

在畅通国内大循环中推进城乡双向开放

叶兴庆

摘要：消除城乡发展差距、疏通城乡循环堵点，应以推进城乡双向开放为切入点，尽快打通农民进城通道和市民入乡通道。为打通农民进城通道，应转变输入地的发展理念，把外来人口视作发展资源，把农民工市民化的着力点转向提高进城农民工的获得感，建立健全“人多钱多”“人多地多”的激励机制。为打通市民入乡通道，应以稳定经营主体预期、促进可持续规模经营为目标，扩大承包地产权结构的开放性；以优化人口结构、保障外来人口自住需求为目标，有序扩大农村宅基地产权结构的开放性；以提高配置效率、发展乡村产业为目标，进一步扩大农村集体建设用地产权结构的开放性。

关键词：国内大循环 人口流动 城市 乡村

中图分类号：F301 F320 **文献标识码：**A

畅通国内大循环已成为中国经济发展的战略抉择，应站在这一新的历史方位观察和思考乡村发展问题。改革开放40多年来，尽管城乡二元结构在逐步消除、城乡二元体制被逐步打破，但是，城乡发展差距大、要素双向流动不畅的问题依然突出。推进城乡双向开放，有利于提高资源配置效率和居民消费率，促进经济实际增长率向潜在增长率靠拢，因此，应成为畅通国内大循环的主攻方向之一。推进城乡双向开放，有利于满足人民日益增长的美好生活需要，有利于实现“城市让生活更美好”这一进城农民的理想，满足部分市民对“乡村让城市更向往”的渴望，因此，也应成为缓解社会主要矛盾的重要选项之一。推进城乡双向开放会带来社会结构和利益关系的深刻调整，既要防范风险、守住底线，又要顺应潮流、大胆探索。中国各地发展阶段不同、资源禀赋差别大，应分区分类、分步骤推进。

一、畅通国内大循环必须解决城乡发展失衡、循环堵塞问题

2020年以来，中央反复强调，要牢牢把握扩大内需这个战略基点，加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局^①。作出这一战略性决定，主要基于两点考虑：第一，从国内发展阶段看，全面建成小康社会的目标即将实现，即将开启全面建设社会主义现代化国家新征程，需要对中国未来现代化进程中的经济发展格局进行战略性调整。与小康社会相比，现代化社会的人均消费水平、人均基础设施存量、人均生产能力需要跃上一个新台阶。这要求经济发展必须紧盯国内市场

^①见习近平：《在经济社会领域专家座谈会上的讲话》，《人民日报》2020年8月25日第2版。

需求，既以满足人民日益增长的美好生活需要为根本目的，又为内向型经济发展提供巨大的空间和潜力。第二，从国际发展环境看，以信息技术为核心的新一轮科技革命和产业变革对全球产业链和供应链带来颠覆性影响，以大国博弈为核心的国际斗争对全球经济、贸易和政治秩序带来颠覆性影响，以新冠肺炎大流行为代表的“黑天鹅”事件给全球化社会带来巨大的不确定性，需要对中国未来对外开放进程中的经济发展格局进行战略性重塑。全球经济和贸易增长速度的下降、中国低成本优势的减退，将抑制外需对中国经济增长的拉动作用。部分国家对中国停止供应高科技产品，使中国在全球市场日趋具有竞争优势的产业面临关键部件“断供”的困境。面对这种全球大变局，既需要坚定不移地走开放发展之路，也需要转变外向型经济发展方式，尤其需要推动创新发展，提高对关键核心技术的掌控能力。总之，构建新发展格局，是对中国经济过去那种“两头在外，大进大出”发展模式进行反思的结果（刘伟，2020），是统筹发展和安全、实现稳增长与防风险长期均衡的需要，是大变局下牢牢把握发展主动权的战略举措（毕吉耀、张哲人，2020）。

构建新发展格局，其关键在于进一步畅通国内大循环。改革开放以来，中国经济发展总体上是以国内需求拉动为主的，1978~2019年的41年间，有19个年份国内需求对经济增长的贡献率超过100%；即便是在加入世界贸易组织以来的19年间，国内需求对经济增长的贡献率超过100%的年份也达到9个。不过，国内大循环依然存在堵点。一是投资消费失衡。从改革开放初期至加入世界贸易组织前后，中国最终消费率在多数年份为60%以上。加入世界贸易组织以后，中国的消费率呈现下降趋势，在最低的年份（2010年）仅49.3%，在“十三五”时期的前4年回升到55%左右。与国际经验水平相比，中国的消费率偏低10~15个百分点（方福前，2020）。二是收入分配失衡。国际上通常以0.4的基尼系数为社会分配不均的警戒线。自1994年以来（除1999年外），中国的基尼系数持续超过0.4。收入分配差距过大，高收入者的消费意愿低，而低收入者无钱消费。三是经济社会发展失衡。尽管目前覆盖城乡的社会保障体系已基本建立起来，但是，居民养老、医疗保障水平依然很低，低保和特困救助的保障水平也不高，中低收入阶层的预防性、被动性储蓄抑制了他们的当期消费。四是区域发展失衡。实施沿海地区率先开放战略，使历史上就已存在的东西部发展差距进一步拉大。实施西部大开发战略后，西部地区发展速度一度反超东部和中部地区。尽管如此，发达地区和欠发达地区之间的经济总量和人均经济指标差距未见明显缩小。五是资源配置失衡。具体来说，划定大城市开发边界、实行建设用地总量控制，与人口继续向大城市聚集的客观趋势不匹配；对各省（区、市）实行能耗增量和能耗强度的“双控”，与生产力继续向具有比较优势的地区聚集的客观趋势不吻合。

上述国内大循环的诸多堵点各有其形成原因，但背后均有城乡发展失衡、循环不畅的深刻烙印。中国正处于城乡结构大转换时期，乡村人口及其就业占比分别于2011年和2014年历史性地下降到50%以下。同时，城乡之间产品交换已实现市场化，1979~2019年农产品生产者价格年均上涨5.9%，跑赢了同期农业生产资料价格年均5%和商品零售价格年均3.9%的上涨速度；取消农业税，实行农业补贴政策，实现了从攫取农业剩余到工业反哺农业、城市支持农村的转换。但是，其他领域的城乡差距和城乡循环堵塞依然明显，并严重影响到国内大循环的畅通。具体来说，第一，城乡居民消费差距明显、农民消费水平低是中国投资与消费比例关系失衡的重要体现。2019年，城乡居民人均消费支出倍

差仍高达 2.11，农村居民耐用消费品普及率仍明显低于城镇居民。第二，城乡居民收入差距明显、农民收入水平低是中国收入分配失衡的重要体现。2019 年，城乡居民人均可支配收入倍差仍高达 2.64。第三，城乡社会发展差距大、农民保障水平低是中国经济社会发展失衡的重要体现。尽管城乡之间义务教育、居民养老和医疗保险制度基本统一，城乡之间低保和特困救助等社会救助差距趋于缩小，但是，城镇职工与农村居民在养老、医疗等社会保险方面依然存在明显差距。第四，城乡土地权能不平等、农村集体土地权能受限严重是资源配置失衡的重要体现。尽管征地制度、集体经营性建设用地入市制度和农村宅基地制度改革逐步深化，补充耕地指标和城乡建设用地增减挂钩节余指标的交易半径逐步扩大，农民集体作为农村集体土地所有者分享工业化、城镇化所带来的土地增值收益的途径在逐步拓宽，但是，农村集体土地的权能依然严重受限。尤其需要给予高度关注的是，尽管大量农村剩余劳动力转向城镇就业，促进了过去一个时期中国全要素生产率的提高，但是，农民工市民化进程严重滞后、“高龄”农民工过早退出城镇劳动力市场对经济发展的不利影响正在显现。农村土地制度与部分市民下乡创新创业、居住生活的新需求不相适应，造成农村闲置宅基地和农房得不到有效利用。消除以上城乡差距、疏通以上城乡堵点，必须以推进城乡双向开放为切入点，尽快打通农民进城通道和市民入乡通道。

二、扩大城市对农民的开放，打通农民进城通道

劳动力资源从边际生产率低的农业部门和农村向边际生产率高的工业部门和城市流动，是工业化、城镇化进程中提高全要素生产率的重要支撑力量，也是畅通国民经济大循环的必然要求。改革开放以来，尽管受城乡二元体制的掣肘，劳动力的这种跨部门、跨城乡转移仍然在中国大规模发生。全国第一产业就业占比从 1978 年的 70.5% 下降到 2019 年的 25.1%，同期乡村就业人口所占比例从 76.3% 下降到 42.9%。与劳动力转移相伴随，非就业人口的流动规模也巨大，导致全国乡村人口所占比例从 1978 年的 82.1% 下降到 2019 年的 39.4%^①。中国劳动力从农业部门和农村向工业部门和城市的转移，既遵循了多数国家二元经济结构转换时期的一般规律，也表现出一些“异常”现象：

一是劳动力再配置效应提前减退。根据青木昌彦（2015）对东亚地区的实证研究结论，在经济高速增长阶段，劳动力从农业向非农产业的转移是支撑经济增长的重要贡献因素；随着可转移劳动力的减少，经济增长也会减速。例如，日本和韩国第一产业就业人口占全部就业人口的比例分别在 1970 年和 1990 年前后下降到 20% 左右，结束高速增长期。与之对照，中国的高速增长期在 2012 年前后结束，但第一产业就业人口占全部就业人口的比例却高达 35% 左右，存在 15 个百分点的结构性偏差（叶兴庆，2017）。在国内经济学家中，也有人认为中国农业劳动力向其他部门的转移过早地出现趋势性放缓，“刘易斯拐点”提前到来^②。

二是农业劳动力转移就业人口增量与第一产业就业人口减量不对称。自 2008 年底国家统计局建立

^①数据来源：国家统计局，2020：《中国统计摘要（2020）》，北京：中国统计出版社。

^②楼继伟，2020：《包括现有 5G 技术在内的基础设施超前等已成为内循环堵点》，https://m.sohu.com/a/421551077_126758/。

农民工监测调查制度以来，中国农民工总量逐年增长，但在多数年份农民工增量均小于第一产业就业人口减量，两者之间并不对称（见表1）。如果第一产业就业人口减量中退出劳动年龄的人口数量与农民工增量中新进入劳动年龄的人口数量大体相当，则意味着相当部分退出第一产业但仍在劳动年龄阶段的人未能在非农产业就业，处于闲置状态。

表1 2009~2019年全国第一产业就业人口和农民工人数变化的比较 单位：万人

年份（年）	第一产业就业人口减量	农民工增量	年份（年）	第一产业就业人口减量	农民工增量
2009	-1033	436	2015	-871	352
2010	-959	1245	2016	-423	424
2011	-1337	1055	2017	-552	481
2012	-821	983	2018	-686.3	184
2013	-1602	633	2019	-812.7	241
2014	-1381	501	—	—	—

资料来源：国家统计局：《中国统计年鉴》（2010~2020年，历年），北京：中国统计出版社；国家统计局：《全国农民工监测调查报告》（2009~2019年，历年），北京：中国统计出版社。

三是外出农民工的增速和占比趋于下降。虽然全国外出农民工总量依然在逐年增加，但是，其增速已逐步下降，外出农民工占全部农民工的比例由2008年的62.3%下降到2019年的59.9%。尤其值得关注的是，近年来进城农民工总量出现减少（见表2）。这种减少，既可能是部分农民工取得城镇户籍、退出农民工统计范畴导致的，也可能是部分高龄农民工退出城市、返回乡村造成的。

表2 2008~2019年全国农民工、外出农民工和进城农民工总量及增量比较 单位：万人

年份（年）	全部农民工		外出农民工		举家外出农民工		进城农民工	
	总量	增量	总量	增量	总量	增量	总量	增量
2008	22542	—	14041	—	2859	—	—	—
2009	22978	436	14533	492	2966	107	—	—
2010	24223	1245	15335	802	3071	105	—	—
2011	25278	1055	15863	528	3279	208	—	—
2012	26261	983	16336	473	3375	96	—	—
2013	26894	633	16610	274	3525	150	—	—
2014	27395	501	16821	211	3578	53	—	—
2015	27747	352	16884	63	—	—	13742	—
2016	28171	424	16934	50	—	—	13585	-157
2017	28652	481	17185	251	—	—	13710	125
2018	28836	184	17266	81	—	—	13506	-204
2019	29077	241	17425	159	—	—	13500	-6

注：自2015年起，国家统计局不再发布举家外出农民工人数，但开始发布进城农民工人数。

资料来源：国家统计局：《全国农民工监测调查报告》（2009~2019年，历年），北京：中国统计出版社。

四是转移就业劳动力与家庭其他人口长期分离。在全部农民工中，外出农民工占比虽有所下降，

但始终占多数。在外出农民工中，举家外出农民工所占比例较低，根据国家统计局公布的全国农民工监测调查数据，2008~2014年这一比例均为20%左右。劳动力与家庭其他人口转移不同步、劳动力先行一步，这在中国历史上的人口迁移和国外人口迁移中具有一定普遍性，但像中国改革开放以来出现的这种大规模、长时间的人户分离式转移则极为罕见。

这些“异常”现象的存在，无论是对于外出务工者及其家庭福祉的改善，还是对于国民经济潜在增长率的实现，都是不利的。从这些“异常”现象对外出务工者及其家庭的影响来看，第一，不利于他们改善当期生活质量。外出务工者普遍缺乏在务工地长期稳定就业和生活的预期，他们在务工地的居住和生活条件明显差于当地城镇户籍人口。第二，不利于他们实现全生命周期收入的最大化。在务工地工作到一定年龄后，他们不得不返乡从事低效率、低报酬工作，有效劳动时间大幅减少。第三，不利于全生命周期家庭资产的有效积累和优化配置。外出务工者在务工地省吃俭用、把消费支出控制在最低水平，以节省的支出在原籍农村兴建住宅，而这些住宅有相当部分被长期闲置。第四，不利于人力资本的积累和子女教育。外出务工者由于工作流动性高而缺乏提高自身职业技能的积极性，其子女无论是留守还是随迁都会在学业、心理等方面遭受负面影响。从对实现国民经济潜在增长率的影响来看，第一，不利于全社会当期居民消费率的提高。外出务工农民在务工地的平均消费倾向和边际消费倾向均明显低于城镇户籍人口水平，这成为中国居民消费率偏低的重要原因之一（曲玥等，2019）。第二，不利于全社会人力资本的积累。受高流动性影响，企业不愿在培训务工农民方面增加投入，务工农民也缺乏参加培训的内在动力。第三，不利于人口红利的延续。相当部分农民工由于不能在务工地终老一生而倾向于提前退出城市就业市场，使中国制造业过早地失去低成本竞争优势。

这些“异常”现象的存在，从根源上看，主要归因于中国以户籍制度为核心的城乡二元体制。农村户籍制度与农村集体产权制度相叠加，使集体经济组织成员处置土地承包经营权、宅基地使用权和农房财产权、集体资产收益分配权的可选途径有限，加大了农民退村进城的综合成本。城镇户籍制度与城镇公共服务制度相叠加，大部分公共服务靠地方政府提供，这加大了输入地政府接纳外来人口的阻力。促进农民转移进城和进城农民市民化，应从深化农村集体产权制度改革和城镇公共服务制度改革两方面下功夫，尤其应把后者作为重点。

改革开放以来，中国在改革城镇户籍制度、扩大城镇公共服务覆盖范围方面采取了很多措施。早在1984年，中央“一号文件”就明确提出允许农民自理口粮到集镇落户。此后，到城镇落户的条件逐步放宽，城区常住人口不到100万的中小城市和小城镇陆续取消落户限制。在此基础上，2019年对在城镇就业的农业转移人口的落户限制得到加快放宽，“城区常住人口100万—300万的Ⅱ型大城市要全面取消落户限制；城区常住人口300万—500万的Ⅰ型大城市要全面放开放宽落户条件，并全面取消重点群体落户限制”^①。2020年有关落户限制被进一步放宽，除个别超大城市外的其他超大特大城市和Ⅰ型大城市要“取消进城就业生活5年以上和举家迁徙的农业转移人口、在城镇稳定就业生活的

^①见国家发展改革委：《关于印发〈2019年新型城镇化建设重点任务〉的通知》（发改规划〔2019〕617号），https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201904/t20190408_962418.html。

新生代农民工、农村学生升学和参军进城的人口等重点人群落户限制”“鼓励有条件的 I 型大城市全面取消落户限制、超大特大城市取消郊区新区落户限制”“推动超大特大城市和 I 型大城市改进积分落户政策，确保社保缴纳年限和居住年限分数占主要比例”^①。与不断放宽落户限制形成强烈反差的是，城镇常住人口中未取得户籍的人口占全国总人口的比例并未明显下降，其总量反而有所增长。2019 年常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率仍相差 16.2 个百分点，仅比 2011 年缩小 0.5 个百分点；城镇常住人口中仍有 2.27 亿人未落户，比 2011 年多出 400 万人^②。

在构建新发展格局的时代背景下，应以提高农业转移人口市民化质量为核心，消除城市吸纳外来人口的体制障碍，促进已进城人口尽可能定居下来、目前还在农村的部分人口能够向城镇转移。现阶段应采取以下措施：

第一，应转变输入地的发展理念，把外来人口视作发展资源。在推进农民工市民化的进程中，一度过分强调农民工市民化给输入地的公共服务提供带来压力，而对农民工市民化所带来的综合效益重视不够。农民工市民化的确会导致输入地在教育、交通、社保等方面的支出增加，但在扩大消费、促进房地产发展、提高产业竞争力、改善社保基金收支平衡状况等方面也会带来长期收益。随着人口老龄化水平的提高、劳动年龄人口的减少甚至人口总量的收缩，能否吸引外来人口将决定一个城市能否持续繁荣。学术界也应从注重研究农民工市民化成本转向注重研究农民工市民化的综合收益，为转变输入地的发展理念提供理论支撑。

第二，应把市民化的着力点转向提高进城农民工的获得感。以放宽落户限制为核心的城镇户籍制度改革已取得长足进展，目前除超大特大城市外，省内进城落户、从高考录取分数线较低省份往分数线较高省份跨省落户已基本没有限制。下一步，促进农民工市民化的关键是要通过提高公共服务覆盖的广度和深度，来增强他们的获得感。应明确规定，今后出台任何公共服务措施都不得与户籍性质挂钩，对目前仍然挂钩的公共服务事项进行全面清理，按从易到难的原则逐项进行脱钩，最终还原户籍的人口管理功能。特别是要做好城乡之间社会保障制度的衔接，增加保障性住房供给，降低进城农民工的居住成本，提高其随迁子女入学的便利性，促进农业转移人口的社会融合。

第三，应建立健全“人多钱多”“人多地多”的激励机制。一方面，应加大现有激励机制的实施力度，扩大中央财政对农业转移人口市民化的奖励资金规模，扩大与吸纳落户数量挂钩的新增建设用地计划指标规模。另一方面，应创设新的激励机制，中央财政用于支持义务教育等公共服务的转移支付应按各地实际人口安排；深化财税体制改革，重建地方税体系，形成“人多税多—税多公共服务好—公共服务好人多”的良性循环。

^①见国家发展改革委：《关于印发〈2020 年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务〉的通知》（发改规划〔2020〕532 号），https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/202004/t20200409_1225431.html。

^②见国家统计局：《中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228_1728913.html。

三、扩大农村对市民的开放，打通市民入乡通道

长期以来，人们在讨论城乡之间的劳动力流动时，主要关注劳动力从乡村到城市的流动。其原因可能是：第一，受发展经济学所构建的二元经济结构分析范式影响。在以刘易斯为代表的发展经济学家的分析范式中，发展中国家由生产率低的传统部门（乡村）和生产率高的现代部门（城市）组成，经济发展的过程就是劳动力从传统部门向现代部门转移的过程。第二，受中国二元经济体制下城乡福利差别大、农民向往“吃商品粮”的影响。除了具有与其他发展中国家相同发展阶段普遍呈现的城乡二元经济结构特征外，中国还存在独特的城乡二元体制，而且这种二元体制强化了城乡二元结构。不仅城市比乡村具有更高的劳动生产率和收入水平，而且城镇居民享受着比农村居民更好的社会福利。此外，截至目前，现实生活中实际大规模发生的人口流动也是从乡村到城市的人口单向流动。

目前，中国仍处于城市化推进阶段，农村人口总量和占比仍将继续下降。需要注意的是，随着现代化进程的推进，从城市向乡村的人口流动将越来越具有重要的经济社会意义，并越来越可能成为畅通国民经济循环的重要环节。其原因是：第一，这是振兴乡村的需要。促进乡村振兴，关键是要调整乡村的功能定位，挖掘农业的多种功能，释放乡村的多元价值（张军，2018）。与按传统方式生产和销售农产品相比，运用现代科技手段生产和销售农产品更加需要人才、资金、技术的支撑。与乡村提供农产品、劳动力、外汇、市场等传统功能相比，提供休闲观光、文化传承、生态涵养等新的功能需要新产业、新业态、新商业模式作为载体。在乡村振兴过程中，无疑需要发挥农民的主体作用，以农民为主导力量和主要受益群体。同时，也必须清醒地看到，进入工业化、城镇化快速发展阶段后，农业剩余劳动力转移具有典型的“精英移民”特征，即农村转移人口在年龄、受教育年限、思想观念等方面明显优于农村留守人口，不少村庄的老龄化程度已非常严重。单纯依靠农村留守人口的人力资本和资金积累，难以有效激活乡村新的功能，甚至连乡村的传统功能也难以为继。第二，这是满足城市居民日益增长的美好生活需要的必然要求。随着收入水平的提高，城市居民对乡村的需求由农产品逐步拓展到自然风光、风土人情、休闲旅游、健康养老等。随着农村人居环境的改善、交通便捷性的提高、线上办公的普及，特别是随着城市群的发展，城市居民对周边乡村的居住、物业等功能的需求意愿逐步提高。在城市工作、在乡村生活甚至在乡村工作和生活，已越来越具有可行性。满足城市居民对农产品的传统需求，需要物进城；满足城市居民对休闲、居住、办公等的新需求，需要人入乡。

针对从城市到乡村的人口流动，国家政策层面已开始作出反应。2017~2020年各年的中央“一号文件”从应对农民老龄化、优化乡村人口结构出发，提出了一些导向性、宣示性政策要求（见表3）。与引导各类人才下乡相匹配，需要通过深化改革消除农村集体土地与下乡的人才、资本重组所面临的障碍。党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》在扩大农村集体产权结构开放性、允许更多的集体产权权能向非本集体经济组织成员流转方面作出了改革部署。近5年来，政策层面也取得了一些边际突破（见表4）。

表3 2017~2020年优化乡村人口结构相关政策梳理

中央“一号文件”	政策内容	导向性简析
2017年	“优化农业从业者结构，深入推进现代青年农场主、林场主培养计划和新型农业经营主体带头人轮训计划，探索培育农业职业经理人，培养适应现代农业发展需要的新农民。”	针对农民老龄化问题，优化农业从业人员结构，培养职业化、年轻化的新农民
2018年	“畅通智力、技术、管理下乡通道”“允许符合要求的公职人员回乡任职”“加快制定鼓励引导工商资本参与乡村振兴的指导意见”	改善乡村人口结构、为乡村引入高素质人才，引导工商资本下乡
2019年	“鼓励外出农民工、高校毕业生、退伍军人、城市各类人才返乡下乡创新创业，支持建立多种形式的创业支撑服务平台，完善乡村创新创业支持服务体系。”	引导创新创业要素下乡
2020年	“畅通各类人才下乡渠道，支持大学生、退役军人、企业家等到农村干事创业。”	引导创新创业要素下乡

资料来源：表中所涉政策文件均来源于中国政府网，<http://www.gov.cn/>。

表4 扩大农村集体产权结构开放性的边际突破：政策层面

政策文件	政策内容	突破点简析
《国务院办公厅关于支持返乡下乡人员创业创新促进农村一二三产业融合发展的意见》(国办发〔2016〕84号)	“在符合农村宅基地管理规定和相关规划的前提下，允许返乡下乡人员和当地农民合作改建自住房。”	作为集体经济组织成员的农民将一定比例的宅基地使用权与作为非本集体经济组织成员的返乡下乡人员的出资进行交换，使宅基地使用权具有了一定程度的收益、处分功能
2017年中央“一号文件”	“探索农村集体经济组织以出租、合作等方式盘活利用空闲农房及宅基地” “允许通过村庄整治、宅基地整理等节约的建设用地采取入股、联营等方式，重点支持乡村休闲旅游养老等产业和农村三产融合发展”	把部分宅基地、村庄公共用地变性为集体经营性建设用地
2018年中央“一号文件”	“完善农民闲置宅基地和闲置农房政策，探索宅基地所有权、资格权、使用权‘三权分置’”“适度放活宅基地和农民房屋使用权”	使宅基地使用权具有了一定程度的收益、处分功能
2019年中央“一号文件”	“允许在县域内开展全域乡村闲置校舍、厂房、废弃地等整治，盘活建设用地重点用于支持乡村新产业新业态和返乡下乡创业。”	使闲置校舍、废弃地等变性为集体经营性建设用地
《中共中央 国务院关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》(中发〔2019〕12号)	“允许村集体在农民自愿前提下，依法把有偿收回的闲置宅基地、废弃的集体公益性建设用地转变为集体经营性建设用地入市”	使部分宅基地、公益性建设用地变性为经营性建设用地； 拓宽了农村集体经济组织成员权的获取途径
2020年中央“一号文件”	“农村集体建设用地可以通过入股、租用等方式直接用于发展乡村产业。”	拓展了农村宅基地、公益性建设用地的权能

资料来源：表中所涉政策文件均来源于中国政府网，<http://www.gov.cn/>。

总体上看，这些边际突破具有两个鲜明特征。第一，选择性开放。对来自城市的人才、技术、资本等创新创业要素和休闲观光等短期体验式消费持积极开放态度，对来自城市的长期居住生活需求还在迟疑，对来自城市的投机需求坚决拒绝。第二，划定底线，明确负面清单。明确规定现阶段土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权只能在本集体经济组织内部流转，严禁下乡利用农村宅基地建设别墅大院和私人会馆，坚决守住土地公有制性质不改变、耕地红线不突破、农民利益不受损三条底线。

在能否进一步扩大集体产权结构开放性的问题上，存在着两种不同认识（叶兴庆，2019）。一些人认为，扩大农村集体产权结构开放性，允许更多的权能跨集体经济组织边界流转，有利于提高农村资源配置效率，增加农民财产性收入；有利于降低城市房价，增强中国经济竞争力；有利于满足城市居民日益增长的美好生活需要。也有一些人认为，农村集体经济组织具有地域唯一性、不可替代性，不仅是农村土地集体所有权行使主体，承担着农村集体资产经营管理的经济职能，还承担着村社范围内公共产品供给的职能；土地承包权、宅基地使用权、集体资产收益分配权是集体经济组织成员权的具体体现，现阶段仍具有很强的保障属性，不应推动将其流转给外人；允许市民下乡购地建房容易造成城市资本大量圈占农村土地，威胁耕地红线和国家粮食安全。

笔者认为，在坚持农村土地集体所有制的前提下，扩大集体产权结构开放性的空间还很大。经过半个多世纪的发展变化，农村土地集体所有制的本质规定就是《物权法》所明确的“农民集体所有的不动产和动产，属于本集体成员集体所有”^①。这其中有两个关键点：一是所有权的权利主体是“本集体成员”，但法律对如何取得成员资格并没有做出明确规定，实践中成员资格是开放和动态变化的，并非封闭和固化不变；二是所有权的拥有方式是“成员集体所有”，既非成员共同共有，也非成员按份共有，成员不能请求分割所有权^②。在遵循这一本质规定的前提下，《物权法》《农村土地承包法》《土地管理法》等法律和中央相关政策文件，把集体土地的部分权能从所有权中分离出来，例如把承包地的承包经营权（承包权、经营权）、宅基地的使用权（资格权、使用权）^③、集体经营性建设用地的使用权从所有权中分离出来，赋予这些分离出来的权能具有不同程度的处分权能（例如出租、转让、抵押），使这些权能跨集体经济组织边界流转成为可能。

下一步，应遵循上述改革逻辑，在扩大农村集体产权结构开放性方面迈出更大步伐。具体来说：

第一，以稳定经营主体预期、促进可持续规模经营为目标，进一步扩大承包地产权结构的开放性。随着承包地在承包户就业、收入和生计保障中重要性的下降，应及时调整完善“三权分置”框架下所有权、承包权、经营权的权能边界，在延长流转期限、优先续租、控制地租等方面逐步赋予经营权更

^①《物权法》于2007年10月1日起实施，将于2021年1月1日废止，相关内容被纳入《民法典》。《物权法》参见中国政府网，http://www.gov.cn/flfg/2007-03/19/content_554452.htm。

^②目前，中国没有土地私有制，集体土地所有权不能被分割，非土地集体资产在特定情形下可以被分割给集体成员。

^③在宅基地“三权分置”改革前，“宅基地使用权”对应于承包地的“承包经营权”，尽管《物权法》仅赋予“宅基地使用权”具有占有、使用的权能，而赋予“承包经营权”具有占有、使用和收益的权能。宅基地“三权分置”改革后的“宅基地使用权”，近似于承包地“三权分置”改革后的“承包地经营权”，其权能要小于改革前的“宅基地使用权”。

大的权能。在第三轮承包期内，可在集体经济组织成员大量举家外出、人口急剧减少的村庄，探索由非本集体经济组织成员受让退出的承包权，由这些农地实际经营者获得大于“三权分置”框架下的经营权、近似于城市国有土地所有权与使用权“两权分离”框架下的使用权的权能，为本世纪中叶建成现代化强国后构建新型农村土地制度积累经验^①。

第二，以优化人口结构、保障外来人口自住需求为目标，有序扩大农村宅基地产权结构的开放性。加快农村宅基地“三权分置”改革步伐，扩大试点范围，探索其所有权的实现方式，对其资格权进行适度赋权，重点放活其使用权。在常住人口未明显减少、农房和宅基地需求旺盛的村庄，可通过合作建房等方式实现宅基地使用权有限度地向非本集体经济组织成员流转。在常住人口净减少、但有居住价值的村庄，可不再将农房财产权和宅基地使用权的流转限定在本集体经济组织范围内，流转期限也可以更长一些。同时，应优化村庄建设规划，加快推进房地一体的宅基地使用权确权登记颁证，对乱占耕地建房、超面积建房、“一户多宅”等问题进行清理，为宅基地“三权分置”改革做好铺垫。

第三，以提高配置效率、发展乡村产业为目标，进一步扩大农村集体建设用地区产权结构的开放性。改革农村土地用途管制制度，在严格控制农用地转建设用地的前提下，淡化农村集体建设用地中经营性、公益性和闲置宅基地的边界，打通现有各种建设用地之间用途转换的通道。同时，创新农村集体建设用地规划管理方式，根据乡村产业分散布局的特点进行点状供地，根据乡村产业融合发展的特点开展混合供地。推进全域土地整治，在确保农用地面积不减少、质量能提高、地块明显扩大的前提下，调整优化各类建设用地的空间布局。

四、结语

以畅通国民经济循环为主构建新发展格局，是中国经济发展到一定阶段后的必然选择，也是应对百年大变局的战略出路。城乡发展差距依然明显、城乡体制分割依然突出，是国民经济循环不畅的重要体现。这不仅抑制了以劳动力和土地为主的资源配置效率的提高，而且也损害了城乡居民的福祉。畅通国民经济循环，必须打通城乡彼此开放不够所形成的堵点。就城市而言，需要把进城农民工及其随迁子女作为支撑未来经济增长的重要力量，创新公共服务供给机制，推动进城人口市民化；就乡村而言，需要破除集体产权结构的封闭性，促进入乡市民与农村集体土地有效结合，优化乡村人口结构。

打通农民进城和市民入乡的通道，既涉及体制变革，也涉及社会转型，有待展开更深入的分析和讨论。例如，影响农民退村进城因素究竟有哪些，这些因素各自如何发挥作用；进城农民在农村的土地承包权等权利，在什么条件下可以退出、以何种方式退出，在市场发育不足的情况下如何对这些权利进行定价；农民工市民化给输入地带来的综合收益究竟该如何测度，其超过农民工市民化成本的

^①2017年10月19日，习近平总书记参加党的十九大贵州代表团审议谈到土地承包到期后之所以再延长30年时指出，“确定30年时间，是同我们实现强国目标的时间点相契合的。到建成社会主义现代化强国时，我们再研究新的土地政策”。相关报道见霍小光，2017：《拥抱新时代，担当新使命——习近平参加党的十九大贵州省代表团审议侧记》，《人民日报》10月20日第2版。

临界点是否已经到来；构建“人多钱多”“人多地多”的激励机制，对现行财税体制和土地管理制度会带来哪些影响。再例如，适度开放农村集体产权结构以及允许更多的农村集体产权能向外部主体流转，对农村集体经济组织的功能、治理等会带来哪些影响；入乡市民增多、村庄人口构成变化后，如何重建乡村治理体系。这些问题，均有待展开进一步的研究。

参考文献

- 1.毕吉耀、张哲人，2020：《以畅通国民经济循环为主构建新发展格局》，《经济日报》9月17日第11版。
- 2.方福前，2020：《从消费率看中国消费潜力与实现路径》，《经济学家》第8期。
- 3.青木昌彦，2015：《从比较经济学视角探究中国经济“新常态”》，《新金融评论》第2期。
- 4.曲玥、都阳、贾朋，2019：《城市本地家庭和农村流动家庭的消费差异及其影响因素——对中国城市劳动力市场调查数据的分析》，《中国农村经济》第9期。
- 5.刘伟，2020：《以新发展格局重塑我国经济新优势》，《经济日报》9月24日第1版。
- 6.叶兴庆，2017：《新常态下应继续释放城乡间资源再配置效应》，《经济社会体制比较》第1期。
- 7.叶兴庆，2019：《扩大农村集体产权结构开放性必须迈过三道坎》，《中国农村观察》第3期。
- 8.张军，2018：《乡村价值定位与乡村振兴》，《中国农村经济》第1期。

（作者单位：国务院发展研究中心农村经济研究部）

（责任编辑：陈秋红）

Promoting the Two-way Opening-up of Urban and Rural Areas in the Context of Smoothing Domestic Circulation

Ye Xingqing

Abstract: In order to eliminate the gap between urban and rural development and dredge the blocking points of urban and rural circulation, we must promote the two-way opening-up of urban and rural areas, and open up the channels for rural residents to enter into urban areas and urban residents to enter into rural areas. To open up the way for rural residents to enter into urban areas, local governments in urban areas should regard the migrant population as development resources, improve migrant workers' sense of gain, establish incentive mechanism of "more people, more money" and "more people, more land". To open up the way for urban residents going to rural areas, it is necessary to expand the openness of the property rights structure of contracted land with the goal of stabilizing the expectations of business entities and promoting sustainable scale operation, to expand the openness of the property rights structure of rural residential real estate with the goal of optimizing the population structure and ensuring the self-housing demand of migrant population, to expand the openness of the property rights structure of rural collective construction land with the goal of improving the allocation efficiency and developing rural industries.

Key Words: Domestic Circulation; Population Migration; Urban Area; Rural Area

“十四五”期间丘陵山区农田宜机化改造若干重大问题与举措*

张宗毅

摘要：丘陵山区是中国重要的果蔬茶和特色粮油生产基地，是中国乡村振兴的重要区域。然而由于地形条件限制，目前中国丘陵山区农业机械化水平远低于平原地区，农业农村现代化进程严重滞后。对丘陵山区的农田进行小并大、短并长、坡改平等适宜机械化作业的工程改造，是解决丘陵山区农业机械化滞后问题的关键措施。本文首先从丘陵山区在全国农业农村中的重要性、农业机械化发展滞后带来的问题和发展农业机械化的解决方案等三个维度阐述了丘陵山区农田宜机化改造的内在逻辑，然后实证分析了国内外的实践案例，分析了高标准农田建设与宜机化关系、改造对象范围如何确定、改造资金和补贴资金如何测算、具体改造工作机制如何选择、改造技术标准如何优化等农田宜机化改造实践中面临的问题。分析结果表明：按照目前每公顷 15000~60000 元的改造成本计算只需要每年每公顷额外带来 412.5~1650 元的效益就能盈亏平衡，而目前实践中宜机化改造后的耕地每年每公顷至少能额外产生 4500 元的收益；此外农户参与、先建后补、定额补助、差额自筹的工作机制要优于全部由政府包办的高标准农田建设工作机制。本文最后提出相应的具体政策建议。

关键词：高标准农田建设 丘陵山区 宜机化 农业机械化

中图分类号：F301.21 **文献标识码：**A

一、引言

农业机械化是转变农业发展方式、提高农业生产力的重要物质基础，是实施乡村振兴战略的重要支撑。然而近年来中国平原地区农业机械化快速发展的同时，丘陵山区农业机械化水平却远远落后，影响了中国农业农村现代化整体进程。农业农村部农业机械化司 2019 年对全国丘陵山区农业机械化水平摸底调查数据（后文简称农机化司丘陵山区摸底调查数据）表明：中国 1429 个丘陵山区县农作物耕种收综合机械化水平为 46.87%，比全国平均水平低 21.92 个百分点，比非丘陵山区县低 33.87

*本文受国家自然科学基金项目“购机补贴政策框架下农机企业行为机理研究：质量选择、研发投入与价格歧视”（编号：71973074）和中国农业科学院基本科研业务费项目（编号：SR201912）的资助。感谢匿名审稿人以及编辑部的宝贵意见，文责自负。

个百分点。其中：机播水平、机收水平分别仅为 28.30%和 36.69%，比非丘陵山区县分别低 43.50 个和 36.09 个百分点。假如中国平原县农作物耕种收综合机械化水平达到 100%，而丘陵山区县停步不前，则全国农作物耕种收综合机械化水平最高只能达到 81.41%。显然，丘陵山区农业机械化水平的落后会严重制约全国农业农村现代化的整体推进。

对于如何发展丘陵山区农业机械化，中国通过不断探索实践，路径已逐渐明晰。从发展小农机适应细碎坡地的“以机适地”思路，转变为对地块进行改造使其适宜机械作业的“以地适机”思路，通过“地块小并大、短并长、弯变直、坡改平，将地块条带状分布”为主要内容的农田宜机化改造来为农业机械作业创造条件进而促进农业机械化发展。然而，目前“丘陵山区农田宜机化改造”关键词虽然已经在中央“一号文件”和国务院的行业指导意见中多次出现，农业农村部也成立了专门的专家组，但支持力度仍然十分有限，社会上仍然还有一些争议。因此十分必要系统分析丘陵山区农田宜机化改造的必要性和内在逻辑，深入探讨“十四五”期间丘陵山区农田宜机化改造的对象范围、投资估算、体制机制、技术标准等具体操作层面的系列问题。

基于此，本文从丘陵山区农田宜机化改造的内在逻辑、国内外实践、可行性（几个操作层面关键问题）、面临新问题等几方面进行了系统梳理分析，并提出针对性的对策建议。

二、丘陵山区农田宜机化改造的内在逻辑

为了更清楚地展示丘陵山区农田宜机化改造的内在逻辑，本部分将从丘陵山区在中国农业农村中的重要性、丘陵山区农业农村由于机械化水平滞后导致的危机和丘陵农业机械化水平解决方案三方面阐述丘陵山区为什么需要进行农田宜机化改造，分析框架见图 1。

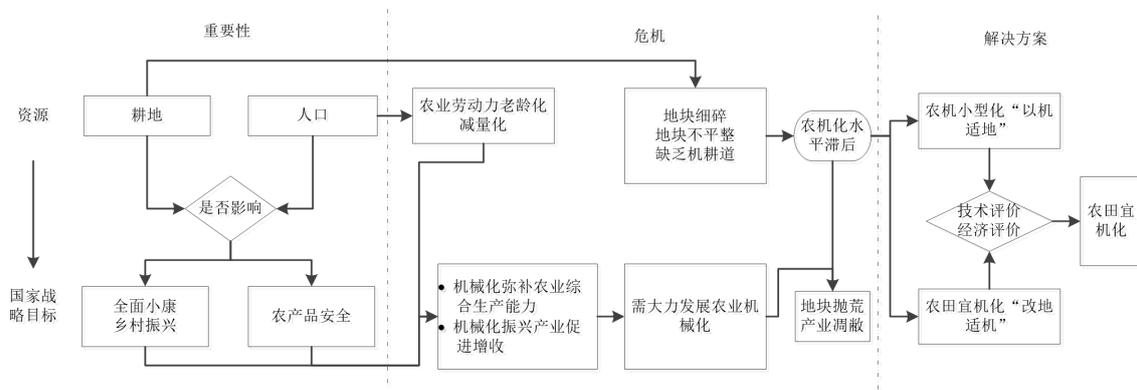


图 1 丘陵山区农田宜机化改造内在逻辑

（一）丘陵山区人口与耕地资源禀赋在中国具有不可忽略的地位

首先，丘陵山区是中国重要的果蔬茶和粮油生产基地，对中国农产品整体供给安全有着重要意义。中国丘陵山区县耕地面积 4668.60 万公顷占全国的 34.62%，播种面积 5673.10 万公顷占全国的 34.20%。其中茶园面积占全国的 93.39%、果园面积占全国的 62.28%、马铃薯播种面积占全国的 78.58%、甘蔗

播种面积占全国的 62.78%、油菜籽播种面积占全国的 57.53%、水稻播种面积占全国的 39.60%、蔬菜播种面积占全国的 37.29%（农机化司丘陵山区摸底调查数据）。在人地关系极为紧张、农产品贸易逆差高达 718.7 亿美元且逐年扩大（农业农村部农业贸易促进中心，2020）、国际贸易摩擦日益频繁的大背景下，丘陵山区对中国保障农产品供给安全具有重要意义。

其次，丘陵山区是中国全面小康战略的主战场和乡村振兴战略实施的重要区域。2018 年，中国丘陵山区县常住农村人口 29810 万人，占全国农村人口的 52.85%（农机化司丘陵山区摸底调查数据）。如果农地细碎化、农业生产以人畜力为主的传统农业生产模式现状不改变，则全国过半农村人口难以融入现代农业，丘陵山区的农业产业也难以发展壮大，扶贫攻坚和全面小康等战略目标也难以实现。根据舒尔茨改造传统农业的理论，需要通过吸引资金、农机、人才等现代农业生产要素进入这些区域，才能打破当前的低水平循环，这些人口才能融入现代农业分工体系并共享农业农村现代化成果。

（二）城镇化背景下丘陵山区农机化发展滞后阻碍国家相关战略目标的实现

随着城镇化的推进，目前丘陵山区农业劳动力老龄化情况非常严重，而农业机械化发展滞后使得农业生产后继无人、地块抛荒、农业产业凋敝的情况出现。

根据 2016 年第三次中国农业普查数据推算，目前中国 40 岁以上农业劳动力约占 80.83%，其中 60 岁以上约占 33.58%。留守在丘陵山区的农业劳动力，相当部分由于年龄问题、自身人力资源问题而无法转移到二三产业。如果继续让地块保持细碎化和一定坡度等不适宜机械化作业的现状，老龄化的农户退出农业生产后，这些细碎和有坡度的地块对于有较高机会成本的年轻人将毫无吸引力。实际上，年轻人并非不喜欢从事农业，只是不喜欢劳动强度大、收入低下的传统农业，目前活跃在中国各地的植保无人机飞防队大部分队员都是年轻人。2020 年农业农村部农业机械化推广司组织的对全国 100 个丘陵山区县 5000 个农户的调查表明，拥有植保无人机的 261 个农户中 73.18% 在 50 岁以下。高科技、高效率、低劳动强度的现代农业对这些受过教育的农二代有较强的吸引力。如果对农田进行宜机化改造后，则适用于规模化生产的高效农业科技装备就有了使用条件，年轻的农户能够从农业生产中获得不低于二三产业的收入，那么土地撂荒问题和谁来种地的问题就能迎刃而解。

笔者调研过程中也发现，丘陵山区老龄农户死亡后其拥有土地立即抛荒的事件越来越频繁，而一些坡地、边角地在农户存活时就早已抛荒。Wang et al. (2019) 的研究表明：2011~2018 年期间，中国西南丘陵山区的农作物正在从劳动密集型向机械密集型转变，免费出租地块比例从 60% 增加到 80%，土地抛荒率从 21.6% 增加到 27.2%。徐莉（2010）的调研表明，重庆地区旱地抛荒率达到 30%，丘陵山区即使一些肥力较好的地也被抛荒。而土地大量撂荒的原因，李升发、李秀彬（2018）认为主要是由于城镇化的推进使得农业劳动力机会成本快速攀升，平原地区可以通过机械化来替代劳动力，而丘陵山区因地形缘故无法通过农业机械化替代劳动力，进而导致丘陵山区的地块失去经济价值。

据黄季焜、靳少泽（2015）推算，预计 2020 年全国农业劳动力平均年龄为 55.6 岁，而且父母为农户的成年农二代“务农”或“务农+务工”的比例只有 2.6%。随着城镇化的推进，预计未来 20 年内，丘陵山区农业劳动力将会继续大幅度减少。如果仍然不考虑土地宜机化的问题，那么无疑丘陵山区农业生产将后继无人，丘陵山区农业综合生产能力将大幅度下降，进而威胁到中国农产品供给安全问题。

同时，随着土地的大量抛荒，这些地区相关的一二三产业也将逐渐凋敝，留守农民的收入将受到严重影响，进而威胁全面小康、乡村振兴等国家战略目标的实现。

（三）丘陵山区农业机械化解决方案比较

长期以来，关于如何发展丘陵山区农业机械化中国开展了大量实践探索，归纳起来有两条路径。一条是机械工程路线，农机小型化“以机适地”。该路径的核心逻辑是丘陵山区缺乏机耕道、地块细碎、土地不平整等现状短时间无法改变，只能从改变农机的角度去适应土地和作业环境，因此丘陵山区农机化问题主要是小型农机供给不足的问题，丘陵山区农业机械化的解决方案是研发制造适合丘陵山区农田作业的小型农机产品。甚至农机领域有较大话语权的院士们也认为丘陵山区农业机械化发展应该“着力提升小型农、林、牧装备科技水平与小型农业机械装备制造业自主研发创新能力”（汪懋华，2015），从农机角度去“研究适应丘陵山地的作业机械底盘”来“以机适地”（罗锡文，2017）。另一条是土木工程路线，农田宜机化“改地适机”。该路径的核心逻辑是“制约丘陵地区农业机械化发展的首要问题，不是机器的问题、也不是机艺融合的问题，而是自然条件（土地）的制约”（重庆市农机管理办公室，2017），应“把适宜机械化作为农田建设等工作的重要目标”（张桃林，2019），通过农田整治使地块平整连片，使得地块适宜大中型农业机械进行生产作业。

第一条技术路线的基本逻辑是丘陵山区农机化水平低是由于小型农机供给不足导致，这种逻辑值得商榷。目前主要粮食作物耕种收三个环节都有小型农机销售，比如微耕机、独轮插秧机、履带式小喂入量联合收割机在国内早有生产销售。但再小的联合收割机也必须要有收割、脱粒、清选等部件，不能无限小型化，小型化也是在损失功能、性能和效率的基础上实现的。而且，小型农机并不一定会降低劳动强度。以小型化最成功的微耕机为例，由于使用单缸发动机导致震动与噪音都较大，同时机手必须以比牛耕时更快的行进速度跟在微耕机后面，导致机耕劳动强度比牛耕还要大。与牛耕相比劳动强度增大的同时，由于在细碎化和有坡度的地块作业，生产效率却并没有增加太多，导致经济效益较差。根据笔者调研了解的情况，一台微耕机在丘陵山区细碎坡地一天作业面积只有不到 0.33 公顷，仅比牛耕效率略高，而在平整连片土地使用大中型农业机械作业效率可超过 6.67 公顷/天。按此效率计算，如果平原和丘陵的机手工资均为 300 元/天^①，则细碎坡地与平整连片平地平均每公顷的机耕成本分别约为 909 元和 45 元，即细碎坡地与平整连片平地相比仅机耕一个环节作业成本就要多 864 元/公顷。这与以往研究认为地块细碎化程度越高的农户其生产效率越低的结论（Rahman and Rahman, 2008; 李谷成等，2010; 黄祖辉等，2014）是一致的。此外，长期使用小马力的微耕机进行旋耕，由于动力不足只能使用短刀片进行旋耕会导致丘陵山区耕地形成较浅的犁底层，而不合理的犁底层会严重影响作物生长并导致水肥利用率低下（翟振，2017）。显然，“以机适地”的技术路线虽然取得了一定成绩，但遇到了障碍和瓶颈，高劳动强度、较差的作业环境、低效率低效益、带来减产的隐患等问题，使得无论是技术上还是经济性上该技术路线都不可持续。

第二条技术路线的基本逻辑是通过农田宜机化改造来为农业机械作业提供条件，长远来看“改地

^①人是可流动要素，相同人力资本必然要求相同或差距不大的人力资本回报。

“适机”是终极解决方案。广义上，所有机械都有其使用场景，都面临一个适宜机械作业的条件改造问题。如高铁不能翻山越岭，必须开山架桥、铺设高标准铁轨、配套供电设施；汽车不能在羊肠小道上行驶，必须修建平整、硬化的道路。本质上，这些都是宜机化的问题。农业机械的应用，同样面临着需要适宜作业条件的问题，需要有相对平整的土地才能更高质高效地作业。农业机械化只是提高劳动生产率的手段和过程，而不是目标。农业机械化的目的是提高劳动生产率进而带来经济效益，而不是为了农业机械化而发展农业机械化。如果开发过小的农机去适应细碎地块和坡地地形条件，必然大幅度牺牲劳动生产率，不仅技术上难度增加，而且无法达成追求经济效益的本来目的。具有高效率、大生产特征的农机必然需要更加平整的农田来配套才能发挥其效率，改地适机是作为现代化生产要素的农业机械得以使用的基本前提。一些研究（Aryal, 2015; Pinaki and Manisha, 2009）表明，即使在平原地区，对土地进行激光平整后，机械作业效率、水利用效率等都大幅度提升，作物单产也有一定幅度提高，综合收益比平整前要提高 143 美元每公顷。丘陵山区土地平整带来的收益增量显然要更高。实际上，不仅是丘陵山区的农田需要宜机化，平原地区的农田也需要宜机化。无论是丘陵山区还是平原地区，细碎、分散的地块分布形态带来规模不经济、增加农业生产成本、降低农业产出水平（许庆等，2008）。这种地块分布形态是与包产到户时期人畜力为主的小农生产模式相适应的，而不适应现代化、规模化的农业生产模式，对农机作业社会化服务和托管等模式的生产效率也存在极大的不利影响。在中国很多平原地区地块也被分割得支离破碎（刘晶等，2019），细碎的地块严重影响了农业机械的作业效率（刘玉等，2018）。农田宜机化改造是平原地区更是丘陵山区农业机械化发展的基本前提，是传统农业向现代农业转变过程的内在需求。

三、来自国内外的实践案例

（一）关于机械工程路线“以机适地”的探索

基于机械工程路线“以机适地”的探索，取得了一些成果，最为显著的是微耕机的广泛应用。为了适应丘陵山区缺乏机耕道和地块细碎的现状，国内农机企业开发出了轻便小型可拆卸、可以通过人力抬到地里作业的微耕机。从 2001 年左右开始微耕机兴起并迅速发展，2019 年全国微耕机保有量 739.82 万台，按照 10% 的淘汰率计算年销量在 70 万台左右。重庆利用作为“摩托车之都”单缸发动机产业链完备的优势，迅速成为“微耕机之都”。正是由于微耕机的广泛使用，使得丘陵山区的机耕水平高速增长。如云贵川渝等西南丘陵山区 2008 年机耕环节机械化水平平均仅为 19.06%，而 2018 年则高达 57.32%，年均增长 3.47 个百分点。然而目前增速已快速放缓，2015 年以来西南丘陵山区机耕水平年均增速低于 1 个百分点。且这一高速增长仅仅出现在耕地环节，而播种和收获作业环节则仍处于起步阶段。2018 年西南丘陵山区机播和机收水平分别仅有 7.91% 和 17.56%，分别仅比 2008 年提高了 6.10 个和 13.33 个百分点（据历年《全国农业机械化统计年报》《中国统计年鉴》数据计算得到）。同时，小型农业机械的销量近年来呈快速下滑趋势。根据全国各省“农机购置补贴辅助管理系统”数据显示：2016 年和 2018 年微耕机销量，四川省分别为 110786 台和 19032 台，2 年下降了 82.82%；作为微耕机之都的重庆分别为 73377 台和 42919 台，2 年下降了 41.51%。2016 年和 2018 年喂入量在 1 公

斤以下的稻麦联合收割机销量，四川省分别为 3282 台和 420 台，2 年下降了 87.20%；贵州省分别为 387 台和 40 台，2 年下降了 89.66%。显然，丘陵山区粮食生产机械化发展较慢并不是由于小型农业机械技术与装备供给不足的问题，而是由于低效率、低效益使得市场对小型农业机械的需求越来越少，继续发展小型农机“以机适地”明显不符合市场规律。

（二）关于土木工程路线“改地适机”的探索

基于土木工程路线“改地适机”的探索，主要也是由重庆发起的。重庆属于典型的丘陵山区，地形复杂、山高坡陡，全市耕地普遍存在地块小、坡度大、零星分散、基础设施不配套等问题。2014 年开始，重庆市农业农村委员会（后文简称重庆农委）在推动农机装备结构调整过程中，提出了要推广应用大马力、高性能机具，结果发现大马力、高性能机具在当地细碎的丘陵地块上难以施展。重庆农委通过认真调研分析，发现制约丘陵地区农业机械化发展的首要问题是自然条件（土地），由此开始探索 and 开展丘陵山区地块宜机化整治工作。

2015 年开始，重庆农委把推进丘陵山区农业机械化的工作思路从“以机适地”为主转变为“改地适机”为主，争取市财政支持推进以“地块小并大、短并长、陡变平、弯变直和互联互通，将地块条带状分布”为主要内容的丘陵山区农田宜机化改造工作。由于宜机化改造后，90 马力以上的农业机械可自由进出田间地头并作业，田间管理也更加方便，劳动生产率大幅度提升，每公顷每茬可节本增效 5850~6750 元（敖方源，2019），不少规模经营主体看到成效后自发投资改造。截至 2019 年底，重庆市政府累计投入资金 1.13 亿元，带动规模经营主体投资 4.4 亿元，累计改造面积 3.4 万公顷。2020 年，重庆市政府投资 1 亿元，预计到 2020 年底重庆宜机化改造面积累计将达到 6.67 万公顷。重庆市推进农田宜机化改造后，出现大量年轻经营主体带着资本和技术投身农业生产管理的案例。根据重庆农委提供的已经实施农田宜机化改造的 404 个新型经营主体数据，平均土地经营规模达 28 公顷，平均年龄低于 45 岁，有相当部分业主是 30 多岁的中青年，平均土地改造投入资本 80 万元。这些业主把已经抛荒的荒山荒地进行了改造，大量生产特色优势农产品，并积极申报“三品一标”和对农产品进行加工销售。这些主体的加入，推动了当地特色优势农产品规模化、标准化、品牌化发展，带动了当地一二三产融合以及传统小农与现代农业的融合，原本已经走向衰败的乡村产业开始出现振兴势头。

重庆市农田宜机化改造经验受到了国家层面的关注和重视。2017 年 11 月底，农业农村部在重庆主办了全国丘陵山区农机化发展座谈会，农业农村部有关司局、直属农机事业单位及中国丘陵山区面积占比较大的 21 个省（区、市）农机化主管部门的 60 余名代表参会参观了重庆市不同类型的耕地宜机化整理现场。2018 年 12 月 12 日国务院常务会议上，李克强总理要求“推动农田地块小并大、短并长、弯变直和互联互通，支持丘陵山区农田‘宜机化’改造”。2018 年 12 月 29 日，国务院发布了《关于加快推进农业机械化和农机装备产业转型升级的指导意见》，里面明确提出“重点支持丘陵山区开展农田‘宜机化’改造，扩展大中型农机运用空间，加快补齐丘陵山区农业机械化基础条件薄弱的短板”。2019 年 12 月 3 日，中国农业农村部在京成立了全国丘陵山区农田宜机化改造工作专家组并召开了第一次全体成员会议，同时发布了《丘陵山区农田宜机化改造工作指引（试行）》。2020 年，中央“一号文件”中首次明确提到了“支持丘陵山区农田宜机化改造”。

在国家层面的重视下，各丘陵山区省份也纷纷开始了农田宜机化改造试点工作。如山西省 2019 年开展了 667 公顷丘陵山区农田宜机化改造试点，2020 年准备开展 3333 公顷试点；湖南省 2020 年拿出 3000 万元在 15 个县开展 1600 公顷农田宜机化改造试点工作；安徽省 2020 年安排 10 个县（市、区）开展试点；贵州省 2020 年也进行了农田宜机化改造试点工作。与此同时，社会各界也对丘陵山区农田宜机化工作积极宣传报道。在百度中检索关键词“土地宜机化”可检索出 1910 万条结果。

第二条“改地适机”的道路探索表明：丘陵山区农田宜机化改造符合现代农业高效、规模化发展方向，符合市场化发展规律，是解决丘陵山区农业机械化问题的根本路径。

（三）日本、韩国和中国台湾地区经验

日本是典型的丘陵山区国家，丘陵山区面积占国土面积的 80%左右。但日本在上个世纪 70 年代末期就已经基本实现水稻的全程机械化生产，目前蔬菜的移栽、收获等环节也基本实现农业机械化，其中最重要的一条经验就是对土地进行宜机化改造。1949 年日本出台《土地改良法》，此后经历了 17 次修正并实施至今。《土地改良法》的重要内容就是对地块进行条块化、规格化平整，并配套路、电、水等基础设施^①。2000 年还专门针对丘陵山区出台了《中山间地域等直接支付制度》^②，给予丘陵山区农地平整修缮、农田水电路等设施维护 5 年一期每公顷最高 21 万日元的补贴，还可根据情况追加申请 15 万日元每公顷（日本农林水产省官网）。长达 70 年的土地改良，对日本农业机械化、农业农村现代化起到了巨大推动作用（Odagiri, 2000）。

韩国也是典型的丘陵山区国家，66.67%左右国土面积为丘陵山地。1961 年，韩国政府颁布《土地改良法》，依法成立了土地改良协会和土地改良协会联合会，推进灌溉排水设施、机耕道路、农田平整等区划整理，以及开垦、重建农田和设施、交换和整合土地、用水相关权利等土地改良事业。1992 年 12 月开始实施《农业振兴地域法》，以耕地调整和土地平整为手段，按照平原 10 公顷、丘陵 7 公顷、山地 3 公顷作为最小改造单元进行地块成片规模化整理。1994 年韩国政府制定《农渔村整备法》，将耕地整备设定为农业生产基础整备事业的一个基本内容。韩国通过长达 60 年的土地改良和整理为农业机械化提供了必要的作业条件，快速推进了韩国农业机械化。上个世纪 70 年代初至 80 年代末，韩国农业机械化飞速发展，至 2000 年韩国水稻综合机械化水平已经高达 87.2%。韩国政府对农村基础设施改造的补贴政策至今仍然在进行，2017 年投入农田水利、农田改造等在内的农业生产基础设施中央资金投入达到 1.31 万亿韩元。韩国 2017 年水稻耕地、插秧、收获环节机械化率均达到 100%，主要旱作物的机耕水平也都接近 100%^③。

同样，中国台湾地区也是以丘陵山区地貌为主。中国台湾地区从 1958 年开始实施农地重划工作，对细碎地块进行交换合并，然后平整成标准化田块，并对整理区域配套重新配置农路和沟渠。至 2004

^①<https://www.maff.go.jp/j/nousin/kikaku/lowoflandimprovement.html>，日本农林水产省“土地改良法”栏目。

^②https://www.maff.go.jp/j/nousin/tyusan/siharai_seido/，日本农林水产省官网“山区直接支付系统”栏目。

^③http://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_01&vwcd=MT_ZTITLE&parmTabId=M_01_01，韩国国家统计局数据库。

年底，实施农地重划区的面积超过 39 万公顷，占中国台湾地区农业用地面积的 45%。农地重划后，农户耕地集中率平均达到 86%，田块直接临路比例则由重划前的 28% 增加为 99%（陈意昌等，2007）。农地重划极大地方便了农业机械作业，中国台湾地区在 2000 年左右也基本实现了农业机械化。

四、几个操作层面的关键问题

虽然丘陵山区农田宜机化改造具有重要意义且势在必行，但并非要不计成本地去改造。国家的高标准农田建设是否包含宜机化内容？如何判断一个区域或地块是否需要宜机化改造？补贴的必要性及合适的补贴额度如何测算？何种工作机制最佳？采用什么技术标准？这些具体操作层面的问题也需要进一步明晰，才能提高宜机化改造的可操作性。

（一）高标准农田建设与宜机化关系

虽然土地平整在国标《高标准农田建设通则》（GB/T30600-2014）中列出的六项主要建设内容里排第一，但目前在高标准农田建设实践中并没有很好体现出第一的位置。长期以来，中国在高标准农田建设项目投入标准偏低，在 2014 年以前财政资金按照 9000 元/公顷的标准投入，2014 年以后投入标准为 22500 元/公顷，而丘陵山区实际改造成本在每公顷 45000 元左右。这就使得丘陵山区很多高标准农田建设并不能完全按照《高标准农田建设通则》中的建设内容进行建设。同时由于高标准农田建设项目起源于中国水利部提出的解决农田灌溉最后一公里的问题，因此高标准农田建设中央资金主要用于建设机耕道、沟渠、蓄水池等工程，而对于土地平整工作的资金则要求地方政府配套，在地方政府无力配套时则土地平整工程也即宜机化工程被省略。这使得丘陵山区很多高标准农田项目建成后仍然缺乏农机进出地块便道、地块未平整连片、地块使用权属未交换整合，导致农机不能进入地块作业或进入地块后因地块不平整而无法作业等问题普遍存在。由于高标准农田建设工程只修外围的路、渠而不平整项目区内部土地，在丘陵山区又被当地农户戏称为“镶金边工程”，工程实施后当地农户仍然在细碎分散的地块中进行人工作业，失去了工程实施意义。重庆市农田建设部门领导在与笔者座谈中表示，根据该市摸底调查数据，目前该市已完成的高标准农田中大约只有 30% 能够满足宜机化要求。但无论从高标准农田内涵还是相关国标来看，高标准农田都应包含土地平整等宜机化内容。今后应逐步提高投入标准，将宜机化作为高标准农田建设的主要内容。

（二）改造对象范围

从宏观区域上看，丘陵山区县农业机械化的重点区域在第二阶梯的黄土高原、西南丘陵和第三阶梯的东南丘陵。全国地势分为三个阶梯：第一阶梯为青藏高原，平均海拔在 4000 米以上，该区域为高寒地区，不适宜农作物生长，也不是我国主要农业生产区域；第二阶梯为新疆、内蒙古、甘肃、宁夏、山西、陕西、四川、重庆、湖南部分、湖北部分、贵州、云南等区域，这些区域平均海拔在 1~2 千米之间，是我国农业生产重要区域；其他部分为第三阶梯，平均海拔在 500 米以下，也是我国农业生产重要区域。其中，丘陵山区的分布按照地形起伏度来看，呈现出西高东低、南高北低的空间格局（封志明等，2007），即主要分布在第一、第二阶梯非盆地及非高原地区和第三阶梯东南丘陵地区。农机化司丘陵山区摸底调查数据表明：全国农业机械化薄弱区域主要在云、贵、川、重庆等西南丘陵山

区，陕、甘、宁、晋、青海等西北黄土高原的丘陵山区，桂、粤、湘、鄂、赣、闽、浙等东南丘陵山区。具体来说，主要是云贵高原、青藏高原、四川盆地边沿山区、秦岭山区、大巴山区、武陵山区、太行山区、吕梁山区、武夷山区、川中丘陵、浙闽丘陵、江南丘陵、两广丘陵等区域。

从具体坡度来看，丘陵山区县农业机械化的重点地形应在坡度为 15 度以下的耕地。根据第二次全国土地调查数据和农机化司丘陵山区摸底调查数据，中国丘陵山区县耕地面积为 4668.60 万公顷，其中 2 度以下耕地面积占比 18.19%，2~6 度耕地面积占比 20.16%，6~15 度耕地面积占比 31.96%，15~25 度耕地面积占比 19.66%，25 度以上耕地面积占比 10.03%。从水土保持角度看，25 度以上耕地是不宜进行耕作的，应退耕还林还草；15~25 度之间的耕地应以发展林果业为主。因此，丘陵山区机械化的重点在 3282.49 万公顷 15 度以下的耕地。如果丘陵山区县 6 度以下耕地完全实现农业机械化，6~15 度耕地一半实现农业机械化，15 度以上耕地不再统计进入耕地范围，则丘陵山区农业机械化水平将达到 77.27%，全国农业机械化水平将达到 93% 以上。

从具体地块来看，改造与否应以预期改造后地块能带来的土地价值提升量与投入的改造成本比较结果来判断。由于中国耕地资源长期以来产权交易受到限制，没有形成耕地的一级市场价格，这导致了在判断一个小区域的耕地是否值得改造时失去判断依据。但根据林毅夫（1992）的研究表明：即便是初级要素市场受到限制，农户行为依然会根据要素的相对稀缺性进行决策进而最大化要素价值，因为要素相对稀缺性的增加最终会传导到相对边际产出的增加，从而收入最大化动机会使农民或决策者去调整生产行为。因此，根据产出可以反过来计算土地的经济价值，一定程度上依然是有效的。而根据产出计算土地价值的土地收益还原法已经非常完善和成熟。采用蔡运龙、霍雅勤（2006）所使用的测算模型，可用耕地资源的年净收益除以银行长期储蓄利率来测算。为了简化计算，用预期小区域地块改造后能新增的地租租金除以当前 5 年期银行定期存款利率 2.75% 来表示改造后地块价值。如改造前是荒地改造后每公顷每年可以获得 6000 元的新增租金，则地块的新增价值为 $6000/2.75\% \approx 218182$ 元/公顷，若改造成本高于 218182 元/公顷则地块没有任何改造价值。如果地块在改造前本来每公顷每年可以获得 3000 元租金，改造后每公顷每年租金可提升到 6000 元，则改造带来的价值提升只有 $3000/2.75\% \approx 109091$ 元/公顷，若改造成本高于 109091 元/公顷则该区域地块不适宜改造。总之，在地块改造工程实施前，需要进行经济效益评估，并非是不计成本和效益。

（三）改造与补贴资金测算

实践表明，微观改造成本在每公顷 15000~60000 元之间。根据重庆市的奖补办法《重庆市关于土地宜机化整治先建后补的通知》，补助标准分三类：“地（田）块连通改造”每公顷补助 15000 元、“缓坡化改造”每公顷补助 22500 元、“水平条田、水平梯田和坡式梯台地改造”每公顷补助 30000 元。根据山西的奖补办法（《山西省 2019 年丘陵山区农田宜机化改造试点项目实施的指导意见》），补助标准只有 1 档即 22500 元/公顷。通过实地调研表明：微观地块改造成本在每公顷 15000~60000 元之间，补贴基本能覆盖大部分，至少也能覆盖 50% 的成本。按照土地经济价值收益还原法来测算，只需要地块改造后每年每公顷能比改造前节约成本或者增加收益 412.5 元~1650 元，地块就值得改造。而从重庆的改造经验来看，大部分地块改造后至少每年能带来每公顷 4500 元左右的节本增值效应，只要改

造成本低于 163636 元/公顷，改造都是值得的。因此宜机化改造利大于弊，目前情况看是一项投资回报率非常高的项目。如果按照 50 年使用期计算，每公顷地每年 4500 元节本增值效益，改造成本 60000 元计算，就有高达 7.28% 的内部收益率。此外，宜机化改造后，由于地块坡改平，蓄水能力增强、直接的冲刷大幅度下降，使得水土流失大幅度减少，生态效益也十分明显。

全国宜机化改造需要资金量约为 1.57 万亿元。如前所述，全国丘陵山区耕地面积中适宜改造的面积主要集中在 15 度以下的 3282.49 万公顷，其中 2 度以下耕地面积 849.22 万公顷，2~6 度耕地面积 941.19 万公顷，6~15 度耕地面积 1492.08 万公顷。按照 2 度以下耕地改造成本 30000 元/公顷计算，2~6 度耕地改造成本 45000 元/公顷计算，6~15 度耕地改造成本 60000 元/公顷计算，则全覆盖改造总投资需要 1.57 万亿元。

如果在全国丘陵山区耕地全部进行宜机化改造并进行补贴，财政补贴资金额度约在 6292 亿元至 7865 亿元之间是合适的。既然宜机化改造是一项投资回报率不低的项目，为什么还要补贴？原因在于农民的投资回报周期和社会的投资回报周期存在差距。对农民来说，特别是对那些 50 岁以上的农民来说，农户进行投资决策时考虑的投资回报周期一般不会长达数十年。很多创投公司考虑一个公司是否值得投资，参考的投资回收期是 8 年。前面分析表明，每公顷改造成本 60000 元、每年节本增收 4500 元、使用期 50 年则内部收益率为 7.28%。但如果农民的投资回收期设定为 8 年，由于土地产权无法通过市场交易变现，这里假设残值为 0，那么内部收益率将变成负的 10.14%，也即是对作为投资主体的农户来说投资并不划算。但宜机化改造确实又有较大的经济、社会和生态效益，外部效益较为明显，因此通过补贴使外部效益内部化就显得十分必要。那么补贴多少合适呢？可以计算出，若每公顷改造成本 60000 元，政府补贴 24000 元/公顷且农户自筹 36000 元/公顷时，对农户来说 8 年的内部收益率正好为 0；政府补贴 30000 元/公顷则农户的内部收益率为 4.24%。因此，本文认为如果改造成本是 60000 元/公顷的话则补贴 24000~30000 元/公顷是合适的，即补贴比例 40~50%，这与重庆目前宜机化项目补贴的比例几乎相当。如果全国 1.57 万亿元资金即可改造完丘陵山区 15 度以下全部耕地的话，那么按照 40~50% 的补贴力度，则补贴资金总需求在 6292 亿元至 7865 亿元之间。从 2021 年起开始实施并分 15 年完成，正好衔接 2035 年的关键时间节点，年度补贴资金需求在 419~524 亿元之间。

（四）改造工作机制

与高标准农田建设相比，目前丘陵山区农田宜机化改造工作机制有诸多不同。

第一是改造主体不同。高标准农田建设的实施主体是县级农业农村主管部门，而宜机化改造的主体是家庭农场、农民合作社、农村集体经济组织、农业企业等各类直接从事农业生产的规模农业新型经营主体。改造主体的不同，让丘陵山区农田宜机化改造效果与高标准农田建设相比显著不同。由于家庭农场、农民合作社、农村集体经济组织、农业企业等各类新型经营主体是改造后农田的使用者，他们在农田改造中的参与对保障项目效果至关重要。高标准农田建设属于政府包办，作为项目的后期使用和维护者的各类新型农业经营主体参与程度非常低，对项目的设计和验收并没有足够的发言权（汪文雄等，2013），这导致项目的实际效果受到一定影响。如出现一些田间道路局部不能与外围交通道路连成一体、灌排系统难以融入周边水系的现象（李华，2016）；招投标确定的施工单位在追逐利润的驱

使下频繁变更规划设计方案，建成的工程设施多与实际需求脱轨（刘新卫、赵崔莉，2017）。而对于宜机化改造项目，农业新型经营主体或村集体经济组织既是改造后农田使用主体也是农田改造工程实施主体，全程参与设计、施工、监督检查、验收和后期管护，能有效提高项目执行效果效率。

第二是工作流程不同。高标准农田建设需要勘测设计、可行性研究报告编制、项目申报与审批、政府采购招投标、项目施工、工程监理、资金和项目公示、竣工验收等复杂流程，而宜机化改造对可行性研究报告编制和施工方委托等内容可以简化。流程的简化很大程度节约了施工周期和资金。根据重庆、山西的经验，如果按照完整的高标准农田建设流程来执行宜机化改造工作，用于非工程实体的工程建设及其他费用占全部项目投资的10~20%之间，而工期更是会延长1倍以上。这种严格流程导致的成本，是由于地方政府部门作为中央政府部门的乙方同时又是项目的甲方，存在委托代理导致的道德风险问题，为了规避可能产生的廉政风险所必须支付的成本。而宜机化改造由新型经营主体作为项目的建设实施主体，建设实施主体和最终受益主体完全一致，则不存在这种道德风险，没必要支付这项成本，完全可以简化程序并达到控制成本和保证工程质量的效果。

第三是资金拨付方式不同。高标准农田建设项目资金先拨付到位后才进行施工，而目前重庆、山西的宜机化改造采取的“先建后补、定额补助、差额自筹”的资金拨付方式。政府全额拨付高标准农田建设资金，在财政有限的情况下，使得总的投入力度受到较大限制。目前绝大部分省份高标准农田建设资金投入标准为1500元/亩，其中中央财政承担1000元，省财政承担400元，市县财政承担100元。而农户的参与度极低决定了农户的投入力度几乎为0，这就极大限制了高标准农田建设投入力度和改造效果。但重庆、山西的农田宜机化改造由各类新型经营主体先行改造，验收合格后进行定额补贴，成本差额部分由主体自筹。这种方式有效带动了社会投资，促进了农田建设的资金来源多元化。

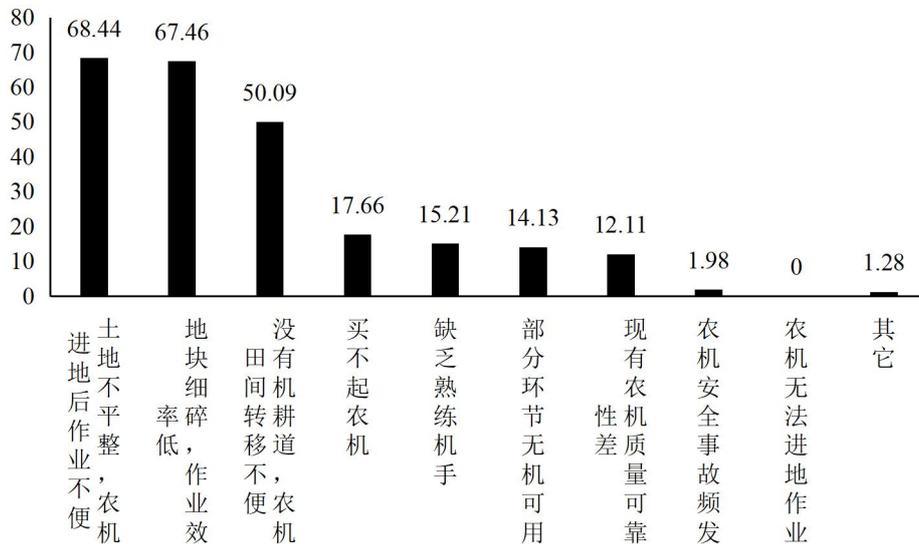


图2 监测农户认为丘陵山区农业机械化面临的最大三个问题

数据来源：2020年农业农村部农业机械化管理司对全国10个主要丘陵山区省份（山西、陕西、四川、重庆、贵州、云南、广西、湖北、湖南、福建）、100个丘陵山区县（每个省10个丘陵山区县）共5000个农户的监测数据。

第四是改造内容不同。高标准农田建设主要涉及土地平整、土壤改良与培肥、灌溉与排水、田间道路、农田防护与生态环境保护、农田配送电等六项工程，但实际执行中由于资金不够主要修路、渠，而宜机化改造在实践中主要内容是地块小并大、坡改平、短变长和修建简易的田间道路。当前丘陵山区影响农业机械化的最主要三个问题分别是“土地不平整，农机进地后不方便作业”、“地块细碎，作业效率低”和“没有机耕道，农机田间转移不便”（见图2），这三个问题分别对应着地块的平整、合并以及修建机耕道，与丘陵山区农田宜机化改造内容完全重合。显然，由于受资金约束，实践中高标准农田建设内容与丘陵山区农机化发展需求完全不匹配，而宜机化建设内容则与丘陵山区农机化发展需求高度吻合。虽然2019年农业农村部发布的《农田建设项目管理办法》中明确提出“鼓励在项目建设中开展耕地小块并大块的宜机化整理”，但是目前全国范围来看只有个别省份响应了该办法中的此要求。今后丘陵山区的高标准农田建设，应明确规定以宜机化改造为重点内容。

（五）改造技术标准

目前中国没有全国性的农田宜机化标准。虽然国标《高标准农田建设通则》规定了土地平整、土壤改良、灌溉排水、田间道路、农田防护、农田配电等内容，但对土地平整只有坡式梯田和水平梯田两种技术模式且内容相对粗略，未考虑地区差异（如南北降雨量差异较大，南方地块应里高外低以便于排水、北方地块应里低外高以便于蓄水等）。

重庆市出台了地方性标准《丘陵山区宜机化地块整理整治技术规范》，规定了丘陵山区宜机化地块整理整治的基本原则、建设内容及技术要求、建设流程等技术规范等内容；山西省农业机械发展中心制定了《丘陵山区农田宜机化改造试点项目技术规范（试行）》，规定了水平条田、缓坡地块、坡改梯、水平梯田、坡式梯田、反坡梯田、隔坡梯田等七种技术模式的建设内容、技术要求、建设程序。总体来说，两个地方标准在实践中都发挥了较大作用，但仍相对粗略，一些参数的提出没有给出科学依据，需进一步补充完善。同时实践中一些有效的做法还未纳入标准中，导致不同地方的改造效果跟施工队伍的经验有很大关系，标准化程度还有待提高。

全国性标准的制定，应农机、农艺、农田、农经四要素融合，并充分考虑区域差异。如梯台最大宽度的确定，应构建收益最大化模型，在不同坡度下不同改造宽度带来的土方成本与带来的土地增值收益之间进行平衡；地块最小宽度的确定，应考虑全程生产使用机械的最大作业幅宽或各环节作业幅宽公倍数；作物种植行向的确定，应考虑机械作业效率最高的布局方式；作物行距的确定，应考虑机械的通过性；机耕道的布局，应考虑100%通达性的同时占地面积最小的方案。总之，需要结合改造小区域的自然经济条件、农作物结构及农艺体系、全程使用的农机装备体系、不同技术方案的社会生态效益等诸多因素，来决定改造地块的最佳长宽与坡度、农机作业路线布局、农作物种植行向布局、水系布局、道路布局、土层处理、施工管理等农田宜机化改造技术标准，同时还应考虑改造后土壤培肥、地块交换整合、管理维护等诸多问题，进而达到经济效益、环境效益最大化。

日本、韩国的丘陵山区农田改造技术标准实施了数十年，并且丰富详实。如检索日本农林水产省网站可以发现，日本的土地改良事业规划设计标准包括项目实施前调查、排水、农道、农地保护、农田开垦、集水利用、防止耕地滑坡、耐震设计、水田平整、旱地整理、牧场整理、管道等数以十计的

标准，形成了完备的标准体系，这些标准是日本实施丘陵山区土地改良 70 年来的经验总结。宜借鉴日韩土地改良相关标准中涉及丘陵山区农田改造部分内容，结合中国实际国情，转化为国内丘陵山区农田宜机化改造标准。

五、改造后面临的新问题

农田宜机化改造前，地形条件是丘陵山区农业机械化面临的最主要的障碍，然而当宜机化改造把这个障碍解决后，农机装备供给不足问题从次要矛盾变为主要矛盾。虽然主要粮棉油作物机械化问题通过土地宜机化改造之后得以迎刃而解，但经济作物、林果的机械化凸显出无机可用的状态。

一方面，由于生产力差异导致的种植结构区域分工使得丘陵山区面临无机可用状态。笔者在重庆市农委协助下对重庆市 404 个业主进行调研发现，虽然 30%左右的业主从事水稻、玉米、高粱等粮食生产，宜机化改造之后主要环节生产机械化水平平均达到 100%；但 70%的业主宜机化之后主要种植蔬菜、花椒、柑橘、牧草、花卉、薰衣草、猕猴桃、李子、中草药等经济、林果作物，这些作物机械化水平极低。由于长期以来丘陵山区机械化水平较低，种植主要粮棉油作物与平原地区相比毫无优势，如第二部分分析的仅耕地一个环节人工成本就能比平原地区多 864 元/公顷，这就导致丘陵山区的种植结构向果蔬茶等经济作物倾斜，主要粮棉油作物特别是粮食作物的面积占比较小。丘陵山区农田宜机化改造之后，传统种植粮食作物的区域相当一部分仍然会种粮食，由于地形条件变好、地块变大，可以直接用平原地区的大中型农机进行生产作业；但传统种植果蔬茶等经济作物的区域，可能仍然会种植果蔬茶，而且是规模化连片种植，但这些植物在平原地区也没有实现机械化生产，无论是平原地区还是丘陵山区都是无机可用的状态。

另一方面，由于经济作物、林果的装备市场较小，制约了机械化生产技术与装备的供给。这些农产品从全国总的种植面积来看与粮油棉作物相差甚远，市场较小导致农机企业研发相关农业机械的动力较弱。此外农机农艺不融合的问题也制约了丘陵山区农机装备与技术供给不足。丘陵山区传统上的种植结构和种植制度复杂，作物栽培不以宜机化为目的而是以充分利用土地资源为目的，间套夹作较为普遍，限制了农机使用。

总之，多种因素交织导致丘陵山区进行农田宜机化改造以后仍然面临着新的无机可用的问题，这个新问题不是地形条件导致而是种植结构导致的，需要加强农机农艺融合的相关研究来解决这一问题。但要注意到，这个新问题的存在并不意味着农田宜机化改造对果蔬茶生产没有意义。对于无机可用的果蔬茶生产，宜机化改造后耕地松土、植保等环节机械化很容易实现，剪枝、收获等环节人工生产管理也更加方便，生产效率得以大幅度提高。丘陵山区农田若不进行宜机化，在丘陵山区细碎和地形条件恶劣的地块上种植果蔬茶就会无利可图。随着劳动力成本的攀升这些作物种植区域迟早会由丘陵山区转移到平原地区，挤占平原地区生产粮棉油的耕地。

六、“十四五”对策与建议

基于前述分析，提出以下“十四五”期间的丘陵山区农田宜机化对策与建议：

(一) 从县级层面合并农田建设和农业机械化职能。目前农田建设和农业机械化管理职能都在农业农村部门，既然当前丘陵山区农业机械化的主要障碍在农田建设，而丘陵山区农田建设主要目标应当是宜机化，那么宜在全国范围内区县层级合并两项职能。实际上，目前广西北海市、山西晋中市等地已经从地级市层面进行了两项职能合并，重庆市一些区县也将农田建设和农机管理职能合并到了一个科室。职能合并后，农田和农机两方面的力量可以形成合力，从农田、农机融合角度共同推进丘陵山区农业机械化发展。

(二) 丘陵山区应将宜机化作为高标准农田建设验收考核主要指标。鉴于目前高标准农田建设投入标准偏低，资金不足以全面实施土地平整、土壤改良、灌溉排水、田间道路、农田防护、农田配电等6项工程的现状，丘陵山区应将宜机化作为高标准农田建设验收考核的主要指标，并给与最大的权重。同时，应将中央资金用于土地平整，而地方配套资金用于沟渠、道路，可能的情况下足额拨付资金减少地方配套，或者明确“高标准农田建设项目资金在丘陵山区，优先用于宜机化改造”。到2022年全国要建成高标准农田6667万公顷，重点难点在丘陵地区，如果将丘陵山区宜机化作为高标准农田在丘陵山区实施项目的主要考核内容，同时改变中央资金使用用途，那么丘陵山区农田宜机化工作将快速推进。

(三) 丘陵山区高标准农田建设应简化程序，农户参与，采取先建后补、定额补助、差额自筹的方式实施。让家庭农场、合作社、农业公司、村集体经济组织等新型农业规模经营主体同时作为项目实施主体和项目后期使用主体，并采用“先建后补、定额补助、差额自筹”的机制，有利于项目简化程序、节约资金、科学设计施工和得到更好的后期维护管理，应在丘陵山区高标准农田建设项目中全面铺开实施该机制。若实施主体为村集体经济组织，则可以采取“整村推进”的方式，在条件适宜的地区成片成规模地推进宜机化改造。

(四) 加强果蔬茶等经济作物和林果产品的农机农艺融合力度，重视种养结合中的机械化问题。一方面加强丘陵山区特色优势农产品品种和栽培农艺的宜机化改造，另一方面加强这些农产品关键生产环节农机研发力度。通过加强技术供给，从农机农艺两端发力，解决宜机化改造之后仍然无机可用的问题。同时，由于丘陵山区宜机化改造后面临土壤培肥问题，而丘陵山区养殖业面临畜禽粪便环境污染问题，可在丘陵山区大力推行种养结合模式同时解决这两个问题。

(五) 用足城乡建设用地增减挂钩政策，增加宜机化资金投入来源。根据实践经验，宜机化改造之后土地面积一般会增加10%左右，应允许丘陵山区所在地的地方政府将宜机化多出来的耕地面积作为占用耕地指标通过增减挂钩政策进行交易，从而增加宜机化改造资金来源。

(六) 加强标准体系构建。目前的宜机化标准体系还有待加强和完善，应在各地实践摸索的同时加强国际标准转化。

参考文献

- 1.敖方源，2019：《农田宜机化改造技术创新与推广应用》，《农机科技推广》第8期。
- 2.重庆市农机管理办公室，2017：《重庆宜机化地块整理整治的探索与成效》，《农机质量与监督》第9期。

- 3.陈意昌、张俊斌、吴志峰, 2007:《农地重划之设计与发展分析》,《生态环境学报》第1期。
- 4.蔡运龙、霍雅勤, 2006:《中国耕地价值重建方法与案例研究》,《地理学报》第10期。
- 5.封志明、唐焰、杨艳昭、张丹, 2007:《中国地形起伏度及其与人口分布的相关性》,《地理学报》第10期。
- 6.黄季焜、靳少泽, 2015:《未来谁来种地:基于我国农户劳动力就业代际差异视角》,《农业技术经济》第1期。
- 7.黄祖辉、王建英、陈志钢, 2014:《非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响》,《中国农村经济》第11期。
- 8.罗锡文, 2017:《补短板促全面提升我国农业机械化发展水平》,《现代农业装备》第5期。
- 9.刘玉、刘巧芹、唐秀美、任艳敏、孙超、唐林楠, 2018:《平原区耕作单元地块细碎化对小麦机收效率的影响分析》,《农业机械学报》第2期。
- 10.刘晶、金晓斌、徐伟义、杨绪红、曹帅、徐翠兰、隋雪燕、刘敏、周寅康, 2019:《江苏省耕地细碎化评价与土地整治分区研究》,《地理科学》第5期。
- 11.刘新卫、赵崔莉, 2017:《农村土地整治的工程化及其成因》,《中国农村经济》第7期。
- 12.林毅夫, 1992:《制度、技术与中国农业发展》,上海:三联书店、上海人民出版社。
- 13.李谷成、冯中朝、范丽霞, 2010:《小农户真的更加具有效率吗?来自湖北省的经验证据》,《经济学(季刊)》第1期。
- 14.李升发、李秀彬, 2018:《中国山区耕地利用边际化表现及其机理》,《地理学报》第5期。
- 15.李华, 2016:《高标准基本农田建设实证研究——以宿迁市某新区为例》,《中国国土资源经济》第1期。
- 16.农业农村部农业贸易促进中心, 2020:《2019年1~12月中国农产品贸易监测》,《世界农业》第3期。
- 17.汪懋华, 2015:《加快推进南方与丘陵山区农业机械化发展的思考》,《南方农机》第8期。
- 18.汪文雄、王文玲、朱欣、杨钢桥, 2013:《农地整理项目实施阶段农户参与程度的影响因素研究》,《中国土地科学》第7期。
- 19.徐莉, 2010:《我国农地抛荒的经济学分析》,《经济问题探索》第8期。
- 20.许庆、田士超、徐志刚、邵挺, 2008:《农地制度、土地细碎化与农民收入不平等》,《经济研究》第2期。
- 21.张桃林, 2019:《推动农业机械化发展不断取得新成效——在2019年全国农业机械化工作会议上的讲话(摘要)》,《农机科技推广》第4期。
- 22.翟振, 2017:《犁底层对作物生产与环境效应的影响及其机制研究》, 博士论文: 中国农业科学院。
- 23.Aryal, J. P., M. B. Mehrotra, M. L. Jat, and H.S. Sidhu, 2015, "Impacts of laser land leveling in rice-wheat systems of the north-western Indo-Gangetic plains of India". *Food Security*. 7(3): 725-738.
- 24.Odagiri, T., 2000, "The present situation of hilly and mountainous areas and the new problems of policy: A study under the new basic law and the system of direct payments". *Journal of Rural Problem*, 35(4):209-214.
- 25.Pinaki, M., and B. Manisha, 2009, "Adoption of precision agriculture technologies in India and in some developing countries: Scope, present status and strategies". *Progress in Natural Science*, 19(6):659-666.
- 26.Rahman, S. and M. Rahman, 2009, "Impact of Land Fragmentation and Resource Ownership on Productivity and Efficiency: The Case of Rice Producers in Bangladesh", *Land Use Policy*, 26 (1) :95-103.

27.Wang, Y., X. Li, L. Xin and M. Tan, 2019,"Farmland marginalization and its drivers in mountainous areas of China". *Science of The Total Environment*, 719(6):1-11.

(作者单位：农业农村部南京农业机械化研究所)

(责任编辑：高 鸣)

Some Important Problems and Measures of Farmland Construction Suitable for Mechanization in Hilly and Mountainous Areas During the 14th Five-year Plan Period

Zhang Zongyi

Abstract: One third of China's cultivated land and more than 50% of China's permanent rural population are located in hilly and mountainous areas. Therefore, those areas are important production bases of fruits, vegetables, tea, special grain and oil in China, and key areas for the implementation of rural revitalization strategy. However, due to the limitation of terrain conditions, the agricultural mechanization level in those areas is far lower than that in plain areas, which seriously restricts the process of agricultural and rural modernization in those areas. Both theory and practice show that one key measure to solve the problem of agricultural mechanization in hilly and mountainous areas is to transform farmland scale and characteristics until the farmland becomes suitable for agricultural machinery operation, such as "turning small plots into big plots" and "changing sloping land into flat land". This article starts with a discussion of the necessity of farmland construction suitable for mechanization in hilly and mountainous areas, the problems caused by the lagging development of agricultural mechanization and the solutions to those problems. It then summarizes some local experiences at home and abroad, and analyzes the following issues, such as the relationship between high standard farmland construction and farmland construction suitable for mechanization, the way to determine the scope of transformation areas, the calculation of the transformation funds and subsidies, the selection of the transformation mechanisms, and the method to optimize the technical standards. The results show that the transformation cost per hectare is 15000-60000 Yuan at present, and that there will be no loss if an additional profit of 412.5-1650 Yuan per hectare can be brought every year. However, in practice, the cultivated land that is suitable for mechanized transformation can generate at least 4500 Yuan per hectare every year. The working mechanisms such as farmers' participation, first construction and compensation afterwards, and quota subsidy, are much better than the working mechanism that is totally arranged by government agencies. Finally, the study puts forward some specific policy suggestions for the implementation of the farmland construction suitable for mechanization in hilly and mountainous areas during the 14th five-year plan period.

Key Words: High Standard Farmland Construction; Hilly and Mountainous Area; Farmland Construction Suitable for Mechanization; Agricultural Mechanization

宅基地是如何被集体化的*

田传浩

摘要: 与重工业优先发展战略相匹配的农业集体化改造,最初的目标是耕地等生产资料的集体化,然而由于无法解决新增宅基地化公为私的困境,而不得不将宅基地所有权集体化,并由集体解决新增宅基地使用权分配,与宅基地具有类似特征的坟地也基于同样的逻辑被集体化。1956~1962年,宅基地名义所有权的集体化既非自上而下理性设计的结果,也非资源禀赋和技术变化导致的诱致性制度变迁,而是国家理性设计中遇到了难以处理的议题,而不得不进行的制度调整。

关键词: 宅基地 生产资料 农村住房 制度变迁

中图分类号: F301.1 **文献标识码:** A

一、导论

本文试图回答:为什么到了1956年高级社阶段,当耕地等生产资料都被集体化时,作为生活资料的宅基地还属于私人所有,而1958年后在人民公社运动中就被基层转变为集体所有,并于1962年的《农村人民公社工作条例(修正草案)》^①(以下简称《人民公社六十条》)中得到了中央文件的确认。在这个过程中,仅仅是宅基地的名义所有权改为了集体所有,宅基地使用权仍然属于私人。与农村耕地等生产资料用地的集体化不同,宅基地名义所有权的集体化并没有给集体和国家带来直接的经济收入或者损失,也并没有影响农民对宅基地的使用和控制,在当时并不是一个以经济为诱因的土地制度变革。但是从长期来看,宅基地名义所有权的集体化具有非常重要而长远的经济影响。

农村住房与宅基地是中国农民最重要的财富,但是与城市住房与住宅用地相比,其收益权和交易

*本文是国家社科基金项目“宅基地使用权市场发育与增值收益分配研究”(编号:17BJY224)和教育部后期资助项目“赋予农民稳定而有保障的土地财产权”(编号:17JHQ028)的阶段性成果。非常感谢审稿人专业而宝贵的意见和建议,帮助笔者更加准确地表达了论文的观点。论文写作过程中,刘守英教授给了非常中肯的建议。论文初稿和观点的形成过程中,韩桐魁、贾生华、张翔、王景新教授给笔者很多启发,郭贯成、马贤磊对本文提出了非常宝贵的修改建议,浙江大学中国土地制度课程的助教和同学也提出了有益的问题和建议,特此致谢。一切错误由笔者自担。

^①该工作条例的前身是1960年邓子恢主持起草的《农村人民公社内务条例(修改稿)》。1961年3月29日由中央正式发布《农村人民公社工作条例(草案)》,1961年6月进行过一次修订,1962年又进行了两次修改。本文利用的是1962年颁布的最终版本《农村人民公社工作条例(修正草案)》,参见http://www.china.com.cn/cpc/2011-04/15/content_22370613.htm。

权受到了严格限制（刘守英，2015；Wu et al.,2018）。同为住宅用地，城市住宅用地配置中早就引入了市场机制。近年来城市土地市场地王频出，城市住宅用地价格屡创历史新高，城市居民也拥有相对完整的土地使用权以及房屋所有权、使用权、收益权和经营权等，住房已经成为城市居民家庭最重要的资产（杨赞等，2014）。同为农村用地，市场机制也早就在农用地配置中发挥了重要作用，农民已经拥有耕地的使用权、收益权和相对完整的交易权。根据浙江省农业厅的数据，2013年底浙江省已经有超过40%的耕地使用权由市场机制进行配置。^①

一些学者对中国宅基地的政策进行了梳理，非常准确地指出中国现行的宅基地制度建构于1962年的《人民公社六十条》，形成了宅基地所有权属于集体、宅基地使用权根据社区成员身份无偿分配、一户一宅、无限期使用、严格禁止流转、缺乏退出机制等主要制度特征（高圣平、刘守英，2007；丁关良，2008；喻文莉、陈利根，2009；董新辉，2019）。然而，1962年的中央制度文本也并非无根之木，1958年的《嵊岙山卫星人民公社试行简章》^②（以下简称《简章》）中就已经提出了宅基地所有权集体化。正如孔祥智、刘同山（2013）所指出的，1956年之前中国的土地制度改革针对的都是“生产资料”所有制的改造，宅基地所有制并不属于改造的范围。更重要的，虽然这些研究指出了1962年宅基地被集体化的事实，但并没有回答为什么1962或者1958年，宅基地所有权要被集体化。

此外，如果仅仅将注意力集中于宅基地，也没有办法回答为什么当其他类型土地在1978年之后逐渐引入市场机制，并于1998年之后得到了进一步发展的同时，农房（含其下的宅基地使用权）市场交易从1990年之后反而被进一步限制了。随着中国的改革开放，属于集体所有的耕地，通过家庭承包制改革而逐渐赋予了农户稳定而有保障的使用权、收益权和比较完整的交易权；城市住宅与住宅用地，也逐渐引入了市场化因素，城市住房在1998年福利分房制度终结之后成为城市居民最重要的、可交易的财产和资本；与此同时，为什么农房和宅基地的收益权和交易权仍然受到很大的限制？如果仅仅关注宅基地的制度变迁，而缺乏相关土地制度变迁的比较，难以更好地理解中国农村土地制度变迁的逻辑。这些都是本文研究试图回答的问题。

本文余下部分安排如下：第二部分是文献述评；第三部分，聚焦于生产资料所有制改造的理论基础，指出不论是马克思的经典理论还是毛泽东等中央领导人在有关生产资料所有制改造的相关论述及实践中，生产资料所有制的变革都针对的是农用地、生产用地等；第四部分聚焦于生产资料所有制改造的历史过程，分析随着生产资料改造的推进，宅基地为何也不得不进行名义所有权集体化改造；最后一部分是本文的结论与研究展望。

二、文献述评

自从North and Thomas（1991）提出制度变迁理论以来，有关制度变迁的理论得到了大量学者的关注。大体而言，从经济学视角看，制度变迁可以分为强制性制度变迁和诱致性制度变迁（Lin，1989）。

^①资料来源：http://nynct.zj.gov.cn/art/2014/6/9/art_1589298_30569500.html。

^②参见：<http://www.71.cn/2011/0930/632493.shtml>。

前者强调中央政府自上而下地推动制度变革，后者强调个人响应获利机会时自发推动的变革。

中国的农地制度变迁已经吸引了大量的学者关注。一些学者强调农地制度变迁是一种诱致性制度变迁，在中央已经给定的政策框架下，地方结合本地的约束条件和资源禀赋，做出了不同的制度安排（龚启圣、周飞舟，1999；姚洋，2000）。但是这些研究没法解释为什么中央会进行土地制度政策框架的调整，很显然，这是一个自上而下的过程。因此，一些学者强调农地制度变迁的强制性特征。然而，正如周其仁（1995a；1995b）所指出的，1978年之后中国农地制度变迁的一个重要原因在于，在原来的人民公社体制下，经济效率低下，人民生活水平提高缓慢，并伴随着高昂的体制运行费用。中央政府通过农地制度改革以满足经济发展和农产品增长的需要。地方农地制度创新的经验在中央认可之后具有了合法性，从而为农地制度变革在全国大范围推广提供了可能。这次农地制度变革是中央与地方互相作用的产物，既非单纯的强制性制度变迁，也非单纯的诱致性制度变迁。

然而，农地制度变迁与宅基地制度变迁并不相似，早期的农地制度变迁是国家重工业化优先发展的产物，聚焦于生产资料所有制的改造，而宅基地并非生产资料，一直到1956年农用地集体化之后，宅基地仍然属于私人所有。20世纪80年代开始的土地制度第二次改革，市场机制重新被引入到城市住宅、城市用地和农用地资源配置中来（Ho et al., 2003），但是，农房（含其下宅基地）不仅没有引入市场化机制，在1990年之后，其市场交易范围反而受到了进一步限制（田传浩，2018）。

与农地制度变迁相比，学者们对宅基地制度变迁关注相对较少。通过梳理国家层面的宅基地相关制度与政策，学者们普遍认为，现行的宅基地制度框架构建于1962年的《人民公社六十条》（例如 Tian and Fang, 2018；陈小君、蒋省三，2010；高圣平、刘守英，2007；丁关良，2008）。但现有文献几乎都没有进一步追问，为什么1956年高级社阶段还属于私人财产的宅基地所有权到了1962年却被集体化了。可能很多学者都默认宅基地集体化是农业集体化的产物，然而，正如孔祥智、刘同山（2013）所指出的，1956年之前的中国土地制度改革，仅仅关注的是“生产资料”类型的土地公有化，比如农用地的集体化，并没有将属于生活资料的宅基地也集体化。为什么到了1962年，属于生活资料的宅基地就被集体化了呢？值得注意的是，同为生活资料的农村住房仍然保持私有。

喻文莉、陈利根（2009）尝试对1962年的宅基地所有权集体化的原因进行了解释，他们将其归因为1959年城乡二元户籍制度，认为宅基地所有权集体化、使用权福利分配是为了将农户束缚在农村。虽然户籍制度与宅基地所有权集体化有时间上的先后关系，但两者并非因果。1956年《高级农业生产合作社示范章程》中，就已经明确了合作社有责任解决农村新增宅基地的分配问题^①，而此时宅基地仍然属于私人所有。由此可见，在宅基地所有权并没有集体化的1956年，新增宅基地就已经是由集体福利分配了。即使认为宅基地福利分配是一种对农民的束缚，那么不需要宅基地所有权集体化，束缚已经存在。

^① “社员原有的坟地和房屋地基不必入社。社员新修房屋需用的地基和无坟地的社员需用的坟地，由合作社统筹解决，在必要的时候，合作社可以申请乡人民委员会协助解决。”参见：《高级农业生产合作社示范章程（1956年）》，http://guoqing.china.com.cn/2012-09/07/content_26746703.htm。

也有学者强调，宅基地集体化是人民公社头脑发热的产物。1958年开始了人民公社的类国有化改造（罗平汉，2006），一大二公的人民公社运动，不仅将宅基地所有权集体化了，而且连存量宅基地的所有权也被集体化。如果宅基地所有权的集体化是头脑发热的运动产物，当然就没有讨论的必要。这可能也是大部分学者不讨论宅基地所有权集体化的原因。不过，如果比较1958年《嵯岬山卫星人民公社试行简章》和1962年《人民公社六十条》的文本，会发现两者之间存在很大差异。虽然宅基地所有权集体化被1962年《人民公社六十条》保留下来，但是原有的一些制度都改变了。以“三级所有、队为基础”和有关自留地的政策为例，这些原本属于1956年《高级农业生产合作社示范章程》的内容^①，在1958年人民公社运动中全部被取消，而在1962年的《人民公社六十条》又全部恢复了。考虑到《人民公社六十条》是在承认“大跃进”失败的基础上修改定稿的，这意味着，此时被中央认为不符合实际的人民公社运动中的很多做法在《人民公社六十条》中都要进行了修正。而之所以仍然保留宅基地所有权集体化，必然是因为这个操作有其必要性。那么，宅基地所有权集体化、使用权无偿分配符合什么现实需要，就是需要探讨的内容。由于宅基地所有权集体化并非经济驱动的产物，因此基于经济学基础的诱致性制度变迁理论难以解释1956~1962年宅基地名义所有权的集体化现象。

三、农业集体化与生产资料公有制的理论基础

中国共产党是一个注重意识形态理论的党。马克思、恩格斯等共产主义理论家提供的理论一直是中国共产党指导实践、建构新世界的重要理论资源。一方面，共产主义理论所描绘的具有“按需分配、没有压迫、没有剥削、自由人的自由联合”等特征的理想社会为共产党人提供了一个美好的愿景，在面临巨大压力下共产党人可以为了这个愿景（理想）抛头颅、洒热血；另一方面，共产主义理论还有助于说服群众，为共产党的政策提供合法性支持，比如打土豪、分田地；第三，在这些理论基础上的政策文本可以成为党员和行政组织统一认识、有效执行的基础。^②

即使在某些情况下，中国共产党人已经发现原封不动地照搬马列主义中的教条会导致失败，并对教条主义进行了严厉的批判，但中国共产党人并没有因此而抛弃马列主义，而是将马列主义与中国实践相结合，重新创造和解释了符合中国实情的马克思主义。正因为如此，伴随着马列主义与中国实践相结合，马列主义中有关生产资料所有制的部分成为中国共产党制定政策的重要理论依据。^③随着“耕者有其田”的土地改革完成，中国很快就从“新民主主义社会”阶段过渡到“社会主义建设”阶段。

^①《高级农业生产合作社示范章程》第十六条规定：“农业生产合作社应该抽出一定数量的土地分配给社员种植蔬菜。分配给每户社员的这种土地的数量……一般地不能超过当地每人平均土地数的5%。”第三十一条规定：“第三十一条生产队是农业生产合作社的劳动组织的基本单位……。”

^②毛泽东在一九四八年二月二十日给刘少奇的电报中说：“这个文件实际上带着党纲、政纲、政策几重性质。我们如果要取得全国胜利，需要有这样一个文件，党内外才有明确遵循的政治、经济与社会生活的章程。”（毛泽东，1996：《中国的社会经济形态、阶级关系和人民民主革命》，载《毛泽东文集》（第五卷），北京：人民出版社，第69~77页。）

^③从毛泽东等党中央领导人的文献来看，生产资料所有制问题一直是当时中共中央领导人在理论上重点关注的议题。

军事威胁、苏联经验都提醒着中国领导人，重工业化优先发展是当时中国急需解决的优先问题（林毅夫等，1994）。然而，由于当时中国的资源禀赋是劳动力充足而资本不足，重工业是资本密集型产业，只能吸纳较少的劳动力就业，重工业发展战略与中国的资源禀赋相冲突。在这种情况下，市场机制无法将资源自动配置到重工业领域中，因此，国家需要干预资源流动，将有限的资源优先配置到重工业，以满足国家战略的需要（林毅夫等，1994）。在这种背景下，计划经济体制和农产品统购统销制度被逐渐建立起来^①。为了压低城市劳动力的成本，需要将农产品低成本地供应给城市，农产品统购统销就可以完成这个任务，然而，从分散的农户手中低价收购农产品成本很高，而从集体手中收购农产品的成本相对降低，因此，农业合作化和集体化的进程被加快推行^②。

在农业合作化和集体化的进程中，必然涉及土地产权的处理问题。根据马克思的生产资料所有制理论，为了提高农业生产效率促进农业规模经营和机械化，土地应该全民所有（Nationalization）。按照中国实践与马克思理论的结合，由于新中国经济还非常不发达，因此存在全民所有和集体所有两种公有制形式，同时允许一部分私有产权的存在。

（一）生产资料公有制：马克思的理论建构

生活在 19 世纪中后期欧洲的马克思，观察到资本主义社会的种种弊病，提出了社会主义和共产主义社会的理论构想。他认为，资本主义的生产资料私有制与社会大生产存在不可调和的矛盾，随着生产力的进步，生产关系（包括生产资料所有制）必须进行调整以适应生产力的发展，生产资料公有制必将取代生产资料私有制，从而有助于形成一个生产力更加发达的社会。

既然土地属于生产资料，而生产资料又应该公有制，则土地公有制也是马克思生产资料公有制理论的自然结果。特别地，马克思还专门写过文章来讨论土地这种特殊的生产资料的所有制问题。

1872 年，为了回应国际工人协会曼彻斯特支部成员关于土地所有制问题的观点冲突，马克思写了《论土地国有化^③》一文。文中明确指出，“一方面，居民的需要在不断增长，另一方面，农产品的价格不断上涨，这就不容争辩地证明，土地国有化已成为一种社会必然性。一旦土地的耕作由国家控制，为国家谋利益，农产品自然就不可能因个别人滥用地力而减少。”^④

在马克思《论土地国有化^⑤》的论证中，土地国有化的证据都聚焦于农业生产用地。他指出：“一

^①1949 年 8 月召开的上海会议，研究了各大区的财政收支、物资调拨等问题，会议决定，各区共同努力来维持上海的运转，承担粮、油调拨任务。从这时起，全国开始实行粮、油等关系国计民生的重要物资的统一调拨（薄一波，2008）。

^②合作化和集体化还有其他的考虑，比如土地改革之后又出现了农村贫富分化，毛泽东觉得这不合适，合作化可以部分解决贫富分化的难题。不过，虽然合作化和集体化有多种动因，但是经济动因是其中最重要的动因。

^③英文版用的是 nationalization，准确的翻译是全民所有。

^④马克思、恩格斯，2012：《马克思恩格斯选集（第三卷）》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，北京：人民出版社，第 175~178 页。

^⑤马克思、恩格斯，2012：《马克思恩格斯选集（第 3 卷）》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，北京：人民出版社，第 175~178 页。

切现代方法，如灌溉、排水、蒸汽犁、化学处理等等，应当在农业中广泛采用。但是，我们所具有的科学知识，我们所拥有的耕作技术手段，如机器等，如果不实行大规模的耕作，就不能有效地加以利用。大规模的耕作（即使在目前这种使耕作者本身沦为役畜的资本主义形式下），从经济的观点来看，既然证明比小块的和分散的土地耕作远为优越，那么，要是采用全国规模的耕作，难道不会更有力地推动生产吗？”出于生产效率的考虑，马克思认为大规模农业生产有利于机械化，从而有利于生产效率的提高，而分散的“法国的农民所有制，比起英国的大地主所有制离土地国有化要远得多”。因为这种分散的农民所有制导致了土地的零碎化，更不利于农业生产规模经营，从而是低效率的。很显然，马克思的土地国有化的论据是因为生产率，因此讨论的都是农业生产用地。虽然此文并没有讨论工业用地，但工业也有规模效应，因此工业社会化大生产更有效率。马克思也指出（工业）土地“为劳动者提供立足处所，为整个劳动过程提供工作场所”，^①因此工业用地以及工业厂房作为“生产资料”，也应该国有化。然而，马克思和恩格斯从来就没有论证过，农村宅基地和坟地这一类非生产资料用地也应该公有化或者国有化。

（二）毛泽东关于生产资料公有制的理论分析和决定

作为中国共产党的领袖和毛泽东思想的主要贡献者，毛泽东同志多次论述了生产资料所有制改造问题。1942年3月20日，毛泽东在《如何研究中共党史》^②一文中第一次提到了生产资料，他认为“如果我们不知道主要的农业生产资料土地和牛这些东西是在谁的手里，不把地主与农民对土地的所有关系搞清楚，就不会知道土地革命^③的必要”。

1948年2月25日，毛泽东在《中国的社会经济形态、阶级关系和人民民主革命》^④中首次对生产资料和生活资料进行了定义。他指出：“人们为着要生活，就要生产生活资料，例如粮食、衣服、房屋、燃料、器具等。人们为着要生产生活资料，就要有生产资料，例如土地、原料、牲畜、工具、工场等。”很显然，在毛泽东的定义里，住房属于生活资料。而这里的土地，很明显是作为生产用途的土地，比如，耕地、林地、工业用地（工场、工业厂房），等等，不包括住宅用地。在这篇文章中，毛泽东强调要改变地主、资产阶级占据大量生产资料的社会，通过中国共产党领导的革命战争来摧毁旧的生产关系，完成土地革命等新民主主义的生产关系。在这篇著作中，毛泽东对新民主主义革命的理论阐释，

^①马克思、恩格斯，2012：《马克思恩格斯全集（第23卷）》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，北京：人民出版社，205页。

^②毛泽东，1991：《如何研究中共党史》，载《毛泽东文集》（第二卷），北京：人民出版社，第399~408页。

^③这里的土地革命，指的是耕者有其田的土地改革，在1942年，这个土地革命的形式是通过减租减息等方式来实现的。

^④毛泽东，1996：《中国的社会经济形态、阶级关系和人民民主革命》，载《毛泽东文集》（第五卷），北京：人民出版社，第69~77页。这是《中共中央关于土地改革中各社会阶级的划分及其待遇的规定》（草案）中的第一章和第二章。

成为1949年以后中国共产党领导的生产资料所有制改造的理论指导^①。

1950年6月4日，毛泽东在《关于土地改革报告的修改》^②中指出，“所谓生产资料，在农村中，首先是土地，其次是农具、牲畜、房屋^③等。”而且，毛泽东强调：“过去许多同志在这个问题上犯了二元论（甚至是多元论）的错误，……，又将生产资料与生活资料并列，作为划分阶级的标准，把问题弄得很糊涂，划错了许多人的阶级成分。”很显然，如果在生产资料所有制改造为公有制的同时，将生活资料所有制也改造了，在当时看来也是不符合马克思主义和毛泽东思想的错误行为。

1953年12月，毛泽东在《革命的转变和党在过渡时期的总路线》^④一文中指出：“党在过渡时期的总路线的实质，就是使生产资料的社会主义所有制成为我国国家和社会的唯一的经济基础。”这段文字是毛泽东在审阅中共中央宣传部编写的《为动员一切力量把我国建设成为一个伟大的社会主义国家而斗争——关于党在过渡时期总路线的学习和宣传提纲》（以下简称《宣传提纲》）时，加写或改定的。《宣传提纲》中指出：“……分散的个体的农业经济和手工业经济，是可能和必须谨慎地、逐步地而又积极地引导它们向着现代化和集体化的方向发展的……单有国营经济而没有合作社经济，我们就不能领导劳动人民的个体经济逐步地走向集体化……。”^⑤

在毛泽东亲自参与制定的《中华人民共和国宪法（1954年）》第五条中清楚地列出了生产资料的四种所有制形式，即“中华人民共和国的生产资料所有制现在主要有下列各种：国家所有制，即全民所有制；合作社所有制，即劳动群众集体所有制；个体劳动者所有制；资本家所有制”。同时也将生产资料与生活资料区分得明明白白。

^①“在阶级社会中，一切生产关系，都是被阶级的国家权力所保护的。什么样的生产关系，就被什么样的阶级的国家权力所保护，而所谓国家权力，首先就是军队的武力。人们如果要推翻旧的生产关系，建立新的生产关系，人们就或早或迟地要推翻旧的国家权力，建立新的国家权力。中国人民如果要消灭帝国主义的、封建的和买办的生产关系，完成民族独立，实行土地改革，没收官僚资本，建立新民主主义的生产关系，借以发展中国的生产力，他们就必须推翻外国帝国主义，本国地主阶级、官僚资产阶级及旧式富农所结合在一起的反动的腐朽的国家权力，首先就必须消灭一切反动军队。中国人民，中国共产党和中国人民解放军现在所从事的伟大的神圣的正义的革命战争，正是为着这个目的。而这个革命战争，现在正是日益接近于全国的胜利。”（毛泽东，1996：《中国的社会经济形态、阶级关系和人民民主革命》，载《毛泽东文集》（第五卷），北京：人民出版社，第69～77页。）

^②毛泽东，1999：《关于土地改革报告的修改》，载《毛泽东文集（第六卷）》，北京：人民出版社，第63～66页。

^③这里的“房屋”指作为生产资料的房屋。作为人们生活用房的房屋，毛泽东把它列入生活资料。他在《中国的社会经济形态、阶级关系和人民民主革命》中曾指出：“人们为着要生活，就要生产生活资料，例如粮食，衣服，房屋，燃料，器具等。人们为着要生产生活资料，就要有生产资料，例如土地，原料，牲畜，工具，工场等。”（毛泽东，1996：《中国的社会经济形态、阶级关系和人民民主革命》，载《毛泽东文集》（第五卷），北京：人民出版社，第69～77页。）

^④毛泽东，1999：《革命的转变和党在过渡时期的总路线》，载《毛泽东文集》（第六卷），北京，人民出版社，第315～317页。

^⑤参见：http://www.china.com.cn/guoqing/2012-09/05/content_26746480.htm。

（三）房地一体还是房地分离：住宅用地性质认定与所有制改造的实践选择

在生产资料的认定和改造过程中，如果土地上没有建筑物，则属于生产资料，转为公有制。20世纪50年代的三大改造过程中，在城市，“一切私人占有的城市空地，街基等地产，经过适当的办法，一律收归国有。”^①在农村，耕地、园地、林地等其上没有建筑物的土地，也全部作为生产资料转为集体所有。但是，对于土地上有建筑物的情况如何认定与处理，马克思的经典理论并没有回答。因此，需要从逻辑和经验事实中观察政策操作者的方案选择。

对于土地上有建筑物的情况如何认定生产资料还是生活资料，并进行所有制改造，逻辑上只有三种可能性。第一，房地分离的处理原则。在这种原则下，所有土地属于生产资料，在社会主义改造中被国有化或集体化；而房屋的情况视情况而定，既可能属于生产资料（如厂房），也可能属于生活资料（平民自住住宅）。但很显然，直到1982年宪法规定城市土地属于国有之前，城市里仍然有相当面积的土地属于私人所有，主要就是私人住宅之下的土地，这意味着国家并未选择“房地分离”的处理原则。第二，房地一体的处理原则，包含两种可能性：一种是“地随房走”的原则，另一种是“房随地走”的原则。

从所有能公开查阅的文献来看，国家的社会主义生产资料所有制改造，都采用了“地随房走”的原则。在1953~1956年三大改造的资本主义工商业改造和城市手工业改造中，都是通过工商业和手工业的所有制改造，从而将产业及其名下土地的所有权一起国有化，“城市土地私有制的改造是通过资本主义工商业、个体手工业和私有房地产的社会主义改造而实现的，……公私合营的实质是通过赎买方式将资本家私有的包括土地在内的生产资料收归国有”（邹玉川，1998）。“转为地方国营工厂和联社的合作工厂，即是全民所有制性质的，它所占用的土地自然也就随之转为国有土地了”（邹玉川，1998）。又比如，在经租房改造中，1958年原城市服务部张永励副部长在第一次全国房产工作会议上的总结报告指出：“房基地问题：在进行房屋改造时，如房屋与基地同属一人者，基地随房带走。如房屋与基地分属二人者，由房主将所领租金分给基地主一部分”^②，后者的基地所有权也随着房屋一起改造。

很显然，由于三大改造和城市住房改造中，国家在所有制改造中采取的是“地随房走”的原则，可以类推，生产资料的认定也是“地随房走”的原则。因此，自己居住住房下面的住宅用地，也应该和自己居住住房一样，属于生活资料，并不纳入所有制改造。事实也确实如此，三大改造和城市出租房屋的社会主义改造结束后，城市里“剩下的私有土地只是作为个人生活资料的私有住房的宅基地了。……据1982年调查统计，在全国226个城市7438平方公里的建成区中，私有土地有334.7平方公里”（邹玉川，1998）。因此可以类推，在宅基地的认定中，最初也是采用“地随房走”的原则，宅基地属于生活资料，不应进行所有制的公有化改造。

^①参见：1956年中央书记处第二办公室《关于目前城市私有房产基本情况及进行社会主义改造的意见》，载《国家房地产政策文件选编：1948~1981年》，《房产通讯》杂志社内部资料。

^②1958年城市服务部张永励副部长在第一次全国房产工作会议上的总结报告，转引自《国家房地产政策文件选编，1948~1981年》，《房产通讯》杂志社内部资料。

四、农村土地的集体所有制改造：从顶层设计到地方自发“创新”

（一）1956年之前的集体生产资料所有制改造

从1949到1956年，中国大陆的生产资料改造都是自上而下的顶层设计^①，按照中央的设想自上而下推行。就土地所有制改造而言，包括两个阶段：第一是耕者有其田的土地私有制改造，属于新民主主义革命阶段；第二是从合作化到集体化的农业生产资料用地的集体化改造，属于社会主义革命阶段。

大致而言，1956年的高级社之前，农村集体所有制改造是自上而下推进的，政策文本的制定具有理论依据，生产资料改造而生活资料不变（孔祥智、刘同山，2013）；1958年开始的农村集体所有制改造和人民公社，其制度创新是自下而上，先有实践，再有文本，最后由中央选择承认的过程。

由于现实的需要，战争压力、重工业优先发展战略要求从农村汲取更多便宜的资源，粮食统购统销体系加快建立起来，与此相适应，农业合作化和集体化的进度也逐渐加快。但即使如此，农业集体化仍然是自上而下根据党和国家的需要推动的，也是在党和国家的意识形态指导下完成的。

毛泽东在1955年7月31日的《关于农业合作化问题》和经过1955年9月、12月两次编辑的《中国农村的社会主义高潮》中，也一直在强调生产资料的所有制改造。这些都表明，毛泽东对生产资料所有制改造与生活资料是区分开讨论的。直到1956年的《高级农业生产合作社示范章程》中，属于生产资料的耕地、林地、园地等都被集体化，而属于生活资料的土地如坟地、宅基地等，仍然归属于农民个人所有。

在《关于农业合作化问题》一文中，毛泽东论证了农业生产合作化的必要性，强调农业生产合作社在经济效率上更高，“农业生产合作社，在生产上，必须比较单干户和互助组增加农作物的产量。……已经建立起来了的六十五万个农业生产合作社有百分之八十以上的社都增加了农作物的产量，……证明农业生产合作社社员的生产积极性是高的，合作社胜过互助组，更胜过单干户。”要增加作物产量，需要“……增加生产资料（土地、肥料、水利、牲畜、农具等）。”^②

在《中国农村的社会主义高潮》一书的按语中，毛泽东评价“他们主要地是要看合作社对于他们的生产资料入社是否使他们不吃亏”“现在的小社和初级社，对于充分地利用劳动力和诸种生产资料，还是一种束缚。到了办大社和高级社的时候，就可以……使整个生产力和生产向前发展一大步。”^③很显然，从互助组到初级社和1955年的农业合作化，毛泽东和中央领导人强调的合作社都是要改造生产资料所有制，而不包括住房、宅基地、坟地等生活资料。而改造的理论基础，是生产资料所有制改造能够提高合作社的生产效率，是一个经济目标为主导的改革。

可以说，一直到1956年，中国农村的生产资料所有制改造都是在中央理论指导下完成的。由于党

^①这里的“顶层设计”包括两种含义，第一，是中央决策层根据正统的马克思列宁主义的相关理论，有意“设计”并自上而下地推行一套政策方案；第二，是中央决策层为需要推行的一套政策方案塑造一套理论，对政策的正当性进行理论支持。

^②毛泽东，1999：《关于农业合作化问题》，载《毛泽东文集》（第六卷），北京：人民出版社，第418~443页。

^③毛泽东，1977：《〈中国农村的社会主义高潮〉的按语》，载《毛泽东选集》（第五卷），北京：人民出版社，第225~259页。

的理论中，清楚地界定了生产资料和生活资料，因此 1956 年前中国农村的土地集体化，仅仅是针对生产资料性质土地的所有制改造。对不属于生产资料的土地，比如宅基地和坟地，仍然属于私人所有。

事实上，1956 年 6 月 30 日第一届全国人民代表大会第三次会议通过《高级农业生产合作社示范章程》，要求作为生产资料的耕地、园地等都要入社，由私人所有变为集体所有。该章程第三章第十三条规定：“入社的农民必须把私有的土地和耕畜、大型农具等主要生产资料转为合作社集体所有。”同时明确指出，坟地和宅基地还是属于私人所有，“社员原有的坟地和房屋地基不必入社。”农业生产合作社、高级农业生产合作社、嵯峨山卫星人民公社试行简章和农村人民公社工作条例修正草案中的有关土地所有权、宅基地、自留地等政策的异同如表 1 所示。

表 1 高级社、人民公社试行简章与农村人民公社条例的比较

	《农业生产合作社示范章程草案(1955年)》 ^①	《高级农业生产合作社示范章程(1956年)》	《嵯峨山卫星人民公社试行简章(1958年)》	《农村人民公社工作条例修正草案(1962年)》
土地所有权	它统一地使用社员的土地……等主要生产资料，并且逐步地把这些生产资料公有化	入社的农民必须把私有的土地和耕畜、大型农具等主要生产资料转为合作社集体所有。	自留地……房基……全部土地……等生产资料转归公社所有	生产队范围内的土地，都归生产队所有。
存量宅基地	—	社员原有……房屋地基不必入社。	将私有的房基、牲畜、林木等生产资料转为全社公有。	生产队所有的土地，包括社员的自留地、自留山、宅基地等等，一律不准出租和买卖。
新增宅基地	—	社员新修房屋需用的地基和无坟地的社员需用的坟地，由合作社统筹解决，在必要的时候，合作社可以申请乡人民委员会协助解决	按照规划新建住宅，由公社统一备料派工。……新建的住宅归公社所有，社员居住要出租金	社员的房屋，永远归社员所有。……社员新建房屋的地点，要由生产队统一规划。
自留地	应该允许社员有小块的自留地……至多不能超过全村每口人所有土地的平均数的百分之五	农业生产合作社应该抽出一定数量的土地分配给社员种植蔬菜……，一般地不能超过当地每人平均土地数的 5%。	社员……应该交出全部自留地	自留地一般占生产队耕地面积的百分之五到七，归社员家庭使用，长期不变。……自留山，由社员经营。自留山划定以后，也长期不变。
生活资料是否入社	社员所有的生活资料和小块园地、零星树木、家禽、家畜、小农具、经营家庭副业所需要的工具，都不实行公有化	社员私有的生活资料和零星的树木、家禽、家畜、小农具、经营家庭副业所需要的工具，仍属社员私有，都不入社。	可以留下小量的家畜和家禽，仍归个人私有	要保障社员个人所有的一切生活资料，包括房屋、家具、衣被、自行车、缝纫机等，和在银行、信用社的存款，永远归社员所有

^①参见：http://www.npc.gov.cn/wxzl/wxzl/2000-12/10/content_4296.htm

(续表 1)

是否有退社权	社员有退社的自由	社员有退社的自由	—	—
什么是集体	农业生产合作社应该是劳动农民互相有利的联合，特别是贫农和中农互相有利的联合	生产队是农业生产合作社的劳动组织的基本单位。	各个农业合作社合并为公社，根据共产主义大协作的精神，应该将一切公有财产交给公社	人民公社的基本核算单位是生产队。……人民公社的组织……可以是三级，即公社、生产大队和生产队。
制定者	中央文件、全国人民代表大会常务委员会	中央文件、全国人民代表大会	地方文件	中央文件、中国共产党第八届中央委员会

注：《农业生产合作社示范章程草案（1955年）》参见 http://www.npc.gov.cn/wxzl/wxzl/2000-12/10/content_4296.htm。

资料来源：笔者整理。

(二) 生产资料公有制与生活资料私有制面临的现实挑战

作为生活资料的坟地和宅基地与作为生产资料的土地采取了不同的土地所有制，这个方案符合马克思和中国共产党生产资料改造的理论。然而，在实践中，这个方案马上就面临巨大的挑战。原因在于，作为生产资料的土地和作为生活资料的宅基地和坟地在用途上可以互相转化。新增的宅基地和坟地虽然并不属于生产资料，但是总有一部分要通过原来的农业生产用地（生产资料）转换而来。土改结束后，新中国不同时期的新增宅基地来源与权属转变如表 2 所示。

表 2 土改结束后新中国不同时期的新增宅基地来源与权属转变

	合作化之前	1952~1956 年	1956~1958 年	1958 年之后
新增宅基地来源	自家农地或荒地转为宅基地	自家农地或荒地转为宅基地；可能也存在集体划拨宅基地	集体划拨宅基地	集体划拨宅基地
新增宅基地所有权转变	私有→私有	私有→私有；公有→私有	公有→私有	公有→公有
存量宅基地所有权与使用权	私有私用	私有私用	私有私用	公有私用

注：这里的“公有”指集体所有。

从表 2 可以看出，将自家农地转变为“宅基地”，是土地私有制时期农民建房土地的主要来源。1949 年之前，中国土地私有制时期农民建房的宅基地来自自家拥有的土地（农地和未利用地为主）。农村建房，主要是将自家拥有的农地转变为宅基地，从“生产资料”转变为“生活资料”^①。此时对于土地所有者的农民而言，是否将农地变为宅基地是一个经济决策：宅基地少占一些土地，就可以多留一些农地用于生产，获得农业经营收入。而这些转变，仅仅与土地用途有关，而不需要发生土地所有权的变革。

^①可能也有例外，比如鲁迅小说中的阿 Q 就住在未庄的土谷祠里，土谷祠属于社区的公产。但是例外总是少数，大部分农房占地，都是将私人所有的农地变为宅基地。

大量的农村人口增长要求提供更多的农村住房和相应的宅基地。1949年之后，由于相对和平的国内环境以及卫生医疗条件的巨大改善，婴幼儿的死亡率快速下降，中国的人口增长进入了一个快速发展的阶段。从1949年的5.41亿人到1961年的6.59亿人，增加了一个多亿的人口。这部分增长人口中绝大部分在农村，他们需要住房，需要宅基地。只要耕地、林地等生产资料的土地还有部分可以私人所有，新增“私有”宅基地就可以利用这部分“私有”土地，不存在化公为私的困境，也无需对宅基地所有制进行改造。

然而，农业集体化运动使得农民通过将自家土地转变为宅基地的途径逐渐变得不再可能。20世纪50年代中国大陆开始的集体化运动，逐渐将作为生产资料的农地变为集体所有。1956年高级社之后，全部生产资料的农地都变为集体所有。农民除了自家还拥有的宅基地和坟地，已经不再拥有其他的作为生产资料的土地。在这种情况下，如果农民想要建房，宅基地从何而来？当农地已经全部属于集体的情况下，新增宅基地的来源就变成一个尴尬的难题。如果禁止新增宅基地，就无法解决农村新增人口的住房问题。如果允许新增宅基地，就意味着将已经属于集体的农地“私有化”。在1956年《高级农业生产合作社示范章程》里，政策制定者已经注意到这个难题，从而提出：“社员新修房屋需用的地基和无坟地的社员需用的坟地，由合作社统筹解决，在必要的时候，合作社可以申请乡人民委员会协助解决。”这个方案事实上意味着新增宅基地需要“化公为私”：合作社的土地，是集体所有的土地，而新建的地基和坟地，是私人所有的土地。不过，由于在1956年高级社的文本中，农户理论上还拥有“退社权”^①，因此这种方案在理论上是可以接受的。

在入社自愿、退社自由的情况下，土地私有和土地集体所有之间的转换也必然是双向自由的。退社的时候，农民要带走入社时的土地，此时土地集体所有权就应该可以转变为土地私人所有权。1956年《高级农业生产合作社示范章程》规定：“社员退社的时候，可以带走他入社的土地或者同等数量和质量的土地……”。退社权的存在，意味着土地集体所有权转变为私人所有权的“化公为私”在逻辑上也能够“合法”。

与新增宅基地的所面临的“化公为私”困境不同，城市住宅用地不存在化公为私的可能性。在城市，私人住宅可以在原有的私人土地上进行房屋的翻新和建设，但是所有国有土地上的房屋建设，都由国家和国家控制的公有制企业来投资和建设，而没有划拨国有土地给私人建房的操作。正因为如此，城市私人住宅用地在社会主义三大改造和之后的经租房改造过程中，只要不属于改造范围，就可以一直保持私人所有。

（三）有退出权与无退出权：土地公有制与私有制相互转化的不同约束

在1956年之前中国共产党政策文本提到的理论逻辑中，集体所有权应该是一种更先进的所有权形态，高级社是一种更有效率的生产组织，个人单干是低效率的。因此，成为高级社社员和土地集体化是一种“权利”和奖励，农民退社和土地变为私有制应该是一种“惩罚”。

1956年《高级农业生产合作社示范章程》的文本中，农民可以“自由”入社，“自由退社”，高级

^①事实上，1956年高级社文本颁布后，浙江省等多个地方确实也发生了“退社风潮”（章奇，刘民兴，2016）。

社并非人人可进，“入社由本人自愿申请，经社员大会或者社员代表大会通过。”对那些表现不好的人，还不一定能够进入高级社，《高级农业生产合作社示范章程》第八条规定：“对于过去的地主分子和已经放弃剥削的富农分子，……，农村中过去的反革命分子，……，以及刑满释放、表现良好的，合作社对于这些人，根据他们悔改的程度和立功的大小，……经过乡人民委员会的审查批准，可以分别吸收他们入社做社员或者候补社员”。

《高级农业生产合作社示范章程》第二章第十一条明确规定“社员有退社的自由”。只有思想上的“落后分子”才会退社。针对河北三个中农退社，三个贫农留在社内的案例，毛泽东指出，“这三户贫农所表示的方向，就是全国五亿农民的方向。一切个体经营的农民，终究是要走这三户贫农所坚决地选择了的道路的。”^①

不过，一旦农户退社权被取消，则“化公为私”的土地所有权转变就不再成为一个可以接受的选项。将集体所有的生产资料“土地”转变为私人所有的宅基地，就面临无法解决的逻辑困境：如果宣布宅基地属于集体所有，则违背了“生产资料”公有制改造的理论；如果保留宅基地属于私人所有，则新增宅基地面临所有权“化公为私”的困难。

（四）退社权取消、人民公社与宅基地集体化

实践逻辑中，并非所有的农民都“自愿”加入高级社。因为组织成本过高，高级社的生产效率并非比所有单干的农户效率都高，那些高效率的农户从经济的角度来考虑，就缺乏加入高级社的动力。^②与此同时，基层干部在1955-1956年的高级公社建立中也采取了一些急于求成的措施，而这些在短时间内成立的高级社并没有能够让入社的农民生活水平都提高。结果，1956年下半年至1957年出现了退社风潮^③，这导致了毛泽东的极大不满。

1957年下半年，随着反右运动的结束和反“反冒进”的推动，农户的退社权事实上被取消（叶扬兵，2003）。1957年9月16日，中共中央发布了《关于整顿农业生产合作社的指示》，对退社进行了严格限定，而且取消了土地的退社权。“对于富裕中农，除极少数坚决要求退社的，可以在适当批评之后允许退社以外，应该根据互利原则，按期归还他们入社生产资料（例如，农具、耕畜、果木，等）折价的款项；……处理他们入社生产资料的遗留问题”。

为了改善农田水利设施，促进农业发展^④，1957年冬季开始了农村水利建设运动。由于一个农田

^①毛泽东，1999：《关于农业合作化问题》，载《毛泽东文集》（第六卷），北京：人民出版社，第418~443页。

^②事实上，这个文件也是在冒进、反冒进和反反冒进中妥协的产物。1955年开始的冒进希望更快地推进农民集体化，由中级社尽快进入高级社，覆盖更多的农业人口。（1955年7月31日毛泽东发表了《关于农业合作化问题》）。但单干的农民在加入农业合作社上并没有地方干部积极，因此导致了矛盾和冲突。

^③据不完全统计，广东已经垮掉的社有102个，闹退社的127000余户；浙江仙居入社农户由91%降到19%。参见中华人民共和国国家农业委员会办公厅（编），1981：《农业集体化重要文件汇编》，北京：中共中央党校出版社。

^④1957年苏联卫星上天，社会主义阵营非常兴奋，毛泽东为代表的中央领导同志也提出了“赶英超美”的目标。苏联社会主义建设的成功经验给了社会主义国家很大的鼓舞，也为1958年的全国热情高涨提供了外部环境。

水利设施建设涉及多个高级社，因此1958年三月颁布了《中共中央关于把小型的农业合作社适当地合并为大社的意见》^①。在“越大越好”“越公越好”背景下，由一些地方基层推动，形成了更大规模的“合作社”。其中，河南遂平县嵎山卫星人民公社扮演了非常重要的角色。最重要的是这个公社制定了《嵎山卫星人民公社试行简章》（以下简称《简章》），而这个《简章》在得到毛泽东的认可后，成为随后全国人民公社的样板。《简章》第五条强调，“在已经基本上实现了生产资料公有化的基础上，社员在转入公社的时候，应该将仍然属于本人私有的全部自留地、房屋基地、牧畜、林木、农具等生产资料转为全社公有，但小量的家畜、家禽，仍可以留为个人私有。”不仅宅基地公有化了，而且新建住房也被公有化。《简章》第二十条规定，“……按照规划新建住宅，由公社统一备料派工。社员原有住宅的砖瓦木料由公社根据需要逐步拆用。新建的住宅归为公社所有，社员居住要出租金，租金要相当于修理维持所需要的费用。”

1958年8月17日，毛泽东在看过《简章》后，加了批注和修改，批示“此件请各同志讨论。似可发各省、县参考。”嵎山卫星公社的简章很快席卷全国，成为全国各个地区人民公社学习和效仿的重要模板。在毛泽东同志的修改稿中，对其中的教育、武装和人才培养进行了批注和修改，而对宅基地的公有化未置一词，默认了嵎山卫星公社在宅基地生活资料公有制改造的合法性。

嵎山卫星公社的实践，并非出于解决新增宅基地生活资料与生产资料转换的理论困境，而是一个农村基层政权的“类国有化”改造^②（罗平汉，2006）。嵎山卫星公社对工、农、兵、学、商都进行了管理，还包括消费、工资福利、公共食堂、托儿所等。不仅生产资料，而且原来属于生活资料的宅基地也转为全社公有。用于家庭日常消费生活的自留地、牲畜、林木等也被公有化。然而，毫无疑问，这个改造也解决了新增宅基地的“化公为私”的困境。将宅基地全部集体化，不仅对未来需要占用集体农地的新增宅基地宣布为集体所有，同时也将存量的私有宅基地宣布为集体所有。^③在此之后，新增宅基地不再存在化公为私的困难，仅仅是集体所有权不变情况下土地用途间的转换。

（五）人民公社六十条：宅基地集体化从地方实践到国家政策认可

当地方的经验创造开始上升到中央的政策，中央的政策制定者需要在地方创造、实践检验与理论合法性之间进行权衡和修改。由于人民公社很快出现了一系列问题，比如公共食堂、大社对小社的一平二调、农民的生产积极性、粮食产量和饥荒等等，中央需要对政策文本进行修改。这就是《人民公

^①中国农业正在迅速地实现农田水利化，并将在几年内逐步实现耕作机械化，在这种情况下，农业生产合作社如果规模过小，在生产的组织和发展方面势将发生许多不便。为了适应农业生产和文化革命的需要，在有条件的地方，把小型的农业合作社有计划地适当地合并为大型的合作社是必要的。

^②“人民公社是劳动人民在共产党和人民政府的领导下，……它的任务是管理本社范围内的一切工农业生产、交换、文化教育和政治事务”。参见：罗平汉（2006）。

^③基于同样的逻辑，坟地也被集体化。虽然1956年坟地还属于私人所有——逻辑上好理解，坟地并非生产资料。然而等到其他作为生产资料的土地全部集体化之后，新增的坟地也没有来源。一旦在集体的土地上兴建坟地，与宅基地类似，同样面临着化公为私的困境。

社六十条》。

1962年《农村人民公社工作条例（草案）》（简称《人民公社六十条》），在很多方面又回到了1956年的高级社，比如三级所有，队为基础；比如自留地。这意味着，1958年人民公社的类国有化改造被中央承认是失败的，因此进行了政策调整。但是与1956年的《高级农业生产合作社示范章程》相比，农民的退社权没有了。因此，新增坟地和宅基地也不能化公为私，只能全部集体所有，私人使用。《人民公社六十条》第二十一条规定“生产队范围内的土地，都归生产队所有。生产队所有的土地，包括社员的自留地、自留山、宅基地等等，一律不准出租和买卖。”所有权与使用权的分离在这个阶段就已经出现。1962年9月，中国共产党第八届中央委员会正式通过该条例。

从1958年到1962年，《人民公社六十条》经过三稿，正式在国家政策层面上认可了1958年地方自发制定的宅基地和坟地集体化。重要的是，《人民公社六十条》并非全盘接受1958年的地方方案，而是有选择地进行了认可。比如，农村生产资料所有制形式由“人民公社所有”，变为“三级所有、队为基础”，重新保留了自留地等等。很显然，宅基地和坟地的集体所有化被中央承认，一定有其背后不得不承认的原因。

笔者认为，这个原因就是生产资料和生活资料相互转换所带来的集体所有权向私人所有权转换的困境。而解决这个困境的办法，是默认了宅基地和坟地的集体所有，但并不强调其属于生产资料。从此之后，属于生活资料的宅基地在中央政策层面就转变为了集体所有。不过与耕地不同，宅基地使用权仍然属于家庭所有。究其原因，宅基地集体所有并非出于提高生产效率的考虑，也并非出于降低农产品征购成本的考虑，而仅仅是因为无法处理新增宅基地“化公为私”的困难。宅基地名义上的所有权发生改变，而实际上的使用权并无改变，集体（三级所有、队为基础）仍然要负担集体成员宅基地无偿分配的责任。逻辑上非常自然，既然村庄所有的土地都改为集体所有，那么自然新增宅基地也只能通过集体分配的方式进行解决^①。至此，人民公社体制将所有生产资料和生活资料的土地都纳入集体所有范畴。

1962年定型的宅基地制度具有以下产权特征：集体所有、根据社区成员权无偿分配、无限期使用、缺乏退出机制、严格禁止市场交易。此外，宅基地福利分配制度还伴随着一户一宅、限制宅基地面积上限等规定。这样规定既是为了防止福利被滥用，也是为了提高土地利用效率，保护耕地和农用地。这种宅基地制度在1982年《宪法》修订时继续保存，此后有关宅基地的法规制度基本上是在1982年

^①很显然，宅基地之所以是“福利”分配，是因为这些地本来就是属于农民的生活资料。并不是集体“无偿”分给农民宅基地使用权，而是农民宅基地所有权被“集体化”。因此，这个时期，“无偿分配”的宅基地制度并没有给农民提供“住房保障”，因为实际上是农民损失了宅基地的所有权，而并没有得到什么。

《宪法》框架下进行补充、完善和调整的^①。

五、结论与展望

中国土地制度的改革是由理论指导自上而下推行，或者由地方实践推动自下而上被中央政策承认的过程。从经验上来看，中央推动改革的重要目标之一是国家的经济利益。20世纪50年代国家的经济利益是国家推动的重工业优先发展战略，而当这套战略的支撑体系在经济上濒临破产时，20世纪70年代末期开始了改革开放，走向了契合国家资源禀赋特征的经济发展战略，从而导致了一系列重大的变革。

从这个角度来看，宅基地制度改革不是政府推动改革的优先考虑对象。那些属于生产资料的耕地、林地、园地、城市工业用地等才是政府土地改革所优先考虑的对象，这既是因为政府的改革都是以国家经济目标为重心，也是因为生产资料所有制理论重点关注生产资料改造，而几乎没有讨论非生产资料如何改造的问题。

1956~1962年宅基地名义所有权的“集体化”既不是城乡户籍制度的结果，也不仅仅是人民公社运动过程中头脑过热的产物。而是当“生产资料”的土地全部集体化之后，农村基层无法解决新增宅基地“化公为私”的困境，在实践中通过“制度创新”将所有宅基地所有权都进行集体化改造，并最终由中央政策文件所接受并认可的结果。

在1978年开始的开放与改革进程中，宅基地改革仍然和上次一样，并不处于改革的中心。当农村的耕地及其他生产资料的农用地纷纷引入承包制和市场机制，城市住宅与住宅用地也逐步引入市场机制时，1990年后农房（含其下的宅基地使用权）交易反而进一步缩小了。为了实现保护耕地的目的，宅基地还需要进一步减少以满足城乡建设用地增减挂钩的需要。在宅基地仍然福利分配的前提下，一旦在宅基地配置中全面引入市场机制，国家的耕地保护目标和城市发展目标就难以实现（Tian and Fang, 2018）。

由农民自己筹资建房、自力更生的宅基地和农房制度，在勤劳的中国农民的努力下，1978年后逐渐解决了中国农村的住房困难，改善了农民的住房条件，并且实现了极高的住房自有率。然而，这套严格限制市场交易的农房（含其下宅基地）制度束缚了农民住房和宅基地财产权益的实现，当城市居民的住房财富快速增长时，城乡之间的收入和财富差距越来越大，导致了巨大的城乡财富不平等。这

^①关于宅基地，国家层面的法律、法规主要有：《中华人民共和国宪法》（1982）第一章第十条；《中华人民共和国担保法》（1995）第三章第三十七条；《确定土地所有权和使用权的若干规定》（1995）第五章第四十五至第五十二条；《中华人民共和国土地管理法》（1999）第二章第八条以及第五章第六十二条和六十三条；《关于加强土地转让管理严禁炒卖土地的通知》（1999）；《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》（2004）；《中华人民共和国物权法》（2007）第十三章第一百五十二条至第一百五十五条；《中华人民共和国城乡规划法》（2007）第三章第四十一条；《国务院办公厅关于严格执行有关农村集体建设用地法律和政策的通知》（2007）；《土地登记办法》（2008）第二章第十七条；《国务院关于促进节约集约用地的通知》（2008）第四章第十七第十八条；《农村人民公社条例修正草案》（1962）。

套制度既不公平，也缺乏效率，导致了巨大的宅基地低效利用。

在最新的宅基地改革方案中，“三权分置”作为地方（义乌）提出并被中央接受并认可的宅基地改革制度，成为政策制定者和学术界最关注的焦点之一。在这种方案下，宅基地所有权、资格权与使用权三权分立，试图在所有权属于集体、资格权确认宅基地分配福利的前提下，引入宅基地使用权的市场交易。2019年的《中华人民共和国土地管理法》则强调，“对人均土地少、不能保障一户一宅的地区，允许县级人民政府在尊重农村村民意愿的基础上采取措施，保障农村村民实现户有所居的权利。”这意味着农民集中居住已经成为未来的一种可选方式，一户一宅的新增宅基地分配制度在城乡接合部、城中村等地区有可能逐渐淡出历史舞台。在这种情况下，福利分配的终结和有偿使用制度的出现，为农房（含其下的宅基地使用权）交易提供了可能空间。不少地区已经有比较丰富的宅基地财产权实现案例，但是具体的实施方案、实施绩效、约束条件仍然有待于进一步研究。

参考文献

- 1.薄一波，2008：《若干重大决策与事件的回顾》，北京：中共党史出版社。
- 2.陈小君、蒋省三，2010：《宅基地使用权制度：规范解析、实践挑战及其立法回应》，《管理世界》第10期。
- 3.丁关良，2008：《1949年以来中国农村宅基地制度的演变》，《湖南农业大学学报》第4期。
- 4.董新辉，2019：《新中国70年宅基地使用权流转：制度变迁、现实困境、改革方向》，《中国农村经济》第6期。
- 5.高圣平、刘守英，2007：《宅基地使用权初始取得制度研究》，《中国土地科学》第2期。
- 6.龚启圣、周飞舟，1999：《当前中国农村土地调整制度个案的分析》，《二十一世纪》第10期。
- 7.孔祥智、刘同山，2013：《论我国农村基本经营制度：历史、挑战与选择》，《政治经济学评论》第4期。
- 8.林毅夫、蔡昉、李周，1994：《中国的奇迹：发展战略与经济改革》，上海：格致出版社。
- 9.刘守英，2015：《农村宅基地制度的特殊性与出路》，《国家行政学院学报》第3期。
- 10.罗平汉，2006：《农村人民公社史》，福州：福建人民出版社。
- 11.田传浩，2018：《土地制度兴衰探源》，杭州：浙江大学出版社。
- 12.杨赞、张欢、赵丽清，2014：《中国住房的双重属性：消费和投资的视角》，《经济研究》第8期。
- 13.姚洋，2000：《集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析》，《中国农村观察》第2期。
- 14.叶扬兵，2003：《1956~1957年合作化高潮后的农民退社风潮》，《南京大学学报（哲学·人文科学·社会科学版）》第6期。
- 15.喻文莉、陈利根，2009：《农村宅基地使用权制度嬗变的历史考察》，《中国土地科学》第8期。
- 16.章奇、刘明兴，2016：《权力结构、政治激励和经济增长：基于浙江民营经济发展经验的政治经济学分析》，上海：格致出版社，上海三联书店，上海人民出版社。
- 17.周其仁，1995a：《中国农村改革：国家和所有权关系的变化（上）——一个经济制度变迁史的回顾》，《管理世界》第3期。
- 18.周其仁，1995b：《中国农村改革：国家和所有权关系的变化（下）——一个经济制度变迁史的回顾》，《管理世界》第4期。

19. 邹玉川, 1998, 《当代中国土地管理》, 北京: 当代中国出版社。
20. Ho, S. P. S., and Lin, G. C. S., 2003, " Emerging Land Markets in Rural and Urban China: Policies and Practices", *The China Quarterly (London)*, 175(175): 681-707.
21. Lin J Y., 1989, "An Economic Theory of Institutional Change: Induced and Imposed Change", *Cato Journal*, 9(1):1-33.
22. North, D. C., and Thomas, R. P. ,1991, "The rise of the Western World: A new Economic History". Cambridge University Press. 1973.
23. Tian, C. and Fang L., 2018, " The Impossible in China's Homestead Management: Free Access, Marketization and Settlement Containment", *Sustainability*, 10: 798.
24. Wu, Y., Mo, Z., Peng, Y., and Skitmore, M., 2018, "Market-driven Land Nationalization in China: A New System for the Capitalization of Rural Homesteads", *Land Use Policy*, 70, 559-569.

(作者单位: 浙江大学公共管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

How Did Rural Homesteads Become Collectivized in the 1960s in China?

Tian Chuanhao

Abstract: The agricultural collectivization, which matched the priority development strategy of heavy industries in the 1960s, aimed to collectivize the means of subsistence including farmland at the preliminary stage. However, it could not solve the dilemma of privatization of newly increased rural homesteads. Therefore, the ownership of rural homesteads had to be collectivized and the use rights of newly increased homesteads were distributed by the rural collectives. This logic was applied to the collectivization of the ownership of rural graves too. The collectivization of the de jure ownership of rural homesteads during 1956-1962 was neither a consequence of top-down rational policy design, nor an institutional change induced by resource endowment and technological transformation. It was an institutional adjustment that had to be made because of the difficult issues encountered in the rational design.

Key Words: Rural Homestead; Means of Subsistence; Rural Housing; Institutional Change

宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？*

——基于 PSM 和 MA 方法的实证分析

郭君平¹ 仲鹭勃² 曲 颂¹ 谭清香³

摘要：基于全国 30 个省（市、区）200 个县（市、区）31288 个行政村的问卷调查数据，本文综合运用倾向得分匹配（PSM）和中介分析法（MA），重点剖析了宅基地制度改革对农房闲置的减缓效应及影响机制，并比较了不同经济区域、地理区位及村庄规模下的组群差异。研究表明：宅基地制度改革能有效降低农房闲置程度，而且对季节性闲置农房的盘活效力大于对常年闲置农房的作用，不仅使行政村农房总闲置率、季节性闲置率、常年闲置率分别净下降 2.321、2.051 和 0.270 个百分点，也使每百户农房总闲置数、季节性闲置数、常年闲置数依序净减少 2.408 栋、2.114 栋和 0.294 栋。相比其他不同类型村庄，宅基地制度改革对特大型村、中郊村以及西部地区村庄农房闲置的减缓效应更大且显著。此外，宅基地取得或宅基地流转在宅基地制度改革与农房闲置之间均发挥了部分中介作用，有助于减缓农房总闲置和季节性闲置，但无助于减缓农房常年闲置。

关键词：宅基地制度改革 农房闲置 倾向得分匹配 中介分析法

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国经济社会快速发展，乡村人地关系、农地权利发生历史性跃迁。进城务工、子女升学、留旧建新、农房流转不畅、乡土情节或祖业观念等错综复杂的因素，致使农村地区出现不同程度“空心化”“空户化”现象。宅基地及农房是农民财产的核心，但自 2000 年伊始，每年因农村人口转移而新增的闲置农房达 5.94 亿平方米，折合市场价值约 4000 亿元（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2017）；另据国家自然资源部等部门统计，全国至少有 7000 万套农房和 3000 万亩宅基地处于闲置状态，一些地区的农房空置率超过了 35%，大量农房成为“沉睡资源”^①。2017 年中央

*本文研究获得国家社科基金青年项目《宅基地制度改革对传统村落古民居活化利用的影响研究》（20CGL032）、中央级公益性科研院所基本科研业务费项目《闲置农房盘活利用政策研究》与《宅基地三权分置权能配置与实现机制》的资助。
本文通讯作者：曲颂。

^①常钦，2018：《让闲置农房成为促农增收的“黄金屋”》，《人民日报》2018 年 7 月 8 日第 10 版。

“一号文件”开始提出要探索农村集体组织以出租、合作等方式，盘活利用空闲农房。2018年中央“一号文件”强调完善闲置农房政策，适度放活农民房屋使用权，是当前和今后一个时期深化农村土地制度改革的一项重要任务。2019年，农业农村部印发《关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》，指出要支持农村集体经济组织及其成员采取自营、出租、入股、合作等多种方式盘活农村闲置住宅；支持返乡人员依托自有和闲置住宅发展适合的乡村产业项目；引导有实力、有意愿、有责任的企业有序参与盘活利用工作。同年，中央农办、农业农村部联合印发《关于进一步加强农村宅基地管理的通知》，明确鼓励村集体和农民盘活利用闲置住宅，通过自主经营、合作经营、委托经营等方式，依法依规发展农家乐、民宿、乡村旅游等。这些政策文件的出台和执行既为闲置农房开发提供了制度支撑，也显示出“逆城市化”背景下盘活闲置农房、助力乡村振兴乃大势所趋。

近10年，农村新技术、新产业、新模式和新业态的不断涌现，为盘活农房资源提供了新空间。但如何使“沉睡的”闲置农房“活”起来，让农民增收、农村兴旺？已成为困扰新时代中国的“乡村之问”，在众多举措或政策预案中，开展宅基地制度改革或是“关键一招”。2015年，经全国人大常委会表决，决定授权国务院在北京市大兴区等33个试点县（市、区）行政区域，暂时调整实施有关法律规定，开展农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革三项试点。其中，宅基地制度改革主要围绕宅基地取得、分配、使用、退出和管理等内容，旨在健全依法公平取得、节约集约使用、自愿有偿退出的农村宅基地制度（周江梅、黄启才，2019；高圣平，2019）。但是，由于宅基地权利安排、取得方式、社会目标的特殊性及其所涉利益的复杂性（需考量历史与现实、边远地区与城郊等多重对立要素），使得试点改革的艰巨程度自不待言（刘守英，2015；龙开胜，2016）。为了更好地总结试点经验，为修法奠定更坚实基础，国家立法机关两次延长试点期限。2019年是农村“三块地”改革的收官之年，作为一项重大理论和实践创新，宅基地制度试点改革释放了显著的制度红利，但因数据资料缺乏、分析技术所限等各种原因，迄今鲜有学者评估宅基地制度改革试点工作对农房闲置的影响效应，以致成为了学界研究的盲点。为此，笔者提出以下疑问：宅基地制度改革是否显著减缓农房闲置程度？在不同经济区域、地理区位及村庄规模下有何差异化特征？其作用机制如何？为了回答以上疑问，本文研究拟利用全国村级随机抽样调查数据（样本量大、覆盖面广且代表性强），综合运用5种倾向得分匹配法和中介分析法，量化评估、深入剖析宅基地制度改革与农房闲置程度之间的因果效应和因果机制，并据此提出针对性的政策建议。

二、文献综述与理论分析

从计划体制延续而来的宅基地制度在新型城镇化战略实施和乡村社会转型发展中遭遇了巨大挑战，倒逼着宅基地制度进行改革创新。农房转让和宅基地隐性流转频发（如小产权房交易）、集体公有资源无效配置（如一户多宅、面积超占、占用耕地等）、宅基地及农房大量闲置荒废、农民土地权益受侵害（如农民被上楼、被城市化）以及宅基地规划管理无序导致产权失灵等问题日益凸显（刘守英，2014；印子，2014；桂华，2015），在保障农民居住权利的前提下，逐步试点改革农村宅基地制度，完善宅基地取得制度、加强用途管制并实现宅基地财产权功能是应然之举。

虽然不少研究提出由于宅基地制度历史形成的特殊性和功能复杂性，使得宅基地制度改革本身及试点实践中面临一些现实问题，包括宅基地有偿取得方式难以为继、宅基地保障维稳功能惯性阻力强、宅基地使用权流转受限制、住房财产权资产变现功能被束缚、地方财政土地收储压力大等（魏后凯、刘同山，2016；张勇，2018）。但是，多数研究肯定了宅基地制度改革取得的显著成效，直接表现为扭转农村建房乱象、落实一户一宅制度、集约节约建设用地、促进乡村产业发展以及完善地方宅基地审批管理制度体系等效果；间接体现在夯实基层治理体系、加快农村民主化进程、推动城乡统筹发展等方面（钟荣桂、吕萍，2018；张军涛等，2019）。“一子落而满盘活”，宅基地制度改革是农村综合改革的“牛鼻子”，以宅基地制度改革为突破口激活闲置农房资产效能具有现实需求和理论支撑。

未来，随着乡村振兴战略的深入实施，农村新产业新业态无法落地而大量农房闲置无法转让的矛盾愈发凸显，如何促进闲置宅基地和农房盘活利用成为推进宅基地制度改革的重要任务。实践中，部分地区积极推行宅基地制度改革，探索激活闲置农房价值的有效模式，如山东淄博“股份合作”（农户带房入社）模式、安徽庐阳“共享农房”模式、浙江义乌“宅基地置换”模式以及江西余江“有粮退出+产业融合发展”方式等等（张元葆、孙雷，2016；安徽省政府发展研究中心课题组，2017；亢德芝等，2019）。这些特色模式不仅唤醒了闲置农房和宅基地的资源功能和财产价值，而且对助推乡村产业兴旺、促进人才返乡创业、改善农村人居环境、推动农村文化繁荣以及提升乡村治理水平等都起到了积极影响（谢军，2019；吕永江，2019），但与此同时，这些模式在操作中也存在诸如“房地一体”确权难度大、同质化现象严重（缺乏顶层设计与统一规划）、地方财政农房收储能力有限以及顶层政策制度不配套等问题（方志权等，2018），亟待在宅基地制度改革向纵深处探索中予以解决。

理论上，宅基地制度改革在权能扩展、取得制度、使用权流转、管理制度等方面实现的突破，对闲置农房的盘活利用发挥了积极作用。具体可从疏堵结合层面探析。

一方面，立足“疏”，重在源头预防。很多学者认为闲置宅基地和闲置农房的形成与农村宅基地管理制度不健全有关，主要体现在宅基地取得条件和程序、使用和利用方式、村庄规划和基层治理等方面缺乏明确的制度安排（陈小君、蒋省三，2010；孙永军、付坚强，2012）。宅基地取得与分配是宅基地制度的基础，长久以来，以集体经济组织成员资格无偿取得并无限期使用的福利分配制度在保障农民“住有所居”、维持农村社会稳定的同时，也造成了宅基地使用规模超标、利用效率低下，村庄用地布局混乱与无序扩张等问题（诸培新等，2009；张勇，2019）。宅基地取得制度改革是在“一户一宅”框架下，尝试建立依法取得、定额使用、超标认缴、明确权属的取得规则。通过核定宅基地使用法定面积，从严审批农户使用宅基地建房申请，对申请宅基地超出标准部分须有偿取得，对因人口减少形成的超占面积也要缴纳有偿使用费（孔祥智，2019），从源头上排除非法“一户多宅”（如建新不拆旧）、一宅超标占用等违规建房行为，可以防患日后闲置住房、旧房形成。由此，本文提出如下假说：

H1：宅基地制度改革通过严格规范宅基地取得方式，加强宅基地审批管理，能抑制闲置农房产生。

另一方面，立足“堵”，侧重事后干预。探索宅基地使用权放活的有效形式是激活闲置农房和宅基地的核心关节。很多研究认同当前对农村房屋空置和宅基地低效利用治理不力的关键症结在于宅基地使用权能受限（朱凤凯、张凤荣，2016；方志权等，2018），阻碍了宅基地及地上房屋从单一居住功

能向多元复合功能拓展（严金明等，2019）。限定用途、内部流转的宅基地制度旨在维护农民基本居住权，但实践发展中这种使用权流转的有限转让性已经很大程度异化为农民财产权利实现的最大阻碍（董祚继，2018），使得闲置宅基地和农房沉积为“死资产”，资产价值减损严重（董新辉，2019）。只有放开使用权流转，形成统一、公开的交易市场才能客观真实地体现农房的资产价值（韩松，2012；曹泮天，2012），稳定收益预期，激发流转潜能。宅基地使用权流转制度改革重在扩大使用权流转交易范围（如以县域为半径、以成员身份为基础的跨区域流转配置），探索多种对外流转方式（如赠与、继承、转让、出租、入股、抵押、置换等），提升宅基地流转价值，扩大宅基地流转需求（钱龙等，2016；翟全军、卞辉，2016），从而推动闲置农房盘活利用。基于此，本文提出以下假设：

H2：宅基地制度改革通过促进宅基地使用权流转，显化宅基地资产价值，减少闲置农房存量。

三、研究设计

（一）数据来源与样本特征

本文所用数据源自农业农村部农村合作经济指导司于2018年12月至2019年4月组织的“全国闲置宅基地和闲置农房状况调查”。该调查采取多阶段分层随机抽样的方式，从全国30个省（区、市）随机选取200个县（市、区），再从每个县（市、区）中随机调查了约240个行政村。剔除乱填、空白和严重缺答的废卷后，得到有效问卷31288份。样本基本特征如表1所示，从所处经济区域来看，东、中、西部及东北地区分别有8951个、9602个、9510个和3225个行政村。从地理区位来看，样本中包括15644个近郊村、10936个中郊村和4186个远郊村。从村庄规模来看，特大型村有17830个，占到总样本的一半以上，大型村、中型村和小型村分别有5060个、4573个和1781个。从是否开展宅基地制度改革试点来看，宅改村和非宅改村分别有5364个和25924个。

表1 受访行政村的基本特征

经济区域	频数	占比 (%)	村庄规模	频数	占比 (%)
东部村庄	8951	28.608	特大型村	17830	60.970
中部村庄	9602	30.689	大型村	5060	17.303
西部村庄	9510	30.395	中型村	4573	15.637
东北村庄	3225	10.308	小型村	1781	6.090
合计	31288	100	合计	29244	100
地理区位	频数	占比 (%)	宅改与否	频数	占比 (%)
近郊村	15644	50.848	宅改村	5364	17.140
中郊村	10936	35.546	非宅改村	25924	82.856
远郊村	4186	13.606			
合计	30766	100	合计	31288	100

注：①受访村可按县村距离划分为近郊村（距县城25公里内）、中郊村（距县城25~50公里）和远郊村（距县城50公里外）三类。②根据《镇规划标准》，受访村可按村常住人口数划分为特大型村（大于1000人）、大型村（601-1000人）、中型村（201-600人）和小型村（200人以内）四类。

(二) 变量选取及描述性统计

1.结果变量。根据研究内容的侧重和划分标准的差异，农房闲置程度的衡量指标也不尽相同。按照时间的长短，农房闲置可分为常年闲置和季节性闲置。其中，季节性闲置农房是指农户全家在外务工或经商，仅在春节等节假日回家，一年中闲置时间大于6个月的农房；常年闲置农房是指长期无人居住，闲置时间超过1年的农房。考虑到农房闲置程度有绝对与相对之别，本文基于村级调研内容设计了两类共6个指标作为结果变量：一是用于反映农房闲置的相对程度，包括农房季节性闲置率、常年闲置率和总闲置率；二是用于反映农房闲置的绝对程度，包括每百户农房季节性闲置数、常年闲置数及总闲置数。

2.处理变量。本文最关注的是宅基地制度改革能否减缓行政村农房总闲置、季节性闲置以及常年闲置程度，而2015年以来实施的宅基地制度改革试点政策可视为“准自然实验”。为此，择定行政村是否为宅基地制度改革试点村作为处理变量。

3.匹配变量。借鉴有关农房闲置成因和宅基地制度改革影响因素的既往研究（方志权等，2018；陈璐、黄善林，2019），再按照所有能同时影响处理变量与结果变量的混杂因素都应纳入匹配变量范畴的原则，本文结合样本数据的结构特征，最终选取村人口净流出数、县村距离、多宅户比重、户均农房数、宅基地面积标准、宅基地确权、地形特征及村庄规划等8个变量作为倾向得分匹配的协变量。

4.影响机制的中介变量。减缓农房闲置须“两手抓”，既要注重源头预防，一手抓“增量”控制，也应强调事后治理，一手抓“存量”削减。无独有偶，开展宅基地制度改革有助于强化新建农房管控并促进闲置宅基地使用权规范流转（“房地一体”松绑）。因此，选择宅基地取得和宅基地流转作为中介变量来探究宅基地制度改革对农房闲置程度的作用机理。

上述变量的赋值说明与样本均值差异检验见表2。为避免极端值或奇异值的干扰，文中对所涉及连续变量均进行5%分位与95%分位的缩尾处理。

表2 变量定义与样本均值差异检验

变量类型	变量名称	计算方法或赋值说明	处理组 均值 (A)	控制组 均值 (B)	差值 (A-B)
结果变量	农房季节性闲置率	100×农房季节性闲置数/村农房总数，%	7.920	11.157	-3.237***
	农房常年闲置率	100×农房常年闲置数/村农房总数，%	3.696	4.403	-0.707***
	农房总闲置率	100×（农房季节性闲置数+农房常年闲置数）/村农房总数，%	12.163	16.472	-4.309***
	每百户农房季节性闲置数	100×农房季节性闲置数/村户籍农户数，栋	8.263	11.347	-3.084***
	每百户农房常年闲置数	100×农房常年闲置数/村户籍农户数，栋	3.930	4.568	-0.638***
	每百户农房总闲置数	100×（农房季节性闲置数+农房常年闲置数）/村户籍农户数，栋	12.900	16.898	-3.998***
处理变量	宅基地制度改革与否	是否宅基地制度改革试点村，是=1，否=0	1	0	1
匹配变量	村人口净流出数	村户籍人口-村常住人口，人	211.739	325.708	113.968***

(续表 2)

影响机制的中介变量	县村距离	村庄与县城的距离, 公里	23.015	27.205	-4.191***
	多宅户比重	村一户多宅的农户比重=100×一户多宅的农户数/村户籍农户数, %	10.212	10.082	0.130
	户均农房数	村农房总数/村户籍农户数, 栋	1.082	1.045	0.037***
	宅基地面积标准	各地农村宅基地面积规定的标准, 平方米	204.618	193.299	11.319***
	宅基地确权	是否开展宅基地使用权确权, 是=1, 否=0	0.686	0.626	0.060***
	地形特征	山地=1, 高原=2, 丘陵=3, 平原=4, 盆地=5	3.555	3.030	-0.525***
	村庄规划	是否编制村庄规划, 是=1, 否=0	0.676	0.606	-0.070***
	宅基地取得	2015 年以来农户申请的宅基地是否获批, 是=1, 否=0	0.355	0.458	-0.103***
	宅基地流转	是否存在宅基地出租、出售等流转行为, 是=1, 否=0	0.238	0.141	-0.097***

注: ***, **, *分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

(三) 研究方法

1. 倾向得分匹配法。在经验研究中, 选择性偏差^①和混合性偏差^②往往会严重干扰估计结果。对两个变量之间实际因果关系的推断, 最理想的检验是采用完全控制协变量的随机实验方法(毛其淋、许家云, 2014)。因此, 在本研究中最佳方法是通过比较处理组(宅改村)在开展与不开展宅基地制度改革时农房闲置程度之间的差异, 进而揭示出宅基地制度改革对农房闲置的影响效应。但是, 现实中我们无法观测到处理组在未开展宅基地制度改革情况下的闲置农房是否会减少, 因为这是一种“反事实”。那么如何才能确定处理组与控制组(非宅改村)的农房闲置程度差异是由宅基地制度改革“干预”所致? 由 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的倾向得分匹配法(PSM)是处理上述问题较为有效的计量工具, 其基本思想是构建反事实框架, 通过寻找与处理组相似的反事实控制组, 使非随机数据近似随机化, 以最大程度消除样本偏差。在寻找控制组的过程中, 若存在多个可观测特征变量, 将难以匹配, 而 PSM 能克服此问题, 可将多个特征变量降维成一维变量。假定 Y_1 为处理组的农房闲置程度指标, Y_0 为控制组的农房闲置程度指标, $Reform$ 为处理变量, 则宅基地制度改革对农房闲置的因果影响, 即处理组的平均处理效应(ATT)可表示为:

$$ATT = E_{(P(X)|Reform=1)}\{E[Y_1|Reform=1, P(X)] - E[Y_0|Reform=0, P(X)]\} \quad (1)$$

PSM 法的实施步骤一般包括设置协变量、估计倾向得分、选择匹配方法、匹配效果检验、估计处理效应以及敏感性分析。其中, 倾向得分通常使用 Logit 或 Probit 模型估计, 相应地, 行政村是否开

^①选择性偏差是指在选择研究对象时并非随机地而是根据某种标准进行选取。

^②混合性偏差是指处理组和对照组不仅在干预因素方面存在差异而且在其他方面存在个体差异, 致使无法通过直接比较两组结果来判断变量差异是否由干预所产生。

展宅基地制度改革的决定方程设定如下：

$$PS(z) = Pr[Reform = 1 | X] = E[Reform | X] \quad (2)$$

上式中 PS 为行政村开展宅基地制度改革的条件概率的拟合值（倾向得分）； X 为一组协变量。本文选用 k 近邻匹配、卡尺内 k 近邻匹配、半径（卡尺）匹配、核匹配和局部线性回归匹配，这五种方法对匹配质量和数量的侧重点不同，无明显优劣之别，其差异集中在估计量的一致性（Becker and Ichino, 2002）。需说明的是，Abadie et al. (2004) 认为 k 设定为 4（即进行一对四匹配）可最小化均方误差；另经测算，卡尺范围设定为 0.07。

2. 中介分析法（Mediation Analysis, MA）。该方法可探究变量之间影响的过程和作用机制，比单纯分析自变量对因变量影响同类研究更先进且能得出更多、更深入的研究结果，因而被广泛应用于诸多领域。自 Baron and Kenny (1986) 提出因果逐步回归检验法以来，中介分析法不断取得新进展，温忠麟和叶宝娟 (2014) 对此进行了系统梳理和总结。与以往的中介分析法不同（仅有中介效应），新近的中介分析法提出在自变量与因变量的关系中加入第三个变量进行分析会出现中介效应（Mediation effect）、混淆效应（Confounding effect）和遮掩效应（Suppressing effect）三种机制（统称为“间接效应”）。中介效应与混淆效应变量均可减少自变量与因变量之间的总效应，区别在于中介效应变量处于自变量与因变量的因果链条上，混淆效应变量在两者之间不必然是因果关系；与前两种效应相反，遮掩效应会增加自变量与因变量之间的总效应，即控制遮掩效应变量后自变量对因变量的作用力会变大（MacKinnon et al., 2000）。本文拟通过验证中介变量的影响效应，揭示宅基地制度改革对农房闲置的作用机理。下列回归方程描述了中介分析中各主要变量间的关系。

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 Reform + \sum \alpha_2 X + \varepsilon \quad (3)$$

$$Mediator = \beta_0 + \beta_1 Reform + \sum \beta_2 X + \varepsilon \quad (4)$$

$$Y = \gamma_0 + \gamma_1 Reform + \gamma_2 Mediator + \sum \gamma_3 X + \varepsilon \quad (5)$$

上式中， Y 为农房闲置程度， $Mediator$ 为中介变量， ε 为随机扰动项。(3) 式表示宅基地制度改革对农房闲置程度的总效应，(4) 式表示宅基地制度改革对中介变量的影响效应，(5) 式中的系数 γ_2 表示中介变量对农房闲置程度的直接效应。将 (4) 式代入 (5) 式可得到中介变量的间接效应 $\gamma_2 \beta_1$ ，即宅基地制度改革通过中介变量对农房闲置程度所产生的影响作用。

四、计量分析

（一）模型估计结果

1. 共同支撑域与 PSM 匹配结果分析。根据上文 (2) 式回归方程，可计算得出每个样本村开展宅

基地制度改革的倾向得分^①，作为匹配的基础。为确保PSM法估计的效度，须进行共同支撑假设检验和条件独立假设检验。限于篇幅，仅以k近邻匹配法匹配的结果为例（图1），处理组和控制组的倾向得分具有较大重叠范围，且多数观察值在共同取值范围内，表明匹配质量较高，满足共同支撑假设。

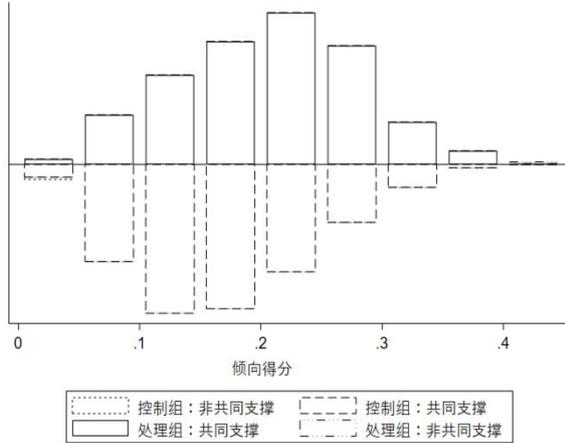


图1 共同支撑假设检验

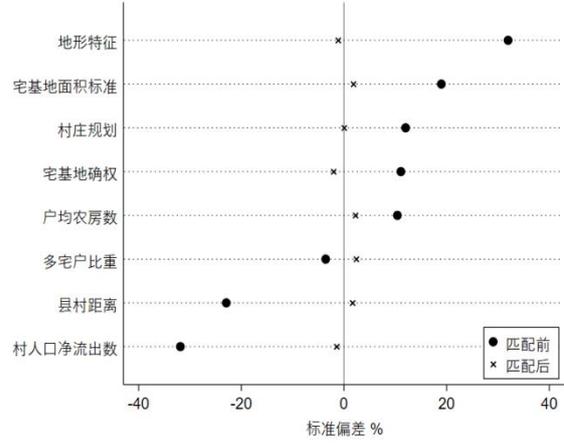


图2 匹配前后协变量标准偏差的对比

另如图2所示，处理组和控制组之间各协变量的整体标准偏差均在10%范围内，表明经过匹配后处理组和控制组在协变量上的差异得以消除。此外，由5种不同匹配方法下样本的最大损失结果（表4）可知，处理组与控制组在损失45个样本后仍然保留了11430个匹配样本，表明匹配效果良好。

表4 PSM 匹配结果

组别	未匹配样本	匹配样本	总计
控制组	39	9427	9466
处理组	6	2003	2009
总计	45	11430	11475

2.平衡性检验。为确保倾向得分匹配结果的可靠性，我们检验了协变量的平衡性，即经过匹配后，控制组和处理组除在结果变量上存在差异外，在协变量上均无显著系统性差异。表5显示，在样本匹配后，解释变量的标准化偏差从匹配前的51.800%减至匹配后的4.500%~9.900%，总偏误显著降低且小于平衡性检验规定的20%红线标准，伪R²从匹配前的0.041降至匹配后的0~0.002，LR chi2由匹配前的431.850降至2.060~9.900，这意味着PSM模型在匹配过程中满足了条件独立假设，可有效减少控制组和处理组之间解释变量分布的差异，并消除样本自选择导致的估计偏误。

表5 倾向得分匹配前后解释变量平衡性检验结果

匹配方法	伪R2	LR chi2	标准化偏差 (%)
匹配前	0.041	431.850	51.800
k近邻匹配	0.000	2.450	4.900
卡尺内k近邻匹配	0.000	2.060	4.500

^①为节省篇幅，采用logit模型估计的相关分析结果未予展示，读者若感兴趣可与作者联系。

(续表 5)

半径(卡尺)匹配	0.002	9.900	9.900
核匹配	0.000	2.200	4.700
局部线性回归匹配	0.001	7.660	8.700

3.影响效应测算。即测算宅基地制度改革对农房季节性闲置率、常年闲置率、总闲置率和每百户农房季节性闲置数、常年闲置数及总闲置数的平均处理效应(ATT)。估计结果(表6)显示,运用五种不同方法匹配后所得计量结果基本一致,表明样本数据的稳健性良好。为便于实证分析,择定其算术平均值表征影响效应。

表6 倾向得分匹配的平均处理效应(ATT)

匹配方法	农房闲置率			每百户农房闲置数		
	总闲置率	季节性闲置率	常年闲置率	总闲置数	季节性闲置数	常年闲置数
k近邻匹配(k=3)	-2.308*** (0.359)	-2.057*** (0.284)	-0.252** (0.129)	-2.389*** (0.371)	-2.109*** (0.291)	-0.280** (0.134)
卡尺内k近邻匹配 (k=4,卡尺=0.07)	-2.314*** (0.348)	-2.026*** (0.274)	-0.288** (0.126)	-2.390*** (0.358)	-2.077*** (0.280)	-0.312** (0.130)
半径匹配(卡尺=0.07)	-2.416*** (0.307)	-2.118*** (0.240)	-0.299*** (0.112)	-2.474*** (0.316)	-2.164*** (0.245)	-0.311*** (0.116)
核匹配	-2.276*** (0.309)	-2.004*** (0.241)	-0.271** (0.113)	-2.363*** (0.318)	-2.070*** (0.247)	-0.293** (0.117)
局部线性回归匹配	-2.290*** (0.442)	-2.052*** (0.350)	-0.238* (0.158)	-2.422*** (0.456)	-2.148*** (0.359)	-0.274* (0.166)
平均值	-2.321	-2.051	-0.270	-2.408	-2.114	-0.294

注:***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著,括号内数字为标准误。

经倾向得分匹配的反事实估计后,宅基地制度改革负向显著影响农房总闲置率,影响的平均净效应为-2.321,表明在解决样本的选择性偏差和有偏估计后,开展宅基地制度改革会促使行政村农房总闲置率显著降低2.321个百分点。从农房季节性闲置率来看,处理组的平均处理效应为-2.051,表明在排除其他因素的影响下,开展宅基地制度改革会促使农房季节性闲置率显著降低2.051个百分点。从农房常年闲置率来看,处理组的平均处理效应为-0.270,表明在不受其他因素的影响下,开展宅基地制度改革会促使农房常年闲置率显著降低0.270个百分点。此外,模型结果还表明,不论采用何种匹配方法,宅基地制度改革对农房季节性闲置率的减缓作用均大于对农房常年闲置率的减缓作用。

同理,宅基地制度改革对每百户农房总闲置数影响显著且方向为负,其平均净效应为-2.408,说明在解决样本的选择性偏差和有偏估计后,开展宅基地制度改革会促使每百户农房总闲置数显著减少2.408栋。从每百户农房季节性闲置数来看,处理组的平均处理效应为-2.114,表明在排除其他因素的影响下,开展宅基地制度改革会促使每百户农房季节性闲置数显著减少2.114栋。从每百户农房常年闲置数来看,处理组的平均处理效应为-0.294,表明在不受其他因素的影响下,开展宅基地制度改革会促使每百户农房常年闲置数显著减少0.294栋。而且,前述匹配法估计的结果同样表明,宅基地制

度改革对每百户农房季节性闲置数的减少作用均大于对每百户农房常年闲置数的减少作用。

4. 组群差异分析。事实上，即便在同一地区内部，不同类型行政村开展宅基地制度改革的情况也存在较大差异。前文虽选用处理组的平均处理效应测度宅基地制度改革对农房闲置程度影响的净效应，但无法反映样本村影响效应的结构性差异，即组群差异，而探讨不同类型行政村的组群差异有助于丰富宅基地制度改革对盘活闲置农房资源的研究内容。本文基于表 1 中在经济区域、地理区位和村庄规模层面的分组处理，检验宅基地制度改革对农房闲置程度影响效应的组间差异。基于 k 近邻匹配方法的估计结果见表 7。

在经济区域层面，东部村庄的诸项农房闲置测度指标均无显著变化；中部村庄农房总闲置率、季节性闲置率分别显著下降 2.177 和 1.842 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数分别显著减少 2.358 栋和 1.927 栋；西部村庄的农房总闲置率、季节性闲置率和常年闲置率依序显著下降 5.048、4.179 和 0.869 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数及常年闲置数依序显著减少 4.926 栋、4.159 栋和 0.767 栋，均高于全国及其他区域的平均变化幅度；东北村庄的农房季节性闲置率和每百户农房季节性闲置数分别显著下降 1.651 个百分点、减少 1.546 栋。这意味着宅基地制度改革既能减缓西部村庄的农房总闲置、季节性闲置以及常年闲置程度，也能减缓中部村庄的农房总闲置与季节性闲置程度，还能减缓东北村庄的农房季节性闲置程度，但对东部村庄的农房闲置程度无显著影响。不仅如此，相比东、中部及东北地区村庄，宅基地制度改革对西部村庄农房闲置程度的减缓效应最大。

在地理区位层面，近郊村的农房总闲置率、季节性闲置率分别显著下降 1.903 和 1.674 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数分别显著减少 1.980 栋和 1.718 栋；中郊村的农房总闲置率、季节性闲置率分别显著下降 2.414 和 2.249 个百分点，每百户农房总闲置数和季节性闲置数分别显著减少 2.477 栋和 2.340 栋；远郊村的各项农房闲置测度指标均无显著变化。由此可见，宅基地制度改革能有效减缓近郊村和中郊村的农房总闲置与季节性闲置程度，但对远郊村的农房闲置程度影响不显著。而且相较之下，宅基地制度改革对中郊村农房闲置程度的减缓效应比近郊村更大。

在村庄规模层面，在控制其他影响因素不变的条件下，开展宅基地制度改革后，特大型村的农房总闲置率、季节性闲置率和常年闲置率依序显著下降 2.251、1.848 和 0.404 个百分点，每百户农房总闲置数、季节性闲置数及常年闲置数依序显著减少 2.390 栋、1.980 栋和 0.409 栋；大型村的农房总闲置率、常年闲置率分别显著下降 1.969 和 0.216 个百分点，每百户农房总闲置数、常年闲置数显著减少 2.063 栋和 0.281 栋；而中型村农房闲置的所有测度指标均变化不显著；小型村的农房季节性闲置率和每百户农房季节性闲置数则分别显著下降 4.822 个百分点、减少 4.951 栋。以上说明宅基地制度改革不仅能减缓特大型村的农房总闲置、季节性闲置以及常年闲置程度，也能减缓大型村的农房总闲置与常年闲置程度，还能减缓小型村的农房季节性闲置程度，但对中型村的农房闲置程度无显著影响。此外，相比大型、中型及小型村，宅基地制度改革对特大型村农房闲置程度的减缓效应最大。

表 7 宅基地制度改革对农房闲置影响效应（ATT）的群组差异

变量	分类标准	农房闲置率			每百户农房闲置数		
		总闲置率	季节性闲置率	常年闲置率	总闲置数	季节性闲置数	常年闲置数
经济区域	东部村庄	-0.345 (0.578)	-0.399 (0.453)	0.054 (0.210)	-0.226 (0.626)	-0.281 (0.487)	0.056 (0.230)
	中部村庄	-2.177*** (0.753)	-1.842*** (0.593)	-0.336 (0.258)	-2.358*** (0.790)	-1.927*** (0.620)	-0.458 (0.273)
	西部村庄	-5.048*** (0.820)	-4.179*** (0.671)	-0.869*** (0.271)	-4.926*** (0.803)	-4.159*** (0.651)	-0.767*** (0.276)
	东北村庄	-0.873 (1.196)	-1.651* (0.933)	0.778 (0.515)	-0.834 (1.112)	-1.546* (0.872)	0.712 (0.477)
地理区位	近郊村	-1.903*** (0.475)	-1.674*** (0.367)	-0.229 (0.178)	-1.980*** (0.496)	-1.718*** (0.381)	-0.262 (0.186)
	中郊村	-2.414*** (0.604)	-2.249*** (0.480)	-0.165 (0.206)	-2.477*** (0.615)	-2.340*** (0.487)	-0.147 (0.213)
	远郊村	-1.023 (1.334)	-0.859 (1.131)	-0.165 (0.476)	-1.413 (1.303)	-1.085 (1.116)	-0.327 (0.441)
村庄规模	特大型村	-2.251*** (0.401)	-1.848*** (0.320)	-0.404*** (0.140)	-2.390*** (0.410)	-1.980*** (0.326)	-0.409*** (0.144)
	大型村	-1.969** (0.980)	-1.753 (0.759)	-0.216** (0.367)	-2.063** (1.014)	-1.782 (0.784)	-0.281** (0.376)
	中型村	-1.241 (1.327)	-0.552 (1.044)	-0.688 (0.497)	-1.163 (1.371)	-0.393 (1.085)	-0.770 (0.495)
	小型村	-4.921 (3.211)	-4.822** (2.380)	-0.099 (1.361)	-5.024 (3.515)	-4.951** (2.565)	-0.073 (1.513)

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内数字为标准误。其他 4 种匹配法的估计结果与 k 近邻匹配法的高度相近，故不予列示。

（二）影响机制探讨

以上研究着重聚焦宅基地制度改革能否减缓农房闲置及其作用大小，但宅基地制度改革如何减缓农房闲置更值得关注。根据上文（3）～（5）式回归方程，应用索贝尔检验（Sobel test）与自抽样检验（bootstrap test）分析可知（表 8）：

以宅基地取得为中介变量时，在路径 i、ii、iv 和 v 中，间接效应和直接效应在 1%或 5%统计水平上显著且符号相同，其中，间接效应占比分别为 1.228%、1.556%、1.279%和 1.681%，这说明宅基地取得在宅基地制度改革与农房闲置的关系中发挥了“部分中介效应”，即从严管控、审批宅基地不仅有助于降低农房总闲置率和季节性闲置率，还能减少每百户农房总闲置数和季节性闲置数。以宅基地流转为中介变量时，在路径 I、II、IV 和 V 中，间接效应和直接效应均显著（5%或 10%统计水平）且符号相同，相应的间接效应占总效应的比例依次为 3.366%、2.386%和 3.350%，这说明宅基地流转在

宅基地制度改革与农房闲置的关系中同样发挥了“部分中介效应”，即促进宅基地流转既可降低农房季节性闲置率，也能减少每百户农房总闲置数和季节性闲置数。

反观路径iii、vi和路径III、VI中，尽管间接效应与直接效应的符号相反，总效应小于直接效应，且95%的置信区间包含0，但间接效应均不显著。根据范长煜（2016）、张昊民与何奇学（2017）以及张懿等（2019）的相关解释框架，前述结果表明宅基地取得或宅基地流转在宅基地制度改革与农房常年闲置之间既未发挥“中介效应”也不存在“遮掩效应”，究其原因可能在于农房常年闲置既无助于申请宅基地建新房（“一户一宅”政策限制），也因年久失修、存在一定安全隐患而不利于“房地一体”流转（出租、转让或入股等）。

表 8 中介分析结果

影响路径	索贝尔检验			自抽样检验			
	间接效应	直接效应	总效应	中介效应 占比或遮掩效应量	间接效应	95%的置信区间	
						上限	下限
i. 宅基地制度改革→宅基地取得→农房总闲置率	-0.033** (0.015)	-2.695*** (0.376)	-2.728*** (0.376)	1.228	-0.033** (0.015)	-0.063	-0.004
ii. 宅基地制度改革→宅基地取得→农房季节性闲置率	-0.034*** (0.013)	-2.129*** (0.273)	-2.162*** (0.273)	1.556	-0.034** (0.014)	-0.061	-0.006
iii. 宅基地制度改革→宅基地取得→农房常年闲置率	0.001 (0.004)	-0.339*** (0.121)	-0.338*** (0.121)	[0.003]	-0.001 (0.005)	-0.008	0.010
iv. 宅基地制度改革→宅基地取得→每百户农房总闲置数	-0.039** (0.017)	-3.035*** (0.397)	-3.075*** (0.397)	1.279	-0.039** (0.017)	-0.073	-0.006
v. 宅基地制度改革→宅基地取得→每百户农房季节性闲置数	-0.041*** (0.015)	-2.420*** (0.288)	-2.461*** (0.288)	1.681	-0.041*** (0.015)	-0.071	-0.011
vi. 宅基地制度改革→宅基地取得→每百户农房常年闲置数	0.002 (0.004)	-0.422*** (0.128)	-0.420*** (0.128)	[0.005]	0.002 (0.005)	-0.007	0.011
I. 宅基地制度改革→宅基地流转→农房总闲置率	-0.048* (0.040)	-2.659*** (0.379)	-2.707*** (0.377)	1.774	-0.048* (0.043)	-0.132	-0.036
II. 宅基地制度改革→宅基地流转→农房季节性闲置率	-0.072*** (0.033)	-2.075*** (0.276)	-2.147*** (0.392)	3.366	-0.072*** (0.028)	-0.127	-0.018
III. 宅基地制度改革→宅基地流转→农房常年闲置率	0.021 (0.013)	-0.347*** (0.121)	-0.326*** (0.120)	[0.061]	0.021 (0.014)	-0.006	0.048
IV. 宅基地制度改革→宅基地流转→每百户农房总闲置数	-0.072* (0.042)	-2.935*** (0.399)	-3.006*** (0.397)	2.386	-0.072* (0.040)	-0.154	-0.004
V. 宅基地制度改革→宅基地流转→每百户农房季节性闲置数	-0.082*** (0.032)	-2.367*** (0.291)	-2.449*** (0.289)	3.350	-0.082*** (0.029)	-0.138	-0.026
VI. 宅基地制度改革→宅基地流转→每百户农房常年闲置数	0.022 (0.014)	-0.421*** (0.128)	-0.399*** (0.127)	[0.052]	0.022 (0.013)	-0.004	0.048

注：***、**、*分别表示估计结果在1%、5%、10%的水平上显著。小括号内为标准误；中介效应或遮掩效应均是

间接效应；中括号内为遮掩效应量，等于遮掩效应除以直接效应（取绝对值）；中介效应占比即中介效应占总效应的比例（%）；bootstrap 的重复次数为 1000；控制变量的估计结果予以省略。

五、结论与启示

本文基于全国 30 个省（市、区）200 个县（市、区）31288 个行政村的问卷调查数据，利用倾向得分匹配法测算了宅基地制度改革对农房总闲置率、季节性闲置率、常年闲置率及每百户农房总闲置数、季节性闲置数、常年闲置数的影响效应及其组群差异，并运用中介分析法探讨了宅基地制度改革对农房闲置程度的作用机制。研究表明：宅基地制度改革能有效减缓农房闲置程度，而且对季节性闲置农房的盘活效力大于对常年闲置农房的作用，不仅使行政村农房总闲置率、季节性闲置率、常年闲置率分别净下降 2.321、2.051 和 0.270 个百分点，也使每百户农房总闲置数、季节性闲置数、常年闲置数依序净减少 2.408 栋、2.114 栋和 0.294 栋。相比其他不同类型村庄，宅基地制度改革对特大型村、中郊村及西部村庄农房闲置的减缓效应更大且显著。宅基地取得或流转在宅基地制度改革与农房闲置之间均发挥了部分中介作用，有助于减缓农房总闲置和季节性闲置，但无助于减缓农房常年闲置。

目前，中国农房闲置并非局部地区的特殊现象，而是广大农村地区的普遍性问题。在新时期、新形势下，能否盘活利用好闲置农房势必关乎乡村振兴战略的整体效果和预期目标。基于上述研究结论，可得到如下政策启示：一是明确主攻方向、突出重点，优先在特大型村、中郊村以及西部村庄开展宅基地制度改革试点，打造一批闲置农房盘活的亮点村，为提高改革整体效能树立典型示范。二是坚持差异化、精细化、精准化的思维，不搞“一刀切”，分类施策，即根据农房季节性闲置与常年闲置特征，分别建立不同的盘活利用机制，以最大程度提高闲置农房利用率和增加农民财产性收入。三是完善宅基地审批制度，规范审批行为，杜绝非法“一户多宅”（如建新未拆旧的一户多宅、骗取审批手续建造的一户多宅、不符合分户政策的一户多宅等）造成的农房闲置现象。四是健全宅基地流转制度，培育、发展宅基地流转市场（搭建交易平台），在合理设置放活条件的基础上，允许宅基地使用权通过其上农房的租赁、转让、入股等方式流转，拓宽闲置农房盘活利用渠道。

参考文献

- 1.安徽省政府发展研究中心课题组，2017：《多措并举盘活利用空闲农房》，《决策》第7期。
- 2.曹泮天，2012：《论宅基地使用权流转的理论基础》，《法学杂志》第6期。
- 3.陈璐、黄善林，2019：《基于宅基地制度改革的贫困农户住房保障及其对策研究——以黑龙江省9县（区）3370户农户为样本》，《求是学刊》第4期。
- 4.陈小君、蒋省三，2010：《宅基地使用权制度：规范解析、实践挑战及其立法回应》，《管理世界》第10期。
- 5.董新辉，2019：《新中国70年宅基地使用权流转：制度变迁、现实困境、改革方向》，《中国农村经济》第6期。
- 6.董祚继，2018：《“三权分置”——农村宅基地制度的重大创新》，《中国土地》第3期。
- 7.范长煜，2016：《遮掩效应与中介效应：户籍分割与地方城市政府信任的中间作用机制》，《甘肃行政学院学报》第3期。

- 8.方志权、晋洪涛、张晨, 2018:《上海探索盘活利用农民闲置房屋的调研与思考》,《科学发展》第6期。
- 9.高圣平, 2019:《宅基地制度改革政策的演进与走向》,《中国人民大学学报》第1期。
- 10.桂华, 2015:《公有制视野下宅基地制度及其改革方向辨析》,《政治经济学评论》第5期。
- 11.韩松, 2012:《新农村建设中土地流转的现实问题及其对策》,《中国法学》第1期。
- 12.亢德芝、黄月恒、李皓晟, 2019:《“三权分置”背景下的宅基地利用模式探索》,《中国土地》第3期。
- 13.孔祥智, 2019:《宅基地改革 政策沿革和发展方向》,《农村工作通讯》第12期。
- 14.龙开胜, 2016:《宅基地使用权制度改革的现实逻辑与路径选择》,《社会科学家》第2期。
- 15.刘守英, 2015:《农村宅基地制度的特殊性与出路》,《国家行政学院学报》第3期。
- 16.刘守英, 2014:《中国城乡二元土地制度的特征、问题与改革》,《国际经济评论》第3期。
- 17.吕永江, 2019:《绍兴激活闲置农房推进乡村振兴的实践与思考》,《新农村》第2期。
- 18.毛其淋、许家云, 2014:《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》,《世界经济》第8期。
- 19.钱龙、钱文荣、郑思宁, 2016:《市民化能力、法律认知与农村宅基地流转——基于温州试验区的调查与实证》,《农业经济问题》第5期。
- 20.孙永军、付坚强, 2012:《论农村宅基地取得纠纷的表现、原因和处理》,《中国土地科学》第12期。
- 21.魏后凯、刘同山, 2016:《农村宅基地退出的政策演变、模式比较及制度安排》,《东岳论丛》第9期。
- 22.温忠麟、叶宝娟, 2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 23.谢军, 2019:《绍兴“闲置农房激活”改革实践》,《农村经营管理》第3期。
- 24.严金明、迪力沙提、夏方舟, 2019:《乡村振兴战略实施与宅基地“三权分置”改革的深化》,《改革》第1期。
- 25.印子, 2014:《农村宅基地地权实践及其制度变革反思——基于社会产权视角的分析》,《中国农村观察》第4期。
- 26.翟全军、卞辉, 2016:《城镇化深入发展背景下农村宅基地流转问题研究》,《农村经济》第10期。
- 27.张昊民、何奇学, 2017:《高管薪酬激励与组织绩效:基于管理者过度自信的“遮掩效应”》,《现代财经》第6期。
- 28.张军涛、游斌、翟婧彤, 2019:《农村宅基地“三权分置”的实现路径与制度价值——基于江西省余江区宅基地制度改革实践》,《学习与实践》第3期。
- 29.张懿、纪建悦、周婧琳, 2019:《金融配置视角下金融发展与技术创新——基于房地产投资占比的遮掩效应研究》,《价格理论与实践》第12期。
- 30.张勇, 2018:《农村宅基地制度改革的内在逻辑、现实困境与路径选择——基于农民市民化与乡村振兴协同视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期。
- 31.张勇, 2019:《乡村振兴背景下农村宅基地盘活利用问题研究》,《中州学刊》第6期。
- 32.张元葆、孙雷, 2016:《托管农村闲置住宅拓展乡村旅游服务》,《中国合作经济》第5期。
- 33.钟荣桂、吕萍, 2018:《江西余江宅基地制度改革试点经验与启示》,《经济体制改革》第2期。
- 34.中国社会科学院农村发展研究所课题组,《中国农村发展报告(2017)》,中国社会科学出版社,2017。
- 35.周江梅、黄启才, 2019:《改革开放40年农户宅基地管理制度变迁及思考》,《经济问题》第2期。
- 36.朱凤凯、张凤荣, 2016:《城市化背景下宅基地利用的租值消散与农户行为研究——以北京市朝阳区下辛堡村为例》,《自然资源学报》第6期。

37. 诸培新、曲福田、孙卫东, 2009: 《农村宅基地使用权流转的公平与效率分析》, 《中国土地科学》第5期。
38. Abadie A., D. Drukker, J.L. Herr, and G.W. Imbens, 2004, “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *The Stata Journal*, 4(3): 290-311.
39. Baron, R.M., and D.A. Kenny, 1986, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
40. Becker, S., and A. Ichino, 2002, “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores”, *The Stata Journal*, (4): 358-377.
41. Mackinnon, D.P., J.L. Krull, and C.M. Lockwood, 2000, “Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect”, *Prevention Science*, 1(4):173-181.
42. 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: ¹ 中国农业科学院农业经济与发展研究所;

² 农业农村部农村合作经济指导司;

³ 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

Did Rural Homestead Institutional Reform Decrease the Number of Disused Farmhouses? An Empirical Analysis Based on the PSM and MA Methods

Guo Junping Zhong Luqing Qu Song Tan Qingxiang

Abstract: Based on the field survey data from 31288 villages, 200 counties in 30 provinces in China, this article comprehensively applies the propensity score matching (PSM) model and mediation analysis (MA) method to emphatically examine the inhibiting effect and influencing mechanism of rural homestead institutional reform on disused farmhouses, and compares the group differences under varied economic areas, geographical locations and village sizes. The results indicate that rural homestead institutional reform can effectively reduce the disused degree of farmhouses, and its effect on seasonal vacancy is larger than that on perennial vacancy. To be specific, the total farmhouse vacancy rate, seasonal vacancy rate and perennial vacancy rate reduced by the homestead institutional reform are 2.321, 2.051 and 0.270 percentage points, respectively. Meanwhile, the number of the total vacancy, seasonal vacancy and perennial vacancy can also decrease by 2.408, 2.114 and 0.294 buildings, respectively. Compared with other different types of villages, the homestead institutional reform has much larger and more significant inhibiting impacts in oversized villages, in-between suburban villages and western villages. In addition, the homestead acquisition and its use right transfer play a mediating role in the homestead institutional reform, which contributes to decreasing the total vacancy and seasonal vacancy rather than the perennial vacancy.

Key Words: Rural Homestead Institutional Reform; Disused Farmhouse; Propensity Score Matching; Mediation Analysis

农地休耕如何影响农户收入？*

——基于西北休耕试点区 1240 个农户面板数据的实证

谢先雄^{1,2} 赵敏娟^{1,2} 蔡瑜^{1,2} 邓悦^{1,2}

摘要：本文基于甘肃省 1240 个农户的两期面板微观数据，利用西北生态严重退化区休耕试点政策作为准实验，采用双重差分法识别农地休耕对农户收入的影响，并进一步探究这一影响的作用机制与异质性。研究发现，农地休耕可使农户年总收入提高 0.4978 万元，增幅为 10.35%，这一效应，在剔除休耕补贴后依然存在，但在不同收入水平的农户群体间存在差异，突出表现为“益富不益贫”的特点。作用机制分析表明，农地休耕主要通过提高转移性收入的直接作用和促进非农就业由此提高非农收入的间接作用两条途径来促进农户增收，且以增加的非农收入贡献度最大。其中，非农收入的提高主要源于农户外地务工人数和收入增加；休耕减少了种植业收入，但难以通过口粮补贴来完全弥补这一收入损失，增加的社保收入和亲人馈赠收入是损失弥补的关键；休耕不会影响农户资产性收入，也不存在促进畜牧业收入增加的农业结构调整效应。研究还发现，农地休耕的增收效应在不同参与程度和不同人力资本禀赋的农户群体间均存在差异。

关键词：农户收入 收入结构 休耕 政策效应 双重差分法

中图分类号：F062.1 F323.22 **文献标识码：**A

一、引言

目前，中国粮食生产取得了“十三连增”的辉煌成就（吴萍、王裕根，2017），但辉煌成就的背后却面临着耕地质量下降、土壤退化、水土流失、地下水严重超采、土壤重金属超标、面源污染加重和生物多样性锐减等严峻农业生态环境问题（赵其国等，2017；王志强等，2017），严重制约中国农业可持续发展。为促进农业生态环境改善和耕地资源永续利用，加快构建具有中国特色的休耕等绿色种植制度受到了中国政府的高度重视。2015 年十八届五中全会首次提出“休耕”举措。2016 年农业部等 10 部门联合印发《探索实行耕地轮作休耕制度试点方案》（以下简称《方案》），《方案》提出“建立健

*本文研究是国家社会科学基金重大项目“生态文明建设背景下自然资源治理体系构建：全价值评估与多中心途径”（项目编号：15ZDA052）及农业部、财政部重点专项资金“国家现代农业产业技术体系（燕麦荞麦）”（项目编号：CARS-07-F-1）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿专家的中肯意见，文责自负。本文通讯作者：赵敏娟。

全耕地轮作休耕政策框架”，在“保障粮食安全”和“稳定农民收入”的前提下，重点在生态严重退化、地下水超采等多个地区开展轮作休耕，明确规划休耕面积 116 万亩。2017 年，农业部在充分肯定轮作休耕的必要性和试点成效的基础上，将试点休耕面积扩大到 200 万亩。同年，十九大报告再次提出扩大轮作休耕试点，健全耕地休养生息制度。随后两年，中央又进一步扩大了休耕试点规模。截止 2019 年底，全国休耕总面积达 500 万亩，共涉及河北、黑龙江、湖南、贵州、云南、甘肃、新疆等 7 个省。至此，耕地休耕制度成为促进中国农业可持续发展的重要举措。

休耕就是采用政策补贴的形式引导农户将过度使用的耕地在一定时期内退出农业生产，实施管护进行休养生息，以达到促进农业生态改善的目标。农户作为政策落实的主要参与者及关键利益群体，保证其收入不减少是保障休耕实施效果和建立休耕制度的重要前提(赵其国等, 2017; 江娟丽等, 2017)。农户作为理性人，若其家庭收入因休耕而降低，从短期来看，这会挫败他们的休耕积极性，增加休耕期间复耕风险，威胁休耕有效实施；从长期来看，这将加剧他们对休耕政策效果的负面预期，从而降低其后续参与意愿与政策可信度，制约休耕政策的有效性和可持续性。因此，稳定并提升农户收入对于保障中国休耕制度构建与形成意义重大。当前全国第一轮（2016~2018 年）、第二轮（2017~2019 年）休耕试点已结束，但休耕政策是否已实现了稳收增收的前提目标尚不明确。因此，评估休耕试点政策增收效应，对于检验政策的实施效果，完善政策实施方案具有重要现实意义。

那么休耕是否有益于增加农户收入？若是，其又是如何影响农户收入？这个问题不仅是当前政策制定者关注的焦点，也亟需专家学者给出有力解答。遗憾的是，学界对此缺乏相应的理论探讨与实证检验。既有相关休耕的文献主要围绕休耕的非市场价值评估（姚柳杨等, 2017; 姚柳杨, 2018）、农户参与意愿及影响因素（尹珂、肖秩, 2015; 谢花林、程玲娟, 2017）、补偿标准与补偿政策（俞振宁等, 2018; 柳获等, 2019）、农户政策满意度（柳获等, 2018; 谭永忠等, 2018）、制度构建与实施现状（陈展图、杨庆媛, 2017; 吴萍、王裕根, 2017）、国内外模式比较及其适应性（沈孝强、吴次芳, 2016; 俞振宁等, 2017; Borge et al., 2010; Leroy, 2016）、发达国家经验总结（谭永忠等, 2017; 杨庆媛等, 2017）等问题展开，极少数文献分析了休耕对农村劳动力转移的影响（王盼等, 2019），或是以农户收入为例探讨休耕补偿政策绩效（杨庆媛等, 2018），鲜有文献探究休耕影响农户收入的内在机理。实际上，休耕是为了试验目的而发生的外部事件，使农户自然分在了实验组（休耕户）和对照组（非休耕户），并直接作用于休耕户生产，改变他们的生产方式与要素配置，最终影响其家庭收入状况。基于此，本文对农地休耕影响农户收入进行理论分析并提出研究假说，随后利用西北休耕试点政策作为准实验，基于甘肃省 1240 个农户的两期面板数据，采用双重差分法来识别休耕政策对农户收入的影响，并进一步揭示其作用机制与影响异质性，以期探究休耕的增收效应，并对上述问题进行实证解答。

与已有文献相比，本文存在以下两个方面的边际贡献：首先，以西北生态严重退化区休耕为例，基于微观调查数据，从经验上较为全面地考察了休耕对收入的影响，为检验政策的实施效果和完善政策实施方案提供了经验证据，弥补了已有研究的不足；其次，休耕作为一项农业环境公共政策，本文的研究结论有助于在一般意义上理解农业环境政策对微观农户收入的影响。本文其余部分的结构安排如下：第二部分为理论分析与研究假说；第三部分为研究设计；第四部分为休耕影响农户收入的基准

回归结果；第五部分为进一步分析；第六部分为结论与启示。

二、理论分析与研究假说

农户是休耕政策落实的主要参与者及关键利益群体，休耕期间他们参与休耕的土地被限制使用，同时获得相应的资金补偿。作为一个完整的、追求收益最大化的生产组织单元，理论上，休耕主要通过直接和间接两种机制影响农户家庭总收入，一是通过减少农户种植业收入并增加转移性收入直接影响家庭总收入；二是通过作用于劳动力、土地等生产要素再配置进而影响非农收入、畜牧业收入与资产性收入，间接影响家庭总收入。具体作用关系见图 1。

（一）休耕影响农户收入的直接作用机制

休耕对农户收入的直接影响主要通过减少其种植收入和增加其转移性收入两条途径来实现。一方面，休耕使农户将家中部分或全部耕地退出农业生产，通过管护改种一些能培肥地力、保持水土等的绿肥作物进行休养生息。对农户而言，这部分耕地并不需要生产投入，也不存在任何产出，这直接导致休耕期间农户种植面积减少或不再从事种植生产，从而降低其家庭种植收入。另一方面，农户作为承担休耕的参与主体，为弥补其种植收入损失和激励其休耕参与积极性，国家通过财政手段给予必要的休耕补偿（主要为口粮补贴^①）直接增加了其家庭转移性收入。但从理论上，各地的休耕补偿标准和农户种地实际平均收益均不同，休耕口粮补贴能否通过弥补农户种植收入损失进而稳定并提高农户家庭收入并不确定。值得说明的是，调研中发现研究区作为西北旱作农业区，以种植一年一季的玉米或小麦等粮食作物为主，耕地亩均净收益在 200 元左右，绝大多数受访农户对现有补偿标准表示满意，认为口粮补贴基本能弥补其种植损失。

（二）休耕影响农户收入的间接作用机制

休耕直接作用于农户家庭生产，主要通过影响土地、劳动力与资本要素配置行为间接影响农户家庭收入。具体而言，耕地、劳动力和资本是农户家庭生产最重要的投入要素，休耕使土地资源禀赋发生变动，势必引起农户调整其他生产投入要素。一方面，休耕引致家庭可支配耕地数量减少，在一定程度上抑制了农户土地转出行为，进而通过降低土地租金收入减少其家庭财产性收入。另一方面，休耕导致农户部分或全部土地被限制使用，由此挤出原本投入到家庭种植业生产中的劳动和资本等可变要素，这些可变要素在家庭内部经过再调整被配置到其他生产部门，以实现家庭收益最大化：一是通过调整农业生产结构，将休耕所挤出剩余劳动力与资本要素配置于畜牧业生产，进而通过增加畜牧业收入来提高家庭总收入。二是促进非农转移就业，尽可能把休耕挤出的剩余劳动力转移至非农产业部门，通过增加非农就业人数来提高家庭非农收入；或是将剩余劳动力休闲或照料家中老人小孩，让其他劳动力更专注于非农工作，通过提高非农劳动强度来增加非农收入。总而言之，休耕对农户家庭收

^①休耕补偿具体划分为物化补贴和口粮补贴两部分，其中物化补贴用于补偿休耕管护机械费、有机肥和绿肥种子费，口粮补贴用于补偿农户休耕期间的种植收入损失。西北生态严重退化休耕试点区休耕补偿为每年每亩 500 元，其中口粮补贴为每年每亩 300 元或 200 元，若无特别说明，本文中休耕补偿指休耕口粮补贴。

入的间接作用机制主要表现为抑制土地转出减少财产性收入、调整农业生产结构增加畜牧业收入以及挤出劳动力从事非农就业增加非农收入三种途径。

综上，休耕对农户收入的影响主要体现在影响其收入结构。一是休耕减少了种植业收入，但通过给予相应经济补偿增加转移性收入，基本能够弥补其种植收入损失。二是休耕通过农业生产结构调整效应增加畜牧业生产收入。三是休耕抑制农户土地转出，减少土地租赁收入降低了财产性收入，同时休耕挤出农户从事非农就业，提高了非农收入。从后两类收入变动来看，土地租赁收入在农户收入所占的比例很小（诸培新等，2015），相反，包括工资收入和非农经营收入在内的非农收入已成为农户收入最重要组成部分（李霄等，2019），休耕导致农户非农收入的上升效果会超过其造成的资产性收入的下降效果。总体上看，休耕通过直接和间接两种作用机制影响农户收入结构，最终增加农户总收入。

根据上述分析，本文提出如下研究假说：

H1：休耕能显著增加农户总收入

H2：休耕通过直接和间接两种作用机制影响收入结构显著增加农户总收入

H2a：休耕会直接减少农户种植业收入

H2b：休耕会直接增加农户转移性收入，且口粮补贴能弥补种植业收入损失

H2c：休耕能通过调整农业生产结构间接提高畜牧业收入

H2d：休耕能通过抑制耕地转出间接减少农户资产性收入

H2e：休耕能通过促进非农就业间接增加农户非农收入

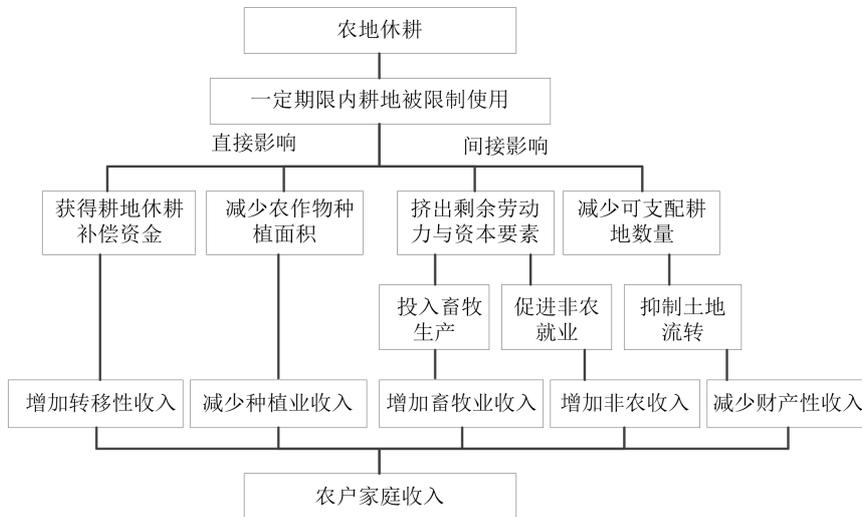


图1 农地休耕影响农户家庭收入的作用机制

三、研究设计

（一）数据来源与抽样

本文数据来自本课题组于2019年10~11月对西北生态严重退化休耕试点区（甘肃省）农户的调查。选择该地区作为研究区域主要基于以下考虑：首先，该省地处黄土高原，多属于温带大陆性气候，

气候干旱少雨，地形多为高原山地，植被稀少，生态脆弱，农业生态环境退化严重，作为全国试点休耕政策的三大区域（生态严重退化区、重金属污染区、地下水超采区）之一，对开展休耕政策的准实验研究具有一定代表性；其次，该省于 2017 年实施为期三年（2017~2019 年）的第二轮休耕试点，这为本研究提供了统一可行的时间节点（2016 与 2018 年）；最后，甘肃省是全国典型的深度贫困区之一，第二轮休耕试点涉及的 10 个县中共包含 9 个国家级贫困县（环县、会宁县、通渭县、静宁县、永靖县、永登县、古浪县、景泰县和安定区），在坚决打赢脱贫攻坚背景下以甘肃省为例研究休耕政策对贫困地区农户收入的影响具有典型性。

调查采取分层随机抽样方法，首先，在综合考虑各试点县自然气候条件、生态退化问题典型性、经济发展水平以及休耕规模等基础上，选取庆阳市环县、平凉市静宁县、定西市通渭县和临夏自治州永靖县 4 个试点县为主要调研区域；其次，根据研究区各县试点情况在每个试点县抽取 1~3 个试点镇，每个试点镇基于地域毗邻原则各随机抽取 3~4 个休耕与非休耕行政村，每个行政村随机抽取 3~4 个自然村，最后每个自然村随机抽取 6~7 个农户。本次调研共涉及甘肃省 4 市 4 县 7 个乡镇 48 个行政村 174 个自然村，累计发放问卷 1300 份，回收有效问卷 1240 份（休耕户与非休耕户分别为 605 份和 635 份），有效率为 95.38%，样本代表性良好。调研获取了休耕户与非休耕户 2016 年和 2018 年的家庭特征、生产和收入、村庄特征等信息，构成了一个两期平衡面板数据。值得说明的是，调研中发现，休耕政策的实施对当地农户而言是一件影响较大且记忆犹新的事件，农户对政策实施节点前（2016 年）、后（2018 年）的家庭生产、收入情况具有较深刻的记忆，能为本研究提供较详实、可靠的数据。

（二）识别策略

为评估农地休耕对农户收入的影响，本文结合休耕试点政策这一准实验，采用 DID 方法进行因果识别。基本思路是将实施休耕试点村的休耕农户设为实验组，将未实施休耕试点村的农户作为控制组，通过计算不同组别农户在休耕政策实施前后的差异，获得休耕影响农户收入的政策净效应。传统 DID 采用 OLS 估计，其模型设定如下：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta treat_i \times time_t + \gamma treat_i + \delta time_t + \eta control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

（1）式中， i 和 t 表示农户与时间（以年为单位）， $y_{i,t}$ 为被解释变量，代表 i 农户在 t 年的家庭收入。 $treat_i$ 和 $time_t$ 都是虚拟变量，其中 $treat_i = 1$ （实验组）代表农户为休耕参与户， $treat_i = 0$ （对照组）代表农户为非休耕参与户， $time_t = 1$ 表示在休耕实施期间，年份为 2018 年， $time_t = 0$ 表示在休耕政策实施前，年份为 2016 年。 α 、 β 、 γ 、 δ 、 η 是需要估计的参数，其中本文重点关注的交互项 $treat_i \times time_t$ 的系数 β 代表休耕试点政策对农户家庭收入影响的净效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 是误差项， $control_{i,t}$ 表示户主个人层面、农户层面和村级层面的控制变量。

虽然传统 DID 控制了处理组的组别效应（ $treat_i$ ）与处理期的时间效应（ $time_t$ ），但其在规避内生性问题方面还可以做得更好。与传统 DID 不同，引入双向固定效应模型的 DID 被称为“经典 DID”，它既控制了“个体固定效应”，也控制了“时间固定效应”，从而通过控制不随时间而变的个体遗漏变量和不随个体而变的遗漏变量来克服可能存在的内生性问题。其模型设定见（2）式：

$$y_{i,t} = \alpha + \beta treat_i \times time_t + \eta control_{i,t} + f_i + f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, f_i 为个体固定效应, 用以解决不随时间而变的个体遗漏变量问题; f_t 为时间固定效应, 可以解决不随个体而变的遗漏变量问题; 为避免多重共线性问题, 剔除了组别效应 ($treat_i$) 与时间效应 ($time_t$), 其他变量设定同(1)式。交互项 $treat_i \times time_t$ 的系数 β 仍为本文重点关注的休耕政策对农户收入影响的净效应。因此, 为反映实证结果的稳健性, 本文将同时采用双向固定效应模型和 OLS 模型估计休耕对农户收入影响的基准回归结果。

(三) 变量说明与描述性统计

1. 被解释变量。本文检验休耕政策对农户总收入的影响, 并进一步从收入结构视角探讨其影响的作用机制。因此, 文中被解释变量包括家庭总收入及其 5 项收入构成, 分别是: 种植业收入、畜牧业收入、非农收入、转移性收入、资产性收入。其中, 非农收入包含当地工资收入、外地工资收入和非农经营收入 3 项, 转移性收入包含休耕补贴收入、农业补贴收入、社保收入和亲人馈赠收入 4 项, 资产性收入主要为土地租让收入。值得说明的是, 笔者仔细查看了各项收入的分布情况, 其中种植业收入、畜牧业收入存在零值与负值, 同时为方便各方程的政策收入效应之间进行直观比较, 本文采用各项收入的实际值作为被解释变量, 不再对其作对数化处理。此外, 为消除物价波动的干扰, 文中所有收入数据均已利用当地农村居民消费价格指数调整至 2016 年的价格水平。

2. 解释变量。关键解释变量, 本文的关键自变量包括休耕政策参与虚拟变量 ($treat_i$) 和休耕政策实施时间虚拟变量 ($time_t$)。控制变量, 结合已有文献(钱忠好、王兴稳, 2016; 王庶、岳希明, 2017; 段伟等, 2018)和可得数据, 本文选取并控制了户主个人特征(年龄、性别、受教育年限、健康状况)、农户家庭特征(家庭规模、经营耕地面积、是否村干部户)以及所在村庄特征(村相对收入、村交通情况、村经济组织、村人均耕地面积)三个层面的影响农户收入的共 11 个协变量。

本文各变量的赋值说明与描述性统计见表 1。

表 1 变量赋值说明与描述性统计

变量名	变量定义	样本量	平均值	最小值	最大值
家庭总收入	家庭总收入水平, 单位: 万元	2480	5.18	4.71	31.40
种植业收入	家庭种植业收入水平, 单位: 万元	2480	0.52	-2.31	16.50
畜牧业收入	家庭畜牧业收入水平, 单位: 万元	2480	0.49	-5.30	29.84
非农收入	家庭非农收入水平, 单位: 万元	2480	3.76	0	25.50
转移性收入	家庭转移收入水平, 单位: 万元	2480	0.38	0	5.63
资产性收入	家庭资产性收入水平, 单位: 万元	2480	0.02	0	12.80
休耕参与	是否为休耕户: 0=否; 1=是	2480	0.48	0	1
年龄	户主实际年龄, 单位: 岁	2480	51.97	19	85
性别	户主性别: 0=女; 1=男	2480	0.76	0	1
受教育程度	户主实际受教育年限, 单位: 年	2480	5.62	1	19

(续表 1)

健康状况	户主自评健康状况：1=非常差；2=比较差；3=一般；4=比较好；5=非常好	2480	2.95	1	5
家庭规模	家庭人口规模，单位：人	2480	5.22	1	22
经营耕地面积	家庭实际经营耕地面积，单位：亩	2480	15.30	0	180
是否村干部户	是否为村干部户：0=否；1=是	2480	0.06	0	1
村相对收入	本村相对邻村收入状况：1=非常低；2=比较低；3=一般；4=比较高；5=非常高	2480	2.64	1	5
村交通条件	本村交通道路状况：1=非常差；2=比较差；3=一般；4=比较好；5=非常好	2480	3.76	1	5
村经济组织	本村是否有合作社：0=没有；1=有	2480	0.36	1	0
村人均耕地	本村人均耕地面积，单位：亩	2480	5.40	0	60

四、休耕影响农户收入的基准回归结果与稳健性检验

(一) 双重差分法的适用性检验

双重差分法将政策实施视为自然实验或准自然实验，这就要求双重差分研究必须满足一系列前提假设。概括而言，主要包括随机性假设和同质性假设两类（陈林、伍海军，2015）。第一，随机性假设。就本研究而言，要排除非政策因素的影响，就要保证实验分组的随机性，即“休耕政策”对政策执行村的选择过程是随机的。如果有与本文被解释变量相关的因素影响到政策执行村的选择，那么没有选中的村就不能构成有效的对照组。第二，同质性假设。处理组和对照组样本除政策冲击不同外，其余各方面都应具有相似的特征。这就要求处理组和对照组应具有同方差性，同时两组样本的被解释变量在政策实施前具有相同的变动趋势。为此，本文对随机性与同质性假设进行检验，具体如下^①：

(1) 休耕试点村选取的随机性检验。从政策文件来看，休耕试点村的选择并非随机抽取，而是有针对性的选择。试点政策主要在农业生态环境退化较严重的村落实施。然而，只要政策执行村的选择与本文被解释变量——农户家庭收入不具有系统性的相关，那么就可以认为由分组非随机导致的政策内生性问题可以忽略。为此，本文采用二元 Logit 模型，利用政策实施前（2016 年）的数据，以“所在村是否为休耕试点村”为被解释变量，分别选取本村农业生态环境状况、本村耕地质量状况、农户家庭总收入和各项收入构成为解释变量，同时以本村耕地耕作条件、人均耕地面积为控制变量，来检验农户收入是否影响休耕试点村的选取。检验结果表明，休耕试点村的选择与农户收入不相关，与本村生态环境状况高度相关，本文样本村的选取基本满足随机分组的基本假设。

(2) 处理组和对照组农户收入在政策实施前的同质性检验。考虑到两期面板数据无法对样本农户家庭收入共同时间趋势进行检验的局限性，本文借鉴已有研究的做法（王力、孙鲁云，2019），通过分析休耕实施前两组农户收入方差分布同质性和收入水平差异性两种方法来检验两组农户的家庭收入在政策实施前是否具有同质性。检验结果表明，休耕政策实施前对照组和处理组农户之间的各项收入方

^①受篇幅限制，未在文中给出具体的检验结果，若有需要，可向作者索取。

差同质，且两者间收入水平并没有显著差异，因此两组农户收入同质性假设得到满足。

（二）基准回归结果分析

表2报告了采用固定效应模型和OLS模型估计休耕影响农户总收入的基准回归结果（见（1）列、（2）列）。此外，为进一步探究农户在休耕期间不依赖休耕补贴的创收能力，本文还汇报了休耕对不含休耕补贴的农户总收入的影响结果（见（3）列、（4）列）。不难发现，无论采用何种DID估计方法，各列结果中交乘项显著，且系数为正。这说明休耕政策实施能增加农户总收入，且在剔除休耕补贴后增收效应依然存在，回归结果较稳健。假设H1得到验证。具体以固定效应模型结果展开分析，对于总收入，（1）列中交乘项系数为0.4978，相对于未休耕户，休耕户总收入增加了0.4978万元，且休耕户在休耕之前的平均总收入为4.8075万元，这意味着休耕可使农户收入提高约10.35%。这表明，从总收入层面来看，休耕政策试点能保证农户收入不减少，休耕农户没有明显的动机在休耕期间选择“复耕”，休耕实施效果有所保障。对于不含休耕补贴的总收入，（3）列中交乘项的系数为0.2857，意味着在获取休耕补贴之外，休耕能使农户收入增加5.94%。这说明，农户参与休耕后，在不依靠休耕补贴的情况下仍能实现增收，有助于其形成政策收入影响的积极预期，促进其后续参与和政策可持续。

无论是否剔除休耕补贴，各控制变量对农户总收入的影响基本一致（见（1）列、（3）列）。其中，户主健康状况对农户总收入具有显著的促进作用。很显然，作为家中重要的劳动成员，户主身体越健康，越有利于组织和从事非农就业或农业生产，家庭收入也会相应增加。经营耕地面积对农户总收入存在显著负向影响。这是因为，当前非农收入已超过农业收入成为农户家庭收入中最重要组成部分，且非农产业的工资率远高于农业，家庭经营耕地面积越多，投入到农业中的劳动力越多，相应地减少了非农部门劳动投入与收入，进而可能导致经营耕地面积越大，总收入越低。此外，本村具有合作社能够显著提高农户总收入，这与胡联（2014）、杨丹和刘自敏（2017）的研究结论基本相符。最后，村人均耕地面积与农户总收入正相关。这是因为，土地作为个体财富的象征，是农户获取经济收入的重要物资资本，人均土地面积越多通过土地获取更多农业收入和资产性收入的可能性越大。

表2 农地休耕对农户总收入的影响：双重差分法

变量名	总收入（含休耕补贴）		总收入（不含休耕补贴）	
	(1) 双向固定效应	(2) OLS	(3) 双向固定效应	(4) OLS
休耕参与×时期变量	0.4978*** (0.1120)	0.5470* (0.3236)	0.2857** (0.1116)	0.2667** (0.1239)
休耕参与	—	-0.1584 (0.2348)	—	-0.1433 (0.2350)
时期变量	—	-0.9301*** (0.2461)	—	-0.9872*** (0.2464)
年龄	0.0024 (0.0048)	-0.0003 (0.0072)	0.0029 (0.0048)	-0.0004 (0.0073)
性别	0.1249 (0.1267)	-0.0789 (0.1928)	0.1090 (0.1263)	-0.0739 (0.1930)
受教育程度	-0.0234 (0.0146)	0.0145 (0.0211)	-0.0215 (0.0136)	0.0142 (0.0211)
健康状况	0.1076** (0.0516)	0.1678* (0.0892)	0.0943* (0.0514)	0.1780** (0.0893)
家庭规模	0.0462 (0.0320)	0.0672 (0.0484)	0.0394 (0.0319)	0.0649 (0.0485)
经营耕地面积	-0.0092** (0.0038)	0.0023 (0.0063)	0.0001 (0.0038)	0.0019 (0.0063)

(续表 2)

是否村干部户	0.1646 (0.2072)	0.2515 (0.3213)	0.1558 (0.2065)	0.2549 (0.3216)
村相对收入	-0.0291 (0.0748)	0.2545** (0.1132)	-0.0392 (0.0746)	0.2346** (0.1133)
村交通条件	-0.0086 (0.0728)	0.1392 (0.0961)	-0.0172 (0.0725)	0.1305 (0.0962)
村经济组织	0.2147** (0.0982)	0.3592** (0.1770)	0.2527*** (0.0979)	0.3339* (0.1771)
村人均耕地	0.0251** (0.0119)	-0.0013 (0.0200)	0.0267** (0.0118)	-0.0015 (0.0200)
常数项	4.4176*** (0.4649)	0.09826 (0.6745)	4.3197*** (0.4636)	1.0539 (0.6752)
个体固定效应	是	否	是	否
时间固定效应	是	否	是	否
拟合优度	0.0754	0.1221	0.0369	0.1167
观测值	2480	2480	2480	2480

注：①***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；②括号内数字为标准误。

(三) 稳健性检验

1. 稳健性检验一：采用 PSM-DID 再估计。上文使用 DID 评估了休耕政策对农户总收入的影响。虽然使用这一方法能够识别出休耕户与未休耕户总收入在休耕试点前后的相对差异，并通过时间和个体固定效应控制一部分内生性问题，但仍难以应对可能由“选择性偏差”导致的估计偏误^①。为此，本文将采用 PSM-DID 来控制因“选择性偏差”而导致的内生性问题（毛捷等，2011）。参考已有研究思路（黄文、张羽瑶，2019），分别以表 2 基准回归结果（2）列中显著的控制变量和所有控制变量为选择标准来寻找与实验组相似的对照组，在对休耕前样本农户进行 PSM 方法匹配后再进行 DID 回归，其检验结果见表 3（1）列、（2）列^②。由表 3 可知，交乘项的系数及显著性水平没有实质变化，说明休耕政策有助于农户增加家庭总收入，这一发现支持上文的基准回归结果，本文结论稳健。

表 3 稳健性检验

变量名	PSM-DID 方法		子样本再回归	
	(1) 显著控制变量匹配	(2) 全部控制变量匹配	(3) 剔除非农农户样本	(4) 剔除非农和非种植户样本
休耕参与×时期变量	0.5164*** (0.1137)	0.5185*** (0.1136)	0.4245*** (0.1225)	0.4251*** (0.1225)
常数项	4.4222*** (0.4702)	4.4225*** (0.4715)	4.6254*** (0.5061)	4.5701*** (0.5045)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
拟合优度	0.0759	0.0759	0.0782	0.0805

^①虽然休耕试点具有较强的强制外生性特点，但各试点区具体实施是在尊重农户自愿原则基础上进行的整村集中连片推进，因此农户是否参与休耕并不是完全随机决定的，仍可能存在“自选择”问题。

^②因篇幅有限，此处不再汇报 PSM 的匹配结果，若有需要读者可向作者索取。

(续表 3)

观测值	2456	2454	2340	2328
-----	------	------	------	------

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

2.稳健性检验二：子样本再回归。上文给出的是基于全样本估计结果，评估的是休耕对所有类型农户（纯农户、兼业户以及非农户）收入影响的平均效应。但是，本文更关心休耕对原本从事农业生产活动农户（纯农户和兼业农户）收入的影响，为此本文剔除休耕实施前两年已不再从事农业生产或农业种植的样本（共 152 个，其中非农户 140 个、非种植户 12 个），并采用双向固定效应模型进行子样本回归，估计结果见表 3（3）列、（4）列。结果显示，与基准结果（见表 2 列（1））相比交乘项系数（分别为 0.4245 和 0.4251）略有减小，但均在 1%统计水平上显著。这表明休耕政策有助于促进纯农户和兼业农户增收，虽增收效果稍低于总体样本，但进一步验证了其增收效应的稳健性。

（四）休耕对不同收入群体的增收效应

上文验证了休耕政策的农户增收效应，但增收效果是否在不同收入群体间存在差异历来是研究重点。对此，根据农户 2016 年总收入情况，采用固定效应分位数回归模型对全样本进行了分位数回归，估计结果见表 4。结果显示，休耕政策对不同收入水平农户总收入的影响存在重要差异，政策增收效果随着收入水平分位数不断上升（从 15%分位至 95%分位处）由负到正且不断增大，显著性水平则由负向显著（15%分位处）转变为负向不显著（25%~45%分位段），并自 55%分位处开始正向显著。这表明，休耕政策对底层收入农户（主要为 15~35%收入分位段）并不存在增收效应，反而显著降低了他们的家庭收入（主要为 15%收入分位处）；对中等及以上收入水平（主要为 55~95%收入分位段）农户具有显著增收效果，且平均净效应为 1.2816 万元。总体上看，休耕政策对农户收入影响存在收入水平异质性，突出表现为“益富不益贫”的特点，说明休耕存在增大农村内部收入不平等的风险。

表 4 农地休耕对农户总收入的影响：固定效应分位数回归

收入分位数 (%)	休耕参与×时期 变量	标准误	Z 值	控制变量	观测值
15 分位数	-0.7081**	0.3280	-2.16	是	2480
25 分位数	-0.4426	0.2811	-1.57	是	2480
35 分位数	-0.1519	0.2443	-0.62	是	2480
45 分位数	0.1482	0.2320	0.64	是	2480
55 分位数	0.4286*	0.2471	1.73	是	2480
65 分位数	0.7279**	0.2875	2.53	是	2480
75 分位数	1.0709***	0.3547	3.02	是	2480
85 分位数	1.5868***	0.4752	3.34	是	2480
95 分位数	2.5936***	0.7378	3.52	是	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的显著性水平；③括号内数字为标准误。

五、进一步分析：作用机制与异质性

（一）影响机制分析

根据前述研究结果可知，休耕政策实施有益于农户增收。进一步地，本部分将采用与基准估计中相同的双向固定效应模型和样本来检验休耕如何通过直接和间接作用机制影响农户收入，检验结果见表 5、表 6 和表 7。从休耕对农户收入结构影响来看（表 5），农地休耕对农户种植业收入、非农收入与转移性收入存在显著影响（均在 1% 统计水平上显著），对畜牧业收入和资产性收入影响不显著。具体而言，休耕使农户种植业收入减少了 0.2580 万元，但同时使非农收入和转移性收入平均增加了 0.5003 万元和 0.2645 万元。这意味，农地休耕对农户总收入的提升效应主要源于非农收入和转移性收入，对农业生产造成的负面影响主要体现在减少了种植业收入，但未对畜牧业带来不利影响，也没能通过抑制种植业生产来促进农户畜牧业增收，对资产性收入影响也不显著。据此，研究假说 H2、H2a 得证，H2b、H2e 部分得证，H2c、H2d 被证伪。值得注意的是，转移性收入弥补种植业收入损失后，农户总收入的提高几乎完全源于非农收入的增加，而作为转移性收入重要组成部分的休耕补偿到底能否弥补农户种植业收入损失，尚需后文进一步检验。

表 5 农地休耕对农户总收入结构的影响

变量名	家庭总收入				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	种植业收入	畜牧业收入	非农收入	转移性收入	资产性收入
休耕参与×时期变量	-0.2580*** (0.0338)	-0.0031 (0.0600)	0.5003*** (0.0893)	0.2645*** (0.0209)	-0.0059 (0.0213)
常数项	0.8557*** (0.1406)	0.3425 (0.2492)	3.0455*** (0.3707)	0.2824*** (0.0870)	-0.1086 (0.0884)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.1570	0.0093	0.0912	0.3807	0.0123
观测样本	2480	2480	2480	2480	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10% 的显著性水平；③括号内数字为标准误。

表 6 汇报了休耕对农户转移性收入结构影响的 DID 估计结果。结合表 5、表 6 结果可知，休耕后农户平均休耕补贴收入为 0.2121 万元，但并不能完全弥补因休耕导致的种植收入损失（-0.2580 万元）。研究假说 H2b 仍部分得证。原因可能是，研究区部分试点县的休耕口粮补偿是以当地土地流转价格为标准，由于土地流转市场发育不完善，以及普遍存在亲友间的零租金人情流转现象，土地流转价格稍低于土地亩均收益，导致这一标准下的口粮补偿不能完全弥补农户种植损失。值得注意的是，休耕不会对农户农业补贴收入造成影响，但却显著增加了农户社保收入和亲人馈赠收入。可能的解释是，研究区大多数青壮年劳动力已进城务工或长期在外居留，众多农户家庭仅老人或老人照看小孩常年留守

在家，休耕前，农户通过自家种地基本能够解决日常口粮问题，农忙时节在外务工亲人也能返乡帮工并照顾家中留守老人或小孩。休耕后，一方面农户虽能够获取相应休耕补偿，但留守于农村的亲人只能通过市场购买粮食来解决日常口粮问题，相比休耕前将面临更高的生活成本；另一方面，休耕挤出农户将更多劳动力和时间用于非农工作，从而减少了他们返乡照看亲人的次数和时间。因此，外出务工农户（包括休耕与非休耕户）在休耕后往往更多地为留守农村的亲人（主要为家庭参与休耕的老人）购买并领取社会养老保险，并给予更多经济支持，从而导致社保收入和亲人馈赠收入增加。

表 6 农地休耕对农户转移性收入结构的影响

变量名	转移性收入			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	休耕补贴	农业补贴	社保收入	亲人馈赠
休耕参与×时期变量	0.2121*** (0.0137)	-0.0049 (0.0044)	0.0148** (0.0070)	0.0425*** (0.0137)
常数项	0.0978* (0.0569)	0.0999*** (0.0185)	0.0858*** (0.0291)	-0.0012 (0.0572)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
拟合优度	0.5177	0.0123	0.0331	0.0234
观测样本	2480	2480	2480	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10% 的显著性水平；③括号内数字为标准误。

表 7 首先报告了农地休耕对农户非农收入结构影响的结果。不难发现，非农收入的提升主要源于农户外地务工收入的增长，休耕使农户在本县以外的地区务工收入增加了 0.4728 万元，对非农收入的贡献度达 94.50%。为进一步检验农户非农收入的增收机制，表 7 还汇报了外地务工人员变量的中介作用结果。由模型（4）可知，休耕促使农户增加了 0.1236 个外地务工劳动力，结合外地务工增收额计算可得农户外地务工成员的人均工资每个月约 3187 元，这与当地外出务工实际工资水平基本一致。依据中介效应评判标准^①，表 6 中休耕对外出务工人数和收入影响均显著，且系数为正，但在方程（2）基础上纳入外出务工人数后，休耕对外出务工收入的影响不再显著，但外地务工人数仍显著，且回归系数为正（见方程（5））。这表明，在休耕影响外地务工收入的路径中，外地务工人数具有完全中介效应，休耕主要通过挤出农户外地务工人数来增加非农收入，假说 H2e 得证。

^①判定中介效应一般有三个标准：一是主要自变量（农地休耕）对中介变量（外地务工人数）回归，估计系数显著；二是主要自变量（农地休耕）对因变量（外地务工收入）回归，估计系数显著；三是中介变量和自变量同时对因变量进行回归，如果中介变量的估计系数显著，且主要自变量的回归系数减小且依然显著，则中介变量起部分中介作用。如果主要自变量的回归系数减小且不再显著，则中介变量起完全中介作用。

表 7 农地休耕对农户非农收入影响及其中介效应检验

变量名	非农收入结构			非农就业中介效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	非农经营收入	本地务工收入	外地务工收入	外地务工人数	外地务工收入
休耕参与×时期变量	0.0064 (0.0180)	0.0210 (0.0571)	0.4728*** (0.0628)	0.1236*** (0.0488)	0.4513 (0.3621)
外地务工人数	—	—	—	—	0.0777** (0.0362)
常数项	0.1702** (0.0748)	0.5585** (0.2373)	2.3167*** (0.2609)	-0.3707* (0.2012)	2.4277*** (0.2561)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.0053	0.0164	0.1140	0.3183	0.1107
观测样本	2480	2480	2480	2480	2480

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著；③括号内数字为标准误。

(二) 异质性分析

上文证实了农地休耕的农户增收效应。那么，对于不同休耕参与程度，农户所得休耕补偿金与被挤出劳动力外出务工人数不同；对于不同家庭人力资本禀赋，休耕促进农户非农就业的能力与强度不同，两者均会造成休耕促进农户增收的效应产生差异。为此，本部分试图从休耕参与程度和人力资本禀赋两方面考察休耕对农户收入影响的异质性。

1. 休耕参与程度异质性。表 8 报告了不同参与程度下休耕政策对农户总收入影响的 DID 分组回归结果。从结果来看，试点政策对参与休耕耕地占全部耕地的比例小于或等于 50% 农户群体的家庭收入影响不显著，对参与比例 50% 以上农户群体增收效应显著，且随着参与比例的不断增大呈现倒“U”型特征。其中，休耕对参与休耕比例介于 75% 与 100% 之间的农户群体增收效应最高（平均增收 0.8538 万元），其次是 100% 参与和 50%~75% 参与比例的农户群体（平均增收分别为 0.5800 万元和 0.4990 万元）。那么，休耕参与程度在休耕比例 50% 前后的增收效应为何存在明显差异？可能的解释是，一方面，低休耕参与程度的农户群体领取休耕补偿的数额相应较低，这对弥补种植收入损失后的增收效果发挥十分有限；另一方面，低休耕参与程度相比高参与程度的农户群体，更重视农业生产，因厌恶风险将小部分休耕地挤出的少数剩余劳动力转移至非农就业的可能性较低，导致休耕难以促进他们非农就业，因此难以发挥依靠非农就业来大幅度增加非农收入的效果。

表 8 不同参与程度下农地休耕对农户总收入的影响

变量名	休耕参与程度：休耕地占农户全部耕地的比重 (%)				
	占比≤25	25<占比≤50	50<占比≤75	75<占比<100	占比=100
休耕参与×时期变量	-0.1280 (0.4663)	-0.1183 (0.2924)	0.4990* (0.2886)	0.8538* (0.4378)	0.5800* (0.3130)
常数项	4.0396*** (0.9366)	3.9297*** (0.8746)	3.51871*** (0.8775)	3.706*** (0.9707)	3.8953*** (0.8611)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是

(续表 8)

时间固定效应	是	是	是	是	是
拟合优度	0.0551	0.0448	0.0670	0.0714	0.0822
观测样本	1442	1610	1552	1414	1542

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10% 的显著性水平；③括号内数字为标准误。

2.人力资本禀赋异质性。本文主要从人力资本数量与质量两个方面考察不同人力资本禀赋下休耕增收效应的异质性。为此，将家庭劳动力的数量和平均受教育年限分别作为衡量人力资本数量和质量指标。按样本农户 2016 年的家庭情况，将劳动力数量按低于和高于平均值（样本农户平均劳动力数量为 2.8 人）的标准分为人力资本低、高数量两组，将劳动力平均受教育年限按小于 9 年和大于等于 9 年的标准分为人力资本低、高质量两组，并由此进行 DID 分组回归。由表 9 可知，从人力资本数量来看，无论是高数量组还是低数量组，休耕均存在显著增收效应，但休耕对高数量组农户的增收效应（为 0.5365 万元）是低数量组（0.2697 万元）的近两倍。同理，从人力资本质量来看，休耕对高、低质量两组农户群体均存在显著增收效应，且高质量组的休耕增收效应（0.9443 万元）是低质量组（0.3437 万元）的 2.74 倍。这说明，具有高数量或高质量人力资本的农户，相比于低数量或低质量的农户在休耕后更容易非农就业并获得更高的非农收入，从而家庭总收入也更高。

表 9 不同人力资本禀赋下农地休耕对农户总收入的影响

变量名	人力资本：数量与质量			
	人力资本数量		人力资本质量	
	低数量组 (<2.8 人)	高数量组 (>2.8 人)	低质量组 (<9 年)	高质量组 (>=9 年)
休耕参与×时期变量	0.2697* (0.1417)	0.5365** (0.2627)	0.3437*** (0.1170)	0.9443*** (0.2862)
常数项	4.3725*** (0.6115)	3.1606*** (1.0020)	4.4975*** (0.4985)	3.7508*** (1.0972)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
拟合优度	0.0807	0.1150	0.0814	0.1540
观测样本	1154	1326	2143	1577

注：①控制变量同表 2；②***、**、*表示估计结果在 1%、5%、10% 的显著性水平；③括号内数字为标准误。

六、结论与启示

稳定并提高农户收入是保障休耕实施效果和促进休耕制度构建形成的重要前提。当前第一、第二轮休耕试点已经结束，但休耕政策是否对农户收入造成不利影响，尚不明确。为此，本文构建了休耕影响农户收入的理论分析框架与研究假说，利用西北休耕试点政策作为准实验，基于甘肃省 1240 个农户的两期面板微观数据，采用双重差分法识别了休耕政策对农户收入的影响，并进一步探究了其作用机制与影响异质性。得出如下结论：首先，休耕政策显著增加了西北地区农户总收入。使用经典 DID

和传统 DID 方法的结果均显示，休耕有益于农户增收，且剔除休耕补贴后增收效果依然显著。该结论在经过 PSM-DID 方法和子样本回归检验后是稳健的。具体而言，休耕使农户平均增收 0.4978 万元，增幅为 10.35%，但不同收入水平群体间的增收效应存在差异，突出表现为“益富不益贫”的特点。其次，休耕政策主要是通过增加转移性收入的直接作用和促进非农就业以提升非农收入的间接作用两种机制促进农户增收。从收入结构视角概括来看，休耕减少了农户种植业收入，同时提高转移性收入得以弥补种植损失后有结余，但其中休耕补偿并不能完全弥补种植收入损失，意外增加的社保收入和亲人馈赠收入是关键。此外，休耕不会显著影响资产性收入和畜牧业收入，对非农收入的显著增收效果主要体现在外地务工收入的增加，且是通过促进农户外地务工人员数量的增加来实现。最后，休耕政策对农户总收入的影响在休耕参与程度和人力资本禀赋上均表现出显著异质性。相对于低参与程度，休耕对参与比例在 50% 以上的农户群体才有显著增收效果，且随着参与程度的提高呈倒“U”型特征；相比于低数量或低质量的群体，高数量或高质量人力资本禀赋农户群体的增收效果更大。

基于上述结论，本文得出如下启示：第一，总体上看，无论是否考虑休耕补贴，休耕政策均有利于农户增收，故西北地区休耕政策的生态效果产生与休耕制度的构建形成具备了良好的农户收入保障。但也应该看到，休耕增收效应主要表现为“益富不益贫”，因此在坚决打赢农村脱贫攻坚战的背景下，休耕政策后续推进应给予低水平农户群体更多的关注与扶持，谨防低收入群体“因休返贫”，对休耕实施造成不利影响。第二，休耕试点政策主要通过增加休耕补偿、社保与亲人馈赠等转移性收入的直接作用和通过挤出劳动力增加外地务工人员数量来提升非农收入的间接作用两种机制促进农户增收，故以耕地亩均净收益为下限适度提高休耕补偿标准、针对休耕试点区开展社保宣传以提升农村社会保障参与率、同时为有需求者提供非农就业帮扶促进其外地务工等将有助于休耕户家庭增收。第三，休耕政策的增收效应在中、高休耕参与程度群体中更有效果，且对高人力资本禀赋群体的影响大于低人力资本禀赋群体，故鼓励农户大规模休耕，并提升家庭人力资本禀赋将有助于提高休耕的增收效果。一是在坚持农户意愿的基础上，通过政策宣传、树立标杆等方式引导农户提高休耕参与程度；二是可优先鼓励家中劳动力较多农户参与休耕；三是在休耕期间对休耕户开展教育与非农就业技能培训，在无法改变其人力资本数量的现实约束下，通过提高人力资本质量来提升人力资本禀赋。

参考文献

1. 陈林、伍海军，2015：《国内双重差分法的研究现状与潜在问题》，《数量经济技术经济研究》第 7 期。
2. 陈展图、杨庆媛，2017：《中国耕地休耕制度基本框架构建》，《中国人口·资源与环境》第 12 期。
3. 段伟、申津羽、温亚利，2018：《西部地区退耕还林工程对农户收入的影响——基于异质性的处理效应估计》，《农业技术经济》第 2 期。
4. 胡联，2014：《贫困地区农民专业合作社与农户收入增长——基于双重差分法的实证分析》，《财经科学》第 12 期。
5. 黄文、张羽瑶，2019：《区域一体化战略影响了中国城市经济高质量发展吗？——基于长江经济带城市群的实证考察》，《产业经济研究》第 6 期。

6. 江娟丽、杨庆媛、阎建忠, 2017:《耕地休耕的研究进展与现实借鉴》,《西南大学学报(自然科学版)》第1期。
7. 李霄、卢圣华、汪晖, 2019:《征地对农户收入的影响及其空间分异性研究——基于CHFS数据的倍差法分析》,《中国土地科学》第10期。
8. 柳荻、胡振通、靳乐山, 2018:《华北地下水超采区农户对休耕政策的满意度及其影响因素分析》,《干旱区资源与环境》第1期。
9. 柳荻、胡振通、靳乐山, 2019:《基于农户受偿意愿的地下水超采区休耕补偿标准研究》,《中国人口·资源与环境》第8期。
10. 毛捷、汪德华、白重恩, 2011:《民族地区转移支付、公共支出差异与经济发展差距》,《经济研究》第S2期。
11. 钱忠好、王兴稳, 2016:《农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析》,《中国农村经济》第10期。
12. 沈孝强、吴次芳, 2016:《自主参与式农地休养政策:模式和启示》,《中国土地科学》第1期。
13. 谭永忠、练款、俞振宁, 2018:《重金属污染耕地治理式休耕农户满意度及其影响因素研究》,《中国土地科学》第10期。
14. 谭永忠、赵越、俞振宁、曹宇, 2017:《代表性国家和地区耕地休耕补助政策及其对中国的启示》,《农业工程学报》第19期。
15. 王力、孙鲁云, 2019:《最低收购价政策能稳定粮食价格波动吗》,《农业技术经济》第2期。
16. 王盼、阎建忠、杨柳、王晶滢, 2019:《轮作休耕对劳动力转移的影响——以河北、甘肃、云南三省为例》,《自然资源学报》第11期。
17. 王庶、岳希明, 2017:《退耕还林、非农就业与农民增收——基于21省面板数据的双重差分分析》,《经济研究》第4期。
18. 王志强、黄国勤、赵其国, 2017:《新常态下我国轮作休耕的内涵、意义及实施要点简析》,《土壤》第4期。
19. 吴萍、王裕根, 2017:《耕地轮作休耕及其生态补偿制度构建》,《理论与改革》第4期。
20. 谢花林、程玲娟, 2017:《地下水漏斗区农户冬小麦休耕意愿的影响因素及其生态补偿标准研究——以河北衡水为例》,《自然资源学报》第12期。
21. 杨庆媛、曾黎、廖俊儒、杨人豪、陈伊多, 2018:《休耕制度试点阶段经济补偿的绩效评估——以云南省样本户为例》,《经济地理》第12期。
22. 杨庆媛、信桂新、江娟丽、陈展图, 2017:《欧美及东亚地区耕地轮作休耕制度实践:对比与启示》,《中国土地科学》第4期。
23. 姚柳杨、赵敏娟、徐涛, 2017:《耕地保护政策的社会福利分析:基于选择实验的非市场价值评估》,《农业经济问题》第2期。
24. 姚柳杨, 2018:《休耕的社会福利评估——以武威市为例》,西北农林科技大学博士学位论文。
25. 尹珂、肖轶, 2015:《三峡库区消落带农户生态休耕经济补偿意愿及影响因素研究》,《地理科学》第9期。
26. 俞振宁、谭永忠、茅铭芝、吴次芳、赵越, 2018:《重金属污染耕地治理式休耕补偿政策:农户选择实验及影响因素分析》,《中国农村经济》第2期。

27. 俞振宁、吴次芳、沈孝强, 2017: 《基于 IAD 延伸决策模型的农户耕地休养意愿研究》, 《自然资源学报》第 2 期。
28. 赵其国、滕应、黄国勤, 2017: 《中国探索实行耕地轮作休耕制度试点问题的战略思考》, 《生态环境学报》第 1 期。
29. 诸培新、张建、张志林, 2015: 《农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析》, 《中国土地科学》第 11 期。
30. Borge, P. J., R. Fragoso, J. Garcia-Gonzalo, J. G. Borges, S. Marques, and M. R. Lucas, 2010, “Assessing Impacts of Common Agricultural Policy Changes on Regional Land Use Patterns with a Decision Support System Application in Southern Portugal”, *Forest Policy and Economics*, 12(2): 111-120.
31. Leroy, H., 2016, “Conservation Reserve Program: Environmental Benefits Update”, *Agricultural & Resource Economics Review*, 36(2): 267-280.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

²陕西农村经济与社会发展协同创新中心)

(责任编辑: 光明)

How Does Farmland Fallow Affect Rural Households' Income? An Empirical Analysis Based on the Panel Data Collected from 1240 Households in the Northwest Fallow Pilot Areas

Xie Xianxiong Zhao Minjuan Cai Yu Deng Yue

Abstract: Based on the panel micro data of 1240 farmers in Gansu Province, this article uses a DID method to identify the impact of farmland fallow on farmers' income by using fallow pilot policy in the seriously degraded ecological areas of Northwest China as a quasi-experiment, and further explores the mechanism and heterogeneity of this impact. The results show that the total annual income of farmers can be increased by 4978 Yuan, an increase of 10.35%. This effect still exists after eliminating the fallow subsidy, but there are differences among different income groups, which can be characterized by “benefiting the rich but not benefiting the poor”. An analysis of the impact mechanism shows that farmland fallow improve the total household income mainly through two ways, a direct effect of raising transfer income and an indirect effect of raising off-farm income by squeezing out off-farm employments, and the contribution of increased off-farm income is the largest. Among them, the increase in off-farm income is mainly due to the increase of the number of migrant workers and income. Farmland fallow reduces crop income, but it is difficult to fully make up for this income loss through fallow subsidies. The increase of social security income and family gift income is the key to make up for the loss. Farmland fallow does not affect farmers' asset income, and there is no agricultural structural adjustment to promote the increase of livestock income effect. This study also finds that the income-enhancing effects of fallow farmland can be varied among farmers with different levels of participation and with different human capital endowment.

Key Words: Rural Household's Income; Income Structure; Farmland Fallow; Policy Effect; DID

农村金融机构市场化对金融支农的影响： 抑制还是促进？*

——来自农信社改制农商行的证据

马九杰¹ 亓浩¹ 吴本健²

摘要：由于忽略了发展阶段的差异，金融机构市场化是否会抑制其支农力度一直存在争议。本文基于农业部门与工商业部门相对发展差距的视角，从理论上分析了不同阶段农村金融机构市场化改革对金融支农的异质性影响，并基于2010~2016年982家农信社和农商行的数据，利用农信社转制农商行后金融机构市场化程度提高这一“准自然实验”，对上述理论进行了检验。结果发现：第一，现阶段农信社转制显著提升了其金融支农水平，但金融支农水平提升的主要受益对象是新型农业经营主体，普通农户融资困境仍然没有缓解。第二，农信社改制后贷款结构的调整是符合其比较优势的，改制后贷款利润率没有下降。第三，农信社改制对金融支农的影响与所处的发展阶段息息相关，农信社所在地区的农业与工商业部门发展差距越小，农信社改制对金融支农的促进作用越大。因此，在城乡融合发展时期，应继续坚定地推进农村金融机构市场化改革，同时关注普通农户的融资困境问题。

关键词：农村金融机构市场化 农信社改制 金融支农

中图分类号：F832 **文献标识码：**A

一、引言

金融市场化是指减少政府对于金融市场的过度干预，由市场来配置金融资源的过程（周业安和赵坚毅，2005）。根据金融深化理论，金融市场化可以改善资源的配置效率，提高企业的经营绩效，推动经济的发展（Mckinnon, 1973; Shaw, 1973）。因此，减少政府对金融机构的干预，能够提升金融

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“数字金融发展在农村金融空间配给缓解和实体经济金融普惠中的作用研究”（批准号71973146）、国家自然科学基金青年项目“农村正规金融发展、金融空间演化与县域内城乡收入差距”（71603306）和北京市社会科学基金一般项目“有利于‘三农’和城市弱势群体的北京市普惠金融体系建设研究”（17YJB023）的资助。本文通讯作者：亓浩。感谢周立教授提供农信社转制的背景资料，感谢匿名审稿专家的宝贵意见。文责自负。

机构的可持续经营能力，但随之而来的一个问题是：农业部门风险高、收益低（Bai et al., 2006），如果由市场来配置金融资源，农村金融机构是否会出于盈利目的，而进一步降低支农力度？

汪昌云等（2014）发现金融市场化改革导致了农村金融机构的支农力度下降，越来越多的研究认为金融市场化对资源配置效率的影响不是单向的、静态的（Hellmann et al., 1997、2000），由于金融深化理论建立在完全信息和完全竞争等假设条件之上（Arestis and Demetraides, 1999），而这些条件在现实世界中很难满足，所以金融市场化并不一定能够提高资源配置效率，比如拉美等地区的发展中国家采取金融市场化改革之后反而爆发了经济危机（余静文，2013）。因此，金融市场化对资源配置效率的影响取决于一个地区的现实条件，最优的金融市场化程度应该与一个地区的发展阶段相适应（Huang and Wang, 2011；余静文，2013）。

本文聚焦于农村金融机构，在中央政府对三农的大力扶持下，城乡一体化成效显著（欧阳志刚，2014），本文认为现阶段实施农村金融机构市场化改革，有助于促进金融支农。本文发现：第一，农信社改制显著提升了其涉农贷款占总贷款比重，即现阶段金融机构市场化改革有效促进了金融支农，动态效应检验发现，改革的作用具有持续性，但是涉农贷款增加的主要受益对象是新型农业经营主体，普通农户融资困境仍然没有缓解。第二，农信社改制后贷款结构的调整是符合其比较优势的，改制后贷款利润率没有下降。第三，农信社改制对金融支农的影响与所处的发展阶段息息相关，农信社所在地区的农业与工商业部门发展差距越小，农信社改制对金融支农的促进作用越大。

本文的主要贡献体现在以下两个方面。第一，构建了农村金融机构市场化对金融支农影响的动态分析框架。虽然已有研究对金融市场化对经济增长的动态影响进行了系统分析（余静文，2013），但是尚未有研究关注金融市场化对金融支农的动态影响，本文丰富了这一方面的理论分析。第二，本文利用农信社改制后市场化程度提高这一“准自然实验”，能够更加好地识别农村金融机构市场化对金融支农影响的因果关系。已有研究中，余静文（2013）、王勋等（2013）参考 Abiad et al.（2009），利用信贷管制、利率管制等 7 个子指标加权构造金融抑制指标；汪昌云等（2014）利用樊纲等发布的《中国市场化指数》中的“金融业的市场化指数”来衡量市场化水平。利用上述金融市场化指标来衡量金融市场化水平，难以解决内生性问题，本文利用农信社改制农商行后，自主经营权扩大，受到的政府干预减少这一“准自然实验”，能够更好地捕获金融机构市场化程度的外生变化，从而更好地识别农村金融机构市场化对金融支农影响的因果关系，为本文的理论提供实证支持。

二、制度背景

上世纪 90 年代中后期以来，我国大型国有银行实行了股份制改革，改革后的国有大行纷纷撤出农村和县域地区，农信社在一定意义上成为了农村金融市场中的“垄断供给者”（马九杰和吴本健，2012）。因此，以农信社和农商行为研究对象，来分析农村金融机构市场化改革对金融支农的影响是恰当的。

（一）农信社市场化改革进程

农信社的市场化改革起始于 1996 年，国务院印发《关于农村金融体制改革的决定》，允许在城乡一体化程度较高的地区，已经商业化经营的农村信用社，组建股份制的商业银行。2003 年国务院下发

《深化农村信用社改革试点方案》（15号文），其中重要的一项内容就是改革农信社产权制度。到2010年底，农合行、农商行分别达到223家、85家，从这组数据也可以看出，多数农信社选择了股份合作制的产权形式。2010年银监会印发《关于加快推进农村合作金融机构股权改造的指导意见》，标志着决策层结束了关于农信社应当实行何种产权制度的争论，确立了股份制改革的总体方向，新一轮的产权改革正式启动。各省把农信社股份制改制作为一项重要任务，明确改革的具体任务目标和时间表，农信社改制的进程明显加快（周立，2020）。截至2017年底，农村商业银行法人机构数达到1262家，农村合作银行剩余33家，农村信用社剩余965家。

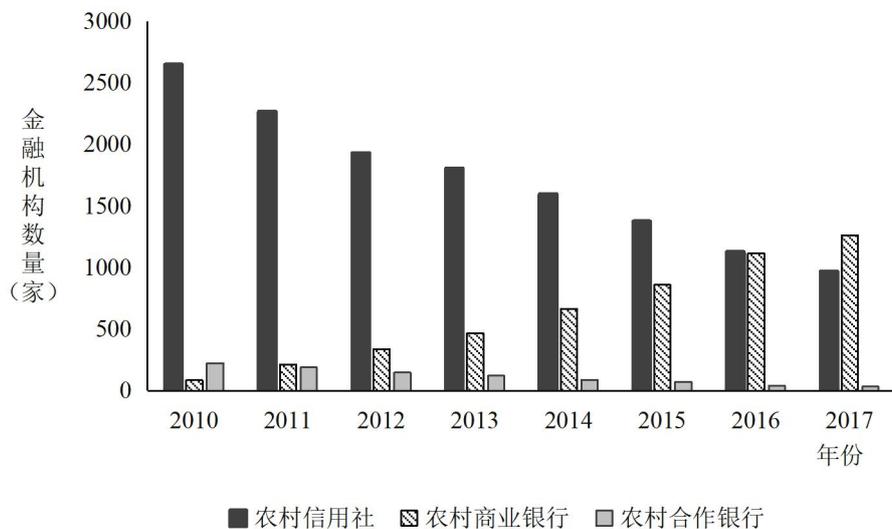


图1 2010-2017年农村正规金融机构数量变化

数据来源：2010-2017年银监会年报。

（二）农信社改制农商行：农村金融机构市场化改革

2003年国务院下发的《深化农村信用社改革试点方案》包括两项改革内容，一项是产权制度改革，另一项是管理制度改革，将农信社的管理交由地方政府负责。地方政府通过组建省联社，来对农信社、农商行进行管理。省联社对农信社的干预体现在以下三个方面：第一，省联社掌管人事权。第二，省联社掌管财务审批权，农信社大额财务开支需省联社审批^①。第三，省联社掌管业务指导权（黄益平等，2018）。

省联社的行政干预，特别是对基层农信社人事任命权的把控，扭曲了农信社的法人治理结构，客观上必然会形成“外部人控制”（陈福成等，2005），损害了农信社的经营自主权（于李娜和刘舒慧，2016；谢宏和李鹏，2019）。农信社改制成农商行后，省联社对农商行的管理更为宽松，并且农商行的

^① 见国务院发展研究中心金融研究所“农信社改革研究”课题组撰写的报告《当前农信社改革中存在的主要问题及政策建议》http://www.chinareform.org.cn/Economy/Agriculture/Practice/201301/t20130125_160183.htm。

法人治理结构更加完善，抵抗省联社干预的能力增强，经营自主权扩大。

第一，根据农信社改制要求^①，改制的农信社在风险管控、经营绩效上表现更好，所以对农信社和农商行实施分类指导的差别化管理是必要的（赵林，2010）。事实上，各省省联社普遍对农信社和农商行进行差别化的管理，在信贷、财务、资产、干部员工队伍、绩效考核等方面放松对农商行的管理，增强其自我发展能力^②。吉林省省联社从2015年起，对经营状况较好的10家农商行甚至进行了完全放权，仅在科技、系统等服务层面为农商行提供支持^③。第二，农信社在股份制改革之前，股权分散且混乱，股东容易出现“搭便车”行为，造成“内部人控制”的局面（张珩等，2017）。而身为“内部人”的农信社高管，由省联社进行任命，这就加剧了省联社对基层农信社的“外部人干预”（陈福成等，2005）。农信社在股份化改制过程中，通过规范老股金和增资扩股，股东人数大幅下降，股权集中度得到提高，这增强了农商行的自我管理能力和内生出反对行政干预的力量（穆争社和蓝虹，2007）。股权结构的优化，也有利于农商行建立健全的法人治理结构（刘锡良等，2013），从而有利于抵抗省联社的“外部人干预”^④。因此，农信社改制农商行后，经营自主权扩大，是一个农村金融机构市场化的过程。

三、理论假说

为了简化分析，我们将信贷主体划归两大部门：城市地区的工商业部门和农村地区的农业部门。基于中国的发展实践，在发展初期，农业部门相比于工商业部门，具有以下三个特点：投资回报率低（Bai et al., 2006）、信息不对称现象严重（周立，2007）和信贷交易成本高（汪昌云等，2014）。第一阶段，经济发展初期，由于农业部门与工商业部门发展差距较大，农村信贷条件（信息不对称程度、交易成本）较差，对农村金融机构进行市场化改革，市场机制会把资金配置到效率最高的地方，资金将会流入工商业部门，恶化对农业部门的信贷支持。第二阶段，随着经济的发展，农业与工商业部门发展差距缩小，农村信贷条件得到有效改善。农村金融机构植根于农村地区，能够充分利用当地的“软信息”（张捷，2002），具有“中小银行优势”（林毅夫和李永军，2011），所以它们的比较优势在农业

^① 见2003年国务院印发的《深化农村信用社改革试点方案》和2008年银监会印发的《农村中小金融机构行政许可事项实施办法》。

^② 不同省份省联社的差别化管理可能存在一些不同，一个具体的例子参见《山东省农村信用社（农村合作银行、农村商业银行）差别化管理办法（试行）》<http://www.docin.com/p-688771518.html>。

^③ 这条信息来自于笔者对吉林省省联社的调研。吉林省省联社于2012年对2家农商行进行放权，2015年又对8家农商行进行放权。

^④ 农信社股份化改革能够减少省联社的外部人干预，也可以从近年来农商行与省联社的冲突中看出。2016年安徽桐城农商行前任董事长辞职，安徽省联社提名董事长，但遭到几名股东董事反对，股东董事代表提出自荐方案、市场化招聘方案及行内高管提拔方案，也遭到了省联社的否决，导致桐城农村商业银行董事长半年内的空缺。2017年，常熟农商行董事会投票未通过省联社提名的两名副行长候选人。

部门，随着农业与工商业部门的投资回报率的差距的缩小和农业部门信贷条件的优化，农村金融机构将会加大支农力度。第三阶段，随着经济的进一步发展，农业与工商业部门达到发展的均衡状态。此时，农业部门不再是受到信贷配给的部门，不仅农村金融机构会回归农业部门，综合性的金融机构也会重新重视农业部门。根据上述分析，本文提出：

假说 1：农业与工商业部门发展差距越小，农信社改制对金融支农的促进作用越大。

现阶段深化农村金融机构市场化改革，会如何影响金融支农水平呢？回答这个问题，需要对我国农业部门与工商业部门发展的现状进行评估。龙海明等（2015）利用泰尔指数测算我国的城乡收入差距变动趋势，发现 1983-2006 年我国城乡收入差距呈扩大趋势，2006 年之后，城乡收入差距逐渐减小，这一结论与孔祥智（2019）的研究是相符的。李实和朱梦冰（2018）基于收入分配的角度，发现上世纪 80 年代初期到 2008 年，我国城乡收入差距在扩大，2008 年之后，城乡收入差距显著缩小。本文利用《中国统计年鉴》计算得到中国城乡居民收入比率，来衡量农业与工商业部门的发展差距，图 2 即为 2000~2018 年中国城乡居民收入比率变动图。可以发现，2000~2009 年，中国城乡居民收入比率在拉大，2009~2018 年，城乡居民收入比率显著缩小，这与已有研究结果是相似的，说明 2009 年之后，我国农业与工商业部门的发展差距显著减小。

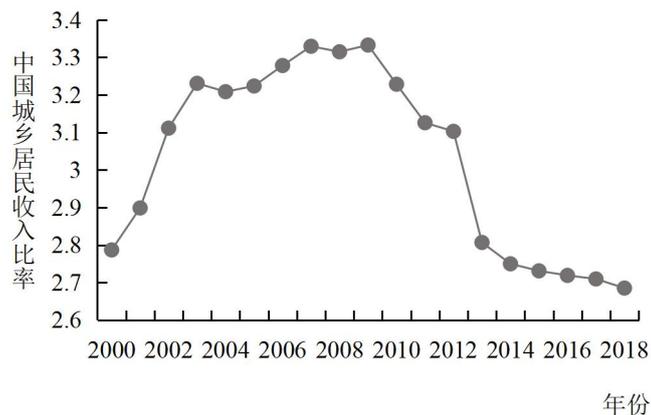


图 2 2000~2018 年中国城乡居民收入比率变动

数据来源：《中国统计年鉴》，其中中国城乡居民收入比率=城镇居民可支配收入/农村居民可支配收入。

具体来看，2009 年之后，我国农业部门取得了长足的发展。第一，在传统小农经营的基础上，发育出了涉农企业、家庭农场、农民合作社、种养大户等新型农业经营主体，这些经营主体普遍实现了规模经营、农业设备投资多、盈利能力强（钟真，2018），能够较好地满足金融机构的贷款要求。第二，农业产业链的延伸和农业的多样化经营快速发展，以订单农业（刘晓鸥和邸元，2013）、乡村旅游（钟真等，2019）为代表的农业新业态不断涌现，丰富了农业部门的发展内涵，提升了农业盈利能力，为金融资本的进入创造了条件。第三，农村信贷环境得到优化。截至 2020 年 3 月，我国农村网民规模

为 2.55 亿，农村地区互联网普及率高达 46.2%^①。金融机构借助移动支付、互联网理财、网络借贷等金融科技的发展，部分缓解了农业部门信息不对称问题的约束，提升了服务三农的效率（傅秋子和黄益平，2018），尤其加大了对小微企业的金融支持（谢绚丽等，2018）。近些年，我国供应链金融也得到了良性发展，一些金融机构结合特定区域农业发展特色，开展了形式多样的供应链融资，提升了中小企业和农户的信用水平，降低了融资成本和风险（邵娴，2013）。在中央财政的大力投入下，我国农村基础设施建设也得到了质的提升（孔祥智，2019），交通成本得到有效降低。

假说 2：现阶段，农信社改制有助于促进金融支农。

假说 3：农信社改制后贷款结构的调整是符合其比较优势的，改制后贷款利润率不会下降。

假说 4：农信社改制后，会减少非涉农贷款供给，增加涉农贷款供给，但涉农贷款增加的主要受益对象是新型农业经营主体，普通农户融资困境仍然没有缓解。

四、实证策略及数据描述

（一）变量的选取

1. 被解释变量。本文对金融支农水平进行了细致的考察，既包括金融支农的“数量”：涉农贷款占总贷款比重、农户贷款占总贷款的比重、涉农经济组织贷款占总贷款的比重，也包括金融支农的“价格”：贷款利润率。

2. 核心解释变量。农信社改制农商行（ $reform_{it}$ ）。在这里， $reform_{it}$ 相当于经典双重差分方法中的交乘项，若农信社 i 在 t 年改制，则 $reform_{it}$ 取值为 1，否则为 0。

3. 控制变量。本文从银行特征和区县经济特征两个方面来选取控制变量。银行特征方面，本文首先控制了法人股占总股份的比重，从而控制了农信社改制过程中股权结构的变化对支农水平的影响。其次，本文控制了资本充足率、不良贷款率、拨备覆盖率、资产规模、资产收益率，这些变量均为重要的银行特征变量，与银行的支农水平密切相关；同时，根据 2003 年国务院印发的《深化农村信用社改革试点方案》和 2008 年银监会印发的《农村中小金融机构行政许可事项实施办法》，改制的农信社需要在上述几个指标上满足一定的条件，为了防止银行自选择偏误的影响，本文对资本充足率、不良贷款率、拨备覆盖率、资产规模、资产收益率这 5 个变量加以控制。最后，本文控制了存贷比、在当地所占的市场份额、农商行年龄，从而控制住银行的存贷款比率、在当地信贷市场的市场势力和改制时间长短对金融支农水平的影响。在区县经济特征方面，本文控制了人均 GDP、第一产业占 GDP 比重、第二产业占 GDP 比重、公共财政收入占公共财政支出的比重、年末金融机构贷款余额占 GDP 的比重，从而控制区县的经济发展水平、产业结构、财政自给程度和金融深化程度对当地农信社或农商行支农水平的影响。

^① 见第 45 次《中国互联网络发展状况统计报告》http://www.cac.gov.cn/2020-04/27/c_1589535470378587.htm。

4.回归方程(2)中增加的变量。农业与工商业部门的发展差距(gap_{it})。本文用城镇居民家庭平均每人全年可支配收入与农村居民家庭平均每人全年纯收入的比值来衡量农业与工商业部门的发展差距,由于数据的限制,该比值通过省级层面的数据计算得到。

(二) 回归方程设定

农信社改制农商行,是一个在各个地区逐渐试点推广的过程,本文运用双重差分的方法来考察现阶段农村金融机构市场化的影响,回归方程设定如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 reform_{it} + \varphi x_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在(1)式中, i 代表农信社或农商行, t 代表年份。 y_{it} 表示农信社或农商行 i 在 t 年的金融支农水平。 $reform_{it}$ 表示农信社改制农商行,估计系数 β_1 即为我们关注的农信社改制的效应。 x_{it} 表示控制变量。对于不可观测的遗漏变量问题,本文控制了个体固定效应 α_i 和时间固定效应 λ_t ,通过控制双向固定效应,可以消除不随时间变化的银行个体异质性和宏观周期。 ε_{it} 是随机扰动项。为控制面板数据潜在的自相关和异方差问题,本文将回归系数的标准误聚类(Cluster)到银行层面。

为了考察不同阶段金融机构市场化改革对金融支农的异质性影响,本文设定回归方程:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 reform_{it} * gap_{it} + reform_{it} + gap_{it} + \varphi x_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在(2)式中, gap_{it} 表示农业与工商业部门的发展差距。其余变量定义见方程(1)。

(三) 数据来源和描述性统计

本文样本数据来自多个数据库,其中涉农贷款占总贷款比重、非涉农贷款占总贷款比重、农户贷款占总贷款的比重、涉农经济组织贷款占总贷款的比重、贷款利润率、农商行年龄、资产收益率、不良贷款率、农信社资产规模、资本充足率、拨备覆盖率、存贷比、农信社贷款占当地总贷款比重、法人股占总股份比重等银行特征变量来自中国银行业监督管理委员会;人均GDP对数值、一产占比、二产占比、财政自给率、金融深化程度等区县经济特征变量来自于《中国县域统计年鉴》,由于《中国县域统计年鉴》中部分县域GDP数据缺失,本文通过查找各省统计年鉴补充;农业与工商业部门发展差距,本文用城乡居民收入差距来衡量,数据来自《中国统计年鉴》。

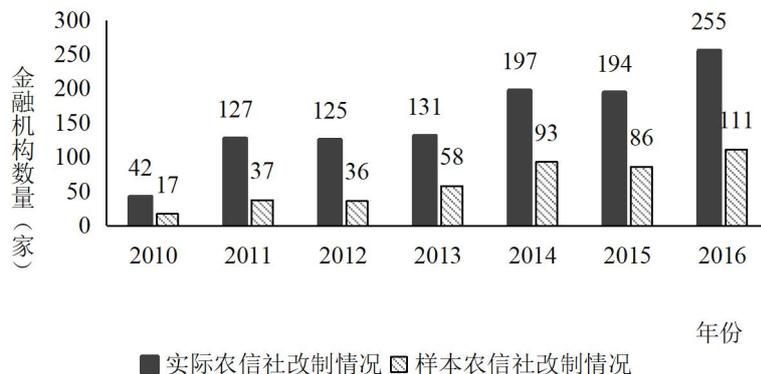


图3 2010~2016年农村正规金融机构数量变化

数据来源:2010~2016年银监会年报(实际农信社改制情况)、银监会内部数据(样本农信社改制情况)

本文样本的时间跨度为2010~2016年。之所以选取2010年为起始年份，一方面是因为2010年后决策层才确立了股份化改制的方向，此后农信社股份化改制才大规模展开。另一方面是由于样本数据的限制。最终，本文的样本包含了2010~2016年982家银行的数据，其中包括438家在2016年前改制的农商行，530家直到2016年仍未改制的农信社。2010~2016年农信社实际改制情况与样本中农信社改制情况见图3，由图3可见，本文样本中农信社改制的年度变动趋势与实际农信社改制的趋势是相符的，样本具有较强的代表性。为了避免极端值对回归结果可能产生的影响，我们对连续变量1%分位数以下和99%分位数以上的样本使用缩尾法（winsorize）进行处理。表1报告的是本文主要变量定义和主要变量的描述性统计。

表1 主要变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
涉农贷款占总贷款比重	涉农贷款/总贷款	0.871	0.114	0.400	1
非涉农贷款占总贷款比重	非涉农贷款/总贷款	0.130	0.120	0	0.949
农户贷款占总贷款的比重	农户贷款/总贷款	0.567	0.217	0.074	0.965
涉农经济组织贷款占总贷款的比重	涉农经济组织贷款/总贷款	0.302	0.194	0	0.813
贷款利润率	贷款利息净收入/总贷款	0.084	0.020	0.038	0.151
农商行年龄	农商行成立的年龄	0.581	1.482	0	16
资产收益率	净利润/平均资产总额	0.010	0.006	0	0.029
不良贷款率	不良贷款/总贷款	0.057	0.070	0.004	0.452
农信社资产对数值	农信社总资产取对数	12.749	0.793	10.912	14.809
资本充足率	所有者权益/总资产	0.074	0.031	0.011	0.136
拨备覆盖率	贷款损失准备/不良贷款	0.595	0.541	0	3.160
存贷比	农信社贷款余额/农信社各项存款	0.654	0.111	0.373	0.996
法人股占总股份比重	法人股/总股份	0.295	0.209	0	0.832
农信社贷款占当地总贷款比重	农信社贷款余额/年末金融机构贷款余额	0.475	0.197	0.12	0.984
人均GDP对数值	人均GDP取对数	10.075	0.713	8.60	12.107
一产占比	第一产业增加值/GDP	0.207	0.106	0.022	0.551
二产占比	第二产业增加值/GDP	0.446	0.150	0.097	0.797
财政自给率	公共财政收入/公共财政支出	0.329	0.218	0.042	1.021
金融深化程度	年末金融机构各项贷款余额/GDP	0.564	0.269	0.131	1.621
农业与工商业部门发展差距	城镇家庭与农村家庭人均纯收入之比	2.887	0.472	2.064	4.073

五、实证结果

（一）农信社改制对支农水平的影响

本文首先分析，现阶段农信社改制对支农水平的影响，表 2 中第 1 列仅控制双向固定效应，第 2 列在第 1 列的基础上控制银行特征变量，第 3 列在第 2 列的基础上进一步控制区县经济特征变量，结果显示：农信社改制农商行显著提升了涉农贷款占总贷款比重，即现阶段农村金融机构市场化能够促进金融支农，假说 2 得证。由第 3 列可知，农信社改制后，涉农贷款占总贷款的比重显著提升了 1.60%，涉农贷款占总贷款的比重的样本平均值为 87.10%，所以农信社改制导致的涉农贷款占比增加值占样本平均值的 1.84%。

表 2 农信社改制对农信社支农水平的影响

	(1)	(2)	(3)
	涉农贷款占总贷款比重		
reform	0.029*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.016*** (0.005)
资产收益率		1.738*** (0.311)	1.784*** (0.308)
不良贷款率		-0.002 (0.036)	-0.001 (0.036)
资产规模对数值		-0.019 (0.013)	-0.012 (0.013)
资本充足率		0.072 (0.159)	0.073 (0.159)
拨备覆盖率		0.022*** (0.003)	0.022*** (0.003)
存贷比		-0.100*** (0.028)	-0.099*** (0.028)
法人股占总股份比重		0.051*** (0.012)	0.052*** (0.012)
农信社贷款占当地总贷款比重		-0.037* (0.020)	-0.036 (0.025)
农商行年龄		-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
人均 gdp 对数值			-0.044** (0.020)
一产占比			-0.046 (0.054)
二产占比			0.031

(续表 2)

			(0.048)
财政自给率			0.019
			(0.019)
金融深化程度			0.008
			(0.019)
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	6874	5892	5892
R ²	0.04	0.096	0.1

注：括号内为银行层面的聚类稳健标准误；*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。下表同。

需要说明的是，表 2 的估计结果来自于农信社的全国样本回归，这意味着，现阶段在全国层面深化农村金融机构市场化改革，平均来说会促进金融支农。但是具体到某一特定地区，农村金融机构市场化改革能否促进金融支农存在异质性。表 3 是将全国的农信社样本分为东中部省份样本和西部省份样本，采取与表 2 相同的回归方式得到的结果。结果显示：东中部地区农信社改制后，支农水平显著提升；但是西部地区农信社改制之后，支农水平没有显著变化。表 3 的回归结果，在一定意义上验证了本文的假说 1。当然，我们还将在下文对假说 1 进行更为严格的检验。

表 3 东中西部农信社改制对支农水平影响的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东中部			西部		
	涉农贷款占总贷款比重					
reform	0.029*** (0.005)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.026*** (0.008)	0.003 (0.008)	0.004 (0.008)
经济特征变量			是			是
银行特征变量		是	是		是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	3584	3072	3072	3290	2820	2820
R ²	0.023	0.057	0.064	0.07	0.162	0.165

(二) 农信社改制对贷款业务结构的影响

表 4 为农信社改制对贷款业务结构影响的回归结果，回归结果显示：农信社改制对农户贷款占总贷款的比重没有显著影响，但是对涉农经济组织贷款占总贷款的比重有显著的正向影响，对非涉农贷款占总贷款的比重有显著的负向影响，这与假说 4 是相符的。农信社改制之前，既肩负政策性任务，又追求经济效益，并非是一个独立经营的企业，对政府有很强的依附性，2003 年以来中央政府对农信社的救助也印证了这一点。在这种环境下，农信社管理层必定缺乏努力工作的动机，其道德风险将会带来亏损，并无止境地要求财政补贴（谢平，2001）。表 4 的回归结果显示，农信社改制之后，基于

在农村金融市场的比较优势，制定了更符合自身特点的经营策略，减少了非涉农贷款供给，增加了涉农贷款供给。但是由于普通农户在土地经营规模、农业设备投入、政府支持、经营收入等方面很难满足银行业贷款的要求，而新型经营主体则更为适合做贷款主体，因此农商行加大了涉农经济组织贷款的供给，对普通农户贷款的供给则没有显著增加。

表 4 农信社改制对贷款业务结构的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农户贷款占总贷款比重		涉农经济组织贷款占总贷款比重		非涉农贷款占总贷款比重	
reform	-0.009 (0.006)	-0.009 (0.006)	0.028*** (0.007)	0.027*** (0.007)	-0.019*** (0.006)	-0.018*** (0.006)
经济特征变量		是		是		是
银行特征变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5892	5892	5892	5892	5892	5892
R ²	0.17	0.171	0.14	0.145	0.092	0.096

(三) 农信社改制对贷款利率的影响

有研究表明，农信社改制农商行之后，会在利润的驱动下，会减少涉农信贷供给（汪昌云等，2014），即农商行的盈利目标与支农目标是不兼容的（周月书和彭媛媛，2017），但是根据本文的分析，在现阶段，农商行增加涉农信贷供给是符合其盈利需求的，涉农信贷供给也变得“有利可图”。表 5 是农信社改制对贷款利率的回归结果。第 1 列显示：农信社改制之后，贷款利率显著上升，说明农商行基于自身的比较优势，调整贷款结构，增加涉农贷款供给是符合其盈利目标的；第 2 列控制了不良贷款率等银行特征变量，第 3 列控制了区县经济特征变量，后两列的回归结果说明，即使控制住不良贷款率等变量，农信社改制之后，增加涉农贷款供给，其贷款利率也没有发生下降，假说 3 得证。

表 5 农信社改制对贷款利率的影响

	(1)	(2)	(3)
	贷款利率		
reform	0.004*** (0.001)	0 (0.001)	0 (0.001)
经济特征变量			是
银行特征变量		是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	6874	5892	5892
R ²	0.335	0.471	0.472

(四) 不同发展阶段金融机构市场化改革对金融支农的影响

本文认为农村金融机构市场化对金融支农的作用受到经济发展阶段的影响，存在异质性。当一个

地区处于经济发展早期阶段，农业与工商业发展差距较大时，农村金融机构市场化会导致金融支农水平下降；当一个地区的经济发展到一定水平，农业与工商业发展差距较小时，农村金融机构的盈利目标与支农目标是兼容的，市场化改革能够促进金融支农。表6是不同发展阶段农信社改制对金融支农水平的影响回归结果，结果显示：农信社改制对金融支农的作用受到农信社所在地区农业与工商业部门发展差距的影响，假说1得证。

表6 不同发展阶段农信社改制对支农水平的影响

	(1)	(2)	(3)
	涉农贷款占总贷款比重		
reform*gap	-0.025** (0.011)	-0.022** (0.010)	-0.016* (0.010)
经济特征变量			是
银行特征变量		是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本量	6874	5892	5892
R ²	0.05	0.1	0.104

接下来，本文对涉农贷款进行了细分，来考察不同发展阶段农信社改制对不同经营主体金融支持的影响。表7显示，不同发展阶段农信社改制对不同经营主体金融支持的影响存在异质性。由第1列可知，在农业与工商业部门发展差距越小的地方，农信社改制后，其农户贷款占总贷款的比重越小。第2-3列回归结果显示，不论一个地区处于什么发展阶段，农信社改制对农户贷款占总贷款的比重都没有显著影响，这与假说4的表述是一致的。第4-6列显示，农业与工商业部门发展差距越小，农信社改制对涉农经济组织的支持力度越大。

表7 不同发展阶段农信社改制对不同经营主体金融支持的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农户贷款占总贷款比重			涉农经济组织贷款占总贷款比重		
reform*gap	0.045*** (0.015)	0.015 (0.013)	0.013 (0.013)	-0.068*** (0.015)	-0.037*** (0.012)	-0.030** (0.013)
经济特征变量			是			是
银行特征变量		是	是		是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	6874	5892	5892	6874	5892	5892
R ²	0.152	0.171	0.172	0.133	0.147	0.153

六、稳健性检验

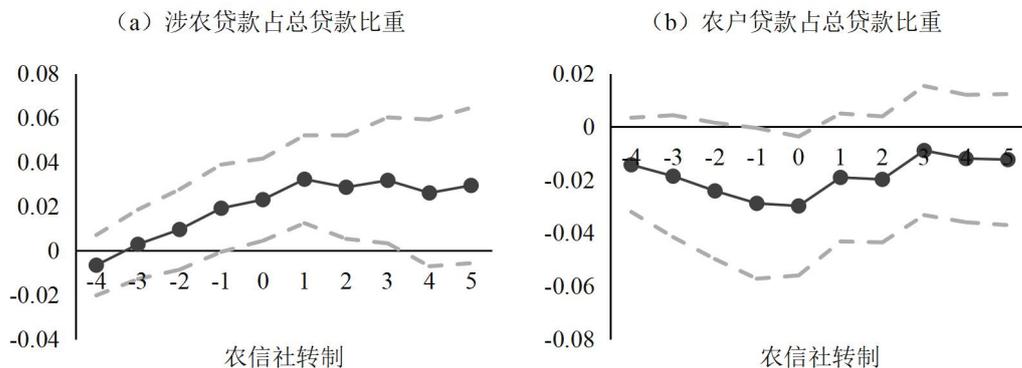
(一) 平行趋势与动态效应检验

使用双重差分方法必须满足，政策发生前，处理组与控制组的变动趋势是平行的，不存在趋势性差异。为验证平行趋势假定并考察农信社改制的动态效应，本文参考 Jacobson(1993)做法，采用事件研究法 (Event Study) 进行平行趋势检验，具体设定如下回归方程：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_{it}^{-4} + \beta_2 D_{it}^{-3} + \dots + \beta_{10} D_{it}^{+5} + \varphi x_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， i 表示农信社、农商行， t 表示年份， D_{it}^j 是表示农信社改制前后第 $|j|$ 年的虚拟变量。我们用 s_i 表示农信社 i 改制的年份，则当 $t - s_i = j$ 时， $D_{it}^j = 1$ ，否则 $D_{it}^j = 0$ 。本文将农信社改制前的第 5 年作为回归的基期。其他变量定义见回归方程 (1)。 β_j 即为农信社改制 j 年后（前）对支农水平的影响。图 4 给出了农信社改制对支农水平影响的估计系数 β_j 和 95% 的置信区间；横坐标表示距离农信社改制的年数，-4 表示农信社改制前的第 4 年，5 表示农信社改制后的第 5 年。

图 4 是农信社改制对支农水平影响的平行趋势与动态效应检验，其中图 (a) - (d) 分别是农信社改制对涉农贷款占总贷款比重、农户贷款占总贷款比重、涉农经济组织贷款占总贷款比重和非农贷款占总贷款比重的影响。图 (a)、图 (b) 和图 (d) 显示，在农信社改制之前，处理组与控制组的涉农贷款占总贷款比重、农户贷款占总贷款比重和非农贷款占总贷款比重满足平行趋势假定，改制之后的动态效应与实证结果也是对应的。这意味着农信社改制之前，处理组与控制组在上述三个指标上不存在显著差异，或者即使存在差异，变动趋势也是一致的，满足双重差分法识别因果关系的前提条件。图 (c) 显示，改制前第 4-3 年，处理组与控制组满足平行趋势，但是改制前第 2-1 年，相比于基期（改制前第 5 年），处理组的涉农经济组织贷款占比显著高于控制组，说明本文的农信社改制对涉农经济组织贷款占比影响的回归估计中，存在遗漏变量，可能导致回归结果存在偏误。针对这一问题，本文将会在稳健性检验中做进一步分析。



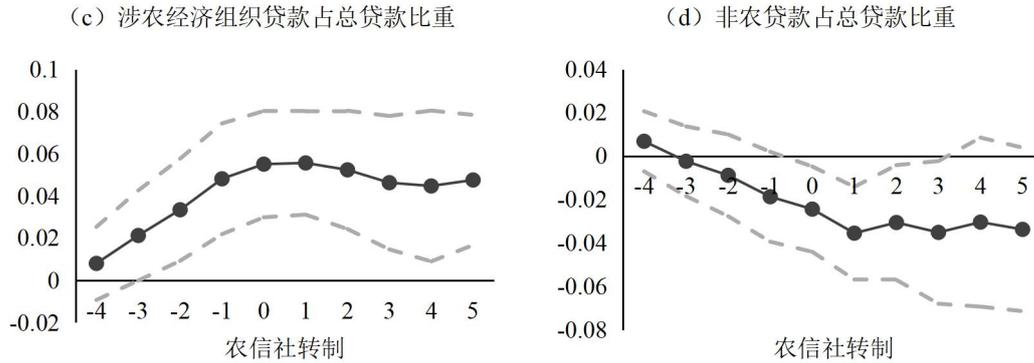


图4 农信社改制对支农水平影响的平行趋势与动态效应检验

(二) 遗漏变量问题

在平行趋势检验中，本文发现关于涉农经济组织贷款占总贷款的比重的回归，可能存在遗漏变量问题。为此，本文的应对方法是：删除 2016 年仍未改制的农信社样本。本文核心解释变量——农村金融机构市场化程度的变异来自两个方面：改制的农信社与未改制的农信社，先改制的农信社与后改制的农信社。根据监管要求，改制的农信社需要满足一定的条件，我们担心无法在回归中完全控制这些条件，从而导致遗漏变量问题。删除截至 2016 年仍未改制的农信社样本，可以缓解遗漏变量导致的内生性问题，同时本文依然可以利用农信社改制时间早晚的差异，识别金融机构市场化对支农水平的影响。表 8 删除了截至 2016 年仍未改制的农信社样本，回归结果依然稳健，农信社改制显著提高了支农水平，同时回归系数与全样本回归系数相比，没有发生大的变动，说明本文因为遗漏变量导致的内生性问题并不严重。

表 8 删除未改制的农信社样本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	涉农贷款占总贷款比重		农户贷款占总贷款比重		涉农经济组织贷款占总贷款比重	
reform	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.001 (0.006)	0.001 (0.006)	0.014** (0.006)	0.015** (0.006)
经济特征变量		是		是		是
银行特征变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2712	2712	2712	2712	2712	2712
R ²	0.063	0.067	0.253	0.258	0.211	0.218

(三) PSM-DID 回归

接下来，本文进行了 PSM-DID 检验，从而提高结论的稳健性。本文首先利用 Probit 模型，估计每个农信社改制的倾向得分，通过核匹配法 (Kernel Matching) 确定权重，并施加了“共同支持”

(Common Support)条件。接下来,用PSM方法匹配好的样本进行DID检验。表9是本文利用PSM-DID回归得到的结果,结果显示农信社改制显著提高了涉农贷款占总贷款的比重和涉农经济组织贷款占总贷款比重,对农户贷款占总贷款的比重没有显著影响,与基础回归的结果是一致的。

表9 PSM-DID回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	涉农贷款占总贷款比重		农户贷款占总贷款比重		涉农经济组织贷款占总贷款比重	
reform	0.018*** (0.005)	0.018*** (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.005 (0.006)	0.025*** (0.006)	0.023*** (0.006)
经济特征变量		是		是		是
银行特征变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	6624	6624	6624	6624	6624	6624
R ²	0.094	0.096	0.17	0.176	0.141	0.151

(四) 涉农贷款统计口径存在差异

本文删除了样本中的城区农信社、城区农商行,仅保留县域农信社、县域农商行,构建分样本一,进行稳健性检验。表10是利用分样本进行稳健性检验的回归结果,结果显示:两个分样本的系数显著性和方向与基础回归相同,系数的大小保持稳定,回归结果较为稳健。

表10 分样本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	分样本一			分样本二		
	涉农贷款占总贷款比重	农户贷款占总贷款比重	涉农经济组织贷款占总贷款比重	涉农贷款占总贷款比重	农户贷款占总贷款比重	涉农经济组织贷款占总贷款比重
reform	0.015*** (0.005)	-0.008 (0.006)	0.024*** (0.006)	0.011* (0.006)	-0.01 (0.007)	0.023*** (0.007)
经济特征变量	是	是	是	是	是	是
银行特征变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5826	5826	5826	4608	4608	4608
R ²	0.1	0.172	0.157	0.129	0.182	0.17

七、结论与政策建议

一直以来,我国农业金融机构都面临着经营效率低下、支农水平不足的问题。金融机构市场化能够改善资源配置效率,提高金融机构经营效率(周业安和赵坚毅,2005),但是已有研究显示,金融

机构市场化也会导致金融支农水平下降（汪昌云等，2014）。本文考察了农村金融机构市场化对金融支农影响的前提条件，构建了金融机构市场化对金融支农影响的动态分析框架，并对现阶段中国深化农村金融机构市场化改革的影响进行了实证检验。本文以2010~2016年982家农信社和农商行为样本，利用农信社改制农商行这一“准自然实验”，对本文的理论分析和假说进行了实证检验。结果发现：第一，现阶段农信社改制显著提升了其金融支农水平，金融支农水平提升的主要受益对象是新型农业经营主体，普通农户融资困境仍然没有缓解。第二，农信社改制后贷款结构的调整是符合其比较优势的，改制后贷款利润率没有下降。第三，农信社改制对金融支农的影响与所处的发展阶段息息相关，农信社所在地区的农业与工商业部门发展差距越小，农信社改制对金融支农的促进作用越大。

本文的研究结果表明，农村金融机构市场化对金融支农的影响取决于一个地区的农业与工商业部门的发展差距，发展差距越小，市场化改革对支农水平的促进作用越大。现阶段，以农信社改制农商行为代表的农村金融机构市场化改革促进了金融支农，但是普通农户的融资困境没有得到改善。本文的政策启发是：第一，农村金融机构市场化改革对金融支农的影响与经济发展阶段密切相关，因此需要把握好改革的时间点，现阶段我国城乡发展差距显著减小，深化农村金融机构市场化改革有助于促进金融支农。第二，普通农户在传统小农经营模式下，很难满足银行贷款要求，新型农业经营主体在产业发展机会、抵押品等方面条件更为优越，更容易满足银行的贷款要求。因此，应适度推动农业的规模化、产业化发展，引导小农通过农民合作社等方式进行组织化生产，实现农业经营方式与银行贷款要求的对接，为“资本下乡”创造条件，从而促进农业、农村的发展。对于难以实现规模化、组织化生产的弱势小农，其融资困境难以通过市场的方式解决，还需要政策的适度干预或通过财政手段来解决。

参考文献

- 1.陈福成、曹京芝、尹程、李子刚，2005：《农村信用社法人治理结构研究》，《金融研究》第1期。
- 2.傅秋子、黄益平，2018：《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》，《金融研究》第11期。
- 3.黄益平、王敏、傅秋子、张皓星，2018：《以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融》，《国际经济评论》第3期。
- 4.孔祥智，2019：《新中国成立70年来城乡关系的演变》，《教学与研究》第8期。
- 5.刘锡良、刘利红、刘海二，2013：《农信社股份制改革绩效评价：农商行案例分析》，《财经科学》第8期。
- 6.刘晓鸥、邸元，2013：《订单农业对农户农业生产的影响——基于三省(区)1041个农户调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期。
- 7.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。
- 8.李实、朱梦冰，2018：《中国经济转型40年中居民收入差距的变动》，《管理世界》第12期。
- 9.龙海明、凌炼、谭聪杰、王志鹏，2015：《城乡收入差距的区域差异性研究——基于我国区域数据的实证分析》，《金融研究》第3期。

- 10.马九杰、吴本健, 2012: 《利率浮动政策、差别定价策略与金融机构对农户的信贷配给》, 《金融研究》第4期。
- 11.穆争社、蓝虹, 2007: 《论农村信用社法人治理结构的特征》, 《金融研究》第1期。
- 12.欧阳志刚, 2014: 《中国城乡经济一体化的推进是否阻滞了城乡收入差距的扩大》, 《世界经济》第2期。
- 13.邵娴, 2013: 《农业供应链金融模式创新——以马王堆蔬菜批发市场为例》, 《农业经济问题》第8期。
- 14.汪昌云、钟腾、郑华懋, 2014: 《金融市场化提高了农户信贷获得吗?——基于农户调查的实证研究》, 《经济研究》第10期。
- 15.王勋、Anders Johansson, 2013: 《金融抑制与经济结构转型》, 《经济研究》第1期。
- 16.谢平, 2001: 《中国农村信用合作社体制改革的争论》, 《金融研究》第1期。
- 17.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。
- 18.谢宏、李鹏, 2019: 《金融监管与公司治理视角下的农村信用社省联社改革研究》, 《农业经济问题》第2期。
- 19.于李娜、刘舒慧, 2016: 《省联社模式对农信社治理结构的影响及其改进策略研究》, 《北方金融》第10期。
- 20.余静文, 2013: 《最优金融条件与经济发展——国际经验与中国案例》, 《经济研究》第12期。
- 21.周业安、赵坚毅, 2005: 《我国金融市场化的测度、市场化过程和经济增长》, 《金融研究》第4期。
- 22.周立, 2007: 《农村金融市场四大问题及其演化逻辑》, 《财贸经济》第2期。
- 23.张捷, 2002: 《中小企业的关系型借贷与银行组织结构》, 《经济研究》第6期。
- 24.张珩、罗剑朝、牛荣, 2017: 《产权改革与农信社效率变化及其收敛性: 2008~2014年——来自陕西省107个县(区)的经验证据》, 《管理世界》第5期。
- 25.周月书、彭媛媛, 2017: 《双重目标如何影响了农村商业银行的风险?》, 《中国农村观察》第4期。
- 26.周立, 2020: 《中国农村金融体系的政治经济逻辑(1949~2019年)》, 《中国农村经济》第4期。
- 27.钟真, 2018: 《改革开放以来中国新型农业经营主体: 成长、演化与走向》, 《中国人民大学学报》第4期。
- 28.钟真、余镇涛、白迪, 2019: 《乡村振兴背景下的休闲农业和乡村旅游: 外来投资重要吗?》, 《中国农村经济》第6期。
- 29.赵林, 2010: 《论农信社的差别化管理》, 《中国农村金融》第3期。
- 30.Abiad, A., E. Detragiache, and T. Tressel, 2009, "A New Database of Financial Reforms", IMF Economic Review, 57(2): 281-302.
- 31.Arestis, P., and P. Demetriades, 1999, "Financial Liberalization: The Experience of Developing Countries", Eastern Economic Journal, 25(4): 441-457.
- 32.Bai, C. E., C. T. Hsieh, and Y. Qian, 2006, "The Return to Capital in China", Social Science Electronic Publishing, 2006(2): 61-88.
- 33.Hellmann, T., K. Murdock, and J. Stiglitz, 1997, "Financial Restraint: Towards a New Paradigm", Role of Government in East Asian Economic Development, 163-207.
- 34.Hellmann, T. F., K. C. Murdock, and J. E. Stiglitz, 2000, "Liberalization, Moral Hazard in Banking, and Prudential Regulation: Are Capital Requirements Enough?", American Economic Review, 90(1): 147-165.

35.Huang, Y., and X. Wang, 2011, “Does Financial Repression Inhibit or Facilitate Economic Growth? A Case Study of Chinese Reform Experience”, Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 73(6): 833-855.

36.Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, 1993, “Earnings Losses of Displaced Workers”, American Economic Review, 83(4): 685-709.

37.Mckinnon, R. I., 1973, “Money And Capital In Economic Development”, American Political Science Review, 68(4) : 1822-1824.

38.Shaw, E. S., 1973, Financial Deepening in Economic Development, New York: Oxford University Press.

(作者单位：¹ 中国人民大学农业与农村发展学院；

² 中央民族大学经济学院)

(责任编辑：朱 炯)

The Impact of Market-oriented Reform of Financial Institutions on Agricultural Loans: Evidence from Rural Credit Cooperatives' Conversion into Rural Commercial Banks

Ma Jiujie Qi Hao Wu Benjian

Abstract: Due to the neglect of the differences in the development stage, the impact of financial institutions' marketization on agricultural loans has become a controversial issue. From the perspective of the development gap of the agricultural sector and the commercial sector, this article analyzes the heterogeneous effect of market-oriented reform of financial institutions on agricultural loans. Based on the quasi-experiment of rural credit cooperatives' conversion into rural commercial banks, it conducts an empirical study by using the data collected from 982 rural credit cooperatives and rural commercial banks from 2010 to 2016. The study finds that, firstly, at the present stage, the conversion of rural credit cooperatives has significantly improved agricultural loans, but the main beneficiaries of the improvement of agricultural loans are new agricultural operators, and the financing difficulties faced by ordinary farmers were still not alleviated. Secondly, the adjustment of loan structure after the conversion of rural credit cooperatives is in line with its comparative advantages, and the loan interest rate has not decreased after the conversion. Thirdly, the impact of rural credit cooperatives' conversion on agricultural loans is closely related to its development stage. The smaller the development gap between the agricultural sector and the commercial sector in the regions where rural credit cooperatives are located, the greater the role of rural credit cooperatives' conversion in promoting agricultural loans. Therefore, in the period of urban and rural development integration, we should continue pushing forward the market-oriented reform of financial institutions and pay attention to the financing difficulties of ordinary farmers.

Key Words: Market-oriented Reform of Financial Institution; Conversion of Rural Credit Cooperative; Agricultural Loan

农村电商发展与农户数字信贷行为*

——来自江苏“淘宝村”的微观证据

刘俊杰¹ 李超伟² 韩思敏² 张龙耀^{2,3}

摘要：以大数据、云计算和人工智能等信息技术为核心的金融科技为农村普惠金融发展开辟了新途径。本文以江苏省沭阳县花木“淘宝村”的农村电商经营户为研究对象，利用多元 Probit 模型和倾向得分匹配法，从微观层面检验了农村电商发展对农户数字信贷行为的影响，包括农户数字信贷与传统银行信贷的互补抑或替代关系以及参与电商对农户数字信贷规模的影响。实证结果显示，数字信贷与传统银行信贷之间存在替代关系；参与电商对农户获得数字信贷规模与信贷总规模均有正向影响，相对于未参与电商的农户，参与电商的农户获得数字信贷与信贷总规模分别增加 0.908 万元和 3.579 万元。进一步检验发现，资本禀赋的差异是电商农户之间获得的数字信贷规模存在差距的重要原因。本文在一定程度上为农村金融机构的数字化转型和进一步释放农村电商的金融福利效应提供了思路。

关键词：农村电商 金融科技 数字信贷 淘宝村

中图分类号：F320.2 **文献标识码：**A

一、引言

一直以来，如何在农村地区发展普惠金融是农村金融领域研究的焦点和难点。大量研究表明，农户面临较为严重的信贷配给，其原因包括：一方面，由于信息不对称、抵押约束或风险约束，农户可能扮演着“消极借款人”的角色，同时较高的信贷交易成本也会使得一部分优质借款人选择自我配给而退出正规信贷市场（Boucher et al., 2008；张龙耀、江春，2011）；另一方面，农户借贷规模的上升，社会“人情成本”的增加，社会关系中强关系的弱化使得依靠亲友等非正规借贷来满足金融需求的愿望成为泡影（程昆等，2006；陈飞、翟伟娟，2015）。

近年来，大数据、云计算和人工智能等信息技术与金融相互融合，推动金融科技和数字金融快速发展，被视为解决农户融资难问题的潜在变革性金融模式（Björkegren and Grissen, 2018）。2015 年国

* 本文是国家自然科学基金面上项目“中国农村数字金融的发展机制和效应：基于实验经济的研究”（项目编号：71973064）和“金融科技背景下农村金融机构数字化发展机制与普惠效应研究”（项目编号：72073067）的阶段性研究成果。本文通讯作者：张龙耀。

务院发布的《推进普惠金融发展规划（2016—2020年）》报告中指出，“要积极引导各类普惠金融服务主体借助互联网等现代信息技术手段，降低金融交易成本，延伸服务半径，拓展普惠金融服务的广度和深度”。依托大数据、云计算和人工智能等信息技术建立起来的数字信贷逐步突破了传统金融供给的时空限制，在改善信息不对称、提高服务效率、降低交易成本和优化风险控制等方面具有无可比拟的巨大优势。现有研究发现，信息通信技术有助于降低资金供给方的操作成本、资金需求方的搜寻成本和转换成本，进而提高借款人的信贷可得性与借贷规模（Shamim, 2007；张正平、杨舒菡, 2018），并能够为相对偏远、贫困弱势群体获得金融服务提供可能（马九杰、薛丹琦, 2012）。同时，互联网、大数据等信息通信技术的发展及其在金融领域的应用对农村金融创新与金融供给具有促进作用，能够降低金融排斥，促进农村地区普惠金融的发展（徐光顺等, 2018）。

与此同时，农村电商作为信息技术在农村地区的代表性应用，使得数字红利更好地惠及农村地区成为可能。在政策层面，近年来，政府连续颁布多个支持农村电商发展的文件与政策，为农村电商的发展奠定了基础^①。阿里研究院发布的《2020中国淘宝村研究报告》显示，截至2020年9月，全国淘宝村数量达到5425个，占全国行政村总数的1%，主要分布在浙江、广东、江苏等省份，全国淘宝村的年交易额超过1万亿元，其中年交易额超过1亿元的淘宝村达到745个^②。农村电商的迅速崛起，本质是信息技术和数字红利向“三农”领域的渗透发展。针对农村电商发展的数字红利，现有研究表明：电子商务有利于提高农民的价格搜索能力，减少交易成本（Leroux, 2001）；通过数字赋能，电子商务能够促进利润率和成交量的提升，有助于农民增收（Leong et al., 2016；曾亿武等, 2018；李琪等, 2019）。金融科技可以利用农户在电商平台留下的销售数据、支付记录等数字信息，转化为信用评级，并通过大数据技术创建预测模型、制定风险控制策略，有效降低信贷交易中的信息不对称与交易成本，从而提高信贷供给水平和金融服务效率。郭峰等（2020）构建的北京大学数字普惠金融指数显示，数字普惠金融为经济落后地区实现普惠金融赶超提供了可能，并为广大中低收入者和弱势群体获得覆盖更广、使用深度更大的金融服务奠定了基础。

因此，金融科技作为一种新的金融业态，已经逐步渗透进县域农村金融市场。本文拟研究的问题是，金融科技发展背景下的数字信贷对传统银行信贷而言是机遇还是挑战？两者之间存在怎样的关系？同时，由于城乡间数字鸿沟的存在和农户金融素养相对较低（周利等, 2020），农户使用数字信贷的比例较低（何婧、李庆海, 2019）。那么，从事农村电商经营的农户最先在数字平台留下数字足迹的同时，是否也对其数字信贷获得带来积极的影响？针对上述问题，本文以江苏省沭阳县花木“淘宝村”农村电商经营农户为研究对象，利用2019年的实地调研数据对其进行实证研究。

^① 譬如，2015年国务院印发《关于促进农村电子商务加快发展的指导意见》，2016年原农业部办公厅印发《农业电子商务试点方案》，2018年财政部、商务部等联合发布《关于开展2019年电子商务进农村综合示范工作的通知》，2019年中央一号文件提出“实施‘互联网+’农产品出村进城工程”等。

^② 参见《阿里研究院院长高红冰：1%的改变，淘宝村的发展就是农村网商创造力的发展》，<http://www.aliresearch.com/ch/information/informationdetails?articleCode=119357006237798400&type=%E6%96%B0%E9%97%BB>。

二、理论分析与研究假说

（一）数字信贷与传统银行信贷之间的关系

理论上，数字信贷与传统银行信贷之间存在互补或替代的可能。从瞄准对象来看，商业银行业务开展往往遵循“二八准则”，其目标客户多为高净值的群体，而数字信贷的服务群体则是金融需求长期没有得到满足的长尾群体，因此两者之间在服务群体上具有互补性（孟娜娜、粟勤，2020）。从信贷的合约特征来看，数字信贷主要满足客户“短、小、急、频”的融资需求，贷款期限一般为12个月以内，一般为无抵押的信用贷款，很难满足长期贷款客户的信贷需求；而传统商业银行信贷则迎合了大额的中长期融资需求，两者可以提供差异化的信贷服务。金融科技可以通过示范效应、竞争效应和鲶鱼效应促进传统银行变革。具体而言，金融科技可以通过示范效应，对商业银行的经营模式、服务理念 and 效率提升产生积极影响；竞争效应的存在激发了银行创新的动力，使其推陈出新、成本降低、服务下沉；技术外溢在一定程度上促使传统银行业务焕发生机，产生鲶鱼效应（刘忠璐，2016；孟娜娜、粟勤，2020）。此外，本质上金融科技仅是对金融技术的推进，并未改变金融契约的本质、金融风险的特征及金融行业的核心，故二者互补、共赢可能是未来发展的主流趋势（陈志武，2014；吴晓求，2014）。因此，数字信贷与传统银行信贷之间可能存在互补关系。

值得注意的是，数字信贷对传统银行信贷潜在的挑战亦不容小觑。首先，虽然在金融科技的压力下，银行有内在变革的动力，但是受制于路径依赖、需求约束、利润增长与成长需求错配等自身不足，无法实现技术的本质提升（任静、朱方明，2016）。加之传统银行信贷数据掌握不足、信贷经营效率不高、程序复杂、缺少互联网思维等问题，导致其缺乏内在数字化改革的持久动力，而以金融科技为核心的数字信贷充分利用信息优势，简化信贷流程，这对传统银行的信贷业务产生了较大压力。已有研究表明，金融科技的发展触动了传统银行的“体制红利”与“价格红利”，加剧了银行风险承担，使得银行风险偏好上升，削弱了银行盈利能力，增加了破产风险（Roger，1999；戴国强、方鹏飞，2014；郭品、沈悦，2015；夏政，2015）。其次，金融科技作为一种具有颠覆性、破坏性的技术创新，必将对传统商业银行产生巨大冲击（任静、朱方明，2016；皮天雷等，2018）。Demertzis et al.（2018）认为信息技术与金融的结合会极大地冲击银行的金融服务，可能改变金融中介的形态。甚至有研究表明，金融科技作为颠覆性创新，长期来看必将取代传统金融模式（皮天雷等，2018）。在传统银行借贷模式下，信息不对称导致信贷配给成为常态，高质量但无抵押的借款人被配给出信贷市场，但在基于金融科技的互联网平台进行借贷，由于采用了“软信息约束”与“虚拟抵押品”，高风险的借款人将会被挤出市场。数字信贷的特点是能够在极短的时间内将申请者的移动支付与消费信息等数字足迹转化为数据，通过大数据技术创建预测模型、制定风险控制策略。凭借数字金融的风险控制策略，无需贷款申请人到网点申请和提供资产抵押，极大降低了信息不对称、交易成本和信贷风险（许玉韞、张龙耀，2020），因此在农村金融市场中能够缓解交易成本配给和风险配给。最后，数字信贷能够拓宽现有信贷供给的边界，增强客户粘性。由于数字信贷申请获批速度很快，且无需抵押，具有交易成本低的优势。而传统银行信贷耗时长、交易成本高，因此被数字信贷替代的可能性很大。Tang（2019）使用 Lending

Club 数据研究 P2P 和银行信贷关系时发现, P2P 平台借款的对象也是银行选择服务的群体。因此, 从银行自身局限性与金融科技的颠覆性技术创新等角度分析, 本文认为在农村金融市场中, 数字信贷能够对传统银行信贷形成替代。

基于以上分析, 本文提出假说 1。

假说 1: 数字信贷与传统银行信贷之间存在替代关系。

(二) 电商参与农户数字信贷获得规模

相对于没有参与电商的农户, 参与电商的农户不仅可以扩大销售空间和经营规模, 实现增收, 而且可以通过在电商平台留下的数字足迹, 更容易地完成信用积累, 进而有效缓解了金融交易中的信息不对称, 并降低信贷交易成本, 形成在互联网平台的获贷优势, 获得更大规模的数字信贷。

参与电商能够带来显著的信息优势与成本优势, 原因在于: 第一, 电商平台积存着大量商户交易资料, 通过强有力的大数据平台, 形成了透明性较强、可信用度较高的信息, 可以构建一个信用网络体系, 为甄别农户信贷信息提供了新渠道; 第二, 传统融资方式下每笔贷款都需专人调查授信、贷前审查及贷后监督, 而电子商务平台的前期研发、日常运作和定期检查等成本都是固定成本, 不随电子商务平台使用人数的变化而发生大幅变动, 其成本优势明显; 第三, 依靠金融科技的互联网融资平台可以实现对融资对象放款的跟踪, 有效降低搜寻成本, 有助于提高信贷服务针对性(李建军、王德, 2015)。柳松等(2020)认为金融机构利用互联网平台搜集农户信息可以显著降低信息搜寻成本, 提高金融服务在农村地区的触达能力, 有助于信贷水平的提高。事实上, 农户参与电子商务有利于形成数字足迹, 以电商平台为支撑的金融科技公司依靠平台存放的大量商户交易信息, 能够将其转化为信用评分, 促使原本信用缺失的农户完成信用积累, 借助大数据、云计算、人工智能等信息技术在极短的时间内完成双方的信息审核、额度匹配及贷款发放, 进而实现资金需求方与供给方均以电商平台作为媒介的目标。这一交易过程有效缓解了传统信贷交易中信息不对称的问题, 降低了借贷的交易成本, 有助于农户获得更大的信贷规模。

此外, 收入是获得信贷的重要因素(刘松等, 2020)。已有研究表明, 农户参与电商具有显著的增收效应(曾亿武等, 2018), 可以通过收入效应促进农户获得更多的数字信贷支持。从需求方来看, 农户参与电子商务后, 销售渠道和经营规模均得以扩大。电商的引入使农户传统的经营开支结构明显改变, 农户需要增加产品包装、快递分销、广告营销和平台使用费等物质资本, 这使得流动性资金的约束增加, 农户的信贷需求无形中变得更强烈。从供给方来看, 家庭收入越高, 其履约能力越强, 信用水平越高, 越容易获得更大规模的贷款(彭克强、刘锡良, 2016)。贷款前由于借贷双方存在信息不对称, 收入是金融机构甄别潜在借款农户的重要标准之一。高收入水平意味着高还款率, 排斥低收入水平农户以规避信贷风险成为金融机构的理性选择。农村电商的引入, 增加了农户农产品的销售路径, 促进了电子商务销售额的增长, 同时改变了农户过去是价格接受者的不利局面(Goldfarb and Tucker, 2019), 形成收入增长效应。此外, 农村电商的发展具有典型的聚集性, 能够产生更大的供给侧规模经济效应(Dunt and Harper, 2002; Zhang et al., 2018), 从而使农民增收具有更强的持续性, 更有利于农户获得数字信贷支持。

基于以上分析, 本文提出研究假说 2。

假说 2: 农户参与电商对获得数字信贷的规模具有正向影响。

三、数据分析与模型建立

(一) 数据来源

本文使用的数据来自于南京农业大学金融学院农村数字信贷课题组 2019 年 1 月和 8 月两次对江苏省沭阳县花木农户的入户调查, 调查采用问卷调查与实地访谈相结合的方式。本文之所以选择沭阳县花木农户作为调查对象, 是因为沭阳县是中国花卉协会和国家林业局授予的首批“中国花木之乡”, 是“全国电子商务进农村综合示范县”和江苏省最大的农产品淘宝村集群, 也是全国十大淘宝村集群之一。截至 2019 年底, 沭阳县拥有两个省级电商示范基地, 12 个中国淘宝镇, 86 个中国淘宝村, 具有较强的代表性^①。调查采取分层随机抽样的方法, 考虑到样本乡镇和村的代表性, 本文随机选取沭阳县的新河镇、颜集镇、庙头镇和扎下镇 4 个全覆盖淘宝镇, 每个镇随机抽取 2 个村, 每个村随机选择 30~40 户农户进行问卷调查。课题组先后对四镇八个淘宝村的花木农户开展了两次实地调研, 共计发放 314 份调查问卷, 剔除资料不完整和逻辑混乱的问卷, 共计回收有效问卷 292 份。其中, 60.62% (177 份) 为电商经营农户, 39.38% (115 份) 为非电商经营农户, 具体分布情况如表 1 所示。

表 1 样本农户分布情况

样本镇	样本村	电商农户 (户)	非电商农户 (户)	合计
新河镇	周圈村	26	12	38
	解桥村	26	12	38
颜集镇	偃下村	25	14	39
	沙湾村	25	14	39
庙头镇	聚贤村	21	16	37
	赶埠村	20	16	36
扎下镇	周沟村	17	15	32
	胡道口村	17	16	33
合计		177	115	292

(二) 变量选取

1. 被解释变量。本文中的数字信贷是指农户通过电商平台获得的线上贷款和银行的线上贷款^②。传统银行信贷是指农户获得来自正规金融机构的传统线下贷款, 如农村商业银行、农业银行和村镇银行等。非正规信贷指的是农户通过亲朋好友、民间放贷人和地下钱庄等获得的贷款。本文选取农户是否获得信贷作为被解释变量。若农户 2018 年获得了数字信贷, 则认为具有数字信贷行为, 赋值为 1, 否则为 0, 传统银行信贷行为和正规信贷行为的定义与之相同。在研究农户参与电商对数字信贷获得

^① 曾亿武等 (2018) 使用沭阳县花木农户调查数据研究农村电商对农民增收的影响。

^② 譬如, 蚂蚁金服针对电商经营户的网商贷, 沭阳农村商业银行通过 APP 或微信小程序申请的阳光 e 贷等。

规模的影响时，被解释变量为花木农户 2018 年获得的数字信贷规模和信贷总规模，信贷总规模是指农户通过各种渠道获得的信贷总和。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是农户是否参与农村电商，本文根据问卷设计的“贵经营主体是否通过电子商务平台销售产品”这一问题的回答进行判断，回答“是”的农户定义为参与了农村电商，赋值为 1，否则为没有参与农村电商，赋值为 0。

3.控制变量。参考刘西川等（2014）的思路，在数字信贷、传统银行信贷与非正规借贷关系的研究中，本文选取的控制变量包括农户人口统计学特征、生产经营情况、社会资本以及正规金融供给情况四方面。本文选取的人口统计学特征变量为农户年龄、受教育程度和家庭人口负担率。由于数字信贷是新兴的金融供给模式，从理论来说，越年轻、受教育水平越高的农户越容易接受。农户生产经营情况是影响其信贷需求及获得信贷支持的重要因素，已有研究发现，收入水平越高、还款能力越强的农户信贷可得性越高（彭克强、刘锡良，2016）。本文选择农户花木种植面积和花木经营总收入作为农户生产经营情况的代理变量。由于社会资本作为一种无形资产在农户信贷获得中发挥了重要作用（胡枫、陈玉宇，2012），社会资本中所蕴含的人情关系、社会网络、社会信任与声誉等，能够显著降低家庭信贷市场中的信息不对称和交易成本，因此本文选择信贷信誉、社会关系和家庭人情往来支出反映农户的社会资本特征。最后，本文使用农户到最近金融机构的距离，控制正规金融供给情况的差异。距离金融机构越近的村庄，信息不对称程度与正规信贷交易成本越低，农户获得信贷可能性越高。

本文还使用倾向得分匹配模型（Propensity Score Matching, PSM）检验农户参与电商对其获得信贷规模的影响，此时需对变量进行重新匹配。匹配过程既要最大限度地涵盖理论上可能影响农户参与电子商务和获得信贷规模的可识别特征变量，还需要根据匹配结果对相关变量进行增删和组合，以充分利用样本，提高匹配效果。经过多次增删变量，本文选择的匹配变量是户主性别、年龄、健康程度、受教育程度、花木种植面积、是否有亲友在政府或银行部门工作、花木产业净收入和创业经历等。

（三）描述性统计分析

本文主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。可以发现，13.4%的样本农户通过线上渠道获得了数字信贷，通过传统银行信贷和非正规信贷方式获得贷款的比重分别为 38.0%和 5.1%。60.6%的样本花木农户通过电商渠道销售农产品。从农户获得的信贷规模来看，数字信贷的均值为 0.71 万元，占家庭信贷总规模的 10.4%。

表 2 变量说明及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
是否获得数字信贷	利用金融科技获得信贷=1, 否=0	0.134	0.341	0	1
是否获得传统银行信贷	从传统银行获得信贷=1, 否=0	0.380	0.486	0	1
是否获得非正规信贷	从非正规渠道获得信贷=1, 否=0	0.051	0.221	0	1
参与电商	通过电子商务平台销售产品=1, 否=0	0.606	0.489	0	1
数字信贷规模	农户获得的数字信贷规模（万元）	0.710	2.488	0	20
信贷总规模	农户获得的信贷总规模（万元）	6.853	11.531	0	70

(续表 2)

年龄	户主年龄(周岁)	41.490	10.934	20	69
受教育程度	户主受教育年限(年)	9.281	3.046	0	19
人口负担率	非劳动力人数占家庭总人数的比例	0.404	0.217	0	1
性别	户主性别, 男=1, 女=0	0.822	0.383	0	1
健康水平	健康=1; 体弱多病=2; 患严重疾病=3	1.034	0.200	1	3
花木种植面积	花木种植面积(亩)	13.986	33.913	0	350
花木收入	花木经营总收入(万元)	82.111	103.155	0.55	800
信贷信誉	近两年有按期还贷的经历=1, 没有=0	0.318	0.466	0	1
社会关系	与金融机构或政府有社会关系=1, 没有=0	0.582	0.494	0	1
人情往来支出	家庭人情往来支出(万元)	1.946	2.442	0	20
亲友关系	有亲戚朋友在政府或银行工作=1, 没有=0	0.582	0.494	0	1
净收入	花木产业净收入(万元)	34.576	46.913	-10	440
金融机构距离	农户离最近的农村金融机构距离(公里)	2.188	1.746	0.1	10
创业经历	户主有创业经历=1, 否=0	0.695	0.462	0	1

本文对农户是否参与电商与信贷获得规模进行组间差异检验。表 3 的 T 检验表明, 电商农户获得的数字信贷规模与信贷总规模均显著高于非电商农户, 电商农户与非电商农户的平均数字信贷规模分别为 1.109 万元和 0.096 万元, 前者比后者高 1.013 万元, 信贷总规模高 3.555 万元, 并且这一差异在 1%水平上显著。由此直观感知, 农户是否参与电商可能是导致信贷获得规模差异的一个重要原因。

表 3 电商参与信贷获得的差异性检验

变量名称	电商农户		非电商农户		均值差 (T 检验)
	均值	标准差	均值	标准差	
数字信贷规模	1.109	3.114	0.096	0.456	1.013***
信贷总规模	8.253	12.997	4.698	8.419	3.555***

注: **、*、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(四) 计量模型

1.三元 Probit 模型。已有研究中, 分析农户不同信贷行为选择的相互关系时通常使用单方程模型进行估计, 从而忽略了不同信贷行为之间可能存在的相互影响关系, 导致其估计结果有偏。本文参考 Cappellari et al. (2003) 和刘西川等 (2014) 的研究方法, 建立联立方程模型, 从而有效克服上述不足。本文将农户的信贷行为分为数字信贷、传统银行信贷和非正规信贷三种类型, 借助三元 Probit 联立方程模型对三者的影响关系进行估计, 采用极大似然函数法 (Maximum Simulated Likelihood) 进行求解, 得出不同信贷行为之间误差项相关系数的估计值。本文重点关注的是数字信贷与传统银行信贷之间的关系: 若数字信贷与传统银行信贷之间是一种此消彼长的替代关系, 则误差项相关系数应为负; 若数字信贷与传统银行信贷之间是一种互补关系, 则误差项相关系数应为正。具体计量模型如下:

$$y_{li}^* = \beta_1' X_{li} + \varepsilon_{li} \quad (1)$$

$$y_{2i}^* = \beta_2' X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

$$y_{3i}^* = \beta_3' X_{3i} + \varepsilon_{3i} \quad (3)$$

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & y_{1i}^* \geq 0 \\ 0 & y_{1i}^* < 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & y_{2i}^* \geq 0 \\ 0 & y_{2i}^* < 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$y_{3i} = \begin{cases} 1 & y_{3i}^* \geq 0 \\ 0 & y_{3i}^* < 0 \end{cases} \quad (6)$$

y_{1i}^* 代表样本农户数字信贷行为的隐藏变量, y_{1i} 代表农户是否参与数字信贷的决策变量。 y_{2i}^* 代表农户传统银行信贷行为的隐藏变量, y_{2i} 代表农户是否参与传统银行信贷的决策变量。 y_{3i}^* 代表农户参与非正规贷款行为的隐藏变量, y_{3i} 代表农户是否参与非正规信贷的决策变量。

假定随机误差项 $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}, \varepsilon_{3i}) \sim MVN(0, \Omega)$, 是一个三元正态分布函数。具有如下形式:

$$\Omega = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{21} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

2.倾向得分匹配模型。对于农户参与电商对信贷获得规模的影响, 本文将研究对象分为实验组(参与电商农户)和对照组(未参与电商农户), 采用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching, PSM)对农户参与电商后的信贷获得效应进行评估。将实验组和对照组样本按照匹配原则进行匹配尝试, 最大限度地控制两组样本的差异, 使得两组农户匹配特征尽可能相似, 以对照组模拟实验组的反事实状态, 就是用未参与电商农户获得的信贷规模代替电商农户获得的信贷规模, 进而得到“干净的”农户信贷规模差异, 即估计平均处理效应(Average Treatment Effect of the Treated, ATT)。具体模型如下:

$$Y_i = \alpha + \delta D_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

(8)式中, Y_i 表示农户获得的信贷总规模。 D_i 表示农户是否参与电商, 若是则 $D_i=1$, 反之 $D_i=0$ 。 X_i 是其他解释变量, α 是常数项, ε_i 是随机干扰项。农户在被随机分配到实验组和对照组的情况下, 可以衡量其参与电商后信贷规模的提升效应。对于电商农户, 其信贷规模的平均处理效应(ATT)为:

$$ATT = E(Y_1 | D=1) - E(Y_0 | D=1) = E(Y_1 - Y_0 | D=1) \quad (9)$$

(9)式中, Y_1 表示农户参与电商后获得的信贷规模, Y_0 表示农户未参与电商获得的信贷规模。ATT

表示农户参与电商后获得信贷规模的净效应。为增加评估效应的稳健性，本文采用自抽样（Bootstrap）500次来推断 ATT 的标准误。

四、实证结果与分析

（一）数字信贷与传统银行信贷的关系检验

表 4 中， ρ_{12} 、 ρ_{13} 、 ρ_{23} 是方程误差项之间的相关系数，均在 1% 显著性水平上拒绝了农户数字信贷、传统银行信贷与非正规信贷三者相互独立的原假设，表明三者之间是相互影响的。从似然比的检验结果上看，在 1% 的显著性水平上拒绝了误差项相关系数同时为零的原假设，表明选用三元 Probit 模型进行估计是合理的。表 4 结果显示， ρ_{12} 的估计值为负且在 1% 水平上显著，说明农户数字信贷与传统银行信贷行为之间存在替代关系，从而验证了本文的假说 1。这意味着，尽管理论上数字信贷与传统银行信贷存在替代或互补的可能，但是从本文估计结果来看，两者之间存在着显著的替代关系。进一步，可以看到 ρ_{13} 和 ρ_{23} 的估计值为正且在 1% 的水平上显著，说明数字信贷与非正规信贷、非正规信贷与传统银行信贷之间存在互补关系。

进一步，可以发现电商参与有助于农户获得数字信贷，且在 1% 水平上显著。户主年龄和受教育水平对农户获得数字信贷具有显著影响，但对传统银行信贷行为和非正规信贷行为的影响则不显著。这意味着在金融科技时代，户主的年龄和受教育程度是影响农户选择数字信贷的重要因素，年龄小、受教育程度高的农户对互联网和电商等新兴事物接受程度较高，数字鸿沟相对较小，更容易采纳数字信贷。花木种植面积、花木收入两个变量对农户获得数字信贷具有显著的正向影响。此外，信贷信誉显著正向影响农户数字信贷获得，可能的原因是农户信用记录是金融科技平台甄别客户的重要标准，信用记录良好的农户更易于获得金融科技平台的数字信贷。

表 4 数字信贷与传统银行信贷相互关系的估计结果

解释变量	(1) 数字信贷		(2) 传统银行信贷		(3) 非正规信贷	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
参与电商	0.120***	0.037	0.028***	0.008	0.600*	0.344
年龄	-0.028**	0.013	-0.008	0.008	-0.012	0.014
受教育程度	1.066**	0.503	0.019	0.028	0.025	0.050
人口负担率	0.348	0.574	-0.201	0.366	1.419**	0.698
花木种植面积	0.050***	0.019	0.007**	0.003	0.032*	0.019
花木收入	0.469**	0.143	0.353***	0.117	0.402*	0.226
信贷信誉	1.307***	0.424	2.053***	0.222	0.402*	0.226
社会关系	0.651	0.851	0.109	0.312	-0.458	0.305
人情往来开支	0.300**	0.122	0.040	0.037	0.062***	0.019
金融机构距离	0.235***	0.072	0.007	0.044	0.124	0.083
常数项	-1.328	0.837	-0.250*	0.525	-3.107***	1.019
误差项相关系数		ρ_{12}			-0.478***	(0.154)

(续表 4)

	ρ_{13}	0.585***(0.212)
	ρ_{23}	0.377***(0.113)
极大似然函数值		-302.930
Wald chi ² (30)		176.03***
LR 检验	chi ² (3) = 24.888; Prob > chi ² = 0.000	
观测值	292	292

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为标准误； ρ_{ij} ($i, j = 1, 2, 3$) 表示方程 (i) 和方程 (j) 误差项 (ε_{i1} 、 ε_{i2} 与 ε_{i3}) 之间的相关系数，若该系数为正且显著则表明农户的两种信贷行为之间存在互补关系，系数为负且显著则表明农户的两种信贷行为之间存在替代关系。

(二) 工具变量与内生性分析

由于随机误差项中可能存在既影响农户数字信贷行为，又影响农户传统银行信贷行为的因素，从而导致估计结果有偏。同时考虑到遗漏变量可能导致的内生性问题，因此本文选取本村首位花木农户经营电商的年限作为是否参与电商的工具变量，该变量满足工具变量相关性与外生性的基本要求。表 5 的估计结果表明，除了估计系数和标准误有所改变，核心参数的符号和显著性水平与基准回归结果保持一致， ρ_{12} 的估计值仍为负且在 1%水平上显著，这意味着在考虑内生性之后，农户数字信贷与传统银行信贷之间的替代关系依然成立，上述估计结果是稳健的。

表 5 使用工具变量后的模型估计结果

解释变量	(1) 数字信贷		(2) 传统银行信贷		(3) 非正规信贷	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
参与电商	0.200***	0.009	0.031***	0.010	0.653*	0.344
年龄	-0.008**	0.003	-0.030**	0.014	-0.015	0.014
受教育程度	1.875***	0.545	0.071*	0.042	0.039	0.050
人口负担率	0.318	0.367	-0.288	0.459	1.693**	0.836
花木种植面积	0.007**	0.003	0.047**	0.020	0.112	0.143
花木收入	0.496***	0.091	0.497	0.512	0.740*	0.387
信贷信誉	1.366***	0.147	3.812***	0.518	0.836*	0.429
社会关系	-0.032	0.033	0.115	0.573	-0.532	0.483
人情往来开支	0.313***	0.007	0.053	0.062	0.068	0.110
金融机构距离	0.318	0.367	0.248***	0.073	0.106	0.082
常数项	-0.256	0.521	-1.076	0.834	-2.834***	1.015
误差项相关系数		ρ_{12}			-0.522***(0.009)	
		ρ_{13}			0.372***(0.007)	
		ρ_{23}			0.381**(-0.165)	
极大似然函数值			-315.794			
Wald chi ² (30)			308.16***			
LR 检验	chi ² (3) = 43.428; Prob > chi ² = 0.000					

(续表 5)

观测值	292	292	292
-----	-----	-----	-----

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

(三) 参与电商对农户数字信贷和信贷总规模的影响

1. 相关指标匹配质量检测。综合考虑匹配效果和样本使用情况, 本文选择最近邻匹配(1~5 匹配)、近邻匹配(1~10 匹配)、半径匹配、核匹配(带宽为 0.06)和局部线性回归匹配 5 种匹配方法。从表 6 可知, 匹配后变量均值的标准偏差大幅下降, 且所有标准偏差均在 10%以内。T 检验表明匹配后实验组与对照组农户在绝大多数变量上均不存在显著性差异, P 值的变化亦显示控制变量的平衡性良好。

表 6 匹配前后变量均值的标准偏差

变量	匹配前后	均值		标准偏差 (%)	标准偏差减少 幅度 (%)	T 检验	
		实验组	对照组			T	P> T
性别	匹配前	0.853	0.774	20.4	88.3	1.73	0.084
	匹配后	0.849	0.858	-2.4		-0.24	0.808
年龄	匹配前	38.927	45.435	-61.6	95.5	-5.19	0.000
	匹配后	39.093	39.387	-2.8		-0.27	0.788
健康水平	匹配前	1.113	1.174	-16	100	-1.33	0.184
	匹配后	1.111	1.111	0		0.00	1.000
受教育程度	匹配前	9.627	8.748	28.8	72.4	2.43	0.016
	匹配后	9.593	9.350	8		0.75	0.452
创业经历	匹配前	0.582	0.383	-15.6	91.8	3.38	0.001
	匹配后	0.581	0.598	0.2		-0.31	0.760
花木种植面积	匹配前	11.753	17.423	-15.6	79.3	-1.40	0.163
	匹配后	11.758	10.585	3.2		0.53	0.594
亲友关系	匹配前	0.592	0.368	30.4	37.4	2.03	0.044
	匹配后	0.484	0.582	-19.0		-1.26	0.211
净收入	匹配前	39.012	27.749	17.8	46.1	1.49	0.137
	匹配后	35.409	40.521	-9.6		-0.82	0.410

从表 7 可以看到, 以最近邻匹配(1~5 匹配)为例, Pseudo R² 由匹配前的 0.118 下降到匹配后的 0.006, LR 统计量由匹配前的 46.11 下降到匹配后的 2.77。平均偏差 (Mean Bias) 由匹配前的 28.8 下降到了 4.6, 中位数偏差 (Med Bias) 由匹配前的 24.6 下降到了 3.3, 匹配显著降低了对照组和实验组之间的差异, 最大限度地降低了样本选择偏误, 表明匹配效果良好。

表 7 样本匹配方法及其平衡性检验结果

匹配方法	Pseudo R ²	LR 统计量	均值偏差	中位数偏差
匹配前	0.118	46.11	28.8	24.6
最近邻匹配(1~5 匹配)	0.006	2.77	4.6	3.3
近邻匹配(1~10 匹配)	0.007	3.17	4.8	3.8

(续表 7)

半径匹配	0.014	6.21	6.5	6.1
核匹配(带宽为0.06)	0.004	1.98	3.9	3.5
局部线性回归匹配	0.026	12.27	8.1	8.1

2. 农户参与电商对数字信贷和获得信贷总规模影响的效应估计。根据匹配成功的样本, 本文进一步估计农户参与电商的信贷规模提升效应。表 8 显示的是 5 种匹配方法下实验组和对照组的数字信贷规模、信贷总规模及其平均处理效应(ATT)。可以看到, 各种匹配方法所得到的结果非常接近, 农户参与电子商务后的数字信贷规模提升效应非常明显, 均在 1% 的水平上显著。同时, 农户参与电商后获得的信贷规模增加效果也比较明显, 均在 5% 的水平上显著。从以上 5 种匹配方案测算结果的平均值来看, 如果电商农户未参与电子商务, 其数字信贷规模和信贷总规模分别为 0.171 万元和 4.484 万元; 若参与了电商, 数字信贷规模和信贷总规模分别增加为 1.080 万元和 8.081 万元。参与电商获得数字信贷与信贷总规模的净效应分别为 0.908 万元和 3.597 万元。这一结果反映出, 随着互联网的不断普及, 以“淘宝村”为依托的农村电子商务迅猛发展, 使得农户享受到数字红利的同时亦能获得信贷规模增加的金融福利, 金融科技的运用进一步拓展了农村金融服务的覆盖面和可得性, 从而有效缓解了农户面临的信贷约束, 本文的假说 2 得到验证。

表 8 参与电商对农户信贷规模影响的估计结果

匹配方法	数字信贷规模(万元)			信贷总规模(万元)		
	实验组	对照组	ATT	实验组	对照组	ATT
最近邻匹配(1~5 匹配)	1.053	0.156	0.897***	8.086	4.390	3.696**
近邻匹配(1~10 匹配)	1.115	0.190	0.925***	8.086	4.793	3.293**
半径匹配	1.001	0.178	0.823***	8.062	4.565	3.498**
核匹配(带宽为0.06)	1.115	0.167	0.948***	8.086	4.419	3.666**
局部线性回归匹配	1.115	0.166	0.949***	8.086	4.251	3.834**
平均值	1.080	0.171	0.908	8.081	4.484	3.597

注: 通过自助法重复抽样 500 次, 得到 ATT 值的估算结果。***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

3. 不同禀赋特征电商农户获得信贷规模的差异。进一步分析, 电商农户内部获得的信贷规模是否存在差异? 本文参考曾亿武等(2018)的思路, 从参与电商农户的禀赋差异入手进行异质性检验。本文将资本禀赋分为物质资本、人力资本与社会资本三种。其中, 物质资本使用经营支出、花木种植面积作为代理变量, 人力资本和社会资本分别使用受教育水平和人情支出作为代理变量。受到样本量的限制, 为获得较好的匹配效果, 本文对每个分组变量都是将所有电商农户样本划分为两个子样本。经营支出、花木种植面积和人情往来支出按全体样本的均值水平分为“大于均值”和“小于均值”两组, 受教育程度回答为“小学及以下”和“初中”两个选项的统一为初中及以下, 在此基础上分别对以上分组变量进行倾向得分匹配估计。

表 9 的估计结果显示, 农户参与电商后, 经营支出水平高于均值的农户获得的数字信贷规模和信贷总规模分别增加了 0.813 万元和 6.765 万元, 而低于均值的农户仅分别增加 0.556 万元和 5.168 万元。

花木种植面积高于均值的农户，其获得数字信贷规模和信贷总规模分别增加 0.822 万元和 3.893 万元，低于均值的农户数字信贷规模和信贷总规模仅分别增加 0.541 万元和 2.776 万元，即物质资本越丰富，电商农户获得的信贷规模越大。人力资本禀赋高的农户在参与了电商后，其获得的数字信贷规模和信贷总规模分别增加 0.971 万元和 7.574 万元，而人力资本禀赋低的电商农户参与了电商后，其数字信贷规模和信贷总规模仅增加了 0.484 万元和 6.463 万元，这表明参与电商对于信贷规模的提升效应因人力资本禀赋的不同而存在差异。此外，社会资本丰富的电商农户，其数字信贷规模和总信贷规模分别增加 0.858 万元和 6.785 万元，而社会资本匮乏的农户仅分别增加 0.456 万元和 4.917 万元，即电商农户的社会资本越丰富，其获得的信贷规模越大。社会资本是人脉、网络及可交换资源的集中体现，社会资本水平越高，越有利于农户拓展客户资源，提升花木销售收入。电商平台能够将农户销售与收入信息转化为信用评分，提高了农户的信用水平，有利于提升社会资本水平高农户的数字信贷获得规模。

因此，从资本禀赋差异影响农户获得信贷规模的估计结果来看，物质资本、人力资本和社会资本禀赋越高的农户，其获得的数字信贷和信贷总规模也就越高。尽管越来越多的农户享受到数字技术所带来的福利，但不可忽视的是，农村居民内部也可能存在新的鸿沟，这使得不同资本禀赋的农户获得的金融福祉也有较大的差异。

表 9 不同禀赋特征电商农户获得信贷规模的差异

分组变量		数字信贷规模（万元）			信贷总规模（万元）		
		实验组	对照组	ATT	实验组	对照组	ATT
物质资本：支出水平	大于均值	0.886	0.098	0.813***	12.882	6.118	6.765***
	小于均值	0.654	0.073	0.556**	11.212	6.044	5.168***
	差值	0.232	0.025	0.257	1.671	0.074	1.597
物质资本：花木种植面积	大于均值	0.955	0.133	0.822***	11.828	7.935	3.893**
	小于均值	0.619	0.078	0.541**	10.276	7.500	2.776**
	差值	0.336	0.055	0.281	1.551	0.435	1.117
人力资本	初中以上	1.065	0.094	0.971***	13.177	5.603	7.574***
	初中及以下	0.575	0.091	0.484**	10.540	4.077	6.463***
	差值	0.490	0.003	0.486	2.637	1.526	1.111
社会资本	大于均值	0.948	0.090	0.858***	12.667	5.882	6.785***
	小于均值	0.538	0.082	0.456**	9.590	4.673	4.917**
	差值	0.409	0.008	0.402	3.077	1.210	1.868

注：本表列出的是基于最近邻匹配（1~5 匹配）方法的结果，使用近邻匹配（1~10 匹配）、半径匹配、核匹配（带宽为 0.06）和局部线性回归匹配 4 种匹配方法的过程与之相同；***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

五、研究结论与政策启示

基于 2019 年江苏省沭阳县“淘宝村”的花木经营农户的调查数据，本文利用三元 Probit 模型和 PSM 模型分析了数字信贷与传统银行信贷之间的关系以及参与电商对农户金融福利的影响。实证结果

显示：第一，数字信贷与传统银行信贷之间存在显著的替代关系；第二，农村电商的发展不仅能扩大销售渠道，提高经营规模，促进农民增收，而且可以将个体在电商平台的数字足迹转化为信用数据，完成信用积累，进一步提高农户的金融福利水平，从而形成良性循环。本文使用倾向得分匹配法分析发现，参与农村电商有利于农户获得更多的数字信贷支持，其获得的信贷总规模也大幅度增加。相对于那些没有参与电商的农户，参与电商的农户在获得数字信贷规模和信贷总规模上分别增加 0.908 万元和 3.579 万元；第三，农户的资本禀赋差异导致参与电商的农户获得的金融福利存在显著差异，那些高物质资本、高人力资本与高社会资本的农户获得数字信贷的规模与信贷总规模更高，资本禀赋的差异放大了农户内部的数字鸿沟对金融福利效应的影响。

基于以上分析，本文可以得到以下几点政策启示。第一，数字信贷的发展导致传统银行信贷业务面临较大压力和挑战。对此，商业银行应该克服自身不足，转变发展思路，提升金融科技化能力，积极开展数字化建设，加快数字银行、智慧银行的构建，关注长尾群体的信贷需求。第二，农户信息素养与金融素养的缺失，是造成数字信贷使用比例较低的重要原因。因此，政府应该加强数字技术在农村地区的推广，普及金融教育，提升农户对于数字信贷的科学认知水平，降低农户在数字信贷选择过程中的行为偏差，进一步提高数字金融在农村地区发展的普惠性与包容性。第三，政府应该制定科学合理的农村电商发展规划，因地制宜，发挥当地典型企业与村里能人的示范效应，进一步挖掘农村电商的巨大数字潜能。第四，在推动农村电商发展的过程中，应该尤为关注农村“弱势”群体的数字能力和素养，这有利于他们完成信用积累，缓解金融约束。

参考文献

- 1.陈飞、翟伟娟，2015：《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》，《经济研究》第 10 期。
- 2.陈志武，2014：《互联网金融到底有多新》，《新金融》第 4 期。
- 3.程昆、潘朝顺、黄亚雄，2006：《农村社会资本的特性、变化及其对农村非正规金融运行的影响》，《农业经济问题》第 6 期。
- 4.戴国强、方鹏飞，2014：《利率市场化与银行风险——基于影子银行与互联网金融视角的研究》，《金融论坛》第 8 期。
- 5.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第 4 期。
- 6.郭品、沈悦，2015：《互联网金融加重了商业银行的风险承担吗？——来自中国银行业的经验证据》，《南开经济研究》第 4 期。
- 7.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第 1 期。
- 8.胡枫、陈玉宇，2012：《社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查（CFPS）的证据》，《金融研究》第 12 期。
- 9.马九杰、薛丹琦，2012：《信息通信技术应用与金融服务创新：发展中国家经验分析》，《贵州社会科学》第 6 期。
- 10.李建军、王德，2015：《搜寻成本、网络效应与普惠金融的渠道价值——互联网借贷平台与商业银行的小微融资

选择比较》，《国际金融研究》第12期。

- 11.李琪、唐跃桓、任小静，2019：《电子商务发展、空间溢出与农民收入增长》，《农业技术经济》第4期。
- 12.刘西川、杨奇明、陈立辉，2014：《农户信贷市场的正规部门与非正规部门：替代还是互补？》，《经济研究》第11期。
- 13.刘忠璐，2016：《互联网金融对商业银行风险承担的影响研究》，《财贸经济》第4期。
- 14.柳松、魏滨辉、苏柯雨，2020：《互联网使用能否提升农户信贷获得水平——基于CFPS面板数据的经验研究》，《经济理论与经济管理》第7期。
- 15.孟娜娜、粟勤，2020：《挤出效应还是鲶鱼效应：金融科技对传统普惠金融影响研究》，《现代财经》第1期。
- 16.彭克强、刘锡良，2016：《农民增收、正规信贷可得性与非农创业》，《管理世界》第7期。
- 17.皮天雷、刘焱森、吴鸿燕，2018：《金融科技：内涵、逻辑与风险监管》，《财经科学》第9期。
- 18.任静、朱方明，2016：《互联网银行的破坏性创新及其对传统银行的挑战》，《现代经济探讨》第3期。
- 19.吴晓求，2014：《互联网金融的逻辑》，《中国金融》第3期。
- 20.夏政，2015：《基于系统论的互联网金融生态建设》，《财经科学》第1期。
- 21.徐光顺、蒋远胜、王玉峰，2018：《技术与农户普惠金融》，《农业技术经济》第4期。
- 22.许玉韞、张龙耀，2020：《农业供应链金融的数字化转型：理论与中国案例》，《农业经济问题》第4期。
- 23.曾亿武、郭红东、金松青，2018：《电子商务有益于农民增收吗？——来自江苏沭阳的证据》，《中国农村经济》第2期。
- 24.张龙耀、江春，2011：《中国农村金融市场中非价格信贷配给的理论 and 实证分析》，《金融研究》第7期。
- 25.张正平、杨舒菡，2018：《信息技术发展对中国农户贷款规模的影响——基于中介效应模型的实证检验》，《河北大学学报（哲学社会科学版）》第2期。
- 26.周利、冯大威、易行健，2020：《数字普惠金融与城乡收入差距：“数字红利”还是“数字鸿沟”》，《经济学家》第5期。
- 27.Björkegren, D., and Grissen, D., 2018, “The Potential of Digital Credit to Bank the Poor”, *AEA Papers and Proceedings*: 68-71.
- 28.Boucher, S.R., M. Carter, and Guirking C., 2008, “Risk Rationing and Wealth Effects in Credit Markets: Theory and Implications for Agricultural Development”, *American Journal of Agricultural Economics*, 90(2): 409-423.
- 29.Cappellari, L., and Jenkins S. P., 2003, “Multivariate Probit Regression Using Simulated Maximum Likelihood”, *The Stata Journal*, 3(3): 278-294.
- 30.Demertzis, M., Merler S., and Wolff G. B., 2018, “Capital Markets Union and the Fintech Opportunity”, *Journal of Financial Regulation*, (4): 157-165.
- 31.Dunt, E. S., and Harper I. R., 2002, “E-Commerce and the Australian Economy”, *Economic Record*, 78(242): 327-342.
- 32.Goldfarb, A., and Tucker C., 2019, “Digital Economics”, *Journal of Economic Literature*, 57(1): 3-43.
- 33.Leong, C., S. L. Pan, S. Newell, and L. Cui, 2016, “The Emergence of Self-organizing E-commerce Ecosystems in Remote Villages of China: A Tale of Digital Empowerment for Rural Development”, *MIS Quarterly*, 40(2): 475-484.

- 34.Leroux, N., M. S. Wortman, and E. D. Mathias, 2001, "Dominant Factors Impacting the Development of Business-To-Business(B2B) E-Commerce in Agriculture", *International Food and Agribusiness Management Review*, 4(2): 205-218.
- 35.Roger, N., 1999, "Confront E-commerce and Security Issue", *Credit Union Magazine*, 65(9): 25-37.
- 36.Shamim, F., 2007, "The ICT Environment, Financial Sector and Economic Growth: A Cross-country Analysis", *Journal of Economic Studies*, 34(4): 352-370.
- 37.Tang, H., 2019, "Peer-to-Peer Lenders Versus Banks: Substitutes or Complements", *Review of Financial Studies*, 32(5): 1900-1938.
- 38.Zhang, Y., H. Long, L. Ma, S. Tu, Y. Li, and D. Ge, 2018, "Analysis of Rural Economic Restructuring Driven by E-Commerce Based on the Space ofFlows: The Case of Xiaying Village in Central China", *Journal of Rural Studies*, (12): 1-13.

(作者单位: ¹ 农业农村部农村经济研究中心;
² 南京农业大学金融学院;
³ 江苏农村金融发展研究中心)
(责任编辑: 胡 祎)

Rural E-commerce Development and Rural Households' Digital Credit: Micro-evidence from "Taobao Villages" in Jiangsu Province

Liu Junjie Li Chaowei Han Simin Zhang Longyao

Abstract: Fintech with big data, cloud computing and artificial intelligence as the core information technology has opened up a new way for the development of rural inclusive finance. This article takes as the research object the rural households involved in e-commerce business in flowers and trees in "Taobao Villages" in Shuyang County, Jiangsu Province, and uses the multi-probit model and propensity score matching method to test the impact of rural e-commerce development on farmers' digital credit behavior, including the complementary or alternative relationship between rural households' digital credit and traditional bank credit, and the influence of e-commerce participation on the scale of rural households' digital credit. The empirical results show that there is a significant substitution relationship between digital credit and traditional bank credit; e-commerce participation has a positive impact on the scale of digital credit obtained by rural households and their total scale of loans. Compared with rural households who have not participated in e-commerce, those participating in e-commerce have obtained 9080 Yuan and 35790 Yuan more regarding the amount of digital credit and the total amount of credit, respectively. Further tests show that the difference in capital endowments is an important reason for the gap in the scale of digital credit obtained by rural e-commerce households. To a certain extent, the research provides ideas for the digital transformation of rural financial institutions and further release of the financial welfare effect of rural e-commerce.

Key Words: Rural E-commerce; Fintech; Digital Credit; Taobao Village

中国企业海外农业投资的区位决定因素分析*

高道明¹ 田志宏² 黄德海³

摘要:近年来,中国海外农业投资呈现出快速增长态势,引起了学者和政策制定者对其动机和区位策略的极大关注。围绕这些问题的系统性实证研究有助于制定合理有效的投资激励政策和风险防范措施。本文基于传统经济因素和制度视角建立了中国海外农业投资区位决策的理论假设,利用2015-2017年1214家境外农业企业数据进行了实证检验,揭示了中国在高收入国家和低收入国家不同的投资动机和区位决策模式。研究表明:(1)中国农业投资被资源禀赋丰裕的国家所吸引,对高收入国家看重已形成的资源开发能力,对低收入国家则看重资源开发潜力;(2)以市场和战略资产寻求为目标的农业投资更倾向于流入高收入国家;(3)农业投资者不畏惧目标国家的制度风险。目标国家更差的法治力度、更低的投资者保护水平或更高的土地权利不安全程度,对中国农业投资者起不到明显的震慑作用。我们的结果对于不同的投资度量方式、估计策略和制度维度均具有很强的稳健性。考虑到中国农业投资强烈的资源寻求动机,并且此类投资更可能流向治理制度薄弱的国家,政府应当督促海外投资者遵守农业多边投资规则,充分尊重当地民众的资源权属权利,以防继续陷入“资源掠夺”的舆论漩涡;投资者也应当增强自身的制度风险意识,避免做出短视的投资决策。

关键词: 中国企业 海外农业投资 区位策略 经济因素 制度视角

中图分类号: F323.9 **文献标识码:** A

一、引言

中国对农业资源和技术的需求,以及外汇储备不断增长带来的巨大金融影响力,正推动中国在海外农业投资快速增长。国家统计局数据显示,中国农、林、牧、渔业(以下简称“农业”)对外直接投资(OFDI)从2008年的1.7亿美元飙升至2016年的33亿美元(见图1)。根据FAO统计口径,2015-2017年中国农业OFDI总额排名全球第二,仅次于美国。然而,与农业进口相比,中国农业OFDI规模并不算大,仅相当于同期农业进口额的2%~3%。此外,中国农业OFDI也明显落后于其他行业,约占中国对外投资总额2%,而农业在国内生产总值的占比约为9%。可以预见,中国农业OFDI在未来仍会

*本文是国家社会科学基金重大项目“实施乡村振兴战略研究”(项目编号:2019MZD009)和中国博士后科学基金项目“中国企业海外农业投资的区位选择及支持政策研究”(项目编号:2018M64130)以及农业农村部软科学项目“‘十四五’构建新型农业支持保护政策体系研究”(项目编号:20190228)的阶段性成果。本文通讯作者:黄德海。

继续增长。

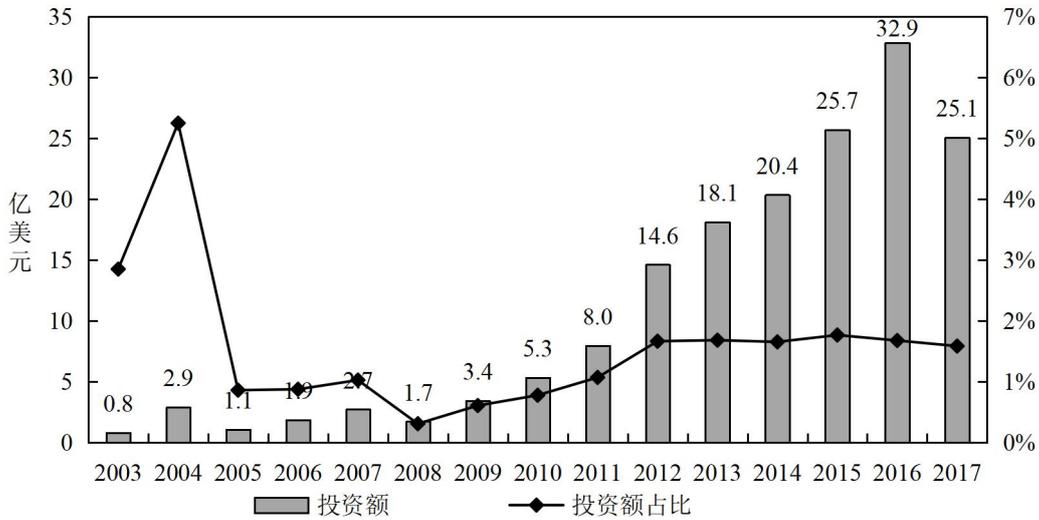


图1 2003~2017年中国农、林、牧、渔业对外直接投资额及其占总投资额的比重

数据来源：中国统计年鉴（2004~2018年，历年），北京：中国统计出版社。

中国农业 OFDI 的蓬勃兴起受到了广泛的关注和争议。一方面，中国投资可能提高东道国农业生产率，并可能在农业部门内部或与其他部门的后向和前向关联产生积极的溢出效应。另一方面，有人担心中国农业资金更多地流向治理制度薄弱的国家，威胁那里的粮食安全和小农生计。一些基于实地调查的研究，例如 Brautigam 和 Zhang(2013)调查了中国在非洲农业中的作用，Meyers 和 Jie(2015)讨论了 中国对拉丁美洲的农业投资，指出国际舆论夸大了中国农业对外投资程度，并经常错误地描述其作用和目标 (Gooch 和 Gale, 2018)。然而，在欠发达国家的负面经历仍很大程度上迫使中国基于土地的农业投资越来越多地转向澳大利亚和新西兰等市场成熟的工业化国家 (Hofman 和 Ho, 2012)。与此同时，实力雄厚的农业企业也在谋求全球产业链布局，通过收购或与发达市场的成熟企业合营来实现对加工、物流和贸易等环节的更多控制，以及获得进入更广泛市场和技术的机会 (程国强, 2013; 宋洪远和张红奎, 2014)。尽管诸多文献讨论和强调了 中国农业全球化扩张区位的多元性和复杂性，但很少有实证研究来检验其区位选择背后的动机和驱动因素。

对中国 OFDI 区位决定因素的已有实证分析大多利用汇总数据或制造业数据，然而，汇总或制造业层面的相关研究结论可能并不能适用于农业领域，主要原因有三个方面。首先，农业投资涉及粮食供应的政治敏感领域，许多国家政府会直接或通过支持国内公司的外国业务来确保获得农业生产资源 (Cotula et al., 2009)。此类农业投资的市场寻求目标可能不像制造业那么重要。其次，土地和水资源的非流动性、不可替代性和日益增加的稀缺性使得全球农业投资的区位选择很大程度上由资源寻求因素驱动 (Deiniger, 2011)。第三，制度因素对农业投资的影响具有特殊性，特别是涉及农业土地交易及相关的权属问题。制度薄弱的国家政府很容易转让当地使用者的土地，并压制他们的补偿要求和反对意见的表达，进而受到外国农业投资者的青睐 (Bastiaens, 2016)。因此，良好的制度可能不会促进农业外商投资的流入。正如世界银行 (2010) 揭示的那样，与一般 FDI 的标准结果不同，法治和投资

者保护对计划（农业）投资只有微弱的影响，对实际（农业）投资则没有影响。基于此，有必要进行更仔细的分析来考察中国海外农业投资者的动机以及母国和东道国背景，以便更好地理解他们的区位策略。

本研究将结合折衷范式的传统经济因素和制度视角，实证检验中国农业 OFDI 区位选择的决定因素，通过区分高收入国家和低收入国家来揭示各种因素在不同情境下对中国农业 OFDI 区位决策的差异性影响。一方面，我们的研究有助于澄清国际舆论对中国农业对外投资的偏见，为国际投资流向制度薄弱的国家提供了额外的理论解释和细节；另一方面，帮助中国企业更好地识别出那些更容易成功的国家来扩张它们的业务。本研究其余部分的结构如下。第二节是对现有文献的综述，我们有理由相信农业 OFDI 区位决策有其特殊性。第三节是关于资源寻求、市场寻求、战略资产寻求、制度环境对农业 OFDI 区位决策影响的假设。第四节描述所使用的数据集和计量经济学方法。第五节是对实证结果的陈述和分析，并进行稳健性检验。第六节是结论与启示。

二、文献综述

区位选择是企业国际化过程中需要做出的关键决策之一。区位选择在大多数情况下是不可逆转的，或者改变成本很高，因而会对投资效率和有效性有着深远的影响（Li 和 Park, 2006; Duanmu, 2012）。Dunning（1988）提出的所有权、区位和国际化（OLI）范式（又称“折衷范式”）被认为是理解企业国际化选择决定因素的一个简明而有效的框架。所有权和内部化优势是企业自身的属性，前者指拥有创造性资产，例如技术和研发能力、与生产和管理有关的专业知识、品牌、分销网络等；后者指倾向于保留内部活动（即 OFDI）而不通过许可证或管理合同将业务外包。区位优势则通过东道国的具体变量来考察，比如市场规模、自然资源、劳动力或企业成功运营所需的其他资产。动机不同的跨国企业会选择具有不同区位优势的地区。折衷范式框架进一步确定了 OFDI 的四个主要动机：市场寻求、自然资源寻求、效率寻求和战略资产寻求（Dunning, 1998）。

由于强调静态市场失灵和经济效率，区位优势视角被批评为缺乏活力和过于关注经济逻辑（Kang, 2018）。事实上，经济效率只能部分解释企业 OFDI 的区位选择，东道国制度起到重要作用，它能够提供商业活动发生的机会，也可能产生限制效果。制度视角实质上是将以经济因素衡量区位优势延伸到在更广泛的政治、社会和法律规则框架下考虑经济优化问题（Jain et al., 2016）。根据发达国家跨国公司的经验研究，繁琐的官僚主义、腐败和脆弱的法治会对跨国公司产生不利影响，因此 OFDI 倾向于流向制度框架公平透明的国家（Kaufmann et al., 2009; Ibeh 和 Young, 2001）。然而，新兴经济体跨国企业可能具有不同的制度偏好，制度风险可能不会对其区位选择产生负面影响（Buckley et al., 2007; Buckley et al., 2016）。核心的解释是新兴市场制度普遍较弱，它们的企业习惯这种环境并发展出特殊的应对能力，进而不畏惧在不确定和高风险的东道国开展业务。制度因素在解释发达和新兴市场企业国际化扩张区位决策差异的有效性凸显了将基于制度的观点纳入 FDI 理论的必要性。

对于 OFDI 区位选择理论的实证检验大多数使用了汇总数据。由于不同投资部门有不同的优先事项、经济特征和福利影响，学者们意识到按部门分类的实证研究是至关重要的（Chaudhuri 和 Banerjee,

2010; Mihalache-O'Keef 和 Li, 2011)。尽管如此, 农业部门 OFDI 只得到了极少的关注, 一个重要原因是缺乏有效的农业 OFDI 数据 (FAO, 2013)。不过, 仍有学者努力在这一领域作了积极的探索。Arezki et.al (2013) 对农业 OFDI 的一个子集——全球农地交易 (2008-2012 年项目数) 的决定因素进行实证分析, 发现拥有土地的国家在获得农业 OFDI 的竞争中具有优势, 法治和投资者保护因素的影响不显著, 更高的土地权利不安全更能促进农地交易。Lay 和 Nolte (2018) 利用土地矩阵数据实证检验了针对中低收入国家的农地交易 (2000-2016 年项目额) 的决定因素, 发现农地投资与其他部门的区别是前者的目标是拥有丰裕土地和水资源的国家, 并且容忍腐败和低水平的投资者保护。Hirsch et al (2020) 基于类似的样本和估计方法着重探讨水资源在外国农地投资中的关键作用, 同样也发现农业投资不受薄弱的制度法规或腐败的负面影响。Bastiaens (2016) 利用粮农组织的数据探讨了政治制度对全球农业 OFDI 流向的影响, 发现农业投资者偏好非民主国家, 以确保轻易的土地转让和最小程度的公民反对。汪晶晶等 (2017) 以 994 家境外农业企业为样本考察了中国农业 OFDI 区位的影响因素, 发现农业自然资源、市场条件、经济和法律制度具有显著的正向影响, 政治制度则显著为负。

已有研究证实了某些决定因素对农业 OFDI 区位决策的重要性可能不同于其他行业, 同时为后续研究提供了较为扎实的理论基础和方法参考, 但仍有一定改进空间。首先, 现有文献主要以流向非发达国家的农业投资为研究对象, 难以充分揭示制度和非资源类经济因素的作用机制。其次, 现有文献的研究领域集中在农地交易, 忽略了其他农业价值链环节上的投资, 因而无法完整地展示农业投资全球化的全部故事。最后, 中国农业 OFDI 的研究缺乏对不同经济发展水平国家的分类探讨, 现实中企业的投资动机已表现出明显的地区性差异。本研究旨在弥补现有文献的上述不足。我们将利用 2015-2017 年涵盖农业投入、生产、加工、贸易和物流环节的 1214 家境外企业数据来研究东道国制度因素和经济因素如何影响中国农业 OFDI 的区位决策。

三、假设建立

折衷范式清晰地解释了企业国际投资的动机, 即市场寻求、资源寻求、效率寻求和战略资产寻求。具备这些因素的东道国更有可能吸引 OFDI。此外, 东道国制度性质和质量也以各种方式影响 OFDI。我们将基于折衷范式中的传统经济因素和制度视角构建一系列可检验的假设。根据先前的研究 (如 Buckley et al., 2007; Duanmu, 2012), 我们认为效率寻求并非中国海外农业投资的强大动力^①。

(一) 自然资源寻求动机及其预期作用

自然资源寻求被视为中国海外农业投资的关键动机, 几乎所有相关文献都会涉及这一主题。中国是典型的农业资源稀缺国家, “中国只拥有了世界 7% 的耕地, 却养活了世界 21% 的人口” 常常被用来描述这一严峻形势。从企业层面来看, 利用东道国自然资源开展农业生产业务并非完全受政府意志和政策指示的影响, 更多是出于对自身特有优势的利用和开发。Buckley et.al (2016) 指出新兴经济体跨

^①追求效率 OFDI 通常发生在投资者为业务经营寻找成本较低的区位时 (特别是低成本劳动力)。考虑到中国劳动力成本仍相对不高, 效率追求被认为不是重要的动机。

国企业不一定具有传统的所有权优势（例如品牌和营销网络），但在商品是重要上游组成部分的行业中往往具有优势。Chen 和 Guo（2017）的企业访谈结果印证了这一观点。他们发现，约有一半的受访农业企业直接进入风险较高，利润率较低的生产环节，这些企业认为其优势在于农业生产的技术和管理。资源寻求动机通常与自然禀赋密切相关，企业要实现这一目标，必须将自己嵌入一个农业资源禀赋丰裕的国家。基于此，我们假设：

H1：中国海外农业投资被自然资源禀赋丰裕的国家所吸引。

（二）市场寻求动机及其预期作用

现有农业 OFDI 文献集中在农地交易领域，因而常常忽视了对市场寻求动机的探讨。我们认为，中国农业企业（特别是大型农业企业）有动力进入其他经济体，以实现产品和服务的本地化。寻求市场的 OFDI 通常由东道国市场规模和购买力引起，这些市场属性允许投资者获得更多的利润（Buckley et.al, 2007; Chakrabarti, 2001）。中国寻求市场的农业 OFDI 常常会通过对东道国公司的收购或合营来实现，以便快速获得市场份额和对营销资产（如分销渠道和公认品牌）的控制（Savant, 2005）。相比之下，低收入国家市场规模普遍较小，购买力较低，营销资产也不普及（Buckley 和 Munjal, 2017）。基于此，我们假设：

H2：寻求市场的中国海外农业投资倾向于高收入国家，而不是低收入国家。

（三）战略资产寻求动机及其预期作用

战略资产是指一国在技术、品牌和创新力方面的资产。近年来中国农业 OFDI 的战略资产寻求动机被广泛讨论，但尚缺乏明确的实证依据。中国许多大型农业企业跨境投资旨在获取国内无法获得的知识、技能和技术，以补充自身的能力和资源，从而保持和提高经营绩效和投资回报率。因此，我们假设：

H3：寻求战略资源的中国农业投资更倾向于高收入国家，而不是低收入国家。

（四）东道国制度环境因素及其预期作用

学者们提供了压倒性的证据证明外国投资者偏好治理制度良好的国家。这类国家往往具有更可信政府政策以及更有力的法治和产权保护制度，跨国企业受政府机会主义行为威胁的可能性更小。然而，农业部门的代表性文献发现，农业投资者偏好腐败或治理薄弱的国家（Arezki et al., 2016, Bastiaens, 2016, Hirsch et al., 2020, Lay 和 Nolte, 2018）。在这样的国家，政府对土地的使用、拨付和转让拥有很大的法律权力。例如，在一些农业投资大量流入的亚洲和非洲国家，殖民主义忽视合法私有财产保护的历史遗留问题根深蒂固。无人认领或未登记的土地常常被放空，政府可以将其征用或出售，而投资者无需解决土地使用的赔偿问题（German et al., 2013）。相反地，在私有产权得到强有力保护的国家，农民和土地使用者有更多的法律权利要求补偿，更重要的是有权阻碍外国投资者购买土地（Vermeulen 和 Cotula, 2010）。可见，外国农业投资者更容易会从薄弱的治理制度中获益。尽管没有实证依据，但我们相信中国海外农业投资者也可能偏好治理薄弱的国家。一方面，中国农业投资者（尤其是中小投资者）有着强烈的土地资源寻求动机。由于经验不足，他们更愿意跳过与当地居民的对话直接从政府获得土地。另一方面，来自总体和其他部门的 OFDI 研究表明，以中国为代表的新兴

经济体企业具有对制度风险的经验和较高的容忍度 (Buckley et al., 2007; Kolstad 和 Wigg, 2012; Quer et al., 2012)。基于此, 我们假设:

H4: 中国海外农业投资对东道国制度风险不敏感, 也就是说良好 (薄弱) 的东道国制度环境不会促进 (阻碍) 中国农业投资的流入。

四、变量, 样本及估计方法

(一) 变量

1. 因变量

OFDI 的区位选择有两类方法衡量: 一是观察特定区位公司或项目设立数量的变动; 二是通过投资规模 (例如资金规模或员工数量) 来展示特定区位的投资价值变化 (Blanc-Brude et al., 2014)。Bo et al (2017) 发现, 相比特定东道国特定区域的研究, 着眼于世界多个投资区位的研究更多地使用了规模数据。至于应使用存量数据还是流量数据, 他们进一步指出存量数据看不到 OFDI 进入决定本身, 因此很难对区位特征和 OFDI 之间相关性的因果方向做出合理的解释。我们将优先考虑将流量额作为因变量, 将存量额和公司数量作为替代因变量进行结果的稳健性检验。

2. 自变量

自变量除了选取东道国农业资源禀赋、市场条件、战略资源和制度变量, 我们还加入一些在区位文献中经常被讨论和检验的变量, 即双边贸易关系、地理距离和共同边界变量。

(1) 农业资源, 衡量自然资源禀赋的标准可以是资源的绝对数量或价值标准, 也可以是相对于其他指标 (GDP 或总出口) 的标准 (Luo et al., 2017)。本研究同时采取这两种方法衡量东道国农业资源禀赋的丰裕度, 以避免单一指标解释力不足问题。考虑到土地是农业最基本且难以替代的自然要素, 绝对标准用人均农地占有量衡量; 相对标准用农业出 (进) 口额占 GDP 的比重衡量。预期东道国人均农地占有量越多、农业出 (进) 口额占 GDP 的比重越大 (小), 越能吸引中国农业投资。

(2) 市场条件, 寻求市场的跨国公司看重的是东道国市场规模、购买力和市场的增长潜力 (Ramamamy 和 Yeung, 2010)。我们分别采用人口密度、人均 GDP (2010 年不变价美元) 和 GDP 增长率来衡量东道国这三类市场条件。预期东道国人口密度越大、人均 GDP 和 GDP 增长率越高, 越能吸引中国农业投资。

(3) 战略资产, 我们参照 Buckley et al. (2007, 2012) 的做法, 采用居民和非居民的专利申请数量来衡量一个国家的战略资产水平。

(4) 制度, 我们关注三类制度因素对中国农业 OFDI 区位的影响, 即监管制度、营商制度以及农业投资特别关注的土地治理制度。采用世界银行世界治理指数 (WGI) 中的法治指数作为一般监管制度的代理变量。法治指数衡量的是“对社会规则的信心和遵守程度, 特别是合同执行质量、产权、警察和法院、以及犯罪和暴力的可能性”, 取值范围为 0~100, 更高的数字意味着更好的制度。使用世界银行营商数据库的投资者保护指数作为营商制度的代理变量。该指数由交易透明度、公司董事和股东责任以及管理者追究董事不当行为责任的权力三类子指数的加权平均值构成, 取值范围为 0~100,

得分越高，投资者受保护程度越高。利用机构概况数据库（IPD）的“土地权利不安全”指标来衡量一国土地权利保障程度，取值范围为 0-4，取值越大，土地权利越不安全。土地权利不安全的国家缺乏正式的土地登记和地籍体系，这导致土地权利纠纷难以在法院系统中裁决。

（5）贸易关系，国际化行为理论认为，跨国公司以往的贸易关系会对其随后的国际化造成内生路径依赖，从而缓解了仅仅根据传统资源和市场等经济因素来选择区位的趋势（Eriksson et al., 2000）。利用中国与特定东道国农产品贸易额占中国农产品贸易总额的比例来衡量双边贸易关系。

（6）地理距离，OFDI 的决策可能受到地理距离的影响。一般认为，地理更紧密的市场更能吸引 OFDI，因为有助于降低运输和旅行成本以及避免面临不熟悉、关系或歧视的风险。从经验来看，中国农业投资最初集中在东南亚地区，这些邻近地区需要较低的前期金融投资，并且拥有能够促进商业联系的大量华裔人口。需要指出的是，现代信息技术和全球化的发展会削弱地理距离对 OFDI 的负面效应。我们使用北京与东道国首都之间的直线距离来衡量地理距离。

（7）共同边界，考虑到中国企业更有可能与邻国开展贸易和投资，以及由于疆域辽阔，首都距离有时不能很好地反映这种地理邻近，我们设置了是否与中国有共同边界的虚拟变量。

（二）样本

本研究农业 OFDI 数据来源于农业农村部的农业信息采集数据库。该数据库是农业农村部专门为监测中国农业 OFDI 所设立，包含公司投资目标国、投资金额以及子公司经营状况等详细信息，是 2013-2018 年《中国对外农业投资合作分析报告》的核心数据来源。截止 2017 年底，中国农业对外投资覆盖了 106 个国家。为了避免可能存在的样本选择偏差，本研究没有将未获得中国农业投资的国家排除在外。换言之，样本将包括世界上尽可能多的国家，无论其是否接受过中国的农业投资。由于解释变量数据的可获取性问题，最终的有效样本共由 126 个国家组成，其中 85 个国家接受过至少一个中国公司的农业投资，这些国家合计占中国农业对外投资总额的 97%（以 2015-2017 年年均投资额计算）。

考虑到对不同经济发展水平国家的农业投资动机不同，我们将 126 个东道国划分为两类，即高收入国家和低收入国家。借鉴 Shukla 和 Cantwell（2018）的做法，将低收入国家定义为被世界银行归类为低收入或中低收入经济体的国家，将高收入国家定义为被归类为中高收入或高收入经济体的国家。由于一些国家分类在本研究观察期间已发生变化，我们使用了世界银行 2007 年的国家分类方法，恰好保证两个子样本的样本数量相等，其中高收入样本由 63 个当年人均国民总收入（GNI）高于 3856 美元国家组成，低收入样本则由 63 个人均 GNI 低于 3856 美元国家组成。

（三）估计方法

我们研究的问题是中国农业投资者对目标国家的区位选择，并且关注的焦点是中国对目标国的投资流入，因此可使用经典的引力框架对中国农业 OFDI 流动进行建模。引力模型以物理引力公式为基础，被广泛用于分析国家之间的贸易或投资关系。该模型不仅考虑了投资国和（或）目标国的特定特征，还考虑了双边变量。引力等式的随机形式设定如下：

$$y_{ci} = \exp(\beta_0 + x_i' \beta_j + b_{ci}' \beta_d) \xi_{ci} \quad (1)$$

其中, Y_{ci} 表示中国对目标国家 i 的农业投资额; $i = 1, \dots, n$; x_i 表示目标国家特征变量, 包括农业资源禀赋、市场条件、战略资产和制度变量; b_{ci}' 表示双边变量, 包括中国与目标国 i 之间的贸易关系、地理距离和共同边界变量; ξ_{ci} 是独立且均匀分布的扰动项。对等式 (1) 通常的估计方式是采用双对数转换。针对投资额为零无法进行对数定义问题, 主要的处理方法是直接剔除零观测值或者在取对数之前给每个观测值添加一个小常数 (Blonigen 和 Piger, 2014)。Silva 和 Tenreyro (2006) 指出这两个解决方案中都可能扭曲由一个适当的非线性模型产生的推论。前者会造成关键观测值的遗漏, 因为国家间不存在投资关系不是随机发生的; 后者则会导致估计偏差, 因为估计参数取决于所选取常数的大小。因此, 基于投资的引力模型应根据其乘法形式进行估计, 从而避免与因变量取对数相关问题。估计引力模型乘法形式的一种方法是使用泊松分布:

$$\begin{aligned} y_{ci} &= \mathcal{P}(\lambda_{ci}) \\ \lambda_{ci} &= \exp(z_{ci}' \beta) \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $z_{ci} = [1, x_i', b_{ci}']$, β 是相应的参数向量。给定一组独立观测值, β 可通过最大化以下泊松对数似然函数进行估计:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n [-\exp(z_{ci}' \beta) + (z_{ci}' \beta) y_{ci} - \ln(y_{ci}!)] \quad (3)$$

等式 3 使用泊松似然估计方法的基本要求是条件均值被正确指定, 即 $E[y_{ci} | z_{ci}] = \exp(z_{ci}' \beta)$ 。当该假设成立时, 即使数据不严格服从泊松分布, 也能采用泊松似然进行估计, 这一估计法被称为 PPML 估计法。也就是说, PPML 估计法使用泊松似然来定义一阶条件, 但不受数据必须是泊松过程生成的限制。因此, 数据无须符合限制性泊松假设, 即条件均值等于条件方差 ($E[y_{ci} | z_{ci}] = \text{Var}[y_{ci} | z_{ci}]$)。当该假设不成立时, 仍可使用 PPML 估计法 (估计量一致但非有效), 不过标准误会向下偏倚, 需要采用稳健的协方差矩阵估计法加以解决。目前 PPML 估计法在农业外国直接投资文献中已经得到较为广泛的使用 (Arezki et al., 2013; Hirsch et al., 2020; Nolte 和 Lay, 2018)。我们遵循这些研究使用 PPML 估计法来识别中国农业 OFDI 的区位决定因素。

本研究的因变量为 2015-2017 年中国在目标国农业投资额的平均值, 这样处理的好处是减少随机波动和零观测值的情况。除了土地治理制度和共同边界采用 2012 年的数据外^①, 其他自变量均取 2012-2014 年数据的平均值。自变量取滞后值的原因有两个: 一是反映当前的投资决策是基于过去数据的客观事实, 二是缓解潜在的内生性问题并加强因果推论。表 1 中的描述性统计结果显示, 除农地占有量外, 高收入国家和低收入国家的其他区位因素变量均存在较大差异。各样本中农地占有量均远高于同期我国水平 (0.0037) 和世界平均水平 (0.0068), 初步说明了我国企业有着较为强烈的农地资

^① IPD 数据库不定期进行数据更新, 土地权利不安全指数最近两个年份的数据分别是 2012 和 2016。

源寻求动机，这与他们的投资策略选择密切相关。从产业分布来看，2017年从事种植业、畜牧业、林业、渔业、农副产品加工业和其他产业的企业数量占比分别为48%、10%、4%、10%、4%和24%。低收入国家食品出口能力显著高于高收入国家，而食品进口依赖却更高些，可能反映了低收入国家农业资源禀赋或资源开发能力存在更大的异质性。两个子样本市场条件变量差异巨大，特别是人均GDP衡量的市场购买力变量，高收入国家的中位数是低收入国家的13倍。不过，低收入国家具有更高的市场增长潜力。高收入国家的战略资产丰裕度和制度质量显著优于低收入国家。

表1 变量定义、来源和描述性统计

变量	数据来源	全样本	全样本	高收入	高收入	低收入	低收入
		均值	中位数	国家	国家	国家	国家
农业OFDI(万美元)	农业农村部	2860.746	27.500	4103.873	2.000	1617.619	67.000
农地占有量(平方公里/人)	WDI	0.164	0.051	0.146	0.044	0.182	0.057
食品出口能力(%)	WDI	4.476	3.296	3.915	2.703	5.036	3.845
食品进口依赖(%)	WDI	4.289	3.846	3.629	3.194	4.950	4.338
市场规模(人/平方公里)	WDI	205.883	79.011	285.608	86.869	126.158	77.151
市场购买力(2010年不变价美元)	WDI	15025.390	6079.733	27666.180	21371.600	2384.592	1618.527
市场增长潜力	WDI	3.601	3.618	2.191	2.180	5.011	5.280
战略资源	WDI	12287.230	320.167	23253.390	1585.000	1321.066	44.000
监管制度	WGI	51.060	49.935	71.622	76.521	30.499	30.135
营商制度	Doing Business	53.064	53.300	59.253	56.700	46.874	46.700
土地治理制度	IPD	1.781	2.000	1.078	0.750	2.484	2.500
贸易关系(%)	UN Comtrade	0.734	0.084	1.188	0.127	0.280	0.048
地理距离(公里)	CEPII	8886.364	8109.482	8528.970	7462.242	9243.757	9951.103
共同边界	CEPII	0.079	0	0.032	0	0.127	0

五、实证结果与检验

对于PPML估计法，尚没有标准方法来检验和纠正自变量之间的多重共线性问题。自变量之间的相关系数显示，高相关性（大于0.7）只出现在全样本中的市场购买力与土地治理制度变量之间。我们先单独将高度相关变量和其他变量进行回归，然后一并与其他变量进行回归。如表2所示，当人均GDP和土地制度一并进入全样本模型时，前者仍是显著为正，但后者的负向影响在统计上不再显著，这可能是受多重共线性影响，也可能是结果本身不够稳健，因为该变量在两个子样本中是不显著的正向影响。基于此，我们认为应同时保留了这两个变量，这也有助于避免遗漏变量带来的更严重偏差问题。

表2 总体模型和分组模型的估计结果

变量	全样本	全样本	全样本	高收入国家	低收入国家
农业资源禀赋: 农地占有量	0.008 (0.006)	0.005 (0.007)	0.005 (0.007)	0.020*** (0.007)	-0.025*** (0.005)
农业资源禀赋: 食品出口能力	0.168*** (0.065)	0.144*** (0.054)	0.152*** (0.058)	0.192* (0.110)	-0.026 (0.076)
农业资源禀赋: 食品进口依赖	-0.228 (0.191)	-0.127 (0.187)	-0.149 (0.191)	0.148 (0.144)	-0.295** (0.127)
市场条件: 规模(取对数)	0.513** (0.203)	0.429** (0.175)	0.424** (0.174)	0.783*** (0.207)	-1.959*** (0.555)
市场条件: 购买力(取对数)	- -	0.737** (0.327)	0.624* (0.348)	1.746*** (0.546)	-0.576* (0.299)
市场条件: 增长潜力	0.122 (0.105)	0.200* (0.102)	0.212** (0.102)	0.139 (0.130)	0.351*** (0.112)
战略资源: 专利(取对数)	0.177 (0.164)	0.197 (0.147)	0.19 (0.145)	0.831*** (0.266)	0.178 (0.141)
制度: 监管(取对数)	-0.472 (0.542)	-0.679* (0.402)	-0.718* (0.408)	-0.516 (1.047)	-0.425 (0.343)
制度: 营商(取对数)	1.045 (1.074)	0.858 (0.971)	0.848 (0.978)	0.794 (0.905)	0.656 (0.633)
制度: 土地治理	-0.600** (0.296)	- -	-0.221 (0.248)	0.671* (0.375)	1.183 (0.956)
贸易关系	0.0211 (0.076)	0.0108 (0.070)	0.0119 (0.070)	-0.153** (0.068)	1.309*** (0.451)
地理距离(取对数)	0.147 (0.471)	0.095 (0.449)	0.092 (0.449)	2.450*** (0.587)	-2.061*** (0.465)
共同边界	0.742 (1.171)	1.187 (1.290)	1.178 (1.270)	4.584*** (0.988)	-1.419* (0.758)
<i>N</i>	126	126	126	63	63
<i>R</i> ²	0.466	0.495	0.496	0.749	0.722

说明: 括号内数字为稳健 White 标准差; ***, **和*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%水平上显著。

(一) 基本模型

基本模型的估计结果证实了将全样本分成高收入国家和低收入国家两个子样本的初衷, 即流向不同经济体的中国农业 OFDI 具有不同的动机和区位选择模式。我们的研究结果支持了 Blonigen 和 Wang (2004) 关于将高收入和低收入国家一并纳入 OFDI 实证研究中可能是不合适的观点。具体的结果及讨论如下:

(1) 中国农业 OFDI 的资源寻求动机(假设 1) 在各样本条件中均得到支持。在全样本中, 食品

出口能力系数显著为正，其他两个资源变量虽不显著，但影响方向与预期一致。在高收入国家中，农地占有量和食品出口能力系数显著为正，说明土地资源丰裕以及能够很好将资源潜力转化为商业优势的高收入国家能够吸引中国农业投资。农地占有量或食品出口能力每增加一个单位，中国农业投资额将增加 16.4%或 2%^①。食品进口依赖系数为正向，但不显著，表明中国农业投资者可能会出于别的动机（例如市场寻求）而不完全排斥农业资源不足的高收入国家。

在低收入国家中，农地占有量系数显著为负，反映出投资者可能看重的是低收入国家潜在可用土地的规模（Lay 和 Nolte, 2018）。食品出口能力系数为不显著的负向，说明投资者不排斥出口能力不足的低收入国家，因为这可能由于土地生产力低下造成，有望通过增加资本和技术投资快速实现增产（Arezki et.al, 2013）。食品进口依赖系数显著为负，意味着中国投资者会避开将大量财政资源用于食品进口的低收入国家，因为这些国家很大可能是农业自然资源极其匮乏或者利用起来十分困难。

(2) 市场条件对中国农业 OFDI 的影响在各样本条件下具有明显的差异。全样本的三个市场条件系数显著为正，说明良好的市场条件总体上能够吸引中国农业 OFDI。但从子样本看，市场规模和市场购买力系数在高收入和低收入国家样本下分别显著为正和显著为负，说明中国只有对高收入国家有明显的市场寻求动机，对开拓低收入国家市场缺乏兴趣，支持了假设 2。值得一提的是，低收入国家市场增长潜力系数显著为正，说明投资者更偏好处于快速增长轨道的低收入国家，可能的解释是这些国家会实施更大力度的财政和金融激励措施（Byerlee et.al, 2014）。

(3) 战略资产在全样本和低收入国家样本中系数很小且不显著，但在高收入国家样本中显著为正，这一结果支持了假设 3。尽管新投资者不断涌现，但主导全球农业价值链的跨国公司仍主要分布在发达国家。近年来中国大型农业公司积极寻求通过收购或与发达市场成熟农业企业的合营来获得技术、营销和专业管理知识等创造性资产，以便能够与国际同行或后来者进行动态竞争。例如，中粮集团通过对荷兰谷物贸易公司 Nidera NV 和来宝集团农业贸易业务的股权收购获得了他们在 26 个国家的农业资产，涉及生产、物流和运输、加工中心和销售网络（Yap et.al, 2015）。

(4) 制度因素对中国农业投资的影响要么是不显著，要么是显著的抑制效应，说明一般 OFDI 看重的好制度环境并不能吸引中国农业 OFDI，假设 4 得到支持。法治指数衡量的监管制度在各样本条件下均为负向，并且在全样本中非常显著，表明东道国强大的法治秩序不利于吸引中国农业投资。

(5) 更密切的贸易关系抑制了中国在高收入国家的农业投资，但会促进在低收入国家的投资。与中国有着密切农业贸易关系的高收入国家（例如美国和加拿大）并不像预测的那样有力地吸引中国农业投资。究其原因既有宏观层面也有微观层面。中国政府将对上述国家农产品进口的高度依赖视为粮食安全的威胁，农业“走出去”伊始就积极引导企业到其他国家投资，以培育更多元的供应商。

(6) 在高收入国家的农业投资不像低收入国家那样因地理距离增加而受阻，可能的解释是中国在

^①对于取对数形式的解释变量，系数可理解为弹性，即解释变量的边际增加会导致因变量农业 OFDI 增加或减少 $\beta\%$ ；对于不取对数的解释变量，根据公式 $100 * (\exp(\beta) - 1)$ 求出系数弹性。虚拟变量系数可理解为半弹性，即虚拟变量值从 0 变为 1，因变量增加 $\beta\%$

两类国家采取不同的农业投资模式。在低收入国家的很多投资初衷是利用东道国自然资源开展农业生产，然后返销国内，因而会选择投资周边国家以避免高运输成本。实力雄厚的企业则试图通过对高收入国家农业加工和贸易公司的收购或合营嵌入全球农业供应链，它们不惧进入地理区位遥远的市场。

(7) 共同边界系数在高收入国家中显著为正，主要是与中国接壤的俄罗斯和哈萨克斯坦在中国农业 OFDI 中占据了重要地位。共同边界对低收入国家的影响显著为负，这与中国对接壤的低收入国家（老挝除外）的农业投资规模都很小的事实相符。

(二) 稳健性检验

1. 使用投资存量数据替换流量数据

我们使用截止 2017 年底中国在全球农业投资存量额替代 2015-2017 年间投资流量额均值，仍然利用 PPML 对模型进行回归。如表 3 所示，各变量在全样本和子样本中的系数方向和显著性与基本模型大体一致。

表 3 模型的稳健性检验（替换因变量和估计策略）

变量	基于投资额存量			基于计数模型		
	全样本	高收入国家	低收入国家	全样本	高收入国家	低收入国家
农业资源禀赋：农地占有量	0.007 (0.006)	0.024** (0.007)	-0.020*** (0.004)	0.002 (0.006)	0.010* (0.003)	-0.010*** (0.003)
农业资源禀赋：食品出口能力	0.182*** (0.052)	0.188** (0.089)	0.079 (0.058)	0.068 (0.048)	0.182*** (0.049)	0.019 (0.044)
农业资源禀赋：食品进口依赖	-0.331* (0.181)	0.143 (0.144)	-0.417*** (0.115)	-0.171*** (0.062)	0.001 (0.097)	-0.146** (0.059)
市场条件：规模（取对数）	0.476** (0.195)	0.791*** (0.208)	-1.473*** (0.309)	-0.019 (0.145)	0.152 (0.094)	-0.666*** (0.169)
市场条件：购买力（取对数）	0.512* (0.311)	1.627*** (0.519)	-0.970*** (0.263)	-0.304* (0.163)	0.285 (0.211)	-0.560** (0.223)
市场条件：增长潜力	0.157* (0.093)	0.050 (0.098)	0.202** (0.083)	0.112* (0.058)	0.086 (0.092)	0.100 (0.089)
战略资源：专利（取对数）	0.0714 (0.138)	0.909*** (0.275)	0.051 (0.113)	0.095 (0.070)	0.744*** (0.174)	-0.073 (0.071)
制度：监管（取对数）	-0.314 (0.486)	-0.483 (0.997)	-0.163 (0.229)	-0.077 (0.204)	0.043 (0.447)	0.057 (0.226)
制度：营商（取对数）	0.110 (0.929)	0.937 (0.828)	0.616 (0.581)	0.343 (0.423)	0.072 (0.450)	0.437 (0.625)
制度：土地治理	-0.264 (0.202)	0.830** (0.391)	0.282 (0.317)	0.0246 (0.189)	0.319* (0.193)	0.432* (0.235)
贸易关系	0.0499 (0.067)	-0.161** (0.066)	0.961*** (0.266)	0.331 (0.261)	-0.00774 (0.050)	0.737*** (0.168)
地理距离（取对数）	-0.059	2.268***	-2.324***	-0.707**	0.250	-1.684***

(续表 3)

	(0.439)	(0.453)	(0.418)	(0.354)	(0.303)	(0.412)
共同边界	1.395	4.210***	-0.962	1.287*	2.641***	-0.203
	(1.085)	(1.028)	(0.670)	(0.709)	(0.614)	(0.701)
lnalpha				0.459***	-1.048**	-0.193
				(0.142)	(0.408)	(0.258)
N	126	63	63	126	63	63
R ² /pseudo R ²	0.388	0.787	0.744	0.107	0.250	0.166

说明：括号内数字为稳健 White 标准差；***、**和*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%水平上显著。

2. 变换估计策略：基于计数模型

一些以开拓市场或获取战略资产为目标的并购项目投资额巨大，可能会夸大东道国对中国农业投资的真正吸引力。为此，我们使用 2015-2017 年中国在东道国累计成立的农业公司数量作为因变量，并使用计数模型进行估计。我们使用负二项模型来解决过度分散问题。负二项模型可以被看作是泊松分布的一个特殊限制情形，即 λ_{ci} 是 Gamma 分布的期望。负二项分布的一阶矩设定如下：

$$E(y_{ci}|z_{ci}) = \exp(z'_{ci}\beta)$$

$$Var(y_{ci}|z_{ci}) = \lambda_{ci}(1 + \alpha\lambda_{ci}) \quad (4)$$

其中，待估参数 α 衡量的是过度分散的程度。当 $\alpha \rightarrow 0$ ，模型返回泊松设定。可对 $\alpha=0$ 进行 Wald 或似然比检验来识别过度分散问题。负二项分布属于线性指数分布，可采用伪似然方法进行模型估计。全样本的市场规模、购买力和地理距离系数发生了明显的变化，由正向转为负向，更多反映的是中国农业投资在低收入国家的偏好特征。就公司数量来看，低收入国家的投资地位确实更突出，理应会对全样本回归的影响更大^①。高收入国家样本的市场条件系数显著性变弱，可能是在高收入国家的农业投资动机差异较大造成的。换言之，大规模投资的企业在高收入国家看重市场寻求，但由于模型估计技术的原因影响有所弱化，而小规模投资并非市场导向。低收入国家样本土地治理的抑制效应变得显著，再次说明薄弱的土地治理水平有助于吸引中国农业投资。

3. 变换监管制度的衡量指标

为了检验监管制度变量的稳健性，我们分别使用《国际国家风险指南》(ICRG) 中法律与秩序指数和透明国际 (Transparency International) 的腐败感知指数 (CPI) 重新进行模型估计。腐败感知指数根据政府官员的腐败程度对各国进行排名，从 1 (高度腐败) 到 100 (不腐败) 不等。腐败感知指数衡量的监管制度在不同类型样本中均不显著，意味着中国农业 OFDI 区位选择对腐败因素不敏感，或者说更好地控制腐败似乎不会吸引中国农业投资，这与 Lay 和 Nolte (2018)、Hirsch et al. (2020) 针对全球农业土地投资的研究结果一致。

^①本研究样本数据中，按投资流量额计算，低收入国家占比 28%；按投资存量额计算，低收入国家占比 32%；按公司数量计算，低收入国家占比 53%。

表 4 模型的稳健性检验（使用不同的监管制度指标）

变量	基于投资额存量			基于计数数据模型		
	全样本	高收入国家	低收入国家	全样本	高收入国家	低收入国家
农业资源禀赋：农地占有量	0.010 (0.008)	0.026*** (0.007)	0.006 (0.008)	0.006 (0.007)	0.020*** (0.007)	-0.024*** (0.005)
农业资源禀赋：食品出口能力	0.171*** (0.057)	0.081 (0.177)	-0.114 (0.087)	0.147** (0.065)	0.170 (0.143)	-0.068 (0.077)
农业资源禀赋：食品进口依赖	-0.144 (0.214)	0.129 (0.231)	-0.344** (0.153)	-0.170 (0.193)	0.173 (0.160)	-0.270** (0.128)
市场条件：规模（取对数）	0.533** (0.227)	1.365*** (0.330)	-0.018 (0.452)	0.471*** (0.177)	0.817*** (0.191)	-1.901*** (0.620)
市场条件：购买力（取对数）	0.444 (0.742)	-0.390 (0.956)	-0.061 (0.483)	0.479 (0.359)	1.601*** (0.367)	-0.559** (0.259)
市场条件：增长潜力	0.148 (0.113)	0.158 (0.169)	0.024 (0.124)	0.201* (0.105)	0.135 (0.139)	0.286*** (0.101)
战略资源：专利（取对数）	0.324* (0.168)	1.170*** (0.285)	-0.190 (0.134)	0.134 (0.133)	0.826*** (0.285)	0.102 (0.146)
制度：监管（取对数）	-0.024 (0.484)	1.882 (1.274)	0.057 (0.242)	-0.282 (0.506)	-0.228 (0.958)	0.248 (0.646)
制度：营商（取对数）	0.811 (0.747)	-0.049 (1.178)	-1.14 (0.798)	0.511 (0.860)	0.670 (0.821)	0.668 (0.641)
制度：土地治理	-0.202 (0.350)	1.685** (0.676)	-0.432 (0.551)	-0.220 (0.295)	0.666 (0.533)	1.394 (1.001)
贸易关系	-0.026 (0.075)	-0.186* (0.100)	1.842*** (0.329)	0.028 (0.068)	-0.148** (0.064)	1.372*** (0.471)
地理距离（取对数）	0.634 (0.532)	4.394*** (1.598)	0.857 (0.816)	0.169 (0.488)	2.570*** (0.686)	-1.935*** (0.450)
共同边界	1.407 (2.317)	6.525*** (1.463)	0.419 (1.003)	1.167 (1.447)	4.862*** (1.213)	-1.430* (0.812)
<i>N</i>	114	62	52	124	62	62
<i>R</i> ²	0.547	0.796	0.918	0.485	0.747	0.685

说明：括号内数字为稳健 White 标准误；***、**和*分别表示估计结果在 1%、5%和 10%水平上显著。

六、结论及启示

本研究利用境外农业企业层面的数据检验了传统经济因素和制度对中国农业 OFDI 的区位决策的影响，揭示了企业在高收入国家和低收入国家显著不同的投资动机和区位选择模式。得出如下主要结论与启示：

(1) 中国农业 OFDI 被资源禀赋丰裕的国家所吸引。不同的资源衡量指标在全样本和子样本中的影响方向和显著性有所差别,但均能反映出中国农业投资的资源寻求意图。其中,对高收入国家的投资更看重已形成的资源开发能力,对低收入国家则更看重资源开发潜力。

(2) 中国农业 OFDI 表现出市场和战略资产寻求动机,但仅针对高收入国家。在高收入国家中,目标国家更大的市场规模和购买力、更多的战略资产有助于吸引中国农业投资,这在很大程度上解释了近年来中国农业投资的区位转变。投资者希望通过开拓高端消费市场获得更多的经营利润,通过收购或合营获得技术和营销资产来弥补自身竞争劣势。在低收入国家中,投资者偏好市场条件更差的国家,这与他们单一的资源寻求目标有关。

(3) 中国农业 OFDI 对东道国的制度风险不敏感。与一般 OFDI 的投资理论和经验发现不同,目标国家的制度质量和营商环境对中国农业投资区位选择没有显著的影响。目标国家更差的法治力度、更低的投资者保护水平或更高的土地权利不安全程度,对中国农业投资者起不到明显的震慑作用。

(4) 政府应当引导、督促和激励海外投资者对农业国际投资规则的遵守。我国农业投资者不会因为目标国家薄弱的法治和土地治理制度而止步,似乎有理由相信当地民众的农业资源权属权利可能得不到充分尊重,也无法获得合理的补偿。政府部门应予以高度重视,加强研究与解读,及时通过政务服务平台、行业协会和农业“走出去”培训工程等渠道传达给涉外农业企业。

(5) 海外农业投资者应当增强自身的制度风险意识,避免做出短视的决策。在制度薄弱国家的农业投资看似具有巨大的潜在收益,因为可能不必为占用农业资源支付高额的补偿,还会额外获得价格或租金、税收优惠。然而,投资者产权在这样的环境中可能得不到明确的定义和正式承认,存在被征收、国有化或违约的风险。即便是交易符合相关规定,如果当地民众得不到足够的补偿来防止流离失所,他们会反对这种项目,有时甚至会转化为占领部分土地或损坏项目公司财产之类的敌对行动。

参考文献

- 1.程国强,2013:《对实施全球农业战略的思考》,《中国产业经济动态》第6期。
- 2.陈秧分、李先德、王士海、赵立军 2015:《农业和粮食系统负责任投资原则的影响研究》,《农业经济问题》第8期。
- 3.柯善淦、卢新海、葛堃、李慧芳,2017:《基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析》,《中国农村经济》第12期。
- 4.宋洪远、张红奎,2014:《我国企业对外农业投资的特征、障碍和对策》,《农业经济问题》第9期。
- 5.汪晶晶、马惠兰、唐洪松、戴泉,2017:《中国农业对外直接投资区位选择的影响因素研究》,《商业经济与管理》第8期。
- 6.Arezki, R., K. Deininger, and H. Selod, 2013 “What Drives the Global ‘Land Rush’?”, *The World Bank Economic Review*, 29(2): 1-27.
- 7.Bastiaens, I., 2016, “Investing in Agriculture: A Preference for Democracy or Dictatorship?”, *The British Journal of Politics and International Relations*, 18(4): 946-965.

8. Blanc-Brude, F., Cookson, G., and Piesse, J., et al., 2014, "The FDI location decision: Distance and the effects of spatial dependence", *International Business Review*, 23(4): 797-810.
9. Blonigen, B. A., R. B. Davies, and G. R. Waddell, et al, 2007, "FDI in Space: Spatial Autoregressive Relationships in Foreign Direct Investment", *European Economic Review*, 51(5): 1303-1325.
10. Brautigam, D., and H. Zhang, 2013, "Green Dreams: Myth and Reality in China's Agricultural Investment in Africa", *Third World Quarterly*, 34(9): 1676-1696.
11. Buckley, P. J., L. J. Clegg, and A. R. Cross, et al, 2007, "The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment", *Journal of International Business Studies*, 38(4): 499-518.
12. Buckley, P. J., and S. Munjal, 2017, "The Role of Local Context in the Cross-Border Acquisitions by Emerging Economy Multinational Enterprises", *British Journal of Management*, 28(3): 372-389.
13. Byerlee, R. D., D. Kyaw, and S. U. Thein, et al., 2014, "Agribusiness Models for Inclusive Growth in Myanmar: Diagnosis and Ways Forward", MSU International Development Working Paper 133, <https://www.eldis.org/document/A69084>.
14. Chakrabarti, A., 2001, "The Determinants of Foreign Direct Investments: Sensitivity Analyses of Cross - Country Regressions", *Kyklos*, 54(1): 89-114.
15. Chen, Q., and P. Guo, 2017, "Outward foreign direct investment in agriculture by Chinese companies: land grabbing or win-win?", *Economic and Political Studies*, 5(4):1-17.
16. Cotula, L., Vermeulen, S., Leonard, R., et al., 2009, "Land Grab or Development Opportunity: Agricultural Investment and International Land Deals in Africa", London/Rome: IIED/FAO/IFAD, <https://pubs.iied.org/12561IIED/>.
17. Deininger, K., 2011, "Challenges Posed by the New Wave of Farmland Investment", *The Journal of Peasant Studies*, 38(2): 217-247.
18. Duanmu, J. L., 2012, "Firm heterogeneity and location choice of Chinese Multinational Enterprises (MNEs)", *Journal of World Business*, 47(1):64-72.
19. Dunning, J. H., 1988, "The Eclectic Paradigm of International Production: A Restatement and Some Possible Extensions", *Journal of International Business Studies*, 19(1): 1-31.
20. Dunning, J. H., 1998, "Location and the Multinational Enterprise: A Neglected Factor?", *Journal of International Business Studies*, 29(1): 45-66.
21. Eriksson, K., A. Majkgard, D. and D. Sharma, et al. 2000, "Path Dependence and Knowledge Development in the Internationalization Process", *Management International Review*, 40(4): 307-328.
22. FAO, 2013, "Trends and impacts of foreign investment in developing country agriculture – Evidence from case studies", Rome, <http://www.fao.org/economic/est/publications/trends/en/>.
23. German, L., G. Schoneveld, and E. Mwangi, 2013, "Contemporary Processes of Large-Scale Land Acquisition in Sub-Saharan Africa: Legal Deficiency or Elite Capture of the Rule of Law?", *World Development*, 48(3):1-18.
24. Gooch, E., and F. Gale, 2018 "China's Foreign Agriculture Investments", USDA Economic Information Bulletin

Number 192, <https://www.ers.usda.gov/publications/pub-details/?pubid=88571>.

25.Haberly, D., and D. Wojcik, 2015, “Tax Havens and the Production of Offshore FDI: An Empirical Analysis”, *Journal of Economic Geography*, 15(1): 75-101.

26.Hirsch, C., T. Krisztin, and L. See, 2020 “Water Resources as Determinants for Foreign Direct Investments in Land - A Gravity Analysis of Foreign Land Acquisition”, *Ecological Economics*, 170.

27.Hofman, I., and P. Ho, 2012, “China’s ‘Developmental Outsourcing’: A Critical Examination of Chinese Global ‘Land Grabs’ Discourse”, *Journal of Peasant Studies*, 39(1):1-48.

28.Ibeh, K., and S. Young, 2001, “Exporting as an Entrepreneurial Act - An Empirical Study of Nigerian Firms” , *European Journal of Marketing*, 35(5): 566-586.

29.Jain, N. K., T. Kothari, and V. Kumar, 2016, “Location Choice Research: Proposing New Agenda”, *Management International Review*, 56(3): 303-324.

30.Kang, Y., 2018, “Regulatory Institutions, Natural Resource Endowment and Location Choice of Emerging-Market FDI: A Dynamic Panel Data Analysis”, *Journal of Multinational Financial Management*, 45(6): 1-14.

31.Kaufmann, D., A. Kraay, and M. Mastruzzi, 2009, “Governance Matters VIII: Aggregate and Individual Governance Indicators 1996-2008”, World Bank Policy Research Working Paper 4978, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1424591.

32.Lay, J., and K. Nolte, 2018, “Determinants of Foreign Land Acquisitions in Low- and Middle-Income Countries”, *Journal of Economic Geography*, 18(1): 59-86.

33.Li, S., and S. H. Park, 2006, “Determinants of Locations of Foreign Direct Investment in China”, *Management and Organization Review*, 2(1): 95-119.

34.Luo, L., Z. Qi, and P. Hubbard, 2017, “Not looking for Trouble: Understanding Large-Scale Chinese Overseas Investment by Sector and Ownership”, *China Economic Review*, 46(12): 142-164.

35.Meyers, M., and J. Guo, 2015, “China’s Agricultural Investment in Latin America: A Critical Assessment”, Inter - American Dialogue Report on Latin America, <https://www.thedialogue.org/analysis/chinas-agricultural-investment-in-latin-america/>.

36.Mihalache-O’Keef, A., and Q. Li, 2011, “Modernization versus Dependency Revisited: Effects of Foreign Direct Investment on Food Security in Less Developed Countries”, *International Studies Quarterly*, 55: 71-93.

37.Quer, D., E. Claver, and L. Rienda, 2012, “Political Risk, Cultural Distance, and outward Foreign Direct Investment: Empirical Evidence from Large Chinese Firms”, *Asia Pacific Journal of Management*, 29(4): 1089-1104.

38.Sauvant, K. P., 2005, “New Sources of FDI: the BRICs – Outward FDI from Brazil, Russia, India and China”, *Journal of World Investment and Trade*, 6:639-709.

39.Shukla, P., and J. Cantwell, 2018, “Migrants and Multinational Firms: The Role of Institutional Affinity and Connectedness in FDI”, *Journal of World Business*, 53(6): 835-849.

40.Silva, J. M., and S. Tenreyro, 2006, “The Log of Gravity”, *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.

41. Vermeulen, and S., L. Cotula, 2010, "Over the Heads of Local People: Consultation, Consent, And Recompense in Large-Scale Land Deals for Biofuels Projects in Africa", *Journal of Peasant Studies*, 37(4):899-916.

42. World Bank, 2010, "Rising Global Interest in Farmland: Can It Yield Sustainable and Equitable Benefits?", <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/2263>.

43. Yap, Chuin-Wei, Newman, J., Bunge, J., 2015. "Chinese Food Giant Explores Deals in U.S.", *The Wall Street Journal*, April 2.40.

(作者单位: ¹ 中国农业科学院农业经济与发展研究所;

² 中国农业大学经济管理学院;

³ 清华大学一带一路战略研究院)

(责任编辑: 朱 炯)

An Analysis of the Location Determinants of Chinese Firms' Overseas Agricultural Investment

Gao Daoming Tian Zhihong Huang Dehai

Abstract: In recent years, China's overseas agricultural investment has grown rapidly, which has attracted attention from both scholars and policymakers with regard to investment motivations and location strategies. A systematic empirical study on these issues can contribute to formulating rational and effective investment incentive policies and risk prevention measures. Based on the traditional economic factors and institutional perspectives, this article establishes a series of theoretical hypotheses concerning China's overseas agricultural investment location decision-making, conducts an empirical test using the data of 1214 overseas agricultural enterprises from 2015 to 2017, and reveals different motivations and location decision-making models of China in high-income countries and low-income countries. The results indicate that, firstly, China's agricultural investment is attracted by the countries with abundant resource endowment. However, it values the existing resource development capacity for high-income countries and the potential resource development capacity for low-income countries. Secondly, agricultural investment targeting at markets and strategic assets is more likely to flow into high-income countries. Thirdly, agricultural investors are not afraid of potential institutional risks in the target countries. China's agricultural investors are unlikely to be deterred by the worse rule of law, the lower level of investor protection or the higher degree of land rights insecurity in the target countries. The results are robust to alternative measures of investment, different estimation strategies and institutional dimensions. Considering China's strong motivations for seeking resources and the fact that such investment is more likely to flow to the countries with weak governance systems, it would be necessary to urge overseas investors to follow multilateral investment rules and fully respect stakeholders' resource property rights, which can help to prevent them from continuing being criticized of "resource grabbing". Investors should also enhance their own awareness of institutional risks and avoid making short-sighted investment decisions.

Key Words: Chinese Firm; Overseas Agricultural Investment; Location Strategy; Economic Factor; Institutional Perspective

以农地经营权配置与保护为重点的 农地制度改革*

——法国经验与启示

刘长全

摘要：为破解农地所有权分散与农业规模经营之间的矛盾，以及为了实现保留家庭经营特征的农业现代化，自 20 世纪 40 年代开始，法国围绕农地经营权优化配置与保护不断深化农地制度改革。一方面在农地所有权与经营权两权分置的框架下完善经营权权能、对所有权权能进行规制及对经营权人赋权，包括赋予经营权继承与转让权能、对农地流转的租期和租金进行严格规制、对所有权转让进行规制、赋予经营权人续租权利等；另一方面，长期实施农业结构调整和结构控制政策，以适度规模家庭农场为导向优化农地经营权流动与配置。法国农地制度改革历程与经验为中国提供的借鉴在于：要充分发挥法律制度在改革中的统领规范作用、以经营权优化配置与保护为重点深化农地制度改革、构建保障家庭经营与适度规模经营协调发展的机制、坚持因地制宜和多元主体共同参与治理、促进经营权向年轻农民流转。

关键词：农地制度 三权分置 经营权 家庭农场 适度规模经营

中图分类号：F33/37 **文献标识码：**A

转变传统小规模家庭经营方式，促进农地经营权流转与农业适度规模经营是中国破解农业竞争力不足、保障重要农产品有效供给的必然要求。为此，党的十八大以来，国家在三权分置框架下不断深化农地产权制度改革，积极推进农地经营权流转与农业规模经营，同时反复强调坚持农村基本经营制度和发展包括家庭农场在内的多种形式适度规模经营。可以说，优化经营权配置，在坚持家庭经营基础上发展农业适度规模经营是中国农业现代化的方向选择，也是农地制度改革的基本导向。自 20 世纪 40 年代开始，为解决农地所有权分散与实现农业规模经营及现代化之间的矛盾，法国开始在农地

*本文研究得到国家现代农业产业技术体系（CARS-36）项目的资助。作者感谢法国畜牧研究院（Institut de l'Élevage）专家 Jean-Marc Chaumet 在调研和资料收集等方面的帮助，感谢匿名审稿专家以及中国社会科学院农村发展研究所苑鹏研究员、韩磊副研究员的宝贵意见，当然，文责自负。

所有权与经营权两权分置的框架下深化农地制度改革 (Melot, 2014; Léger-Bosch, 2020), 包括完善经营权权能、对所有权权能进行规制、对经营权人赋权等, 并将农地经营权优化配置与保护置于农地制度的优先位置。对租金、租期的规制及对续租权利的保障显著促进了法国农地经营权的长期流转及农业长期投资。同时, 为了实现保留家庭经营特征的农业现代化, 法国长期坚持农业结构调整和结构控制政策, 以建立适度规模标准为基础, 构建了以适度规模家庭农场为导向的农地经营权流动与配置机制。

虽然存在农地所有制的根本差别, 但是中国与法国的农地制度改革在背景和目标取向等重要方面仍有很多相通之处: 第一, 两国农地制度改革都强调家庭经营的基础地位; 第二, 两国都将农地制度改革建立在细分和完善农地产权权能的基础上; 第三, 两国都着眼于推进农业的适度规模经营, 为此, 法国需要破解农地所有权分散与规模经营之间的矛盾, 而中国需要破解农地承包权分散与规模经营之间的矛盾; 第四, 两国为提高农业生产力与竞争力都需要稳定农地经营权以鼓励长期农业投资; 第五, 两国都需要应对农业从业人口老龄化问题, 更多促进农地经营权向年轻农民流动。因为这些相通之处, 法国几十年农地制度改革的历程与经验可以为中国农地制度改革提供有益借鉴。

目前, 国内关于法国农地经营权流转制度及其改革的研究较少。在为数不多有所涉及的文献中, 王亚 (2015) 对法国农地流转制度做了粗略介绍; 黄晶、王敬源 (2014)、陈强胜、成翠萍 (2008)、吕晖 (2017) 都是在多国比较的框架下对法国农地流转制度做了简要概括; 窦希铭 (2011)、武剑 (2009) 对法国农地流转的中间组织“土地开发与农村安置公司 (Société d'aménagement foncier et d'établissement rural, 以下简称 SAFER)” 的功能做了介绍; 李全一等 (2018) 从司法角度对法国农地经营权流转的公证问题做了分析; 王廷勇、杨遂全 (2015) 借鉴法国农地继承制度探讨了农村土地承包经营权的继承问题, 但是其对前者的讨论实际是农地所有权继承问题, 对后者的讨论则是农地承包经营权继承问题, 两者有本质差别。总体来看, 现有研究对法国农地经营权流转制度的总体逻辑、产权结构、政策工具、演进历程等的分析还不够系统, 对中国可以从法国农地制度改革中借鉴的经验也缺乏深入讨论。本文试图弥补这些不足。下文首先简要回顾法国农地制度改革历程, 然后对法国在农地经营权优化配置与保护方面的主要制度安排与政策措施做系统梳理, 再后基于法国与欧盟统计数据分析法国农地制度改革主要目标的实现情况, 最后探讨法国农地制度改革对中国的启示。

一、法国农地制度改革的主要阶段

1789 年大革命后, 法国土地所有制开始由封建领主所有向农民私有转变 (马克·布洛赫, 1991; 丁关良, 2010)。此后一百多年, 法国对农地所有权给予充分保护, 这一方面促进了农地的开发和利用, 另一方面因为农地所有权分散, 尤其是农地继承过程中的分割持续加剧农地所有权的碎片化^①, 法国农业生产主体一直是专业化水平低的小农户 (Gervais et al., 1965), 农业生产主要依靠大量劳动投入实现对土地的集约利用。直到 20 世纪前期, 法国农业部门仍集中了大量生产力低下的从业人口, 化肥

^①根据当时的《法国民法典》, 农地继承时应平均分配。

与农业机械的应用明显滞后于同期的其他欧洲国家。在此时期，因为制度层面对租赁农地的经营权保护不足，所以农地租赁不稳定且租期过短，经营者在租赁农地上的投资在租赁结束时也不能得到补偿，这些问题都制约了农地经营权流转在促进农业规模经营与农业现代化中的作用。二战结束后，保障食物充足供给、实现农业现代化成为法国农业发展的首要目标。为解决农地所有权分散对农业现代化的制约，促进农地向生产力更高的农户集中，法国政府开始在农地所有权与经营权两权分置的框架下深化农地制度改革，逐步构建起以经营权优化配置和保护为重点的农地制度。迄今，整个改革历程可以分为四个阶段。

（一）1946~1960年：以农地经营权保护为重点的确立

1946年，法国对《法国民法典》进行了修订^①，其中关于租佃与分成制的修订成为法国农业现代化政策的基石，其重点是强化对农地经营权的保护。一是引入对最短租期的规定及对承租农户续租权利的保障，以确保农地租佃关系的稳定；二是通过对租金的限制确保租地的农户可以获得效率提升的收益。另外，为鼓励提升农地生产力的投资，修订后的民法典还引入了“剩余价值补贴”制度（surplus-value allowance），即经营权人在转出经营权时其为提升地力所做的未完成折旧的投资必须得到补偿。在签订农地经营权流转协议时，地主须授予租赁农地的农户改良农地的权利，并且相关投资有权获得补偿。

（二）1960~1979年：以适度规模家庭经营为导向促进经营权流转

截至20世纪60年代初，法国依然面临农地碎片化、农业生产效率低、农产品供给不足等问题。1960年，法国颁布《农业指导法》（Agricultural Orientation Acts），启动了农业结构调整政策，即以适度规模家庭农场为重点的差别化政策，包括限制大规模农场、重点支持中等适度规模农场、通过社会福利政策支持小规模农场逐步退出。在这样的原则下，法国开始按流转土地的性质、面积对农民实施分级补贴，除对流出土地的农民给予财政补贴，还对流入土地达到一定规模的经营者提供优惠的信贷支持。同时，法国设立了土地开发与农村安置公司（SAFER），后者根据农业结构调整政策目标，以优化农地经营权配置为着眼点，对农村土地交易市场实施管制。1962年，法国又通过了《农业指导法补充法案》，其中设定了农地经营的最大和最小规模，并作为农业结构调整政策的核心标准（Astruc, 1986）。

（三）1980~2005年：家庭经营导向与多元目标并重下完善经营权配置机制

20世纪80年代初，法国农业开始面临农产品持续供过于求及巨额财政成本等问题，以鼓励增产为主要目标的农地政策也开始面临质疑。同时，农业劳动人口老龄化问题开始显现。在此背景下，法国进一步推动农地制度改革，重点是调整农业结构控制政策并相应完善农地经营权配置机制。1980年，在时隔近20年后，法国颁布新修订的《农业指导法》，并在1994年和1999年又两次进行修订。在这三轮修订及配套改革中，农地制度的改革体现在三个方面：一是继续以家庭农场为导向，抑制农地经营权过度集中，但对控制农业经营规模的标准进行调整；二是将鼓励青年人从事农业作为优先目标，

^①法国分别在1943年、1945年和1946年对《法国民法典》做了修改，正式引入租佃及分成制的相关法律规定。参见：https://www.agter.org/bdf/en/corpus_chemin/fiche-chemin-54.html。

要求农地制度有利于青年农民获得农地经营权；三是在农地制度中引入更多促进可持续发展的因素。

（四）2006 年以来：农业现代化与经营模式转变背景下深化农地制度改革

为提高农业竞争力以应对日益激烈的国际竞争，2006 年法国颁布新的《农业指导法》，并开始强调家庭农场向商业化经营发展。根据这一新的导向，农地制度相应改革，结构控制政策中申请行政许可所要求的门槛规模得到提高，即提高了农场在没有审批的情况下可以经营的规模。更重要的是，引入“可转让租约”，赋予农地经营权转让权能。为进一步鼓励经营权人投资和保障其收益权，2010 年法国先后颁布新修订的《农村与海洋渔业法》及新制定的《农业和渔业现代化法》，通过指数对地租作出新的规制。

二、法国促进农地经营权优化配置和保护的主要改革举措

1946 年以来，围绕农业现代化目标，法国农地制度改革有两个基本着眼点，一是发展适度规模家庭经营，即在保持家庭经营特征的基础上提高农户经营规模；二是稳定农地经营权、保障经营权人发展农业生产力的剩余索取权，通过稳定农户预期来促进农业长期投资和生产力进步。在这一主线下，法国农地制度改革的主要举措包括实施结构调整政策、对农地租期和租金进行严格规制、对经营者赋权、促进经营权向年轻人流动等。

（一）实施结构调整政策，坚持适度规模家庭经营导向和抑制经营权过度集中

围绕经营者结构调整与控制的农地制度经历了几个发展阶段，其中伴随着适度规模内涵与标准的变化。1960 年，《农业指导法》明确了以适度规模家庭农场为结构调整和政策支持的重点，这成为法国农地经营权配置的长期导向。当时，对适度规模的界定强调了本地化特征，并按照农业技术条件和保障充分就业的要求，将其确定为两个劳动力能够直接经营的规模。1962 年，《农业指导法补充法案》进一步设定了农地经营的最小规模和最大规模。其中，设定最小规模是为了避免农地进一步细碎化，低于最小规模的农场一般不能维持一个农业家庭；设定最大规模则是为了限制农地经营权向大规模经营者过度集中。1968 年，法国政府引入“最小经营面积（Surface Minimum d'Installation）”标准，即农户获得最低标准收入所需达到的经营面积。“最小经营面积”首先是农业支持政策的标准，经营面积小于该标准的农场不再得到政策鼓励。“最小经营面积”也是社会政策的标准，如果农户经营面积不足该标准的一半，那么就不能加入为农民及其家庭提供医疗与养老津贴的“农业社会共同基金（Mutualité Sociale Agricole）”。各地区还依据“最小经营面积”确定一个上限面积，当农户经营面积扩张并超过这个上限或可能导致其他经营者的经营规模降至“最小经营面积”以下时就需要获得审批。

1999 年，修订的《农业指导法》引入“参考单位（Unité de Référence）”来替代“最小经营面积”，前者在理念上指一个农场实现经济可持续所需达到的规模。同时，“结构控制计划”也对农户必须经强制性许可才能获得农地经营权的情形做出规定，包括：新建、扩建的农场规模超过规定的规模，这个规模通常介于“参考单位”的 0.5~1.5 倍之间；新建、扩建农场导致别的农场的规模降至规定的规模以下，这个规模通常介于“参考单位”的 0.3~1 倍之间。如果符合上述情形但没有按要求取得许可，农户将面临罚款、不能获得农业补助、不能参加“农业社会共同基金”等一系列惩罚。

（二）通过租期规制及对经营权人赋权，促进经营权长期和稳定流转

为了给经营权人提供保护和长久预期，法国对农地经营权流转的租期及承租人的续租权利做了严格规制（Ciaian et al., 2012b）。根据《农村与海洋渔业法》，农地租赁的最短期限是9年，即使出租人与承租人都有意向也不可以签订更短期限的租约。但是，出租人与承租人可以不受限制地签订更长期限的租约。目前，法国农地租约有四种类型，第一种是普通租约，租期最少9年。第二种是长期租约，并进一步分为18年租约、25年租约和“职业期租约”，前两者的租期最少为18年或25年，职业期租约的租期最短也是25年，并在承租人达到领取养老金的法定退休年龄时到期。第三种是可转让租约^①，租期最少18年。设立这种租约是为了确保具有经济性的农场能够得到延续，同时意味着农地经营权被赋予转让权能。为鼓励所有权人签订可转让租约，经营权人依据租约转让经营权时，所有权人可以提高租金，并且最多可以比政府规定的最高租金高出50%。第四种是永佃协议，租期在18~99年之间。

除了租期规制，经营权和经营权人还被赋予更多的权能、权利。首先，租约到期时经营权人享有续租权利。除非因为其本人、配偶或法律规定的继承人需要从事农业经营，否则所有权人无权终止协议或拒绝续租。续租的租期一般最少9年。如果合同没有另行规定，所有权人在续租后的第六年享有收回经营权的权利，但是也仅限于因为其本人、配偶或法律规定的继承人需要经营。其次，经营权人被赋予对农地所有权的优先购买权。当所有权人转让农地时，如果经营权人在该农地上经营了3年以上，那么其享有优先购买权。即使所有权人已将所有权转让给经营权人之外的第三人，在转让交易生效后的一个月内，经营权人都可以行使优先权购入其经营的农地。再次，经营权被赋予继承的权能。如果经营权人在租约到期前死亡，那么至其死亡时其在该农地上参与经营达到5年的配偶、子女或父母可继承农地的经营权。

为鼓励所有权人签订长期租约，法国政府制定了全方位的税收优惠政策。如果所有权人签订长期租约，可享受一系列优惠。第一，所有权人能够获得政府补贴，最高补贴额度为8000欧元；第二，所有权人可享受土地税的部分豁免；第三，出租收入可享受15%的税收减免；第四，出租人转让农地所有权时可以免除部分转让税；第五，签订长期租约的农地在一定条件下将被视为专用财产，在征收财产税时可以从税基中扣除，如果不能被视为专用财产，对总值不超出10万欧元的部分有3/4可享受抵扣，超出10万欧元的部分有50%可以享受抵扣。

（三）通过租金规制稳定农地租金

法国政府长期坚持了对农地租金的严格规制。自1943年开始，为应对农产品价格大幅波动对租赁农地稳定经营的影响，法国通过立法规定农地租金要以实物来约定。自1946年开始，法国将租金限定在1939年的水平。长期来看，该制度可以确保经营权人获得生产率增长的收益，从而起到鼓励农业投资和提高生产率的作用（Boinon, 2011）。1995年，根据1992年欧盟共同农业政策的要求，法国恢复按货币确定租金的规定。2010年，法国颁布《农村与海洋渔业法》和《农业和渔业现代化法》，

^①指可向子女、父母、配偶等之外的非家庭成员转让。

改用指数对租金进行规制。具体来说，一是设定农地经营权流转的最高和最低租金，二是制定租金指数，根据该指数对设定的租金进行调整。租金指数由两部分构成（参见表 1），一是过去五年全国农地的平均毛收入指数，二是上一年全国平均价格指数，两部分在租金指数中分别占 60%和 40%。基于微观数据的实证研究也验证了规制政策对法国农地租金的抑制作用（Ciaian and Kancs., 2012；Dupraz and Temesgen, 2012）。

表 1 2009~2019 年法国农地租金指数

年份	全国租金指数	GDP 价格指数	农地单位面积毛收入指数
2009	100	100	100
2010	98.37	100.5	96.95
2015	110.05	105.59	113.03
2019	104.76	108.22	102.45

数据来源：法国农业和食品部（Ministère de l'agriculture et de l'alimentation），网站（<https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000038777748/>）。

（四）围绕农地经营权配置强化对农地所有权交易的规制

自 1960 年以来，根据《农业指导法》建立的土地开发与农村安置公司（SAFER）^①对法国农地所有权交易进行了严格管制。SAFER 受到议会与法律授权^②，根据法国《农村与海洋渔业法》，其职能包括：促进年轻农民发展、促进经济上可持续的农场的发展、保持农业的家庭经营特征，以及抑制资产投机等，核心就是通过干预农地所有权分配来稳定农场经营、促进农场合并以达到结构控制政策所确定的目标。由于农地的投机性买卖被抑制（Hilal et al., 2016），农地的购买者主要是租赁该农地的农户或其他需要扩大经营规模的家庭农场。

SAFER 发挥作用的一个途径是以中介的身份协调农地的买卖和租赁。SAFER 在农地出售者或出租者的要求下寻找符合结构控制政策目标的交易对象。其中，作为农地所有权买卖的中介又分为两种情况，一种情况是 SAFER 根据出售者授权寻找和选择购买者，并在协议上指定转让农地的用途；另一种情况是 SAFER 先完成收购，然后再转让给其他由其选定的农户。

SAFER 发挥作用的另一个途径是行使优先购买权（否决权），干预农地交易价格、替换买家或收储土地。优先购买权是 SAFER 被赋予的重要权利。所有不以 SAFER 为中介的农地所有权交易都需要报 SAFER 审核批准，除非买入者是目前的经营权人或是所有权人的直系亲属，否则 SAFER 在两个月之内都有权利行使优先购买权。具体来说，SAFER 可以按报告的价格和条件优先购买所有权，并且原所有权人不能拒绝；SAFER 也可以否决交易，要求重新评估和确定价格。SAFER 最长可以将收购的农地保留 5 年，期间可以对农地进行整合和整理，以提高土地质量或规模经营能力。

^①目前，法国有 12 个地区 SAFER 及 4 个海外 SAFER，每个地区 SAFER 都是独立的实体，另有一个全国的 SAFER 联合会，代表地区 SAFER 从事与立法、政府相关的活动。

^②法国《农村与海洋渔业法》（L141-1 条款）对 SAFER 的职能及在土地开发等方面的权利做了详细说明。

（五）促进农地经营权向年轻农民流转

为实现这个目标，法国一是完善经营权的配置机制，二是加强配套补贴政策。在经营权配置机制方面，首先，法国针对老年农民流转入农地经营权要求强制的行政许可。在各地根据结构控制政策制定的“结构控制计划”中，这是一条必要标准。其次，在 SAFER 协调农地转让与租赁时，引导农地经营权向年轻农民流动被置于优先位置。对于在售的农地，如果购买者中有符合优先支持标准的年轻人，同时其又由于其他原因暂时不能完成购买，SAFER 将动用优先购买权先收购农地，然后再转让给该年轻人。再次，法国构建了有利于年轻农民获得农地经营权的税收政策，包括为年轻农民免除农地交易税和为年轻农民开垦未开发土地减免财产税等。在配套政策方面，法国一方面通过补贴、贴息贷款等举措提高年轻人进入农业的积极性和能力，包括实施“青年农民捐赠”、“青年农民补贴”^①制度、为年轻农民提供中期贴息贷款等；另一方面鼓励老年农民提前退休，实施“离地农民终生补贴”等补贴政策。

三、法国农地制度改革的成效与目标实现

法国农地制度改革的成效主要体现在两个方面，一是在两权分置的框架下构建起有利于经营权优化配置与保护的农地制度；二是在保持家庭经营特征的基础上促进了农业适度规模经营与农业生产力的发展。

（一）形成两权分置、经营权优先的农地制度安排

在产权上，法国农地制度改革的核心是完善了农地经营权的权能、对经营权人赋权及对农地所有权的权能进行规制，进而形成了农地所有权与农地经营权两权分置及以经营权配置与保护为重点的农地制度安排。由于经营权人对抗所有权人和第三人的性质，农地经营权本质上经历了物权化塑造。综合以上对改革过程的梳理可以看出，这一农地制度在产权安排上具有以下基本特征：

第一，农地所有权与农地经营权分置，两权权能具有相对独立性。一方面，农地所有权的处置与经营权独立，即所有权的转让不影响经营权流转的状态及延续性；另一方面，农地经营权具有继承的权能，即经营权人符合条件的亲属可以继承经营权。

第二，通过《法国民法典》《农村与海洋渔业法》《农业指导法》等法律法规赋予农地经营权新的权能、对经营权人赋权，并明晰农地经营权的权益范围。一是通过引入“可转让租约”赋予农地经营权转让权能，该权能与可转让农业基金一起发挥作用，促进农业生产方式转变；二是赋予经营权人续租的权利，并且续租权利具有强制性，如果不符合规定条件所有权人不能拒绝；三是赋予经营权人对所有权的优先购买权；四是通过租金规制强化了经营权人对地力提升的剩余索取权，同时也明确了经营权人对地力投资的剩余价值的经济权利。

第三，对农地所有权权能进行规制以确保经营权配置的优先性，对经营权权能进行规制以确保农地农用和适度规模经营。在所有权权能规制方面，一是农地流转的租金水平和租金变动都受到严格规

^①该补贴是在欧盟共同农业政策框架下开展的。

制，实际是对所有权的收益权的规制；二是农地所有权的处置权能受到规制，一方面农地所有权交易的价格和对象都需要接受 SAFER 的审核，所有权交易不能影响农业经营和经营权流转的连续性，另一方面 SAFER 可以行使优先购买权收储在交易的农地。在经营权权能规制方面，一是经营权过度集中受到抑制，经营规模受到结构控制政策的标准制约；二是农地经营权流转后的用途受到严格限制，即经营权以农地农用为基础。

（二）农地制度改革促进了适度规模家庭经营基础上的农业现代化

法国通过构建以上两权分置的农地制度，以及实施结构控制政策、租期与租金规制等具体举措，促进了适度规模家庭经营的发展，也为农民对农地经营权的产权和对农业长期投资的剩余索取权提供了稳定的预期和保障，最终促进了农业生产力的发展。

第一，在农地所有权分散的情况下，法国农业平均经营规模平稳增长，经营权流转成为实现规模经营的主要途径。1955~2016 年，法国农场平均经营农地面积从 15 公顷增长到 61 公顷（见图 1），其中，1955~2000 年年均增长 2.2%，2000~2016 年年均增长 2.6%。2007 年，法国农地流转的比例达到 74%，在西欧各国中是最高的（Ciaian et al., 2012b）。2016 年，农地流转比例进一步上升至 80%。根据欧盟“农场记账数据网络（FADN）”监测数据^①，2016 年，法国农户平均有 82.4% 的耕地来源于租赁，这一比重在西欧各国中也是最高的，在欧盟 28 国中排第 3 位，比德国高 17.2 个百分点，是荷兰的 2 倍多。

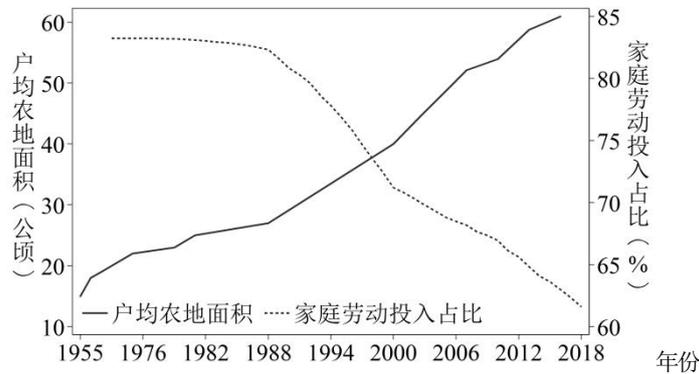


图 1 1955~2018 年法国农户户均农地面积与劳动投入结构变化

数据来源：欧盟委员会网站 (<https://ec.europa.eu>) 及张光辉 (1996)。

第二，家庭经营特征在规模经营的发展中得到保持。首先，农业经营主体以中等规模农户为主。按经营面积看，2016 年，经营面积在 50 公顷以下的农户占农户总数的 58.7%，在 100 公顷以下的农户占 78.1%。其次，农业劳动投入以家庭劳动为主。2018 年，家庭劳动投入占法国农业劳动总投入的 61.6%。2016 年，家庭劳动投入在谷物与油类专业种植户（简称 COP 专业农户）的劳动投入中平均占到 88.0%

^①FADN 是欧盟开展的农户成本收益监测系统。FADN 监测的抽样框是从事商业化生产的农户（commercial farm），即专业农户。FADN 监测对样本农户有最低规模要求，就法国来说是 8 个欧盟规模单位（European Size Unit），因此法国 FADN 样本农户的平均规模要大于其总体平均规模。

(见表2)^①。再次,农户从事农业经营的收入与其进入劳动力市场的就业收入相当。2016年,法国农户户均净收入(考虑税收与补贴之后)为2.74万欧元,略高于城市地区户均基础性收入的均值^②。从收入角度看,可以说农户平均规模与规模结构的变化反映了专业农户达到不断增长的平均收入水平的客观需要。

表2 2016年法国谷物、油类与蛋白类作物(COP)专业农户经营特征

	农场占比 (%)	平均农业用 地(公顷)	租地占比 (%)	单位耕地设备投 资(欧元/公顷)	劳动投入 (AWU)	家庭劳动占 比(%)
总体		126.1	86.0	683.5	1.4	88.0
2.5~5万欧元	14.9	44.5	57.1	605.4	1.2	96.6
5~10万欧元	28.0	75.4	74.3	588.0	1.2	93.1
10~50万欧元	56.6	170.9	90.5	710.4	1.5	84.9
50万欧元以上	0.5	-	-	-	-	-

注:劳动投入的单位是AWU(全职劳动当量)。

数据来源:根据欧盟FADN(https://ec.europa.eu/agriculture/rica/concept_en.cfm)数据计算。

第三,农地租金因租金规制保持较低水平。2017年,法国农地平均租金为每公顷215欧元,在发布数据的12个欧盟国家中居第8位,比最高的荷兰和丹麦分别低了74.6%和60.1%。同时,抑制地价过快增长的目标也得到很好实现。2017年,法国农地转让平均价格为6030欧元/公顷,在21个欧盟国家中排第13位,比最高的荷兰低91.1%,比卢森堡、意大利和英国也分别低了87.0%、87.0%和84.8%。

第四,稳定的经营权保障了农业投资。随着经营规模增长,虽然租赁农地的占比大幅上升,但是农业投资也同步增长,促进了规模经营过程中的劳动节约。就COP专业农户来看,总产值在2.5~10万欧元的农户的每公顷农地机械设备投资额在600欧元左右,农户平均所需总劳动量约1.2个全职劳动当量;总产值在10~50万欧元的农户的机械设备投资增至每公顷710.4欧元,因为投资水平的提高,虽然规模有较大增长,平均所需劳动投入也仅增至1.5个全职劳动当量。投资增长为家庭经营特征的保持提供了支撑。

第五,农业生产力实现持续增长。2018年,法国农业劳动人口年人均产出达到9.23万欧元^③,在欧盟28国中排第6位。1973~2000年,劳均产出年均增长4.6%;2000~2018年,劳均产出年均增长1.8%。根据FAO数据,1991年法国成为欧盟谷物总产量最高的国家,谷物净出口量也长期在欧盟各国中稳居第1位。20世纪90年代以来,由于增长导向政策的调整,法国各项农产品产量的增长速度有所下降,但是总产出在欧盟各国中仍居前列。

^①根据FADN监测数据计算。参见:https://ec.europa.eu/agriculture/rica/concept_en.cfm。

^②根据FADN监测数据计算。根据欧盟统计数据(<https://ec.europa.eu>),Île-de-France和Franche-Comté两个地区的户均基础性收入的均值为2.37万欧元。根据欧盟统计口径,家庭的基础性收入是以劳动收入为主要内容、通过市场交换获得的收入,因此基本上衡量了一个家庭在市场上通过劳动可以获得的平均收入。

^③此部分全部是2010年不变价格。

四、法国农地制度改革的启示与进一步讨论

20世纪70年代末80年代初，因家庭承包经营的施行，中国农地的集体所有权与农户承包经营权实现分置，极大地调动了农民生产积极性和促进了农业生产力发展。但是，随着农村劳动力大量转移，农地流转加快，农地承包主体与经营主体分离的情况不断增加，土地承包经营权作为承包权和经营权的混合体的弊端越发明显，面临法理上的困惑和政策上的混乱（叶兴庆，2015），农地融资功能也因为《物权法》等法律对土地承包经营权抵押的禁止而受限（丁文，2018）。同时，随着劳动力成本上升和国内外农产品价格倒挂，为提高农业竞争力，加快推动农地流转和农业生产方式转变的要求也日益迫切。在此背景下，将农地承包经营权进一步分设为承包权和经营权的农地产权制度改革成为必然趋势。

2013年11月，党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》，围绕构建新型农业经营体系和实现农村土地适度规模经营目标，强调“赋予农民对承包地占有、使用、收益、流转及承包经营权抵押、担保权能，允许农民以承包经营权入股发展农业产业化经营”，开启了新一轮农村土地改革。当年年底的中央农村工作会议明确指出，把农民土地承包经营权分为承包权和经营权，实现承包权和经营权分置并行。2014年，“中央1号文件”进一步指出：“在落实农村土地集体所有权的基础上，稳定农户承包权、放活土地经营权。”2014年11月，中办国办印发的《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》提出，坚持农村土地集体所有，实现所有权、承包权、经营权三权分置，引导土地经营权有序流转。2015年11月，中办国办印发的《深化农村改革综合性方案》指出：“放活土地经营权，就是允许承包农户将土地经营权依法自愿配置给有经营意愿和经营能力的主体，发展多种形式的适度规模经营。”2016年10月，中办国办印发的《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》再次强调“加快放活土地经营权”，并明确指出“赋予经营主体更有保障的土地经营权，是完善农村基本经营制度的关键。”2019年2月，中办国办印发《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》，提出鼓励小农户利用土地经营权作价出资办社入社、入股龙头企业。

在国家明确改革方向的同时，承包权与经营权分离在法理上的正当性、可行性也得到大量论证，代表观点是以承包经营权为客体创设用益物权，对农地经营权进行物权化塑造（丁文，2018；蔡立东、姜楠，2015；孙宪忠，2016）。物权化塑造需要一系列具体政策来实现，这些政策将决定集体所有权、农户承包权、土地经营权的权能边界及三权在农地流转中的相互权利关系，后者是农地三权分置改革的关键，并影响农地作为农业生产要素的配置效率。但是，关于物权化塑造的具体政策，学界的观点不尽相同（朱继胜，2017；丁文，2018）。同时，关于三权权能及相互关系的政策探索和改革实践也缺乏制度性的突破。

法国通过实施一系列政策制度构建的所有权与经营权两权分置的农地产权制度，以农地经营权优化配置与保护为重点，破除了农地所有权分散与农业适度规模经营之间的矛盾，在坚持家庭经营特征的基础上推进了农业现代化。虽然法国与中国存在农地所有制的根本差别，但是两国在农地制度改革

在背景和目标等重要方面仍有许多相通之处。从这点来说，法国农地制度改革的历程与经验对中国农地制度改革能提供有益和必要的借鉴。

第一，依法推进改革，通过修订相关法律明确不同阶段农地制度改革目标、方向与重点。这是法国农地制度改革的主要途径和重要经验。1946年，法国对《法国民法典》的修订为以农地经营权保护为重点的农地制度奠定了法律基础，也为农地经营权流转的租金、租期规制提供了法律支撑；1960年以来各时期的《农业指导法》为结构控制政策目标的实现、家庭经营基础地位的保持以及近年的经营模式转变提供了法律保障。对中国农村土地制度改革及其他各项农业农村改革来说，充分发挥基层创新精神以及采取“先试点、后推广”的改革模式都是改革取得成功的重要经验。但是，在党中央着力加强全面依法治国的背景下，在农业农村改革日益强调系统性和顶层设计的情况下，进一步发挥法律制度在中国农村土地制度改革中的统领、规范作用是十分必要的，同时也需要及时完善相关法律来巩固改革已取得的成果。

第二，以农地经营权优化配置与保护为重点深化改革。从法国农地制度改革历程及农业发展状况看，农地经营权配置机制持续优化及对经营权的有力保护为法国农业生产持续发展和为法国的国家粮食安全都提供了重要支撑。当前，国内农地流转过程中经营权不稳定、保护不充分的问题依然突出，优化经营权配置的体制机制也不健全，这已成为农业竞争力提升的重要制约。未来，在进一步明晰“三权”内涵、权益与权利边界的基础上，应按照现代农业建设要求重点加强经营权的优化配置与保护。可借鉴法国经验，在租金、租期、续租权利、限制随意收回等方面加强规制性举措，明确经营者对其所做的改良农地等长期投资的收益和补偿权利，从农地流转的供给侧增加鼓励长期流转的举措。围绕总体发展目标，明确优化农地经营权配置的要求和标准，并贯彻在与农地经营权配置相关的各个方面，完善与之相关的激励与规制政策。为保障粮食安全战略与可持续发展等目标的实现，在保护经营权的同时，也要强化对农地用途与农业生产方式的规制，实现多元目标的协调。

第三，构建保障家庭经营与适度规模经营协调发展的机制。从法国经验看，适度规模的实现需要靠一系列政策来保障，包括确定适度规模的标准、对经营权过度集中的抑制等。因此，对中国的农地制度改革来说，要进一步明晰适度规模家庭农场的内涵与特征，再综合考虑收入水平、劳动投入和专业化等因素确定适度规模的标准或范围，将其作为规模控制的依据。同时，聚焦适度规模家庭农场施行差异化支持政策，超过一定规模减少支持或不予支持。在此基础上，建立对农地大规模集中的审核与规制机制，并建立与社会保障、信贷金融等政策的联动机制；通过其他社会政策支持和鼓励小规模农户稳步退出。

第四，坚持因地制宜和多元主体共同参与治理。农地经营权优化配置与保护的相关制度既要有全国层面的统一框架，也要因地制宜以促进政策落地。法国农地制度改革充分体现了统一框架与因地制宜的有效结合。例如，“最小经营面积”“参考单位”等关键标准都具体到县，并因地形、作物品种、农业活动类型等而异；各县也因地制宜地制定“结构控制计划”来落实结构性政策；农地租金规制标准也具体到地区。中国的农地制度改革，在鼓励经营权长期流转方面可以建立全国统一的制度安排，对最短租期、最长租期、续租权利等的规定在全国层面应有以法律为保障的基本框架。但是，在市县

级层面,要根据农业活动类型、地区发展条件等,因地制宜地确定农地租金与适度规模等的规制标准,并建立动态调整机制。同时,标准的制定应充分发挥政府部门、农业生产组织、环境研究与保护机构等不同主体的作用,为多元目标的实现提供保障。同时,强化相关制度与标准的约束性及执行机制。

第五,促进农地经营权向年轻农民流转。面临农业劳动人口老龄化问题,法国将农地经营权配置机制与经济激励机制相结合,促进农地经营权向年轻农民流动,对于破解这一问题起到了一定的作用。要破解中国的“谁来种地”问题以及培育以年轻人为主体的现代农民,同样需要将两个方面机制结合。一要以促进经营权向年轻农民长期流转为导向完善农地流转机制,可以针对年轻专业农民提高适度规模标准、为年轻专业农民流转农地提供信贷支持或租金补贴等。二要通过引入养老金补助等举措鼓励60岁或65岁以上从事小规模农业生产的农民退出经营,将农地经营权流转给年轻农民或其他农户,以促进适度规模经营的发展。三要鼓励年轻人进入农业,对新进入农业且专业从事农业生产的年轻人可以提供专门的收入补贴、投资补贴、贴息贷款和技术培训支持等,既提高其进入农业的能力,又实现与适度规模经营要求相一致的可持续的生产方式。四要完善社会保障等制度供给,着力加强对年轻专业农民的支持,解决其后顾之忧。

在借鉴法国经验的同时,有几个问题需要进一步讨论。第一,以农地经营权配置和保护为重点是放活土地经营权的具体表现,必然以落实集体所有权和稳定农户承包权为条件,不是对所有权和承包权的否定。首先,只有稳定农户承包权,即确保农户的土地承包权权益以其集体经济组织成员身份存续为条件,不受土地经营权流转的影响,农地流转才会发生,承包权和经营权在现实中才能分离。其次,农地经营权优化配置的导向和标准既需要符合总体目标、社区需求,其制定也需要多元主体参与,尤其是有效发挥村集体作用,落实集体所有权是有效发挥集体作用的基础和条件。因此,要实现以农地经营权配置和保护为重点的改革,其中,协同推进落实集体所有权、稳定农户承包权是关键。第二,适度规模家庭农场的标准必须与生产力水平、城乡居民收入水平相适应,也必然是动态发展的标准。从以上数据来看,虽然以家庭经营为主,法国农场的平均规模也已达到900多亩,这对于中国来说是很大的。要达到这样的规模,首先有三个条件,即机械装备水平和农业专业化水平的发展,农村劳动力长期转移改变了人地紧张关系,配套保障政策为小规模农户、老年农户退出经营提供了缓冲;其次还有一个客观需求,即家庭经营专业农户要能达到社会平均收入水平。无论从条件还是从需求来看,中国农业适度规模家庭经营的标准都将要有一个渐进的发展过程。第三,对租期、租金等的规制应适度,否则可能导致与期望相反的结果。租期或租金的规制标准过于严格都会导致灰色租赁市场和非正式租赁合同的增长,由此产生的非正式经营权流转的稳定性难以保障,租金也更高。如果出租农地的农户要求高于规制标准的租金,那么承租农户只能选择非正式租赁合同,或者在合同规定的租金之外支付“灰色”租金。过长的最短租期将增加经营权流转的刚性,并可能导致承租农户支付更高的租金。农户为了获得理想地块的经营权,将不得不选择非正式合同,并支付高出政府规制标准甚至高出市场均衡水平的租金。因为农户一旦错失承租的机会,就不得不为下一个机会等很多年(Ciaian et al., 2012a)。根据对荷兰的研究,由于政府对农地租期和租金的严格规制,非正规租赁土地占到全部租赁农地的25%,租金平均比政府规定的租金高50%(Hoek and Lujt, 1999)。

参考文献

- 1.蔡立东、姜楠, 2015:《承包权与经营权分置的法构造》,《法学研究》第3期。
- 2.陈强胜、成翠萍, 2008:《美、法、日农地制度的比较及对中国的启示》,《北方经贸》第2期。
- 3.丁关良, 2010:《国外农用地流转法律制度对中国土地承包经营权流转的启示》,《世界农业》第8期。
- 4.丁文, 2018:《论“三权分置”中的土地经营权》,《清华法学》第1期。
- 5.窦希铭, 2011:《土地流转法律制度比较研究——以中国、美国和欧盟主要工业国的对比为视角》,中国政法大学博士学位论文。
- 6.黄晶、王敬源, 2014:《国外农业现代化进行中土地流转制度对中国的启示》,《世界农业》第9期。
- 7.李全一、闫峰、骆敏、张良庆、张红光、詹爱萍、武玉红, 2018:《法国农业土地经营流转制度及公证的特点》,《中国公证》第8期。
- 8.吕晖, 2017:《农地流转制度国际比较研究》,《世界农业》第9期。
- 9.马克·布洛赫, 1991:《法国农村史》,余中先、张朋浩、车耳译,北京:商务印书馆。
- 10.孙宪忠, 2016:《推进农地三权分置经营模式的立法研究》,《中国社会科学》第7期。
- 11.王廷勇、杨遂全, 2015:《农村土地承包经营权有限继承制度研究——兼论法国农用地继承的借鉴意义》,《求实》第8期。
- 12.王亚, 2015:《法国农地流转的经验借鉴》,《中国集体经济》第19期。
- 13.武剑, 2009:《农地市场流转管理机制的构建——以法国土地治理和乡村建设组织为鉴》,《安徽农业科学》第11期。
- 14.叶兴庆, 2015:《集体所有制下农用地的产权重构》,《毛泽东邓小平理论研究》第2期。
- 15.张光辉, 1996:《农业规模经营与提高单产并行不悖——与任治君同志商榷》,《经济研究》第1期。
- 16.朱继胜, 2017:《“三权分置”下土地经营权的物权塑造》,《北方法学》第2期。
- 17.Astruc J., 1986, “La Politique des Structures a-t-elle Évolué Depuis 1960”, *Économie Rurale*, 171(1): 27-31.
- 18.Ciaian, P., and D. A. Kancs, 2012a, “The Capitalization of Area Payments into Farmland Rents: Micro Evidence From The New EU Member States”, *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 60(4): 517-540.
- 19.Ciaian, P., D. A. Kancs, J. F. Swinnen, K. Van Herck and L. Vranken, 2012a, “Key Issues and Developments of Farmland Rental Markets”, CEPS, Factor Markets Working Paper No. 13, <https://www.ceps.eu/ceps-publications/key-issues-and-developments-farmland-rental-markets-eu-member-states-and-candidate>.
- 20.Ciaian, P., D. A. Kancs, J. F. Swinnen, K. Van Herck and L. Vranken, 2012b, “Rental Market Regulations for Agricultural Land in EU Member States and Candidate Countries”, CEPS, Factor Markets Working Paper No. 15, <https://www.ceps.eu/ceps-publications/rental-market-regulations-agricultural-land-eu-member-states-and-candidate-countries>.
- 21.Dupraz, P., and C. T. Jemberie, 2012, “Farmland Rental Rate and Marginal Return to Land: A French FADN Perspective”, in 86th Annual Conference of the Agricultural Economics Society.
- 22.Gervais M., C. Servolin and J. Weil, 1965, “Une France Sans Paysans”, Paris: Editions du Seuil.
- 23.Hilal, M., E. Martin and V. Piguet, 2016, “Prediction of the Purchase Cost of Agricultural Land: The Example of Côte-d’Or, France”, *Land use policy*, 52: 464-476.

24.Hoek, J. M. van den and J. Luijt, 1999, “Ontwikkelingen Rond Pacht”, Landbouw-Economisch Instituut (LEI), No. 1.99.05., <https://edepot.wur.nl/30563>.

25.Jean-Pierre Boinon, 2011, “Les Politiques Foncières Agricoles en France Depuis 1945”, *Économie et Statistique*, 444(1): 444-445.

26.Léger - Bosch, C., 2019, “Farmland Tenure and Transaction Costs: Public and Collectively Owned Land vs Conventional Coordination Mechanisms in France”, *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 67(3): 283-301.

27.Léger-Bosch, C., M. Houdart, S. Loudiyi, and P. M. Le Bel, 2020, “Changes in Property-use Relationships on French Farmland: A Social Innovation Perspective”, *Land Use Policy*, 94, 104545: 1-11.

28.Melot, R., 2014, “Property Rights and Usage Rights on Farmland: A Statistical Study of Litigation Concerning Farm Tenancy”, *Économie Rurale*, 342(4), 69-85.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

Farmland System Reform Focusing on the Allocation and Protection of Farmland Management Rights: Experiences and Implications from France

Liu Changquan

Abstract: Since the 1940s, France has continuously introduced a series of farmland reforms to solve the conflicts between decentralization of farmland ownership and agricultural scale management, and to achieve agricultural modernization while keeping the structure of family farming. Firstly, strict regulations on farmland rental terms and rates have been implemented and farmers have been empowered, so that management rights could be transferred in a long term and in a stable manner. Secondly, structural control policies have been implemented in order to optimize farmland transfer and allocation of land management rights with a view to strengthen the development of moderate scale family farming. The study concludes with some main implications of farmland reform in France for China, such as deepening farmland reform focusing on management rights allocation and protection, constructing mechanisms to ensure the coordinated development of family management and moderate scale management, adhering to local conditions and multi-agents' participation in governance, and promoting farmland transfer of management rights to young farmers.

Key Words: Land Institution; Separation of Three Kinds of Rights; Land Management Right; Family Farm; Moderate Scale Farming