

供给侧生产端变化对中国粮食安全的影响研究*

杜志雄 韩 磊

摘要：在“谷物基本自给、口粮绝对安全”的粮食安全战略背景下，粮食供给侧生产端对于保障中国粮食安全起到关键性作用。近年来，随着城镇化和农业现代化的推进，新型农业经营主体和土地规模化经营快速发展，粮食生产在质量效益和专业化水平不断提高的同时，其土地生产效率的提高和市场风险的防范面临挑战；粮食生产成本的攀升和比较收益的下降，使农业支持家庭生计的功能不断弱化，导致农户种粮意愿普遍降低；居民食物消费结构升级引致种植结构调整，使保障口粮绝对安全的政策成本上升。粮食生产主体结构、生产成本与比较收益、供需匹配关系等生产端的重要变化，对粮食供给能力进而对国家粮食安全产生重要影响。为此，需要优化粮食安全目标，合理协调“保产量”与“优结构”的关系；完善价格激励机制，以需求升级为导向优化生产结构；优化收储调控机制，增强粮食安全风险应对能力；多举措提高农户种粮和地方政府发展粮食的积极性的同时充分利用国外资源和国际市场。

关键词：生产端 生产主体 成本收益 供需匹配 粮食安全

中图分类号：F326 **文献标识码：**A

粮食安全是国家经济安全的重要组成部分，与社会和谐、政治稳定、经济持续发展等息息相关。根据世界粮农组织（FAO）提出，粮食安全是指确保所有人在任何时候既买得到又买得起他们所需要的质量合格的基本食品。从定义可以看出，粮食安全是一个复杂的系统，既涉及到粮食生产和供给问题，也涉及粮食需求和消费问题，同时也与食品分配系统（如仓库、流通、运输设施及能力等）关系紧密（杜志雄等，2015）。尽管粮食安全涉及的领域较广，但粮食生产和供给是影响粮食安全状况的最基本因素。而在中国“谷物基本自给、口粮绝对安全”的粮食安全战略背景下，虽然国际粮食贸易对国内粮食供给的补充不可或缺，但是按照“中国人的饭碗里应主要装中国粮”的要求，中国粮食自身供给对于保障粮食安全具有关键性作用。

2015年12月召开的中央农村工作会议要求“着力加强农业供给侧结构性改革，提高农业供给体系质量和效率，真正形成结构合理、保障有力的农产品有效供给”。推进农业供给侧结构性改革，是加

*本文是国家社科基金青年项目“我国粮食价格波动与政府调控政策研究”（批准号：14CJY051）和农业农村部课题“中国食物与营养发展战略研究”之子课题“供给侧生产端变化对中国粮食安全的影响”的阶段性成果。本文在写作过程中，中国社会科学院农村发展研究所部亮亮副研究员提供了部分数据和资料，在此致以谢忱。

快转变农业发展方式的重要途径，也是加快转变农业发展方式在农业供给侧的聚焦和升华（姜长云、杜志雄，2017）。近年来，中国农业生产端发生了重要变化，特别是生产主体结构、成本与比较收益以及供需匹配关系等方面。这些变化关系到粮食供给能力，进而其对中国粮食安全产生重要影响（杜志雄，2019）。本文试图对中国粮食供给侧生产端的变化特征进行分析，探究这些变化对中国粮食安全的短期和中长期影响，并在此基础上提出保障粮食安全的政策建议。

一、粮食生产主体结构变化对粮食安全的影响

随着城镇化推进和农村劳动力流出，农村土地也在快速流转。以专业大户、家庭农场、农民合作社、农业企业等为代表的新型农业经营主体不断涌现，土地规模经营不断发展。农业土地规模化经营之于粮食安全具有两面性，它在提高生产效率、增加产出等方面具有正面影响的同时，也在一定程度上存在“非粮化”现象，进而给粮食生产和粮食安全带来挑战并形成负面影响的可能性。

（一）新型农业经营主体不断涌现，土地规模化经营快速发展

中国的农业经营主体经历了由改革前的农民集体占主导的格局向改革初期相对同质性的农民家庭占主导格局的演变，再向现阶段的多元化经营主体并存、分工协作格局的转变。当前，以农户家庭经营为基础，以合作与联合为纽带，以社会化服务为支撑，以多种经营形式共同发展的立体式复合型现代农业经营体系日益形成、不断健全（杜志雄、肖卫东，2019a）。这既是农业向现代化演进过程中的必然，又是历史传承的结果。

以利润最大化为目标的新型农业经营主体，在规模经济的驱动下，通常表现出规模化、集约化与商品化的特征。因此，规模经营的发展与新型农业经营主体的发展往往是同步的。第三次全国农业普查数据显示，2016年，在农业普查登记的20743万农业经营户中，以商品化经营为主的规模农业经营户有398万^①。虽然中国农业规模经营农户的占比仍然较少，但近年来该比例明显上升。2009~2017年，经营规模在100~200亩（含100亩）的农户占比从0.27%提高到0.35%，经营规模在200亩以上（含200亩）的农户占比从0.10%上升到0.15%（见表1）。2014~2017年，农业农村部全国家庭农场监测的粮食类家庭农场的平均经营土地面积从383.82亩增加到434.45亩^②。

表1		中国不同经营规模农户占比变化趋势（2009~2017年）					单位：%
年份	小于10亩	10~30亩 (含10亩)	30~50亩 (含30亩)	50~100亩 (含50亩)	100~200亩 (含100亩)	200亩以上 (含200亩)	
2009	84.02	12.20	2.57	0.84	0.27	0.10	
2010	85.79	10.83	2.33	0.77	0.19	0.09	

^① 在第三次全国农业普查中，国家统计局将种植业规模化的标准定为：一年一熟制地区露地种植农作物的土地达到100亩及以上、一年二熟及以上地区露地种植农作物的土地达到50亩及以上、设施农业的设施占地面积25亩及以上。

^② 数据来源：农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所（编著），2015、2018：《中国家庭农场发展报告》，北京：中国社会科学出版社。

(续表 1)

2011	85.94	10.69	2.32	0.75	0.20	0.10
2012	86.11	10.48	2.31	0.78	0.22	0.10
2013	85.96	10.28	2.55	0.86	0.24	0.11
2014	85.93	10.18	2.60	0.89	0.28	0.12
2015	85.74	10.32	2.60	0.90	0.31	0.13
2016	85.51	10.48	2.61	0.94	0.33	0.13
2017	85.43	10.41	2.67	0.99	0.35	0.15

资料来源：农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司（编）：《中国农村经营管理统计年报》（2009～2017 年，历年），北京：中国农业出版社。

（二）规模化生产下非粮化现象显现，粮食生产的稳定性和农业可持续发展可能会受到威胁

规模经营的发展伴随着土地流转的发展，租赁土地是家庭农场等新型农业经营主体扩大规模的主要途径。截至 2017 年底，全国家庭承包经营耕地流转面积 5.12 亿亩，流转面积占家庭承包经营耕地总面积的比重达到 37%^①。在土地流转过程中，农业经营的土地成本从隐性的机会成本转变为显性的租金成本，而规模流转往往会进一步推高土地租金。农业农村部家庭农场监测数据显示，2017 年粮食类家庭农场经营的土地中，转入土地面积占比平均为 85.51%，粮食类家庭农场土地流转租金每年约为 532.51 元/亩^②。不断攀升的土地租金成为导致土地流转型农业规模经营主体收益下降或者亏损的重要原因（杜志雄、肖卫东，2019b）。

相对于种粮收益而言，当前中国土地流转租金较高，这倒逼流入土地的农业经营主体更倾向于种植收益较高的经济作物。在粮食作物与非粮作物的劳动生产率存在巨大差异的情况下，非粮作物种植规模扩大时的相对和绝对劳动成本都快速上升，非粮作物种植比例随着土地经营规模的扩大而下降（张宗毅、杜志雄，2015）。但是，随着现代农业的发展和机械化水平的提高，粮食作物和非粮作物的生产效率差异在不断缩小，规模化生产下“非粮化”现象逐渐显现。同时，在土地适度规模经营中，大量工商资本和企业家直接租赁农户承包地进入农业生产环节，其凭借敏感的市场意识、先进的科技支撑和较高的经营能力成长为现代农业发展的重要力量，但资本逐利与种粮比较收益降低的冲突导致耕地“非粮化”趋势更加显现，不利于粮食的稳定生产及农业的可持续发展。

中国社会科学院农村发展研究所“国家粮食安全潜在风险及防范对策研究”课题组（后文简称“课题组”）于 2019 年初对全国覆盖 26 个省（区、市）的 275 个村庄的调查显示，在耕地使用结构方面，随着土地经营规模的扩大，用于粮食种植的耕地面积在农业经营主体总经营面积中的占比趋于下降（见图 1）。具体来说，2018 年，土地经营规模在 50～100 亩的农业经营主体用于粮食种植的耕

^①数据来源：农业农村部：《新中国成立 70 年来我国粮食生产情况》，http://www.moa.gov.cn/ztl/70zncj/201909/t20190917_6328044.htm。

^②数据来源：农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所（编著），2018：《中国家庭农场发展报告》，北京：中国社会科学出版社。

地占比为 89.82%，经营规模在 100~200 亩、200~500 亩和 500~1000 亩的农业经营主体用于粮食种植的耕地占比分别为 81.31%、67.98%和 48.50%，而经营规模在 1000 亩以上的农业经营主体用于粮食种植的耕地占比仅为 29.43%。从农业农村部监测的家庭农场的情况来看，与 2016 年相比，2017 年有 53.19%的粮食类家庭农场减少了粮食作物的播种面积^①。

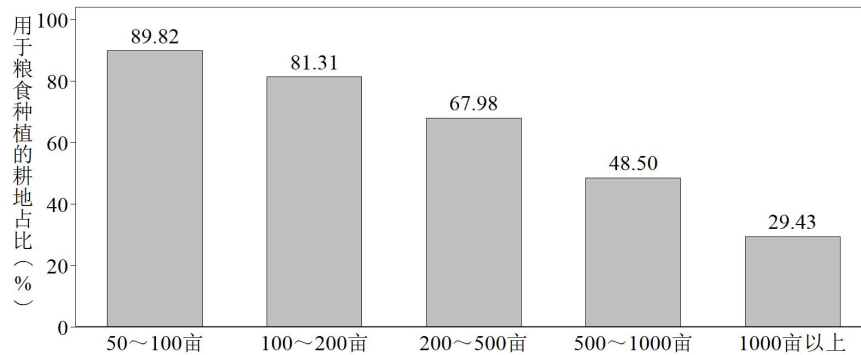


图 1 2018 年不同经营规模农户经营耕地中用于粮食种植的耕地占比

数据来源：根据中国社会科学院农村发展研究所“国家粮食安全潜在风险及防范对策研究”课题组 2019 年村庄调研的数据整理得到。

（三）新型农业经营主体以质量效益为导向，土地经营规模扩大并不一定带来单产的提高

中国农业生产方式正在从以追求数量为主的粗放型向实现质量和效益并重的新型转变。早在 2015 年 2 月，农业部就出台了《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》和《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》。双零增长行动方案实施以来，全国的化肥、农药使用总量均已呈现下降趋势，提前实现了到 2020 年化肥、农药使用量零增长的目标。国家统计局公布的数据显示，2015~2018 年，中国农用化肥使用折纯量从 6022.60 万吨持续下降到 5653.42 万吨；2014~2017 年，农药使用量从 180.69 万吨持续下降到 165.50 万吨。2017 年以来，中国实施旨在减少化肥用量和提高畜禽废弃物肥料化利用水平的“果菜茶有机肥替代化肥”项目，各地因地制宜地探索，呈现出适合当地生产条件的多样化做法。

新型农业经营主体是中国高质量农产品的重要供给力量。新型农业经营主体更加关注绿色生产和有机食品，更加注重农业生态效益，是资源节约型和环境保护型技术采纳、应用的主力军。农业农村部的家庭农场监测数据显示，2017 年，在粮食类家庭农场中，亩均化肥施用量低于、等于和高于周边农户的农场分别占 38.33%、45.00%和 16.67%，亩均农药使用量低于、等于和高于周边农户的农场分别占 43.52%、47.22%和 9.26%（见图 2）。

但是，以绿色、环保技术应用为重要内容的农业生产方式转变和农业高质量发展也给粮食安全带来挑战。一方面，绿色、环保技术应用往往要求更高的投入并导致更高的成本，在国内农产品国际竞争力已明显不足的情况下，必然带来更大的竞争力差距。另一方面，有机肥等技术的应用往往要求相

^①数据来源：农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所（编著），2018：《中国家庭农场发展报告》，北京：中国社会科学出版社。

关农艺技术、农业生产管理的配套发展，否则就会出现土地单产的下降或土地地力的下降。从实践来看，国内相关配套技术、管理与服务的发展是不足的，主要表现为单产在短期或长期的下降。

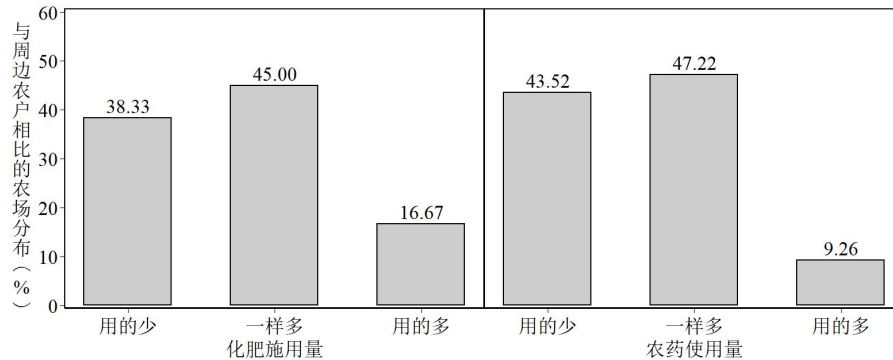


图2 2017年粮食类家庭农场亩均化肥和农药使用量与周边农户相比的农场的分布情况

数据来源：农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所（编著），2018：《中国家庭农场发展报告》，北京：中国社会科学出版社。

与此同时，整体上看，新型农业经营主体的土地生产率通常低于普通小农户。与小农户相比，新型农业经营主体通过扩大经营规模，科学组合和集约利用各种生产要素，有助于劳动生产率的提高和单位面积生产经营成本的下降。但是，众多研究表明，土地经营规模与土地生产率之间存在“U”型关系（倪国华、蔡昉，2015；仇焕广等，2017），而要使中国种粮农户的平均粮食播种面积超过极小值拐点在客观上又很难实现，所以土地经营规模扩大对粮食单产具有负向影响，这将主导中国未来土地规模集中过程（倪国华、蔡昉，2015）。而农业农村部家庭农场的监测数据显示，种植类家庭农场和粮食类家庭农场均表现出同样的规律，即随着土地经营规模的扩大，家庭农场的劳动生产率（劳均纯收入）均不断增加，土地生产率（亩均纯收入）不断下降^①。因此，仅从保障供给的角度讲，中国土地经营规模的扩大和新型农业经营主体的发展对于粮食安全可能带来潜在挑战。

（四）规模化经营提高种植专业化，生产结构转变困难导致市场风险提高

与小农户相比，新型农业经营主体在规模化经营中专业化水平往往也在提高，主要体现在：一是生产结构更加专业化，二是社会资本和生产技术更加专业化，三是专用性固定资产投资增加。农业农村部家庭农场的监测数据显示，2017年拥有拖拉机的家庭农场占比72.22%，拥有联合收割机、插秧机和烘干机的家庭农场占比分别为32.50%、19.17%和10.28%；而且随着经营规模的扩大，家庭农场拥有以上各类农机的数量和总价值均呈上升趋势^②。监测数据还显示，拥有仓库和晒场的家庭农场占比也较高，分别为80.97%和71.01%。

^①资料来源：农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所（编著），2018：《中国家庭农场发展报告》，北京：中国社会科学出版社。

^②数据来源：农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所（编著），2018：《中国家庭农场发展报告》，北京：中国社会科学出版社。

随着规模化与专业化的发展，农户生产结构调整的机会成本上升、弹性下降，并可能带来更大的生产经营风险。一方面，生产结构不能如小农户一样根据市场波动灵活调整，使市场风险加大。另一方面，生产设施与产出都具有很强的资产专用性，在不完全合约条件下会面临敲竹杠问题（黄祖辉、王祖锁，2002）。对于粮食种植主体而言，以上问题会带来两方面的影响：一是已经从事粮食生产的新型农业经营主体，在粮食比较收益较低和经营风险较高情况下，在较低的利润水平上维持生存；二是面临生产决策的新型农业经营主体，更倾向于种植比较收益较高的作物。根据中国社会科学院农村发展研究所“国家粮食安全潜在风险及防范对策研究”课题组 2019 年对全国 275 个村庄的调查结果，2018 年，对于农民合作社和农业企业，粮食种植面积占总经营面积的比重分别仅有 54.0%和 32.4%。

二、农户种粮成本收益变化对粮食安全的影响

近年来，中国粮食种植的成本不断上升，尤其是随着工业化和城镇化的推进，种粮的土地机会成本和劳动力机会成本快速上升。与此同时，国家从 2014 年开始对重要农产品价格形成机制和收储制度进行了改革，成为粮食价格持续下降的重要原因。在成本上升与价格下降的共同作用下，种粮利润不断压缩，农户种粮意愿逐步下降，这将对粮食生产与粮食安全产生重要影响。

（一）生产成本上升与价格下降并存，农户种粮利润空间不断压缩

近年来，中国稻谷、小麦和玉米生产的人工成本、土地租金等各项成本不断上升，尤其是 2011 年以来粮食生产成本快速上升（见图 3）。根据国家发展和改革委员会编制的《全国农产品成本收益资料汇编》数据，2006~2018 年期间，稻谷、小麦和玉米三大主粮的平均生产总成本从 444.92 元/亩上涨到 1093.65 元/亩。同期，三大主粮生产的平均人工成本从 151.96 元/亩上涨到 419.24 元/亩，平均土地成本从 68.25 元/亩上涨到 224.86 元/亩。

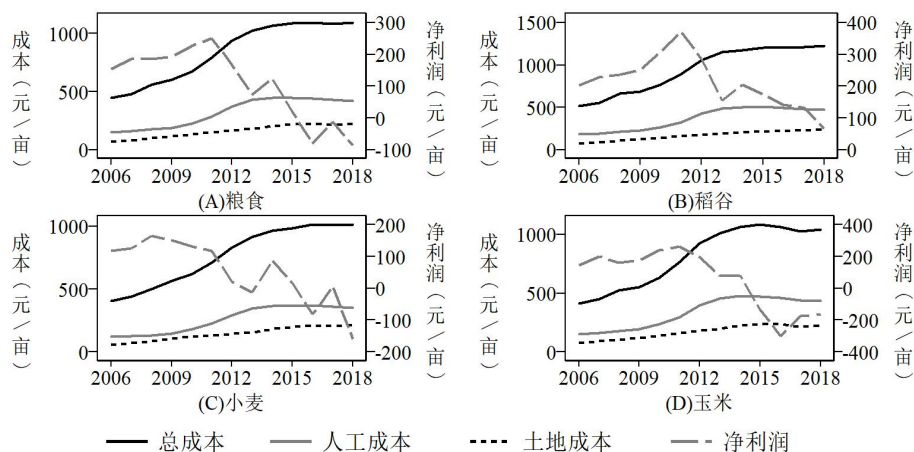


图 3 中国粮食成本收益变化趋势（2006~2018 年）

数据来源：国家发展和改革委员会价格司编：《全国农产品成本收益资料汇编》（2007~2019），北京：中国统计出版社。

从 2014 年开始，国家采取“分品种施策、渐进式推进”的办法，对重要农产品价格形成机制和收

储制度进行了改革。2015 年，国家首次降低了玉米临时收储价格；2016 年启动了东北地区的玉米价格改革，取消了玉米临时收储并配套了玉米生产者补贴制度，并且首次下调了早籼稻最低收购价；2017 年，全面下调了稻谷、小麦最低收购价；2018 年，正式启动了稻谷价格改革，改革保留了稻谷最低收购价政策框架，但分别将粳稻和中晚籼稻价格下调了 0.2 元/斤和 0.1 元/斤（李登旺、韩磊，2019）。小麦最低收购价从 2014 年的 1.18 元/斤下降到 2019 年的 1.12 元/斤，粳稻最低收购价从 1.55 元/斤下降到 1.3 元/斤。根据农业农村部监测数据，玉米集贸市场价格从 2014 年 9 月的 1.35 元/斤下降到 2019 年 9 月的 1.06 元/斤。在生产成本不断攀升与粮食价格不断下降的背景下，2012 年以来种粮的利润空间不断压缩。根据《全国农产品成本收益资料汇编》数据，三大谷物的平均净利润从 2011 年的 250.77 元/亩下降到 2018 年的 -85.48 元/亩。

（二）农业支持农户家庭生计的功能不断弱化，农户种粮意愿普遍下降

从 20 世纪 80 年代初以来，经营性收入占农村居民家庭人均可支配收入（纯）收入的比重不断下降，而工资性收入占比不断上升。2015 年，工资性收入占比达到 40.27%，经营性收入占比下降到 39.43%，第一次出现工资性收入比重超过经营性收入；到 2018 年工资性收入 and 经营性收入占比分别为 41.02% 和 36.66%。粮食生产比较效益低，包括粮食生产在内的种植业收入占农民纯收入的比例从 1984 年的 56.13% 下降到 2013 年的 25.11%（见图 4）。

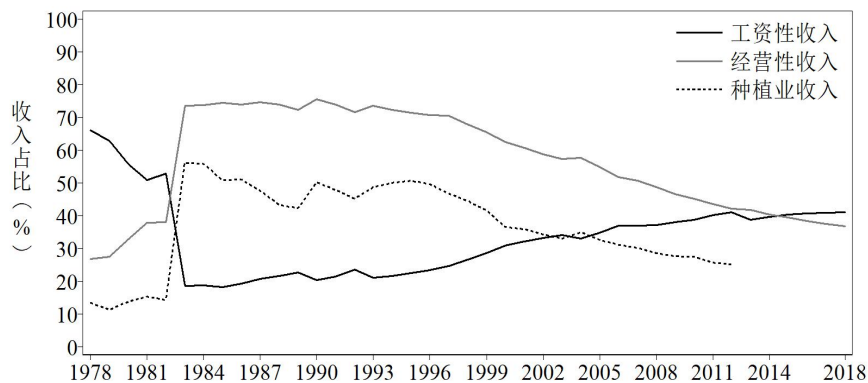


图 4 农村居民家庭工资性收入和经营性收入占比变化趋势（1978~2018 年）

数据来源：国家统计局网站 (<http://data.stats.gov.cn/>)。

种植业（粮食生产）在农民收入结构中重要性的显著下降，农业支持家庭生计的功能在不断弱化，而且粮食生产由于比较效益低、财政贡献小，一定程度上影响了种粮区地方政府抓粮食生产的积极性，在以上两个方面的共同作用下，农民从事粮食生产的积极性减弱，耕地撂荒现象比较普遍。自然资源部的数据显示，近年来全国每年撂荒的耕地约 3000 万亩。根据对全国山区县的调查研究，2014~2015 年 78.3% 的村庄出现土地撂荒（指完全停止耕种，不包括季节性撂荒和休耕）现象，耕地撂荒率为 14.32%（李升发等，2017）。

（三）农业优质劳动力流失严重，粗放式生产影响粮食生产效率和质量

近年来，与粮食种植亩均净利润不断下降对应的是城镇单位就业人员平均工资的不断上涨，从事粮食种植的劳动力机会成本不断上升。这将对粮食种植主体和粮食生产方式产生重要影响。种粮劳动

力机会成本的上升会驱使更多的年轻人进城务工从事非农行业，随着农村大量青壮年劳动力转移至城市非农就业，农业优质劳动力流失问题凸显，中老年及妇女农村劳动力成为农业生产经营的主力。

根据第三次全国农业普查主要数据公报，2016年全国农业生产经营人员约为3.14亿人，其中年龄55岁及以上的农业从业人员占比约为33.6%，初中及以下受教育程度农业从业人员占比约为91.7%。而留在农村从事粮食种植的中老年及妇女群体大多采用粗放型种植方式，对于良种改善、先进机械设备和技术以及绿色生产技术采用的积极性和主动性较低，进而影响粮食生产效率和质量。根据相关研究，家庭农场的农场主的受教育年限越长，农场采用绿色生产技术的概率越高；年轻的农场主更倾向于采用绿色病虫害防控技术和施用有机肥（夏雯雯等，2019）。

三、粮食供给与需求的匹配错位对粮食安全的影响

随着中国经济的发展和收入水平的提高，居民食物消费结构转型升级。但在“保产量”政策导向下，农业生产结构与食物消费升级趋势之间存在偏离。中国粮食供需在结构和质量方面的匹配错位对未来保障粮食安全带来挑战。

（一）居民食物消费结构转型升级，粮食供给与需求匹配错位

随着中国居民收入水平不断提高，食物消费结构也相应发生了重大变化。由传统的粮食消费为主向注重营养搭配转变，食物消费中粮食等主食消费比例减少，肉蛋奶和水产品等动物性食品比例增加。根据联合国粮农组织（FAO）的统计数据，1980~2013年，中国居民每年人均小麦、大米、玉米和大豆的消费量变化不大，但肉蛋和水产品消费量大幅上升，猪肉消费量从11.39千克/人增加到38.43千克/人，蛋类消费量从2.51千克/人增加到18.76千克/人，水产品消费量从4.41千克/人增加到35.14千克/人（见表2）。肉蛋奶产品消费的快速增加使得畜牧业得到快速发展，1978~2018年中国农林牧渔业产值中，牧业产值占比从14.98%上升到25.27%，而农业（种植业）产值占比从79.99%下降到54.11%。

另外，课题组基于中国健康与营养调查数据（CHNS）的研究发现，2004~2011年中国城乡居民食物消费结构演变呈现以下特征：（1）来自谷物的能量在膳食能量总摄入量中的占比不断下降，从2004年的55.7%降至2011年的43.1%；而营养需求的增长主要体现为蛋白质摄入量的增长。（2）城镇居民的人均谷物消费量和膳食能量总摄入量中谷物能量占比明显低于农村居民，而且这种差距随着收入的增长明显扩大。2011年，城镇居民谷物能量占比为35.4%，而农村居民谷物能量占比为22.6%；最低收入组城镇居民每人每日谷物消费量比农村居民低12.1%，最高收入组这一差距扩大到22.2%。（3）优质及特色谷物在谷物总消费中的占比有快速增长趋势，且优质及特色谷物消费在城镇居民谷物消费中的占比更高，而且增速也更大。

种类	1980年	1992年	1996年	2013年	1980~2013年 增长幅度
小麦	59.02	79.11	78.36	63.36	7.35
大米	75.36	73.58	77.50	78.18	3.74

(续表 2)

玉米	4.77	5.14	7.87	6.78	42.14
大豆	3.88	0.75	4.48	3.66	-5.67
猪肉	11.39	20.99	23.59	38.43	237.40
牛肉	0.29	1.37	2.50	5.12	1665.52
羊肉	0.45	1.04	1.45	3.13	595.56
禽肉	1.33	3.74	6.40	13.20	892.48
蛋	2.51	7.72	14.34	18.76	647.41
水产品	4.41	12.25	22.13	35.14	696.83

数据来源：张在一、毛学峰、杨军，2019：《站在变革十字路口的玉米：主粮还是饲料粮之论》，《中国农村经济》第 6 期。

在居民食物消费转型升级的背景下，当前中国粮食供需匹配还存在错位现象。一方面，在国内粮食产量居于高位、粮食市场对外开放程度不断提高的背景下，当前中国粮食供求总量宽松与粮食结构供需矛盾突出共存。近几年，作为口粮的稻谷和小麦的国内产出始终维持在较高水平，但国内消费增长乏力，尽管贸易量保持相对稳定，但是其库存不断提高；对于玉米而言，2016 年以来随着价格市场化，国内玉米的饲料消费量快速增长，去库存效果明显；中国自 1996 年成为大豆进口国以来，大豆进口量持续快速增长，是严重供不应求粮食品种。2015~2018 年间，中国大米库存消费比从 66.1% 上升到 72.4%，小麦的库存消费比从 64.4% 上升到 95.9%，中国玉米库存消费比从 2015 年的 72.5% 下降到 2018 年的 49.8%（胡冰川，2019）。2018 年，国内大米产量占消费量的比重为 95.99%，而对于小麦、玉米和大豆而言，产量占消费量的比重为 103.79%、90.33% 和 15.28%。从农业农村部对粮食生产量和消费量的预测来看，未来 10 年以上产品供需形势将不会改变（见表 3）。

表 3 中国粮食生产、进口与消费预测 单位：万吨

类别		2018 年	2022 年	2026 年	2028 年
大米	生产量	14850	15006	15525	15650
	进口量	308	373	432	460
	消费量	15471	15747	15949	16011
小麦	生产量	13143	13091	13301	13490
	进口量	310	438	507	516
	消费量	12663	13159	13716	13986
玉米	生产量	25733	28253	31220	31919
	进口量	352	487	624	650
	消费量	28487	29893	32148	32825
大豆	生产量	1600	2055	2124	2140
	进口量	8806	9220	9623	9886
	消费量	10470	11082	11599	11882

注：2018 年为实际数据，2022 年、2026 年和 2028 年为预测数据。数据来源：农业农村部市场预警专家委员会，2019：《中国农业展望报告（2019～2028）》，北京：中国农业科学技术出版社。

另一方面，在品质和多元化方面，粮食供给与需求还不能完全匹配。随着收入和消费水平的提高，城乡居民对农产品的消费需求日益呈现优质化、个性化和多样化的趋势，品质消费、品牌消费、安全消费、绿色消费、体验消费等日益成为农产品消费需求新的重要增长点，甚至满足居民对农耕文化、农业科教和生态价值的需求，也日益成为农业创新供给追求的“新常态”（姜长云、杜志雄，2017）。但是，中国稻谷和小麦最低收购价政策均未体现“优质优价”，农民种植行为存在重产量轻品质现象，导致普通粮过剩与优质粮不足并存。以小麦和稻谷为例，当前国内对优质强筋小麦的需求约为 700 万吨，而产量还不到 400 万吨；国产优质粳稻占比约为 30%，优质籼稻占比约为 10%（谌琴，2019）。

（二）消费结构升级引致种植结构调整，保障口粮绝对安全的政策成本上升

居民对畜产品的需求不断增加，对食物优质化、个性化和多样化的追求日益增强，这影响了农产品的市场供求关系、价格和收益水平，进而引致中国种植结构的调整。一方面，在政策层面，受土地和水资源的约束及可持续发展目标的导向，中国 2015 年提出优化农业生产结构，开展“粮改饲”试点，并调减“镰刀弯”地区玉米种植面积，试点县从 2015 年的 30 个增加到 2017 年的 431 个；2016 年起开展耕地轮作休耕制度试点，轮作休耕试点面积从最初的 616 万亩增加到 2018 年的 2400 万亩，到 2020 年将达到 5000 万亩以上。以上政策调整是 2016 年以来我国粮食播种面积减少的重要原因，根据国家统计局公布的数据，2017 年全国粮食播种面积减少了 1862 万亩，2018 年又减少了 1426 万亩。

另一方面，在农户决策层面，由于饲草种植的收益要高于粮食作物，农户也更倾向于种植牧草。根据高海秀等(2019)的研究，2017 年苜蓿、黑麦草和青贮玉米的亩均纯收益分别达到 585.23 元、465.59 元和 623.66 元，小麦、玉米和水稻的亩均纯收益则为 136.19 元、135.03 元和 440.44 元；2010～2017 年，虽然以上作物的纯收益均有所下降，但是粮食作物纯收益的下降速度显著快于牧草，较高的比较收益提高了农户种植牧草的积极性。国家统计局数据显示，中国青饲料的种植面积从 2014 年的 158.37 万公顷增加到 2017 年的 187.41 万公顷。

在政策推动和农户自发调整的共同作用下，中国种植结构的调整实现了由传统的粮食生产到饲料直接向生产饲草的转变，这种转变从某种程度上讲减少了成本、节约了资源，但同时也导致粮食种植面积下降。与此同时，文化遗产、生态保护和旅游体验等农业多功能的开发也会占用土地，使得粮食安全的潜在风险日益加大。在这种背景下，要实现“谷物基本自给、口粮绝对安全”的粮食安全目标，国家需要投入更多的补贴资金，以提高农户种粮积极性，保证足够的粮食种植面积。这无疑使保障粮食安全的政策成本大幅上升。

四、对策建议

（一）优化粮食安全目标，合理协调“保产量”与“优结构”的关系

粮食安全的内涵、保障的手段和水平都应根据经济社会发展环境适时调整。在当前以产量为核心目标的粮食安全观与农业政策已成为农业结构性矛盾的内在原因和深入推动农业供给侧结构性改革的

制度性障碍的背景下，适时调整优化粮食安全目标，才能缓解“高产出、高进口、高库存”的困境。首先，应该在“谷物基本自给、口粮绝对安全”粮食安全总体目标下，进一步优化具体发展目标，关键是合理协调“保产量”与“优结构”之间的关系。根据食物消费结构升级的趋势，明确“优结构”的方向、重点及相应的体制机制建设要求。其次，明确粮食安全保障中市场、社会 and 政府的边界，发挥市场在资源配置中的决定性作用，让供求关系、比较优势、资源禀赋成为市场经营主体生产决策的主要依据，扭转长期实施的“保产量”政策导致的生产要素的扭曲与错配。

（二）完善价格激励机制，以需求升级为导向优化生产结构

首先，完善与粮食价格形成机制相关的支持政策。对农业支持保护是各国通行做法，当前中国农业支持保护政策改革的重点在于，在减少资源配置扭曲、提高政策效率、促进生产方式转变和生产结构优化的要求下完善中国农业支持政策体系。针对粮食产业，要围绕城乡居民对高品质、异质化粮食的增长性需求，通过引入契合市场需求的“优质优价”机制，改变现行粮食价格形成机制的激励导向与食物消费升级趋势的偏离状态。其次，因地制宜推进粮食品种优质化，结合不同区域气候、土壤条件，强化优质粮食品种的选育和推广，通过优选优种、优化种植结构，引导农民与新型农业经营主体种植适销对路的优质粮食品种。再次，完善政策支撑，包括构建“以质论价、优质优价、分品种、分等级单收单储”政策性收储制度，加强粮食质量监督和检测监测服务。最后，提高农户组织化程度和引导发展订单化种植，提升农户对接市场的能力，消除优质品种种植的市场风险，构建利益共享、风险共担的利益联结机制。

（三）优化收储调控机制，增强粮食安全风险应对能力

在实现粮食安全目标由单一“保产量”向“保产量”与“优结构”并重转变的同时，要加强市场调控与稳定机制建设，提高粮食安全风险应对能力。首先，完善收储制度和以适度储备量为基础的调控机制，要在去库存的基础上合理控制粮食储备规模。按照国际经验，一个国家的粮食储备在年度总消费量的17~18%左右即可保障基本安全。即使要确保更高保障水平，也只需保持在30~40%。但是，中国粮食储备远远高于这一水平，导致过高的财政负担和不必要的损耗浪费。其次，建立完善粮食托市收储的市场化机制，进一步放宽粮食加工企业参与托市收储的条件；培育多元粮食收购主体，并根据企业收储和代储的发展，建立和完善储备粮监督和管理体系。再次，发展和完善粮食保险、金融与期货工具，丰富粮食生产主体应对市场风险的工具，促进粮食生产的稳定。

（四）多举措提高农户种粮与地方政府抓粮食生产的积极性

首先，着力提高农户与新型农业经营主体种粮积极性。为此，一要进一步发展农业社会化服务体系，包括发展专业型农业社会化服务主体、增强新型农业主体服务功能、改善和提升公益性服务供给、探索多样化社会化服务模式等。通过社会化服务促进机械化水平、技术水平、粮食质量、劳动效率、土地效率与资源利用效率的全面提升，促进小农户与市场、小农户与现代农业生产方式的对接。二要以经营权优化配置与保护为核心深化农地制度改革，促进经营权向生产率更高的农户稳定流转，促进农业投资。同时，要完善农地用途管制，避免规模经营发展过程中的“非农化”和“非粮化”。三要全面促进农业技术进步和农业技术推广，重点加强优良品种培育与推广，加强先进农业机械、农艺技术

的发展，加强水土资源集约的技术的发展与应用。其次，加大对主产区粮食产业政策支持，提升主产区地方政府发展粮食生产的积极性。在主产区大力发展粮食深加工产业，提高粮食加工转化率，推进主产区粮食产业转型升级。鼓励发展与粮食深加工配套的现代物流、中介服务、科技信息等生产性服务业。在加工企业与农户之间建立更加紧密的利益联结机制，使农户分享产业链发展的增值收益。

（五）统筹利用“两种资源、两个市场”

在农业供给侧结构正在经历重大调整，特别是粮食生产端出现重大变化的背景下，中国要更加关注统筹利用“两种资源、两个市场”的战略作用。目前，中国的谷物进口依赖率远低于亚洲国家和世界平均水平，虽然受国际市场粮食可贸易量所限，过分依靠进口来满足国内粮食需求并不现实，但适度扩大进口并不会从根本上影响中国的粮食安全状况。一方面，考虑中国资源禀赋特点和粮食安全需要，在贸易方面可以更多进口土地密集和水资源密集的资源密集型农产品，适度进口粮食产品。另一方面，继续推进农产品进口多元化，缓解农产品进口地区集中、品种集中的问题，并通过进口的倒逼机制促进国内农业生产方式的转型升级。同时，在投资方面，要促进农业生产要素的国际国内双向流动，促进国内农业技术进步，助力海外农业生产发展。

参考文献

- 1.杜志雄、王永春、张梅林，2015：《我国粮食生产困境及解决思路》，《中国党政干部论坛》第3期。
- 2.杜志雄、肖卫东，2019a：《中国农业发展70年：成就、经验、未来思路与对策》，《中国经济学人》第14卷第1期。
- 3.杜志雄、肖卫东，2019b：《农业规模化经营：现状、问题和政策选择》，《江淮论坛》第4期。
- 4.杜志雄，2019：《70年中国粮食安全的成效与经验》，《人民论坛》第32期。
- 5.高海秀、王明利、石自忠、倪印锋，2019：《中国牧草产业发展的历史演进、现实约束与战略选择》，《农业经济问题》第5期。
- 6.胡冰川，2019：《2018年农业对外开放形势及2019年展望》，载《中国农村经济形势分析与预测（2018—2019）》，北京：社会科学文献出版社。
- 7.黄祖辉、王祖锁，2002：《从不完全合约看农业产业化经营的组织方式》，《农业经济问题》第3期。
- 8.姜长云、杜志雄，2017：《关于推进农业供给侧结构性改革的思考》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第1期。
- 9.李登旺、韩磊，2019：《重要农产品价格形成机制改革背景下粮食型家庭农场发展困境与对策研究》，《价格理论与实践》第1期。
- 10.李升发、李秀彬、辛良杰、谈明洪、王学、王任靖、蒋敏、王亚辉，2017：《中国山区耕地撂荒程度及空间分布——基于全国山区抽样调查结果》，《资源科学》第39卷第10期。
- 11.倪国华、蔡昉，2015：《农户究竟需要多大的农地经营规模？——农地经营规模决策图谱研究》，《经济研究》第3期。
- 12.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚，2017：《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》，《中国农村经济》第6期。

13. 谌琴, 2019:《新时代我国粮食供需形势及面临的新挑战》,《中国发展观察》第7期。
14. 夏雯雯、杜志雄、郜亮亮, 2019:《家庭农场经营者应用绿色生产技术的影响因素研究——基于三省452个家庭农场的调研数据》,《经济纵横》第6期。
15. 张宗毅、杜志雄, 2015:《土地流转一定会导致“非粮化”吗?——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析》,《经济学动态》第9期。

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 浩 毅)

The Impact of Production-side Changes in Grain Supply on China's Food Security

Du Zhixiong Han Lei

Abstract: Under the background of food security strategy of “basic self-sufficiency of grain and absolute safety of grain ration”, the production-side of grain supply plays a decisive role in ensuring China's food security. In recent years, with the advancement of urbanization and agricultural modernization, new types of agricultural operators have been emerging and large-scale land management has been developing rapidly. While the quality and specialization level of grain production are constantly improving, the improvement of land production efficiency and the prevention of market risk are facing challenges. Owing to the co-existence of the rising cost of grain production and the decline in prices, the function of agriculture to support farmers' livelihood is weakening. As a result, farmers' willingness to grow grain is generally reduced. The upgrading of residents' food consumption structure leads to the adjustment of planting structure, which increases the policy cost of ensuring the absolute safety of rations. The important changes in the main structure and behavior of grain production, production cost and comparative income, as well as the matching relationship between supply and demand have an important impact on grain supply capacity and national food security. Therefore, it is necessary to take measures to ensure food security. Firstly, it is important to optimize the goal of food security, coordinating the relationship between “maintaining output” and “optimizing structure” in a suitable manner. Secondly, it is imperative to improve the price incentive mechanism and optimize the production structure based on demand upgrading. Thirdly, there is a need to improve the mechanism of regulation and control of storage and collection of grain and increase ability to deal with food security risks. Fourthly, multiple measures should be taken to improve the enthusiasm of farmers and local governments to grow grain and develop the grain industry while making full use of foreign resources and international markets.

Key Words: Production-side; Grain Producer; Cost and Benefit; Matching Relationship Between Supply and Demand; Food Security

农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？^{*}

——基于全国农村固定观察点调查数据的分析

许 庆¹ 陆钰凤¹ 张恒春²

摘要：本文利用最新的全国农村固定观察点调查 2016 年和 2017 年两期数据，考察了农业支持保护补贴对规模农户种粮的影响，结果显示：第一，无论是纯粮食种植户还是粮食为主种植户，农业支持保护补贴皆显著扩大了规模农户的粮食播种面积；第二，农业支持保护补贴主要是通过促进规模农户转入更多土地来扩大粮食生产，对农户的种植结构没有显著影响。这表明，农业补贴改革取得了一定的效果，同时，加大对农地经营者的补贴支持可成为解决当前农地流转不畅、促进规模经营、保障粮食安全的一个重要手段。

关键词：农业支持保护补贴 规模农户 粮食生产

中图分类号：F326.11 **文献标识码：**A

一、引言

在人多地少的基本国情下，确保国家粮食安全始终是中国经济健康发展与社会和谐稳定的基石。而粮食生产的天然弱质性，决定了其需要政府的支持和保护。从新中国成立 70 年发展历程来看，中国政府自 2004 年起逐步建立了以农作物良种补贴、种粮农民直接补贴、农机具购置补贴和农资综合补贴（简称农业四项补贴）为主的农业补贴体系，其主要目标之一就是提高农民种粮积极性、促进粮食生产。在政府持续发力下，农业四项补贴的规模从 2004 年 145 亿元增加到 2013 年 1700 亿元^①，一度为粮食持续增产发挥了重要作用。但是，随着这些补贴政策的政策效应释放殆尽，其不足之处逐渐显现。实践中除农机具购置补贴外的农业三项补贴不是按粮食实际耕种面积而是按承包面积或农业税收改革前的计税面积发放，随着大量农村劳动力转移，耕地承包者和经营者分离，补贴获得与是否种

^{*}本文研究获得国家自然科学基金面上项目“农地确权对农地流转的影响与应对研究——基于农村劳动力转移的视角”（编号：71673173）、国家社会科学基金重点项目“城镇化背景下我国城乡土地结构变化的动力机制”（编号：16AZD012）、上海财经大学创新团队支持计划“稳步推进农村集体产权制度改革角度下农民获得更多土地财产权益的体制及机制创新研究”（编号：2018110693）的资助，作者文责自负。本文通讯作者：陆钰凤。

^①柯炳生：《用土地补贴取代现有的农业补贴》，<http://topics.caixin.com/2015-03-04/100787697.html>。

粮种地脱钩，真正从事粮食生产的种粮大户、家庭农场等农业新型经营主体反而难以获得经营补贴。农业补贴实际上变成了农户的一项收入补贴，与农业补贴政策促进粮食生产、保障国家粮食安全的初衷出现了偏差（黄季焜等，2011；Huang et al., 2013）。同时，近年随着种粮成本上升，农业补贴难以弥补生产资料价格的上涨，加上小规模经营方式下种粮收入偏低，大多数小规模农户的种粮积极性不高（黄少安等，2019），对国家粮食安全构成挑战。因此，在农业农村发展形势发生深刻变化背景下，迫切需要调整完善农业补贴政策。

鉴于此，近年来，中国加快改革完善农业补贴政策的步伐，于 2016 年开始在全国范围内展开三项补贴改革，将农作物良种补贴、种粮农民直接补贴和农资综合补贴三项补贴合并为农业支持保护补贴，并将政策目标调整为耕地地力保护和促进粮食适度规模经营。具体而言，一方面，将原来农作物良种补贴、种粮农民直接补贴以及 80% 的农资综合补贴资金用于支持耕地地力保护，补贴对象原则上为拥有耕地承包权的种地农民，基本上保持了农业补贴政策的稳定性（柯炳生，2018）；另一方面，将原来农资综合补贴资金的 20%，加上种粮大户补贴试点资金和三项补贴增量资金，统筹用于支持粮食适度规模经营，重点向种粮大户、家庭农场、农民合作社、农业社会化服务组织等新型经营主体倾斜，即“谁多种粮食，就优先支持谁”。

从《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》（以下简称《意见》）、《关于全面推开农业三项补贴改革工作的通知》（以下简称《通知》以及近年中央“一号文件”的相关表述来看，农业补贴政策改革的主要方向之一是转向对生产者特别是粮食适度规模经营主体进行补贴，政府寄希望于农业支持保护补贴在促进粮食生产、保障国家粮食安全方面发挥更大作用。那么，农业支持保护补贴促进规模经营主体种粮了吗？更确切地说，农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？其作用机制是什么？对上述问题的回答，不仅关乎中国粮食安全问题，也涉及中国农业补贴政策的改革方向。本文致力于在这方面进行研究，从理论上分析农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响机制，并利用 2016 年、2017 年农业农村部全国农村固定观察点调查数据进行实证检验，以期为保障国家粮食安全和完善农业补贴政策提供科学依据。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分是文献述评，主要梳理总结关于农业补贴对粮食生产影响的相关文献，指出现有文献存在的不足以及本研究的创新点；第三部分是理论分析，回答农业支持保护补贴为什么以及如何影响规模农户的种粮行为；第四部分是数据来源，同时介绍识别农业支持保护补贴影响规模农户种粮行为的实证策略；第五部分是模型估计结果与分析；最后是结论和政策启示。

二、文献述评

粮食生产关系到粮食安全，历来是中国政府制定各项政策时优先考虑的问题，同时，也是社会各界广泛关注的话题。因此，自 2004 年逐步实施以四项补贴为主的农业补贴政策以来，农业补贴对粮食生产的影响就成为了众多学者关注的焦点。

以往很多研究就农业补贴对粮食生产的作用给予了积极评价，认为农业补贴对调动农民种粮积极性有一定的促进作用（谭智心和周振，2014；王欧和杨进，2014）。这种补贴政策具有边际激励效果，

激励了在种与不种之间摇摆的人群，提高了农民种粮的积极性（方松海和王为农，2009）。农业补贴也对粮食产量具有积极作用，一项研究发现，补贴政策的实施使产粮大县粮食产量提高了 6.81%，非产粮大县粮食产量提高了 3.40%（辛翔飞等，2016）。这种作用主要是通过影响稀缺资源背景下的生产者理性行为进而作用于农业生产的（Erjavec and Lovec，2017）。具体而言，农业补贴政策通过改变农业要素投入数量和要素结构来影响农户的种植行为，即农业补贴显著提高了农户雇佣劳动力的概率，增加了农业机械的使用，特别是影响了化肥、种子、农药、农膜等要素的投入，进而影响农业产出（钱加荣和赵芝俊，2015；李江一，2016）。Yi et al.（2015）基于全国大样本农户调查数据，从缓解农民流动性约束的角度进一步论证了农业补贴对扩大粮食播种面积、促进粮食生产的积极作用。

此外，通常认为农业要素投入的增加和农业生产效率的提高是农业经济增长的两大动力。就改革开放 40 多年的发展历程来看，以要素投入驱动的增长模式已难以为继，农业经济增长需要由要素驱动转向效率驱动，因此，很多研究转向考察农业补贴对农业生产效率的影响。张宇青和周应恒（2015）对 2004~2012 年 13 个粮食主产区的粮食补贴政策效率进行评价，发现主产区补贴政策的纯技术效率、规模效率、技术进步都有一定的增长，从而使得补贴政策效率有一定程度的提升，并且补贴力度对补贴政策效率有明显的促进作用，但补贴政策效率存在时间维度上的异质性与空间维度上的同质性。高鸣等（2016）基于 2009~2014 年河南省的微观调查数据，选用 EBM 模型和 GML 指数分析了河南省小麦生产技术效率和小麦全要素生产率，发现粮食直接补贴对农户的小麦生产技术效率具有积极作用，但是，对经营规模为 6 亩以上的农户的小麦全要素生产率作用不大。高鸣和宋洪远（2018）进一步研究发现，高收入农户的小麦生产技术效率值高于低收入农户，但低收入农户的小麦全要素生产率 GML 指数值高于高收入农户。朱满德等（2015）则发现，粮食直补、农资综合补贴、农作物良种补贴三项补贴对提高中国玉米全要素生产率具有正向影响，尽管三项补贴与粮食生产有脱钩的趋势，但从实际效果来看，它仍有助于提高粮食全要素生产率，也没有引起市场扭曲和效率损失，因此是一种可选用的补贴方案。另外，Just and Kropp（2013）、Moro and Sckokai（2013）的研究结论也肯定了农业补贴对农业生产效率、技术效率的正向作用。

然而，黄少安等（2019）认为，补贴通过刺激农民扩大种粮面积从而增加粮食产量的作用只是表现在政策实施初期，这一作用很快递减甚至消失。从近 20 年中国农业农村发展历程来看，该研究结论得到了有力的现实支撑。近 20 年来，中国工业化、城镇化的快速发展带动了劳动、土地、资金等要素的自由流动，出现了农民就业选择多元化、收入结构中非农收入超过家庭经营收入等新特征。这些新特征带来了要素相对价格的变化，一个突出表现是农业生产资料价格持续上涨，导致种粮成本上升与收益偏低并存。尽管政府每年公布的四项补贴总额相当巨大，但是，分摊到单个农户的数额偏少，补贴不足以弥补农业生产资料价格上涨，因此农户对农业生产的投入不会有太大的改善（钟春平等，2013）。即使不断上调粮食价格补贴水平，也未必能有效调动农户种粮的积极性（程国强，2011）。农业补贴未对粮食生产和农资投入产生积极影响（黄季焜等，2011；Huang et al.，2013）。另外，长期以来，以均田承包为主要特征的家庭联产承包责任制所产生的农地细碎化的经营方式使得农业生产的规模经济效应无法发挥（许庆等，2011）。近年来，农业新型经营主体不断涌现，从促进土地流转和规模

经营视角来看，将补贴发放给土地承包者而非经营者难以有效激发农业新型经营主体的生产积极性，不利于发展多种形式适度规模经营（冀县卿等，2015）。由此可见，任何补贴政策都有它在一定地点和条件下的适应性和局限性。

正是基于这样的现实，2016年中国全面展开三项补贴改革，将三项补贴合并为农业支持保护补贴，开始对粮食适度规模经营主体进行补贴，以实现农业补贴在促进粮食生产、保障国家粮食安全方面的初衷。然而，目前鲜有发现关于农业支持保护补贴对粮食生产的影响的相关文献，特别是缺乏农业支持保护补贴影响粮食规模经营主体种粮行为的相关研究，从而难以为决策层提供在转变粮食生产方式、保障国家粮食安全上可供参考的理论分析和实践证据。并且，就研究农业补贴影响农民种粮行为的现有文献来看，至少还存在着以下几个方面不足：第一，由于研究对象界定不清、研究范围局限于某一特定区域等原因，不同文献的研究结论迥异，未能得出令人信服的研究结论；第二，大部分研究隐含着“农民是小规模的、分散的、同质的”这一假设，不仅忽视了要素流动日益频繁背景下农户经营规模变化导致的种粮行为差异，也未对同等规模条件下不同类型农户的种粮行为进行分别考量，导致得出的研究结论对政策制定的指导意义有限；第三，在实证方法上，很多研究从农业补贴对粮食种植面积的简单回归中得出结论，由于没有充分考虑模型中可能存在的内生性问题，其得出的估计结果可能是有偏误的。

本文致力于在上述方面进行补充，主要创新点体现在以下几个方面：第一，从理论上分析农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响机制，为农业支持保护补贴影响农户种粮行为提供一种解释。第二，为排除多种因素干扰、更有针对性地考察农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，将研究对象界定为粮食主产区的规模农户，并充分考虑规模经营农户的异质性（包括农户类型、规模经营划分标准等）。第三，利用最新的2016年、2017年农业农村部全国农村固定观察点调查数据进行计量检验，并充分考虑模型中可能存在的内生性问题，运用不同的内生性解决办法，以保证研究结论的有效性和可靠性。

三、机制分析

通常农户的种植决策是基于多目标的，包括利润最大化、风险最小化和家庭劳动力投入最小化等，但是，利润最大化目标往往被摆在首位（刘莹和黄季焜，2010）。特别地，在实践中，规模农户正是以利润最大化为目标进行生产决策的。同时，任何个体行为都受到一定局限条件的约束，农户种植决策的局限条件归结来看主要是指土地、劳动、资金三种生产要素的约束。因此，确切地说，农户的种植决策是指在土地、劳动、资金三要素的约束下，农户基于利润最大化目标做出的关于种植品种、种植面积、种植方式等方面的一系列选择。那么，农户为什么会调整自己的生产行为，做出这样或那样的种植决策？从人类行为解释角度来看，以经济理论解释人类的行为，主线都是局限转变，行为会跟着怎样变，局限不变，行为也不会变（张五常，2014）。因此，分析农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，关键就在于考察农业支持保护补贴是否改变了规模农户的生产局限条件，以及在局限条件发生变化后规模农户会做出怎样的种植选择。

从农作物生产特点来看，种植粮食作物的劳动消耗主要集中在整地、插播与收割等环节，并易于采用机械作业，而规模化经营更有利于进行机械化作业。因此，通常认为规模农户的粮食种植比例更高。以家庭农场为例，随着土地经营规模的扩大，非粮作物种植比例显著下降，土地经营规模较大的样本更倾向于较高比例种植粮食作物（张宗毅和杜志雄，2015）。但是，对于规模农户而言，大型农机具购置等生产性固定资产支出也可能成为制约农户扩大生产的障碍。尽管中国自2004年起实施了农机具购置补贴，鼓励农业机械化作业，但“先购机、后补贴”及补贴范围较窄等特点使得该项补贴的实际效果十分有限。同时，相较于小农户，规模农户面临着更高的土地成本（高地租），并且这个支出是显性的、刚性的，与小规模农户的隐性土地成本（自家从集体承包土地）明显不同（党国英，2016）。由于农业生产的剩余积累有限，规模农户往往容易面临生产资金约束，加之农户缺乏有效的抵押品，正规金融机构的信贷供给意愿不足，中国农村地区特别是西部农村等地区存在严重的金融排斥（粟芳和方蕾，2016），不利于调动规模农户的生产积极性。从更广的范围来看，在广大发展中国家，农户面临严重的信贷约束，已经成为农业外部投入使用不足的重要原因之一（Kelly et al., 2003）。

由此可见，对于规模农户，资金成为最稀缺的生产要素，而农业补贴主要是通过影响稀缺资源背景下的生产者理性行为进而作用于农业生产的（Erjavec and Lovec, 2017）。三项补贴改革前，大多数规模农户难以获得与农地流转、规模经营相关的支持补贴，当面临资金约束时，农户的生产积极性往往容易受到打击。而农业支持保护补贴的主要政策方向之一是对规模经营主体进行支持，理论上这可以在一定程度上缓解规模农户的资金困境，改变规模农户面临的生产局限条件，从而改变规模农户的生产决策。不仅如此，相较于三项补贴，农业支持保护补贴对农户的支持方式发生了明显变化。农业支持保护补贴并不对规模农户采购的农作物种子、生产资料品类等做出具体规定，也并非是一项固定数额补贴，而是与粮食经营面积挂钩，并且要达到一定规模（门槛）才能获得补贴。这种类似于“多劳多得”、设定规模经营门槛的激励机制，为规模农户扩大粮食生产提供了直接的生产性激励，理论上农业支持保护补贴有助于调动规模农户的种粮积极性，使其扩大粮食经营规模。另外，随着经营规模不断扩大，粮食生产的长期平均成本实际上是下降的（许庆等，2011），这又会进一步促进农户扩大粮食经营面积。从这个意义上看，农业支持保护补贴有助于规模农户扩大粮食经营面积，降低粮食生产平均成本，从而又进一步激励农户扩大规模，获得更多的补贴。概言之，农业支持保护补贴与粮食规模经营形成了一个良性循环。

上述分析已经解释了农业支持保护补贴为什么会促进规模农户扩大粮食生产，那么，农户会通过什么方式扩大粮食生产？从粮食规模经营的实现途径来看，可从农地转入和结构调整两个方面进行考察。一方面，出于风险分散等考虑，农户会选择保持种植结构不变、转入更多土地来扩大粮食经营；另一方面，农户保持土地经营规模不变，调整种植结构，减少种植经济作物，种植更多的粮食作物。当然，农户也可能通过同时进行农地转入和结构调整来扩大粮食经营规模。

农业支持保护补贴促进规模农户扩大粮食生产规模的作用机制如图1所示。为了更准确地考察农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，接下来将应用模型加以检验。

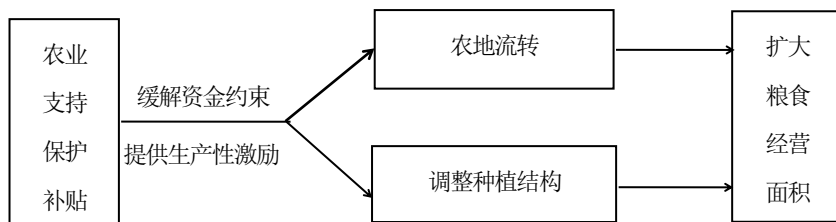


图1 农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的作用机制

四、数据来源和模型构建

（一）数据来源

本文使用农业农村部全国农村固定观察点调查数据进行分析。该调查系统是1984年经中共中央书记处批准设立的，1986年正式建立并运行至今。目前，该调查体系覆盖2万多个农户、300多个行政村，样本分布在全国除香港、澳门、台湾以外的31个省（区、市）。调查内容包含了农户的人口、就业、收支、农业补贴、农业生产、农地利用与流转等多方面详细信息。除1992年和1994年因故未进行调查外，至今已连续跟踪调查30多年。考虑到2016年开始在全国范围内实施农业支持保护补贴，本文使用2016年和2017年两期数据进行分析。并且，中国地域广大，不同区域自然资源禀赋、经济社会发展水平与政策措施差异较大，具有鲜明的多元化特征。从粮食生产来看，粮食主产区的粮食产量占全国粮食总产量的比例超过70%。为了更有针对性地考察农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，本文将研究对象设定为13个粮食主产区的规模农户。

由于各地进行规模经营的条件不一样，所以规模经营的分类标准也存在差异。从各地发布的政策文件来看，湖南省将种粮大户、家庭农场按照耕地流转面积进行支持，小规模种粮大户和家庭农场的耕地流转面积为30~200亩，中等规模种粮大户的耕地流转面积为200~1500亩，大规模种粮大户的耕地流转面积为1500亩以上，种粮合作社、粮食生产全程社会化服务组织根据其实际经营、服务面积进行支持。四川省要求补贴与水稻、玉米、小麦（民族地区增加马铃薯、荞麦、青稞）的种植面积挂钩，种粮大户的主要粮食作物种植面积要大于或等于30亩（其中成都平原地区为大于或等于50亩），家庭农场的主要粮食作物种植面积要大于或等于100亩。江西省要求水稻种植大户、家庭农场种植规模要大于或等于50亩。山东省以小麦、水稻种植面积为补贴依据，对经营土地面积50亩以上的种粮大户和种植粮食家庭农场进行补贴。内蒙古、河南、湖北等粮食主产区的政策文件中则未对规模经营的标准做出明确规定。综上所述，现有政策文件规定规模经营的下限是30亩。鉴于此，本文将土地经营面积大于或等于30亩的农户视作规模农户。

不仅如此，考虑到当前背景下规模经营主体内部也出现了多种类型，包括纯粮食种植型农户、粮食—经济作物种植型农户、种养结合型农户、农机服务型农户等，同时结合研究主题，本文主要考察以种植粮食作物为主的规模农户，包括纯粮食种植户和粮食为主种植户。前者是指只种植粮食作物，没有种植经济作物的规模农户；后者是指同时种植粮食作物和经济作物，但粮食播种面积大于经济作

物播种面积的规模农户。剔除相关变量缺失值后得到 1290 个有效样本，其中，纯粮食种植户样本有 896 户，粮食为主种植户样本有 394 户。

（二）基准模型设定

为检验农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，本文设定如下模型进行考察：

$$\ln(1 + \text{grainarea}_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(1 + \text{subsidy}_i) + \alpha_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， grainarea_i 表示第 i 个农户的三大谷物播种面积， subsidy_i 表示第 i 个农户获得的农业支持保护补贴， Z_i 为控制变量， ε_i 是随机扰动项。

（三）变量说明及描述性统计

1. 三大谷物播种面积。一般来说，粮食有广义和狭义之分。广义的粮食概念包括稻谷、小麦、玉米、大豆、薯类、高粱和其他杂粮，狭义的粮食概念通常指谷物，且往往特指稻谷、小麦、玉米三大谷物。党的十八大以来，以习近平同志为核心的党中央提出了“确保谷物基本自给、口粮绝对安全”的新粮食安全观，根据中央及部委相关政策文件、决议、意见，确保谷物自给主要是指确保水稻、小麦、玉米三大谷物自给。并且，从各地政策文件中对支持粮食适度规模经营的规定来看，补贴品种主要是指水稻、小麦、玉米三大谷物。因此，本文将稻谷、小麦、玉米三大谷物的播种面积作为衡量农户种粮情况的指标。

2. 农业支持保护补贴。根据《意见》和《通知》，农业支持保护补贴对规模经营主体进行支持的一种重要方式是现金补贴获得要与主要粮食作物的种植面积或技术推广服务面积挂钩。但是，不同地区的补贴标准存在差异。比如，湖南省嘉禾县 2016 年印发的《粮食适度规模经营补贴发放实施方案》规定采取阶段规模性补贴方式，即根据不同的经营规模补贴相应金额，如水稻种植面积 30~200 亩的每亩补贴 60 元，种植面积 201~1500 亩的每亩补贴 80 元，1500 亩以上的每亩补贴 100 元。山东省 2015 年印发的《关于调整完善农业三项补贴政策的实施意见》规定，经营土地面积 50 亩以上、200 亩以下的，每亩按照 60 元标准进行补贴；200 亩及以上的，每户限额补贴 1.2 万元。江苏省宝应县 2016 年公布的《农业支持保护补贴（粮食适度规模经营）公示名单》中则规定每亩补贴为 100 元。鉴于此，本文以农户家庭获得的农业支持保护补贴总额进行衡量。

3. 控制变量。如前文所述，农户的种植决策是指在土地、劳动、资金三要素的约束下，农户基于利润最大化目标做出的关于种植品种、种植面积、种植方式等方面的一系列选择。因此，本文将农户的土地资源禀赋、人口结构以及地区属性等特征纳入模型中加以控制。其中，从集体承包的耕地面积、上一年种植粮食的利润、省级层面亩均玉米生产者补贴以对数形式进入模型。各变量的描述性统计如表 1 所示。

4. 描述性统计分析。根据表 1，不同类型规模农户在粮食生产和获得农业支持保护补贴上存在差异。在三大谷物的播种面积上，纯粮食种植户的户均面积为 70 亩，比粮食为主种植户高出 12.7 亩。进一步计算发现，纯粮食种植户三大谷物播种面积占农作物播种面积^①的比例达到了 88%，也比粮食为主

^①农作物播种面积是指广义上的粮食作物和经济作物播种面积之和。

种植户高出了 12.7 个百分点。在农业支持保护补贴方面，纯粮食种植户获得的户均补贴约为 3020 元，粮食为主种植户为 1984 元，前者比后者高出了 34%，充分体现了谁多种粮食，谁多获得补贴。

在控制变量方面，两种类型农户在土地禀赋、人口结构等方面没有明显差异，但是，在户主接受农业培训的比率上，纯粮食种植户户主接受农业培训的比率达到 25.6%，是粮食为主种植户的 2.1 倍。在上一年种植粮食的利润方面，纯粮食种植户的户均利润约为 23453 元，远低于粮食为主种植户的 40889 元，不过从标准差来看，前者的波动性远低于后者，在一定程度上反映出纯粮食种植户面临的风险更小、收入更稳定，相比之下，粮食为主种植户则属于高风险、高收入群体。此外，从规模经营农户的地区分布情况来看，不管是何种类型农户，规模经营主要集中在东北地区，尤其是纯粮食种植户中超过 95% 的农户位于东北地区。

此外，为进一步反映本研究样本的特征，本文列出了规模农户的经营规模分布情况（如图 2 所示）。在 896 户纯粮食种植户中，经营耕地面积为 30~50 亩的农户有 360 户，50~100 亩的农户有 393 户，100 亩以上的农户有 143 户。在 394 户粮食为主种植户中，经营耕地面积为 30~50 亩的农户有 210 户，50~100 亩的农户有 113 户，100 亩以上的农户有 71 户。概言之，大多数规模经营农户的经营规模在 100 亩以下，与欧美成百上千亩乃至上万亩大农场的情况相距甚远。

表 1 变量描述性统计

变量	纯粮食种植户			粮食为主种植户			变量说明
	观测数	均值	标准差	观测数	均值	标准差	
核心变量：							
三大谷物播种面积	896	70.023	104.925	394	57.297	91.969	单位：亩
农业支持保护补贴	896	3019.830	1956.610	394	1984.457	1882.104	单位：元
控制变量：							
劳动力数量	896	2.397	0.827	394	2.444	0.806	单位：人
从集体承包的耕地面积	896	63.382	99.981	394	62.349	94.240	单位：亩
经营耕地块数	890	7.307	6.697	381	10.491	13.306	单位：块
户主年龄	896	51.298	9.031	394	51.718	9.405	单位：岁
户主接受农业培训	896	0.256	0.436	394	0.122	0.328	0=否，1=是
上一年种植粮食的利润	896	23452.770	21921.450	394	40888.800	90548.450	单位：元
省级层面亩均玉米生产者补贴	896	148.648	22.277	394	138.736	59.887	单位：元
年份	896	0.513	0.500	394	0.541	0.499	0=2016 年， 1=2017 年
东部地区	896	0.006	0.075	394	0.023	0.150	0=否，1=是
中部地区	896	0.007	0.082	394	0.124	0.330	0=否，1=是
东北地区	896	0.980	0.140	394	0.810	0.393	0=否，1=是

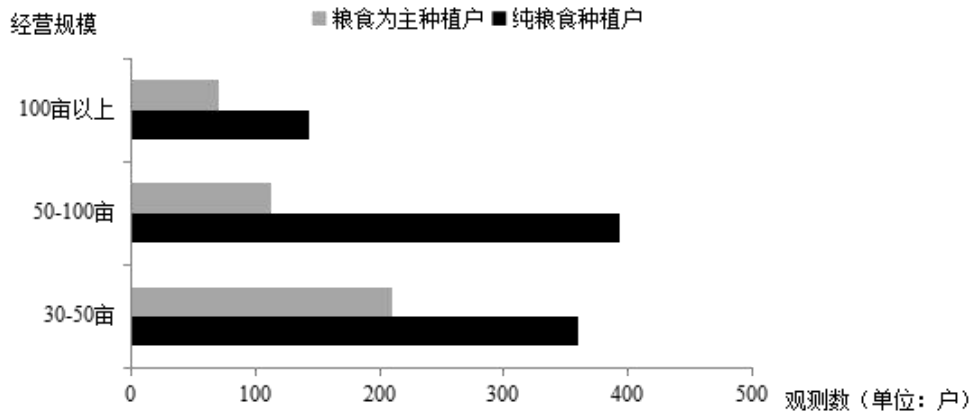


图2 规模农户的经营规模分布情况

(四) 内生性问题

根据前面的分析，理论上农业支持保护补贴和粮食规模经营能够形成一个良性循环。农业支持保护补贴会影响规模农户的种粮行为（如粮食种植面积选择），而规模农户获得农业支持保护补贴本身是以粮食经营面积为基础。这种反向因果关系导致基准模型存在严重的内生性问题。并且，影响农民种植行为的因素众多，其中有些因素可能同时会影响农业支持保护补贴的获得额，如果这些因素没有纳入模型，导致解释变量与扰动项相关，同样会产生内生性问题。如此，用 OLS 对基准模型进行估计，将无法得到一致的估计量；而采用固定效应模型，也只能剔除影响农户种植行为的不随时间变化的因素，难以消除随时间变化的因素的影响。为此，本文采用替换变量法、工具变量法等多种方法对内生性问题进行处理，以得到一致的参数估计。

1. 替换变量法。解决内生性问题的一种方法是替换变量法，即选择能够反映核心变量的外生代理变量进行回归。本文用省级层面规模农户获得的亩均农业支持保护补贴作为农业支持保护补贴的代理变量。尽管不同地区的亩均补贴存在差异，但同一省份内的亩均补贴差异不会过大，因此省级层面亩均农业支持保护补贴可以作为农业支持保护补贴的代理变量。

2. 工具变量法。农业支持保护补贴资金的发放流程是：先由中央政府根据粮食种植面积、粮食产量等因素切块下拨到各省，再由各省统筹发放。农业支持保护补贴属于农林水支出中的项目，因此地区农林水支出的多少在一定程度上决定了农户获得的农业支持保护补贴，理论上与农业支持保护补贴相关。由于政府 2015 年在安徽、四川、山东、湖南、浙江 5 省启动农业三项补贴改革试点工作，并于 2016 年在全国范围内展开三项补贴改革，同时，近年来部分地区的农林水支出中也包含一些促进粮食生产尤其是支持粮食规模经营的项目支出，所以若以 2015 年以后的当年地区农林水支出作为农业支持保护补贴的工具变量仍然存在反向因果关系，从而不满足工具变量的外生性要求。因此，本文首先考虑将 2014 年地区农林水支出作为农业支持保护补贴的工具变量进行两阶段最小二乘估计。

在考虑工具变量的相关性和外生性要求后，充分利用农业补贴改革前更多年份的地区农林水支出^①作为农业支持保护补贴的工具变量进行两阶段最小二乘估计。

（五）稳健性检验

事实上，上述运用多种方法处理内生性问题，已经可以作为一项稳健性检验来确保模型研究结果的稳健性。但是，鉴于学术界对规模经营的标准一直存在较大争议，采用不同的规模经营分类标准可能得到不同的研究结论。为了验证本研究结论的有效性和可靠性，本文采用不同的规模经营分类标准进一步检验农业支持保护补贴对规模经营农户种粮行为的影响，并采用面板双向固定效应模型和工具变量法加以检验。

（六）机制检验

如前文所述，农业支持保护补贴可能通过农地转入和种植结构调整两个途径影响规模农户的种粮行为，本文接下来将分别进行检验。

1. 农业支持保护补贴对农地转入的影响。样本中大量农户没有转入土地，使得转入面积的取值中存在大量 0 值，如果直接进行 OLS 回归，会导致不一致估计。尽管 Tobit 模型能够较好地解决这个问题，但 Tobit 模型的一个重要缺陷是对随机扰动项的分布依赖性极强。如果随机扰动项不服从正态分布或存在异方差，用 MLE 估计 Tobit 模型仍会得到不一致的结果。由于农户的农地转入行为包括转入决策和转入面积两个阶段，即在第一个阶段农户决定是否转入耕地，如果农户转入耕地，则在第二个阶段决定转入耕地的面积。因此，本文运用 Cragg（1971）提出的两部分模型检验农业支持保护补贴对农地转入的影响。

在第一个阶段，对所有样本进行 Probit 估计，考察农业支持保护补贴对农户农地转入决策的影响。具体计量模型如下：

$$landinif_i = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(1 + subsidy_i) + \gamma_2 Z_i + \mu_i \quad (2)$$

在第二个阶段，对参与农地转入的样本进行 OLS 估计，考察农业支持保护补贴对农地转入面积的影响。具体计量模型如下：

$$\ln(1 + landinarea_i) = \rho_0 + \rho_1 \ln(1 + subsidy_i) + \rho_2 Z_i + \varsigma_i \quad (3)$$

其中， $landinif_i$ 、 $landinarea_i$ 分别表示第 i 个农户是否转入耕地与转入耕地的面积；其他变量定义与模型（1）相同； μ_i 、 ς_i 为随机扰动项。

2. 农业支持保护补贴对种植结构的影响。构建如下模型考察农业支持保护补贴对种植结构的影响：

$$\ln(1 + structure_i) = \beta_0 + \beta_1 \ln(1 + subsidy_i) + \beta_2 Z_i + \eta_i \quad (4)$$

其中， $structure_i$ 表示第 i 个农户的种植结构，用三大谷物播种面积占农作物播种面积的比例进行衡量；其他变量定义与模型（1）相同； η_i 为随机扰动项。

^①地区农林水支出数据来源于《中国统计年鉴》。

五、模型结果与分析

（一）农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响

1. 农业支持保护补贴对纯粮食种植户种粮行为的影响。对于纯粮食种植户，农业支持保护补贴对规模农户种粮行为影响的估计结果如表 2 所示，（1）、（2）、（3）列分别为基准回归、替换变量法、工具变量法的估计结果。根据表 2，在基准回归中，农业支持保护补贴的系数不显著。进一步考虑内生性问题，用替换变量法进行回归，结果显示：省级层面亩均农业支持保护补贴在 1% 的显著性水平上促进农户扩大粮食生产，省级层面亩均农业支持保护补贴每提高 1%，农户三大谷物播种面积增加 0.673%，验证了农业支持保护对纯粮食种植户的种粮积极性具有促进作用。

不仅如此，本文还采用工具变量法加以验证。从一阶段回归结果来看，2014 年省级层面农林水支出的系数在 1% 的水平上显著，表明使用 2014 年省级层面农林水支出作为农业支持保护补贴的工具变量不存在弱工具变量问题。为进一步验证该工具变量的合理性，本文计算了 Cragg-Donald Wald F 统计量，发现该统计量（61.299）远远大于 Andrews and Stock（2005）所建议的在 10% 显著性水平上拒绝弱工具变量假设的临界值（16.38），因此可以排除弱工具变量问题。从二阶段回归结果来看，农业支持保护补贴的系数在 5% 的水平上显著为正，农业支持保护补贴每提高 1%，农户三大谷物播种面积增加 0.466%，证实了农业支持保护补贴有助于促进纯粮食种植户扩大粮食生产。

在控制变量方面，劳动力数量、从集体承包的耕地面积、地区特征等变量皆对农户扩大粮食生产有显著的正向作用。同时，2016 年开始在内蒙古、东北地区实施的玉米生产者补贴也显著促进了粮食生产。但是，上一年种植粮食的利润并未对纯粮食种植户的种粮行为产生显著影响。

表 2 农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响（纯粮食种植户）

变量	二阶段回归结果		
	基准回归	替换变量法	工具变量法
	OLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)
农业支持保护补贴	0.058 (0.058)	- -	0.466** (0.212)
省级层面亩均农业支持保护补贴	- -	0.673*** (0.205)	- -
劳动力数量	0.073** (0.029)	0.067** (0.028)	0.068** (0.029)
从集体承包的耕地面积	0.619*** (0.065)	0.658*** (0.055)	0.412*** (0.111)
经营耕地块数	0.028*** (0.005)	0.036*** (0.006)	0.033*** (0.006)
户主年龄	0.006* (0.003)	0.005 (0.003)	0.003 (0.003)

(续表 2)			
	(0.004)	(0.003)	(0.004)
户主接受农业培训	-0.076	-0.080	-0.132*
	(0.070)	(0.067)	(0.075)
上一年种植粮食的利润	-0.015	-0.006	-0.039
	(0.078)	(0.080)	(0.062)
省级层面亩均玉米生产者补贴	1.599***	2.968***	2.506***
	(0.524)	(0.774)	(0.830)
年份	-0.139*	0.070	0.022
	(0.083)	(0.119)	(0.145)
东部地区	8.760***	15.289***	12.912***
	(2.634)	(3.805)	(4.015)
中部地区	8.014***	15.314***	12.482***
	(2.764)	(4.037)	(4.300)
东北地区	0.214**	0.550***	0.247*
	(0.095)	(0.167)	(0.137)
常数项	-7.614**	-17.309***	-14.238***
	(3.031)	(4.860)	(5.296)
一阶段回归结果			
2014 年省级层面农林水支出	-	-	1.212***
	-	-	(0.232)
控制变量	是	是	是
弱工具变量检验	-	-	61.299

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③观测数为 890。

2. 农业支持保护补贴对粮食为主种植户种粮行为的影响。农业支持保护补贴对粮食为主种植户种粮行为影响的估计结果如表 3 所示，(1)、(2)、(3) 列分别为基准回归、替换变量法、工具变量法的估计结果。根据表 3，在基准回归中，农业支持保护补贴的系数显著为正，表明农业支持保护补贴对粮食生产起到了促进作用。考虑到可能存在内生性问题，采用替换变量法进行检验，发现上述结论依然成立。进一步地，以 2014 年省级层面农林水支出作为工具变量进行 2SLS 估计，结果显示存在严重的弱工具变量问题^①。为此，本文继续纳入 2013 年、2015 年省级层面农林水支出两个工具变量进行回归。从一阶段回归结果来看，2013 年、2014 年、2015 年省级层面农林水支出的系数均在 1%的水平上显著，表明不存在弱工具变量问题。继续计算 Cragg-Donald Wald F 统计量发现，该统计量 (9.830) 大于 Andrews and Stock (2005) 所建议的在 10%的显著性水平上拒绝弱工具变量假设的临界值 (9.08)，因此可以排除弱工具变量问题。同时，过度识别检验接受了“工具变量是外生”的原假设，表明工具变量满足了外生性要求。因此，工具变量是有效的。

^①限于篇幅，本文未列出相关检验结果。

从二阶段回归结果来看，农业支持保护补贴的系数在 1%的水平上显著为正，农业支持保护补贴每提高 1%，农户三大谷物播种面积增加 0.655%，表明农业支持保护补贴确实有助于促进粮食为主种植户扩大粮食经营规模。另外，表 3 中还列出了其他变量的系数，在此不再赘述。

表 3 农业支持保护补贴对农户种粮行为的影响（粮食为主种植户）

变量	二阶段回归结果		
	基准回归	替换变量法	工具变量法
	OLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)
农业支持保护补贴	0.237*** (0.052)	- -	0.655*** (0.198)
省级层面亩均农业支持保护补贴	- -	0.734*** (0.111)	- -
劳动力数量	-0.045 (0.039)	-0.006 (0.039)	-0.070* (0.042)
从集体承包的耕地面积	0.019 (0.064)	0.156** (0.074)	0.087 (0.080)
经营耕地块数	0.013*** (0.003)	0.008** (0.003)	0.006 (0.005)
户主年龄	0.003 (0.004)	0.005 (0.004)	0.001 (0.005)
户主接受农业培训	-0.295* (0.158)	-0.292* (0.153)	-0.392** (0.173)
上一年种植粮食的利润	1.027*** (0.156)	0.923*** (0.157)	0.859*** (0.185)
省级层面亩均玉米生产者补贴	-4.006*** (0.548)	-5.221*** (0.610)	-4.361*** (0.637)
年份	-0.688*** (0.079)	-0.646*** (0.078)	-0.634*** (0.087)
东部地区	-19.539*** (2.779)	-25.489*** (3.070)	-20.946*** (3.145)
中部地区	-20.498*** (2.769)	-25.714*** (2.974)	-21.357*** (3.046)
东北地区	-0.010 (0.106)	0.075 (0.096)	-0.037 (0.142)
常数项	10.597*** (4.036)	16.244*** (4.245)	11.167*** (4.259)
一阶段回归结果			
2013 年省级层面农林水支出	-	-	-14.285***

(续表 3)

	-	-	(3.254)
2014 年省级层面农林水支出	-	-	16.905***
	-	-	(3.673)
2015 年省级层面农林水支出	-	-	-5.066***
	-	-	(1.091)
控制变量	是	是	是
弱工具变量检验	-	-	9.830

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③观测数为 381。

(二) 稳健性检验

1. 采用不同的规模经营分类标准。上述结果已经验证农业支持保护补贴对促进规模农户种粮发挥了积极作用。由于各地对规模经营的划分标准不一，特别是南方丘陵地区与北方平原地区之间存在较大差异，以 30 亩划分规模经营可能存在误差，无法保证上述研究结论的有效性和可靠性。换言之，如果改变规模经营的分类标准，上述结论可能并不成立。

结合农户经营规模的分布情况，本文改变规模经营的划分标准，将经营规模大于或等于 50 亩的农户定义为规模农户，并依照前述的标准划分为纯粮食种植户和粮食为主种植户，继续检验农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，检验结果如表 4 所示，(1)、(2) 列分别为纯粮食种植户、粮食为主种植户的回归结果^①。从一阶段回归结果来看，工具变量的系数均通过了统计显著性检验。对于纯粮食种植户，Cragg-Donald Wald F 统计量 (30.721) 大于 Andrews and Stock (2005) 所建议在 10% 显著性水平上拒绝弱工具变量假设的临界值 (16.38)，证明工具变量是有效的。对于粮食为主种植户，Cragg-Donald Wald F 统计量 (8.666) 大于 Andrews and Stock (2005) 所建议在 20% 显著性水平上拒绝弱工具变量假设的临界值 (6.46)，并且过度识别检验接受了“工具变量是外生”的原假设，证明了工具变量的有效性。

从二阶段回归结果来看，无论是何种类型农户，农业支持保护补贴都显著促进了粮食生产。农业支持保护补贴每提高 1%，纯粮食种植户、粮食为主种植户的三大谷物播种面积分别增加 1.123% 和 0.696%，为本研究结论的有效性和可靠性提供了有力证据。并且，以 50 亩为划分标准时农业支持保护补贴的系数比以 30 亩为划分标准时要大，说明规模越大，农业支持保护补贴对农户种粮行为的积极作用越强。

表 4 农业支持保护补贴对农户种粮行为的影响（采用不同的规模经营分类标准）

变量	二阶段回归结果	
	纯粮食种植户	粮食为主种植户
	(1)	(2)
农业支持保护补贴	1.123*	0.696***

^①限于篇幅，本文仅列出 2SLS 估计结果。

(续表 4)		
	(0.582)	(0.226)
控制变量	是	是
	一阶段回归结果	
2013 年省级层面农林水支出	-	-27.434***
	-	(5.606)
2014 年省级层面农林水支出	1.233*	31.544***
	(0.640)	(6.266)
2015 年省级层面农林水支出	-	-8.805***
	-	(1.702)
控制变量	是	是
弱工具变量检验	30.721	8.666
观测数	532	176

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误。

2.采用不同的模型。考虑到农户之间的差异性，特别是一些不随时间变化但随个体而异的农户特质，可能产生内生性问题，本文进一步采用面板双向固定效应模型与工具变量法加以检验。结果如表 5 所示，第（1）、（3）列给出的是采用面板双向固定效应模型的估计结果，第（2）、（4）列是进一步考虑内生性后的回归结果。可以发现，无论是何种类型规模农户，农业支持保护补贴确实对扩大粮食经营规模具有积极作用，进一步验证了本研究结论的可靠性。

表 5 农业支持保护补贴对农户种粮行为的影响（采用不同的模型）

变量	纯粮食种植户		粮食为主种植户	
	面板双向 固定效应模型	面板双向固定效应 模型+工具变量法	面板双向 固定效应模型	面板双向固定效应 模型+工具变量法
	(1)	(2)	(3)	(4)
省级层面亩均农业支持 保护补贴	1.517***	1.633**	1.568***	0.906
	(0.531)	(0.732)	(0.334)	(0.753)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
家庭固定效应	是	是	是	是
观测数	890	890	381	381

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③第（2）、（4）列是二阶段回归结果，一阶段回归结果表明工具变量是有效的，限于篇幅，此处不再列出。

（三）机制检验

为进一步揭示农业支持保护补贴是如何影响规模农户种粮行为的，本文接下来从农地转入和种植结构两个方面检验其作用机制，回归结果如表 6 所示。

对于纯粮食种植户，在农地转入方面，农业支持保护补贴显著促进了农户转入土地。具体而言，农业支持保护补贴每提高 1%，农户转入农地的概率提高 6.5 个百分点，转入面积扩大 0.682%。在种植结构方面，农业支持保护补贴并未起到显著作用。对于粮食为主种植户，农业支持保护补贴每提高 1%，农户转入农地的概率显著提高 5.7 个百分点，但是，农业支持保护补贴对农地转入面积与种植结构没有显著影响。由此可见，对于规模农户，农业支持保护补贴主要是通过促进农户转入更多的土地而非调整种植结构来对粮食生产发挥作用的。本文认为可能的解释是：一方面，农业支持保护补贴主要是通过缓解资金约束和提供生产性激励来影响规模农户的生产决策，从而使得规模农户更有可能且更有意愿转入更多的土地来扩大粮食生产；另一方面，对于规模农户而言，资产专用性等因素带来的调整成本与调整风险可能使得农户不会轻易调整种植结构。同时，种植结构调整包含的内容丰富，本文以三大谷物播种面积占农作物播种面积的比重来表征种植结构，可能还不足以全面反映农户种植结构调整的情况，对此，还有待于进一步的研究。总的来看，本文有别于钟甫宁等(2016)、罗必良等(2018)、仇童伟和罗必良(2018)的研究，这些研究主要是探讨农村劳动力转移背景下小规模农户粮食生产的情况，并得出了农户通过机械替代劳动、服务外包、调整种植结构（“趋粮化”）等途径使得粮食生产没有受到影响的结论。从这个意义上说，本研究从农业补贴、规模经营等角度探讨农户的种粮行为是对现有研究的补充。

表 6 农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的作用机制检验

变量	纯粮食种植户			粮食为主种植户		
	农地转入		调整 种植结构	农地转入		调整 种植结构
	农地 转入决策	农地 转入面积	三大谷物播种面 积占比	农地 转入决策	农地 转入面积	三大谷物播种 面积占比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农业支持保护补 贴	0.065** (0.030)	0.682*** (0.122)	6.704 (5.824)	0.057** (0.027)	0.190 (0.121)	-3.061 (5.576)
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测数	890	206	890	381	108	381

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著；②括号内为稳健标准误；③第（1）、（4）列是平均边际效应，第（3）、（6）列是二阶段回归结果。一阶段回归结果表明工具变量是有效的，限于篇幅，此处不再列出。

六、结论和政策启示

随着农业农村发展形势发生深刻变化，农业三项补贴已演变为农民的收入补贴，而真正从事粮食生产的规模农户却很难得到除自己承包耕地之外的补贴支持。为提高补贴政策的指向性、精准性和实效性，中国于 2016 年全面展开农业补贴政策改革，将农作物良种补贴、种粮农民直接补贴和农资综合补贴合并为农业支持保护补贴。农业补贴政策改革的主要方向之一是转向对粮食适度规模经营主体

进行补贴，以达到促进粮食生产、保障国家粮食安全的目的。本文主要考察农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响，从理论上分析农业支持保护补贴为何以及如何影响规模农户的种粮行为，并进行实证检验。主要的研究发现包括以下三个方面：

第一，无论是纯粮食种植户，还是粮食为主种植户，农业支持保护补贴皆有助于农户扩大粮食生产，这一结论在充分考虑内生性问题后依然成立。当进一步考虑不同地区规模经营标准的差异，把规模经营的标准由 30 亩改变为 50 亩后，农业支持保护补贴的系数仍然显著为正，并且明显变大，意味着农户的经营规模越大，农业支持保护补贴对其粮食生产的积极作用越强。这一研究发现具有较强的政策启示，表明应从政策上继续加大对规模农户从事粮食适度规模经营的支持力度，从而发挥农业支持保护补贴在强化粮食安全保障能力、建设国家粮食安全保障体系方面的支撑作用。

第二，农业支持保护补贴主要是通过促进规模农户转入土地从而作用于粮食生产的。特别是对于纯粮食种植户，农业支持保护补贴不仅提高了农户转入土地的概率，而且扩大了农户转入土地的面积，这肯定了农业支持保护补贴对农地流转的积极作用。从长远来看，推动农地流转、发展多种形式适度规模经营是中国未来农业发展的重要方向。但是，当前阶段中国农地流转增速变缓、动力下降，不利于加快农地集中进而转变农业发展方式。从这个意义上看，加大对农地经营者的补贴，可成为解决当前农地流转不畅、促进规模经营的一个重要手段。

第三，总体上，本研究验证了农业支持保护补贴在转变农业发展方式、促进粮食生产方面的积极作用，主要的政策含义是应继续稳步推进农业补贴政策改革，加大对生产者尤其是粮食适度规模经营主体的支持力度。但是，在考虑国内农业农村发展现实的同时，还要兼顾国际因素。中国作为世界贸易组织（WTO）成员，对农业的支持和保护受到 WTO 规则的约束，需要考虑如何在符合 WTO 规则的前提下调整完善农业补贴政策，从而充分发挥农业补贴的生产效应。

参考文献

- 1.程国强，2011：《中国农业补贴：制度设计与政策选择》，北京：中国发展出版社。
- 2.党国英，2016：《中国农业发展的战略失误及其矫正》，《中国农村经济》第 7 期。
- 3.方松海、王为农，2009：《成本快速上升背景下的农业补贴政策研究》，《管理世界》第 9 期。
- 4.高鸣、宋洪远、Michael Carter，2016：《粮食直接补贴对不同经营规模农户小麦生产率的影响——基于全国农村固定观察点农户数据》，《中国农村经济》第 8 期。
- 5.高鸣、宋洪远，2018：《脱钩收入补贴对粮食生产率的影响——基于农户收入差异的视角》，《农业技术经济》第 5 期。
- 6.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle，2011：《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》，《农业技术经济》第 1 期。
- 7.黄少安、郭冬梅、吴江，2019：《种粮直接补贴政策效应评估》，《中国农村经济》第 1 期。
- 8.冀县卿、钱忠好、葛铁凡，2015：《如何发挥农业补贴促进农户参与农地流转的靶向作用——基于江苏、广西、湖北、黑龙江的调查数据》，《农业经济问题》第 5 期。

- 9.柯炳生, 2018: 《三种农业补贴政策的原理与效果分析》, 《农业经济问题》第 8 期。
- 10.李江一, 2016: 《农业补贴政策效应评估: 激励效应与财富效应》, 《中国农村经济》第 12 期。
- 11.刘莹、黄季焜, 2010: 《农户多目标种植决策模型与目标权重的估计》, 《经济研究》第 1 期。
- 12.罗必良、张露、仇童伟, 2018: 《小农的种粮逻辑——40 年来中国农业种植结构的转变与未来策略》, 《南方经济》第 8 期。
- 13.钱加荣、赵芝俊, 2015: 《现行模式下我国农业补贴政策的作用机制及其对粮食生产的影响》, 《农业技术经济》第 10 期。
- 14.仇童伟、罗必良, 2018: 《种植结构“趋粮化”的动因何在? ——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》, 《中国农村经济》第 2 期。
- 15.栗芳、方蕾, 2016: 《中国农村金融排斥的区域差异: 供给不足还是需求不足? ——银行、保险和互联网金融的比较分析》, 《管理世界》第 9 期。
- 16.谭智心、周振, 2014: 《农业补贴制度的历史轨迹与农民种粮积极性的关联度》, 《改革》第 1 期。
- 17.王欧、杨进, 2014: 《农业补贴对中国农户粮食生产的影响》, 《中国农村经济》第 5 期。
- 18.辛翔飞、张怡、王济民, 2016: 《我国粮食补贴政策效果评价——基于粮食生产和农民收入的视角》, 《经济问题》第 2 期。
- 19.许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第 3 期。
- 20.张五常, 2015: 《经济解释》, 北京, 中信出版社。
- 21.张宇青、周应恒, 2015: 《中国粮食补贴政策效率评价与影响因素分析——基于 2004-2012 年主产区的省际面板数据》, 《财贸研究》第 6 期。
- 22.张宗毅、杜志雄, 2015: 《土地流转一定会导致“非粮化”吗? ——基于全国 1740 个种植业家庭农场监测数据的实证分析》, 《经济学动态》第 9 期。
- 23.钟春平、陈三攀、徐长生, 2013: 《结构变迁、要素相对价格及农户行为——农业补贴的理论模型与微观经验证据》, 《金融研究》第 5 期。
- 24.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016: 《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗? ——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》, 《中国农村经济》第 7 期。
- 25.朱满德、李辛一、程国强, 2015: 《综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法》, 《中国农村经济》第 11 期。
- 26.Andrews, D. W. K., and J. H. Stock, 2005, “*Identification and Inference for Econometric Models*”, Cambridge: Cambridge University Press.
- 27.Cragg, G.J., 1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods”, *Econometrica*, 9(5): 829-844.
- 28.Erjavec, E., and M. Lovec, 2017, “Research of European Union’s Common Agricultural Policy: Disciplinary Boundaries and Beyond”, *European Review of Agricultural Economics*, 44 (3): 732-754.

29.Huang, J., X.Wang and S. Rozelle,2013, “The Subsidization of Farming Households in China’s Agriculture”, *Food Policy*,41: 124-132.

30.Just, D. R., and J. D. Kropp, 2013, “Production Incentives from Static Decoupling: Land Use Exclusion Restrictions”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95 (5): 1049-1067.

31.Kelly, V., A. A.Adesina and A. Gordon, 2003, “Expanding Access to Agricultural Inputs in Africa: A Review of Recent Market Development Experience”, *Food Policy*, 28(4): 379-404.

32.Moro, D., and P. Sckokai, 2013, “The Impact of Decoupled Payments on Farm Choices: Conceptual and Methodological Challenges,”*Food Policy*, 41(6): 28-38.

33.Yi, F., D. Sun and Y. Zhou, 2015, “Grain Subsidy, Liquidity Constraints and Food Security—Impact of the Grain Subsidy Program on the Grain-Sown Areas in China”, *Food Policy*, 50: 114-124.

（作者单位：¹ 上海财经大学财经研究所；

² 农业农村部农村经济研究中心）

（责任编辑：云 音）

Have Agricultural Support and Protection Subsidies Encouraged Large-scale Farmers to Grow Grain? An Analysis Based on Data from Fixed Observation Points of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs in China

Xu Qing Lu Yufeng Zhang Hengchun

Abstract: This article investigates the impact of agricultural support and protection subsidies on grain production of large-scale farmer households, using data from Fixed Observation Points of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs in China in 2016 and 2017. The results show that agricultural support and protection subsidies have significantly expanded the grain planting areas of large-scale households. And agricultural support and protection subsidies have improved grain production by encouraging households to transfer more land without significant impact on the planting structure of households. This shows that the reform of agricultural subsidies have achieved certain results. Meanwhile, increasing support for farmland managers can be an important means to solve the current difficulties in the process of farmland transfer, promote scale management and ensure food security.

Key Words: Agricultural Support and Protection Subsidy; Scale Household; Grain Production

人力资本及其与技术进步的适配性 何以影响了农业种植结构？*

叶初升^{1,2} 马玉婷²

摘要：基于对贵州等地农户农作物种植决策的田野调查，本文首先构建了一个农作物种植选择模型，以分析人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的微观机制，为宏观层面上研究农业种植结构变迁提供微观基础；然后，采用省级宏观面板数据，运用多种计量模型和分析方法对理论模型推论进行了严谨的实证检验。研究发现，农户的人力资本水平越高以及人力资本与技术进步的适配性越强，农户越有可能种植经济作物，越是有助于该地区农作物种植结构转型。进一步的地形约束机制分析发现，人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构的影响受地形的制约。相对于丘陵山区，平原地区的人力资本对粮食作物种植比例的负向作用和对经济作物种植比例的正向作用有所减弱。同时，人力资本与技术进步的适配性越强，对经济作物种植比例的正向作用越强，对粮食作物种植比例的正向作用则越弱。

关键词：人力资本 技术进步 种植结构 供给侧结构性改革

中图分类号：F061.3 F32 **文献标识码：**A

一、引言

中国农业发展已经告别了供给不足的初级阶段，发展中的主要矛盾已经转变为供求结构性失衡问题，突出表现在：不断升级的居民食物消费结构与中国农产品总量供给充足但优质且多样化的农产品供给不足之间的失衡。推进农业供给侧结构性改革，重塑农产品供给结构，是中国农业农村发展的必然要求，也是实现农业高质量发展的重要路径。然而，农业供给结构的转型变迁有赖于农村劳动力供给结构转型和农业技术进步。但是，当前中国农业农村发展的一个不容忽视的现实是，随着大量农村青壮年劳动力涌向城市和非农部门，农业劳动力年龄结构日趋老龄化，人力资本水平偏低，有效劳动力日益缺乏。相关统计资料显示，中国乡村 65 岁及以上人口占乡村总人口的比例从 1997 年的 7.32%

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革与发展新动力研究”（编号：16ZDA006）的资助。笔者感谢匿名评审专家提出的宝贵意见和建议。本文的通讯作者：马玉婷。

逐年攀升至 2017 年的 13.22%^①；农村人力资本总体水平偏低，自 1997 年以来全国农村劳动力平均受教育年限从未突破 9 年，即平均受教育程度一直未达到初中水平^②。并且，虽然近年来中国农业技术不断进步，但较低水平的农村人力资本难以吸纳新技术，人力资本与农业技术进步发展的不协调愈加凸显（杨志海，2018）。笔者在贵州等地的田野调查发现，现阶段农村人力资本水平偏低，特别是农村人力资本与技术进步的适配性较弱，这些问题很可能是约束农业种植结构转型升级的重要因素。

值得注意的是，学术界在讨论农业供给侧结构性改革、探讨农业供给结构变迁时，虽然强调了劳动力流动、农地流转、要素价格变动、禀赋等外在条件和政策环境变化对种植结构的影响，但忽略了农村劳动力人力资本水平偏低这个重要且现实的问题对农业供给结构变迁所施加的约束，更没有进一步分析农村人力资本与农业技术进步的对农作物种植结构的影响^③。这正是本文研究的切入点。

本文在研究中力图将经验观察、理论机制与实证检验结合起来。首先，基于对贵州等地农作物种植决策的田野调查，本文试图在微观层面构建一个农作物种植理性选择模型，以分析人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的微观机制，为宏观层面研究农业种植结构及其变迁提供微观基础；然后，以 1997~2017 年省级层面数据对理论模型的结论及其推论进行严谨的实证检验，以期深入推进供给侧结构性改革、落实乡村振兴和农业高质量发展战略提供理论支撑与政策支持。

本文结构安排如下：第一部分为引言；第二部分为农业种植结构变迁的相关文献综述；第三部分构建农作物种植理性选择模型，以分析人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的微观机制；第四部分为计量分析模型、变量说明和数据来源；第五部分报告人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的实证估计结果，并对此进行内生性检验、约束机制分析和稳健性检验；第六部分为研究结论及其政策涵义。

二、文献综述

结构变迁是指经济增长过程中经济资源在不同部门之间的重新配置，以及与之相应的经济活动跨部门转移。除了发展经济学家们一如既往地把结构变迁作为经济发展的核心问题进行研究之外，近年来，经济增长理论研究者也对结构变迁问题倾注了极大的热忱。关于经济结构变迁的一个基本共识是，经济体的禀赋结构变化、人们的偏好变化、生产要素的相对价格变化、技术进步引起的生产率差异化提高、资本深化以及不同部门要素替代弹性的差异等，会在经济增长过程中引起资源重新配置和经济活动跨部门转移，形成经济结构变迁（例如 Kongsamut et al., 2001; Ngai and Pissarides, 2007; Acemoglu

^①参见国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国人口和就业统计年鉴》（1997~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^②参见国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（1997~2012 年，历年），北京：中国统计出版社；国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国人口和就业统计年鉴》（2013~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^③需要特别指出的是，限于数据的可得性，无法研究单个农产品内部的品质结构问题，故本文研究的是不同农产品之间的结构变迁问题。

and Guerrieri, 2008; Herrendorf et al., 2014; Leukhina and Turnovsky, 2016; Alvarez-Cuadrado et al., 2017; 林毅夫, 2017)。

近年来,关于农业结构的研究多聚焦于种植结构。学者们从以下几个方面探讨种植结构变迁的引致因素或变迁路径。其一,劳动力流动引起种植业结构变迁。Brau (2010)、Damon (2010)的研究发现,伴随着劳动力流动,农户会相应调整种植结构,从劳动密集型作物调整为土地密集型作物。Ji et al. (2012)、钟甫宁等 (2016) 研究发现,外出务工会促使农户调整要素投入结构和种植结构,增加机械要素投入并提高粮食播种面积的比例。Gonzalez-Velosa (2011) 研究认为,劳动力流动所带来的收入增加和劳动力流动性约束的缓解促进了高附加值经济作物的种植比例。Li et al. (2013) 发现,家庭劳动力的流失弱化了农户对粮食生产的劳动力投入,但是会加大资金密集型作物的投资。也有一些学者持不同的观点,例如王翌秋、陈玉珠 (2016) 也分析了劳动力外出务工对粮食种植结构的影响,但发现家庭成员外出务工对粮食作物的种植概率和种植比重无明显影响。

其二,农地流转引起种植业结构变迁。罗必良等 (2018) 分析表明:与大规模农地转入户相比,小规模农地转入户倾向于“非粮化”生产;在农业劳动力充裕和缺乏农业社会化服务的封闭经营条件下,小规模农地转入户为提高其劳动力和土地的利用率将扩大经济作物的种植规模;“非粮化”现象具有严格的情境依赖特征。钱龙等 (2018) 的研究结果也证实,农地流转对粮食种植结构有显著影响,农户土地转入(转出)行为能够有效提升(降低)粮食种植比例。仇童伟、罗必良 (2018) 分析了农地产权、要素配置对种植结构的影响,发现农地产权稳定性的改善会抑制农户种植农作物,但对种植经济作物的抑制作用显著强于对种植粮食作物的抑制作用,且不显著降低粮食种植户的粮食播种面积。

其三,要素价格变动引起种植结构变迁。郑旭媛、徐志刚 (2016) 认为,劳动力成本上升会诱使农户以机械替代劳动力,但这一过程会受到地形禀赋的约束。在坡耕地比例较高的地区,机械难以替代劳动,劳动力成本上升提高粮食种植比例的作用会被削弱。地形禀赋约束下的农业种植结构调整也被其他学者的研究所证实(例如 Zhang et al., 2018)。杨进等 (2016) 综合运用宏观和微观数据研究发现,农村劳动力价格上涨对粮食作物种植比例有显著的负向影响,而对经济作物的种植比例有显著的正向影响,尤其是对蔬菜种植比例的促进幅度较大。政府补贴通过降低生产成本的方式也影响农业种植结构(例如 Miao et al., 2011; 刘蔚、孙蓉, 2016)。Miao et al. (2011) 的研究表明,补贴率降低 5%,农作物种植面积就会减少 0.6%;农作物价格降低 5%,农作物种植面积就会增加 1.01%。

其四,禀赋等客观条件或者主观偏好的变化引起种植结构变迁。赵丹丹、周宏 (2018) 发现,农户内部种植业结构的变动受地形及年末耕地面积的影响,地形越平缓、年末耕地面积大的纯农户越倾向于种植粮食作物,相反则越倾向于种植经济作物。Cavatassi et al. (2012) 研究发现,农户两种不同类型的社会资本对农业种植结构多样化具有相反影响。Reyes-García et al. (2008) 发现,农户拥有的生物多样性知识对种植结构多元化具有显著的促进作用。祝华军等 (2018) 利用调查数据分析了农户玉米种植面积调减行为的影响因素,结果表明,种植玉米的相对劳动强度、经济效益、作业方式、政策导向对农户种植决策有显著影响,但受教育水平等个体特征对种植决策没有显著影响。

由上述文献可见,无论是经济学前沿的一般理论分析,还是农业经济学界关于农业种植结构的具

体研究，对结构变迁的研究视野是基本相似的。当以现有的理论分析去解释中国农业供给侧结构性改革时，不难发现，这些理论分析只是在解释已经发生的结构变迁事实，比如劳动力流动、农地流转、要素价格变化等引起的种植结构调整；对于当下推进农业供给侧结构性改革所面临的问题或障碍，现有的理论并没有做出贴近现实的深入分析和研究。面对现实，笔者要思考的问题是：为什么有些地方的要素流动、要素价格变化、政府补贴等能够比较顺利地引起当地种植结构的变化，而有些地方的结构调整却步履蹒跚？

笔者在贵州等地的田野调查发现，农业供给侧结构性改革在推进过程中遇到一个重要的问题，即农村人力资本水平总体偏低，并且与农业技术进步的适配性较弱。在这种现实背景下，即使政府有优惠政策的引导，农户响应政府号召，有意愿调整种植结构，但受限于较低水平人力资本难以吸收和采用新技术，从而缺乏新作物种植技术与能力最终导致无法较好地实现结构调整。

本文发现，农村人力资本及其与技术进步的适配性在不同地区有不同程度的差异，而这种差异是决定农业种植结构转型地区差异的一个非常重要的因素。基于对中国农村和农业的现实观察，笔者认为农村人力资本及其与农业新技术之间的适配性影响了种植结构和农产品供给结构变迁，而这恰恰是现有理论分析所忽略的、更是缺乏深入实证分析的重要环节，因而也是本文研究的焦点。

三、理论分析与模型构建

（一）理论分析

早在 1964 年，舒尔茨就提出，改造传统农业的关键之一是对农民进行人力资本投资。农民的人力资本水平直接影响农业新技术的吸收和采纳，也直接关乎传统农业能否成功转型。进一步地，如果农业技术不断进步，而人力资本发展缓慢，那么较低水平的农村人力资本将难以吸收新技术，进而导致人力资本与技术进步之间的适配性降低，最终将阻碍农业的转型升级和现代农业的发展。关于人力资本与技术进步的适配性可以用适宜技术理论加以理解。适宜技术理论强调一个经济体在既定时期的技术选择受要素禀赋结构（资本、劳动等要素的数量和质量）的制约，技术选择只有与要素禀赋结构相匹配才能提高经济效率。Acemoglu and Zilibotti（2001）认为，一国的技术结构要与劳动者的技能（指熟练劳动力与非熟练劳动力的比例）相匹配。他们还发现，发达国家与发展中国家的要素禀赋结构存在较大差距，发达国家的技术与熟练劳动力相匹配，而发展中国家采用的技术与其劳动力禀赋结构并不匹配，这是造成发展中国家与发达国家在人均产出与全要素生产率方面存在巨大差距的重要原因。中国学者林毅夫、张鹏飞（2006）在 Acemoglu and Zilibotti（2001）模型框架的基础上，对发展中国家的技术水平与本国要素禀赋结构之间的关系做了进一步的探讨，认为一个国家最适宜（优）的技术结构内生决定于这个国家的要素禀赋结构。如果一个发展中国家选择与其要素禀赋结构相一致的技术结构，那么该发展中国家和发达国家之间在全要素生产率和人均产出上的差异就会变得最小。李飞跃等（2012）的研究证明，人力资本积累只有与技术进步相匹配才能更好地实现产业转型升级和经济发展。

技术与劳动力禀赋结构的匹配性能够解释经济体之间的经济发展差距。事实上，对于农业经济发展和农业结构转型而言，技术与劳动力禀赋结构的匹配性同样适用。不论是基于对现实的观察还是基

于理论分析，劳动力禀赋及其与技术的适配性对农业结构转型都具有重要的影响。据此，本文重点考察作为劳动力禀赋重要表征的人力资本及人力资本与技术进步的适配性如何影响农业种植结构。

（二）理论模型：农作物种植的理性选择

新古典经济学中的厂商理论认为，生产者是有理性经济人。面对市场价格变化，生产者依据自身禀赋做出相应决策，其目标是实现利润最大化。具体到农业生产中，相较于粮食作物，经济作物具有技术要求和经济价值更高的特点。因此，在其他条件不变时，理性的农户会依据自身禀赋（比如人力资本水平、技术水平）选择种植不同类型的农作物。为进一步阐释农户的农作物种植选择，本文首先构建一个农作物种植选择模型，以描述农村人力资本及其与技术进步的适配性如何影响农作物种植结构的微观机制，以期在宏观层面上的农业种植结构及其变迁提供一个微观分析基础。

假设存在着两种种植农作物的生产方式：一种是传统生产方式，即采用传统生产技术种植传统作物；另一种是新的生产方式，即采用新技术种植新作物。在其他生产条件不变的情况下，两种生产方式的产出分别是 y_1 、 y_2 。 y_1 和 y_2 都是人力资本 hc 的函数且都遵循边际收益递减规律，即： $\partial y_1 / \partial y_2 > 0$ ， $\partial y_2 / \partial hc > 0$ ； $\partial^2 y_1 / \partial hc^2 < 0$ ， $\partial^2 y_2 / \partial hc^2 < 0$ 。

传统生产方式的特点是基本不存在人力资本门槛，但效率较低，即人力资本投入的边际产出较低。新的生产方式有三个特征。其一，存在一定的人力资本门槛（设为 hc_0 ），即人力资本达到一定水平的劳动者才有可能采用新技术。其二，新的生产方式有着比传统生产方式更高的产出效率，人力资本投入的边际产出较高，即 $\partial y_2 / \partial hc > \partial y_1 / \partial hc > 0$ 。其三，采用新的生产方式时，人力资本投入的边际产出受人力资本与新技术的适配性 θ 的影响，适配性越强，则人力资本投入的边际产出越大，即： $\partial^2 y_2 / \partial hc \partial \theta > 0$ 。传统生产方式和新的生产方式对应的生产函数 f_1 、 f_2 的基本特点如图 1 所示。

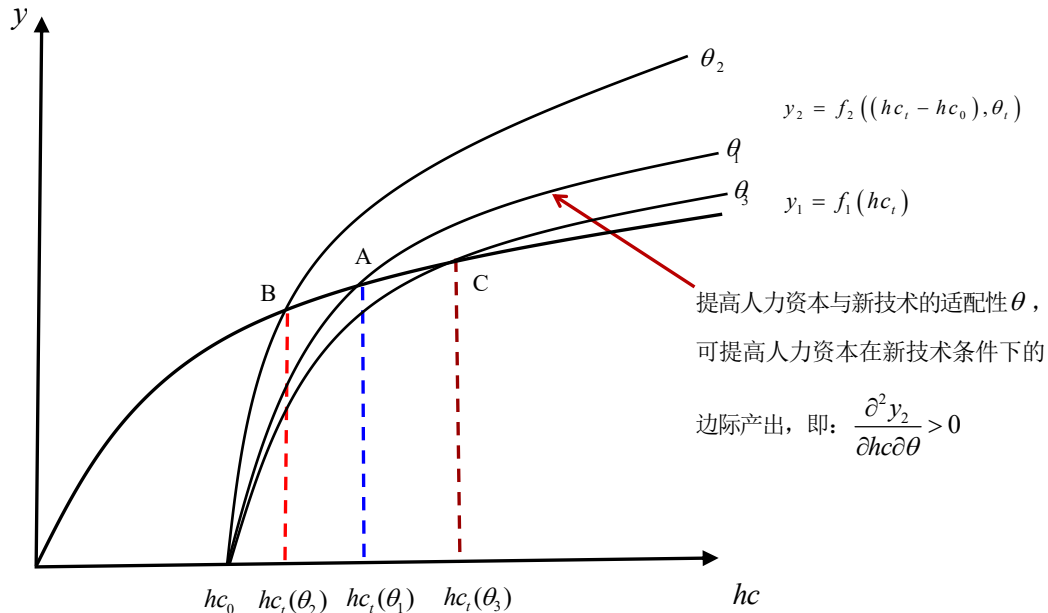


图 1 人力资本与两种农业生产方式的选择

用两种生产函数分别刻画两种生产方式下的产出，表达式如下：

$$y_1 = f_1(hc_t) \quad (1)$$

$$y_2 = f_2((hc_t - hc_0), \theta_t) \quad (2)$$

农户是理性的经济主体，在满足其他生产条件的情况下，根据自身的人力资本水平选择利益最大化的生产方式，表达式如下：

$$y(hc_t, \theta_t) = \max(f_1(hc_t), f_2((hc_t - hc_0), \theta_t)) \quad (3)$$

假设开始时超过新技术所要求的人力资本门槛 hc_0 的人力资本与新技术的适配性为 θ_1 ，此时种植不同农作物的两种生产函数 f_1 和 f_2 相交于 A 点，该点在横轴上所对应的人力资本水平记为 $hc_t(\theta_1)$ 。农户的生产决策表示为：

$$\begin{aligned} y(hc_t, \theta_t) &= \max(f_1(hc_t), f_2((hc_t - hc_0), \theta_1)) \\ &= \begin{cases} y_1 = f_1(hc_t) & \text{if } hc < hc_t(\theta_1) \\ y_2 = f_2((hc_t - hc_0), \theta_1) & \text{if } hc \geq hc_t(\theta_1) \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

实际上， $hc_t(\theta_1)$ 就是农户决定采用传统生产方式种植传统作物，还是采用新的生产方式种植新作物的人力资本临界值。当农户的人力资本低于 $hc_t(\theta_1)$ 时，农户会选择产出更高的传统生产方式种植传统作物。值得注意的是，即使人力资本水平超过采用新技术的门槛 hc_0 ，只要仍然小于 $hc_t(\theta_1)$ （即 $hc_t(\theta_1) > hc > hc_0$ ），由于存在劳动者人力资本与新技术的适配性问题，新技术初始时期产出较低，农户仍然会选择传统生产方式种植传统作物。这就是笔者在农村经常看到的一种现象：有一定文化但尚未熟练掌握新技术的农户，仍然会沿用传统生产方式种植传统作物。只有当人力资本水平超过临界值 $hc_t(\theta_1)$ 时，农户才会选择新的生产方式种植新作物。

有意义的是，人力资本临界值的大小是人力资本与新技术的适配性 θ 的函数。如果人力资本与新技术的适配性由 θ_1 提高到 θ_2 ，则人力资本的边际产出增大，即种植新作物的生产函数斜率增大。此时种植不同农作物的两种生产函数 f_1 和 f_2 相交于 B 点，该点在横轴上所对应的人力资本水平记为 $hc_t(\theta_2)$ 。此时，农户生产决策的表达式为：

$$\begin{aligned} y(hc_t, \theta_t) &= \max(f_1(hc_t), f_2((hc_t - hc_0), \theta_2)) \\ &= \begin{cases} y_1 = f_1(hc_t) & \text{if } hc < hc_t(\theta_2) \\ y_2 = f_2((hc_t - hc_0), \theta_2) & \text{if } hc \geq hc_t(\theta_2) \end{cases} \end{aligned} \quad (5)$$

此时，采用新技术的人力资本临界值为： $hc_t(\theta_2) < hc_t(\theta_1)$ 。

同理，如果人力资本与新技术的适配性由 θ_1 下降到 θ_3 ，则人力资本的边际产出降低，即种植新作物的生产函数斜率降低。此时种植不同农作物的两种生产函数 f_1 和 f_2 相交于 C 点，该点在横轴上所对应的人力资本水平记为 $hc_i(\theta_3)$ 。此时，农户生产决策的表达式为：

$$\begin{aligned} y(hc_i, \theta_i) &= \max(f_1(hc_i), f_2((hc_i - hc_0), \theta_3)) \\ &= \begin{cases} y_1 = f_1(hc_i) & \text{if } hc < hc_i(\theta_3) \\ y_2 = f_2((hc_i - hc_0), \theta_3) & \text{if } hc \geq hc_i(\theta_3) \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

此时，采用新技术的人力资本临界值为： $hc_i(\theta_3) > hc_i(\theta_1) > hc_i(\theta_2)$ 。这说明，采用新技术的人力资本临界值 $hc(\theta)$ 是人力资本与新技术适配性 θ 的减函数：提高适配性 θ ，会降低采用新技术的人力资本临界值 $hc(\theta)$ ；削弱适配性 θ ，就会增大采用新技术的人力资本临界值 $hc(\theta)$ 。因此，该理论模型可以得出两个基本结论。

结论 1：在满足其他生产条件的前提下，农户人力资本越高，超过新技术人力资本临界值 $hc(\theta)$ 的可能性越高，越是采用新的生产方式种植新作物。

结论 2：人力资本与新技术的适配性越弱，则人力资本临界值 $hc(\theta)$ 越大，农户人力资本超过新技术人力资本临界值 $hc(\theta)$ 的可能性越低，越是沿用传统生产方式种植传统作物；如果人力资本与新技术的适配性越强，则人力资本临界值 $hc(\theta)$ 越小，农户人力资本超过新技术人力资本临界值 $hc(\theta)$ 的可能性越大，越是倾向于采用新的生产方式种植新作物。

四、计量模型、变量说明与数据来源

（一）计量分析模型

为了便于应用现有的省级面板数据对理论模型结论进行检验，本文将微观层面上农作物种植选择模型的两点结论做如下推论：

推论 1：在宏观层面上，一个地区农户人力资本水平越高，越会促进该地区农作物种植结构转型（即新技术下的新作物种植比例上升，传统粮食作物种植比例下降）。因此，提高农户人力资本水平，可以促进该地区农产品供给结构升级。

推论 2：一个地区人力资本与农业新技术的适配性越强，越能促进该地区农作物种植结构转型、促进农产品供给结构升级。反之，如果人力资本与技术进步的适配性较低，则不利于扩大新作物的种植比例，阻碍农产品供给结构升级。

根据上述两点推论，在参考 Kose et al. (2009)、Bustos et al. (2016) 建模思路的基础上，本文为检验理论模型分析的结论，构建如下计量分析模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln HC_{it} + \beta_2 \ln HC_{it} \times \ln TP_{it} + \beta_3 \ln TP_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7) 中， i 表示省份， t 表示年份。在现实中，传统生产方式多以种植粮食作物为主，而新技术下能够显著提高农户收益的生产方式多以种植经济作物为主，因而本文采用经济作物作为新技术下新

作物的代表。被解释变量 Y_{it} 是指种植粮食作物和经济作物的种植比例。 $\ln HC_{it}$ 表示农村人力资本。 $\ln TP$ 表示各省份的农业技术进步。本文以人力资本与技术进步的交互项 $\ln HC \times \ln TP$ 表示人力资本与技术进步的适配性。(7)式中,当包括 $\ln HC$ 在内的其他变量都保持不变时,提高 $\ln TP$ 则意味着新技术与原有人力资本之间的适配性减弱,此时该交互项的系数 β_2 刻画了适配性减弱对被解释变量所产生的影响。

X_{it} 为一组影响种植结构的控制变量,包括农村人口老龄化、农村从业人员女性化、非农就业比例、种植传统(粮食作物上期产量、经济作物上期产量)、经济作物与粮食作物的比较收益、财政支农、人均农业机械总动力、农作物受灾率、有效灌溉比例和农村居民人均纯收入。农业种植结构是要素禀赋、技术进步、经济效益、政策环境等多种因素相互作用的结果(Feng et al., 2005)。劳动力作为农业生产的重要要素,其数量结构和质量结构必然会对农业种植结构产生影响(杨进等, 2016; 钟甫宁等, 2016)。为此,本文采用农村人口老龄化、农村从业人员女性化、非农就业比例以控制劳动力要素可能产生的影响。受路径依赖的影响,农民的种植习惯往往会影响下期的种植决策(宋雨河、武拉平, 2017)。而较低的种粮比较效益会促使种植结构由粮食作物向经济作物转变(钟甫宁等, 2016; 王善高、田旭, 2018)。为此,本文控制了种植经济作物与粮食作物的比较收益两个变量。农业机械化程度的不断加深可以更大程度地节约劳动力,加速农业结构的变动(Bustos et al., 2016)。此外,政府的财政支农补贴(王善高、田旭, 2018)、水利灌溉条件、耕地条件、气候条件等禀赋(陆文聪等, 2008; 郑旭媛、徐志刚, 2016)以及农户的收入水平(刘蔚、孙蓉, 2016)也会诱发农业种植决策的演变。为此,本文在控制变量的设置中还加入了人均农业机械总动力、财政支农、农作物受灾率、有效灌溉比例和农村居民人均纯收入。

μ_i 为不随时间变化的省级固定效应,以控制各省份的自然禀赋和文化传统等因素对估计结果产生的偏误。 λ_t 为不随个体变化的时间固定效应。 ε_{it} 为残差项。 β_1 和 β_2 是本文重点关注的参数。

(二) 变量说明与数据来源

1.被解释变量:粮食作物种植比例和经济作物种植比例。其中,粮食作物种植比例采用稻谷和小麦的种植比例之和表示^①,经济作物种植比例采用蔬菜和水果的种植比例之和表示^②。稻谷、小麦、蔬菜的种植比例采用各自的播种面积占农作物总播种面积的比例表示,水果的种植比例采用水果播种面

^①在国内农业生产中,玉米生产比较特殊。农户关于是否种植玉米、种植多少玉米的决策,除了受人力资本与技术进步等因素的影响之外,更多地是受政策(玉米临时储备政策)的影响。如果把玉米列入其中一起考虑,就会稀释甚至掩盖人力资本与技术进步在种植决策中的影响。为了使研究结论更纯粹,本文只选取稻谷和小麦这两种传统农作物进行研究。

^②本文只选取蔬菜和水果来代表经济作物,是基于如下考虑。首先,在所有经济作物中蔬菜和水果的种植比例较大,而其他经济作物播种比例较小且种植区域分布相对不平衡(比如麻类作物播种比例最小,糖类作物播种比例不仅小且主要在广西种植,棉花作物主要在新疆种植)。其次,蔬菜和水果的经济效益相比其他经济作物较高,为高附加值经济作物,而其他经济作物(比如棉花、油料等)的经济效益不仅较低,且在不断下降。最后,蔬菜和水果的生产受地域性影响较小。

积占水果播种面积和农作物总播种面积之和的比例表示^①。以上数据来源于 1997~2017 年《中国统计年鉴》^②。

2. 关键解释变量。(1) 人力资本, 用农村劳动力受教育年限的对数^③表示。限于数据的可得性, 本文采用教育法计算农村人力资本, 即通过各类别受教育程度的劳动力比例乘以相应的受教育年限得到农村人力资本, 其中文盲半文盲、小学、初中、高中、中专和大专及以上学历六种类别的受教育年限分别为 1、6、9、12、12、15.5。1997~2012 年的数据来源于《中国农村统计年鉴》^④中的各地区农村居民家庭劳动力文化状况, 2013~2017 年的数据源于《中国人口和就业统计年鉴》^⑤中的乡村劳动力受教育程度数据。

(2) 人力资本与技术进步的适配性, 采用人力资本与技术进步的交互项表示。其中, 技术进步采用农业技术进步指数的对数形式表示。考虑到农业技术进步指数是以上年为 100 的环比指数, 为方便分析与比较, 本文将其转化为以 1997 年为 100 的累积技术进步指数。

本文采用 DEA-Malmquist 指数方法测算各省份农业技术进步指数。该方法无须设定生产函数形式, 能够使用投入产出不同量纲数据对全要素生产率增长进行因素分解, 从而得到技术进步指数。在规模报酬不变的情况下, Malmquist 指数测度了在 t 时期的技术条件下, t 到 $t+1$ 的经济效率变化, 公式可以表示为:

$$M_{o,t+1}(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \underbrace{\left(\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \right)}_{TEC_o^{t+1}} \times \underbrace{\left[\left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}}_{TP_o^{t+1}} \quad (8)$$

(8) 式中, $M_{o,t+1}(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1})$ 表示全要素生产率增长的 Malmquist 指数, 在规模报酬不变情况下, Malmquist 指数可以分解为两部分: 技术效率指数和技术进步指数 (参见 Färe et al., 1997)。技术进步指数测度的是生产前沿面从 t 到 $t+1$ 时期的移动。当技术进步指数值等于 1 时, 表明从 t 到 $t+1$ 时期没有技术进步; 当技术进步指数值大于 1, 表明从 t 到 $t+1$ 时期出现了技术进步; 当技术进步指数值小于 1, 表明从 t 到 $t+1$ 时期出现了技术退步。

^① 《中国统计年鉴》中, 农作物总播种面积主要包括粮食作物、油料作物、棉花、麻类、糖料、烟叶、蔬菜和瓜类、药材及其他农作物共九大类作物的面积, 不包括果园和茶园面积。因此, 本文中的水果种植比例表示为: 水果种植面积/(水果种植面积+农作物总播种面积)。

^② 参见国家统计局 (编): 《中国统计年鉴》(1997~2017 年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

^③ 取对数可以降低异方差性, 减弱数据的共线性, 并且不改变数据的性质和相关关系。

^④ 参见国家统计局农村社会经济调查司 (编): 《中国农村统计年鉴》(1997~2012 年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

^⑤ 参见国家统计局人口和就业统计司 (编): 《中国人口和就业统计年鉴》(2013~2017 年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

依据 DEA-Malmquist 指数方法计算农业技术进步指数需要厘清农业产出—投入指标。本文所用的产出—投入数据包括一种产出（农林牧渔总产值）和三种投入（劳动力、土地、资本）。农业产出变量为农林牧渔业总产值^①（亿元），采用农林牧渔业指数（1997=100）对其进行平减处理，将各省份的农林牧渔业总产值转化为以 1997 年不变价格的数值。

农业投入变量，包括劳动力、土地和资本。本文以第一产业从业人员（万人）来表示劳动力投入，1997~2012 年数据来源于国家统计局^②，2013~2017 年各省份缺失数据采用线性插补法予以补齐。本文以农作物播种面积（千公顷）来表示土地，数据来源于 1997~2017 年《中国统计年鉴》。本文采用戈登史密斯（Goldsmith）于 1951 年开创的永续盘存法（PIM）来衡量资本，该方法是目前运用最为广泛的测算资本存量的方法，计算公式为：

$$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t = K_{t-1} + I_t - \delta K_{t-1} = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (9)$$

(9) 式中， K_t 和 K_{t-1} 分别为当期和上期的农业净资本存量。 I_t 为当期投资，根据张军等（2004）的观点，固定资本形成总额是衡量当期投资的合理指标。因此，本文采用农业固定资本形成总额来衡量农业固定资产投资（参见李谷成等，2014），并通过农业固定资产投资占全社会固定资产投资的比重作为权重乘以全社会固定资本形成总额进行测算，同时采用各省份农业生产资料价格指数（1997=100）对农业固定资本形成总额进行平减。上述测算农业固定资产投资所使用的数据主要来源于国家统计局分省年度数据^③和《中国统计年鉴》^④，缺失数据采用线性插补法补齐。 D_t 为当期固定资本折旧，其中 1997~2004 年的固定资本折旧数据源于《中国国内生产总值核算历史资料》^⑤，缺失的 2005~2017 年数据本文采用 5.42% 的折旧率 δ 补齐（参见吴方卫，1999；李谷成等，2014）。初始资本存量 K_0 采用稳态估计法测算（参见 Derbyshire et al., 2013），测算公式为： $K_0 = I_0 / (g + \delta)$ 。其中， I_0 为初始农业固定资本形成总额； g 为投资的长期增长率，本文采用 1997~2017 年农业增加值的几何平均增长率来度量；农业资本折旧率 δ 仍采用 5.42% 来测算（李谷成等，2014）。

本文利用 1997~2017 年 24 个省份^⑥的农业投入—产出数据，基于 DEAP2.1 软件进行 Malmquist

^①由于现有投入中第一产业就业人数和农作物播种面积等属于广义农业口径，考虑到与农业投入统计口径保持一致，因而本文的产出变量采用广义农业总产值。Coelli and Rao（2010）也采用了广义农业总产值，表明这一变量在 DEA 框架中是合适的。

^②资料来源：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^③资料来源：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^④参见国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1997~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑤参见国家统计局国民经济核算司（编）：《中国国内生产总值核算历史资料》（1997~2004 年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑥为了保证文章结论更具普遍性和一般性，本文剔除了粮食作物或经济作物种植面积较小的 7 个省份，具体包括：北京、天津、上海、海南、青海、宁夏、西藏。最终，本文选取了 24 个省份作为研究样本。

指数测算,通过 Malmquist 指数分解,进而得到中国农业技术进步指数。

3.控制变量集 X_{it} 。控制变量集包含以下变量:(1)农村人口老龄化,采用农村老龄人口负担比衡量,即农村 65 岁及以上人口总数与 15~64 岁人口总数的比例,数据来源于历年《中国人口和就业统计年鉴》。

(2)农村从业人员女性化,由于相关统计数据缺乏农业劳动力中女性劳动力的数量或比重,因此,本文采用国家统计局分省年度数据^①中的乡村女性从业人员与乡村从业人员之比表示。由于部分年份数据缺失,本文采用线性插补法补齐。

(3)非农就业比例,采用国家统计局分省年度数据中乡村从业人员与农林牧渔业从业人员的差值与乡村从业人员之比表示。由于部分年份数据缺失,本文采用线性插补法补齐。

(4)种植传统,采用各省份粮食作物上期产量和经济作物上期产量的对数表示,数据来源于国家统计局^②。

(5)经济作物与粮食作物的比较收益,采用各省份当期经济作物的成本利润率和粮食作物的成本利润率之差表示,数据来源于历年《全国农产品成本收益资料汇编》^③。

(6)财政支农,采用各省份财政支农支出对数表示,数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(7)人均农业机械总动力,采用各省份农业机械总动力与第一产业从业人员之比的对数表示,数据来源于国家统计局^④和中国经济社会大数据研究平台^⑤。

(8)农作物受灾率,采用各省份农作物受灾面积与农作物总播种面积之比表示。数据来源于中国经济社会大数据研究平台和历年《中国农村统计年鉴》。

(9)有效灌溉比例,采用国家统计局分省份年度数据中有效灌溉面积与耕地面积之比表示。

(10)农村居民人均纯收入,采用对数形式表示,数据来源于历年《中国农村统计年鉴》。

表 1 各变量的描述性统计结果

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
粮食作物的种植比例	0.331	0.132	0.067	0.624	504
经济作物的种植比例	0.190	0.109	0.016	0.519	504
人力资本	2.070	0.075	1.801	2.204	504
技术进步	-0.141	0.601	-1.024	1.738	504
人力资本与技术进步的适配性	-0.283	1.243	-2.025	3.577	504
农村人口老龄化	0.136	0.043	0.018	0.326	504

^①资料来源: <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^②资料来源: <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^③参见国家发展和改革委员会价格司(编):《全国农产品成本收益资料汇编》(1997~2017年,历年),北京:中国统计出版社。

^④资料来源: <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^⑤资料来源: <http://data.cnki.net/>。

(续表 1)

农村从业人员女性化	0.461	0.014	0.416	0.487	504
非农就业比例	0.400	0.150	0.096	0.859	504
粮食作物上期产量	6.836	0.798	4.820	8.302	500
经济作物上期产量	7.725	0.737	6.075	9.517	503
经济作物与粮食作物的比较收益	0.684	0.572	-0.852	5.119	504
财政支农	4.728	1.334	1.975	6.931	504
人均农业机械总动力	0.873	0.798	-1.113	10.821	504
农作物受灾率	0.262	0.154	0.012	0.782	504
有效灌溉比例	0.553	0.325	0.174	5.948	504
农村居民人均纯收入	8.370	0.714	6.780	10.125	503

注：因个别变量存在缺失值，故其样本量不足 504。

五、实证分析

(一) 固定效应模型回归结果分析

1. 人力资本及其与技术进步的适配性对粮食作物种植比例的影响分析。本文基于(7)式，采用双向固定效应模型估计人力资本及其与技术进步的适配性对粮食作物种植比例的影响，估计结果如表 2 所示。

从表 2 列(1)~(5)的结果来看，不论是否加入控制变量或是加入多少控制变量，人力资本的显著性没有发生变化，只是系数发生了细微变化，可见回归结果比较稳健。具体来说，人力资本对粮食作物种植比例具有显著的负向影响。这表明，人力资本水平越高，粮食作物的种植比例越低，该结论支持了推论 1。从列(3)的结果可知，人力资本水平每增加 1%，粮食作物的种植比例则减少 0.264 个百分点。

列(4)、(5)是加入人力资本与技术进步适配性变量的估计结果，表明人力资本与技术进步的适配性减弱会对粮食作物的种植比例产生正向影响。这一实证结果支持了推论 2。

表 2 人力资本及其与技术进步的适配性对粮食作物种植比例影响的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
人力资本	-0.417*** (0.061)	-0.271*** (0.054)	-0.264*** (0.054)	-0.268*** (0.054)	-0.259*** (0.054)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	—	0.154*** (0.044)	0.171*** (0.044)
技术进步	—	—	0.008* (0.004)	—	0.010** (0.004)
农村人口老龄化	—	-0.161*** (0.062)	-0.161*** (0.062)	-0.172*** (0.061)	-0.173*** (0.061)
农村从业人员女性化	—	-0.676**	-1.019***	-0.798***	-1.274***

(续表 2)					
	—	(0.273)	(0.334)	(0.272)	(0.335)
非农就业比例	—	0.064	0.054	0.067	0.054
	—	(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.041)
粮食作物上期产量	—	0.126***	0.122***	0.127***	0.121***
	—	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
经济作物与粮食作物 的比较收益	—	-0.004	-0.003	-0.003	-0.003
	—	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
财政支农	—	0.006	0.005	0.004	0.002
	—	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
人均农业机械总动力	—	0.016***	0.016***	0.016***	0.016***
	—	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
农作物受灾率	—	-0.005	-0.005	-0.007	-0.007
	—	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.009)
有效灌溉比例	—	0.001	0.001	-0.001	-0.002
	—	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
农村居民人均纯收入	—	-0.100***	-0.095***	-0.087***	-0.079***
	—	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
常数项	1.224***	1.077***	1.222***	1.038***	1.229***
	(0.123)	(0.222)	(0.236)	(0.219)	(0.232)
样本量	504	500	500	500	500
调整后的 R ²	0.347	0.638	0.640	0.647	0.651

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

2.人力资本及其与技术进步的适配性对经济作物种植比例的影响分析。同样地，本文基于（7）式，采用双向固定效应模型报告了人力资本及其与技术进步的适配性对经济作物种植比例的估计结果（见表 3）。表 3 列（1）～（5）的估计结果显示，人力资本对经济作物种植比例具有显著的正向影响，并且正向影响是稳健的。这表明，人力资本水平越高，经济作物的种植比例也越高。从列（3）的估计结果可知，人力资本水平每增加 1%，则经济作物的种植比例会增加 0.269 个百分点，该实证结果支持了推论 1。

列（4）、（5）是加入人力资本与技术进步适配性变量的估计结果，适配性变量的系数和显著性表明，人力资本与技术进步的适配性减弱会对被解释变量产生负向影响，即减少经济作物的种植比例。这一实证结果支持了推论 2。

此外，从表 3 列（1）～（5）的估计结果可知，不论是否加入控制变量还是加入多少控制变量，对于经济作物种植比例而言，人力资本变量均有显著的正向影响，人力资本与技术进步的适配性系数均有显著的负向影响，这说明了回归结果的稳健性。

表3 人力资本及其与技术进步的适配性对经济作物种植比例影响的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
人力资本	0.516*** (0.057)	0.314*** (0.057)	0.269*** (0.056)	0.308*** (0.057)	0.267*** (0.056)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	—	-0.117*** (0.045)	-0.082* (0.045)
技术进步	—	—	-0.022*** (0.004)	—	-0.021*** (0.004)
农村人口老龄化	—	0.021 (0.063)	0.003 (0.062)	0.010 (0.063)	-0.003 (0.062)
农村从业人员女性化	—	0.037 (0.284)	1.040*** (0.332)	-0.051 (0.285)	0.925*** (0.338)
非农就业比例	—	0.456*** (0.045)	0.475*** (0.044)	0.460*** (0.045)	0.477*** (0.044)
经济作物上期产量	—	0.085*** (0.008)	0.086*** (0.007)	0.087*** (0.008)	0.087*** (0.007)
经济作物与粮食作物的比较收益	—	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)
财政支农	—	-0.032*** (0.008)	-0.026*** (0.007)	-0.034*** (0.008)	-0.028*** (0.008)
人均农业机械总动力	—	-0.006** (0.003)	-0.007*** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.007*** (0.002)
农作物受灾率	—	0.011 (0.010)	0.009 (0.010)	0.009 (0.010)	0.009 (0.010)
有效灌溉比例	—	0.001 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
农村居民人均纯收入	—	-0.057** (0.023)	-0.068*** (0.022)	-0.049** (0.023)	-0.061*** (0.022)
常数项	-0.906*** (0.114)	-0.735*** (0.218)	-1.058*** (0.220)	-0.753*** (0.217)	-1.054*** (0.219)
样本量	504	502	502	502	502
调整后的 R ²	0.549	0.695	0.713	0.699	0.715

注：①括号内数值为稳健标准误；② ***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

（二）内生性检验

表2、表3的回归结果表明，虽然尽可能地控制了相关变量，并控制了时间固定效应和省级固定效应，但有可能存在反向因果关系或遗漏变量所产生的内生性问题，导致估计系数有偏。例如解释变量人力资本与被解释变量农作物种植比例之间可能存在反向因果关系。人力资本水平越高，农户可选择的生产方式越多样，行为选择的空間越大，越有可能性调整农作物种植比例。同时，农户越是调整种

植比例，生产过程中越会不断提高自身人力资本水平以满足不断提高的生产要求。为此，本文尝试运用工具变量进一步减弱可能存在的内生性问题。一个有效的工具变量必须满足外生性和相关性两个条件，外生性是指工具变量与随机扰动项不相关，相关性是指工具变量与内生变量相关。也就是说，寻找工具变量就是寻找一个外生的、通过且仅通过内生变量（人力资本）而影响被解释变量（农作物种植比例）的变量。

本文采用传统方法，以内生变量的滞后项和中国各省份国家财政性教育经费作为各省份人力资本的工具变量。选择国家财政性教育经费作为工具变量的原因是，国家财政性教育经费会在一定程度上影响各省份农民的受教育水平，从而间接影响农作物种植比例。另外，国家财政性教育经费是指中央、地方各级财政或上级主管部门在本年度内安排并划拨到各级各类的学校、教育行政单位、教育事业单位并列入国家预算支出科目的教育经费，不受一个地区种植某种农作物的比例及其相关因素的影响，具备外生性的特点。

为检验解释变量人力资本是否存在内生性，本文进行Hausman检验，检验结果显著拒绝了原假设。为进一步验证工具变量的合理性和有效性，本文进行过度识别检验，检验结果接受“所有工具变量均为外生”的原假设，验证了工具变量的外生性；采用第一阶段F统计值进行弱工具变量检验，检验结果均表明拒绝弱工具变量的假设；此外，不可识别检验结果拒绝了不可识别的原假设。检验结果和基于工具变量的回归结果如表4所示。

表 4 人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构影响的实证结果（IV，FE）

	粮食作物				经济作物			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
人力资本	-0.328*** (0.080)	-0.314*** (0.080)	-0.327*** (0.078)	-0.309*** (0.077)	0.399*** (0.100)	0.325*** (0.099)	0.394*** (0.102)	0.325*** (0.100)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	0.146*** (0.038)	0.168*** (0.037)	—	—	-0.082** (0.038)	-0.050 (0.037)
技术进步	—	0.012** (0.005)	—	0.014*** (0.005)	—	-0.023*** (0.005)	—	-0.022*** (0.005)
农村人口老龄化	-0.206*** (0.074)	-0.203*** (0.073)	-0.215*** (0.073)	-0.213*** (0.071)	0.028 (0.086)	-0.002 (0.085)	0.021 (0.086)	-0.006 (0.085)
农村从业人员女性化	-0.635** (0.288)	-1.188*** (0.347)	-0.767*** (0.287)	-1.460*** (0.359)	0.200 (0.501)	1.271** (0.543)	0.123 (0.508)	1.191** (0.559)
非农就业比例	0.094* (0.053)	0.077 (0.053)	0.093* (0.052)	0.072 (0.052)	0.438*** (0.074)	0.461*** (0.073)	0.438*** (0.074)	0.460*** (0.073)
粮食作物上期产量	0.127*** (0.011)	0.120*** (0.011)	0.127*** (0.010)	0.119*** (0.011)	—	—	—	—
经济作物上期产量	—	—	—	—	0.081*** (0.008)	0.082*** (0.008)	0.081*** (0.008)	0.082*** (0.008)

(续表 4)

经济作物与粮食作物的比较收益	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
财政支农	0.011 (0.008)	0.009 (0.008)	0.009 (0.008)	0.006 (0.008)	-0.031*** (0.007)	-0.024*** (0.007)	-0.033*** (0.007)	-0.025*** (0.007)
人均农业机械总动力	0.015*** (0.001)	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.001)	0.016*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
农作物受灾率	-0.004 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.006 (0.010)	0.001 (0.009)	0.001 (0.009)	0.001 (0.009)	0.001 (0.009)
有效灌溉比例	0.006 (0.016)	0.000 (0.016)	0.007 (0.015)	-0.000 (0.015)	-0.050*** (0.015)	-0.037*** (0.014)	-0.050*** (0.015)	-0.037*** (0.014)
农村居民人均纯收入	-0.111*** (0.023)	-0.102*** (0.022)	-0.095*** (0.023)	-0.083*** (0.022)	-0.066*** (0.025)	-0.074*** (0.024)	-0.057*** (0.025)	-0.068*** (0.025)
样本量	477	477	477	477	479	479	479	479
调整后的 R ²	0.606	0.612	0.614	0.623	0.687	0.711	0.689	0.711
Hausman 检验	25.26***	31.02***	24.47**	30.26***	55.09***	58.44***	53.75***	57.59***
不可识别检验	98.536***	96.465***	99.280***	97.093***	84.271***	85.420***	83.923***	85.839***
第一阶段 F 值	126.492	125.562	84.547	85.201	114.639	110.805	72.564	72.710
过度识别检验	0.206	1.465	0.131	1.606	3.822*	0.000	3.499*	0.001

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

表 4 表明，所有关键变量的系数符号和统计显著性都与固定效应模型的回归结果相一致，从而进一步支持了理论模型的两个基本结论及其推论。此外，从工具变量回归结果可看出，各回归方程的关键解释变量的系数绝对值比固定效应模型（见表 2、表 3）的要大，这符合工具变量法回归结果的惯例。

（三）约束机制分析

中国地形复杂多样，北方地区以平原为主，而南方地区以丘陵山区为主。最直观的是，平原地区适宜机械作业，农业机械对劳动的替代性较强，而丘陵山区农业机械对劳动的替代性较弱。由于粮食作物和经济作物生产的机械化水平不同，对人力资本的要求也有所不同。因而，不同地形约束也会造成农作物种植结构上的差异，进而会影响人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植产生的结构效应。为了考察地形（ DX ）是否会约束农作物种植结构的调整，本文根据地理空间数据云提供的 DEM 高程数据^①，结合 ArcGIS 软件测算出样本省份的耕地平均坡度，将坡度小于或等于 2° 的省份设为平原地区（ $DX=1$ ），将坡度大于 2° 的省份设为丘陵山区（ $DX=0$ ），实证结果如表 5 所示。表 5 列（1）～（3）报告了地形约束对粮食作物种植比例的影响，列（4）～（6）报告了地形约束对经济作物种植比例的影响。

^①资料来源：<http://www.gscloud.cn/sources/?cdataid=302&pdataid=10>。

首先，列（1）显示，在丘陵山区，人力资本对粮食作物种植比例有显著的负向影响（-0.328）。人力资本与地形的交互项的系数为正（0.105），并且在 5% 的水平上显著，这表明，相对于丘陵山区，平原地区的人力资本水平每增加 1%，对粮食作物种植比例的负向影响减少 0.105 个百分点。而丘陵山区的人力资本水平每增加 1%，粮食作物种植比例减少 0.328 个百分点，可见平原地区人力资本对粮食作物种植比例的影响为负（ $-0.328+0.105\times 1=-0.223$ ）。表 5 列（4）显示了人力资本对经济作物种植比例的影响，在丘陵山区，人力资本对经济作物种植比例有显著的正向影响（0.340）。人力资本与地形的交互项的系数显著为负（-0.160），这表明，相对于丘陵山区，平原地区的人力资本水平每增加 1%，对经济作物种植比例的正向影响减少 0.160 个百分点。而丘陵山区的人力资本水平每增加 1%，经济作物种植比例增加 0.340 个百分点，可见平原地区人力资本对经济作物种植比例的影响为正（ $0.340-0.160\times 1=0.180$ ）。上述结果表明，人力资本对农作物种植比例影响的大小与地形密切相关，在平原地区，人力资本对粮食种植的负向作用会被削弱，对经济作物种植比例的正向作用会被削弱。

其次，列（2）显示，人力资本、技术进步与地形三者的交互项显著且系数为正（0.475）。这表明，相对于丘陵山区，平原地区人力资本与技术进步的适配性越弱，该地区的农户越倾向于提高粮食作物种植比例。表 5 列（5）中，人力资本、技术进步与地形三者的交互项显著且系数为负（-0.218）。这表明，相对于丘陵山区，在平原地区，人力资本与技术进步的适配性越弱，对经济作物种植比例的正向作用越会被削弱。

地形约束机制分析的结果与前文的基准回归结果和工具变量回归结果基本一致，进一步支持了前文分析的基本结论及其推论。

表 5 地形约束对农作物种植结构的影响

	粮食作物			经济作物		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人力资本	-0.328*** (0.080)	-0.279*** (0.074)	-0.305*** (0.076)	0.340*** (0.102)	0.315*** (0.098)	0.331*** (0.102)
人力资本与技术进步的适配性	—	0.371*** (0.052)	0.379*** (0.052)	—	0.043 (0.053)	0.049 (0.056)
人力资本与地形的交互项	0.105** (0.053)	—	0.154** (0.068)	-0.160*** (0.060)	—	-0.122 (0.081)
人力资本、技术进步与地形的交互项	—	0.475*** (0.075)	0.362*** (0.087)	—	-0.218** (0.086)	-0.128 (0.095)
技术进步	0.012** (0.005)	0.012** (0.005)	0.014*** (0.005)	-0.024*** (0.004)	-0.021*** (0.005)	-0.023*** (0.005)
农村人口老龄化	-0.196*** (0.073)	-0.198*** (0.070)	-0.194*** (0.070)	-0.014 (0.084)	-0.010 (0.085)	-0.014 (0.084)
农村从业人员女性化	-1.179*** (0.344)	-1.374*** (0.350)	-1.473*** (0.351)	1.275** (0.532)	1.156** (0.560)	1.245** (0.553)
非农就业比例	0.071	0.077	0.066	0.473***	0.457***	0.469***

(续表 5)

	(0.053)	(0.050)	(0.050)	(0.073)	(0.073)	(0.075)
粮食作物上期产量	0.121*** (0.011)	0.121*** (0.011)	0.122*** (0.011)	— —	— —	— —
经济作物上期产量	— —	— —	— —	0.084*** (0.007)	0.082*** (0.007)	0.083*** (0.007)
经济作物与粮食作物的比较收益	-0.003 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
财政支农	0.009 (0.008)	0.006 (0.008)	0.004 (0.008)	-0.024*** (0.007)	-0.025*** (0.007)	-0.024*** (0.007)
人均农业机械总动力	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
农作物受灾率	-0.003 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.000 (0.009)	-0.000 (0.009)	-0.001 (0.009)
有效灌溉比例	-0.003 (0.016)	-0.010 (0.015)	-0.013 (0.015)	-0.032** (0.014)	-0.032** (0.014)	-0.030** (0.014)
农村居民人均纯收入	-0.110*** (0.023)	-0.084*** (0.021)	-0.088*** (0.021)	-0.064** (0.025)	-0.068*** (0.025)	-0.066*** (0.025)
样本量	477	477	477	479	479	479
调整后的 R ²	0.613	0.642	0.644	0.715	0.714	0.715
Hausman检验	38.16***	96.08***	49.37***	68.40***	86.69***	68.16***
不可识别检验	91.202***	97.685***	89.960***	83.261***	88.070***	83.385***
第一阶段F值	123.607	87.703	81.746	109.312	72.758	68.218
过度识别检验	1.293	1.674	1.429	0.028	0.002	0.021

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

(四) 稳健性检验

在上文分析中，本文用面板固定效应模型、面板工具变量回归模型检验了人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构的影响。结果显示，关键解释变量的显著性和估计系数的符号是稳健的。为了进一步检验实证结果的稳健性，本文改变人力资本的衡量标准，以初中及以上受教育程度的农村劳动力占农村劳动力总数的比例作为人力资本的替代变量，进一步进行回归分析。表 6 的回归结果与上文基本一致。一方面，人力资本水平越高，粮食作物种植比例越低，经济作物种植比例越高。另一方面，人力资本与技术进步适配性越强，越会促进该农作物种植结构转型（即粮食作物比例下降、经济作物比例上升）；反之，则越会阻碍该农作物种植结构转型。

表 6 人力资本与技术进步对农作物种植结构影响的稳健性分析

	粮食作物				经济作物			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
人力资本	-0.110* (0.064)	-0.116* (0.066)	-0.106* (0.065)	-0.168** (0.073)	0.331*** (0.079)	0.329*** (0.073)	0.304*** (0.074)	0.322*** (0.081)
技术进步	—	0.014*** (0.005)	—	0.074*** (0.019)	—	—	-0.043*** (0.006)	-0.012 (0.030)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	0.017** (0.008)	-0.099*** (0.029)	—	-0.027*** (0.004)	—	-0.020 (0.019)
样本量	477	477	477	477	479	479	479	479
调整后的 R ²	0.594	0.602	0.598	0.613	0.682	0.711	0.712	0.711
Hausman 检验	26.26***	32.07***	33.62***	30.04***	55.68***	61.11***	60.55***	60.64***
不可识别检验	65.698***	65.715***	64.038***	59.748***	66.049***	66.096***	64.747***	57.715***
第一阶段F值	52.521	55.443	34.170	23.118	49.717	52.689	31.787	20.959
过度识别检验	0.140	0.228	0.052	0.275	6.602**	0.012	0.040	0.013

注：①人力资本为替代变量，采用初中及以上受教育程度的农村劳动力占农村劳动力总数的比例表示；②括号内的数值为稳健标准误；③***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；④交互项已去中心化；⑤控制变量、省级固定效应和年份固定效应的估计结果略。

六、结论

本文首先构建一个农作物种植选择模型，以分析农村人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植的微观机制；然后，使用现有的省级宏观面板数据，采用面板固定效应模型、面板工具变量法等多种计量方法，对理论模型结论及其推论进行实证检验，并对实证分析结果进行了较为详尽的内生性检验和稳健性检验。同时，考虑到中国幅员辽阔地形复杂可能会影响农业种植结构，本文还将样本地区分为平原地区和丘陵山区，检验了地形这一约束条件对农业种植结构的影响。

本文研究发现，农户的人力资本水平越高以及人力资本与技术进步的适配性越强，农户越有可能种植经济作物，越是有助于该地区农作物种植结构转型。其次，人力资本对农作物种植比例的影响程度受地形的制约。相对于丘陵山区而言，平原地区的人力资本对粮食作物种植比例的负向作用、对经济作物种植比例的正向作用会减弱。同时，人力资本与技术进步的适配性越强，对经济作物种植比例的正向作用越强，对粮食作物种植比例的正向作用越弱。

本文的结论强调农村人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构的影响，在农业劳动力年龄结构日趋老龄化、人力资本水平偏低的现实背景下，其政策涵义十分明确：为推进农业供给侧结构性改革，促进农业高质量发展，首先要增加农村人力资本投资，加快培育新型职业农民，提高农村人力资本水平；其次，在加快农业技术进步的同时，应特别重视对农民的新技术培训，切实加强农业技术服务，以增强人力资本与农业新技术的适配性，促进农作物种植结构转型和农产品供给结构升级。

参考文献

- 1.仇童伟、罗必良, 2018:《种植结构“趋粮化”的动因何在?——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》,《中国农村经济》第2期。
- 2.李飞跃、葛玉好、黄玖立, 2012:《技术技能结构、人力资本构成与中国地区经济差距》,《中国人口科学》第4期。
- 3.李谷成、范丽霞、冯中朝, 2014:《资本积累、制度变迁与农业增长——对1978~2011年中国农业增长与资本存量的实证估计》,《管理世界》第5期。
- 4.林毅夫, 2017:《新结构经济学的理论基础和发展方向》,《经济评论》第3期。
- 5.林毅夫、张鹏飞, 2006:《适宜技术、技术选择和发展中国家的经济增长》,《经济学(季刊)》第3期。
- 6.刘蔚、孙蓉, 2016:《农险财政补贴影响农户行为及种植结构的传导机制——基于保费补贴前后全国面板数据比较分析》,《保险研究》第7期。
- 7.陆文聪、梅燕、李元龙, 2008:《中国粮食生产的区域变化:人地关系、非农就业与劳动报酬的影响效应》,《中国人口科学》第3期。
- 8.罗必良、江雪萍、李尚蒲、仇童伟, 2018:《农地流转会导致种植结构“非粮化”吗》,《江海学刊》第2期。
- 9.钱龙、袁航、刘景景、洪名勇, 2018:《农地流转影响粮食种植结构分析》,《农业技术经济》第8期。
- 10.宋雨河、武拉平, 2017:《农户粮食种植决策影响因素研究——基于河北省农村固定观察点数据》,《中国农业资源与区划》第1期。
- 11.王善高、田旭, 2018:《农村劳动力老龄化对农业生产的影响研究——基于耕地地形的实证分析》,《农业技术经济》第4期。
- 12.王翌秋、陈玉珠, 2016:《劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据》,《农业经济问题》第2期。
- 13.吴方卫, 1999:《我国农业资本存量的估计》,《农业技术经济》第6期。
- 14.杨进、钟甫宁、陈志钢、彭超, 2016:《农村劳动力价格、人口结构变化对粮食种植结构的影响》,《管理世界》第1期。
- 15.杨志海, 2018:《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》,《中国农村观察》第4期。
- 16.张军、吴桂英、张吉鹏, 2004:《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》第10期。
- 17.赵丹丹、周宏, 2018:《农户分化背景下种植结构变动研究——来自全国31省农村固定观察点的证据》,《资源科学》第1期。
- 18.郑旭媛、徐志刚, 2016:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期。
- 19.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016:《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》,《中国农村经济》第7期。
- 20.祝华军、楼江、田志宏, 2018:《农业种植结构调整:政策响应、相对收益与农机服务——来自湖北省541户农民玉米种植面积调整的实证》,《农业技术经济》第1期。

- 21.Acemoglu, D., and F. Zilibotti, 2001, "Productivity Differences", *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2):563-606.
- 22.Acemoglu, D., and V. Guerrieri, 2008, "Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 116(3):467-498.
- 23.Alvarez-Cuadrado, F., N. V. Long, and M. Poschke, 2017, "Capital-labor Substitution, Structural Change, and Growth", *Theoretical Economics*, 12(3):8-9.
- 24.Brauw, A. D., 2010, "Seasonal Migration and Agricultural Production in Vietnam", *Journal of Development Studies*, 46(1):114-139.
- 25.Bustos, B. P., B. Caprettini, and J. Ponticelli, 2016, "Agricultural Productivity and Structural Transformation: Evidence from Brazil", *American Economic Review*, 106(6):1320-1365.
- 26.Cavatassi, R., L. Lipper, and P. Winters, 2012, "Sowing the Seeds of Social Relations: Social Capital and Agricultural Diversity in Hararghe Ethiopia", *Environment and Development Economics*, 17(5):547-578.
- 27.Coelli, T. J., and D. S. P. Rao, 2005, "Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000", *Agricultural Economics*, 32(s1): 115-134.
- 28.Damon, A. L., 2010, "Agricultural Land Use and Asset Accumulation in Migrant Households: The Case of El Salvador", *Journal of Development Studies*, 46(1):162-189.
- 29.Derbyshire, J., B. Gardiner, and S. Waights, 2013, "Estimating the Capital Stock for the NUTS2 Regions of the EU27", *Applied Economics*, 45(9): 1133-1149.
- 30.Färe, R., S. Grosskopf, and M. Norris, 1997, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Reply", *The American Economic Review*, 87(5): 1040-1044.
- 31.Feng, Z., Y. Yang, Y. Zhang, P. Zhang, and Y. Li, 2005, "Grain-for-green Policy and its Impacts on Grain Supply in West China", *Land Use Policy*, 22: 301-312.
- 32.Gonzalez-Velosa, C., 2011, *Essays on Migration and Agricultural Development*, Ph.D. dissertation, University of Maryland.
- 33.Herrendorf, B., R. Rogerson, and Á. Valentinyi, 2014, "Growth and Structural Transformation", *Handbook of Economic Growth*.
- 34.Ji, Y., X. Yu, and F. Zhong, 2012, "Machinery Investment Decision and Off-farm Employment in Rural China", *China Economic Review*, 23(1): 71-80.
- 35.Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie, 2001, "Beyond Balanced Growth", *Review of Economic Studies*, 68(4):869-882.
- 36.Kose, M. A., E. S. Prasad, and M. E. Terrones, 2009, "Does Financial Globalization Promote Risk Sharing?", *Journal of Development Economics*, 89(2):258-270.
- 37.Leukhina, O. M., and S. J. Turnovsky, 2016, "Population Size Effects in the Structural Development of England", *American Economic Journal Macroeconomics*, 8(3):195-229.
- 38.Li, L., C. Wang, E. Segarra, and Z. Nan, 2013, "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in Small Farming Systems in Northwest China", *China Agricultural Economic Review*, 5(1):5-23.

39.Miao, R., H. Feng, and D. A. Hennessy, 2011, "Land Use Consequences of Crop Insurance Subsidies", Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania, July 24~26.

40.Ngai, L. R., and C. A. Pissarides, 2007, "Structural Change in a Multisector Model of Growth", *American Economic Review*, 97(1):429-443.

41.Reyes-García, V., V. Vadez, N. Martí, T. Huanca, W. R. Leonard, and S. Tanner, 2008, "Ethnobotanical Knowledge and Crop Diversity in Swidden Fields: A Study in a Native Amazonian Society", *Human Ecology*, 36(4):569-580.

42.Zhang, L., S. Tan, C. Liu, and S. Wang, 2018, "Influence of Labor Transfer on Farmland Sustainable Development: A Regional Comparison of Plain and Hilly Areas", *Quality & Quantity*, 52(1):431-443.

(作者单位: ¹ 武汉大学经济发展研究中心;

² 武汉大学经济与管理学院)

(责任编辑: 何 欢)

How Do Human Capital and its Adaptability to Technological Progress Affect Agricultural Planting Structure?

Ye Chusheng Ma Yuting

Abstract: Based on the field investigation of farmers' crop planting decision-making in Guizhou and other regions, this article constructs a crop planting selection model to analyze the micro-mechanism of human capital and its adaptability to technological progress affecting crop planting structure, which provides a micro-foundation for the macro-level research on the change of agricultural planting structure. The study further uses various econometric models and analytical methods to test the inference of theoretical models based on Chinese provincial macro-panel data. It finds that the higher the level of farmers' human capital, the stronger the adaptability of human capital and technological progress, the more likely farmers are to grow cash crops, the more it is conducive to change crop planting structure in the region. Further analysis of terrain constraint mechanism shows that the influence of human capital and its adaptability to technological progress on crop planting structure is restricted by terrain. Compared with hilly and mountainous areas, in plain areas, the negative effect of human capital on the planting proportion of food crops and the positive effect on the proportion of cash crops are weakened. At the same time, the stronger the adaptability of human capital and technological progress, the stronger the positive effect on the proportion of cash crops, and the weaker the positive effect on the proportion of grain crops.

Key Words: Human Capital; Technological Progress; Planting Structure; Supply-side Structural Reform

盈余分配制度对合作社经营绩效影响的 实证分析：基于新制度经济学视角*

韩旭东 李德阳 王若男 郑风田

摘要：基于第二期全国新型农业经营主体发展指数调查中的 706 个合作社样本，本文从新制度经济学视角分析了盈余分配制度对合作社经营绩效的影响效果及作用机理。实证结果表明，二次返利具有明显的增收效应，以无盈余分配为参照，不同盈余分配方式都能够显著提升合作社经营绩效，公平且有效率的盈余分配方式的增收效应最明显。多种倾向得分匹配方法、Rosenbaum 边界估计和内生转换回归模型的稳健性检验均表明，二次返利对合作社经营绩效有显著的正向影响。影响机制检验表明，盈余分配制度通过激励相容机制促进了惠顾提升、风险分摊、产品市场深化，进而提升了合作社经营绩效。因而，完善制度建设、强化带动农户及推动生产经营创新对合作社发展至关重要。

关键词：产权 盈余分配 经营绩效 新制度经济学 激励相容 内生转换回归模型

中图分类号：F325 **文献标识码：**A

一、引言

一种提供适当的个人刺激的有效制度是促使经济增长的决定性因素(罗伯特·托马斯、道格拉斯·诺斯, 1989)。中国经济取得巨大成功的关键就在于通过一系列制度建设充分调动了人的积极性。新制度经济学引入中国的时间与改革发展同步, 为中国改革实践提供了重要理论指导(黄少安, 2017), 有力解释与推动了中国制度变迁(卢周来, 2009)。产权是新制度经济学的核心, 产权制度健全促进激励与约束功能发挥作用, 进而提升生产经营效率与促进经济发展。

农民专业合作社在促进小农户与现代农业有机衔接及推动农业产业化发展中具有不可或缺的作用。盈余分配制度是合作社制度的核心构件, 合作社“民办、民有、民受益”的组织特征以及盈余产生于社员与合作社之间的交易特性决定了盈余分配的所有者与受益者是全体社员。由此, 从新制度经

*本文研究得到国家自然科学基金重点项目“食品安全消费者行为与风险交流策略研究”(编号: 2016010092)、自然科学基金面上项目“中国乳制品行业‘公司+农户’最优合约边界的理论与实证研究”(编号: 71873179)和中国人民大学 2019 年度“拔尖创新人才培养资助计划”的资助。感谢审稿专家的中肯意见以及建设性建议, 文责自负。本文通讯作者: 郑风田。

济学视角来看，合作社盈余分配的本质是一种产权。产权具有激励约束功能，在合作社追求“公平与效率兼顾”这一组织目标的过程中，盈余分配制度通过激励相容机制促进集体与个体实现“双赢”。

基于新制度经济学视角，本文首先对合作社的组织特征和盈余来源进行分析，把盈余分配视作一种全体社员享有所有权与剩余索取权的产权，从产权基本功能出发分析其对合作社经营绩效的影响机理，并通过激励相容机制分析其发挥作用的具体路径。其次，本文使用全国范围内的合作社调查数据实证分析盈余分配制度对合作社经营绩效的影响，在内生性不可避免的情况下构造“反事实实验”进一步验证，对估计结果进行 Rosenbaum 边界估计检验，并进一步使用内生转换回归模型进行实证分析，以解决不可观测因素引起的估计偏误。最后，本文对盈余分配制度发挥作用的影响机制进行检验。

本文在已有研究的基础上尝试做出以下几点改进：一是从新制度经济学视角对合作社盈余分配这一制度的本质进行分析，对其发挥作用的机理和机制进行更为深入的理论探析；二是使用更具代表性的数据对盈余分配制度的影响效果和影响机制进行实证检验；三是在难以有效解决内生性的情况下使用倾向得分匹配、内生转换回归模型等多种实证方法对上述结果进行稳健性分析。

二、文献综述与研究假说

（一）盈余分配制度的新制度经济学视角分析

1.新制度经济学视角下的产权。科斯于 1937 年发表的《企业的性质》被看作是新制度经济学的奠基之作，在威廉姆森、阿尔钦、德姆塞茨、诺斯及张五常等学者的推动下，新制度经济学形成了包括交易费用理论、产权理论、企业理论及制度变迁理论在内的四大基本理论，分析范围已几乎扩展到所有社会科学领域。

新制度经济学用经济学理论分析制度的运作以及制度在经济运行中的作用（欧阳日辉、徐光东，2004）。产权是新制度经济学的核心内容与主要研究对象，新制度经济学家一般认为，产权是由物的存在及关于它们的使用所引起的人们相互之间认可的行为关系（科斯等，1994）。著名产权经济学家阿尔钦认为，产权是一个社会所强制实施的选择一种经济物品的使用的权利（参见安德鲁·肖特，2004）。所以，产权是一种社会关系，是一种权利，是一些社会制度。产权的实质是界定产权主体与非产权主体对产权客体的关系、权利和义务，不仅是人们对财产使用的一束权利，而且确定了人们的行为规范。

产权是包括多种权利在内的权利束，具有排他性、可分割性与可交易性的特征，也具有提供激励、约束机会主义行为以及减少外部性的作用。科斯第三定理指出，产权制度的供给是人们进行交易、优化资源配置的基础。通过独特的制度设计，使产权发挥作用进而促进经济发展，这是产权产生经济效益的根本途径。

2.对合作社盈余分配制度的分析。盈余分配制度是合作社产权结构和治理结构的折射与体现（王真，2016；郑丹，2011），也是合作社与公司的本质差异所在（米新丽，2008）。产权制度决定分配制度（冯开文，2006），中国合作社是“民办、民有、民受益”的经济组织，根据产权理论，合作社的所有权与收益权属于全体社员，且这种权益具有排他性。因而，从新制度经济学视角来看，合作社盈余分配的本质是一种产权，全体社员是产权主体，享有所有权和收益权。合作社社员所有的盈余分配制

度将剩余索取权分配给了每一位社员，为社员参与盈余分配提供了产权依据（孙亚范、余海鹏，2012）。盈余分配的现实必要性还在于提高社员凝聚力、保护弱小社员利益、鼓励社员关注合作社的可持续经营和形成利益共享、风险共担的机制等（任大鹏、于欣慧，2013）。而且，这也是合作社参评国家级示范社以及获得相关政策支持的必要条件（刘骏等，2018）。

至于合作社盈余分配的具体方式，自罗虚代尔原则建立以来，二次返利成为合作社的一个经典原则，即社员除了在产品交易时获得部分利润（一次让利）外，还以交易量（额）为依据分得最终盈余。一次让利类似于市场交易，二次返利则是合作社对盈余的再分配（刘骏等，2018）。《中华人民共和国农民专业合作社法》（下文简称《农民专业合作社法》）规定，“盈余主要按照社员与农民专业合作社的交易量（额）比例返还，返还总额不得低于可分配盈余的百分之六十”。实际上，这种分配方式具有深厚的实践基础与现实意蕴，合作社的大部分盈余产生于社员与合作社之间的交易，“取之于社员、用之于社员”的利益分配制度证明了“合作社是人的结合，而不是资本的结合”（米新丽，2008）。当然，由于当前中国合作社制度建设尚不够完善，运行存在不规范行为，除二次返利之外还存在其他盈余分配方式，例如按股分红、平均分红及多种分配方式相结合等（郑丹，2011）。

（二）盈余分配制度对合作社经营绩效的影响分析

是否建立完善的盈余分配制度是合作社发展规范与否的重要评判标准。孙亚范（2011）对江苏 205 个合作社盈余分配情况的分析表明，有 77.1% 的合作社实施了盈余分配，但 67.1% 的合作社没有建立按惠顾额返还盈余为主的利益分配机制。郑丹（2011）分析了山东省青岛市和青海省海东市 237 家合作社的盈余分配后发现，有 38% 的合作社按股分红，有 16.9% 的合作社按照交易量（额）返还，还有 45.1% 的合作社按股分红与按交易量（额）返还相结合。相关研究普遍指出，中国合作社盈余分配存在明显异质性，分配方式很不规范，利益分配过度向资本倾斜，呈现明显的股份化、公司化特征，大部分收益被大户或精英俘获，小农户很难凭借业务惠顾获得明显的合作收益（梁剑峰、李静，2015）。究其原因，这些现象的产生与中国合作社“野蛮生长”密切相关。中国大多数合作社是由能人领办的，领办者与普通社员之间在资源禀赋、个人特质等方面存在明显异质性，对利益的诉求也有较大差别（韩旭东等，2019）。虽然《农民专业合作社法》做出了“资本报酬有限”的原则性规定（刘同山、孔祥智，2015），但资本的逐利特征必然使得资本报酬对二次返利的空间产生挤压（应瑞瑶等，2016），造成合作社盈余分配制度的不规范运行以及资本要素和劳动要素之间的利益分配冲突，甚至导致合作社“异化”与“不规范”发展（邓衡山、王文烂，2014；马彦丽，2013）。

二次返利在合作社盈余分配中未能充分应用的原因还在于其他利益分配方式的替代，常见的替代形式有三种：一次让利、按股分红和保底分红（李琳琳，2017）。普通农户加入合作社的主要目的在于风险规避与帕累托改进，合作社松散的联结方式很难对农户进行有效约束，但农户“用行动投票”（决定农产品是否卖给合作社）和“用脚投票”（决定是否退社）对合作社发展却有相当重要的影响（韩旭东等，2019）。因而，因地制宜选择其他利益分配方式是合作社和社员双方基于现实的理性选择，这几种利益分配方式对社员而言能够带来更直观的收益，也无需共担合作社可能面临的经营风险，合作社则得到了简化惠顾额返还的繁琐计算、稳定市场、吸引农户加入等好处（李琳琳，2017；刘同山、孔

祥智, 2015)。但显然, 这些利益分配方式替代二次返利本身隐藏着不少问题, 任大鹏、于欣慧 (2013) 分析指出, 一次让利替代二次返利是对生产者社员权益的剥夺, 且与合作社基本宗旨和目标相背离, 长期而言, 意味着合作社凝聚力丧失、经营成本增加, 还会加剧合作社公司化倾向并降低获得政策支持的可能。

在合作社盈余分配制度影响因素的相关研究中, 两种类型的研究颇具代表性。一是归纳演绎。例如, 冯开文 (2006) 通过对中国合作社分配制度变迁进行考察后, 将影响因素归纳为内部制约因素和外部影响因素: 内部制约因素包括合作社产权、治理机制与企业家治理方式; 外部影响因素包括法律、其他利益主体、经济发展水平、国外合作社等。二是实证分析。例如, 孙亚范 (2011) 指出, 社员异质性、股权结构、民主治理机制对合作社盈余分配机制具有重要影响。宋茂华 (2012) 指出, 合作社决策机制、领导者对合作社盈余的认知、社员经营特征对盈余分配方式具有较大影响。郑丹 (2011) 发现合作社产生背景以及社员对合作社性质的了解也会影响盈余分配方式。

科斯定理表明, 产权是市场的真谛, 明晰的产权是实现资源优化配置的必要条件, 产权通过发挥激励作用促进要素投入和扩大经营规模 (Cook, 1995), 进而对合作社经营绩效产生正向影响 (Chibanda et al., 2009)。已有众多研究证实盈余分配制度对合作社发展有显著的促进作用 (例如季晨等, 2017; 刘同山、孔祥智, 2015; 孙亚范、余海鹏, 2012; 汪艳涛等, 2014; 吴欢等, 2018)。孙艳华等 (2007) 指出, 利润返还是社员收入高于非社员的关键因素。周振、孔祥智 (2015) 以仁发合作社为案例, 从激励理论视角分析指出, 盈余分配中赋予资本、土地和劳动三种要素合理的剩余索取权能够激发要素所有者扩大要素投入和促进合作社增加产出。针对此, 本文提出以下核心研究假说:

H1: 盈余分配制度对合作社经营绩效具有促进作用, 即与无盈余分配制度的合作社相比, 有盈余分配制度的合作社其经营绩效更高。

(三) 盈余分配制度对合作社经营绩效的影响路径: 激励相容机制

新制度经济学关于人的行为有三个基本假定: 人是有限理性的; 人的行为动机是双重的; 人的行为具有机会主义特征。产权具有激励与约束功能, 一个社会的经济绩效最终取决于产权安排对个人行为所提供的激励。激励相容机制是一种可以使个人利益与集体利益一致的“双赢”制度设计。盈余分配制度提升了劳动力和产品在收益分配中的地位, 引导不同社员的行为方式以实现集体价值的最大化, 实现“公平与效率兼顾” (王图展, 2017)。激励相容机制的具体作用路径分析如下:

首先, 盈余分配制度通过激励相容机制鼓励社员提升惠顾。分配制度影响交易额, 进而影响盈余总量。二次返利有助于提升社员惠顾的积极性, 鼓励社员更多利用合作社、通过合作社购买和销售产品, 社员对合作社的利用程度和比例越高, 能够从合作社分享的盈余也就越多 (任大鹏、于欣慧, 2013)。同时, 社员按照对合作社的利用程度获取经济利益的制度不仅能够让社员真正感受到自己是合作社的一员, 而且提高了合作社对社员的凝聚力以及对非社员农户的吸引力, 有利于合作社在保持经营战略稳定的同时扩大经营规模、提升经营绩效。所以, 激励相容机制促进了合作社惠顾提升, 进而提升了合作社经营绩效。

其次, 盈余分配制度通过激励相容机制鼓励社员与合作社形成利益共享、风险共担的风险分摊机

制。二次返利将社员利益与合作社利益“捆绑”及其对要素契约的反向治理约束社员在生产和交易过程中的机会主义行为（吴欢等，2018），稳定合作社与社员的合作关系，激励社员关注合作社的可持续经营，加强对合作社经营和管理的监督（王真，2016）。这样也减轻了合作社负责人承担风险的压力，分摊了合作社经营风险（刘骏等，2018）。所以，激励相容机制有力推动了合作社与社员建立利益共享、风险共担的风险分摊机制，进而提升了合作社经营绩效。

最后，盈余分配制度通过激励相容机制推动合作社生产经营创新、深化产品市场。合作社经济功能强化是其社会功能发挥的基础，利益实现是其盈余分配的保证（韩旭东、郑风田，2020）。按惠顾额返还盈余这一制度也倒逼合作社经营创新，是合作社扩大市场份额、增强竞争能力的重要手段（国鲁来，2001）。二次返利能够显著提升社员履约率及农产品品质，进而促进合作社增收（吴欢等，2018）。所以，激励相容机制促进了合作社产品市场深化，进而提升了合作社经营绩效。

针对以上分析，本文提出盈余分配制度对合作社经营绩效的影响机制假说：

H2a：盈余分配制度通过惠顾提升效应提升了合作社经营绩效。

H2b：盈余分配制度通过风险分摊效应提升了合作社经营绩效。

H2c：盈余分配制度通过市场深化效应提升了合作社经营绩效。

三、数据来源、模型构建与变量选取

（一）数据来源

经济日报社作为项目负责方，中国人民大学负责项目方案设计，零点有数科技有限公司（下文简称“零点公司”）负责项目执行，于2016年5月~2017年3月联合开展了第一期全国新型农业经营主体发展指数调查。该调查采用了分层随机抽样与两阶段抽样的抽样设计：第一阶段，以全国各县域单位2014年第一产业增加值为依据进行分层随机抽样，从全国抽取150个县；第二阶段，从被调查县政府部门获得新型农业经营主体登记注册名单后，根据调查配额等距抽取具体的调查对象，调查数据由零点公司分布在全国各地的调查员入户调查获得。调查最终获得的总样本为5191个，包括1222个农民专业合作社样本、1343个家庭农场样本、2017个专业大户样本及609个农业产业化龙头企业样本。

为了对新型农业经营主体的发展进行动态分析，2017年11月~2018年3月上述三家机构开展了第二期全国新型农业经营主体发展指数调查，从已有的5191个样本中选择3000个样本进行追踪回访，并在新型农业经营主体所在地选择一定数量的普通农户进行调查，以形成与新型农业经营主体的对比。首先，根据第一期调查获得的5191个新型农业经营主体样本，第二期调查按照3000：5191的比例与各新型农业经营主体样本数相乘，对数据取整后确定各类经营主体的拟调查样本数。其次，按照第一期在某一地区调查的样本数占总样本数的比例确定该地区第二期的拟调查样本数。最后，根据上述两步计算的第二期各类经营主体各地区的拟调查样本数，从第一期调查到的样本中随机抽取样本，进行追踪回访。第二期调查最终获得706个农民专业合作社样本，本文所用数据来源于此。

具体来说，本文所用合作社样本来自全国23个省（市、区）。从主营产品的品类来看，样本中包括266家粮食类合作社、166家蔬菜类合作社、86家林木类合作社、222家养殖类合作社和110家其

他类型的合作社^①。从示范级别来看，国家级、省级、市级、区（县）级示范合作社分别有 6 家、24 家、31 家和 128 家，非示范合作社有 517 家。从合作社社员规模来看，社员数在 10 人及以下的小规模合作社有 385 家，占到总样本的一半以上，社员数在 11~50 人、51~100 人和 101~500 人的合作社分别有 173 家、47 家和 81 家，社员数在 500 人以上的大规模合作社有 20 家。按合作社资产规模划分，2017 年总资产低于 50 万元的小规模合作社有 164 家，总资产在 51 万~100 万元、101 万~500 万元和 501 万~1000 万元的合作社分别有 106 家、276 家和 74 家，总资产超过 1000 万元的大规模合作社有 86 家。总体来看，调查样本能够反映不同地区、不同经营品类、不同规模合作社的发展现状和经营绩效差异。

表 1 受访合作社基本特征

经营品类	频数	占比 (%)	示范级别	频数	占比 (%)
粮食类	266	34.43	国家级	6	8.85
蔬菜类	166	17.87	省级	24	3.40
林木类	86	7.54	市级	31	4.39
养殖类	222	28.20	区（县）级	128	18.13
其他类	110	11.97	非示范合作社	517	73.23
社员规模	频数	占比 (%)	资产规模	频数	占比 (%)
≤10 人	385	54.53	≤50 万元	164	23.23
11~50 人	173	24.50	51~100 万元	106	15.01
51~100 人	47	6.66	101~500 万元	276	39.09
101~500 人	81	11.47	501~1000 万元	74	10.48
>500 人	20	2.83	>1000 万元	86	12.18

（二）模型构建

1. 基础模型。本文从收入层面衡量合作社经营绩效，遂构建 OLS 模型验证盈余分配制度对合作社经营绩效的影响，模型表达式如下：

$$\ln income_i = \alpha_i + \beta_i Rebate_i + \sum \delta_i Z_i + \mu_i \quad (1)$$

（1）式中， $\ln income_i$ 表示合作社 i 的总收入（取对数）， $Rebate_i$ 表示该合作社是否实施了二次返利， Z_i 表示一系列控制变量， α 、 β 、 δ 为待估系数， μ 为随机扰动项。

2. 倾向得分匹配估计及 Rosenbaum 边界估计。制度的内生性问题往往导致无法区分制度的作用和产生这些制度的特定环境的作用，解决制度内生性问题的出路是进行反事实推理（亚当·普热沃斯基、晓健，2005）。因此，本文进一步构建“反事实实验”进行实证分析。二次返利的平均处理效应（average treatment effect on the treated, ATT）可表示为：

$$ATT = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left(\ln income_{1i} - \sum_{j \in c(i)} w_{ij} \times \ln income_{0i} \right) \quad (2)$$

^①调查样本中存在同一合作社主营产品类型超过一类的情况，因此按主营产品类型统计的各类合作社总数超过 706。

(2) 式中, T 代表实验组 (有二次返利的合作社), C 代表控制组 (无二次返利的合作社)。 w_{ij} 为权重, $w_{ij} = (N_i^c)^{-1}$ 。其中, N_i^c 表示与合作社 i 匹配成功且没有进行二次返利的合作社 j 的数量。 $\ln income_{1i}$ 表示进行二次返利的合作社经营绩效; $\ln income_{0i}$ 表示进行二次返利的合作社如果不进行二次返利时的经营绩效, 这是一种反事实假定, 将与其匹配后最为接近的控制组中的合作社的经营绩效进行替代。从稳健性角度, 本文将使用 k 近邻匹配、半径匹配、核匹配等不同方法进行交叉验证。

倾向得分匹配法对于解决可观测因素导致的样本选择偏差问题是有效的, 但难以克服无法观测的异质性带来的影响 (吴欢等, 2018)。为保证估计结果的稳健性, 本文使用 Rosenbaum 边界估计来检验不可观测因素对合作社经营绩效的影响 (参见 Rosenbaum, 2002)。假设合作社二次返利的概率为: $P_i(x_i, \mu_i) = P(D_i = 1 | X_i, \mu_i) = F(\beta X_i + \gamma \mu_i)$ 。其中, X_i 是可观测变量, μ_i 是不可观测变量, γ 是不可观测的异质性的影响。如果 $\gamma \mu_i = 0$, 则不存在不可观测的异质性或者不可观测的异质性没有影响。假设 $F(\cdot)$ 服从 Logit 分布, 对于匹配的两个合作社 i 和 j 来说, 其选择二次返利的几率比为:

$$\frac{P_i / (1 - P_i)}{P_j / (1 - P_j)} = \frac{P_i / (1 - P_j)}{P_j / (1 - P_i)} = \frac{\exp(\beta X_i + \gamma \mu_i)}{\exp(\beta X_j + \gamma \mu_j)} = \exp[\gamma(\mu_i - \mu_j)] = (e^\gamma)^{\mu_i - \mu_j} \quad (3)$$

Rosenbaum (2002) 证明, (3) 式给出的匹配合作社二次返利可能性比例的边界是 $[e^{-\gamma}, e^\gamma]$, e^γ 即衡量基于可观测的异质性匹配的合作社由于不可观测的异质性导致的二次返利差异偏离程度, 当 $\gamma = 1$ 时, 合作社是否选择二次返利的可能性是一致的。通过分析不同影响因子水平下 Rosenbaum 边界的显著性水平以及相应的置信区间, 即可判断不可观测异质性的存在是否会显著影响估计结果 (李云森, 2013)。

3. 内生转换回归模型。与倾向得分匹配模型相比, 内生转换回归 (endogenous switching regression, ESR) 模型在解决内生性问题以及综合考虑可观测因素和不可观测因素方面具有一定的优势, 可有效避免不可观测因素造成的“隐形偏差”。因此, 本文亦使用 Lokshin and Sajaia (2004) 提出的 ESR 模型实证分析盈余分配制度对合作社经营绩效的影响。ESR 模型同时估计以下 3 个方程。

行为方程表达式如下:

$$Rebate_i = \xi_i X_i + \mu_i \quad (4)$$

结果方程 1, 即实验组 (有二次返利的合作社) 的经营绩效方程, 表达式如下:

$$\ln income_{1i} = \eta_{1i} Z_i + v_{1i} \quad (5)$$

结果方程 2, 即控制组 (无二次返利的合作社) 的经营绩效方程, 表达式如下:

$$\ln income_{0i} = \eta_{0i} Z_i + v_{0i} \quad (6)$$

(4) 式中, X_i 表示一系列关键自变量, ξ_i 为待估系数, μ_i 为行为方程的误差项。(5) 式和 (6) 式中, $\ln income_{1i}$ 和 $\ln income_{0i}$ 表示有二次返利的合作社和无二次返利的合作社两个样本组的收入变量, Z_i 表示一系列控制变量, η_{0i} 和 η_{1i} 为待估系数, v_{0i} 和 v_{1i} 为结果方程的误差项。 X_i 中除了需要包括至少 1 个工具变量以便模型可识别外, 其余变量与 Z_i 中包含的变量一致。

ESR 模型估计结果给出了各种因素对有二次返利与无二次返利的合作社经营绩效的差别化影响, 可利用 ESR 模型的估计系数分别计算二次返利对实验组和控制组经营绩效的平均处理效应, 且此处的

平均处理效应控制了由可观测因素和不可观测因素引起的估计偏误。

实验组的平均处理效应（ATT）可由如下方程计算：

$$ATT = E(\ln income_{it} | Rebate_i = 1) - E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 1) \quad (7)$$

控制组的平均处理效应（average treatment effect on the untreated, ATU）可由如下方程计算：

$$ATU = E(\ln income_{it} | Rebate_i = 0) - E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 0) \quad (8)$$

（7）式中， $E(\ln income_{it} | Rebate_i = 1)$ 表示实验组样本合作社进行二次返利时预期的平均收入水平； $E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 1)$ ，表示实验组样本合作社不进行二次返利时预期的平均收入水平。

（8）式中， $E(\ln income_{it} | Rebate_i = 0)$ 表示控制组样本合作社进行二次返利时预期的平均收入水平； $E(\ln income_{0i} | Rebate_i = 0)$ 表示控制组样本合作社不进行二次返利时预期的平均收入水平。

4.影响机制验证。基于产权的激励与约束功能，盈余分配制度通过激励相容机制对合作社与社员行为产生影响，进而影响合作社经营绩效。借鉴中介效应检验模型，本文从惠顾提升、风险分摊、市场深化三个方面选取中间变量验证盈余分配制度对合作社经营绩效的影响机制，构建如下实证模型：

$$Inter_var_i = \beta_i Rebate_i + \sum \delta_i Z_i + \mu_i \quad (9)$$

$$\ln income_i = \alpha_i + \beta_i Rebate_i + \theta_i Inter_var_i + \sum \delta_i Z_i + \mu_i \quad (10)$$

（9）式中， $Inter_var_i$ 表示中间变量，该变量表征了二次返利对合作社经营绩效的惠顾提升效应、风险分摊效应和市场深化效应。如果（9）式中二次返利对中间变量具有显著的促进作用，（10）式中中间变量对合作社经营绩效同样具有显著的促进作用，且二次返利的系数与（1）式相比大幅下降或者该变量不再显著，则表明相应影响机制成立。

（三）变量选取

1.因变量。根据研究内容的侧重，经营绩效的衡量指标也不尽相同。一般而言，利润（率）能够表示经营效率，是衡量经营绩效的常见指标。合作社具有经济性与社会性双重属性，盈余分配的基础是收益去掉成本后的剩余，为了区别于营利性企业，该剩余一般不叫“利润”，而称为“盈余”（米新丽，2008）。二次返利占比、按交易量（额）返还占比等核心自变量是合作社盈余的函数，若再以盈余作为因变量，则自变量与因变量将高度相关。而且，合作社的目标是为社员提供最大化服务，并非盈余最大化（梁剑峰、李静，2015），以盈余衡量其经营绩效有失偏颇。合作社总收入能够反映其综合经营情况，故参考其他研究（例如吴欢等，2018；周振、孔祥智，2015），本文以合作社总收入为因变量。

2.核心自变量。参照《农民专业合作社法》，大多研究以二次返利、二次返利占比作为合作社盈余分配的测量指标（例如孙艳华等，2007；王真，2016；吴欢等，2018），本文同样以此作为核心自变量。由表2看出，只有23.80%的合作社有二次返利，二次返利数额占总利润的比例平均为2.74%。实际中，二次返利并非唯一的合作社盈余分配方式，因此本文进一步细化考察合作社的盈余分配方式。合作社盈余分配中最常见的是按股分红，调查样本中有43.68%的合作社采用此种方式，有23.24%按交易量（额）分红，还有11.54%的合作社没有盈余分配，合作社按交易量（额）返还的比例平均为8.71%。由此看出，中国合作社盈余分配制度很不规范，大多数合作社并未按交易量（额）进行二次返利，且

返还的比例相当低，与合作社法中规定的“返还总额不得低于可分配盈余的 60%”差距甚大。因此，本文的核心自变量“二次返利”不以返还比例是否达到合作社法的规定为标准，而是以问卷调查中的现实情况为准，将所有实施了按交易量（额）返还盈余的合作社均视为有二次返利。

3.控制变量。现有研究表明，合作社经营状况受多方面因素的影响。吴欢等（2018）基于浙江省 185 家合作社的调查数据指出，合作社的基本特征、理事长特征、外部环境、股权结构、监督机制、专用性投资等机制设计是影响合作社收入增加的重要变量。徐旭初、吴彬（2010）指出，合作社牵头人（理事长）情况、政府的优惠政策支持和资金扶助对合作社经营绩效均具有关键性作用。为将上述因素的影响剥离，本文从多个方面将影响合作社经营绩效的变量予以控制。具体地，本文参照已有文献（孙亚范、余海鹏，2012；吴欢等，2018）选取控制变量，包括以下几方面：①合作社负责人特征，包括企业家人力资本（年龄、受教育程度、参与培训、工作经历）、社会资本（社会网络）、政治资本（政治身份、政治荣誉）；②合作社特征，包括合作社经营模式（合作模式）、治理机制（表决方式、会员大会）、制度设计（专职会计）；③外部环境，包括市场环境（县城距离）、金融环境、信息设施、政府支持（指导意见）、区位特征。

4.影响机制的中间变量。（1）惠顾提升效应。惠顾提升主要表现为吸引更多农户加入合作社和提升社员与合作社的交易额。本文选择合作社 2017 年新入社人数、净入社人数、总销售额和人均销售额作为中间变量验证惠顾提升效应。（2）风险分摊效应。盈余分配通过利益“捆绑”实现了对社员的反向治理，进而对其机会主义行为予以约束。交易双方签订产品购销协议是稳定经营、共担风险的重要举措，合约治理通过利益联结降低经营风险，进而促进合作社经营绩效提升。本文选择合作社与农户（包括社员和非社员）签订农产品收购协议、与收购单位签订农产品销售协议作为中间变量验证风险分摊效应。（3）市场深化效应。随着社会矛盾转变，消费者对高质量农产品的需求急剧增加，合作社作为质量兴农及农产品质量监管的有力抓手，深化产品市场最主要的就是生产更高质量的产品，通过生产经营创新提升产品标准化程度，加强“三品一标”认证以及推动农产品品牌建设等。本文选择合作社产品是否有“三品一标”认证、是否进行标准化生产以及合作社品牌知名度范围作为中间变量验证市场深化效应。

上述各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计

变量类型	变量名	变量定义与说明	样本量	平均值	标准差
因变量	总收入	合作社 2017 年总收入（万元）	639	339.2743	964.4831
核心自变量	二次返利	合作社是否有二次返利：否=0；是=1	706	0.2380	0.4261
	二次返利占比	合作社二次返利数额占总利润的比例	653	0.0274	0.1159
	盈余分配方式				
	按股分红	按股分红：否=0；是=1	641	0.4368	0.4964
	按惠顾额返还	按交易量（额）返还：否=0；是=1	641	0.2324	0.4227

(续表 2)

核 心 自 变 量	按惠顾额返还为主	按交易量(额)返还与按股分红相结合,以按交易量(额)返还为主:否=0;是=1	641	0.0546	0.2274
	按股分红为主	按交易量(额)返还与按股分红相结合,以按股分红为主:否=0;是=1	641	0.0094	0.0964
	平均分配	平均分配给社员:否=0;是=1	641	0.1513	0.3586
	无盈余分配	合作社无盈余分配:否=0;是=1	641	0.1154	0.3198
	按惠顾额返还占比	合作社按交易量(额)返还的比例	706	0.0871	0.2554
合 作 社 负 责 人 特 征	年龄	岁	684	47.7953	8.1182
	受教育程度	小学及以下=0;初中=1;高中=2;大专及以上=3	701	1.5193	0.7828
	参与培训	负责人是否参加过“带头人培训班”:否=0;是=1	706	0.5496	0.4979
	工作经历	外出务工=0;当兵=1;村干部=2;公职人员=3;其他=4	705	1.7830	1.6871
	社会网络	负责人是否为村里最大的家族(人数最多)姓氏:否=0;是=1	705	0.4709	0.4995
	政治身份	非党员=0;党员=1	705	0.3021	0.4595
	政治荣誉	合作社理事长是否为人大代表、政协委员或党代表:0=否;1=是	705	0.2156	0.4115
合 作 社 特 征	合作模式	合作社+农户=0;合作社+基地+农户=1;合作社+企业+(基地)+农户=2;其他模式=3	700	0.7957	1.0315
	表决方式	合作社重大事务表决方式是否是理事长决定制:否=0;是=1	703	0.2831	0.4508
	会员大会	合作社是否设立会员代表大会:否=0;是=1	705	0.4950	0.5003
	专职会计	合作社是否设有专职会计:否=0;是=1	706	0.5652	0.4961
合 作 社 外 部 环 境 特 征	县城距离	合作社与最近县城的距离(公里)	702	19.9457	16.0918
	金融环境	合作社所在村是否是银行等金融机构认定的信用村:否=0;是=1	695	0.4734	0.4997
	信息设施	合作社附近是否有益农信息社:否=0;是=1	702	0.1638	0.3704
	指导意见	当地政府是否出台了支持合作社发展的指导意见:否=0;是=1	703	0.3414	0.4745
	区位	合作社区位:东部=0;中部=1;西部=2	688	0.4680	0.6048
影 响 机 制 中 间 变 量	新入社人数	2017年新入社人数	706	2.1884	11.0841
	净入社人数	2017年净入社人数	706	1.8824	11.2213
	总销售额	合作社2017年总销售额(万元),取对数	601	4.6112	1.6114
	人均销售额	合作社2017年人均销售额(万元),取对数	593	1.9247	1.6326
	与社员签订收购协议	合作社是否与社员签订收购协议:否=0;口头协议=1;正式合同=2	704	0.5128	0.7598
	与非社员签订收购协议	合作社是否与非社员签订收购协议:否=0;口头协议=1;正式合同=2	574	0.2857	0.6013

(续表 2)

影响机制中间变量	与收购单位签订销售协议	合作社是否与收购单位签订农产品销售协议：否=0；口头协议=1；正式合同=2	702	0.6923	0.8642
	“三品一标”认证	合作社是否有“三品一标”认证：否=0；是=1	706	0.2833	0.4509
	品牌知名度范围	合作社品牌知名度范围：无=0；本县=1；本市=2；本省=3；全国=4	585	1.1060	1.2341
	标准化生产	合作社是否进行标准化生产：否=0；是=1	706	0.5099	0.5003

注：①二次返利占比和按交易量（额）返还占比均使用了全部调查数据，对于没有二次返利和没有按交易量（额）返还盈余的合作社，将相应占比均设置为 0，该做法是为了保证实证分析中的样本数量；②受教育程度、工作经历、合作模式和区位等变量在实证分析中均以虚拟变量的形式进入模型，这里进行分类赋值只是为了统计上的方便；③地区变量按照区位划分，东部地区包括北京、河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南，西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、内蒙古、广西。

四、合作社盈余分配制度对其经营绩效影响的实证分析

（一）盈余分配对合作社经营绩效的影响

本文基于全部合作社样本对（1）式进行回归。多重共线性检验表明，模型不存在严重的多重共线性问题（平均方差膨胀因子为 1.64）。为减少异方差带来的影响，本文在回归之前对部分变量做取对数处理，并进行稳健性回归。

从表 3 列（1）的结果可以看出，在控制其他变量的情况下，二次返利能够显著提升合作社经营绩效，有二次返利的合作社比没有二次返利的合作社收入高 78.07%（ $e^{0.577}-1=0.7807$ ），这一结果在 1% 的统计水平上显著。列（2）的结果表明，二次返利占比同样对合作社经营绩效有促进作用。列（3）的结果显示了不同盈余分配方式对合作社经营绩效的影响，以没有盈余分配为参照，不同盈余分配方式均能显著促进合作社增收，按惠顾额返还盈余对合作社经营绩效的促进作用最大（系数为 1.375）；盈余平均分配给社员对合作社经营绩效的促进作用最小（系数为 0.718），显著性也最弱。列（4）结果进一步表明，按惠顾额返还占比在 5% 的统计水平上对合作社收入有显著的促进作用。从以上结果可以看出，在一次让利之后向社员二次返利能够显著促进合作社收入增加，返利比例越高，增收越明显。盈余分配能够让社员在分享合作社发展成果的同时促进合作社自身效益提升。当然，盈余分配也须注重公平与效率，按要素和产品分配盈余所起的增收效应最大，“亲资本”或平均分配方式难以产生足够激励，这会影响社员参与的积极性与参与程度，进而影响合作社发展。该结论与已有研究一致（刘同山、孔祥智，2015；王真，2016），本文假说 H1 得证。

合作社负责人特征中，参与培训能够显著促进收入增长。负责人参加“带头人培训班”能够提升管理能力与经营技术，也有助于了解最新政策动向、获得更多市场信息，进而促进合作社发展与收入增长。这表明，加强农民职业技能培训对于促进农业经营组织发展具有重要意义。

合作社特征中，以“合作社+农户”合作模式为参照，“合作社+基地+农户”能够促进收入增长，

但显著性较弱。如果在合作中引入企业，不仅能够明显提升增收效应，显著性也将大大增加。不同经营主体依据自身优势形成产业分工，通过协作走向联合，将延长产业链、提升价值链、完善供应链、拓展生态链（张红宇，2018），不仅提升了经营主体的经营效率与效益，还有力促进了农业产业化、现代化发展。有专职会计也能显著促进合作社收入增加，会计制度能够促进合作社规范、有序、健康发展，完善的财务管理制度将合作社资源系统化，有利于降低经营风险，提升竞争力，进而促进合作社收入增加。

外部环境特征中，是否是金融机构信用村能够显著促进合作社收入增长。融资约束是限制合作社发展壮大的瓶颈，信贷支持对合作社培育有积极影响，外部金融环境改善将减弱合作社资金约束，能够促进合作社加大投资与优化要素配置，提升合作社经营绩效。

表 3 基本稳健回归结果（OLS）

	(1)	(2)	(3)	(4)
1.核心自变量				
二次返利	0.577*** (0.195)	—	—	—
二次返利占比	—	1.114* (0.635)	—	—
盈余分配方式				
按惠顾额返还	—	—	1.375*** (0.361)	—
按股分红	—	—	1.248*** (0.346)	—
平均分配给社员	—	—	0.718* (0.383)	—
按惠顾额返还为主	—	—	1.313*** (0.494)	—
按股分红为主	—	—	1.234** (0.508)	—
按惠顾额返还占比	—	—	—	0.732** (0.315)
2.合作社负责人特征				
年龄（取对数）	-0.381 (0.531)	-0.407 (0.562)	-0.301 (0.566)	-0.337 (0.544)
受教育程度				
初中	0.368 (0.401)	0.385 (0.409)	0.364 (0.423)	0.440 (0.406)
高中	0.362 (0.421)	0.426 (0.431)	0.378 (0.436)	0.408 (0.425)
大专及以上	0.264 (0.511)	0.491 (0.519)	0.380 (0.519)	0.405 (0.515)
参与培训	0.638*** (0.210)	0.622*** (0.216)	0.460** (0.214)	0.679*** (0.213)
工作经历				
当兵	0.115 (0.389)	-0.085 (0.399)	0.156 (0.420)	0.059 (0.383)
村干部	-0.259 (0.237)	-0.316 (0.243)	-0.254 (0.244)	-0.333 (0.238)
公职人员	0.270 (0.494)	0.078 (0.510)	0.142 (0.495)	0.215 (0.500)
其他	0.165 (0.195)	0.015 (0.207)	0.213 (0.208)	0.203 (0.200)
社会网络	0.007 (0.173)	0.048 (0.182)	0.168 (0.172)	0.088 (0.177)
政治身份	-0.189 (0.200)	-0.198 (0.204)	0.028 (0.196)	-0.157 (0.199)
政治荣誉	-0.153 (0.242)	-0.015 (0.241)	-0.326 (0.255)	-0.154 (0.241)

(续表3)

3.合作社特征				
合作模式				
合作社+基地+农户	0.419* (0.211)	0.422* (0.219)	0.308 (0.219)	0.422* (0.213)
合作社+企业+ (基地)+农户	1.425*** (0.212)	1.322*** (0.210)	1.352*** (0.235)	1.479*** (0.217)
其他模式	-0.162 (0.283)	-0.169 (0.292)	-0.151 (0.317)	-0.200 (0.286)
表决方式	0.314 (0.212)	0.285 (0.213)	0.274 (0.219)	0.279 (0.213)
会员大会	-0.062 (0.220)	0.019 (0.220)	0.022 (0.217)	0.064 (0.218)
专职会计	1.145*** (0.206)	1.079*** (0.200)	1.201*** (0.205)	1.239*** (0.202)
4.合作社外部环境特征				
县城距离 (取对数)	0.058 (0.091)	0.052 (0.095)	0.024 (0.094)	0.045 (0.093)
金融环境	0.446** (0.178)	0.525*** (0.180)	0.399** (0.174)	0.426** (0.180)
信息设施	0.246 (0.224)	0.456** (0.216)	0.205 (0.231)	0.334 (0.226)
指导意见	-0.124 (0.184)	-0.105 (0.192)	-0.178 (0.197)	-0.116 (0.186)
区位				
中部	-0.046 (0.191)	-0.005 (0.195)	-0.137 (0.196)	-0.098 (0.192)
西部	-0.540 (0.450)	-0.330 (0.472)	-0.773 (0.486)	-0.550 (0.459)
常数项	3.757* (2.167)	3.868* (2.299)	2.625 (2.372)	3.458 (2.225)
观察值	581	540	537	581
R ²	0.235	0.227	0.278	0.231

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内数值为标准误；③盈余分配方式以无盈余分配为参照，受教育程度以小学及以下为参照，工作经历以外出务工为参照，合作模式以“合作社+农户”为参照，区位以东部为参照。

(二) 盈余分配对合作社经营绩效影响的倾向得分匹配分析及 Rosenbaum 边界估计

制度与环境的相互影响是内生性问题的重要来源，本文构建“反事实实验”分析二次返利对合作社经营绩效的影响。从表4可以看出，根据k近邻匹配结果，实验组的平均处理效应(ATT)为0.5515，这一结果在5%的统计水平上显著。由此表明，合作社实施二次返利能够显著提升其经营绩效。本文亦使用卡尺匹配、半径匹配、核匹配及局部线性回归匹配方法进行稳健性检验，上述匹配结果均在5%的显著性水平上通过检验，实验组的平均处理效应(ATT)为0.60左右，表明二次返利对合作社总收入具有明显的促进作用，进一步证实了本文假说H1。

表4 二次返利对合作社经营绩效影响的倾向得分匹配估计结果比较

匹配方法	实验组经营绩效	控制组经营绩效	ATT	标准误	t检验值
k近邻匹配(k=4)	5.1874	4.6359	0.5515**	0.2527	2.18
卡尺内一对四匹配	5.1698	4.6372	0.5325**	0.2593	2.05
半径匹配	5.1698	4.5981	0.5717**	0.2515	2.27
核匹配	5.1874	4.5833	0.6041**	0.2414	2.50

(续表 4)

局部线性回归匹配	5.1874	4.5424	0.6450**	0.3003	2.15
----------	--------	--------	----------	--------	------

注：①**表示 5%的显著性水平；②倾向得分匹配回归结果略。

Rosenbaum 边界估计是计算当存在无法观测的因素影响合作社二次返利的异质性情况下，二次返利对合作社经营绩效的平均处理效应。通过对 γ 赋值表征不同程度的不可观测异质性的影响，分析 Rosenbaum 边界估计结果就可以知道不可观测的异质性是否会显著改变估计结果。从表 5 可以看出，由不可观测因素引起的合作社选择二次返利的可能性差异无论是较小比例（1.1 倍）变化还是较大比例（1.7 倍）变化，二次返利对合作社收入影响的上下限显著性水平均小于 5%，其中大部分都在 1% 的水平下显著；且 Hodges-Lehmann 点估计以及 5% 显著性水平的下限置信区间都大于 0。这说明，二次返利对合作社收入有显著的正向影响，且不可观测因素的异质性不会对估计结果产生影响。由此可知，本研究通过倾向得分匹配方法得出的结果是稳健的。

表 5 二次返利对合作社增收影响的 Rosenbaum 边界估计结果

γ	上限显著性水平	下限显著性水平	HL点估计上限	HL点估计下限	上限置信区间	下限置信区间
1.0	0.0000	0.0000	0.8370	0.8370	0.5232	1.1513
1.1	0.0001	0.0000	0.7416	0.9231	0.4259	1.2425
1.2	0.0004	0.0000	0.6675	1.0052	0.3466	1.3327
1.3	0.0017	0.0000	0.5816	1.0841	0.2659	1.4017
1.4	0.0050	0.0000	0.5108	1.1513	0.1979	1.4735
1.5	0.0124	0.0000	0.4437	1.2237	0.1234	1.5438
1.6	0.0263	0.0000	0.3811	1.2825	0.0567	1.6094
1.7	0.0492	0.0000	0.3275	1.3540	0.0000	1.6661

（三）盈余分配对合作社经营绩效影响的 ESR 模型分析

为进行 ESR 模型估计，首先选择一个工具变量，该工具变量需要影响合作社是否进行二次返利，但对其经营绩效没有影响。考虑到盈余分配制度是《农民专业合作社法》的基本规定，合作社是否进行二次返利可能与其是否了解《农民专业合作社法》有关。同时，对《农民专业合作社法》的了解程度对合作社经营绩效的影响较弱。因此，本文以“对合作社法的了解程度”为工具变量。为了检验工具变量的有效性，本文参考刘同山（2017）的做法，把“对合作社法的了解程度”和控制变量同时纳入模型，分别对合作社是否进行二次返利以及合作社 2017 年总收入进行 Probit 回归和 OLS 回归（见表 6）。结果发现，“对合作社法的了解程度”对二次返利在 5% 的统计水平上具有显著影响，对合作社 2017 年总收入的影响不显著，由此证实“对合作社法的了解程度”是一个有效的工具变量。因此，本文将“对合作社法的了解程度”作为工具变量纳入行为方程以做进一步分析。

表 6 工具变量有效性检验结果

	(1) 二次返利		(2) 总收入（取对数）	
	系数	标准误	系数	标准误
对合作社法的了解程度	0.145**	0.058	0.002	0.089
常数项	-0.499	1.571	3.907*	2.205
观察值	636		581	
R ²	0.185		0.224	

注：①**、*分别表示 5%和 10%的显著性水平；②控制变量与表 3 一致，估计结果略。

ESR 模型的估计结果见表 7。Wald 检验在 1%的统计水平上拒绝了行为方程和结果方程相互独立的原假设，而且反映 μ_i 和 v_i 相关性的 r_1 和 r_0 都在 1%的统计水平上显著不为零，表示不可观测因素同时影响合作社是否有二次返利和合作社总收入。这表明，本文采用 ESR 模型进行计量分析是合适的。

表 7 二次返利对合作社经营绩效影响的 ESR 模型估计结果

	是否有二次返利		总收入（取对数）			
			有二次返利		无二次返利	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
对合作社法的了解程度	0.050*	0.030	—	—	—	—
常数项	-0.117	1.289	13.950***	4.161	7.074***	2.567
$\ln s_1$	—	—	1.107***	0.092	—	—
r_1	—	—	-2.378***	0.380	—	—
$\ln s_0$	—	—	—	—	0.882***	0.037
r_0	—	—	—	—	2.296***	0.202
Wald chi2	37.81**		—		—	
Log Likelihood	-1429.877		—		—	
观察值	585		585		585	

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②控制变量与表 3 一致，估计结果略；③ $\ln s$ 是行为方程与结果方程残差方差的平方根， $\ln s_1$ 表示行为方程与实验组结果方程残差方差的平方根， $\ln s_0$ 表示行为方程与控制组结果方程残差方差的平方根；④ r 是残差相关系数， r_1 表示实验组残差相关系数， r_0 表示控制组残差相关系数。

在 ESR 模型估计的基础上，本文进一步测算二次返利对合作社经营绩效的平均处理效应，结果见表 8。总的来看，二次返利对合作社 2017 年总收入有正向的处理效应，且在 1%的统计水平上显著。其中，对于有二次返利的合作社而言，倘若取消二次返利，其经营绩效将下降 65.81%；对于无二次返利的合作社而言，倘若实行二次返利，经营绩效将增加 157.49%。这同样说明，盈余分配制度能够显著提升合作社经营绩效，证明了本文结论的稳健性。

表 8 二次返利对合作社经营绩效影响的平均处理效应

	有二次返利情境下 无二次返利情境下		ATT	ATU	t检验值	变化 (%)
	合作社经营绩效	合作社经营绩效				
有二次返利的合作社	8.4350	5.0870	3.3480***	—	42.3185	65.8148
无二次返利的合作社	9.9349	3.8583	—	6.0765***	128.1319	157.4916

注：***表示 1%的显著性水平。

五、盈余分配制度对合作社经营绩效的影响路径分析：激励相容机制

根据前文分析，合作社盈余分配制度的激励相容机制主要表现在惠顾提升、风险分摊及产品市场深化三方面，本文接下来对这三方面的作用机制进行实证分析。

（一）惠顾提升效应

合作社盈余分配的基础是社员与合作社之间的交易，盈余分配制度激励社员更多地与合作社进行交易。同时，合作社给社员的一次让利、社会化服务等方面的帮扶也吸引更多农户加入合作社。考虑到分别有 82.44%和 84.28%的合作社 2017 年新入社人数和净入社人数为 0，因此本文选用 Tobit 模型分析盈余分配制度对合作社新入社人数和净入社人数的影响；2017 年总销售额和人均销售额是连续变量，本文选用 OLS 模型分析盈余分配制度对合作社总销售额和人均销售额的影响。由表 9 可以看出，二次返利能够吸引更多农户加入合作社，二次返利占比对入社人数和净入社人数具有非常显著的促进作用。二次返利也促进了社员与合作社之间的交易，提升了合作社产品销售额。尤其二次返利对人均销售额的促进作用说明盈余分配制度促进了社员销售产品的积极性，社员与合作社之间联系的紧密性不断增强。另外，社员人数和销售额的增加无疑会增加合作社总收入，可就此证实盈余分配制度通过激励相容机制促进了社员对合作社的惠顾，进而提升了合作社经营绩效，假说 H2a 得证。

表 9 盈余分配惠顾提升效应检验

	新入社人数		净入社人数	总销售额（取对数）		人均销售额（取对数）	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
二次返利	5.684** (2.538)	—	—	0.667*** (0.210)	—	0.600** (0.230)	—
二次返利占比	—	30.183*** (8.509)	7.097*** (2.515)	—	1.400** (0.673)	—	1.227** (0.493)
常数项	-55.973* (28.388)	-46.338 (29.441)	0.355 (6.639)	3.172 (2.232)	3.171*** (2.374)	3.666 (2.338)	3.246 (2.448)
观察值	636	591	591	586	545	571	531
R ²	0.084	0.100	0.017	0.221	0.217	0.163	0.155

注：①括号内数值为标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 3 一致，估计结果略。

（二）风险分摊效应

合作社作为生产端与市场端的连接主体，与社员、市场主体建立紧密联系是稳定经营与防范风险的重要途径。因为协议形式包括无协议、口头协议和正式合同三种选择，所以本文选择 Oprobit 模型分析盈余分配制度对合作社产品购销协议的影响。由表 10 可以看出，二次返利占比能够显著促进合作社与农户签订农产品收购协议，尤其促进与非社员之间的产品收购协议，同样能够显著促进合作社与收购单位签订农产品销售协议。由此说明，无论是出于激励作用还是约束作用，盈余分配制度都能够稳定合作社与农户之间以及合作社与产品收购单位之间的经营业务，以此分摊经营风险，对未来形成稳定预期，这有利于合作社业务拓展与自身发展壮大。

本文进一步检验产品购销协议是否在盈余分配制度促进合作社绩效提升中具有中介效应。结果表明，合作社与非社员之间正式的产品收购合同以及合作社与产品收购单位之间的销售协议在盈余分配对合作社经营绩效的影响中具有显著的中介效应^①。在二次返利占比对合作社总收入（取对数）有显著影响的情况下（见表 10 列（1）），二次返利占比显著地促进了协议签订（见表 10 列（2）、（4）、（6））。将自变量和中间变量同时纳入回归后（结果见表 10 列（3）、（5）、（7）），二次返利占比对总收入的影响系数由 0.577 下降到 0.209 和 0.554，显著性也出现了下降（见表 10 列（5）、（7）），且中间变量对因变量有显著影响（合作社与非社员签订农产品收购协议、合作社与收购单位签订农产品销售协议对总收入有显著的正向影响）。由此证实盈余分配制度通过激励相容机制分摊了合作社经营风险，进而提升了合作社经营绩效，假说 H2b 得证。

表 10 盈余分配风险分摊效应检验

		总收入 (取对 数)	与社员签 订协议	总收入 (取对 数)	与非社员 签订协议	总收入 (取对 数)	与收购单 位签订协 议	总收入 (取对 数)
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
二次返利占比		0.577** (0.195)	0.339*** (0.130)	0.587*** (0.196)	0.534*** (0.159)	0.209 (0.622)	1.012* (0.577)	0.554* (0.194)
与社员签订产品 收购协议（以无 协议为参照）	口头协议	—	—	0.022 (0.231)	—	—	—	—
		—	—	—	—	—	—	—
	正式合同	—	—	-0.587 (0.196)	—	—	—	—
		—	—	—	—	—	—	—
与非社员签订产 品收购协议（以 无协议为参照）	口头协议	—	—	—	—	0.166 (0.317)	—	—
		—	—	—	—	—	—	—
	正式合同	—	—	—	—	0.254** (0.327)	—	—
		—	—	—	—	—	—	—

^①以二次返利作为自变量，实证结果表明二次返利显著促进了合作社与社员、非社员签订农产品收购协议，但合作社与农户签订的农产品收购协议在合作社盈余分配对经营绩效的影响中不具有中介效应。二次返利对合作社与收购单位签订销售协议的影响不显著，为节约篇幅，上述实证结果未展示。

(续表 10)								
与收购单位签订 产品销售协议 (以无协议为参 照)	口头协议	—	—	—	—	—	—	0.591*
		—	—	—	—	—	—	(0.233)
	正式合同	—	—	—	—	—	—	0.740***
		—	—	—	—	—	—	(0.235)
常数项		3.757*	—	3.752*	—	2.208	—	3.701
		(2.167)	—	(2.145)	—	(2.562)	—	(2.188)
观察值		581	634	581	522	482	589	581
R ²		0.235	0.143	0.235	0.127	0.244	0.166	0.254

注：①括号内数值为标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 3 一致，估计结果略；④Oprobit 模型的常数项结果占据较多篇幅，故列（2）、（4）、（6）的常数项估计结果略。

（三）市场深化效应

惠顾提升效应和风险分摊效应检验结果说明盈余分配制度在合作社关系治理中具有重要作用，此外，盈余分配制度还能促进合作社产品市场深化与生产经营创新（吴欢等，2018），这也可以看作是这一制度对合作社自身的激励。因合作社“三品一标”认证与标准化生产为二元变量，本文选用 Probit 模型分析盈余分配制度对合作社“三品一标”认证和标准化生产的影响。品牌知名度范围为有序离散变量，故本文选用 Oprobit 模型分析盈余分配制度对合作社品牌知名度的影响。由表 11 可以看出，二次返利能够显著促进合作社“三品一标”认证与品牌建设，二次返利占比对合作社标准化生产具有显著的促进作用，而且“三品一标”认证、标准化生产与全国性农产品品牌在盈余分配制度对合作社经营绩效的影响中具有显著的中介效应。标准化生产是高质量农产品生产的基础，“三品一标”认证与品牌建设是实现农产品优质优价的必要途径，这些创新均能提升产品附加值（韩旭东等，2019），进而提升合作社经营绩效。由此证实盈余分配制度通过激励相容机制深化了产品市场，进而提升了合作社经营绩效，假说 H2c 得证。

表 11 盈余分配市场深化效应检验

	“三品一标”认证	总收入（取对数）	品牌知名度范围	总收入（取对数）	标准化生产	总收入（取对数）
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
二次返利	0.577*** (0.195)	0.535** (0.212)	0.407*** (0.138)	0.520** (0.235)	— —	— —
二次返利占比	— —	— —	— —	— —	1.228* (0.672)	0.929 (0.607)
“三品一标”认证	— —	0.412** (0.206)	— —	— —	— —	— —
品牌知名度范围	— —	— —	— —	0.050 (0.259)	— —	— —

(续表 11)

本市	—	—	—	-0.007	—	—
	—	—	—	(0.312)	—	—
本省	—	—	—	0.260	—	—
	—	—	—	(0.366)	—	—
全国	—	—	—	0.808**	—	—
	—	—	—	(0.305)	—	—
标准化生产	—	—	—	—	—	0.601***
	—	—	—	—	—	(0.211)
常数项	3.757*	3.820*	—	3.922*	—	3.960
	(2.167)	(2.051)	—	(2.361)	—	(2.299)
观察值	581	581	527	497	591	540
R ²	0.235	0.205	0.087	0.260	0.263	0.241

注：①括号内数值为标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量与表 3 一致，估计结果略；④品牌知名度范围以无品牌为参照；⑤Oprobit 模型的常数项结果占据较多篇幅，故列（3）和列（5）的常数项估计结果略。

六、结论与政策启示

（一）结论

本文利用第二期全国新型农业经营主体发展指数调查中的 706 个合作社样本实证分析了盈余分配制度对合作社经营绩效的影响。OLS 回归结果表明，盈余分配制度对合作社经营绩效具有显著的促进作用，不同的盈余分配方式都能够促进合作社收入增加。其中，按交易量（额）返还盈余对合作社增收的促进作用最强，公平且有效率的盈余分配方式极大推动了合作社发展。制度与环境相互作用不可避免地产生了内生性问题，本文遂使用倾向得分匹配法对上述结果进行验证，不同匹配方法的验证结果表明，二次返利对合作社收入具有显著的正向影响，实验组二次返利的平均处理效应为 0.60 左右，Rosenbaum 边界估计的稳健性检验结果表明，不可观测因素的异质性并未对估计结果产生影响。本文进一步使用 ESR 模型进行实证分析，结果依旧表明二次返利能够显著提升合作社经营绩效。

本文从激励相容机制入手分析合作社盈余分配制度发挥作用的主要路径。实证结果表明，首先，盈余分配制度提升了农户与合作社之间的交易，增加了惠顾额。二次返利有利于吸引更多农户加入合作社，并能促进社员与合作社之间的交易。其次，盈余分配制度稳定了合作社与社员之间的交易关系，分摊了合作社经营风险。二次返利能够促进合作社与农户及收购单位签订产品购销协议，且合作社与非社员之间的正式产品收购合同以及合作社与收购单位之间的产品销售协议在盈余分配制度促进合作社增收中具有显著的中介效应。最后，盈余分配制度促进了合作社的生产经营创新与产品市场深化。二次返利促进了合作社标准化生产、“三品一标”认证及合作社品牌建设，这三方面同样在盈余分配制度促进合作社增收中具有显著的中介效应。

当然，现有研究对合作社经营绩效的衡量范围较广，包括经营状况、带动能力、组织建设、社员受益、社会影响、发展潜力等方面的内容（徐旭初，2009；徐旭初、吴彬，2010），因研究内容的侧重而选择不同指标，或是构建综合性指标。本文以合作社总收入作为核心因变量，但在影响机制分析中，针对不同的影响路径选择不同变量，结果显示盈余分配在多个方面对合作社的发展均有显著的促进作用，而这些变量正是经营绩效在不同层面的反映。由此能够看出，盈余分配制度对合作社经营绩效的影响是多方面的，盈余分配制度的建设与规范施行对合作社发展具有重要的促进作用。

（二）政策启示

根据以上研究结论，在开展农民合作社规范提升行动之际，为就进一步推动中国合作社发展，本文提出如下政策启示。

第一，完善合作社盈余分配制度建设，实行多途径、多形式的盈余分配。《农民专业合作社法》强调按交易量（额）返还盈余，现实中，多种盈余分配方式共存，按股分红应用比例最高。基于不同盈余分配方式都能促进合作社经营绩效提升这一结论，本文建议合作社根据自身情况选择适合的盈余分配方式，或者多种分配方式结合使用，在实现经济效益的同时提升社会效益。当然，从更长远发展角度，还是要通过对合作社负责人培训等方式说明按交易量（额）返还的制度依据及其对合作社发展的重要意义，鼓励合作社增加按交易量（额）返还的比例。

第二，强化合作社与农户利益联结，增强其带动能力。一是鼓励合作社通过生产资料统购降低农户投入成本，通过社会化服务解决经营难题，通过产品统销提升农户市场效益，通过强化农户与合作社之间的交易增强惠顾，进而实现“双赢”。二是鼓励合作社与农户建立正式契约关系，通过订单生产等方式强化要素与产品流通，促进小农户与大市场之间的有机衔接。

第三，推动合作社生产经营创新，促进农产品提质增效。合作社作为新型农业经营主体，要引领生产经营创新，推动农业标准化生产，促进产品市场深化。在质量兴农战略实施之际，合作社要推动“三品一标”认证及农产品品牌建设，通过高质量农产品供应及品牌建设增加产品附加值，进而提升合作社经营绩效。

参考文献

1. 安德鲁·肖特，2004：《社会制度的经济理论》，上海：上海财经大学出版社。
2. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第7期。
3. 冯开文，2006：《合作社的分配制度分析》，《学海》第5期。
4. 国鲁来，2001：《合作社制度及专业协会实践的制度经济学分析》，《中国农村观察》第4期。
5. 韩旭东、王若男、郑风田，2019：《能人带动型合作社如何推动农业产业化发展？——基于三家合作社的案例研究》，《改革》第10期。
6. 韩旭东、郑风田，2020：《合作社经营绩效与精准扶贫参与》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第2期。
7. 黄少安，2017：《制度经济学由来与现状解构》，《改革》第1期。

- 8.季晨、贾甫、徐旭初, 2017:《基于复衡性和绩效视角的农民合作社成长性探析——对生猪养殖合作社的多案例分析》,《中国农村观察》第3期。
- 9.李琳琳, 2017:《我国本土合作社的现实图景——对合作社“制度变异说”的反思与讨论》,《农业经济问题》第7期。
- 10.李云森, 2013:《自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究》,《经济学(季刊)》第3期。
- 11.梁剑峰、李静, 2015:《“精英俘获”:农民专业合作社成长之困》,《宏观经济研究》第3期。
- 12.刘骏、张颖、艾靓、秦琴, 2018:《利润追逐:合作社盈余分配制度的选择动力》,《农业经济问题》第4期。
- 13.刘同山, 2017:《农民合作社的幸福效应:基于ESR模型的计量分析》,《中国农村观察》第4期。
- 14.刘同山、孔祥智, 2015:《治理结构如何影响农民合作社绩效?——对195个样本的SEM分析》,《东岳论丛》第12期。
- 15.卢周来, 2009:《新制度经济学,新政治经济学,还是社会经济学?——兼谈中国新制度经济学未来的发展》,《管理世界》第3期。
- 16.罗伯特·托马斯、道格拉斯·诺斯, 1989:《西方世界的兴起》,北京:华夏出版社。
- 17.马彦丽, 2013:《论中国农民专业合作社的识别和判定》,《中国农村观察》第3期。
- 18.米新丽, 2008:《论农民专业合作社的盈余分配制度——兼评我国〈农民专业合作社法〉相关规定》,《法律科学(西北政法大学学报)》第6期。
- 19.欧阳日辉、徐光东, 2004:《新制度经济学:发展历程、方法论和研究纲领》,《南开经济研究》第6期。
- 20.任大鹏、于欣慧, 2013:《论合作社惠顾返还原则的价值——对“一次让利”替代二次返利的质疑》,《农业经济问题》第2期。
- 21.宋茂华, 2012:《农民专业合作社收益分配机制及影响因素分析》,《经济与管理》第9期。
- 22.孙亚范、余海鹏, 2012:《农民专业合作社制度安排对成员行为及组织绩效影响研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 23.孙亚范, 2011:《农民专业合作社运行机制与产权结构:江苏205个样本》,《改革》第12期。
- 24.孙艳华、周力、应瑞瑶, 2007:《农民专业合作社增收绩效研究——基于江苏省养鸡农户调查数据的分析》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 25.汪艳涛、高强、苟露峰, 2014:《农村金融支持对农民专业合作社培育的影响》,《财贸研究》第6期。
- 26.王图展, 2017:《农民合作社异化对自生能力的影响研究》,《财贸研究》第4期。
- 27.王真, 2016:《合作社治理机制对社员增收效果的影响分析》,《中国农村经济》第6期。
- 28.吴欢、刘西川、扶玉枝, 2018:《农民合作社二次返利的增收效应分析——基于浙江185家合作社的调查数据》,《湖南农业大学学报(社会科学版)》第4期。
- 29.徐旭初、吴彬, 2010:《治理机制对农民专业合作社绩效的影响——基于浙江省526家农民专业合作社的实证分析》,《中国农村经济》第5期。
- 30.徐旭初, 2009:《农民专业合作社绩效评价体系及其验证》,《农业技术经济》第4期。
- 31.亚当·普热沃斯基、晓健, 2005:《制度起作用吗?》,《经济社会体制比较》第3期。

- 32.应瑞瑶、唐春燕、邓衡山、徐志刚, 2016:《成员异质性、合作博弈与利益分配——一个对农民专业合作社盈余分配机制安排的经济解释》,《财贸研究》第3期。
- 33.张红宇, 2018:《中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向》,《中国农村经济》第1期。
- 34.郑丹, 2011:《农民专业合作社盈余分配状况探究》,《中国农村经济》第4期。
- 35.周振、孔祥智, 2015:《盈余分配方式对农民合作社经营绩效的影响——以黑龙江省克山县仁发农机合作社为例》,《中国农村观察》第5期。
- 36.Chibanda, M., G. F. Ortmann, and M. C. Lyne, 2009, “Institutional and Governance Factors Influencing the Performance of Selected Smallholder Agricultural Cooperatives in KwaZulu-Natal”, *Agrekon*, 48(3): 293-315.
- 37.Cook, M. L., 1995, “The Future of U.S. Agricultural Cooperatives: A Neo-Institutional Approach”, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(5): 1153-1159.
- 38.Lokshin, M., and Z. Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models”, *Stata Journal*, 4(3): 282-289.
- 39.Rosenbaum, P. R., 2002, *Observational Studies (2nd eds.)*, NY:Springer.

(作者单位: 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 何 欢)

The Impact of Cooperatives' Surplus Distribution System on Business Performance: An Empirical Analysis from the Perspective of New Institutional Economics

Han Xudong Li Deyang Wang Ruonan Zheng Fengtian

Abstract: Based on the sample of 706 cooperatives in the second round “National New Agricultural Management Entities Development Index Survey”, this article analyzes the effect and mechanism of the surplus distribution system on cooperatives’ business performance from the perspective of new institutional economics. The empirical results show that the second rebate has an obvious income-increasing effect, and different surplus distribution methods can significantly improve the performance of cooperatives, and “fair and efficient” surplus distribution can generate the most significant effect. A variety of propensity score matching methods, Rosenbaum bounds and endogenous switching regression estimation robustness tests show that the second rebate has a significant positive impact on the operation performance of cooperatives. The impact mechanism tests show that the surplus distribution system promotes the promotion of patronage, risk sharing, and product market development through incentive compatibility mechanism, thereby improving cooperatives’ business performance. Therefore, enhancing institutional construction, strengthening farmer-driven development and promoting the innovation of production and management are crucial to the development of cooperatives.

Key Words: Property Right; Surplus Distribution; Business Performance; New Institutional Economics; Incentive Compatibility; Endogenous Switching Regression

中国农村金融体系的政治经济逻辑 (1949~2019 年) *

周 立

摘要：新中国成立七十年来，中国农村金融体系发生了翻天覆地的变化，由非正式金融主导，变为正式金融主导，由传统的民间自发和社会主导，迅速转变为行政主导；改革开放四十年期间，又经历了由行政主导到市场主导的改革进程。本文提出了“中国农村金融之谜”，即为何中国经济高速增长，金融迅速发展，而农村分享较少，基本金融服务依然缺乏？对此问题，本文探究了中国农村金融体系的政治经济逻辑，从系统层面对改革过程做历史与政治经济分析，并对改革策略和计划做出评估。本文认为，中国农村金融改革的路径，逐渐从行政主导下的行政捕获，走到了市场主导下的市场抽取：在行政主导时期，金融机构为国家工业化和城市建设扮演储蓄动员机器角色；在市场主导时期，市场体系继续将农村资金抽取到利润更丰厚的城市和工业部门。行政捕获和市场抽取的交替变化，使得农村一直未得到金融自主权，带来了持续多年的选择性信贷政策和金融抑制。当国内资金供求形势由短缺走向过剩后，国家开始对农村金融体系进行方向性转变的系统改革，新农村建设和乡村振兴战略的依次实施，意图将汲取之手转为帮助之手，重振农村地区的金融服务。然而，国家的支农政策依然受到市场主导的妨碍。利用并跳出“政府-市场”的两只手逻辑，引入“政府-市场-社会”的大三角逻辑，才能系统地整合正式和非正式金融，构建政策金融、商业金融和社会金融三者协调的农村金融新格局，促进城乡金融均衡发展。

关键词：农村金融体系 金融改革 行政捕获 市场抽取 政治经济逻辑

中图分类号：F319 **文献标识码：**A

*本文为中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目“建设共建共治共享治理体系研究”（编号：20XNL012）的阶段性研究成果。自2010年笔者起笔写作以来，曾得到黄宗智、白凯两位前辈的深入评议，并曾与冯辉、董玄一起合作讨论和写作。后期写作过程中，得到王彩虹、罗建章、商俊等人在文字、数据整理方面提供的帮助。本文观点经过多次国际、国内学术会议交流，得到许多与会者的反馈和指正，也得到匿名审稿人的宝贵意见，一并致谢。

一、引言

中国发展道路，和西方理论的经典路线常常不一致，以至于一直以来有各种类型的“中国之谜”命题，比较著名的有关于科技应用的李约瑟之谜（李约瑟，1975）、关于中国资本主义萌芽的韦伯疑问（马克斯·韦伯，1997；林毅夫，2007）、关于“高财政赤字和高货币供给量的同时保持价格稳定的现象”的麦金农“中国货币化之谜”（罗纳德·麦金农，1993）等。这样的发展悖论，在中国农村表现更为明显。以农村借贷为例，当绝大部分发展中国家还在非正式金融体系中打转，争取从具有明显高利贷特征的民间借贷，转为稍有制度规范的微型金融体系时，中国早已实现了由非正式金融，转向建设以合作金融为基础、商业金融和政策金融相结合的正式金融体系（Zhou and Takeuchi, 2010）。这使得中国的信贷可得性在发展中国家遥遥领先。多数调查数据表明，超过三成的农户得到了信贷服务^①，官方数据显示达到了四成^②。而作为世界银行推崇的微型金融服务模范生孟加拉国、泰国、印度等，该数据远低于中国。如孟加拉国小额贷款渗透率为 25%，泰国为 8%，印度为 7%（Bateman, 2011）。然而，巨大成就的背后，也有明显的不足。20 世纪 80 年代以来，当整体经济增长强劲，各地区金融发展水平迅速提高（周立、王子明，2002）时，农村经济却出现明显的发展不充分，和城乡发展不平衡与不同步问题。当农村的经济社会取得长足进步时，缺乏必要的金融服务仍是一个基本事实，农村金融服务的覆盖面、数量和质量都不尽如人意。例如，农村地区一直缺乏金融机构和服务全覆盖。虽然 2009 年底金融监管当局提出要力争用三年左右时间实现全国各乡镇基础性金融服务全覆盖，但截至 2014 年底，仍然有 1570 个乡镇没有任何形式的金融网点^③。虽然原银监会发文，力争打通金融服务的“最后一公里”，到 2020 年底全面消除金融机构空白乡镇^④，但留下来的都是硬骨头，对金融机构需要足够的激励，才有可能完成目标。近些年互联网金融手段的兴起，服务全覆盖逐渐替代了机构全覆盖，使得本意推

^①按照北京大学社会科学调查中心主持的中国家庭追踪调查（CFPS）2012 年的数据，中国贫困农户借贷行为发生率为 28.53%，非贫困农户借贷行为发生率 30.37%。西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织的“中国家庭金融调查”（CHFS）更具影响力，其 2011 年的调查数据表明，在 3244 个样本家庭中，有 1078 个有过借贷行为，占比 33.23%。

^②根据中国人民银行发布的《中国农村金融服务报告》（2016），截至 2016 年末，全国累计有 1.72 亿农户建立了信用档案，有 9248 万农户获得银行贷款，达到全部农户的 40.21%。参见：http://www.gov.cn/xinwen/2017-08/25/content_5220259.htm。

^③2009 年底，中国共有 2945 个金融机构空白乡镇，参见：《银监会：金融机构空白乡镇网点覆盖取得重大突破》，http://www.gov.cn/gzdt/2012-01/04/content_2036772.htm；截至 2013 年 6 月，累计解决 1249 个乡镇的金融机构空白，参见：《国务院关于农村金融改革发展工作情况的报告——2013 年 6 月 27 日在第十二届全国人民代表大会常务委员会第三次会议上》，http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2013-10/22/content_1811021.htm。2015 年 3 月发布的《中国农村金融服务报告（2014）》指出：截至 2014 年底，全国金融机构空白乡镇从启动时（2009 年 10 月）的 2945 个减少到 1570 个。参见：http://www.gov.cn/foot/2015-03/25/content_2838248.htm。

^④参见：《中国银监会办公厅关于做好 2016 年农村金融服务工作的通知（银监办发〔2016〕26 号）》（2016 年 2 月 26 日），<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=279231&itemId=894&generaltype=1>。

动的地理意义上的金融机构全覆盖目标，更加难以实现。很明显，这些受到金融排斥的人群，明显也同样受到网络社会排斥，互联网手段也难以触及这些金融排斥人群。另一个例子是贷款统计口径的变化。过去狭义上的用途口径（窄口径）的农户贷款占比、农业贷款占比，和 2007 年以来使用的广义上的县域口径（宽口径）的涉农贷款占比、信贷服务占比，与农村提供的储蓄占比、产值占比以及人口占比，都相差甚大（可参见图 5），存在供不应求的金融缺口。有效金融需求被压抑，潜在金融需求更未得到充分释放。故此，无论从公平角度，还是从效率角度衡量，农村金融服务都供不应求，存在明显的金融排斥。城乡二元金融结构，进一步加剧了二元经济、二元社会甚至二元政治结构的矛盾。

早期研究中国农村金融的国外文献，主要集中于识别农村金融机构的制度缺陷（例如 Tam, 1988）。近些年的研究集中于微型金融的兴起及其相关问题（例如 Tsai, 2004），以及农村的非正式借贷（Zhou and Takeuchi, 2010）。中国学者在国内发表的文献，大多从经济学角度，分析农村信贷短缺的原因，然后给出政策建议（例如何广文，1999；谢平，2001；张杰，2003）。笔者认为，理解农村金融体系动态变化的关键，需要走出经济学分析框架的不足，一方面借用传统的“政府—市场”两只手框架，从宏观层面把握政府和市场的角色变化，另一方面认识到这一框架忽略了广泛存在的非正式的民间金融，即农村社会金融的不足，建立起更有解释力的政治经济逻辑框架。从政治角度看，国家的行政指令、战略和政策，对农村经济和金融会产生直接、深刻的影响。毕竟，中国农村金融改革自新中国成立以来，主要是行政主导、自上而下的过程。从经济角度看，市场化的改革路径，也在重新塑造农村金融格局，市场力量限制着政策制定者的选择空间。但已有的“政府—市场”框架已经讨论多年，解释力依然不足。基于此，本文提出一个“中国农村金融之谜”，即为何中国经济高速增长，金融迅速发展，而农村分享较少，农村基本金融服务依然缺乏？

本文将针对“农村金融之谜”，拓展新的中国农村金融体系的政治经济分析框架，使之包含非正式金融的社会金融，同时也评估 1949 年以来的发展策略和改革计划。本文将农村金融看作对农村地区的全部金融服务，包括所有储蓄、贷款、融资和风险最小化机会（正式或非正式），以及相关规范和制度（Schmidt and Kropp, 1987）。笔者认为，中国农村金融改革的逻辑，持续受到国家行政、市场体系和农村社会三者之间不断演变的关系的塑造。具体来说，1949～1978 年的改革，打破了几千年来农村社会自治和社会主导的逻辑，迅速建立起行政主导体系。由此，几乎将非正式金融一网打尽，建立起正式金融体系。1978 年以来的改革，是渐进式、阶段性地打破行政垄断金融，更多发挥市场作用。“社会主导—行政主导—市场主导”^①三阶段的转换，可以说是中国农村金融 70 年翻天覆地之变的大体刻画。其中，资本短缺是 1949 年至 20 世纪 90 年代中后期长达 50 年的主旋律。无论是 1949～1953 年的新民主主义革命，还是 1953 年后逐渐建立的计划经济，资本短缺是基本背景，农村金融体系是

^①本文提出的三阶段，并非是完全截然分开的，而是趋势性的。例如，行政主导时期，并非没有社会力量和市场力量的作用。同样，1978 年以来的市场化改革，在金融领域还是金融控制，出现了麦金农所言的市场化之谜。但 1996 年开启的农村金融及整个国家金融市场化改革，以及国家层面市场配置资源的作用由确立为“基础性”（1992）到“决定性”（2013），虽非完全由市场主导，但市场主导的趋势十分明显。

国家用来动员农村储蓄、为工业发展融资的工具。1978 年的改革开放到 20 世纪 90 年代中后期，资本短缺仍是基本背景，虽然向市场分权的改革不断深化，行政主导的信贷分配仍是主旋律，对农村的金融压制仍然是中央与地方政府控制金融资源的重要措施。从 1996 年起，国内资金供求形势逐渐由短缺走向过剩。20 多年来的资本过剩，使得汲取农村资金的主目标，让位给反哺农村的主目标，国家开始对农村金融体系进行方向性转变的深入改革，意图重振农村地区的金融服务。然而，国家的发展战略受到了其执行能力和市场化手段的妨碍。在城乡间投资回报率和收入差距不断扩大的情况下，市场体系继续将农村资金抽取到利润更丰厚的城市部门，将农村留在低水平陷阱之中。

本文首先围绕国家行政、市场体系在农村金融中所扮演的角色进行探讨，探究中国农村金融的历史和政治经济演变过程，指出其从社会主导，到行政捕获，再到市场抽取的转变。本文提出，即使中央政府有了极大的决心和承诺，市场导向的改革方案也难以实现政策目标，仅仅依靠政府和市场这两只手，不足以振兴乡村，解决农村金融难题。中国农村金融的出路，在于建立一个更加多元化、分工合理的框架，正如 2019 年中国人民银行、银保监会、证监会、财政部、农业农村部五部门联合印发的《关于金融服务乡村振兴的指导意见》所描述的那样，建立起“多层次、广覆盖、可持续、适度竞争、有序创新、风险可控的现代农村金融体系”，以“政府—市场—社会”的大三角逻辑，来系统整合政策性、商业性和社会性金融，将两只手的舞蹈，转换为真正为农村社会机体服务的大三角组合。

二、两层结构与行政捕获：1949~1978 年

作为一个数千年处于传统农业社会之中的国家，中国的农村金融不可避免地受到国家和农民动态关系的塑造。1949 年后，农村社会自治体系瓦解，取而代之的是自上而下的国家主导的社会结构。这使得“国家—乡绅—农民”的三层结构，转换为“国家—农民”直接面对的两层结构。“国家—农民”直接面对的两层结构，使得行政捕获成为可能。

（一）由三层结构变为两层结构

1949 年前，中国已有了秦王朝以来两千多年的权力高度集中历史。自上而下的行政权力，来自大一统的国家。Mann（1993）对国家的专制权力（despotic power）^①与基层渗透权力（infrastructural power）^②的区分，可作为讨论的起点。国家可能同时运用两种形式的权力，二者的比重决定了国家与社会交互的性质。Wittfogel（1957）的“东方专制主义”理论也许最能概括旧中国皇权时代的国家干预和渗透形式的结合。在“东方专制主义”下，大一统的国家通过强迫劳动和一套庞大复杂的官僚体系，建立了一个“水力帝国”。

然而，即使在大一统的国家，高昂的行政成本，也使得“皇权不下县”，农村基层治理，有其一套完整的自治体系。Fei（1953）从社会学角度佐证了皇权专制和基层自愿参与的理论。他发现“国家—

^①专制权力指国家精英对市民社会的分配权力，即一种主要通过高压政治实现的掠夺式干预。

^②基层渗透权力则指中央政府（不论专制与否）在其领土中渗透并合乎逻辑地实施其决定的制度能力，即一种需要社会自愿参与集体行动以完成某种社会目标的建设性权力。

农民”的超稳固政治和社会结构是以中国农村乡绅阶层为基础的，乡绅都是传承儒家道德体系的知识分子，维系着乡村的传统社会架构。乡绅位于国家和农民中间，传达与缓冲国家专制权力、延伸国家的渗透能力，并发挥了保持统治者与被统治者的平衡的作用。例如，Lu（1997）对农民税收历史的研究表明，中国皇权时代很多时期，全国农民的平均税赋比 20 世纪 90 年代初还要低。足见乡绅对乡村带来的低成本治理，以及作为民间代言人的减赋作用。在农村金融方面，为了维持国家与农户分割农村剩余过程存在的那种脆弱的平衡，皇权政府在很大程度上以国家赈贷等国家农贷体系，自西周以来数千年间为维持不贫不富的小农生存经济起到了扶持作用（张杰，2005）。与激烈的中国革命相伴随的，是摧枯拉朽般的社会变革，乡绅阶层在土地改革时期被消除殆尽，皇权时代的“国家—乡绅—农民”三层结构，转变为“国家—农民”直接面对的两层结构。长期以来，国家与农户在分割有限农村剩余过程中存在一种脆弱的平衡，而国家农贷制度的基本功能则是维持这种平衡（张杰，2005）。伴随乡绅阶层的消失，乡村自治体系下以民间借贷、合会组织为主导的非正式的社会金融，让位给行政主导的自上而下的正式金融体系。

（二）行政捕获体系的建立

1949 年后，行政主导的正式金融体系快速建立，带来了由社会主导转向行政主导的“行政捕获”，1978 年后，向市场分权的渐进式改革，逐渐演变出“市场抽取”^①，本文使用这两个理解中国农村金融之谜的关键概念，来阐明其政治经济逻辑。

行政捕获（state predation）指国家在农村金融和发展上运用其决断权力带来的分配性（distributive）后果。与行政捕获最相近的概念是“国家的掠夺之手”（the predator state）。新古典主义和新功利主义倾向于将“国家的掠夺之手”，看作是统治集团“抽取其他成员收入”。道格拉斯·诺思指出：“国家的存在是经济增长的关键，然而国家又是人为经济衰退的根源”，没有国家不行，有了国家又带来很多麻烦（North，1981）。经济学界称之为“诺思悖论”。那些破解了“诺思悖论”从而获得经济社会协调发展的国家，往往是能够捆住政府的“掠夺之手”的国家。下文将详述，新中国的工业化策略不同于西方经济学理论中的国家命题，更多是分配性而非寻租性的。如 Johnson（1982）所言，即使国家可能不可避免地有寻租行为，或“利用一些社会剩余满足在位者个人目标”，但只要国家行为的结果是促进而非阻碍长期转型，这类国家就应该被认为是“发展型”而非“掠夺型”的，前者也被 Sklar（1983）称为“发展型专制”（developmental dictatorship）。这些已有概念对本文大有启发，但其缺陷在于只看到国家的整体功能，而忽略了国家在具体不同部门的重大差异，例如新中国对农村发展不同时期有不同定位。为此，本文将国家在农村发展中的掠夺性角色不是定义为新古典主义中的寻租，而是国家为谋求发展转型而主导分配体系，抽取农村经济，即“行政捕获”。其本质是国家的分配性抽取之手（a distributive grabbing hand）（Shleifer and Vishny，1998），通过系统性地强制抽取农村和农业剩余，以完成其政治和经济战略。

^① “行政捕获”和“市场抽取”两个核心概念，在笔者与合作者 2016 年发表于英文期刊上的一篇文章中有更详细的解释。参见：Zhou et al.（2016）。

行政捕获的出现，既源于政治和社会结构的变化，也源于国家以农业产出和农村人口为代价的工业化、城镇化发展战略。1949 年新中国成立后，中央采用了苏联式工业化道路，以发展资本密集型重工业为首要目标。在国际孤立，不能采取英国式对外殖民和苏联式经济互助委员会同盟互助的情况下，中央采取了费正清所言的“内向爆破”式的方法（费正清，1989），模仿苏联“国内外市场相对隔离”条件下的“不同经济成分间的不等价交换”（郭庆、胡鞍钢，1991），依靠国内资本稀缺的农村经济，动员了大量社会经济资源，服务于工业化战略和城市居民，后者是这种体制的关键支持者。这个目标的达成是靠一套林毅夫等（1994）所阐述的“城市偏向性”的、高度扭曲的政治经济体制^①（参见图 1）。具体来说，国家通过两个渠道抽取农村经济的资源。一方面，中央集权的计划经济体制，使国家可以通过行政命令降低农产品价格、提高工业产品和农业原材料价格，从而抽取农业剩余补贴工业，即以“价格剪刀差”（Knight, 1995）的形式，征收了一种“工业化税”。据孔祥智、何安华（2009）估计，1952～1997 年的 46 年间，农民以工农产品价格“剪刀差”的方式为国家工业化提供资金积累 12641 亿元，平均每年 274.8 亿元。自 1993 年起，工农产品价格“剪刀差”的相对量逐渐下降，到 1997 年已降到 2.3%，但绝对额仍高达 331 亿元。另一方面，处于国家垄断下的金融体系，以储蓄存款的形式，更深入地吸取农村金融剩余，将资本输送给城市和国家工业部门（Zhou et al., 2016）。

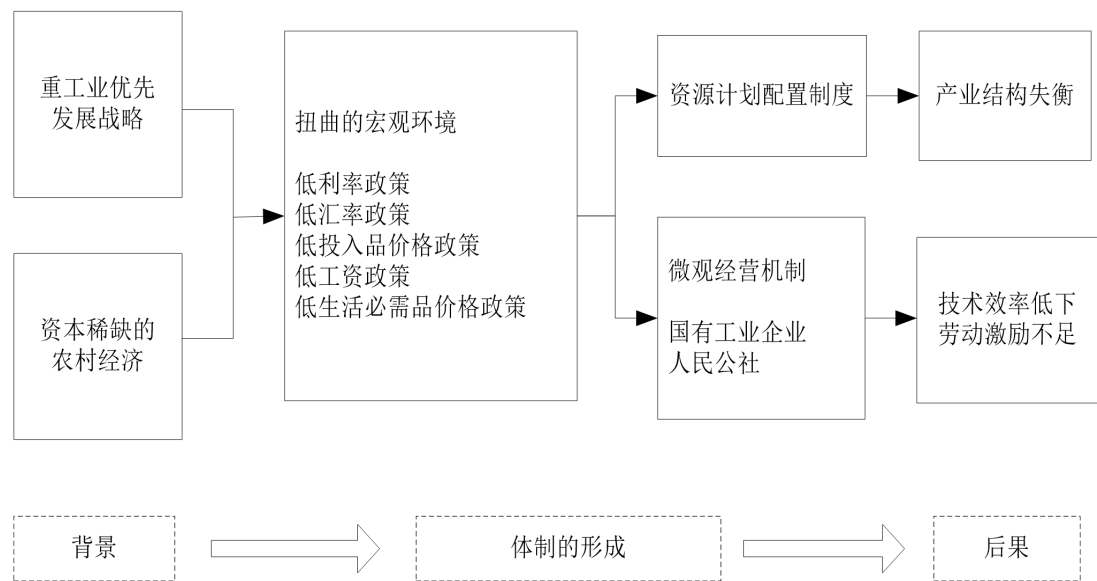


图 1 中国传统体制的形成逻辑

资料来源：林毅夫等（1994）。

因此，在改革开放前，以中国人民银行为代表的金融部门，只是政府的“出纳员”和“保管箱”，并没有多少独立空间。如同一则评论所言：“1978 年以前，中国只有一家银行，即中国人民银行，它除了作政府的出纳外不起什么作用。”（吉姆·罗沃，1995）农村金融是国家抽取农村资金支持工业化的储蓄动员机器。通过这种资金抽取办法，中国在很短时间内，从无到有成功地建立起一整套现代（虽

^①林毅夫等（1994）阐述这个问题时引用了 Grossman（1983）的观点。

然是初级的）工业基础（林毅夫等，1994）。国家对农村经济的汲取，包括以一套紧密交织、无所不在的农村金融体系进行的金融抽取，并配合严重扭曲的劳动力、商品和资本价格，造成了产业结构的不平衡，推动了重化工业优先的国家目标的实现。这种行政捕获，不仅出现在计划经济时期，也伴随着改革开放的前期，一直延续到 20 世纪 90 年代中后期资金形势逆转，市场主导改革时期的到来。

三、由中央到地方的行政捕获：1978～1995 年

中国的改革开放，始于 1978 年的农村改革，并引发了 20 世纪 80 年代更广泛的经济改革。从农业产值和农民收入激增的基本事实看，改革取得了巨大成功。这在很大程度上归功于农业生产组织的体制改革（即从人民公社转变为家庭承包责任制）以及城市部门展开的地方工业化和城镇化建设，使得城乡产品和劳动力的交换市场不断发展，极大地释放了农民的企业家才能和生产力（黄亚生，2009）。然而，尽管 20 世纪 80 年代在放活农村经济上获得巨大成功，农村金融依旧是抽取性的制度安排。从改革初期到 20 世纪 90 年代中期，资本短缺问题一直困扰着中国经济，使中央和地方有动力去维持农村金融体系的储蓄动员功能。1985 年中央向地方分权的“拨改贷”制度实施后，地方政府逐渐不再指望国家预算无偿拨款来进行基建投资了，而是转向了聚集更多资金的银行体系。向地方的分权化改革，使得地方工业化和城市化，不断产生巨额的资金需求，让中央和地方对财政和金融资源的控制，更加协力，也相互冲突。实际上，金融控制主要表现为相互继承的两种形式：中央政府主导的金融纵向分割，和地方政府主导的金融横向分割（周立，2003a），加强了国家转移农村金融资源的能力，又重新让国家工业部门获得了坚实的金融资源支持。

（一）金融纵向分割

1979 年后经济改革的目标，是将中国从严格的计划经济转变为市场经济。改革过程中，国家逐渐从发布指令的高位退出，把之前高度垄断的经济自主权，逐步还给地方。这一过程自然伴随着国民财富由“集财于国”到“散资于民”的转换。一个直接的证据，就是国家财政能力不断降低。国有企业在国民总产出中的比重也相对降低，这也减少了国家的收入。中央政府在新的“弱财政”现实下，却仍然需要具备动员和分配资源的强大能力（王绍光、胡鞍钢，1993）。因此，金融部门，尤其是银行，承担了国家财政的部分功能，动员金融资源补贴国有企业、缩小地区差距。例如，到 20 世纪 90 年代中期，国有企业 98% 的营运资本是银行融资。这种转变导致了中国银行体系财政化，国家把包括农村金融体系的金融部门，当作“第二财政”（周立，2003b）。

以 1979 年 2 月恢复成立中国农业银行为标志，金融改革开始了中央政府主导的纵向分割，以加强对金融资源的纵向控制。过去的单一银行，即中国人民银行，同时作为中央银行和唯一的商业银行，显然不能在一个分权的、越来越复杂的市场完成动员庞大而分散的民间资金的任务。因此，1979～1984 年，单一银行制迅速变革为双层银行制。中国人民银行逐渐变为独立的中央银行，其原有商业功能被拆分，由新组建的四家国有独资专业银行承担，即中国工商银行、中国农业银行、中国银行和中国人民建设银行（1996 年改称为“中国建设银行”），统称“四大”。

中国的行政机构分为不同的纵向功能或产业部门（“系统”或“条条”），同时又有横向的权力范围

划分（“地区”或“块块”）。在这个意义上，中国的银行主导型金融体制是一个纵向分割的结构。“四大”的业务以不同产业部门来纵向分割，网点遍布全国，每一家都在自己的领域内享有垄断地位（周立，2003a）。例如，中国农业银行于1979年2月首先从中国人民银行分离出来，职责是为农村地区提供金融服务^①。银行体系越来越像“第二财政”，凭借其纵向结构，帮助中央政府动员家庭和企业的资金，包括农村地区的资金，为其工程和项目融资。1951年设立的农信社^②也归在中国农业银行的管理体系之下，使其触角延伸到每一个乡村和农户。改革初期的高速货币化进程，带来了金融机构资产的井喷式增长。金融体系的纵向分割，并不意味着以商业原则来分配资源，相反，主要是为政府财政投资提供融资。在动员资源过程中，金融业替代税收功能；在资源配置过程中，金融业替代财政功能。导致了金融资源被异化为中央和地方政府的财政资金，金融业异化为“第二财政”（周立，2003a；2003b）。纵向分割带来各家金融机构功能分野和业务区隔。1997年亚洲金融危机后，才以“工行下乡、农行进城、建行破墙、中行上岸”的方式，打破了业务区隔，也使得国有专业银行商业化改革得以落实。

（二）金融横向分割

1985年全面实行基本建设投资由财政无偿拨款，改为通过银行以贷款方式供应（简称“拨改贷”），地方政府开始加入资金争夺战。在双层银行体制建立前，地方政府没有控制所在地金融机构的冲动，因为在计划经济体制下，财政预算远比银行借贷重要。但是，伴随中央政府财政能力的减弱，中央计划内安排的资金越来越不足以满足地方的投资需要。另外，在新的财政包干制下，地方政府也开始有意减少税收努力（王绍光、胡鞍钢，1993；周立，2003a）。即使用开放政策吸引外商投资，中央和地方政府的资金缺口仍然越来越大，这意味着银行部门必须更多地承担替国家基础设施建设提供资金的重任。更重要的是，地方官员的提拔取决于政绩，而地方政绩主要表现为地方经济增长；经济增长主要表现为投资竞争，而投资竞争主要表现为金融资源竞争，金融资源竞争又主要表现为金融机构竞争。总之，地方官员的政治生涯很大程度上取决于对金融机构的控制。所以，地方政府加强了对国有银行当地营业网点的控制，毕竟当地分支机构的人员任命和员工福利掌握在地方政府手中，而且国有银行和新型专业银行也有在各地铺设网点的冲动。同时，地方政府开始争相设立融资平台，如信托投资公司、证券公司等，并争取在当地设立融资中心、证券交易中心等，以吸引资金用于地方投资。其后果是，在很短时间内，以地方政府为基础或由地方控制的金融机构（部分非法）遍地开花、爆炸式增长。所以，在中央的纵向分割下，金融体系进一步依行政地域横向分割为块块（见图2）。

资金持续短缺和政府（中央的和地方的）对金融控制的强化同时并存，意味着20世纪80年代到

^① “四大”的分工为：中国工商银行负责城市储蓄和借贷，中国农业银行负责农村部门储蓄和农业贷款，中国银行负责所有与国外相关的交易，中国建设银行作为主要的国家建设工程提供贷款。这一格局在20世纪90年代中后期被打破。

^② 农信社自1951年设立，一开始只是农村的群众性资金互助组织，经历7轮改革，逐渐走向官办，商业化和政策性色彩胜过了合作金融特征。2003年以来，原银监会主导了农信社改革，一方面抛弃了合作制，转向了股份制，另一方面从机构上一分为三，即农商行、农合行、农信联社。其中，农商行在2010年后成为主导模式。本文在广义上使用农信社这一概念，即包括上述三类机构。

20 世纪 90 年代早期农村金融的改革目标，依然是动员农村金融资源，服务于工业化和城市化，而非解决农村地区的融资难题。必须认清，农业投资的回报明显低于工业，特别是出口加工业。因此，地方政府和银行都乐意将农村储蓄用于非农投资。另外，地方金融机构的资金，特别是农信社的资金，常常被地方政府通过行政干预获得。在“中央政府—地方政府—农信社”的三角关系中，最大的成本承担者是中央财政；最倒霉的是农村信用社，因为它们总是处于被改革的惶惶不安之中，最大的获益者是地方政府（谢平，2001）。

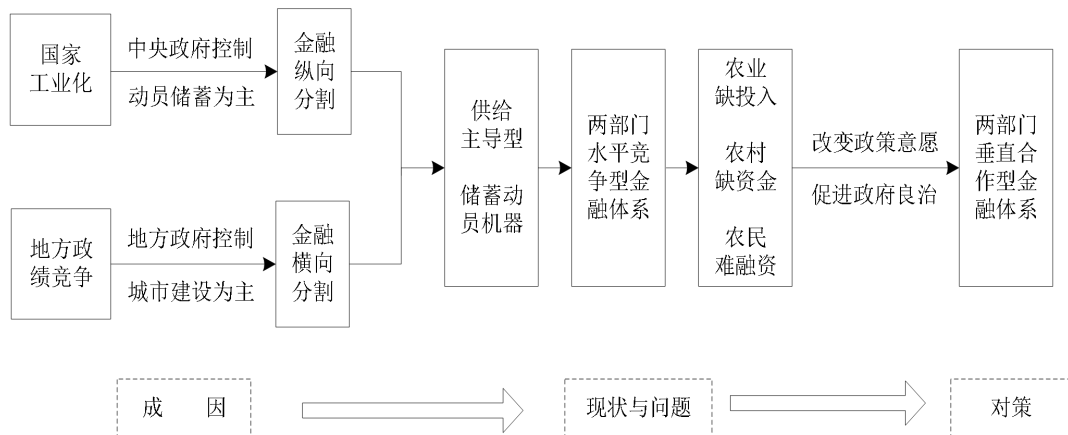


图2 中国农村金融体系形成逻辑与改革思路

在微观层面，农业银行自 1979 年重建以来，一直同时扮演政策借贷者和商业借贷者两种角色。农村金融的另一个主要力量是农信社，在 20 世纪 80 年代，拥有 60% 左右的农村储蓄和贷款。此时，农信社被定义为合作金融，受农行直接管辖，因而在经营管理上缺乏灵活性和独立性。与一般意义上的合作金融不同，农信社有很强的政府背景，从农村地区吸收金融资源，转而投入非农领域和工业部门，为其储蓄存款寻求更高的回报。从 20 世纪 70 年代起，农信社各项贷款余额一直低于其各项存款余额（存贷比低于 1），即农村存款只是部分用于农村贷款。20 世纪 80 年代，存贷比大体在 1/2 左右，20 世纪 90 年代在 2/3 左右。其中，1995 年只有 22% 的农户储蓄被用于农村贷款。在 20 世纪 80 年代，仅有 30% 的农村居民可以获得某种形式的信贷，到了 90 年代，这个数字已经减少为 10%（黄亚生，2009）。在国家储蓄动员的制度下，即便逐渐自由化的农村经济有猛增的金融需求，农村剩余仍然在净流出，农村地区成为城市新兴富裕阶层的资金净供给者。

值得注意的是，20 世纪 80 年代和 90 年代初期，乡镇企业异军突起，于是农村工业、乡镇企业和农村商业贷款成为农村贷款的重点支持对象。然而，在乡镇企业融资方面还是有两个问题。第一，因为农村工业企业的回报率普遍高于农业生产，金融机构倾向于向农村工业投入更多的贷款。第二，尽管乡镇企业贷款增加了，但这部分增加的贷款更多是一种结构变动，很大程度上替代并抑制了金融机构向农业和农户的贷款（Zhou et al., 2016）。20 世纪 90 年代末，乡镇企业开始衰落，它们吸纳农村劳动力、提高农民收入、留住社区资金、推动社区发展的作用日益减弱，取而代之的，是由乡镇企业改制而来的中小微企业。它们不再追求社区利益，而是追求私人利益，并且陷入了中小微企业融资难的陷阱之中。

（三）小结：正式体系对非正式体系的排斥

在正式机构信贷和其他金融服务缺乏的情况下，日益增长的金融需求引发了各种非正式机构兴起，这些机构多数脱胎于 1949 年起被取缔的各类社会金融形式。例如个人放贷转化为民间借贷、合会组织转化为资金互助和定向募股集资。按照是否获得金融牌照，是否被纳入金融当局监管体系，金融机构可以划分为正式和非正式两大类金融安排（详见图 3）。

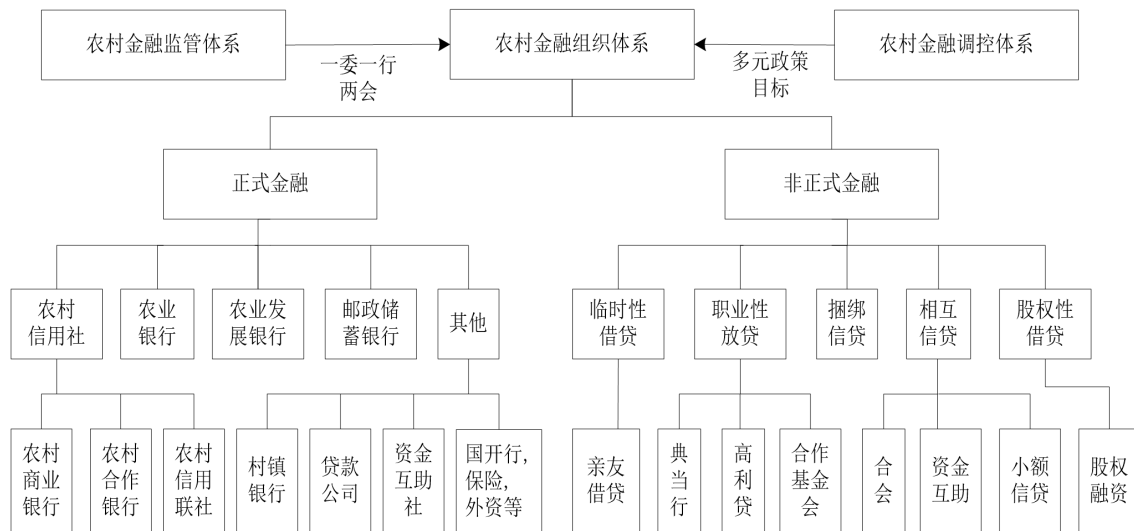


图 3 中国农村金融体系的基本框架

正式金融安排，指经金融当局批准，受金融监管当局监管的金融机构或组织。除此之外的金融机构或金融活动，则为非正式金融安排，它们中的大部分，在灰色地带运行。这些非正式机构在国家控制之外运行，意味着其资本无法根据国家政策偏好由行政命令转移。因此，非正式机构与正式机构在吸收农村储蓄、调动资金的任务上存在直接冲突。非正式体系对正式体系的替代性十分明显，按照北京大学社会科学调查中心主持的中国家庭追踪调查（CFPS）2012 年的微观调查，贫困农户的正式金融借贷行为仅占 22.18%，非正式金融借贷行为占了 77.82%。非贫困农户的正式金融借贷行为仅占 24.60%，非正式金融借贷行为占了 75.40%。无论怎样，非正式金融机构才是向农户提供金融服务的主力军。西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心组织的“中国家庭金融调查”（CHFS）更具影响力，其 2011 年的全国调查数据表明，在 1078 个样本农户家庭中，共有 758 个家庭为生产经营而产生过借贷行为，占比 70.3%。其中，通过正式金融渠道取得生产经营性借贷的家庭有 198 户，通过非正式金融渠道取得生产经营性借贷的家庭有 655 户，分别占比 18.37%和 60.76%。由此可见，社会金融生生不息，在民间扎根甚深的非正式金融，仍是大多数农户家庭的主要融资途径。然而，中国在经济和社会转型条件下，保持并强化国家能力十分必要。为了保持国家能力，改革开放以来，中国政府加强了对金融业的控制，促使其行使财政职能。对资金短缺时期金融部门“储蓄动员机器”角色的定位（周立，2003a），使得政府不会听任非正式部门争夺储蓄资源。对政府来说，正式和非正式体系属于同一层面的两部门水平向竞争，而不是两部门垂直合作（周立，2007，见图 2 和图 3）。因此，限制和打压非正式金融部门，以保证正式部门发挥资金动员功能，是当时农村金融政策的另一个主题。

四、市场抽取：1996 年起的改革

20 世纪 90 年代中国加快经济改革后，关于中国农村的研究开始将兴起的市场因素纳入建立好的“国家—社会”范式中。周飞舟（2006）认为，2000 年前后的税费改革，标志着国家在农村的政权从之前的“汲取型”转变为“悬浮型”。国家退出农村后的社会经济治理，其功能大部分被农村新兴的非体制精英阶层所接替（仝志辉、贺雪峰，2002）。同时，亚洲金融危机之后，出于金融安全考虑，中央开始批准国有银行商业化，相应地，对农村金融实施以市场为中心的新自由主义改革路径，以期提高金融中介的效率。这种改革策略导致了本文所说的“市场抽取”。

（一）市场抽取体系的建立

市场抽取是指市场抽取农村金融资源到非农的工业化、城镇化、信息化的建设领域。虽然市场机制通常可以有效率地配置产品和服务，但它也存在诸多无效率的缺陷，如信息不对称（Stiglitz, 1981）、非竞争市场、委托代理问题、外部性（DeMartino, 2000）及公共品困境（Stiglitz, 1981）。市场主导金融资源配置及其导致的资金抽取，对农村发展产生了负外部性^①。

首先，提供农村金融服务的企业成本很高，会加强其逐利动机。这是一个高风险（也因此成本高昂）的生意，对市场机制来说尤其如此。与工业相比，农业是与自然相交换的部门，自然、地理、季节和人口均存在不确定性。这些不确定性对农村金融活动有直接影响，因为它们增加了金融机构的成本，也放大了信贷风险。另外，在市场机制下，农业和工业服务业的资本回报差距更大了，一方面是因为计划经济时期国家对农村和农业的行政捕获，造成了城乡的鲜明对比，另一方面是因为改革时期的开放政策导致贸易部门（特别是国内工业）投资机会众多，从而进一步扩大了这个差距。因此，利润驱动和利己主义的商业机构只会遵循市场逻辑，通过农村资金非农化来避免或减少他们的企业成本，也就是将从农村部门动员出来的资金投向更有利可图的城市和工业部门，而非满足农村人口和产业的需求。二元金融结构，一方面根植于二元经济、社会和政治结构，另一方面又对其做了强化。

其次，市场机制一方面会降低交易成本，另一方面也会加大社会成本。要理解社会成本的加大，可以考察农业与农村社会对中国整体经济和政治结构的相关性和重要性，以及农村地区缺乏金融中介和金融资源的负面影响。尽管近年来中国农业产值在总产值中的占比在下降，2014 年首次下降到 10% 以下，2018 年已降为 7.2%，自 2017 年起已连续三年在 8% 以下。但农业、农民和农村（即“三农”）却愈发具有安天下、稳民心的基础性、战略性地位。2017 年底推出的乡村振兴战略，更将农业农村重新置于“重中之重”“优先发展”的战略地位。作为实现现代化中国梦想的关键部分，中国农业的健康发展为这个世界人口最多的国家提供了基本粮食保障。考虑到农村消费和农村市场的巨大潜力，它还

^①外部性在经济活动的几乎各个领域都很常见，它被定义为产品和服务的生产或消费没有得到适当补偿时所产生的外溢效应（Buchanan and Stubblebine, 1962）。当价格机制未能反映生产和消费的全部社会成本和社会收益时，外部性就会导致市场失灵。负外部性意味着社会边际成本比企业边际成本更高，但是追求利润最大化的生产者或服务提供者倾向于仅考虑企业成本和收益，从而导致社会承担了额外成本。

为中国系统地转向消费驱动经济体提供了坚实的基础。此外，虽然近 3 亿青壮年农民工涌入城市和沿海地区，使得从事农业的多为老人和妇女（俗称“3899 部队”）等辅助劳动力，但 2017 年发布的第三次全国农业普查数据显示，全国仍有 2.3 亿农户，3.14 亿农业生产经营人员，3.62 亿乡村从业人员。到 2019 年末，农民工总量为 2.91 亿人^①。也就是说，农业不仅为大量农村人口提供就业机会，还为近 3 亿处在城乡两栖状态的流动农民提供了一个退路。因此，在金融资本主导下的全球化危机和各类能源、疫情危机的全球范围内相互传导，以及中国进入经济增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期“三期叠加”的新常态情况下，为应对国内外各类挑战，农村地区对中国政治和社会稳定，起到了至关重要的稳定器、压舱石和减压阀的作用。

按照邓小平关于“金融是现代经济核心”的定位，农村金融体系本来应该是农村和农业发展的心脏和血脉。但由于城市的投资回报率，以及一系列城市优先、工业优先的发展政策，使得金融资源总是向另外“三化”（城镇化、工业化和信息化）分配，农业农村现代化一直处在滞后状态，使得“四化同步”成为走出城乡发展不平衡、不充分、不同步的关键因素（周立，2018）。实际上，中国在推出乡村振兴战略前，已进行了近百年的乡村振兴实践，这使得新古典经济学框架下讨论的“国家的掠夺之手”，在中国表现为上文言及的分配性的“抽取之手”，进而转换为国家的“扶持之手”。自 2005 年实施新农村建设起，国家主导开始对农村开展由“汲取”到“给予”的各类基础设施改善和公共服务提供，不同类型的村村通等“扶持之手”伸向农村。2017 年以来推行的乡村振兴战略，更意图补齐农业农村发展滞后这块短板。城乡融合、产业振兴和四化同步，将解决农村发展的不平衡、不充分、不同步问题，走出中国特色的乡村振兴之路（周立，2018）。但长期以来，农村部门处在持续的资本净流出状态，这严重制约了农村的发展机会，扩大了城乡收入差距，进一步加剧了城乡不平等，从而产生了社会成本。不断深化的市场化改革，让人期待市场能承接政府由“抽取之手”到“扶持之手”的方向性转变，在有为政府和有效市场的“政府—市场”框架下，去解决对农村资金的抽取问题。

然而，金融机构的市场化改革，并未能如政策预期的那样反哺农村，反而继续了过去行政捕获，转向了市场抽取。当政府的金融控制，逐渐转向了市场化改革后，政府和市场这两只手，开始一起塑造中国农村金融体系。下文将论证，中央重振农村金融和发展的战略转变，以及金融市场化的兴起，并未能改变资金流向，反而促成了行政捕获向市场抽取的接替，导致了一种有行政支持的市场抽取。换句话说，在中国，兴起的市场体系属于发展型国家的一种工具，而非西方自由型国家的一种目的。虽然政府的角色一直很重要，但在新的“政府—市场”关系下，抽取农村金融资源的机制，逐渐从政府主导（行政捕获），转变为市场主导（市场抽取）。这种转变，是中国农村金融演变背后的主要逻辑。若要改变农村资金面貌，未来需要重构政府、市场和社会（农民）的关系，以形成新的国家、农民与金融的制度安排。

^①按照国家统计局 2020 年 2 月 28 日发布的《中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》，截至 2019 年末，全国人户分离的人口 2.8 亿人，其中流动人口 2.36 亿人。全国农民工总量 2.91 亿人，比上年增长 0.8%。参见：http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228_1728913.html。

（二）资金形势由短缺转向过剩的基本背景

资本短缺是国家对农村金融实施行政捕获的关键背景，这一形势在 20 世纪 90 年代中期发生反转。1996 年是一个明显的转折点。自 1996 年起，中国的金融体系的资金从短缺变为充裕和过剩。最主要的迹象，是国内金融机构从净贷差变为净存差。

由图 4 可见，1978～1995 年，人民币存贷款一直处于贷差状态，在 1987 年，存贷比达到最高（140.7%）。但 1996 年开始，贷差转为存差，而且连年大幅度上升。相应地，存贷比低于 1 且连年下降。例如，存贷比从 1998 年的 93.5% 持续下降到 2008 年 66.89% 的最低点，即三分之一的资金在银行体系中空转。2015 年以来，存贷比逐年提升，到 2019 年年底，存贷比提升至 78.91%，但贷差却维持高位，仍有 48.73 万亿元^①。即使考虑存款准备金、备付金和银行投资结构变动的因素，进入新世纪 20 年来中国金融体系的流动性总体过剩，而且过剩金额十分庞大的事实，基本没有改变。

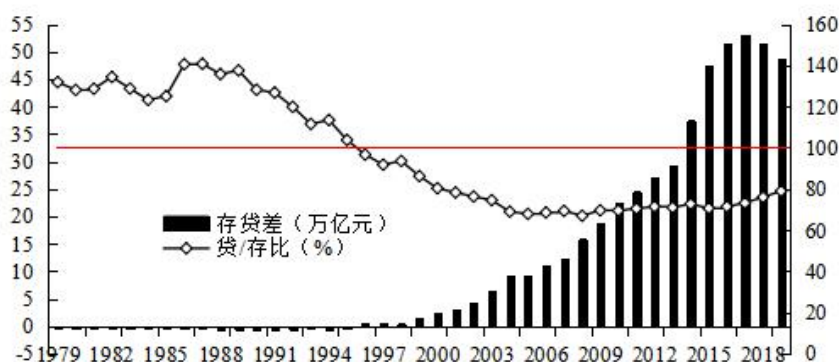


图 4 中国金融系统资金余缺情况变化（1979-2019）

资料来源：依据以下两方面数据计算所得：①1998 年及以前为国有银行数据，来自国家统计局《新中国五十年统计资料汇编》（中国统计出版社，1999）；②1999～2019 年为全部金融机构数据，来自中国人民银行调查统计司历年的统计资料，参见：<http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/index.html>。

国内资本的大幅增加，和资金供求形势从贷差向存差的逆转，为国家重新定位农村金融部门的功能，留下了政策和实践上的腾挪空间。此时遵从金融自由化秩序，从行政性的金融控制，走向市场化改革，是一个必然过程。自 1996 年提出农村金融改革方案起，各类农村导向的政策陆续出台。如 2002 年起将解决三农问题定位为全党、全国以至于全部工作的“重中之重”，2004 年起全面取消农业税，2005 年推动新农村建设，2007 年起放宽农村金融市场准入。这一过程中各类改善农村公共设施和公共服务的政策，相继出台。2017 年以来推进的乡村振兴战略，已经规划到了 2050 年，足见中央高层世所罕见的政治决心。实际上，自 2004 年以来，到 2020 年连续 17 个中央 1 号文件，都锁定了三农，并不同程度地提出改革农村金融体系、改善农村金融服务的具体措施，这反映出中央高层对农村金融

^①根据中国人民银行调查统计司相关统计数据计算得出。参见：<http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/116319/3959050/index.html>。

重要性的战略考虑，也给予农村金融体系改革以很大动力。

资金由短缺转向过剩，使得农村金融政策也产生了方向性逆转。根据国务院 1996 年的农村金融改革方案，农村金融改革的目标是“建立和完善以合作金融为基础，商业性金融、政策性金融分工协作的农村金融体系”^①。以此为导向，1996 年以来的改革大体可以分为两个阶段。第一阶段是 1996～2003 年，集中精力建立专门承担政策性贷款的机构，以解除金融机构商业化改革的政策性负担，并由此推进国有银行商业化改革。第二阶段从 2003 年开始，围绕农信社机构改革和农村金融市场放开和机构多元化而展开。

起初，改革策略看起来是朝着设定的方向，强调以系统和互补的方式，整合三种金融形式，即政策金融、商业金融、合作金融构成三位一体，来解决农村金融困境，而且合作金融被摆在了基础性的关键位置。然而在实践中，三位一体的方案，很大程度上被市场导向的改革所替代，伴随着作用有限的政策金融发展，充满问题的合作金融改革，转变为追求利润最大化的商业化改革，合作金融基础逐渐剥蚀和消失了。

（三）行政体系伸出的帮助之手

1996 年之后，国家行政体系逐渐由“汲取之手”，变为“帮助之手”。中央至少在如下七个方面意图重塑农村金融体系：①建立农业政策性金融机构；②通过扶贫项目和邮政储蓄系统增加小额信贷供给；③发放扶贫贴息贷款；④成立贫困村村级互助资金；⑤清理整顿农村合作基金会；⑥逐步放宽农村金融市场准入；⑦推动农信社股份制改革。

首先是建立农业政策性金融机构。中国农业发展银行（简称“农发行”）于 1994 年成立，原本期望它能够分离农行的政策借贷职能，让农行成为真正的商业银行。然而，农发行成立后，只负责主要农产品收购贷款，未能提供全面的政策金融供给，农行仍然承担着部分政策性职责。1998 年，农发行的贷款业务范围进一步缩减，只负责提供和管理粮棉油收购资金。2005 年，农发行共发放贷款 3423.7 亿元，其中 80% 是粮棉油收购贷款（刘西川，2008）。随后，农发行开始介入基础设施建设等指导性贷款，以及全产业链信贷。2018～2019 年，乡村振兴也成为农发行主要的作用领域。但是，农发行的作用仍然十分有限。2018 年农发行全年累放贷款 1.8 万亿元，年末贷款余额达到 5.14 万亿元，相比银行类金融机构 33 万亿元的涉农贷款余额，以及 2018～2022 年乡村振兴至少 7 万亿元的重点任务投资计划而言，在政策职能的担当上仍有明显不足。^②本可以扮演中心角色的政策金融，受困于制度设计和分工模糊，未能担当起预想中的政策性职能。

其次是通过扶贫项目和邮政储蓄系统增加小额信贷供给。2007 年以来，国家从邮政储蓄和扶贫性小额信贷两方面，迈出了微型金融项目的步伐。1986 年设立的邮政储汇局，原是隶属于邮政部门的一

^①参见：《国务院关于农村金融体制改革的决定》，《中华人民共和国国务院公报》1996 年第 26 期，<http://www.cnki.com.cn/Article/CJFDTotat-GWYB199626003.htm>。

^②农发行发放贷款数据参见：《中国农业发展银行年度报告 2018》，<http://www.adbc.com.cn/n4/index.html>；乡村振兴重点任务数据参见：http://www.xinhuanet.com/fortune/2019-01/12/c_1210036727.htm。

个汇兑机构，虽然网点延伸到几乎每一个村庄，但一直没有发放贷款的功能。但在流动性悖论，即城市流动性过剩，农村流动性不足（周立，2008）的基本背景下，于 2007 年 3 月设立了中国邮政储蓄银行，开始向城乡储蓄者发放有储蓄支持的小额贷款。然而，邮储银行信贷支农力度一直微弱。例如，2012 年在县及县以下地区累计发放 798 万笔小额贷款，即使按一户一笔算也只占全国农户数的 2.9%（中国人民银行，2013）。近些年大型零售商业银行的定位，使得邮储银行各项业务开始拓展。2019 年 3 月起，邮储银行资产规模突破了 10 万亿元。2019 年 3 月末贷款余额达到 4.53 万亿元，已相当于全国本外币贷款余额 150 万亿元的 3.02%。^①

第三，发放扶贫贴息贷款。国家支持的小额贷款的主要形式，是在面向低收入地区和大部分农村家庭的扶贫项目中发放贴息贷款。政府从 1986 年就启动了扶贫贴息贷款计划，但它们大多服务于乡镇和村集体而非个人或家庭(Rozelle et al., 1998)。直到 1994 年，国家启动八七扶贫攻坚计划后，开始为家庭直接提供贴息贷款。但这个项目还款率低、损害了微型金融的可持续性，也带来了“精英俘获”和官员寻租（Wedeman, 2004）。在信贷配给和优惠利率的情况下，政策贷款并没有达到低收入家庭，而是以政治资助和关系网络的形式落到地方政府和非体制精英（即“精英俘获”）手中。

第四，成立贫困村村级互助资金。这也是政府近十多年来推动的一项小额信贷政策。2006 年，国务院扶贫办和财政部在 14 个省份的 140 个村开展了贫困村村级互助资金的试点。2007 年，又在全国 27 个省份的 270 个村继续扩大试点。2007 年以来，中央和地方政府进一步加大了试点规模，特别是部分省份的地方政府增加了对村级互助资金的投入，贫困村村级互助资金在全国得到大规模发展。到 2009 年底，村级互助资金覆盖到 940 个县，9003 个村，互助资金规模达到 17 亿元，会员 74 万户，其中贫困户 37 万户。但是，村级互助资金金额很小，平均每个村 18.88 万元，每个会员 2297 元。2006~2009 年，在世界银行第五期技援项目的支持下，国务院扶贫办和财政部在四川旺苍和河南叶县对互助资金运作模式进行了系统的试点和研究。虽然村级互助资金具有广泛的覆盖面和益贫的针对性，但其金额过小，扶持面过窄，对农村金融体系的改变微乎其微。

第五，清理整顿农村合作基金会。实际上，国家的帮助之手，只是通过正式金融部门伸出的。延续长期以来行政捕获的惯性思维，国家对非正式部门常常重拳打击。大部分情况下，政府可以容忍竞争性机构在地方层面出现，但一旦它们达到很大规模，并与国有金融机构竞争性地吸收资金，国家便会想方设法接收或管制它们（Park et al., 2003）。对非正式部门的管制从 1996 年起开始加强，农村合作基金会的历史是一个很好的例证。20 世纪 80 年代，当时的农业部建立了一个农村合作基金会网络，作为服务农民的金融中介，但人民银行从未将其当作正式机构。在 20 世纪 90 年代地方政府的隐性制裁下，它仍然实现了高速发展，并且成为事实上的村镇银行。在 1996 年 9 月，农村合作基金会遍布中国 38% 的乡镇（Du, 1998），拥有资金 1000 亿元，而当时的农信社资金为 8800 亿元（Cheng et al., 1997）。虽然农村合作基金会被指责发放高利贷、风险条款不充足和“风险软约束”（Cheng et al., 1997），

^①中国邮政储蓄银行 2016 年 9 月在香港联交所挂牌上市，2019 年 12 月在上交所挂牌上市，完成“股改—引战—A、H 两地上市”三步走改革目标。参见：<http://www.psbc.com/cn/PsbcDemeanour/AboutPSBC/1939.html>。

但它们对总体金融稳定产生的威胁，远小于一些部门的狂热投机，如证券市场（温铁军，2009）。即便如此，中央政府还是在 1999 年下令取缔了农村合作基金会。它的全国性解散，进一步减少了农村居民和中小企业的信贷来源。

第六，放宽农村金融市场准入。虽然政府大力建设国家许可的正式金融部门，2007 年还推出了逐步放宽农村金融市场准入的新政，鼓励资金互助社、小额贷款公司、村镇银行三类机构，得到金融许可证，成为正式金融部门，以增加农村金融供给。但农村金融市场的四大基本问题：严重的信息不对称、抵押物缺乏、特质性成本与风险、非生产性借贷为主（周立，2007），依旧得不到解决，农民依然主要依赖非正式渠道融资。根据原农业部 2009 年的全国性调查，农民家庭借贷金额中只有 16.6% 来自正式金融机构。另外，那些官方信贷供给增加的村庄，非正式金融的规模实际也在增加（Tsai，2004）。

第七，也是最重要的，是推动农信社的股份制改革。在 1996 年农村金融改革方案中居于基础地位的合作金融，在改革中出现变异，走向了股份制方向。合作组织（包括金融合作组织）应为用户所有、用户控制和用户受益，按中国的政策语言表述：民办、民管、民受益。中国最有代表性的合作金融组织是农信社。在 1951 年成立之初，农信社只是一个非正式的群众组织，1954~1957 年农信社性质大讨论有如下结论：“信用社是社会主义性质的、农村劳动人民的资金互助组织”。但之后在人民公社、人民银行、农业银行等管理之下，越来越走向官办。根据国务院 1996 年农村金融改革方案，农信社本来应该继续保持并强化其合作金融组织的性质，但 2003 年起，却在商业化的道路上越走越远。一方面，农信社控制者缺乏激励进行真正的合作化，反而更愿意充当一个商业借贷者，将农村储蓄导向当地城市和工业部门，以获取利润。另一方面，2003 年起“地方政府负责”的农信社改革，使得以省联社为主导形式，地方政府加强了金融控制，并干预农信社的日常经营。使得农信社积累了数量庞大的不良贷款。2002 年末，全国超过一半的农信社都有亏损，使得农信社不良贷款额占其总贷款余额的 37%（刘西川，2008）。

农信社的股份制改革，自 2003 年下放地方政府负责和由刚组建的银监会监管时，开始加速。这一时期，农信社组织形式开始一分为三：农村商业银行、农村合作银行和农村信用联社。这些机构在越来越强的股份制改造要求下，以银监会和省联社为主导，开始了股份制改造。2003 年中央“花钱买机制”后，交给“地方政府负责”。中央买过单的农信社，交由地方政府后，按照朱镕基总理定下的“谁的孩子谁抱走”的原则，由地方政府对其控制的农信社的资金损失负责。然而，旧的问题依旧，因为地方政府保持着对农信社的影响力，其领导大体由上级政府任命。股东数量的减少导致农信社内部人控制问题更加严重（谢平等，2006）。另外，农信社的乡镇级法人地位全部取消，和走向省联社主导，导致贷款决策权限上收，农村小额贷款供给减少，更多的金融资源被贷给了国企和城市客户。例如，尽管农信社农户贷款占比从 2003 年的 28.9% 上升到 2012 年的 33.7%，同期获得农户贷款的农户数量实际上从 7720 万减少为 5070 万（中国人民银行，2013）。截至 2019 年 6 月末，全国农村信用联社农户贷款余额 4176 亿元，占农业贷款的比重为 75.8%；农户贷款增加额占农业贷款增加额的 93.2%。全国农户贷款面（获得小额信用贷款和联保贷款的农户占有贷款需求农户的比重）达到 46%。农信社农业贷款增加额占金融机构农业贷款增加额的 96.2%，农业贷款余额占金融机构农业贷款余额的比重为

80.4%。^①

无论如何，农信社改制后的资产规模增大和效率提升，是十分显著的。在正式金融机构里的支农主力军地位，也是十分明显的。在支持三农和绩效提升这两个有所矛盾的双目标面前，农信社在效率提升上走得更远。

（四）市场体系伸出的抽取之手

尽管有 1996 年三位一体的改革计划，但改革的中心导向，却一再偏离初衷。农村金融机构股改上市和走向商业化，是主导方向。先是农行的股份制改造和上市，之后就是农信社的股份制改造和部分农商行陆续上市。对具有明显金融控制特征的银行进行商业化改造，以提高效率，提升服务质量，是势所必然的。自 1979 年开始，邓小平就三次强调要把银行办成真正的银行。其中在 1986 年说道，“金融改革的步子要迈大一些。要把银行真正办成银行。我们过去的银行是货币发行公司，是金库，不是真正的银行”^②。1991 年春节邓小平在视察上海时，第三次提出要办真正的银行，说了如下名言：“金融很重要，是现代经济的核心。金融搞好了，一着棋活，全盘皆活”。以此为基调，国有银行商业化改革，开始步入法制轨道，1995 年《中华人民共和国中国人民银行法》和《中华人民共和国商业银行法》正式颁布，至少在名义上消除了四大国有银行的政策借贷职责。长期以来，国家期望农业银行专注于农业类的政策性和商业性金融服务，1994 年起成立的农业发展银行，从形式上剥离了农行的政策性职能，开始扮演农村政策借贷者角色。2003 年后，在人民银行领导下，市场导向的银行改革加速。总体路线图是将四大行改为股份制企业，吸引国外战略投资者，最终将它们在国内外上市。国家希望外资银行的专业知识和市场机制的精细约束，能够将四大行转变为具有现代企业治理结构和风险管控的商业性机构。最终，四大行均走完改革路线图，最后一家上市的中国农业银行，也于 2010 年 7 月完成了股改上市。

虽然此轮市场化改革取得不少进步，但农业银行和农信社等农村金融机构，还是存在一些制度性痼疾。农业银行仍然承担了一些政策功能，对应四大行成立的四大资产管理公司，也未能如 1998 年约期十年那样到期消失，而是转型成集银行、信托、证券、保险、租赁等各类金融牌照于一身的金融控股集团。农行开始的三农金融事业部制改革，也在 2017 年推广到邮储银行。但农行在 2010 年股改上市前夕称，农行要“两条腿走路”。这就意味着重新担负起商业性和政策性两项职能，回到了 1996 年改革前的功能混合状态。

除了国家银行改革，中央的市场化策略还包括降低市场准入和农村金融机构多元化。所有制限制上做出明显的放松。自然人、法人、合作组织，甚至外国机构，都被允许进入农村金融市场。这些放开农村金融市场的努力，被业界称为“农村金融新政”。人民银行开始鼓励地方对金融产品试验创新（中国人民银行，2013）。同时，从 2007 年起，政府准许成立新型农村金融机构，包括村镇银行、小额贷款公司和资金互助合作社。这种改革的逻辑是多种所有制金融中介供给的增加会加强市场竞争、增进

^①银保监会、央行发布《2019 年中国普惠金融发展报告》，参见 https://www.sohu.com/a/345848700_100086111。

^②邓小平，1993：《邓小平文选》第 3 卷，北京：人民出版社，第 193 页。

效率。实际上，这些新型机构对农村金融的帮助非常微弱。例如，2012 年底三类新型农村金融机构各项贷款余额为 2347 亿元。即使把它们都算作涉农贷款，也只占全部金融机构涉农贷款的 1.3%（中国人民银行，2013）。另外，它们中很多都偏离了在农村地区运行的支农角色设定，而只是遵循市场逻辑。例如，根据监管规定，村镇银行应该主要在当地服务“三农”。然而，虽然村镇银行数量从 2007 年的 9 家快速增加到 2013 年底的 1071 家（中国人民银行，2013），但大多数都位于相对发达地区，而且很多都根本没有参与涉农贷款业务。2019 年初，一家独大的村镇银行开业数量已增至 1616 家，资产规模达到 1.51 万亿元，但也只相当于银行类金融机构资产总额 268.53 万亿元的 0.56%，和农村金融机构 36.3 万亿元的 4.16%^①，依然只是“盆景金融”。

（五）小结：政府与市场的交替作用

总而言之，进入 21 世纪以来，中央政府有意识地对农民伸出了“帮助之手”，有意让农村金融发挥心脏和血管的作用，促进农业和农村经济发展，最终缩小城乡收入差距。然而，国家行政捕获时期汲取之手的缩回，和帮助之手的伸出，却在很大程度上被市场的抽取之手所妨害。市场导向的改革，使得各类金融机构在试图摆脱行政约束的同时，更多地受到利润约束。双重约束的转换过程，使得金融机构除了象征性的和有限的行动，并无兴趣真正支农，对中央的金融支农号召，出现了“上有政策、下有对策”的选择性执行（董玄、周立等，2016）。

这轮 1996 年开始的农村金融改革，建立在商业化和市场竞争的理想上，却进一步破坏了农村金融和经济，导致金融体系流动性过剩和农村地区流动性危机并存。这种金融资源分配的结构失衡，被周立（2008）称为“流动性悖论”。流动性悖论反映出一种从行政捕获到国家退出后市场抽取的动态转变。农村金融恶化与中国经济增长强劲的悖论持续加剧，如果不是预示危机，也表明市场导向的商业金融无法满足中央重振农村经济的决心。在市场逻辑下，逐利的金融中介将其网点像一根根管子一样插到农村地区，抽走储蓄和金融剩余，让农村经济饱受“失血”之困。

从图 5 可以看出 1954～2019 年农村储蓄和贷款之间不平衡的总体情况。1978～1995 年间，农村居民储蓄在国民总储蓄中占比一直在 20% 以上，1996～2016 年间也维持在 17.4% 和 23.9% 之间。1958 年和 1984 年是两个峰值，分别达到 36.4% 和 36.1%。然而农村各类贷款占比却明显低于其储蓄占比。例如，1996 年开始，涉农贷款总额占总贷款额的比例一直徘徊在 7.7%～13.5% 之间；短期农业贷款占比从 1978 年以来一直相对稳定，在 2015 年之前保持在 3%～8% 之间，在 2016～2018 年期间还突破了历史最低点，下降到 3% 以下，2018 年仅为 2.4%。

可见，虽然中央政府在行政捕获时期过后，进行了多元化竞争性农村金融市场的政治推动（张晓山、何安耐等，2006），但市场抽取依然如故。1978 年以来，无论是农业贷款还是涉农贷款，均与 1978～1989 年间 25.1%～33.4% 之间的第一产业产值占比，1990～2008 年间 11.3%～27.1% 的第一产业产值占比，以及 2009～2018 年间渐次下降的 7.2%～11.6% 的第一产业产值占比，同期比例都不匹配。若将各类农村贷款占比，与同期农村居民占总人口的比重、占总劳动力的比重去作比较，其结构更不匹配。

^① 村镇银行数据由中国银行业协会发布。参见：<http://kuaixun.stcn.com/2019/0327/14957948.shtml>。

此外,农村居民储蓄占比与涉农贷款占比之间的差距自 1996 年以来由 8.3 个百分点,一路扩大到了 2016 年 11.6 个百分点。截至 2019 年底,农业贷款占比为 4.5%, 涉农贷款占比为 13.52%, 虽因乡村振兴战略的实施而有所上升,但仍与农业产值、农村人口和农村居民储蓄占比皆不匹配。可见,市场化导向下的农村金融资源配置,既非按照经济效率原则,也非社会公平原则。

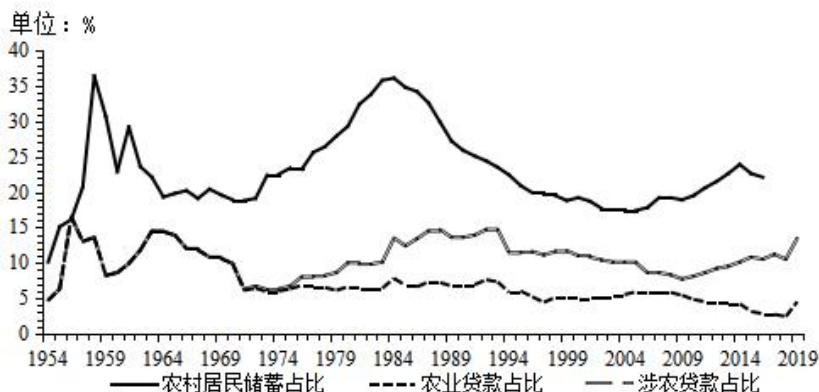


图5 国民储蓄和贷款中农村储蓄和贷款的比例（1954～2019 年）

注：①按照中国人民银行统计口径，“农业贷款”属于短期贷款，因此没有列入粮棉油收购贷款、中长期农业贷款、农户小额信贷及其他可能的支农贷款。②1954～1970 年间没有农户和农村发展贷款，因此农业贷款和涉农贷款数额是相同的。③“涉农贷款”这一统计口径自 2007 年才设立。2007 年之前的涉农贷款，是农业贷款和乡镇企业贷款的总和，这种做法在中国研究者中广泛使用，如朱喜、李子奈（2006）。④中国人民银行在 2009 年之后没有发布乡镇企业贷款统计数据。⑤农村储蓄能够查到的最新数据截至 2016 年底。

数据来源：2010 年以前的数据来源于《中国金融年鉴》（1986～2011）。2010 年及之后数据来源于中国人民银行调查统计司的统计报告（参见：<http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/index.html>）及银保监会的统计数据（参见：<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/tongjishuju/tongjishuju.html>）。

必须承认，金融部门推动的农村基本金融服务覆盖成效显著，虽然没能做到机构全覆盖，但在 2013 年实现了空白乡镇的金融服务全覆盖。然而，农村资金缺口依然十分巨大。据农业农村部估计，要实现乡村振兴战略 2018～2022 年五年规划目标，至少要投资 7 万亿元。财政资金和社会资金都是杯水车薪，要依赖资金看似过剩的金融部门弥补这一巨大缺口，也非常困难。况且金融机构在市场抽取背景下，不愿意违背逐利本性，反其道而行之。中国社会科学院财经战略研究院 2018 年发布的《中国“三农”互联网金融发展报告（2017）》^①显示，中国“三农”金融缺口高达 3.05 万亿元。截至 2019 年一季度末，本外币涉农贷款余额 33.71 万亿元，占全部金融机构人民币各项贷款余额 142.11 万亿元的 23.72%，但农户贷款余额为 9.56 万亿元，仅占 6.73%。2018 年底农业贷款余额为 3.9 万亿元，仅占贷款余额的 2.86%。^②资金离农和机构离农的状况，依然存在。

^①参见：<http://finance.jrj.com.cn/2018/05/11215224529326.shtml>。

^②数据来源于中国人民银行调查统计司的相关统计报告，参见：<http://www.pbc.gov.cn/diaochatongjisi/116219/index.html>。

五、结论与讨论：超越政府与市场

正如前任中国人民银行行长周小川（2004）所言，“如果将三农比喻为人的机体，农村金融则是机体中的重要器官，取之于机体又服务于机体，而不是一个体外的支持器械，可以只管用，不管养。”这种共生关系意味着，农村金融的演变，需要放到农村经济和社会这个更宽广的情境中去考察。

在计划经济时期，资本短缺成为制约国家发展的最大短板，中央政府通过其行政权力，以牺牲农村经济为代价，推行重化工业优先战略，农村金融不可避免地要服务于这一目标，动员农村资金，并将其转移到城市工业部门，形成了农村金融的行政捕获体制。虽然 20 世纪 80 年代早期农村改革的初步成功，以及 20 世纪 90 年代早中期乡镇企业的短暂扩张，1949～1996 年期间的农村经济和农村居民，一直受制于行政捕获的汲取之手影响。工业化、城镇化和信息化的相继兴起，将农业农村现代化抛在了后面。政府对农村金融的行政捕获特征，在 1990 年代中期发生转换。1996 年资金由短缺转向过剩，中央政府就意图缩回汲取之手，伸出帮助之手，以促进农村经济发展。但新的政府-市场关系，阻碍了国家意图的实现，市场并不愿意接过政府的帮助之手，更愿意接过捕获或汲取之手，进一步承接抽取农村资金的职能，使得农村融资困境并未解决。在行政主导的金融控制背景下，只有正式金融机构得到鼓励，非正式部门一直是一个受抑制的部门。无法解决信息不对称、抵押物缺乏、特质性成本与风险与非生产性借贷为主四大问题的正式金融部门，更倾向于为城市部门、工业部门继续动员储蓄。城乡发展的不平衡、不充分和不同步（周立，2018），使得农村金融摆脱了行政捕获之后，又陷入了市场抽取的困境。

本文以农村金融体系 70 年的发展过程，显示了“社会主导—行政主导—市场主导”三阶段的转换。政府以金融为第二财政的行政捕获，为实现国家战略汲取了资金。在国家目标由汲取农村转向反哺农村后，政府支农目标和市场机构利润目标又产生了冲突，并在汲取特征上有继承关系。本文的分析显示，在当前“政府—市场”两只手的制度框架下，改善农村金融的各项选择和可能性已近枯竭。中国农村金融的出路，在于超越金融控制的行政思维，和“多元化”“竞争性”的市场思维。笔者建议重拾与提升 1996 年制定的三位一体改革策略，即在合作性、政策性和商业性金融机构之间，在正式和非正式金融安排之间，建立一个国家支持的垂直合作体系。以“政府—市场—社会”的大三角，来超越“政府—市场”两只手的固定思维。通过非正式组织等社会力量的介入，使得以合作金融为主要形式的各类社会金融组织，与政策性、商业性金融组织形成互补，并在农村以社会金融组织为基础，使得政府（“看得见的手”）和市场（“看不见的手”）这两只手，真正能长在社会这个机体上，取之于机体，用之于机体。使得内生于农村经济与非正式机制，真正能发挥作用。

本文认为，中国农村金融的真正困境，源于缺乏真正的基于社会金融的内生性金融体系。资金短缺时期的行政捕获，资金过剩时期的市场抽取，都是“政府—市场”框架下的一整套外生于农村的金融制度安排。需要在“政府—市场—社会”的大三角框架下，将金融自主权还给农村，以农村社会为机体，使用和培育真正服务于农村社区的金融中介，才能促进社区再投资，和资金再回流，使得农村经济和社会机体，不再总是被抽血，而是血液回流和自我造血。当然，这样一个基于社会金融的内生

性金融体系，只有在坚实的社会信任基础之上，才能蓬勃发展。未来中国农村，甚至整个中国面临的挑战，就是不断培育社会信任，促进社会信用，带来社会机体健康，也使得长在社会机体上的政府和市场这两只手能更加强壮，形成政府有为、市场有效、社会有力的新格局。

参考文献

- 1.董玄、周立、刘婧玥，2016：《金融支农政策的选择性制定与选择性执行——兼论上有政策、下有对策》，《农业经济问题》第10期。
- 2.费正清，2000：《伟大的中国革命(1800—1985)》，刘尊棋译，北京：世界知识出版社。
- 3.郭庆、胡鞍钢，1991：《中国工业化问题初探》，北京：中国科学技术出版社。
- 4.何广文，1999：《从农村居民资金借贷行为看农村金融抑制与金融深化》，《中国农村经济》第10期。
- 5.黄亚生，2009：《农村改革的未竟之业》，《经理人内参》第17期。
- 6.吉姆·罗沃，1995：《亚洲的崛起》，上海：上海人民出版社。
- 7.孔祥智、何安华，2009：《新中国成立60年来农民对国家建设的贡献分析》，《教学与研究》第5期。
- 8.李约瑟，1975：《中国科学技术史》第一卷（总论），《中国科学技术史》翻译小组译，北京：科学出版社。
- 9.林毅夫、蔡昉、李周，1994：《中国的奇迹：发展战略与经济改革》，上海：上海三联书店、上海人民出版社。
- 10.林毅夫，2007：《李约瑟之谜、韦伯疑问和中国的奇迹——自宋以来的长期经济发展》，《北京大学学报（哲学社会科学版）》第4期。
- 11.刘西川，2008：《贫困地区农户的信贷需求与信贷约束》，浙江：浙江大学出版社。
- 12.罗纳德·麦金农，1993：《经济自由化的顺序：向市场经济过渡中的金融控制》，周庭煜等译，北京：中国金融出版社。
- 13.仝志辉、贺雪峰，2002：《村庄权力结构的三层分析：兼论选举后村级权力的合法性》，《中国社会科学》第1期。
- 14.王绍光、胡鞍钢，1993：《中国国家能力报告》，沈阳：辽宁人民出版社。
- 15.马克斯·韦伯，1997：《儒教中国官僚政治与中国资本主义萌芽：城市和行会》，载《韦伯文集：文明的历史脚步》，黄宪起、关晓琳译，上海：上海三联书店。
- 16.温铁军，2009：《农村合作基金会的兴衰史》，《中国老区建设》第9期。
- 17.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。
- 18.谢平、徐忠、沈明高，2006：《农村信用社改革绩效评价》，《金融研究》第1期。
- 19.张杰，2003：《中国农村金融制度：结构、变迁与政策》，北京：中国人民大学出版社。
- 20.张杰，2005：《农户、国家与中国农贷制度：一个长期视角》，《金融研究》第2期。
- 21.张晓山、何安耐，2006：《走向多元化、竞争性的农村金融市场》，太原：山西经济出版社。
- 22.中国人民银行，2013：《中国人民银行年报》，<http://www.cff.org.cn/zgjl/cffjy98/91983/91987/100091/index.html>。
- 23.周小川，2004：《关于农村金融改革的几点思路》，《新华文摘》第21期。
- 24.周立、王子明，2002：《中国各地区金融发展与经济增长实证分析：1978～2000》，《金融研究》第10期。
- 25.周立，2003a：《改革期间中国国家财政能力与金融能力变化》，《财贸经济》第4期。

- 26.周立, 2003b:《改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割》,《世界经济》第6期。
- 27.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。
- 28.周立, 2008:《流动性悖论与资本雇佣劳动——由农村金融与农村经济共生共存谈起》,《银行家》第1期。
- 29.周立, 2018:《乡村振兴战略与中国的百年乡村振兴实践》,《新华文摘》第11期。
- 30.周飞舟, 2006:《从汲取型政权到‘悬浮型’政权——税费改革对国家与农民关系之影响》,《社会学研究》第3期。
- 31.朱喜、李子奈, 2006:《改革以来我国农村信贷的效率分析》,《管理世界》第7期。
- 32.Bateman ,M.,2011, “ Microfinance as a Development and Poverty Reduction Policy: Is It Everything It’ s Cracked up to Be?” London: Overseas Development Institute (eds.) .
- 33.Buchanan, J. and W. C. Stubblebine,1962,"Externality". *Economica*.29(116): 371 - 384.
- 34.Cheng, E., C. Findlay and A. Watson,, 1997, "We're Not Financial Organizations! ’ : Financial Innovation without Regulation in China's Rural Credit Foundations". *MOCT-MOST: Economic Policy in Transitional Economies*, 8 (3): 41-55.
- 35.De Martino, G., 2000, 'Global Economy, Global Justice '.London: Routledge(eds.).
- 36.Du, Zhixiong, 1998, "The Dynamics and Impact of the Development of Rural Cooperative Funds (RCFs) in China". Chinese Economics Research Center Working Paper No. 98/2, University of Adelaide, Australia.
- 37.Fei Hsiao-Tung,1953, "China’ s Gentry",Chicago: Univ. of Chicago Press.
- 38.Grossman, G., 1983,"Economics of Virtuous Haste: A View of Soviet Industrialization and Institutions". *Marxism, Central Planning, and the Soviet Economy*,. Cambridge(eds.), Massachusetts: MIT Press.
- 39.Johnson,C., 1982, "MITI and the Japanese Miracle: The Growth of Industrial Policy, 1925–1975". Stanford, CA: Stanford Univ. Press.
- 40.Knight, J., 1995, "Price scissors and intersectoral resource transfers: who paid for industrialization in China?",*Oxford Economic Papers*, 47(1): 117 - 35.
- 41.Lu, Xiaobo, 1997, "The politics of peasant burden in reform China", *Journal of Peasant Studies* ,25(1): 113 - 38.
- 42.Mann, M., 1993, 'The Sources of Social Power, vol. 2. New York: Cambridge Univ. Press.
- 43.North, D. C., 1981, "Structure and Change in Economic History", New York: Norton.
- 44.Park, A., L. Brandt and J. Giles.,2003, "Competition under credit rationing: theory and evidence from rural China", *Journal of Development Economics* ,71(2): 463-95.
- 45.Rozelle S., A. Park, Ren Changqing and Vincent Bezinger.1998,"Targeted poverty investments and economic growth in China". *World Development*,26(12): 2137–2151.
- 46.Schmidt, R. H. and E. Kropp,1987,"Rural Finance: Guiding Principles", Eschborn, Germany: Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit.
- 47.Sklar, R.,1986,"Democracy in Africa", Political Domination in Africa: Reflections on the Limits of Power. Cambridge: Cambridge Univ. Press.
- 48.Shleifer, A. and R. W. Vishny,1998,"The Grabbing Hand: Government Pathologies and Their Cures",Cambridge,MA: Harvard Univ. Press.

49. Stiglitz, J. E. and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71(3): 393-410.
50. Tam, On-Kit, 1988, "Rural Finance in China", *The China Quarterly*, 113: 60-76.
51. Tsai, K. S., 2004, "Imperfect Substitutes: The Local Political Economy of Informal Finance and Microfinance in Rural China and India", *World Development*, 32 (9): 1487-1507.
52. Wedeman, A., 2004, "The intensification of corruption in China". *China Quarterly*. 180(1): 895-921.
53. Wittfogel, K. A., 1957, "Oriental Despotism: A Comparative Study of Total Power." New Haven, CT: Yale Univ. Press.
54. Zhou Li and Takeuchi Hiroki, 2010, "Informal Lenders and Rural Finance in China: A Report from the Field", *Modern China*, 36(3): 302-328.
55. Zhou Li, Feng Hui and Dong Xuan, 2016, "From State Predation to Market Extraction: The Political Economy of China's Rural Finance, 1979-2012", *Modern China*, 42(6): 607 - 637.

（作者单位：中国人民大学农业与农村发展学院）

（责任编辑：陈静怡）

The Political Economy of China's Rural Finance (1949-2019)

Zhou Li

Abstract: Despite Great progress in the past seven decades, China's rural economy still suffers from a lack of sound financial intermediation in terms of the coverage, quantity, and quality of financial services. This article puts forward a "China's Rural Finance Puzzle", namely, why basic financial services are still lacking in rural areas where residents share little financial benefits despite China's rapid economic growth and financial development? To answer this question, the study explores the logic of the political economy of China's rural finance, conducts a historical and political analysis of the reform process from the system level, and evaluates China's reform strategies and programs. The study proposes that the path of China's rural financial reforms has been a transition from state predation centered on the state's extraction of rural financial resources to finance its industrialization program, to market extraction in which the market system continues to drain rural funds into the urban economy. Given the failure of the existing strategies, it suggests that policymakers look beyond the market-centered framework and establish a system of vertical cooperation that can systematically integrate policy, societal and commercial elements of both formal and informal institutions.

Key Words: Rural Financial System; Financial Reform; State Predation; Market Extraction; Chinese Political Economy

乡村工业化模式与农村土地制度变迁

——一项对沿海地区集体经营性建设用地制度的研究

仇 叶

摘要：不同于一般的农地制度创新，沿海农村的土地制度变迁属于集体经营性建设用地的范畴，其核心是土地开发权的界定问题。乡村工业化既推动了土地开发权从国家向集体转移，也影响了这一权利的配置方向。本文研究发现，不同乡村工业化模式形塑出不同的土地制度，珠三角的外资充裕型、苏南的外资竞争型、浙江的内生资本稀缺型工业化模式，分别产生了保护股民利益的土地共有制，强调政府统筹能力的土地集体所有制与有利内生资本积累的“公有私占”的土地制度类型，三者都在一定程度上推动了区域性工业生产要素的优化配置。这表明，评价土地制度的绩效，必须着重考虑具体的工业化模式。当前，中国正处于全球资本竞争与产业升级的重要时期，仍然需要发挥土地集体所有制统筹土地开发权的优势，为建立服务于工业发展的高水平公共服务体系提供保障，同时，也应当加强土地的再分配功能，保护农民共享经济发展成果的权利，提高土地集体所有制的制度合法性。

关键词：工业化模式 土地制度变迁 集体经营性建设用地 土地开发权 土地集体所有制

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、问题意识与研究综述

（一）问题意识与研究主题

以家庭承包制为基础的集体所有制是中国农村土地的基本制度。20世纪80年代以来，随着国家权力的相对退出与生产条件的变革，地方性的土地制度创新不断涌现。在众多土地制度创新实践中，集体经营性建设用地将土地用于二三产业的发展，涉及土地用途性质的转变，区别于一般的农地制度创新（韩松，2014）。近年来，国家不断强化对这部分土地的关注，积极探索集体经营性建设用地的改革路径，试图以此撬动更深层次的土地制度变革。党的十八届三中全会明确提出要逐步建立城乡统筹的建设用地市场，实现土地的同价同权，2014年12月31日中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地改革试点的意见》，集体经营性建设用地的改革进入实践层面。2019年新修订的《中华人民共和国土地管理法》（以下简称《土地管理法》）正式赋予集

体经营性建设用地在符合相关规定下入市的权利^①。

在此政策背景下，学界对是否应当赋予集体经营性建设用地与国有土地同等的权利展开了激烈争论（刘守英，2008；文贯中，2014；周其仁，2004；贺雪峰等，2018）。尽管立场不同，但上述讨论的出发点高度一致，即集体经营性建设用地构成了区别于一般农地制度的独立类型。作为国有土地之外唯一享有土地开发权的集体土地，对它的讨论直接关涉到中国土地制度的变革。不过，当前大部分研究仍以政策争论为主，尚未注意到集体经营性建设用地制度的实践状态。全国现存大约 3000 万亩该类型的土地，并主要集中于珠三角、苏南、浙江三个早期乡村工业化蓬勃发展的沿海地区（贺雪峰，2017）。这些集体经营性建设用地具有一定规模，且各地经过多年实践已然形成了差异化的区域性制度模式。^②

研究沿海地区的集体经营性建设用地制度具有重要意义，它不仅能够丰富学界的讨论，更重要的是，沿海地区土地制度的变迁与中国 20 世纪 70 年代末期兴起的乡村工业化直接相关，后者构成了土地制度变迁的基本诱因，不同区域的工业化模式更带来土地制度中土地开发权的不同配置，对土地的制度绩效产生了重大影响。因而，对沿海地区集体经营性建设用地的研究能够有力揭示土地开发权与工业化之间的紧密关联，并为当前中国的土地制度改革提供重要的经验支撑与理论启示。基于此，本文将以乡村工业化模式与土地开发权的配置为核心，分析沿海地区土地制度的变迁逻辑，以从根本上揭示土地开发权的配置在何种工业化模式中能够被接纳且成为一项有效制度，并回答当前的土地集体所有制是否仍然适应中国工业发展的需求。

（二）研究综述与分析路径

制度变迁是制度经济学关注的核心命题，中国学者对 20 世纪 80 年代以来的农地制度变迁做出了丰富的解释。不过，现有研究忽略了集体经营性建设用地的独特性，未能够为沿海地区的土地制度变迁提供合理解释。这集中表现为，学者们倾向于建立统一的分类标准，将沿海地区的集体经营性建设用地纳入一般农地制度创新的谱系中，并以统一的制度变迁分析框架对其进行解释。

姚洋（2002）的研究具有代表性，他较为全面地概括了中国的六种土地制度创新，分别为大多数农村实行的农户经营加“大稳定、小调整”模式、山东平度的“两田制”、苏南的集体经营模式、贵州湄潭县的“生不增、死不减”制度、浙江温州的土地租赁市场模式、广东南海区的“土地股份制”。土地权利在集体与农民之间不同程度的配置是土地制度划分的核心标准，其中，前三者地权的集体化程

^①新修订的《土地管理法》允许集体经营性建设用地在符合规划、依法登记，并经本集体经济组织三分之二以上成员或村民代表的同意下，通过出让、出租等方式交由集体经济组织以外的单位或个人直接使用。同时，使用者取得集体经营性建设用地使用权后还可以转让、互换或者抵押。参见《中华人民共和国土地管理法》，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201909/d1e6c1a1ecc345eba23796c6e8473347.shtml>。

^②乡村工业化是全国性的发展浪潮，但在大部分中西部省份，乡村工业的规模十分有限，且大多在 20 世纪 90 年代的市场化浪潮中解体。这些地区的集体土地大多仍然维持了原有的农地制度。浙江、苏南、珠三角三地的乡村工业化则形成了规模效应，推动集体土地大规模非农化，产生了大量集体经营性建设用地。

度较高,后三者地权的个体化程度较高。以这一分类标准为基础,姚洋提出了土地制度影响经济绩效的三个途径,即地权稳定效应、资源配置效应和社会保障效应,认为诸种土地制度变迁是不同生产条件下农民对土地制度不同经济效应追求的结果。姚洋(2002)试图以土地制度的集体—个人权利分配体系,解释所有的制度变迁类型,沿海农村的土地制度也被置于这一框架中。与姚洋的思路一致,很多学者也都尝试用统一的分类标准与解释体系,将沿海地区的土地制度变迁纳入分析,例如王小映(2000)、张红宇(1998)根据农村对土地的不同需求、是否集中经营等标准建立的分类标准;Turner et al.(1998)以土地制度对生产剩余之和的影响,曲福田、陈志刚(2003)等以农村人口非农化的程度,纷纷解释了不同区域的农地制度变迁。但是,上述研究都忽视了沿海地区用地制度的独特性。

无可否认,沿海地区同样存在一定规模的农地,但集体经营性建设用地却是其农村土地中不可忽略的重要组成部分,尤其是珠三角与苏南两地大部分农地均转化为工业用地。因此,必须区分沿海地区的土地制度变迁与一般农地制度创新的制度变迁差异。从根本上来说,农地制度创新的核心从来都是对土地使用权归属的界定,是土地经营制度层次上的变革(张红宇,1998),并未涉及土地开发权的配置问题。与之相对的,集体经营性建设用地为了适应乡村工业化的发展,直接改变了土地的用途性质,打破了国家对集体土地非农开发的限制,触及土地所有权最根本的权能(周其仁,2004)。在此意义上,沿海地区的集体经营性建设用地事实上已成为国有土地之外享有土地开发权的特殊土地制度类型,因而必须将其视为土地制度变迁中的独立类型,并在工业化的背景中探索其权利内涵与变迁机制。

20世纪70年代末期,沿海地区大规模兴起的乡村工业化直接诱发了集体经营性建设用地的出现(王小映,2014)。然而,乡村工业化浪潮下,沿海各地的发展模式却不尽相同。费孝通(2004)最先意识到了区域经济的“发展模式”问题,并针对乡村工业发达的沿海地区,先后总结出了苏南模式、温州模式、珠三角模式。其中,苏南模式是以“公社制里脱胎出来的集体企业”为核心,温州模式由私人企业进入大市场谋求发展,珠三角模式则依托外资实现了“借船出海”。以此为基础,不少学者进一步对苏南、浙江、珠三角三地的工业化形态进行探索,基本都认可了基于资源禀赋、发展背景的差异,这三个区域的确形成了独特的发展路径,具有突出的模式特征(潘维,2003;冯兴元,2000)。早期的工业化模式持续对沿海地区的发展产生影响,仍然是解释当前苏南、浙江、珠三角三地经济发展方向差异的核心变量。学者们发现,无论是城市化发展模式(赵伟,2009)、区域经济特征(谢健,2006),还是集体经济模式(孙敏,2018)、农民工问题(汪建华等,2018)等,都可以通过引入乡村工业化模式这一变量而得到一定程度的解释。显然,作为直接嵌入地方工业发展中的土地制度,更需要结合早期乡村工业化模式来理解(贺雪峰,2017;林永新,2015)。

基于以上分析,本文将乡村工业化作为解释沿海地区土地制度变迁的核心变量,并借助巴泽尔的产权理论,力图建构一个基本的分析框架,对沿海地区的土地制度变迁做出说明。下文将证明,沿海地区的集体经营性建设用地与普通农地不同,土地制度变迁的核心问题是对土地开发权的重新界定,而乡村工业化则是影响土地制度的权利集合变化、土地开发权再界定的关键因素。在具体的结构安排上,本文将从以下三方面展开:其一,总结沿海地区集体经营性建设用地的基本权利结构与差异化的模式特征;其二,建立基本分析框架,证明乡村工业化模式是造成集体经营性建设用地制度形成与区

域差异的根本原因；其三，对沿海地区的集体经营性建设用地制度展开绩效分析，并为中国当前的土地制度改革提供政策建议。

二、分析框架与研究方法

不同于道格拉斯·诺斯（1994）等人所认为的制度变迁将沿着减少交易费用的方向自然演进的观点，约拉姆·巴泽尔（2017）更加强调产权公共领域的存在与利益主体间的博弈在制度变迁中的重要性，巴泽尔的产权不完全理论为解释沿海土地制度的变迁提供了启示。巴泽尔指出，当产权无法完全界定时，部分价值将留在“公共领域”并引发利益主体的“寻租”博弈，实现产权的再界定。在博弈中，对资产平均收入影响更大的一方将获得最大的剩余索取权，决定产权的基本配置。也就是说，乡村工业化既产生了产权需要重新界定的公共领域，也决定了利益主体间的博弈关系。

（一）权利转移与公共领域：沿海农村土地制度的产权构成

土地的非农使用是工业化和城市化发展的自然结果，土地用途性质转变的焦点问题就是土地开发权的配置。一般来说，土地开发权同时包含了土地非农使用与获取土地增值收益这两项基本权利，它的配置将直接影响一国城市化的进程与社会利益的协调（华生，2013）。因此，在任何国家，土地开发权的配置都受到公权力的调控。中国则试图通过城乡二元的土地制度设置，保障国家的土地开发权。

城乡二元土地制度的基本特征就在于限制集体土地的非农化。农用地转为建设用地，不仅受到规模限制，且必须经过政府审批。更为重要的是，集体土地非农化的用途也受到管制，农村建设用地主要用于满足乡（镇）公共设施、公益事业、农村村民住宅等乡村建设的需求。在2019年新修订的《土地管理法》^①颁布前，对集体土地的非农开发与经营性使用的限制更严，农村土地必须由国家通过征用制度转变为国有土地，才可以进行城市开发（刘守英等，2012）。可以说，国家始终是土地开发权的主导权利主体。因此，在正常的制度框架中，尤其是2019年《土地管理法》修订前，集体土地的非农化只限定在满足农民基本生产生活需求的范畴内，并不具备经营与开发的权能。沿海地区的乡村工业化却在事实上打破了土地制度的二元分割结构，改变了集体土地的权利集合。

20世纪80年代乡村工业异军突起。为解决工业发展的用地问题，沿海地区的集体土地被大规模用于二三产业的发展。集体土地在事实上被非农使用，改变了用途性质，并具有了经营属性。因而，所谓的集体经营性建设用地，本质上就是原本由国家垄断、国有土地独享的土地开发权在一定程度上向集体土地转移形成的特殊土地制度类型。相比国有土地，集体经营性建设用地在出让、抵押等权利上仍然受限，但它的确超越了一般农地，享有了土地开发权中土地非农使用与地租收益这两项最核心的权利。更为重要的是，相比其他权利，土地开发权触及土地所有权最核心的权利内容，佟柔（1996）等学者就将土地增值收益的分配看作判断土地制度性质的关键。正是在此意义上，集体土地被赋予了

^①2019年新修订的《土地管理法》删除了原文第43条关于“任何单位和个人进行建设，需要使用土地，必须使用国有土地”的规定。参见《中华人民共和国土地管理法》，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201909/d1e6c1a1eccc345eba23796c6e8473347.shtml>。

以土地开发权为核心的新权利，推动了沿海地区土地制度产权性质的变革。

然而，权利集合的变化并不带来产权的直接界定。集体所有权具有模糊性的特征（何·皮特，2014），尤其是在工业化的早期阶段，集体土地“三级所有”的公共属性使乡镇、集体、农民共同构成了产权的相关主体，集体土地产权主体的多元属性更为突出。因而，从国家手中转移出来的土地开发权，事实上处于巴泽尔意义上的“公共领域”，新的产权制度需要通过这些权利主体的互动进行界定，形成新的制度规则。这也就勾勒出了沿海地区土地制度变迁的本质，即如何在国家、集体与农民的互动中，重新界定从国有土地中转移出来的土地开发权。土地开发权的变革触及土地所有权性质的再界定，也对土地的经营制度产生影响，但经营制度本质上是权利主体让渡使用权形成的合约模式，无法改变地权的基本结构（周诚，1989），土地开发权的再配置始终是分析沿海地区土地制度变迁的关键。

（二）乡村工业化模式：要素相对价格与利益主体的地权博弈

一旦存在产权的“公共领域”，相关利益主体将进行广泛的“寻租”活动，对资产收入流影响最大的利益主体将掌握剩余索取权，成为决定产权配置的主导力量。具体于沿海地区的土地制度，工业化既诱发了土地制度的变迁，又提出了限定条件。在乡村工业化的早期阶段，土地价值的实现依赖乡村工业本身的发展，后者构成了利益主体获取土地增值收益这一外部利润的先决条件。从博弈的角度来看，这意味着谁具备更大的推动乡村工业化的能力，实现土地的资本化，谁就能够更大程度内部化土地开发权，影响土地制度的产权结构。

那么，哪些因素影响了乡村工业化的实现与扩张？笔者认为，乡村工业化必须具备三个关键要素，即土地、工业资本、公共物品^①。在新古典经济学的局部均衡模型中，企业被视为独立、封闭的生产单位，劳动力、资本、土地构成了企业生产的基本要素与充足条件（马歇尔，2009）。但工业生产的集聚性、外部性决定了企业在一个地区的落地与发展，通常会超越企业内部的要素均衡，而必须依赖外部的公共物品供给，在最基础的层次上就表现为企业对供电系统、交通道路、环境治安等基础设施与环境的需求。新古典经济学的代表人物马歇尔也意识到了这一点，他指出，生产的扩大依赖产业的普遍发展，这是区别于企业内部经济的外部经济（马歇尔，2009）。外部经济的存在必须依赖解决外部性问题的公共物品供给。事实上，相比农业，工业资本具有较强的流动性，通常自动集聚于具有更优公共物品供给的区域，公共物品供给有强大的影响工业分布的能力。对此，张五常（2009）就形象地比喻为，“一个县可以视作一个庞大的购物商场，由一家企业管理。租用这商场的客户可比作县的投资者”，投资者集聚必须以提供公共物品的“购物商场的存在”为前提。

不同的工业化模式对要素的需求程度不同，从某种程度上来说，要素的组织形态本身就塑造了工业化的模式特征。显然，工业化对某一要素的依赖程度越高，该要素的相对价格就越高（速水佑次郎、

^①劳动力也是推动乡村工业化的必要条件，但中国的劳动力资源充沛，尤其是乡村工业化的早期阶段，国内存在大量剩余劳动力，劳动力是丰度最高、相对价格最低的要素，对沿海地区土地制度变迁的影响较小，因此，此处不做讨论。此外，土地与资本都属于基本生产要素，公共物品在广义上属于资本的构成部分。但是，公共物品具有很强的外部性，它的供给主体与工业资本的经营主体通常并不一致，因而，本文将公共物品作为相对独立的影响乡村工业化的要素。

弗农·拉坦, 2000)。对资本要素与土地要素来说, 其相对价格主要取决于要素的供求比, 供求比越小, 资源越稀缺, 价值越大。工业化对公共物品的需求则略有不同, 它与工业的空间形态和发展阶段相关。企业规模大、分布密集, 外部性就强, 对公共物品的需求就相对较大。同时, 工业发展逐渐成熟, 随着产业规模的不断扩大、经济分工迂回的程度加深, 产业之间的协调与合作增多 (Young, 1928), 必然要求企业更深地嵌入到经济体系中, 而经济体系的密切互动依赖高水平的公共物品供给。在城市经济逐渐成为经济发展的主导动力时, 城市就构成了整体性的公共物品供给体系, 具有至关重要的作用 (董利民, 2016)。文一 (2017) 在工业发展的胚胎理论中, 详细论述了不同工业发展阶段依赖的核心要素, 指出工业发展程度越高, 经济发展对公共物品的依赖越强。

因而, 在不同模式的乡村工业化中, 地方政府、村集体、农民这三个产权相关者拥有的初始资源禀赋将被赋予不同价格, 并决定谁将对收入流产生更大影响, 这是影响利益主体博弈能力的关键。此外, 任何利益主体均有属于自身独特的效用函数, 并对利益主体的博弈选择产生影响 (汪丁丁, 1995)。一般来说, 效用函数主要由利益主体所处的利益结构决定, 同时, 乡村工业化带来的巨大利益也将改变整体利益格局, 对利益主体的博弈动力产生影响。这是影响利益主体博弈关系的另一个重要因素。可见, 沿海地区土地制度的变迁正是在不同乡村工业化模式下, 由农民、地方政府、村干部基于不同的资源禀赋与效用函数, 对土地开发权的界定展开博弈的结果。基于此, 本文提出两个基本命题:

命题 1: 乡村工业化是沿海地区农村土地制度变革的诱致性因素, 引发土地开发权的再界定问题, 促使相关利益主体为内部化外部利润展开博弈。

命题 2: 乡村工业化模式是利益主体博弈能力与博弈动力的基本函数, 决定农民、村集体、地方政府谁将掌握最稀缺的生产要素而成为主导利益集团, 不同的工业化模式导致土地制度形态的差异。

围绕以上两个命题, 本文力图论证, 珠三角、苏南、浙江三地在不同乡村工业化模式的推动下, 土地、公共物品、资本分别成为影响工业发展的关键要素, 这三种关键要素又分别强化了掌握土地控制权的农民, 供给公共物品的乡镇政府, 提供经营资本的经营者的土地权利, 促成珠三角的土地共有制、苏南的集体所有制、浙江“公有私占”的集体所有制的产生。(见图 1)

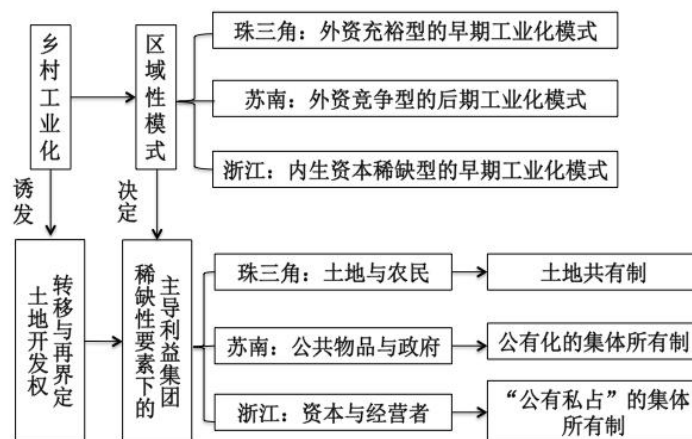


图 1 沿海地区土地制度变迁的基本机制与类型

（三）研究方法 with 数据说明

为了对以上命题进行验证，自 2015 年 4 月到 2017 年 9 月，笔者所在的研究团队在珠三角、苏南和浙江农村展开了广泛的实地调查，并对不同区域的乡村工业化模式与土地制度进行持续关注。在珠三角地区，主要以广州、深圳、中山、东莞这四个具有代表性的地区为主要调研范围；在苏南地区以苏州、无锡、常州为典型区域；在浙江省将宁波、杭州、绍兴作为主要调研点，这三地均属于浙江省内乡村工业化较为发达的地区。

田野调查在若干典型乡镇展开，同时进一步将调研范围扩展至县域、市域，以形成区域性的总体认识。调查方式主要为半结构式访谈，通过与多方主体的访谈，并借助地方性年鉴、地方志、政策文件，对乡村工业化与土地制度模式，以及两者的一般性关系进行考察。同时，为了更好地说明不同区域的总体状况，本文运用各地乡村工业化时期的宏观经济统计数据以及国家的基本政策，辅助说明区域性的经济模式与土地制度变迁的基本逻辑，弥补微观经验的不足。文中未具体标注的数据，均为调查访谈所得，下文不再重复说明。

三、沿海地区集体经营性建设用地制度的区域差异

（一）土地共有制：珠三角的股份合作制改革

珠三角的集体经营性建设用地规模庞大，占区域内总建设用地面积的比例超过 50%。以被纳入国务院 33 个建设用地制度改革试点的广东佛山市南海区为例，该区集体经营性建设用地面积达到 25.65 万亩，占区域总建设用地的 54%^①。珠三角自 20 世纪 90 年代开始在全域范围内推广土地股份合作制改革，这一改革对当地的土地制度产生了深远影响。

股份合作制的核心是将土地集体所有权分割为个体化的股权，使土地从不可分割的公有生产资料变为农民的财产权利。尽管股份合作制实现了土地经营权的整合，为集体对土地的统一开发提供了可能，但集体所有权仍然被“个人化”了（姚洋，2002），并转化为具有突出财产属性的股权。股权的财产权属性集中表现在股民享有控制土地非农开发与收益的权利。其一，股份合作社开发土地得到的集体收入属于法人财产（折晓叶，1997），股民有权获得与股份数量相应的分红收益，并作为自身排他性的私人财产。其二，基于股权建立的公司化法人治理结构，赋予股民选举股份合作社的董事会、监事会、股东代表的权利，且股东大会作为最高权力机构，能够对土地开发、投资、使用等方案进行表决。这表明，土地的集体所有权已经转化为农民的财产权，农民享有对集体土地的最终控制权。

更重要的是，股份合作制能够限制国家对土地的干预。在这一制度中，土地增值收益以分红与福利的形式转化为农民的私人财产，国家不具备对土地收益进行汲取与再分配的权力。近年来，“政经分离”政策的实施使集体经济逐步退出村庄的公共物品供给，集体经济排他性法人财产的属性进一步凸

^①数据来源于 2019 年南海区政府发布的《探索集体建设用地利用的“南海实践”》，参见：https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_3173064。

显。^①另外，股份合作制还限制了国家对土地进行管理 with 征收的权力，农民在事实上成为土地自主开发使用的主体。以深圳为例，根据深圳市的统计，全市违法建筑达到 37.30 万栋 4.28 亿平方米^②，国家很难突破股份合作制履行土地管理的职能（仇叶，2018）。可以说，农民已经在很大程度上获取了原本由国家垄断的土地开发权，并通过股份合作制的形式得到合法保障。事实上，股份合作制强调的正是保护股民财产，展现“集体作为权利主体对国家公权力的对抗性”（胡萧力，2015）。

在此基础上，学界普遍认同珠三角的股份合作制并非传统意义上的集体所有制，而是土地共有制^③。与否定私人财产、强调国家最终支配权的集体所有制不同，土地共有制以承认农民个体性的财产权为根本前提，将制约国家公权力的干涉，保障股民土地利益的最大化与排他性占有作为基本制度目标。

（二）公有化的土地集体所有制：苏南的土地制度模式

苏南的集体经营性建设用地面积少于珠三角，但仍相当可观，以被纳入 33 个建设用地制度改革试点的常州武进区为例，该区集体经营性建设用地面积达到了 11 万亩，集体经营性建设用地构成了集体土地的重要组成部分^④。苏南的集体经营性建设用地同样实现了土地经营权的统一，但并未变革土地集体所有制的基本属性，土地开发权受乡镇政府的干预，呈现出较强的国家性与公共性特征。

首先，土地开发权并没有财产化，仍然归属于集体所有并由村级组织进行管理。苏南通过与农民建立租赁关系，实现土地经营权的统一，在这一契约关系中，农民土地权利的性质不发生改变，仍然属于承包经营权，只是租用给集体获得与市场价格基本一致的农地出租收益。集体对土地的开发权具有相对的独立性，表现在：其一，土地开发产生的增值收益属于集体资产，用于保障农民的基本福利，承担村庄公共治理与公共物品供给的费用，任何个体无权分割与私有化这一收益；其二，土地的管理主体仍然为村两委，而非法人组织，农民通过村民代表、村民监督委员会等方式监督村干部的土地管理行为，实现集体土地的民主化管理。在苏南的土地制度模式中，无论是村干部还是农民的土地管理权利，均不基于私人财产权，而是作为集体组织的代理人 with 成员享有土地集体所有权赋予的权利。

其次，苏南的集体经营性建设用地尽管分享了原本由国家垄断的土地开发权，但并不排斥国家的公权力，而是服从于乡镇政府的统一协调与支配。苏南的集体经济收入不仅承担村干部工资、政府项目落地等行政开支，且乡镇政府拥有对集体经济收入进行再分配的权力。苏南的乡镇政府一般会根据

^①2011 年，广东省佛山市南海区实施“政经分离”政策，即要求股份合作社成为独立的经济组织，并与村两委在人员、经济、组织等多个方面进行全面分离。政经分离后，集体经济收入不再承担村庄公共物品供给与各类行政开支。

^②数据来源于深圳市 2014 年对全市违法建筑面积的统计，https://www.sohu.com/a/58568030_124752。

^③土地共有制是指共有人对土地权利进行共享的土地制度，对共有人的土地财产权利进行保护是该制度的基本目标。因此，尽管土地共有制的权利主体多元，但仍然是一种土地财产制度，区别于公有化的集体所有制。相关研究参见：王乐夫、陈干全（2003）；蒋省三、刘守英（2003）。

^④马浩剑：《武进：全省首宗农村集体经营性建设用地入市》，http://www.zgjssw.gov.cn/shixianchuanzhen/changzhou/201702/t20170225_3691868.shtml。

各村集体经营性建设用地面积汲取部分地租收益为农民统一缴纳社会保障费用^①，并以各种方式平衡各村集体收入的差异。对集体经济强村，各村通常需要自行承担各类公共开支；对集体经济弱村，乡镇政府则会通过项目分配、提供发展渠道等多种方式，提升村集体的经济实力，尽量保证农民享有均等化的公共服务。同时，苏南的集体经营性建设用地具有可退出性，服从更高层级政府的土地开发权。这一点突出表现在地方政府不仅能够调控集体经营性建设用地的扩张程度^②，且可以行使土地征收权，以普通农地的征收价格将集体经营性建设用地转化为国有土地。在实践中，苏南的土地征收较少遭遇集体与农民的抵抗，国有土地能够随地方发展需要快速增加^③。这表明，集体经营性建设用地并没有阻碍国家土地开发权的行使，集体的土地开发权是服从于国家公权力的次级权利。

由此可见，获得了土地开发权的集体土地在苏南并未固化为排他性的财产权，仍然保持了集体所有的产权性质，认可公权力的优先性，具有突出的公共属性与国家属性。事实上，国家对土地开发权的垄断并不是以权利的独占为目标，国家是作为公权力主体对这一公共权利进行统筹与调控（陈柏峰，2012）。因此，在苏南，土地开发权的集体赋权构成了一种独特的再分配模式，即国家以集体为中介实现土地增值利益的公平分配，这仍然是公有制实现社会利益分配平衡的一种形式。

（三）“公有私占”：浙江的土地制度模式

苏南与珠三角的乡村工业化都推动了农地大规模转化为经营性建设用地，而浙江的集体经营性建设用地则主要来源于农民对集体宅基地、荒地、空地的占用，大部分耕地仍然保持了农业用地的属性。集体经营性建设用地的数量根据区域经济发展水平存在差异，但一般来说几乎村村都有一定数量占用集体土地的家庭作坊和小工厂，在浙南、浙东、浙北等经济较为发达的地区，不少村庄三分之一左右的宅基地都被用于经营与生产。

浙江的集体经营性建设用地具有突出的私人开发与私人收益的特点。在早期，农民将自己的住宅作为小作坊发展生产，使宅基地具有经营属性。随着生产规模的扩大，各类“私搭乱建”开始在浙江广泛出现，房前屋后的土地，村内的荒地、空地等都被广泛占用。也有不少农民违反“一户一宅”原则，通过多批宅基地的方式扩大生产面积。因而，尽管农民占用的土地为集体所有，但土地开发则属于私人行为，并不与集体发生契约关系。土地非农使用带来的增值收益也由个体经营者以经营利润的形式取得，集体不参与土地利益的分配。因而，与苏南、珠三角发达的集体经济相比，浙江的集体经济高度匮乏。全省 29429 个集体经济组织，无经营性收益的村庄高达 14523 个，大部分村庄都依赖地方政府的转移支付（陈渭山，2017）。这是土地非农开发与土地收益向个体经营者转移的自然结果。不

^①不同村庄的集体经营性建设用地规模不同，乡镇一般会按照一定的比例汲取集体经营性用地出租产生的租金收益。因此，乡镇从各村汲取的租金数量不同，但统一用于承担全镇农民的社会保障支出，以确保公共福利的公平分配。

^②2000 年中后期，苏南地区开始大规模发展以国有土地为基础的工业园。在乡镇的干预下，各村的集体经营性建设用地逐步停止扩张。这与珠三角屡禁不止的违建形成了鲜明的对比。

^③以苏州的相城区为例，该区从 2001 年到 2010 年，国家出让、划拨的土地面积就达到 76267.15 亩，拆迁面积达到 895.34 万平方米。数据由笔者根据《相城区县志》的历年征地数量计算所得。

过正因为属于私人行为，农民单个占用的集体经营性建设用地的面积相对较小，很少超过 10 亩。

个体经营者虽然在事实上对集体土地进行非农使用并获取收益，但很难将这些行为称为权利。权利以集体的认可为前提，是集体赋予个体保有自身权利不受侵犯的能力（康芒斯，2006）。浙江农民对土地的处分行为不仅被社会性地认定为违建，且国家与集体作为合法的所有权主体均有权收回农民非法占用的土地。20 世纪 90 年代以来，浙江各级地方政府就开始对违建进行认定，并要求违建者缴纳少量罚款。在浙江本地，无论是普通农民还是经营者都明确认同超出合法审批面积的建设属于违章建筑，承认村集体作为集体土地所有权主体的地位。事实上，集体与国家仍然掌握了合法改变土地用途性质的权力，其中，集体掌握宅基地的审批权，国家掌握土地管理与土地征收权，两者都能够合法收回个人占用的土地。

近年来，浙江各级政府都开始严格土地执法，大量历史违建在这一过程中被拆除，个体占用的土地被重新收回国家与集体。以浙江 2014 年开始在全省开展的“无违建运动”为例，三年内全省共拆除违建 8.99 亿平方米，大部分都属于农民非法占用、用于经营的集体土地^①。如此大规模的违建拆除，突出表明，个体经营者对土地的占用并不具有权利的性质。

因而，个体经营者对集体土地的处分本质上是一种占用，而非所有。占用是主体对有形物的“实际管领关系，这种关系使一个人可以控制对该物的使用”（甄克斯，2010），但却是一种临时、不稳定的事实状态。“所有”则是集体认可的权利，具有合法性且受到集体保护。两者的核心差异表现在，所有权主体能够打破占用的事实状态，收回属于自身的合法权利，而占用主体必须服从所有权主体的权利行使。在浙江，集体与国家仍然是土地所有权的合法主体，能够通过合法程序强制收回私人占用的土地，由此，可将浙江的集体经营性建设用地制度称为“公有私占”的集体所有制。这一制度属于非正式制度，但却是 20 世纪 80 年代以来长期存在于浙江乡村的土地制度形态。

（四）集体经营性建设用地制度的区域比较

基于上述分析可知，围绕着土地开发权的再界定，珠三角、苏南、浙江三个沿海区域形成了差异化的集体经营性建设用地制度。不同的土地制度类型，土地开发权的权利主体不同，这些权利主体与作为土地开发权合法垄断主体的国家的关系也不同。同时，基于地方生产的具体需求，集体经营性建设用地的经营模式也存在差异。详见表 1。

表 1 沿海地区集体经营性建设用地制度的区域差异

	土地制度类型	经营模式	土地开发权主体	权利主体与国家的关系
珠三角	土地共有制	股份合作制	股民	排斥
苏南	公有化的集体所有制	反租与集体经营	村集体	服从
浙江	“公有私占”的集体所有制	私人经营	个体经营者	规制

总体而言，珠三角的土地共有制中，土地开发权的主体为股民，土地共有制是一种保护股民排他

^①数据来源于浙江省人民政府发布的《2017 年浙江省政府工作报告》，http://www.ce.cn/culture/whcyk/136795/qywhdt/201705/18/t20170518_22975135.shtml。

性财产权的土地制度。苏南的集体所有制中，土地开发权的主体为村集体，但这一权利服从于国家的土地开发权，保障了政府对土地进行协调与再分配的权力。浙江“公有私占”的集体所有制中，土地开发权由私人占用，这一制度强化了个体经营者的利益，但国家与集体仍然作为土地权利的合法主体，能够对个体的占用行为进行规制，并在需要时合法收回个人占用的集体土地。

四、乡村工业化的演进与差异化模式

（一）乡村工业化的演进：沿海土地制度变迁的诱致性因素

新中国的乡村工业化发轫于 20 世纪 50 年代的合作化运动，但真正实现大规模发展则是在改革开放以后。珠三角、苏南及浙江几个沿海地区是全国乡村工业化的核心地区，在这些地区，乡村工业化的大规模发展同时带来了土地制度的权利集合与外部利润的变化，这是诱发沿海地区土地制度变迁的根本原因。

首先，国家对乡村工业化的支持为集体土地权利集合的扩大与制度变革提供了基础条件。1979 年国务院颁布了第一个发展社队企业的指导性文件，即《关于发展社队企业若干问题的规定（实行草案）》；1985 年中共中央在《关于制定国民经济和社会发展第七个五年计划的建议》中，进一步将乡村工业化的发展纳入“七五计划”，提出“发展乡镇企业是振兴我国农村经济的必由之路”，并予以乡镇企业税收、信贷、土地等多方面的优惠政策。从土地制度的角度，这直接带来国家对集体土地用途管制的放松。1986 年的《土地管理法》规定，兴办乡镇企业经依法审批，可以使用本集体经济组织农民集体所有的土地^①。由此，以发展乡村工业为目的的土地开发在制度上被允许。

其次，中央政策进一步在地方得到响应。对地方政府而言，乡村工业化的推进有利于地方经济的发展与财政收入的增加，地方政府有很强的动力推动土地非农化，以支持工业发展（白苏珊，2009）。原本为国家垄断的土地开发权就在国家政策与地方政府的支持下开始向集体土地开放。

显然，一旦国家放松管制，土地的非农化与乡村工业化的结合迅速带来土地价值的上升，并与农地形成巨大的价值差。这来源于，其一，土地用于工业生产能带来土地边际效率的提高；其二，随着地区工业化的不断推进，土地价值越来越成为整个区域经济发展的载体，形成成长性增值（王小映，2014）。在沿海地区，土地价值早期主要源于前者，但随着资本不断地进行再生产、区域性人口增加，以及政府、企业投入越来越多的公共物品，土地价值逐渐具备了社会剩余的属性，成为经济发展与城市扩张在特定位置上的价值表现，生产出越来越大的价值。珠三角与苏南地区大规模的集体经济最能说明这一点，两地均以集体经营性建设用地出租获取收益。截至 2017 年，珠三角的集体经济总收入达到 4954.9 亿，行政村的平均收入为 9043 万；苏州市的集体经济总资产高达 1840 亿，行政村平均收

^①1986 年的《土地管理法》第 37 条、39 条、40 条均对乡镇企业经依法审批使用集体土地做出了相关说明。虽然在政策文本上，仅有乡镇企业享受使用集体土地的权利，但在实际执行中该条款也被各类私人企业与外资企业广泛借用。具体参见《中华人民共和国土地管理法》，http://www.npc.gov.cn/wxzl/gongbao/2000-12/06/content_5004471.htm。

入达到 815 万元^①。集体经营性建设用地扩张带来的巨大的土地增值收益，对农民、集体与地方政府来说，都构成了一项不可忽略的外部利润，成为推动沿海地区土地制度变迁的重要利益基础。

以上分析表明，乡村工业化是沿海地区土地制度变迁的诱致性条件，这是集体经营性建设用地产生的基础。但是，由于发展背景与资源禀赋的不同，珠三角、苏南、浙江三地形成了完全不同的乡村工业化模式，这将导致集体经营性建设用地制度的区域差异。

（二）要素相对价格差异：乡村工业化的模式特征

1. 珠三角：外资充裕型的早期工业化模式。珠三角大规模的工业化始于 20 世纪 70 年代末期。作为改革开放的前沿地带，国家赋予的众多特殊优惠政策与国内廉价的生产要素，使珠三角地区在短时间内吸引了大量外资，成为发达国家与港澳地区转移制造业的核心区域。^②1983 年，广东境内的外资投资量达到 24523 万美元，占全国外资总量的 26.8%，远远超过同时期的江苏与浙江（见表 2）。不仅如此，外资投资总量在相当长的一段时期内保持持续性增长，1983~1995 年，外资投资的平均增长速度达到 34.6%^③。因此，从资本供给的角度看，招商引资的特殊条件使珠三角迅速实现了资本的快速集聚与积累。

	1983 年	1985 年	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年
全国	91600	195600	348700	3752100	4071500	6032500
广东	24523	51529	145984	1018028	1223720	1236391
江苏	—	1191	14110	478058	642358	1318339
浙江	—	1634	4844	125775	161266	772271

资料来源：国家统计局国民经济综合统计司（编），2010：《新中国六十年统计资料汇编》，北京：中国统计出版社。

外资的涌入迅速凸显了土地要素的重要性。由于早期中国对外开放的程度有限，珠三角凭借特区优惠政策与自身的区位优势，在很大程度上成为国家吸纳外资最核心的区域，2000 年前，珠三角的外资投资总额占全国外资投资总额的比重始终超过 25%。因此，尽管中国的土地面积广阔，但在改革开放早期，珠三角却构成了土地供给的相对垄断区域，区域内的土地获得了比全国其他地区更多的与资本相结合的机会。充裕的资本与土地的区域性供给引发土地要素价格的快速上涨。以东莞市为例，该

^①珠三角的数据来源于广东省农业厅对全省集体经济的统计，参见：<http://cyfz.chinadevelopment.com.cn/cjyw/2018/04/1250638.shtml>。苏州市的数据来源于 2018 年苏州市出台的《关于进一步加强集体经济相对薄弱村帮扶工作的实施方案》，参见：<http://www.suzhou.gov.cn/szsrnzf/szyw/201802/L7LV4500JW0XDBQBY7JRC16BHEJTB6YX.shtml>。

^②1980 年，第五届全国人民代表大会常务委员会第十五次会议通过《广东省经济特区条例》，为珠三角吸引外资提供了一系列的优惠政策，包括企业经营自主权、税收、土地使用、外汇管理、产品销售、出入境管理等。

^③招商引资的早期阶段，广东省与江苏省引入的外资分别集中于珠三角与苏南。因此，省一级的数据仍然能够作为两地引进外资数量的重要参考。

市集体的固定资产在 1980 年为 5153 万元, 1990 年已经达到 120873 万元, 每年以 34.7% 的速度增长^①, 在 20 世纪 80 年代末期, 东莞核心地区集体厂房的年租金已经飙升到每平方米 12 元, 而同区域的厂房租金价格即便在 2018 年也仅维系在 7 元左右。在更微观的经验上, 当时众多企业为了在集体土地上落地, 普遍存在拉拢村干部, 给村干部送礼的行为。这些都有力表明, 充裕的外资涌入引发珠三角区域内土地价值的快速攀升, 土地要素的控制主体在市场上具有极强的谈判能力。

相比土地要素, 公共物品对早期工业化的推动作用相对较弱。工业化的初始阶段, 进入珠三角的企业基本都属于“三来一补”的劳动密集型企业, 企业生产的技术、市场、资金都来自国外或港澳台地区, 进入国内更大程度上是为了获取低廉的生产要素与优惠政策, 很少与国内的经济体系发生互动。从这个角度, 对外部资本而言, 早期的珠三角更类似于企业的生产车间, 只要能够为企业提供道路、水电、厂房等维持生产必需的基本设施, 这些资本就可以开展生产。这也是何以, 集体在早期招商引资时依靠一些简易厂房, 进行简单的供电供水, 同样能够吸引络绎不绝的资本的原因。从根本上来说, 珠三角早期的工业化是一种要素驱动的工业化模式, 并不依赖高水平的公共物品供给。

基于以上分析, 可以将珠三角的工业化模式概括为外资充裕型的早期工业化模式, 它以充裕的外资、相对稀缺的土地要素、低水平的公共物品供给为特征。在这一工业化模式中, 如何吸引更多的外资落地构成了乡村工业化发展的关键因素, 显然, 相比公共物品供给, 土地要素具有更加重要的作用。

2. 苏南模式: 从集体经济到外资竞争型的后期工业化模式。苏南的乡村工业化在 20 世纪经历了两个基本阶段, 一是自 50 年代萌芽, 80 年代崛起的乡镇企业发展阶段。不过相比镇级工业, 社队企业的规模不大, 非农使用的土地规模有限。二是 90 年代中后期, 集体企业全面转制后, 地方政府通过招商引资形成新的苏南模式(陈晓雪、谢忠秋, 2014), 大规模的集体经营性建设用地主要在该阶段形成。

江苏的招商引资在 1995 年左右实现了总量的大飞跃, 从 1990 年的 14110 万美元突增到 478058 万美元, 是原来的 33 倍, 到 2005 年则赶超广东省(见表 2)。苏南作为江苏经济发展的核心区, 是吸纳外资的主要区域。但是, 苏南的外资进入并没有引发类似于珠三角的土地迅猛增值的现象。原因在于, 苏南引入资本时, 全国性的资本竞争市场已经初步形成。改革开放不仅在沿海地区普遍化, 国家更通过各种发展战略推动中西部地区的发展。1992 年《关于加快改革、扩大开放、力争经济更好更快地上一个新台阶的意见》颁布, 中西部地区成为资本可落地的广阔腹地。这意味着, 资本所面对的不再是一个封闭区域, 而是全国性的土地供给市场。苏南不仅要与沿海各省竞争, 也必须与中西部地区争抢资本。因而, 土地要素的谈判能力开始下降, 土地增值的幅度也相对较小。事实上, 为了能够引进外资, 包括苏南在内的各地政府都试图以低廉的土地价格增加本区域的招商能力(向永辉, 2014)。

与之同时, 公共物品在招商引资中的重要性则不断凸显。公共物品需求的增加首先就来自全国各地政府对资本的激烈竞争。赵燕菁(2011)就指出, 在招商引资中, 只有不断改进区域内的公共服务与有竞争力的定价, 才能够吸引“用脚投票”的资本。相比中西部地区, 东部沿海地区的土地与人工成本相对较高, 更不得不提高各类公共设施与公共服务的质量, 增加对资本的吸引力。其次, 不同于

^①参见梁国英主编, 1997:《东莞市年鉴(1978~1990)》, 北京: 中国统计出版社。

早期的“三来一补”企业，国内经济的快速发展促使企业越来越依赖全国性的销售、服务、技术市场，并高度嵌入到整个经济体系中。因此，区别于早期工业化，更成熟的工业发展模式下，企业对大规模交通系统、通信设施、城市经济体系，教育、卫生、文化等基础设施，以及环境、治安、城市规划都提出了更高要求。不少实证研究也表明，高水平公共服务与公共设施的有效供给，而非区域位置的便利性，是外资选择在苏南落地的根本原因（例如张兆同，2010）。

可见，随着全国性供地市场的形成与经济发展程度的深化，苏南构成了一种竞争流动性资本的后期工业化模式。在这一工业化模式中，资本的流动性进一步增强，竞争这些资本构成了乡村工业发展的关键，土地要素的相对价格开始下降，高水平公共物品供给的重要性开始凸显。

3. 内生资本稀缺型的早期工业化模式。浙江乡村工业化的主要推动力来自 20 世纪 70 年代末期兴起的私营企业。相比其他两地，浙江的乡村工业化面临着更为匮乏的资本条件。在 1985 年前，全省每年平均社会固定资产投资总额仅为 13.5 亿，这一水平甚至低于一般的中西部省份^①。直到 20 世纪 90 年代后期，随着民营经济的不断成长并形成规模，省内的投资总量才逐渐增加，在全国形成优势。

相比于珠三角与苏南，浙江既没有充裕的外部资本，也缺乏国家投入的支持。在 2000 年之前，浙江境内的外资投资总额占全国总量的比重微不足道，一直到 2000 年，这一比重也仅为 3% 左右（见表 2），远低于珠三角与苏南。在国有与集体资本的投资上，由于历史原因，国家在浙江的投资严重不足，投资数量不到全国平均水平（李炳焱、唐思航，2006），这也是浙江集体经济难以有效发展的重要原因。正是外资与体制内资本的同时缺乏，私人资本的重要性开始凸显，成为推动乡村工业化最为重要的力量。1979~1997 年，私营经济对全省经济增长的贡献率达到 70.6%（王自亮、钱雪亚，2003）。不过，浙江的民营企业大多起步于小规模的家庭作坊，这些家庭作坊的生产依靠家庭劳动力与相对微薄的家庭积累，利润规模在早期十分有限。可以说，在民营经济腾飞前，浙江的乡村工业化始终受到资本稀缺的制约，与珠三角和苏南存在显著差异。有限的私人资本必须经历有效积累与成长才能走出规模限制与资本紧缺的困境，真正成为地方经济的支撑。

资本的稀缺性决定了，在三个区域中，浙江土地要素的丰裕度最高。同时，初期以家庭作坊为主的企业组织模式大多利用村庄原有的道路、供电等基础设施，对公共物品的需求程度极低。因此，可以将浙江的工业化模式概括为内生资本稀缺型的工业化模式，这一工业化模式具有资本相对稀缺、土地资源充裕、公共物品低度需求的特征，壮大稀缺性内生资本是乡村工业发展需要解决的核心问题。

五、稀缺要素与主导利益集团：区域性土地制度的产生

（一）土地与农民：珠三角土地共有制的产生

在珠三角外资充裕型的工业化模式中，土地要素的重要性使掌握土地控制权的农民成为主导利益集团，并促成了维护股民利益的土地共有制的产生。

^①全社会固定资产投资总额是衡量一个地区资本投资水平的重要指标。1993 年，浙江的社会固定资产投资总额达到了 1006.39 亿，开始与江苏省持平。数据源于国家统计局，2009：《新中国 60 年》，北京：中国统计出版社。

首先,土地要素的高价格为农民强大的博弈能力与博弈动力提供了基础。20世纪70年代末,珠三角地区工业化快速推进时,家庭联产承包责任制的改革基本完成,农民在事实上获得了土地的控制权。工业资本对集体土地激增的需求使农民具有较强的与村集体、地方政府谈判的能力,土地价格快速上涨也强化了农民对土地增值的预期与参与博弈的动力。在这一背景下,村干部的属性发生了重要变化。随着土地收益的不断增加,一方面,村干部作为集体成员获取的利益开始远远超过他们作为政府代理人的利益;另一方面,农民对土地控制的能力与动力,也限制了集体的土地管理。在这一过程中,村干部作为农民利益保护者的角色不断强化,逐渐丧失了国家代理人的身份(贺雪峰,2017)。因而,在珠三角,村集体与农民共同组成了控制土地的强大利益集团,并以追求集体土地利益的最大化为目标。

同时,对土地的控制权进一步转化为村集体与农民的自主开发能力。快速攀升的土地价值赋予农民强大的融资能力,农民通过土地大规模出售、企业自主建设折抵租金、共同筹资等多种方式完成厂房建造,为企业提供基础设施,推动土地的快速开发,一些村庄依靠土地的升值甚至能够提供跨村庄的大型公共物品^①。农民本身并不具备规模化的投资能力,但各方主体对土地增值的预期却使农民能够快速筹集资金,推动企业在村庄的落地。此外,资本对公共物品相对较低的需求又进一步降低了开发难度。因此,农民可以利用政府提供的总体投资环境,以村庄为基本单位自主开发、引入企业,具有强大的内部化外部利润的能力。

其次,随着农民与村干部利益共同体关系的形成,乡镇的土地控制能力无可避免地被弱化。事实上,乡镇任何的土地控制行为都将引发交易成本的急剧上升,影响工业资本的有效落地;相反,众多农民的参与却能够低成本、快速建立资本落地的基础条件。在客观条件的限制下,地方政府均主动出让地利,激励农民与集体招商引资,以最快的方式容纳更大规模的资本。

不过,珠三角能够实现土地共有制将土地开发权转移给农民,另一个至关重要的条件在于,乡村工业化改变了地方政府的效用函数。大规模的资本为地方政府提供了充足的税源,村集体自主的公共物品供给又进一步减少了政府支出。因而,地方政府内部化土地增值收益的动力就相对较弱。事实上,广东省一直以来都因充足的税源,对土地财政的依赖程度低于大部分省份(王玉波、唐莹,2013)。可以说,充裕的资本使地方税收与土地价值同时上涨,分别满足了乡镇政府与农民的利益需求,减少了两者的利益博弈。

农民强大的博弈能力、村干部的成员化、地方政府的妥协,使农民成为土地开发权界定中的主导利益集团。同时,密集的工业资本与公共物品供给的需求则促成土地经营权的集中,并由股份合作社对土地展开统一经营。以股份制为核心的土地共有制在这一结构中逐步形成。

^①以东莞的高埗大桥为例,这是中国完全由农民集资建设的第一座大桥。大桥于1985年建设完成,由高埗镇的农民集资建造,目的是改变该镇招商引资的区位环境。该桥共投资40万,农民通过招商引资,出租土地收取租金,5年内就收回了桥梁的建设成本。

（二）公共物品供给与乡镇政府：苏南土地集体所有制的存续

苏南外资竞争型的后期工业化模式中，乡镇政府的博弈能力与博弈动力被全面激发，成为推动乡村工业化的主体，并使土地维系集体所有制以保障自身对土地的调控能力。

不同于珠三角，在这一工业化模式中，苏南的集体很难成为独立的土地开发主体，村庄对乡镇的招商引资能力具有较强的依赖性。土地相对价格的下降与公共物品需求的提升意味着，资本的引入需要更大规模的经济投入与更长的回报周期，公共物品供给也通常打破村域范围，尤其是高水平的交通路网、城市化的基础设施必须在更大的空间内进行供给。这些都超出了农民与集体的能力，而土地价值的有限上升进一步弱化了两者的融资能力，使苏南农民不可能拥有像珠三角农民那样强大的土地开发和工业化推进能力。可以说，工业化模式改变带来的投资成本、收益周期、发展单位的变化，大大削弱了农民与集体的博弈能力，乡村工业化的推进必须依赖具有更强公共财政能力、政策调控能力与地域统筹能力的乡镇政府的支持。因而，苏南的乡村工业化一开始就具有较强的分配属性，从招商引资到一系列公共物品的投入，乡镇都作为重要的统筹协调主体，具有主导企业进入与分布的能力。

苏南的乡镇政府也有更强的控制土地开发权的动力。在招商引资的早期阶段，苏南资本的充裕程度显然不及珠三角，更为重要的是，为竞争资本，大规模的公共物品供给不仅需要以一定程度的土地征收与统筹为基础条件，更直接增加了政府的财政支出。地方政府对集体土地的控制成为必要，这既强化了土地整合实现公共物品的低成本供给，土地增值收益也成为政府财政收入的重要来源。在实践中，江苏的土地财政一直占总财政收入较大的比重（王玉波、唐莹，2013）。因此，工业发展模式决定了地方政府在允许集体进行土地开发时，又不得不保持土地的公有属性，强化政府的招商引资能力。

同时，长期的土地公有意识进一步弱化了农民与集体的博弈动力。借助早期乡镇企业的发展，苏南农民在20世纪90年代初期就基本实现了非农化，农民对土地需求的下降，一度引起苏南地区大规模的土地抛荒。为解决这一问题，苏南地方政府要求集体统一经营土地。因此，在集体经营性建设用地大规模产生的时期，苏南的土地仍然维持着集体所有与集体经营的特征。这使地方政府能够以村集体为中介实现对土地的有效控制，尤其是依靠一直以来较为发达的集体经济，苏南的村干部很早就实现了职业化与行政化，村干部与地方政府的利益一致化程度较高。但更为重要的原因是，长期维持的集体所有制与地方政府公平的土地利益分配模式，使本地农民与村干部具有较强的土地公有意识，农民普遍认同土地集体所有的性质，认同地方政府具有对集体进行土地统筹与协调的权力。

因此，一方面是资本竞争带来对高质量公共物品供给的需求，不断强化地方政府的博弈能力与博弈动力，另一方面则是具有较强土地公有意识的农民与行政化的村干部，两者共同维系了地方政府对土地开发权的控制，公有化的集体所有制得以存续。

（三）工业资本与经营者：浙江“公有私占”集体所有制的产生

在内生资本稀缺型的早期工业化模式中，集体成员构成了乡村工业化的主要资本供给主体。资本经营者与集体成员身份的合一是浙江的资本经营主体能够参与土地开发权配置的基础条件。但“公有私占”的集体所有制仍然是利益主体间复杂博弈的结果。

首先，集体成员个体化的土地开发路径既强化了经营者土地占用的能力，也弱化了占用行为的合

法性。浙江核心工业化的起步阶段，农村已经完成了家庭联产承包责任制的改革，农民具有对分配所得的承包经营土地与宅基地的直接控制权。小规模私营经济的发展模式决定了，农民对土地进行非农开发与否取决于自身是否从事经营性生产。因此，集体成员间的利益一开始就相对分化，在初始发展阶段，只要土地非农开发的面积不大，且不对其他农民造成影响，土地占用就比较容易进行。但更为重要的是，资本经营者中包含了大量作为村庄能人的村干部，他们也有土地占用的需求与实际行为，这意味着，即使经营者扩大土地占用规模，其他农民也很难形成整合限制这一行为，或由村集体出面与个体经营者形成契约关系。^①浙江的村庄在事实上成为一个缺乏集体规则与集体组织的空间，这既为经营者占用集体土地提供了条件，也使任何占用缺乏集体认可的合法性。正如林毅夫（1994）指出的，当一项制度纯粹由个人完成，而缺乏群体行动的支持，它就只能维系在非正式制度的范畴。

其次，个体化的土地控制与村庄利益的分裂为“公有私占”的集体所有制的产生提供了空间，但它之所以能够以非正式制度的形式长期存在则与地方政府密切相关。高度稀缺的资本使这些经营者成为推动乡村工业化的核心力量，并因此取得乡镇政府的庇护。相比成熟与规模化的外资，以农民家庭积累为基础的工业资本更加稀缺与脆弱，尤其是乡村工业化的早期阶段，这些家庭作坊的生产能力与市场能力并不强，占用土地实现地租豁免是它们减少成本，增强市场竞争与资本积累能力的重要基础。对乡镇政府而言，为了推动地方工业的发展，必须在一定程度上为这些家庭作坊的生存提供空间，尽可能增加经营者的市场能力。因而，在 20 世纪 80 年代、90 年代，浙江省各级地方政府都积极鼓励家庭作坊的发展，并默许私人的土地占用行为，在宅基地批准上给予各种便利。从很大程度上来说，地方政府试图通过默许违建的方式豁免经营者的地租成本、增强本地资本的发展能力。事实上，正是资本的稀缺使经营者掌握了推动乡村工业化的核心能力，这是稀缺要素控制主体博弈能力的重要体现。

正是在这两个因素下，浙江的土地制度采取了折中方案，即一方面，允许私人对土地进行占用，使经营者豁免地租成本；另一方面，这部分利益又难以被认可，获得合法性，集体与国家仍然是土地诸项权利的合法主体，从而形成了“公有私占”的集体所有制的独特制度。

六、制度变迁的经济绩效与约束条件

长期以来，学界较多关注农地制度的变迁，相对忽略了集体经营性建设用地制度，但事实上，集体经营性建设用地不仅构成了制度变迁领域的重要研究对象，更进一步揭示了土地制度与工业化的密切关联。以下将进一步从工业化的角度，对沿海地区集体经营性建设用地的制度绩效与绩效实现的限制条件进行反思，为中国的土地制度改革提供启示。

（一）制度绩效：工业发展要素的优化配置

速水佑次郎、弗农·拉坦（2000）指出，制度的变革具有克服生产中资源禀赋不均衡、推动经济

^①事实上，浙江是典型的富人经营者担任村干部的地区，村庄的资本经营者都有较强的动力攫取集体土地并用于非农经营。因此，本地的村干部难以成为集体利益的代表者，农民也就很难形成组织，维护集体土地不被占用。相关研究参见：仇叶（2017）。

发展的作用。从经济效率的角度,对收入流影响最大的要素控制者能够成为界定土地权利的主导集团,本质上正是为了提高稀缺要素的报偿价值,以此激励要素更有效地供给。因而,土地制度变迁中复杂的主体博弈过程同样也是要素再组织与发挥效用的过程,主导利益集团的权利直接影响稀缺要素的回报价值。而沿海地区土地制度的变迁,正是为了应对不同乡村工业化模式对要素的不同需求,实现要素结构的重组与优化,国家对土地非农化管制的放松则构成了土地制度灵活配置的空间。对乡村工业发展而言,特定的集体经营性建设用地都带来了工业发展要素在一定程度上的优化配置,推动了特定模式的工业发展,为沿海地区的经济增长做出了重要贡献。

土地共有制将土地开发权赋予农民,实现土地权利与最广泛的土地承包经营主体结合。土地共有制使农民积极参与到乡村工业化进程中,并为内化土地增值收益积极招商引资、实现土地大规模供给。正是在这一过程中,土地得以低交易成本与工业资本结合,快速推动外资大规模落地。农民权利地位的优化,本质上正是土地要素供给效率的优化,以适应外资充裕型的工业化模式。这也是珠三角能在短期内吸纳如此多外来资本的重要原因。苏南的集体所有制保证了政府对土地开发权的调控,土地权利开始与规划主体、大规模公共物品供给主体结合,使政府成为地方经济发展的有效“经营者”。政府对土地开发权的有效统筹有利于更高效地建设具有强大公共物品供给能力的城市体系,并重新建构了更大范围、更体系化的发展单元,为工业体系提供了更好的发展环境,强化了地方招商引资的能力。土地制度是苏南模式完成转型,在资本竞争中获得优势的重要基础。浙江的土地制度则是将土地的实际开发权让渡给私人资本,土地开发权实现了与资本经营者的结合。由此,私人资本得以同时获取市场利润与土地增值收益,强化了小规模资本的市场竞争与积累能力,使原本稀缺的资本能够得到快速成长。“公有私占”的集体所有制对浙江民营企业的勃发、形成规模优势具有重要意义。

可见,特定的土地制度通过土地开发权的不同配置,使稀缺要素获得最大回报率,以实现该要素低交易成本供给或有效再生产,从而推动总体要素结构的优化配置,并服务于不同模式的乡村工业化的发展。从这一角度,珠三角的集体大规模引入外资、苏南政府主导的发展转型、浙江私营企业的腾飞都与本地的土地制度紧密关联,地方相对灵活的集体经营性建设用地制度在很大程度上实现了土地制度绩效的提升,为沿海地区的发展打下了基础。

(二) 制度特征与制度绩效的约束条件

制度变革能够优化要素配置、推动经济发展。抽象而论,沿海地区的土地制度变迁与制度绩效都是这目标的体现。但特定制度的绩效优化仍然有约束条件。事实上,制度变迁理论的基础就在于承认制度能够不断改进以达到更高效率,任何制度的效率均是具体时空条件下的函数,并不存在绝对的优势制度。对土地制度而言,不同的工业化模式需要不同的土地制度,这也是历史性的制度变迁能够为当前的土地制度改革提供借鉴的重要原因。

浙江“公有私占”的集体所有制与珠三角的土地共有制,在一定程度上都将土地开发权向社会让渡。两者在激励资本生长与土地大规模供给上具有重要意义。然而,地权的衍生特征就表现在以个人或集体为单位的土地开发权的分散配置,将限制土地开发的统筹规模与土地增值收益的整合,难以形成更大规模的工业发展单元,也无法为高质量的公共物品供给提供支持。事实上,两地的土地制度能

够产生绩效基于以下约束条件：其一，小规模发展单元能够满足企业的发展诉求，其二，土地增值收益转移后，公共物品供给的成本仍然能够得到满足。这在珠三角是以早期工业的简单生产模式与公共物品的低度需求为前提，且密集资本产生的税源进一步缓解了政府公共支出的压力；在浙江，“公有私占”的集体所有制之所以有效则基于它适应了小规模私营企业的起步阶段，私营企业早期的发展对公共物品的需求相对有限。因而，一旦工业发展必须依托更大的发展单元，或者需要大量高水平的公共物品供给时，这两种土地制度可能会引发土地利用的破碎化与低效，并耗散土地增值收益，成为工业发展的制约因素。同时，私人对土地开发权的占用，更导致土地利益的不公平分配，不利于社会整合。

苏南的集体所有制与中国现行的由国家垄断土地开发权的土地公有制的基本原则大体一致。总体来说，在当前工业化的发展越来越依赖政府主导的大规模公共物品供给，并要求政府对区域进行总体规划，改善招商引资区位条件的背景下，这一土地制度仍然有明显的优势。但是，土地开发权的集中有可能使政府忽略土地增值收益公平再分配的重要性，忽视对农民土地权利的保护（周其仁，2004）。更为重要的是，在集体所有制中，政府土地征收的交易成本取决于农民对土地公有制的认同，苏南地方政府强大的土地控制能力在根本上依赖的正是农民普遍的土地公有意识，而这来源于苏南地方政府对农民公共权利的长期保障。当前，随着农民土地权利观念的不断增强，要获得农民对土地公有制的认同，必须进一步强调土地开发权的再分配功能，保护农民的土地权利，否则国家土地征收的交易成本将不断增加，集体所有制也将同样面临土地征收统筹的困境。

基于以上分析，可以将三种土地制度类型的优势与约束条件总结如下（见表3）：

表3 土地制度的制度绩效与约束条件

	权利主体	制度绩效	制度的衍生性特征	制度绩效的限定性条件
土地共有制	土地承包经营 主体	土地低交易 成本供给	土地开发权分散配置	小规模发展单元与低水平公共物 品供给
“公有私占”的 集体所有制	资本经营主体	资本发展空间	土地开发权分散配置 与有限公平性	小规模发展单元与低水平公共物 品供给
土地集体所有 制	公共物品供给 主体	发展单元整合 与公共物品供给	国家高度集权	农民对土地公有制的认可

七、结论与讨论

随着工业化与城市化的推进，土地开发权的合理配置成为土地制度改革的核心问题。基于沿海地区集体经营性建设用地制度的独特性，以珠三角、苏南、浙江三地的土地制度与工业化模式为研究对象，本文研究得出如下结论：沿海农村区域性集体经营性建设用地制度的形成与乡村工业化及工业化模式高度相关，珠三角的土地共有制、苏南的公有化的集体所有制、浙江“公有私占”的集体所有制，均是乡村工业化的产物，并分别强化了土地、公共物品、资本控制主体的土地权利；同时，土地制度效用的发挥依赖制度与工业化模式的匹配，在不同的工业化模式下，沿海地区差异化的集体经营性建设用地制度，均强化了特定稀缺要素供给的能力，推动了地方经济的发展。这一分析呈现了土地制度

与工业化发展模式的完整逻辑，并构成了当前中国土地制度改革的重要参照。

本文研究表明，对中国土地制度改革的反思需要新的工业化发展背景下进行思考。当前中国的工业发展与早期乡村工业化面对的处境具有较大差异，并突出表现在以下两点：其一，以土地、劳动力为核心的生产要素的低价优势相对减弱，其二，工业发展正处于产业转型升级的关键时期，需要进一步完善经济体系、提高经济质量。事实上，中国工业化面临的是全球性的资本竞争，大量第三世界国家比中国有更低廉的生产要素，当前国家工业发展的最大优势正表现为具备较为优质与完善的公共服务、公共物品供给的能力（贺雪峰，2014）。经济升级的压力也越来越对跨区域交通系统、区域性经济发展圈、城市公共服务供给体系等大型、高成本、跨区域的公共物品供给提出了要求（文一，2017）。可见，当前经济发展的单位已经日益超出集体，而必须由更高统筹能力的政府在区域间进行规划与整合，并承担大规模、高质量公共物品供给的成本。

显然，这是土地共有制与“公有私占”的集体所有制下，分散配置的土地开发权所无法实现的，相反，碎片化的土地权利将不断提高交易成本，增加土地统一规划与开发的难度，更难以实现土地增值收益的整合，用以投资更高水平的公共物品，服务于工业体系的完善与发展。“公有私占”的集体所有制更将进一步激化土地分配矛盾，引发基层社会的混乱。事实上，近年来珠三角与浙江都开始积极整合原本分散的集体经营性建设用地，使土地制度适应新的经济发展阶段。在浙江，由政府主导的大规模违建拆除运动全面清除了全省不规范的土地占用与违章建筑。在珠三角，土地共有制造成土地的低效利用和无序扩张，已经成为限制珠三角经济发展最重要的阻碍因素（林锦凤、黄伟，2009），地方政府正试图通过城市更新、“三旧”改造等政策推动土地资源的重新配置^①，由政府对土地进行统一规划，提高土地的利用效率，为建立更高效的城市经济体系与产业升级提供基础条件。

不同于抽象的土地制度争论，从工业化与城市化发展的角度，特定的经济发展结构需要匹配合适的土地制度。即使在大量实行土地私有制的国家，现代土地制度的基本特征仍然是将土地开发权从所有权中分离出来，由国家进行严格的土地规划与管制，并征收高额土地增值税，保障土地开发权的统一性（华生，2013）。从这一角度，在当前全球竞争与产业转型升级的大背景下，中国的土地集体所有制仍然具有相当的效率，应当进一步扬长避短，即一方面，持续发挥集体土地制度对土地开发权的整合功能，实现土地高水平的规划与公共物品的有效供给；另一方面，必须警惕政府对公平再分配的忽视，切实保障农民的土地权利，使农民成为共享经济发展的主体，从而提高政府土地开发的合法性，降低土地征收的交易成本。只有在这一基础上，为工业发展提供更优质的配套服务、推动工业体系的有机整合才是有可能的，国家对土地进行有效开发的能力与合法性也能够得到保障。

^①在“三旧改造”与“城市更新”政策中，基于珠三角土地共有制的传统以及地方政府相对充沛的经济能力，集体经营性建设用地被允许直接入市，或者由政府以市场价进行征收。但是，这一过程中，土地从集体土地转变为国有土地，土地非农使用与规划的权力逐渐向政府集中。

参考文献

- 1.白苏珊,2009:《乡村中国的权力与财富:制度变迁的政治经济学》,郎友兴、方小平译,杭州:浙江人民出版社。
- 2.陈柏峰,2012:《土地发展权的理论基础与制度前景》,《法学研究》第4期。
- 3.陈渭山:《破解村级集体经济发展难题》, http://zjnews.zjol.com.cn/zjnews/zjxw/201702/t20170206_3034609.shtml。
- 4.陈晓雪、谢忠秋,2014:《苏南模式嬗变》,北京:中国经济出版社。
- 5.仇叶,2017:《富人治村的类型与基层民主运行机制》,《中国农村观察》第1期。
- 6.仇叶,2018:《集体资产管理的市场化路径与实践悖论——兼论集体资产及其管理制度的基本性质》,《农业经济问题》第8期。
- 7.董利民,2016:《城市经济学》,北京:清华大学出版社。
- 8.道格拉斯·诺斯,1994:《制度、制度变迁与经济效益》,刘守英译,上海:上海三联出版社。
- 9.费孝通,2004:《志在富民》,上海:上海人民出版社。
- 10.冯兴元,2000:《市场化——地方模式的演进道路》,《中国农村观察》第1期。
- 11.韩松,2014:《论农村集体经营性建设用地使用权》,《苏州大学学报》第3期。
- 12.何·皮特,2014:《谁是中国土地的拥有者:制度变迁、产权和社会冲突》,林韵然译,北京:社会科学文献出版社。
- 13.贺雪峰,2014:《城市化的中国道路》,北京:东方出版社。
- 14.贺雪峰,2017:《沿海发达地区农村国家与农民关系》,《社会科学战线》第9期。
- 15.贺雪峰、桂华、夏柱智,2018:《地权的逻辑——为什么说中国土地制度是全世界最先进的》,北京:中国政法大学出版社。
- 16.胡萧力,2015:《模糊的清晰:农村集体土地所有权概念的再建构》,《法学杂志》第2期。
- 17.华生,2013:《城市化转型与土地陷阱》,北京:东方出版社。
- 18.蒋省三、刘守英,2003:《土地资本化与农村工业化——广东省佛山市南海经济发展调查》,《管理世界》第11期。
- 19.康芒斯,2006:《制度经济学(上)》,于树生译,北京:商务印书馆。
- 20.李炳焱、唐思航,2006:《苏南模式与浙江模式之异同》,《科学决策月刊》第7期。
- 21.林锦凤、黄伟,2009:《产业升级视角下珠江三角洲土地利用问题与对策探讨》,《河北农业科学》第11期。
- 22.林毅夫,1994:《关于制度变迁的经济学理论:诱致性变迁与强制性变迁》,载R·科斯、A·阿尔钦、D·诺斯等著,《财产权利与制度变迁:产权学派与新制度学派译文集》,刘守英等译,上海:上海人民出版社。
- 23.林永新,2015:《乡村治理视角下半城镇化地区的农村工业化——基于珠三角、苏南、温州的比较研究》,《城市规划学刊》第3期。
- 24.刘守英,2008:《集体土地资本化与农村城市化——北京市郑各庄村调查》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第6期。
- 25.刘守英、周飞舟、邵挺,2012:《土地制度改革与转变发展方式》,北京:中国发展出版社。

26. 马歇尔, 2009: 《经济学原理(上)》, 朱智泰译, 北京: 商务印书馆。
27. 潘维, 2003: 《农民与市场: 中国基层政权与乡镇企业》, 北京: 商务印书馆。
28. 曲福田、陈志刚, 2003: 《农地产权制度变迁的绩效分析——对转型期中国农地制度多样化创新的解释》, 《中国农村观察》第1期。
29. 速水佑次郎、弗农·拉坦, 2003: 《农业发展的国际分析》, 郭熙保、张进铭译, 北京: 中国社会科学出版社。
30. 孙敏, 2018: 《三个走向: 农村集体经济组织的嬗变与分化——以深圳、苏州、宁海为样本的类型分析》, 《农业经济问题》第2期。
31. 佟柔, 1996: 《佟柔文集——纪念佟柔教授诞辰75周年》, 北京: 中国政法大学出版社。
32. 汪丁丁, 1995: 《从“交易费用”到博弈均衡》, 《经济研究》第9期。
33. 汪建华、范璐璐、张书婉, 2018: 《工业化模式与农民工问题的区域差异——基于珠三角与长三角地区的比较研究》, 《社会学研究》第4期。
34. 王乐夫、陈干全, 2003: 《从“公有”到“共有”——对深圳市万丰村共有制模式的公共管理分析》, 《中国行政管理》第5期。
35. 王小映, 2000: 《土地制度变迁与土地承包权物权化》, 《中国农村经济》第1期。
36. 王小映, 2014: 《论农村集体经营性建设用地入市流转收益的分配》, 《农村经济》第6期。
37. 王玉波、唐莹, 2013: 《中国土地财政地域差异与转型研究》, 《中国人口·资源与环境》第10期。
38. 王自亮、钱雪亚, 2003: 《从乡村工业化到城市化——浙江现代化的过程、特征与动力》, 杭州: 浙江大学出版社。
39. 文贯中, 2014: 《吾民吾地: 城市化、土地制度与户籍制度的内在逻辑》, 北京: 东方出版社。
40. 文一, 2017: 《看得见的手——政府在中国工业革命中扮演的角色》, http://www.guancha.cn/WenYi2/2017_02_06_392730.shtml。
41. 向永辉, 2014: 《区位、集聚与地区间FDI竞争——基于空间互动的研究》, 上海: 上海交通大学出版社。
42. 谢健, 2006: 《区域经济国际化: 珠三角模式、苏南模式、温州模式的比较》, 《经济理论与经济管理》第10期。
43. 姚洋, 2002: 《自由、公正和制度变迁》, 郑州: 河南出版社。
44. 约拉姆·巴泽尔, 2017: 《产权的经济分析》, 费方域、段毅才、钱敏译, 上海: 上海人民出版社。
45. 张红宇, 1998: 《中国农村土地产权政策: 持续创新——对农地使用制度变革的重新评判》, 《管理世界》第2期。
46. 张五常, 2009: 《中国经济制度》, 北京: 中信出版社。
47. 张兆同, 2010: 《企业区位选择与区域招商引资政策安排——基于苏南企业区位选择影响因素的调查》, 《经济体制改革》第1期。
48. 赵伟, 2009: 《工业化与城市化: 沿海三大区域模式及其演化机理分析》, 《社会科学战线》第11期。
49. 赵燕菁, 2011: 《城市增长模式与经济学理论》, 《城市规划学刊》第6期。
50. 折晓叶, 1997: 《村庄的再造》, 北京: 中国社会科学出版社。
51. 甄克斯, 2010: 《中世纪的法律与政治》, 屈文生、任海涛译, 北京: 中国政法大学出版社。

- 52.周其仁, 2004:《农地产权与征地制度——中国城市化面临的重大选择》,《经济学(季刊)》第4期。
- 53.周其仁, 2019:《深圳如何化解土地房屋历史遗留问题(一)》, <http://www.chengshigengxin.com/index.php?g=Wap&a=shows&catid=97&id=1671>。
- 54.Turner, R., L. Brandt and S. Rozelle, 1998, "Property Rights Formation and the Organization of Exchange and Production in Rural China", http://xueshu.baidu.com/usercenter/paper/show?paperid=e43f947ffc5bfea6c85c90d05ec73dc7&site=xueshu_se.
55. Young, A., 1928, "Increasing Return and Economic Progress" . *The Economic Journal*, 38 (152): 527-542.

(作者单位: 武汉大学社会学院)

(责任编辑: 陈静怡)

Rural Industrialization Pattern and Rural Land System Change: A Study on the System of Collective Construction Land in Coastal Areas

Qiu Ye

Abstract: Different from the general agricultural land system innovation, the change of land system in coastal areas in rural China refers to the dimension of collective construction land, the core of which is the definition of land development right. Rural industrialization not only promoted the transfer of land development right from the state to the collective, but also affected the allocation direction of this right. This study finds that different patterns of rural industrialization have shaped different land systems. The pattern of industrialization with abundant foreign capital in Pearl River Delta, that with competitive foreign capital in Southern Jiangsu and that with scarce endogenous capital in Zhejiang have all produced the common ownership of land to protect the interests of shareholders, emphasizing the collective ownership of land to ensure the overall planning capacity of the government and the land system of "public ownership and private possession". All of them promoted the optimal allocation of regional industrial production factors to a certain extent. This shows that the evaluation of the performance of the land system must focus on specific industrialization patterns. At present, China is in an important period of global capital competition and industrial upgrading. It is still necessary to give full play to the advantages of collective ownership of land in coordinating the development of non-agricultural land, so as to provide guarantee for the establishment of a high-level public service system for industrial development. At the same time, the redistribution of land should be emphasized to protect farmers' interests so as to improve the institutional legitimacy of collective ownership of land.

Key Words: Industrialization Mode; Land System Change; Collective Construction Land; Land Development Right; Collective Ownership of Land

中国人口空心村与实心村空间分布*

——来自第三次农业普查行政村抽样的证据

李玉红¹ 王 皓²

摘要：中国农村人口在空间上巨量流动，形成了人口空心村和实心村两类村庄。识别村庄人口流动差异性，有助于因地制宜实施乡村振兴和新型城镇化战略。本文采用2016年中国第三次全国农业普查行政村普查抽样数据，根据行政村层面人口流动数据识别并估算出中国人口空心村与实心村空间分布状况。研究发现：①村庄人口在流动方向和流动程度方面存在显著差异。人口净流出行政村数量占比为79.01%，其中，空心化率不低于5%的空心村比例为57.50%，其空心化率为23.98%；人口实心村比例为12.15%，实心化率为21.16%。②人口空心村比例与经济水平负相关，东部省域空心村比例较低，中西部空心村比例普遍较高；浙闽粤深度空心村比例及其空心化率较高，但西藏、云南和新疆等边陲地区空心村比例和空心化率较低。③空心村人口外出以家庭成员流动为主，家庭迁移比例仅有26.88%。黔川渝等南方农村家庭迁移比例较低，而内蒙古和黑龙江等北方农村家庭迁移比例较高。④人口空心村空心化率受村庄所处自然地理条件和社会经济因素影响，其中，地势地貌和灌溉水源对深度空心村人口外出影响较大。⑤城郊型实心村数量较少但实心村比例和实心化率较高。平原地带实心村比例和实心化率高于丘陵和山区。浙江、广东和江苏实心村人口净流入最多，三地合计占全国的45.57%。浙江和广东农村人口流动模式有显著差异。珠三角实心村实心化率较高，而珠三角周边地区空心村空心化率较高，实心村和空心村形成强烈反差。浙江省实心村比例高而空心村比例低，农村发展较为均衡。

关键词：农村空心化 人口空心村 人口流动 家庭迁移

中图分类号：C922 F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

党的十九大提出了实施乡村振兴战略的重大决策部署。2018年中共中央、国务院发布《关于实施乡

*资助项目：中国社会科学院创新工程。感谢审稿人提出了宝贵的修改意见，文责自负。本研究获得国家统计局-清华大学数据开发中心的数据支持，但本研究结论不代表国家统计局-清华大学数据开发中心的观点。本文通讯作者：王皓。

乡村振兴战略的意见》，提出“走中国特色社会主义乡村振兴道路”，“让农村成为安居乐业的美丽家园”^①。村庄是中国乡村人口聚居的最基本单元。改革开放以来，中国的快速工业化和城镇化过程造成农村人口在空间上的巨量流动。根据《全国农民工监测调查报告》，2018年中国农民工总量为2.88亿人，其中，跨乡镇的外出农民工1.73亿人^②。农村人口的大量流动重塑了村庄的肌理，造成村庄出现显著的差异性。识别村庄的差异性，有助于中国针对不同村庄类型实施乡村振兴和新型城镇化战略以及农村人居环境整治、土地整治、精准扶贫和农村煤改电等相关涉农政策。

农村人口流动形成了两类典型的村庄，一类是人口空心村。地理学对空心村的研究较多（刘彦随、刘玉，2010；杨忍等，2012），但是其视角是农村宅基地空置，其形成机制与表现形式都与农村人口空心化不同。尽管农村人口空心化现象较为普遍，但对人口空心化研究并不充分。已有研究主要是对局部地区的案例分析（向卿青，2012；姜凯帆、孙永福，2013；陈有川等，2018；郑殿元等，2019）。这些研究采用调研方法，发现村庄人口空心化程度较高，但是由于缺乏代表性而难以估算整体或进行地区间的横向比较。王良健等（2017）采用人口普查县域统计资料测算农村人口空心化程度，该研究揭示出农村人口流出的区域差异。但由于采用县域资料，该研究无法识别出村庄层面人口流动的差异性。总体而言，空心村是村庄层面的人口流动现象，然而，中国村庄人口空心化究竟达到何种程度，目前学术界尚未有定论。

另一类村庄是与空心村相对的人口实心化村庄，即人口净流入村庄，这类村庄受到的政策关注较少，然而又客观存在。与传统观念不同的是，农业转移人口并非全部进城，相当一部分流入非农经济发达的农村地区。早在21世纪初就有学者提出，中国几千万的农村移民绝大多数沉淀在发达地区的农村地区，而不是进入了城市（姚洋，2001）。有些实心化村庄集聚了大量外来人口，出现“超级村庄”、半城市化村庄和村域城镇化现象（折晓叶、陈婴婴，1997；王景新，2015；李玉红，2015）。很多研究都注意到了东部发达地区农村流入了大量外来人口，但是尚未有研究测算出这些农村地区整体人口流入状况。

本研究采用了2016年中国第三次全国农业普查行政村普查抽样数据，研究中国行政村层面的人口流动状况。与前两次普查相比，第三次普查在行政村人口调查部分增加了多个人口相关指标，提供了更多行政村层面人口流动信息。本文通过对行政村所在乡镇、县域以及省域的识别，揭示出中国农村人口空心村和实心村的整体数量水平及空间分布特征、家庭迁移与家庭成员流动两种人口流动的规模和地域分布、发达地区农村外来人口空间演化等等。

本研究创新点在于从行政村尺度分析农村人口流动，行政村是中国最小的类行政单位，行政村尺度反映出最小单元的人口流动状况及差异，从而弥补了大尺度人口流动度量的不足。本研究贡献在于：第一，通过人口空心村与实心村的分类识别不同程度的空心村和实心村，为中国农村人口空心化程度提供一个较为可靠的基础性估算；第二，在实践意义上，通过揭示村庄人口流入、流出的多样化和差

^① 参见中共中央、国务院：《关于实施乡村振兴战略的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm。

^② 参见国家统计局：《2018年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429_1662268.html。

异性，为政府实施有针对性的乡村振兴和新型城镇化战略等涉农政策提供科学参考。

二、文献回顾

（一）从农村住宅空心化到人口空心化：空心村研究重心的转移

学术界使用的空心村概念通常有两层不同的含义，分别是农民住宅的空心化和农村人口的空心化，这两个概念既有联系也有区别。

从最早提出空心村概念的研究文献来看，空心村描述的是改革开放后，随着收入水平提高农民翻新住宅而出现的“建新不拆旧”的住宅空置现象。1996年发表于《中国土地》的一篇文章报道了河北省清河县政府如何控制空心村即村庄盲目外延建宅院、乡镇企业分散布点占地的经验（清河县人民政府，1996）。空心村主要是由于村庄建设在缺乏科学规划情况下，形成“建新房不拆旧房”的不合理循环建设（汪亦文，1998）。张昭（1998）分析了河北省的空心村现象，认为空心村是村庄面积盲目扩大、新住宅多向村外发展、村庄内部出现了大面积的空闲宅基地的一种特殊结构布局的村庄。薛力（2001）认为空心村是村庄外围粗放发展而内部衰败、住宅空间形态由核心到边缘分异的现象。当前，地理学家延续这一思路，多从土地利用角度研究空心村现象、形成机理、动力机制和土地整治可行性（刘彦随、刘玉，2010）。

地理学研究将空心村与旧宅闲置、产业非农化、人口非农化等相联系，发现东部经济发达地区或平原地区存在较多的空心村（杨忍等，2012），如图1所示。从土地整治角度来看，这种定义是合理的。然而，随着农村人口的大量流动，人口逐渐成为村庄“空心”的核心因素。李俊民和倪红雨（2009）认为，空心村现象不仅表现在村落的空间形态布局方面，而且表现为农村青壮年劳动力的大量外流及农村人力资源的流失方面。

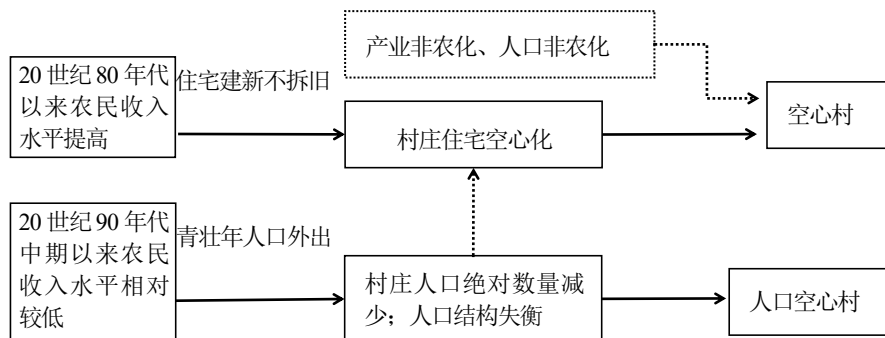


图1 人口空心村和地理学空心村形成机制比较

村庄人口空心化概念晚于但独立于基于住宅的空心村概念而出现。事实上，20世纪90年代中期以来，中国社会经济结构发生巨大变迁，其中之一就是城乡藩篱逐步拆除。1994年全国各地均取消了粮票、油票等定量供应制度。由于城乡存在较大收入差距，1995年开始，全国出现了前所未有的人口流动大潮（乔晓春，2019）。周祝平（2008）认为，农村人口“空心化”是指农村青壮年劳动力大量流入城市，导致农村人口下降和农村青壮年人口比例下降，农村剩下的人口大多数是老人、妇女和儿童。

村庄人口空心化的研究视角是农民, 这为空心村研究注入了新的元素。值得注意的是, 最早出现的住宅空心化形成原因是改革开放后农民收入水平提高, 而人口空心村形成的主要原因是农民收入水平相对较低, 见图 1。事实上, 随着农村人口流动的加剧, 村庄人口空心化逐渐主导了农村住宅的空心化, 住宅空心化是人口空心化的表象。因而, 从人口角度研究空心村具有重要意义。

中国出现的农村人口空心化现象既普遍出现于各国, 同时也具有中国特点。根据发展经济学的经典理论, 发展中国家并存着农村中以传统生产方式为主的农业和城市中以制造业为主的现代化部门, 由于农业中存在着边际生产率为零的剩余劳动力, 因此农业剩余劳动力的非农化转移能够促使二元经济结构逐步消减 (Lewis, 1954)。从这个意义上说, 农村人口普遍减少是发展中国家消除二元结构、农村减少剩余劳动力和农业劳动生产率提高的必然过程, 是伴随一国经济发展的必然现象。然而, 中国农村人口的减少产生了独特的问题。第一就是农村人口流出与回流并存。如蔡昉 (2001) 指出, 人口迁移包括了劳动力从迁出地转移出去、迁移者在迁入地居住下来两个过程, 中国农业人口迁移的问题是迁移者难以在迁入地定居。这固然与众所周知的户籍制度有关 (李强, 2003), 也与中国制造业大而不强、农民工在经济增长收益的分配中处于弱势地位有关 (贺雪峰, 2014; 李玉红, 2017a)。与之相关的第二个问题是青壮年家庭成员外出, 村庄人口结构失衡。中国农村人口流动以青壮年为主, 而不是类似西方国家以家庭化迁居为主 (盛亦男, 2014)。农村剩下老人、儿童和妇女, 家庭割裂导致农村养老、儿童教育和亲子关系等方面出现一系列社会问题; 耕地抛荒, 农业凋敝后继无人 (周祝平, 2008)。

目前学界对农村人口空心化的研究并不充分。地理学从土地利用的角度对空心村的研究较多 (姜绍静、罗泮, 2014), 而经济学研究关注的是农民工、留守人口等亚人口群体 (周祝平, 2008), 对农村人口空心化还缺乏基本的整体性研究。已有对中国村庄人口空心化测算的研究主要是对欠发达地区的调研案例分析, 陈有川等 (2018) 将空心村定义为人口空心化率不低于 5% 的村庄, 并选取山东 6 个乡镇估算出其人口空心化村庄比例为 51.4%, 空心化率为 16.6%。苏北宿迁、徐州、淮安和连云港 4 个地级市 32 个村庄的人口空心化率为 31.7% (姜凯帆、孙永福, 2013)。四川山区苍溪县输出劳动力占总人口的 40.4%, 其中, 抽样 7 个村外出劳动力占总人口的 40.0% (向卿青, 2012)。郑殿元等 (2019) 随机抽取宁夏同心县 28 个行政村为样本, 发现该县高海拔山区人口空心化程度最高。总之, 这些研究都发现农村人口空心化程度较高, 但是由于不具有代表性而无法进行地区间的横向比较。王良健等 (2017) 采用人口普查县域统计资料测算出 2010 年县域平均流出人口比重为 12.63%。由于采用县域资料, 该研究无法识别出村庄层面人口空心化程度和差异性。中国村庄层面的人口空心化究竟达到何种程度, 目前学术界尚未有定论。

(二) 实心化村庄与半城市化村庄

人口实心化村庄是相对空心化村庄而言, 实心化程度较高的就是“似城非城、似乡非乡”的半城市化村庄。半城市化村庄是乡村人口流动和集聚形成的另一种村庄类型。经济学、人口学、地理学、社会学等不同学科从不同角度对农村人口集聚进行了研究。东部省市村庄外来人口流入较多, 形成非农产业和人口集聚的“超级村庄” (折晓叶、陈婴婴, 1997)、半城市化村庄 (刘盛和等, 2004; 李玉红, 2015)、村域城镇化 (王景新, 2015) 以及拟城市化现象 (张京祥等, 2015)。李玉红 (2015) 采用

2008 年经济普查数据估算出中国约有 1 万个半城市化村庄。这些村庄虽然数量较少,但是集聚的非农人口占农村地区的一半,半城市化村庄数与地区经济增长呈显著的正相关关系(李玉红, 2017b)。很多研究都注意到了东部发达地区的农村流入了大量外来人口,但是尚未有人测算出农村地区究竟流入了多少人口及其空间演变状况。本文采用行政村层面的人口流动资料可以较好地回答这一问题。

三、数据与方法

(一) 数据来源

本研究数据主要来自国家统计局微观调查数据第三次全国农业普查的行政村普查抽样,该数据由国家统计局-清华大学数据开发中心提供。全国农业普查自 1996 年开始,以后每 10 年普查一次,2016 年是第三次普查。行政村普查是农业普查的内容之一,用于登记所有的村民委员会,以及有农业经营活动的居民委员会和具有村级行政管理职能的管理机构。行政村普查调查内容包括村庄地理特征、土地、人口、教育、村集体经济等情况,与人口相关的指标有户籍人口、常住人口、举家外出人口与外来人口等等。与前两次农业普查不同的是,第三次全国农业普查首次增加了行政村常住人口和举家外出 3 年及以上人口等调查项目,提供了比以往更多的人口流动信息。

行政村普查抽样是在全国行政村普查表数据记录中抽取的样本,共有 68906 个行政村,占全部行政村数的 12.3%。抽样样本具有较高的代表性。比如,从地区分布来看,绝大部分省份抽样占比与全国平均值持平。从各项指标来看,抽样占比与总体基本一致,见表 1。总之,抽样对总体具有较好的代表性。

表 1 行政村普查总体与抽样特征比较

指标	分类	总体数 (个)	总体比例 (%)	抽样数 (个)	抽样比例 (%)
全部	-	596450	100.0	68906	12.3
地形地貌	平原	239462	40.1	27446	39.8
	丘陵	179331	30.1	20599	29.9
	山区	177657	29.8	20861	30.3
灌溉水源	地表水	373913	62.7	42914	62.3
	地下水	169037	28.3	20127	29.2
	无水源	53500	9.0	5865	8.5
进村道路	水泥	455426	76.4	53479	77.6
	柏油	120756	20.2	13236	19.2
	沙石	13516	2.3	1390	2.0
	砖,石板	2652	0.4	328	0.5
	其他	4100	0.7	473	0.7

资料来源:第三次全国农业普查行政村普查抽样数据;国务院第三次全国农业普查领导小组办公室、国家统计局, 2019:《中国第三次全国农业普查综合资料》,中国统计出版社。

为了反映农村人口流动的变迁,本研究也使用了第一、二次全国农业普查汇总资料,包括《中国

第一次农业普查资料综合提要》和《中国第二次全国农业普查资料汇编（农村卷）》。

（二）方法

1. 行政村的识别

行政村普查记载了行政村所在的省（区、市）、市（地、州、盟）、县（市、区、旗）、乡（镇、街道）和本村的正式名称，并用 12 位行政区划代码进行编码。抽样数据对行政村所在县、乡和村编码的顺序号进行了脱敏处理，因而仅能根据编码识别行政村所在省、市行政区划，以及所在县、乡和村的类别。

2. 人口空心村与实心村的界定

有研究认为，在外居住户籍人口占比指标最能够体现农村人口空心化的本质（陈涛、陈池波，2017），但是考虑到有的村庄可能既有外出人口，也有外来人口的情况，如大城市郊区农村，本研究采用人口净流动数来界定人口空心村和实心村。人口净流动数等于行政村户籍人口与常住人口之差。广义的人口空心村是人口净流出的村庄，人口净流动数为正；而实心村是人口净流入的村庄，人口净流动数为负。人口净流动为零则表示村庄人口处于动态平衡，为人口完整型村庄。户籍为零的村为空户村，常住人口为零的村为空壳村。

学界有观点认为，村庄人口净流出比例达到某一阈值才能称为空心村。陈有川等（2018）将空心村定义为人口净流出比例不低于 5% 的村庄。本文参考该标准，将人口空心化率不低于 5% 的行政村定义为严格意义上（狭义）的人口空心村。

$$\text{人口空心村比例} = \text{人口空心村数} / \text{全部行政村数} * 100\% \quad (1)$$

$$\text{人口实心村比例} = \text{人口实心村数} / \text{全部行政村数} * 100\% \quad (2)$$

3. 人口空心化率与实心化率的计算公式

人口空心化率等于人口空心村的净流出人口占本村户籍人口的比重；人口实心化率等于人口实心村的净流入人口占本村常住人口的比重。

$$\text{人口空心化率} = \text{净流出人口} / \text{户籍人口} * 100\% \quad (3)$$

$$\text{人口实心化率} = \text{净流入人口} / \text{常住人口} * 100\% \quad (4)$$

中国外出农民工通常是青壮年劳动力，而老幼人口留在农村，形成家庭成员的候鸟式流动。但是，还有一类流动是扶老或携幼型的长期举家外出，即家庭迁移。长期举家外出保留了家庭的完整性，是一种质量较高的、相对彻底的人口迁移。一般是经济条件较好的家庭，其经济收入能够负担全部家庭成员在城镇或他乡的生活开支。这里采用全家外出 3 年及以上人口数度量家庭迁移规模。

$$\text{家庭迁移率} = \text{全家外出 3 年及以上人口} / \text{人口净流出} * 100\% \quad (5)$$

$$\text{家庭成员流动率} = 100\% - \text{家庭迁移率} \quad (6)$$

4. 人口空心化率的影响因素

人口迁移的原因是人们期望通过搬迁改善生活条件。经济收入是推动农业人口转移的主要驱动力（李强，2003）。根据人口流动“推拉理论”，人口流动有“推力”和“拉力”两种力量。对于人口流出地而言，村庄所在自然地理条件和社会经济因素基本上决定了农民收入水平，是推动农业人口转移

的客观因素。为了考察村庄人口空心化率(hr)与当地自然地理条件和社会经济因素等客观因素的关系,采用经济计量模型进行定量分析,见公式(7)。自然地理条件包括村庄所在位置的地理条件(geo),如地形地貌、面积和灌溉水源;社会经济因素($economic$)分为农业经济条件(特色种养规模、测土配方施肥面积、高标准农田面积等)和服务业发展条件如电子商务配送点、开展旅游状况,社会因素包括公共产品和服务($publicgood$)和社会保障($socialinsurance$),如新农合参保比例、城乡居民基本养老参保比例。

$$hr=f(geo,economic,publicgood,socialinsurance,etc) \quad (7)$$

四、中国村庄人口流动及村庄分类

(一) 村庄层面的农村人口整体流动状况

2016年行政村普查抽样数据共有68906个行政村,户籍人口11506.2万人,常住人口10238.0万人,长期举家外出人口485.6万人,外来人口514.1万人。行政村平均面积为729公顷,平均户籍人口1670人,平均常住人口1486人。从整体上看,中国村庄人口净流出1268.18万人,人口整体空心化率为11.02%,这与县域和省域农村人口流动研究发现保持一致,即整体上农村发生人口向外流动,如王良健等(2017)采用县域统计资料测算出2010年县域平均流出人口比重为12.63%。

然而,从每个行政村的情况来看,农村人口流动显示出较大的差异性。图2是中国行政村户籍人口与常住人口的散点图。直线上的点表示户籍人口等于常住人口、也就是人口净流动为零的行政村。这样的行政村有6040个,占抽样数的8.77%。除了在直线上的点,大部分点不均匀地分布在直线两侧,说明中国大多数村庄发生人口流动。

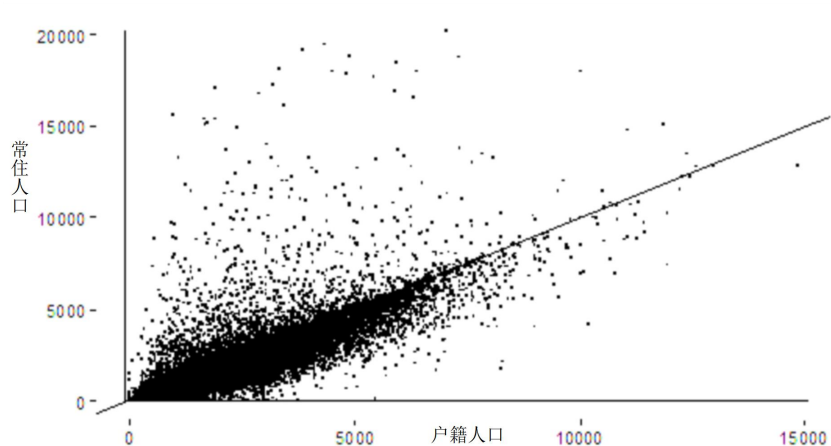


图2 中国行政村户籍人口与常住人口散点图

资料来源:第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

以直线为界,行政村被分成广义人口空心村和人口实心村两部分。直线下方的点代表户籍人口多于常住人口的人口净流出村庄,距离直线越远,空心化程度越高。广义人口空心村有54445个,占抽

样数的 79.01%，平均净流出人口为 308 人，其空心化率为 18.16%。狭义人口空心村数量为 39622 个，占抽样数的 57.50%，平均每村净流出 409 人，其空心化率为 23.98%。直线上方的村庄，常住人口多于户籍人口，是人口净流入村庄，距离直线越远，人口净流入越多，实心化程度越高，这些点有 8375 个，占抽样数的 12.15%，平均净流入人口为 490 人，实心化率为 21.16%。另外，有 10 个行政村户籍人口为 0，为空户村，有 36 个村庄常住人口为 0，是名副其实的空壳村，这些村庄合计占抽样的 0.07%。为了对农村整体人口流动情况进行分析，如无特殊说明，下文所说空心村一般为广义人口空心村。

将行政村分为人口空心村与实心村，有利于认识中国村庄的多样化与差异性，考察农村真实的人口流动。实际上，抽样样本中人口空心村净流出人口规模为 1675.75 万人，而实心村人口净流入 410.26 万（见表 2），实心村净流入人口相当于空心村净流出人口的四分之一。如果不区分空心村与实心村，那么全部行政村人口净流动规模为 1268.18 万人，人口空心化率仅有 11.02%，导致农村实际净流动人口被低估 24.46%。可见，从行政村尺度度量农业人口流动更为准确，而较大尺度则会掩盖村庄差异，从而低估农村真实人口流动规模。

表 2 中国抽样行政村人口流动概况

行政村类型	数量（个）	户籍人口 （人）	常住人口 （人）	人口净流动 （人）	空心化/实 心化率(%)	家庭迁移人 口（人）	家庭迁移率 (%)
所有行政村	68906	115061856	102380086	12681770	11.02	4855620	-
广义空心村	54445	92291415	75533911	16757504	18.16	4504973	26.88
狭义空心村	39622	67549893	51348728	16201165	23.98	4189258	25.86
实心村	8375	15287019	19389630	-4102611	-21.16	296007	-
人口完整型	6040	7452376	7452376	0	0.00	47563	-
空壳村	36	31046	0	31046	100.00	7077	22.80
空户村	10	0	4169	-4169	-100.00	0	-

注：家庭迁移率只限于对空心村进行计算。

资料来源：第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

（二）村庄人口空心化与实心化程度分类

空心村和实心村的人口净流出、净流入规模存在差异，有的距离直线较近，而有的较远。为了进一步区分空心村和实心村的差异，本研究根据村庄的人口空心化率（实心化率），将空心村和实心村分为轻度、中度和深度空心村（实心村）。

轻度空心化：空心村空心化率在 5% 以内。

中度空心化：空心村空心化率在 5% 和空心村人口空心化率的平均值之间。

深度空心化：空心村空心化率超过空心村人口空心化率的平均值。

轻度实心化：实心村实心化率低于 5%。

中度实心化：实心化率超过 5% 但低于实心村实心化率平均值。

深度实心化：实心村实心化率高于实心村实心化率平均值。

将空心村和实心村细化后，发现深度空心村和深度实心村数量相对较少，反而是农村人口净流动

的重心所在。深度空心村有 20660 个，占全部空心村的 37.95%，占全部行政村数的 29.98%，但人口净流出规模达 1252.00 万人，占全部空心村人口净流出规模的 74.71%；深度实心村有 2484 个，数量占全部实心村的 29.66%，仅占全部行政村的 3.60%，但人口净流入规模达 365.23 万人，占全部人口净流入规模的 89.02%。

表 3 轻度、中度与深度空心村与实心村人口净流动

村庄类型	抽样数 (个)	户籍人口 (人)	常住人口 (人)	净流入/流出 人口 (人)	平均空心/实 心化率 (%)	家庭迁移人 口 (人)	家庭迁移率 (%)
轻度空心村	14823	24741522	24185183	556339	2.25	315715	56.75
中度空心村	18962	32905131	29223947	3681184	11.19	1068597	29.03
深度空心村	20660	34644762	22124781	12519981	36.14	3120661	24.93
轻度实心村	4101	7376077	7520538	-144461	-1.92	105293	-
中度实心村	1790	3240925	3546782	-305857	-8.62	63454	-
深度实心村	2484	4670017	8322310	-3652293	-43.89	127201	-

资料来源：中国第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

五、人口空心村空间分布及其影响因素

（一）中国人口空心村空间分布特征

1. 村庄人口净流出数量与省域户籍人口规模正相关

一般来说，省域户籍人口越多，空心村人口净流出越多，如图 3 所示，空心村人口净流出与户籍人口显著正相关，相关系数达到 0.85。从空心村人口净流出的角度看，东部农村地区人口净流出占全国的 29.85%，中西部占 70.15%，基本与户籍人口比例持平。

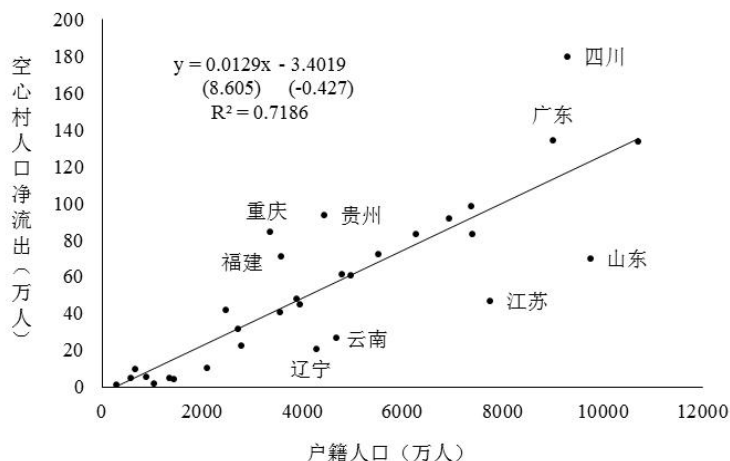


图 3 各地区户籍人口与空心村人口净流出散点图

资料来源：国家统计局，2017：《中国统计年鉴》（2017），中国统计出版社。

在各地区人口空心村净流出人口中，四川位居第一，占全部净流出人口的 10.71%，广东与河南位

居第二和第三，分别占 7.99% 和 7.95%，湖南、贵州、安徽与重庆所占比例都在 5% 以上，这 7 个地区净流出人口合计占 48.5%。西藏、天津、青海、上海、海南、北京、宁夏与新疆等 8 个省市都不足 1%，合计仅占全国的 2.5%。其余 16 个省域的空心村人口净流出占全国的 49.0%。

需要注意的是，有些省份户籍人口体量相当，但是空心村人口流出规模有较大差距，比如四川、广东和山东户籍人口基本持平，但是三省人口净流出规模差异明显，四川最多，广东约为山东的 2 倍。可见，除了户籍人口因素，空心村人口流出还有更多的影响因素。

2. 各地区农村空心化现象普遍存在，但空心化程度差异明显

从省域层面来看，各地农村都存在空心化现象，即使上海、北京这样的国际化大城市也存在一定比例的人口空心村，上海有 36.79% 的村庄发生人口净流出，空心化率超过 5% 的行政村占 29.02%。然而，各地农村空心化程度存在明显差异。一般来说，地理相邻地区有区域共性，如江浙沪、湘鄂赣徽等长江中下游、晋陕甘宁等黄河中上游区域的空心化状况都具有一定相似性，但也存在内部差别。如江浙沪区域内，江苏空心化率低于浙江，其空心化状况与山东更为接近；宁夏空心化程度高于周边省域；东三省中，辽宁空心村比例和空心化率都低于黑龙江和吉林；广东空心化率高于广西，其空心化状况与福建更为接近。云南作为边陲地区具有一定的独特性，虽然同在云贵高原，云南农村人口流出比例却远低于贵州，贵州农村空心化状况更接近川渝而非云南。

表 4 各地区人口空心村人口净流出、空心村比例及空心化率

地区	抽样数 (个)	人口净流出 (人)	广义空心村比 例 (%)	狭义空心村比 例 (%)	狭义空心村空 心化率 (%)	家庭迁移率 (%)
全国	68906	16757504	79.01	57.50	23.98	26.88
北京	463	48115	56.37	46.22	26.36	19.09
天津	473	12843	45.03	20.08	12.42	38.28
河北	6274	827791	78.23	54.02	20.00	19.58
山西	3609	407244	80.05	59.43	26.66	40.17
内蒙古	1139	418241	91.31	80.86	32.65	61.12
辽宁	1290	202280	79.38	49.77	16.13	44.58
吉林	1205	311699	92.03	77.59	20.24	51.63
黑龙江	966	477254	90.17	82.09	28.65	58.35
上海	193	39897	36.79	29.02	32.27	48.02
江苏	1692	465190	70.39	47.58	18.13	21.95
浙江	3480	610078	63.16	49.97	33.25	31.37
安徽	1739	916889	84.70	64.92	22.00	24.87
福建	1809	708070	82.81	71.86	31.35	25.10
江西	2174	606756	85.42	61.91	20.73	19.93
山东	9479	698755	71.51	40.16	16.38	25.83
河南	5793	1331929	79.75	52.37	21.52	20.53

(续表 4)						
湖北	3155	827222	84.34	68.30	23.55	21.65
湖南	2913	982654	87.78	68.76	22.55	21.00
广东	2363	1338849	82.06	70.80	27.89	28.66
广西	1721	722201	85.82	63.34	20.55	23.02
海南	343	50214	71.14	44.61	14.61	33.00
重庆	1069	842049	94.95	89.80	35.46	22.86
四川	5615	1795045	84.43	71.83	31.18	21.07
贵州	1931	933234	89.44	77.52	27.99	17.33
云南	1339	263383	73.64	38.16	14.17	23.97
西藏	405	8847	50.62	24.94	16.72	32.03
陕西	2628	444623	79.15	54.19	23.44	33.02
甘肃	2015	222726	79.85	46.35	16.40	32.66
青海	443	45627	78.10	45.37	23.68	59.08
宁夏	275	95578	84.00	72.00	25.38	46.65
新疆	913	102221	68.57	37.13	20.87	44.14

资料来源：第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

3. 省域人口空心村比例与经济发展水平有关

整体来看，各地区人口空心村比例与人均 GDP 显著负相关，二者相关系数为-0.72。中西部经济欠发达地区空心村比例普遍较高，其中，重庆空心村比例位居全国首位，内蒙古、黑龙江和吉林空心村比例都在 90%以上，狭义空心村比例也处于较高水平。东部地区空心村比例较低，浙江空心村比例为 63.16%，狭义空心村比例为 49.97%，江苏和山东空心村比例也都低于全国平均水平。

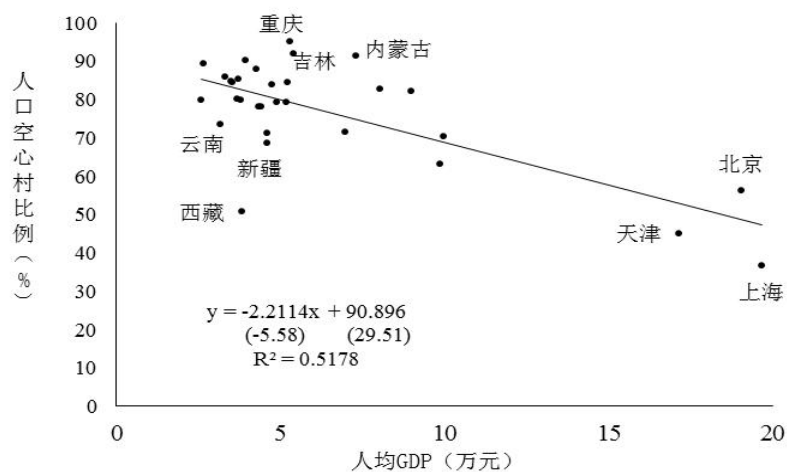


图4 各地区人均 GDP 与空心村比例散点图

注：人均 GDP 按户籍人口计算。

资料来源：国家统计局，2017：《中国统计年鉴》（2017），中国统计出版社；国家统计局，2017：《中国人口和就业

统计年鉴》(2017), 中国统计出版社。

需要说明的是, 尽管整体上各地区经济水平与空心村比例显著负相关, 但内部存在较大差异, 如重庆、吉林和内蒙古等向上远离拟合线, 而西藏、新疆和云南向下远离拟合线。如果将这 6 个省份删除, 人均 GDP 与空心村比例的相关性提高, 相关系数为-0.90。这些省份都有各自的特殊性, 如西藏、新疆和云南地处边陲, 地理位置独特, 具有浓厚的宗教氛围或鲜明的少数民族文化, 而且国家对这些地区投入大量财政补贴。也就是说, 除经济因素外, 其他因素如地理、文化、宗教和国家政策等因素也影响了农村人口流动。

4. 省域空心化率不仅与经济发展水平有关, 也与经济中心的吸引力有关

一般来说, 经济欠发达地区空心村空心化率较高, 但是, 经济发达省份也存在着空心村空心化率较高的情况。从图 5 来看, 在深度空心村比例和空心化率双高区域 I 内, 不但有重庆、四川、内蒙古和黑龙江等中西部省域, 而且还有广东、福建和浙江。实际上, 广东、浙江和福建都存在不同面积的山区和丘陵地带, 农民在缺乏非农经济带动的情况下往往收入较低, 而这些地带距离本省域的经济中心较近。据人口学研究, 人口与经济中心的距离越近越容易流动 (乔晓春, 2019)。经济发达地区的山区农民更容易外流到就近的大城市和非农经济较强的地区, 导致其空心化程度比较高。

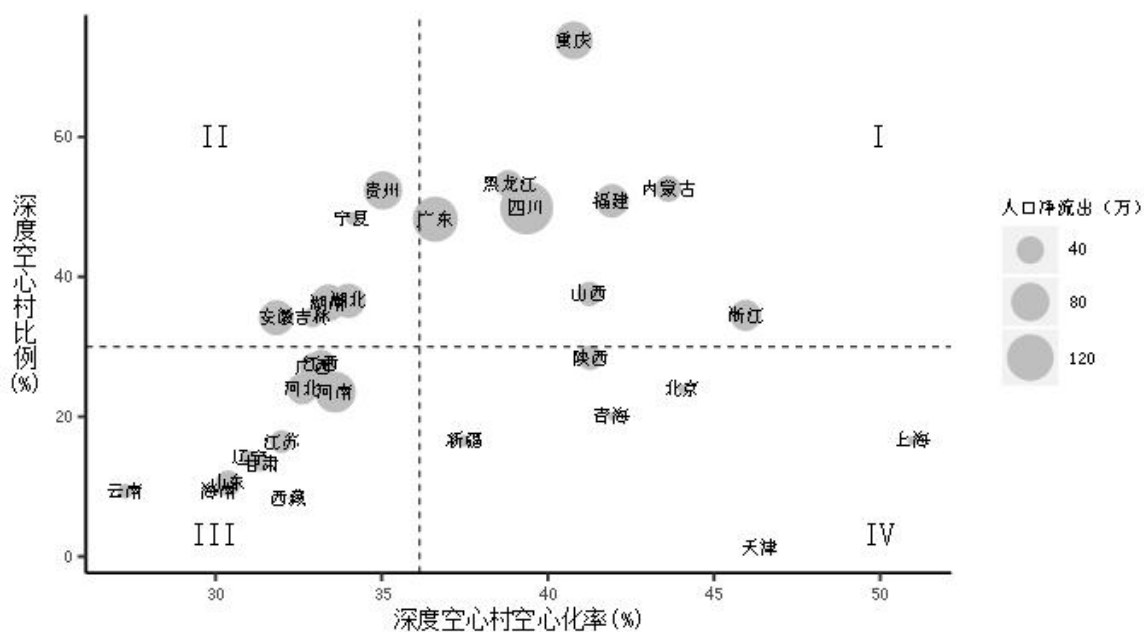


图 5 各地区深度空心村比例与其空心化率散点图

注: 图中虚线为变量均值。

资料来源: 第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

5. 空心村人口外出以家庭成员流动为主, 但北方农村家庭迁移比例较高

2016 年, 中国空心村家庭迁移率为 26.88%, 而家庭成员外出或举家短期外出人口占净流出人口的 73.12%。可见, 目前中国大部分农村外出人口为奔波于村庄和外地之间的候鸟式流动, 既不能彻底

在外地扎根，也不能完全留在农村。老人在农村，年轻人出去打工，农村成为中国现代化的稳定器与蓄水池（贺雪峰，2014）。

各地区农村人口外出模式差异较大。北方地区以家庭式迁移为主导，以内蒙古和黑龙江最为突出，这两个地区家庭迁移率达 61.12% 和 58.35%，远高于其它地区。吉林、新疆、青海与宁夏等地举家迁移比例也较高，比重超过 40%。南方地区以家庭成员流动为主导，农村人口外出大省四川、河南、广东、湖南等地区家庭迁移比例在 20%~30% 之间，而贵州家庭迁移比例仅有 17.33%，其家庭成员流动率高达 82.67%。

（二）人口空心村的影响因素分析

1. 描述性统计特征

表 5 给出了人口空心村连续变量的统计特征。从其统计特征来看，人口空心村的差异性很大，表现出肥尾分布特征，即与正态分布相比，右端存在较多的大值，中位数小于均值。如，不少于 75% 的行政村其特色种植、特色水产养殖、畜禽养殖、高标准农田和旅游接待户数都为 0，不少于 50% 的行政村其测土配方施肥面积为 0，也就是说，大部分人口空心村缺少特色农业经济资源。在社会保障方面，人口空心村表现出较高的同质性，如，新农合参保比例中位数达 87.14%，城乡养老保险参保比例中位数为 45.03%，说明农村基本医疗保障达到了较高水平，而农村养老保障存在提高的空间。

表 5 变量统计特征

变量	单位	样本数	均值	标准差	中位数	0.25 百分位	0.75 百分位
人口空心化率	%	54445	19.04	18.76	12.93	4.45	28.14
行政区域人均面积	公顷	54445	0.73	2.15	0.27	0.15	0.64
特色种植面积	亩	54445	118.06	1125.17	0.00	0.00	0.00
特色畜牧业存栏	头/只	54445	501.92	45418.52	0.00	0.00	0.00
特色水产养殖面积	亩	54445	14.14	1087.59	0.00	0.00	0.00
生猪养殖占地面积	亩	54445	2.85	41.38	0.00	0.00	0.00
牛养殖占地面积	亩	54445	1.97	57.71	0.00	0.00	0.00
羊养殖占地面积	亩	54445	1.60	38.77	0.00	0.00	0.00
家禽养殖占地面积	亩	54445	2.53	81.87	0.00	0.00	0.00
高标准农田面积	亩	54445	433.94	1356.32	0.00	0.00	0.00
测土配方施肥面积	亩	54445	649.62	1644.09	0.00	0.00	574.00
旅游接待户数	户	54445	0.30	4.25	0.00	0.00	0.00
每百人小学教师数		54445	0.20	0.56	0.00	0.00	0.18
每百人执业医师数		54445	0.06	0.11	0.03	0.00	0.09
新农合参保比例	%	54445	84.34	13.75	87.14	78.78	93.60
城乡养老参保比例	%	54445	45.08	17.90	45.03	33.84	56.86
最低生活保障比例	%	54445	5.15	5.91	3.48	1.89	6.02

资料来源：第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

2. 回归结果

对公式(7)采用 OLS 估计, 省份作为控制变量, 得到估计结果如表 6。列(1)是对全部人口空心村的回归结果, 其他 3 列分别是对轻度、中度和深度空心村的估计结果。从估计结果来看, 深度空心村的估计系数显著, 拟合度较高, 而轻度和中度空心村拟合度很低, 估计系数大多不显著。这说明模型对深度空心村具有较好的解释力, 对轻度和中度空心村解释力不强。深度空心村人口净流出占全部人口净流出的 74.71%, 是空心村人口流出的主体, 这里主要报告深度空心村的估计结果。

表 6 人口空心村影响因素估计结果

变量	分类	全部空心村	轻度空心村	中度空心村	深度空心村
		(1)	(2)	(3)	(4)
地形地貌(ref=平原)	丘陵	2.852***	0.094***	-0.030	1.763***
	山区	4.636***	0.116***	0.145	3.034***
灌溉水源(ref=地表水)	地下水	-0.953***	-0.028	0.034	-1.481***
	无水源	0.863***	0.003	-0.083	2.446***
是否通公共交通(ref=是)		1.952***	0.084***	0.025	2.043***
进村道路(ref=水泥)	沙石	2.880***	-0.055	0.039	4.159***
	砖、石板	1.320	0.270	0.608	-2.974*
	其他	2.839***	0.255	0.109	4.049***
每百人小学教师数		-1.396***	-0.036*	0.036	-1.762***
新农合参保比例		-0.109***	0.001	-0.011***	-0.095***
城乡居民基本养老参保比例		-0.013***	0.001	-0.003	-0.001
特色种植面积		-0.0003***	-0.00001	-0.00002	-0.001***
羊养殖面积		-0.001	-0.0001	-0.001**	0.004
测土配方施肥耕地面积		0.00002	0.000005	0.00004**	-0.0004***
开展旅游接待户数		-0.072***	-0.0005	0.002	-0.075**
电子商务配送站点(ref=是)		1.498***	0.002	0.175**	1.980***
N		54,445	14,823	18,927	20,695
R ²		0.176	0.023	0.023	0.155

注: ①*表示 $p<0.1$; ** 表示 $p<0.05$; *** 表示 $p<0.01$ 。

②限于篇幅, 特色畜牧业存栏等估计系数不显著的变量和省份控制变量的估计结果省略。

(1) 地形地貌和灌溉水源对人口空心化的影响显著

从自然地理条件来看, 地形地貌对农村人口外出有显著影响。山区、丘陵地貌对深度空心村空心化率的影响分别比平原高出 3.0 个和 1.8 个百分点。这一点可以解释经济发达地区如广东、浙江、福建等省份存在着较高空心化率的现象。由于浙闽粤大量村庄地处山区和丘陵, 农民发展经济的手段有限, 导致村庄农民外出比例较高。灌溉水源也对人口外出有显著影响, 无水源深度空心村空心化率比地表水灌溉村庄高出 2.4 个百分点。

(2) 农业经济因素对人口空心化率的影响较小, 而服务业影响较大

基于农业的经济因素对人口空心化率的影响不大,如特色种植面积、羊养殖面积、测土配方施肥耕地面积等对村庄空心化率影响虽然显著,但是系数非常小,而猪、牛养殖面积、高标准农田面积对人口空心化率的影响不显著。物流服务对人口空心化率有显著影响。对于深度空心村来说,没有电子商务配送站点的村庄人口空心化率比有电子商务配送站点高出 2.0 个百分点,而村庄开展旅游接待户数与人口空心化率成反比,但影响较小。

(3) 公共服务供给水平越高,人口空心村空心化程度越低

公共服务供给水平的提高显著减少了村庄人口外出。对于深度空心村来说,通公共交通比不通公共交通的空心化率低 2.0 个百分点;进村路面为水泥比进村路面为沙石的空心化率低 4.2 个百分点;每百人小学教师数增加 1 位,空心化率降低 1.8 个百分点。

(4) 社会保障水平越高,人口空心村空心化程度越低

村庄社会保障水平的提高也降低了人口外出。新农合和城乡居民基本养老保险参保比例每提高 1 个百分点,空心化率分别降低 0.11 和 0.01 个百分点。社会保障水平虽然与空心化率有反向关系,但是效果较小。

六、人口实心村空间分布特征

农村外出人口流入地不仅有城镇地区,而且还有农村地域,也就是实心村。在抽样中,实心村数量为 8375 个,仅占行政村数量的 12.2%,但实心村是外来人口的集聚地,实心村外来人口数是空心村外来人口数的 3.6 倍。实心村平均净流入人口 490 人,占实心村常住人口的 21.16%。

(一) 乡镇实心村是实心村主体,城郊型实心村数量较少但实心化率较高

实心村形成原因一般有两种,一种位于大城市近郊区,大量外来人口在此租房居住。这种实心村依赖大城市而生,会随着城市发展而完全融入城市,成为城区的一部分。另一种则是村庄非农经济发达,或依托工业园区,吸引外来人口就业或就学。

如果把乡镇政府辖区内的实心村看作一类,而把街道辖区内的实心村归为城郊实心村^①,那么乡镇实心村是实心村的主体,乡镇实心村有 6769 个,占全部实心村的 80.73%,人口净流入占 67.99%。城郊实心村和乡镇实心村平均户籍人口相当,但城郊实心村平均常住人口更多,人口实心化率达 30.86%,乡镇实心村则为 18.45%。另外,城郊实心村实心化比例更高,达 30.12%,而乡镇实心村比例为 10.65%。乡镇实心村虽然比例较低,但是数量多,其重要性不可忽视。

(二) 平原地区实心村比例和实心化率皆为最高,丘陵次之,山区最低

中国行政村在平原、丘陵和山区的比重分别为 4: 3: 3 (见表 1),但是实心村的分布比例为 5: 3: 2,平原实心村比例偏高,而山区实心村比例偏低。平原地区实心村比例为 15.35%,比山区高 7 个百分点。平原地区实心村实心化率为 24.17%,而山区仅有 12.39%,约为平原实心村的一半。总体来看,山区地带实心村人口净流入比重最低,仅占 8.87%,丘陵地带实心村占 28.09%,而平原地带实心村人

^① 也可以称之为城中村,城中村原本也是从城区郊区发展而来,这里统称为城郊村。

口净流入占 63.04%。

（三）实心村比例与经济发展水平正相关

各地区实心村人口流入规模与户籍人口规模关系不大，而与经济总量呈正相关。人均 GDP 越高，实心村比例越高，二者相关系数达 0.86。这符合人口流动的推拉理论，即经济发达地区对农业转移人口形成较强的拉力。从实心村空间分布来看，京津沪等直辖市实心村比例较高。浙江、江苏、海南、广东、福建和辽宁实心村比例都高于全国平均水平，而中西部地区实心村比例较低，但云南等边陲地区则高于全国平均水平。从区域来看，东部农村地区实心村人口流入占全国的 70.09%，中西部农村地区外来人口仅占全国的 29.91%。也就是说，东部地区和中西部农村在人口流动方向和规模上存在“三七”比率，在人口净流出上，东部与中西部之比为 3：7，而在人口净流入上，东部与中西部之比为 7：3。

然而，从图 6 来看，各地区依然存在明显的差异。上海农村实心化比例高于北京，北京高于天津；除直辖市外，浙江一枝独秀，向上远离拟合线，而内蒙古、吉林和重庆等向下远离拟合线。浙江农村吸引大量外来人口就业，说明农村非农经济异常发达，而重庆等地农村经济较弱。

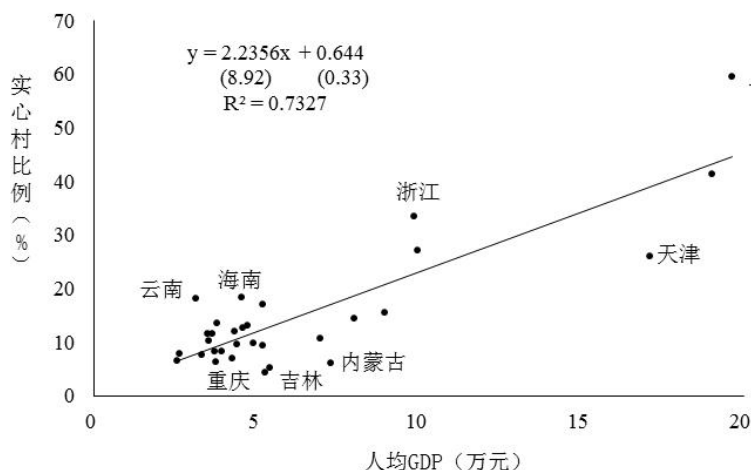


图 6 各地区人均 GDP 与实心村比例散点图

注：人均 GDP 按户籍人口计算。

资料来源：国家统计局，2017：《中国统计年鉴》（2017），中国统计出版社；国家统计局，2017：《中国人口和就业统计年鉴》（2017），中国统计出版社；第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

（四）实心村净流入人口地区分布非常集中

从省域人口流入地来看，浙江实心村人口净流入最多，占全国实心村净流入人口的 21.29%，广东位居第二占 14.92%，江苏占 9.36%，三地合计占全国的 45.57%，说明江浙粤地区农村非农经济较为发达，吸引大量外来人口，因而实心村较多，实心化程度较高。京沪实心村实心化率位居全国前列，上海市一半以上村庄出现人口倒挂。除直辖市外，广东实心村实心化率最高，9%的实心村人口倒挂；浙江深度实心村数量是广东的 2 倍，但实心化率却低于广东。

山东省实心村数量多，但是实心化率不高。山东省实心村数仅次于浙江，实心村数量是浙江的

87.31%，但是人口流入数量仅有浙江的 20.05%。这说明浙江村庄非农产业和非农人口集聚程度远远高于山东。

表 7 各地区人口实心村比例和实心化率

地区	实心村数 (个)	人口净流入 (人)	实心村比例 (%)	实心化率 (%)	深度实心村比 例 (%)	深度实心村实 心化率 (%)
全国	8375	4102611	12.15	21.16	3.60	43.89
北京	191	211885	41.25	47.15	28.08	54.68
天津	123	22471	26.00	11.02	4.23	33.46
河北	752	185740	11.99	15.27	2.50	40.72
山西	419	106587	11.61	15.71	2.66	35.57
内蒙古	68	45092	5.97	32.89	2.46	54.11
辽宁	218	94489	16.90	16.39	3.72	39.31
吉林	62	7535	5.15	6.91	1.16	21.78
黑龙江	80	17729	8.28	10.10	2.17	23.50
上海	115	273900	59.59	52.30	50.26	57.39
江苏	459	383905	27.13	21.21	8.98	40.78
浙江	1166	873628	33.51	31.61	18.02	45.31
安徽	201	57946	11.56	8.53	1.55	35.75
福建	258	157960	14.26	19.15	4.64	37.78
江西	180	54918	8.28	10.71	1.33	34.50
山东	1018	175137	10.74	14.16	1.69	42.94
河南	364	100664	6.28	12.70	1.23	34.80
湖北	296	113419	9.38	18.13	2.85	37.54
湖南	203	72425	6.97	13.64	1.51	36.82
广东	366	612004	15.49	37.64	8.97	50.70
广西	131	60879	7.61	13.87	1.16	46.88
海南	63	29248	18.37	17.49	3.21	55.41
重庆	45	23177	4.21	15.90	1.87	29.01
四川	567	91145	10.10	9.56	1.78	33.85
贵州	152	96230	7.87	21.09	2.23	46.55
云南	241	54014	18.00	8.03	1.94	32.01
西藏	55	15666	13.58	35.88	3.46	61.58
陕西	258	92786	9.82	20.69	2.74	49.47
甘肃	131	21879	6.50	9.46	1.09	29.34
青海	42	7471	9.48	13.07	2.71	33.84
宁夏	36	20437	13.09	20.90	6.18	30.82
新疆	115	22245	12.60	10.91	2.19	35.25

资料来源：第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

（五）浙江超过广东，农村地区外来人口最多

纵观 1996 年以来中国农村地区外来人口的变化，农村地区外来人口比重普遍提高。1996 年中国农村地区外来人口占户籍人口比重为 0.95%，而 2016 年达 4.47%。然而，各地区外来人口分布不均。20 世纪 90 年代中期，中国农村地区外来人口仅有 858 万人，而其中 303 万集中在广东的农村地区，占广东农村户籍人口的 5.56%。2006 年广东农村外来人口占广东农村户籍人口的 20.73%，不仅远高于 1996 年，而且继续居全国首位，2016 年广东比重下降了 10 个百分点。浙江农村外来人口持续增加，1996 年比重仅有 1.71%，最近 20 年保持增长趋势，2016 年达到 22.83%，除直辖市外高居全国首位。

江苏和福建农村地区外来人口规模处于第二梯队，分别占本省农村户籍人口的 8.73% 和 6.93%。京沪两地由于大城市效应，农村地区外来人口占本地户籍人口比例高达 50% 以上。

总体来看，广东与浙江农村有着不同的人口流动模式。广东实心村实心化率较高，而且空心村空心化率也较高。广东经济发展极不均衡，珠三角极强而周边极弱，这种经济上的巨大反差造成珠三角农村地区集聚大量外来人口，而珠三角周边受强经济中心的吸引，农村人口大量外出，因而珠三角实心村实心化程度较高、珠三角周边地区空心村比例和空心化程度较高。广东人口流动模式是区域经济两极化发展的结果。

与广东相比，浙江农村发展更为均衡。浙江农村不但实心村最多，实心村比例除直辖市外处于全国最高水平，而且实心村的实心化率低于珠三角地区。结合空心化状况来看，浙江整体空心化比例较低，而且除地处山区的丽水和衢州农村空心化率较高以外，其他 9 个地级市农村空心化率较低。

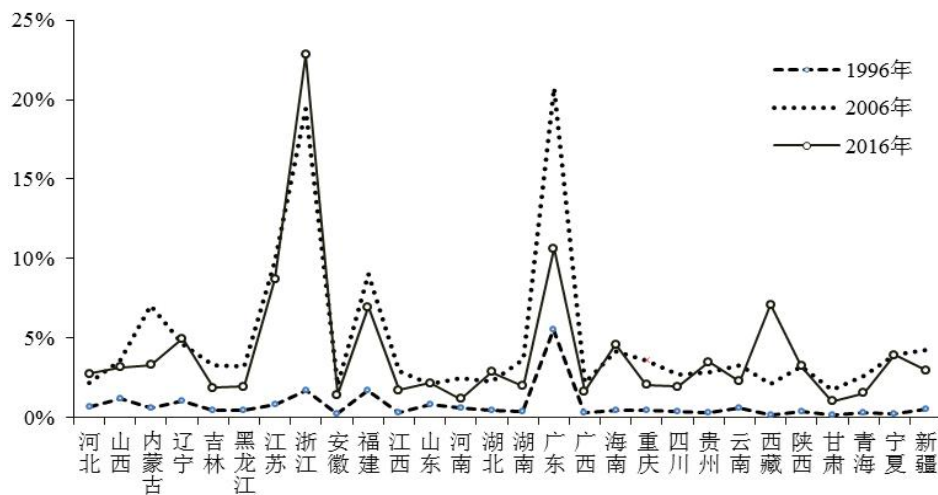


图7 各地区农村外来人口占农村户籍人口比重变化趋势

注：本图不包括京津沪。

资料来源：全国农业普查办公室，2000：《中国第一次农业普查资料综合提要》，中国统计出版社；国务院第二次全国农业普查领导小组办公室、国家统计局，2009：《中国第二次全国农业普查资料汇编（农村卷）》，中国统计出版社；第三次全国农业普查行政村普查抽样数据。

七、研究结论与政策启示

通过对中国第三次全国农业普查行政村普查抽样数据的分析,本研究得到如下结论:

1.中国村庄层面人口流动存在显著差异。2016年人口净流出行政村数量占比为79.01%,空心化率不低于5%的空心村比例为57.50%,平均每村净流出409人,人口空心化率为23.98%;人口实心村比例为12.15%,平均净流入人口为490人,人口实心化率为21.16%。实心村人口净流入数量相当于空心村净流出人口的四分之一。深度空心村占全部行政村数的29.98%,但人口净流出占全部空心村的74.71%;实心村人口分布更为集中,深度实心村仅占全部行政村的3.60%,但人口净流入占全部实心村的89.02%。

2.各地区农村人口空心化状况与经济发展水平及其均衡程度有一定关系。东部农村地区人口空心村比例较低,中西部地区空心村比例普遍较高,重庆、内蒙古、黑龙江和吉林空心村比例都处于较高水平。浙闽粤深度空心村比例及其空心化率较高。西藏、云南和新疆空心村比例和空心化率均较低。

3.中国空心村人口外出以家庭成员流动为主,家庭迁移率仅有26.88%。相比较来看,北方农村地区家庭迁移率较高,而南方省份家庭成员流动率较高。内蒙古和黑龙江家庭迁移率达61.12%和58.35%,吉林、新疆、青海与宁夏等地区均超过40%。贵州、四川、重庆、广西、湖南、湖北以及江西等南方农村地区家庭迁移率均低于全国平均水平,贵州家庭迁移率仅有17.33%。

4.人口空心村空心化率受村庄自然地理条件和社会经济条件影响。从自然地理条件来看,地形地貌对农村人口外出影响最大,山区、丘陵地貌对深度空心村空心化率的影响分别比平原高出3.0和1.8个百分点。这一点较好地解释了浙闽粤空心村空心化率较高的现象。由于浙闽粤大量村庄地处山区和丘陵,农民发展经济的手段有限,导致村庄农民外出比例较高。另外,村庄公共交通设施和物流服务业等因素对人口空心化率有显著影响。

5.乡镇实心村是实心村主体,乡镇实心村数量和人口净流入规模分别占全部实心村的80.73%和67.99%,城郊型实心村数量较少但实心化比例和实心化率较高。平原地带实心村比例和实心化率高于丘陵和山区,平原地带实心村人口净流入占全部实心村的63.04%。分地区看,浙江、广东和江苏实心村人口净流入最多,三地合计占全国的45.57%。浙江和广东农村人口流动模式有显著差异。珠三角实心村实心化程度较高,而珠三角周边地区空心村空心化程度较高,实心村和空心村形成强烈反差。浙江省实心村比例高而空心村比例低,农村发展较为均衡。

从村庄人口流动方向和规模来看,中国各地区村庄因所处不同自然地理条件和经济发展水平而存在巨大差异性。在乡村振兴和新型城镇化等涉农政策实施过程中,对这些千差万别的村庄应采取有针对性的差异化政策。①人口净流动较少的村庄、欠发达地区的中心村应成为乡村振兴重点。这些村庄农业人口较多,以农业生产为主,应是实施乡村振兴及各种涉农政策的重点对象。在基本公共服务、农业基础设施、人居环境整治和电子商务建设等方面进行重点扶持。②深度空心化村庄应区别对待,在偏僻山区、无水源灌溉等人类生产生活条件较为恶劣地区,宜实施退耕还林还草等生态修复工程,不宜开展土地整治、污水处理等生产生活相关基础设施建设。③深度实心化村庄适宜发展成为小城镇。

在现有条件下,国家应鼓励携幼型家庭迁移,保证核心家庭完整。宜着力提高公共产品和服务供给,加大保障房供给,建设宜居小城镇,让外来的农业转移人口“进得来、留得下”。浙江、广东和江苏等地外来人口集聚的村庄应成为小城镇建设的重点。

参考文献

- 1.蔡昉,2001:《劳动力迁移的两个过程及其制度障碍》,《社会学研究》第4期。
- 2.陈涛、陈池波,2017:《中国农村人口空心化测量指标改进研究》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第17卷第1期。
- 3.陈有川、李鹏、马璇,等,2018:《基于乡镇地域单元的村庄人口空心化研究——以山东省六个乡镇为例》,《现代城市研究》第3期。
- 4.贺雪峰,2014:《论中国式城市化与现代化道路》,《中国农村观察》第1期。
- 5.姜凯帆、孙永福,2013:《农村人口“空心化”问题及未来指向——基于苏北农村调研分析》,《中国农业信息》第11期。
- 6.姜绍静、罗泮,2014:《空心村问题研究进展与成果综述》,《中国人口·资源与环境》第24卷第6期。
- 7.李俊民、倪红雨,2009:《“空心村”问题及其对策——以汤阴县南阳村为例》,《安徽农业科学》第37卷第11期。
- 8.李强,2003:《影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析》,《中国社会科学》第1期。
- 9.李玉红,2015:《中国乡村半城市化地区的识别——基于第一、二次全国经济普查企业数据的估算》,《城市与环境研究》第4期。
- 10.李玉红,2017a:《城市化的逻辑起点及中国存在半城镇化的原因》,《城市问题》第2期。
- 11.李玉红,2017b:《乡村半城市化地区的工业化与城镇化》,《城市发展研究》第24卷第3期。
- 12.刘盛和、陈田、蔡建明,2004:《中国半城市化现象及其研究重点》,《地理学报》第59卷增刊。
- 13.刘彦随、刘玉,2010:《中国农村空心化问题研究的进展与展望》,《地理研究》第29卷第1期。
- 14.乔晓春,2019:《户籍制度、城镇化与中国人口大流动》,《人口与经济》第5期。
- 15.清河县人民政府,1996:《我们是如何控制“空心村”的》,《中国土地》第8期。
- 16.盛亦男,2014:《中国的家庭化迁居模式》,《人口研究》第38卷第3期。
- 17.汪亦文,1998:《浅议“村庄调整”和“空心村”迁并》,《村镇建设》第12期。
- 18.王景新,2015:《中国农村发展新阶段:村域城镇化》,《中国农村经济》第10期。
- 19.王良健、陈坤秋、李宁慧,2017:《中国县域农村人口空心化程度的测度及时空分异特征》,《人口学刊》第39卷第5期。
- 20.向卿青,2012:《山区农村人口空心化的调查与思考——以四川省苍溪县为例》,《农村经济》第6期。
- 21.薛力,2001:《城市化背景下的“空心村”现象及其对策探讨——以江苏省为例》,《城市规划》第6期。
- 22.杨忍、刘彦随、陈秧分,2012:《中国农村空心化综合测度与分区》,《地理研究》第31卷第9期。
- 23.姚洋,2001:《发达地区村庄劳动力市场的整合》,《中国农村观察》第2期。
- 24.张京祥、申明锐、赵晨,2015:《超越线性转型的乡村复兴——基于南京市高淳区两个典型村庄的比较》,《经济地理》

第35卷第3期。

- 25.张昭, 1998:《关于河北省空心村治理的理论探讨》,《河北师范大学学报》第4期。
- 26.折晓叶、陈婴婴, 1997:《超级村庄的基本特征及“中间形态”》,《社会学研究》第6期。
- 27.郑殿元、文琦、王银, 等, 2019:《中国村域人口空心化分异机制及重构策略》,《经济地理》第39卷第2期。
- 28.周祝平, 2008:《中国农村人口空心化及其挑战》,《人口研究》第2期。
- 29.Lewis, A. W, 1954, “A model of dualistic economics” . *American Economic Review*, 36:46- 51.

(作者单位: ¹中国社会科学院数量经济与技术经济研究所;

²对外经济贸易大学国际商学院)

(责任编辑: 初 心)

Spatial Distribution of Rural Population Flow at the Village Level in China: Evidence from Village Samples in the Third National Agricultural Census

Li Yuhong Wang Hao

Abstract: Enormous spatial flow of rural population in recent years has led to big differences in villages in China. It is of great value to identify different types of villages for policymakers and take differentiated measures to implement Rural Revitalization Strategy and New Urbanization Strategy. This article employs village-level population flow data sampled from the third National Agricultural Census and investigates the spatial distribution of both empty villages and non-empty villages. It finds that there are considerable differences among villages in terms of both direction and degree of village population flow. Firstly, the percentage of empty villages accounts for 79.01%, and villages with the rate of empty population above 5 percent take 57.50%, among which the rate of empty population averages 23.98%. The percentage of non-empty villages accounts for 12.15%, and the rate of non-empty population is 21.16%. Secondly, the proportion of empty villages is negatively related to the provincial economic development. Thirdly, the population outflow of empty villages is mainly based on migration of family members, and the proportion of family migration is only 26.88%. The migration proportion of rural families in the southern areas of China, such as Guizhou, Sichuan and Chongqing, is relatively low, whereas in the northern provinces such as Inner Mongolia and Heilongjiang, family migration rate is much higher than the national average. Fourthly, the rate of empty population in empty villages is correlated with both natural geographical conditions and socio-economic factors of the villages. In mountainous areas and areas without irrigation water, population outflow seems more likely to happen. Lastly, non-empty villages in Zhejiang, Guangdong and Jiangsu have the largest net inflow, accounting for 45.57% of the total population inflow in China.

Key Words: The Hollowing Out of Rural Area; Empty Village; Population Flow; Family Migration