收入难以稳定增长，粮食产业链“利润丰厚”的加工、流通、销售等主要增值环节的收益又难以转化为种粮农民收入。农民扩大种粮与其收入增长的矛盾越发突出，以粮食作物种植为主的村庄的平均收入水平比以种植其他作物为主的村庄约低 20%（苏红键，2022）。农民种粮积极性是保障粮食安全的根本和前提。保障粮食安全，必须化解其与农民增收之间的冲突和矛盾，确保农民在种粮的同时也能实现收入稳定快速地增加。当然，通过调整农业结构来促进农民增收不能突破粮食安全底线。对于从事粮食生产的农民，必须建立多元化的增收长效机制，多措并举有效破解粮食安全与农民增收之间的目标冲突：一是因地制宜推进农业适度规模经营，改变小规模、分散化、高度兼业化的经营状况，提高专业化粮食生产经营效益；二是加快科技创新和良种培育，促进机械化和智能化深度融合，全面提高粮食

^①蔬菜的平均成本利润率为西红柿、黄瓜、茄子、圆白菜、菜椒、大白菜、马铃薯 7 种蔬菜该指标值的平均值，水果的成本利润率为苹果的该指标值，粮食的平均成本利润率为稻谷、小麦、玉米 3 种粮食产品该指标值的平均值。各产品的平均成本利润率根据各年度《全国农产品成本收益资料汇编》计算得到。

种植的规模化和专业化水平；三是加快转变粮食生产方式，不断延伸粮食产业链，构建纵向融合和一体化的粮食全产业链，建立健全小农户公平分享粮食产业链增值收益的利益联结机制；四是挖掘粮食生产的多维功能，推动粮食生产与加工、电商、文旅、休闲、教育等融合发展；五是完善粮食生产利益补偿机制，尤其要积极探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制。

（二）化解分散小农户与现代化大农业发展的矛盾

现代化大农业是践行大农业观的现代化农业，普遍实现了专业化、集约化、规模化生产经营。在小农户基础上实现农业现代化是中国特色农业现代化的核心特征。发展现代化大农业不能排斥小农户。然而，分散的小农户具有兼业化、粗放化和细碎化的典型特征，与现代化大农业的生产经营方式明显不符。小农户作为主要经营主体贯穿中国农业现代化全过程，是中国农村土地制度、渐进式城镇化道路和促进农民共同富裕战略目标综合作用的必然结果。保留小农户是适应农民城乡两栖发展形态和维护经济社会稳定的必然要求。保留小农户发展形态，并将小农户引入现代化大农业的产业体系，是加快建设农业强国面临的艰巨挑战，也是亟待破解的一大难题。一是小农户城乡两栖性将导致农业经营的兼业化和老龄化，既影响现代农业生产技术的普及，造成粗放经营、分散生产，影响农产品质量和农业生产效率提升，也导致农业的生计保障功能须长期发挥作用，进而制约适度规模经营实现。二是小农户长期存在将使农业规模经营目标的实现长期受制于土地流转、生产服务、劳务组织等要素市场，形成畸高的制度性、非经营性的规模经营成本，限制农业产业的竞争力。三是现代农业后继无人问题日益凸显。特别是青年农民难以源源不断地成长起来，新型农业生产和服务主体的代际传承被阻断，不断削弱农业现代化的根基。化解分散小农户与现代化大农业发展的矛盾，关键是顺应小农户演变趋势，推广组织化、规模化、集约化、专业化、绿色化的生产方式，把小农户引入现代农业的专业化分工轨道，在现代农业产业链中找到小农户的合适位置。这有赖于以县域为单位开展区域性、复合型、立体式的现代农业经营方式创新，整合全产业、全要素和全链条，形成综合性的区域现代农业支撑平台，带动新型农业经营和服务主体全面升级发展，创新联农带农利益联结机制。

（三）破除推动城乡融合发展面临的体制机制障碍

城乡融合发展的重要标志是城乡创业就业的机遇、待遇等基本均等，农民在城乡之间进退有据，市民在城乡之间相机择业，要素在城乡之间平等交换、自由流动和良性循环。然而，这要以城乡均衡协调发展为前提。目前，城乡二元结构仍然明显存在，城乡二元体制机制导致一些领域形成了固化的利益格局，对推动城乡融合发展造成极大限制，也明显阻碍了农业农村现代化的顺利推进。

一要破除城乡要素市场连通“瓶颈”。城乡要素市场分割问题集中体现在土地要素市场，尤其是农村集体经营性建设用地入市以及宅基地盘活利用机制不畅。同时，农村房地产市场缺位，农村住房保障缺乏市场机制支撑。这造成了以下两方面问题：一方面，资金、土地等要素难以向农业农村领域集聚；另一方面，人口不能在城乡自由流动，尤其是在农业转移人口市民化后农村土地权益等不能及时退出，造成城乡资源“两头占”问题。在渐进式城镇化过程中，让部分群体城乡资源“两头占”，是稳定社会经济的客观需要。然而，随着发展阶段的跃升，如果不及时解决城乡资源“两头占”问题，这一群体数量的迅速增加将造成资源浪费，严重制约乡村全面振兴。根据《中国农村政策与改革统计

年报（2021）》《中华人民共和国 2021 年国民经济和社会发展统计公报》，2021 年农村集体经济组织成员有 9.21 亿人，而农村常住人口仅 4.98 亿人。未来，需要通过实施城乡要素市场一体化改革，推动农村资源要素与人口格局的均衡配置，实现城乡要素资源的优化配置、良性循环。

二要化解城乡产业融合发展矛盾。城乡经济循环是新时期接续推进乡村产业振兴的关键动能。目前，乡村产业发展已经形成了农村产业融合、城乡产业转移这两条并行推进路径。城乡产业融通在生产标准、基础设施、服务支撑等方面存在“瓶颈”，造成下乡产业和本土产业不兼容、农产品向城市上行通道不畅、城市优质服务下沉乡村机制缺乏等突出问题，这使得以农业为根基的农村产业融合路径和以产业下乡为主的城乡产业转移出现了要素竞争、空间排斥现象。产业下乡不仅没有带动乡村产业升级，反而挤压了本地产业的发展空间。不少产业下乡项目根植性不强、存续时间不长，扰乱了乡村产业正常发展秩序。因此，需要重构乡村产业政策体系和推进机制，消除制约城乡产业融通的“瓶颈”因素，实现农村一、二、三产业融合向城乡一、二、三产业融合升级。

三要探索县域城乡治理一体化机制。打破县域城乡二元结构，将深刻改变城乡居民的生活和就业格局、城乡公共服务供给格局、县级财政收支格局和政府运行秩序以及基层政府、村级组织治理格局，势必面临难以想象的阻力，甚至在局部范围可能引发治理隐患。目前，城乡一体化的县域治理机制尚未得到探索，各地仍以城乡二元机制推动建设、服务和治理。要实现向县域城乡融合的顺利过渡，必须探索破除县域城乡二元结构的制度安排，及时调整对城乡居民生活就业、公共服务供给、县级财政收支和政府运行、基层政府和社区（村级）组织的治理机制，构建县域城乡融合发展的体制机制。

（四）破解农村空心化和农村人口老龄化难题

未来，城镇化仍会继续推进，人口由乡入城的迁移将持续下去。根据《中华人民共和国 2022 年国民经济和社会发展统计公报》，中国 2022 年的城镇化率为 65.22%。学术界普遍预测，2050 年中国城镇化率会达到 80% 左右（魏后凯，2014；李善同等，2017；United Nations，2019；国务院发展研究中心市场经济研究所课题组，2022）。这意味着农村空心化、农村人口老龄化将不可避免地成为推进乡村全面振兴的重大挑战，但也带来了重要机遇。根据《中国农村政策与改革统计年报》（2020 年、2021 年），农村行政村（村改居）数量、村民小组数量分别减少了 4%、3%。据预测，到 2050 年，中国农村人口规模将降至 2.4 亿~2.6 亿人，农村人口老龄化水平高达 36%~40%（解安和林进龙，2023）。

一要破解农村空心化的难题。即使不考虑城镇化因素，人口自然负增长也是未来农村人口发展的基本面。随着新型城镇化的稳步推进和总人口数量的逐步下降，农村人口将持续减少，农村将有大量村庄消亡。在这种情况下，面向未来推进乡村全面振兴，不能面面俱到地追求村村振兴。必须对城镇化趋势、城乡格局变化、村庄演变态势作出研判，科学谋划村庄布局，有序引导农村人口适度集聚，按照人口分布情况来整合、优化配置资源，防止“有村无民”乡村建设造成浪费。

二要破解农村人口老龄化的难题。据预测，农村老年人口于 2040 年前后将在达到 1.1 亿~1.2 亿人的峰值后回落至 0.9 亿~1 亿人，80 岁及以上高龄人口规模至 2050 年则将持续增长至约 4000 万人（解安和林进龙，2023）。农村人口老龄化问题加剧对农业农村现代化的影响深刻，带来的挑战主要是“老人农业”、农民养老难和农村经济欠缺活力。对此，要以培养青年农民为重心，推动职业农民

队伍代际传承；要紧扣农村不同老年群体的最紧迫需求，做好公共养老服务供给与在家在村养老的有机融合，解决好老年人吃饭、就医、照护等需求，走出一条“低成本、高福利”的中国式农村居家养老产业之路；要推动农村经济结构转型，重视发展老年友好型乡村产业，为农村老年人创造更多灵活就业机会，给予他们更多生计保障创业扶持，增加农村老年人的财产性收入和转移性收入，让农村老年人能够“体面养老”“有尊严地养老”。

（五）推动乡村闲置资源要素盘活利用机制改革

资源要素短缺是农业农村现代化的重要限制因素，但乡村资源要素的低效利用和闲置浪费又是普遍存在的问题。经过农村集体产权制度改革，农村集体“三资”底数基本摸清。根据《中国农村政策与改革统计年报（2021）》，截至2021年底，全国农村集体经济组织资产总额（不包括土地等资源性资产）为8.22万亿元，完成集体产权制度改革的村量化资产总额为2.7万亿元。不少地区农村集体经济发展薄弱，集体“三资”市场化运营机制尚在探索，造成集体“三资”处于低效利用或闲置状态，土地等资源性资产的闲置问题更为普遍。课题组调研发现，各地反映诉求最强烈的是乡村产业发展面临土地短缺难题。不少地区农村发展受“有土地不能用”制约的问题越来越突出。一方面，可利用、易利用的农村土地资源要优先保障城市建设和产业发展，土地增值收益用于农业农村的比例过低，不能形成土地资源开发促进乡村振兴的要素循环驱动机制。这也是各地农村集体经营性建设用地入市改革推进缓慢的重要原因。另一方面，农村土地替代社会保障承担的兜底保障功能虽持续减弱，但因城乡“两栖”人口长期存在而需持续发挥作用。这会制约农村土地要素功能的发挥，使乡村发展的土地指标紧缺、土地利用低效、土地资源闲置等问题更加突出。就农村宅基地大量闲置状况看，根据中国社会科学院农村发展研究所2022年组织的中国乡村振兴综合调查数据，2021年样本村的平均空闲废弃宅基地面积为65.4亩，其中，常年性闲置农房占用的宅基地面积占空闲废弃宅基地面积的74.5%。据此粗略估算，全国闲置宅基地约有3500万亩，其中，常年性闲置农房占用宅基地的面积约有2600万亩。土地是农村的优势资源，但乡村振兴的土地要素保障反而成为难题，这与城乡土地要素管理制度和配置机制有关。化解乡村振兴资源要素短缺矛盾、盘活利用乡村资源要素的思路为：一是打破现有农村土地要素城市分配格局，建立土地要素优先用于农业农村发展的机制；二是实施农村全域土地整治，统筹推进宅基地、承包地、集体建设用地等土地制度改革，探索稳妥有效的闲置土地资源盘活利用机制，提高农村土地利用效率；三是完善农村资源要素市场，规范农村产权交易，前瞻性地部署深化农村改革，分类推进城乡资源“两头占”群体稳妥有序释放农村资源要素，撬动乡村全面振兴的关键动能。

四、统筹协调推进农业农村现代化的主要措施

针对农业农村现代化的重点与难点，锚定2035年和2050年的两阶段目标，以农业农村重要领域和薄弱环节的改革、创新与发展为突破口，遵循“强基础、提质量、补短板、促转型、增动能、强协同、筑保障”的总体思路，全面激活主体、激活要素、激活市场，坚持“三化一融”协同推进农业农村现代化，把农民现代化放在更加突出的位置，着力提高农业农村现代化的整体性、协调性、前瞻性

和内生性，实现城乡融合基础上农业现代化、农村现代化和农民现代化更高水平、更优结构、更佳质量的协调发展，夯实中国式现代化的农业农村基础。

（一）发展现代化大农业，巩固提升农业现代化

深入推进前沿农业科技创新、加快塑造农业新质态，以发展现代化大农业巩固提升农业现代化、引领农业强国建设。一是加快构建环境适配性强、潜能得到充分激活的现代农业发展大资源格局。推进生物育种、先进智能装备、绿色低碳等方面的前沿科技研发与集成配套，促进传统耕地资源的高效开发利用，推动农业生产的载体从有限的耕地资源向整个国土资源拓展。加快适用于丘陵山地农业、水体农业、戈壁设施农业以及盐碱地设施农业发展的专用品种培育、智能装备与农机农艺等方面的技术攻关，着力突破现代化大农业发展的资源约束。二是加快构建全产业链深度融合、创新升级的大产业格局。着力推进前沿数字技术在农业全产业链各环节的渗透，提高农业精准化生产、高效化流通、智能化监测管理和智慧化服务决策水平，加速农村产业纵向融合。着力推进涉农大数据归集、应用与共享，因地制宜发展单环节、多环节、全程生产托管等服务模式和综合农事服务中心，促进服务与科技深度融合，延伸农业产业链、增强农业供应链、提升农业价值链，提高现代农业的产业韧性。三是加快构建绿色低碳、可持续的现代农业发展大生态格局。大力推进环境物联网、低碳生产、“天空地”数字管控等技术的应用，助力节水、节肥、节药，降低能源消耗。着力推进区块链、人工智能等前沿技术赋能农产品质量安全追溯，提高农食系统的透明度，促进绿色优质农产品供给。着力推进智能化环境监测技术、卫星遥感技术的应用，减少农业生产过程中的污染物排放、加强农业面源污染治理，大力发展有机、循环、低碳等农业新模式。四是加快构建立体开发、复合经营的现代农业发展大空间格局。着力推进智能育种技术与新设施、新装备、新材料的有机结合，因地制宜发展设施农业、戈壁农业、沙漠农业、水体农业和城市农业，加快拓展农业横向生产空间、调整优化全域和局部地区农业生产布局。着力推进智能栽培、智能环控等前沿技术与多层立体化种植、无土化栽培、海水立体种植和养殖等生物技术相结合，充分利用地面地下、水面水下和空中资源，拓展农业纵向生产空间。

（二）实施人居环境整治提档升级工程和住房革命，加快推进农村现代化

协同推进农村人居环境整治提档升级与住房革命，加快乡村建设质量和农村生活品质整体跃升，释放农村现代化的新动能。一是推进农村人居环境整治和住房建设理念革新与互嵌。立足村庄区位条件、自然资源与文化历史资源禀赋以及经济基础，树立“农业农村联动、生产生活生态融合、建管用并重”的人居环境整治提升理念；同时，强调农村住房建设与人居环境整治的方案衔接，把保护传统村落和特色民居与引入现代元素相结合，力求“安全、适用、绿色、环保、美观”五大理念深度融合。在农村住房质量安全提升基础上，以公益性和市场化等形式，引入创意设计、规划建筑、园林景观等专业规划力量，提升住房建设规划的前瞻性以及住房建设规划和人居环境整治措施的协同性。二是推进农村人居环境整治和住房建设标准革新与互促。高质量推进厕所革命、生活污水垃圾治理、村容村貌提升等人居环境整治重点工作，加大新型基础设施建设力度，完善相关领域设施设备的运行管护、监测评估、管理服务标准体系建设。同时，因地制宜推广装配式钢结构、木竹结构等安全可靠的新型房屋建造方式，完善信息化接入条件、建设区域性农村住房管理综合信息平台；在有效开发利用太

阳能、沼气等清洁能源外，推进燃气基础设施建设，确保农民住房所具备的“舒适栖息、清洁厨房、卫生厕所、家庭学习、信息化条件”五大功能协同改善。三是推进农村人居环境整治和住房建设目标革新与协同。制定人居环境整治提档升级的中长期规划，着力补齐制约农村生活品质提升的短板，推进整治成效可感可及，塑造农村新风貌；推动农民住房从单一的安全住所转变为保障身心健康、服务工作学习、增进社会联系、提升社会和谐的多功能住所，更好回应农民对现代美好生活的向往。

（三）实施农民内生动力提升长效支持计划，加快补齐农民现代化短板

加快实施农民内生动力提升长效支持计划，培育现代化意识、改善发展能力、提升素质素养、促进持续增收，以更好满足农民多元化多层次的主体性诉求。一是实施制度固能长效支持计划。构建集矛盾化解、人文关怀、民主协商等于一体的乡村软治理机制，推广“一约四会”（村规民约、红白理事会、道德评议会、村民议事会和禁毒禁赌会）的协商议事模式，引入第三方评价机制嵌入乡村民主协商治理，拓宽农民有序参与基层治理的渠道，激发农民主体意识。二是实施产业聚能长效支持计划。以适度规模经营为导向，支持有条件的小农户加快成长为家庭农场、农民合作社，因地制宜发展跨区域、跨主体、跨产业经营组织方式的联合体、综合体和联盟。健全面向小农户的农业社会化服务体系，提升其衔接现代农业的能力。加快产业转型升级以助力乡村产业振兴，鼓励城市企业家、农民工、毕业大学生等返乡参与乡村建设，引导城市资本下乡。三是实施文化蓄能长效支持计划。将文化馆、图书馆、电影院、体育馆等有益于农民身心健康的公共设施纳入乡村建设整体规划，搭建集政策法规宣讲、教育、科普、健康与体育等于一体的乡村文化建设平台，通过内部培育和外部联结，着力推进农民素质现代化。四是实施改革赋能长效支持计划。推动农村集体经济组织创新与市民化改革联动，对集体经济组织进行市场化改造，完善农民对集体资产股份占有、收益、有偿退出及担保、继承等方面的权能，激发农村集体经济发展活力和农民职业发展动力。五是实施培育释能长效支持计划。鼓励企业、高校、科研院所在乡村创办形式多样的研习基地、实践基地和培训基地，并加大对农村实用人才培养的支持力度，因地制宜打造专业化、特色化和可持续的创新创业载体，促进农民持续增收。

（四）深化要素市场化改革，助力城乡融合高质量发展

深化要素市场化改革，牵引城乡产业发展、要素配置、基础设施与公共服务供给一体化，着力提升城乡融合发展水平。一是推进城乡产业结构合理调整、有序衔接，形塑城乡经济良性循环。围绕农业现代化需求，发展壮大现代农业要素供应及配套服务产业，促进现代服务业、现代制造业与现代农业深度融合。依托农业农村特色资源，开发农业产业新功能、农村生态新价值。顺应农村人口结构变化，加快培育现代生活服务业，着力消除城乡产业在标准、质量、服务等方面的差距。二是加快城乡基础设施与重点领域公共服务一体化改革。建设连通城乡和智慧高效的冷链物流、农产品交易、农事综合服务网络体系，健全城乡统一的基础设施管护运行机制。统筹推进城乡数字基础设施建设、数字治理与公共服务平台有机衔接以及数据资源的整合共享和开发利用，促进数字城乡融合发展。构建城乡教育联合体，深化义务教育教师“县管校聘”管理改革，推进县域内教师交流轮岗；健全县、乡、村衔接的三级养老服务网络，探索乡村普惠型养老服务和互助性养老的有效模式，发展街道（乡镇）区域养老服务中心。三是持续深化农村土地制度改革。健全土地经营权流转的管理服务与监督制度，

加强流转价格监测指导，建立工商企业流转农地经营权的风险保障金制度。面向县域拓展农村宅基地使用权流转范围，畅通非集体经济组织成员投资利用宅基地的有效渠道，盘活农村闲置房地资源，增加农民财产性收入。四是健全城乡融合发展的财政与金融支持保障机制。加大中央和省级财政对农业转移人口市民化奖励资金支持力度，重点支持吸纳跨市域农业转移人口落户多的城市。健全城镇建设用地扩大规模与吸纳农业转移人口落户数量挂钩机制。利用大数据技术完善新市民信用评估体系，创新面向新市民的金融产品与服务设计。

（五）推动数字化智慧化转型，驱动农业农村现代化

健全以数字化智慧化转型驱动农业农村现代化的体制机制，完善科技与人才支撑保障。一是建立完善数字农业农村发展的管理体制。加快建立跨部门的数字农业农村发展部际联席会议制度，完善运行管理机制，聚焦数字农业农村发展的重点领域和短板，协调推进规划方案制定、制度机制设计、标准规范实施，统筹推动重大工程和试点示范。二是实施现代设施农业与智慧农业协同发展工程。统筹推进大中城市区域现代设施农业标准化园区建设、传统优势产区设施改造提升、戈壁盐碱地现代设施种植建设、高效节地设施畜牧建设、冷链物流和烘干设施建设等重点项目，加快发展农业工厂等设施农业新业态。推进农业物联网、人工智能、区块链、大数据等数字技术在设施农业不同应用场景中的试点示范，并分类制定近期、中期和长期的发展路线图。三是实施前沿数字技术、生物技术、绿色技术联合攻关工程。瞄准农业农村领域的前沿技术需求，组建协同创新中心，开展联合技术攻关和技术应用融合创新。聚焦智能温室、立体养殖、仓储保鲜冷链物流等领域的突出短板，大力推进设施结构、专用品种、智能装备、农机农艺等方面的技术研发与集成配套，试点布局一批数字农业工厂、未来智慧农场。推进农业投入品全过程减量、废弃物全量资源化利用，推广新能源及节能环保设施设备，全产业链拓展农业绿色发展空间。四是加快以数字化智慧化赋能乡村治理能力和治理体系现代化。优化数字技术在乡村治理与公共服务领域的供需匹配，革新数字乡村建设的绩效考评体系，促进数字技术、治理制度与组织的融合。着力构建多元主体共建共治共享的乡村数字治理格局，激发精英群体和普通农户的内生动力。五是加快完善智慧农业与数字乡村发展的科技与人才支撑保障。加大对智慧农业技术研发的项目、基地、人才、资金一体化配置，支持设立国家和区域性智慧农业重点实验室，加强基础性长期性观测实验站（点）建设。改革现行农业科研和教育体系，实施智慧农业经营主体培育计划、卓越农艺师培育计划、乡村数字工匠培育计划，持续壮大乡村数字人才队伍。打破部门化、条块化的智慧农业技术推广体制机制，创新市场化智慧农业技术推广模式。

（六）全链条推进乡村文化振兴，激发农业农村现代化新活力

坚持传承与创新并举、保护与开发并重的原则，全链条推进乡村文化振兴、激发农业农村现代化的新活力。一是开展乡村文化基础设施改造提升行动。统筹推进城乡文化基础设施建设和资源共享，推动村史馆、文化广场、文创馆、乡村书屋等传统文化基础设施提档升级，实施数字影院、智慧图书馆、智慧书屋等系列乡村工程，提升乡村社区文化品位、提振农民精气神。二是开展乡村传统特色和历史文化遗产挖掘传承行动。依托现代科技手段，加强乡村古迹、建筑群、遗址等物质文化遗产的修复、保护和利用；加大对乡村非物质文化遗产及其传承人的保护培养，注重推动非物质文化遗产保护

与现代文化市场有机衔接。加强对地方传统农耕文化尤其是其新的时代内涵的系统化研究与挖掘，凝聚农业发展向心力。三是开展乡村文化资源数字化转化和传播行动。借助数字技术创新传播形式，加快盘活乡村的历史文化、民俗文化、风土人情等文化资源，促进乡村文旅、文化创意产业的融合发展。鼓励乡村居民通过各类自媒体平台参与文化资源的数字化传播，挖掘活化乡村优秀传统文化资源，培育乡村发展新动能。四是开展乡村文化资源价值开发利用行动。发挥数字文化企业的平台和技术优势，加强反映乡村特色文化的数字文化产品的创作与传播。设立全国性的乡村文化节，传播各地乡村文化建设成果，鼓励各地结合农民丰收节、“村晚”等活动，探索培育地方特色乡村文化品牌活动。推进文化创意赋能乡村建设，拓宽乡村居民文化参与、文化表达和文化体验的自主空间；推进文化创意赋能特色农业发展，因地制宜地发展创意农业、田园综合体等，促进农民共享产业增值收益。五是开展乡村居民文化素养提升行动。引导有条件的村庄开展文化讲座、公益演出等文化活动，鼓励自发组建群众文化队伍，规范和支持其开展丰富多彩的文化活动。依托乡村文化礼堂、文化大院等载体，充分发挥乡村文化和旅游能人、产业带头人、非物质文化遗产传承人、民间艺人等的“传帮带”作用，结合高素质农民培育工程，挖掘培养更多乡土文化人才，增添农业农村发展的新活力。

（七）建立大统筹强协调工作机制，增强整体性与系统性

建立大统筹强协调工作机制，强化农业农村现代化顶层设计、部门协同，增强资源配置的整体性与系统性。一是升级统筹机构，提高协同站位。完善农业农村现代化重大决策的顶层设计与组织实施保障，建立农业现代化、农村现代化、农民现代化、城乡融合发展的强协调机制，确保重大工作的总体布局、重大事项的统筹协调和重大部署的整体推进。二是推进统筹联动，确保协调一致。加快整合乡村治理体系建设、农业对外合作、城乡融合发展、农村集体产权制度改革等涉农领域现有的重要部际联席会议组织，建立综合性“三化一融”部际联席会议制度，统筹研究和协调农业农村现代化进程中的重大问题和关键决策，统筹推动相关重大工程和试点示范的实施。完善年度全体会议、季度或月度专题会议、不定期联络员会议机制，推进农业农村现代化重大事项、特定事项、应急事项的充分协商和一致行动。三是实施统筹共建、促进协作共享。推动联席会议框架内各部门在涉农大数据归集与信息系统建设、科技攻关、人才引进、流动调配、挂职锻炼等方面的合作共建，促进区域间、城乡间关于农业农村现代化项目的交流协作与资源共享。

（八）健全多元投入联动机制，提升财政金融协同支持的质效

强化财政、金融与社会资本的多元投入联动，更加重视各类资金的使用效率，持续提升财政金融协同支持“三化一融”的质效。一是优化财政支农总体性规划和资金管理制度。建立财政支农的年度部际会商制度，协调制定中央财政支持农业农村现代化的总体规划、阶段性目标和具体方案。合理拓宽财政支农资金的收入来源，将符合条件的“三农”项目纳入地方政府债券支持范围。实施“大专项+任务清单”管理机制，进一步推动涉农财政资金整合，适度赋予地方政府更大的涉农财政资金统筹整合权限。二是加大现代设施农业发展的财政与金融协同支持力度。综合运用贴息、奖补、信贷、保险、担保、期货等多重政策工具，创新投贷联动、银保合作等投融资模式。推进现代设施农业建设的信贷贴息试点，对保障重要农产品稳定安全供给的贷款项目予以优先支持，对试点省份实际支出的贴息资

金按照一定比例给予差异化奖补。围绕高标准农田改造提升、水利基础设施升级、农产品仓储冷链物流设施建设以及生物育种重大项目等，持续加大中长期贷款投放。推广面向粮食和重要农产品生产托管的一站式综合金融服务模式。三是加大乡村建设领域的财政与金融支持政策倾斜。引导和鼓励金融机构加大对农村人居环境整治、农房改造、综合服务平台搭建等乡村建设领域的信贷支持力度尤其是中长期信贷支持力度。探索对乡村公益性项目和经营性项目进行合理打包，完善市场化运作机制。优化对政策性、开发性和商业性金融机构支持乡村建设的差异化监管和绩效考核，强化金融科技赋能数字乡村综合服务平台建设。创新政府与社会资本合作模式，探索设立乡村振兴投资基金，实施以股权转让、股权回购、资产证券化等形式为主的社会资本市场化退出机制。出台政策优惠指南以及市场准入负面清单，强化对社会资本的监督管理。四是推进农村金融数据治理机制创新。持续加强涉农信用信息数据库的整合共享，打造区域性、全国性农村金融服务平台，优化金融服务供给。完善金融数据多重价值开发，推进数字化信用体系建设，健全大数据辅助金融支农决策的机制。

参考文献

- 1.陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期，第5-12页。
- 2.杜志雄，2021：《农业农村现代化：内涵辨析、问题挑战与实现路径》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第1-10页。
- 3.高强、曾恒源，2020：《“十四五”时期农业农村现代化的战略重点与政策取向》，《中州学刊》第12期，第1-8页。
- 4.国务院发展研究中心农村经济研究部课题组，2021：《新发展阶段农业农村现代化的内涵特征和评价体系》，《改革》第9期，第1-15页。
- 5.国务院发展研究中心市场经济研究所课题组，2022：《新一轮技术革命与中国城市化2020—2050——影响、前景与战略》，《管理世界》第11期，第12-28页。
- 6.李善同、吴三忙、高春亮，2017：《中国城市化速度预测分析》，《发展研究》第11期，第19-22页。
- 7.苏红键，2022：《村庄分类、农民收入与多元化乡村振兴》，载魏后凯（编）《中国乡村振兴综合调查研究报告2021》，北京：中国社会科学出版社，第273-287页。
- 8.魏后凯，2014：《走中国特色的新型城镇化道路》，北京：社会科学文献出版社，第38-39页、第86-87页。
- 9.魏后凯，2019：《深刻把握农业农村现代化的科学内涵》，《农村工作通讯》第2期，第1页。
- 10.魏后凯，2023：《农业农村现代化的内涵、目标和驱动机制》，《经济日报》2月16日10版。
- 11.魏后凯、崔凯，2021：《面向2035年的中国农业现代化战略》，《China Economist》第1期，第18-41页。
- 12.解安、林进龙，2023：《中国农村人口发展态势研究：2020—2050年——基于城镇化水平的不同情景模拟分析》，《中国农村观察》第3期，第61-86页。
- 13.中国社会科学院农村发展研究所课题组，2020：《农村全面建成小康社会及后小康时期乡村振兴研究》，《经济研究参考》第9期，第5-45页。

14. United Nations, 2019, *World Urbanization Prospects: The 2018 Revision*, New York: United Nations, 18.

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑：陈秋红)

The Modernization of Agriculture and Rural Areas: Key Points, Difficulties, and Promotion Paths

Research Group of the Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences

Abstract: The modernization of agriculture and rural areas is the organic integration of agricultural modernization, rural modernization, and farmer modernization under the background of urban-rural integration. To analyze the process of the modernization of agriculture and rural areas, based on the perspective of “three modernizations and one integration”, it is expected that China can basically achieve the set goal of agricultural modernization between 2027 and 2030, and achieve the set goal of “three modernizations and one integration” around 2033. In recent ten years, the coordination degree of China’s “three modernizations and one integration” system has been continuously improved, but the modernization of farmers has become the prominent shortcoming affecting the overall process of the modernization of agriculture and rural areas. In the new era, the focus of the modernization of agriculture and rural area is: to set the two-stage goals of basically achieving modernization of agriculture and rural areas by 2035 and fully achieving strong agriculture, beautiful countryside, and wealthy farmers by 2050. The approach is to a) follow improve each “independent item” with the idea of “keeping the bottom line, making up for shortcomings, seeking breakthroughs, and promoting improvement”, b) conduct the “cross item” according to the connections between agricultural modernization, rural modernization and farmer modernization, and c) utilize the “series item” by running the concept of urban-rural integrated development through the whole process of the modernization of agriculture and rural areas. China should plan to cope with the prominent contradictions, key problems, and institutional obstacles that are difficult to resolve in medium- and long-term agricultural and rural work. Examples are coordinating the conflict between the goals of coordinating food security and increasing farmers’ incomes, mitigating the contradiction between the development of decentralized small farmers and modern large agriculture, reducing the institutional obstacles to promoting urban-rural integration, resolving the hard problem of rural hollowing out and population aging, and promoting the reform of the mechanism for activating rural idle resources. In view of the key points and difficulties in the modernization of agriculture and rural areas, it is necessary to take the reform, innovation, and development of important fields and weak sections in agriculture and rural areas as the breakthrough point, adhere to the “three modernizations and one integration” to promote the modernization of agriculture and rural areas in a coordinated manner, give more prominence to the modernization of farmers, and strive to improve the holistic, coordinated, forward-looking and endogenous nature of the modernization of agriculture and rural areas. We will achieve coordinated development of a higher level, a better structure, and better quality with regard to agricultural modernization, rural modernization, and farmer modernization on the basis of the integration of urban and rural areas.

Keywords: The Modernization of Agriculture and Rural Areas; Urban-Rural Integration; Strength in Agriculture

演进中的农地“三权”分置：来自 中国化时代化马克思主义土地理论的检视*

曲 颂 朱铁辉 郭君平

摘要：农地产权制度安排与变革关系到广大农民群众的切身利益，影响着中国式农业农村现代化的实现进度。中华人民共和国成立以来，导源于国家战略适时调整和农民群众实践创造，农地产权结构历经从单一产权到“两权”合一，再到“两权”分离，继而又裂变为“三权”分置的深刻变革。马克思主义所有制理论和土地产权理论的基本原理及其与中国历史和具体实际相结合的理论成果，正是指导中国农地产权制度演进的学理渊源。农地“三权”分置诱致农村人地生产要素重组与升级，在农业生产、农民收入、乡村治理、城乡关系等方面发挥着积极作用，但同时也日渐暴露出不适应的一面。面向建设农业强国的伟大战略目标，农地“三权”分置制度的守正和完善要坚定以习近平新时代中国特色社会主义思想为指引，坚持农地集体所有制，立足小农户本位，从发挥集体所有权统合优势、健全农地承包权自愿有偿转让与退出机制、提高农地权利配置效率三条路径推进，同时防范农地过度资本化和“资本入地”带来的可能风险。

关键词：农地 “三权”分置 马克思主义中国化时代化 习近平新时代中国特色社会主义思想 制度创新

中图分类号：F301.2 文献标识码：A

一、引言

农村改革是驱动农业强国建设的关键，建立与不同经济发展阶段相适应的农村土地制度一直是农村改革的核心任务。作为关于全世界无产阶级和全人类彻底解放的学说，马克思主义是指导中国农村土地制度改革的基础理论源泉和强大思想武器（严金明等，2021）。党的二十大报告指出：“马克思主义是我们立党立国、兴党兴国的根本指导思想。实践告诉我们，中国共产党为什么能，中国特色社

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“产业利益联结阻断‘两类户’返贫致贫风险的机制优化研究”（编号：21BJY224）的资助。本文通讯作者：郭君平。

会主义为什么好，归根到底是马克思主义行，是中国化时代化的马克思主义行。”^①这一重要论断深刻阐明了马克思主义科学理论在诠释中国经济社会发展规律与实践中的重大指导意义，揭示了马克思主义中国化时代化的内在规律和历史必然。中华人民共和国成立以来，在马克思主义理论的指导下，中国共产党准确把握不同历史时期中国社会的基本矛盾，不断调整和完善农村土地政策，走出了一条中国特色农村土地制度变革之路，为国家富强、民族振兴和人民幸福提供了强有力支撑和重要保障。作为继家庭联产承包责任制之后农村生产关系的又一重大变革，“三权”分置形成的集体所有、农户承包、多主体经营的农地产权架构，是马克思主义土地理论中国化时代化的创新成果，更是习近平新时代中国特色社会主义思想的重要组成，为开辟中国式城镇化、农业农村现代化道路奠定了制度基础。

2013年农地“三权”分置改革思想一经提出，就被寄予厚望，而实践也证明其不负众望。正因切实回应了优化农地资源权利配置格局的现实诉求，“三权”分置极大地释放和激发了土地要素活力，不仅促进了农地流转和规模化经营（洪银兴和王荣，2019；Chari et al., 2021；郇亮亮，2023），带动了农村劳动力转移就业（Zhao, 1999；钟甫宁和纪月清，2009），拓宽了农民增收致富渠道（周力和沈坤荣，2022），还承担了形塑社会治理秩序（曲福田等，2021；祝天智，2021）、避免农民成为“城市流民”（贺雪峰，2022）等功能，从根本上促使农业现代化转型并确保社会稳定。农地“三权”分置也因此成为多个研究领域的热点议题。其中，经济学者主要对“三权”的权利边界、权能实现和绩效评价展开讨论（刘守英等，2017；管洪彦，2023），社会学者围绕集体土地产权变迁与基层治理的互动关联进行探究（邓大才，2017；罗必良和耿鹏鹏，2022），而法学者则注重从“三权”的权利属性切入探讨其法律实践表达（宋志红，2018；陈小君，2019），形成了极为丰富、有价值的研究成果。但应当承认的是，历经十余年时间，农地“三权”分置还处在不断演进与完善中，无论是在理论诠释还是在实践探索中仍存在亟待深入探究的未解之疑以及新出现的待解之题。譬如，究竟为何要在农地集体所有制下设置一个从法理上难以解释的“三权”架构？是否存在合理的援引依据？进一步思考，面向建设农业强国的伟大战略目标，现行“三权”分置制度应该如何调整完善以更好地适应中国式农业现代化的新发展需求？既往研究倾向于运用现代产权理论来探讨部分问题，而缺乏从马克思主义土地思想及其中国化时代化理论成果的视角予以解答。鉴于此，本文从大历史观视域溯源农地“三权”分置制度的形成逻辑，并运用中国化时代化马克思主义土地理论的基本原理为这一产权结构探寻逻辑自洽的理论依据，继而审视“三权”分置实践中的运行绩效与新困境，最后提出深化改革的未来进路。

二、农地产权结构演变的历史动因：适应不同阶段社会主要矛盾形势的变化

习近平总书记指出，“坚持用大历史观来看待农业、农村、农民问题”^②，“从历史长河、时代大潮、全球风云中分析演变机理、探究历史规律，提出因应的战略策略”^③，为探究农地“三权”分

^①习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第14页。

^②习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第3页。

^③习近平，2022：《习近平谈治国理政》（第四卷），北京：外文出版社，第511页。

置制度体系的形成逻辑提供了认识论和方法论。从历史维度观察，中华人民共和国成立以来，源于现实约束下党和国家发展战略的不断调整，结果于顶层设计与基层实践互动中的双向调适，中国共产党领导下的农地产权制度历经“农民私有—三级所有、队为基础—家庭联产承包责任制—‘三权’分置并行”的深刻变革，实现了集体所有制下由单一产权向二级产权再向三级产权的结构裂变（见图1），彰显权能逐渐明晰、权益不断扩充的价值取向。

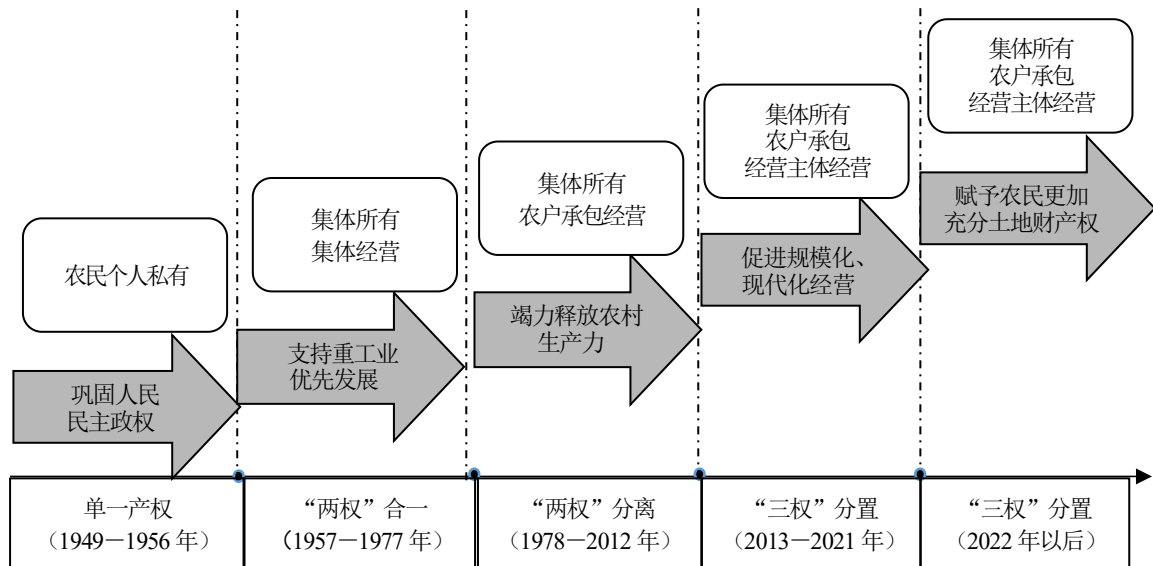


图1 中华人民共和国成立以来农地产权架构演变轨迹

（一）农民个人私有的“单一产权”（1949—1956年）：巩固人民民主政权

中华人民共和国成立初期，改变落后的农业国面貌、快速恢复和发展国民经济，是社会主义改造时期的重要任务，农地制度的适应性调整则是其中必不可少的关键环节。中国共产党从一开始就认为，只有建立了完全的社会主义土地公有制，才能从根本上解决农民的土地问题（郑品芳和李佑新，2021）。1950年在解放区开展的“土地改革运动”积极回应了废除封建土地私有制、实现“耕者有其田”的现实诉求，农民垄断占有了土地所有权、使用权、处置权和收益权等完整权能，结果显著地解放了农业生产生产力、提升了农业生产效率，并巩固了人民民主政权。1949—1952年，先后有3亿多农民无偿获得约7亿亩土地和大量生产资料，全国粮食总产量从1.13亿吨增至1.64亿吨，人均粮食产量从208.9公斤增至285.2公斤^①。随后，中国共产党意识到分散、脆弱的农户个体经济既不能满足工业发展对农产品的需求，又有两极分化的危险，必须把农户组织起来，发展互助合作，建立以公有制为基础的农业合作社。从1952年春天开始，中央推行创办互助组、初级社到高级社的快速合作化道路，1956年底全国基本完成农业合作化改造，入社农户除了留有小块自留地，其余土地交由合作社统一经营使用，合作社每年给予农户分红。在这一过程，土地从农民个人私有开始转向合作社集体所有，初步建立了社会主义土地公有制。

^①资料来源：《国民经济和社会发展统计公报》（1949—1952年，历年），<https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/ndtjgb>。

（二）产权高度集中的“两权”合一（1957—1977年）：支持重工业优先发展

工业化是强国的必由之路。迫于国家快速建成社会主义、实施工业化战略的急切愿望，在高度集权的计划经济体制下，高级社进一步发展为政社合一的人民公社，直至20世纪60年代，逐步调整为“三级所有，队为基础”，确认了社会主义性质的土地集体所有，建立了高度集中的所有权与使用权合一的公有权，近乎全部的土地都归生产队（村民小组）农民集体所有。农民的土地使用权被收回，农民失去对土地的实际控制支配力，不再享有占有、处置等权能。由此产生的结果是：严重依赖行政权力的农地制度虽然连同城乡二元户籍制度、农产品统购统销制度一起共同支撑了重工业发展，但因抑制微观主体的生产效率而将农业经济带入崩溃的边缘。据蔡昉（2006）测算，在整个计划经济时期，通过公开增税、工农业产品价格剪刀差和储蓄净流出等形式将6000亿~8000亿元的农村资源无偿转移给城市，并且导致在此后很长时期内各类生产要素从农业农村向非农产业和城市单向流动的局面无法得到根本扭转。1956—1977年全国每个农业劳动力净产值由355元降至317元，人均粮食产量从306.8公斤减少为297.7公斤，年均约有1.4亿农民处于半饥饿状态（林蕴晖，1995），人民群众的吃饭和温饱问题成为当时党和国家面临的重大问题。邓小平提出：“农业本身的问题，现在看来，主要还得从生产关系上解决。这就是要调动农民的积极性。”^①改革势在必行，农地制度再次成为突破口。

（三）集体所有与农户承包经营的“两权”分离（1978—2012年）：竭力释放农村生产力

作为社会历史的主体，人民群众在实践中创造出来的经验，始终是制度创新的重要源泉。改革开放伊始，中央确立了以经济建设为中心的基本路线，着力解放和发展社会生产力，要求对计划经济主导的农村土地制度和经营体制作出变革。20世纪60年代发轫于安徽农村的“包产到户”“包干到户”，打破了农地“集体所有、集体经营”的集体垄断产权模式，开启了以“集体所有、家庭承包、双层经营”为特征的农地所有权与承包经营权相分离制度。对于农民的这一创举，邓小平准确判断“‘包产到户’是社会主义制度下责任制的一种形式”，“可以调动人民的积极性，体现了按劳分配的社会主义原则，有利于发展社会主义经济”^②。1982年中央“一号文件”正式肯定了土地的联产承包责任制的合法性。之后，以包产到户、包干到户为主要形式的家庭经营迅速推行开来。“两权”分离给予了农户家庭对集体土地的部分剩余控制权和剩余索取权，农民的劳动投入与经济收益直接关联，“交够国家的，留足集体的，剩下都是自己的”激发了农民极大的生产热情，不仅在短时间内解决了中国人民的温饱问题，而且迎来了农业产出高速增长的“黄金时期”，产生了广泛的溢出效应。“两权”分离释放出的大量农业剩余劳动力成为发展乡镇企业、建设小城镇的主力军，后来又进入城市，成为加快城市化进程的生力军。1978—1984年全国粮食总产量从3.05亿吨迅速增至4.07亿吨，同期城乡收入差距也从2.57倍持续减至1.84倍^③。并且据Lin（1992）测算，1978—1984年全国农业总产出增长了42.23%，家庭联产承包责任制在其中做出了48.69%的卓越贡献。1990年，江泽民在农村工作座谈

^①邓小平，1994：《邓小平文选》（第一卷），北京：人民出版社，第323页。

^②中共中央文献研究室，2004：《邓小平年谱（1975—1997）》（下卷），北京：中央文献出版社，第764页。

^③资料来源：《国民经济和社会发展统计公报》（1978—1984年，历年），<https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/ndtjgb>。

会上进一步强调，“要稳定和完善以家庭承包为主的联产承包责任制”，“逐步健全统分结合的双层经营体制，把集体经济的优越性和农民家庭经营的积极性都发挥出来”^①。党的十三届八中全会正式提出将“以家庭联产承包为主的责任制、统分结合的双层经营体制”作为发展乡村集体经济的一项基本制度长期稳定下来。此后，胡锦涛推进了农地承包经营权流转的立法保障工作，在2007年施行的《中华人民共和国物权法》中明确赋予了农民对土地承包权的排他性支配权。“两权”分离源于自下而上的诱致性制度供给，农民拥有了对土地稳定而有保障的占有、使用、收益等权能之后，便迅速推动了土地要素流动配置。截至2012年底，全国土地流转面积达到2.7亿亩，占家庭承包耕地面积的21.5%，较2007年的5.2%提高了16.3个百分点^②，增速显著。

（四）集体所有权、农户承包权与经营主体经营权的“三权”分置（2013—2021年）：促进规模化、现代化经营

党的十八大以来，中国特色社会主义进入新时代，“两权”分离历经多年发展，改革红利释放殆尽，农地产权制度与农业发展方式不相适应的矛盾愈发凸显，迫切需要深化改革寻求新的动能。一方面，农地经营规模扩张受抑制。随着农业生产力的发展和社会经济形势的变化，“两权”分离制度理念重效率而轻公平、制度体系重利用而轻所有、权利设计重土地承包经营权而轻其他农地使用权等缺陷（高飞，2016）逐渐显露，已然无法适应现代农业适度扩大经营规模的需要。另一方面，“人地分离”现象加剧。在城镇化进程中，大量拥有承包经营权的农民持续外流不再耕种土地。据国家统计局数据，2013年全国农民工总量达到2.69亿人^③，农村劳动力规模为3.77亿人^④，经计算可知，超过70%的农村劳动力从事非农工作。与此同时，那些适合规模化、现代化经营的新型经营主体通过土地流转介入农业生产，带来了土地生产效率的实际提升。因此，为契合农地承包权主体同经营权主体实质性分离日渐普遍的新趋势，赋予经营权独立地位和高流动性，进而解决“人动地不动”的资源要素失配问题，“两权”分离必然又一次面临新的变革。习近平总书记在2013年中央农村工作会议上指出，“要不断探索农村土地集体所有制的有效实现形式，落实集体所有权、稳定农户承包权、放活土地经营权”^⑤。习近平总书记在2014年中央全面深化改革领导小组第五次会议上进一步指出，“要在坚持农村土地集体所有的前提下，促使承包权和经营权分离，形成所有权、承包权、经营权三权分置、经营权流转的格局”^⑥。农地产权结构演化进入“三权”分置的新阶段。2016年《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》和2018年修正的《中华人民共和国农村土地承包法》对“三权”

^①中共中央文献研究室，2002：《江泽民论有中国特色社会主义（专题摘编）》，北京：中央文献出版社，第121页。

^②农业农村部农村经济体制与经营管理司，2019：《中国农村经营管理统计年报》（2018年），北京：中国农业出版社。

^③资料来源：《2013年全国农民工监测调查报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2014-05/12/content_2677889.htm?from=androidqq。

^④资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^⑤习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第84页。

^⑥习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第134页。

的权益实现形式以及经营权流转、登记和融资担保等作出全面规定。2021年施行的《中华人民共和国民法典》确认了土地承包经营权的身份属性和用益物权属性，并增设了“土地经营权”作为一项独立的权利。至此，农地“三权”分置制度基本成型。农地“三权”分置是在保持基本经营制度不变，依据比较优势的变化所进行的次生性制度安排。这既是践行社会主义市场经济对推进农地产权流转交易、释放土地产权经济增长潜力的基本要求，也是强制性与诱致性制度变迁互动结合的必然结果。

（五）面向共同富裕的“三权”分置深化改革（2022年以后）：赋予农民更加充分土地财产权益

2022年是中国踏上全面建设社会主义现代化国家新征程、向第二个百年奋斗目标进军的重要一年。立足新征程，习近平总书记在党的二十大报告中强调，把实现全体人民共同富裕摆在更为突出的位置，将其作为中国式现代化重要特征和本质要求之一，并要求“深化农村土地制度改革，赋予农民更加充分的财产权益”^①。2023年中央“一号文件”对此作出专门部署，“深化农村土地制度改革，扎实搞好确权，稳步推进赋权，有序实现活权，让农民更多分享改革红利”^②。当前，实现共同富裕的短板弱项仍集中在农民农村。与中国4亿多中等收入群体相比，农民群体是中国式现代化进程中需重点关注的低收入群体。实现土地财产权益、拓宽农民财产性收入渠道是挖掘农民增收潜力的主要着力点。因此，深化农地“三权”分置改革仍是未来一定时期内农村改革的重要任务，重点在于推进产权市场化交易与赋予农民财产权益并重，着眼于农地产权权益落实与优化配置，为推动农业现代化、农民农村共同富裕提供制度保障。

三、农地“三权”分置形成的理论探源：引证中国化时代化马克思主义土地理论

农地“三权”分置是一种中国特色的新型农地产权架构，不同于其他一般的物权结构，解释起来尤为复杂。虽然农地“三权”分置的政策立意十分明确，意图坚持集体所有的公有制不变，对农民利益公平与农业增产效率同等关注，形成乡村振兴中“一主两翼”的制度核心（陈小君，2019），但在法理上却面临“土地经营权”找不到独立分置依据的困境，理论界和实务界对此颇有争议。

（一）西方产权理论的援引之困

经济学界对于农地“三权”分置正当性给出的解释，主要基于科斯产权界定理论的效率准则，然而，这一逻辑在承袭罗马法系的中国传统物权体系中找不到适法地位，理论纷争自此而来。西方产权理论本质上否认绝对所有权的观念，它把所有权视作“一束平等的权利”，即所有权与他物权保持平等地位，由此，同一产权的所有者并不一定是唯一的，可以由多人共同拥有（刘禹宏和杨凯越，2019），每个所有者享有某方面特定的权利。在平等的权利束结构之下，使用权和获利权可以按照一定尺度进行分割，相关权利者可以将其所享有的财产权在不同时间、不同地点交易给不同的人，从中获利（高

^①习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第26页。

^②参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2023-02/13/content_5741370.htm?dzb=true&eqid=9f2f924f00000d8300000004648179ea。

新军，1994）。因此，不同的权利配置格局会导致不同的产权激励结果，最优的产权制度安排能使交易成本最低，同时权利配置过程也为政府介入经济活动提供了恰当的契机。按照西方产权理论的分析来看，农地“三权”分置遵循了由实践经验上升为正式制度（入法）的过程，通过农地产权进一步分割细化，增强了产权的交易性，优化了权利配置格局，提高了农地制度效能。作为大陆法系国家，中国遵循“物权法定”“一物一权”原则，相应的物权体系是一种以完全和绝对所有权为核心基础、向下派生出若干他物权的伞形层级结构，而绝非西方产权理论所表达的平行线型结构，这就决定了农地“三权”分置的法理架构无法完全引证西方产权理论。《中华人民共和国民法典》迎合了土地经营体制改革的需要，正式确立了土地经营权的法律地位，但由此呈现的三种权利叠加结构，又与大陆法系物权结构一般不超过“所有权—他物权”两个层次的原则相抵牾（龙卫球，2020）。各方对土地经营权该如何定性莫衷一是，致使农地“三权”分置架构的法理解释陷入两难境地，没有找到契合的理论。

（二）马克思主义土地思想及其中国化时代化理论成果的应然之选

在中国公有制体制下，要诠释农地“三权”分置的理论构造还应溯源于马克思主义土地思想及其中国化时代化的理论成果。马克思主义所有制理论和土地产权理论体系是指导农地产权制度演进的重要法宝。其中，所有制理论主要贯穿于中国社会主义土地公有制确立、巩固和初步发展阶段，即 20 世纪 50 年代至 80 年代中期。20 世纪 80 年代后期，农地所有权与承包经营权出现分离，本文在马克思主义所有制理论的基础上，又融合土地产权理论加以阐释（见图 2）。

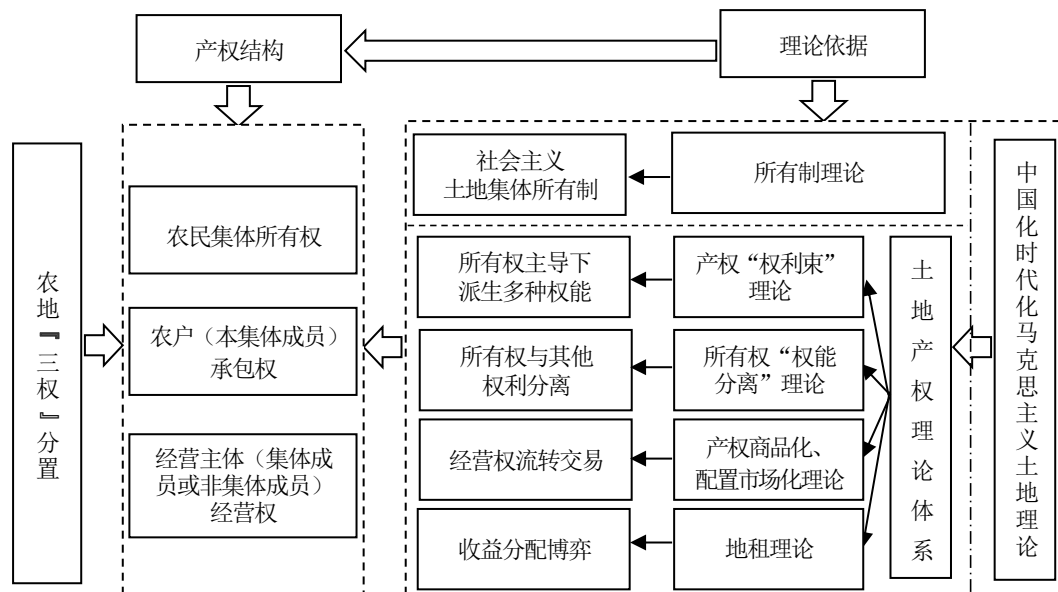


图2 援引中国化时代化马克思主义土地理论阐释农地“三权”分置的理论逻辑

1.土地集体所有制的确立依据：马克思主义所有制理论。《中华人民共和国土地管理法》规定中国实行土地社会主义公有制，农村土地采取劳动群众集体所有制。集体所有制是马克思恩格斯针对消灭资本主义私有制、建立社会主义生产资料公有制而提出的。马克思和恩格斯坚信，只有全部生产资料归社会全体成员所有，才能同资本主义制度下发展起来的高度社会化的生产力相适应（苑鹏，2015）。

马克思和恩格斯所描述的社会主义是“一个集体的、以共同占有生产资料为基础的社会”^①，这里的“集体”指生产者作为自由人的共同体。马克思在批判巴枯宁巩固小土地所有制的观点时，正式提出了集体所有制，指出无产阶级“一开始就应当促进土地私有制向集体所有制过渡”^②，恩格斯对此进一步指出，“在向完全的共产主义经济过渡时，我们必须大规模地采用合作生产作为中间环节”^③。马克思、恩格斯所主张的集体所有制保留了“农民所有权”。恩格斯在《法德农民问题》一文中指出，要通过合作社的示范和提供社会帮助，把小农的“私人生产和私人占有变为合作社的生产和占有”^④，“逐渐把农民合作社转变为更高级的形式”^⑤。这反映出合作社是由土地私有制通往全社会所有制的一种过渡形式。马克思还提出重建个人所有制的经典论述，“在协作和对土地及靠劳动本身生产的生产资料共同占有的基础上，重建个人所有制”^⑥的观点意味着既要建立集体所有制，促进社会公平和稳定，消除两极分化，又要重视个人使用，发挥激励作用，提高生产效率（韩振华，2018）。实现土地等生产资料公有制是毛泽东土地政策的核心目标。随着农业合作化运动的基本完成，广大农村地区迅速建立起生产资料的社会主义公有制，土地公有化总体实现。此后的农地制度一直在维持土地公有制的前提下，根据不同时期生产力的发展需求对所有制内部的产权结构进行调整，以持续提供激励相容的制度支撑。农地“三权”分置是对集体所有制具体实现形式的再一次创新，在这一过程中，所有权归属于农民集体的主体地位并未改变，改变的只是具体权能内部的分割形式以及集体与农民之间的利益联结方式，构造了比以往更加灵活、高效的产权制度。

2. 所有权、承包权与经营权关系的构建依据：马克思主义土地产权理论体系。马克思在唯物史观基础上创立了系统严密的土地产权理论体系，是马克思主义政治经济学的重要组成部分。马克思的土地产权思想散见于《1844年经济学哲学手稿》《〈政治经济学批判〉导言》《论土地国有化》《资本论》《剩余价值理论》等多部经典论著中，主要涵盖土地产权权能及其分离理论、土地产权商品化与配置市场化理论以及地租理论等。

（1）土地产权“权利束”理论：所有权主导派生多种权能。马克思描述的土地产权是一个在所有权统摄下的完整权利集合，即由土地所有权以及衍生出来的多项权能组成的权利体系。土地所有权的前提是，“一些人垄断一定量的土地，把它当作排斥其他一切人的、只服从自己私人意志的领域”^⑦，占有、使用、收益、处分等权能均从所有权派生而来。值得注意的是，所有制和所有权是两个有着密切联系但属于不同范畴的概念：所有制属于生产资料归谁所有的经济范畴，而所有权属于财产归谁所

^①中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2012：《马克思恩格斯选集》（第三卷），北京：人民出版社，第10页。

^②中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2009：《马克思恩格斯文集》（第三卷），北京：人民出版社，第404页。

^③中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2009：《马克思恩格斯文集》（第十卷），北京：人民出版社，第547页。

^④中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2012：《马克思恩格斯选集》（第四卷），北京：人民出版社，第370页。

^⑤中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2012：《马克思恩格斯选集》（第四卷），北京：人民出版社，第371页。

^⑥中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2004：《资本论》（第一卷），北京：人民出版社，第832页。

^⑦中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2004：《资本论》（第三卷），北京：人民出版社，第695页。

有的法律范畴。所有制是所有权的客观经济基础，所有权是所有制在法律形态上的表现。在马克思看来，土地所有者可以是国家、集体或代表共同体的个人，不同土地所有制的权能结构各异，同一土地所有制也存在不同的权能实现形式，不同的产权安排将达致高低有别的经济效率。在农村土地所有权的问题上，邓小平、习近平继承了毛泽东的集体土地所有权思想，但是在土地的经营和使用上，邓小平、习近平都主张将具体的承包、经营权能从整体的所有权中派生出来，分割给农民。在农村集体所有制下，农民集体是土地所有权的天然拥有者，其他权利主体企图获得权利只能依靠集体所有权的派生。但有所差异的是，农民集体对土地的所有权源自国家，其并不享有完全绝对的所有权和实质的使用权，并且，鉴于“农民集体”缺乏实体组织机构和完善的治理机制，法律规定“由村集体经济组织或者村民委员会代表集体行使所有权”^①，赋予农村集体经济组织特别法人资格。由于“两权”分离下集体所有权的权能、性质和实现形式不够清晰，随着土地流转增多，集体与农户之间的土地权利关系变得愈发复杂、混乱。为此，“三权”分置通过再次“舍弃”集体所有权的部分权能并将其归于承包经营权，保留且强化了集体经济组织对土地的监督管理职能，构建了以土地利益关系为基点的村级议事决策机制，从而巩固、落实了农民集体的土地所有权。

（2）土地所有权“权能分离”理论：所有权与具体权能分离的必然性。马克思总结了土地所有权的权能变迁规律，即在农民自由耕作小块土地时期，土地所有权的全部权能集中于单一主体手中，土地所有者同时也是土地占有者、使用者和受益者；当演进到资本主义土地私有产权制度环境中，土地所有权中的一项或几项权能发生分离，分离出去的权能重新组合成一项新的他物权交给他人行使，从而形成土地的所有者、占有者、使用者基于某种形式联结起来但在经济利益上保持独立（洪名勇，1998）的共享格局。马克思的“权能分离”理论可概括为：土地所有权是一束可以分离的权能集合，随着商品经济发展到一定程度，为了实现经济收益最大化，土地所有者会将私有土地的一项或几项权能分离出来转化为新的他物权独立行使。简言之，就是拥有绝对支配权的所有权人把部分权能让渡给农业资本家，从中获取经济报酬。在“权能分离”状态下，土地所有者继续拥有所有权，并享有土地的利润分配权，而农业资本家通过占有、使用、收益和处分等权能组合获得了经营土地的报酬索取权，既适应了生产力的发展，也实现了土地的充分利用。不仅如此，马克思观察发现在亚细亚土地公有产权制度下也会发生土地所有权与占有权相分离的情形，所以，毫无疑问，“权能分离”理论同样适用于土地公有制，但不能一成不变地套用。法学界质疑“三权”分置的焦点在于三项权利之间的派生关系及权能分割。对于“两权”分离，绝大多数学者认可了“所有权—用益物权（土地承包经营权）”的双层权利结构，即集体所有权是“母权利”，土地承包经营权为用益物权属性的“子权利”。但对于“三权”分置，争论源于两个方面：一方面，若土地承包经营权和土地经营权都被定性为“种类一致、效力相同”的用益物权，那么，根据“一物一权”原则，土地经营权无法也由集体所有权派生出来（孙宪忠，2014）；另一方面，“任何他物权的生成必须具有母权基础”（单平基，2016），而土地承包经营权本身就是一个他物权，他物权是无法再派生另一个他物权（土地经营权）的。可见，农地“三

^①参见《中华人民共和国民法典》第262条，https://www.gov.cn/xinwen/2020-06/01/content_5516649.htm。

权”分置这一创新性的权利结构并不能完全照搬马克思的“权能分离”理论来解释，必须结合中国农村实际，更新理解。农地“三权”分置改革本着提升农业生产效率的出发点，在坚持农村土地集体所有和农业基本经营制度的基础上，以分离承包经营权的身份属性与财产属性为引领，灵活地改进了农地权利结构和权能实现形式。就内部权能分割来看，所有权继续分离部分权能；承包经营权将部分财产属性剥离出去，保留专属集体成员的土地承包资格，因而承担基本生存保障功能（集体内部退出、转让）以及拥有对土地利用的初始分配利益；经营权具有纯粹的财产属性，享有完整的占有权、使用权以及一定的收益权，可以自由处分和流转。这一过程符合通过采取更为细致与充实的权能分离，把相应权能配置给效率更高的使用主体，从而提高农业生产效益的经济学逻辑，并创设形成了“土地所有权一兼具成员身份属性的用益物权一次级用益物权”的新型权利结构。

（3）土地产权商品化、配置市场化理论：促进经营权流转交易的必要性。依据马克思的“土地价值二元论”，农地兼有资源与资产双重属性。其中，资源属性强调农地作为生产资料用于农业生产的使用价值，资产属性强调农地基于权利形态的经济价值（全世文等，2018），两种价值均可以独立实现。马克思进一步指出，获得土地的相关权能是使用土地的前提，土地的不可移动性决定了土地市场配置的实质是土地权能的交易。随着资本主义商品经济的发展，小块土地因不适应社会化大生产的需要必然走向消亡，“借助于商品各小部分的所有权证书，商品能够一部分一部分地投入流通”^①，土地产权便实现了在不同主体之间的流动配置。土地产权的交易价格由土地产权供需关系决定。马克思的这些论断赋予了土地产权的商品化属性，揭示了土地产权商品化是土地产权配置市场化的基础和前提，而土地产权配置市场化则是土地产权商品化的必然结果。马克思继而指出实现土地产权市场配置的主要途径之一是权能出租或转租，土地所有者通过出租方式让渡使用者在一定期限内对土地的占有、使用和收益权能，土地使用者根据土地投入产出和市场供求状况，既可以自己使用土地也可以将土地再次转租，这是最普遍也便于操作的途径。基于此，习近平总书记也明确指出要“完善农村产权制度，健全农村要素市场化配置机制”^②，“推动土地经营权等农村产权流转交易公开、公正、规范运行”^③。由此来看，“三权”分置顺应了社会主义市场经济发展趋势，分离出的农地经营权凭借纯粹的财产属性进行流转、入股、抵押、担保等，并为外部经营主体进入农村土地市场消除身份辖制，加强了土地和资本要素的直接结合，有助于实现土地资产的经济价值并增值。

（4）地租理论：形成合理利益分配格局的重要性。劳动价值论和剩余价值论是马克思地租理论的基石。马克思指出，资本主义地租反映了土地所有者与农业资本家共同剥削农业工人的经济关系，来源于农业雇佣工人所创造的剩余价值，即“一切地租都是剩余价值，是剩余劳动的产物”^④。从土地

^①中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，1980：《马克思恩格斯全集》（第四十六卷）（下），北京：人民出版社，第446页。

^②习近平，2023：《习近平著作选读》（第二卷），北京：人民出版社，第84页。

^③习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第87页。

^④中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2004：《资本论》（第三卷），北京：人民出版社，第715页。

所有权角度来看，“地租是土地所有权在经济上借以实现即增值价值的形式”^①，其本质是土地所有者让渡土地使用权而获得的超过平均利润的那部分剩余价值。事实上，只要土地资源是稀缺的且存在土地所有权垄断，必然会产生地租，农地集体所有制同样如此。“三权”分置下的地租实质上是集体与承包权人、承包权人与经营主体之间对农业超额利润的分配。鉴于农地所有权是属于集体成员的共有产权，在承包期内农户实则为农地的占有者，因而，地租表现为农户凭借承包权获得的绝对地租，以及承包权与经营权主体双方博弈产生的级差地租。地租是农业生产成本的重要组成，设置合理的地租水平、构建均衡的利益分配格局是持续促进土地流转、规模经营和农民增收的关键。马克思预测，随着社会经济发展以及人口增长对土地需求的不断增大，地租的长期上涨趋势将是土地合理化利用的最大障碍之一。尤其是在保持农地土地承包权高度稳定、分散的情况下，单纯依靠经营权流转扩大经营规模，可能会陷入经营权交易难度高且不稳定和土地租金成本过高（过度资本化）的困境，衍生土地“非农化”“非粮化”倾向加剧、农业生产长期投资减少的负面影响，不利于现代农业成长，这是“三权”分置需重视的一个棘手问题。

四、农地“三权”分置运行的实践考察：制度成效与现实困境

制度经济学认为，制度创新是参与主体面对外部条件变化所带来的获利机会而不断改进、创新制度安排以获取潜在效益的过程，因此，效益改善是促成农地产权制度接续演变的内在诱因。从实践效果考察，“三权”分置的产权制度安排在一定程度上化解了小农经济长期低效徘徊的迷局，诱致农村人地生产要素重组与升级，在农业生产、农民收入、乡村治理、城乡关系等方面实现了多元价值目标。但与此同时，“改革既不可能一蹴而就、也不可能一劳永逸”^②，“三权”分置制度需要在不断破解不同发展阶段的社会矛盾中前进，这必然会面临不少问题和挑战。

（一）制度成效

1.在农业生产上：促进规模化、现代化经营。“三权”分置兼顾了公平与效率，在保留农地产权的社会属性和福利保障功能的基础上（蔡立东和姜楠，2017），以经营权为载体促进农地使用权的相对自由流转，最直接的结果就是推动农业规模化经营，提高农地资源利用效率和从业者劳动生产率。实现规模化经营有两条途径：其一是经由土地流转经营。农户依法采取出租、转包、互换、入股等多种流转方式，使得土地集中到家庭农场、农民合作社、龙头企业等各类新型农业经营主体手中，实现生产规模化，应对农民外出务工后“谁来种地”的问题。截至2023年6月底，全国家庭承包耕地流转面积超过5.57亿亩，约占农户承包耕地总面积的35.40%^③，占全国19亿亩耕地的29.32%。农地流向各类新型农业经营主体的比例从2012年的35.3%提高至2020年的53.2%（高鸣和郑庆宇，2022）。

^①中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局，2004：《资本论》（第三卷），北京：人民出版社，第698页。

^②习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第161页。

^③参见《对十四届全国人大一次会议第4452号建议的答复》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/202307/t20230725_6432817.htm。

其二是经由土地托管经营。农户将全部或部分田间作业环节托管给社会化服务组织，推行农业机械化生产方式，实现服务的规模化，解决现代农业要求“把地种好”的问题。这种不让渡经营权但可共享经营权所形成的服务规模化经营，规避了流转土地产生的地租成本，节本增效显著。据农业农村部调查，2021年全国农业社会化服务面积达到18.7亿亩次，带动8900多万小农户^①。与土地流转经营相比，接受农业社会化服务方式生产经营的稻谷、小麦、玉米三大主粮单季种植亩均成本均可降低35%以上，亩均纯收益可提高20%以上（陈锡文，2023）。

2.在农民收入上：实现农地资产价值并增值。实现土地的经济价值、让农民分享土地资产带来的增值收益，是党的二十大报告所指引的“多渠道增加城乡居民财产性收入”^②“赋予农民更加充分的财产权益”^③的题中之义。“三权”分置的落脚点就是通过有序流转具有交换价值和使用价值的农地经营权，激活农地经营权的抵押融资功能，把农地转化为可以增值的活化资本，让农民获得更多的财产性收益。分置后的“三权”强化了财产属性与市场作用，并经由不同方式和路径显化农地的资产价值，使农民获取经济利益。其中，集体所有权通过村集体经济组织领办土地股份合作社的形式，让零散的农地资源得到集中利用，实现村集体和农户“双增收”。农户承包权通过有偿转让、退出等方式置换成现金、住房优惠、社会保障、土地股权收益等合理的补偿，实现农地财产价值。农地经营权通过出租（转包）、抵押、入股、信托和证券化等方式（胡历芳，2020），增加农户财产性收入。周力和沈坤荣（2022）证实“三权”分置具有显著的农户增收效应，主要通过促使农户耕地转出租金提升、农业投资增加、农业生产率提高、本地非农就业增加等途径促进了农户收入增长。

3.在乡村治理上：提升基层治理能力。中国特色的农地产权安排不仅具有追求效率最大化的经济属性和保障权利的政治属性，还承担着提供公共物品的社会功能（邓大才，2017），体现了“产权与治权”的内在统一。在农地“两权”分离下，地方政府依靠“土地财政”攫取了绝大部分的土地增值收益，使得农民集体利益受损，加剧了正式治理与农民关系的对立，导致乡村治理规则失效。得益于“三权”分置的产权结构，农地产权权能进一步细分：一方面，突出了所有权主体的管理功能，剥离地方政府对农地转用开发的部分控制权和剩余索取权（李怀，2020），交还给农民集体，推动国家治理重心往农村基层下移，激发乡村治理内生动力，实现了乡村治理的主体效应；另一方面，通过清晰界定各产权主体权利边界，增强了乡村内部集体成员之间共同的土地利益联结，有利于平衡“政府—集体—农民”的利益关系，克服分歧、达成共识，降低乡村治理的交易成本，实现了乡村治理的组织效应。例如，早年的广东省清远市禾湾村土地细碎、抛荒多，集体经济薄弱，村务无人管理，实行“三权”分置改革之后，禾湾村集体整合了农民闲置的农地经营权，再以市场化方式搞活经营权，使得农民收入和集体经济大幅增长。集体经济发展后，禾湾村利用以奖代补政策推进村庄整治，改善村民居

^①参见《对十四届全国人大一次会议第4452号建议的答复》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/202307/t20230725_6432817.htm。

^②习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第39页。

^③习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第26页。

住条件和服务设施，提升了村庄自治水平。

4.在城乡关系上：开辟特色低成本城镇化道路。稳定人地关系、避免农民失地风险是农地制度改革一个隐蔽的防控目标。集体所有制下的“三权”分置以集体成员长久拥有农地承包权为根本，既让农民从土地生产中解放出来，又让农民不至于失去土地兜底的保障，规避了拉美发展中大国因农民土地被资本兼并引致的城镇化陷阱，使得数以亿计的农村人口在城乡间自由迁移和就业。进城农民工在过渡期内携带着“全部农民利益+渐进式市民利益”（张红宇，2022），开辟了中国特色低成本的城镇化道路。简言之，“三权”分置在盘活农地资源的同时，支持农民“带着土地财产权进城”，让农地充当农民向城镇迁移失败的退路，继续发挥着社会保障和劳动力蓄水池作用（刘同山等，2022），减轻了社会转型的震荡，刻画了劳动力从农村低成本转移到城镇的中国式城镇化特征。从发展趋势看，随着农业科技进步对富余劳动力的推力以及工业化城镇化的“虹吸效应”，新时期农村劳动力转移仍有潜力。按照《国家新型城镇化规划（2021—2035年）》，中国常住人口城镇化率将由2020年的63.9%提升到2035年的72%，这意味着在较长时期内仍需要以农地权益留存为依托和保障来实现1亿以上农村人口的有序转移。

（二）现实困境

1.集体所有权收益功能薄弱导致“统”得不够。土地所有者实现土地资本增值是马克思“权能分离”理论的逻辑起点。同样地，强化农地集体所有权的政策初衷是兼顾政治理想与经济效益，并侧重于效益改进，表现为农民集体通过所有权获取更高的经济收益，为集体成员生产生活、农业规模经营提供基础性设施服务。目前来看，“三权”分置的重心放在凸显农地经营权上，对集体所有权虽界定了主体地位，但在界定内容上表现出明显的“重义务轻权利”倾向，即在“统”的层面仅加强了所有权主体对土地的监督和管理职责，却并未建构起有效的组织基础和配置充分的权利体系，导致对落实所有权权能缺乏可行路径，弱化了其收益分配功能，也抑制了在“分”的层面追求更高效的制度效能（印子，2021）。也就是说，尽管村集体经济组织作为行使主体掌握着名义上的农地所有权，但无法充分行使具体权能而产生现实收益，导致集体经济实力被削弱，无力开展农村基础设施和公共产品投资，无法为大规模集中经营提供相应的配套设施和服务，使得农户不得不延续分散经营，掣肘现代农业发展。不仅如此，集体所有权权益实现不了增值保值，作为集体成员的农民无法分享相应的财产收益，也给农民增收带来阻碍。

2.农地经营权流转隐含效率损失风险。分离出的农地经营权摆脱了福利保障属性而成为市场化的权利，有助于农地资源的自由流动与重新配置，缓解农业经营规模狭小的问题。然而，现实中经营权流转隐含效率损失风险，正在弱化“三权”分置制度效能。一是农地过度资本化现象显现。农地过度资本化的直接证据表现在近年来租金上涨过快，大幅超过农业生产所能承担的合理地租水平，侵蚀种粮的利润空间，打击农民种粮积极性，威胁到粮食安全。根据《全国农产品成本收益资料汇编（2012—2023）》测算，2011—2022年小麦、玉米、水稻三大粮食作物种植成本中土地成本占比从18.93%攀升到22.36%，远高于人工成本、物质和服务费用的增幅，经济激励不足加剧了流转农地“非农化”“非粮化”倾向，农民甚至被迫“弃耕抛荒”，农业“被边缘化”，“弱者种地”“差地种粮”的现象已

经较广泛存在。从具体用途看，用于种粮的流转面积占比从 2013 年的 56.8% 下降至 2019 年的 53.2%（高鸣和郑庆宇，2022）。二是“小农复制”特征明显。近年来，由于农地流转方式单一、流转中介服务组织不健全，农地流转中出现明显的“小农复制”现象，导致土地规模提升受阻。在流转率长期徘徊在 35% 左右的现实情况下，仍存在大量的小农户，分散化的经营形势没有发生本质改观。据农业农村部统计，2019 年通过土地流转经营面积达 30 亩以上的农户数量仅为 5%，超过 90% 的农户经营耕地不足 10 亩（韩俊，2020），而这一“户均不过十亩田”的小农比例在 1996 年为 76.0%、2016 年为 85.2%，这意味着，小规模农户经营格局在进一步固化，阻碍农业劳动生产率的提高。

3. 农户承包权“固化”影响制度公平与效率。稳定土地承包权的政策意蕴在于维护农地权利分配的公平性，保留承包权的福利保障功能，将农地的配置权交给市场。但问题是，这与化解“离农离乡不离地”“新增人口无地分”的资源错配困局的目标不协调。对于已经纳入城镇住房和社保体系不再依赖土地保障的进城落户农民，理想的方案是通过有偿方式引导这部分人自愿转让或退出农地，缓解农村人地关系。但现实是，一方面，国家三令五申现阶段不得强迫进城落户农民退出农地承包经营权，很多已扎根城镇的农民仍占据农地，不愿主动退出。但若一直不退出，可能会留下隐患。目前，农村集体经济组织成员有 9 亿多人，但农村户籍人口只有 7 亿多人，常住人口不到 5 亿人。这意味着，有近 2 亿进城落户人口、4 亿城镇常住人口仍然具有集体成员身份并享受农地承包经营权。未来还将有 1 亿~2 亿农村人口进城，如果进城落户的农民一直保留承包关系，到城镇化成熟阶段，可能形成 5 亿~6 亿人的不在村“地主”，造成新的社会不公。另一方面，新一轮农地确权在提升农户产权强度的同时，可能因土地的人格化财产特征而强化“禀赋效应”（罗必良，2016），一些进城农民存在抬高土地租金或宁愿撂荒而观望农地升值的投机行为，损害了制度效率。显然，“一刀切”式稳定农户承包权的制度安排没有考虑到农民分化引致的差异化保障需求，随着第二轮土地承包到期后再延长 30 年政策的实施，农村人地关系的矛盾可能会进一步凸显。

五、农地“三权”分置改革的未来进路：发展新时代中国特色社会主义土地理论

正如习近平总书记所强调，“实践没有止境，理论创新也没有止境”^①。“三权”分置绝非农地产权制度改革的终点，未来农地制度必将继续以马克思主义中国化时代化的理论成果为指引，积极回应新时代实现乡村振兴对农地制度变革的现实关切，深入探索、持续创新。

（一）坚定三条底线

第一，守正创新中国化马克思主义土地思想。习近平总书记提出，“不断谱写马克思主义中国化时代化新篇章，是当代中国共产党人的庄严历史责任”^②。中华人民共和国成立以来，党对农村土地政策的历次重大调整都是以马克思主义科学理论为指导，并结合基层实践探索，成功走出一条马克思主义土地理论中国化的道路。新征程上，加快建设农业强国对深化农地制度改革提出了更高要求，

^①习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第 15 页。

^②习近平，2023：《习近平著作选读》（第一卷），北京：人民出版社，第 15-16 页。

要运用好贯穿马克思主义中国化时代化最新成果的立场观点方法，紧密结合农民群众的创造性实践，让马克思主义在中国农村土地上牢牢扎根。

第二，完善农地集体所有制实现形式。马克思对于人类最大的贡献就是揭示了资本主义的不合理性，提出解放社会生产力的公有制。农地集体所有制是中国共产党领导广大农民群众的历史性选择，“农村改革不论怎么改，不能把农村土地集体所有制改垮了”^①。然而，集体所有制理论从来都不是封闭、静止的，而是需要根据劳动者与生产资料结合方式的变动作出适时调整。应当承认，随着城乡关系迈向融合发展的新阶段，农地集体所有制出现一些新情况、新挑战。例如，原集体成员身份转变和外来人员加入，导致集体所有权的成员集合发生变化，影响集体所有权的行使（刘守英，2022）。这就对进一步探索创新集体所有制的实现形式，公平保障集体成员的权利和地位提出了新要求。

第三，始终立足小农户本位。“大国小农”是中国的基本国情农情，经营面积约占耕地总面积近七成的小规模家庭经营是农业的本源性制度，有着其他农业经营组织形式无法比拟的优势。“三权”分置不是必然要求承包农户让渡农地经营权，以小农户为主的家庭经营仍然是当前和今后很长时间内中国农业经营的主要形式。马克思、恩格斯认为，欧洲国家的小农生产具有天然的“脆弱性”，必然被其他的生产方式所替代。但是，有几千年历史的中国小农户却是一种“韧性而长存”的生产主体（陈军亚，2019）。习近平总书记强调：“小农生产在传承农耕文明、稳定农业生产、解决农民就业增收、促进农村社会和谐等方面都具有不可替代的作用。”^②因此，深化“三权”分置改革必须继续以农户家庭经营为根基，以提升小农户的发展能力为抓手，引导新型经营主体与小农户建立契约型、股权型利益联结机制，促使传统小农转变为现代小农，增强农业经济韧性。

（二）推进三条路径

第一，在平衡权利之间内在张力中着力发挥集体所有权统合优势。“三权”分置侧重放大承包经营权对农地资源的配置作用，而对集体所有权的处分、收益等权能行使有所忽视。前述分析表明，单纯依靠扩大经营权流转规模不易实现可持续的规模化经营。集体所有权基于公共治理能力在提供公共服务设施、降低市场交易成本、改善农地流转配置效率上具有潜在优势。因此，未来的“三权”分置应权衡不同权利之间的现实诉求，提高权能配置的精细化程度，回溯集体所有权的权能起点，扩充集体所有权的管理、收益权能。同时，构建土地产权与乡村治理的互融互促机制，通过提高治理水平，增强集体经济组织在整合农地资源、组织关联交易以及引领小农生产向规模化、标准化和机械化转变的能力，真正发挥出集体所有制“统”与“分”相结合的优势。

第二，以集体成员身份调整为主线健全农地承包权自愿有偿转让、退出机制。习近平总书记指出：“全面建设社会主义现代化国家是一个长期过程，农民在城里没有彻底扎根之前，不要急着断了他们在农村的后路，让农民在城乡间可进可退。”^③考虑到现阶段农村土地所附带的多种权益仍然是农民

^①习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第263页。

^②习近平，2023：《习近平著作选读》（第二卷），北京：人民出版社，第85页。

^③习近平，2022：《论“三农”工作》，北京：中央文献出版社，第4页。

最根本、最稳定的生存保障，要在充分尊重农民意愿的前提下，鼓励、引导进城落户农民有偿转让、退出农地。首先，抓住集体成员身份调整的主线，健全农地承包权自愿有偿转让、退出机制。深化农村集体产权制度改革，根据进城落户农民在城镇就业、居住、享受社会保障待遇的稳定性和永久脱离农业农村的意向，明确进城落户农民丧失集体成员身份的实质标准和认定程序，及时引导不具备集体成员身份的进城落户农民转让或退出农地承包权，并提供现金、住房优惠、社会保障、土地股权收益等“菜单式”补偿方案，加强补偿的激励作用。其次，建立反悔机制。允许暂时转让或退出农地承包权（仍具备集体成员身份）的进城落户农民保留受让资格，一旦“进城失败”，可以在一定时间内再次向村集体经济组织申请受让农地承包权，从而消除其后顾之忧。最后，持续深化户籍制度改革和完善城镇基本公共服务提供机制。加快建立基本公共服务同常住人口挂钩、由常住地供给的政策体系，提高进城落户农民住房保障、社会保险等实际享有水平，持续改善农业转移人口享有的基本公共服务，逐步剥离农地粘连的福利保障功能。

第三，在城乡要素市场化改革大格局中提高农地权利配置效率。提高农地利用效率需要与资本、技术、人才等要素结合才能实现，而要素组合效率的最优发挥有赖于放置在城乡要素市场化改革的大格局中。因此，要加快推进城乡要素市场化改革，构建公开透明、地域统一的农村产权交易平台，消除城市要素进入农村从事经营的体制障碍，使价格机制真正引导农地权利配置，把相应的权能分配给使用效率高的社会主体。还要发挥政府的有效治理功能，全面完善产权保护、市场准入、公平竞争等制度供给，为市场功能发挥创造有利条件和保驾护航（但不能替代市场），并明确集体经济组织在农地经营权流转配置中的主导作用，同时监管市场行为。

（三）防范可能风险

第一，以保障粮食安全为根本，纠正农地过度资本化倾向。粮食安全是“国之大者”，农地制度改革必然以强化耕作权、保障粮食安全大局为根本目标。“三权”分置已然为提高土地产出率、提升粮食供给能力发挥了显著效应，但近年来显现的农地过度资本化倾向挤压了农产品生产尤其是粮食生产的利润空间，极大地损害了农民种粮积极性。党的二十大报告和2023年中央“一号文件”都要求健全农民种粮挣钱得利的保障机制，对此，应防范农地偏离农业生产功能的倾向，规范农地经营权交易用途，将放活农地经营权置于“农地农用”“粮地粮用”的框架内，建立公开透明、地域统一的农村产权交易平台，全过程跟踪、监控农地利用过程，严格落实农地“非农化”“非粮化”利用的处罚机制。

第二，以保护农民根本利益为落脚点，防范“资本入地”的可能风险。在全面推进乡村振兴的政策推动下，一些地方政府大力引入“返乡下乡”资本参与土地流转，大规模集中土地来发展农业产业化扶持项目。然而，资本的逐利天性使得一些工商资本片面追求利润，他们凭借自身掌控的资金、信息和人力资本等优势主导农地流转去向与流转用途，把普通小农排斥在外，侵害农民的土地权益。因此，农地流转配置过程中必须同时兼顾农民权益不受损和多元主体利益共享：一方面要健全社会资本通过流转取得土地经营权的资格审查、项目审核和风险防范制度；另一方面也要建立开放性、包容性新型乡村治理共同体，将土地利益治理逻辑嵌入传统的乡土治理体制，构建“三权”实践主体紧密的利益联结机制，进而形成规范、稳定、和谐的农地收益分配格局。

六、结语

作为农地产权制度的重大创新，“三权”分置在其历史轨迹、理论溯源和实践逻辑中蕴含了马克思主义土地思想及其与中国历史和具体实际紧密结合的理论成果。为此，本文运用马克思主义所有制理论和土地产权思想的基本原理及其中国化时代化的理论成果，从历史、理论和实践三个维度进行梳理分析，提供了一个综合性视角来全面审视农地“三权”分置的构建以及未来演进。但是，本文研究也存在一些不足，比如对不同农地所有制下的权能结构未能做更加深入的对比探讨等，有待在未来的农地制度研究中予以回应。

参考文献

1. 蔡昉, 2006: 《“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析》, 《中国农村经济》第1期, 第11-17页。
2. 蔡立东、姜楠, 2017: 《农地三权分置的法实现》, 《中国社会科学》第5期, 第102-122页。
3. 陈军亚, 2019: 《韧性小农: 历史延续与现代转换——中国小农户的生命力及自主责任机制》, 《中国社会科学》第12期, 第82-99页。
4. 陈锡文, 2023: 《当前农业农村的若干重要问题》, 《中国农村经济》第8期, 第2-17页。
5. 陈小君, 2019: 《土地改革之“三权分置”入法及其实现障碍的解除: 评〈农村土地承包法修正案〉》, 《学术月刊》第1期, 第87-95页。
6. 邓大才, 2017: 《中国农村产权变迁与经验——来自国家治理视角下的启示》, 《中国社会科学》第1期, 第4-24页。
7. 高飞, 2016: 《农村土地“三权分置”的法理阐释与制度意蕴》, 《法学研究》第3期, 第3-19页。
8. 高鸣、郑庆宇, 2022: 《党的十八大以来我国农村改革进展与深化方向》, 《改革》第6期, 第38-50页。
9. 高新军, 1994: 《论财产权的解体》, 《经济社会体制比较》第5期, 第21-26页。
10. 郜亮亮, 2023: 《中国农地产权制度的改革实践、变迁逻辑及未来演进方向》, 《政治经济学评论》第1期, 第48-76页。
11. 管洪彦, 2023: 《农地“两权分离”到“三权分置”: 制度变迁与绩效分析》, 《河南社会科学》第3期, 第59-69页。
12. 韩俊, 2020: 《加快发展农业生产托管 推进社会化服务高质量发展》, 《农村工作通讯》第21期, 第4-8页。
13. 韩振华, 2018: 《完善农地“三权分置”制度——一个基于“国家土地调节权”的新视角》, 《政治经济学评论》第5期, 第144-169页。
14. 贺雪峰, 2022: 《大城市的“脚”还是乡村的“脑”? ——中西部县域经济与县域城镇化的逻辑》, 《社会科学辑刊》第5期, 第55-62页。
15. 洪名勇, 1998: 《论马克思的土地产权理论》, 《经济学家》第1期, 第28-33页。
16. 洪银兴、王荣, 2019: 《农地“三权分置”背景下的土地流转研究》, 《管理世界》第10期, 第113-119页。
17. 胡历芳, 2020: 《中国农村土地资本化中“三权”的权能及边界》, 《农村经济》第5期, 第18-26页。

- 18.李怀, 2020:《集体地权变迁下的乡村治理: 演进、主线及深化》,《当代经济研究》第7期,第73-81页。
- 19.林蕴晖, 1995:《人民公社狂想曲》, 郑州: 河南人民出版社, 第61-62页。
- 20.刘守英, 2022:《农村土地制度改革: 从家庭联产承包责任制到三权分置》,《经济研究》第2期,第18-26页。
- 21.刘守英、高圣平、王瑞民, 2017:《农地三权分置下的土地权利体系重构》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第5期,第134-145页。
- 22.刘同山、陈晓萱、周静, 2022:《中国的农地流转: 政策目标、面临挑战与改革思考》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期,第176-186页。
- 23.刘禹宏、杨凯越, 2019:《三权分置: 农地产权制度创新的权能分离之法理考量》,《财贸研究》第1期,第65-73页。
- 24.龙卫球, 2020:《民法典物权编“三权分置”的体制抉择与物权协同架构模式——基于新型协同财产权理论的分析视角》,《东方法学》第4期,第90-106页。
- 25.罗必良, 2016:《农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究》,《中国农村经济》第11期,第2-16页。
- 26.罗必良、耿鹏鹏, 2022:《乡村治理及其转型的产权逻辑》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第188-204页。
- 27.曲福田、马贤磊、郭贯成, 2021:《从政治秩序、经济发展到国家治理: 百年土地政策的制度逻辑和基本经验》,《管理世界》第12期,第1-15页。
- 28.全世文、胡历芳、曾寅初、朱勇, 2018:《论中国农村土地的过度资本化》,《中国农村经济》第7期,第2-18页。
- 29.单平基, 2016:《“三权分置”理论反思与土地承包经营权困境的解决路径》,《法学》第9期,第54-66页。
- 30.宋志红, 2018:《三权分置下农地流转权利体系重构研究》,《中国法学》第4期,第282-302页。
- 31.孙宪忠, 2014:《中国物权法总论》, 北京: 法律出版社, 第259页。
- 32.严金明、郭栋林、夏方舟, 2021:《中国共产党百年土地制度变迁的“历史逻辑、理论逻辑和实践逻辑”》,《管理世界》第7期,第19-31页。
- 33.印子, 2021:《“三权分置”下农业经营的实践形态与农地制度创新》,《农业经济问题》第2期,第26-37页。
- 34.苑鹏, 2015:《对马克思恩格斯有关合作制与集体所有制关系的再认识》,《中国农村观察》第5期,第2-10页。
- 35.张红宇, 2022:《中国特色城镇化道路的路径探索——由土地制度创新引发的宏观效应》,《求索》第3期,第124-133页。
- 36.郑品芳、李佑新, 2021:《中国共产党百年农村土地政策制度改革研究》,《湖南大学学报(社会科学版)》第2期,第9-16页。
- 37.钟甫宁、纪月清, 2009:《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》,《经济研究》第12期,第43-51页。
- 38.周力、沈坤荣, 2022:《中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据》,《经济研究》第5期,第141-157页。
- 39.祝天智, 2021:《农地“三权分置”背景下乡村治理现代化研究》,《学术界》第8期,第80-88页。

40. Chari, A. V., Liu, E. M., Wang, S. Y., Wang, Y., 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China", *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
41. Lin, J. Y., 1992, "Rural Reforms and Agricultural Growth in China", *The American Economic Review*, 82(1): 34-51.
42. Zhao, Y. H., 1999, "Leaving the Countryside: Rural-To-Urban Migration Decisions in China", *The American Economic Review*, 89(5): 281-286.

(作者单位：中国农业科学院农业经济与发展研究所)

(责任编辑：小林)

Evolving Division of "Three Rights" of Farmland: An Inspection of the Marxist Land Theory with Chineseization and Modernization

QU Song ZHU Tiehui GUO Junping

Abstract: The arrangement and reform of farmland property rights system relates to the vital interests of the vast majority of farmers and affects the process of Chinese agricultural and rural modernization. Since the founding of the People's Republic of China, due to the timely adjustment of national strategies and the practical innovation of the farmer masses, the structure of farmland property rights has undergone profound changes from unitary property rights, "unification of two rights", "separation of two rights", to "division of three rights". The basic principles of Marxist ownership theory and land property rights theory and their theoretical combination with Chinese history and reality are the academic origins guiding these changes of farmland institution. The "division of three rights" of farmland has led to the recombining and upgrading of production factors of rural people and land, which plays a positive role in agricultural production, farmers' income, rural governance, and urban-rural relation. However, at the same time, it also has gradually exposed some inadaptability. Towards the great strategic goal of building up China's strength in agriculture, the adjustment and improvement of farmland institution should be firmly guided by Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era, adhering to the collective ownership of farmland and based on the small farmer-oriented principle. It is supposed to start from three approaches of taking the leading advantage of collective ownership right, improving the voluntary and compensated mechanism for the transfer and withdrawal of farmland contract right, and raising the allocation efficiency of farmland rights, while preventing the possible risks from excessive capitalization of farmland and "capital flowing into farmland".

Keywords: Farmland; Division of "Three Rights"; Marxist Chineseization and Modernization; Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era; Institution Innovation

气候变化对农户农地流转行为的影响*

——来自全国农村固定观察点的证据

刘 东¹ 陈景帅¹ 冯晓龙^{1,2} 赵启然^{1,2} 司 伟^{1,2}

摘要：气候变化深刻影响着农户的生产要素配置行为，然而，尚未有研究提供气候变化与农户农地流转行为之间因果关系的证据。本文使用全国农村固定观察点 2010—2020 年的农户数据，系统考察气候变化对农户农地流转行为的影响。研究发现：气候变暖和极端天气事件频率增加均会对农户农地流转行为产生显著影响，气候变暖和极端天气事件频率提高整体上增加了农地转出概率和规模、减少了农地转入概率和规模。进一步分析发现，不利的气温和降水条件促使小农户增加农地转出、减少农地转入，但规模农户并不倾向于转出农地，反而会通过增加农地转入面积提升气候变化适应能力。气候变暖和极端天气事件频率增加会促使兼业程度较高的农户转出农地，但对纯农户农地转出行为的影响较小。据此，本文认为，应该重视气候变化对农户农地经营决策调整的影响，优化农业支持政策，进一步增强不同类型农户应对气候风险的能力。

关键词：气候变化 农地流转 经营规模 兼业化

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

21 世纪以来，不断加剧的气候风险给中国农业生产和粮食安全带来了诸多隐患，引起了公众和政府部门的高度关注。2022 年中央一号文件提出：“加强中长期气候变化对农业影响研究。”^①多重证

*本文研究得到国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“全球背景下优化中国农业补贴促进农业食物系统转型”（编号：72061147002）、国家自然科学基金面上项目“极端气候事件的农户行为效应与发展韧性研究”（编号：72373145）和国家大豆产业技术体系专项建设经费（编号：CARS-04-04A）的资助。感谢胡新艳教授、万陆研究员和田旭教授的建设性意见，当然，文责自负。本文通讯作者：司伟。

^①参见《中共中央 国务院关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-02/22/content_5675035.htm。

据表明,全球气候已经跳出了早期的平均状态与变化规律^①,未来气候持续变暖和极端天气事件频发、强发极有可能成为常态。中国农业生产深受气候变化影响,现有的农业资源禀赋和人口大国属性放大了农业生产面临的自然风险,同时使气候风险表现出明显的集聚特征和连锁效应^②,进一步加深了气候变化严峻形势与农业稳产高产客观需求之间的矛盾。

对此,中国实施了一系列气候变化适应行动,提出了推进和实施适应气候变化重大战略^③。但是,由于对气候变化影响和风险的分析评估不足,相关研究成果并不能有效支撑气候变化适应工作。提高适应能力是应对气候变化的重要方式,本质是人类趋利避害的行为调整(冯晓龙等,2018)。围绕气候变化对农业生产行为的影响,不少研究证实了气候变化与农业生产技术采纳(Cho and McCarl, 2017; Tessema et al., 2019)、农业劳动力配置(Huang et al., 2020; Colmer, 2021)和化肥农药投入(Jagnani et al., 2020)等生产行为调整之间的因果关系。土地是农业生产的必备要素,土地利用行为与气候变化的关系同样备受关注。例如,Ramsey et al.(2020)基于堪萨斯州地块数据研究发现,气候变化会显著影响农户的土地分配决策,极端天气事件会对农地利用模式产生重大影响。Mu et al.(2018)研究发现,气候变化导致了美国北部和西部的耕地面积占比扩大,南部耕地面积占比缩小。另外,不少研究证实了由作物气候变化适应能力差异引致的种植结构调整是普遍存在的,农户会将土地更多地分配给受气候变化影响相对较小的作物。例如:Arora et al.(2019)研究发现,气候变化会使美国达科他州的草地和小麦面积显著增加;Weersink et al.(2010)利用加拿大安大略省的农户数据研究发现,农作物种植面积会根据预期的气候变化而改变。实际上,无论是土地功能变化,还是种植结构调整,都是生产主体自身的农地使用行为调整,没有反映农地在不同生产主体之间的流动变化。

理论上,农户可以采取无数潜在的气候变化适应性措施,而农地是所有适应措施最重要的载体,与经营规模、生计策略选择和农业生产效率等密切相关。因此,农户的农地使用行为问题被学术界广泛关注。从已有研究来看,学者对农地流转影响因素的分析集中于社会经济层面,既包括农地产权制度和社会保障制度等政策制度变革(张锦华等,2016),也包括诸如社会化服务和中介服务在内的市场条件变化(陈姝洁等,2015;马九杰等,2019),还关注到农户家庭特征在农地流转决策中的重要作用,如非农就业(钱龙和洪名勇,2016)、社会资本(李星光等,2016)和资源禀赋(刘克春和苏为华,2006)等。然而,气候变化加剧改变了农业生产环境,导致农业产出和投入变化,这很可能对农户农地流转行为产生影响,但尚未有研究提供气候变化与农地流转之间的因果性证据。

鉴于此,本文拟基于全国农村固定观察点数据,对气候变化与农户农地流转行为之间的因果关系展开分析。相较于已有研究,本文的主要贡献体现为以下三点:

^①资料来源:“Four Key Climate Change Indicators Break Records in 2021”, <https://unfccc.int/news/four-key-climate-change-indicators-break-records-in-2021>。

^②资料来源:《国家适应气候变化战略2035》, <https://www.mee.gov.cn/xxgk/xxgk/xxgk03/202206/W020220613636562919192.pdf>。

^③参见《中国应对气候变化的政策与行动》, https://www.gov.cn/zhengce/2021-10/27/content_5646697.htm。

一是本文尝试提供气候变化与农户农地流转行为之间因果关系的证据。虽然有文献注意到气候变化对农户生产行为的影响（李星光等，2016），但在中国气候风险加剧和农地流转增速放缓的现实背景下，气候变化与农户农地流转行为之间的因果关系尚未被深入探讨。本研究既是对中国农地流转研究的重要补充，也是对气候变化影响的进一步考察，为科学判断气候变化对中国农业经营规模和生产效率的影响提供证据。

二是从微观农户视角展开分析是对已有文献的重要拓展和深化。现有关于气候变化与农地利用方式调整之间关系的研究多是从县域层级展开（Chen and Gong, 2021; Cui, 2020），并没有关注微观农户个体间的农地流动情况。其实，作为农业生产经营主体，农户的气候变化适应策略和适应能力才是农业气候变化适应水平的最真实反映。本文将研究视角聚焦在微观农户，便于深入认识气候变化对农业生产的真实影响。同时，理解农户农地流转行为与气候变化的联系，对于提升农户气候变化适应能力十分关键。

三是本文拟通过识别气候风险分布特征为改进农业支持政策提供依据。气候变化冲击下，不同经营规模、不同兼业类型农户的农地流转行为存在差异，而不同的流转行为可能引起气候变化风险的转移或聚集。规模农户和收入来源单一的纯农户可能会面临更大的气候风险和压力。识别气候变化风险的分布特征，对于有效防范和化解气候变化风险、优化提升农业支持政策具有重要意义。

二、理论分析与研究假说

农地的资产和资源双重属性决定了农户农地流转行为会受到诸多因素的影响。已有研究多从农地的资产属性出发，重点关注政策制度和社会经济因素，较少关注农地的自然资源属性。实际上，农地的自然资源属性决定了流转行为不可避免地受到气候变化等外部环境变化的影响。

（一）农地流转：一种气候变化适应策略

农业是受气候变化影响最为明显的部门，气候变化不仅影响农业产出，还会影响农业投入（Piao et al., 2010; Jagnani et al., 2020）。尽管气候变化对中国农业生产的影响因地区和作物品种而异，但整体而言，气候变化对中国农业部门的影响是负面的（Wang et al., 2014; Chen and Gong, 2021）。尤其是极端天气事件频发导致气候风险指数急剧上升，农业生产面临的不确定性增加，利润受损的概率增大，这必然会引起农户生产决策的改变。《中国气候变化蓝皮书（2023）》指出，2022 年中国高温和干旱风险指数均为 1961 年以来的最高值^①。在此背景下，农户针对气候变化而进行的农地利用方式调整在本质上也是一种适应策略（Jagnani et al., 2020）。

为厘清气候变化与农户农地流转行为之间的逻辑关系，本文参考已有研究（钱忠好，2003），设定了一个简易的农地流转决策模型，如图 1 所示。理性农户的最优农地经营规模应该使其净收益最大化，在农地产出价格 P 给定的条件下，总收益由农地产出数量决定。假定其他因素不变，那么，农地

^①资料来源：《〈中国气候变化蓝皮书 2023〉发布 全球变暖趋势持续 中国多项气候变化指标创新高》，https://www.cma.gov.cn/2011xwzx/2011xqxxw/2011xqxxyw/202307/t20230708_5635282.html。

产出 $f(X)$ 可以表示为农地经营面积 X 的函数，总收益 $TR = P \times f(X)$ 。

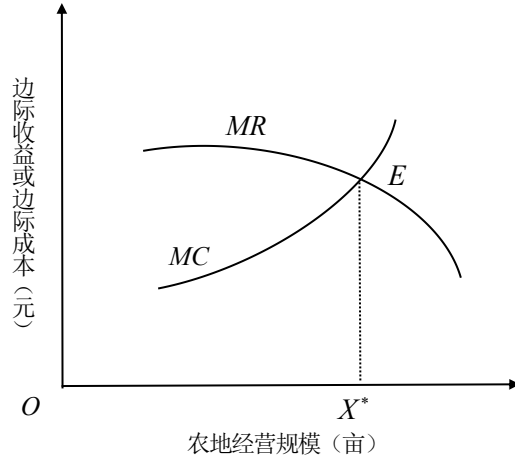


图1 农地经营最优规模

根据边际报酬递减规律，边际收益 MR 为倒 U 型曲线，同时，农业生产的边际成本 MC 与农地经营规模存在先递减再递增的关系（许庆等，2011；李文明等，2015）， MC 是 U 型曲线，则农户农地最优经营规模 X^* 满足条件： $MR = MC$ 。需要说明的是，在 MR 曲线峰值左侧存在一点，使 $MC = MR$ ，但该点处于生产函数第一阶段，因而不能将其作为最优农地经营规模。

进一步，本文把气候变化引入模型，如图 2 所示。

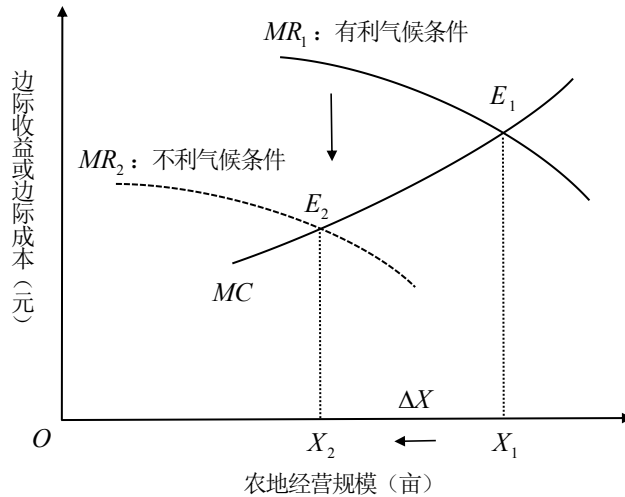


图2 MR 下降导致最优农地经营规模减小

注： MR_1 和 E_1 分别表示有利气候条件下的边际收益曲线和农地规模均衡点， MR_2 和 E_2 分别表示不利气候条件下的边际收益曲线和农地规模均衡点。

气候变化最明显的表现特征是平均气温上升（气候变暖）和极端气候事件频发。气候变暖给中国农业生产带来正反两方面影响：有利影响包括适宜种植面积增加、复种指数提高等；不利影响表现为作物品质下降，例如温度升高可能会导致小麦籽粒蛋白浓度下降、水稻籽粒淀粉含量下降等品质问题

(Lorite et al., 2023; Zahra et al., 2023)。而极端天气事件频发对农业生产的影响是极为不利的，极端气温和极端降水突破作物生长阈值，使作物产量受损严重(Chen et al., 2016)。例如，2023 年河南等地受“烂场雨”天气影响，夏粮单产下降，受灾农户遭受严重损失，中国夏粮产量同比减少 127.4 万吨^①。尽管平均气温上升存在有利的一面，但综合来看，气候变化对农地边际收益 MR 的影响是不利的(Wang et al., 2014; Chen and Gong, 2021)。在其他条件不变的情况下，图 2 中农地边际报酬曲线由 MR_1 移动至 MR_2 ，根据利润最大化条件，最优农地经营规模由 X_1 减少至 X_2 ，农户转出农地的概率会增加。

并且，气候变化会导致农地经营的边际成本 MC 增加，如图 3 所示。

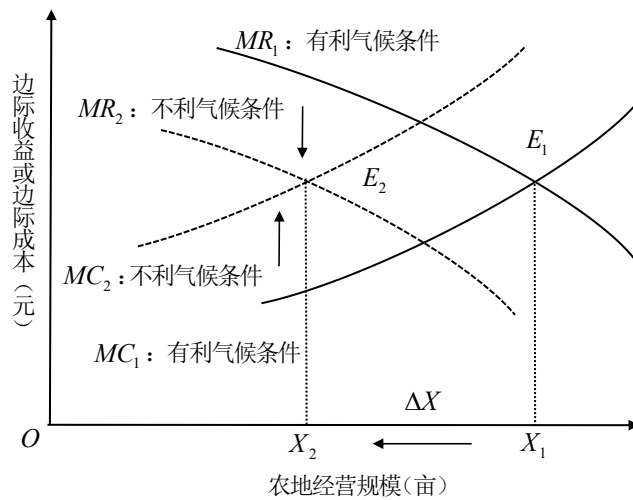


图3 MC 上升导致最优农地经营规模减小

注： MC_1 、 MR_1 和 E_1 分别表示有利气候条件下的边际成本曲线、边际收益曲线和农地规模均衡点， MC_2 、 MR_2 和 E_2 分别表示不利气候条件下的边际成本曲线、边际收益曲线和农地规模均衡点。

本文从气候变化的两个主要表现展开论证。气候变暖会加剧病虫害传播，对农药投入和田间管理提出了更高要求，进而引发经营成本上涨。根据联合国粮食及农业组织估计，每年有高达 40% 的全球作物产量因虫害而损失，每年植物病害给全球经济造成的损失超过 2200 亿美元^②。极端天气事件频发导致的经营成本增加更加显著，直接损害了农业工作环境、降低了农业生产的安全性和劳动效率(Li and Pan, 2021; Yang et al., 2021)，单位面积农地的工作任务需要配置更多的劳动力才能够完成。异常降水也会降低化肥肥效，增加化肥投入量(Jagnani et al., 2020)。综合来看，气候变化会推动农地边际成本曲线由 MC_1 上移至 MC_2 (见图 3)。当气候变化使农业经营成本增加时，根据 $MR = MC$ 这一条件，农户最优的农地经营规模由 X_1 减少至 X_2 ，农户转出农地概率同样会增加。

然而，考虑到不同农户的异质性特征，不同农户在应对气候变化时采取的农地流转策略可能存在

^①资料来源：《今年全国夏粮实现丰收 总产量达 2923 亿斤》，https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202307/content_6892114.htm。

^②资料来源：《粮农组织：气候变化加剧害虫传播威胁植物和农作物》，<https://news.un.org/zh/story/2021/06/1085232>。

差异。尤其是，不同经营规模农户的边际成本曲线存在差异，不同兼业类型农户对农地的依赖程度也不同，这都会导致农地流转行为在不同特征农户之间存在差异^①。下面，本文具体分析不同经营规模农户、不同兼业类型农户在应对气候变化时的农地流转行为差异。

（二）经营规模影响气候变化适应策略选择

按照气候变化适应策略与农业生产之间的关系，可以将农户的适应策略分为两类：一类是“转移策略”，即通过转出部分或全部农地，减小农地经营规模，转而将生产要素更多地配置于非农部门；另一类是“提升策略”，即不缩减农地经营规模，而是通过提升农业生产经营管理水平增强气候风险应对能力，如加大机械投入、保障灌溉条件、采用新品种和新技术等措施。不同经营规模农户的禀赋特征和农业退出门槛不同，导致农户采取的气候变化适应策略存在差异。小农户面临流动性约束强、采用新品种和新技术的壁垒高、投资农业机械的门槛高等问题，在短期内难以通过“提升策略”应对气候变化的不利影响。因此，当气候变化导致农地经营的 MC 上升或 MR 下降，小农户更倾向于转出农地或退出农业生产经营。然而，相对于小农户，规模农户面临的流动性约束更弱、采用新品种和新技术的能力更强（张瑞娟和高鸣，2018）、资产专用性水平更高，这些特征都使规模农户退出农业生产时面临高额的沉没成本（冯晓龙等，2018）。所以，当气温和降水条件不利于农业生产时，转出农地并不是规模农户的首选策略，提高气候风险应对能力可能是更好的选择。根据第三次全国农业普查数据，2016 年全国农业经营户的拖拉机、插秧机和联合收割机平均拥有量为 0.1297 台、0.0033 台和 0.0055 台；而规模农业经营户对应设备的平均拥有量分别为 6.76 台、0.17 台和 0.29 台^②，后者分别是前者的 52.12 倍、51.52 倍和 52.73 倍。由于农业机械、灌溉设施等专用性资产具有不可分性，当农业生产的利润空间缩小时，尚未达到最优规模的规模农户通过转入农地、扩大规模，可以提高农机具、灌溉设施的使用效率，进一步降低边际成本、增加农业生产净利润（李文明等，2015）。据此，本文提出研究假说 1 和研究假说 2。

H1：当气温和降水条件不利于农业生产时，小农户倾向于转出农地。

H2：当气温和降水条件不利于农业生产时，规模农户不倾向于转出农地。

（三）兼业类型影响气候变化适应策略选择

兼业经营是现阶段中国农业生产的典型特征，兼业类型不仅反映农业收入在家庭生计中的重要程度，也与气候变化适应策略的选择密切相关（Colmer，2021）。气候变化通过改变农业生产经营收益进而影响农户的农地流转决策，但不同兼业类型农户对气候变化的反应可能存在差异。按照通常做法（廖洪乐，2012），本文将非农收入占家庭总收入比重小于等于 20% 的农户定义为纯农户，将比重为 20%~50% 的农户定义为 I 兼农户（包含 50%），比重为 50%~80% 的农户定义为 II 兼农户（包含 80%），

^①部分农户可能因为对土地依赖程度较高而难以转出农地，但这并没有违背 $MC = MR$ 条件。可能的原因是，农地具有生活保障、直接收益和子女继承等非生产性收益，非生产性收益的存在使农户倾向于不转出农地。

^②资料来源：《第三次全国农业普查主要数据公报（第二号）》，https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/202302/t20230206_1902102.html。

比重大于 80% 的农户定义为非农户。Ⅱ兼农户和非农户的家庭收入以非农收入为主，对农业生产的依赖程度低。当气候变化导致农业收入下降或农业生产不确定性增加时，这两类农户为避免气候变化带来的损失，倾向于转出农地、减小经营规模或退出农业^①。相较之下，纯农户和Ⅰ兼农户对农业生产的依赖度更高，当气候变化导致农业收入下降或农业生产不确定性增加时，是否将农地转出以获取租金存在不确定性。因此，气候变化对不同兼业类型农户的农地流转决策的影响存在差异，表现为促进兼业程度较高的农户（Ⅱ兼农户和非农户）转出农地。据此，本文提出研究假说 3 和假说 4。

H3：气温和降水条件的不利变化会促进兼业程度较高的农户（Ⅱ兼农户和非农户）转出农地。

H4：气温和降水条件的不利变化不会促使纯农户转出农地。

三、数据来源、变量选取与实证策略

（一）数据来源

本文研究使用的农户数据来自农业农村部全国农村固定观察点。该调查对象覆盖 31 个省（区、市）360 个村的 2 万多个农牧户，调查内容涵盖农户家庭特征、农业生产经营、农地利用与流转等多个方面。该数据具有稳定性高、覆盖范围广、样本量大、指标丰富等明显优势，国内外学者利用该数据开展了广泛且具有影响力的研究（许庆等，2020；盖庆恩等，2023）。考虑农地流转规模、气候变化与粮食安全的重要关系，本文将研究区域确定为 13 个粮食主产省份，包括黑龙江省、吉林省、辽宁省、河北省、内蒙古自治区、山东省、江苏省、河南省、安徽省、江西省、湖南省、湖北省和四川省^②。2010—2020 年，全球平均气温显著升高、中国气候风险指数快速上升^③。为捕捉气候变化特征，本文将时间范围选定为 2010—2020 年。设定空间和时间范围后，得到的农户样本数量为 112930 个，进一步剔除缺失值和异常值^④后，得到时间跨度为 11 年、样本量为 100902 个的非平衡面板数据集。

本文研究使用的气象数据来自国家气象科学数据中心^⑤。本文将样本村和气象站点经纬度使用逆

^①社会化服务发展可能会减弱小农户农地转出意愿，但是笔者认为这并不会影响本文的基本理论分析结果。原因如下：一是社会化服务价格呈现逐渐上涨趋势。根据农业农村部农业机械化司发布的调查报告（《2023 年“三夏”期间农机作业服务价格和成本变化趋势调查报告》，https://www.njhs.moa.gov.cn/nyjxhqk/202305/t20230522_6428078.htm），2023 年小麦、玉米和大豆的机播机收作业价格均有不同程度的上涨，这在很大程度上弱化了农户经营农地的动力。二是农地经营者是气候风险的实际承担者，而将农地转出、获取稳定地租收益是转移气候风险的策略选择。

^②根据《中国农村经营管理统计年报（2018 年）》，农地流转规模较大的省份主要集中在粮食主产区。资料来源：农业农村部农村合作经济指导司和农业农村部政策与改革司（2019）。

^③资料来源：《〈中国气候变化蓝皮书 2023〉发布 全球变暖趋势持续 中国多项气候变化指标创新高》，https://www.cma.gov.cn/2011xwzx/2011xqxw/2011xqxyw/202307/t20230708_5635282.html。

^④数据清理过程为：删除家庭经营主业为非种植业（9964 个观测值）、承包经营面积大于 3000 亩（2 个观测值）、年初和年末经营耕地面积均为 0 亩（2062 个观测值）的观测值，剩余 100902 个观测值。

^⑤资料来源：国家气象科学数据中心官方网站，<https://data.cma.cn/>。

距离加权方法进行匹配（Chen and Gong, 2021），获得所有样本村的历史气象信息。本文研究中用到的逆温数据来自美国航空航天局（National Aeronautics and Space Administration，简称 NASA）的全球陆地实际蒸散发数据集^①，该数据集包含距离地面不同高度大气层温度的时间序列信息，是工具变量逆温天数的原始数据来源。

（二）变量定义与描述性统计

1.核心解释变量。气温和降水是影响农业生产最为关键的气候因素，也是气候变化经济学分析的主要指标，本文的核心解释变量也基于气温和降水变化进行构建。根据气候变化的概念和表现特征，即长期表现为平均气温的整体上升、短期表现为极端天气事件频率增加，分别构建长期核心解释变量和短期核心解释变量。一般认为，一个地区过去 30 年的天气平均状态可以表示该地区的气候状况，文献中通常使用天气数据的 30 年移动平均值表示气候（Cui, 2020; Huang et al., 2020），以研究长期气候变化对农户生产行为的影响。本文借鉴上述做法，构建长期气温和长期降水变量，具体可用下列公式表示：

$$TL = 1/30 \sum_{t=30}^t temp_{ct}^{mean} \quad (1)$$

$$PL = 1/30 \sum_{t=30}^t prec_{ct}^{total} \quad (2)$$

（1）式和（2）式中： TL 表示长期气温， PL 表示长期降水， $temp_{ct}^{mean}$ 是 c 村 t 年日度均温的年度均值， $prec_{ct}^{total}$ 是 c 村 t 年日度降水量的年度加总值。对于农户农地流转行为而言，长期渐变因素在短期内影响可能较小，但考虑到农户学习适应能力、风险管理行为以及信息传递与政策干预，渐变因素也有可能农户短期决策中发挥重要作用。

短期极端天气事件是对正常气候状态的偏离，是对农业生产造成冲击的主要气候因素。同时，不同地区对气候冲击的适应能力存在差异。以气温为例，当面对相同幅度的气温偏离时，黑龙江省农户和四川省农户的反应可能不同。因此，本文在构造短期天气冲击变量时，不以统一的气温标准作为参照，而是以地区化的历史平均水平为标准。具体而言，以每个村 1981—2010 年的气温和降水均值作为该村的气候平均状态，分别用 $temp_history_c$ 和 $prec_history_c$ 表示，并将 2010—2020 年每年的气温和降水变化与该状态偏离的绝对值表示为短期天气冲击：

$$TS = |temp_{ct}^{max} - temp_history_c| \quad (3)$$

$$PS = |prec_{ct}^{total} - prec_history_c| \quad (4)$$

^①资料来源：Global Modeling and Assimilation Office (GMAO) (2015), MERRA-2 inst6_3d_ana_Np: 3d, 6-Hourly, Instantaneous, Pressure-Level, Analysis, Analyzed Meteorological Fields V5.12.4, Greenbelt, MD, USA, Goddard Earth Sciences Data and Information Services Center (GES DISC), Accessed: [2023.05.13], 10.5067/A7S6XP56VZWS。

(3) 式中: TS 表示短期气温冲击; $temp_{ct}^{max}$ 是 c 村 t 年日度高温的年度均值; $temp_history_c$ 表示 1981—2010 年 30 年年度均温的均值, 即基期均温。(4) 式中: PS 表示短期降水冲击; $prec_{ct}^{total}$ 是 c 村 t 年日度降水的年度加总; $prec_history_c$ 表示 1981—2010 年 30 年年均降水量的均值, 即基期降水量均值。

2. 被解释变量。被解释变量包括是否转出农地、是否转入农地、农地转出面积和农地转入面积。样本农户农地转入和农地转出面积与长期气温和降水(滞后一期)的关系如图 4 所示。

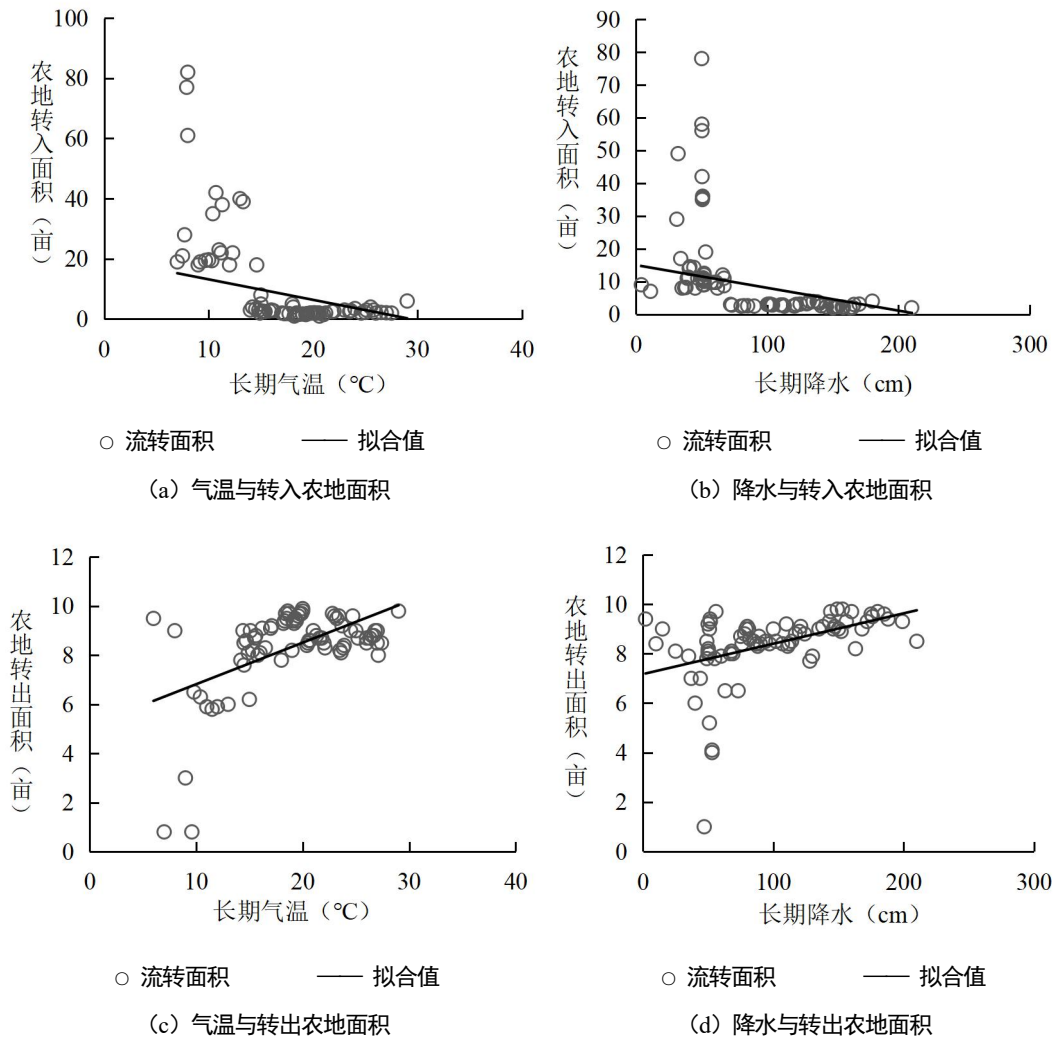


图4 农地转入面积、农地转出面积与气温、降水散点图

图 4 (a) 和图 4 (b) 反映出农地转入面积随着气温升高和降水增加而减少, 图 4 (c) 和图 4 (d) 反映出随着气温升高和降水增加农地转出面积逐渐增加。另外, 被解释变量的分布特征表明: 农地转出户的数量大于农地转入户的数量, 农地转出户的占比较大、农地转入户的占比较小, 农地流转有集中趋势。

3. 控制变量。本文对其他可能影响农户农地流转行为的变量进行控制。农户层面选择户主年龄、

户主学历、是否村干部户、家庭劳动力数、农地经营规模变量，以控制社会资本（李星光等，2016）、非农就业（钱龙和洪名勇，2016）和资源禀赋（刘克春和苏为华，2006）等因素的影响。通过引入村级人均纯收入和县级第一产业产值占比，以控制地区经济发展水平的影响。通过引入年份虚拟变量，以控制土地确权（程令国等，2016）和其他制度变革（张锦华等，2016）的可能影响。本文参考陈帅和张丹丹（2020）的方法，构建村级年度逆温天数变量，作为短期气温冲击的工具变量。本文使用 NASA 数据提取近地的第一层和第二层气温数据，如果一天中 0 时、6 时、12 时和 18 时有任何一时点出现第二层气温高于第一层气温的情况，就视该日为逆温天，通过逆温天数的年度加总，获得村级逆温天数变量。本文还控制了日照时数和相对湿度，这两个变量长短期的处理方式与气温相同。

所有变量含义和描述性统计结果详见表 1。

表 1 变量含义和描述性统计

变量	变量含义和赋值	均值	标准差
是否转入农地	农户当年是否转入农地：是=1，否=0	0.07	7.64
是否转出农地	农户当年是否转出农地：是=1，否=0	0.13	13.29
农地转入面积	农户当年转入农地面积（亩）	16.26	41.23
农地转出面积	农户当年转出农地面积（亩）	7.59	19.42
户主年龄	户主实际年龄（岁）	46.74	10.92
户主学历	户主受教育年限（年）	7.06	2.65
是否村干部户	家中是否有人担任村干部：是=1，否=0	0.04	0.20
家庭劳动力数	家中当年劳动力的人数（人）	2.52	1.18
农地经营规模	农户当年经营农地面积（亩）	8.92	14.83
村级人均纯收入	村庄当年人均纯收入（元）	8165.16	6331.19
县级第一产业产值占比	县域当年第一产业产值占地区生产总值的比重（%）	27.16	12.69
逆温天数	该村当年出现的逆温天数（天）	193.46	74.78
长期气温	年均温度过去 30 年移动平均值（℃）	18.50	4.69
长期降水	年均降水量过去 30 年移动平均值（cm）	88.96	46.13
长期日照时数	年均日照时数过去 30 年移动平均值（小时）	5.75	1.40
长期相对湿度	年均相对湿度过去 30 年移动平均值（%）	69.51	9.35
短期气温冲击	当年气温高温均值与基期均温差值的绝对值（℃）	1.78	1.47
短期降水冲击	当年降水量均值与基期降水量均值差值的绝对值（cm）	4.73	3.16
短期日照时数冲击	当年日照时数均值与基期差值的绝对值（小时）	5.57	1.43
短期相对湿度冲击	当年相对湿度均值与基期差值的绝对值（%）	68.09	9.50

注：村民人均纯收入在回归时取对数处理。

（三）模型设定

1. 气候变化对农户农地流转行为的影响。本文使用双向固定效应模型，估计气候变化对农户农地流转行为的影响：

$$y_{ict} = \beta_1 TS_{ct} + \beta_2 PS_{ct} + \beta_3' X_{ict} + \omega_i + \tau_{tp} + \varepsilon_{ict} \quad (5)$$

$$y_{ict} = \varphi_1 TL_{ct} + \varphi_2 PL_{ct} + \varphi_3' X_{ict} + \omega_i + \tau_{tp} + \xi_{ict} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中: y_{ict} 表示农户 i (属于村庄 c) 在第 t 年的农地流转情况, 包括是否转入农地、是否转出农地、农地转入面积和农地转出面积^①; TS_{ct} 和 PS_{ct} 分别表示村庄 c 在第 t 年的短期气温和降水冲击; β_1 和 β_2 分别表示短期气温和降水冲击对农户农地流转行为的影响; TL_{ct} 和 PL_{ct} 分别表示村庄 c 在第 t 年的长期气温和降水; φ_1 和 φ_2 分别表示长期气温和降水对农户农地流转行为的影响; X_{ict} 表示前文所述的控制变量; β_3' 和 φ_3' 为控制变量的待估参数; ω_i 表示农户固定效应, 用以控制不随时间变化且不可观测因素的影响; τ_{tp} 表示年份 \times 省份固定效应; ε_{ict} 和 ξ_{ict} 表示误差项。

2. 识别农地流转的异质性特征。首先, 本文根据中国户均经营农地面积实际和样本分布特征, 对规模农户和小农户进行划分。2019 年中国农村经营耕地面积为 10 亩以下的农户约 2.1 亿户, 户均经营规模只有 7.8 亩^②。本文所用样本以小农户为主, 考虑到分组回归的样本数量, 选择 15 亩作为划分标准, 将初始年份年初农地规模在 15 亩以上 (含) 的农户定义为规模农户、15 亩以下的农户定义为小农户。本文按照前文所述标准, 根据非农收入占家庭总收入的比重, 划分不同兼业类型农户。由于删除了不经营农地的样本, 因此将非农户和 II 兼农户合并为 II 兼农户。本文使用分组回归方法进行估计, 公式如下所示:

$$y_{ict}^h = \eta_1 T_{ct} + \eta_2 P_{ct} + \beta_3' X_{ict} + \omega_i + \tau_{tp} + \varepsilon_{ict} \quad (7)$$

(7) 式中: T_{ct} 和 P_{ct} 分别表示村庄 c 在第 t 年的气温和降水。 h 表示规模 *scale* 和兼业类型 *part* 两种分类标准。当 $h = scale$ 时, *scale* 包含规模农户和小农户; 当 $h = part$ 时, *part* 包含纯农户、I 兼农户和 II 兼农户。其余符号含义与 (5) 式中相同。

为保证估计结果的一致性和稳健性, 本文还进行了以下处理: 一是对气候变量外生性假定做进一步检验。已有文献通常假定气候变化是外生的, 尤其是微观农户个体行为对气候变化产生的影响是极其微小的。尽管如此, 本文通过敏感性分析提供了核心解释变量外生的证据, 即通过控制不同的固定效应 (将农户固定效应替换为村庄固定效应和省份 \times 年份固定效应) 得到的气候变量估计系数方向和数值并未发生明显变化, 据此可以认为, 核心解释变量与误差项 ε_{ict} 、 ξ_{ict} 相关的可能性很小, 即估计结果是一致的。二是考虑到农户农地流转行为发生的时点可能分布在一年之内的各个月份, 本文使用气候变量滞后一期进行回归, 即估计上一年气候状况对当前年份农户农地流转行为的影响, 以避免虚假回归, 保证估计结果稳健。三是鉴于当期气温的影响结果可能受到遗漏变量干扰, 本文使用逆温天数作为气温的工具变量, 进一步解决可能存在的内生性问题。逆温与高温之间存在关联性 (陈帅和张丹丹, 2020), 逆温是指地面或低层大气温度高于上层大气温度的现象, 在气象观测中, 逆温往往在

^①当被解释变量为是否转入农地、是否转出农地时, 本文采用面板 Probit 模型进行估计; 当被解释变量为农地转入面积和农地转出面积时, 被解释变量为连续变量且存在 0 值, 本文采用面板 Tobit 模型进行估计。

^②资料来源: 《全国 98% 以上的农业经营主体仍是小农户》, https://www.gov.cn/xinwen/2019-03/01/content_5369755.htm。

高温天气条件下被观测到，但逆温通常与农户农地流转行为不相关。四是考虑到同一村庄内农户农地流转行为可能会相互关联，尤其是地块相连农户之间的流转决策可能存在强相关，而且现实中也不乏整村流转的例子，因此，为解决样本组内相关性问题的，本文将标准误聚类到县级，以减少自相关问题对估计结果的干扰。

四、实证结果分析

（一）气候变化对农户农地流转行为的影响

表 2 报告了使用面板 Probit 模型估计的长期气候变化和短期天气冲击对农户农地流转决策影响的平均边际效应，同时使用滞后一期气候变量^①对农户农地流转行为进行回归作为稳健性检验。由于面板数据时间维度较长，本文针对被解释变量进行了 Fisher 单位根检验，结果拒绝“所有面板均包含单位根”的原假设，即数据为稳定序列。短期来看，由于天气异常具有突发性和冲击性，农户无法立即对当期的天气冲击做出反应，这解释了为什么当期天气冲击对农户农地流转决策的影响并不显著。但是，滞后一期的天气冲击对农户农地流转行为的影响效果明显：气温和降水冲击显著降低了农地转入概率，同时提高了农地转出概率。具体而言，表 2（3）列和（7）列的结果表明，短期气温冲击每增加 1 单位，农地转入的可能性下降 8.7%、农地转出的可能性上升 6.9%；降水冲击每增加 1 单位，农地转入概率下降 5.0%、农地转出概率增加 6.6%。长期来看，气温变化对农户农地流转行为有显著影响。具体而言，（2）列和（6）列的结果表明，长期气温每升高 1 单位，农地转入概率下降 10.0%、农地转出概率上升 10.0%。滞后一期的长期气温上升表现出更加明显的“促进转出、抑制转入”效果。长期降水变化对农地流转的影响系数较小且显著性较低，这可能是因为，尽管 2012 年以来中国极端降水强度在不断增加，但是长期来看，降水量变化并没有表现出明显的特定趋势^②。比较来看，长期气温变化对农户农地流转行为的影响比短期天气冲击的影响更加明显，无论是长期气温变化还是短期天气冲击，都显著抑制了农户农地转入、促进农地转出。

表 2 气候变化对农户是否流转农地影响的基准估计结果

变量	是否转入农地				是否转出农地			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	短期	长期	短期	长期	短期	长期	短期	长期
气温	-0.004 (0.004)	-0.100*** (0.037)			0.002 (0.004)	0.100*** (0.026)		
降水	0.002 (0.005)	-0.008 (0.007)			0.001 (0.002)	-0.000 (0.000)		

^①滞后一期的长期气候变量是包含上一年在内的气温和降水 30 年移动平均值（不包含当前年份），滞后一期的短期天气冲击变量是上一年的气温和降水偏离数值。

^②资料来源：《数据新闻 | 近十年我国暴雨变多变强了？大数据揭秘》，https://www.cma.gov.cn/zftbd/2023zt/20230324/2023032402/202310/t20231013_5824784.html。

表2 (续)

滞后一期的气温			-0.087**	-0.154**			0.069***	0.129**
			(0.042)	(0.078)			(0.022)	(0.061)
滞后一期的降水			-0.050***	-0.000*			0.066*	-0.004*
			(0.011)	(0.000)			(0.034)	(0.002)
户主年龄	-0.000	0.000	0.000	0.000**	0.001***	0.000**	0.001***	0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
户主学历	0.003	0.002	0.006**	0.005	-0.004*	0.001	-0.004*	0.001
	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.002)	(0.003)	(0.002)	(0.003)
是否村干部户	0.017**	0.031***	0.017**	0.029**	-0.013**	-0.011	-0.013**	-0.010
	(0.008)	(0.012)	(0.008)	(0.012)	(0.006)	(0.008)	(0.006)	(0.008)
家庭劳动力数	0.008***	0.008***	0.009***	0.009***	-0.017***	-0.019***	-0.017***	-0.019***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
农地经营规模	0.002***	0.002***	0.001***	0.001***	-0.000***	0.000*	-0.001***	0.000*
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
村级人均纯收入	-0.004***	-0.005***	-0.002	-0.002	0.009***	0.009***	0.009***	0.008***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
县级第一产业产值占比	0.009***	0.009***	0.009	0.009	-0.016***	-0.018***	-0.015***	-0.016***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
日照时数	0.192***	-0.009	0.220	0.061	0.035*	0.002	0.090***	0.066
	(0.025)	(0.033)	(0.238)	(0.051)	(0.021)	(0.027)	(0.033)	(0.042)
相对湿度	0.004	0.001**	0.004	0.003*	0.002*	0.001	0.003*	0.002***
	(0.003)	(0.001)	(0.005)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为聚类到县级层面的稳健标准误；③为便于展示估计结果，核心解释变量的气温包含长期气温和短期气温冲击，降水包含长期降水和短期降水冲击；控制变量日照时数包含长期日照时数和短期日照时数冲击，相对湿度包含长期相对湿度和短期相对湿度冲击。

需要说明的是，在通过逐步回归、控制不同层级的个体（农户、村庄）固定效应后，气候变量估计系数的符号未发生变化，而且未发现气温和降水估计系数数值的剧烈变化。据此判断，气候变量外生假定基本成立。限于篇幅，本文仅汇报了包含控制变量、农户固定效应和“省份×年份固定效应”的估计结果。同时，考虑到气温和降水影响的非线性特征，本文在基准回归的基础上加入气温和降水的二次项，但未发现气候变量对农户农地流转行为有显著的非线性影响。对此可能的解释是：农户是基于气候变化风险与农业生产环境改变认知作出农地流转决策，此过程中气候变量影响的非线性特征并不明显。加入气温和降水交乘项的模型估计结果显示，长期气温和长期降水对农户农地转出面积的影响存在明显的替代关系，长期降水增加抑制了长期气温升高的农地转出效应。

本文进一步使用 Tobit 模型估计气候变化对农户农地流转面积的影响。根据变量分布特征, 计算气候变化对考虑截断特征的被解释变量的边际影响 (dy^*/dx , y^* 表示被解释变量的潜变量), 结果报告在表 3 中。短期而言, 滞后一期的气温和降水冲击对农地转出面积具有显著的正向影响, 气温冲击增加 1 单位, 农地转出面积平均增加 1.1 亩, 降水冲击增加 1 单位, 农地转出面积增加 0.6 亩。短期天气冲击未对农户农地转入面积产生显著影响。长期而言, 滞后一期的气温上升表现出明显的“促进转出、抑制转入”效果, 长期气温每增加 1 单位, 转入面积平均减少 2.2 亩、转出面积平均增加 3.1 亩, 滞后一期的降水增加会减少农地转出面积。相较于对农户农地流转决策的影响, 气候变化对农户流转面积的影响表现得更加复杂。但总体来看, 气候变化对农地转出面积有明显的促进作用, 同时长期气温上升对农地转入面积表现出抑制作用, 这与表 2 的估计结果趋势一致。

表 3 气候变化对农户农地流转面积影响的基准估计结果

变量	农地转入面积				农地转出面积			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	短期	长期	短期	长期	短期	长期	短期	长期
气温	-0.305 (0.555)	-2.192*** (0.715)			0.436 (0.379)	4.221** (1.897)		
降水	0.039 (0.490)	-0.019 (0.011)			-0.022 (0.059)	-0.003 (0.002)		
滞后一期的气温			0.732 (0.940)	-2.225** (1.059)			1.100** (0.537)	3.081** (1.340)
滞后一期的降水			0.006 (0.005)	-0.444 (0.322)			0.588** (0.267)	-0.013*** (0.003)
户主年龄	-0.005*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.007*** (0.001)	-0.010*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001 (0.000)
户主学历	0.076*** (0.022)	0.086** (0.036)	0.075*** (0.023)	0.089* (0.036)	-0.012* (0.007)	-0.008 (0.011)	-0.013* (0.007)	-0.009 (0.011)
是否村干部户	0.067 (0.068)	0.147 (0.096)	0.030 (0.069)	0.063 (0.098)	-0.058*** (0.022)	-0.054* (0.029)	-0.060*** (0.022)	-0.054* (0.029)
家庭劳动力数	0.225 (0.191)	0.234 (0.212)	0.233 (0.196)	0.190 (0.217)	0.009 (0.082)	0.065 (0.101)	0.013 (0.086)	0.085 (0.105)
农地经营规模	0.035*** (0.002)	0.061*** (0.003)	0.035*** (0.002)	0.060*** (0.003)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)
村级人均纯收入	0.958*** (0.234)	1.284*** (0.272)	1.124*** (0.236)	1.346*** (0.275)	-0.040 (0.096)	0.011 (0.124)	0.044 (0.099)	0.124 (0.129)
县第一产业产值占比	2.204*** (0.330)	2.548*** (0.371)	2.357*** (0.350)	2.636*** (0.394)	-0.278* (0.142)	-0.556*** (0.175)	-0.390*** (0.151)	-0.677*** (0.188)
日照时数	0.772 (0.907)	-1.208 (1.386)	0.827** (0.354)	-1.000 (1.424)	2.519 (1.621)	-0.765 (3.347)	4.219** (2.009)	-1.793 (4.182)

表 3 (续)

相对湿度	-0.231 (0.162)	-0.187 (0.110)	-0.208 (0.169)	-0.827 (0.627)	-0.100*** (0.025)	-0.147*** (0.049)	-0.176*** (0.032)	-0.160*** (0.061)
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902	100902

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中为聚类到县级层面的稳健标准误；③为便于展示估计结果，核心解释变量的气温包含长期气温和短期气温冲击，降水包含长期降水和短期降水冲击。

鉴于模型中短期气温冲击变量仍有可能存在内生性问题，本文使用逆温天数作为气温冲击的工具变量进行两阶段最小二乘估计，估计结果如表4所示。第一阶段回归结果显示，逆温天数基本在1%水平上显著。本文使用Crag-Donald Wald F统计量进行弱工具变量检验，除了在被解释变量为农户农地转入面积的回归中，该统计量小于建议临界值（16.38）外，在其余回归中均高于推荐值。第二阶段估计结果显示，短期气温冲击增加仅对农户农地转出面积具有显著正向影响，短期气温冲击每增加1单位，农户农地转出面积增加约1.9亩。本文对工具变量法和固定效应模型得到的估计结果差异进行豪斯曼检验，结果表明无法拒绝“解释变量为外生”的原假设，即固定效应模型的估计结果更准确。

表 4 短期气温和降水冲击对农户农地流转行为的影响结果（工具变量法）

变量	(1) 是否转入农地	(2) 是否转出农地	(3) 农地转入面积	(4) 农地转出面积
短期气温冲击	-0.022 (0.067)	0.013 (0.086)	-1.569 (1.521)	1.850** (0.253)
短期降水冲击	0.023 (0.046)	0.022 (0.056)	0.180 (0.153)	-0.291 (0.237)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	100902	100902	100902	100902
2SLS 估计第一阶段回归结果				
逆温天数	0.153*** (0.015)	0.153*** (0.015)	0.124** (0.058)	0.284*** (0.062)
弱工具变量检验（卡方统计量）	102.068	102.068	4.744	39.973
豪斯曼检验（p 值）	0.12	0.12	0.99	1.44

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号中为聚类到县级层面的稳健标准误；③控制变量与表 2 相同；④表中系数为气候变量影响的边际效应，而非直接得到的系数估计值。

（二）气候变化对不同规模农户农地流转行为的影响

气候变化对不同规模农户农地流转行为影响的边际效应报告在表 5 中。短期来看，天气冲击对规

模农户和小农户的影响存在差异。短期气温和降水冲击显著增加了小农户农地转出的可能性，尤其是短期降水冲击每增加 1 单位，小农户的农地转出概率上升 10.9%，H1 得以验证。同时，短期气温冲击增加会降低小农户转入农地概率，而短期降水冲击增加会提高小农户转入农地概率。滞后一期的短期气温和降水冲击相比当期的短期冲击而言，对小农户转出农地的影响有所加强；但滞后一期的短期冲击对小农户转入农地的影响与当期冲击的影响相反，反映出短期天气冲击对小农户转入农地的影响是不稳定的。短期天气冲击对规模农户的影响较小。组间系数差异检验结果显示，短期天气冲击对不同规模农户农地流转决策的影响是不同的，主要原因在于短期天气冲击对规模农户的农地流转行为影响较小，而对小农户农地流转行为产生了显著影响^①。

表 5 气候变化对不同规模农户是否流转农地的异质性影响结果

变量	是否转出农地（边际效应）		系数 差异 检验	是否转入农地（边际效应）		系数 差异 检验
	(1) 规模农户	(2) 小农户		(3) 规模农户	(4) 小农户	
短期气温冲击	-0.001	0.012*	0.001	-0.004	-0.011**	0.002
短期降水冲击	0.011	0.109***	0.000	0.011	0.001**	0.007
滞后一期的短期气温冲击	-0.008*	0.019*	0.000	-0.001	0.013**	0.000
滞后一期的短期降水冲击	0.004	0.110***	0.001	-0.010*	-0.002***	0.071
长期气温	-0.083**	0.319*	0.000	-0.119***	-0.226***	0.041
长期降水	-0.000	-0.000	0.461	-0.000*	-0.001**	0.227
滞后一期的长期气温	-0.216**	0.401***	0.000	0.044	-0.085**	0.005
滞后一期的长期降水	-0.019	-0.333	0.674	-0.001**	-0.000*	0.144
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
观测值数	35236	65666		35236	65666	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，该显著性水平基于聚类到县级层面的稳健标准误计算而得；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（p值）。

长期气温每升高 1℃，小农户转出农地的概率增加 31.9%、转入农地的概率下降 22.6%，滞后一期的长期气温表现出与当期气温相同的影响特点。长期降水变化对小农户农地流转决策的影响比较微小。虽然长期气温上升降低了规模农户转入农地的概率，但并没有促使规模农户转出农地，H2 得以验证。长期降水对规模农户农地流转行为的影响系数数值较小或显著性较低。规模农户应对气温变化的首要策略并不是转出农地以降低经营规模，这可能是因为规模农户面临较高的农业退出门槛，尽管规模农

^①文中未汇报使用 20 亩作为小农户和规模农户划分标准的估计结果，感兴趣的读者可向作者索要。从结果来看，提高划分标准后，气候变化的影响在规模农户中加强、在小农户中减弱。据此，使用 15 亩划分标准的研究结论适用于使用更高划分标准的情形。

户没有明显缩小农地规模，但规模农户转入农地的概率也受到抑制，反映了规模农户在气候风险加剧背景下对扩大农地规模所持的审慎态度。

表6简要汇报了气候变化对不同规模农户农地流转面积的边际影响。短期天气冲击显著增加了小农户的农地转出面积，气温和降水冲击增加1单位，小农户农地转出面积分别增加约1.3亩和1.0亩。同时，短期气温和降水冲击增加1单位，小农户的农地转入面积分别减少约2.9亩和1.7亩。短期天气冲击对规模农户的影响不显著。长期来看，气温上升和降水增加对小农户流转面积的影响和短期影响方向一致。规模农户不会因长期气候变化而显著缩小经营规模。长期气温上升会降低规模户转入农地的概率，但长期气温上升会增加规模农户的农地转入面积，这是因为，虽然规模农户对于转入农地持审慎态度，但在转入农地的规模户中，退出门槛高的约束与气温变化带来的成本上升促使规模农户通过扩大农地规模以降低经营成本。

表6 气候变化对不同规模农户农地流转面积的异质性影响结果

变量	农地转出面积（边际效应）		系数 差异 检验	农地转入面积（边际效应）		系数 差异 检验
	(1) 规模农户	(2) 小农户		(3) 规模农户	(4) 小农户	
短期气温冲击	-0.233	1.291**	0.000	-0.611	-2.877**	0.000
短期降水冲击	-0.031	1.002**	0.000	0.053	-1.650*	0.000
长期气温	-0.273*	0.700***	0.000	1.079*	-4.446***	0.000
长期降水	-0.001*	0.004***	0.016	0.004	-0.061*	0.002
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制		已控制	已控制	
观测值数	35236	65666		35236	65666	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（p值）；④气候变量采用滞后一期数据的回归结果与采用当期数据的回归结果无明显差异。

（三）气候变化对不同兼业类型农户农地流转行为的影响

气候变化对不同兼业类型农户农地流转行为的平均边际影响报告在表7中。短期而言，气温冲击显著增加了Ⅱ兼农户的农地转出概率，即非农收入占比高（>50%）的农户在面对气温冲击时倾向于转出农地，使用滞后一期的短期气温冲击进行回归，系数的方向保持一致。长期来看，Ⅱ兼农户对气温变化的反应同短期一样，倾向于增加农地转出、减少农地转入，使用滞后一期的长期气温变量进行回归，系数的方向保持一致，H3得以证明。而纯农户（非农收入占比≤20%）的应对策略与Ⅱ兼农户明显不同，短期气温冲击和长期气温上升并不会促使纯农户转出农地，H4得以证明。长期气温上升和降水增加会显著减少纯农户的农地转入概率，即纯农户基于对气候风险的考虑并不倾向于转入农地，但也不倾向于缩小经营规模。可见，纯农户对农地依赖程度较高，由此导致气候风险在该群体中的聚集问题不容忽视。

表 7 气候变化对不同兼业类型农户是否流转农地的异质性影响结果

变量	是否转出农地（边际效应）			系数 差异 检验	是否转入农地（边际效应）			系数 差异 检验
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)	
	Ⅱ兼农户	Ⅰ兼农户	纯农户		Ⅱ兼农户	Ⅰ兼农户	纯农户	
短期气温冲击	0.121*	-0.001	-0.109**	0.000	-0.091**	-0.011*	0.011	0.011
短期降水冲击	-0.007	0.000	0.012	0.163	0.010	-0.001	-0.001	0.341
滞后一期的短期气温冲击	0.122**	-0.003	-0.124**	0.000	0.130	0.008	-0.003	0.049
滞后一期的短期降水冲击	0.003	0.003	-0.007	0.055	-0.004	-0.033*	-0.009**	0.066
长期气温	0.221**	-0.056	-0.073*	0.000	-0.322***	0.056	-0.302***	0.717
长期降水	0.007	0.000	-0.000	0.300	-0.001**	-0.001	-0.001***	0.255
滞后一期的长期气温	0.210**	-0.066	-0.073	0.002	-0.258***	0.113	-0.179**	0.261
滞后一期的长期降水	0.000	-0.001**	-0.005	0.007	-0.001***	-0.000	-0.005***	0.163
控制变量	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
观测值数	40205	51247	9450		40205	51247	9450	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（p值）。

表 8 简要汇报了气候变化对不同兼业类型农户农地流转面积的边际影响。短期气温上升与长期气温和降水增加均会增加Ⅱ兼农户的农地转出面积，即Ⅱ兼农户会缩小经营规模以适应气候变化，这进一步验证了 H3。短期天气冲击与长期气温上升会显著减少纯农户的农地转入面积，这与前文短期天气冲击与长期气温上升对纯农户是否流转农地的影响基本一致。

表 8 气候变化对不同兼业程度农户农地流转面积的异质性影响结果

变量	农地转出面积（边际效应）			系数 差异 检验	农地转入面积（边际效应）			系数 差异 检验
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	(6)	
	Ⅱ兼农户	Ⅰ兼农户	纯农户		Ⅱ兼农户	Ⅰ兼农户	纯农户	
短期气温冲击	1.912***	0.870*	0.200	0.045	-2.318	-2.663	-1.984***	0.066
短期降水冲击	-0.247	-0.166	-0.083	0.121	0.000	-1.021*	-1.112***	0.004
长期气温	3.226***	2.421	-0.882	0.000	-0.155	-0.5897	-2.256**	0.002
长期降水	1.033**	-0.007	-0.000	0.044	-0.137*	-0.563**	-0.132	0.070
控制变量	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
农户固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
省份×年份固定效应	已控制	已控制	已控制		已控制	已控制	已控制	
观测值数	40205	51247	9450		40205	51247	9450	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②控制变量与表2相同；③系数差异检验采用似无相关检验，表中为差异显著性（p值）；④气候变量采用滞后一期数据的回归结果与采用当期数据的回归结果无明显差异。

五、结论与启示

全球气候变化特征明显，既对中国粮食安全产生了严重威胁，也深刻影响农户的生产行为。土地是农业生产的必备要素，土地流转问题虽然受到学术界广泛关注，但是对该问题的研究大多从社会经济层面展开，对自然环境变化的关注较少，尚未有研究提供气候变化与农户农地流转行为之间因果关系的证据。本文利用全国农村固定观察点粮食主产省份 2010—2020 年的农户数据，系统考察了长期气候变化和短期天气冲击对农户农地流转行为的影响，同时分析了气候变化对不同规模 and 不同兼业类型农户农地流转行为的差异性影响。研究结论如下：

第一，气候变化对农户农地流转行为存在因果性影响。这一结论通过了多种稳健性检验。综合来看，长期气温上升和短期天气冲击会提高农户的农地转出概率、降低农地转入概率。长期气温升高会增加农户农地转出面积、减少农地转入面积。尽管长期气温上升和降水变化较为缓慢，引起长期维度上 1 单位变化所需的时间较长，但其经济意义不容忽视。根据 2023 年 IPCC 第六次评估报告，当前气候变化幅度空前，对人类和生态系统的影响远超预期^①，气候风险将随着气候变化加剧而迅速升级，气候变化对农地流转行为的影响会越来越突出。

第二，气候变化引起的农地流转行为在不同规模、不同兼业类型农户之间存在显著差异。就不同规模农户而言，短期天气冲击显著降低了小农户的农地经营规模（增加农地转出、减少农地转入）。规模农户由于农业退出门槛较高，虽然气候变化没有促使规模农户明显缩小经营规模，但抑制了规模农户进一步扩大规模的积极性。就不同兼业类型而言，气候条件变化促使Ⅱ兼农户更倾向于转出农地，气候变化虽然降低了纯农户的农地转入概率和规模，但并没有促使他们转出农地。同规模农户一样，纯农户面临的气候风险聚集问题同样值得关注。尤其是对经营规模较小的纯农户而言，收入来源单一叠加气候冲击，很容易对其生计安全产生不利影响。

上述结论具有重要启示：第一，气候变化对农户生产行为产生的深刻影响不容忽视。气候风险加剧引发劳动力、土地等要素配置的改变，进而引起农业经营规模的变化。长期气温升高与短期天气冲击增强促进了农户农地转出，在一定程度上加速了农地集中化趋势和农业适度规模经营进程，这在促进农业规模经营、提高要素配置效率方面是积极的，但并不能因此忽视气候变化给农业产出和粮食安全带来的严峻挑战。

第二，应该更具针对性地优化农业支持政策，提高不同类型农户的气候变化适应能力。气候风险在不同特征农户群体间的分布差异明显：小农户或Ⅱ兼农户可以灵活地缩小农地规模，以避免气候变化的不利影响；气候变化并没有导致规模农户和纯农户明显减小经营规模，规模农户甚至存在扩大规模的可能。因此，要特别重视规模农户所面临的气候风险聚集给予规模农户更多的补贴和保险政策支持；同时需要关注小农户所面临的气候风险压力，提高该类农户的气候风险抗性。

^①资料来源：《IPCC 第六次评估报告第二工作组报告系列解读（一）》，https://www.cma.gov.cn/zfxgk/gknr/tfsjyd/tfsjydkq/202204/t20220408_4743589.html。

参考文献

- 1.陈姝洁、马贤磊、陆凤平、蓝菁、石晓平，2015：《中介组织作用对农户农地流转决策的影响——基于经济发达地区的实证研究》，《中国土地科学》第11期，第48-55页。
- 2.陈帅、张丹丹，2020：《空气污染与劳动生产率——基于监狱工厂数据的实证分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1315-1334页。
- 3.程令国、张晔、刘志彪，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转吗？》，《管理世界》第1期，第88-98页。
- 4.冯晓龙、刘明月、仇焕广、霍学喜，2018：《资产专用性与专业农户气候变化适应性生产行为——基于苹果种植户的微观证据》，《中国农村观察》第4期，第74-85页。
- 5.盖庆恩、李承政、张无垠、史清华，2023：《从小农户经营到规模经营：土地流转与农业生产效率》，《经济研究》第5期，第135-152页。
- 6.李文明、罗丹、陈洁、谢颜，2015：《农业适度规模经营：规模效益、产出水平与生产成本——基于1552个水稻种植户的调查数据》，《中国农村经济》第3期，第4-17页。
- 7.李星光、刘军弟、霍学喜，2016：《关系网络能促进土地流转吗？——以1050户苹果种植户为例》，《中国土地科学》第12期，第45-53页。
- 8.廖洪乐，2012：《农户兼业及其对农地承包经营权流转的影响》，《管理世界》第5期，第62-70页。
- 9.刘克春、苏为华，2006：《农户资源禀赋、交易费用与农户农地使用权流转行为——基于江西省农户调查》，《统计研究》第5期，第73-77页。
- 10.马九杰、赵将、吴本健、诸怀成，2019：《提供社会化服务还是流转土地自营：对农机合作社发展转型的案例研究》，《中国软科学》第7期，第35-46页。
- 11.农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司，2019：《中国农村经营管理统计年报（2018年）》，北京：中国农业出版社，第15页。
- 12.钱龙、洪名勇，2016：《非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于CFPS的实证分析》，《中国农村经济》第12期，第2-16页。
- 13.钱忠好，2003：《农地承包经营权市场流转：理论与实证分析——基于农户层面的经济分析》，《经济研究》第2期，第83-91页。
- 14.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。
- 15.许庆、尹荣梁、章辉，2011：《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》，《经济研究》第3期，第59-71页。
- 16.张锦华、刘进、许庆，2016：《新型农村合作医疗制度、土地流转与农地滞留》，《管理世界》第1期，第99-109页。
- 17.张瑞娟、高鸣，2018：《新技术采纳行为与技术效率差异——基于小农户与种粮大户的比较》，《中国农村经济》第5期，第84-97页。
- 18.Arora, G., H. Feng, C. J. Anderson, and D. A. Hennessy, 2019, "Evidence of Climate Change Impacts on Crop Comparative Advantage and Land Use", *Journal of Agricultural Economics*, 51(2): 221-236.

- 19.Chen, S., and B. Gong, 2021, “Response and Adaptation of Agriculture to Climate Change: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol. 148, 102557.
- 20.Chen, S., X. Chen, and J. Xu, 2016, “Impacts of Climate Change on Agriculture: Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 76: 105-124.
- 21.Cho, S. J., and B. A. McCarl, 2017, “Climate Change Influences on Crop Mix Shifts in the United States”, *Scientific Reports*, Vol. 7, 40845.
- 22.Colmer, J., 2021, “Temperature, Labor Reallocation, and Industrial Production: Evidence from India”, *American Economic Journal-Applied Economics*, 13(4): 101-124.
- 23.Cui, X., 2020, “Climate Change and Adaptation in Agriculture: Evidence from US Cropping Pattern”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 101, 102306.
- 24.Huang, K., H. Zhao, J. Huang, J. Wang, and C. Findlay, 2020, “The Impact of Climate Change on the Labor Allocation: Empirical Evidence from China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 104, 102376.
- 25.Jagnani, M., C. B. Barrett, Y. Liu, and L. You, 2020, “Within-Season Producer Response to Warmer Temperatures: Defensive Investments by Kenyan Farmers”, *Economic Journal*, 131(633): 392-419.
- 26.Li, C., and Z. Pan, 2021, “How Do Extremely High Temperatures Affect Labor Market Performance? Evidence from Rural China”, *Empirical Economics*, Vol. 61: 2265-2291.
- 27.Lorite, I. J., A. Castilla, J. M. Cabezas, J. Alza, C. Santos, R. Porras, C. Gabaldon-Leal, E. Munoz-Marchal, and J. C. Sillero, 2023, “Analyzing the Impact of Extreme Heat Events and Drought on Wheat Yield and Protein Concentration, and Adaptation Strategies Using Long-Term Cultivar Trials under Semi-Arid Conditions”, *Agricultural and Forest Meteorology*, Vol. 329, 109279.
- 28.Mu, J. E., B. A. McCarl, B. Sleeter, J. T. Abatzoglou, and H. Zhang, 2018, “Adaptation with Climate Uncertainty: An Examination of Agricultural Land Use in the United States”, *Land Use Policy*, Vol. 77, 392-401.
- 29.Piao, S., P. Ciais, Y. Huang, Z. Shen, S. Peng, J. Li, L. Zhou, H. Liu, Y. Ma, Y. Ding, P. Friedlingstein, C. Liu, K. Tan, Y. Yu, T. Zhang, and J. Fang 2010, “The Impacts of Climate Change on Water Resources and Agriculture in China”, *Nature*, 467(7311): 43-51.
- 30.Ramsey, S. M., J. S. Bergtold, and J. L. H. Stamm, 2020, “Field-Level Land-Use Adaptation to Local Weather Trends”, *American Journal of Agricultural Economics*, 103(4): 1314-1341.
- 31.Tessema, Y. A., J. Joerin, and A. Patt, 2019, “Crop Switching as an Adaptation Strategy to Climate Change: The Case of Semien Shewa Zone of Ethiopia”, *International Journal of Climate Change Strategies and Management*, 11(3): 358-371.
- 32.Wang, J., J. Huang, and J. Yang, 2014, “Overview of Impacts of Climate Change and Adaptation in China’s Agriculture” *Journal of Integrative Agriculture*, 13(1): 1-17.
- 33.Weersink, A., J. H. Cabas, and E. Olale, 2010, “Acreage Response to Weather, Yield, and Price”, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 58(1): 57-72.
- 34.Yang, J., M. Zhou, Z. Ren, M. Li, B. Wang, D. L. Liu, C. Ou, P. Yin, J. Sun, S. Tong, H. Wang, C. Zhang, J. Wang, Y. Guo, and Q. Liu, 2021, “Projecting Heat-Related Excess Mortality under Climate Change Scenarios in China”, *Nature Communications*, Vol. 12, 1039.

35.Zahra, N., M. B. Hafeez, A. Wahid, M. H. A. Masruri, A. Ullah, K. H. M. Siddique, and M. Farooq, 2023, "Impact of Climate Change on Wheat Grain Composition and Quality", *Journal of the Science of Food and Agriculture*, 103(6): 2745-2751.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 中国农业大学全球食物经济与政策研究院)

(责任编辑: 柳 荻)

The Impact of Climate Change on Farmland Transfer Behavior: Evidence from the National Rural Fixed Observation Points Survey

LIU Dong CHEN Jingshuai FENG Xiaolong ZHAO Qiran SI Wei

Abstract: Climate change profoundly affects farmers' allocation behavior of production factors, yet there is lack of causal evidence between climate change and farmland transfer. This study utilizes household data from the national rural fixed observation points spanning from 2010 to 2020, and systematically examines the impact of climate change on farmers' behavior regarding farmland transfer. The findings reveal that both climate warming and increased frequency of extreme weather significantly affect farmers' farmland transfer behavior, manifested by increased probabilities and scales of farmland transfer out, and decreased probabilities and scales of farmland transfer in. Further analysis indicates that adverse temperature and precipitation conditions notably induce small-scale farmers to transfer out farmland and reduce the likelihood of transferring in, whereas large-scale farmers are not inclined to transfer out farmland and instead enhance their climate change adaptability by acquiring additional farmland. Climate warming and increased frequency of extreme weather prompt diversified farmers to transfer out farmland, but their impact on purely agricultural farmers' farmland transfer out is not evident. Based on these findings, this study emphasizes the importance of considering the influence of climate change on farmers' farmland management decisions, optimizing agricultural support policies, and further enhancing the ability of different types of farmers to cope with climate risks.

Keywords: Climate Change; Farmland Transfer; Operation Scale; Diversified Farming

农业服务业发展：路径与趋势

张清津

摘要：改革开放之后的工业化进程破除了农业农村长时期的“内卷化”格局，使中国农业农村开启了城乡互动的专业化进程。中国农业服务业的发展路径和趋势就体现了这种城乡互动关系。本文的分析表明，农业服务业的发展路径有内生和外生两种路径。前者指农村实行家庭承包责任制之后，随着农业劳动力大量外出就业，通过接受农户让渡的农业生产环节而发展起来的以农机作业服务为主的服务业；后者指在农村实行家庭承包责任制之前即已存在的、超出农户范畴而发展起来的服务业。这两类农业服务业所呈现的专业化和非农化趋势已使自身超出了农村领域，成为既横跨城乡又联结城乡的专业化服务部门。数字农业催生的科技对农业的跨时空服务以及农业消费性服务业的发展所推动的农业向精神性消费领域的拓展，更促进了上述发展趋势。

关键词：社会分工 内生性农业服务业 外生性农业服务业 科技跨时空服务

中图分类号：F326.6 **文献标识码：**A

一、引言

农业服务业的快速发展已经成为改革开放之后中国农业发展的一个突出现象，农业服务业也成为农业现代化的一个重要标志和推动力量。农业领域存在的很多问题，都需要从服务业入手解决。所以，农业服务业的发展状况决定了农业的发展质量（张清津，2018）。中央历来重视农业服务业发展，2023年中央“一号文件”提出“加快发展现代乡村服务业”^①，2024年中央“一号文件”所强调的种源关键核心技术攻关、农机装备补短板行动、县域商业体系建设等^②，均涉及农业服务业的相关内容。本文采用“农业服务业”一词，是因为农业服务业既包含备受关注的农业生产性服务业，也包含关注度相对不高的“农业消费性服务业”（下文将详细论述）。虽然论述农业生产性服务业的文献屡见不鲜，

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

^②参见《中共中央 国务院关于做好2024年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

但是针对农业服务业发展的系统性、高水平学术研究仍然偏少^①，而且相关研究也大多局限于农业领域，没有从整个经济系统的分工和专业化角度来展开有关分析。本文试图从一个更开放的视角，重新审视农业服务业的发展路径和趋势。

从现有文献来看，学术界对农业服务业的研究大多集中于定义、模式和效能3个方面。首先，农业服务业的定义。一般认为，农业服务业指为农业生产各个环节提供服务的行业，包括良种、农资、农技、信息、流通、金融、保险等多个方面（杨慧莲等，2014；芦千文，2017；李谨等，2019）。潘锦云等（2011）另辟蹊径，认为农业服务业是“从工农业和服务业中分离出来而又经过适度产业耦合的，借助现代服务业的现代科技和现代信息技术来改造传统农业的新型产业”。孔祥智（2020）从供给侧视角出发，多层次地论述了农业社会化服务体系，认为农业服务项目包括农业生产资料供应服务、农业生产性服务、农业技术推广服务、动植物疾病防治服务、农产品质量安全与监管服务、农产品流通服务。

其次，农业服务业的发展模式。杜志雄和刘文霞（2017）通过分析农机服务业的发展，总结出5种发展模式：政府主导的公共部门生产性服务模式，农民专业合作社引领的内在扩张模式，农业产业化龙头企业外部拉动模式，农产品市场与新型农业服务组织模式，以及传统服务组织的创新发展模式。徐刚和付姓（2019）则从另外的角度总结农业服务业的发展模式：第一，按照参与主体划分，可分为合作社（大户、家庭农场）+农户、合作社+服务站+农户、集体经济组织+合作社+农户、龙头企业+合作社+农户4种模式；第二，按照服务方式划分，可分为托管服务式、订单服务式、平台服务式、站点服务式、股份合作式、代耕代种式6种模式。刘立仁（2005）将农业现代服务业分为现代农业技术服务、农业生产资料连锁经营、现代农产品物流、良种引进服务、农机跨区作业服务、农村劳动力转移培训与中介服务、现代农业保险、现代农业信息服务、农业观光旅游等。高贵现和郭玲霞（2022）基于RCEP经贸规则对中国农业产生的影响，论述了未来中国农业服务业可能的发展模式。

最后，农业服务业的效应与作用。高维龙和李士梅（2021）分析了农业服务业对粮食生产的积极作用。Reinert（1998）从贸易理论视角出发，实证分析了作为直接投入的生产服务对于农业的积极影响。韩坚和尹国俊（2006）认为，农业生产性服务业是提高农业生产效率的新途径。印子（2023）从微观层面出发，聚焦于家庭内部的需求和发展来阐释农业机械服务发展的动力，对社会分工则存而不论。从上述文献可以看出，在现有研究中，农业生产性服务业和农业消费性服务业并没有被明确地区分开来。

^①在中国人民大学复印报刊资料官网（<http://ipub.exuezh.com/index.html>）的“期刊文章学科分类”中选择“经济学与经济管理类”，将搜索时间段设置为1995—2024年，以“农业服务业”为主题词进行搜索，仅能搜到8篇文章，分别是潘锦云等的《现代服务业改造传统农业的理论与实证研究》、胡鞍钢和王蔚的《乡村旅游：从农业到服务业的跨越之路》、刘奕和夏杰长的《以服务业促进农业现代化：思路之辨与路径选择》、志董的《法国农业服务业为何红火》、刘同山和尤思琦的《以产业兴旺推动乡村振兴：基于农业及农业农村服务业视角》、杜志雄和刘文霞的《家庭农场的经营和服务双重主体地位研究：农机服务视角》、芦千文和吕之望的《中国农机作业服务体系的形成、演变与影响研究》以及肖卫东和杜志雄的《农业生产性服务业发展的主要模式及其经济效应》。

有些学者已经注意到农业服务业发展与社会分工的关系。例如，郭晓鸣和温国强（2023）从社会分工角度论述了农业社会化服务的发展逻辑，并从现实层面分析了农业社会化服务发展存在的阻碍因素及其优化对策。不过，他们的关注点仍然是农业生产性服务业。在罗必良（2022）看来，专业化的农业社会化服务体系的存在，是中国农业区别于美国、日本等“资本型农业”的第三条道路。李博伟等（2018）认为，农业服务业的发展通过使农户参与分工而使其获得了分工效益，从而提升了农业生产效率。卢凌霄等（2010）虽然重点分析的是区域专业化，但其着重分析的技术、交通和市场均属于服务业范畴。农业服务业对农户的支持作用也得到了研究人员的充分肯定（潘锦云等，2011；郝爱民，2013）。而且，张红军和胡月英（2018）、肖建中和何永达（2011）、王泉泉（2015）分别以安徽省、浙江省、河南省为例，论述了农业服务业与农业发展之间的关系，并提出了相应的对策。展进涛等（2023）从农户家庭经营生产要素投入的角度，论述了机械技术、化学和生物技术以及数字技术注入农户家庭经营的递进过程，从侧面展现了农业服务业的发展历程。然而，上述研究没有区分农业服务业的内生和外生两种发展路径。

虽然很多学者已经讨论了农业服务业的重要性，但是，大多数学者仍然局限于论述农业服务业的发展本身，没有跳出“三农”的局限进而从整体性社会分工和专业化的角度来审视农业服务业的发展。少数从分工角度看待农业服务业的文献，也仅仅停留在分析其分工效益方面，没有意识到农业服务业已经成为一个专业化程度日益提高的独立部门，并超出了“三农”的范畴，出现了非农化趋势，成为一个横跨城乡和一二三产业的发展部门。

本文认为，农业服务业的发展是现阶段以工业化为主要特征的全社会分工的产物，应该超越农村范畴来探索和分析农业服务业的发展。具体而言：第一，农业服务业发展的动因是社会分工深化，所以，应该超越农村范畴，联系城市经济和工业化进程来审视农业服务业的发展。第二，农业服务业发展既有因农业专业化而从农村内部内生的发展路径，也有在农村实行家庭承包责任制之前就已经主要存在于城市的外生发展路径，应对二者进行区分。第三，农业服务业在专业化和规模化程度日益提升的同时出现了非农化趋势，农业服务业日益与农业部门分离而成为独立的专业化部门。这一现象值得高度关注。此外，农业服务业向数字领域和精神领域的拓展，也强化了农业服务业的专业化和非农化趋势。农业经营方式的发展变革在很大程度上体现在农业服务业的发展上，因此，农业服务业的非农化趋势在很大程度上可以反映农业经营的非农化趋向。

二、农业服务业发展缘起

服务业的发展是分工的产物^①。在完全自给自足的生产方式下，是没有服务业的发展空间的。如果每个家庭都自己做饭吃，就不会有餐饮服务；如果大家都自己理发，就不会有理发服务。可见，服务业的发展是随着社会分工的不断深化，个体越来越深地从事专业化生产，从而将本来自给自足的环

^①在杨小凯（2019）的分析框架中，服务业是专业化分工的产物。

节让渡出来的结果。即使在以自给自足为主要特征的小农经济时代，也有服务业存在的空间，例如超过农户自给能力的盐铁供给。

社会分工和市场扩张互为因果。服务业的发展也是分工深化和市场扩张的结果。中国农业服务业可以说是改革开放之后随着农村工业化和相应的市场扩张而逐渐发展起来的^①。中国启动农村改革的重要意义不仅仅是通过实行家庭承包责任制刺激了农业增长，更重要的是开启了农村的工业化进程。家庭承包责任制虽然通过使劳动与收益直接挂钩激发了农业劳动者的积极性，提升了农业生产力和农产品产量，解决了农产品供给长期不足的局面，但是并没有从根本上改变人口与土地的对比关系，因而也就没有破除农业的“内卷化”困境^②。真正破除这一困境而改变中国农村发展格局的是乡镇企业的发展。乡镇企业的发展正式开启了农村工业化进程，改变了农民祖祖辈辈只能从土地中获取收益的局面，为农民就业开辟了具有无限潜力的渠道，进而改变了人口和土地的对比关系。从此，中国农村开启了产业分化和市场扩张良性互动的进程。

工业化通过促使大量农业劳动力向非农产业转移以及农村人口向城镇的转移，推动了农业经营方式的变革。非农产业就业收入的增加、农业劳动力的减少使得农户让渡部分农业生产环节成为可能，这也是内生性农业服务业发展的最初动因。

表1概括了中国乡村人口、就业人员、耕地等指标的变动情况。可以看出，工业化进程使得乡村人口逐年减少，并且改变了乡村人口和土地的比例。1995年，乡村人口达到峰值之后，乡村人口的绝对数量及其在总人口中所占比例均持续下降，乡村就业人员数量也开始下降，第一产业就业人员数量则从2000年开始下降。由于乡村人口和第一产业就业人员数量的减少，农业劳动力人均耕地面积有了增长。

表1 中国乡村人口、就业人员、耕地等的变动情况

年份	乡村人口数 (万人)	乡村人口在总人口 中的占比 (%)	乡村就业 人员数 (万人)	第一产业就业 人员数 (万人)	耕地面积 (万公顷)	耕地面积与第一产 业就业人员数之比 (公顷/人)
1978	79014	82.1	30638	28318	9938.95	0.35
1990	84138	73.6	47708	38914	9567.29	0.25
1995	85947	71.0	49025	35530	9497.39	0.27
2000	85837	63.8	48934	36043	13004.00	0.36
2005	74544	57.0	46258	33442	13004.00	0.39

^①中国改革开放之前的计划经济时代，虽然有金融、流通等各类服务业部门，但是这些部门是非市场化的产物，此处不作分析。这方面的论述可参考芦千文和吕之望（2019）。

^②“内卷化”概念是黄宗智对中国的小农长期无法通过内生动力上升到更高级形态这一现象的概括。笔者认为，“内卷化”概念的提出应该是相对于西方发展状况而言的。西方因地理大发现而有效地拓展了市场，因工业革命而极大地改变了产业发展状况和社会结构，改变了人口与土地的对比关系，从而使社会进化到一个更高级的形态。相关文献参见黄宗智（2020），琼斯（2015）和彭慕兰（2004）。

表 1 (续)

2010	67113	50.5	41418	27931	12172.00	0.44
2015	59024	42.7	37041	21919	13488.12	0.62
2020	50992	36.1	28793	17715	12786.00	0.72
2022	49104	34.7	27420	17663	12786.00	0.72

资料来源：笔者根据《中国统计年鉴 2023》的数据计算得到。

注：由于耕地面积和第一产业就业人员的数值均在变化，故只能展示耕地面积与第一产业劳动力之比的一种趋势。

农村人口和乡村就业人员数量的下降是工业化和城镇化共同作用的结果。农村工业的发展推动大量农业劳动力向非农产业寻求就业。在农村工业化初期，一方面，大量工业企业散布于农村，农村劳动力可以就地在非农产业就业，与此同时还可以兼顾农业经营；另一方面，很多工业企业因规模过小而使得非农产业的就业不稳定，农民没有足够的信心放弃土地经营。上述两个方面的原因导致大量兼业户的存在^①。但是，随着工业化进程的持续推进，工业企业的就业质量也在不断提高。而且，工业园区的快速发展促使大量散布于农村的工业企业逐步向工业园区集中，同时，城市服务业也向农村人口开放。这推动大量农村劳动力到城市就业，带动大量农村人口向城镇转移，农村人口数量和乡村就业人员数量不断减少^②。

农村人口的减少以及相应的第一产业就业人员数量的减少，改善了农村的人口与土地资源的比例关系。从表 1 可以看出，在人地比例最低的 1990 年，每个农业就业人员平均仅耕作 0.25 公顷耕地。而到 2022 年，这个数值达到了 0.72，几乎相当于 1990 年的 3 倍。

人地比例的改进推动了农业生产方式的改进，这种改进主要体现在以下两个方面：第一，促进了农业的规模化经营；第二，促使农户将更多的农业生产环节让渡给农业服务组织。下文将对此展开更详细的分析。

根据以上分析可以认为，工业化、城镇化所推动的人地比例的改进，是农业服务业发展的重要动因。高延雷等（2020）从农业机械替代人工的角度出发，用 31 个省（区、市）的数据证明了城镇化过程中农业劳动力的减少和农村收入的增加。

由此可见，农业服务业的发展以及农业经营方式的变革与全国性的工业化和城镇化过程具有联动关系。其中的逻辑关系是：农村工业化为农村劳动力开辟了新的就业途径，推动其从农业向工业部门转移。此后，农村工业企业向工业园区的集中，又推动农村劳动力由农村向城镇转移；农村劳动力向城镇转移后安家落户，又带动了大量农村人口向城镇转移，从而开启了农村城镇化进程。农村劳动力向工业转移以及农村人口向城镇转移，使得第一产业就业人员数量大幅度减少，大量土地流转行为出现。土地流转催生了合作社、家庭农场、田园综合体等规模化经营主体。更重要的是，第一产业就业

^①有关兼业户的论述，可以参考张秀生（1996）。

^②匡远配和彭鼎（2021）从农业机械化的角度出发，将农业劳动力的就地就业和城镇就业分别称为“离土不离乡”和“离土又离乡”。

人员数量的大幅度减少促使农业经营者从市场上购买服务，进而催生了农业服务业的发展和兴盛。农业服务业发展肇始于农村工业化，而社会分工的日益深化使得农业服务业逐步独立出来，并呈现越来越明显的专业化和非农化趋势。

农村工业化和城镇化推动农业服务业发展的逻辑如图 1 所示。

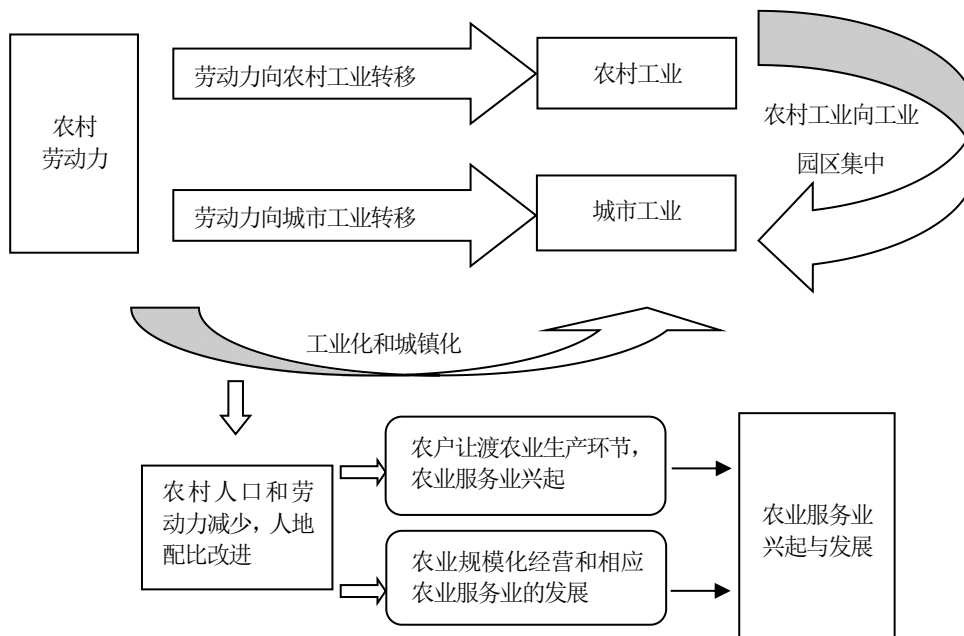


图 1 农村工业化和城镇化推动农业服务业发展的逻辑

三、农业服务业发展路径

虽然农业社会化服务主体有多种类型^①，但是农业服务业的发展基本上沿着下面两条路径展开的：一是在农户层面农业生产环节的让渡和内生性农业服务业的兴起，二是超出农户层面的外生性农业服务业的发展。

（一）内生性农业服务业：农户层面农业生产环节的让渡与农业服务组织的兴起

在农户层面，农户将部分农业生产环节让渡给农业服务组织，是农业服务业发展的主线之一。这一现象出现的动因是工业化进程所带来的非农产业就业机会的增加。这意味着，由农户自身来完成农业生产所有环节的机会成本越来越高。此类农业服务业（内生性农业服务业）就是随着社会分工的深化而从农村和农业中内生出来的。

按照科斯的企业理论，企业边界的确定取决于企业内部的监管成本和交易成本的权衡（Coase，1937）。假定农户是一个经营农业的企业，则这个企业在边界确定上面临着两种选择：一是所有生产

^①孔祥智等（2012）将农业社会化服务主体分为 7 种，分别是政府公共服务机构、农业以外部门、村集体、农民专业合作社、龙头企业、各类民间服务主体和金融机构。

环节都由自己经营，二是将部分生产环节以市场交易的方式外包给其他组织。虽然从理论上讲，农户确定自身农业经营边界的依据是交易成本与内部监管成本的权衡，但是，实际上农户与企业有诸多不同之处：第一，农户内部的劳动力是自我雇佣的，而企业则需要从市场上雇用劳动力并向其支付报酬。第二，根据一般假定，企业所雇的劳动力具有“搭便车”动机。所以，企业为了保障效率需要支付监管成本。而农户因为劳动支出和收益的高度一致，家庭内部的劳动力没有“搭便车”动机，所以，可以假定农户内部不存在监管成本。

下面将分析农户作为独立的经营主体是如何确定其经营边界的。

在工业化进程启动之前，非农产业就业门路的缺乏，使得农业劳动投入的节约不能转化为更多的收益，农户是没有对外让渡农业生产环节的激励的。假定市场的交易成本为 T ，农户让渡生产环节所需要支付的购买服务的费用为 S ，农户非农产业就业收入（节约劳动力的收益）为 G ，则农户让渡农业生产环节需要满足以下条件：

$$G > S + T \quad (1)$$

（1）式的具体含义是：农户通过让渡部分生产环节所节约的劳动力由于在非农产业就业而获得的额外收入（ G ），必须大于由让渡生产环节导致的市场交易成本（ T ）和所增加的购买服务的费用（ S ）之和。其中，交易成本（ T ）除了包括购买服务的搜寻、谈判成本外，还包括对服务质量的监测成本。当所有农业生产环节都在农户内部完成时，由于劳动和收益在农户内部的高度一致性，因而劳动的监测成本在农户内部为0。但是，如果将农业生产环节外包，就会产生针对作业质量的监测成本。

在自给自足或者非农产业不发达的情况下，农户所节约的劳动力没有其他再就业机会。而且，在农闲时节，农户也只能任由家庭劳动力闲置而无法将剩余劳动力转化为收入。所以，农户节约劳动力的收益（非农产业就业收入 G ）也为0。这意味着，农户对外让渡部分生产环节只能徒增成本而无收益。在此情况下，农户将所有劳动力都投入农业就成了最优抉择。这种状况就是黄宗智所谓的“内卷化”状态：在农户所经营的土地面积有限的情况下，尽管继续追加劳动于土地所能获得的边际收入非常低，但是农户别无选择，只能把剩余劳动力继续投入到土地上。

工业化的发展打破了这种局面。工业化为农业劳动力提供了新的就业机会，此时，（1）式中非农产业就业收入（ G ）的数值不再为0。这意味着，农户在自给自足和让渡部分生产环节购买社会化服务之间进行权衡有了可能。由于农业生产的季节性，农户购买农业服务的费用及其交易成本是相对固定的。随着工业化进程的持续推进和非农产业就业的日益稳定，非农产业就业收入（ G ）的数值会不断增加，非农产业就业所获得的额外收入大于农户购买农业服务的费用及其交易成本的可能性也越来越大。市场经济的逐渐发育和成熟也会使得交易成本逐渐下降。在农业生产性服务业充分发育、农业服务组织主动寻求服务机会的情况下，交易成本中的搜寻成本可以忽略不计。此外，张清津和王新志（2016）的研究表明，农机作业的标准化和同质化程度的提高可以大大降低对农机作业服务质量的

监测成本。因此，（1）式可以简化为：

$$G > S \quad (2)$$

（2）式的经济含义在于，农户将生产环节外包的条件取决于农业劳动力在非农业产业就业所取得的收入和购买农业生产服务的费用之间的权衡。

如此一来，问题就非常直观而简单：非农产业的发展成为决定农户是否进行农业生产环节外包的决定性因素。随着非农产业就业收益的持续增加，农户会越来越多地将农业生产环节外包出去，从而推动农业生产性服务业的发展。

农户最初对外让渡生产环节是与农业机械化的推进紧密相关的。农户所让渡的农业生产环节的接收方基本上是从事农机服务的组织或个人。农村实行家庭承包责任制之后，农业机械化的发展也有一个渐进的过程。家庭承包责任制实行之初，在非农业产业就业岗位非常稀缺或者就业很不稳定的情况下，即（2）式中的非农产业就业收入（ G ）的数值几乎为0的情况下，农业机械对人工作业的替代就已经开始了。农业机械最先替代的是那些劳动强度特别大的生产环节的劳动力，例如耕地、收割等。从中国北方普遍存在的小麦玉米轮作的种植情况来看，农业生产中最繁重的环节是麦收，包括小麦收割和脱粒。麦收环节不仅劳动强度大，而且还需要抢农时。所以，即使没有非农产业的就业机会，在这个环节农户也有很强的用机械替代人工的激励。因此，这里需要引入一个新的变量，即快乐（ J ）。由于用机械替代了劳动强度很大的耕地、收割等生产环节，农民的幸福指数也有所提高。快乐的获得意味着，即使没有非农产业额外收入的增加，单纯为了获得快乐，农户也有用机械替代人工的激励。印子（2023）的研究表明，农户的发展是农业机械化发展的一个基本动力，这种发展就包含人的快乐。假定金钱可以转化为快乐，而且，假定个体能够顺利感知和度量金钱的快乐值^①，则可以将（1）式改写为：

$$J + G > S + T \quad (3)$$

在农村实行家庭承包责任制之初，只要满足 $J > S$ （假定购买农业生产服务的交易成本为0），即使（3）式中农户节约劳动力的收益 G 的数值为0，农户也有将农业生产环节外包的激励。这意味着，即便单纯为了通过减轻劳动强度而获得快乐，农户也有将农业生产环节外包的激励。

随着非农就业收入（ G ）的不断增加，农户通过将农业生产环节外包而让渡的农业生产环节也就越来越多。这有助于推动内生性农业生产性服务业的发展。内生性农业服务业是在农业和农村内部，随着市场的扩大和工业化进程的推进而不断发展壮大的，提供此类服务的农业组织以合作社为主（孔祥智，2020）。

当农户决定将全部生产环节外包时，就催生了土地流转行为。苏卫良等（2016）认为，农户会随着农业劳动力向非农产业转移数量的增加而购买更多的农机服务。王舒娟等（2021）则通过实证分析发现，经营规模小的农户会通过购买农机服务来替代人工，而具备一定生产经营规模的新型农业经营

^①虽然无法给出一个科学的或者大众能够接受的金钱和快乐之间的换算方法，但是个体对金钱和快乐之间的转换有自己的感受和方法。例如，是否值得花钱看一场音乐会，每个个体都有其自己的权衡。

主体则会更多地选择自行购置农机。种植大户、家庭农场、田园综合体等规模化的新型农业经营主体，均是通过土地流转而发展起来的。

由于内生性农业服务业是通过使用农机作业服务来替代农户让渡的农业生产环节而发展起来的，所以，农机作业服务是内生性农业服务业的主要内容。因此，农业机械的发展情况在一定程度上可以反映内生性农业服务业的发展状况。换句话说，农户让渡的农业生产环节数量越多，农业机械拥有量就越多，内生性农业服务业也就越发达。从表 2 可以看出，全国农业机械总动力在 2015 年达到峰值，几乎是 1978 年的 10 倍。此外，大中型拖拉机及配套农具的数量均在 2017 年达到峰值，小型拖拉机的数量在 2018 年达到峰值。2018 年后，表 2 中的各类数据均开始下降。上述变动趋势说明，在 2017 年和 2018 年，中国农业机械化程度已经足够高，表明在这一段时间内生性农业服务业得到了一定程度的发展。

表 2 实行家庭承包责任制以来全国农业机械变动情况

年份	农业机械总动力（万千瓦）	大中型拖拉机		小型拖拉机数量（万台）
		数量（万台）	配套农具（万部）	
1978	11749.90	55.74	119.20	137.30
1980	14745.70	74.49	136.90	187.40
1985	20912.50	85.24	112.80	382.40
1990	28707.70	81.35	97.40	698.10
1995	36118.10	67.18	99.12	864.64
2000	52573.60	97.45	139.99	1264.37
2005	68397.80	139.60	226.20	1526.89
2010	92780.50	392.17	612.86	1785.79
2015	111728.10	607.29	962.00	1703.04
2017	98783.30	670.08	1070.03	1634.24
2018	100371.70	421.99	422.57	1818.26
2020	105622.10	477.27	459.44	1727.60
2022	110597.20	525.36	526.00	1618.70

资料来源：《中国统计年鉴 2023》，<https://data.cnki.net/yearBook/single?nav=%E7%BB%9F%E8%AE%A1%E5%B9%B4%E9%89%B4&id=N2023110024>。

（二）外生性农业服务业：超出农户范畴的农业服务业

上文分析的农业服务业是通过农户对部分农业生产环节的让渡而内生发展起来的，是农业服务业发展的主线之一，此类服务业的服务项目以机械作业服务为主。另外一些对农业的服务项目则是超出农户生产经营能力、一直独立于农户甚至农村的，本文称之为外生性农业服务业。这是农业服务业发展的另一条主线。

在以专业化生产为特征的现代社会，农业生产的机械化、科学化和化学化特征有助于改变农业生产的封闭性质，使农业对科技和工业品产生了很大程度的依赖。因此，在专业化程度日益提高的现代

社会，农村和城市之间以分工为基础的协作关系越来越强，单靠农民和农村本身是无法完成农业生产过程的。例如，农业技术、农业机械、化肥、农药的研发和制造完全超出了农户甚至农村的能力。对这些农业生产资料的供给形成了超出农户甚至农村范畴的农业服务业。需要说明的是，虽然化肥、农药等生产资料的生产不属于服务部门，但是其流通过程却属于服务部门。而且，测土配方施肥服务更是将服务融入化肥生产过程，从而强化此类工业部门的服务职能。如果说农机服务是通过农户对农业生产环节的逐步让渡而逐渐发展起来的，那么，化肥和农药等农业生产资料的生产和供给均超出了农户的能力范围。所以，这些服务项目不是实行家庭承包责任制后从农业或者农村内部产生的，其发展过程与农户对农业生产环节的让渡毫无关系。对于这些服务业而言，农户仅仅是接受者的角色。随着农业生产科学化和化学化程度的日益提高，农业技术、化肥和农药等的供给形成了日益强大的、超出农户范畴的农业服务业。

外生性农业服务业在实行家庭承包责任制之前就已经存在，但是，在实行家庭承包责任制之后有了更快的发展。这一点从表3中农用化肥使用的变化情况可见一斑。可以发现，农用化肥施用量自1978年以来有了大幅度的增长。在2015年的顶峰时期，农用化肥施用量约为1978年的7倍。虽然此后农用化肥施用量有所下降，但2022年的这一数值约为1978年的6倍。农用化肥的供给服务必然随着农用化肥施用量的大幅增长而快速发展。值得注意的是，2015年之后，无论是农用化肥的施用量还是单位灌溉面积的化肥施用量，均有了明显的下降。这表明，化肥减量施用行动取得了显著成效。化肥的减量施用是科技指导的结果，所以，这一趋势也间接表明农业科技类服务供给的增长。

表3 实行家庭承包责任制以来全国农用化肥施用量变化情况

年份	耕地灌溉面积（万公顷）	农用化肥施用量（万吨）	单位灌溉面积化肥施用量（吨/公顷）
1978	4496.50	884.00	0.20
1980	4488.81	1269.40	0.28
1985	4403.59	1775.80	0.40
1990	4740.31	2590.30	0.55
1995	4928.12	3593.70	0.73
2000	5382.03	4146.40	0.77
2005	5502.93	4766.20	0.87
2010	6034.77	5561.70	0.92
2015	6587.26	6022.60	0.91
2020	6916.05	5250.70	0.76
2021	6960.95	5191.30	0.75
2022	7035.89	5079.20	0.72

资料来源：《中国统计年鉴2023》，<https://data.cnki.net/yearBook/single?nav=%E7%BB%9F%E8%AE%A1%E5%B9%B4%E9%89%B4&id=N2023110024>。

化肥、农药的生产和供给是全社会分工深化的结果，不仅超出了农户范畴，而且超出了农村范畴。农业科研单位和化肥、农药等农业生产资料的生产地大多在城市，而非农村。现代农业不是局限于农

民和农村的封闭系统，而是一个开放的、横跨城乡的产业，现代农业的生产过程需要结合城市和农村的要素才能最终完成。

综上所述，外生性农业服务业中的很大一部分都肇始于城市，是独立于农业和农村的。这是农业服务业非农化的一个很重要的方面。

四、农业服务业发展趋势

随着时间的推移，中国的农业服务业出现了日益专业化和非农化的趋势，其典型标志是服务主体的产生和发展壮大。2020 年底，全国各类农业服务主体的数量达到 90 万个，服务的土地面积超过 1.07 亿公顷，带动了 7000 万户农户（刘洋等，2022）。在如此众多的农业服务主体中，既有专门提供服务的，也有生产、服务兼营的。而且，农业服务业的专业化和非农化趋势既是同时出现的，也是相辅相成的。

（一）农业服务业的专业化

在前面的分析中，笔者论述了农业服务业发展的两条路径，沿着这两条路径发展起来的农业服务业均有向着专业化发展的趋势。具体而言，通过接收农户让渡的生产环节而发展起来的内生性农业服务业的发展趋势是从生产、服务兼营向专业化提供农业服务过渡，超出农户范畴的外生性农业服务业则存在从专业化经营服务转向兼营少量农业生产的现象。

内生性农业服务业的主体以提供农机作业服务为主。这一类农业服务主体具有生产、服务兼营的特点，此类服务主体在对外提供农业服务的同时，自身也拥有农场或者农业园区，也从事农业生产经营活动。内生性农业服务主体有两类：第一类主体以提供农业服务为主、以农业生产经营为辅或者不从事农业经营，第二类主体则是以农业生产经营为主、以提供农业服务为辅。例如，杜志雄和刘文霞（2017）论述的家庭农场就属于第二类服务主体，在从事农业生产经营的同时将过剩的农机作业能力用于对外服务。两类农业服务主体以第一类居多。第一类农业服务主体虽然有从事农业生产经营活动的现象，但是所提供服务的专业化程度也会随着服务规模的扩大而提高，服务规模越大，专业化程度就越高。例如，著名的金丰公社就专门从事农业经营服务，2023 年服务土地的面积达 3963 万亩。其中，“一条龙”全程托管服务的土地面积为 1200 万亩，自身不从事农业生产经营活动^①。

由于面临的市场交易对象以及相应的交易成本不同，农产品加工主体和农业服务主体在确定各自边界时也存在一定的差异。张清津和王新志（2016）研究发现，由于农产品的同质化程度非常低，在市场交易中对农产品的质量监测面临很高的成本。这意味着，农产品加工主体通过市场交易获得农产品的交易成本非常高。所以，农产品加工企业有通过自主从事农业生产经营而将农产品供给内在化进而降低交易成本的激励，大多数农业龙头企业均倾向于通过向上游的种植业延伸来扩大企业边界。这一现象的主要表现是通过流转土地建立农产品种植基地，以自主经营来满足农产品的供给。通常所言的三产融合多以这种形式出现。

^①这里的数据是笔者通过电话向金丰公社咨询得到的。

与农产品加工主体不同，农业服务主体提供的服务项目（例如农机作业服务，化肥、农药等农业生产资料供给服务）的同质化程度很高，对这些服务项目的质量监测成本也相对很低。这意味着，农户与农业服务主体之间的交易成本要低于其与农产品加工主体交易时的交易成本。因此，农业服务主体更倾向于市场交易，缺乏将农业生产内在化的激励。这也可以解释为什么与农产品加工主体相比，农业服务主体的专业化程度更高。例如，专业从事数字化农业服务的山东科大集团，2023 年服务土地面积已经达到了 90 万亩，自主经营的农场面积只有 200 亩，仅占服务面积的大约万分之二^①。

此外，农业服务业的专业化和规模化之间存在相互促进的关系。虽然农业服务业的规模化已经得到了学术界的关注，但是学者对农业服务业规模化并没有严格的界定。柳岩（2019）认为，农业服务业规模化主要体现在生产性服务组织多元化、经营服务内容的扩展和服务方式的多样化方面，所强调的是服务主体和服务项目的多样化。孙新华（2017）所谓的农业服务业规模化是指，由村社组织或者行政力量将分散的服务需求进行整合，交由单一的农业服务主体来提供服务，他所看重的是服务主体的规模。

本文认为，农业服务业规模化的主要指标应该是服务主体的服务能力，而非服务主体自身的规模（例如服务企业的资本、就业人员等指标）。就种植业而言，农业服务主体的服务能力主要体现在所服务的土地面积上。服务组织多元化、服务内容的扩展和服务方式的多样化与规模化的关系都不大，不能成为衡量服务业规模化的指标。服务主体的规模虽然在一定程度上能够体现服务主体的服务能力，但是它仍是一个间接指标。而且，服务主体的规模与其服务能力也并不完全对等。本文认为，服务能力或者服务面积是一个能够直接体现服务业规模化的指标。

农业服务业的专业化和规模化之间具有正相关关系。服务主体的专业化程度越高，其规模化程度也就越高，反之亦然。如果服务主体降低服务的专业化程度，势必会削弱其服务能力。例如，如果农业服务主体增加了自主经营的土地面积，则必然会将一部分服务能力转用于自身经营的土地，从而减少对其他主体的服务供给。本文前面提到的金丰公社、山东科大集团等农业服务公司专事服务，两个服务主体服务的专业化程度和规模化程度均非常高。

农业服务业的专业化与规模化之间的正相关关系，与农业服务业规模效益递增的特性有关。农业生产的规模效益会由于土地生产力自然属性的约束而具有报酬递减的趋向，但是，农业服务业的大多数服务项目却不受土地等自然条件的约束，因而可以更充分地分享规模化效益，并呈现报酬递增的趋势。例如，就机械作业服务而言，服务规模的扩大可以提升机械的利用率，缩小固定成本在服务主体经营成本中的比例，进而增加收益。机械作业会受到地理距离的限制，如果作业距离过远，机械服务的成本会大幅度提高。但是，农机服务主体可以通过异地开设分公司的方式来缩小作业距离。而良种、技术等服务项目几乎不受地理距离的限制，服务距离的增加也不会导致成本的快速提高。美国杜邦公司、孟山都公司等大型种业公司的产品行销全球，就是一个很好的证明。近年来兴起的很多数字化农业服务项目也有不受地理距离限制而呈现报酬递增的趋势。例如，山东思远农业开发有限公司通过开

^①该数据由笔者在山东科大集团调研时获得。

发 App 向农场、农户等农业经营主体提供远程服务，短短几年其业务不仅遍及全国，还拓展到马来西亚、泰国等地。

（二）农业服务业的非农化

随着社会分工的日益深化，农业服务业越来越多地从农业领域分离出来，成为独立的、专业化从事农业服务的一个部门。农业服务业虽然是为农业服务的，但是其与农业的关系是一种市场交易关系，因此，农业服务业的发展本身日益呈现非农化趋势。

1. 农业服务业的专业化促进了其非农化。无论是接受农户让渡的农业生产环节而内生发展起来的农业服务业，还是超出农户范畴的外生性农业服务业，都越来越趋于专业化。与此同时，农业服务业的专业化反过来又强化了其非农化趋势。

首先，超出农户范畴的外生性农业服务业从一开始就具有非农化性质。例如，中国国内的农业科技服务基本上是以农业院校、各级农科院、农技服务部门为主导的，虽然其服务对象是农业经营主体，但是此类农业科技服务与农民、农村几乎没有关系，其本身也不属于农业部门。化肥、农药的生产和营销与农业科技服务情况类似，均具有一定的非农化性质。其次，接受农户让渡的农业生产环节而发展起来的内生性农业服务业，在专业化程度不断提高的同时其非农化性质也越来越明显。现在很多专业化的农机服务主体（通常称为农机服务合作社）都演化为股份制公司，成为企业。但是，这些公司都是服务型企业，而非像家庭农场一样的农业企业。它们与农业经营主体之间的关系是市场交易关系。这些服务主体的股东或者所有者、经营者虽然可能仍然保留着农村居民的身份，但是他们已经不再是传统意义上的农民，甚至不是农业经营者，而是从事服务业的企业家，公司就业人员则是职业化的工人。可见，农业服务业已经独立于农业部门之外，成为一个独立的产业部门。

2. 农业数字化助推农业服务业的非农化。随着时间的推移，科技对农业生产经营活动的影响越来越大。资料显示，2022年，全国农业科技进步贡献率达到62.4%^①。农业科技服务成为农业服务业中非常重要的一部分。但是，农作物品种研发、农业数字化服务等农业科技服务的非农化特征非常显著，无论是研发主体还是推广主体，几乎都位于城市，从而超出了农村范畴。

传统的农业科技进步主要体现在作物品种的改良方面。随着数字技术的不断发展，大量的数字化服务项目成为农业科技服务的重要内容。具体而言，数字农业主要包括以下几个方面的内容：一是数字农机（智能农机），即把物联网、卫星定位、视频识别技术、空间图像遥感测控技术、机具状态监测传感技术等，主要用于改进农机作业，实现对作业面积和深度的精准监测。二是数字农业，即将物联网、人工智能、大数据等现代数字技术与农业进行深度融合，进而实现对农业生产全过程的信息感知、精准管理和智能控制。主要表现是通过智能监控土壤墒情、空气湿度、病虫害等，精准且适时地进行灌溉、施肥、杀虫等。三是数字畜牧，即通过物联网、人工智能等多种信息科技手段的结合，实时监控牧群运动、健康、疾病、环境状况等，保证饲料营养的供给，降低死亡率。中国中化集团有限公司（以下简称“中化集团”）的农业业务就是农业数字化服务的典型。中化集团通过现代农业技术

^①资料来源：《1.3 万亿斤以上，连续 9 年的丰收答卷》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202312/content_6921069.htm。

服务平台，计划在未来3~5年内服务300万户种植者，服务覆盖的耕地面积预计在3000万亩以上^①。但是，中化集团的农业服务业务主要的服务对象是规模化的农业经营主体。山东思远农业开发有限公司和山东丰信农业服务连锁有限公司所开发的农业服务App，服务的范围已经覆盖了大量小农户，将数字农业服务又推进了一步。

农业数字化服务的发展无疑推动了农业服务业的非农化发展趋势。虽然传统的科技服务已经分离为独立的服务部门，在产业形态上实现了与农业的分离，但是科技人员仍需要适时亲临田间指导。而数字化服务使科技人员通过图片、视频、音频等即可远距离提供技术指导，在产业形态分离的基础上，还实现了与农业、农村在时间和空间上的分离。例如，一个病虫害专家可以通过图片或视频来判断病虫害的类型而不必亲临病虫害现场，从而实现科技服务与农业在空间上的分离；又如，一个农作物栽培视频App可以指导农户全过程的作物种植活动，从而实现科技服务与农业生产在空间和时间上的双重分离。

3.消费性服务业的兴起促进了农业服务业的非农化。通常所说的农业服务业，是指农业生产性服务业。但是，农业服务业既包括生产性服务业，也包括消费性服务业。农业生产性服务业是为农业生产过程提供服务的，其服务对象是农业经营主体。农业消费性服务业则是直接用于消费者消费的文化娱乐等服务项目，其服务对象是消费者。以旅游、观光、康养、体验、教学等为目的的农业消费性服务业的发展方兴未艾，使得以提供食品为主要目的的传统农业升级为提供精神快乐的服务业，从而实现农业生产的目的从产品消费到服务消费的转化。典型的农业消费性服务业是山东寿光的蔬菜博览园，它所展示的所有农作物及其产品都不是当作食品来用的，而是用来观光的。

农业生产一旦从以产品消费为目的转变为以服务消费为目的，形成消费性服务业，就具有了完全不同的特征：第一，农业消费性服务业的消费是非物质性的，以旅游、观光、康养、体验、教学为目的的消费基本上满足的都是精神方面的消费需求。第二，就消费的可重复性而言，作为食品的农产品消费（产品消费）是排他的。例如，一个桃子被A消费，就排除了同时被B消费的可能。然而，用于旅游、观光等用途的农业产出品（服务消费）是可以让众多消费者重复消费的。例如，寿光蔬菜博览园中重达几百公斤的南瓜，可以被众多游客反复观赏。第三，作为以服务消费为目的的农业，其价值更多地取决于创意，而非产品的食用品质。例如，用于旅游的油菜花，人们所看重的是花的美观，而非油菜籽的数量和质量。农业消费性服务业的发展极大地改变了农业发展的路径。有机农产品作为食品会有很高的价值，是传统农业发展的方向。但是，有机农产品的外观不适合于观光，而且营养成分含量以及化学残留等测度农产品质量的指标也不一定适合于农业消费性服务业。此外，大量的农业消费性服务业的服务对象是城镇居民。因为从服务的稀缺性方面看，农业消费性服务项目对农村居民来说并不稀缺，对城镇居民来说则是稀缺的。农业消费性服务业的发展推动了更多的城镇要素介入或参与到农业生产过程中来。

^①资料来自中国中化集团有限公司官网上对“农业业务”中MAP战略的介绍，相关网址为：<https://www.sinochem.com/9884.html?eqid=bd1b0f32000056c10000000464b7a179>。

从经营主体角度看，可以将农业消费性服务业分为两类：第一类是由农户经营的农业消费性服务业，其中的大多数是农户将自营的农作物用于采摘服务，少量则是农户将所承包土地出租给城镇居民，供后者体验农业生活。这两种形式不仅把原有的农业生产的部分环节转化为消费性服务，而且还可以吸引城镇要素进入农业生产过程。以采摘农业为例，采摘本来是农户自己完成的农作物收获环节，是整个农业生产过程中的一环，但是，如果将城镇游客吸引过来采摘农产品，则采摘环节就融入了精神性服务内容，此时的采摘就不再单纯是一个农业生产的环节，还是一种有城镇要素介入的服务。这就赋予此类环节以非农化的特征。第二类是工商资本通过流转土地而建立的专门用于旅游、观光、康养、体验等的公司化经营的农业消费性服务业。此类农业消费性服务业已经完全不同传统农业，它不仅将农业生产转化为服务，而且在经营主体和经营方式、消费主体和消费方式等方面，都有明显的城镇元素和非农化特征。由此可见，农业服务业的专业化、农业的数字化和农业消费性服务业的发展，都强化了农业服务业的非农化趋势。

表4描绘了全国农林牧渔专业及辅助性活动的产值和增长率在各年份的变动情况。农林牧渔专业及辅助性活动虽然不能涵盖全部的农业服务业，但是在一定程度上也可以反映农业生产性服务业的增长情况，从中可以考察农业生产性服务业的非农化状况。从表4可以看出，如果以2004年的数据为100%，那么到2022年，全国农林牧渔专业及辅助性活动的产值增长了271.1%，绝对量几乎是2004年的4倍。

表4 全国农林牧渔专业及辅助性活动产值和增长率

年份	全国绝对量 (亿元)	可比价增长(%) (以2004年为100)	年份	全国绝对量 (亿元)	可比价增长(%) (以2004年为100)
2003	905.34		2013	3555.47	186.4
2004	994.11	100.0	2014	3940.51	202.6
2005	1085.08	106.7	2015	4341.31	219.8
2006	1623.36	116.0	2016	4828.85	238.0
2007	1820.61	126.5	2017	5281.97	258.5
2008	2068.79	134.6	2018	5865.41	278.7
2009	2303.77	142.0	2019	6489.03	299.3
2010	2554.58	151.4	2020	7029.83	316.5
2011	2873.39	161.4	2021	7748.09	340.8
2012	3194.34	172.9	2022	8686.19	371.1

资料来源：《中国农村统计年鉴2023》，网址：<https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2024010048>。

注：①农林牧渔专业及辅助性活动产值：从2003年起，执行新的国民经济行业分类标准，农林牧渔业总产值中包括了农林牧渔服务业产值。2017年的国民经济行业分类标准将“农林牧渔服务业”改为“农林牧渔专业及辅助性活动”。农林牧渔专业及辅助性活动是指对农业提供的各种专业及辅助性生产活动，包括种子种苗培育活动、农业机械活动和灌溉活动、农产品初加工活动、畜禽良种繁殖活动、育苗活动等，不包括各种科学技术和专业技术服务。②由于《中国农村统计年鉴（2023）》中的数据是以2004年的数据为100%进行计算的，本文沿用这一标准，故没有计算2003年的增长率。

农业消费性服务业的消费群体以城镇居民为主，而且城镇居民需要在空间上亲临农村才能进行消费，所以，农业消费性服务业的发展会带动国内旅游业的发展。农业消费性服务业的发展状况从国内旅游业的发展状况中可见一斑。2010年之后，中国旅游业发展迅速，为休闲农业带来了发展良机。城镇游客数量在2000年只有3.29亿人次，到2010年增加到10.65亿人次，2019年则进一步增加到44.71亿人次。2019年城镇游客的数量约为2010年的4倍，约为2000年的13倍。相比之下，2019年的农村游客数量（15.35亿人次）仅是2010年（10.38亿人次）的1.5倍，是2000年（4.15亿人次）的3.7倍^①。2019年之后，受新冠疫情影响，旅游人数有所下降。农业消费性服务业的消费对象主要是城镇居民，虽然无法精准统计城镇游客到农村消费的人数，但是，到农村旅游的城镇居民人数会随旅游人数的增加而相应增长是一个合理的推论。可见，农业消费性服务业已经成为一个很有发展潜力的产业。

五、结语

学术界对农业服务业的研究仍显不足，而且大多数文献都没有将相关分析与农村实行家庭承包责任制之后的工业化进程联系起来，也没有将农业服务业的发展置于社会分工的大背景下开展研究。本文试图跳出“三农”的视域，从更宽广的视角来审视中国农业服务业的发展脉络和逻辑。

本文研究表明，中国农业服务业的发展动因是以工业化为特征的社会分工的深化。正是以工业为主体的非农产业的发展及其所推动的农业劳动力的大量转移，促使农户越来越多地让渡农业生产环节，进而推动农业的专业化，同时，也使农业服务业从农业中分离出来成为专业为农业服务的独立的产业。农业服务业基本上分为接受农户让渡的农业生产环节而发展起来的内生性农业服务业和超出农户范畴甚至超出农村范畴的外生性农业服务业两类，这两类服务业都有专业化和非农化的发展趋势。农业数字化通过将更多的科技因素注入农业，实现了对农业的跨时空服务；农业消费性服务业则将更多的文化和心理因素注入农业。二者都强化了农业服务业的非农化趋势。

农业服务业的专业化和非农化导致了农业服务业与农业生产的分离，农业服务业也成为与农业平行的服务部门。上述变化趋势对农业农村发展都会产生深刻影响。首先，科技对农业发展的促进作用会更加明显。不仅各级农业科学院、各大学的农业科技研发机构已经成为专业化的、独立的服务部门，而且很多大公司也开始从事专业化的农业技术研发活动。农业服务业的专业化和非农化甚至会推动传统的工业生产部门开发出新的科技服务项目。例如，化肥制造企业发展出的为各地量身定制的测土配方服务。其次，推动农业生产者的职业化和知识化过程。农业服务部门日益成为知识密集型产业，数字技术的应用进一步提升了农业服务业的知识和科技含量。这些变化促使农业生产者日益成为具有专业知识的职业农民。最后，极大地改变了乡村格局。在传统乡村，农业、农村、农民是三位一体、相辅相成的，农业服务业的专业化和非农化趋势使得农业生产日益具有工业化特征，农业从业者也不再是面朝黄土背朝天的传统农民，而是公司化了的职业农民。

^①本段使用数据来自《中国统计年鉴2023》，<https://data.cnki.net/yearBook/single?nav=%E7%BB%9F%E8%AE%A1%E5%B9%B4%E9%89%B4&id=N2023110024>。

在实践和政策层面，则需要进一步思考如下问题：第一，现代农业的发展效率和质量更多地取决于农业服务业的发展质量。所以，从农业服务业入手来推动农业现代化，可能会取得事半功倍的效果。第二，农业服务业与农业生产过程分离，成为与农业平行的部门，农业服务的经营者与农业经营者通过市场交易来联结。此时，如何通过制度创新降低交易成本，将变得日益重要。第三，农业良种研发、有机生产、农机作业标准化、数字技术应用等农业服务业项目对未来的农业发展将有重要的推动作用，这些农业服务项目也应成为重点扶持的发展项目。

遗憾的是，很多农业服务项目都没有确切的统计数据。这就使得对农业服务业进行精确的数据分析面临很多困难。随着统计方法的改进以及农业服务业数据可获得性程度的提高，对农业服务业进行数据分析的可能性也会越来越大。笔者认为，这应该是一个非常有趣的研究领域，也会出现更多引人入胜的研究成果。

参考文献

- 1.杜志雄、刘文霞，2017：《家庭农场的经营和服务双重主体地位研究：农机服务视角》，《理论探讨》第2期，第78-83页。
- 2.高贵现、郭玲霞，2022：《RCEP经贸规则的突破及其对我国农业发展的影响》，《商业经济》第7期，第5-7页。
- 3.高维龙、李士梅，2021：《农业服务化对粮食产业高质量发展的驱动机制研究》，《湖南农业大学学报（社会科学版）》第5期，第1-14页。
- 4.高延雷、张正岩、王志刚，2020：《城镇化提高了农业机械化水平吗？——来自中国31个省（区、市）的面板证据》，《经济经纬》第3期，第37-44页。
- 5.郭晓鸣、温国强，2023：《农业社会化服务的发展逻辑、现实阻滞与优化路径》，《中国农村经济》第7期，第21-35页。
- 6.韩坚、尹国俊，2006：《农业生产性服务业：提高农业生产效率的新途径》，《学术交流》第11期，第107-110页。
- 7.郝爱民，2013：《农业生产性服务业对农业的外溢效应与条件研究》，《南方经济》第5期，第38-48页。
- 8.黄宗智，2020：《小农经济理论与“内卷化”及“去内卷化”》，《开放时代》第4期，第126-139页。
- 9.孔祥智、楼栋、何安华，2012：《建立新型农业社会化服务体系：必要性、模式选择和对策建议》，《教学与研究》第1期，第39-46页。
- 10.孔祥智，2020：《新型农业社会化服务体系建设：供给侧视角》，北京：经济管理出版社，第26-55页。
- 11.匡远配、彭鼎，2021：《要素结构配置的阶段变化与农业机械化发展探讨》，《湖南农业大学学报》（社会科学版）第4期，第24-31页。
- 12.李博伟、邢丽荣、徐翔，2018：《农业服务业与农业生产区域专业化的协同效应研究》，《中国农业资源与区划》第12期，第129-137页。
- 13.李瑾、郭美荣、冯献，2019：《互联网环境下现代农业服务业创新与发展：国内外研究综述》，《上海农业学报》第1期，第118-122页。
- 14.刘立仁，2005：《农业服务业：建设现代农业的重要切入点》，《中国禽业导刊》第18期，第6-7页。

- 15.柳岩, 2019:《以农业服务规模化提升产业竞争力》,《经济日报》12月4日12版。
- 16.刘洋、陈秉谱、何兰兰, 2022:《我国农业社会化服务的演变历程、研究现状及展望》,《中国农机化学报》第4期,第229-236页。
- 17.卢凌霄、周德、吕超、周应恒, 2010:《中国蔬菜产地集中的影响因素分析——基于山东寿光批发商数据的结构方程模型研究》,《财贸经济》第6期,第113-120页。
- 18.芦千文, 2017:《我国农业生产性服务业的业务范围、供给模式和发展对策》,《农林经济管理学报》第2期,第199-206页。
- 19.芦千文、吕之望, 2019:《中国农机作业服务体系的形成、演变与影响研究》,《中国经济史研究》第2期,第124-135页。
- 20.罗必良, 2022:《基要性变革:理解农业现代化的中国道路》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期,第1-9页。
- 21.潘锦云、汪时珍、李晏墅, 2011:《现代服务业改造传统农业的理论与实证研究——基于产业耦合的视角》,《经济学家》第12期,第40-47页。
- 22.彭慕兰, 2004:《大分流:中国、欧洲与现代世界经济的形成》,史建云译,南京:江苏人民出版社,第1-26页。
- 23.琼斯, 2015,《欧洲奇迹:欧亚史中的环境、经济和地缘政治》,陈小白译,北京:华夏出版社,第162-192页。
- 24.苏卫良、刘承芳、张林秀, 2016:《非农就业对农户家庭农业机械化服务影响研究》,《农业技术经济》第10期,第4-11页。
- 25.孙新华, 2017:《村社主导、农民组织化与农业服务规模化——基于土地托管和联耕联种实践的分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第131-140页。
- 26.王泉泉, 2015:《河南省农业服务业竞争优势比较分析》,《郑州航空工业管理学院学报》第2期,第14-19页。
- 27.王舒娟、马俊凯、李宁, 2021:《农地经营规模如何影响农户的农业机械化选择?》,《农村经济》第4期,第111-118页。
- 28.肖建中、何永达, 2011:《浙江农业服务业发展问题研究》,《浙江农业学报》第3期,第629-633页。
- 29.徐刚、付姓, 2019:《农业社会化服务迸发新动能——2019年中国农业服务业发展论坛综述》,《农村经营管理》第12期,第43-44页。
- 30.杨慧莲、霍学喜、王征兵, 2014:《农业服务模式创新研究——陕西“大荔模式”运行机制及创新价值评价》,《科学管理研究》第6期,第103-106页。
- 31.杨小凯, 2019:《经济学原理》,北京:社会科学文献出版社,第35-95页。
- 32.印子, 2023:《内生型农业机械化服务市场的运行逻辑和动力机制——基于华北乡村农业发展案例的分析》,《中国农村观察》第5期,第24-43页。
- 33.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。
- 34.张红军、胡月英, 2018:《农业与农业服务业协同发展对策研究——以安徽省为例》,《内蒙古民族大学学报(社会科学版)》第5期,第96-103页。

- 35.张清津、王新志, 2016: 《中国农村专业化分工与农业经营组织体系的演变》, 《江西社会科学》第2期, 第194-199页。
- 36.张清津, 2018: 《“两个服务业”引领乡村振兴》, 《大众日报》8月15日08版。
- 37.张秀生, 1996: 《关于兼业户Ⅱ在我国长期存在的几个问题》, 《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第6期, 第31-36页。
- 38.Coase, R. H., 1937, “The Nature of the Firm”, *Economica*, 4(16): 386-405.
- 39.Reinert, K. A., 1998, “Rural Non-farm Development: A Trade-Theoretic View”, *The Journal of International Trade & Economic Development*, 7(4): 425-437.

(作者单位: 山东社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 马太超)

Development of Agricultural Service Industry: Paths and Trends

ZHANG Qingjin

Abstract: It is the industrialization process, which started after the reform and opening in rural area, that overcomes the long-term “involution” pattern of agriculture and rural areas, and initiates the process of specialization and interaction between urban and rural areas. The development paths and trends of China’s agricultural service industry reflect this urban-rural interaction. This paper finds that there are two paths for the development of the agricultural service industry: one is endogenous agricultural service that is formed and developed after the implementation of household contract responsibility system in rural areas, with a large number of agricultural laborers going out to work, accepting the agricultural production links transferred by farmers, and primarily focusing on agricultural machinery operation services; another one is exogenous agricultural service that existed before the implementation of household contract responsibility system in rural areas, and developed beyond the scope of farmers. Both of the two kinds of agricultural services show the tendency of specialization and non-agricultural development with the deepening of social division of labor, and grow to be a specialized sector connecting urban and rural areas. The cross-temporal and spatial services to agriculture brought by digital agriculture, and the expansion of agriculture into the field of experiential consumption driven by the development of agricultural consumer services, further promote the above development trends.

Keywords: Social Division; Endogenous Agricultural Service; Exogenous Agricultural Service; Cross-Temporal and Spatial Service of Science and Technology

科技金融赋能农业生产效率提升*

——来自科技金融试点政策的经验证据

郭 进¹ 杨 琦² 吴海明³

摘要：中国农业发展既存在科技投入不足的短板，也面临金融支持不充分的约束。在这一背景下，促进科技和金融在农业生产活动中的结合，对于中国农业现代化建设至关重要。本文将“促进科技和金融结合试点”政策视为一项准自然实验，考察科技金融赋能农业生产效率提升的政策效果和作用渠道。研究发现：相对于非试点地区，科技金融试点政策实施显著推动了试点地区农业生产效率的提升，且在政策实施后的较长时期内，这一效应持续存在并不断放大。异质性分析结果发现：科技金融试点政策实施对农业生产效率的提升作用，在科技创新能力较弱、金融深化程度较低和农业生产规模较大的试点地区表现得更强，且受政策实施强度和地理区位的影响，对中心城市农业生产效率提升的“锦上添花”效应小于对非中心城市的“雪中送炭”效应。机制分析结果显示：科技金融试点政策实施通过推进农业机械化进程、提升农民人力资本水平和促进农村现代产业发展等渠道，对“三农”工作产生积极影响，构筑起政策多点生效、持续发力的长效机制，最终促进农业生产效率的提升。

关键词：科技金融 农业生产效率 多时点双重差分模型 农业现代化

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

农业强国是社会主义现代化强国的根基，2024年中央“一号文件”指出，要锚定建设农业强国目标，强化科技和改革双轮驱动，以加快农业农村现代化更好推进中国式现代化建设^①。“十三五”时期，中国农业现代化建设取得长足进步，农业科技进步贡献率突破60%，全国农作物耕种收综合机械

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“数字经济与实体经济融合驱动中国城市体系演化的理论机制和经济福利效应研究”（编号：72373073）和江苏省社会科学应用研究精品工程课题“数字乡村建设助推江苏共同富裕的路径与对策研究”（编号：23SYB-116）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：郭进。

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

化率超过71%，农机装备结构不断改善，作业水平不断提高；全国家庭农场超过100万家，农民合作社达到222.5万家，农业社会化服务组织达到89.3万个，成为引领现代农业发展的主力军^①。然而，受制于人均资源不足、底子薄、历史欠账较多等，中国农业生产效率相对较低，农业劳动生产率仅为非农产业的25.3%^②。“十四五”时期，中国农业现代化建设仍处于结构升级、方式转变、动力转换的平台期，面临的科技短板与融资障碍未有效改善（金文成和靳少泽，2023），大国小农的国情农情与现代化农业生产方式的有机衔接仍处于不断探索阶段，以科技赋能农业生产效率提升将成为中国提升农业综合竞争力以及保障中国式现代化建设的重要方面（何秀荣，2023）。党的二十大报告提出“加快建设农业强国”的目标，指明了“强化农业科技和装备支撑”“健全农村金融服务体系”等具体举措^③。

农业科技创新和新装备应用有助于改善农业生产方式和资源配置、提高农业经营决策科学性和时效性、降低农业生产成本和风险（杨传喜等，2021；Farrokhi and Pellegrina，2023）。强化农业科技和装备支撑离不开金融服务体系的支持，但农业生产领域往往面临着比二三产业更为严峻的融资约束（魏立乾等，2022；Fishman et al.，2022）。推动科技与金融在农业生产领域的结合是加快中国农业现代化建设的有效途径。然而，科技和金融作为两个相对独立的系统，对彼此的“包容性发展”存在一定程度的排斥（Moshirian et al.，2021；孙学涛等，2022），中国大国小农的国情也进一步加剧了二者结合的困难。鉴于此，中国在2011年和2016年启动了两批“促进科技和金融结合试点”（以下简称“科技金融试点政策”），其根本目标在于统筹规划科技与金融资源，实现科技资源与金融资源有效对接，加快形成围绕科技创新、成果转化、应用推广的投融资体系。在农业生产领域，《促进科技和金融结合试点实施方案》（以下简称“试点方案”）明确提出“加强与农村金融系统的合作，创新适应农村科技创新创业特点的科技金融服务方式”^④。

科技与金融相结合被赋予破解农业生产过程中“融资不畅、科技不强”发展难题的功能，且科技创新与金融服务都存在较强的正溢出效应，两者耦合有助于促进中国农业提质增效和转型升级。然而，在传统研究框架下，科技和金融常被视为两个相对独立的系统（邹克等，2022）。针对农业生产面临的技术偏弱和融资约束问题，相关文献多从改善融资环境或加强科技创新的某个单一视角展开研究，缺乏对二者协同效应的考察。例如，基于金融资源配置视角，行伟波和张思敏（2021）、Chari et al.（2021）等认为，金融资本的投入与有效分配是提高农业生产效率的关键，利用财政手段引导金融资源在农业生产中的高效配置有助于缓解农业生产中资金不足的问题；而基于加强农业科技创新的相关研究则指出，中国等发展中国家农业经营规模化水平较低，主要是由生产技术不熟练、缺乏农业科技

^①资料来源：《国务院新闻办发布会介绍“十三五”时期农业农村发展主要成就有关情况》，https://www.gov.cn/xinwen/2020-10/27/content_5555058.htm。

^②习近平，2023：《加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，《求是》第6期，第6页。

^③习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

^④参见《关于印发促进科技和金融结合试点实施方案的通知》，https://www.gov.cn/zhuanti/2016-02/23/content_5044857.htm。

创新导致的（Adamopoulos and Restuccia, 2014；夏显力等，2019）。

作为一项以金融为手段支持科技创新的激励政策，科技金融试点政策对二三产业的影响受到了学者的普遍关注（马凌远和李晓敏，2019；Lu et al., 2022），但该政策对农村、农业的影响却鲜有文献研究，更是缺乏对科技金融提升农业生产效率进行评估的研究。从实际的政策偏向性供给和农业经营主体的政策需求角度，科技金融试点政策与中国农业生产的结合也存在诸多不确定性：一方面，试点政策的执行方向至关重要，其对城市和二三产业的偏向可能使得农村和农业沦为试点工作的“盲区”。另一方面，中国农业生产长期存在碎片化经营、机械化水平低、农民技能普遍不高的问题，农业龙头企业竞争力偏弱，农业生产中的金融排斥现象仍然突出（张红宇等，2015）。因此，科技金融试点政策赋能农业生产效率提升仍有待科学地评估和检验，其作用的机制和影响的异质性也需要进一步探讨。

基于此，本文采用2006—2019年的城市面板数据，将“促进科技和金融结合试点”政策视为一项准自然实验，采用多时点双重差分模型（DID）对科技金融提升农业生产效率的政策效应展开评估。在此基础上，依次对标“三农”工作的主体，从加速推进农业机械化进程（农业）、提升农民人力资本水平（农民）、促进农村现代产业发展（农村）等角度，检验科技金融促进农业生产效率提升的作用机制。此外，本文还探讨了科技金融促进农业生产效率提升的异质性效应。最后，本文结合相关结论，为中国推进乡村振兴、加快建设农业强国提出针对性的政策建议，具有重要的研究意义。

相对于既有文献，本文的边际贡献集中在以下两个方面：第一，在研究观点上，本文认为单一维度的科技政策或金融政策存在短板，强调科技和金融相结合的重要性。同时，选取“创新型城市试点”、“国家级金融改革试验区”和“促进科技和金融结合试点”三类政策作为准自然实验进行政策评估，评估结果验证了上述观点的正确性，更加清晰地展示了科技与金融相结合的重要性。第二，在研究视角上，以往文献主要立足于城市和二三产业进行研究，本文研究以农村和农业为切入点，评估科技金融试点政策实施对农业生产效率的影响，并对标“三农”工作主体，检验了科技金融试点政策发挥助农效应的作用渠道，在科技金融与农业生产之间建立了纽带，丰富了交叉领域的相关研究。

二、政策背景与作用机制

（一）政策背景

中国农业发展既存在科技投入不足的问题，也面临金融支持不充分的约束，这是制约农业现代化建设的两个主要短板。更重要的是，科技与金融并非孤立，而是相互牵制。这就决定了中国从农业大国走向农业强国，必须以科技创新作为根本驱动力，同时发挥金融推动科技创新与农业生产相结合的桥梁作用。因此，协调好涉农科技政策和金融政策，促进科技和金融在农业生产活动中的结合，对于中国提升农业生产效率至关重要。

2010年12月，中华人民共和国科学技术部、中国人民银行、原中国银行业监督管理委员会、中国证券监督管理委员会和原中国保险监督管理委员会，为统筹规划科技与金融资源、促使科技和金融形成合力，联合发布《促进科技和金融结合试点实施方案》，明确提出“加强与农村金融系统的合作，

创新适应农村科技创新创业特点的科技金融服务方式”^①。经申报和评审，16个地区入选首批科技和金融结合试点名单。截至2016年，首批试点地区累计出台350多项政策文件，有效推动了科技金融的落地见效。在第一批试点地区的影响和带动下，2016年6月，新增9个科技和金融结合试点地区。在科学技术部印发的《地方促进科技和金融结合试点方案提纲》中，明确给予试点地区充分的政策创新空间，包括创新财政科技投入方式和机制，支持多种金融工具结合的创新实践，以及创新和完善科技与金融结合的中介机构、服务平台等服务和保障体系^②。

科技与金融相结合在农业生产领域大有可为，科技金融试点政策可以为高效有序推动农业现代化建设、提升农业生产效率提供有力支撑。本文立足区位特征，搜集并整理了各试点地区出台的具体政策和工作方案^③。总体来说，各试点地区都充分认识到“促进科技和金融结合”的根本目标在于以金融为手段助力农业科技创新和新技术、新装备应用，各试点地区制定的相关举措都以实现科技与金融协同联动、同向发力为导向。

（二）理论分析与研究假说

相对于扩大要素投入带来的“外延式”增长，技术进步带来的“内涵式”发展促进了制度创新与技术扩散，是转变传统生产经营方式、提高生产效率的核心。“促进科技和金融结合试点”作为以科技应用为目的、以金融支持为手段的融合政策，是提高农业生产效率的有效途径。通过整理各试点地区的具体举措，本文采用归纳法将这些具体举措与“三农”主体相对应（如图1所示）。本文认为，科技金融试点政策通过推进农业机械化进程（农业）、提升农民人力资本水平（农民）、促进农村现代产业发展（农村），对“三农”工作的各方面产生积极影响，从而促进农业生产效率提升。

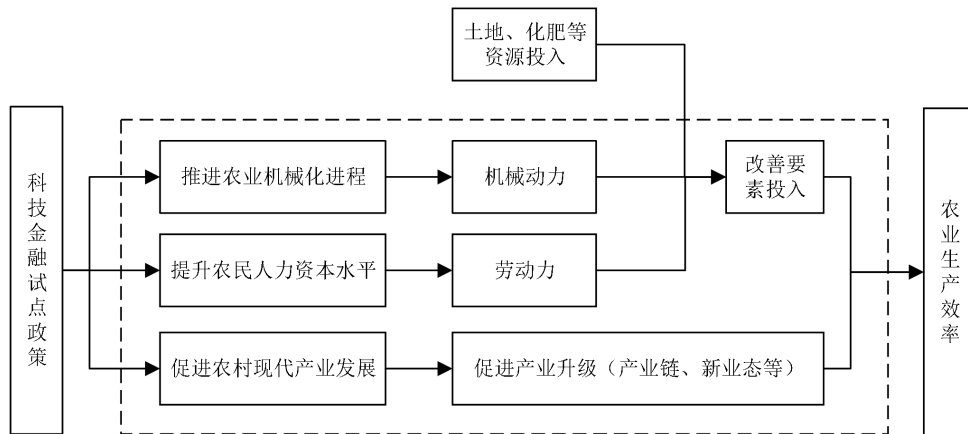


图1 科技金融赋能农业生产效率提升的作用机制

^①参见《促进科技和金融结合试点实施方案》，<https://www.gov.cn/zhengce/2016-02/23/5044857/files/58c260438105459ab364c63088902f50.pdf>。

^②参见《关于印发地方促进科技和金融结合试点方案提纲的通知》，https://www.most.gov.cn/xxgk/xinxifenlei/fdzdgknr/qt/wj/qtwj2011/201104/t20110420_86143.html。

^③囿于篇幅，试点地区政策差异的比较可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

1.推进农业机械化进程。农业生产方式和生产工具的进步是提高农业生产效率的重要原因。一方面,科技金融试点政策运用风险补偿、创业投资引导基金等方式实现科技创新链条与金融资本链条的有机结合,可以为农业生产经营者的资金需求提供多元化的解决方案,降低农业生产经营者应用机械化作业的成本负担(Lu et al., 2022; 周月书和苗哲瑜, 2023),并为涉农技术研发项目变现提供便利(Farrokhhi and Pellegrina, 2023)。另一方面,从信息提供与风险管理的角度来看,科技金融试点政策有助于降低信息不对称,缓解短视行为,帮助科技研发主体和农业经营主体作出科学决策(翟淑萍等, 2022; 孙学涛等, 2022),从而为农业机械化提供更加先进的设备和技术供给,推动中国农机作业服务进入快速发展轨道。

加速推动农业机械化进程是提升农业生产效率的重要途径:一是随着农机装备补短板工作的持续推进,机械要素将发挥替代效应缓解城镇化、人口老龄化背景下劳动力紧缺引发的“谁来种地”问题(邓悦等, 2023);二是机械化、标准化的生产模式可以降低传统农业种植可能错过时令带来的风险,有效避免人工操作失误(张露和罗必良, 2018);三是当农业机械化水平提高后,农户会选择最合适的生产技术来促进农业组织管理结构的优化和资源配置效率的改善,从而缓解甚至破除小农经济土地细碎化、分散经营的劣势,使得农业生产不断逼近前沿面上可能的最大产出,最终促进农业生产效率的提升(高鸣和马铃薯, 2015)。

综上所述,本文提出研究假说H1:科技金融试点政策通过推进农业机械化进程提升农业生产效率。

2.提升农民人力资本水平。科技金融试点政策促进了人力资本在农村和农业生产活动中的集聚,并对农民人力资本水平提升产生积极作用。一方面,科技金融试点政策通过建立“人才计划”资金池,支持农村用人单位通过市场化方式,全年制、常态化靶向引进农业科技创新领域的高层次人才,助力智慧农业、数字乡村建设等重点领域的科技创新项目研发与人才队伍建设;另一方面,科技资源与金融资源流向农村地区,为农村居民自主提升现代技能和知识素养提供技术手段和资金支持,助力新农人培育,促进农民人力资本深化和迭代升级(马黄龙和屈小娥, 2021)。除此之外,智慧农业、精细化种植、农产品电商平台等新型农业生产方式和新业态,也倒逼农民主动提升技能和素养,推动农民人力资本的积累与结构升级。

农民人力资本水平的提升,一方面代表着农户应用新技术、新方法、新设备开展农业生产能力的提升,可以帮助农业生产经营者转变传统的农业生产思维、提高生产要素资源配置效率;另一方面代表着农户可以通过社会网络获取相关市场信息,促进农情信息高效流转,降低农户生产经营风险(肖剑和罗必良, 2023)。总之,农民人力资本水平的提升为个人和家庭从事现代农业生产提供了有利条件,促进了先进机械设备、新技术与农村高素质劳动力的有机结合,从而推动了农业生产效率的提高。

综上所述,本文提出研究假说H2:科技金融试点政策通过提升农民人力资本水平提高农业生产效率。

3.促进农村现代产业发展。《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》

指出,要“立足县域布局特色农产品产地初加工和精深加工,建设现代农业产业园、农业产业强镇、优势特色产业集群”,强调“打造农业全产业链”^①。科技金融试点政策在发展农村现代产业中发挥了重要作用:第一,科技金融借助区块链、移动终端、云计算等互联网和数字化技术,促进创新链、资金链与农业生产链“三链”融合(马黄龙和屈小娥,2021),为衔接上下游产业、优化农业产业布局提供了必要保障。第二,科技金融试点政策通过资金投入和技术创新,促进电商物流、文化旅游等与第一产业的结合,拓展了传统农业的生产方式、组织形式和营销模式,有利于推动农业生产向精深加工、品牌建设等产业链中高端环节延伸(Ambler et al., 2023)。第三,科技与金融的有效结合,以提供资金补贴为切入点,鼓励小农户接受农业生产新技术培训,提高小农户、家庭农场扩大生产规模的积极性,拉近了小农户与大市场的距离。概括而言,科技金融为促进农村现代产业发展创造了契机,有利于延长农业产业链、提升农业价值链、拓展农业新业态。

农村现代产业发展,有助于构建贯穿生产、加工、运输、销售的一体化经营模式,促进产业链条各主体实现“风险共担、利益共享”,对提升农业生产效率产生积极影响:一方面,产业链上各主体按照不同的比较优势配置土地、劳动、资本等生产要素,通过分工模式的优化实现规模经济,推动农业生产流程向专业化、标准化的方向发展,从而提高农业生产效率(Alzaidi et al., 2020)。另一方面,产业化发展模式提高了农业经营主体的市场信息获取能力,有助于缓解农业生产活动中的信息不对称问题,有效降低经济环境波动、自然环境变化对农业生产造成的不利影响,从而对农业生产效率的提高产生促进作用。

综上所述,本文提出研究假说H3:科技金融试点政策实施通过促进农村现代产业发展提升农业生产效率。

三、研究设计

(一) 变量说明

1.核心解释变量。本文的核心解释变量为基于两批“促进科技和金融结合试点”地区名单构造的政策处理变量 DID_{it} ,它表示城市 i 在年份 t 受科技金融试点政策实施影响的状态。 $DID_{it} = treat_i \times i.post_t$,其中: $treat_i$ 用于标记是否为试点城市,如果城市 i 为试点城市则被纳入“实验组”($treat_i=1$),如果城市 i 为非试点城市则被纳入“对照组”($treat_i=0$); $i.post_t$ 用于标记试点城市 i 开始实施科技金融试点政策的时间,在试点政策实施当年及之后年份, $i.post_t=1$,否则 $i.post_t=0$ 。

2.被解释变量。本文借鉴Kumbhakar and Lovell(2000)的研究,建立了包含时变技术无效率指数的随机前沿模型(stochastic frontier approach,简称SFA),并使用该模型对农业生产效率进行测度。相比于数据包络分析模型(data envelopment analysis,简称DEA),随机前沿模型考虑了生产函数与随

^①参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》, https://www.gov.cn/zhengce/2021-02/21/content_5588098.htm。

机因素，更加契合农业生产特征，其一般形式如下式所示：

$$Y_{it} = f(X_{it}; \beta) \times \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

(1) 式中： Y_{it} 表示 i 地区在 t 时期的产出； $f(\cdot)$ 为确定性前沿产出，即生产前沿面； X_{it} 表示一系列投入要素向量； β 为待估计系数向量； v_{it} 为随机误差项，服从正态分布，表示各种随机因素与统计误差对生产前沿面的影响； u_{it} 表示技术无效率项，服从正态截断分布。

由于超越对数生产函数的形式更加灵活，对规模效益没有施加额外限定，且能够捕捉投入与产出间的非线性关系，因此，本文选择将超越对数生产函数代入随机前沿模型来测算各地区的技术效率水平，超越对数生产函数形式如 (2) 式所示：

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \alpha_0 + \alpha_L \ln L_{it} + \alpha_A \ln A_{it} + \alpha_E \ln E_{it} + \alpha_F \ln F_{it} + \alpha_{LA} \ln L_{it} \times \ln A_{it} \\ & + \alpha_{LE} \ln L_{it} \times \ln E_{it} + \alpha_{LF} \ln L_{it} \times \ln F_{it} + \alpha_{AE} \ln A_{it} \times \ln E_{it} \\ & + \alpha_{AF} \ln A_{it} \times \ln F_{it} + \alpha_{EF} \ln E_{it} \times \ln F_{it} + \alpha_{L^2} \ln^2 L_{it} + \alpha_{A^2} \ln^2 A_{it} \\ & + \alpha_{E^2} \ln^2 E_{it} + \alpha_{F^2} \ln^2 F_{it} + \alpha_{Lt} \ln L_{it} \times t + \alpha_{At} \ln A_{it} \times t + \alpha_{Et} \ln E_{it} \times t \\ & + \alpha_{Ft} \ln F_{it} \times t + \alpha_t t + \alpha_{t^2} t^2 + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中： Y_{it} 为农林牧渔业总产值，即模型的产出变量；针对模型的投入变量 X_{it} ，借鉴甘天琦等 (2022) 的研究，本文选取了劳动（第一产业从业人员 L_{it} ）、土地（年末耕地总资源 A_{it} ）、机械动力（农用机械总动力 E_{it} ）与化肥（化肥折纯施用量 F_{it} ）四个农业要素投入。

技术效率水平 TE_{it} 表示生产者产出的期望占随机前沿期望的比值，综合反映了农业生产效率的变化。基于此，本文采用技术效率水平 TE_{it} 作为农业生产效率的代理变量。 TE_{it} 的计算公式如下：

$$TE_{it} = \frac{\exp[\ln f(X_{it}) + v_{it} - u_{it}]}{\exp[\ln f(X_{it}) + v_{it}]} = \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

(3) 式中的相关变量解释与 (1) 式相同。

3. 渠道变量。本文从农业、农民、农村这三个“三农”工作主体出发，探究科技金融试点政策实施影响农业生产效率的作用机制。变量的具体度量方式如下：

第一，农业机械化变量。农业机械化是用机械化、自动化技术逐渐代替人力、畜力的现代化农业生产行为。考虑到农村电力供应为推动农业机械化发展提供了能源支撑，本文参考邓悦等 (2023) 的做法，选取农用机械总动力与农村用电量之积的平方根作为农业机械化进程的代理变量。

第二，农民人力资本水平变量。现有文献中常见的衡量人力资本水平的指标，有平均受教育年限、文盲率等。鉴于地级市层面暂未公布农民平均受教育年限等相关数据，本文参考张苏和李泊宁 (2022) 的思路，将全市^①教育支出与市辖区教育支出的差值作为农民人力资本水平的代理变量。

^①全市采用了《中国城市统计年鉴》的界定标准，具体包括城区、郊区和市辖县。

第三，农村现代产业发展变量。乡村振兴，产业为先。要延伸拓展产业链条、推动现代农业产业化运营良性发展，培育大企业是核心。本文借鉴谢金丽和胡冰川（2020）的做法，将规模以上农产品加工企业主营业务收入作为农村现代产业发展的代理变量。

4.控制变量。本文参考农业生产效率的相关研究文献，从各城市的区域经济特征和农业发展环境两个维度选取控制变量。在区域经济特征方面，参考杨传喜等（2021）、Caunedo and Keller（2021）等研究，引入固定资产投资（平减后的固定资产投资额）、交通运输水平（货运总量）、城镇化率（非农业人口占年末总人口数之比）、地区创新水平（各城市创新创业指数）、金融深化程度（金融机构存贷款总额与地区生产总值之比）、环境治理水平（污水处理率）来分别控制基础设施建设水平、市场接入能力、城乡二元结构、区域科技创新、金融深化水平和环境治理能力对农业生产效率的影响，并引入产业结构合理化指标（泰尔指数）来控制产业结构对农业生产效率的影响；在农业发展环境方面，参考高鸣和马铃薯（2015）、Chari et al.（2021）、Ambler et al.（2023）等研究，引入农业从业人员占比（第一产业从业人员数与第一、第二产业从业人员数之和的比值）、亩均粮食产量、农村家庭的恩格尔系数、城乡居民收入比来分别控制农业劳动力资源转移、粮食生产能力、农村家庭消费结构、城乡收入差距对农业生产效率的影响。农业是碳排放的重要来源，碳达峰与碳中和目标对中国农业生产效率产生了复杂冲击（王翌秋等，2023），本文参考丛建辉等（2014）的做法将农林业和土地利用变化的碳排放量作为农业碳排放的代理变量^①，并将其作为模型控制变量。此外，本文还在模型中控制了城市固定效应和时间固定效应，并在稳健性检验中进一步控制了城市一时间交互固定效应。

（二）模型设定

1.基准模型。双重差分方法（DID）通过研究实验组和对照组之间的差异来评估政策冲击的净效应。中国于2011年和2016年启动的两批“促进科技和金融结合试点”为考察科技金融对农业生产效率的影响提供了一项良好的“准自然实验”。两批试点共覆盖中国49个地级及以上城市^②，本文将它们视为科技金融试点政策实施的实验组，其他地区视为对照组。由于两批次科技金融试点工作启动的时间并不一致，本文借鉴Beck et al.（2010）的方法，构建多时点双重差分模型进行政策评估，计量模型如（4）式所示：

^①借鉴丛建辉等（2014）的做法，首先将各城市的农业生产活动进行分类，然后分别乘以各类农业生产活动的碳排放因子，最后加总得到各城市农林业和土地利用变化的碳排放量。

^②第一批科技金融试点名单包括中关村国家自主创新示范区、天津市、上海市、江苏省、浙江省“杭温湖甬”地区、安徽省合芜蚌自主创新综合实验区、武汉市、长沙高新区、广东省“广佛莞”地区、重庆市、成都高新区、绵阳市、关中天水经济区（陕西）、大连市、青岛市、深圳市共16个地区，本文根据各试点地区管辖的城市，将首批16个试点地区细化为41个试点城市（含地级市和直辖市）；第二批科技金融试点名单包括郑州市、厦门市、宁波市、济南市、南昌市、贵阳市、银川市、包头市和沈阳市共9个地级市（其中宁波市同时出现在两批试点名单中）。因此，两批试点名单共覆盖49个城市（含直辖市和地级市）。

$$TE_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中: TE_{it} 表示第 i 个城市在 t 年的农业生产效率; DID_{it} 为政策处理变量, 将试点城市^①政策实施当年及以后赋值为 1, 否则赋值为 0; $Control_{it}$ 为一组控制变量; μ_i 为个体固定效应; θ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。 β_1 是本文重点关注的回归系数, 其显著性和系数值反映了在科技金融试点政策实施前后, 试点地区相对于非试点地区农业生产效率的平均变化差异。

2. 作用机制检验。为了验证科技金融影响农业生产效率的作用机制, 本文构造渠道变量并建立了科技金融试点政策对渠道变量的回归方程, 具体形式如 (5) 式所示:

$$M_{it} = \eta_0 + \eta_1 DID_{it} + \eta_2 Control_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中, M_{it} 为与研究假说相对应的三个渠道变量, 即农业机械化 ($mechanization_{it}$)、农民人力资本水平 ($education_{it}$) 和农村现代产业发展 ($industry_{it}$)。本文结合江艇 (2022) 对“两步法”中介效应检验的操作建议, 采用回归分析来识别科技金融试点政策实施对渠道变量的影响。

(三) 数据来源及描述性统计

本文的研究数据为 2006—2019 年的城市面板数据^②。本文采用固定资产投资价格指数、GDP 平减指数、CPI 指数分别对固定资产投资、地区生产总值、社会消费品零售总额进行平减处理, 基期为 2005 年。科技金融试点城市名单来源于科学技术部网站发布的《关于确定首批开展促进科技和金融结合试点地区的通知》《关于确定第二批促进科技和金融结合试点的通知》^③; 农用机械总动力、化肥折纯施用量、农村用电量等农业相关数据来源于 EPS (economy prediction system) 数据库^④; 第一产业从业人员数、年末耕地总资源和构建其他控制变量所需数据主要来源于 2007—2020 年《中国城市统计年鉴》《中国县域统计年鉴》以及同花顺经济金融数据库 (iFinD) 等; 农业碳排放变量数据和产业结构泰尔指数参考干春晖等 (2011)、丛建辉等 (2014) 的做法进行测算。

各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

^①各试点地区中, 包括了安徽省合芜蚌自主创新综合实验区、关中一天水经济区等经济区。由于缺乏相对应的经济区数据, 本文将经济区的数据分别由其所属城市数据替代, 因为经济区的农业生产活动也属于城市的一部分, 因此城市层面农业生产效率的变化应能体现政策冲击的效果。

^②本文的研究单元为地级及以上城市, 具体包含 4 个直辖市和 274 个地级市。《中国城市统计年鉴》自 2020 年后不再公布分行业从业人员数据, 故将研究样本的截止时间确定为 2019 年。

^③参见《关于确定首批开展促进科技和金融结合试点地区的通知》, https://www.safea.gov.cn/xxgk/xinxifenlei/fdzdgknr/qt/wj/qtwj2011/201203/t20120312_93128.html; 《科技部 中国人民银行 中国银监会 中国证监会 中国保监会关于确定第二批促进科技和金融结合试点的通知》, https://www.most.gov.cn/xxgk/xinxifenlei/fdzdgknr/qtwj/qtwj2016/201606/t20160614_126065.html。

^④数据库网址: <https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Index>。

表 1		变量的描述性统计结果				
名称	定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
科技金融试点政策实施	科技金融试点城市在政策实施当年及以后=1，其他=0	3230	0.1056	0.3073	0	1
农业生产效率	通过 SFA 模型测算得到农业技术效率	3230	0.7038	0.1331	0.1983	0.9364
农业机械化	农用机械总动力（亿千瓦）与农村用电量（亿千瓦时）之积的平方根	2992	0.7209	0.6925	0.0004	4.2506
农民人力资本水平	全市教育支出与市辖区教育支出的差值（亿元）	3105	27.3580	25.4707	0.1131	278.4397
农村现代产业发展	规模以上农产品加工企业主营业务收入（万亿元）	3230	0.3533	0.8269	0.0444	11.2417
固定资产投资	用固定资产投资价格指数平减后的固定资产投资额（万亿元）	3230	0.1139	0.1401	0.0029	1.6006
交通运输水平	货运总量（亿吨）	3230	1.3466	1.8029	0.0003	55.4458
城镇化率	非农业人口数/年末总人口	3230	0.3793	0.2125	0.0803	1.3523
地区创新水平	北京大学企业大数据研究中心编制的各城市（含直辖市与地级市）区域创新创业指数	3230	70.6647	19.5156	5.7220	99.9904
金融深化程度	金融机构存贷款总额与地区生产总值的比值	3230	2.1347	1.1221	0.5600	21.3015
环境治理水平	污水处理率	3230	0.7987	0.2204	0.0057	0.9981
产业结构泰尔指数	基于泰尔指数的产业结构合理化偏移	3230	0.2746	0.2097	0.0001	1.7219
农业从业人员占比	第一产业从业人数/第一、第二产业从业人数之和	3230	0.9917	0.0235	0.5617	1.0000
粮食生产能力	粮食总产量（亿吨）/年末耕地总资源（万公顷）	3230	9.5461	31.8294	0.1501	471.0390
农村恩格尔系数	农村居民家庭的恩格尔系数	3230	0.7700	0.0917	0.2380	0.9597
城乡收入差距	城镇居民与农村居民的人均可支配收入之比	3230	2.1503	0.4076	1.1373	3.8252
农业碳排放	农林业和土地利用变化碳排放（亿吨）	3230	0.0393	0.0829	0.0038	1.0496

注：本文的研究单元为地级及以上城市，具体包含 4 个直辖市和 274 个地级市，各变量为对应城市层面的指标。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

基于多时点 DID 模型，表 2 报告了科技金融试点政策实施对农业生产效率影响的基准回归结果。其中，（1）列未纳入控制变量，（2）～（4）列为纳入控制变量后依次采用混合回归模型、随机效应模型和固定效应模型的估计结果。可以看出，在各列中，政策处理变量的回归系数均显著为正，说明科技金融试点政策实施对试点地区的农业生产效率产生了积极影响。模型选择方面，Hausman 检验的

p 值为 0.000, 显著拒绝个体效应与解释变量不相关的原假设, 意味着需要对模型的固定效应加以控制。因此, 基准回归结果以 (4) 列为准。全部样本的农业生产效率平均数为 0.7038, 这表明科技金融试点政策实施促进试点地区农业生产效率平均提升约 5.83% ($0.0410/0.7038=5.83\%$)。

观察 (4) 列中控制变量的估计结果, 固定资产投资、交通运输水平和农业从业人员占比的回归系数均显著为正, 与现有文献的研究结论基本一致。此外, 金融深化程度的回归系数在 1% 水平上显著为负, 可能的原因是金融深化程度越高的地区, 其工商业越发达, 越容易造成对用于农业生产领域信贷资源的虹吸; 产业结构泰尔指数的系数显著为正, 这与本文的预期并不一致, 可能的原因是中国产业结构合理化进程多有波折 (干春晖等, 2011), 产业结构调整对中国农业生产带来了复杂影响。粮食生产能力的回归系数不显著, 可能的原因是粮食生产能力强的地区往往是中国的粮食主产区, 这些地区的农业生产条件优渥, 因而缺乏动力来改进农业生产效率, 容易陷入“资源诅咒”的困境。其他控制变量方面, 城镇化率、地区创新水平、环境治理水平、农村恩格尔系数、城乡收入差距和农业碳排放的回归系数并不显著, 可能的原因是这些因素对农业生产效率的影响相对间接或存在两面性。例如, 城镇化背景下农村劳动力向城市转移, 加剧了农业从业人员不足的困境, 但也加速了土地经营权的流转, 客观上推动了中国农业规模化经营。

表 2 科技金融试点政策实施对农业生产效率影响的基准回归结果

变量	被解释变量: 农业生产效率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
科技金融试点政策实施	0.0401*** (4.1935)	0.0232*** (3.2200)	0.0329*** (4.3130)	0.0410*** (4.8612)
固定资产投资		0.0222*** (4.5776)	0.0164** (2.2439)	0.0312*** (3.2273)
交通运输水平		0.0138*** (4.4360)	0.0071* (1.6624)	0.0078* (1.7331)
城镇化率		0.0848*** (5.8564)	-0.0192 (-0.4535)	-0.0518 (-0.9782)
地区创新水平		0.0011*** (4.5371)	-0.0001 (-0.6639)	0.0001 (0.2690)
金融深化程度		-0.0186*** (-7.2284)	-0.0195*** (-3.3319)	-0.0189*** (-3.3889)
环境治理水平		-0.1519*** (-11.4349)	-0.0290** (-2.2435)	-0.0046 (-0.3802)
产业结构泰尔指数		0.1805*** (14.3640)	0.1407*** (6.7864)	0.1510*** (6.7481)
农业从业人员占比		0.0519 (0.3992)	0.3105*** (3.4334)	0.3074*** (3.4594)
粮食生产能力		-0.0000 (-0.3227)	-0.0001 (-0.4033)	-0.0001 (-0.4394)

表2 (续)

农村恩格尔系数		-0.2161*** (-3.7506)	-0.0931* (-1.9530)	-0.0543 (-1.0708)
城乡收入差距		-0.0429*** (-3.9010)	0.0089 (0.8096)	0.0167 (1.5796)
农业碳排放		-0.0751* (-1.8882)	-0.0042 (-0.0710)	-0.0192 (-0.2227)
常数项	0.7089*** (135.2107)	0.4367*** (3.1447)	0.1709 (1.3076)	-0.1009 (-0.6025)
城市固定效应	已控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	已控制	未控制	未控制	已控制
观测值	3230	3230	3230	3230
R ²	0.0579	0.2754	0.1495	0.2001

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

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。表2的基准回归分析需满足平行趋势假设，即在政策实施前，试点城市和非试点城市的农业生产效率变化趋势无显著差异。为此，本文开展平行趋势检验。具体地，将标记实验组和对照组的虚拟变量与各年份虚拟变量交乘得到交乘项，检验农业生产效率对上述交乘项的回归系数是否显著。基于检验结果，本文绘制了整个样本周期的平行趋势图，如图2所示。结果表明，在科技金融试点政策实施三年后，实验组地区的农业生产效率相对于对照组出现了显著提升。考虑到试点政策从实施到取得成效需要经历一段时间，因此图2证实了科技金融试点政策处理效应的存在，且这种处理效应在政策实施后的较长时期内不断放大。

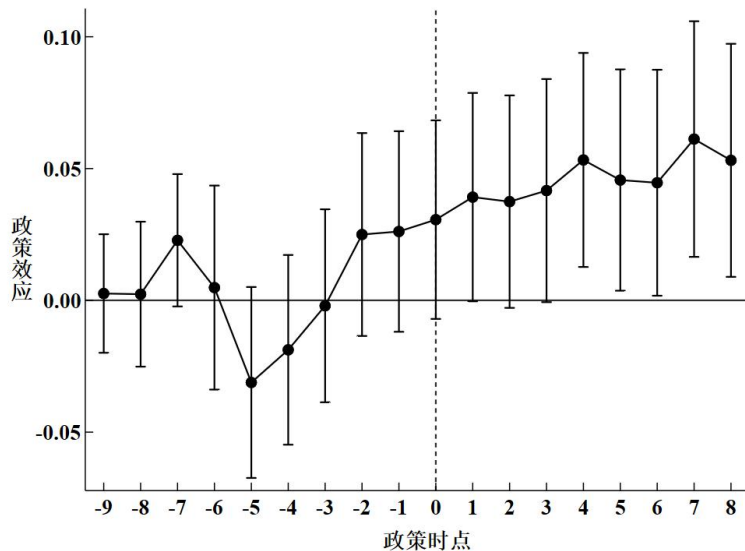


图2 双重差分模型的平行趋势检验

2.PSM-DID检验。考虑到科技金融试点地区的设立可能是非随机的,经济水平靠前、科技创新领先的地区通常会被选择为先锋试点地区。为克服自选择偏误对估计结果造成的影响,本文引入倾向得分匹配(propensity score matching, PSM)方法,采用卡尺k邻近匹配法(k=4,半径为0.05)为试点城市逐年匹配对照城市。经过PSM处理后,研究样本更加接近随机实验数据^①,在此基础上,本文删除未处在共同支撑域的629个样本,并重新开展了多时点DID估计,回归结果如表3所示,其中(2)列相较于(1)列增加了控制变量。检验结果显示,科技金融试点政策实施对农业生产效率的提高依然发挥显著的促进作用,验证了基准回归结果的稳健性。

表4报告了经过PSM处理后的样本,在科技金融试点政策实施前后实验组和对照组农业生产效率的统计结果。可以看出,在科技金融试点政策实施前的2006—2010年,实验组和对照组农业生产效率的平均值分别为0.6789和0.6975,组别差异t检验结果显示二者并无显著差异;在科技金融试点政策实施后的2011—2019年,两组农业生产效率的平均值分别提升到0.7274和0.7008,组别差异t检验结果显示二者在1%水平上存在显著差异,表明受科技金融试点政策实施冲击后,试点地区农业生产效率显著高于非试点地区。

表3 科技金融试点政策实施对农业生产效率影响的PSM-DID检验回归结果

变量	被解释变量: 农业生产效率	
	(1)	(2)
科技金融试点政策实施	0.0539*** (4.4584)	0.0480*** (4.3785)
控制变量	未控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
观测值	2601	2601
R ²	0.0790	0.2154

注: ①括号内为t值; ②***表示1%的显著性水平; ③控制变量同表2, 估计结果略。

表4 科技金融试点政策实施前后实验组和对照组农业生产效率的统计结果

	2006—2010年农业生产效率平均值	2011—2019年农业生产效率平均值
实验组	0.6789	0.7274
对照组	0.6975	0.7008
组别差异检验t值	1.5177	-2.7740***

注: ***表示1%的显著性水平。

3.安慰剂检验。考虑到估计结果的显著性可能源自一些随机不可观测因素,而非科技金融试点政策的直接作用,本文开展安慰剂检验。首先,参考Cantoni et al. (2017)的研究,本文对样本城市进行随机分组,构造出受科技金融试点政策冲击的“伪实验组”;其次,从“伪实验组”的年份变量中随

^①囿于篇幅,PSM处理结果可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

机抽取一个年份作为政策冲击的时间，进行重复500次的随机抽样。图3显示，基于随机抽样重新估计（4）式得到的回归系数平均值接近于0，且大多数回归系数值偏离了表2（4）列中科技金融试点政策实施的回归系数0.0410，从而排除了基准回归中的估计结果受到不可观测因素干扰的可能性，证实科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用是显著的。

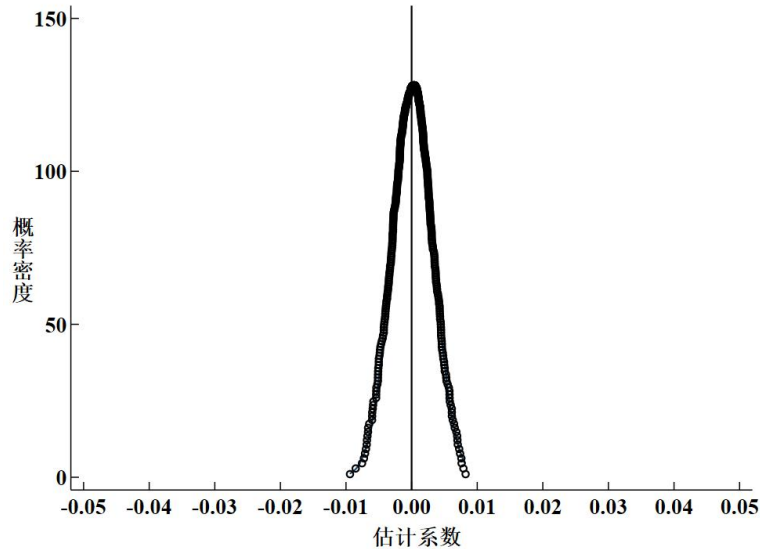


图3 科技金融试点政策实施对农业生产效率影响的安慰剂检验结果

4. 内生性处理。双重差分方法（DID）通过研究实验组和对照组之间的差异来评估政策冲击的净效应，模型本身可以规避一定程度的内生性问题。稳健起见，本文通过引入工具变量来进一步缓解内生性问题对估计结果造成的影响。具体地，本文引入各城市到杭州与上海的平均球面距离和开通互联网宽带业务的行政村比重作为科技金融试点政策实施的工具变量。针对第一个工具变量的选取依据：一方面，地理位置是脱离生产与经济体系的外生变量，满足外生性要求；另一方面，杭州是中国数字技术发展的领先地区，上海是中国的金融中心，一个地区到杭州与上海的平均球面距离越近，该地区越容易受到杭州和上海的科技发展、金融发展的辐射带动作用，从而满足相关性要求（谢绚丽等，2018；张勋等，2019）。考虑到地理距离不随时间发生变化，因此参考Nunn and Qian（2014）的做法，将其与样本期内全国层面的研究与试验发展（research and development，简称R&D）经费支出交乘来体现时变性。针对第二个工具变量的选取依据：互联网宽带是科技金融发展的基础设施，与科技金融试点政策的实施存在着紧密的联系，但与农业生产之间不存在直接的关联，故开通互联网宽带业务的行政村比重同样满足工具变量的相关性与外生性要求。

在此基础上，本文将两个工具变量同时纳入模型并开展了两阶段最小二乘估计（2SLS），回归结果如表5所示。其中，（1）列汇报了第一阶段回归结果，两个工具变量均通过了1%水平的显著性检验，F统计量（80.27）大于经验法则的临界值10，说明工具变量的选取是有效的。此外，Kleibergen-Paap rk LM统计量为156.956，在1%显著性水平上拒绝了原假设；Cragg-Donald Wald F统计量为104.805，大于Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值；Hansen J统计量对应的p值大于0.1，说明本文选

取的工具变量具有可识别性，且通过了弱工具变量检验与过度识别检验。(2)列展示的第二阶段回归结果显示，在引入工具变量修正内生性问题后，科技金融试点政策实施对农业生产效率依然具有显著的正向影响，验证了基准回归结果的稳健性。

表 5 科技金融试点政策实施对农业生产效率的 2SLS 回归结果

	(1)	(2)
	被解释变量：科技金融试点政策实施	被解释变量：农业生产效率
科技金融试点政策实施		0.114*** (3.621)
到杭州与上海平均球面距离×R&D 经费支出	-0.000*** (-12.209)	
开通互联网宽带业务的行政村比重	0.009*** (3.261)	
常数项	-0.175*** (-3.931)	0.733*** (53.911)
控制变量	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制
观测值	3230	3230
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	156.956 [0.000]	
Cragg-Donald Wald F 统计量	104.805 {19.930}	
Hansen J 统计量	0.068 [0.7941]	

注：①括号内为 t 值；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 2，估计结果略；④利用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量进行可识别检验，[]内的数值为相应统计量的 p 值；⑤利用 Cragg-Donald Wald F 统计量进行弱工具变量检验，{ }内的数值为 Stock-Yogo 弱识别检验 10%水平上的临界值；⑥利用 Hansen J 统计量进行过度识别检验，[]内的数值为相应统计量的 p 值。

5. 异质性处理效应检验。中国很多政策都具有“先行先试”的特点，科技金融试点政策也不例外，两批试点地区受政策冲击的时间并不一致。对此，现有研究指出，采用多时点双重差分模型（DID）来评估政策效应存在处理效应的异质性问题，即处理效应在时间维度和组别维度存在差异。因此，本文参考 Callaway and Sant’Anna（2021）的做法，首先计算每个组别在各个时期的平均处理效应 $ATT(e, t)$ ，其中 e 表示试点地区第一次被纳入政策试点的时点， t 表示距离政策发生时点的期数；然后通过非参数方法对其进行加总，计算出平均处理效应 ATT，并通过“Bootstrap 自举法”获得标准误，从而得到满足无偏性、一致性的“异质性—稳健”估计量。

异质性处理效应检验结果如表6所示,科技金融试点政策平均处理效应ATT的估计系数为0.019,且在1%水平上显著。在此基础上,本文进一步绘制了科技金融试点政策在整个样本周期内的事件研究图,以估计动态处理效应,如图4所示。可以看出,在政策实施前,处理效应基本不显著;而在实施科技金融试点政策后,处理效应逐渐显现,通过了1%水平的显著性检验,且随着实施年份的增加,处理效应不断扩大。概括而言,异质性处理效应检验针对科技金融试点政策效应的符号、大小、趋势等估计结果与基准回归结果保持一致,证实了科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用是稳健的。

表 6 异质性处理效应检验

处理效应	估计系数	标准误	z 统计量	p 值	95%的置信区间	
ATT	0.019***	0.007	2.820	0.005	0.006	0.032
ATT (政策实施前)	0.004	0.003	1.290	0.198	-0.002	0.009
ATT (政策实施后)	0.020***	0.007	2.900	0.004	0.006	0.033

注:***表示 1%的显著性水平。

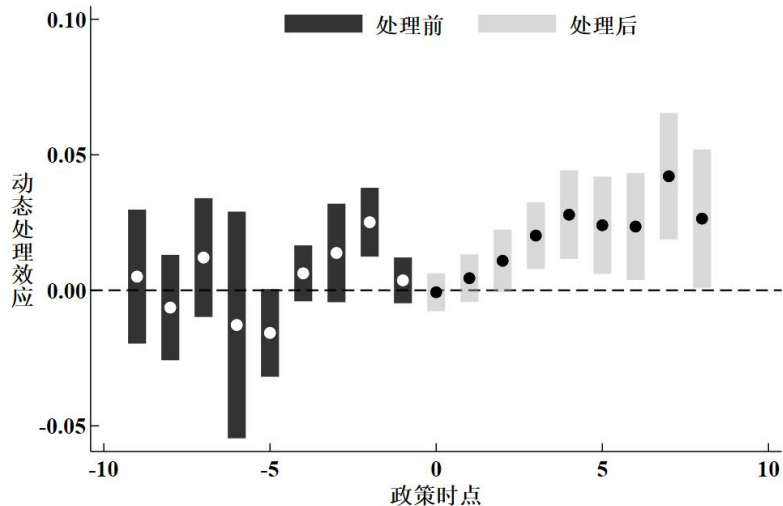


图4 动态处理效应检验的事件研究图

6.其他稳健性检验。为保证基准回归的结论不受其他不可观测时间效应、样本极端值、个体效应等的干扰,本文还开展了以下稳健性检验^①:第一,通过引入年份趋势项(*trend*),控制无法观测到的时间趋势效应对模型平行趋势假设的影响;第二,为排除极端值带来的误差,本文对所有变量进行了1%水平的缩尾处理;第三,引入一维的交互固定效应。在上述检验中,科技金融试点政策实施的回归系数均在1%水平上显著为正,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

与单一维度的科技政策或金融政策不同,科技金融试点政策强调“统筹规划科技与金融资源,促使科技和金融形成合力”。为排除其他单一维度政策冲击带来的影响,本文选取“创新型城市试点变量”和“国家级金融改革试验区变量”分别代表侧重于科技和侧重于金融单一维度的试点政策加以控

^①囿于篇幅,其他稳健性检验可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

制。检验结果显示,科技金融试点政策实施的估计系数在 1%水平上依然显著,创新型城市试点政策与国家级金融改革试验区的估计系数均不显著,在一定程度上说明了仅通过科技或金融单一手段对农业生产效率提升的支持作用较弱,进一步验证了科技与金融协同联动的重要性。

五、科技金融试点政策效应的异质性分析

前文研究表明,科技金融试点政策实施显著推动了农业生产效率提升。然而,在经济实践中,不同城市面临不一样的发展环境,科技金融试点政策在具体的执行过程中存在效率、力度、政策偏向性等方面的差异,从而对农业生产效率提升产生异质性效果。接下来,本文从试点城市的经济发展环境(科技创新能力、金融深化程度、农业生产规模)和政策执行情况(政策实施强度、区划等级、地理区位)等方面,对科技金融试点政策实施影响农业生产效率的异质性进行考察。

(一) 经济发展环境对试点政策实施提升农业生产效率的异质性影响

科技金融试点政策实施支农效应的发挥有赖于试点地区的农业发展环境,鉴于此,本文重点从科技创新能力、金融深化程度和农业生产规模三个方面考察农业发展环境对科技金融试点政策效应的异质性影响,回归结果如表 7 所示。

首先,基于《中国区域创新能力评价报告》^①,本文以各城市创新创业指数的中位数为分界点,划分出区域创新能力强、弱两类子样本,针对每类子样本分别开展多时点 DID 估计。表 7 (1) 列和 (2) 列的回归结果显示,在两类子样本中科技金融试点政策实施的系数均显著为正,进一步验证了基准回归结果的稳健性。并且,在创新能力弱的样本中科技金融试点政策的处理效应更强($0.0627 > 0.0386$),即创新能力较弱的地区正好可以利用科技金融试点带来的政策红利,该政策实施对其农业生产效率提升产生更大的促进作用。

其次,本文以金融机构存贷款总额与地区生产总值的比值构建金融深化指标,以中位数为分界点划分出金融深化程度高、低两类子样本,并针对每类子样本分别开展多时点 DID 估计。通过比较表 7 (3) 列和 (4) 列的回归结果可以看出,科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用在金融深化程度较低的地区样本中反而表现得更强($0.0663 > 0.0339$)。鉴于金融深化程度较低的地区对本地农业发展的金融支撑普遍不足,因此科技金融试点政策实施在金融深化程度较低的地区释放了更大的政策红利,从而促进这些地区的农业生产效率获得更高水平提升。

最后,本文以粮食总产量作为城市农业生产规模的代理变量,以中位数为分界点划分出两类子样本,并针对每类子样本分别开展多时点 DID 估计。通过比较表 7 (5) 列和 (6) 列的回归结果可以看出,科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用在农业生产规模较大的地区样本中表现得更强($0.0425 > 0.0176$)。农业生产规模较大的地区对涉农科技金融试点政策的需求更加强烈,也更容易与科技金融试点政策相结合。这些地区不仅更有优势和动力来强化农业科技和装备支撑,也更容易在延

^① 《中国区域创新能力评价报告》由中国科技发展战略研究小组联合中国科学院大学中国创新创业管理研究中心自 1999 年起按年度发布,在评价城市创新能力方面具有较好的代表性和权威性。

长农业产业链、培育农业新业态上展现新作为。因此，科技金融试点政策实施对农业生产规模较大地区的农业生产效率提升带来更强的促进作用。

表 7 经济发展环境对科技金融试点政策实施提升农业生产效率的异质性影响

变量	被解释变量：农业生产效率					
	(1) 区域创新 能力强	(2) 区域创新 能力弱	(3) 金融深化 程度高	(4) 金融深化 程度低	(5) 农业生产 规模大	(6) 农业生产 规模小
科技金融试点 政策实施	0.0386*** (4.0837)	0.0627*** (3.4997)	0.0339*** (3.2486)	0.0663*** (4.7581)	0.0425*** (4.4623)	0.0176 (1.5281)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
卡方值	3.11* [0.0779]		10.80*** [0.0010]		7.79*** [0.0052]	
观测值	1615	1615	1615	1615	1615	1615
拟合优度	0.1749	0.1922	0.2073	0.1835	0.2787	0.1368

注：①括号内为t值；②[]内为p值；③***和*分别表示1%和10%的显著性水平；④控制变量在表2的基础上剔除地区创新水平、金融深化程度与粮食生产能力，估计结果略。

(二) 政策执行情况对试点政策实施提升农业生产效率的异质性影响

科技金融试点政策实施的支农效应还容易受试点地区政策执行情况的影响，鉴于此，本文重点从政策实施强度、区划等级和地理区位三个方面，考察政策执行情况对科技金融试点政策效应的异质性影响，回归结果如表8所示。

首先，本文统计了试点地区在样本期内发布的科技金融涉农政策文件数量^①，以中位数为分界点构造是否位于政策实施强度较高地区的虚拟变量（若科技金融涉农政策文件数量大于或等于中位数，则变量赋值为1，否则赋值为0），并与政策处理变量形成三重差分交互项。发布科技金融涉农政策的数量反映了地方政府对科技金融试点政策的重视程度，表8（1）列的回归结果显示，三重差分交互项在1%水平上显著且系数为正，表明与发布涉农科技金融政策文件较少的地区相比，科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用在政策实施强度较高的地区更加显著。

其次，本文将样本中的直辖市、省会城市、计划单列市、重要节点城市定义为中心城市^②，将样本中除中心城市之外的其他城市定义为非中心城市。表8（2）列和（3）列的回归结果表明，无论是

^①从中国知网地方单位政府文件数据库中，检索同时包含“科技金融”和“农业”两个关键词的政府文件，并将其数量作为科技金融涉农政策文件数量。

^②重要节点城市包括北京、天津、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、苏州、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、济南、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、南宁、海口、重庆、成都、贵阳、昆明、拉萨、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐。

中心城市还是非中心城市，科技金融试点政策实施均能显著促进农业生产效率提升，但对非中心城市的作用更强。在试点政策的执行过程中，中心城市通常被赋予更多引领和示范功能，理应发挥更大的政策作用，但本文的经验分析却并不支持这一推断。可能的原因是，中心城市支持农业发展的相关政策工具较充足，而非中心城市农业发展对科技金融试点政策的需求更加迫切，这使得科技金融试点政策实施对中心城市的“锦上添花”效应小于对非中心城市的“雪中送炭”效应。

最后，本文按照地理区位，划分东部、中部和西部三个地区城市子样本进行回归。表8（4）～（6）列的回归结果表明，科技金融试点政策实施促进了东部和西部地区城市农业生产效率的提升，但在中部地区城市的作用不显著。东部地区城市的经济基础较好，地方财政的收支规模和配置效率更高，能够更加有效地推进科技金融试点政策落地见效。相较于东部地区城市，西部地区城市的经济基础虽然更弱，但具备良好的农业资源禀赋和独特的农业发展优势，科技金融试点政策的推行可以为西部地区城市带来技术和资金支持。在产业梯度转移背景下，中部地区城市承担了承接东部工业转移的功能，且中部地区城市土地流转速度较低，一些农区的土地抛荒率甚至超过30%（北京天则经济研究所《中国土地问题》课题组，2010），使得科技金融试点政策效果在中部地区城市未得到经验证实。另外，中部地区城市子样本包含的科技金融试点城市个数较少，这也可能是科技金融试点政策实施对中部地区城市农业生产效率影响不显著的原因。

表8 政策执行情况对科技金融试点政策实施提升农业生产效率的异质性影响

变量	被解释变量：农业生产效率					
	(1) 全样本城市	(2) 中心城市	(3) 非中心城市	(4) 东部地区城市	(5) 中部地区城市	(6) 西部地区城市
科技金融试点政策实施		0.0304** (2.2569)	0.0689*** (5.2040)	0.0427*** (3.6727)	0.0284 (1.5305)	0.0479** (2.3233)
三重差分交互项	0.0219*** (2.8933)					
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3230	858	2372	1036	1238	956
R ²	0.0414	0.0532	0.0775	0.1318	0.0471	0.1083

注：①括号内为t值；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③控制变量同表2，估计结果略。

六、科技金融试点政策的作用机制检验

在理论分析部分，本文锚定“三农”主体，指出科技金融试点政策实施通过推进农业机械化进程（农业）、提升农民人力资本水平（农民）和促进农村现代产业发展（农村），来促进农业生产效率提升，并提出了三条研究假说。接下来，本文基于（5）式所示的科技金融试点政策实施对渠道变量的回归方程，对上述作用机制和研究假说进行实证检验。

表9（1）列报告了科技金融试点政策实施对农业机械化进程的回归结果。结果显示，科技金融试点政策实施处理变量的回归系数在1%水平上显著为正，表明在科技金融试点政策实施后试点地区的农业机械化进程相对于非试点地区显著加速。根据曾雅婷等（2018）的研究，农业机械化促进农业生产效率提升需要满足一定的前提条件，即农业规模化经营带来单位土地的机械化成本持续下降，使得运用机械作业比投入劳动力更具成本优势。对于中国大部分农户来说，过小的经营规模导致单位土地的农业机械化成本较高。当前阶段，中国农村土地经营权流转加速推进，农业机械化的应用条件不断改善。在这一背景下，科技金融试点政策实施不仅可以缓解试点地区农业生产经营者的信贷约束，推动农业机械的应用和普及；而且能够激发农业科技企业的创新活力，促进其改进农业机械设备，并不断丰富农业机械化应用场景；同时，还可以降低单位土地应用机械设施的成本，减轻农户机械化作业负担（孙学涛等，2022），从而对农业生产效率提升产生强大推动力。

表9（2）列的结果显示，科技金融试点政策实施处理变量的回归系数在1%水平上显著为正，说明科技金融试点政策实施对试点地区农民人力资本水平产生了积极影响，推动了农民人力资本的深化。强化农业科技和装备支撑、发展农村现代产业都离不开“新农人”，董晓林等（2019）的研究也指出，中国农业技术进步和农业生产效率提升受到来自农村人力资本的制约，因此，提升农民人力资本水平是提高农业生产效率的重要保障。2024年中央“一号文件”强调，要强化乡村振兴和农业强国的人才支撑^①。科技金融试点政策实施不仅有利于鼓舞企业家、专家学者、高校毕业生等社会人才投身乡村建设，也为农村居民自主提升现代技能和知识素养提供技术手段和资金支持，促进了先进机械设备、新技术与农村高素质劳动力的有机结合，从而推动了农业生产效率的提高。

表9（3）列的回归结果显示，科技金融试点政策实施处理变量的回归系数在5%水平上显著为正，表明科技金融试点政策实施后，显著促进了试点地区的农村现代产业发展。长期以来，中国农业被打上了“低端”和“低附加值”的标签，与欧美一些国家的高附加值农业形成鲜明对比。本文的研究结论表明，科技金融试点政策实施在发展农村现代产业中发挥了重要作用，既能为农产品精深加工提供资金支持，培育农业新型经营主体和新型业态，也促进了互联网技术、数字化电商平台等与传统农业生产方式的耦合，实现农业产业链的延伸与拓展，是提升农业附加值和农业生产效率的重要途径。

综上所述，科技金融试点政策实施有利于推进农业机械化进程、提升农民人力资本水平和促进农村现代产业发展，对“三农”工作产生了积极影响，从而显著提升农业生产效率。

表9 科技金融试点政策实施对农业生产效率影响的作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	农业机械化	农民人力资本水平	农村现代产业发展
科技金融试点政策实施	0.1634*** (2.8191)	12.5458*** (2.9704)	0.1276** (2.0784)

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

表9 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	2992	3105	3230
R ²	0.3995	0.6030	0.1953

注：①括号内为t值；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③控制变量同表2，估计结果略。

七、结论与政策建议

（一）主要结论

科技投入不足和金融支持不充分是中国农业现代化建设的两个主要短板。为统筹规划科技与金融资源，促使科技和金融形成合力，中国在2011年和2016年两次启动“促进科技和金融结合试点”工作。在农业生产领域，试点方案指出要加强与农村金融系统的合作，通过促进科技与金融的结合来破解中国农业生产过程中“融资不畅、科技不强”的发展难题，以科技金融赋能农业生产效率提升。

本文应用2006—2019年城市面板数据（包含地级市与直辖市），将“促进科技和金融结合试点”政策视为一项准自然实验，采用多时点双重差分模型（DID）对科技金融试点政策实施提升农业生产效率的政策效应展开了评估。在此基础上，依次对标农业机械化进程推进、农民人力资本水平提升和农村现代产业发展等“三农”工作重点，检验了科技金融试点政策实施促进农业生产效率提升的作用机制。此外，本文还从试点地区的农业发展环境和政策执行情况等方面，对科技金融试点政策实施影响农业生产效率的异质性进行了分析。研究结论表明：第一，相对于非试点地区，科技金融试点政策实施显著推动了试点地区农业生产效率的提高，且在政策实施后的较长时期内，这一政策效应持续存在并不断放大。经过一系列稳健性检验后，科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用依然稳健。第二，异质性分析结果表明，科技金融试点政策实施对农业生产效率的促进作用在科技创新能力较弱、金融深化程度较低和农业生产规模较大的试点地区表现得更强，且受地方政府政策实施强度的影响。科技金融试点政策实施对中心城市农业生产效率提升的“锦上添花”效应小于对非中心城市的“雪中送炭”效应，促进了东部和西部地区城市农业生产效率的提升，但对中部地区城市农业生产效率的作用没有得到经验支持。第三，在作用渠道方面，科技金融试点政策实施有利于推进试点城市的农业机械化进程、提升农民人力资本水平和促进农村现代产业发展，对“三农”工作产生了积极影响，形成了政策多点生效、持续发力的长效机制。

（二）政策建议

本文研究为全面推广科技金融试点政策实施，推进和落实党的二十大报告提出的“强化农业科技和装备支撑”“健全农村金融服务体系”等发展举措^①，以科技金融赋能农业生产效率提升提供了政策建议。

^①习近平，2022：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，第31页。

第一，推动科学技术部、中国人民银行、国家金融监督管理总局等部门与农业农村部的合作，针对农业生产领域的科技投入短板和金融支撑不足等问题，制定专项科技金融试点政策。本文研究结论为科技金融提升农业生产效率的有效性提供了经验证据，肯定了科技金融在建设农业强国中的作用。目前，中国已经开展两次“促进科技和金融结合试点”工作，取得了丰富的试点经验。客观来说，两批科技金融试点更多地偏向于城市和二三产业，而农业领域的生产活动与二三产业有显著不同。因此，建议相关部门结合中国大国小农的国情农情，立足农业规模经营受限、土地碎片化问题突出、抗风险能力较差、智慧农业推广程度不高、人力资本约束较强等问题，从科技与金融相结合的角度设计政策激励方案，提高政策执行力度，同时完善监管、激励等配套措施与法律法规保障。

第二，加强对试点经验的总结和推广，推动科技金融试点政策实施由试点地区扩大至全国范围。试点政策实施的意义在于探索解决办法和积累工作经验。在两批“促进科技和金融结合试点”中，各试点城市因地制宜，制定和落实了一系列具体的政策举措。一是要及时对这些试点经验进行总结，进一步优化和创新适应农村科技创新创业特点的科技金融服务方式，鼓励金融机构加大对农业生产领域科技创新的支持力度，引导金融资源向农村地区和第一产业倾斜。二是要推动效果好、可复制的举措向其他地区推广，各地区也要注重结合本地农情精准施策。针对农业生产领域的一些突出和共性问题，国家相关部门可以召集科技金融试点地区和非试点地区相关代表一起研讨解决方案，加强地区间的交流合作，尤其要注重对科技创新能力较弱、金融深化程度较低的中西部农业大区的政策支持。

第三，进一步完善科技金融在推进农业机械化进程、提升农民人力资本水平和促进农村现代产业发展等方面的配套措施，加速推动科技金融在“三农”工作各方面的渗透。本文研究结论表明，科技金融试点政策实施对试点地区的农业、农民和农村等“三农”工作主体都产生了积极影响，形成了政策多点生效、持续发力的长效机制。因此，需要进一步破除和疏通各作用渠道上的障碍，最大程度地发挥科技金融支农效应。一是要针对农业科技企业 and 农业生产经营主体，制定不同的科技金融激励措施，既要增加先进农业机械装备供给，也要提升农户、农业生产合作社等配置农业机械装备的能力；二是要发挥科技金融在农业科技人才队伍建设方面的引导和培育功能，培育新型职业农民，为农业生产效率提升和农业强国建设提供人才支撑；三是要丰富科技金融试点政策“菜单”，加大科技金融对延长农业产业链、提升农业价值链和拓展农业新业态等方面的支持力度，促进农村现代产业高质量发展。

参考文献

- 1.北京天则经济研究所《中国土地问题》课题组，2010：《土地流转与农业现代化》，《管理世界》第7期，第66-85页。
- 2.丛建辉、刘学敏、赵雪如，2014：《城市碳排放核算的边界界定及其测度方法》，《中国人口·资源与环境》第4期，第19-26页。
- 3.邓悦、吴忠邦、罗连发，2023：《农业机械化促进了农民增收吗？——基于农村人力资本调节效应的分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第1期，第169-180页。
- 4.董晓林、孙楠、吴文琪，2019：《人力资本、家庭融资与农户创业决策——基于CFPS7981个有效样本的实证分

析》，《中国农村观察》第3期，第109-123页。

5.甘天琦、杜建国、李波，2022：《中国县域农业全要素生产率的分异特征与驱动因素》，《经济问题》第4期，第101-107页。

6.干春晖、郑若谷、余典范，2011：《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》，《经济研究》第5期，第4-16页。

7.高鸣、马铃，2015：《贫困视角下粮食生产技术效率及其影响因素——基于EBM-Goprobit 二步法模型的实证分析》，《中国农村观察》第4期，第49-60页。

8.何秀荣，2023：《农业强国若干问题辨析》，《中国农村经济》第9期，第21-35页。

9.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。

10.金文成、靳少泽，2023：《加快建设农业强国：现实基础、国际经验与路径选择》，《中国农村经济》第1期，第18-32页。

11.马黄龙、屈小娥，2021：《数字普惠金融对经济高质量发展的影响——基于农村人力资本和数字鸿沟视角的分析》，《经济问题探索》第10期，第173-190页。

12.马凌远、李晓敏，2019：《科技金融政策促进了地区创新水平提升吗？——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验》，《中国软科学》第12期，第30-42页。

13.孙学涛、于婷、于法稳，2022：《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国1869个县域的证据》，《中国农村经济》第2期，第76-93页。

14.王翌秋、徐丽、曹蕾，2023：《“双碳”目标下农业机械化与农业绿色发展——基于绿色全要素生产率的视角》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第6期，第56-69页。

15.魏立乾、王亚平、罗剑朝，2022：《家庭禀赋、政策认知与农业信用担保融资约束——基于陕西、宁夏765份农户调查数据》，《农业技术经济》第12期，第100-115页。

16.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟，2019：《农业高质量发展：数字赋能与实现路径》，《中国农村经济》第12期，第2-15页。

17.肖剑、罗必良，2023：《中国式农业现代化的核心命题：小农户如何走向农地规模化经营——来自农民工回流农户的证据》，《农村经济》第2期，第10-22页。

18.谢金丽、胡冰川，2020：《农产品电商对农业产业化龙头企业的影响分析——基于倾向值匹配法（PSM）估计》，《农村经济》第5期，第129-136页。

19.谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰，2018：《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学（季刊）》第4期，第1557-1580页。

20.行伟波、张思敏，2021：《财政政策引导金融机构支农有效吗？——涉农贷款增量奖励政策的效果评价》，《金融研究》第5期，第1-19页。

21.杨传喜、吴昊天、王修梅，2021：《技术创新水平、农业科技资源错配与农业科技生产率》，《科技管理研究》第11期，第125-130页。

22.曾雅婷、吕亚荣、刘文勇，2018：《农地流转提升了粮食生产技术效率吗——来自农户的视角》，《农业技术经

济》第3期,第41-55页。

23.翟淑萍、韩贤、张晓琳、陈曦,2022:《数字金融能降低企业债务违约风险吗》,《会计研究》第2期,第117-131页。

24.张红宇、张海阳、李伟毅、李冠佑,2015:《中国特色农业现代化:目标定位与改革创新》,《中国农村经济》第1期,第4-13页。

25.张露、罗必良,2018:《小农生产如何融入现代农业发展轨道——来自中国小麦主产区的经验证据》,《经济研究》第12期,第144-160页。

26.张苏、李泊宁,2022:《新农保能促进家庭教育支出吗——来自中国家庭追踪调查的经验证据》,《山西财经大学学报》第12期,第34-46页。

27.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期,第71-86页。

28.周月书、苗哲瑜,2023:《数字普惠金融对农户生产经营投资的影响》,《中国农村观察》第1期,第40-58页。

29.邹克、郑云丹、刘熹微,2022:《试点政策促进了科技和金融结合吗?——基于双重差分倾向得分匹配的实证检验》,《中国软科学》第7期,第172-182页。

30.Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2014, "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences", *American Economic Review*, 104(6): 1667-1697.

31.Alzaidi, A. A., M. B. Baig, H. S. Kassem, and M. A. Zia, 2020, "The Role of Cooperative Association in Providing the Agricultural Services in the Governorate of Unaizah-Kingdom of Saudi Arabia", *The Journal of Agricultural Sciences*, 15(2): 280-289.

32.Ambler, K., A. de Brauw, S. Herskowitz, and C. Pulido, 2023, "Finance Needs of the Agricultural Midstream", *Food Policy*, Vol. 121, 102530.

33.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

34.Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, 2021, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.

35.Cantoni, D., Y. Chen, D. Y. Yang, N. Yuchtman, and Y. J. Zhang, 2017, "Curriculum and Ideology", *Journal of Political Economy*, 125(2): 338-392.

36.Caunedo, J., and E. Keller, 2021, "Capital Obsolescence and Agricultural Productivity", *The Quarterly Journal of Economics*, 136(1): 505-561.

37.Chari, A., E. M. Liu, S. Y. Wang, and Y. Wang, 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China", *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.

38.Farrokh, F., and H. S. Pellegrina, 2023, "Trade, Technology, and Agricultural Productivity", *Journal of Political Economy*, 131(9): 2509-2555.

39.Fishman, R., S. C. Smith, V. Bobić, and M. Sulaiman, 2022, "Can Agricultural Extension and Input Support Be Discontinued? Evidence from a Randomized Phaseout in Uganda", *Review of Economics and Statistics*, 104(6): 1273-1288.

40.Kumbhakar, S., and C. A. K. Lovell, 2000, *Stochastic Frontier Analysis*, United Kingdom: Cambridge University Press, 42-48.

41.Lu, Y., J. Guo, M. Ahmad, and H. Zhang, 2022, “Can Sci-Tech Finance Pilot Policies Reduce Carbon Emissions? Evidence From 252 Cities in China”, *Frontiers in Environmental Science*, Vol. 10, 933162.

42.Moshirian, F., X. Tian, B. Zhang, and W. Zhang, 2021, “Stock Market Liberalization and Innovation”, *Journal of Financial Economics*, 139(3): 985-1014.

43.Nunn, N., and N. Qian, 2014, “US Food Aid and Civil Conflict”, *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.

（作者单位：¹ 南京师范大学商学院；

² 中国人民大学农业与农村发展学院；

³ 江苏银行股份有限公司丹阳苏银村镇银行）

（责任编辑：尚友芳）

Sci-tech Finance Improves Agricultural Production Efficiency: Empirical Evidence from the Pilot Policies of Sci-tech Finance

GUO Jin YANG Qi WU Haiming

Abstract: China’s agricultural development not only has the weakness of insufficient technological investment, but also faces the constraints of inadequate financial support. In this context, promoting the integration of technology and finance in agricultural production activities is vital for China’s agricultural modernization. Taking the “Promoting the Combination of Science and Technology and Finance Pilot” policy as a quasi-natural experiment, this paper investigates the policy effect and mechanism of sci-tech finance to empower agricultural production efficiency. The results show that the implementation of sci-tech finance policy significantly improves agricultural production efficiency in pilot areas compared with non-pilot areas, and the treatment effect persists and amplifies for a long period of time after the implementation of the policy. Heterogeneity analysis shows that the policy has a more pronounced effect in pilot areas characterized by weaker technological innovation capabilities, lower levels of financial deepening, and larger agricultural production scales. Furthermore, influenced by the intensity of policy implementation and geographical location, the pilot policy demonstrates a stronger “sending help in times of need” effect on non-central cities compared with the “Icing on the cake” effect on central cities. Mechanism analysis shows that the implementation of sci-tech finance policy has a positive impact on the “agriculture, rural areas, and farmers” from three aspects: accelerating the process of agricultural mechanization, improving the human capital of farmers, and promoting the development of modern rural industries. It builds a long-term mechanism for the policy to take effect at multiple points and continues to exert force, and ultimately promotes the improvement of agricultural production efficiency..

Keywords: Sci-tech Finance; Agricultural Production Efficiency; Staggered Difference-in-Differences Model; Agricultural Modernization

金融强国视域下融资平台债务规模扩张 对中小企业融资约束的影响*

刘楠楠¹ 凌语阳²

摘要：本文构建一个包括银行和企业的两部门模型，将融资平台债务与中小企业融资纳入统一理论框架，并基于2013—2019年中小企业数据、融资平台公司数据和地级市宏观统计数据，探讨融资平台债务规模扩张对中小企业融资约束的影响及其作用机制。研究发现：融资平台债务规模扩张会推高中小企业的信贷利率水平，降低中小企业的信贷规模，强化中小企业面临的融资约束。同时，链式作用机制检验结果表明：融资平台债务规模扩张主要通过中小企业信贷利率、信贷规模等多条路径共同作用于中小企业融资约束。据此，本文从融资平台公司转型和风险治理视角提出缓解中小企业融资约束问题的政策启示。

关键词：融资平台债务 中小企业 融资约束 信贷利率 信贷规模

中图分类号：F812.7 **文献标识码：**A

一、引言

在中小企业数量占市场主体总量近三分之二的现状下，中小企业发展是稳住中国经济基本盘的重要基础，是稳定就业、繁荣经济的重要保障。中小企业是最具创新活力的群体，是以自主创新为根基构建现代化产业体系的重要力量。党的二十大报告指出，支持中小微企业发展是构建高水平社会主义市场经济体制的重要内容^①。然而，中小企业一般具有经营规模小、自有资本少和担保体系不健全等特征，在融资上可能面临条件排斥、价格排斥和评估排斥（Leyshon and Thrift, 1995; Kempson and Whyley, 1999; 林毅夫和李永军, 2001; 卢峰和姚洋, 2004; 钟宁桦等, 2016），很难满足商业银行风险和交易成本控制的要求，难以达到银行贷款授信的条件（董晓林和杨小丽, 2011）。中小企业在

*本文是教育部人文社会科学研究一般项目“减税降费和债务膨胀双重约束下财政资源配置效率测度”（编号：20YJA790046）和四川省社会科学规划重点项目“中国地方债的金融风险累积迭加效应与防控政策研究”（编号：SC18A030）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：凌语阳。

^①《党的二十大报告辅导读本》编写组，2022：《党的二十大报告辅导读本》，北京：人民出版社，第26页。

信贷市场上的天然劣势导致其融资成本相对偏高（Myers and Majluf, 1984）。2023 年 10 月，中央金融工作会议指出，要“优化资金供给结构，把更多金融资源用于促进科技创新、先进制造、绿色发展和中小微企业”^①。2023 年 12 月，中央经济工作会议进一步指出，要充分激发各类经营主体的内生动力和创新活力；促进民营企业发展壮大，在市场准入、要素获取、公平执法、权益保护等方面落实一批举措；促进中小企业专精特新发展^②。

融资平台债务是指地方政府融资平台公司所承担的债务。地方政府融资平台公司是指地方政府通过划拨土地等方式组建的资产和现金流大致达到融资标准的公司，必要时政府承诺偿还部分债务，地方政府融资平台公司将融入资金重点投入市政建设、公用事业等项目（徐军伟等，2020）。地方政府承担着大量经济建设任务，但地方财力日趋紧张，这导致地方政府纷纷组建融资平台公司，在表外进行间接融资（曹光宇等，2020）。2014 年的《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》提出，剥离融资平台公司政府融资职能，融资平台公司不得新增政府债务；地方政府新发生或有债务，要严格限定在依法担保的范围内，并根据担保合同依法承担相关责任^③。但在此之后，地方政府以融资平台公司为载体的投融资行为并未真正消失，政府通过金融机构的表外渠道继续融资，部分地方政府性债务以信托、融资租赁、委托贷款、保险理财、银票保函和资管计划等形式继续存在（刘畅等，2020）。根据需求竞争理论，融资平台公司融资需求增加会强化信贷市场上的资金竞争，从而挤出企业信贷。首先，在信贷资源的获取上，与中小企业相比，融资平台公司普遍拥有土地使用权、城市基础设施特许经营权等优质国有资产，同时地方政府给予必要的财政支持，在获取银行信贷资源方面具有天然的优势。因此，融资平台债务规模扩张在信贷市场上容易影响信贷资金配置，降低中小企业的信贷资金可得性。其次，在信贷交易对象上，融资平台债务具有地方政府隐性担保的特征，满足银行更高贷款回报和更低贷款风险等要求，因此融资平台公司成为银行的优良信贷主体。最后，中小企业与银行之间的信息不对称现象导致银行存在对中小企业的信任缺失、主体歧视和高风险预期等一系列问题，使得银行更愿意将信贷资金分配给地方政府或地方政府融资平台公司，进而强化中小企业面临的融资约束。

本文整理中国经济金融研究（China Stock Market & Accounting Research，简称 CSMAR）数据库中小板上市公司微观数据发现：2010—2022 年中小企业年均资产负债率（负债总计与资产合计的比值）为 39.73%，年均银行贷款融资占比（短期借款和长期借款之和占负债总计的比重）为 27.62%，年均债券融资占比（应付债券占负债总计的比重）为 2.61%。这表明，中小企业所获得的来自银行和债券市场的金融资源相对有限，存在融资供求矛盾。本文整理万得（Wind）数据库^④中融资平台公司微观数据发现：2013—2019 年融资平台公司的银行贷款规模占融资平台公司与中小企业银行贷款规模之和的比重的年平均值为 83.63%，相应的中小企业银行贷款规模的年均所占比重仅为 16.37%；2013—2019

^①资料来源：《中央金融工作会议在北京举行 习近平李强作重要讲话》，《人民日报》2023 年 11 月 01 日 01 版。

^②资料来源：《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话》，《人民日报》2023 年 12 月 13 日 01 版。

^③参见《国务院关于加强地方政府性债务管理的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/content/2014-10/02/content_9111.htm。

^④万得（Wind）数据库网址：<https://www.wind.com.cn/>。

年融资平台公司债券发行规模是中小企业债券发行规模的6倍多；2017—2022年中小企业年均信贷利率（利息费用与短期借款和长期借款之和的比值）为9.54%，融资平台公司年均信贷利率为4.83%；2017—2022年中小企业年均债券利率（应付债券利息与应付债券金额的比值）为6.70%，融资平台公司的年均债券利率为5.10%^①。可见，融资平台公司的信贷可得性要高于中小企业。

现有文献主要研究地方隐性债务对企业融资约束的影响。一是地方隐性债务通过对房地产价格与政府投资支出的正反馈路径（高然等，2022），引起政府与企业部门之间的资金竞争，对私人投资具有挤出效应（毛锐等，2018；余海跃和康书隆，2020），同时也会通过强化企业融资约束和扭曲企业投资偏好来抑制企业数字化转型（Yang et al., 2023）。但也有文献认为，地方隐性债务对企业部门投融资的影响是复杂的，既可能产生“基建挤入效应”，也可能产生“信贷挤出效应”（胡玉梅和范剑勇，2019）。二是地方隐性债务对企业信贷的挤出效应具有结构性特征。地方隐性债务扩张模式在2015年前后由“主动负债”模式变为“被动负债”模式（聂卓等，2023）。地方政府通过土地抵押、存款权置换和行政干预等方式影响商业银行信贷行为（郭玉清等，2016），使新增信贷资源不成比例地流向国有企业（Liang et al., 2017；Xiang and Li, 2022）。地方隐性债务对企业信贷的挤出效应在非国有、小规模和非公用事业上市公司中更显著（田国强和赵旭霞，2019；Zhang, 2020）。此外，地方隐性债务会提高上市公司的杠杆操纵程度（饶品贵等，2022）。三是从利率视角来看，政府影响商业银行信贷资源配置与企业融资决策，形成国企和民企信贷价格的“双轨制”。政府发行债券的利率不高，发行成本较低（王治国，2018），而民营企业无法从正规金融部门获得正常利率的融资（陈创练等，2022）。四是地方隐性债务置换能够增加上市公司融资规模，但会抬高上市公司的融资成本（李林巍等，2022）。五是预算法改革和强化审计监督等地方隐性债务治理政策能够降低上市公司的融资成本（梁若冰和王群群，2021；黄昊等，2023），缓解上市公司融资期限错配问题（刘贺春等，2022），并降低基建民营企业的违约概率（王群群和梁若冰，2023）。现有文献大多以上市公司为分析样本，仅有极少数文献关注地方隐性债务对中小企业融资约束的影响，如刘畅等（2020）根据县级融资平台设立时间差异，运用双重差分法分析地方隐性债务对县域中小企业银行贷款规模的影响。

相比以往文献，本文侧重于研究融资平台债务与中小企业融资约束的微观理论关系，从中小企业视角为政企融资竞争关系研究提供新的经验证据。本文可能的创新点包括：第一，以往文献尚未提供融资平台债务与中小企业融资约束关系的一般性理论分析框架，本文尝试构建一个包括银行和企业的两部门模型，引入融资平台债务与中小企业融资等相关要素，分析融资平台债务对中小企业融资约束的影响及其机制路径；第二，本文整理融资平台公司有息债务和中小企业微观数据样本，基于融资要素路径研究融资平台债务对中小企业融资约束的影响，并检验融资平台债务对中小企业融资约束影响的敏感性；第三，本文运用链式中介效应模型，验证融资平台债务对中小企业融资约束的作用路径及链式传导机制。

^①融资平台公司不同类型债券的发行期限不同，本文选择各类型债券的票面发行利率作为融资平台公司债券利率。

二、理论模型构建与研究假说

本文构建一个包括银行和企业的两部门理论模型，在模型中引入融资平台债务与中小企业融资约束等相关要素，基于银行部门和企业部门目标函数最大化条件，探讨信贷资金供需均衡状态下融资平台债务与中小企业融资约束的关系，形成融资平台债务影响中小企业融资约束的一般性理论分析框架。

（一）理论模型

1. 银行部门。本文假设在银行体系中有 N 个相互独立且同质的商业银行，在完全竞争市场中， N 足够大以至于没有一个银行拥有影响市场定价的能力。银行作为同质的经济主体（假设所有银行都是相似的，且追求相同的目标），需要决定其贷款规模、居民存款规模和持有融资平台债务规模的最优水平，以此来配置银行信贷资源，实现银行利润最大化。本文参考 Bolton and Freixas（2006）、马骏和王红林（2014）的研究，设定银行 i 的利润最大化目标函数 Π_{Bi} 为：

$$\Pi_{Bi} = \max\{r_L L_i + r_B B_i - r_D D_i - C(L_i, B_i, D_i)\} \quad (1)$$

$$C(L_i, B_i, D_i) = \frac{1}{2}(s_D D_i^2 + s_B B_i^2 + s_L L_i^2) \quad (2)$$

（1）式中： $r_L L_i$ 代表银行贷款给中小企业所得到的收益， r_L 是中小企业信贷利率， L_i 是中小企业信贷规模； $r_B B_i$ 代表银行购买融资平台公司债券或者向融资平台公司发放贷款（以下简称“融资平台债务”）所获得的收益， r_B 是融资平台债务利率， B_i 是银行持有的融资平台债务规模； $r_D D_i$ 代表银行支付给居民的存款利息， r_D 是居民存款利率， D_i 是居民存款规模； $C(L_i, B_i, D_i)$ 是银行的经营成本函数，该经营成本函数考虑了与中小企业信贷规模、融资平台债务规模和居民存款规模相关的成本，是严格的凸性和二阶连续可导函数。（2）式中： s_D 、 s_B 和 s_L 分别是银行居民存款、银行持有融资平台债务和银行向中小企业贷款的调整成本系数，代表不同金融活动的边际经营成本，且所有调整成本系数均大于 0。具体而言，给定银行的资本金额度限制，受银行的监管成本、融资成本和找到低风险项目的难度等因素影响，银行过度吸收存款和发放贷款的难度会呈现非线性上升趋势。

根据资产负债综合管理理论，银行会统一协调资产和负债管理以最大程度降低风险。银行作为金融中介，通过吸收存款和发放贷款来实现利润最大化。因此，本文设定银行部门可自行分配信贷资金，即银行向中小企业贷款是自由的，且贷款额度存在上限。结合银行资产管理一致性和资产负债表平衡的要求，本文设定银行实现利润最大化的约束方程为：

$$L_i \leq D_i - B_i \quad (3)$$

（3）式描述了银行资产和负债在数量和质量上匹配的平衡关系，这是资产负债综合管理的核心原则之一。银行在将全部资金贷出时，银行持有的融资平台债务规模（ B_i ）加上发放给中小企业的信贷资金规模（ L_i ）等于银行收到的居民存款规模（ D_i ），这保证了银行资金需求与资金供给的平衡。

根据信贷市场理论，在完全竞争市场环境中，银行所面对的市场价格是由市场供需关系决定的，银行通过自主分配信贷资金来满足不同经济主体的融资需求。为避免产生资金匮乏或过度负债的风险，

银行需要在发放贷款时考虑资金来源与去向的平衡关系。

本文将银行利润最大化问题转化为一个带约束条件的优化问题，将银行利润最大化目标函数与约束方程相结合，以求得最优的经营策略。因此，本文构建拉格朗日方程 Γ ，如（4）式所示：

$$\Gamma = r_L L_i + r_B B_i - r_D D_i - \frac{1}{2}(s_D D_i^2 + s_B B_i^2 + s_L L_i^2) + \lambda(L_i - D_i + B_i) \quad (4)$$

本文根据（4）式对 L_i 求导，并令导数等于0，即可得到银行贷款供给方程，反映银行向中小企业贷款的规模与信贷利率的关系。银行贷款供给方程 L_i^s 具体如（5）式所示：

$$L_i^s = \frac{r_L + \lambda}{s_L} \quad (5)$$

银行贷款供给方程 L_i^s 描述了银行在利润最大化目标下，如何根据市场条件和资产负债约束来确定贷款规模，从而实现资金的有效配置和风险的合理管理。

在完全竞争市场中，大量银行相互竞争。市场充分竞争使银行利润趋近于零，即任何一家银行都无法获取超额利润。因此，本文进一步假定在均衡状态下银行会实现零利润目标，如（6）式所示：

$$\Pi_{Bi} = r_L L_i + r_B B_i - r_D D_i - \frac{1}{2}(s_D D_i^2 + s_B B_i^2 + s_L L_i^2) = 0 \quad (6)$$

本文将（5）式代入（6）式，求得 λ 值如（7）式所示：

$$\lambda = \sqrt{2B_i r_B s_L - B_i^2 s_B s_L - D_i^2 s_D s_L - 2D_i r_D s_L + r_L^2} \quad (7)$$

将（7）式代入（5）式，得到银行实现目标函数最大化时的资金供给量。银行贷款供给函数 L_i^s 如（8）式所示：

$$L_i^s = \frac{r_L + \sqrt{2B_i r_B s_L - B_i^2 s_B s_L - D_i^2 s_D s_L - 2D_i r_D s_L + r_L^2}}{s_L} \quad (8)$$

2. 中小企业部门。Aschauer（1989）和 Barro（1990）认为，在某些特定环境中，政府财政支出可能会成为企业生产的关键驱动因素，这是因为政府能够为企业必要的公共服务、基础设施等支持，从而促进企业生产和投资。在资本市场不完善或企业融资困难的情况下，政府还能够为企业间提供间接融资途径，影响企业的投融资决策。因此，借鉴毛捷等（2019）的做法，本文假设中小企业的劳动力投入在短期内为常数，将其标准化成1，并在中小企业生产函数中引入政府财政支出 G_j ，则中小企业的生产函数 Y_j 为： $Y_j = F(K_j, G_j)$ 。其中， Y_j 是连续可微的凹函数， K_j 是中小企业的资本， G_j 是中小企业获得的财政支出。借鉴 Lucas（1967）的研究，本文设定中小企业的利润最大化目标函数 $\pi(K_j, G_j, L_j)$ 为：

$$\pi(K_j, G_j, L_j) = F(K_j, G_j) - (1 + r_L)L_j - \bar{C} \quad (9)$$

（9）式中： L_j 为企业的银行信贷资金规模， r_L 是中小企业信贷利率， \bar{C} 为中小企业生产的固定

成本。为了简化求解过程，本文设定中小企业生产函数为拟线性生产函数， α 为资本收入份额，则中小企业的生产函数 Y_j 具体如（10）式所示：

$$Y_j = F(K_j, G_j) = K_j^\alpha + G_j \quad (10)$$

本文假设当中小企业的自有资本不足以维持其运营时，中小企业会选择通过外部融资来满足自身资金需求，以实现利润最大化。中小企业的预算约束方程如（11）式所示：

$$L_j = K_j - \bar{K} \quad (11)$$

（11）式中： \bar{K} 是一个常数，表示中小企业的初始资本（低于最优资本水平）。当中小企业实现利润最大化的资金需求量高于初始资本量时，中小企业会选择向银行贷款。结合（9）式和（10）式，中小企业利润最大化目标函数如（12）式所示：

$$\pi(K_j, G_j, L_j) = K_j^\alpha + G_j - (1+r_L)L_j - \bar{C} \quad (12)$$

结合中小企业利润最大化目标函数和中小企业面临的预算约束方程，本文构建拉格朗日函数 Γ ，并分别对 K_j 和 L_j 求解一阶条件，具体如（13）式、（14）式和（15）式所示：

$$\Gamma = K_j^\alpha + G_j - (1+r_L)L_j - \bar{C} + \lambda(L_j - K_j + \bar{K}) \quad (13)$$

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial K_j} = \alpha K_j^{\alpha-1} - \lambda \quad (14)$$

$$\frac{\partial \Gamma}{\partial L_j} = -(1+r_L) + \lambda \quad (15)$$

本文令（14）式和（15）式等于 0，求解得到利润最大化条件下中小企业最优资本量 K_j^* 和最优信贷规模 L_j^* ，如（16）式和（17）式所示：

$$K_j^* = \left(\frac{1+r_L}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \quad (16)$$

$$L_j^* = \left(\frac{1+r_L}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} - \bar{K} \quad (17)$$

在利润最大化条件下，中小企业最优资本量 K_j^* 和最优信贷规模 L_j^* 由中小企业信贷利率 r_L 和资本收入份额 α 决定。同时，中小企业资本结构间接反映企业面临的融资约束^①，因此本文定义中小企业信贷约束 m_j 为中小企业资本量与信贷资金规模的比值，具体如（18）式所示：

^①本文使用资本量与信贷资金规模的比值衡量中小企业融资约束的基本逻辑是：给定中小企业资本量，如果中小企业能够获得的信贷资金规模较小，那么中小企业面临的融资约束就较强。本文参考 Almeida et al.（2004）的研究设定融资约束指标，该文章论证了面临融资约束的企业倾向于保存现金以应对未来的融资需求，即面临融资约束的企业更多使用自有资金进行投资，信贷资金规模相对较小。

$$m_j \equiv \frac{K_j}{L_j} \quad (18)$$

3.均衡关系求解。本文通过求解银行、企业两个部门的目标函数最大化条件，在局部均衡中得到融资平台债务与中小企业融资约束的均衡关系式。本文根据银行和企业利润最大化条件求解得到银行贷款供给函数 L^s 和中小企业最优信贷规模函数 L^* 。在均衡状态下，银行向中小企业提供的贷款规模与中小企业从银行获取的信贷资金规模相等，据此可以计算得到中小企业信贷利率 r_L 和融资平台债务规模 B 之间的关系，如（19）式所示：

$$\left(\frac{1+r_L}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} - \bar{K} = \frac{r_L + \sqrt{2Br_B s_L - B^2 s_B s_L - D^2 s_D s_L - 2Dr_D s_L + r_L^2}}{s_L} \quad (19)$$

由于存在信息不对称问题，银行难以评估中小企业贷款风险，会限制向中小企业贷款，转而向风险较小的融资平台公司提供贷款，这会削弱中小企业获取信贷资源的能力（刘祚祥和黄权国，2012）。本文将均衡状态下中小企业信贷利率 r_L 和融资平台债务规模 B 的关系式代入中小企业最优信贷规模函数，即（17）式，可以得到融资平台债务规模 B 对中小企业最优信贷规模的作用关系式，如（20）式所示：

$$L^* = \left(\frac{1+r_L(B)}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} - \bar{K} \quad (20)$$

结合（18）式，本文定义均衡条件下中小企业最优信贷约束为 m^* ，如（21）式所示：

$$m^* \equiv \frac{K^*}{L^*} \quad (21)$$

本文将中小企业最优资本量 K^* 和最优信贷规模 L^* 代入中小企业最优信贷约束 m^* ，可以得到融资平台债务规模 B 对中小企业最优信贷约束 m^* 的作用关系式，如（22）式所示：

$$m^* = \frac{K^*}{L^*} = \frac{\left(\frac{1+r_L(B)}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}}}{\left(\frac{1+r_L(B)}{\alpha}\right)^{\frac{1}{\alpha-1}} - \bar{K}} \quad (22)$$

（二）数值模拟与理论假说的提出

本文运用数值模拟方法模拟均衡条件下的六个关系式：融资平台债务规模 B 和中小企业信贷利率 r_L 的均衡关系、融资平台债务规模 B 和中小企业最优信贷规模 L^* 的均衡关系、融资平台债务规模 B 和中小企业最优信贷约束 m^* 的均衡关系、中小企业信贷利率 r_L 和中小企业最优信贷规模 L^* 的均衡关系、中小企业信贷利率 r_L 和中小企业最优信贷约束 m^* 的均衡关系、中小企业最优信贷规模 L^* 和中小企业最优信贷约束 m^* 的均衡关系。根据现有文献与中国宏观经济数据，本文对部分参数取值做如下处理：参考冯明和伍戈（2018）的研究，本文将银行向中小企业贷款的调整成本系数 s_L 设为 0.0418，将银行

居民存款的调整成本系数 s_D 设为 0.0035，将银行持有融资平台债务的调整成本系数 s_B 设为 0.0083；本文将活期存款利率作为居民存款利率的参数值^①，设为 0.35%。本文测算 2007—2019 年各省份的资本收入份额 α ^②，并对省级测算结果取均值，最终确定资本收入份额 α 为 0.3；测算地级市层面融资平台公司 2017—2022 年的年均信贷利率^③，并将其作为融资平台债务利率 r_B 的参数值，具体赋值为 4.83%。由于前述模型推导中居民存款规模 D_i 、企业初始资本 \bar{K} 不变，因此本文将其标准化为 1。具体模拟结果如图 1 所示。

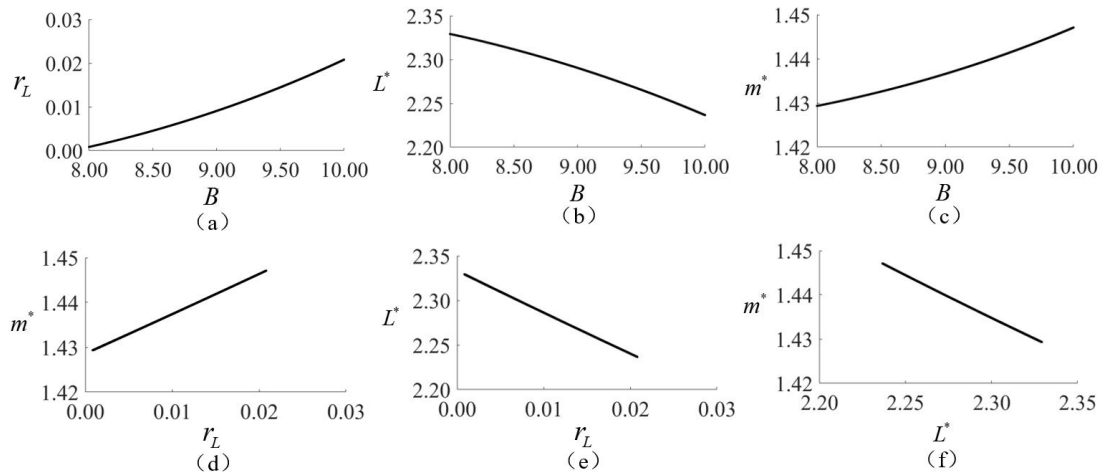


图1 融资平台债务规模与中小企业最优信贷约束数值模拟结果

注：图1中 B 为融资平台债务规模， r_L 为中小企业信贷利率， L^* 为中小企业最优信贷规模， m^* 为中小企业最优信贷约束。

根据 (19) 式和图 1 (a) 所显示的数值模拟结果，随着融资平台债务规模扩张，中小企业的信贷利率水平呈现上升趋势。根据 (20) 式和图 1 (b) 所显示的数值模拟结果，融资平台债务规模扩张会降低银行向中小企业提供的信贷资金规模。根据 (22) 式和图 1 (c) 所显示的数值模拟结果，随着融资平台债务规模扩张，中小企业信贷约束程度将持续提高。如图 1 (d)、图 1 (e) 和图 1 (f) 所示，在融资平台债务规模的扩张导致中小企业信贷利率上升的基础上，中小企业信贷利率提高会降低中小企业信贷规模，使得中小企业在金融市场中得到的信贷资源减少，而中小企业信贷规模降低会提高中小企业信贷约束程度。因此，本文提出以下四个假说：

H1：融资平台债务规模扩张会抬高中小企业信贷利率水平。

H2：融资平台债务规模扩张会挤压中小企业的信贷规模。

^①活期存款利率数据来源于 CEIC 全球数据库，https://info.ceicdata.com/zh-hans/ceic-database-baidu-ads_global_database。

^②根据生产函数 $Y = K^\alpha L^{1-\alpha}$ ，运用 OLS 估计得到各省份的资本收入份额，并对所有省份资本收入份额求均值，得到 α 参数。

^③信贷利率=利息费用/（短期借款+长期借款）。

H3: 融资平台债务规模扩张会提高中小企业融资约束程度。

H4: 融资平台债务规模对中小企业融资约束的影响呈现“融资平台债务规模—中小企业信贷利率水平—中小企业信贷规模—中小企业融资约束程度”的链式机制逻辑。

图2进一步给出了这四个核心变量之间的链式作用路径。

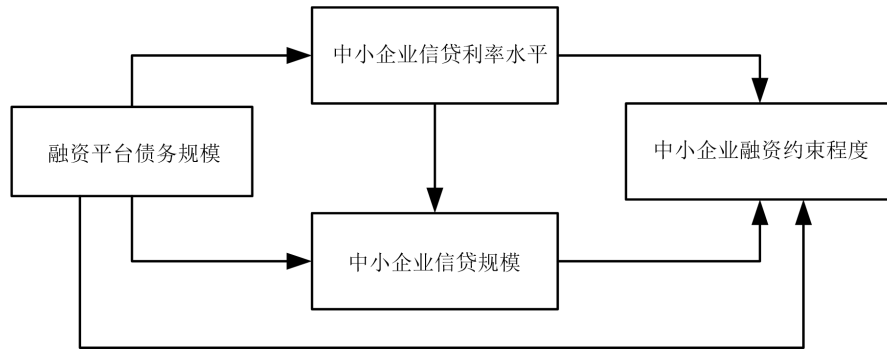


图2 融资平台债务规模、中小企业信贷利率水平、中小企业信贷规模和中小企业融资约束程度的逻辑关系

三、实证研究设计

（一）样本选择和数据来源

本文选取2013—2019年中小板上市公司作为中小企业微观样本，宏观数据为地级市层面的数据。中小企业相关数据来自Wind数据库和CSMAR数据库；融资平台公司债务数据和银行贷款数据来自Wind数据库；地级市层面的控制变量数据来自CEIC全球数据库和2013—2019年的《中国城市统计年鉴》，本文根据各地级市国民经济和社会发展统计公报对缺失值进行补全。本文对样本数据进行如下处理：剔除金融业、ST股、*ST股和异常样本^①，最终得912个中小企业样本；为缓解异方差对估计结果的影响，对绝对数指标进行对数化处理；采用插值法对变量缺失值进行补全；考虑通货膨胀因素影响，对含有价格因素的指标进行去通胀处理^②，具体指标包括中小企业信贷规模、融资平台债务规模、融资平台银行贷款规模、经济发展水平（人均地区生产总值）、中小企业资产规模和中小企业现金流水平。

（二）变量设定及描述性统计

1.被解释变量。①中小企业融资约束程度。本文以中小企业资产与负债的比值衡量中小企业融资约束程度。中小企业资产与负债的比值越大，中小企业融资约束程度越高。②中小企业信贷利率水平。参考Beladi et al.（2018）的做法，本文以中小企业利息费用与短期借款和长期借款之和的比值衡量中小企业信贷利率水平^③。③中小企业信贷规模。本文以中小企业短期借款和长期借款之和衡量中小企

^①异常样本为变量数据小于1%分位点和大于99%分位点的样本。

^②使用以2012年为基期的GDP平减指数进行去通胀处理。

^③由于中小企业资产负债表中利息支出科目数据缺失较多，所以本文根据中小企业财务报表附注中财务费用科目计算利息费用。

业信贷规模。

2.核心解释变量。核心解释变量为融资平台债务规模。本文测算地级市层面融资平台公司有息债务余额，并以此衡量融资平台债务规模。单个融资平台公司有息债务余额为短期借款、一年内到期的非流动负债、长期借款、应付债券、其他流动负债、其他非流动负债、长期应付款和其他应付款之和，本文在此基础上分地级市加总所有融资平台公司的有息债务余额，得到 285 个地级市的融资平台公司有息债务余额。同时，本文选取融资平台公司的银行贷款规模衡量融资平台银行贷款规模，以此作为融资平台债务规模的替代指标，进行稳健性检验。银行贷款规模为短期借款和长期借款之和。

3.调节变量。①资本密集度。不同资本密集度的企业在资金需求上存在差异，还会在一定程度上影响融资平台债务规模与中小企业融资约束的关系。本文按照中小企业固定资产规模占总资产规模比重的中位数，将中小企业分成两组，大于中位数的中小企业样本属于资本密集型企业，资本密集度变量赋值为 1，反之赋值为 0。②是否属于制造业。本文根据中小企业行业是否属于制造业，将中小企业样本划分为两组，若中小企业行业属于制造业，则是否属于制造业变量赋值为 1，反之赋值为 0。③是否属于民营企业。本文根据所有权性质将中小企业样本划分为两组，若中小企业所有权性质为民营，则是否属于民营企业变量赋值为 1，反之赋值为 0。以上三个调节变量均为非负变量。

4.控制变量。本文从宏观层面和微观层面选择控制变量，主要包括：经济发展水平，用人均地区生产总值衡量；财政自给率，用地级市一般公共预算收入与一般公共预算支出的比值衡量；中小企业资产规模，用中小企业总资产规模衡量；中小企业是否亏损，根据中小企业净利润赋值，净利润小于 0 则变量赋值为 1，否则赋值为 0；中小企业净资产收益率，用中小企业净利润与所有者权益的比值衡量；中小企业综合杠杆率，用中小企业净利润变化率与主营业务收入变化率的比值衡量；中小企业独立董事比例，用独立董事人数占董事会总人数的比重衡量；中小企业现金流水平，用中小企业持有现金规模衡量。主要变量的描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量名称	定义及赋值	样本量	均值	标准差
中小企业融资约束程度	中小企业资产与负债的比值	5234	3.573	2.721
中小企业信贷利率水平	中小企业利息费用与短期借款和长期借款之和的比值	4651	0.140	0.526
中小企业信贷规模	中小企业短期借款和长期借款之和（百万元）	3098	1222	2357
融资平台债务规模	地级市层面融资平台公司有息债务余额（百万元）	4436	348831	404277
融资平台银行贷款规模	地级市层面融资平台公司短期借款与长期借款之和（百万元）	4436	177745	214720
资本密集度	中小企业固定资产规模占总资产规模的比重是否大于其中位数：是=1，否=0	5234	0.493	0.500
是否属于制造业	中小企业行业是否属于制造业：是=1，否=0	5234	0.585	0.493
是否属于民营企业	中小企业所有权性质是否为民营：是=1，否=0	5234	0.789	0.408
经济发展水平	人均地区生产总值（元）	4422	93786	34461
财政自给率	地级市一般公共预算收入与一般公共预算支出的比值	4461	0.740	0.203
中小企业资产规模	中小企业总资产规模（百万元）	4453	5751	7721

表1 (续)

中小企业是否亏损	中小企业净利润是否小于0: 是=1, 否=0	5234	0.104	0.305
中小企业净资产收益率	中小企业净利润与所有者权益的比值	4379	0.044	0.158
中小企业综合杠杆率	中小企业净利润变化率与主营业务收入变化率的比值	4700	2.452	2.990
中小企业独立董事比例	中小企业独立董事人数占董事会总人数的比重	4386	0.377	0.054
中小企业现金流水平	中小企业持有现金规模(百万元)	4453	926.9	1310

注: 中小企业信贷规模、融资平台债务规模、融资平台银行贷款规模、经济发展水平、中小企业资产规模和中小企业现金流水平在后续回归中取对数。

(三) 模型设定

本文构建面板模型分别检验融资平台债务规模对中小企业信贷利率水平、信贷规模和融资约束程度的影响, 具体如(23)式、(24)式和(25)式所示:

$$CI_{jt} = \gamma_1 Debt_{jt} + \varphi_1 Controls_1_{jt} + \mu_t + \delta_j + \varepsilon_1_{jt} \quad (23)$$

$$CS_{jt} = \gamma_2 Debt_{jt} + \varphi_2 Controls_2_{jt} + \mu_t + \delta_j + \varepsilon_2_{jt} \quad (24)$$

$$FC_{jt} = \gamma_3 Debt_{jt} + \varphi_3 Controls_3_{jt} + \mu_t + \delta_j + \varepsilon_3_{jt} \quad (25)$$

在上述公式中: j 和 t 分别表示中小企业和年份; CI_{jt} 、 CS_{jt} 和 FC_{jt} 分别表示中小企业 j 在 t 年的信贷利率水平、信贷规模和融资约束程度; $Debt_{jt}$ 为中小企业 j 所在地级市在 t 年的融资平台债务规模; $Controls_1_{jt}$ 、 $Controls_2_{jt}$ 和 $Controls_3_{jt}$ 为控制变量, φ_1 、 φ_2 和 φ_3 为估计系数矩阵; μ_t 表示时间固定效应, δ_j 表示个体固定效应, ε_1_{jt} 、 ε_2_{jt} 和 ε_3_{jt} 为随机扰动项; γ_1 、 γ_2 和 γ_3 为核心解释变量的估计系数。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表2为融资平台债务规模对中小企业信贷利率水平、信贷规模和融资约束程度影响的基准回归结果。方程1、方程3和方程5未控制时间固定效应, 方程2、方程4和方程6控制了时间固定效应。方程1和方程2的估计结果显示: 融资平台债务规模对中小企业信贷利率水平的影响至少在10%的统计水平上显著, 且系数为正, 说明融资平台债务规模对中小企业信贷利率水平存在显著的正向影响, 验证了H1。方程3和方程4的估计结果显示: 融资平台债务规模对中小企业信贷规模的影响在5%的统计水平上显著, 且系数为负, 说明融资平台债务规模扩张会减少中小企业信贷规模, 验证了H2。方程5和方程6的估计结果显示: 融资平台债务规模对中小企业融资约束程度的影响在5%的统计水平上显著, 且系数为正, 说明融资平台债务规模对中小企业融资约束程度具有显著的正向影响, 验证了H3。控制变量估计结果显示, 中小企业资产规模、净资产收益率和综合杠杆率越大, 中小企业融资约

束程度越低，回归结果符合预期。

表 2 融资平台债务对中小企业融资约束影响的基准回归结果

变量	方程 1 中小企业信贷 利率水平	方程 2 中小企业信贷 利率水平	方程 3 中小企业信贷 规模	方程 4 中小企业信贷 规模	方程 5 中小企业融资 约束程度	方程 6 中小企业融资 约束程度
融资平台债务 规模	0.054** (2.403)	0.050* (1.953)	-0.142** (-2.302)	-0.172** (-2.599)	0.113** (2.293)	0.136** (2.421)
经济发展水平	0.059 (0.826)	0.037 (0.565)	0.551** (2.200)	0.043 (0.191)	-1.135*** (-3.090)	-0.312 (-0.699)
财政自给率	-0.190** (-2.326)	-0.105 (-0.756)	-0.348 (-1.249)	-0.060 (-0.137)	-0.259 (-0.401)	-1.063 (-1.198)
中小企业资产 规模	-0.054 (-1.514)	-0.063 (-1.589)	1.033*** (11.849)	1.009*** (10.859)	-1.311*** (-8.305)	-1.304*** (-7.367)
中小企业是否 亏损	-0.011 (-0.493)	-0.031 (-1.301)	-0.183 (-1.219)	-0.137 (-0.968)	0.368 (0.838)	0.322 (0.735)
中小企业净资 产收益率	-0.032 (-0.257)	-0.019 (-0.147)	0.003 (0.006)	0.056 (0.100)	-5.431*** (-4.668)	-5.498*** (-4.820)
中小企业综合 杠杆率	-0.000 (-0.146)	0.000 (0.176)	0.024*** (3.228)	0.023*** (2.984)	-0.084*** (-4.514)	-0.080*** (-4.098)
中小企业独立 董事比例	-0.254 (-1.594)	-0.252 (-1.498)	0.769 (0.903)	0.705 (0.801)	-0.360 (-0.217)	-0.249 (-0.150)
中小企业现流 水平	0.014 (0.631)	0.016 (0.712)	-0.096** (-2.555)	-0.092** (-2.451)	0.654*** (6.132)	0.663*** (6.086)
时间固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	2840	2840	2860	2860	3243	3243
调整后 R ²	0.006	0.011	0.313	0.321	0.118	0.124

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

（二）内生性问题处理

基准回归可能存在内生性问题，因此本文采用工具变量法进行估计。工具变量需要满足相关性假设和外生性假设，本文选择地级市层面土地坡度情况和医疗卫生与计划生育支出占比作为融资平台债务规模的工具变量。土地坡度情况数据来自 You et al.（2018），医疗卫生与计划生育支出占比数据来自 CEIC 全球数据库和 2013—2019 年的《中国城市统计年鉴》，本文根据各地级市国民经济和社会发展统计公报对缺失值进行补全。

第一个工具变量是土地坡度情况。当前，“以地谋发展”是地方政府快速提高财政收入、拉动地区经济增长的重要方式，地方政府策略性出让土地，以获取土地出让收入（刘守英等，2020）。土地出让收入不仅可以直接用于城市建设，还可作为未来年度地方政府建设项目的融资担保和偿债来源，

提高融资平台公司的债务规模。而土地出让收入水平往往受制于城市地形，地形可能影响土地出让类型和土地出让单价（Chen et al., 2020）。坡度较低的土地更适合人口聚集和城市发展，单位土地的土地出让价格较高；坡度较高的土地建设难度大，出让价格较低。土地坡度是城市的固有特征，土地坡度数据属于截面数据，而本文样本数据为面板数据，仅以土地坡度作为工具变量存在缺陷。因此，为保证数据维度一致，本文引入地级市土地坡度的倒数与年份的乘积，来表征土地坡度情况。

第二个工具变量是医疗卫生与计划生育支出占比。本文借鉴饶品贵等（2022）的做法，用地级市层面医疗卫生与计划生育支出占一般公共预算支出的比重衡量医疗卫生与计划生育支出占比。一方面，医疗卫生与计划生育支出主要包括医疗卫生服务、疾病防控和卫生监督等方面支出，与中小企业信贷约束情况不直接相关，满足外生性要求。另一方面，部分融资平台公司债务资金用于医疗卫生与计划生育领域，满足相关性要求。

表3为工具变量法下融资平台债务对中小企业融资约束影响的估计结果。方程1、方程3和方程5为第一阶段估计结果，第一阶段F统计量均大于10，说明不存在弱工具变量问题。土地坡度情况均在1%的统计水平上显著，且系数为正，满足工具变量相关性要求。医疗卫生与计划生育支出占比均在1%的统计水平上显著，且系数为正，满足工具变量相关性要求。同时，根据表3的估计结果，Hansen J统计量对应的p值均大于0.1，满足外生性要求，表明本文选择的两个工具变量是合理的。方程2、方程4和方程6分别为融资平台债务规模对中小企业信贷利率水平、信贷规模和融资约束程度影响的工具变量法第二阶段估计结果。从估计结果来看，运用工具变量法所得估计结果与基准回归结果无明显差异，证明了前述分析结果的稳健性。

表3 融资平台债务对中小企业融资约束影响的工具变量法（2SLS）估计结果

变量	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6
	融资平台 债务规模	中小企业信贷 利率水平	融资平台 债务规模	中小企业信贷 规模	融资平台 债务规模	中小企业融资 约束程度
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
土地坡度情况	0.279*** (5.051)		0.278*** (4.944)		0.521*** (3.450)	
医疗卫生与计划 生育支出占比	7.732*** (9.702)		5.897*** (7.386)		5.907*** (3.805)	
融资平台债务规模		0.053*** (3.042)		-0.805** (-2.443)		1.117** (2.021)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	55.93		36.56		11.38	
Hansen J 检验 p 值		0.282		0.129		0.685
观测值	2450	2450	2457	2457	2703	2703

注：①***、**分别表示1%、5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2。

（三）稳健性检验

1. 更换核心解释变量。融资平台公司与中小企业的融资竞争关系在不同地区具有不同的特征，相比债券融资，银行贷款融资的地域性特征可能更显著。因此，本文采用融资平台银行贷款规模变量替代融资平台债务规模变量进行稳健性检验。表4的估计结果显示，更换核心解释变量后的估计结果与基准回归结果无明显差别，说明前述研究结论是稳健的。

表4 融资平台债务对中小企业融资约束影响的稳健性检验结果：更换核心解释变量

变量	方程1 中小企业信贷利率水平	方程2 中小企业信贷规模	方程3 中小企业融资约束程度
融资平台银行贷款规模	0.054** (2.242)	-0.123** (-2.259)	0.320** (2.181)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值	2840	2860	3243
调整后 R ²	0.012	0.342	0.126

注：①**表示5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2。

2. 更换被解释变量。本文选取KZ指数(kaplan zingales index)、FC指数(financial condition index)和现金资产比率三个指标作为中小企业融资约束程度的替代变量，以检验基准回归结果的稳健性。

本文借鉴Kaplan and Zingales(1997)的研究，测算中小企业的KZ指数。具体测算方式如下：首先，分别将公司经营净现金流规模、现金股利数和现金持有量除以中小企业资产规模的滞后一期。其次，根据中小企业的经营性净现金流规模与中小企业资产规模的滞后一期的比值、现金股利数与中小企业资产规模的滞后一期的比值、现金持有量与中小企业资产规模的滞后一期的比值、股利倍数是否高于其中位数，托宾Q值是否低于其中位数，计算KZ指数得分。假设KZ指数得分的初始分值为0，如果中小企业的经营性净现金流与中小企业资产规模的滞后一期的比值低于其中位数，则KZ指数得分加1，否则KZ指数得分保持不变。以此类推，如果上述除托宾Q值之外的中小企业相应指标低于其中位数，则KZ指数得分加1，否则KZ指数得分保持不变。对于托宾Q值，赋值方法相反，如果中小企业托宾Q值高于其中位数，则KZ指数得分加1，否则KZ指数得分保持不变。本文按照上述赋值办法，累加得到KZ指数得分。再次，本文将KZ指数得分作为被解释变量，将中小企业的经营性净现金流规模与中小企业资产规模的滞后一期的比值、现金股利数与中小企业资产规模的滞后一期的比值、现金持有量与中小企业资产规模的滞后一期的比值、股利倍数和托宾Q值作为解释变量，采用排序逻辑回归(ordered logistic regression)模型进行回归，估计出各解释变量的回归系数。最后，将各解释变量数据和回归系数重新代入上述方程，计算得出中小企业的KZ指数，以此替代被解释变量。KZ指数越大，中小企业融资约束程度越高。

FC指数是衡量中小企业融资约束的一个常用指标(顾雷雷等, 2020)。本文FC指数数据来源于

CSMAR 数据库,具体做法如下:首先,分年度对中小企业资产规模、经营时间(公司成立的年数)和现金股利支付率三个变量进行标准化处理^①,计算三个变量的平均值;其次,分年度根据这个平均值对中小企业进行排序(升序),以此定义融资约束虚拟变量,66%分位数以上的中小企业属于低融资约束组,融资约束虚拟变量赋值为 0,66%分位数及以下的中小企业属于高融资约束组,融资约束虚拟变量赋值为 1;最后,与 KZ 指数计算方法类似,以融资约束虚拟变量为被解释变量,以中小企业资产规模的对数、财务杠杆率、现金股利数与中小企业资产规模的比值、市账比、净营运资本规模与中小企业资产规模的比值和息税前利润规模与中小企业资产规模的比值为解释变量,使用 Logit 模型估计解释变量系数,并拟合中小企业每一年的融资约束发生概率,进而将中小企业融资约束发生概率定义为 FC 指数(取值在 0 到 1 之间)。FC 指数越大,中小企业面临的融资约束问题越严重。现金资产比率是中小企业持有现金和现金等价物规模与中小企业资产规模的比值。现金资产比率越大,中小企业为防范融资困难而持有的流动性资产越多,中小企业面临的融资约束问题越严重。

更换被解释变量的估计结果如表 5 所示。更换被解释变量后的估计结果与基准回归结果无明显差异,表明前述研究结论具有稳健性。

表 5 融资平台债务对中小企业融资约束影响的稳健性检验结果:更换被解释变量

变量	方程 1 KZ 指数	方程 2 FC 指数	方程 3 现金资产比率
融资平台债务规模	0.106* (1.791)	0.023** (2.302)	0.007*** (4.057)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值	2985	3243	3243
调整后 R ²	0.188	0.541	0.595

注:①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;②括号内为稳健标准误;③控制变量同表 2。

(四) 敏感性分析

融资平台债务对中小企业融资约束的影响可能存在企业资本密集度异质性。资本密集度较高的企业可能更依赖固定资产投入来维持或增加产出,使企业对融资更敏感。因此,本文引入资本密集度、是否属于制造业和是否属于民营企业三个虚拟变量进行敏感性分析。表 6 方程 1 为引入融资平台债务规模与资本密集度的交互项的估计结果。估计结果显示:融资平台债务规模与资本密集度的交互项显著,且估计系数为 0.017,表明融资平台债务对中小企业融资约束的影响在资本密集度高的企业中更显著。表 6 方程 2 为引入融资平台债务规模、资本密集度和是否属于制造业的交互项的估计结果。估计

^①标准化处理过程: $y_j = (x_j - \bar{x}) / s$, 其中, $\bar{x} = 1/n \sum_{j=1}^n x_j$, $s = (1/(n-1) \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2)^{1/2}$ 。

结果显示：融资平台债务规模、资本密集度和是否属于制造业的交互项显著，且估计系数为 0.021，表明融资平台债务对中小企业融资约束的影响在资本密集度更高的制造业中小企业中更显著。表 6 方程 3 为引入融资平台债务规模、资本密集度和是否属于民营企业的交互项的估计结果。估计结果显示：融资平台债务规模、资本密集度和是否属于民营企业的交互项显著，且估计系数为 0.025，表明融资平台债务对中小企业融资约束的影响在资本密集度更高的民营中小企业中更显著。

表 6 融资平台债务对中小企业融资约束影响的敏感性分析结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3
	中小企业融资约束程度	中小企业融资约束程度	中小企业融资约束程度
融资平台债务规模	0.350*** (2.665)	0.336** (2.568)	0.348*** (2.663)
融资平台债务规模×资本密集度	0.017* (1.781)		
融资平台债务规模×资本密集度×是否属于制造业		0.021** (2.327)	
融资平台债务规模×资本密集度×是否属于民营企业			0.025** (2.389)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值	3142	3155	3155
调整后 R ²	0.106	0.107	0.107

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 2。

（五）异质性分析

中国经济发展表现出较强的地域性和层次性（何广文，2001），因此本文从经济发展水平异质性、城市群异质性和区域异质性三个维度分析融资平台债务影响中小企业融资约束的情景依赖特征。

1. 经济发展水平异质性。本文按照地级市人均地区生产总值的中位数将中小企业样本分成两组，如果地级市人均地区生产总值大于其中位数，则位于该地级市的中小企业属于高经济发展水平组，经济发展程度变量赋值为 1，否则赋值 0。本文构建经济发展程度与融资平台债务规模的交互项，将其纳入（25）式重新进行回归，估计结果如表 7 方程 1 所示。具体来说，经济发展程度与融资平台债务规模的交互项显著，且估计系数为-0.042，说明经济发展水平较高的城市的金融体系更完善，会显著缓解融资平台债务对中小企业融资约束的负面作用。

2. 城市群异质性。城市群是以中心城区为核心并向周围辐射所构成的城市集合，所处城市群内各城市依据自身优势条件进行产业分工与合作，形成具有专业化或多样化特色的城市网络结构（赵娜等，2017）。城市群所形成的区域经济圈的人流、物流、信息流和资金流的活跃度较高，能够提升区域融资效率和金融资源配置效率，在一定程度上缓解中小企业的融资约束问题。本文定义城市群变量，如

果中小企业所在地级市属于城市群^①，则城市群变量赋值为1，否则赋值为0。本文构建城市群与融资平台债务规模的交互项，将其纳入（25）式重新进行回归，估计结果如表7方程2所示。估计结果显示：城市群与融资平台债务规模的交互项显著，且估计系数为-0.199，说明城市群集聚效应显著弱化了融资平台债务对中小企业融资约束的负面影响。

3.区域异质性。本文构建区域位置变量，若中小企业所在地级市属于中部地区或东部地区，则区域位置变量赋值为1，否则区域位置变量赋值为0。本文构建区域位置与融资平台债务规模的交互项，将其纳入（25）式重新进行回归，估计结果如表7方程3所示。具体而言，区域位置与融资平台债务规模的交互项显著，且估计系数为-0.137，说明中部地区和东部地区拥有更为完善的金融体系和更为活跃的资本市场，能够为中小企业提供更多元化的融资渠道和更灵活的融资条件，可以部分对冲融资平台债务对中小企业融资约束的负向影响。

表7 融资平台债务对中小企业融资约束影响的异质性分析结果

变量	方程1	方程2	方程3
	中小企业融资约束程度	中小企业融资约束程度	中小企业融资约束程度
融资平台债务规模	0.215** (2.176)	1.004*** (2.821)	0.430*** (2.706)
经济发展程度×融资平台债务规模	-0.042** (-2.591)		
城市群×融资平台债务规模		-0.199*** (-3.009)	
区域位置×融资平台债务规模			-0.137* (-1.737)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
观测值	3221	3007	3092
调整后 R ²	0.070	0.074	0.110

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表2。

五、机制检验与路径分析

根据前述理论分析，融资平台债务对中小企业融资约束的影响具有链式作用机制，因此本文尝试

^①根据《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，本文的城市群包括京津冀、长三角、珠三角、成渝、长江中游、山东半岛、粤闽浙沿海、中原、关中平原、北部湾、哈长、辽中南、山西中部、黔中、滇中、呼包鄂榆、兰州—西宁和宁夏沿黄等城市群。本文根据《京津冀都市圈区域规划》《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》《珠江三角洲地区改革发展规划纲要（2008—2020年）》《长江中游城市群发展“十四五”实施方案》等一系列政策文件，确定各地级市是否属于城市群。本文匹配后的样本中有73个地级市属于城市群。

使用链式中介效应模型，验证融资平台债务对中小企业融资约束影响的作用机制。在融资平台债务影响中小企业融资约束的作用机制逻辑链条中，核心变量是融资平台债务规模、中小企业信贷利率水平、中小企业信贷规模和中小企业融资约束程度。

本文采用链式中介效应模型检验融资平台债务对中小企业融资约束影响的作用路径。表 8 和图 3 给出了作用机制逻辑链条中所有变量的相互作用关系、路径传导系数和变量显著性。第一，融资平台债务规模对中小企业信贷利率水平存在显著的正向影响，二者的路径系数为 0.006，说明融资平台债务规模扩张会抬高中小企业的信贷利率水平；第二，中小企业信贷利率水平提高会显著降低中小企业信贷规模，路径系数为-2.624，表明中小企业信贷利率水平提高使中小企业借贷成本上涨，进而降低中小企业的信贷资金规模；第三，中小企业信贷规模对中小企业融资约束程度具有显著的负向关系，二者路径系数为-0.121，说明中小企业信贷规模下降会显著强化中小企业面临的融资约束。综上所述，融资平台债务对中小企业融资约束的影响具有基于信贷利率水平和信贷规模的链式作用机制。

表 8 融资平台债务规模、中小企业信贷利率水平、中小企业信贷规模和中小企业融资约束程度之间的作用路径

路径	路径系数	标准化路径系数	标准差	临界比
中小企业信贷利率水平←融资平台债务规模	0.006**	0.035**	0.003	2.258
中小企业信贷规模←中小企业信贷利率水平	-2.624***	-0.409***	0.062	-42.478
中小企业信贷规模←融资平台债务规模	-0.038***	-0.034***	0.010	-3.683
中小企业融资约束程度←中小企业信贷规模	-0.121***	-0.091***	0.033	-3.694
中小企业融资约束程度←中小企业信贷利率水平	1.609***	0.190***	0.136	11.858
中小企业融资约束程度←融资平台债务规模	0.003	0.002	0.018	0.146

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②未显示控制变量的作用路径系数。

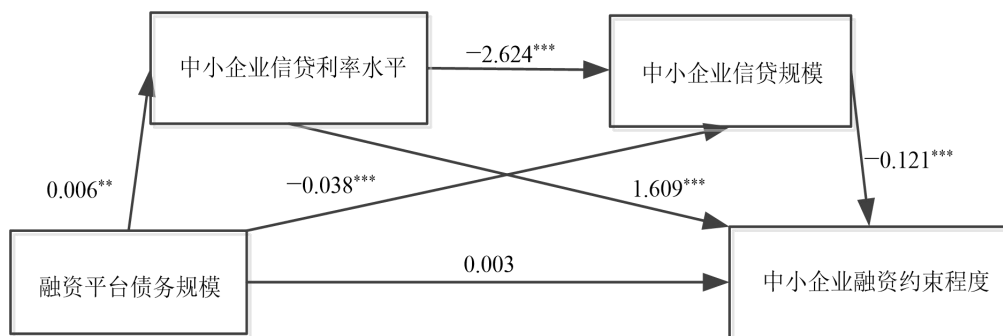


图 3 融资平台债务规模、中小企业信贷利率水平、中小企业信贷规模和中小企业融资约束程度之间的作用路径系数

注：***、**分别表示 1%、5%的显著性水平。

六、研究结论与政策启示

本文构建了一个包括银行和企业两部门的理论模型，在模型中引入融资平台债务、中小企业融资

约束等因素,探讨融资平台债务对中小企业融资约束的影响及其作用机制。在理论分析基础上,本文基于2013—2019年中小企业数据、融资平台公司数据和地级市宏观统计数据,实证分析了融资平台债务对中小企业融资约束的影响,并识别其作用机制。主要结论包括:第一,在不完善金融市场条件下,融资平台债务规模扩张会抬高中小企业的信贷利率水平;第二,融资平台债务规模扩张会降低中小企业的信贷规模;第三,融资平台债务规模扩张对中小企业融资约束具有正向影响;第四,根据链式作用机制检验与路径分析估计结果,融资平台债务对中小企业融资约束的影响存在“融资平台债务规模—中小企业信贷利率水平—中小企业信贷规模—中小企业融资约束程度”的链式作用机制。

根据前述分析,本文提出如下政策启示。

第一,加快地方政府融资平台公司转型发展,规范融资平台公司投融资行为。加大融资平台公司整合重组力度,积极稳妥按商业类、公益类开展分类转型,推动建立融资平台公司市场化运营机制。加强融资平台公司的债务风险治理,通过债务置换、债务转化和债务偿付等方式稳妥化解存量债务,为融资平台公司转型创造条件。构建公平良好的金融营商环境,避免融资平台公司债务对中小企业信贷资源的挤压,实现金融资源优化配置。

第二,强化对中小企业的融资支持,构建产业链供应链金融协同机制。在地区经济发展过程中,将地方融资平台转型和中小企业发展融入地区优势重点产业的产业链和供应链构建中,完善供应链金融。地方融资平台可通过贷款、增信、增资和担保等方式为产业链和供应链上的中小企业提供金融支持,与银行、保险公司、融资性担保机构和产业投资基金等建立产业链信贷支持联动机制,设置中小企业专项信贷计划,优化融资产品和服务。

第三,降低中小企业融资成本,完善中小企业融资担保体系,优化信贷结构。鼓励融资平台公司进入普惠金融领域,通过市场化机制为中小企业提供多元化的融资渠道。构建和完善中小企业融资担保体系,通过风险共担扩大中小企业信贷规模;优化中小企业融资结构,促使金融机构针对不同成长阶段中小企业提供差异化的担保产品。建立和完善中小企业信用信息系统,降低金融机构的信息搜寻和监控成本,增加对中小企业的信贷投放。完善政府产业基金创投机制,帮助中小企业发挥自身潜力,构建支持中小企业融资的长效机制。

参考文献

- 1.曹光宇、刘晨冉、周黎安、刘畅,2020:《财政压力与地方政府融资平台的兴起》,《金融研究》第5期,第59-76页。
- 2.陈创练、高锡蓉、刘晓彬,2022:《“稳增长”与“防风险”双目标的宏观调控政策抉择》,《金融研究》第1期,第19-37页。
- 3.董晓林、杨小丽,2011:《农村金融市场结构与中小企业信贷可获得性——基于江苏县域的经济数据》,《中国农村经济》第5期,第82-92页。
- 4.冯明、伍戈,2018:《定向降准政策的结构性效果研究——基于两部门异质性商业银行模型的理论分析》,《财贸经济》第12期,第62-79页。

- 5.高然、祝梓翔、陈忱, 2022: 《地方债与中国经济波动: 金融加速器机制的分析》, 《经济研究》第6期, 第83-100页。
- 6.顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇, 2020: 《企业社会责任、融资约束与企业金融化》, 《金融研究》第2期, 第109-127页。
- 7.郭玉清、何杨、李龙, 2016: 《救助预期、公共池激励与地方政府举债融资的大国治理》, 《经济研究》第3期, 第81-95页。
- 8.何广文, 2001: 《中国农村金融供求特征及均衡供求的路径选择》, 《中国农村经济》第10期, 第40-45页。
- 9.胡玉梅、范剑勇, 2019: 《地方政府债务对企业融资的影响: 基于“基建挤入效应”和“信贷挤出效应”的视角》, 《江海学刊》第5期, 第86-92页。
- 10.黄昊、段康、蔡春, 2023: 《地方债管理体制改革的与实体经济发展》, 《数量经济技术经济研究》第2期, 第48-68页。
- 11.李林巍、李一花、潘晗, 2022: 《债务置换与企业融资困境》, 《财政研究》第11期, 第53-73页。
- 12.梁若冰、王群群, 2021: 《地方债管理体制改革的与企业融资困境缓解》, 《经济研究》第4期, 第60-76页。
- 13.林毅夫、李永军, 2001: 《中小金融机构发展与中小企业融资》, 《经济研究》第1期, 第10-18页。
- 14.刘畅、曹光宇、马光荣, 2020: 《地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗?》, 《经济研究》第3期, 第50-64页。
- 15.刘贯春、程飞阳、姚守宇、张军, 2022: 《地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善》, 《管理世界》第11期, 第71-89页。
- 16.刘守英、王志锋、张维凡、熊雪锋, 2020: 《“以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究》, 《管理世界》第6期, 第80-92页。
- 17.刘祚祥、黄权国, 2012: 《信息生产能力、农业保险与农村金融市场的信贷配给——基于修正的S-W模型的实证分析》, 《中国农村经济》第5期, 第53-64页。
- 18.卢峰、姚洋, 2004: 《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》, 《中国社会科学》第1期, 第42-55页。
- 19.马骏、王红林, 2014: 《政策利率传导机制的理论模型》, 《金融研究》第12期, 第1-22页。
- 20.毛捷、刘潘、吕冰洋, 2019: 《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》, 《中国社会科学》第9期, 第45-67页。
- 21.毛锐、刘楠楠、刘蓉, 2018: 《地方政府债务扩张与系统性金融风险的触发机制》, 《中国工业经济》第4期, 第19-38页。
- 22.聂卓、刘松瑞、玄威, 2023: 《从“主动负债”到“被动负债”: 中央监管转变下的隐性债务扩张变化》, 《经济学(季刊)》第6期, 第2136-2155页。
- 23.饶品贵、汤晟、李晓溪, 2022: 《地方政府债务的挤出效应: 基于企业杠杆操纵的证据》, 《中国工业经济》第1期, 第151-169页。
- 24.田国强、赵旭霞, 2019: 《金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角》, 《经济研究》第8期, 第4-20页。

- 25.王群群、梁若冰, 2023:《地方债管理体制改革的与基建民企债务违约》,《数量经济技术经济研究》第3期,第91-110页。
- 26.王治国, 2018:《政府干预与地方政府债券发行中的“利率倒挂”》,《管理世界》第11期,第25-35页。
- 27.徐军伟、毛捷、管星华, 2020:《地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角》,《管理世界》第9期,第37-59页。
- 28.余海跃、康书隆, 2020:《地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应》,《世界经济》第7期,第49-72页。
- 29.赵娜、王博、刘燕, 2017:《城市群、集聚效应与“投资潮涌”——基于中国20个城市群的实证研究》,《中国工业经济》第11期,第81-99页。
- 30.钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林, 2016:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期,第102-117页。
- 31.Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach, 2004, “The Cash Flow Sensitivity of Cash”, *The Journal of Finance*, 59(4): 1777-1804.
- 32.Aschauer, D. A., 1989, “Is Public Expenditure Productive?”, *Journal of Monetary Economics*, 23(2): 177-200.
- 33.Barro, R. J., 1990, “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, 98(5): 103-125.
- 34.Beladi, H., C. C. Chao, and M. Hu, 2018, “Does Tax Avoidance Behavior Affect Bank Loan Contracts for Chinese Listed Firms?”, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 58: 104-116.
- 35.Bolton, P., and X. Freixas, 2006, “Corporate Finance and the Monetary Transmission Mechanism”, *The Review of Financial Studies*, 19(3): 829-870.
- 36.Chen, T., J. K. Kung, and C. Ma, 2020, “Long Live Keju! The Persistent Effects of China’s Civil Examination System”, *The Economic Journal*, 130(631): 2030-2064.
- 37.Kaplan, S. N., and L. Zingales, 1997, “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?”, *Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 169-215.
- 38.Kempson, H. E., and C. M. Whyley, 1999, “Understanding and Combating Financial Exclusion”, *Insurance Trends*, Vol. 21: 18-22.
- 39.Leyshon, A., and N. Thrift, 1995, “Geographies of Financial Exclusion: Financial Abandonment in Britain and the United States”, *Transactions of the Institute of British Geographers New Series*, 20(3): 312-341.
- 40.Liang, Y., K. Shi, L. Wang, and J. Xu, 2017, “Local Government Debt and Firm Leverage: Evidence from China”, *Asian Economic Policy Review*, 12(2): 210-232.
- 41.Lucas, R. E., 1967, “Adjustment Costs and the Theory of Supply”, *The Journal of Political Economy*, 75(4): 321-334.
- 42.Myers, S. C., and N. S. Majluf, 1984, “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have”, *Journal of Financial Economics*, 13(2): 187-221.
- 43.Xiang, J., and L. Li, 2022, “Monetary Policy Uncertainty, Debt Financing Cost and Real Economic Activities: Evidence from China”, *International Review of Economics & Finance*, Vol. 80: 1025-1044.

44. Yang, Y., W. Chen., and Z. Yu., 2023, “Local Government Debt and Corporate Digital Transformation: Evidence from China”, *Finance Research Letters*, Vol. 57, 104282.

45. You, Z., Z. Feng, and Y. Yang, 2018, “Relief Degree of Land Surface Dataset of China (1 km)”, *Journal of Global Change Data & Discovery*, 2(2): 151-155.

46. Zhang, W., 2020, “Political Incentives and Local Government Spending Multiplier: Evidence for Chinese Provinces (1978–2016)”, *Economic Modelling*, Vol. 87: 59-71.

（作者单位：¹西南财经大学财政税务学院；

² 中央财经大学中国公共财政与政策研究院）

（责任编辑：光 明）

The Impact of the Expansion of Financing Platform Debt Scale on the Financing Constraints of Small and Medium-sized Enterprises from the Perspective of Financial Powerhouse

LIU Nannan LING Yuyang

Abstract: Based on the data of small and medium-sized enterprises (SMEs), financing platform companies, and macro-statistics from prefecture-level cities from 2013 to 2019, this paper constructs a two-sector model comprising banks and enterprises, integrates financing platform debt and SMEs financing into a unified theoretical framework, and explores the impact and mechanism of financing platforms’ debt scale expansion on the financing constraints of SMEs. The study finds that the expansion of financing platforms’ debt scale increases the credit interest rates of SMEs, reduces the credit scale of SMEs, and intensifies the financing constraints faced by SMEs. Moreover, the results of the chain mechanism test indicate that the expansion of the debt scale of the financing platforms primarily affects SMEs financing constraints through various pathways, including credit interest rates and credit scale. Accordingly, this paper proposes policy implications for alleviating the financing constraints faced by SMEs from the perspective of financing platform companies’ transformation and risk governance.

Keywords: Financing Platform Debt; Small and Medium Enterprises; Financing Constraints; Credit Interest Rate; Credit Scale

基于机器学习方法的农业转移人口 市民化水平影响因素研究*

齐秀琳 汪心如

摘要: 本文基于 2017 年中国流动人口动态监测调查数据,系统地运用多元线性回归、惩罚回归、集成学习和深度学习等多种机器学习方法,考察了农业转移人口市民化水平的影响因素。研究结果表明:集成学习方法在预测农业转移人口市民化水平方面明显优于多元线性回归模型,其中梯度提升回归树模型的预测效果最佳;在所有特征变量中,个体的受教育程度、性别、家庭规模、年龄和流动城市数量是影响农业转移人口市民化水平的最主要因素。此外,本文通过累积局部效应图展示了不同影响因素对农业转移人口市民化水平的具体预测模式,并发现年龄和流动城市数量对农业转移人口市民化水平有着明显的非线性影响。这些研究结论对政府进一步推进农业转移人口市民化具有重要参考价值。

关键词: 农业转移人口 市民化 机器学习

中图分类号: F323.6; C922 **文献标识码:** A

一、引言

党的二十大报告明确提出要“推进以人为核心的新型城镇化,加快农业转移人口市民化”^①。农业转移人口市民化并不仅仅是户口性质的转变,还指从农村转移到城镇的人口能够获得城镇永久居住身份、平等享有城镇居民各项社会福利和政治权利,最终成为城镇居民并完全融入城镇社会的过程(魏后凯和苏红键,2013)。根据国家统计局数据,中国城镇常住人口从 2013 年的 7.31 亿人增加至 2023

*本文研究得到河南省哲学社会科学规划项目“河南数字农业发展赋能农业固碳减排的实现路径研究”(编号:2022BJJ095)、河南省高等学校哲学社会科学创新团队支持计划“数字经济与产业创新”(编号:2023-CXTD-01)、郑州大学人文社会科学优秀青年科研团队资助项目“乡村特色产业的培育机制与富农机理研究”(编号:2023-QNTD-02)的资助。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,但文责自负。本文通讯作者:汪心如。

^①习近平,2022:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,北京:人民出版社,第 32 页。

年的 9.33 亿人，年均增长约 2020 万人，常住人口城镇化率增加了 12.43 个百分点^①。然而，受到多种因素限制，大量农业转移人口并未有效实现市民化（朱信凯，2005；刘金凤等，2023）。快速城镇化和低水平市民化之间的矛盾，不仅直接影响农业转移人口的切身利益，还抑制了消费增长，这在一定程度上阻碍了宏观经济发展（宁光杰和刘丽丽，2018；王青和刘烁，2020）。在此背景下，深入考察和厘清农业转移人口市民化水平的关键影响因素，具有十分重要的现实意义。

农业转移人口市民化是一个内涵丰富且复杂的转变过程，理论上受到多方面因素的影响（刘小年，2017；郭晓欣等，2023）。早期文献主要采用相关性分析方法展开研究（王桂新等，2008）。随着经济学经验研究中“可信性革命”的推进，对农业转移人口市民化水平影响因素的研究也经历了范式的深刻变革，即从考察相关关系转向识别因果关系（宁光杰和李瑞，2016；苏丽锋，2017）。在这一新研究范式下，倾向得分匹配法（祝仲坤和冷晨昕，2020）、工具变量法（祝仲坤，2021）和双重差分法（刘金凤等，2023）等计量经济学方法被广泛采用。虽然这一研究范式的转变极大地推动了学术界对农业转移人口市民化问题的理解，但从更广义的方法论角度来看，无论是相关性分析还是因果推断，本质上都属于解释性建模（陆瑶等，2020）。

与以往研究不同，本文采用多种机器学习方法，通过预测性建模来考察农业转移人口市民化水平的影响因素。相较于解释性建模，本文运用预测性建模展开研究具有三大优势：第一，预测性建模通过放弃估计系数的无偏性，能够更准确地捕捉到农业转移人口市民化水平的影响因素。在探寻变量间关系的建模中，研究者必须在偏差和方差之间进行权衡取舍（王芳等，2020）。解释性建模强调因果关系，致力于获得一致无偏的估计系数，即使这可能会导致方差变大（Athey，2019）。这意味着，虽然解释性建模的估计系数均值可能接近真实值，但单次回归系数的准确性无法得到保证，有时甚至会与真实值相差甚远。与此不同，预测性建模通过接受一定的偏差来换取更小的方差，从而提高了模型预测性能，并增强了模型捕捉关键影响因素的能力。第二，预测性建模不预设模型的具体形式，因此能够更好地刻画变量间的复杂关系。例如，农业转移人口市民化水平的影响因素极其复杂，不仅数量众多，而且不同影响因素之间，以及这些因素与农业转移人口市民化水平之间，均可能存在错综复杂的非线性关系。这种关系隐藏在数据中，且采用任何形式的预设模型都很难确保其形式的正确性，而集成学习和深度学习等机器学习方法由于并不预设具体模型形式，因此更能够挖掘出数据中隐藏的真实关系。这意味着，预测性建模不仅增强了模型的预测能力，也有助于探索解释性建模难以处理的复杂非线性关系。第三，机器学习可解释性方法的发展，不仅在一定程度上解决了机器学习模型过去常为人诟病的“黑箱”问题，还能够揭示解释性建模无法获取的关键信息。例如，沙普利加和解释（SHapley Additive exPlanations，简称 SHAP）等方法可基于拟合性能较高的机器学习模型，清晰地展现各特征变量对响应变量的影响大小，而传统解释性建模由于量纲差异和模型误设等问题，很难获取此类信息。再如，偏依赖图（partial dependence plot，简称 PD）和

^①资料来源：2013 年数据见 https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1898455.html；2023 年数据见 https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html。常住人口城镇化率=在城镇居住半年以上的常住人口/总人口×100%。

累积局部效应图（accumulated local effects plot, 简称 ALE）等方法能够准确捕捉并直观展现数据中复杂的非线性关系，而传统解释性建模为了保持模型的“可解释性”，通常会限制变量高次项的引入，从而忽略了变量间复杂的非线性关系。

正是由于上述优势，机器学习方法已被广泛应用于探索各种重要变量的影响因素，包括经济增长（刘岩和谢天，2019）、公司业绩（陆瑶等，2020）和通货膨胀（肖争艳等，2022）等。本文也属于这一类研究，即利用机器学习方法，通过预测性建模的方式，为理解经典议题提供不同以往的视角和发现。值得指出的是，预测性建模与解释性建模在思路和方法上虽有差异，但并不相互排斥。本文的研究建立在众多基于解释性建模研究的基础之上，并非仅仅基于所谓的“数据驱动”。实际上，预测性建模与解释性建模之间具有一定的互补性：预测性建模不仅为评判解释性建模提供了新视角，而且其从数据中所发掘的新规律，也可以成为解释性建模的新起点（Shmueli, 2010；郭峰和陶旭辉，2023）。

本文基于 2017 年中国流动人口动态监测调查数据（China Migrants Dynamic Survey, 简称 CMDS），运用多元线性回归、惩罚回归、集成学习和深度学习等方法，系统探讨个体、家庭、迁移以及城市四个维度的特征变量对农业转移人口市民化水平的影响。在通过数据拟合选择性能最优的模型后，本文进一步采用 SHAP 值方法评估不同因素的影响大小，并通过 ALE 图分析受教育程度、家庭规模、年龄、流动城市数量和本地居留时长等特征变量对农业转移人口市民化水平的具体预测模式。本文可能的边际贡献在于：第一，首次综合性地运用多种机器学习方法研究农业转移人口市民化问题，提供与传统解释性建模分析不同的视角和结论，从而丰富相关研究；第二，通过采用前沿的集成学习和深度学习等方法，有效规避多元线性回归模型设定上的局限性，在探讨农业转移人口市民化水平影响因素时，更准确地揭示变量间的复杂关系；第三，利用机器学习中的可解释性方法，探讨不同影响因素对农业转移人口市民化水平的重要性，并分析受教育程度等重要影响因素的具体预测模式，这对政府进一步推动农业转移人口市民化具有重要的参考价值。

二、模型与算法

（一）机器学习模型

1. 多元线性回归模型。本文采用传统的多元线性回归模型作为其他机器学习方法分析结果的参照，回归模型如下：

$$citizenship_i = \alpha + \beta^T X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中： α 为截距项， $citizenship_i$ 代表个体 i 的市民化水平； X_i 为个体特征、家庭特征、迁移特征和城市特征等一系列影响因素， β^T 为各影响因素的系数； ε_i 为误差项。为解决可能存在的异方差问题，本文在估计过程中采用了稳健标准误。

2. 惩罚回归方法。本文采用的惩罚回归方法包括 LASSO 回归和岭回归两种。惩罚回归的基本思想是通过引入正则项缓解多重共线性问题和过拟合问题。通常情况下，以平方误差项为损失函数，多元线性回归的优化目标可以表示为：

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^m (\text{citizenship}_i - \beta^T X_i - \alpha)^2 \quad (2)$$

(2) 式中： m 为样本总量。LASSO 回归在 (2) 式中加入一个 L_1 正则项（参数绝对值之和），这时优化目标变为：

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^m (\text{citizenship}_i - \beta^T X_i - \alpha)^2 + \lambda \|\beta\|_1 \quad (3)$$

(3) 式中： λ 为正则化参数， $\lambda \|\beta\|_1$ 为惩罚项。若将 L_1 正则项换为 L_2 正则项（参数平方之和），则 LASSO 回归变为岭回归。

3. 集成学习方法。本文采用的集成学习方法包括随机森林（Random Forest，简称 RF）、梯度提升回归树（Gradient Boosting Regression Tree，简称 GBRT）和极端梯度提升（eXtreme Gradient Boosting，简称 XGBoost）。集成学习方法通过组合多个预测效果一般的弱学习器，以适当的方式形成预测性能更优的强学习器。主要的集成算法包括装袋法、提升法和堆叠法。

(1) 随机森林。随机森林是基于装袋法的一种经典模型。装袋法以决策树作为基本构成单元，通过自助采样法从训练集中有放回地抽取样本并进行模型训练，最终通过计算多棵树的预测结果的均值来进行结果整合（陈强，2021）。具体步骤如下：

首先，在训练集中进行有放回地抽样，得到 B 个自助样本。第 b 个自助样本为：

$$\{x_i^{*b}, y_i^{*b}\}_{i=1}^n, b=1, \dots, B \quad (4)$$

(4) 式中： x_i^* 和 y_i^* 分别为特征变量与响应变量， n 为自助样本的样本容量。

其次，利用自助样本估计 B 棵不同的决策树，估计过程中不进行修枝。记第 b 棵树的预测结果为：

$$\{\bar{f}^{*b}(x)\}, b=1, \dots, B \quad (5)$$

最后，将 B 棵决策树的预测结果取平均处理后，得到最终预测结果 $\bar{f}_{bag}(x)$ ：

$$\bar{f}_{bag}(x) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \bar{f}^{*b}(x) \quad (6)$$

随机森林建立在上述算法的基础上，其独特性在于：在决策树的每个节点分裂时，它随机选择部分变量（而非全部变量）作为候选的分裂变量（Breiman，2001）。这种做法显著降低了决策树之间的相关性，从而减少了样本均值的方差。

(2) GBRT 和 XGBoost。基于提升法，GBRT 和 XGBoost 通过迭代方式来减小模型的预测误差，逐步提升模型性能。具体地，GBRT 的算法步骤如下（Friedman，2001；陆瑶和施函青，2022）：

首先，设定初始回归函数为：

$$f_0(x) = \arg \min_{\rho} \sum_{i=1}^m L(y_i, \rho) \quad (7)$$

(7) 式中： $L(\cdot)$ 为损失函数，当参数 $\rho = f_0(x)$ 时， $\sum_{i=1}^m L(y_i, \rho)$ 取值最小。

其次，循环进行以下 D 次迭代过程 ($d = 1, \dots, D$) :

第一步，计算损失函数负梯度 $\psi_{i,d} = -\frac{\partial L(y_i, f(x))}{\partial x}$ ，其中， $f(x) = f_{d-1}(x)$ ；

第二步，以 $\psi_{i,d}$ 为残差近似值拟合出新回归树 $g_d(x) = E(\psi | x)$ ；

第三步，选择使误差最小的梯度下降幅度 $\tau = \arg \min_{\tau} \sum_{i=1}^N L(y_i, f_{d-1}(x) + \tau g_d(x))$ ；

第四步，计算新的预测函数 $f_d(x) = f_{d-1}(x) + \tau g_d(x)$ 。其中， ν 为收缩参数。

最后，经过 D 次迭代后的模型 $f_D(x)$ 即为最终预测模型。

XGBoost 在 GBRT 的基础上提高了训练效率，并在拟合过程中利用了二阶导数信息。具体地，XGBoost 在损失函数中加入了 $L(y_i, f_{d-1}(x) + \tau g_d(x))$ 对 $f_{d-1}(x)$ 的一阶导数和二阶导数。此外，XGBoost 还加入了针对回归树 $g_b(x)$ 中节点的 L_1 和 L_2 范数惩罚项，以控制模型复杂度。

4. 深度学习方法。本文采用的深度学习方法为前馈神经网络 (Feedforward Neural Network, 简称 FNN) 模型。FNN 模型是一种由人工神经元和权重连接构成的模型，在计算过程中，每一层的神经元都能接收到前一层神经元的信号，并向下一层传递信号。在结构上，FNN 模型包含一个输入层、多个隐藏层以及一个输出层。信号在这些层间单向传播，隐藏层利用非线性变换对输入数据进行特征转换，使模型能够有效学习并预测复杂模式。FNN 模型的基本结构如图 1 所示 (陈强, 2021)：

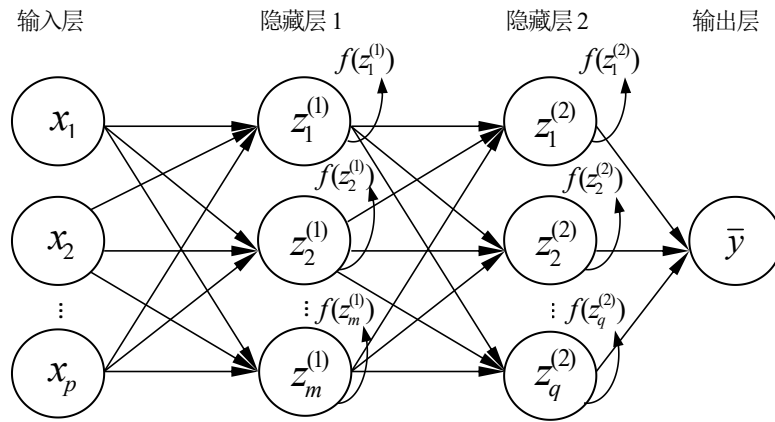


图 1 前馈神经网络的基本结构

注： $f(\cdot)$ 为激活函数。 z 为 x 在施加激活函数之前的加总值。

(二) 模型的参数调整与选择

1. 模型的参数调整。包括集成学习和深度学习在内的机器学习方法在捕捉变量间的复杂关系时具有优势，但所构建的模型可能存在过拟合问题。鉴于此，本文采用 K 折交叉验证来确定最优参数 (刘景江等, 2023)。具体而言，首先，通过随机抽样的方式将数据分为训练集和测试集，比例为 8 : 2；其次，在训练集上执行 K 折交叉验证，通常 K 值取 2 至 10 之间。考虑到本文样本量较小，本文选择 5 折交叉验证以平衡模型训练的稳定性、准确性和计算资源消耗。在此过程中，训练集被均匀划分为

5 个子集，每次用 4 个子集进行训练，剩下的 1 个子集用于验证，这一过程重复 5 次；最后，根据交叉验证结果确定各机器学习模型的最优参数。

经过上述调参过程，对不同模型参数设定如下：①惩罚系数（ α ）：LASSO 回归为 0.01，岭回归为 10；②决策树数量（ $n_estimators$ ）：随机森林为 120，GBRT 为 155，XGBoost 为 150；③决策树深度（ max_depth ）：随机森林为 10，GBRT 和 XGBoost 为 3；④学习率（ $learning_rate$ ）：GBRT 和 XGBoost 为 0.1；⑤FNN 的隐藏层数为 3，每层神经元个数分别为 9、9、6。

2. 模型选择。为选出最优模型，本文参考陆瑶等（2020）和陈运森等（2023）的研究，利用样本内拟合优度 R_{IS}^2 、样本外拟合优度 R_{OOS}^2 、可解释方差 EVS_{OOS} 、均方误差 MSE_{OOS} 、平均绝对误差 MAE_{OOS} 以及绝对中位差 $MedAE_{OOS}$ 六个指标对模型进行评价。各指标含义与计算公式如下：

$$R_{IS}^2(R_{OOS}^2) = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - y^p)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (8)$$

$$EVS_{OOS} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y^p - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (9)$$

$$MSE_{OOS} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y^p - y_i)^2 \quad (10)$$

$$MAE_{OOS} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y^p - y_i| \quad (11)$$

$$MedAE_{OOS} = \text{median}|y_i - y^p| \quad (12)$$

(8) ~ (12) 式中： y_i 为样本真实值， \bar{y} 为所有真实值的平均值， y^p 为预测值。值得说明的是，样本内拟合优度 R_{IS}^2 和样本外拟合优度 R_{OOS}^2 的计算公式相同，差别在于前者利用训练集数据计算得出，后者利用测试集数据计算得出。这些指标是本文模型选择的基础。首先， R_{IS}^2 反映了模型预测值与训练集实际观测值的拟合程度，该指标越大，模型对训练集样本的解释力越强。其次， R_{OOS}^2 和 EVS_{OOS} 分别反映了模型预测值与测试集实际观测值的拟合程度，以及模型预测值变异程度与测试集实际观测值变异程度的拟合程度。这两个指标越大，模型的泛化能力越好。最后， MSE_{OOS} 、 MAE_{OOS} 和 $MedAE_{OOS}$ 分别代表了样本外预测值与实际观测值之差的平方期望值、绝对值的期望和绝对值的中位数。这三个指标越小，模型预测的准确性越高。

（三）机器学习的可解释性方法

1. SHAP 值方法。SHAP 值方法相较于其他测度变量重要性的方法具有两大优点：一是其理论基础更为坚实，该方法提供了一个统一的框架来对影响因素的重要性进行排序（Lundberg and Lee, 2017）；二是在进行贡献度评价时，该方法满足了一致性条件（周卫华等，2022）。所谓一致性，是指当改变某个特征边际贡献度时，其他特征的边际贡献度不会改变。因此，为了测度并比较农业转移人口市民

化水平不同影响因素的重要性, 本文采用了 SHAP 值方法。该方法源于合作博弈论中的 Shapley 值概念, 其核心思想是通过计算各影响因素加入模型时的平均边际贡献, 来衡量它们对模型预测结果的贡献程度 (Lundberg and Lee, 2017)。具体地, 第 j 个影响因素的 SHAP 值计算公式如下:

$$SHAP_*^j = \sum_{S \subseteq F \setminus \{j\}} \frac{|S|!(|F|-|S|-1)!}{|F|!} (v_*(S \cup \{j\}) - v_*(S)) \quad (13)$$

(13) 式中: F 为所有影响因素的全集, $|F|$ 为 F 中元素个数; S 为不包含第 j 个影响因素的集合, 其元素个数为 $|S|$ 。 $(v_*(S \cup \{j\}) - v_*(S))$ 为当影响因素组合为 S 时, 第 j 个影响因素对预测值的期望的影响大小。对于利用集合 S 所得期望 $v_*(S)$, 本文采用 Aas et al. (2021) 的方法进行计算以克服变量相关性对结果的影响。

2. ALE 图。本文采用 ALE 图来描述各影响因素对农业转移人口市民化水平的具体预测模式。以往文献常用偏依赖图刻画影响因素的预测模式, 但该方法的使用需要假设各影响因素之间相互独立。相比之下, ALE 图通过计算局部效应消除了变量相关性的影响。鉴于农业转移人口市民化水平影响因素之间可能存在复杂的相互关系, 所以 ALE 图更适合本研究。在具体操作中, 首先, 将特征变量的取值范围划分为若干区间, 确保每个区间内具有相同数量的数据点。其次, 计算每个区间内的局部效应, 以此得出特征变量对模型预测的累积局部效应值。相关计算公式如下:

$$ALE^*(x_j) = \sum_{k=1}^{k(x_j)} \frac{1}{n_j(k)} \sum_{i: x_j^{(i)} \in N_j(k)} [\hat{f}(z_{k,j}, x_{-j}^{(i)}) - \hat{f}(z_{k-1,j}, x_{-j}^{(i)})] \quad (14)$$

(14) 式中: $ALE^*(x_j)$ 表示特征变量 x_j 未经中心化处理的累积局部效应值; k 代表划分的区间个数; $n_j(k)$ 代表第 j 个特征在第 k 个区间内的样本数量; $z_{k-1,j}$ 和 $z_{k,j}$ 分别是第 $k-1$ 和第 k 个区间的网格值, 代表特征 x_j 在第 $k-1$ 和第 k 个区间的边界值; $N_j(k)$ 是第 k 个区间内数据点索引集合; $\hat{f}(z_{k,j}, x_{-j}^{(i)})$ 是特征 x_j 达到边界值 $z_{k,j}$ 时的模型预测值, $x_{-j}^{(i)}$ 代表将第 i 个样本中的 x_j 特征排除后的特征集合。

本文将 (14) 式计算出的累积局部效应值进行中心化处理后, 可获得特征变量 x_j 的累积局部效应值。计算公式见 (15) 式:

$$ALE(x_j) = ALE^*(x_j) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ALE^*(x_j) \quad (15)$$

三、变量说明和数据来源

(一) 变量说明

1. 响应变量。本文的响应变量为农业转移人口市民化水平。在社会发展的不同阶段, 农业转移人口市民化的含义有所不同 (蔡昉, 2013; 魏后凯和苏红键, 2013; 洪银兴等, 2021)。早期, 学者普遍认为, 农业转移人口市民化的关键在于获得城市户籍 (刘传江和徐建玲, 2007)。然而, 随着社会

福利和公共服务等与户籍逐步脱钩，城市户籍对农民的吸引力下降，“落户”不再直接等同于市民化（邹一南，2021）。此外，考虑到农业转移人口实现市民化的实际障碍，在新一轮户籍制度改革的推动下，农业转移人口在城市落户的门槛已显著降低。目前，农业转移人口市民化水平不高主要体现在就业不稳定、发展能力弱、价值观念与城市不同步以及归属感缺失等方面（Chen et al., 2018; 李爱民等，2022）。因此，在现今背景下，农业转移人口市民化不仅仅是户籍身份的转变，更是包括生产和生活方式以及价值观念的全面转型。

关于农业转移人口市民化过程的理解，以往研究通常分为二段论（刘传江和徐建玲，2007）、三段论（王桂新等，2008）和四段论（王春超和蔡文鑫，2021）。本文基于四段论对农业转移人口市民化的内涵进行界定：一是经济市民化，即农业转移人口拥有负担城市生活成本的经济能力（刘传江和程建林，2009）。这种经济能力主要涵盖就业状况、消费能力和收入水平等方面（何军，2011; 苏丽锋，2017）。目前农业转移人口在这些方面与城市居民相比仍存在较大差距（王春超和蔡文鑫，2021）。二是公共服务市民化，即农业转移人口应享受与本地城市居民同等水平的公共医疗和教育资源（李爱民等，2022; 陈锡文，2023）。研究显示，更好的医疗保障有助于农业转移人口更好地融入城市（秦立建和陈波，2014）。同时，子女是否能够获得流入地的教育资源，也是衡量农业转移人口市民化水平的重要标准（佟大建等，2022）。三是社会市民化，它反映了农业转移人口市民化过程中非常重要的非物质维度（王桂新等，2008），包括个体对社会组织参与程度（涂尔干，2000）。农业转移人口从农民到市民的转变，不仅是生活空间的改变，还包括适应并习得城市居民的交往规则和社会规范，积极参与城市社会和政治活动，实现对城市社会的“嵌入”（梁波和王海英，2010; 魏后凯和苏红键，2013）。四是观念市民化，即农业转移人口在观念上认同自己是城市居民。一方面，市民化意愿是农业转移人口实现身份转变的前提（苏丽锋，2017）；另一方面，被本地市民接纳的自我感知和对本地人身份的自我认同，也体现了农业转移人口观念市民化的水平（辛宝英，2016）。

根据以上分析，本文从经济市民化、公共服务市民化、社会市民化和观念市民化四个维度选择变量，建立指标体系来衡量农业转移人口的市民化水平。为了避免由流入地差异导致的衡量偏差，本文参考以往文献的做法，采用比值法测度进入指标体系的各变量（魏后凯和苏红键，2013; 王春超和蔡文鑫，2021; 佟大建等，2022）。例如，如果农业转移人口的月收入为4000元，他们在一些中小城市（如洛阳）可能表现出较高的经济市民化水平，而在一线大城市（如上海）则可能较低。这表明，只有通过与流入地居民水平的比较，才能合理地衡量市民化水平。具体地，本文首先计算每个变量在流入地城市居民中的中位数，然后将农业转移人口在该变量上的取值与中位数相比，作为衡量农业转移人口市民化水平的基础。在对指标进行赋权加总时，考虑到熵值法等基于变量变异程度的赋权方式可能会掩盖或扭曲某些关键变量的贡献，本文借鉴以往文献（宁光杰和李瑞，2016; 苏丽锋，2017），使用等权重法来对构成总指标的子指标进行赋权。具体地，同一上层指标下的所有下层指标被赋予相同的权重。

农业转移人口市民化水平测度指标体系及说明见表1。

表 1 农业转移人口市民化水平测度指标体系		
一级指标	二级指标	三级指标
经济市民化	就业状况	周工作小时数（小时） 签订劳动合同情况：有固定期限=6，无固定期限=5，完成一次性工作任务=4，试用期=3，未签订劳动合同=2，不清楚=1 单位性质：国有和集体=4，私企=3，个体=2，无单位=1
	消费能力	家庭人均月消费支出（元）
	收入水平	月劳动收入（元）
公共服务市民化	基础医疗可及性	身体不适时选择去哪里看病：本地综合或专科医院=6，本地社区卫生站=5，本地个体诊所=4，本地药店=3，老家或除本地和老家以外的其他地方=2，没治疗=1
	医疗保险	参加医疗保险情况 ^a ：参加公费医疗=4，参加城镇居民医疗保险或城镇职工医疗保险=3，参加城乡居民合作医疗保险=2，参加新型农村合作医疗保险=1
	子女教育	目前在本地没有子女上学的困难：是=1，否=0
	居住证	是否办理居住证：是=1，否=0
社会市民化	在流入地社会活动参与	公益活动参与频繁程度：经常=4，有时=3，偶尔=2，没有=1 参与社区管理频繁程度：经常=4，有时=3，偶尔=2，没有=1
	在流入地政治活动参与	向政府部门提出政策建议频繁程度：经常=4，有时=3，偶尔=2，没有=1 参与党务活动频繁程度：经常=4，有时=3，偶尔=2，没有=1
观念市民化	融入意愿	愿意融入本地人当中：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1
	被接纳程度	本地人愿意接纳我：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1
	身份认同	自我感觉是本地人：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1

注：a 根据本文所用样本计算，就四类保险中农业转移人口在流入地的参保比例而言（流入地参保人数/流入地和户籍地的参保总人数），新型农村合作医疗保险最低（2.94%），城乡居民合作医疗保险次之（41.36%），城镇居民医疗保险或城镇职工医疗保险最高（96.34%）。这意味着，对不同医疗保险的参与在一定程度上能够反映农业转移人口享受本地公共服务的水平。

2.特征变量。据以往研究，农业转移人口市民化水平的影响因素既包括微观层面的个体特征、家庭特征和迁移特征，也包括宏观层面的流入地城市特征。具体如下：

①个体特征。研究表明，性别、年龄、政治面貌、婚姻状况、健康状况及受教育程度等个体差异对农业转移人口市民化水平有显著影响（张斐，2011；王孝莹和王目文，2020；朱纪广等，2020；刘金凤等，2023）。②家庭特征。根据新迁移经济学理论，迁移决策通常并非由个体独自做出，而是由更多相关人员组成的一个更大单位（如家庭）集体决定的（Stark，1991）。这意味着，家庭特征会显著影响农业转移人口的市民化水平。以往研究表明，家庭结构性特征（如家庭规模和子女数量）和家庭财产性特征（如老家是否有困难、老家耕地承包情况、老家宅基地情况和老家村集体分红情况）都是影响农业转移人口市民化水平的关键因素（王孝莹和王目文，2020；李国正，2020）。③迁移特征。首先是迁移方式，有研究表明，当有家属随迁时，农业转移人口可以更好地融入城市（李强和龙文进，2009）；其次是流动距离，有研究发现，省内流动的农业转移人口市民化意愿和能力都高于跨省流动

的样本（宁光杰和李瑞，2016）；最后是迁移时长，有学者指出，农业转移人口在本地居留时长和离开家（户籍地）时长越久，其市民化水平越高（Hu et al., 2011；王成利和王洪娜，2020）。④流入地城市特征。除了上述微观层面的特征外，流入地所具有的城市特征也影响着农业转移人口市民化水平（张占斌等，2013；刘静和张锦华，2021）。一方面，城市发展水平和公共服务状况是影响农业转移人口市民化水平的关键因素（吴业苗，2012；张继良和马洪福，2015；苏丽锋，2017；祝仲坤，2021）；另一方面，户籍等正式制度和以社会包容性为主要表现的非正式制度也对农业转移人口市民化水平产生了显著影响（王桂新等，2008；徐延辉和龚紫钰，2019）。

在前述分析的基础上，本文从个体特征、家庭特征、迁移特征和城市特征四个维度出发，选择了总计 37 个特征变量。除了以往文献中常见的性别、年龄等变量之外，本文还引入了流动城市数量、方言多样性以及用于衡量城乡差距的变量（徐现祥等，2015）。这些变量涵盖了城乡收入差距以及城乡公共服务差距。后者包括城乡教育水平差距、城乡医疗服务水平差距和城乡社会保障水平差距，均以城乡均等化水平衡量（黄寿峰和赵岩，2023）。具体测算方法为：首先，选择衡量不同公共服务水平的指标，其中，教育水平包括每万人拥有普通小学学校数、每万人拥有普通中学学校数、普通小学师生比和普通中学师生比，医疗服务水平包括每万人拥有医院卫生院机构数、每万人拥有医院卫生院床位数和每万人拥有执业或助理医师数，社会保障水平包括基本养老保险参保率、基本医疗保险参保率和失业保险参保率；其次，利用熵值法分别测算各地农村和城市公共服务供给水平；最后，用农村与城市公共服务供给水平之比表示均等化程度。本文主要变量的说明和描述性统计见表 2。

表 2 变量说明与描述性统计

变量分类	变量名称	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
响应变量	市民化水平	依照农业转移人口市民化水平测度指标体系（表 1）进行测算	0.996	0.184	0.559	2.157
特征变量	个体特征					
	性别	受访者性别：男=1，女=0	0.489	0.500	0	1
	年龄	受访者年龄（岁）	33.930	9.164	15	60
	婚姻状况	受访者婚姻状况：未婚=1，已婚=0	0.168	0.374	0	1
	民族	受访者民族：汉族=1，其他=0	0.972	0.164	0	1
	健康状况	受访者健康状况：健康=4，基本健康=3，不健康但生活能自理=2，生活不能自理=1	3.853	0.391	1	4
	受教育程度	受访者受教育程度：研究生=7，大学本科=6，大学专科=5，高中/中专=4，初中=3，小学=2，未上过小学=1	3.501	1.021	1	7
	政治面貌	受访者政治面貌：中共党员=1，其他=0	0.034	0.180	0	1
	家庭特征					
	家庭规模	受访者家庭成员人数（人）	3.043	1.081	1	5
	子女数量	受访者家庭中 16 岁以下人口数（人）	0.858	0.800	0	4

表2 (续)

特征变量	老家耕地承包情况	受访者在老家(户籍所在地)是否有承包耕地: 有=1, 没有/不清楚=0	0.528	0.499	0	1
	老家村集体分红情况	受访者在老家(户籍所在地)是否有集体分红: 有集体分红=1, 没有/不清楚=0	0.035	0.184	0	1
	老家宅基地情况	受访者在老家(户籍所在地)是否有宅基地: 有宅基地=1, 没有/不清楚=0	0.726	0.446	0	1
	老家是否有困难	受访者在老家(户籍所在地)是否有困难(包括老人赡养、子女照看、子女教育费用、配偶生活孤单、家人有病缺钱治、土地耕种等缺劳动力, 以及其他困难): 有困难=1, 没有困难=0	0.613	0.487	0	1
	迁移特征					
	家属随迁	受访者是否有家属随迁: 有=1, 没有=0	0.383	0.486	0	1
	流动距离	受访者相对户籍所在地的流动范围: 跨省=3, 省内跨市=2, 市内跨县=1	2.386	0.597	1	3
	流动城市数量	受访者总共流动(跨区县1个月及以上, 以工作、生活等为目的)的城市数量(个)	1.929	1.037	1	5
	本地居留时长	受访者自进入当前流入地以来居留时长(年)	5.097	3.503	1	15
	离开家(户籍地)时长	受访者多长时间没有回过老家(户籍所在地)(年)	1.222	0.982	1	24
	城市特征					
	地区生产总值	地区生产总值(亿元)	8779.942	4568.113	2707.529	21503.151
	产业结构	第三产业增加值占地区生产总值的比重(%)	59.507	8.117	50.810	71.750
	普通小学师生比	普通小学专任教师数(人)/普通小学在校学生数(人)	0.055	0.004	0.051	0.061
	普通中学师生比	普通中学专任教师数(人)/普通中学在校学生数(人)	0.083	0.009	0.071	0.098
	每万人拥有医院卫生院机构数	医院卫生院数(个)/年末总人口数(万人)	0.376	0.126	0.235	0.586
	每万人拥有医院卫生院床位数	医院卫生院床位数(张)/年末总人口数(万人)	84.061	24.230	47.634	128.248
	每万人拥有执业或助理医师数	执业或助理医师数(人)/年末总人口数(万人)	48.510	12.396	22.433	68.410
	每万人拥有公共汽车数量	年末实有公共营运汽电车(辆)/年末总人口(万人)	12.265	4.805	2.707	19.739
	城镇职工基本养老保险参保情况	城镇职工基本养老保险参保人数(人)/年末总人口数(人)	0.598	0.205	0.278	0.844
	城镇职工失业保险参保情况	城镇职工失业保险参保人数(人)/年末总人口数(人)	0.403	0.189	0.144	0.656

表 2（续）

特征 变量	生活垃圾无害化处理率	生活垃圾无害化处理量与生活垃圾产生量之比	0.999	0.001	0.997	1.000
	污水处理厂集中处理率	污水处理厂处理污水量与污水排放总量之比	0.956	0.025	0.910	0.987
	最低工资	城市每小时最低工资与社会在岗职工平均每小时工资之比	0.823	0.053	0.764	0.915
	户籍开放度	户籍开放度越高，表示户籍管制对劳动力流动的阻碍作用越小	0.663	0.214	0.287	0.865
	方言多样性	城市方言数量（种）	1.557	0.646	1	3
	城乡收入差距	城镇居民人均可支配收入（元）/农村居民人均可支配收入（元）	2.143	0.287	1.716	2.547
	城乡教育水平差距	城乡教育均等化水平	0.847	0.100	0.735	1
	城乡医疗服务水平差距	城乡医疗服务均等化水平	0.777	0.199	0.351	1
	城乡社会保障水平差距	城乡社会保障均等化水平	0.723	0.352	0.002	1

注：最低工资和户籍开放度的具体计算方法参考中国人民大学国家发展与战略研究院发布的《中国劳动力市场化指数编制》；城乡教育水平差距、城乡医疗服务水平差距和城乡社会保障水平差距的计算方式见上文；为了使描述性统计有意义，表中对地区生产总值的描述性统计结果为其原值的统计值，在后文分析中则对其进行取对数处理。

（二）数据来源

本文用于测量农业转移人口市民化水平的数据源自 2017 年 CMDS 数据。CMDS 采用分层、多阶段、按规模大小成比例的概率抽样方法进行抽样。相较于其他年份的数据，CMDS（2017）问卷中不仅包含了大量有关农业转移人口市民化的问题，而且提供了流入地城市居民的相关信息，非常适合本研究的需求^①。CMDS（2017）（C 卷）的访谈对象为城市中的流动人口。为了筛选出合适的研究样本，首先，本文选择具有农业户口的个体；其次，删除在重要变量上有缺失值或异常值的样本。经过筛选，最终的观测样本总数为 7619 个。为了精准测算农业转移人口市民化水平，本文还使用了 CMDS（2017）（D 卷）中报告的城市居民信息。本文中，农业转移人口的个体、家庭和迁移特征变量数据来自 CMDS（2017），城市特征变量中最低工资和户籍开放度数据来自中国人民大学国家发展与战略研究院 2019 年 3 月发布的《中国劳动力市场化指数编制》，方言多样性数据来自《汉语方言大词典》，其他城市特征变量数据来自 2018 年《中国城市统计年鉴》和各省市统计年鉴。

四、实证结果和分析

（一）多元线性回归结果

表 3 报告了多元线性回归结果。从回归结果来看，在其他条件不变的情况下，个体特征中的男性身份、受教育程度和党员身份显著提高了农业转移人口市民化水平；家庭特征中的家庭规模对农业转

^①在目前公开的可用于研究农业转移人口市民化水平影响因素的大型微观数据库中，仅有 CMDS（2017）调查并报告了流动人口所在城市居民的相关信息。

移人口市民化水平具有显著负向影响，而子女数量具有显著正向影响；迁移特征中家属随迁、流动城市数量和本地居留时长对农业转移人口市民化水平具有显著正向影响。

上述结果在一定程度上印证了以往文献的发现（张斐，2011；刘金凤等，2023），但也存在一些局限。一方面，尽管以往文献在进行“假设—检验”时多将模型设定为线性形式，但通过偏残差图分析，本文发现年龄等变量与农业转移市民化水平之间并非线性关系。当然，这时可以通过加入高阶项或交互项来捕捉这些非线性关系，但该做法并不能确保模型形式正确匹配数据结构。另一方面，本文虽然采用了稳健标准误来处理潜在的异方差问题，但在纳入大量解释变量后，仍面临难以克服的多重共线性问题（VIF 最大值为 21.73）。虽然可以通过筛选变量的方法来缓解多重共线性问题，但这可能会损害影响因素分析的全面性和系统性。鉴于此，本文通过引入惩罚回归、集成学习和深度学习等方法，以期更全面和深入地分析农业转移人口市民化水平的影响因素。

表 3 农业转移人口市民化水平影响因素的多元线性回归结果

	被解释变量：农业转移人口市民化水平						
	性别	年龄	婚姻状况	民族	健康状况	受教育程度	政治面貌
系数	0.0383**	-0.0001	-0.0021	-0.0226	-0.0146	0.0367***	0.0949***
稳健标准误	(0.0126)	(0.0002)	(0.0109)	(0.0150)	(0.0089)	(0.0042)	(0.0145)
	家庭规模	子女数量	老家耕地承包情况	老家村集体分红情况	老家宅基地情况	老家是否有困难	
	-0.0260***	0.0091*	0.0106	0.0568	0.0037	0.0036	
系数							
稳健标准误	(0.0026)	(0.0036)	(0.0062)	(0.0292)	(0.0088)	(0.0038)	
	家属随迁	流动距离	流动城市数量	本地居留时长	离开家（户籍地）时长		
	0.0139*	0.0033	0.0144**	0.0043***	0.0031		
系数							
稳健标准误	(0.0057)	(0.0066)	(0.0045)	(0.0009)	(0.0022)		
	地区生产总值	产业结构	普通小学师生比	户籍开放度	方言多样性		
	0.6070	0.0047	-5.0760	8.3150	2.9403		
系数							
稳健标准误	(0.5544)	(0.0041)	(4.7788)	(7.9092)	(2.7611)		

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②部分城市特征变量因多重共线性问题在回归中被剔除。

（二）基于不同方法的模型预测效果评价

表 4 展示了基于不同方法的模型对农业转移人口市民化水平的预测效果。首先，惩罚回归中的 LASSO 回归预测效果明显差于多元线性回归，岭回归与多元线性回归预测效果基本相同；其次，尽管前馈神经网络在拟合能力上并不优于多元线性回归，但其在泛化能力方面表现更佳；最后，集成学习方法在预测效果上表现最为优秀。以表现最好的 GBRT 模型为例，其三个正向指标 R^2_{IS} 、 R^2_{OOS} 和 EVS_{OOS} 相较于多元线性回归模型分别提升了 56.90%、69.10%和 73.26%，而三个负向指标 MSE_{OOS} 、 MAE_{OOS} 和 $MedAE_{OOS}$ 相较于多元线性回归分别下降了 21.86%、10.83%和 7.14%。

集成学习方法之所以在预测效果上优于多元线性回归模型，主要是因为农业转移人口市民化水平的影响因素极其复杂。无论是特征变量之间的相互作用，还是特征变量与响应变量之间的非线性关系，传统的多元线性回归模型都难以精确捕捉（Mullainathan and Spiess，2017）。这充分表现为样本内拟合优度小、样本外泛化能力弱以及各类型的误差大等问题。相较之下，集成学习并不预设任何模型形式，而是直接基于数据集来训练模型，从而可以更好地处理各种非线性关系。因此，下文将主要基于预测效果最优的 GBRT 模型进行分析。

表 4 基于不同方法的模型预测效果评价

模型	(1) R^2_{IS}	(2) R^2_{OOS}	(3) EVS_{OOS}	(4) MSE_{OOS}	(5) MAE_{OOS}	(6) $MedAE_{OOS}$
多元线性回归	0.1413	0.1149	0.1152	0.0311	0.1404	0.1162
LASSO 回归	0.0958	0.0827	0.0831	0.0322	0.1422	0.1187
岭回归	0.1413	0.1150	0.1153	0.0311	0.1404	0.1163
随机森林	0.3381	0.1940	0.1941	0.0285	0.1338	0.1139
GBRT	0.2217	0.1943	0.1996	0.0243	0.1252	0.1079
XGBoost	0.2201	0.1674	0.1675	0.0313	0.1364	0.1148
前馈神经网络	0.1375	0.1195	0.1202	0.0309	0.1400	0.1172

（三）不同特征变量的重要性排序

为进一步探求不同特征变量对农业转移人口市民化水平的影响差异，本文利用 SHAP 值方法测度并比较不同特征变量对农业转移人口市民化水平的预测能力。表 5 展示了特征变量重要性排序的前十位。根据 GBRT 模型和随机森林的结果，农业转移人口的受教育程度、性别、家庭规模、年龄和流动城市数量位列前五，表明这些因素对农业转移人口市民化水平的预测效果最好。同时，表 5 显示这五个特征变量在两种模型中的排名基本相同，证明了结论的稳健性。此外，表 5 的结果既验证了以往研究的发现，即受教育程度等因素对农业转移人口市民化水平具有重要影响（刘金凤等，2023；郭晓欣等，2023），也提供了新的见解：由于存在量纲和模型设定等问题，传统计量方法难以准确比较不同因素的影响力度，而 SHAP 值方法可以解决该问题。

表 5 基于 SHAP 值方法的特征变量重要性排序

排名	GBRT		随机森林	
	变量名称	SHAP 均值	变量名称	SHAP 均值
1	受教育程度	0.0265	受教育程度	0.0259
2	性别	0.0205	性别	0.0191
3	家庭规模	0.0176	家庭规模	0.0099
4	年龄	0.0144	流动城市数量	0.0094
5	流动城市数量	0.0130	年龄	0.0081
6	本地居留时长	0.0125	本地居留时长	0.0062
7	户籍开放度	0.0086	户籍开放度	0.0055
8	政治面貌	0.0047	政治面貌	0.0051

表 5 (续)

9	子女数量	0.0046	每万人拥有医院卫生院机构数	0.0041
10	老家宅基地情况	0.0046	污水处理厂集中处理率	0.0034

(四) 主要特征变量对农业转移人口市民化水平的预测模式

本文接下来利用 ALE 图来探讨最重要的几个特征变量对农业转移人口市民化水平的具体预测模式。考虑到性别是一个二值变量, 本文选择了在特征变量重要性排序中位列第六位的本地居留时长作为替代, 分别绘制了受教育程度、家庭规模、年龄、流动城市数量和本地居留时长等特征变量的 ALE 图。其中, 纵轴代表累积局部效应的大小, 即特征值变化对模型预测输出的平均影响程度; 黑色实线的斜率表示特征变量的边际效应, 正值意味着特征变量与响应变量正相关, 负值则表示负相关。ALE 图中的虚线代表蒙特卡洛样本的边际分布, 反映了模型在特定特征值下预测的不确定性。虚线越接近实线, 表明在该特征值附近蒙特卡洛样本的预测值越一致, 模型的不确定性也就越低。

1. 受教育程度。图 2 展示了农业转移人口受教育程度与市民化水平之间的 ALE 图。由图 2 可知, 随着受教育程度的提高, 农业转移人口的市民化水平也相应提升。农业转移人口市民化的一个基本前提是其拥有在城市中生存和生活的能力, 而个体受教育水平在这一过程中起到了至关重要的作用。拥有更高的受教育程度, 意味着个体在就业市场上更有竞争力, 更有机会获得更为优越的工作机会以及更高的收入水平, 这极大地促进了其市民化水平的提升(单菁菁, 2014)。此外, 图 2 显示受教育程度与农业转移人口市民化水平之间存在近似的线性关系。这种关系虽然可以通过解释性模型的拟合方法得到类似的线性图形来呈现, 但两者在本质上并不相同: 解释性建模来自对模型形式的设定; 而 ALE 图揭示的是来自数据的、受教育程度与市民化水平之间“真实”的近似线性的关系。换言之, ALE 图所展现的变量关系即使与基于解释性模型的研究结论相符, 也不是对以往研究结论的简单重复。

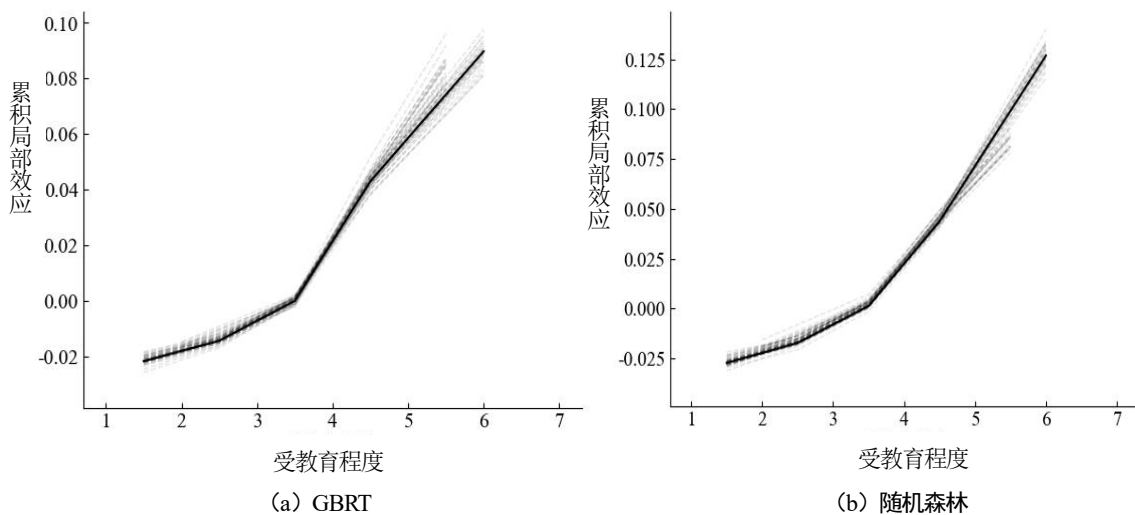


图 2 农业转移人口受教育程度与市民化水平的 ALE 图

2. 家庭规模。图 3 展示了农业转移人口家庭规模与市民化水平之间的 ALE 图。由图 3 可知, 当家庭规模扩大时, 农业转移人口市民化水平会先迅速下降, 后下降速度逐渐减缓。可能的原因在于: 一

方面, 家庭规模扩大会带来更高的生活压力, 从而削弱农业转移人口市民化的能力 (苏丽锋, 2017), 因此, 家庭规模扩大降低了农业转移人口的市民化水平; 另一方面, 随着家庭规模的进一步扩大, 家庭成员共同分担市民化成本的能力也在提高 (孙战文和杨学成, 2013), 这将在一定程度上减缓农业转移人口市民化水平的下降速度。

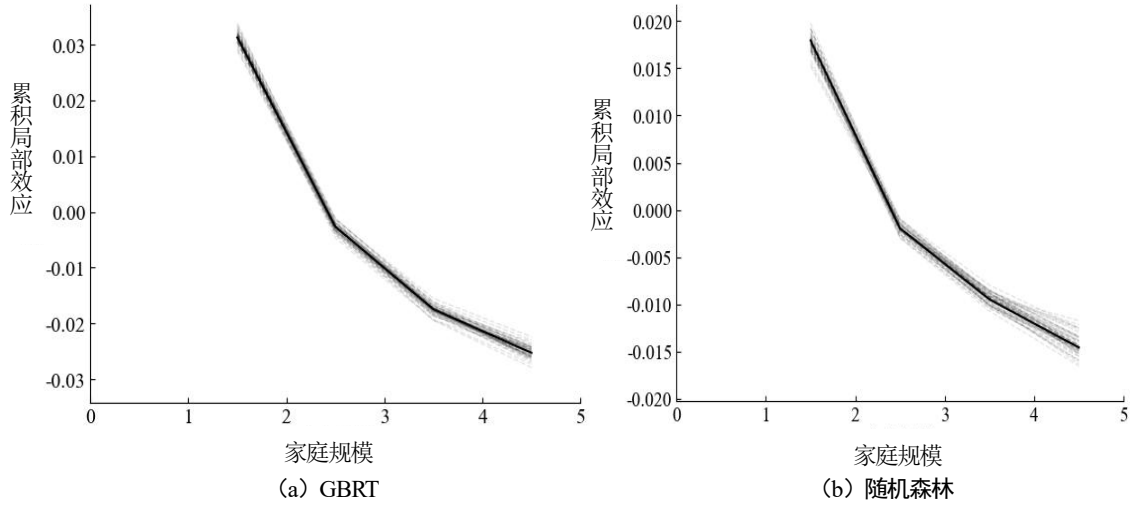


图3 农业转移人口家庭规模与市民化水平的 ALE 图

3. 年龄。图4展示了农业转移人口年龄与市民化水平之间的 ALE 图。由图4可知, 当个体年龄在33岁以下时, 农业转移人口市民化水平随着年龄增加而提高; 个体年龄超过33岁, 农业转移人口市民化水平则随着年龄增加而下降。图4表明农业转移人口的年龄与市民化水平之间呈先上升后下降的倒U型关系, 与认为市民化水平与年龄正相关的研究有所差异 (苏丽锋, 2017)。可能的原因在于: 一方面, 较年轻农业转移人口的人力资本和社会资本等会随着年龄增加而快速积累, 从而对其市民化过程产生积极影响 (王桂新等, 2010), 但随着年龄渐长, 这些资本的积累速度和影响效应都会减弱; 另一方面, 相对于年龄更大的群体, 更年轻的农业转移人口融入城市社会的意愿更强, 且在思想观念和行为方式上更容易实现从农村居民到城市居民的转变 (单菁菁, 2014; 佟大建等, 2022)。

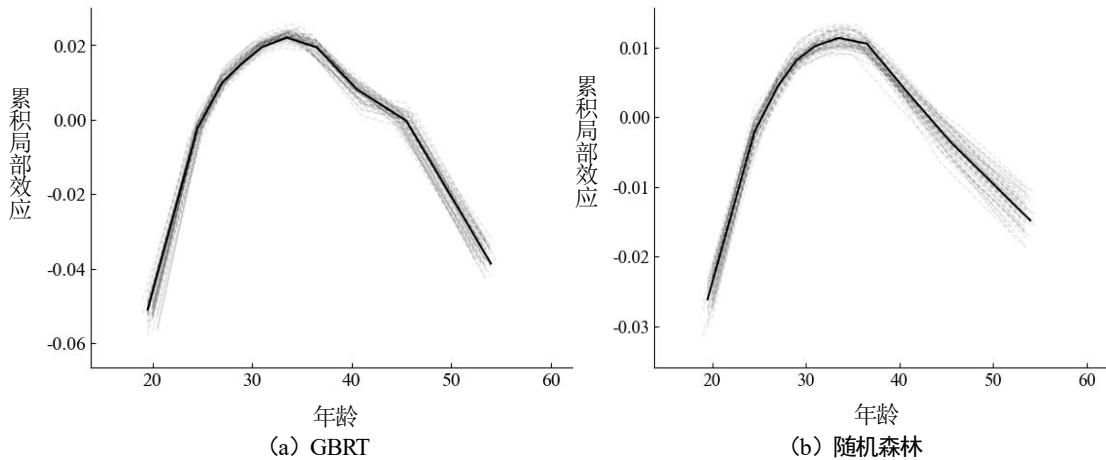


图4 农业转移人口年龄与市民化水平的 ALE 图

4.流动城市数量。图5展示了农业转移人口流动城市数量与市民化水平之间的ALE图。由图5可知,随着流动城市数量的增加,农业转移人口市民化水平呈上升趋势,但在流动城市数量超过2个时,这种上升趋势会明显放缓。可能的原因在于:一方面,农业转移人口在流动过程中会随着城市相关政策,以及自身或家庭需求的变化而重新选择流动城市,这在一定程度上反映他们融入城市的意愿和能力(王洁晶和张沐华,2023);另一方面,农业转移人口流动城市越多,则越不易于在城市中形成稳定的社会关系网络,从而不利于其实现市民化。

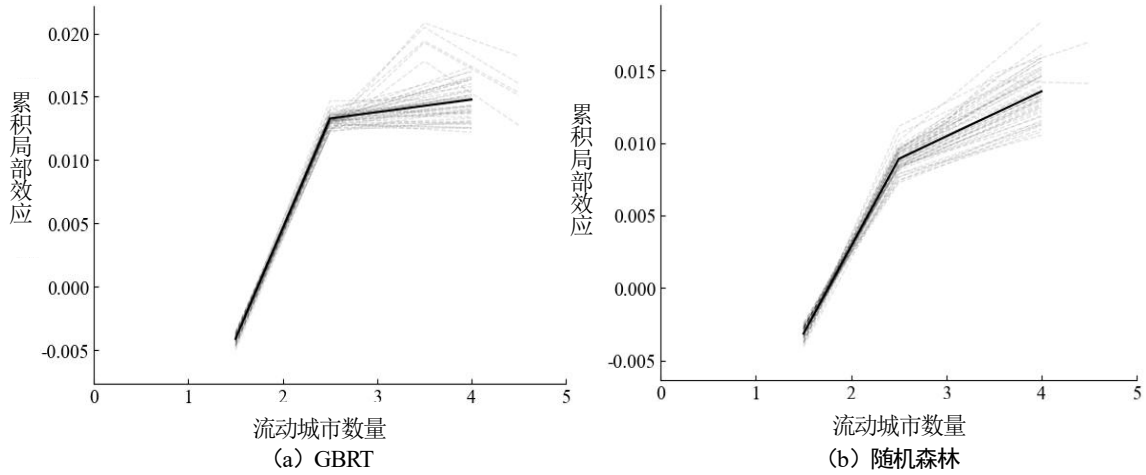


图5 农业转移人口流动城市数量与市民化水平的ALE图

5.本地居留时长。图6展示了农业转移人口本地居留时长与市民化水平之间的ALE图。由图6可知,随着在本地居留时长的增加,农业转移人口市民化水平呈上升趋势。可能的原因在于:一方面,农业转移人口在流入地的居留时间越长就越能形成稳定的生活方式,对流入地生活的适应性与认同感也相应提高(王桂新等,2010;朱纪广等,2020);另一方面,中国近年来相关政策的颁布,使得城市就业机会逐渐增多(何可等,2023)。长期的城市生活有助于农业转移人口的社会资本积累,增强了其就业稳定性以及在劳动力市场上的竞争力,进而提高市民化的意愿与能力(杨雪和魏洪英,2017)。

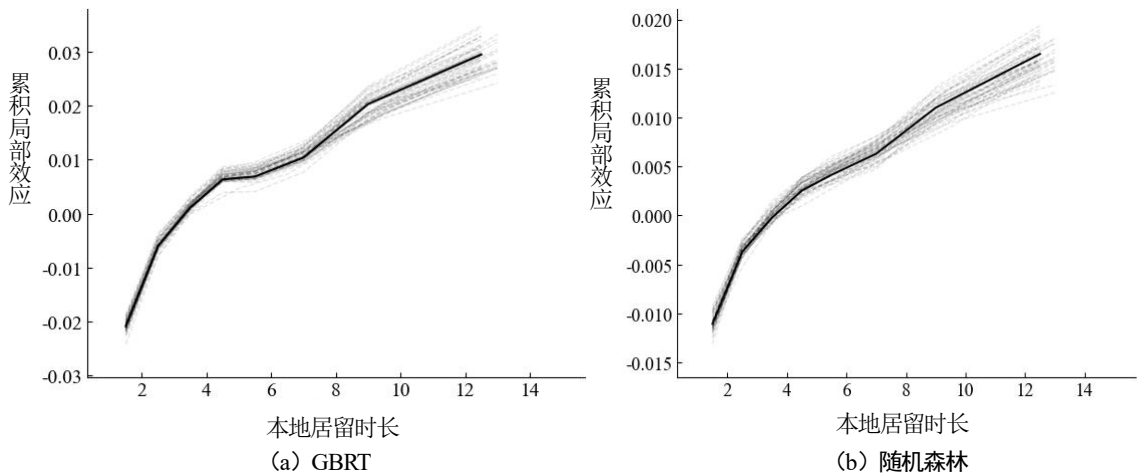


图6 农业转移人口本地居留时长与市民化水平的ALE图

（五）稳健性检验

1.更换响应变量测度方式。前文在测量农业转移人口市民化水平时，为避免流入地差异带来的偏差，计算了农业转移人口与流入地城市居民各指标中位数的比值。本文将使用均值替代中位数来重新测量响应变量，并在此基础上应用各种模型进行拟合。相较于中位数，均值可以更充分地利用全部数据的信息。表6展示了基于新响应变量的各模型预测效果，结果显示集成学习方法的预测效果依然优于多元线性回归模型，这进一步证明了本文结论的稳健性。

表6 基于新响应变量的模型预测效果评价

模型	(1) R^2_{IS}	(2) R^2_{OOS}	(3) EVS_{OOS}	(4) MSE_{OOS}	(5) MAE_{OOS}	(6) $MedAE_{OOS}$
多元线性回归	0.0990	0.0648	0.0654	0.0395	0.1557	0.1282
LASSO 回归	0.0088	0.0096	0.0111	0.0416	0.1606	0.1288
岭回归	0.0949	0.1018	0.1019	0.0382	0.1556	0.1349
随机森林	0.5252	0.1313	0.1313	0.0362	0.1541	0.1313
GBRT	0.1687	0.1202	0.1205	0.0383	0.1554	0.1296
XGBoost	0.1562	0.1250	0.1251	0.0372	0.1540	0.1299
前馈神经网络	0.0843	0.0764	0.0764	0.0348	0.1497	0.1282

2.利用特征变量重要性方法对变量排序。鉴于 SHAP 值方法在理论上相较于其他方法具有优势，上文主要采用 SHAP 值方法对特征变量的重要性进行了测度和排序。接下来，本文利用以往文献中常用的特征变量重要性方法重新衡量特征变量的重要性。不同于 SHAP 值方法通过计算各个影响因素的平均边际贡献衡量其贡献程度的做法，特征变量重要性方法根据决策树分裂前后的信息增益衡量变量重要性。如表7所示，基于特征变量重要性方法计算的特征变量重要性排序在前五位的是受教育程度、年龄、性别、家庭规模和本地居留时长，与基于 SHAP 值方法计算的结果基本一致，进一步证明了本文结论的稳健性。

表7 基于特征变量重要性方法的特征变量重要性排序（前五位）

排名	GBRT		随机森林	
	变量名称	相对重要性 (%)	变量名称	相对重要性 (%)
1	受教育程度	28.987	受教育程度	17.250
2	年龄	10.629	年龄	13.297
3	性别	9.884	本地居留时长	9.736
4	家庭规模	8.698	家庭规模	6.716
5	本地居留时长	7.030	性别	6.503

五、结论

本文基于 2017 年 CMDS 数据，运用多元线性回归、惩罚回归、集成学习和深度学习等多种方法，

系统探讨了个体、家庭、迁移以及城市四个不同维度的特征变量对农业转移人口市民化水平的影响。研究结果表明,集成学习方法在预测效果上明显优于多元线性回归模型,尤其是 GBRT 模型表现最佳。通过 SHAP 值方法的分析发现,个体受教育程度、性别、家庭规模、年龄和流动城市数量是影响农业转移人口市民化水平的重要因素。此外,本文还通过 ALE 图揭示了不同影响因素对农业转移人口市民化水平的具体预测模式,结果表明年龄和流动城市数量对农业转移人口市民化水平有着显著的非线性影响。

本文研究得到的政策启示如下:首先,应以系统性的政策思路持续推进农业转移人口市民化进程。本文研究结果表明,农业转移人口市民化水平受多种因素影响,且这些因素之间存在复杂的非线性关系。因此,一方面,政府应明确农业转移人口市民化的中长期目标和阶段性任务,在法规上保障农业转移人口在住房、就业、教育和医疗等方面的合法权益;另一方面,政府应通过制度与组织设计,使不同部门形成合力,出台各种配套措施,确保政府、企业、个人三方在推动农业转移人口市民化进程中的角色和作用得到有效协调。其次,应采取差异化的政策措施,加快农业转移人口市民化进程。本文研究结果表明,不同特征变量对农业转移人口市民化水平的预测效果各异,且某些变量的影响呈现明显非线性特征。因此,在制定与实施政策时,应充分考虑农业转移人口的个体、家庭和迁移特征,结合流入城市的特点,分阶段、分层次地推动农业转移人口市民化。例如,对于初到城市的农业转移人口,重点应放在提供必要的职业技能培训和就业指导上,帮助他们尽快融入城市劳动力市场。对于已经在城市稳定就业的农业转移人口,政府应更多关注其社会保障和住房等方面需求的满足。同时,政府还应着力提升与农业转移人口密切相关的公共服务水平,制定并实施城乡公共服务均等化政策,切实降低农业转移人口市民化的成本。最后,以提升人力资本为抓手,助力农业转移人口市民化进程。本文基于各种机器学习方法分析得出,受教育程度是影响农业转移人口市民化水平的最重要因素。因此,要进一步改善农村教育质量,推动城乡教育均衡发展,整合各类资源,提升农业转移人口人力资本,使其更有能力实现市民化。具体措施包括加强农村教育基础设施建设、优化对农村教师的激励机制、推动现代教育技术在农村教育中的应用,以及建立城乡教育资源共享机制,促进教育资源均衡分配等。

本文利用机器学习方法系统考察了农业转移人口市民化水平的影响因素,并通过 SHAP 值方法和 ALE 图等可解释性方法展现了各特征变量的预测能力和模式,从而得出了以往基于解释性建模的分析无法得到的结论。但与其他以预测能力为出发点的研究相同,本文的结论并不具备因果性。未来研究应进一步整合机器学习方法与因果推断框架,主要包括:其一,利用机器学习方法在预测方面的优势,结合双重差分等方法,构建更准确的反事实状态,以识别各影响因素与农业转移人口市民化水平之间的因果关系;其二,以预测性建模发掘变量间关系,以解释性建模构建和检验因果机制,充分发挥两者在目标和功能上的互补性,以深化和拓展对农业转移人口市民化水平影响因素的理解。

参考文献

1. 蔡昉, 2013: 《以农民工市民化推进城镇化》, 《经济研究》第 3 期, 第 6-8 页。

- 2.陈强, 2021: 《机器学习及 Python 应用》, 北京: 高等教育出版社, 第 343 页、第 455 页。
- 3.陈锡文, 2023: 《当前农业农村的若干重要问题》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 2-17 页。
- 4.陈运森、周金泳、黄健峤, 2023: 《企业的慷慨因何而来? ——基于机器学习的证据》, 《财经研究》第 6 期, 第 153-169 页。
- 5.郭峰、陶旭辉, 2023: 《机器学习与社会科学中的因果关系: 一个文献综述》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 1-17 页。
- 6.郭晓欣、钟世虎、李子健, 2023: 《农村流动人口城市化的影响机制——基于社会网络视角的发现》, 《中国人口科学》第 4 期, 第 51-66 页。
- 7.何军, 2011: 《代际差异视角下农民工城市融入的影响因素分析——基于分位数回归方法》, 《中国农村经济》第 6 期, 第 15-25 页。
- 8.何可、朱信凯、李凡略, 2023: 《聚“碳”成“能”: 碳交易政策如何缓解农村能源贫困? 》, 《管理世界》第 12 期, 第 122-144 页。
- 9.洪银兴、杨玉珍、王荣, 2021: 《城镇化新阶段: 农业转移人口和农民市民化》, 《经济理论与经济管理》第 1 期, 第 4-16 页。
- 10.黄寿峰、赵岩, 2023: 《政府信息化能否促进城乡基本公共服务均等化——来自信息惠民国家试点政策的证据》, 《吉林大学社会科学学报》第 6 期, 第 105-119 页。
- 11.李爱民、年猛、戴明锋, 2022: 《我国农业转移人口深度市民化研究》, 《中国软科学》第 8 期, 第 67-78 页。
- 12.李国正, 2020: 《农地权益保障与农业转移人口市民化》, 《中国土地科学》第 10 期, 第 117-124 页。
- 13.李强、龙文进, 2009: 《农民工留城与返乡意愿的影响因素分析》, 《中国农村经济》第 2 期, 第 46-54 页。
- 14.梁波、王海英, 2010: 《城市融入: 外来农民工的市民化——对已有研究的综述》, 《人口与发展》第 4 期, 第 73-85 页。
- 15.刘传江、程建林, 2009: 《双重“户籍墙”对农民工市民化的影响》, 《经济学家》第 10 期, 第 66-72 页。
- 16.刘传江、徐建玲, 2007: 《第二代农民工及其市民化研究》, 《中国人口·资源与环境》第 1 期, 第 6-10 页。
- 17.刘金凤、刘瑞明、石阳, 2023: 《从“半城市化”到“城市化”: 农业转移人口市民化进程中的教育推动机制研究》, 《数量经济技术经济研究》第 9 期, 第 138-156 页。
- 18.刘静、张锦华, 2021: 《城市异质影响下的农民工市民化程度——基于需求可识别双变量 Probit 和 HLM 模型的测度与分析》, 《浙江社会科学》第 10 期, 第 63-71 页。
- 19.刘景江、郑畅然、洪永淼, 2023: 《机器学习如何赋能管理学研究? ——国内外前沿综述和未来展望》, 《管理世界》第 9 期, 第 191-216 页。
- 20.刘小年, 2017: 《农民工市民化的影响因素: 文献述评、理论建构与政策建议》, 《农业经济问题》第 1 期, 第 66-74 页。
- 21.刘岩、谢天, 2019: 《跨国增长实证研究的模型不确定性问题: 机器学习的视角》, 《中国工业经济》第 12 期, 第 5-22 页。

- 22.陆瑶、施函青, 2022:《我国科技企业融资的决定因素研究——基于科创板企业的机器学习分析》,《金融研究》第9期,第132-151页。
- 23.陆瑶、张叶青、黎波、赵浩宇, 2020:《高管个人特征与公司业绩——基于机器学习的经验证据》,《管理科学学报》第2期,第120-140页。
- 24.宁光杰、李瑞, 2016:《城乡一体化进程中农民工流动范围与市民化差异》,《中国人口科学》第4期,第37-47页。
- 25.宁光杰、刘丽丽, 2018:《市民化意愿对农业转移人口消费行为的影响研究》,《中国人口科学》第6期,第55-68页。
- 26.秦立建、陈波, 2014:《医疗保险对农民工城市融入的影响分析》,《管理世界》第10期,第91-99页。
- 27.单菁菁, 2014:《农民工市民化研究综述:回顾、评析与展望》,《城市发展研究》第1期,第18-21页。
- 28.苏丽锋, 2017:《中国流动人口市民化水平测算及影响因素研究》,《中国人口科学》第2期,第12-24页。
- 29.孙战文、杨学成, 2013:《农民工家庭成员市民化的影响因素分析——基于山东省1334个城乡户调查数据的Logistic分析》,《中国农村观察》第1期,第59-68页。
- 30.佟大建、金玉婷、宋亮, 2022:《农民工市民化:测度、现状与提升路径——基本公共服务均等化视角》,《经济学家》第4期,第118-128页。
- 31.涂尔干, 2000:《社会分工论》,渠东译,北京:生活·读书·新知三联书店,第183-186页。
- 32.王成利、王洪娜, 2020:《城市长期居留流动人口的落户意愿及影响因素——基于差别化落户政策》,《中南财经政法大学学报》第5期,第64-72页。
- 33.王春超、蔡文鑫, 2021:《流动人口市民化与推进路径测算研究——基于同质化水平测度的视角》,《经济社会体制比较》第5期,第161-173页。
- 34.王芳、王宣艺、陈硕, 2020:《经济学研究中的机器学习:回顾与展望》,《数量经济技术经济研究》第4期,第146-164页。
- 35.王桂新、陈冠春、魏星, 2010:《城市农民工市民化意愿影响因素考察——以上海市为例》,《人口与发展》第2期,第2-11页。
- 36.王桂新、沈建法、刘建波, 2008:《中国城市农民工市民化研究——以上海为例》,《人口与发展》第1期,第3-23页。
- 37.王洁晶、张沐华, 2023:《中国流动人口市民化:理论、概念、影响因素与制度创新》,《西北师大学报(社会科学版)》第5期,第135-144页。
- 38.王青、刘烁, 2020:《进城农民工多维贫困测度及不平等程度分析——基于社会融合视角》,《数量经济技术经济研究》第1期,第83-101页。
- 39.王孝莹、王目文, 2020:《新生代农民工市民化的微观影响因素及其结构——基于人力资本因素的中介效应分析》,《人口与经济》第1期,第113-126页。
- 40.魏后凯、苏红键, 2013:《中国农业转移人口市民化进程研究》,《中国人口科学》第5期,第21-29页。
- 41.吴业苗, 2012:《城郊农民市民化的困境与应对:一个公共服务视角的研究》,《中国农村观察》第3期,第71-77页。

- 42.肖争艳、陈衍、陈小亮、陈彦斌, 2022: 《通货膨胀影响因素识别——基于机器学习方法的再检验》, 《统计研究》第6期, 第132-147页。
- 43.辛宝英, 2016: 《农业转移人口市民化程度测评指标体系研究》, 《经济社会体制比较》第4期, 第156-165页。
- 44.徐现祥、刘毓芸、肖泽凯, 2015: 《方言与经济增长》, 《经济学报》第2期, 第1-32页。
- 45.徐延辉、龚紫钰, 2019: 《社会质量与农民工的市民化》, 《经济学家》第7期, 第90-100页。
- 46.杨雪、魏洪英, 2017: 《流动人口长期居留意愿的新特征及影响机制》, 《人口研究》第5期, 第63-73页。
- 47.张斐, 2011: 《新生代农民工市民化现状及影响因素分析》, 《人口研究》第6期, 第100-109页。
- 48.张继良、马洪福, 2015: 《江苏外来农民工市民化成本测算及分摊》, 《中国农村观察》第2期, 第44-56页。
- 49.张占斌、冯俏彬、黄锬, 2013: 《我国农村转移人口市民化的财政支出测算与时空分布研究》, 《中央财经大学学报》第10期, 第1-7页。
- 50.中国人民大学国家发展与战略研究院劳动力市场研究中心课题组, 2019: 《中国劳动力市场化指数编制》, http://nads.ruc.edu.cn/upfile/file/20190329142808_855000_87895.pdf。
- 51.周卫华、翟晓风、谭皓威, 2022: 《基于 XGBoost 的上市公司财务舞弊预测模型研究》, 《数量经济技术经济研究》第7期, 第176-196页。
- 52.朱纪广、张佳琪、李小建、孟德友、杨慧敏, 2020: 《中国农民工市民化意愿及影响因素》, 《经济地理》第8期, 第145-152页。
- 53.朱信凯, 2005: 《农民市民化的国际经验及对我国农民工问题的启示》, 《中国软科学》第1期, 第28-34页。
- 54.祝仲坤, 2021: 《公共卫生服务如何影响农民工留城意愿——基于中国流动人口动态监测调查的分析》, 《中国农村经济》第10期, 第125-144页。
- 55.祝仲坤、冷晨昕, 2020: 《自雇行为如何影响农民工的市民化状态——来自中国流动人口动态监测调查的经验证据》, 《南开经济研究》第5期, 第109-129页。
- 56.邹一南, 2021: 《农民工落户悖论与市民化政策转型》, 《中国农村经济》第6期, 第15-27页。
- 57.Aas, K., M. Jullum, and A. Løland, 2021, “Explaining Individual Predictions when Features are Dependent: More Accurate Approximations to Shapley Values”, *Artificial Intelligence*, Vol.298: 1-24.
- 58.Athey, S., 2019, “The Impact of Machine Learning on Economics”, in A. Agrawal, J. Gans, and A. Goldfarb (eds.), *The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda*, Chicago: University of Chicago Press, 507-547.
- 59.Breiman, L., 2001, “Random Forests”, *Machine Learning*, Vol.45: 5-32.
- 60.Chen, Y., L. Wang, and M. Zhang, 2018, “Informal Search, Bad Search?: The Effects of Job Search Method on Wages among Rural Migrants in Urban China”, *Journal of Population Economics*, 31(3): 837-876.
- 61.Friedman, J. H., 2001, “Greedy Function Approximation: A Gradient Boosting Machine”, *Annals of Statistics*, Vol.29: 1189-1232.
- 62.Hu, F., Z. Y. Xu, and Y. Y. Chen, 2011, “Circular Migration, or Permanent Stay? Evidence from China’s Rural-Urban Migration”, *China Economic Review*, 22(1): 64-74.

63.Lundberg, S. M., and S. Lee, 2017, “A Unified Approach to Interpreting Model Predictions”, Conference Paper, 2017 Neural Information Processing Systems, Long Beach: State of California, https://proceedings.neurips.cc/paper_files/paper/2017/file/8a20a8621978632d76c43dfd28b67767-Paper.pdf.

64.Mullainathan, S., and J. Spiess, 2017, “Machine Learning: An Applied Econometric Approach”, *Journal of Economic Perspectives*, 31(2): 87-106.

65.Shmueli, G., 2010, “To Explain or To Predict?”, *Statistical Science*, 25(3): 289-310.

66.Stark, O., 1991, *The Migration of Labour*, Oxford: Basil Blackwell Press, 216-235.

(作者单位: 郑州大学商学院)

(责任编辑: 何 可)

Factors Influencing the Citizenization of Rural-Urban Migrants: A Study Based on Machine Learning

QI Xiulin WANG Xinru

Abstract: Based on the China Migrants Dynamic Survey (CMDS) data in 2017, this paper systematically investigates the influencing factors of the citizenization of rural-urban migrants using the multiple linear regression, penalized regression, ensemble learning, deep learning, and other machine learning methods. The results show that the ensemble learning method outperforms the multiple linear regression method in predicting the level of citizenization of rural-urban migrants, among which the gradient boosting regression tree (GBRT) model performs the best prediction. Moreover, among all the characteristic variables, the individual's education level, gender, family size, age, and number of mobile cities are the most important influencing factors for the citizenization of rural-urban migrants. In addition, we use the accumulated local effects (ALE) plot to show the specific prediction patterns of different influencing factors, and find that factors such as age and number of mobile cities have non-linear characteristics in their influence on the citizenization of rural-urban migrants. The conclusions of this paper are informative for the design of policies aimed at accelerating the citizenization of rural-urban migrants.

Keywords: Rural-Urban Migrants; Citizenization; Machine Learning

外出务工如何影响脱贫人口对子女的教育投资*

金超猛¹ 仇焕广¹ 张晨² 张可心¹

摘要：人力资本的积累是打破贫困代际传递的重要途径，教育投资是人力资本提升的有效手段。本文首先基于人力资本投资理论和成本收益理论，梳理外出务工影响脱贫人口对子女教育投资的内在机理，在此基础上，使用2021年中国8省16县的一手调查数据，运用OLS回归和工具变量法实证检验外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响。研究表明，外出务工显著提高了脱贫人口对子女的教育投资。机制分析显示，外出务工通过增加家庭收入、提升社会资本、改变现状认同和降低精力投入四条路径影响脱贫人口对子女的教育投资。进一步分析发现，在仅父亲外出务工和省外务工的家庭中，外出务工对子女教育投资的促进作用更为显著。因此，为提高脱贫人口子女的人力资本，就业帮扶政策应持续推进，并侧重鼓励男性劳动力到省外发达地区务工就业。

关键词：外出务工 教育投资 脱贫人口 教育观念

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

提升人力资本是脱贫人口打破贫困陷阱实现阶层跨越的关键。影响代际阶层流动的主要因素包括物质财富、人力资本和社会资本（张苏和曾庆宝，2011；Yuan and Chen，2013），脱贫人口的物质财富相对匮乏、经济地位低下、社会资本积累有限，因此，人力资本的提升是脱贫人口打破贫困代际传递的重要途径（Currie，2009）。改革开放以来，中国居民平均受教育年限有了较大幅度的提升，但城乡居民平均受教育年限仍存在差距，2020年中国25岁及以上人口平均受教育年限为9.46年，而乡村地区25岁及以上人口的平均受教育年限仅为7.78年^①。教育投资是提升人力资本的重要渠道，但农

*本文研究得到国家自然科学基金专项项目“中国农业农村渐进式改革的理论框架与行动逻辑：兼顾多目标发展的政府与市场关系的动态调整”（编号：72141307）、国家自然科学基金国际合作与交流项目“易地扶贫搬迁的社会经济与环境影响评估”（编号：71861147002）和国家自然科学基金青年项目“后续扶持政策对易地扶贫搬迁户社会融入的影响研究：基于数字化视角”（编号：72303178）的资助。本文通讯作者：张可心。

^①资料来源：《改变育训模式，补齐乡村人才短板》，https://www.ndrc.gov.cn/fggz/jyysr/jysrsbxf/202302/t20230228_1350401_ext.html。

村私人教育投资不足问题十分突出（黄祖辉和刘桢，2019）。《中国教育财政家庭调查报告 2019》显示，中国城镇家庭的人均家庭教育支出为每年 11331 元，而农村家庭的人均家庭教育支出仅为每年 4595 元，不足城镇家庭的一半。

自脱贫攻坚工作开展以来，中国政府出台了一系列政策鼓励脱贫人口外出就业。2020 年的《人力资源社会保障部 财政部 国务院扶贫办关于进一步做好就业扶贫工作的通知》明确要求，“围绕贫困劳动力出得去、稳得住、留得下，多措并举、精准施策，帮助有劳动能力和就业意愿的贫困劳动力外出务工，帮助已外出贫困劳动力稳定务工”^①。《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》也指出，要“加大脱贫人口有组织劳务输出力度”^②。在一系列政策的支持下，全国建档立卡贫困劳动力外出务工人数从 2016 年的 1527 万人增加到了 2020 年的 3243 万人^③。

农村劳动力外出务工将他们的生活状况、思想认知以及家庭人力资本产生深远影响，但现有文献关于外出务工如何影响农村劳动力对子女教育投资的研究结论并不一致。部分研究认为，外出务工有助于提升农村劳动力对子女的教育投资。一方面，外出务工缓解了家庭经济约束，从而增加农村劳动力对子女的教育投资（陈欣欣等，2009；周春芳等，2017）；另一方面，农村劳动力外出务工后，随着他们对子女的预期教育投资回报率的提高，他们对子女的教育观念也会发生改变，从而会增加他们对子女的教育投资（陈欣欣等，2009；Haas, 2010；袁梦和郑筱婷，2016）。另外一些研究则认为，外出务工可能会减少农村劳动力对子女的教育投资。农村劳动力外出务工后，对孩子的监督和关心下降，而留守长辈往往思想意识落后，无法给孩子提供及时且充足的教育投资（Yue et al., 2017）。长期缺乏父母的陪伴，不仅可能对留守儿童的身心发展产生不良影响，而且可能会增加他们在农活或家务活上的时间花费，导致他们失去学习兴趣，从而使父母减少对他们的教育投资（胡枫和李善同，2009；梁在和和李文利，2021）。此外，外出务工者可能会被眼前短暂的经济利益所迷惑，从而鼓励子女辍学工作以补贴家用（刘成斌，2014）。

现有研究的结论不一致，可能与不同研究在变量测度、样本选择以及研究对象务工情况的差异有关，这为本文研究提供了可拓展的空间。首先，在变量测度方面，现有研究通常以学习成绩和受教育年限作为农村劳动力子女人力资本的度量指标。然而，学习成绩受到孩子的主观态度、授课老师、同群效应等因素的影响，且不同孩子的成绩标准化度量存在困难，而子女受教育年限的变化需要长期观察，难以衡量短期影响。因此，本文采用“教育投资”这一变量，可以更直观地反映农村劳动力外出务工对其子女教育投资行为的变化。其次，在样本选择方面，子女教育期望随家庭收入的增加呈倒 U

^①参见《人力资源社会保障部 财政部 国务院扶贫办关于进一步做好就业扶贫工作的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-06/22/content_5521134.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm。

^③资料来源：《全国 90% 以上建档立卡贫困人口得到产业扶贫和就业扶贫支持 脱贫群众端稳就业饭碗有保障》，https://www.gov.cn/xinwen/2021-04/03/content_5597618.htm。

型变化,即不同收入群体外出务工对子女教育投资行为的影响不同(李雅楠,2012;叶静怡等,2017),因此对不同群体的研究结论可能存在差异,本文以脱贫人口作为研究对象具有更强的现实意义。最后,在务工情况方面,家庭劳动力外出务工模式、外出务工距离会对研究结论产生影响,本文对这部分影响做了进一步分析。综上所述,研究外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响及其机制,不仅能揭示家庭内部决策机制和外部环境对子女教育投资的复杂影响,还能为政策制定提供有力的数据支持和理论依据,具有十分重要的现实意义和学术价值。

二、理论分析

父母对子女的教育投资决策取决于教育的成本和获得收益之间的权衡。教育成本是指为满足教育目的而将资源用于教育的价值体现,分为直接成本和机会成本,前者代表为达到教育目的而付出的资源价格,后者代表为达成某种目的时所放弃的价值。Becker(1962)认为家庭在做人力资本投资决策时追求家庭效用最大化,人力资本投资的回报率和有形资本投资的回报率将趋于平衡。

外出务工直接提高了脱贫人口家庭的收入水平,缓解了经济约束,使家庭能够拥有更多的资源来投资于子女教育(Yang,2008;宁光杰,2012;彭小辉等,2022)。当家庭收入约束得以缓解,父母更有能力为子女购买额外的学习材料或聘请家庭教师来改善学习条件时,子女的人力资本将得以提高。Belley and Lochner(2007)的研究表明,相对贫穷家庭的教育支出受收入变化的影响要大于相对富裕的家庭。

脱贫人口对现状的认同感及教育观念在外出务工进入新环境后可能会发生变化,从而改变他们对子女的教育投资行为。一方面,脱贫人口可能与新环境中的人进行比较来评估自己的生活状况,这种比较会导致他们对自己的现状感到不满,而相对剥夺感与主观幸福感等心理因素将会影响个体的投资决策(Festinger,1954)。另一方面,在观察到城乡教育预期投资回报率差距后,脱贫人口更加意识到教育在提供更好的生活和职业机会方面的价值(Antman,2012),这种对现状的不认同以及对城乡教育回报率差距的感知可能会推动他们将对子女的教育投资作为一种改善家庭经济和社会地位的手段。

外出务工还有助于脱贫人口拓展社交网络,获取更多子女教育投资方面的信息,进而促使他们增加对子女的教育投资(崔宝玉和程耀庆,2023)。在拥有更丰富的社会资本后,脱贫人口一方面能够获取更多教育信息和资源,作出更明智的教育投资决策;另一方面可通过社交网络获得有关奖学金、资助计划或教育机会的信息,从而降低子女教育投资的潜在成本,增加对子女的直接教育投资。

但是,外出务工可能会降低脱贫人口对子女进行照料和监管方面的精力投入,对子女的教育投资产生消极作用。首先,外出务工将使得父母在一定程度上缺席子女的成长过程,教育子女的责任会转嫁到老人身上,这可能导致家庭教育资源得不到充分利用。研究发现,祖父母照顾者比父母照顾者投入的时间和资源更少(Yue et al.,2017)。其次,父母精力投入不足可能会导致子女缺乏家庭的情感支持和安全感,对子女的成长和自信心造成负面影响,进而降低他们的学习动力,最终导致父母减少对子女的教育投资(刘成斌和王舒厅,2014)。

基于上述分析，本文构建了外出务工影响脱贫人口对子女教育投资的理论框架，如图 1 所示。

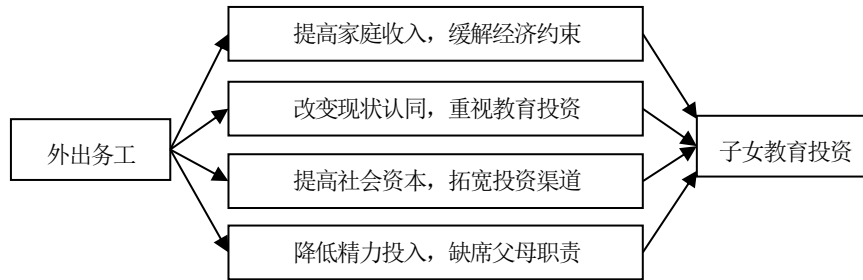


图 1 外出务工影响脱贫人口对子女教育投资的理论机制

外出务工对不同资源禀赋家庭的子女教育投资的影响不同，可能的原因是四条路径所发挥的作用大小存在差异。在家庭收入方面，由于脱贫人口整体收入水平较低，外出务工带来的收入效应会大于一般人群，从而增加对子女的教育投资，产生正向的“收入效应”（陶然和周敏慧，2012；袁梦和郑筱婷，2016）。在现状认同方面，脱贫人口外出务工后对现状的认同程度降低、教育观念改善幅度较大，会更加重视子女教育投资。在社会资本方面，脱贫人口原本的社会网络关系较窄，外出务工对其社会网络拓展、社会资本增加的作用明显，因此脱贫人口社会资本的扩展程度也会高于其他类型的群体。在精力投入方面，虽然脱贫人口外出务工后可能会减少对子女进行照料和监管的精力投入，但受限于自身的教育水平和专业技能，这种负面影响相对有限。基于以上分析，本文提出假说 H1 和 H2。

H1：外出务工将增加脱贫人口对子女的教育投资。

H2：外出务工将通过增加家庭收入、改变现状认同、提高社会资本、降低精力投入四条路径影响脱贫人口对子女的教育投资。

三、研究设计

（一）数据来源和样本选择

本文使用 2021 年国家乡村振兴局委托中国人民大学课题组所做的脱贫人口就业帮扶调研数据展开分析，共涉及 8 个省份，包括湖北省、湖南省、甘肃省、陕西省、四川省、贵州省、云南省、广西壮族自治区。课题组选取位于原武陵山片区、六盘山片区、秦巴山片区、滇桂黔石漠化片区和乌蒙山片区五大集中连片特困地区的 15 个县以及 1 个五大片区外的国家级扶贫开发重点工作县，共计 16 个样本县（市、区）作为研究范围^①。脱贫户样本的选取采用了分层抽样与随机抽样相结合的方法。具体的抽样步骤如下：首先，在考虑脱贫户分布的前提下，在每个样本县内随机选择 2~3 个乡镇。其次，在所选取的每个乡镇中，随机选择 3 个行政村。再次，对于每个行政村，随机抽取 1~2 个村民小组。最后，从每个村民小组中随机抽取 8 户脱贫户作为研究样本。基于本文的研究问题，本文仅保留家庭中有正在上学人口的脱贫户作为研究对象，并提取家庭中符合条件的子代个体作为本文的研究

^①包括建始县、秭归县、沅陵县、平江县、田阳区、都安瑶族自治县、剑阁县、宣汉县、威宁彝族回族苗族自治县、水城区、宣威市、武定县、西乡县、紫阳县、靖远县和古浪县。

样本，共得有效样本 940 个。

需要说明的是，本文剔除了处于学前教育阶段和大学及以上教育阶段的样本，主要原因在于：一方面，家庭中有幼儿会明显阻碍父母的外务工决策，产生严重的内生性问题；另一方面，家庭对大学生的教育投资往往与大学生个人发展相关，且大学生可以通过务工挣钱筹集学费。同时，上述两类样本在总样本中所占的比重很小。因此，本文只保留了处于小学、初中和高中阶段的学生样本，最终得到 905 个符合条件的家庭子代样本^①。

（二）变量选择

1.被解释变量。本文使用“教育投资”作为被解释变量，即家庭在子女教育上的经济支出（周春芳等，2017），包括学费、杂费以及和教育相关的其他课外支出费用。考虑到本文主要聚焦于探究脱贫人口中外务工父母与未外务工父母在对其子女教育投资行为上的差异，因此，使用每个子女获得的教育投资作为被解释变量比过往研究使用子女成绩等指标更加直接。

2.核心解释变量。在基准模型中，“外务工”为核心解释变量，如果父母中至少有一方跨县务工则该变量赋值为 1，否则赋值为 0。在拓展性分析中，参考李庆海等（2014）的研究，不同的家庭外务工模式对子女教育投资有重要影响，将家庭外务工模式分为父母均外务工、仅父亲外务工和仅母亲外务工三类：当父母双方均跨县务工时，“父母均外务工”变量赋值为 1，否则赋值为 0；若仅父亲跨县务工，而母亲未跨县务工，则“仅父亲外务工”变量赋值为 1，否则赋值为 0；若仅母亲跨县务工，而父亲未跨县务工，则“仅母亲外务工”变量赋值为 1，否则赋值为 0。参考胡枫和李善同（2009）的研究，远距离外务工的父母很难为留守子女学习提供及时的帮助，从而影响孩子获得的教育投资，本文将外务工距离分为省外务工和省内务工：若父母至少一方跨省务工，则“省外务工”变量赋值为 1，否则赋值为 0；若父母双方均未跨省务工且至少一方在省内县外务工，则“省内务工”变量赋值为 1，否则赋值为 0。此外，如果父母均外务工且务工距离不同，则以父亲的外务工距离为准。

3.控制变量。为准确估计外务工对脱贫人口子女教育投资的影响，本文依据现有文献选择了一系列控制变量（胡枫和李善同，2009；袁梦和郑筱婷，2016）。在家庭层面，包括是否为单亲家庭、父母的平均年龄和平均受教育年限、家庭健康状况、家庭人口数量、户主民族和家庭存款。这些因素可能直接或间接影响脱贫人口对子女的教育投资决策。在个体层面，包括子女的性别和受教育阶段，以控制家庭对不同特征子女教育资源分配的影响。此外，为了控制不同地区教育条件的差异，本文还加入县域虚拟变量。

4.机制变量。为了验证外务工通过何种路径影响脱贫人口对子女的教育投资，本文选取四个机制变量：家庭收入、现状认同、社会资本和精力投入。①家庭收入。本文采用当年家庭人均总收入衡量家庭收入。②现状认同。本文使用熵权法对“您在多大程度上想要改变自己生活现状？”“您对自己的生活水平满意吗？”“您对自己在生活中所取得的成就满意吗？”“您对自己的未来保障满意吗？”四个问题的回答结果进行加权，以生成综合的现状认同指数。③社会资本。本文使用熵权法对“您共

^①受限于数据收集，本文仅考虑父母外务工对留守子代样本教育投资的影响。

有多少个很合得来的亲戚朋友？”“春节期间，您家给别人拜年和别人给您家拜年的人共计有多少？”“您家有多少亲戚朋友在信用社等银行机构工作？”“您家的亲戚朋友有多少人在政府部门工作？”四个问题的回答结果进行加权，生成反映家庭整体社会网络水平的综合社会资本指数。④精力投入。本文以子女教育的主要承担者来判断父母在子女教育中的精力投入，若主要承担者为父母，则该变量赋值为1，否则赋值为0。

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

变量类型	变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	教育投资	每年学费、杂费以及和教育相关的其他课外支出费用（元）	2250.323	3198.943	60.000	20740.000
核心解释变量	外出务工	父母至少有一方跨县务工：是=1，否=0	0.540	0.499	0	1
	父母均外出务工	父母均跨县务工：是=1，否=0	0.220	0.414	0	1
	仅父亲外出务工	仅父亲跨县务工：是=1，否=0	0.260	0.439	0	1
	仅母亲外出务工	仅母亲跨县务工：是=1，否=0	0.060	0.239	0	1
	省外务工	父母跨省务工：是=1，否=0	0.381	0.486	0	1
	省内务工	父母省内务工：是=1，否=0	0.159	0.366	0	1
控制变量	是否为单亲家庭	是=1，否=0	0.116	0.320	0	1
	父母平均年龄	父母年龄的均值（周岁）	42.050	7.245	24.500	69.500
	父母平均受教育年限	父母受教育年限的均值（年）	6.205	3.038	0	16
	家庭健康状况	家人都健康=1，家中有重大疾病或慢性病人=0	0.978	0.147	0	1
	家庭人口数量	家庭人口数量（人）	3.794	1.035	2	7
	户主民族	汉族=1，少数民族=0	0.656	0.475	0	1
	家庭存款	家庭存款金额：10000元以上=5，7001~10000元=4，5001~7000元=3，3001~5000元=2，0~3000元=1	1.920	1.574	1	5
	子女性别	子女性别：男=1，女=0	0.495	0.500	0	1
	子女受教育阶段	子女受教育阶段：义务教育阶段=1，非义务教育阶段=0	0.803	0.398	0	1
机制变量	家庭收入	家庭人均总收入（元）	12203.170	9294.107	1271.272	69682.840
	现状认同	受访者对自身满意度、生活水平、成就感和未来保障的赋权均值结果，取值范围为0~1，数值越大代表对现状认同度越高	0.126	0.106	0	0.906
	社会资本	受访者与亲戚朋友关系密切程度以及亲戚朋友职业背景的赋权均值结果，取值范围为0~1，数值越大代表拥有越多社会资本	0.132	0.095	0	0.873
	精力投入	子女教育的主要承担者：父母=1，其他=0	0.670	0.460	0	1

注：教育投资和家庭收入变量，表中展示的是原值，后文回归分析中用的是对数值。

（三）实证模型设定

本文基准回归模型设定如下：

$$\ln v_i = \alpha + \beta Ex_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中： v_i 表示样本*i*的父母对他（她）的教育投资。为了减小数据离散度，在回归模型中对教育投资取对数。 Ex_i 为核心解释变量，表示样本*i*的父母是否外出务工。 X_i 为控制变量， ε_i 是随机扰动项。 β 为核心解释变量的回归系数，若系数显著且符号为正，则表示外出务工有助于脱贫人口提高对子女的教育投资。 α 为常数项， γ 为控制变量的回归系数。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

本文利用（1）式检验外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响，估计结果如表2所示。（1）列是未加入控制变量的结果，（2）列是加入了控制变量的结果，（3）列是在（2）列基础上加入县域虚拟变量的结果。结果显示，在控制了家庭特征、子女特征、县级虚拟变量的情况下，“外出务工”在1%的水平上显著，且系数为正，表明外出工会增加脱贫人口对子女的教育投资。假说H1得证。

在控制变量方面，是否为单亲家庭对子女教育投资产生了显著的负向影响，这可能是因为单亲家庭往往面临更大的经济和时间压力，使得他们在教育投资上更为谨慎或受限。父母平均受教育年限与其对子女的教育投资正相关，这意味着受教育水平高的父母更加重视孩子的教育。家庭人口数量与子女教育投资之间负向相关，表明家庭中的人口数量越多，家庭的资源越分散，越不利于对子女的教育投资。子女受教育阶段和父母对他们的教育投资负向相关，表明父母对子女在非义务教育阶段的教育投资更多，这可能是因为义务教育阶段的教育一般免收学费，此时家庭在子女教育上的投资较少。

表2 基准回归结果

变量	（1） 教育投资		（2） 教育投资		（3） 教育投资	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
外出务工	0.367***	0.073	0.395***	0.070	0.407***	0.071
是否为单亲家庭			-0.534***	0.116	-0.524***	0.114
父母平均年龄			0.013**	0.005	0.007	0.005
父母平均受教育年限			0.067***	0.011	0.040***	0.012
家庭健康状况			0.026	0.226	0.032	0.220
家庭人口数量			-0.146***	0.037	-0.123***	0.040
户主民族			0.041	0.070	0.249*	0.127
家庭存款			-0.052**	0.021	-0.019	0.021
子女性别			-0.127*	0.066	-0.083	0.064
子女受教育阶段			-0.934***	0.088	-1.004***	0.085
县域虚拟变量		未控制		未控制		已控制

表2 (续)

样本量	905	905	905
R ²	0.027	0.218	0.303

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

(二) 内生性处理

在评估外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响时可能受到内生性的影响。首先，父母外出务工的选择很可能受到子女教育投资需求的影响，从而产生反向因果的内生性问题。其次，现有回归模型可能存在遗漏变量问题，例如父母的教育期望、家庭和谐、子女的能力和兴趣、家庭文化和传统等，这些变量可能同时影响父母外出务工和子女教育投资决策，导致回归结果出现偏差。本文使用工具变量法处理上述可能存在的内生性问题。

参考易行健等（2014）、刘畅等（2017）、叶静怡等（2017）的研究，本文选取家庭的人均耕地面积、本村外出务工人员比例作为外出务工的工具变量。首先，工具变量需满足外生性。农村家庭承包的耕地面积是由村集体统一决定的，不会直接影响脱贫人口对子女的教育投资；本村其他人是否外出务工也不会直接影响脱贫人口对子女的教育投资；两个变量在这里均被认为是外生因素。其次，工具变量需满足相关性。人均耕地面积是脱贫人口在决定是否进城务工时考虑的重要因素之一。城乡预期收入差异是脱贫人口进城务工的主要动力，而较大的人均耕地面积意味着家庭从土地经营中获得的收入较高，因此，在脱贫人口家庭中，人均耕地面积较小、农业收入较低的家庭更有可能选择外出务工。本村外出务工人员比例与个体外出务工决策高度相关。一方面，村内成员外出务工的行为可能会引发一种社区规范或压力，驱使其他个体也选择外出务工；另一方面，村内成员外出务工也可能提供关于外出务工的信息或者机会，影响其他个体的就业决策。综上所述，人均耕地面积和本村外出务工人员比例满足作为外出务工的工具变量所需的相关性和外生性条件。

为确保工具变量的有效性，本文在使用工具变量进行回归之前，对所选的工具变量进行检验。表3汇报了工具变量外生性检验的结果，其中，（1）列汇报了两个工具变量对教育投资进行回归的结果，两个工具变量均显著。（2）列将外出务工、人均耕地面积、本村外出务工人员比例均纳入模型，结果显示，在控制外出务工的前提下，人均耕地面积和本村外出务工人员比例两个工具变量均不显著，说明本文所选取的工具变量仅通过外出务工影响脱贫人口对子女的教育投资。

表3 工具变量外生性检验结果

变量	(1) 教育投资		(2) 教育投资	
	系数	标准误	系数	标准误
外出务工			0.407***	0.072
人均耕地面积	-0.026**	0.012	-0.007	0.012
本村外出务工人员比例	0.511**	0.255	0.203	0.268
控制变量	已控制		已控制	
县域虚拟变量	已控制		已控制	

表3 (续)

样本量	905	905
R ²	0.279	0.305

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中标准误为稳健标准误。

表4汇报了工具变量有效性的检验结果。结果显示，在不可识别检验中，Kleibergen-Paap rk LM统计量为29.334，对应的p值小于0.001，拒绝“不可识别”的原假设。在弱工具变量检验中，Cragg-Donald Wald统计量为29.135，大于10%偏误下的临界值19.93，拒绝“存在弱工具变量”的原假设。在过度识别检验中，不同方差条件下Hansen J统计量和Sargan统计量的p值均大于0.1，接受“所有工具变量均外生”的原假设。在内生性检验中，内生回归因子为3.343，在10%的水平上显著，说明该模型确实存在内生性。综上所述，人均耕地面积和本村外出务工人员比例作为工具变量通过了各项有效性检验，证明了其作为工具变量的合理性。

表4 工具变量有效性检验结果

检验类别与统计量	检验结果
不可识别检验：Kleibergen-Paap rk LM统计量	29.334 (0.000)
弱工具变量检验：Cragg-Donald Wald F统计量	29.135
过度识别检验：Hansen J统计量	0.635 (0.435)
Sargan统计量	0.974 (0.345)
内生性检验：内生回归因子	3.343 (0.068)

注：括号内为p值。

表5汇报了外出务工对脱贫人口子女教育投资影响的2SLS和CMP回归结果。为解决可能存在的反向因果和遗漏变量等内生性问题，本文使用2SLS方法进行回归，结果如(1)列和(2)列所示。结果显示，2SLS的估计结果与基准回归结果一致。考虑到核心解释变量“外出务工”是二元变量，在第一阶段的回归中使用OLS并不合适，因此，本文利用CMP方法将2SLS回归的第一阶段模型修改为Probit模型，以准确处理二元变量的问题(张晨等，2022)，具体结果如(3)列和(4)列所示。CMP回归的内生性检验参数atanhrho_12值通过了10%统计水平的显著性检验，拒绝了外出务工是外生变量的假设，说明该模型确实存在内生性问题，与前文内生性检验结果一致。使用CMP方法的回归结果显示，外出务工变量在1%的水平上显著，且系数为正，假说H1再次得证。

表5 基于2SLS和CMP方法的回归结果

变量	(1) 2SLS第一阶段	(2) 2SLS第二阶段	(3) CMP第一阶段	(4) CMP第二阶段
外出务工		0.499*** (0.143)		0.343*** (0.108)
人均耕地面积	-0.028*** (0.005)		-0.152*** (0.032)	
本村外出务工人员比例	0.564*** (0.112)		0.859*** (0.269)	

表 5 (续)

控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
县域虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	905	905	905	905
R ²	0.156	0.216		
atanhrho_12				-0.192* (0.113)

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误。

五、机制分析

前文的分析表明，外出务工对脱贫人口的子女教育投资有一定的促进作用。为进一步研究其内在影响机制，本文从家庭收入、现状认同、社会资本和精力投入四个维度展开进一步分析。值得注意的是，江艇（2022）认为在机制分析中估计每一条路径的具体影响数值和显著性是不严谨的。因此，本文对影响路径进行计量分析，是为了考察脱贫人口外出务工通过四条路径对子女教育投资的影响方向，每条路径的具体影响大小并非本文的研究重点。

考虑到脱贫人口的外出务工决策与其家庭收入、现状认同、社会资本和精力投入之间均有较强的相关性，且核心解释变量“外出务工”是二元变量，因此本部分使用 CMP 方法进行回归。利用前文所述的方法对工具变量的有效性依次进行了检验，结果表明，“人均耕地面积”适合作为估计外出务工对“现状认同”和“社会资本”影响时的工具变量，“本村外出务工人员比例”适合作为估计外出务工对“家庭收入”和“精力投入”影响时的工具变量^①。

表 6 展示了外出务工对四个机制变量影响的 CMP 估计结果。结果显示，外出务工增加了脱贫人口的家庭收入、社会资本，但降低了他们的现状认同和精力投入。首先，外出务工对脱贫人口的家庭收入产生显著的正向影响。家庭收入的增加会缓解家庭的经济约束，会直接对脱贫家庭在子女教育上的投资产生积极效应。其次，外出务工显著降低了脱贫人口的现状认同。具体而言，脱贫人口外出务工后，新环境与其家乡的差距可能会导致其对当下生活状况的不满，城市中较高的教育投资回报率也会促使其转变教育观念，从而增加对子女的教育投资。再次，外出务工提升了脱贫人口的社会资本，有助于他们获取更多关于教育的信息和资源、降低他们对子女教育投资的潜在成本，从而提高他们对子女的教育投资。最后，外出务工在一定程度上减少了脱贫人口对子女教育的精力投入。父母外出务工后，教育子女的责任会在一定程度上转嫁给老人，这可能导致家庭教育资源得不到充分利用，而对子女教育精力投入的减少也将在一定程度上对子女教育投资产生负面影响。总的来说，家庭收入、现状认同和社会资本是外出务工增加脱贫人口对子女教育投资的三个关键途径，虽然外出务工通过降低脱贫人口的精力投入对子女教育投资产生了抑制作用，但外出务工整体上对脱贫人口的子女教育投资

^①篇幅所限，工具变量检验结果未展示。

产生了积极的影响。假说 H2 得证。

表 6 外出务工对机制变量影响的 CMP 回归结果			
解释变量→机制变量	系数	标准误	p值
外出务工→家庭收入	0.304	0.069	0.000
外出务工→现状认同	-0.096	0.010	0.000
外出务工→社会资本	0.023	0.010	0.019
外出务工→精力投入	-0.746	0.172	0.000
样本量	905	905	905

六、拓展性分析

（一）不同家庭外出务工模式和外出务工距离的影响差异

由于家庭分工的影响，不同家庭外出务工模式下上述四条机制的作用不同，进而导致外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响也存在差异。在中国农村的传统家庭结构中，“男主外，女主内”的分工模式仍然普遍（彭小辉等，2022），母亲的家庭分工通常以儿童教育和家务为主，而父亲则负责增加家庭收入。当仅母亲外出务工时，尽管家庭收入增加，但由于父亲在承担儿童教育和家务上不具优势，子女可能会失去必要的日常关心和教育监督，反而可能会对子女教育产生负面影响（李庆海等，2014；Cortes，2015）。若父母均外出务工，虽然外出务工带来的正向收入效应更大，但是其所带来的负向照料效应也更大，所产生的积极影响可能低于仅一方外出务工（陈欣欣等，2009；陶然和周敏慧，2012；袁梦和郑筱婷，2016）。而在仅父亲外出务工的家庭中，父亲的外出务工收入缓解了家庭的经济约束，同时，母亲在家照料也保证了对子女教育的精力投入，这种模式可以在一定程度上平衡“收入效应”和“照料效应”。

脱贫人口不同的外出务工距离意味着外出务工会在家庭收入、现状认同、社会资本和对子代教育的精力投入等方面产生不同程度的影响，进而会影响到他们对子女的教育投资。一方面，基于推拉理论，外出务工距离对脱贫人口工资水平有显著的正向影响，即跨省流动劳动力的收入高于省内流动的劳动力（马银坡等，2018）。另一方面，跨省务工的脱贫人口经历了更加显著的环境变化，其预期教育投资回报率、相对剥夺感的改变程度更大，他们更清楚地认识到教育在提升生活质量和获取就业机会方面的价值，因此会更加重视对子女的教育投资（熊猛和叶一舵，2016）。此外，脱贫人口在外省积累的社会资本有助于他们获取更多与教育有关的信息，从而增加对子女的教育投资。无论是跨省务工还是省内跨县务工，外出务工都会使脱贫人口对子女教育的精力投入减少，二者几乎没有太大区别。因此，这些正面效应会大于跨省务工时的照料减少带来的负面效应。

在对脱贫人口不同的家庭外出务工模式与外出务工距离影响差异的研究中，一个核心挑战是处理可能存在的内生性问题，忽视这一点可能导致偏误的估计结果。由于对不同家庭外出务工模式的分析中有三个内生变量（仅父亲外出务工、仅母亲外出务工和父母均外出务工），本文在前文选取“人均耕地面积”和“本村外出务工人员比例”变量的基础上，增加“到工厂距离”作为工具变量。“到工

厂距离”定义为农户距离最近的雇佣人数超过10人的工厂的距离（千米）^①。这三个变量既与家庭的务工决策有关，又不会直接影响父母对子女的教育投资。

不同家庭外出务工模式和外出务工距离下，外出务工对脱贫人口子女教育投资影响的回归结果如表7所示。（1）列结果显示，父母均外出务工、仅父亲外出务工、仅母亲外出务工三种模式都对子女教育投资有显著的正向影响。其中，父母任一方外出务工对子女教育投资的正向影响均大于父母均外出务工的影响，且仅父亲外出务工对子女教育投资的促进效应大于仅母亲外出务工。这归因于父亲通常被视为家庭的主要经济支持者，而母亲则更多地承担家庭照料的职责，因此，仅父亲外出务工能更有效地平衡家庭对子女教育的经济 and 精力投入。（2）列结果显示，无论是省外务工还是省内务工，都能促使家庭对子女教育投资的提高，且相较于省内务工，省外务工的影响更为显著。这可能因为省外务工通常意味着更高的收入和更广泛的社会资本积累，进而更有效地提升脱贫人口对子女的教育投资。

表7 不同家庭外出务工模式和外出务工距离影响差异的回归结果

变量	(1) 教育投资		(2) 教育投资	
	系数	标准误	系数	标准误
父母均外出务工	0.227**	0.091		
仅父亲外出务工	0.530***	0.083		
仅母亲外出务工	0.454***	0.143		
省外务工			0.420***	0.093
省内务工			0.253***	0.091
控制变量	已控制		已控制	
县域虚拟变量	已控制		已控制	
样本量	905		905	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②表中标准误为稳健标准误。

（二）异质性分析

1. 子女受教育阶段差异。不同受教育阶段的子女面临不同的学习压力和挑战，家长可能对不同受教育阶段子女的时间、金钱、精力投入存在一定差异，因此外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响在不同受教育阶段的子女中可能存在差异。表8（1）列结果显示，子女受教育阶段与外出务工的交互项显著，且系数为负，说明外出务工对脱贫人口非义务教育阶段子女的教育投资促进效应更大。这种差异可能源于子女在不同受教育阶段的教育投资需求差异以及对父母的依赖程度差异。首先，在投资策略方面，外出务工会改善脱贫人口家庭的经济状况，使他们有更多的资源投入到子女的教育上，如支付学费、购买书本和课外活动的费用等。在义务教育阶段，大部分教育支出通常由政府承担，家庭的经济状况对子女的教育投资影响较小。其次，不同受教育阶段的子女对父母的依赖程度不同。对于非义务教育阶段的子女，学习更依赖个人的自我驱动，脱贫人口外出务工后经济条件的改善和视野的

^① “到工厂距离”通过了工具变量有效性检验，不再赘述。

开阔,可为子女提供更多的教育投资。而对于义务教育阶段的子女,他们的学习更依赖于学校的课程设置和家庭的引导,父母外出工会减少对他们的精力投入,从而削弱外出务工对子女教育投资的促进效应。因此,外出务工对脱贫人口非义务教育阶段子女的教育投资的作用更大。

2.子女性别差异。在中国农村地区,不同性别的孩子可能面临不同的教育期望,若脱贫人口外出务工后主要投资给男孩,可能会进一步扩大性别之间的不平等,因此,本文从子女性别角度进行异质性分析。表8(2)列结果显示,子女性别与外出务工的交互项不显著,说明外出务工对脱贫人口子女教育投资的促进效应不存在显著的性别差异,这在一定程度上说明性别平等观念的接受程度在中国农村地区日益提高。

3.户主民族差异。由于汉族与少数民族家庭的文化背景、价值观和社会观念可能存在差异,因此从户主民族的角度分析外出务工影响的异质性,有助于在“铸牢中华民族共同体意识”的大背景下,得出更具有针对性的研究结论。表8(3)列结果显示,户主民族与外出务工的交互项显著,且系数为正,说明外出务工对脱贫人口子女教育投资的促进效应存在一定的民族差异性,在汉族家庭中表现得更为明显。

表8 外出务工对脱贫人口子女教育投资影响的异质性回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
外出务工	1.156***	0.123	0.424***	0.083	0.232**	0.104
外出务工×子女受教育阶段	-0.907***	0.125				
外出务工×子女性别			-0.039	0.086		
外出务工×户主民族					0.278**	0.120
控制变量	已控制		已控制		已控制	
县域虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
样本量	905		905		905	
R ²	0.238		0.301		0.304	

注:①***和**分别表示1%和5%的显著性水平;②表中标准误为稳健标准误。

七、结论和启示

本文利用中国8个省份16个县905个脱贫人口子女样本的微观调查数据,实证分析了外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响及其机制。研究表明,外出务工对脱贫人口的子女教育投资存在显著的正向影响。本文进一步识别并验证了四条主要的影响机制,即家庭收入、现状认同、社会资本和精力投入。研究结果显示:首先,外出务工作为一种经济活动,显著提高了脱贫人口家庭收入,从而增加了他们对子女教育的投资;其次,外出务工经历转变了脱贫人口教育观念,使他们更愿意投资子女的教育;再次,外出务工还增加了脱贫人口的社会资本,扩大他们获取有关教育信息的社会网络,从而促使他们增加对子女的教育投资;最后,也必须认识到,外出工会削弱脱贫人口对子女教育的精力投入,会在一定程度上对子女教育投资产生负面影响。

进一步研究发现：在不同的家庭外出务工模式下，外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响有所不同，仅父亲外出务工的影响程度高于仅母亲外出务工、父母均外出务工的情况。同时，在不同外出务工距离下，外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响也有所不同，省外务工的影响明显大于省内务工。本文还发现：外出务工对脱贫人口非义务教育阶段子女教育投资的促进效果更显著；但是，外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响没有显著的性别差异，说明随着社会的发展，男女平等观念逐渐深入人心；值得注意的是，外出务工对脱贫人口子女教育投资的影响有一定的民族差异性，对汉族家庭的影响更显著。

本文研究结论具有如下政策启示：第一，为提升脱贫人口对子女的教育投资，脱贫地区的政府和社会组织应积极为脱贫劳动力提供就业信息与政策扶持，鼓励和引导脱贫人口外出务工，且应更侧重鼓励男性外出就业。第二，应引导脱贫劳动力跨省务工。因为脱贫人口省外务工可以获得更高的收入，同时也可以接触到更广泛的社会资源和信息，有利于提升家庭的社会资本。政府应依托东西协作对口帮扶平台和社会帮扶资源，采用组织化劳务输出形式为有意愿外出务工的劳动力创造外出就业岗位，从而促进劳动力跨省流动。第三，虽然外出务工对脱贫人口子女教育投资存在积极影响，但这并不意味着可以忽视其可能带来的负面效应，特别是父母精力投入不足导致子女无法得到及时教育投资的损失。未来的政策应该充分考虑到这一因素，为外出务工家庭提供如教育咨询、心理辅导等形式的支持，确保他们在提高收入的同时，也能保持对子女教育的足够关注。但长期来看，劳动力流失会带来乡村人口空心化等问题，制约乡村经济发展。通过鼓励脱贫人口外出务工就业促进其对子女的教育投资，只是当前中国城乡发展不均衡下的权宜之计，努力缩小城乡差距才是促进乡村经济发展和人力资本积累的长久之计。总的来说，本文的研究结果强调了外出务工在促进脱贫人口对子女教育投资方面的重要作用，未来的研究和政策制定需要更深入地理解并解决由此带来的挑战，以更好地实现教育公平与社会和谐。

参考文献

- 1.陈欣欣、张林秀、罗斯高、史耀疆，2009：《父母外出与农村留守子女的学习表现——来自陕西省和宁夏回族自治区的调查》，《中国人口科学》第5期，第103-110页。
- 2.崔宝玉、程耀庆，2023：《互联网使用会增加农户子女教育投资吗——来自CHFS2019的微观证据》，《农业技术经济》第8期，第20-38页。
- 3.胡枫、李善同，2009：《父母外出务工对农村留守儿童教育的影响——基于5城市农民工调查的实证分析》，《管理世界》第2期，第67-74页。
- 4.黄祖辉、刘桢，2019：《资本积累、城乡收入差距与农村居民教育投资》，《中国人口科学》第6期，第71-83页。
- 5.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 6.李庆海、孙瑞博、李锐，2014：《农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析》，《中国农村经济》第10期，第4-20页。

- 7.李雅楠, 2012:《家庭收入是否影响子女教育水平——基于 CHNS 数据的实证研究》,《南方人口》第4期,第46-53页。
- 8.梁在、李文利, 2021:《从留守经历的视角分析农村儿童家庭教育投入》,《人口学刊》第1期,第37-52页。
- 9.刘畅、易福金、徐志刚, 2017:《父母健康:金钱和时间孰轻孰重?——农村子女外出务工影响的再审视》,《管理世界》第7期,第74-87页。
- 10.刘成斌, 2014:《农村青少年辍学打工及其原因》,《人口研究》第2期,第102-112页。
- 11.刘成斌、王舒厅, 2014:《留守经历与农二代大学生的心理健康》,《青年研究》第5期,第23-32页。
- 12.马银坡、陈体标、史清华, 2018:《人口流动:就业与收入的区域差异》,《农业经济问题》第5期,第80-91页。
- 13.宁光杰, 2012:《自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来》,《经济研究》第S2期,第42-55页。
- 14.彭小辉、傅宇辰、史清华, 2022:《农民工汇款对留守儿童教育的影响及其作用机制——基于 CFPS 数据的实证分析》,《中国农村观察》第5期,第168-184页。
- 15.陶然、周敏慧, 2012:《父母外出务工与农村留守儿童学习成绩——基于安徽、江西两省调查实证分析的新发现与政策含义》,《管理世界》第8期,第68-77页。
- 16.熊猛、叶一舵, 2016:《相对剥夺感:概念、测量、影响因素及作用》,《心理科学进展》第3期,第438-453页。
- 17.叶静怡、张睿、王琼, 2017:《农民进城务工与子女教育期望——基于2010年中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《经济科学》第1期,第90-105页。
- 18.易行健、张波、杨碧云, 2014:《外出务工收入与农户储蓄行为:基于中国农村居民的实证检验》,《中国农村经济》第6期,第41-55页。
- 19.袁梦、郑筱婷, 2016:《父母外出对农村儿童教育获得的影响》,《中国农村观察》第3期,第53-63页。
- 20.张晨、马彪、仇焕广, 2022:《信息通信技术使用可以促进易地扶贫搬迁户的社会融入吗?》,《中国农村经济》第2期,第56-75页。
- 21.张苏、曾庆宝, 2011:《教育的人力资本代际传递效应述评》,《经济学动态》第8期,第127-132页。
- 22.周春芳、苏群、王翌秋, 2017:《农户分化背景下农村家庭子女教育投资的异质性研究——兼论影子教育对教育结果均等化的影响》,《教育与经济》第2期,第62-68页。
- 23.Antman, F. M., 2012, "Gender, Educational Attainment, and the Impact of Parental Migration on Children Left Behind", *Journal of Population Economics*, 25(4): 1187-1214.
- 24.Becker, G. S., 1962, "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70(5): 9-49.
- 25.Belley, P., and L. Lochner, 2007, "The Changing Role of Family Income and Ability in Determining Educational Achievement", *Journal of Human Capital*, 1(1): 37-89.
- 26.Cortes, P., 2015, "The Feminization of International Migration and Its Effects on the Children Left Behind: Evidence from the Philippines", *World Development*, Vol.65: 62-78.
- 27.Currie, J., 2009, "Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development", *Journal of Economic Literature*, 47(1): 87-122.

- 28.Festinger, L., 1954, "A Theory of Social Comparison Processes", *Human Relations*, 7(2): 117-140.
- 29.Haas, H. D., 2010, "Migration and Development: A Theoretical Perspective", *International Migration Review*, 44(1): 227-264.
- 30.Yang, D., 2008, "International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks", *The Economic Journal*, 118(528): 591-630.
- 31.Yuan, Z., and L. Chen, 2013, "The Trend and Mechanism of Intergenerational Income Mobility in China: An Analysis from the Perspective of Human Capital, Social Capital and Wealth", *The World Economy*, 36(7): 880-898.
- 32.Yue, A., Y. Shi, R. Luo, and J. Chen, 2017, "China's Invisible Crisis: Cognitive Delays among Rural Toddlers and the Absence of Modern Parenting", *The China Journal*, 78(1): 50-80.

(作者单位: ¹ 中国人民大学农业与农村发展学院;

² 西北农林科技大学经济管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

How Does the Migration for Work of Individuals Lifted out of Poverty Affect the Investment in Their Children's Education?

JIN Chaomeng QIU Huanguang ZHANG Chen ZHANG Kexin

Abstract: Accumulation of human capital is an important pathway for individuals lifted out of poverty to break the intergenerational transmission of poverty, and investment in education is an effective means to enhance human capital. Based on human capital investment theory and cost-benefit theory, at first this paper delineates the intrinsic mechanism of the impacts of the migration for work of individuals lifted out of poverty on the investment in their children's education. Second, using first-hand survey data from 8 provinces and 16 counties in China in 2021, this paper employs OLS regression and instrumental variable methods to thoroughly analyze the impact of the migration for work of individuals lifted out of poverty on the investment in their children's education. The results indicate that the migration for work of individuals lifted out of poverty significantly increases the investment in their children's education. The mechanism analysis shows that the migration for work of individuals lifted out of poverty influences the investment in their children's education through four pathways: increasing family income, enhancing social capital, altering current identity, and reducing energy investment. Further analysis shows that the promotion effect of migration for work on children's education is more significant in families with only father's migrating for work and migration outside the province. Therefore, in order to enhance the human capital of children of families lifted out of poverty, employment assistance policies should be continuously promoted, with a focus on encouraging the male labor force migration to more developed regions outside their home provinces.

Keywords: Labor Migration; Educational Investment; Individuals lifted Out of Poverty; Educational Concept

“脱贫不脱政策”何以防止脱贫农户返贫*

兰 宇 张 鹏

摘要：基于2021年渝、滇、黔三省（市）原集中连片特困地区的1171户农户微观调查数据，本文测算过渡期脱贫农户返贫风险，利用倾向得分匹配法检验“脱贫不脱政策”的防止返贫效应，并采用中介效应模型分析“脱贫不脱政策”防止返贫的作用机制。研究发现：脱贫农户返贫风险呈中间大、两头小的“橄榄形”分布。“脱贫不脱政策”具有防止返贫效应，但不同类型的帮扶手段具有异质性影响。具体来看，发展型帮扶手段能够有效防止返贫，但该类型帮扶手段对低返贫风险脱贫农户的政策效应更强；而兜底型帮扶手段仅对高返贫风险脱贫农户发挥防止返贫效应。机制分析表明，发展型帮扶手段能够通过提供非农就业机会、激发脱贫农户务工积极性降低脱贫农户返贫风险，而兜底型帮扶手段则不通过这一路径影响脱贫农户返贫风险。进一步分析发现，技能培训能够激发发展型帮扶手段的防止返贫效应，兜底型帮扶手段“退出”不会对低返贫风险脱贫农户产生明显影响。本文研究结论为分类优化调整过渡期帮扶政策提供了经验证据，有助于完善“脱贫不脱政策”的瞄准机制。

关键词：脱贫不脱政策 返贫风险 政策效应 规模性返贫

中图分类号：F328；F323.8 **文献标识码：**A

一、引言

巩固拓展脱贫攻坚成果、防止规模性返贫是推动实现乡村振兴的关键所在。“十三五”期间，中国脱贫攻坚取得举世瞩目的决定性成就，实现现行贫困标准下农村贫困人口全部脱贫。不过，受地理条件与资源禀赋等因素影响，个别地区在脱贫摘帽后仍存在经济基础薄弱、产业发展可持续性较差的问题，令这些地区的脱贫农户生计脆弱性较高，存在一定返贫风险。政府防止脱贫农户返贫、提高脱贫农户生计资本存在多种路径，如推动地区经济发展、完善第三次分配制度等，但这些宏观帮扶政策多对脱贫农户产生间接影响。相比之下，“脱贫不脱政策”贯穿脱贫攻坚时期与过渡期，包含多维度微观帮扶手段，能通过扶贫政策延续性帮扶直接影响脱贫农户返贫风险。为防止脱贫农户返贫，2015年7月，原国务院扶贫开发领导小组办公室组织开展建档立卡“回头看”，重点检验脱贫质量及脱贫

*本文研究得到国家社会科学基金西部项目“民族贫困地区‘返贫’的财政‘阻返’机制研究”（编号：19XMZ094）的资助。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：张鹏。

后帮扶政策的延续执行情况。2019年4月19日，中央政治局会议强调：“脱贫攻坚期内已脱贫的贫困县、贫困村、贫困户，相关扶贫政策要保持一段时间，做到摘帽不摘责任、摘帽不摘政策、摘帽不摘帮扶、摘帽不摘监管。”^①脱贫攻坚战结束后，2021年中央“一号文件”强调“守住防止规模性返贫底线”，并提出设立5年过渡期，在过渡期内保持现有主要帮扶政策总体稳定^②。2022年，习近平总书记在中央农村工作会议上指出：“要继续压紧压实责任，把脱贫人口和脱贫地区的帮扶政策衔接好、措施落到位。”^③总体上，以“脱贫不脱政策”防止脱贫农户返贫是脱贫攻坚时期以及过渡期贫困治理的顶层设计^④。

作为巩固拓展脱贫攻坚成果与乡村振兴有效衔接的过渡政策，“脱贫不脱政策”的实施既需要守住不发生规模性返贫底线，也需要注重分配正义与地方财政压力。受脱贫农户资源禀赋与主观能动性差异的影响，过渡期既存在已基本摆脱贫困陷阱的优势脱贫农户，也存在具有较高返贫风险的弱质性脱贫农户，这要求“脱贫不脱政策”注意平滑不同群体间的福利差距，避免造成悬崖效应（林万龙等，2022）。同时，基层复杂的社会事实会使贫困瞄准存在偏差（刘成良，2021），这可能导致帮扶资源错配，造成福利泛化，加剧地方财政压力（汪三贵和周园翔，2022）。此外，部分学者通过实证检验发现，“脱贫不脱政策”能够降低脱贫农户的返贫风险，但政策效应强度随着时间递减（贾男和王赫，2022）。基于此，充分发挥“脱贫不脱政策”的防止返贫效应仍需以精准帮扶为前提。对此，有学者从优化“脱贫不脱政策”瞄准机制的视角出发，探究构建长效防止返贫机制的理论路径。林万龙和纪晓凯（2022）认为，部分精准扶贫政策在脱贫攻坚胜利后不再适用于部分高生计水平脱贫农户，在过渡期内应坚持“双渐并重、动态调整”的原则，处理好“应进未进”与“应退未退”问题；汪三贵和周园翔（2022）认为，构建防止规模性返贫应完善返贫风险纳入与风险消除机制，坚持因户施策，强化以能力提升为导向的帮扶措施。

已有研究构建了防止规模性返贫的理论路径，但对“脱贫不脱政策”的防止返贫效应关注较少。即便部分研究关注到“脱贫不脱政策”，也存在三点不足：第一，多以案例分析或统计分析的探索性分析为主；第二，侧重于使用脱贫攻坚时期的调研数据，难以反映过渡期脱贫农户返贫风险的新变化与“脱贫不脱政策”在过渡期内的贫困治理效果；第三，多将“脱贫不脱政策”视为单一政策而非政策集合，实践中“脱贫不脱政策”由多维度帮扶手段组成，不同帮扶手段间的政策目标与政策效应可能存在差异，仅探究“脱贫不脱政策”的总体防止返贫效应可能难以回答如何实现“因户施策”的问

^①参见《习近平主持中共中央政治局会议 分析研究当前经济形势和经济工作等》，https://www.gov.cn/xinwen/2019-04/19/content_5384541.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》，http://www.xinhuanet.com/politics/2021-02/21/c_1127122068.htm。

^③参见《习近平出席中央农村工作会议并发表重要讲话》，https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/24/content_5733398.htm。

^④参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202402/content_6929934.htm。

题。因此，在探究“脱贫不脱政策”总体防止返贫效应的基础上，需要进一步检验不同类型帮扶手段的异质性影响及作用机制。

综上所述，本文从三个方面拓展已有研究：第一，测算过渡期脱贫农户返贫风险，从返贫风险视角实证检验“脱贫不脱政策”的防止返贫效应；第二，采用聚类方法划分脱贫农户返贫风险等级，探究“脱贫不脱政策”中不同帮扶手段对脱贫农户返贫风险的异质性影响；第三，探究“脱贫不脱政策”影响脱贫农户返贫风险的作用机制，为防止规模性返贫、优化过渡期帮扶政策瞄准机制提供参考。

二、理论分析与研究假说

延续脱贫攻坚时期的经验，“脱贫不脱政策”是过渡期内防止脱贫农户返贫的核心制度安排。2021年，中共中央、国务院《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》提出：“对脱贫县、脱贫村、脱贫人口扶上马送一程，确保脱贫群众不返贫。”^①在此背景下，受“脱贫不脱政策”帮扶的脱贫农户一方面能获得产业、就业帮扶政策支持，另一方面能在遭受巨大外部冲击时，获得保障基本生活水平的现金补贴。从现实逻辑来看，“脱贫不脱政策”具有补充保险机制，能防止脱贫农户返贫。林万龙和纪晓凯（2022）的调研证实了这一逻辑：2021年脱贫地区“两不愁三保障”成果持续巩固，守住了不发生规模性返贫的底线。同时，作为帮扶政策集合，“脱贫不脱政策”中不同类型帮扶手段的政策目标与帮扶路径存在差异，发展型与兜底型帮扶手段分别对应防止返贫的两种思路，即“授之以渔”与“授之以鱼”，二者的政策效应与作用机制需分类讨论。因此，本文不仅分析“脱贫不脱政策”防止返贫的总体效应，还分别分析发展型与兜底型帮扶手段的防止返贫效应及作用机制^②。

贫困恶性循环理论认为，低收入导致资本匮乏，随之产生的低劳动生产率是造成贫困的主要原因（Rajan and Zingales, 1998）。家庭资本积累存在临界点，资本达到临界点的家庭会收敛至高水平均衡点，从而摆脱贫困陷阱（解垚，2023）。脱贫农户进一步提高家庭资本可能面临两种阻碍：一是社会排斥理论认为弱势群体被社会、政治、经济等排斥在外，导致该群体难以获得充分发展资源。二是调动贫困群众积极性、主动性是战胜贫困的重要因素（王禹瀚，2022），主观能动性缺失可能导致难以进一步降低脱贫农户的返贫风险。基于此，借鉴汪三贵和周园翔（2022）将返贫看作外部约束与内生偏好共同作用的结果，本文选择从外部约束与内生偏好两大视角切入，分析不同类型帮扶手段的防止返贫效应及作用机制。关于脱贫农户外部约束，提供公共服务与金融资源能够缓解脱贫农户外部约束已被广泛论证（周迪和王明哲，2019），但当前学术界对就业机会缺失所导致的外部约束关注较少。脱贫农户可能因人力资源禀赋薄弱被就业市场排斥，表现为脱贫农户获得非农就业的机会较少，难以通过务工打破“低

^①参见《中共中央 国务院关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2021-03/22/content_5594969.htm。

^②本文讨论的发展型帮扶手段仅包含产业、就业以及金融帮扶。教育帮扶在短期内通常不具有减贫效应（杨均华等，2019），作为改变农户空间资源禀赋的易地搬迁通常只发生一次，医疗保障对脱贫农户具有普惠性，故本文没有探究“脱贫不脱政策”中教育帮扶、易地搬迁与医疗保障的防止返贫效应。

收入—低储蓄—低生产率”的恶性循环。关于脱贫农户内生偏好，聚焦防止返贫实践，就业作为最直接有效且能激活贫困人口内生动力的脱贫方式，在中国减贫实践中发挥重要作用（平卫英等，2021），2021年脱贫人口工资性收入占比达67.9%^①。已有研究从享受型消费（黄薇和曹杨，2022）、增收效应（贾男和王赫，2022）等维度衡量了帮扶政策对脱贫农户内生偏好的影响，但未得出一致的结论。基于此，本文选择以非农就业机会反映脱贫农户外部约束，以务工积极性反映脱贫农户内生偏好。

1. 脱贫农户非农就业机会。一方面，发展型帮扶手段能够通过创造涵盖护林防火、河道巡视、社区治安联防等工作内容的公益性岗位，为弱能劳动力提供公益性就业平台；另一方面，发展型帮扶手段能通过产业帮扶等手段推动村内企业进一步建设、发展，为脱贫农户提供就地就近的就业机会。这两条路径均为脱贫农户提供直接就业机会，进而助力脱贫农户积累生计资本，打破“低收入—低储蓄”的返贫链条。同时，发展型帮扶手段还能通过组织劳务输出、提供务工交通补贴等形式，降低脱贫农户在劳动力市场上的摩擦成本，为脱贫农户提供外出就业平台与资金，进而打破“低储蓄能力—低资本形成”对脱贫农户非务工的限制。此外，发展型帮扶手段中的产业帮扶还能通过资产收益分红、合作社带动等形式，为人力资源禀赋相对薄弱的脱贫农户提供生产经营平台，协助脱贫农户充分利用生产要素，最终提高劳动生产率。在这一过程中，脱贫农户能够通过“干中学”提高其人力资源禀赋（李玉山等，2021），为打破“低生产率—低产出—低收入”的返贫链条提供了要素基础。兜底型帮扶手段以现金补贴等直接转移支付手段为主，难以对脱贫农户本地及外出就业机会产生影响。基于此，本文提出研究假说 H1a 和假说 H1b。

H1a: “脱贫不脱政策”中发展型帮扶手段可以通过增加脱贫农户非农就业机会防止其返贫。

H1b: “脱贫不脱政策”中兜底型帮扶手段无法通过增加脱贫农户非农就业机会防止其返贫。

2. 脱贫农户务工积极性。在发展型帮扶手段方面，进入过渡期后，省（市）各级政府出台防止返贫监测政策“明白纸”以增强脱贫农户对“持续加强产业和就业帮扶”的政策感知。个体能动性来自对外界环境信息的综合评价与感知行为偏好（Ajzen, 1991），故增强脱贫农户政策感知能够激发其主观能动性（李小云等，2019）。同时，发展型帮扶手段中的转移就业为脱贫农户提供务工补贴等有条件的现金转移支付。这既能降低外出就业成本，也能改变务工和闲暇之间的替代关系，在一定程度上有助于刺激内生动力不足的低收入人口外出务工（汪三贵和周园翔，2022），进而阻断“低收入—低产出—低收入”的贫困恶性循环。在兜底型帮扶手段方面，已具有较好生计基础的低返贫风险脱贫农户参与就业并获取稳定收入，可能使其从政府中获得的福利待遇水平降低，进而减弱该群体的务工意愿；对于高返贫风险脱贫农户，持续性现金补贴可能使弱质性脱贫农户滋生“等、靠、要”思想，进而难以通过激发脱贫农户务工积极性发挥防止返贫作用。基于此，本文提出研究假说 H2a 和假说 H2b。

H2a: “脱贫不脱政策”中发展型帮扶手段可以通过提高脱贫农户务工积极性防止其返贫。

H2b: “脱贫不脱政策”中兜底型帮扶手段无法通过提高脱贫农户务工积极性防止其返贫。

^①资料来源：《确保年度全国脱贫人口就业规模高于3000万人——让脱贫群众稳定就业持续增收》，https://www.gov.cn/zhengce/2022-03/30/content_5682340.htm。

三、研究设计

（一）数据来源

研究数据为课题组调查所得的 2021 年农户家庭微观数据，调查区域是渝、滇、黔三省（市）的原集中连片特困地区，即武陵山区、滇桂黔石漠化区、滇西边境山区和秦巴山区。本文研究对象为脱贫农户，原集中连片特困地区的脱贫人口相对集中，便于开展关于“脱贫不脱政策”实施情况以及效果的调查。特别是部分地区经济基础相对薄弱，仍存在规模性返贫风险。在确定样本省份后，课题组从原贫困县（区）中抽取样本县（区）。样本省份共计有 172 个原贫困县，截至 2021 年，样本省份脱贫人口共计 2046 万人^①。本文采用多阶段分层抽样方法，从每个样本省份中随机抽取 2 个原贫困县（区），并从每个县（区）中随机抽取 4 个乡镇，再从每个乡镇抽取 4 个行政村，对村庄的脱贫农户进行调查^②。为构建反事实框架来检验“脱贫不脱政策”的防止返贫效应，即识别原集中连片特困地区内普通农户的返贫风险，课题组进一步从每个样本村中随机抽取 5 户普通农户进行问卷访谈。在剔除无效样本后，最终得到有效农户问卷 1171 户，其中脱贫农户问卷 774 户，普通农户问卷 397 户^③。

（二）变量选择与描述性统计

1. 被解释变量：返贫风险。返贫风险指农户在未来陷入绝对贫困的概率。学界主要有三类方法测算返贫风险：一是基于往期数据，对返贫风险进行事后测算（庄天慧等，2011）；二是基于贫困脆弱性理论，使用预期贫困的脆弱性（vulnerability as expected poverty，简称 VEP）方法，利用脱贫农户当期家庭微观数据预测其未来陷入贫困的概率（Chaudhuri et al., 2002）；三是基于 Cissé and Barret (2018) 的研究，利用微观数据测度生计复原力。由于缺乏脱贫农户往期数据，本文使用第二种方法对返贫风险进行测算。更重要的是，贫困脆弱性具有前瞻性特点，且已有研究基于脱贫攻坚时期的全国性调研数据对贫困脆弱性的测算信度进行了检验，发现被定义为“贫困脆弱”的家庭下一年陷入绝对贫困的比例达到 77.61%（刘慧迪等，2022）。因此，本文参照周迪等（2022）的研究，以贫困脆弱性为代理变量反映返贫风险。测量贫困脆弱性的基本方程如下：

$$VUL_i = P_r(C_i < Z | Feature_i) \quad (1)$$

（1）式中： VUL_i 指第 i 个家庭的贫困脆弱性，即在给定户主及家庭特征变量 $Feature_i$ 的情况下，家庭人均消费（ C_i ）低于贫困线（ Z ）的条件概率（ P_r ）。其中，样本农户家庭人均消费均值为 6291.744 元，标准差为 4582.161 元。

利用三阶段广义最小二乘法（FGLS）求解（1）式。第一步，对家庭人均消费的对数进行回归估

^①资料来源：原贫困县数据来自国家乡村振兴局《全国 832 个贫困县名单》；脱贫人口数据来自渝、滇、黔三省政府网站，截至 2021 年，重庆市脱贫人口 190 万人、云南省脱贫人口 933 万人、贵州省脱贫人口 923 万人。

^②若村庄的脱贫农户大于 10 户，则随机抽取 10 户；若脱贫农户小于或等于 10 户，则全部调查。

^③新增监测农户在脱贫攻坚时期未受精准扶贫政策帮扶，不满足“脱贫不脱政策”的帮扶连贯性特征。同时，新增监测农户样本量仅 20 户。综合考虑后，本文选择剔除新增监测农户样本。

计，然后将回归后得到的残差平方作为消费波动进行线性估计，估计的方程式如下：

$$\ln C_i = \beta \text{Feature}_i + e_i \quad (2)$$

$$\hat{e}_i^2 = \theta \text{Feature}_i + \eta_i \quad (3)$$

(2) 式与 (3) 式中： $\ln C_i$ 为家庭人均消费的对数； Feature_i 为影响家庭人均消费的户主及家庭特征变量； e_i 为残差项，代表家庭消费的波动； η_i 为随机误差项； β 与 θ 分别为 (2) 式与 (3) 式的待估参数。

第二步，对于拟合值构建权重，利用 FGLS 估计未来消费的期望值和方差。

第三步，假设消费服从对数正态分布，选择贫困线 Z ，并利用下面公式计算农户的贫困脆弱性：

$$VUL_i = \Phi \left[\frac{\ln Z - \hat{\beta}_{FGLS} \text{Feature}_i}{\sqrt{\hat{\theta}_{FGLS} \text{Feature}_i}} \right] \quad (4)$$

(4) 式中： Φ 为标准正态分布概率分布函数； $\ln Z$ 代表贫困标准线的对数； $\hat{\beta}_{FGLS} \text{Feature}_i$ 和 $\hat{\theta}_{FGLS} \text{Feature}_i$ 分别代表农户 i 未来家庭人均消费对数的期望值和方差。

测量贫困脆弱性需要设定合理的贫困线与贫困脆弱性门槛值。世界银行设定了 1.9 美元/人·天的极端贫困线，3.2 美元/人·天的中低收入国家国际贫困线与 5.5 美元/人·天的中高收入国家国际贫困线^①。本文选取使用 1.9 美元/人·天作为贫困标准线对贫困脆弱性进行测算，并使用 3.2 美元/人·天与 2010 年 2300 元不变价为贫困标准线进行稳健性检验。通过以上计算，样本农户返贫风险均值为 0.423，脱贫农户返贫风险均值为 0.428，普通农户的返贫风险均值为 0.412（见表 1）。该结果显示，虽然脱贫农户在脱贫攻坚时期受到精准扶贫政策的帮扶，但在过渡期内，脱贫农户返贫风险仍略高于普通农户。因此，从样本农户返贫风险的统计特征来看，过渡期保持“脱贫不脱政策”具有重要意义，这与本文理论预期相符。将普通农户样本剔除，发现过渡期内脱贫农户返贫风险呈中间大、两头小的“橄榄形”分布^②。在划分脱贫农户返贫风险等级时，为避免贫困脆弱性门槛值的确定具有主观随意性的问题（樊丽明和解垚，2014），本文利用 K 均值聚类方法将脱贫农户划分为低返贫风险脱贫农户与高返贫风险脱贫农户，两类脱贫农户分类阈值为 0.429。其中，低返贫风险脱贫农户与高返贫风险脱贫农户的返贫风险均值分别为 0.317 与 0.540（见表 1）。

2. 核心解释变量：扶贫政策延续性帮扶。“脱贫不脱政策”形式上是精准扶贫政策的延续，本质上是多维度扶贫政策延续性帮扶的集合。扶贫政策延续性帮扶包含两层含义：一是脱贫农户在过渡期是否受到扶贫政策延续性帮扶；二是脱贫农户在扶贫政策延续性帮扶下享受不同类型帮扶手段的帮扶力度。本文参考刘慧迪等（2022）研究，对帮扶手段进行分类。具体地，将农业帮扶、旅游业帮扶、电商下乡、转移就业与金融帮扶归类为发展型帮扶手段，将农村低保补助、特困人员补助、临时救助

^①世界银行网站：<https://blogs.worldbank.org/zh/voices/quanjiupinkunxiandiao Zheng>。

^②由于篇幅有限，未展示返贫风险分布直方图，作者备索。

补助、价格补贴归类为兜底型帮扶手段。在此基础上,本文参照李玉山等(2021)的研究,以帮扶手段的多元程度为标准衡量帮扶力度的大小。例如,发展型帮扶手段包含五项具体帮扶措施,脱贫农户接受帮扶措施的多元程度越高,脱贫农户受到发展型帮扶手段的帮扶力度越大。

表 1 不同分组标准下返贫风险测算结果

分组标准	样本组别	样本量	所占比重 (%)	返贫风险		
				均值	最小值	最大值
依据样本农户历史 贫困状态分组	普通农户	397	34.49	0.412	0.100	0.815
	脱贫农户	774	65.51	0.428	0.043	0.883
依据脱贫农户返贫 风险分组	低返贫风险脱贫农户	388	50.13	0.317	0.042	0.428
	高返贫风险脱贫农户	386	49.87	0.540	0.430	0.883

注:以 1.9 美元/人·天为贫困标准线。

3.机制变量。①非农就业机会。参考陈斌开等(2020)的研究,本文选取村庄内企业数量反映脱贫农户本地务工机会,选取距脱贫农户居住村庄最近县的人均地区生产总值反映脱贫农户外出务工机会。由于本文重点探究“脱贫不脱政策”的作用机制,而非脱贫农户的务工选择,故将本地务工机会与外出务工机会分别进行对数化处理并相乘,以反映脱贫农户总体非农就业机会。②务工积极性。参考贾男和王赫(2022)研究,本文选取户主日均务工时长反映脱贫农户务工积极性。③脱贫农户技能培训。脱贫农户的初始人力资本水平较低,技能培训可进一步发挥发展型帮扶手段的防止返贫效应(汪三贵和周园翔,2022)。因此,本文引入脱贫农户技能培训情况为调节变量,探究何以充分发挥发展型帮扶手段的防止返贫效应。

4.控制变量。参考杨文等(2012)、闫啸等(2022)的研究,本文选取以性别、年龄、文化程度、健康状况为代表的户主个体特征变量,以家庭劳动力人口、家庭人均可支配收入、家庭人均实际住房面积、互联网使用频率为代表的家庭特征变量作为控制变量。

变量定义与描述统计性见表 2。

表 2 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	返贫风险	根据(4)式测算	0.423	0.134
核心解释 变量	扶贫政策延续性帮扶	样本农户在过渡期内是否受到扶贫政策延续性帮扶:是=1,否=0	0.661	0.474
	发展型帮扶手段	脱贫农户在过渡期受到发展型政策的帮扶力度,赋值 0~5,取值越大表明帮扶力度越大	1.189	1.015
	兜底型帮扶手段	脱贫农户在过渡期受到兜底型政策的帮扶力度,赋值 0~4,取值越大表明帮扶力度越大	0.430	0.589
控制变量	户主性别	男=1,女=0	0.902	0.297
	户主年龄	户主当期年龄(岁)	52.518	11.006
	户主文化程度	户主受教育年限(年)	7.150	2.094
	户主健康状况	主观自我评价健康水平:健康=1,不健康=0	0.815	0.388

表 2 (续)

控制变量	劳动力人口	年满 16 周岁且有劳动能力的家庭常住人口数量(人)	2.512	1.157
	人均可支配收入	2021 年家庭常住人口的人均可支配收入(元)	14545.350	7405.243
	家庭住房面积	2021 年家庭常住人口的人均实际住房面积(平方米)	39.473	28.466
	互联网使用频率	2021 年家庭常住人口使用互联网进行商业活动的次数: 几乎每天使用=7, 一周使用 3~4 次=6, 一周使用 1~2 次=5, 一个月使用 2~3 次=4, 一个月使用 1 次=3, 超过一个月使用 1 次=2, 从不使用=1	2.362	1.934
机制变量	非农就业机会	2021 年村庄内企业数量的对数×距居住村庄最近的县人均地区生产总值对数	2.641	1.252
	务工积极性	2021 年户主日均务工时长(小时)	5.570	4.140
	脱贫农户技能培训情况	2021 年接受过产业和就业培训=2, 接受过产业或就业其中一种技能培训=1, 未接受过技能培训=0	0.363	0.510

注: 人均可支配收入、人均消费支出和家庭住房面积在后文回归中取自然对数。

(三) 实证策略

1. 倾向得分匹配法。在脱贫攻坚时期, 贫困农户收入高于绝对贫困线后, 贫困农户受到的帮扶政策由精准扶贫政策直接转变为延续性帮扶政策。精准扶贫政策的退出与帮扶政策的延续性帮扶在同一时间进行, 使得脱贫农户受到的帮扶具有连贯性特征。这种延续性帮扶蕴含两种防止返贫效应: 一是扶贫政策延续性帮扶对脱贫农户返贫风险的直接影响, 二是往期精准扶贫政策对脱贫农户返贫风险的间接影响。因此, 借鉴贾男和王赫(2022)研究, 本文将“受到扶贫政策延续性帮扶的脱贫农户”定义为处理组, 将“未受到扶贫政策延续性帮扶的普通农户”定义为对照组, 检验扶贫政策延续性帮扶对返贫风险的总体影响。在明确处理组与对照组后, 本文利用倾向得分匹配法(propensity score matching, 简称 PSM) 测算扶贫政策延续性帮扶的防止返贫效应, 具体地, 选取控制变量并采用 Logit 模型对倾向得分值进行估计:

$$P(X_i) = E(D=1 | X_i) = P_r(D=1 | X_i) \quad (5)$$

(5) 式中: $P(X_i)$ 为倾向得分值, 计算方法为在给定个体特征 X_i 条件下, 农户受到扶贫政策延续性帮扶 ($D=1$) 的条件概率。

收入及生活水平等指标会影响农户能否获得扶贫政策延续性帮扶及其返贫风险。本文以表 2 中的控制变量为协变量 X_i , 计算倾向得分匹配值以及处理组与对照组的平均处理效应:

$$ATT = E[Y_1^i - Y_0^i] = E[Y_1^i - Y_0^i | D=1] = E[Y_1^i | D=1] - E[Y_1^i | D=0] \quad (6)$$

(6) 式中: ATT 为扶贫政策延续性帮扶对返贫风险影响的平均处理效应, Y_1^i 表示受到扶贫政策延续性帮扶的脱贫农户返贫风险, Y_0^i 表示未受到扶贫政策延续性帮扶的普通农户返贫风险; $[Y_1^i | D=1]$ 表示观测得到的脱贫农户返贫风险, 而 $[Y_1^i | D=0]$ 为估计所得的脱贫农户返贫风险, 差值为扶贫政策延续性帮扶对脱贫农户返贫风险的影响。

2.线性回归模型。本文将扶贫政策延续性帮扶划分为发展型与兜底型帮扶手段两类，并将普通农户样本剔除，以重点探究不同类型帮扶手段对脱贫农户返贫风险的异质性影响，模型设定如下：

$$VUL_i = \alpha_1 + \beta_1 Pol_i^h + \gamma_1 Con_i + \mu_1 \tag{7}$$

（7）式中： VUL_i 为被解释变量； Pol_i^h 为核心解释变量，当 h 取1时， Pol_i^h 为发展型帮扶手段，当 h 取2时， Pol_i^h 为兜底型帮扶手段； Con_i 为包含个体特征与家庭特征的控制变量； α_1 为常数项， β_1 为核心解释变量的回归系数， γ_1 为控制变量的回归系数， μ_1 为随机误差项。

3.中介效应模型。为进一步检验发展型与兜底型帮扶手段防止返贫的作用机制，本文参考江艇（2022）、毛捷等（2024）的研究，基于（7）式构建两阶段中介效应模型：

$$Mechanism_i^z = \alpha_2 + \beta_2 Pol_i^h + \gamma_2 Con_i + \mu_2 \tag{8}$$

（8）式中： $Mechanism_i^z$ 表示机制变量，当 z 取1时为非农就业机会，当 z 取2时为务工积极性； α_2 为常数项； β_2 为核心解释变量的回归系数； γ_2 为控制变量的回归系数； μ_2 为随机误差项。

四、实证结果

（一）基准回归结果

1.“脱贫不脱政策”防止返贫效应检验。经过倾向得分匹配后，处理组和对照组在匹配前后各变量的平均值差异均不显著（见表3），即过渡期内受到扶贫政策延续性帮扶的脱贫农户与未受到帮扶的普通农户，在户主与家庭特征上基本保持一致水平，满足倾向得分匹配所要求的共同支撑假设。

表3 倾向得分匹配法的平衡性检验结果

变量	匹配状态	均值		标准偏差（%）	t 检验值
		处理组	对照组		
户主性别	匹配状态前	0.902	0.903	-0.505	0.935
	匹配状态后	0.902	0.907	-1.686	0.752
户主年龄	匹配状态前	52.293	53.046	-6.841	0.270
	匹配状态后	52.293	52.579	-2.598	0.598
户主文化程度	匹配状态前	6.955	7.514	-26.869	0.000
	匹配状态后	6.955	6.926	1.385	0.801
户主健康状况	匹配状态前	0.792	0.860	-17.493	0.005
	匹配状态后	0.792	0.784	2.058	0.709
劳动力人口	匹配状态前	2.465	2.611	-12.617	0.042
	匹配状态后	2.465	2.432	2.852	0.562
家庭住房面积	匹配状态前	3.532	3.514	3.506	0.564
	匹配状态后	3.532	3.548	-3.117	0.535
人均可支配收入	匹配状态前	9.423	9.587	-35.799	0.000
	匹配状态后	9.423	9.457	-7.422	0.144
互联网使用频率	匹配状态前	2.080	2.931	-44.011	0.000
	匹配状态后	2.080	1.976	5.379	0.209

通过平衡性检验后，本文使用 K 近邻匹配法得到如表 4 所示的回归结果。其中，扶贫政策延续性帮扶的平均处理效应为-0.026，且通过了显著性检验。也就是说，扶贫政策延续性帮扶使脱贫农户的返贫风险下降 2.6%，对标准差的解释达 19.4%。这表明扶贫政策延续性帮扶具有较为明显的防止返贫效应，但扶贫政策延续性帮扶并未大量减少脱贫农户返贫风险的绝对值。造成回归结果经济显著性较小的原因在于：对于部分生计水平很高的脱贫农户，以防止返贫为目标的扶贫政策延续性帮扶可能难以进一步提高其生计水平以降低返贫风险，进而导致扶贫政策延续性帮扶对返贫风险绝对值的影响较小。林万龙和纪晓凯（2022）调研发现，2021 年脱贫农户 20%最高收入组的人均可支配收入为 28299 元，远超受访县所有农村居民人均可支配收入（16079 元）。为此，本文将收入位于前 10%的脱贫农户样本剔除后重新进行回归，发现扶贫政策延续性帮扶的平均处理效应提升至-0.035，与扶贫政策延续性帮扶的基准回归相比提高了 34.615%。该结果为脱贫农户分类管理提供了部分经验证据。此外，为验证回归结果稳健性，将贫困标准线更改为 3.2 美元/人·天与 2010 年 2300 元不变价并分别采用马氏匹配、半径匹配、卡尺内 K 近邻匹配、核匹配四种匹配方法进行回归。这些回归结果与扶贫政策延续性帮扶的基准回归结果相近，在一定程度上验证了扶贫政策延续性帮扶的平均处理效应的稳健性。

表 4 扶贫政策延续性帮扶对返贫风险影响的平均处理效应估计结果

匹配方法	匹配结果		不同贫困标准线的 ATT		
	处理组	对照组	1.9 美元/人·天	3.2 美元/人·天	2010 年 2300 元不变价
K 近邻匹配	774	393	-0.026***	-0.026***	-0.024***
马氏匹配	772	391	-0.021***	-0.024***	-0.018***

注：①***表示 1%的显著性水平；②K 近邻匹配将样本分为 3 组。

2.发展型与兜底型帮扶手段的防止返贫效应检验。表 5 为发展型与兜底型帮扶手段的分组回归结果。表 5 的（1）列与（3）列回归结果表明，发展型帮扶手段能够显著降低低返贫风险和高返贫风险脱贫农户的返贫风险，但组间系数差异检验显示发展型帮扶手段对低返贫风险脱贫农户的防止返贫效应更强。发展型帮扶手段通常具有较高的获利门槛，可能导致扶贫资源向更具要素禀赋优势的家庭流动（周强，2021），使得发展型帮扶手段对更具资源禀赋优势的低返贫风险脱贫农户的效应更强。表 5 的（2）列与（4）列回归结果表明，兜底型帮扶手段仅对高返贫风险脱贫农户发挥防止返贫效应。这是因为兜底型帮扶手段的现金补贴较为微薄，难以显著提高低返贫风险脱贫农户的生计水平。

表 5 发展型与兜底型帮扶手段的防止返贫效应回归结果

变量	被解释变量：返贫风险							
	低返贫风险脱贫农户				高返贫风险脱贫农户			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
发展型帮扶手段	-0.017***	0.004			-0.007**	0.003		
兜底型帮扶手段			0.008	0.006			-0.035***	0.006

表 5 (续)

户主性别	0.017	0.014	0.017	0.014	0.035***	0.012	0.040***	0.011
户主年龄	-0.003	0.016	-0.001	0.017	-0.034*	0.018	-0.030*	0.017
户主文化程度	-0.009***	0.002	-0.008***	0.002	-0.018***	0.002	-0.018***	0.002
户主健康情况	0.007	0.009	0.005	0.010	-0.018**	-0.009	0.009	0.009
劳动力人口	0.001	0.004	0.002	0.004	0.006	0.004	0.007	0.004
家庭住房面积	-0.019***	0.006	-0.020***	0.007	-0.026***	0.009	-0.027***	0.009
人均可支配收入	-0.085***	0.008	-0.090***	0.009	-0.104***	0.015	-0.109***	0.014
互联网使用频率	0.009***	0.002	0.008***	0.002	0.009***	0.003	0.009***	0.003
样本量	388		388		386		386	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②表中的标准误为稳健标准误。

(二) 内生性检验

本文基准回归中可能存在遗漏解释变量与反向因果带来的内生性问题。为此，本文参考徐业坤和马光源（2019）的研究，选择村庄所属乡或镇党委书记年龄是否小于等于 45 岁为工具变量。该工具变量具有一定的合理性。第一，在中国行政体制内，领导干部年龄是影响晋升概率并带来晋升压力的重要因素（吴敏和周黎安，2018），且 45 岁被认为是晋升的黄金年龄晚期（王中正和谭海波，2023）。围绕防止脱贫农户返贫这一底线性任务，相对年轻的干部为追求更好的晋升前景会更加主动地集中资源落实扶贫政策延续性帮扶，以获得更好的治理绩效；在中国“党管干部”的领导体制下，党委部门掌握的实际权力和资源要远多于行政部门（姚洋和张牧扬，2013）。这意味着，在过渡期防止返贫的过程中，乡或镇党委书记所承担的责任可能大于乡长或镇长。第二，领导干部的个体行为可能会影响脱贫农户的返贫风险，但乡或镇党委书记年龄是否超过 45 岁对脱贫农户返贫风险造成直接影响的可能性较小。基于两阶段最小二乘法，考虑内生性问题后的回归结果见表 6。

表 6 考虑内生性问题后的回归结果

变量	被解释变量：返贫风险			
	低返贫风险脱贫农户		高返贫风险脱贫农户	
	(1)	(2)	(3)	(4)
发展型帮扶手段	-0.028** (0.014)		-0.079*** (0.022)	
兜底型帮扶手段		-0.083 (0.053)		-0.119*** (0.031)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	388	388	386	386
第一阶段工具变量回归系数	0.501***	0.170***	0.499***	0.327***
第一阶段 F 值	23.266	9.079	19.076	28.775

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

由表 6 可知,考虑内生性问题后,发展型帮扶手段仍然能降低两类脱贫农户的返贫风险,且兜底型帮扶手段仍仅能防止高返贫风险脱贫农户返贫,说明潜在的内生性问题没有改变发展型与兜底型帮扶手段的防止返贫效应基准回归结果。所以,扶贫政策延续性帮扶在总体上具有防止返贫效应,但面对过渡期内脱贫农户返贫风险的分化,高效发挥防止返贫效应仍需要结合脱贫农户返贫风险差异因户施策。

(三) 稳健性分析

1.敏感性分析。脱贫农户能否受到扶贫政策延续性帮扶能受到领导干部筛选、社交关系等不可观测因素的影响。由于不可观测的潜在偏误难以测量,本文使用敏感性分析方法检验不可观测因素对回归结果的影响程度。假定遗漏变量对返贫风险的影响程度是所有控制变量影响的 Γ 倍,当 Γ 接近或大于2时,回归系数才变为不显著,表明研究结果对遗漏变量具有较好的稳健性(Rosenbaum and Rubin, 1983)。在本文敏感性检验中,当 Γ 等于3.5时,平均处理效应未通过95%水平下的显著性检验,而当 Γ 等于4时,已有结论未通过90%水平下显著性检验(见图1)。因此,不可观测因素可能存在,但平均处理效应对这些混杂因素并不敏感,验证了基准回归结果的稳健性。

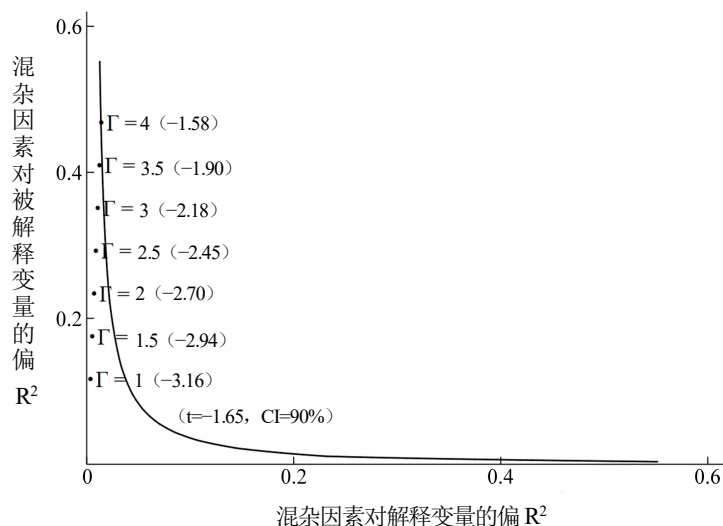


图1 返贫风险平均处理效应的敏感性分析

注: Γ 值后的括号内为该参数下回归的 t 值; 黑色实线为 t 值等于-1.65 的等高线; CI 为置信区间。

2.更换贫困标准线与返贫风险等级的判断标准。更换贫困标准线与返贫风险等级的判定标准会影响脱贫农户返贫风险的测算与分类,可能导致回归结果偏倚。对此,本文采取两种策略对发展型帮扶手段与兜底型帮扶手段防止返贫效应的回归结果进行稳健性分析:一是将贫困标准线更改为2010年2300元不变线重新测算脱贫农户返贫风险并进行回归;二是参考万广华和章元(2009)的研究,将贫困脆弱的判定标准由K均值聚类所得的阈值,更改为学术界通用的0.5进行重新分组回归。根据表7的稳健性分析结果,发展型帮扶手段仍然能够降低两类脱贫农户的返贫风险,而兜底型帮扶手段仍然仅对高返贫风险脱贫农户起防止返贫效果,与基准回归结果相比未发生明显变化,即验证了基准回归结果的稳健性。

表 7 发展型帮扶手段与兜底型帮扶手段防止返贫效应的稳健性分析

更换判断标准	变量	被解释变量：返贫风险			
		低返贫风险脱贫农户		高返贫风险脱贫农户	
		(1)	(2)	(3)	(4)
更换贫困标准线 (2010 年 2300 元 不变线)	发展型帮扶手段	-0.013*** (0.003)		-0.008** (0.003)	
	兜底型帮扶手段		0.008 (0.005)		-0.036*** (0.007)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量		413	413	361	361
更换返贫风险等级 判定标准 (0.5)	发展型帮扶手段	-0.012*** (0.004)		-0.005** (0.002)	
	兜底型帮扶手段		0.006 (0.005)		-0.018*** (0.005)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量		545	545	229	229

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

五、机制分析与进一步讨论

(一) “脱贫不脱政策”防止脱贫农户返贫的作用机制分析

1. 基于中介效应的作用机制检验。表 8 报告了发展型与兜底型帮扶手段对机制变量的影响。回归结果显示，发展型帮扶手段能够显著增加两类脱贫农户的非农就业机会，兜底型帮扶手段则没有对非农就业机会产生显著影响，表明仅有发展型帮扶手段能够通过提供非农就业机会发挥防止返贫效应。由此，假说 H1a 与假说 H1b 得证。

表 8 发展型与兜底型帮扶手段防止返贫的作用机制回归结果

作用机制	变量	低返贫风险脱贫农户		高返贫风险脱贫农户	
		(1)	(2)	(3)	(4)
非农就业机会	发展型帮扶手段	0.142** (0.065)		0.168** (0.063)	
	兜底型帮扶手段		-0.165 (0.135)		0.043 (0.116)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
务工积极性	发展型帮扶手段	0.637*** (0.186)		0.330*** (0.1924)	
	兜底型帮扶手段		-0.469 (0.355)		0.239 (0.317)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

表 8 (续)

样本量		388	388	386	386
-----	--	-----	-----	-----	-----

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

关于脱贫农户内生偏好，发展型帮扶手段能够显著增强脱贫农户的务工积极性，而兜底型帮扶手段虽然未能激发脱贫农户的务工积极性，但也并未对其产生消极影响。这可能是因为兜底保障的补助收入占总收入比重较低，微薄的现金补贴并不会促使低返贫风险脱贫农户滋生福利依赖心理。同时，正是由于兜底型帮扶手段以保障农户最低生活水平为目标，并不对高返贫风险脱贫农户享受型消费提供资助，而享受型消费是反映脱贫农户好逸恶劳的主观惰性的主要因素（黄薇和曹杨，2022）。因此，兜底保障并未对脱贫农户的务工积极性产生消极影响。由此，假说 H2a 与假说 H2b 得证。

2.基于分组回归的作用机制检验。为检验外部约束与内生偏好两条机制间的内在联系，本文以非农就业机会与务工积极性的中位数为阈值，将脱贫农户样本划分为多非农就业机会、强务工积极性，多非农就业机会、弱务工积极性，少非农就业机会、强务工积极性，少非农就业机会、弱务工积极性四组并进行分组回归，回归结果如表 9 所示。其中，发展型帮扶手段仅在脱贫农户具有多务工机会与强务工积极性时才发挥显著的防止返贫效应，说明防止脱贫农户返贫是“多外部机会”与“强主观动能”共同作用的结果。这对发展型帮扶手段缓解脱贫农户外部约束与增强内生动能的效应提出了更高要求。兜底型帮扶手段能够有效降低四类群体的返贫风险，可能是兜底型帮扶手段以现金补贴为主，能够直接作用于脱贫农户返贫风险，因此未受到务工机会多少与积极性高低的影响。

表 9 发展型与兜底型帮扶手段防止返贫作用机制的分组回归结果

变量	(1) 多非农就业机会、 强务工积极性	(2) 多非农就业机会、 弱务工积极性	(3) 少非农就业机会、 强务工积极性	(4) 少非农就业机会、 弱务工积极性
发展型帮扶手段	-0.012** (0.006)	0.001 (0.006)	0.006 (0.006)	-0.007 (0.007)
兜底型帮扶手段	-0.024** (0.012)	-0.034*** (0.011)	-0.019* (0.011)	-0.019* (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	166	186	218	204

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

(二) 进一步讨论

1.发展型帮扶手段与技能培训。发展型帮扶手段需要通过农户共同参与来实现利益相关方对土地、资本和劳动力等生产要素的高效配置（刘建生等，2017）。在此过程中，若想充分发挥发展型帮扶手段的防止返贫效应，则既需要地方政府、集体经济组织与企业等提供行之有效的发展路径，也需要脱贫农户具有与之相匹配的人力资源禀赋。已有研究表明，开展技能培训能够有效促进农户提升人力资源禀赋（和立道等，2018）。因此，本文以发展型帮扶手段和脱贫农户技能培训情况为交互项，探究培训能否进一步激发发展型帮扶手段的防止返贫效应，回归结果如表 10 所示。由表 10 的（1）列与

(2)列可知,发展型帮扶手段与技能培训的交互项均显著为负,且与平行项的回归系数的符号相同,但组间系数差异检验结果显示技能培训对低返贫风险脱贫农户的赋能效应更强。上述结果表明,在过渡期内开展技能培训能增强发展型帮扶手段的防止返贫效应,但这一效应对低返贫风险脱贫农户更强。

表 10 脱贫农户技能培训对发展型帮扶手段的调节效应分析

变量	(1)	(2)
	低返贫风险脱贫农户	高返贫风险脱贫农户
发展型帮扶手段与脱贫农户 技能培训情况的交互项	-0.017*** (0.006)	-0.007* (0.004)
发展型帮扶手段	-0.007* (0.004)	-0.003 (0.004)
脱贫农户技能培训情况	-0.015* (0.008)	0.021*** (0.008)
控制变量	已控制	已控制
样本量	388	386

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

2.兜底型帮扶手段与帮扶对象选择。在脱贫攻坚向全面推进乡村振兴平稳过渡的背景下,防止脱贫农户返贫需要开展农村低收入人口动态监测。结合上文回归结果,兜底型帮扶手段未对低返贫风险脱贫农户的返贫风险产生显著影响,且已有研究指出扶贫政策长期帮扶可能会滋生政策依赖(王春城,2021)。对此,本文使用 PSM 模型,通过构建反事实框架计算兜底型帮扶手段“退出”对脱贫农户的影响,以期优化兜底型帮扶手段的瞄准机制提供参考。具体回归结果如表 11 所示。若“退出”兜底型帮扶手段的帮扶序列,低返贫风险脱贫农户的返贫风险由 0.3251 增加至 0.3252,提高幅度为 0.3076%;而高返贫风险脱贫农户的返贫风险将由 0.5155 增加至 0.5690,提高幅度为 10.3783%。上述结果表明兜底型帮扶手段在对低返贫风险脱贫农户的防止返贫作用微弱,仅对相对弱质的脱贫农户具有重要意义。

表 11 兜底型扶贫政策“退出”对脱贫农户返贫风险的影响

脱贫农户分组	受到兜底型帮扶手段帮扶	未受到兜底型帮扶手段帮扶	稳健标准误	ATT
低返贫风险脱贫农户	0.3251	0.3252	0.0099	0.0001
高返贫风险脱贫农户	0.5155	0.5690	0.0105	0.0534***

注:***表示 1%的显著性水平。

六、结论与政策启示

“脱贫不脱政策”是保障脱贫农户稳定脱贫的主要措施,但现有文献对“脱贫不脱政策”的防止返贫效应关注较少,且鲜有文献探究不同类型帮扶手段延续所产生的异质性影响。本文利用 2021 年渝、滇、黔三省(市)农户微观调研数据,实证检验“脱贫不脱政策”对脱贫农户返贫风险的影响及作用机制。研究发现,过渡期内脱贫农户返贫风险总体呈“橄榄形”分布,“脱贫不脱政策”具有防

止返贫效应，但不同类型帮扶手段的政策效应存在异质性影响。具体来看，发展型帮扶手段能够降低脱贫农户返贫风险，但这一防止返贫效应对低返贫风险脱贫农户更强，而兜底型帮扶手段则仅作用于高返贫风险脱贫农户。机制分析表明，发展型帮扶手段能够通过增加脱贫农户非农就业机会与务工积极性来发挥防止返贫效应，技能培训能够增强发展型帮扶手段的防止返贫效应。进一步分析发现，“退出”兜底型帮扶手段对低返贫风险脱贫农户的帮扶并不会对该群体返贫风险产生明显影响。

发展型帮扶手段与兜底型帮扶手段的异质性防止返贫效应，为脱贫农户分类管理提供了部分经验证据。结合研究结论，本文认为过渡期防止返贫需要对脱贫农户实施分类管理，然后在分类管理的基础上结合脱贫农户返贫风险实施针对性帮扶。一方面，过渡期内防止脱贫农户返贫仍需以发展型帮扶手段为核心，但需要重点关注高返贫风险脱贫农户，并着重通过技能培训等短期教育手段提升高返贫风险脱贫农户的人力资源禀赋，以充分发挥扶贫政策的防止返贫效应。实际上，2022年已有部分地区对脱贫农户实施分类管理，将脱贫农户划分为重点帮扶户与正常帮扶户，针对正常帮扶户实施产业、金融帮扶，针对重点帮扶户实施多维度帮扶。另一方面，兜底型帮扶手段对已具有一定生计基础的低返贫风险脱贫农户的防止返贫效率极低，在贫困治理转向常态化、多维化的背景下，需要重视分配正义与地方扶贫财政压力。也就是说，对脱贫农户实施兜底型帮扶手段时，需要综合考虑脱贫农户的当期生活水平与未来返贫风险。针对当期收入高于监测线的脱贫农户，应结合返贫风险测算等措施，对其是否需要接受兜底型政策帮扶进行综合评估。

参考文献

- 1.陈斌开、马宁宁、王丹利，2020：《土地流转、农业生产率与农民收入》，《世界经济》第10期，第97-120页。
- 2.樊丽明、解垚，2014：《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗？》，《经济研究》第8期，第67-78页。
- 3.和立道、王英杰、路春城，2018：《人力资本公共投资视角下的农村减贫与返贫预防》，《财政研究》第5期，第15-24页。
- 4.黄承伟，2021：《设立脱贫攻坚过渡期的政策指向和多重意蕴》，《人民论坛》第11期，第49-52页。
- 5.黄薇、曹杨，2022：《常态化精准扶贫政策的完善：反福利依赖的视角》，《经济研究》第4期，第172-190页。
- 6.贾男、王赫，2022：《脱贫农户返贫风险防范政策研究》，《经济研究》第10期，第121-137页。
- 7.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 8.李小龙、于乐荣、唐丽霞，2019：《新中国成立后70年的反贫困历程及减贫机制》，《中国农村经济》第10期，第2-18页。
- 9.李玉山、卢敏、朱冰洁，2021：《多元精准扶贫政策实施与脱贫农户生计脆弱性——基于湘鄂渝黔毗邻民族地区的经验分析》，《中国农村经济》第5期，第60-82页。
- 10.林万龙、纪晓凯，2022：《从摆脱绝对贫困走向农民农村共同富裕》，《中国农村经济》第8期，第2-15页。
- 11.林万龙、梁琮莲、纪晓凯，2022：《巩固拓展脱贫成果开局之年的政策调整与政策评价》，《华中师范大学学报（人文社会科学版）》第1期，第31-39页。
- 12.刘成良，2021：《2020年后国家贫困瞄准能力建设研究》，《农业经济问题》第6期，第132-144页。

- 13.刘慧迪、苏岚岚、易红梅, 2023:《精准扶贫帮扶项目的减贫成效及其对后扶贫时代贫困治理的启示——基于贫困脆弱性视角》,《农业技术经济》第9期,第105-125页。
- 14.刘建生、陈鑫、曹佳慧, 2017:《产业精准扶贫作用机制研究》,《中国人口·资源与环境》第6期,第127-135页。
- 15.毛捷、韩瑞雪、刘冲, 2024:《融资平台债务增长的新机理研究:担保网络的视角》,《经济研究》第1期,第72-92页。
- 16.平卫英、罗良清、张波, 2021:《我国就业扶贫的现实基础、理论逻辑与实践经验》,《管理世界》第7期,第32-43页。
- 17.万广华、章元, 2009:《我们能够在多大程度上准确预测贫困脆弱性?》,《数量经济技术经济研究》第6期,第138-148页。
- 18.汪三贵、周园翔, 2022:《构建有效的防规模性返贫的机制和政策》,《农业经济问题》第6期,第12-22页。
- 19.王春城, 2021:《贫困治理中的政策依赖行为及其矫正——基于激励理论的分析》,《政治学研究》第2期,第110-124页。
- 20.王禹瀚, 2022:《共同富裕与中国特色反贫困理论对西方减贫理论的超越》,《中共中央党校(国家行政学院)学报》第2期,第109-118页。
- 21.王中正、谭海波, 2023:《科级天花板下的领导干部隐性晋升研究——基于W县基层领导干部晋升路径的案例分析》,《中国行政管理》第2期,第53-60页。
- 22.吴敏、周黎安, 2018:《晋升激励与城市建设:公共品可视性的视角》,《经济研究》第12期,第97-111页。
- 23.解垚, 2023:《农村家庭动态收入与相对贫困收敛》,《经济科学》第4期,第203-222页。
- 24.徐业坤、马光源, 2019:《地方领导干部变更与企业产能过剩》,《经济研究》第5期,第129-145页。
- 25.闫啸、李录堂、李晗, 2022:《宅基地退出降低了农户的贫困脆弱性吗?——来自安徽金寨的证据》,《中国土地科学》第4期,第38-48页。
- 26.杨均华、刘璨、李桦, 2019:《退耕还林工程精准扶贫效果的测度与分析》,《数量经济技术经济研究》第12期,第64-86页。
- 27.杨文、孙蚌珠、王学龙, 2012:《中国农村家庭脆弱性的测量与分解》,《经济研究》第4期,第40-51页。
- 28.姚洋、张牧扬, 2013:《领导干部绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》第1期,第137-150页。
- 29.周迪、陈明成、邱铭坚, 2022:《脱贫群体的内生动力与返贫风险——来自广东省相对贫困村的微观证据》,《财经研究》第8期,第48-62页。
- 30.周迪、王明哲, 2019:《返贫现象的内在逻辑:脆弱性脱贫理论及验证》,《财经研究》第11期,第126-139页。
- 31.周强, 2021:《精准扶贫政策的减贫绩效与收入分配效应研究》,《中国农村经济》第5期,第38-59页。
- 32.庄天慧、张海霞、傅新红, 2011:《少数民族地区村级发展环境对贫困人口返贫的影响分析——基于四川、贵州、重庆少数民族地区67个村的调查》,《农业技术经济》第2期,第41-49页。
- 33.Ajzen, I., 1991, "The Theory of Planned Behavior", *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2): 179-211.
- 34.Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi, 2002, "Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates for Indonesia", Columbia University Department of Economics Discussion Paper 0102-52,

https://www.researchgate.net/publication/5005628_Assessing_Household_Vulnerability_to_Poverty_from_Cross-Sectional_Data_A_Methodology_and_Estimates_from_Indonesia.

35.Cissé, J. D., and C. B. Barrett, 2018, “Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-based Approach”, *Journal of Development Economics*, Vol. 135: 272-284.

36.Rajan, R., and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”. *American Economic Review*, 88(9): 559-586.

37.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1): 41-55.

(作者单位：重庆大学公共管理学院)

(责任编辑：杨 鑫)

How to Prevent Rural Households Lifted Out of Poverty From Returning to Poverty Through Continuous Poverty Alleviation Policies?

LAN Yu ZHANG Peng

Abstract: Based on the micro survey data of 1171 rural households in the concentrated and contiguous poverty-stricken areas of Chongqing, Yunnan, and Guizhou provinces (municipalities) in 2021, this paper calculates the risk of poverty return for households lifted out of poverty during the transition period, uses PSM method to test the anti-poverty effect of the “continuous poverty alleviation policies”, and adopts the intermediary effect model to analyze the implementation mechanism of the “continuous poverty alleviation policies” to prevent return to poverty. We find that the risk distribution of rural households lifted out of poverty returning to poverty shows an olive shaped pattern with large size in the middle and small size at both ends. The “continuous poverty alleviation policies” have the effect of preventing return to poverty, but different types of assistance methods have heterogeneous effects. Specifically, the development-oriented assistance measures can effectively prevent return to poverty, but this type of assistance has a stronger policy effect on the households at low risk of returning to poverty. In contrast, the bottom-up assistance measures only have a preventive effect on the households at high risk of returning to poverty. Mechanism analysis shows that the development oriented assistance methods can reduce the risk of poverty alleviation by providing non-agricultural employment opportunities and stimulating the enthusiasm of rural households lifted out of poverty to work, while the bottom-up assistance methods do not affect the risk of poverty alleviation for rural households through this path. Further analysis reveals that skill training can stimulate the anti-poverty effect of development-oriented assistance methods, and the withdrawal of bottom-up assistance methods will not have a significant impact on households with low risk of returning to poverty. The conclusions of this paper provide empirical evidence for the optimization and adjustment by category of transitional assistance policies, and help improve the targeting mechanism of the “continuous poverty alleviation policies”.

Keywords: Continuous Poverty Alleviation Policies; Risk of return to poverty; Policy Effects; Large-Scale Return to Poverty