

在统筹发展和安全中完善重要商品储备制度*

——以农产品为视角的分析

王晓东

摘要：重要商品储备制度是统筹发展和安全在流通领域的主要体现，也是马克思主义中国化过程中探索形成的制度创新。着眼于农产品领域的考察，重要商品储备制度已成为中国政府实施流通调控、保障市场平稳运行的重要手段。从不确定性环境和“六保”工作两方面加以考察可知，农产品储备制度对增强农产品流通稳定性和支撑“六保”工作起到关键作用。为应对未来挑战，政府既要持续推广重要商品储备制度在调控市场运行、动态调整储备范围和规模、发挥中央政府主导作用等方面的基本经验，也要加强重要商品储备制度的顶层设计、加快重要商品储备制度的立法规范、加紧重要商品储备制度运行中的大数据应用等，持续提高重要商品储备制度的效能。

关键词：统筹发展和安全 马克思储备理论 重要商品储备制度 农产品储备制度

中图分类号：F713 **文献标识码：**A

中国特色社会主义进入新时代以来，国家高度重视安全和发展问题，习近平总书记多次强调统筹发展和安全，“十四五”规划也设专章部署，党的十九届六中全会审议通过的《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》更是三次提到统筹发展和安全。统筹发展和安全表现在政治、经济、社会的诸多方面，而在保障国民经济循环顺畅特别是流通经济平稳运行方面的一个重要政策依托就是重要商品储备制度。重要商品储备制度不仅事关战略性商品的应急供应，而且日常发挥着以服务民生、平抑物价为导向的储备调节功能，在流通过程中充当市场机制的重要补充，在农产品流通中表现尤为突出。2020年以来，在“十四五”规划、中央全面深化改革委员会第二十一次会议、2022年中央“一号文件”与2022年政府工作报告中，均对完善重要商品储备制度、保证重要农产品供给和增强储备调控能力加以强调。事实上，中国重要商品储备制度的实践创新，充分体现了马克思储备理论的中国化发展，并对统筹发展和安全发挥着重要作用。本文主要以农产品为视角展开分析。

*本文系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）重大项目“在新发展格局中建设中国特色现代流通体系的理论与经验研究”（项目编号：22XNL013）的阶段性成果。感谢中国人民大学谢莉娟教授、福州大学王诗婷讲师对本文提供的帮助。

一、马克思储备理论要点回顾

马克思储备理论为探索构建重要商品储备制度提供了理论依据和丰富启示。其相关思想集中体现在《资本论》第2卷“流通费用”一章对“保管费用”的论述中，在《剩余价值理论》第2册和第3册中也有所论及。总结而言，马克思储备理论要点包括：

1.储备本身是一切社会所共有的，而商品资本储备形式是资本生产模式下的特殊形式，也是发达市场经济须重点关注的“真正的商品储备”。马克思指出，任何社会都需要相当数量的储备，只是储备的社会形式有不同表现，即“储备形成一般”^①。总共“有三种形式：生产资本的形式，个人消费基金的形式，商品储备或商品资本的形式”^②。他批驳了亚当·斯密对于“储备只是资本主义生产所特有的现象”^③的见解，强调不应“把储备的形式同储备本身混淆起来”^④。就一切社会而言，储备对于保障生产的连续性都是必不可少的，即“生产过程和再生产过程的不断进行，要求相当数量的商品（生产资料）不断处在市场上，也就是形成储备”^⑤。而在资本主义生产方式下，储备所采取的一种特殊形式是商品资本的储备形式，即“在产品作为商品资本存在或在产品停留在市场上时，也就是，在产品处在它从中出来的生产过程和它进入的消费过程之间的间隔时间内，产品形成商品储备”^⑥。在资本的循环中，任何商品“不过是作为资本价值存在形式的商品”^⑦。马克思将商品资本形式的储备称为“真正的商品储备”^⑧，一方面在于它离开了直接生产过程而转入“真正流通过程”^⑨，另一方面在于它作为商品资本形式却表现为流通阶段的停顿，这种停顿有时是流通顺畅的保证，有时是商品滞销的信号。商品资本形式的储备其形成具有客观性又事关资本循环的连续性，因而要予以高度重视，在社会主义市场经济中同样如此。

2.生产社会化倾向于提高储备效率，而商品资本形式的储备量倾向于随资本主义生产发展而扩大。随着资本主义生产的发展，生产资本形式的储备规模绝对地扩大，因为“随着劳动生产力由于协作、分工、机器等等而提高，逐日进入再生产过程的原料、辅助材料等等的量也会增加。这些要素必须预先在生产场所准备好”^⑩。同时，生产规模越大，“处在这中间阶段上的商品流也就越大，而且越多样化”^⑪，表现为商品资本形式的储备规模和种类也绝对地扩大和增加。但随着生产水平不断提高，与全部产量相比“储备整个说来会减少”，这是“因为储备的补充在越来越大的程度上取决于再生产

^①参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第155页。

^②参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第158页。

^③参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第157页。

^④参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第161页。

^⑤参见马克思，2018：《资本论》第3卷，北京：人民出版社，第53页。

^⑥参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第159页。

^⑦参见《马克思恩格斯选集》第38卷，人民出版社2019年版，第230页。

的同时性，取决于储备的迅速更新”^①。换言之，生产社会化过程提高了储备效率，“储备越是社会地集中，这些费用相对地就越少”^②。但值得注意的是，不同于生产资本形式的储备，商品资本形式的储备在社会总产品中的相对量上仍是倾向于增加的，这是生产和储备的社会形式本身所带来的：一方面，资本主义生产的“商品形式的储备所以增大，是因为在那一方面，它在直接的生产储备和消费储备形式上减少了。这只是储备的社会形式的变化”^③。另一方面，资本主义生产的规模“在越来越大的程度上取决于单个资本家支配的资本量”^④，资本的增殖欲和资本再生产的不断扩大使得“商品出现在市场上或寻找销路的产品量，必然增大”^⑤，从而表现为商品资本形式上的储备量也增大。

3.储备须有一定量才能发挥保供作用，具体来说就是大于平均出售量或平均需求量。这里并非强调储备越多越好，而是从生产的提前期和需求的波动性来考虑的。对于商品销售者而言，无论是生产者自身还是再转售者，只有保证一定的储备，才能在一定时期内不直接依赖于生产也能满足供应的需要。这是因为随着储备的消耗，储备的更新“归根到底只能从生产中得到”^⑥，而在商品完成再生产的这段时期内，“商品储备必须够用”^⑦，“由于有了这种储备，流通过程从而包含流通过程在内的再生产过程的不断连续进行，才得到保证”^⑧。也正是在这个意义上，马克思才说“没有商品储备，就没有商品流通”^⑨，“商品停滞要看做是商品出售的必要条件”^⑩。之所以“储备量要大于平均出售量或平均需求量”^⑪，是因为还要考虑到需求的波动性，如果没有超出平均需求量的储备量，“超过这个平均量的需求就不能得到满足”^⑫。这类似安全库存原理，也是商品流通借助商品储备来发挥保供作用的原理。

4.储备的复杂性体现于自愿形式与非自愿形式、正常形式与非正常形式的相互交织，而资本主义生产方式最终难以避免“非正常形式”的储备。在资本主义生产方式下，马克思将储备分为自愿形式与非自愿形式、正常形式与非正常形式，是从不同角度来衡量的。从商品出售者个体行为出发，自愿形式的储备往往是出于马上销售出去的预期，有时也出于个人的价格投机、获取更高利润的目的，“商品生产者是有意识保持储备”^⑬的。而非自愿形式的储备则是“因为流通过程本身的状况阻碍商品的出售，使他的商品形成储备”^⑭，无论这种阻碍是短暂的还是持久的，抑或最终形成商品过剩，只要是商品经营者预先没有估计到的，这种储备就具有一定的被动性。对于正常储备和非正常储备的划分，马克思从储备是作为流通的前提还是作为流通停滞的结果来考虑。一般而言，资本在商品形式上的或长或短的停留“产生于形式转化的停滞和必要性”^⑮，“这种表面上的停滞是流动本身的形式”^⑯。这种暂时

^① 参见《马克思恩格斯选集》第38卷，人民出版社2019年版，第233页。

^② 参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第162页。

^③ 参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第161页。

^④ 参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第164页。

^⑤ 参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第165页。

^⑥ 参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第163页。

^⑦ 参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第157页。

的停滞是流通过程必然要产生的，甚至构成商品不断出售的条件，因而是正常形式的储备。而“一旦留在流通蓄水池内的商品，不让位给后面涌来的生产浪潮，致使蓄水池泛滥起来，商品储备就会因流通停滞而扩大”，这种停滞就成了“商品卖不出去的结果”^①。这就是非正常形式的储备。但问题的关键就在于，现实经济生活中，储备的正常形式和非正常形式都表现为流通的停滞，其性质是很难辨别的，甚至“商人手中的商品的流通过程发生了停滞，但他的资本的流通过程仍然能够畅通”^①。在资本支配的生产中，“商品储备的规模由于流通停滞而扩大的现象，会被误认为是再生产过程扩大的征兆，特别是在现实的运动由于信用制度的发展而变得神秘莫测时，更是这样”^①。

综上，马克思揭示了储备对保障资本循环顺畅的特殊意义。社会主义市场经济所反映的生产关系虽然不同于资本主义，但同样要重视储备在商品流通和资本循环中的共性规律。同时，在资本主义生产方式下，资本的增殖性动机往往使那些具有保供性质的自愿储备不足，而诱发商品资本形式的储备非正常地增加，乃至成为周期性经济危机的导火索。这种盲目自发的储备形式对中国社会主义市场经济下的储备实践具有重要的警示意义。以保障民生为目的的重要商品储备制度的建立，既不是出于市场投机目的的个体性自愿储备，也绝不是建立在过量库存和商品滞销基础上的规模性非正常储备。只有结合基本经济制度的优势寻求制度创新，才能使储备成为调节供求、稳定价格的有效蓄水池。

二、重要商品储备制度在中国的形成和发展：着眼于农产品的考察

中国重要商品储备制度不仅是对马克思储备理论的具体实践，而且逐步成为一条经过检验行之有效的流通特殊经验（谢莉娟和王晓东，2021），下文主要考察最具代表性的农产品领域。

（一）中国重要商品储备制度的特征表现

尽管中国自古就有储备重要商品的传统，但直到新中国成立特别是改革开放以来，随着商品储备在品种结构、运行机制、承担主体方面不断调整优化，才日渐形成以马克思主义为指导、具有中国特色的重要商品储备制度。中国重要商品储备制度不同于其他国家的特征主要表现在两大方面：

1. 储备调节成为发挥政府作用完善市场机制的有效方式。通常来讲，为了应对战争或自然灾害等异常情况、重大公共安全事件等突发事件，以及保障粮食安全和社会稳定，世界各国普遍都需要持有一定的战备、应急、战略等性质的物资储备，中国作为人口和经济大国更不例外。但除此之外，从储备制度所发挥的经济功能来看，中国重要商品储备制度超越了备战备荒、应急救援的一般性目的，还日常发挥着调节供需与稳定价格的作用，成为政府实施流通调控的一种常态化手段。对于产销数量大、供求易波动而又与居民日常消费息息相关的重要商品，政府通过建立储备制度和调节性库存的方式，可以在关键时点通过“吞、吐、存”来保证供应和稳定价格，在流通过程中发挥“调节器”的重要作用。依托中国以公有制为主体的基本经济制度，基于储备调节的流通调控成为政府、国企等共同参与以发挥市场机制作用的有效方式，这也体现了社会主义市场经济体制的内在要求和特点。

事实上，将储备调节作为市场机制有效补充的这一定位，在中国确立社会主义市场经济体制的早

^①参见马克思，2018：《资本论》第2卷，北京：人民出版社，第166页。

期阶段就已明确。20 世纪 90 年代，中央发布的一系列文件和法规中，均强调了重要商品储备制度在“增强国家调控市场的经济实力”“适时进行吞吐调节”“调控价格”“稳定市场”方面的任务要求^①。21 世纪以来，特别是党的十八大以来，相关部署更加突出“确保国家宏观调控的需要”“防止价格大起大落”“做好重要商品储备吞吐和进出口调节工作”“更好发挥战略储备的稳定市场功能”等^②。从实践来看，重要商品储备制度切实发挥了调节价格和稳定市场的作用，在农产品领域表现得尤为典型和突出。例如，2007—2008 年全球粮食危机期间，中国通过在国际粮价大涨时加大国内市场投放、国际粮价大跌时加大国内市场收购的灵活吞吐方式，成为当时世界粮食市场的“安全岛”。再如，中央储备肉制度在“非典”、新冠肺炎疫情等重大公共卫生事件与洪灾、地震等自然灾害中，均起到了稳定市场的作用。如今每逢重要节假日或突发雨雪天气等特殊情况下，各地政府及储备单位都会及时投放粮、肉、菜等重要农产品，防止供应短缺和价格异常波动。

2. 储备服务民生的特点要求重视农产品。中国的政治经济制度和社会主义发展目的决定着，重要商品储备制度具有更为突出的保障、惠及、服务民生的特点。储备目的不同决定了储备品种与结构的特点。相比于世界各国的原油、粮食等战略物资储备，中国重要商品储备需要纳入大量与居民日常消费息息相关的民生商品，应高度重视农产品储备制度的完善。因粮食兼具战略物资和民生商品的性质，粮食安全被视为经济发展、社会稳定和国家安全的基础（程国强和朱满德，2013），各国政府普遍需要掌握一定的粮食储备，以应对意外状况和保障口粮供应。例如，美国、欧盟等主要由农场等私人收储主体作为粮食储备中的关键角色，同时依靠保险、信贷和补贴发挥基本“托底”职能；而日本、印度则强化粮食战略储备，并通过“脱钩”补贴、公私合营来降低干预性粮食收储的负面影响（普莫特等，2019）。此外，日本还建立了较为完善的冻猪肉储备制度来稳定其市场供给。但总体而言，中国重要商品储备在结构上的完备性是世界少有的，储备范围从粮、棉、油、糖等战略性大宗商品，到目前覆盖广泛的肉、菜、禽、蛋、奶等日常消费类的农产品和农副产品。以“菜篮子”产品的储备为例，自 20 世纪 80 年代提出“菜篮子”产品以来，政府储备从最初覆盖肉、蛋、奶、鱼、菜等生活必需副食品，拓展到更多种类的蔬菜、瓜果、茶叶、奶类、水产品、畜禽及其制品，使储备调节适应更加多

^①参见 1995 年 3 月发布的《第八届全国人民代表大会第三次会议关于 1994 年国民经济和社会发展规划执行情况与 1995 年国民经济和社会发展规划的决议》，http://www.gov.cn/test/2008-04/21/content_950161.htm；1996 年 3 月发布的《第八届全国人民代表大会第四次会议关于 1995 年国民经济和社会发展规划执行情况与 1996 年国民经济和社会发展规划的决议》，<http://www.people.com.cn/zgrdxw/zlk/rd/8jie/newfiles/d1080.html>；1997 年 12 月发布的《中华人民共和国价格法》，<https://www.pkulaw.com/chl/584c8399d99f19dbbdfb.html?keyword=%E4%BB%B7%E6%A0%BC%E6%B3%95>；等等。

^②参见《国务院关于进一步深化粮食流通体制改革的意见》（国发〔2001〕28 号），http://www.gov.cn/gongbao/content/2001/content_60987.htm；《国务院办公厅关于加强鲜活农产品流通体系建设的意见》（国办发〔2011〕59 号），<http://www.mofcom.gov.cn/article/ae/ai/201112/20111207888252.html>；2013 年 4 月召开的“中共中央政治局常务委员会会议”，<http://news.cntv.cn/2013/04/26/ARTI1366937711001564.shtml>；2021 年 8 月召开的“中央全面深化改革委员会第二十一次会议”，http://www.gov.cn/xinwen/2021-08/30/content_5634220.htm?jump=true；等等。

样化的日常消费需求。这并不是不顾储备效益，而是由储备作为调节手段服务民生的目的决定的。

（二）以农产品为视角的重要商品储备制度沿革

中国重要商品储备制度的探索源于粮食等战略性农产品，而后逐步拓展至更多日常消费类的农产品。在循序渐进构建并完善的过程中，中国重要商品储备制度大致呈现下述三条较为突出的实践脉络：

1.党中央层面高度重视并统筹推进储备制度的形成与完善。重要商品储备要通过科学的吞吐调节，保障市场稳定与经济安全，这是需要从市场运行的全局来统筹的，因而离不开党中央层面的高度重视和全面部署。近年来，国务院在涉及流通业、应急体系、经济体制完善等方面的相关文件中多次提出，要“进一步完善糖、肉、边销茶等生活必需品和茧丝绸等重要商品的中央储备制度……地方各级人民政府也要结合实际建立地方生活必需品储备制度”，“健全居民生活必需品储备机制”，“适当扩大肉类、食糖、边销茶和地方储备中的小包装粮油、蔬菜等生活必需品储备规模”等^①。特别是党的十八大以来，中央层面通过出台文件、召开会议，狠抓落实农产品储备相关工作（见表1）。

表1 党的十八大以来有关农产品储备制度的重要文件和会议

发布或召开时间	文件或会议	农产品储备相关内容
2013年5月30日	《国务院办公厅关于印发深化流通体制改革加快流通产业发展重点工作部门分工方案的通知》（国办函〔2013〕69号）	完善中央与地方重要商品储备制度，优化储备品种和区域结构，适当扩大肉类、食糖、边销茶和地方储备中的小包装粮油、蔬菜等生活必需品储备规模
2013年12月23至24日	中央农村工作会议	搞好粮食储备调节，调动市场主体收储粮食的积极性，有效利用社会仓储设施进行储粮
2015年2月1日	《中共中央国务院关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见》（中发〔2015〕1号）	完善国家粮食储备吞吐调节机制，加强储备粮监管。落实新增地方粮食储备规模计划，建立重要商品商贸企业代储制度，完善制糖企业代储制度
2017年9月8日	《国务院办公厅关于加快推进农业供给侧结构性改革大力发展粮食产业经济的意见》（国办发〔2017〕78号）	支持符合条件的龙头企业参与承担政策性粮食收储业务，在确保区域粮食安全的前提下，探索创新龙头企业参与地方粮食储备机制
2019年5月29日	中央全面深化改革委员会第八次会议	要科学确定粮食储备功能和规模，改革完善粮食储备管理体制，健全粮食储备运行机制……加快构建更高层次、更高质量、更有效率、更可持续的粮食安全保障体系
2020年5月11日	《中共中央国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》	加强国家经济安全保障制度建设，构建国家粮食安全和战略资源能源储备体系……健全国家储备体系

^①参见《国务院关于促进流通业发展的若干意见》（国发〔2005〕19号），http://www.gov.cn/zhengce/content/2008-03/28/content_3599.htm；《国务院办公厅关于搞活流通扩大消费的意见》（国办发〔2008〕134号），http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/3600.2008-12/31/content_3582.htm；《国务院关于深化流通体制改革加快流通产业发展的意见》（国发〔2012〕39号），http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2012-08/07/content_1244.htm；等等。

(续表 1)

2021 年 3 月 11 日	《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》	深化农产品收储制度改革, 加快培育多元市场购销主体, 改革完善中央储备粮管理体制, 提高粮食储备调控能力
2021 年 8 月 30 日	中央全面深化改革委员会第二十一次会议	要完善战略储备市场调节机制, 增强大宗商品储备和调节能力, 更好发挥战略储备的稳定市场功能
2022 年 1 月 4 日	《中共中央国务院关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》	保障“菜篮子”产品供给, 加大力度落实“菜篮子”市长负责制。稳定生猪生产长效性支持政策, 稳定基础产能
2022 年 3 月 5 日	政府工作报告	各方面要共同努力, 装满“米袋子”、充实“菜篮子”, 把 14 亿多中国人的饭碗牢牢端在自己手中……完善国家战略物资储备制度, 保障初级产品供给

2. 分门别类探索专项储备制度, 循序渐进提高储备的完备性。为了有针对性地维持市场稳定, 储备商品范围的选择尤为重要。以农产品为例, 中国重要商品储备制度的探索在早期以粮食、棉花、猪肉等分门别类的具体专项储备为主, 而后随着储备的商品种类越来越多和各专项储备愈益发展, 政府在政策上逐步重视, 整体上统筹推进, 以粮、肉、棉、糖等民生产品为主的重要商品储备制度逐步完善(见表 2)。例如, 在新中国成立之初就有“甲字粮”“506 战备粮”等探索粮食储备的经验, 1990 年, 专项粮食储备制度正式建立。1979 年, 针对中国自然灾害频发等问题, 中央就已开始提出探索建立储备肉制度(国家发展和改革委员会宏观经济研究院, 2010; 中国华孚贸易发展集团公司党委中心组, 2008)。与此同时, 包括棉花、糖等农产品或农副产品在内的其他各专项储备制度也逐步建立起来。特别是, 《中央储备粮管理条例》《中央储备肉管理办法》《中央储备糖管理办法》等办法及条例的相继出台, 更意味着中国专项商品储备制度迈入更成熟阶段。随着粮、肉、棉、糖、菜等专项储备制度的不断完善和储备商品种类的日益增多, 特别是“菜篮子”和“米袋子”负责制的不断落实, 中国开始愈发强调通过完善储备品类、规模、结构来提高重要商品储备制度的整体效能。

表 2

代表性农产品及重要商品储备制度的政策演进

储备范围	政策演进脉络
代表性农产品专项储备制度	
粮食	成立国家粮食储备局、建立国家专项粮食储备(国发〔1990〕55 号); 建立以国家储备为中心, 中央和省、自治区、直辖市两级为主的多层次粮食储备体系(国发〔1993〕9 号); 加快完善中央和地方两级粮食储备体系, 对储备粮与企业经营周转粮实行分开管理(国发〔1998〕15 号); 健全中央储备粮垂直管理体系, 进一步扩大中央储备粮规模(国发〔2001〕28 号); 对中央储备粮的计划、储存和动用等各个环节都做出全面详细的规定(中华人民共和国国务院令 388 号)
猪肉	猪肉储备的行政管理和商业经营行为要分开, 内贸部要尽快提出国家储备猪肉管理办法, 地方也应建立猪肉储备制度(国办函〔1993〕90 号); 继续完善中央和省(区、市)两级猪肉储备制度(国发〔1994〕23 号); 继续完善肉、糖等重要副食品的中央和地方两级储备制度(国发〔1997〕22 号); 储备肉(国家用于应对重大自然灾害、公共卫生事件、动物疫情或者其他突发事件引发市场异常波动和市场调控而储备的肉类产品)实行常年储备、定期轮换制度(中华人民共和国商务部、中华人民共和国财政部令 2007 年第 9 号)

(续表 2)

棉花	棉花经营部门定购的棉花，当年收支平衡有余的部分转为国家储备（国发〔1985〕108号）；建立健全国家棉花储备制度，加强储备棉管理，储备棉是国家对棉花产需进行宏观调控的重要手段，中央已有棉花储备，地方要尽快建立棉花储备（国发〔1993〕61号）；强化国家对储备棉的管理，使之储得进、调得动、用得上，并能出陈储新，定期轮换（国发〔1998〕42号）；实行棉花储备与经营分开，确保储备棉优质安全、经济合理，组建国家储备棉管理公司，实现储备与经营彻底分开（国发〔2001〕27号）；首次开始实行棉花临时收储制度，将国家在棉花主产区临时收储皮棉的措施常态化，从而稳定棉花生产、经营者和用棉企业市场预期（中华人民共和国国家发展和改革委员会、中华人民共和国财政部、中华人民共和国农业部、中华人民共和国工业和信息化部、中华人民共和国铁道部、国家质量监督检验检疫总局、中华全国供销合作总社、中国农业发展银行公告 2011 年第 5 号）
糖	以丰补歉，增强调控市场能力，国家建立中央、地方两级食糖储备制度（国发〔1991〕61号）；加强中央储备糖管理，确保储备糖数量真实、质量合格和储存安全，做到储得进、管得好、调得动、用得上，有效发挥其作用（中华人民共和国商务部、中华人民共和国国家发展和改革委员会、中华人民共和国财政部令 2008 年第 1 号）；发生下列情形之一的，可以动用中央储备糖：①全国或部分地区食糖明显供不应求或市场价格异常波动的，②发生重大自然灾害或其他突发事件需要动用中央储备糖的，③国务院认为需要动用中央储备糖的其他情形（中华人民共和国国家发展和改革委员会、中华人民共和国财政部令 2021 年第 41 号）
重要商品储备制度	
涵盖多种代表性农产品的重要商品	建立粮、棉、油、肉、糖等主要农副产品的专项储备制度，建立农副产品储备，实行旺吞淡吐（国发〔1994〕23号）；完善重要“菜篮子”产品中央与地方分级储备制度，有关部门要制定储备商品使用和管理办法（国发〔2002〕15号）；健全居民生活必需品储备机制，尚未建立生活必需品地方储备的地区要尽快建立，已经建立的要增加品种扩大规模（国办发〔2008〕134号）；完善储备调运制度，提高应急调控能力，建立健全重要农产品储备制度（国办发〔2011〕59号）；完善中央与地方重要商品储备制度，优化储备品种和区域结构，适当扩大肉类、食糖、边销茶和地方储备中的小包装粮油、蔬菜等生活必需品储备规模（国发〔2012〕39号）；加强肉、菜、糖、边销茶、生丝等重要商品储备的设施设备的建设与升级改造（国办发〔2012〕47号）；完善重要农产品临时收储政策，合理确定粮食、棉花、食糖、肉类等重要农产品储备规模，建立重要商品商贸企业代储制度（中发〔2015〕1号）；健全国家储备体系，完善储备品类、规模、结构，提升储备效能（《中共中央国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》）；深化农产品收储制度改革，加快培育多元市场购销主体，改革完善中央储备粮管理体制，提高粮食储备调控能力，强化粮食安全省长责任制和“菜篮子”市长负责制，实行党政同责（《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》）

3. 发挥基本经济制度的特点和优势，逐步探索分层分级管理体系，明确中央和地方、国企和民企不同分工，推动管理体制的完善。在以公有制为主体、多种所有制共同发展的基本经济制度框架下，除了政府推动，中国的商品储备制度还着重发挥国企等公有制经济的作用，在此基础上，也愈益重视联合民间力量，构建多层次的储备体系。以粮食储备管理体系的发展历程为例：1990 年，中国正式建立专项储备制度，并确立了中央和地方两层储备体系，中央成立了商业部代管的直属机构国家粮食储备局作为粮食宏观调控的专门机构；1995 年，国务院决定进一步将粮食部门政策性业务和商业性经营分开，实行“双轨制”；2000 年，国务院决定成立中国储备粮管理总公司，开始对中央储备粮实行垂直管理，由此，逐步形成了现行粮食调控的基本架构；2018 年，在国家粮食储备局的基础上，国务院

组建了国家粮食和物资储备局，以统筹管理粮食、棉花、食糖、猪肉及其他各类战略和应急储备物资。从不同所有制企业共同发力的角度看，中国也在考虑推动政府作用与市场机制有机结合，以分担政府储备压力，并提高储备效率。2000年后，中国基本实现了储备管理公司、直属库、承储企业的多级管理模式，其中，储备管理公司和直属库以国有经济为主，而承储企业则广泛吸纳社会力量。以《北京市商品储备管理公司及其直属库名单》为例，99家单位中有82家是国企，而商务部发布的《中央储备冻猪肉备选承储企业公示》显示，50家企业中则只有7家是国企，大部分为民企^①。与此同时，国企通常也在日常经营中配合政府发挥临时性的储备调节作用。以笔者跟踪调研的国有零售企业——北京超市发连锁股份有限公司为例，在2020年新冠肺炎疫情暴发期间，米面粮油按平时采购量的5倍囤货，每天投放门店的大白菜是平时的4倍多，一周内完成的成品粮采购和存储量是平时的2~3倍，以配合政府发挥保供稳价的作用。类似例子在商品流通领域不胜枚举。

三、农产品储备制度在统筹发展和安全中的作用与面临的挑战

重要商品储备制度在建立与发展的过程中，本身便包含着保障供给与稳定市场的题中应有之义。然而，当前对统筹发展和安全的强调，并不是对既往粮食安全、能源安全的简单重复，而是基于新发展阶段、新发展理念、新发展格局所形成的重要判断（高培勇，2021）。提出统筹发展和安全的大背景是中国当前面临的不确定性环境。在新冠肺炎疫情冲击下，外部环境更趋复杂严峻，新发展阶段与以往的最大不同就是发展环境面临“百年未有之大变局”（何毅亭，2020）。习近平总书记指出，“当前和今后一个时期是我国各类矛盾和风险易发期，各种可以预见和难以预见的风险因素明显增多”，在统筹发展和安全时应当“把困难估计得更充分一些，把风险思考得更深入一些”^②。在不确定性环境中，对重要商品储备制度特别是农产品储备制度的认识也应深化和拓展。

统筹发展和安全在当前经济工作中主要落实于“六保”（保居民就业、保基本民生、保市场主体、保粮食能源安全、保产业链供应链稳定、保基层运转）任务。“六保”是基于当前经济环境不确定性加剧、各类风险频发而提出的经济工作任务，是中国当前及未来一段时间内经济工作的着力点。此外，“六保”既是防范风险的底线，也是经济增长的底气与保障，在统筹发展和安全中既发挥着保障安全的作用，也有助于疫情冲击下经济的复苏与平稳增长。着眼于农产品领域回顾中国重要商品储备制度的历史沿革，粮、肉、棉、糖等与民生息息相关的农产品成为主要储备品种，同时也通过“米袋子省长负责制”“菜篮子市长负责制”等制度增强了对农产品市场稳定的保障。重要商品储备制度对于促进农产品流通、保障农产品市场稳定发挥了重要作用。接下来，本文就结合统筹发展和安全中的

^①参见《北京市商品储备管理公司及其直属库名单》（京财税〔2019〕2059号），http://Czj.beijing.gov.cn/zwxx/tztg/201912/t20191206_893502.html；《中央储备冻猪肉备选承储企业公示》，<http://www.mofcom.gov.cn/article/jiguanzx/201901/20190102831122.shtml>。

^②参见《习近平关于〈中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议〉的说明》，http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/03/content_5556997.htm。

不确定性环境背景以及“六保”任务，进一步阐发不确定性环境下农产品储备制度的作用与挑战。

（一）基于不确定性环境的视角

1.农产品储备制度起到增强农产品流通稳定性的作用。流通作为衔接供需、产销的枢纽，也汇集了供给与需求的风险。批发、零售等流通组织存在与发展的依据就在于它们解决了供需在时空、集散等方面的矛盾，因此，流通也被视作不确定性“蓄水池”（田村正纪，2007）。中国流通体系中仍有许多“堵点”亟待突破，面对突发事件时，一些具体的流通环节甚至较为脆弱。特别对于农产品而言，生产者以农民为主，呈现小而散的特点，不能完全适应规模化、组织化的流通体系，也导致面对突发事件时“地里有菜而店无余粮”的窘境——农民需要依靠组织化的批发商实现与零售商的对接，而突发事件破坏了既有的流通渠道，农民与零售终端难以直接对接。问题的根本解决有赖于现代流通体系的建设与完善，这亦非朝夕可以实现。因此，在现代流通体系建设过程中，农产品储备制度发挥着补缺与支撑作用。例如，2020年春节期间适逢新冠肺炎疫情暴发，北京各大商超一度面临农产品供应不足的问题，后相关部门及时调动了重要商品储备释放物资，部分国企配合政府，依靠自有物流车队与直采基地对接，较为迅速地稳定了市场。2020年春节期间北京市场波动严格来说并非源自需求冲击或供给冲击，而是较为脆弱的流通环节被打破，使得供给与需求无法有效对接。农产品储备先是通过释放库存补齐了供给不足，而后又通过吸收储备的形式缓解了由供需失调带来的供给积压。

农业生产天然的不确定性也使得农产品储备制度增强农产品流通稳定性的作用更为突出。农业生产受到气候、地理等因素影响具有天然的不确定性，生产数量容易出现波动，产品的时空分布也时常出现变化。理论上讲，金融市场的保险、期货、信贷支持是减少或内部化农业生产不确定性、降低流通成本的有效途径。然而，中国金融市场改革仍在进行，与粮食等重要农产品相关的金融产品与金融体系仍在完善中，尚无法实现对农产品流通的有效支持（曹宝明等，2018）。农产品储备制度吞吐调节市场供需，影响市场参与者对于市场风险的预期。例如，受气候等因素影响，农产品供给出现不足时，农产品储备制度给予参与者以释放库存、弥补供给缺口的预期，在一定程度上避免消费者恐慌性购买行为，也降低一些投机者囤积居奇的收益，还减弱农业生产者可能存在的“惜售”心理，影响各方对外部市场实现收益的判断，缓冲不确定性引发的风险。

此外，农产品储备制度还遏制了农产品流通的风险向其他领域传导。例如，大豆除具有日常消费品的属性外，还是重要生产资料，这使得农产品流通的风险也可透过资本循环扩散至其他领域。资本循环连续进行要求资本的不同职能形式在空间上并存，在时间上继起。恶性冲击与各类风险引致资本不同职能形式在比例上偏离或难以相互转化，大豆等农产品单一循环时空上的破缺会透过资本循环使得局部风险不断扩散。此时，农产品储备制度对市场的调节不仅维持了农产品流通本身的稳定性，还进一步通过社会总资本循环放大了对风险的平抑作用，减弱了恶性冲击对整个社会的影响。

2.不确定性环境下，农产品储备制度面临如何更好地发挥稳定预期作用的挑战。不确定性环境下，农产品储备制度需要而且应当发挥更大作用，以实现稳定市场、畅通经济循环的目的。同时应明确，出于稳定市场或调节价格目的的农产品储备制度可以成为市场机制的补充，但不能成为市场机制的替

代，更应当追求的是通过稳定预期的方式稳定市场，而非过度参与市场价格的形成^①。

稳定市场预期与过度参与市场价格形成的区别在于：从机制来看，前者完善市场调节机制的方式是通过提振市场信心、释放政策信号等，最终依然依靠市场自身实现价格平稳。例如，消费者发生恐慌性采购时，释放储备稳定市场的政策信号即能提振消费者的信心，减少不必要的需求。后者则直接大幅增加供给，作为交易对手方参与市场价格形成，依靠的是商品储备的规模与数量。从成本来看，前者所动用的商品储备规模并不至于要大幅调整供求关系，甚至储备本身对市场传递的信号就具有稳定预期的作用，能够“四两拨千斤”地动用更少的储备实现稳定的目的。而后者则必须释放足以满足供给缺口的储备，也对日常储备的规模提出了更高的要求。从效果来看，前者既可发挥事前的作用，也可发挥事后的作用。当相关部门通过吸收或释放储备的方式稳定市场时，市场也更容易形成稳定预期，减少恐慌性购买或恐慌性抛售等非理性行为。而在市场发生异常波动时，由于投放或吸收的储备量较小，也不容易因判断、执行的滞后性产生负面影响。而后者则主要发挥事后的作用，可能过犹不及，扰乱市场的正常运行，释放错误的价格信号。相关部门在调用储备时，从政策下达到相关部门执行再到市场最终反馈可能经历较长时间，在这一段时间内市场可能已经回归平稳，此时吸收或释放储备反而再次对市场带来冲击，扰乱市场运行，也使得市场参与者难以依据市场价格判断真实的供求关系。归根结底，从价值规律出发，市场价格波动甚至较大程度的波动都是正常的，也是市场机制发挥作用的重要方式，农产品储备制度的作用不在于熨平价格波动，而在于引导市场形成稳定预期。

前述提及的农产品储备参与市场调节的两种方式，在实际执行层面可能极为相似，都表现为供给过量时吸收储备，需求过量时释放储备。实现二者的区分，关键在于市场主体能够理解并预判农产品储备参与市场调节的规则、方式、边界，落实到农产品储备制度中，亟须的是系统性的法律支撑。中国当前的农产品储备规章多为政策文件，尚无完整的法律体系。国家层面有《国家物资储备管理规定》《中央储备肉管理办法》等，各省份也有不同的重要商品应急储备管理办法。当前农产品储备管理办法的缺陷主要有：其一，规章分散，即不同商品、不同区域有各自的储备管理办法，不利于市场主体形成统一、稳定的预期。在面对具体情况时，下位法可能与上位法冲突，使得市场主体对政府参与市场调节的时机、方式等难以形成判断。其二，政府对市场的干预可能形成不断增强的倾向，在中国“为能力最弱市场主体着想”的法律传统影响下（陈甦，2014），更容易陷入“黄宗羲定律”^②。这不仅会弱化市场机制的正常作用，也增加了农产品储备制度的运行负担。其三，不利于储备监管，储备制度调节市场的作用在执行层面也有所打折扣。从统筹发展和安全的角度看，为了更好地在不确定性环境中发挥稳定预期的作用，农产品储备制度还要尽快突破法律法规体系不完整、不健全的难点。近年来拟提请审议的《中华人民共和国粮食安全保障法》正是农产品储备制度相关法律向体系化、规范化发展的方向。

^①当然，面对疫情、地震、洪灾等突发情况时，释放储备的主要目的并不在于稳定市场，而在于弥补供给缺口以保障民生，此时自然应当释放充足的储备。

^②黄宗羲曾指出历史上的税收制度“有积累莫返之害”，这被概括为“黄宗羲定律”。后学者将其引申为行政干预“先减后增”的循环。详见张守文（2014）。

（二）基于“六保”工作的视角

1.农产品储备制度起到支撑“六保”工作开展的作用。农产品储备制度直接保障了“六保”中的粮食能源安全，在保基本民生、保市场主体、保产业链供应链稳定等方面同样发挥了缓冲风险、维持稳定的作用，进而畅通了经济循环。

保基本民生方面，农产品储备制度起到增强消费者信心、维持民生商品价格稳定的作用。粮、棉、油、糖、肉等是农产品储备的主要品种，在面对突发事件或市场异常波动时，这些代表性农产品的专项储备制度发挥着应急保供与稳定价格的作用。一方面，农产品储备制度稳定了消费者预期，降低了消费者特别是恩格尔系数较高的中低收入群体留存用以应对食品价格异常波动的收入比例，有助于释放消费潜力。另一方面，在突发事件发生时，农产品储备制度也增强了消费者信心，降低了价格上涨或价格上涨预期对市场乃至全社会的冲击。历史经验表明，食品价格飞速上涨与食品支出急剧增加往往是金融挤兑和社会动荡的前兆，对于社会稳定的负面影响也最为严重。例如，第一次世界大战后的全球经济危机中，德国普通家庭一度有90%以上的花销用于食品支出，食品市场动荡引发了大范围的市场动荡甚至是社会动乱^①。此处值得强调，供给缺口与食品市场动荡时常来自消费者恐慌性购买，农产品储备制度在提升消费者信心方面的作用较之直接弥补供给缺口的作用甚至更为突出。

保市场主体方面，农产品储备制度起到对抗国际市场风险、保障中小企业利益的作用。“逆全球化”抬头背景下，经济制裁、贸易保护愈发成为某些国家实现政治目的的手段，借疫情之名施加的非关税壁垒也给中国企业参与国际市场带来重重障碍^②。中小企业抗风险能力较弱，更容易受市场波动影响。一方面，农产品储备制度的作用部分地替代了国际贸易，既弥补了以农产品为主要原材料的生产企业的需求短缺，也吸收了农户的过剩供给。另一方面，农产品储备制度也发挥了吓阻威慑的作用。当国际市场上某些国家或企业进行价格合谋时，需要考虑到价格合谋是否会被商品储备所打破。这种潜在威慑提升了价格合谋或价格操纵的成本。政府主导下的重要商品储备还提升了威慑的置信度，对民生和市场稳定性的考量甚于对经济收益的考量。

保粮食能源安全方面，农产品储备制度起到平抑国内市场粮食价格上涨的作用。中国人口众多、部分品种粮食进口逐渐增加^③等现实情况使得粮食储备制度对于保障粮食安全尤为重要。在疫情冲击

^①1922—1923年，德国食品价格飞速上涨，“靠固定收入生活的家庭为了得到食物，开始变卖家产。商店开始囤积食品，因为预料到价格会随时上涨。买不起最基本生活必需品的人们开始闹事、抢劫食品店……矿工拉帮结伙冲进农村，把田地洗劫一空，与试图保护庄稼的农民爆发枪战……营养不良直接导致了结核病死亡率的上升”（埃文斯，2020）。

^②例如在新冠肺炎疫情暴发后，美国等国家曾暂停进口中国肉类、水产等农产品，并扩大至对船舶采取严格检验检疫，延长由中国进口的农产品的清关时间等。诚然部分举措是防疫的正常需要，但也不乏超出正常需要，借疫情之名义的贸易保护。

^③根据EPS数据库，中国粮食进口量快速增长，由2003年的2354.6万吨增加至2020年的14262.1万吨。在大豆加工市场，由中国海关的大豆进口数据和四大跨国粮食贸易商（ADM、邦吉、嘉吉与路易达孚）的数据可知，中国大豆对外依存度较高，四大跨国粮食贸易商在中国的产能控制率持续处于高位，对市场价格具有较大影响甚至具有控制能力。

以及地缘政治、军事冲突等因素影响下，经济环境动荡，全球产业链供应链紊乱，大宗商品价格持续上涨，粮食储备成为应对国际粮食价格异常的有效措施。

保产业链供应链稳定方面，农产品储备制度起到缓冲供给或需求冲击、提升产业链韧性的作用。产业链供应链的风险既可能来自国际市场的波动，也可能来自国内产业结构的调整。无论是国际风险还是国内风险，多直接表现为供给冲击或需求冲击，从而打破产业部门原有的技术与经济联系。农产品储备制度可谓应对冲击的有效途径。

2.在“六保”任务和财政压力下，农产品储备制度面临如何提升运作效率的挑战。在新冠肺炎疫情冲击下，许多地方财政收支矛盾突出，“六保”工作中的“保基层运转”也主要是针对这一矛盾提出的。中央财政面临的压力也有所增加，包括中央财政对地方财政加大转移支付力度，防控疫情增加了财政支出。农产品储备制度中，财政需要给予承储单位储备利息、保管费用、应急动用产生的净损失等各项补贴。农产品储备的管理、运行也会产生各项支出。为了保障“六保”其他各项工作的开展，农产品储备调用更为积极，也增加了成本。部分中央储备需要自建储备仓库，又产生了一定建设与管理成本。以上各方面因素交织都进一步增加了农产品储备制度给财政带来的压力。要减轻财政压力，核心是提升农产品储备制度的运作效率。在此方面，储备制度面临的挑战主要有：

其一，中央与地方两级储备的权责划分。理论上讲，中央储备调节全国范围内农产品供求，地方储备则主要关注区域内供求，但实际执行过程中二者权责边界不够清晰。中央储备相关部门并无对地方储备相关部门的管辖权，地方储备的品种、规模由地方省级政府决定^①，在缺乏有效沟通协调的情况下容易出现中央、地方两级体系重复决策乃至重复处理。虽然多级储备赋予了地方因地制宜、相机决策的灵活性，这是农产品储备制度探索完善的方向，但在此过程中更应理顺中央与地方的权责关系。

其二，储备监管的落实完善与体系建设。储备监管既包括对承储单位的监管，也包括对储备管理部门的监督。其中，对中央储备部门和国有承储单位的监管应注重监管制度的落实和完善。目前对国企的监督法规不在少数，管理经验亦不可谓不多，但近年来却亦有储备系统的贪腐大案发生。关键在于，如何进一步发挥现有监察体系的作用。对民营承储单位而言，主要挑战在于确保承储品种、数量、质量以及储存安全的同时，减少对民企正常经营的干扰。对储备相关管理部门则要注重防范权力寻租，厘清政府管理人员的权力边界，充分发挥现有监察体系的作用。

四、经验总结

国家利益从根本上可概括为两点：安全和发展。安全是发展的前提，发展是安全的保障，这是统筹发展和安全的本质辩证关系。重要商品储备制度在中国的形成和发展，除了具有保障国家经济安全的一般性作用，还具有调节市场和稳定流通的特殊功能，极具中国特色。这一制度实践已经积累了若干有益经验，为进一步完善重要商品储备制度、助力统筹发展和安全提供了启示。

^①例如，《浙江省省级重要商品应急储备管理办法》第二章第六条规定，“重要商品储备的品种和规模由省政府或省政府授权的相关行政部门确定”。

（一）从农产品储备到农产品储备制度的战略必然性

根据前文分析，商品储备是保障生产连续进行的必要条件，理想状态下，产业资本、货币资本与商品资本之间若能全部、瞬间实现转换，则商品储备并无存在的必要。但在现实条件下，技术、运输、购买意愿等总会使资本职能形式转换产生时滞，缺乏商品储备则社会再生产与资本循环无法顺利进行。农产品生产受自然地理条件影响，具有时空上的不确定性与分散性，因而，农产品储备的作用更为突出。那么，对于农产品而言，既然社会再生产必然形成储备，由市场主体自发形成的农产品储备是否能满足需要？为什么需要形成政府主导、社会共建、多元互补的农产品储备制度？

一方面，随着商品市场发展与交易范围扩大，农户自身形成的储备越来越难以满足需要。历史上中国农民就有储粮备荒的传统，改革开放后农民依然存在储备粮食的行为（武翔宇，2007）。若农产品交易以区域市场为主，农户自发形成的储备在平衡丰歉的同时，也可参与市场交易，并在一定程度上影响粮食价格（柯炳生，1996）。随着交易范围的扩大，农产品市场的异常波动不仅发生在一省一市的区域市场，而且可能发生在全国市场乃至国际市场。此时农户自身储备规模与全国市场、国际市场的交易量相比就显得很小。在面对疫情、灾害等突发情况需要跨区域调配农产品时，显然也难以依靠农户自身储备来实现。此外，如前述分析，农产品储备制度的作用不仅在于调节供求，更在于释放信号、稳定预期。这也是农户自身储备所无法实现的。当然，此处并非否认农户储备的意义，农户储备也可以成为农产品储备制度的有益补充，但无论如何需要做好体制机制设计并形成制度。

另一方面，企业等市场主体自发形成的储备在资本扩张与逐利的天然属性的影响下，无法很好地实现稳定市场、保障社会再生产连续进行的需要，甚至一些时候还加剧了供需矛盾。首先，市场主体进行的自愿商品储备，既可能是为了实现正常的商品买卖，使得商业组织对需求的满足可以在一定时期内不直接依赖于生产；但同样也可能是出于囤积居奇、追涨杀跌的投机目的，甚至利用各种金融工具干扰市场运行，实现跨期价差套利，反而加剧了供需失调。过去几年曾出现大蒜、绿豆、生姜等价格异常上涨，其中便不乏囤积居奇甚至市场操纵行为。其次，市场上也可能存在非自愿商品储备。即由于对市场形势误判、商品质量欠佳、运输条件不便等，商品出现最终滞销的情况。农产品本身保质期短、物流要求高等特点进一步增加了非自愿商品储备的可能。多方因素共同作用产生了非正常形式的储备，并引起供需的结构性失衡。某些农产品大量停留于流通过程，难以实现向货币形式的转化，即出现“卖难”问题。与此同时，另外一些生产或生活所需的农产品则面临短缺或价格畸高，如生产者在购买大豆等用于深加工的生产资料时面临重重困难，使得资本在较长时间内停留于货币形态，货币难以实现向不变资本的转化，即出现“买难”问题。从本质上说，资本扩张与逐利的属性决定了市场自发形成的商品储备难以完全满足社会再生产的需要。农产品储备制度就超越了市场自发形成的储备，实现了对市场机制及其自发形成储备的有益补充。

另外值得强调的是，农产品储备制度并不能简单地理解为由政府主导进行农产品市场调控，而是包含了“储什么”“谁来储”“怎么储”等系统性的制度安排。政府参与农产品市场调控并不新鲜，商鞅的平籴法、王安石的青苗法都包含了稳定市场价格的意图，但这些制度并未真正发挥稳定市场、保障农民利益的作用，反而成为掠夺农民收入的工具。例如，青苗法在实施过程中出现了强行摊派、

官员伺机敛财的现象，“以聚敛亟疾之意，而不以惨怛忠利之心”^①。历史上类似制度屡次失败，根本上说与统治者的阶级属性有关，而从具体层面来看则受乡绅势力、小农经济特点、文官制度等诸多因素影响。这也启示要更好地发挥农产品储备制度的作用，就需要联系现阶段的经济情况来深刻理解和发挥基本经济制度的优势，同时需要与现阶段的各项经济工作重点相匹配。

综上，由市场自发形成的农产品储备向农产品储备制度发展，在社会主义市场经济体制下具有战略必然性。马克思主义储备理论认为，储备本身是一切社会所共有的，但商品资本形式的储备量则会随资本主义生产发展而扩大，而资本主义生产方式最终难以避免形成“非正常形式”的储备。如何在发挥储备对资本循环作用的同时，避免市场自发形成的储备过剩，减少这种储备引起的供需矛盾，是中国特色社会主义实践中需要不断思考并加以解决的。重要商品储备制度正是对以上问题的一个解答，通过政府、国企、民企、农民等多方有效互动，实现了“非正常形式”的储备向重要商品储备的转化，服务于国家总体战略布局，在不同阶段支持了备战备荒、稳定市场、统筹发展和安全等目标，这是马克思主义经济理论在中国特色社会主义实践中的制度创新。

西方资本主义国家在农产品储备上同样面临上述类似问题，但大部分国家仅将农产品储备制度作为战略储备制度的一部分，而未能将其作为引导与调节市场的常态化方式。这从另一个方面印证了中国基本经济制度的优越性以及以人民为中心的发展理念。但应当正视的是，农产品储备制度的合理性与必要性并无法保证该制度在实践中的有效性，更无法自动解决储备管理体制机制等方面的现实问题。农产品储备制度的作用效果与具体的经济环境、经济工作相关，应在统筹发展和安全中不断加以完善。

（二）重要商品储备制度探索构建中的中国经验

中国重要商品储备真正成为流通过程的“蓄水池”“稳定器”，发挥了政府对市场有效补充的作用，虽然在体制机制上还有待完善，但实践中已经形成了一些有效经验可作为基本方向持续推广。

第一，同其他国家一样，中国重要商品储备也是一种基于应对战争、饥荒和其他突发事件考虑而建立的战略性储备，而且在社会主义市场经济体制下还成为国家调控市场的一种有效手段。商品储备作为具有“静止性的外观”和“流动性的本质”特征的实物储备（纪宝成，2016），与金融、财政等其他调控工具相比，其效果更为直接、迅速，是中国特色社会主义市场经济体制的一个制度优势。改革开放以来，随着中国经济外向型发展的不断深化，国家外汇储备一直备受重视，已连续多年排名世界第一。但新发展格局决定了今后一段时间内中国经济是以国内大循环为重点的。从国内大循环的角度看，重要商品储备制度正成为解决国内市场粮、棉、油等重要农产品价格与供求波动的有效手段；从国内国际双循环相互促进的角度看，重要商品储备制度还是对国际市场价格施加影响、争取国际市场定价权的重要途径。所以，重要商品储备的作用重点聚焦于统筹发展和安全的经济调控功能。要构建高水平社会主义市场经济体制，就应该像以往重视外汇储备那样重视重要商品储备。保持合理规模的重要商品储备，是新发展格局所要求的形成强大国内市场、畅通国民经济循环的重要物质保障。

第二，重要商品储备储备什么、储备多少，要根据一定时期内的国家需要、财力许可和储备成本

^①朱熹，1998：《婺州金华社仓记》，载任继愈（主编）《中华传世文选》，长春：吉林人民出版社，第589页。

收益等因素做出动态调整，以达成既保障国家安全又稳定经济发展的目的。在储备品种上，应先关注关涉国计民生的粮、棉、油等大宗农产品，以及石油、金属等重要或紧缺物资。在此基础上，不仅储备的数量和规模应随着综合国力的提升而合理提高，同时，从社会主义生产目的来看，除了一般意义上的战略物资储备以外，重要商品储备实际上还要着眼于人民对美好生活的需要并顺应消费结构升级的趋势。在不断提高储备效能的基础上，应适度扩充与优化储备品种和数量，这样才能使重要商品储备真正在市场体系的日常运行中发挥吞吐调节功能。中国的实践也表明，重要商品储备已经由战略性商品向民生商品不断扩展，而民生商品覆盖大量的农产品、农副产品，如大豆、猪肉等，都与人民群众的福祉息息相关。这是以人民为中心发展理念的具体体现。

第三，国家储备属于政府行为，应建立政府主导，特别是中央政府发挥主要作用的重要商品储备体系。党的十八大以来，党中央确立总体国家安全观，将国家安全提到一个新高度，这也对重要商品储备制度提出更高要求。构建重要商品储备体系应坚持以国家利益与人民利益为核心，以中央政府为主导，国家储备与社会储备相结合，这才是中国特色的持久体现。西方一些国家为节约储备开支而租用企业、农民的仓库，或者直接由企业仓库、农民仓库代储，这种“商代国储”的做法从节约政府投入、发挥社会力量的角度讲当然有一定的道理，也值得适度借鉴，但也说明一旦脱离公有制经济的主体力量，政府能够发挥的作用也就受到限制。为了清晰界定政府与市场的关系，中国确立了中央政府对重要商品储备的直接控制。国家粮食和物资储备局于2018年组建成立，整合了原来分散在不同部门的储备职能，建立起统一高效的“大储备体系”。正如习近平总书记所强调的，“要健全国家储备体系，科学调整储备的品类、规模、结构，提升储备效能”^①。实践证明，以中央储备直属企业（如中储粮）和国家储备库为主体建立储备机构的做法，是行之有效的中国特色储备体系建设方案。

五、结论与启示

重要商品储备制度是统筹发展和安全在流通领域的重要体现。基于对马克思储备理论的回顾和对中国特色重要商品储备制度发展过程的梳理，本文认为重要商品储备制度是马克思储备理论在中国特色社会主义市场经济建设过程中的创新与实践。而在统筹发展和安全中，重要商品储备制度能有效应对当前不确定性不断加剧的政治、经济环境，也可支撑“六保”工作的顺利开展。但同时应当注意到，重要商品储备制度在实践上也面临着如何更好地发挥稳定预期作用、提升运作效率等挑战。综上，从进一步提高重要商品储备制度的管理效能的角度，可得出以下几点政策启示：

第一，要加强重要商品储备制度的顶层设计。重要商品储备的决策权应归于中央政府，国家储备物资的收储、轮换、动用的决策权必须高度统一。在此基础上，合理划分中央储备和省、市、县各级地方储备的权限，建立起政府储备与社会储备相结合的储备机制。在这一过程中，要把储备功能和经营功能区分开来，防止个别地方政府在粮食储备中“搭便车”的逐利行为。中央直属储备企业要尽量避免从事与储备商品相关的经营性活动，即使是接受国家委托的社会企业承担一定的国家储备任务，

^①参见《健全国家物资储备体系》，<https://m.gmw.cn/baijia/2020-05/17/33835902.html>。

也要严格划分政策性储备和日常经营性储备，切忌把重要商品储备搞成仓储业。

第二，要加快重要商品储备制度的立法规范。改革开放以来，流通领域的立法一直是相对滞后的，这种情况也同样反映在重要商品储备制度上。目前，国家关于重要商品储备的制度性规定，除了《中华人民共和国突发事件应对法》《中华人民共和国国防动员法》中的个别条款有所涉及之外，其他规定就散见于相关部门规章，如《中央储备粮管理条例》《中央储备肉管理办法》《中央储备糖管理办法》《国家物资储备管理规定》等法规中，立法层次较低。中国还缺少一部较为完整的关于重要商品储备制度的上位法。拟提请审议的《中华人民共和国粮食安全保障法》是立法工作的重大进展，但在具体立法过程中，应当厘清中央政府与地方政府、政府与企业各自的权力边界与权利义务，既要避免前述提及的“黄宗羲定律”，也应注意对重要商品储备的有效监管。

第三，要加紧重要商品储备制度运行中的大数据应用。随着互联网技术和数字经济蓬勃发展，大数据和数字技术的应用不仅极大提高了全社会商品流通的整体效率，而且促进了企业内部经营管理效能的提升。目前，从商品流通角度来看，大数据应用已经贯穿于企业的销售、库存、运输等各环节。但从重要商品储备制度的管理层面来看，大数据运用还明显不足，未来还有很大的提升空间。一方面，在重要商品储备的管理监督过程中，应善于运用大数据思维，并注重数据沉淀与数据管理。随着经济社会的发展，重要商品储备的数量越来越多、品种越来越丰富，涉及的管理主体越来越多元化。这一过程本身会积累和沉淀丰富的大数据。善用这些数据不仅能提高管理效率，还能发现管理中的漏洞与问题，助力管理体制机制改革和监管体系完善。另一方面，在运用重要商品储备引导、调节市场的过程中，借助大数据全面及时监控市场变化、评估商品储备的作用，可为更好地发挥重要商品储备制度调节市场和服务民生的功能提供重要的决策依据。

参考文献

- 1.曹宝明、刘婷、虞松波，2018：《中国粮食流通体制改革：目标、路径与重启》，《农业经济问题》第12期，第33-38页。
- 2.陈甦，2014：《商法机制中政府与市场的功能定位》，《中国法学》第5期，第41-59页。
- 3.程国强、朱满德，2013：《中国粮食宏观调控的现实状态与政策框架》，《改革》第1期，第18-34页。
- 4.高培勇，2021：《构建新发展格局：在统筹发展和安全中前行》，《经济研究》第3期，第4-13页。
- 5.国家发展和改革委员会宏观经济研究院，2010：《2006—2007年中国经济社会发展若干问题研究》，北京：中国计划出版社，第329页。
- 6.何毅亭，2020：《我国发展环境面临深刻复杂变化》，载《〈中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议〉辅导读本》，北京：人民出版社，第152-153页。
- 7.纪宝成，2016：《商业经济学教程》，北京：中国人民大学出版社，第149页。
- 8.柯炳生，1996：《中国农户粮食储备及其对市场的影响》，《中国农村观察》第6期，第8-13页、第63页。
- 9.理查德·J. 埃文斯，2020：《第三帝国的到来》，赖丽薇译，北京：九州出版社，第118-120页。
- 10.普莫喆、吕新业、钟钰，2019：《主要国家（地区）粮食收储政策演进脉络及启示》，《中国农村经济》第11

期,第116-138页。

- 11.田村正纪,2007:《流通原理》,吴小丁、王丽译,北京:机械工业出版社,第149页。
- 12.武翔宇,2007:《农户粮食储备行为研究》,《农业技术经济》第5期,第74-79页。
- 13.谢莉娟、王晓东,2021:《马克思的流通经济理论及其中国化启示》,《经济研究》第5期,第20-39页。
- 14.张守文,2014:《政府与市场关系的法律调整》,《中国法学》第5期,第60-74页。
- 15.中国华孚贸易发展集团公司党委中心组,2008:《在改革开放中发展和完善国家肉类储备制度》,载国务院国资委宣传局(编)《改革开放三十年——中央企业纪念改革开放30周年论文集》,北京:中国经济出版社,第345页。

(作者单位:中国人民大学商学院;

中国人民大学市场流通经济研究中心)

(责任编辑:王 藻)

Improving the Reserve System for Important Goods by Ensuring both Development and Security: An Analysis from the Perspective of Agricultural Products

WANG Xiaodong

Abstract: The reserve system for important goods embodies the principle of ensuring both development and security in a circulation economy, which is an institutional innovation in the process of Sinicization of Marxist Theory. Focusing on the field of agricultural products, the important commodity reserve system has become an important means for Chinese government to implement circulation regulation and ensure a smooth operation of the market. From the two aspects of environmental uncertainties and “six guarantees” work, it can be seen that the agricultural products reserve system has played a key role in strengthening the circulation stability of the agricultural products and supporting the “six guarantees” work. In order to meet future challenges, Chinese government should continue promoting the basic experience of the important commodity reserve system in regulating market operation, dynamically adjusting the scope and scale of reserves and giving full play to the leading role of the central government. It is also necessary to strengthen the top-level design of the important commodity reserve system, improve legislative norms, and step up the big data application in the operation of the important commodity reserve system, so as to continuously improve the efficiency of the important commodity reserve system.

Keywords: Ensuring Both Development and Security; Marxist Reserve Theory; Important Commodity Reserve System; Agricultural Product Reserve System

从资本雇佣劳动到劳动雇佣资本*

——农民专业合作社的剩余权分配

马太超¹ 邓宏图^{2,3}

摘要：由于资本雇佣劳动的特点，“异化”的合作社受到学界、政界的诸多质疑。本文研究表明，在城乡二元结构的约束下，物质资本和人力资本的双重缺乏是合作社表现出资本雇佣劳动特征的经济诱因，其根源在于交易成本。只有改变相关约束条件，才能使合作社由资本雇佣劳动的异化形态向劳动雇佣资本的本质规定性回归。一方面，土地经营权抵押贷款有助于缓解合作社面临的资金约束；另一方面，本地企业家返乡创业能够缓解人力资本（企业家才能）对合作社发展的制约。当前条件下，由农户和企业家共享合作社的剩余权能够在一定程度上提高合作社劳动雇佣资本的程度。随着二元体制的逐步破除以及人力资本市场的不断完善，合作社终将转变为劳动雇佣资本的、真正由农户所有为农户服务的经济社会组织，进而成为推动乡村全面振兴和共同富裕的重要力量。

关键词：资本雇佣劳动 劳动雇佣资本 剩余权分配 农民专业合作社 交易成本

中图分类号：F320.1 F321.4 **文献标识码：**A

一、问题的提出

自《中华人民共和国农民专业合作社法》颁布实施以来，中国农民专业合作社数量不断增长，有力推动了小农户与现代农业的有机衔接。统计数据显示，截止到2019年，全国共有农民专业合作社193.53万家，成员数量达6682.8万，其中普通农户占比95.4%^①。合作社对农户的带动作用可见一斑。尽管各类合作社数量不断增加，然而随着时间的推移以及研究的深入，合作社的真实性成为部分学者的关注对象。“假合作社”“空壳合作社”“异化”等成为描绘合作社的热门词汇，一时间中国到底有没有真正的合作社成为研究人员关注的焦点（邓衡山和王文烂，2014；刘西川和徐建奎，2017）。

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“全面建成小康社会背景下新型城乡关系研究”（编号：17ZDA067）和亚洲开发银行与农业农村部项目“Yangtze River Green Ecological Corridor Comprehensive Agriculture Development Project”（编号：L3740-PRC，CS-TA-NPMO-2019-2）的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：邓宏图。

^①数据来源于农业农村部农村合作经济指导司，网址链接：<http://zdscxx.moa.gov.cn:8080/nyb/pc/index.jsp>。

笔者认为，合作社之所以受到质疑，很大程度上是由于其资本雇佣劳动^①的特点。所谓资本雇佣劳动是从合作社剩余权^②分配的角度来定义的，核心在于普通社员是否以及在多大程度上享有合作社的剩余权。尽管仍被称为“合作社”，然而“异化”的合作社在本质上是以资本雇佣劳动为逻辑主轴。在这类合作社中，劳动是为资本服务的，合作社通常由资本（及其所有者）主导和控制，作为社员的普通农户很少享有重大事务的决策权和剩余索取权（张益丰和孙运兴，2020；罗干，2020；刘学侠和温啸宇，2021）。学者的调查研究证实了这一判断。韩旭东等（2020）对全国23个省（区、市）的调查表明，在706个合作社样本中，实行二次返利的合作社占比不足四分之一（23.8%），返利数额在总利润中占比则不到3%。万俊毅和曾丽军（2020）对4省份221家合作社的问卷调查表明，理事长持股比例在一半以上的合作社占比为48%，持股比例在80%以上的占比达22%。在规范意义上，合作社应当是农户自愿联合的组织，遵循“所有者与惠顾者同一”原则，以集体力量应对外部市场进而维护社员共同利益（徐旭初，2012）。也就是说，合作社中的资本应当为劳动服务。然而实际运行中的合作社多数偏离了这一本质性规定，并未真正实现“弱者的联合”。正是基于这些事实，笔者将合作社的内部治理定义为劳动雇佣资本，即所有的合作社资产均由全体成员役使和支配，作为共同生产、共同管理、共同获益的“组织或制度基础”。当然，在具体的治理上，这些活动经由合作社全体成员共同选举出来的理事会和理事长实现，但全体成员可以根据合作社运转的实际情况重新推举理事会和理事长，充分行使惠顾权与所有权同一、全体成员共同决策的合作社原则。与此相反，偏离此类原则的合作社则被定义为资本雇佣劳动的异化形态的合作社。

针对合作社的异化，多数学者从表现形式、形成诱因和经济后果等方面进行了有益探讨，但少有文献从剩余权分配（要素间权利关系）角度予以严谨分析，对合作社中资本雇佣劳动的形成原因也缺乏深入探讨。研究合作社内部要素间权利关系的形成之所以重要，是因为合作社不仅是经济组织，更是被赋予了一定分配功能和公平含义的社会性组织。剩余权分配模式不仅决定了合作社的内部治理结构，也决定了各经济主体的利益分配结构，后者会直接影响互动各方的经济福利水平，进而影响乡村振兴和共同富裕的整体推进。只有理解了合作社中资本雇佣劳动产生的原因，才能对症下药，探究改变现状的可行方式，为建立以农户为主体、真正代表农户利益的合作社提供理论支撑。

理论研究和经济实践充分证明，由于城乡二元结构尚未彻底打破，中国式合作社既不同于经典的罗虚代尔合作社，也与西方世界的多数合作社明显不同，尤其表现在剩余权的分配上。给定合作社与理想状态偏离的现实，本文的主要贡献在于：以剩余权分配作为解释合作社资本雇佣劳动的核心变量，从资本和劳动间关系角度考察合作社内部的权利安排和收益分配结构。主要关注以下问题：为何中国

^①资本雇佣劳动，通俗一点说，就是在合作社内部，普通社员的决策权和分红权很有限或者几乎没有。这背离了合作社的基本定位，不符合由全体成员所有的“平权”原则。为行文方便，本文特别用资本雇佣劳动来形容此类情形，因为此类合作社不像合作社，反倒更类似于企业。

^②剩余权包括剩余控制权和剩余索取权。前者侧重生产经营中诸环节（无法在合约中明确界定权利义务关系的事项）的决策权，后者主要指合作盈余的索取权。

的部分合作社表现为资本雇佣劳动的异化形态？哪些因素在影响合作社中资本和劳动的权利分配？如何扭转这种不对等的权利分配格局，使合作社真正成为农户所有、为农户利益服务的组织？另外，此处的分析逻辑一定程度上解释并回应了在某些合作社内部农户权益（财产权或股权）为什么处在“沉睡状态”而未发挥实际作用的现实原因与困惑。

二、文献综述：相关研究与本文的出发点

合作社之所以受到政府部门和研究人员的共同重视，不仅因为它是农业农村现代化的重要推动力量，也因为它能够提升广大农民的收入水平，而这一目标的实现程度与合作社内部权利分配以及由权利分配决定的收益分配结构密切相关。在梳理有关合作社分配的文献前，有必要回顾相关分配理论。

经济学中的分配理论可分为要素分配和权利分配两个相关联的领域。一方面，古典经济学和新古典经济学侧重从生产要素角度考察经济实践中的分配规律。根据价值形成中的要素使用情况，商品价值被划分为工资、地租和利润三部分，要素所有者以占有的要素参与分配，各要素的具体分配份额由其相对稀缺性决定。另一方面，随着制度经济学、不完全合同理论等的兴起，研究人员更关注企业或组织内部的权利分配，交易成本成为影响组织内权利分配的核心变量。

在笔者看来，要素分配与权利分配是一枚硬币的两面，最终均反映在收入分配上。分配既是按要素进行的分配，更是按权利进行的分配。权利结构确定了，收益分配结构也随之确定。可见，权利分配是收益分配的基础，对权利分配的分析与对收益分配的分析具有逻辑上的同构性。本文将从剩余权分配角度考察合作社的权利安排。选择这一视角，一方面是因为剩余权分配在一定程度上反映了合作社的性质（是资本雇佣劳动型还是劳动雇佣资本型），另一方面则是因为它能够揭示合作社的利益分配结构。梳理有关合作社权利安排的文献可以发现，相关研究集中在描述权利分配格局和考察权利分配模式与合作社绩效间关系两个方面。

（一）不对等的权利安排

无论是国内还是国外，均存在合作社的“异化”。以印度西部某糖业合作社为分析对象，Banerjee et al.（2001）考察了由资产占有不均等引发的合作社控制权的不均等，这种不对等使得“大户社员”能够攫取更多租金。Liang et al.（2014）对中国浙江省多个合作社的实证研究表明，合作社中所有权、决策权和收益权等的分配明显偏向一小部分成员，合作社并未惠及多数成员。尽管并未明确论述合作社的权利分配状况，但一些研究仍通过收益分配结构间接反映了权利分配的不均等（曲承乐和任大鹏，2019；黄洁等，2020；万俊毅和曾丽军，2020）。

就权利而言，有经济权利亦有社会权利。合作社既要体现经济权利（逻辑），也要体现社会权利（逻辑），不仅要追求盈利目标，更要体现甚至追求社会性的平权目标。仅从经济逻辑或盈利目标看，由于社员向合作社提供的资财及其占比不同，自然要求合作社的分配要以股权份额为基本依据。然而如果以社会性的平权目标作为合作社发起和存在的基本理由，则合作社分配便需强调社会成员的普惠性，并把利润形成看作社员彼此合作的结果，因而在分配上要更多体现社员间平等的权利诉求，既要尊重社员在股权占比上的异质性，更要尊重他们在决策、经济权利和社会权利上的同质性，以便更多

地“惠顾”股权占比不高的“弱势”成员。也就是说，合作社需要更多嵌进劳动雇佣资本的逻辑。

（二）权利分配模式与合作社绩效

Bijman et al.（2013）对荷兰农业合作社的研究表明，随着市场竞争日趋激烈，合作社的所有权与控制权日益分离。Chaddad and Iliopoulos（2013）根据合作社中所有权和控制权分配状况的差异，细分了合作社的组织模式。不同模式下的风险承担成本、集体决策成本等不同，合作社的绩效也不同。国内文献中，张浩等（2021）考察了苏州吴中区农村社区股份合作社的权利安排，认为加强农户的剩余控制权，赋予管理者剩余索取权、约束其剩余控制权有助于集体经济实现从“两难”到“双赢”的飞跃。根据激励理论，韩旭东等（2020）的研究证实，恰当的盈余分配方式能够提高合作社绩效。

上述研究揭示了合作社权利安排的现状以及分配模式对合作社绩效的影响，但均未明确回答究竟是什么因素决定了合作社的权利分配关系和盈余分配模式。就国外文献而言，现有研究多以委托代理理论为基本框架考察所有权与控制权的分离及这种分离对合作社绩效的影响，然而所分析的合作社多由社员所有，合作社剩余权（尤其是剩余索取权）掌握在社员手中，这与国内部分合作社中农户的边缘地位形成鲜明对照。另一方面，相关研究遵循的仍是经济逻辑而无涉于社会逻辑。可以明确的是，如果成员是同质的，合作社就不会轻易被资本“俘获”。此时单纯的委托代理理论便可直接为合作社内部治理和利益分配提供坚实的逻辑基础，无需借助政治经济学和社会学方面的剖析。然而处于经济转型期的合作社具有一个重要特征——成员异质性，合作社成员既有资本所有者，也有土生土长的农业大户，还有青壮劳动力大量转移到城市后留守原籍的普通农户。因此，从委托代理视角展开对合作社的研究存在理论分析上的先天不足。国内文献多集中于描绘合作社异化本身，缺乏对其形成诱因的深入探讨。尽管肖荣荣和任大鹏（2020）、崔宝玉（2010）探究了合作社异化的原因，然而前者忽略了人力资本的影响，后者忽视了人力资本与物质资本的结合对解释合作社异化的重要意义。尤其值得注意的是，现有研究没有意识到合作社的异化是城乡二元结构制约下的必然结果，因而也就无法对合作社的“转型”提供严谨的分析。

为弥补上述研究的不足，本文在已有研究基础上加入中国合作社发展所面临的特定约束条件，首次从政治经济学的要素间权利配置角度将异化合作社的内部权利分配关系概括为“资本雇佣劳动”，重点分析它形成的经济诱因，并提出合作社转型的可行路径。

三、资本雇佣劳动：比较理论的视角

尽管意识到合作社中不均等的权利和利益分配状况，然而少有研究对此展开深入探讨。合作社与企业同为经济组织，关于企业内要素间权利关系的研究能够为理解合作社的资本雇佣劳动现象提供有益思考。根据现有研究，主要存在以下几种观点来解释企业中的资本雇佣劳动现象。

（一）马克思主义政治经济学视角

马克思认为资本雇佣劳动关系的形成源于生产资料私有制下资本家和工人之间在生产资料占有上的不均等。占有生产资料的资本家享有绝对剩余权，是剩余价值的占有者和剥削者。劳动者则由于“自由的一无所有”而成为资本雇佣下的工人，在为资本家生产剩余价值的同时获得仅够维持劳动力再生

的工资^①。

笔者认为，马克思关于生产资料占有关系的严谨论述很好地解释了资本雇佣劳动型企业的产生。与此同时，以诸多详实的调查资料为基础，马克思的“资本—劳动”理论还推导出劳动雇佣资本的合理性，为后来有关资本和劳动间关系的理论思考和政策选择提供了历史与逻辑相统一的判据，因而成为理解资本运行本质和劳动在整个经济体中的经济与社会地位的不可或缺的分析基准。

（二）其他分析视角

第一，不确定性理论（奈特，2005）。由于未来不可完全预测，企业收益具有不确定性，个体的风险偏好会影响行为主体在固定收益与风险收益间的权衡。工人偏好无风险收益，企业家则愿意承担风险并从中获得剩余收益。双方风险偏好的差异使企业往往呈现资本雇佣劳动的特点。

第二，不完全合同理论。由于未来或然状态可观察不可证实，任何合同均是不完全的。不同的剩余权分配结构具有不同的组织绩效，将剩余权分配给对合作剩余影响最大的一方符合效率原则（Grossman and Hart, 1986; Hart and Moore, 1990）。与普通劳动者相比，资本所有者更有能力提供资本和专用性投资，因而现实中的企业通常表现为资本雇佣劳动。

上述两种理论在说明企业中资本雇佣劳动的形成时均有一定解释力，但也存在不足。首先，风险偏好的解释具有一定主观性。个体风险偏好是私人信息，识别成本极高。以风险偏好探讨剩余权分配在理论上可行，但缺乏实际层面的可操作性。其次，不完全合同理论更多关注物质资本所有权对企业剩余权分配的影响，对人力资本、社会资本等关注较少。更关键的在于，它并未回答如何确定哪一方对组织更重要，因为衡量个体的贡献本身同样需要成本（Alchian and Demsetz, 1972）。

第三，间接定价理论。团队生产理论将剩余控制权概念引入对组织的分析，不完全合同理论系统论证了剩余权分配对组织绩效的影响。然而前者没有具体说明控制权或监督权应该分配给谁，后者弥补了这一不足，但没有考虑到衡量个体对组织贡献大小所需付出的成本。间接定价理论将二者结合起来，提高了对组织内要素间权利分配的解释力。该理论认为，如果衡量个体贡献的成本太高，则将剩余权界定给贡献最难衡量的一方能够大大节约交易成本。剩余权分配能够以间接或迂回方式将人力资本、企业家才能等贡献不易衡量的要素纳入企业内部分工之中，同时节约因测量此类要素的贡献而导致的交易成本（杨小凯和张永生，2000）。

尽管视角不同，但上述研究均或显或隐地将剩余权分配视为解释企业中资本雇佣劳动的关键因素。概括而言，影响组织中剩余权分配的关键变量是交易成本，包括对要素贡献的测量成本，要素投入的监督费用等。如果交易成本为零，则剩余权分配与组织绩效无关，资本雇佣劳动与劳动雇佣资本在效率层面无差异；如果交易成本不为零，则剩余权分配与组织绩效高度相关。为节约交易成本，提高组织绩效，最优剩余权安排要让对组织最重要或贡献最难测量和监督的成员成为企业所有者并享有剩余权。一般地，资本（包括物质资本和人力资本）比劳动力更重要，因而多数企业表现为资本雇佣劳动。

与企业不完全相同，理想状态的合作社不仅追求经济目标，更重视社员间的合作与平权。中国的

^①马克思，1961：《雇佣劳动与资本》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，北京：人民出版社，第26-28页。

部分合作社出现“异态”，关键在于它们本质上是经济逻辑或效率取向的，而不是合作社的“平权”取向。之所以如此，是由于转型过程中缔结的合作社面临特定的约束条件，因而对此类合作社以及相关约束条件的分析也就具有了特殊的政治经济学含义。

四、实践中的合作社及其剩余权分配

基于以上讨论，在考察企业中资本雇佣劳动的一般原因后，下文将展开对中国合作社的专门研究。尽管均被冠以合作社的名头，也的确渗进了某些合作“要素”，但实地观察和深入分析发现，一些合作社本质上却是龙头企业的“变种”或“附属部门”。它们往往在资本实际控制下运营，具有明显的资本雇佣劳动的制度特性。事实上，一旦资本雇佣劳动的制度特征起作用，合作社就与企业一样，表现出极强的寻利性。在分配上，资本所有者具有绝对的剩余控制权和剩余索取权。笔者认为，尽管资本主导并不符合合作社本质规定性，但却是现有约束条件下各利益主体理性选择的结果。

由上一节分析可知，剩余权分配与个体对组织的重要程度和交易成本高度相关。谁对合作社更重要，谁的贡献越不易衡量（交易成本高），谁就越可能成为合作社的所有者并享有合作社的剩余权。具体而言，可从以下四个方面考察中国农民专业合作社中资本雇佣劳动的形成诱因。

（一）资金稀缺性与资本控制

改革开放以来，尽管要素流动障碍逐步减少，但城乡二元结构并未完全破除，资金、劳动力等要素源源不断由农村流向城市。传统农业向现代农业转型需要大量资本投入，与依然庞大的人口规模相比，农业内部的资金更为稀缺。无论龙头企业，还是合作组织，均程度不一地面临流动性约束。

从资金需求看，不同于先合作化后产业化的欧美模式，中国合作社采取了先产业化后合作化的路径（徐旭初和吴彬，2018）。产业化经营衍生出对资金的大规模需求^①，包括建立初期土地规模化的成本，生产过程中大型农业机械、水利灌溉等现代农业投入的成本，以及产品加工、储存、销售和拓展市场等成本。由此可见，对资金的需求贯穿合作社生产经营全过程，是否具备足够资金一定程度上决定了合作社的成败。在资金供给端，由于缺乏合格的抵押品，现代农业经营者面临资金不足困境（靳淑平和王济民，2017）。与对资本的大规模需求相比，针对合作社的资金供给明显不足。合作社面临资金困境的原因是多方面的，农户的弱质性和普通社员出资能力有限降低了合作社内部融资的可能性，产权不明晰则降低了合作社从金融机构获得贷款的概率。内外部资金供给的双重不足限制了合作社的发展。

以资本短缺的经济现实为立论依据，肖荣荣和任大鹏（2020）将资本稀缺性作为中国合作社资本化的根本诱因，认为当前条件下资本对合作社更加重要，从而资金所有者成为了合作社的实际控制人。笔者以为，资本稀缺性固然有助于解释当前合作社呈现的资本化、企业化现象，然而这只是要素市场

^①合作社的资金规模也可由国家工商行政管理总局发布的《全国市场主体发展报告》间接反映。根据能够获取到的全国性统计资料，截至2014年4月，全国共有110.27万家合作社，合作社出资总额达2.23万亿元，平均出资额为202万元。数据来源：<http://www.gov.cn/foot/site1/20140513/782bcb8883ce14dbd47a01.pdf>。

分割以及要素流动不充分的结果，并非合作社资本雇佣劳动的根本原因。如果要素能够自由流动，资本的稀缺完全可由更高的“价格”（即利息）来体现，而非表现为资本所有者对合作社剩余权的占有。可见，要素稀缺性只是资本雇佣劳动的表层原因，与剩余权分配并不具有逻辑上的因果关系。在要素稀缺性之外存在更为本质的原因，决定了当前中国农民专业合作社中的资本雇佣劳动现象。寻找这一根本原因，既有助于理解合作社异化的诱因，也有利于对合作社的发展趋势做出符合经验事实与理论逻辑的判断。

（二）企业家才能与间接定价

作为独立的市场主体，合作社面临销售的不确定性、产品价格波动等市场风险，同时还面临与其他经营主体的同业竞争。只有具备风险识别、风险承担和风险应对能力的合作社才能在激烈的市场竞争中生存，将具备企业家才能的个体纳入缔约结构对合作社的成功至关重要（马太超和邓宏图，2019；王生斌和王保山，2021）。Donovan et al.（2017）将人力资本、物质资本、社会资本和财务资本视为合作社成功的关键；Rosairo et al.（2012）对斯里兰卡合作社的研究表明，所有权分配结构和管理者能力均会显著影响合作社绩效；Huang et al.（2013）的实证研究证实了企业家才能和成员人力资本水平对合作社绩效具有显著正向影响。笔者对山西省晋中市榆社县两个合作社的比较分析发现，由企业负责人领办的合作社不断发展壮大，而由不具有企业家能力的村支书领办的合作社则退化为单纯套取政府补贴的空壳，两相对比更加凸显了企业家才能的重要性。

由于农业与非农产业的收益率差距，农业劳动力尤其是高素质劳动力源源不断流向城市非农部门。农业内部人力资本大量流失，缺乏经营合作社的专业人才。此外，政府积极鼓励企业家返乡创业等政策导向也间接反映了农业内部企业家才能缺乏的现实。比企业家才能短缺更值得关注的是企业家才能的高定价成本。与其他生产要素相比，企业家才能对合作社的贡献大小更加难以准确衡量（崔宝玉，2010）。根据间接定价理论，此时将合作社的剩余权赋予具备企业家才能的个体既节约了直接测量其贡献的成本，也提高了合作社应对市场风险的能力。假定其他条件不变，企业家或人力资本所有者有更高概率成为合作社的实际控制者，并享有合作社的剩余控制权和剩余索取权。

（三）物质资本与人力资本的“合二为一”

前述分析表明，保持其他情况不变，资金所有者和人力资本所有者均有更高概率成为合作社的剩余控制者和剩余索取者。由不同要素所有者控制合作社将产生不同的内部权利安排，相应地也将引发差异化的利益分配结构。与物质资本同所有者的相对独立不同，人力资本是凝结于劳动者本身的知识、技能和经营管理经验等，通常被视作“非物质资本”而与物质资本相区别。由于同样是由投资所形成，同样是不断积累的结果，从生产要素角度出发，本文将人力资本归入广义资本范畴。

理论上讲，物质资本与人力资本的所有者可以是不同主体。而在合作社的实践中，物质资本的提供者往往也是人力资本的所有者。正是农业内部物质资本与人力资本的双重缺乏以及合作社中二者的合二为一引发了合作社的资本雇佣劳动现象（时永顺，2005）。实践证明，资金和企业家才能均是合作社不可或缺的生产要素，只有将二者有机结合才能使彼此充分发挥作用，提高合作社的盈利能力和市场竞争力。然而在城乡二元结构没有实质性突破的现实制约下，农业内部的融资能力相对有限，高

素质劳动力和人力资本所有者也在源源不断地由农村涌向城市。农业内部面临物质资本和人力资本的双重短缺。此外，乡村要素市场的完善程度滞后于城市，缺乏人力资本的交易和定价市场。城乡二元结构更强化了资金和企业家才能对合作社发展的制约，农业内部难以自发形成物质资本和人力资本有效匹配的体制机制平台。物质资本和人力资本的双重缺乏既是农业农村现代化和乡村振兴的制约因素，也为“资本下乡”提供了机遇，同时也为资本控制合作社提供了可能。龙头企业负责人携资本下乡组建合作社，恰恰缓解了农业内部人力资本和物质资本双重缺乏的困境。合作社运营所需资金和企业家才能均由企业负责人提供，合作社的正常生产运营得以可能。物质资本和人力资本的“合二为一”固然提高了合作社的盈利能力，但也使得合作社成为资本控制下的附属部门，资本雇佣劳动式合作社成为当前中国合作社的典型形态之一。

崔宝玉（2010）从物质资本占有不均等所引发的资产专用性、外围社员融资积极性不高、人力资本和社会资本难以测度以及外围社员“搭便车”等角度解释了合作社由资本控制的经济诱因。单独来看，上述四个角度均能在一定程度上解释合作社的资本控制现象，然而该研究忽略了物质资本与人力资本的“质”的不同，以及二者的结合对合作社内部权利结构的重要影响。在此基础上，笔者认为，人力资本难以测度以及当前条件下物质资本和人力资本的“合二为一”才是合作社由资本主导的根本原因。在诸多生产要素中，人力资本或企业家才能的定价成本最高，为节约测量企业家才能对合作社贡献大小的成本，人力资本所有者通常会成为合作社的控制者。与此同时，受融资条件的限制，农业内部缺乏合作社发展所需资金。为节约合作社融资的交易成本，人力资本所有者会携带资金一同“下乡”组建合作社。这样，集人力资本和物质资本于一身的企业负责人成为合作社的实际控制者，由他们控制的合作社也就表现出明显的资本雇佣劳动特征。

（四）互补性视角：政治经济学的分析

以上分析以新古典经济学为参照。新古典经济学的分析视角有力剖析了资源配置的内在要求一旦转化为经济主体的行为动机与选择后会在多大程度上影响合作社的剩余权分配，理解这一点极为关键。然而，政治经济学的分析强调从更深层的本质出发来研究、分析所考察对象，因此也就更强调由土地所有权的本质规定引发的各类社会关系（如产权关系、分配关系）以及各参与者所处经济与社会地位对合作社内部权利安排的可能影响。也就是说，在新古典范式所分析的资本雇佣劳动的基本原因得到确认的后面，还有更现实、更基本的因素在起作用。

其一，集体行动困境与弱势谈判地位。参与合作社的农户是土地承包者，与企业工人不同，他们不仅有进入或退出合作社的自由，还拥有土地承包经营权（企业工人或许在家乡拥有土地承包权，但此类承包权不会实质性影响企业和工人间的关系）。一方面，龙头企业需要这些土地的使用权或经营权；另一方面，由于农户过于分散，缺乏集体行动意识或能力从而无法利用所拥有的土地承包经营权与龙头企业进行有关剩余权分配的协商或谈判（李文杰和胡霞，2021）。

其二，分散的承包权与剩余权丧失。尽管集体拥有土地所有权，使得分散承包的土地在法律上能够聚合成一个总体并归属于作为整体的农户，但由于缺乏与集体所有权相对应的利润中心或会计中心，所谓的农户集体只是分散农户数量的简单加总，缺乏具体的行之有效的体制机制使农户手中的土地承

包权形成一种整体性力量（邓宏图 and 崔宝敏，2007）。因而村集体也就无法在龙头企业和农户之间有效发挥动员能力来提高农户相对于龙头企业的谈判地位。结果，在缔结合作社之前，农户与龙头企业相比就是弱势的。加入合作社后，这种弱势地位便直接导致作为社员的农户丧失了必要的剩余控制权和剩余索取权。

其三，政策补贴与合作社异化。深入考察由专项补贴引起的合作社扭曲将使相对新古典经济学而言的政治经济学的互补性解释更为生动和具体。研究者和决策者发现，分散农户的市场脆弱性使得以家庭为单位的小农式生产难以满足农业农村现代化的需要，有必要通过政策示范使农户“组织起来”。市场条件下，把农户有效组织起来是一个渐进过程，在个体选择逻辑外还需克服集体行动困境（周娟，2020），因而真正的合作社的组织成本较高。在政府为合作社提供专项补贴的背景下，为节约组织成本，龙头企业和基层政府将采取联合行动构建以合作社为外壳、以企业为实质的“合作社”。一方面龙头企业能合理合法获得专项补贴，提高盈利能力，另一方面基层政府也能藉此向上级显示它们在推动合作社方面的工作实效。然而，此类合作社在建立之初就已偏离合作的本质，只是具有资本雇佣劳动性质的戴了“红帽子”的龙头企业。

本节对大量存在于转型过程中的资本雇佣劳动型合作社提供了新古典经济学和政治经济学的互补性解释。首先，从要素相对稀缺性和人力资本定价角度考察了中国农民专业合作社中的资本雇佣劳动现象。从外在表现看，中国农民专业合作社表现为资本雇佣劳动或由资本主导的原因在于农业中物质资本和人力资本的双重缺乏，无形中提高了二者相对于普通社员的谈判地位，然而更本质的原因在于人力资本难以定价。对于合作社而言，只有将人力资本和物质资本有机结合才能使合作社更好地发挥作用，此时携资本下乡的企业家既能提供合作社发展所需资金，也具备一定的企业家才能，是合作社的实际控制者，资本雇佣劳动成为此类合作社的表现形态。其次，笔者根据政治经济学的分析逻辑，深入剖析了由农村土地的双重属性导致的集中与分散的现实矛盾，即法律上的集体所有权与现实中分散的承包权难以在体制机制上实现“调和”，从而导致农户在缔结合作社时“整体性”地处于弱势地位。这种“弱势”使农户看上去更像龙头企业的雇佣劳动者，龙头企业更像拥有剩余控制权和剩余索取权的资本所有者和经营者，其结果就是合作社的异化。如果基层政府在政策上偏爱龙头企业，分散的承包权将使农户与龙头企业相比的弱势地位变得更难逆转，由此决定了中国式合作社呈现出极强的资本雇佣劳动的特性。相应地，在这样的合作社中农户的承包地及其经营权也是“沉睡”的。这一结论是政治经济学分析所得到的，与新古典经济学对要素配置的重视形成了一个互补性解释框架。只有从农户自身处境出发，通过体制机制设计尽可能缓解农户在组建合作社时面临的诸多现实约束，才能使合作社在根本上摆脱资本的绝对控制，激活农户“沉睡”的土地资源及其相关权利，进而使合作社从资本雇佣劳动的异化状态不断向劳动雇佣资本的本质属性转变。

五、转型：从资本雇佣劳动到劳动雇佣资本

研究表明，合作社中与资本雇佣劳动同时发生的是资本“剥削”劳动：合作社盈余的大部分由资本方占有，作为社员的农户所得较少（陈义媛，2016）。资本雇佣劳动的特点以及农户的从属地位是

合作社受到质疑的主要原因。内部权利安排从资本雇佣劳动转变为劳动雇佣资本，既是合作社向其本质规定性的回归，也是实现“产业兴旺”和“生活富裕”的必然选择，值得展开进一步的深入探讨。

（一）合作社的本质规定性：社会性与经济性的统一体

就本质而言，合作社是集经济性与社会性于一身的经济社会组织，而非单纯的经济组织（洪梅香，2019）。一方面，合作社是社会性组织，是广大农户为获取共同利益而结成的利益共同体。社会性衍生出合作社相关服务及其收益的普惠性与公平性，因而社会性不仅表现为生产或销售领域的合作，更体现在全体成员对控制权的分享以及对合作盈余的共同占有上。作为社会性组织，合作社的首要功能在于为全体社员而非某类个体服务，更加注重利益的普惠性。社员既是合作社的所有者，也是合作社收益的最终索取者。社会性的强弱在很大程度上决定了合作社的真与假。

另一方面，合作社是经济性组织。作为经济组织，合作社与企业并无本质不同，其目标同样是在既定约束下实现收益最大化。因此影响企业经营效率的因素同样也会影响合作社的运行绩效，其中资本规模、企业家才能等是影响合作社盈利能力的重要因素（刘嶺等，2022）。

综上所述，理想状态下的合作社是以社员收益最大化为目标的普惠性经济社会组织。经济性要求合作社具有持续的盈利能力（生产经营问题），社会性则要求合作社剩余权由全体成员共享（权利分配问题）。从社会性与经济性两个维度看，当前部分合作社的经济性远胜于社会性，且主要是为资本而非普通社员利益服务，因此也就失去了本应具有的对一般农户的组织带动作用而成为以盈利为主要目标的经济组织。只有兼顾经济性和社会性，才能实现由资本雇佣劳动向劳动雇佣资本的转变，进而将合作社的盈利实实在在地转化为普通社员的收益，在农业“产业兴旺”的同时确保农民“生活富裕”。

（二）从资本雇佣劳动到劳动雇佣资本

就本质规定性而言，合作社内部权利安排应当是劳动雇佣资本。然而实际情况是，尽管受到诸多质疑，但资本雇佣劳动型合作社的总体数量仍在不断增长，合作社的异化现象仍然存在。原因即在于当前条件下合作社资本雇佣劳动的形成在本质上是由经济逻辑决定的，是农村内部物质资本和人力资本双重缺乏的现实约束下的必然结果。只有尽可能缓冲相关约束条件的不利影响，才能建立以农民为主体、为农民服务的合作社，使合作社真正实现“弱者的联合”，由资本雇佣劳动转变为劳动雇佣资本，进而成为推动乡村全面振兴和共同富裕的重要组织载体。

正如前文所述，理论上，合作社的本质要求惠顾者和所有者是同一的，而且这种状态是组织化和制度化的。合作社的性质决定了其成员在合作社的所有权上、治理结构上、剩余权的控制与分享上要体现“平权性”，而且事实上和本质上它理应是“平权性”的。但在城乡二元结构的制约下，现实的或体制机制上的具体情况使得许多合作组织难以实现这种“平权性”。因此，有必要寻找“过渡性解决方案”。尽管这些方案有时只具有“权衡性”和“技术性”，但仍然给合作社的“劳动雇佣资本的逻辑”提供了现实上的可能性、可行性和示范性，而且此种示范性有助于人们对合作社的本质特征有更深入的理解并推动合作社转型。根据前文分析，合作社的转型可从缓解资金（物质资本）稀缺性和人才（人力资本）稀缺性等方面着手。

1.土地经营权抵押与物质资本稀缺性。农业内部物质资本的稀缺为外部资本下乡进而控制合作社

提供了经济上的可能。如果能够通过体制机制设计提高农业内部的融资能力，则将大大降低外部资本的谈判地位，使它们逐步放弃对合作社剩余权的索取。与此同时，也能够提高普通农户在合作社中的相对地位，推动合作社向劳动雇佣资本的本质规定性回归。

如何提高合作社的融资能力？对多数农户而言最具财产意义的是所承包土地和宅基地。随着农村土地承包关系保持稳定并长久不变，承包地对农户而言的财产含义不断增强。土地既是合作社生产经营的要素，也是具有一定融资能力的“资产”，对合作社意义重大。农户既可以直接将土地入股合作社，由合作社将土地整体抵押以获取资金，也可以通过土地抵押所得资金而非土地入股合作社。前种方式形成土地股份合作社，后者则为非土地股份合作社，然而就所要达到的目的而言两种方式并无本质不同。无论采用何种方式，其根本目的均在于释放土地的财产功能，通过提升农业内部的融资能力降低工商资本的谈判地位，最终提高农户对合作社剩余权的分享程度。当然，在这一过程中不排除其他资本进入合作社的可能，但必须坚持合作社由农户所有的制度底线。利用这些外部资本的成本需以利息而非合作社剩余权的形式体现，这样才能确保合作社剩余权由全体社员共享，使合作社真正成为全体社员的合作社。

笔者认为，重要的不是资产的可抵押性，而是合作社的原则以及如何采用各种方法化解阻碍合作社原则落到实处的“各类障碍”。在现实条件下，利用土地经营权的可抵押性只是实现合作社原则、提高合作社成员的彼此信任并建立各类成员共同参与和分享的合作机制的一种方式。以土地（经营权）抵押贷款缓解合作社的资本约束之所以可行，源于政策和实践两个方面的原因。在政策层面，为赋予农民更多财产权利，政府积极推进“两权抵押”贷款试点工作，部分地区已积累丰富的试点经验，为完善相关政策、在全国范围内推行“两权抵押”贷款提供了坚实基础。在实践层面，合作社的土地相对集中和连片，便于流转，处置成本低，能够降低金融机构贷款的交易成本（王岩和万举，2021；秦涛等，2022）。连片土地的经营权易被金融机构视为合格抵押品，能够提高合作社获得贷款的概率（李国正，2020），从而大大缓解资金稀缺性对合作社的制约，进而提升农户在合作社中的地位。

土地经营权的可抵押程度是土地制度的函数。政治经济学视角的分析表明，合作社资本雇佣劳动的形成与土地制度密切相关。为推动合作社转型，在组建合作社前有必要借助土地的双重归属——既是集体所有，又是农户占有，既有分散的承包权，又有统一的所有权，来建立一种可以使农户拥有较强议价能力的制度框架或体制机制，使农户与龙头企业相比在经济社会权利和剩余控制权上趋于同质，在资产和资金方面趋于“同量的索取性”，从而使各类合作社复归劳动雇佣资本的本质。所谓劳动雇佣资本是指劳动者借助合作机制经营资本，共同拥有剩余控制权、公平分享剩余索取权的权利安排，资本从合作社剩余权的“索取者”转变为为普通农户利益服务的生产要素。

2. “人才返乡”与人力资本稀缺性。随着社会的发展，人力资本所有者（企业家）日益成为企业财富的创造者和风险承担者。作为经济组织的合作社同样需要具有企业家才能的个体负责日常生产经营（马太超和邓宏图，2019；王雅静和陆建飞，2021）。资金决定了合作社的生产经营能否顺利开展，企业家才能则决定了合作社在激烈的市场竞争中能否存活。能否将具备企业家精神的个体纳入合作社的分工结构将直接影响合作社的盈利能力和市场竞争力。在各级政府鼓励人才返乡创业的背景下，本

地外出人才成为合作社重要的人力资本供给来源。

吸引本地外出人才返乡并由他们领办合作社一方面有助于缓解合作社的人力资本困境，提高合作社的内生发展能力，另一方面能够降低合作社在组建初期以及运营过程中与普通社员沟通、协调等引发的交易成本，将返乡人才的在地优势和农村熟人文化转化为合作社的组织动员优势。此外，与非本地人才相比，返乡人才早已嵌入当地社会文化网络，相对而言更能兼顾普通社员利益并向后者“让渡”合作社的剩余权。

要使返乡人才真正在合作社中发挥作用，必须满足参与约束和激励相容约束。在人力资本市场及其定价机制不完善的情况下，必须给予返乡人才一定的剩余权以节约交易成本、提高参与激励。这是效率层面（收益最大化）对合作社内部权利安排所提出的要求。与此同时，作为社会性组织，合作社还需兼顾广大社员利益，合作社的剩余权需在返乡人才与普通社员间共享。为了在提高合作社盈利能力的同时使合作社的收益惠及全体社员，有必要设计“新”的权利分配模式。

3. “新”的剩余权安排。“新”的剩余权安排是指由返乡人才和普通社员共享合作社的剩余控制权和剩余索取权。首先，给予返乡人才剩余权是由合作社的经济性决定的，将剩余权分配给更重要、贡献最不易准确衡量的个体符合效率原则。其次，由全体社员分享剩余权是由合作社的社会性和本质决定的。要使合作社真正成为社员的合作社，真正为社员利益服务，就必须赋予普通社员对合作社生产经营分配等活动的决策权。由于各地的资源禀赋和约束条件不同，不同地区合作社的形成与变迁也将呈现差异化的演化路径，因而可能出现形态各异、股权相杂的各类合作经济组织。只有不断优化合作社内部治理结构，逐步探索并构建激励相容机制，找准与资源禀赋结构相吻合的产业方向，塑造物质资本和人力资本结合的空间，才能形成既有自生能力又满足普惠性原则的合作社，使农户的土地和权利从“沉睡”状态转变为提升自身福利水平的重要工具。

综上所述，以土地经营权作抵押，能够缓解合作社面临的资本约束。吸引人才返乡参与创办合作社，在降低合作社组建成本、缓解农户集体行动困境的同时可以提升合作社的盈利能力和市场竞争力。双方对合作社剩余权的共享既保证了返乡人才的利益，也在一定程度上使合作社由资本雇佣劳动转变为劳动雇佣资本。随着人力资本市场的逐步建立与完善，对企业家能力的定价机制日益形成，合作社劳动雇佣资本的属性也将随之增强。在现有条件下，尽可能“对冲”约束条件的不利影响，实现人力资本和物质资本的匹配与整合，使农户手中的资源变资金、资金变股权、股权变收入，将客观地、内在地矫正合作社追求收益最大化的单纯经济逻辑，使合作社更具有普惠性、平权性的社会逻辑，推动合作社由资本雇佣劳动不断向劳动雇佣资本转变。

基于以上分析并结合当前发展实际，合作社的转型可以细分为两个阶段。第一个阶段是部分的劳动雇佣资本。通过缓解农业内部的资金约束，逐步剥离外部资本对合作社剩余权的占有，使合作社由资本雇佣劳动过渡到返乡人才与社员共享剩余权的部分劳动雇佣资本模式。第二个阶段是完全的劳动雇佣资本。随着人力资本市场及其定价机制的不断完善，人力资本的定价成本将有所降低，人力资本所有者对合作社剩余权的分享程度也将不断降低，合作社劳动雇佣资本的程度不断提升，进而转变为劳动雇佣资本的真正意义上的合作社。此时，返乡人才成为广大社员的代理人，社员既是合作社的所

有者也是返乡人才的委托人，并享有合作社的剩余控制权和剩余索取权。

六、结语：以组织振兴推动乡村全面振兴

党的十九大报告首次提出乡村振兴战略，农业农村现代化成为中国经济行稳致远的重要保障。乡村振兴首推产业振兴，产业振兴则以组织振兴为基础。由于兼具经济性和社会性，合作社被视为组织带动农户进而实现乡村振兴和共同富裕的重要组织形式。然而现实中的部分合作社异化明显，资本雇佣劳动的特点阻碍了上述作用的发挥。只有实现由资本雇佣劳动向劳动雇佣资本的转变，合作社才能从异化状态回归本质规定性，真正成为乡村全面振兴和共同富裕的推动力量。

合作社异化与合作社内资本雇佣劳动的形成是一枚硬币的两面，二者均以剩余权分配为核心表现。本文以剩余权分配为核心，考察了中国的一部分合作社呈现资本雇佣劳动的原因，在此基础上探究了合作社从资本雇佣劳动的异化状态向劳动雇佣资本的本质规定性回归的可行路径。主要结论如下：

首先，合作社的异化是由经济逻辑决定的。城乡二元结构是合作社呈现资本雇佣劳动特点的宏观背景，物质资本和人力资本的双重短缺则是微观诱因。从表面看，资金稀缺性使得资本所有者更有可能成为合作社的实际控制人。然而实际上，人力资本或企业家才能的高定价成本（交易成本）才是合作社异化的根本原因。在城乡二元结构的现实约束下，农业内部面临物质资本和人力资本的双重缺乏，难以自发形成物质资本和人力资本结合的广泛空间，从而为企业家携资本下乡提供了经济上的可能，部分合作社也因此表现为资本雇佣劳动的异化状态。

其次，为实现合作社由资本雇佣劳动向劳动雇佣资本转变，必须改变物质资本和人力资本的双重短缺对合作社发展的制约。具体而言，一是通过政策、法规等的安排，深化土地制度改革，积极探索土地抵押等多种融资渠道，赋予土地以实际的可抵押性，降低土地经营权抵押的交易成本，缓解合作社面临的资金约束。二是鼓励人才返乡，以弥补合作社人力资本不足的发展困境。在城乡二元结构尚未彻底破除的当下，由普通社员与返乡人才共享合作社的剩余权是可行方式。一方面部分实现了合作社的农户所有，一方面则提高了合作社的持续盈利能力。随着人力资本市场的不断完善及其定价机制的逐步建立，享有剩余权的返乡人才将逐渐转变为合作社的“职业经理人”，普通农户成为合作社的最终所有者，合作社则转变为完全的劳动雇佣资本形态。

中国是农业大国，农业的产业兴旺、农村的治理有效以及农民的生活富裕是实现中华民族伟大复兴的重要标志。未来很长一段时期，乡村振兴将成为农业农村发展的核心战略，由农户所有、为农户利益服务的各类合作社则是乡村振兴的关键性组织。通过剩余权的重新分配，使合作社从异化状态回归本质规定性，是合作社推动乡村振兴的必经之路。

参考文献

- 1.陈义媛，2016：《资本下乡：农业中的隐蔽雇佣关系与资本积累》，《开放时代》第5期，第92-112页、第8页。
- 2.崔宝玉，2010：《农民专业合作社治理结构与资本控制》，《改革》第10期，第109-114页。
- 3.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,第15-26页、第38页。

4.邓宏图、崔宝敏,2007:《制度变迁中的中国农地产权的性质:一个历史分析视角》,《南开经济研究》第6期,第118-141页。

5.奈特,2005:《风险、不确定性和利润》,王宇、王文玉译,北京:中国人民大学出版社,第196-198页。

6.洪梅香,2019:《公平抑或效率:合作社的异化及辨析——兼论土地股份合作社的发展》,《东岳论丛》第5期,第138-146页。

7.黄洁、鲁冰蕊、郭圆,2020:《制度逻辑、制度矛盾与合作社的“公司化”》,《农业经济问题》第1期,第86-93页。

8.韩旭东、李德阳、王若男、郑风田,2020:《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》,《中国农村经济》第4期,第56-77页。

9.靳淑平、王济民,2017:《规模农户信贷资金需求现状及影响因素分析》,《农业经济问题》第8期,第52-58页、第111页。

10.李国正,2020:《农地抵押贷款的运行模式与参与主体的行动逻辑——基于宁夏回族自治区L村种养结合家庭农场》,《农业经济问题》第7期,第25-35页。

11.李文杰、胡霞,2021:《为何农民专业合作社未成为“弱者联合”而由“强者主导”——基于农民专业合作社组建模式的实现条件分析》,《中国经济问题》第2期,第59-67页。

12.刘学侠、温啸宇,2021:《企业领办型农民专业合作社新发展模式若干重要问题的讨论》,《农业经济问题》第6期,第47-59页。

13.刘嶺、欧璟华、洪涛、姚树洁,2022:《理事长利他精神与农民专业合作社发展——基于重庆市开州区田野调查案例的分析》,《中国农村经济》第1期,第76-92页。

14.刘西川、徐建奎,2017:《再论“中国到底有没有真正的农民专业合作社”——对〈合作社的本质规定与现实检视〉一文的评论》,《中国农村经济》第7期,第72-84页。

15.罗干,2020:《决胜攻坚阶段农民专业合作社精准扶贫的困境和出路》,《农业经济问题》第11期,第55-64页。

16.马太超、邓宏图,2019:《农民专业合作社理事长的产生机制:经验观察与理论分析》,《中国农村观察》第6期,第32-44页。

17.秦涛、吴静黎、梁振英,2022:《土地经营权抵押贷款模式比较与应用策略》,《东南学术》第2期,第145-154页。

18.曲承乐、任大鹏,2019:《农民专业合作社利益分配困境及对策分析——惠顾返还与资本报酬有限原则本土化的思考》,《农业经济问题》第3期,第100-107页。

19.时永顺,2005:《资本雇佣劳动的根源》,《首都经济贸易大学学报》第3期,第85-87页。

20.王岩、万举,2021:《自组织合约治理视阈下农地经营权抵押机理研究——基于宁夏同心县的调研》,《农林经济管理学报》第3期,第376-383页。

21.王生斌、王保山,2021:《农民专业合作社带头人的“企业家精神”:理论模型与案例检验》,《中国农村观察》第5期,第92-109页。

22.王雅静、陆建飞,2021:《新型农业经营主体企业家才能研究——基于江苏省扬州市新型农业经营主体样本分析》,《江苏社会科学》第3期,第232-240页。

23. 万俊毅、曾丽军, 2020: 《合作社类型、治理机制与经营绩效》, 《中国农村经济》第2期, 第30-45页。
24. 肖荣荣、任大鹏, 2020: 《合作社资本化的解释框架及其发展趋势——基于资本短缺视角》, 《农业经济问题》第7期, 第108-117页。
25. 徐旭初、吴彬, 2018: 《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?》, 《中国农村经济》第11期, 第80-95页。
26. 徐旭初, 2012: 《农民专业合作社发展辨析: 一个基于国内文献的讨论》, 《中国农村观察》第5期, 第2-12页、第94页。
27. 杨小凯、张永生, 2000: 《新兴古典经济学和超边际分析》, 北京: 中国人民大学出版社, 第91-94页。
28. 张益丰、孙运兴, 2020: 《“空壳”合作社的形成与合作社异化的机理及纠偏研究》, 《农业经济问题》第8期, 第103-114页。
29. 张浩、冯淑怡、曲福田, 2021: 《“权释”农村集体产权制度改革: 理论逻辑和案例证据》, 《管理世界》第2期, 第81-94页、第106页、第7页。
30. 周娟, 2020: 《农村集体经济组织在乡村产业振兴中的作用机制研究——以‘企业+农村集体经济组织+农户’模式为例》, 《农业经济问题》第11期, 第16-24页。
31. Alchian, A., and H. Demsetz, 1972, “Production, Information Costs, and Economic Organization”, *American Economic Review*, 62(5): 777-795.
32. Bijman, J., G. Hendrikse, and A. Oijen, 2013, “Accommodating Two Worlds in One Organisation: Changing Board Models in Agricultural Cooperatives”, *Managerial and Decision Economics*, 34(3-5): 204-217.
33. Banerjee, A., D. Mookherjee, K. Munshi, and D. Ray, 2001, “Inequality, Control Rights, and Rent Seeking: Sugar Cooperatives in Maharashtra”, *Journal of Political Economy*, 109(1): 138-190.
34. Chaddad, F., and C. Iliopoulos, 2013, “Control Rights, Governance, and the Costs of Ownership in Agricultural Cooperatives”, *Agribusiness*, 29(1): 3-22.
35. Donovan, J., T. Blare, and N. Poole, 2017, “Stuck in A Rut: Emerging Cocoa Cooperatives in Peru and the Factors That Influence Their Performance”, *International Journal of Agricultural Sustainability*, 15(2): 169-184.
36. Grossman, S., and O. Hart, 1986, “The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration”, *Journal of Political Economy*, 94(4): 691-719.
37. Hart, O., and J. Moore, 1990, “Property Rights and the Nature of the Firm”, *Journal of Political Economy*, 98(6): 1119-1158.
38. Huang, Z., Y. Fu, Q. Liang, Y. Song, and X. Xu, 2013, “The Efficiency of Agricultural Marketing Cooperatives in China’s Zhejiang Province”, *Managerial and Decision Economics*, 34(3-5): 272-282.
39. Liang, Q., G. Hendrikse, Z. Huang, and X. Xu, 2014, “Governance Structure of Chinese Farmer Cooperatives: Evidence From Zhejiang Province”, *Agribusiness*, 31(2): 198-214.
40. Rosairo, H., M. Lyne, S. Martin, and K. Moore, 2012, “Factors Affecting the Performance of Farmer Companies in Sri Lanka: Lessons for Farmer-Owned Marketing Firms”, *Agribusiness*, 28(4): 505-517.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院人口与劳动经济研究所;

² 广州大学新结构经济学研究中心;

³ 广州大学经济与统计学院)

(责任编辑: 胡 祎)

From “Capital Employing Labor” to “Labor Employing Capital”: The Distribution of Residual Rights in Farmers’ Specialized Cooperatives

MA Taichao DENG Hongtu

Abstract: Due to the characteristics of “capital employing labor”, the “alienated” cooperatives have been questioned by academia and policy circles. This article shows that because of the dual structure of urban and rural areas, the dual lack of material capital and human capital is the economic reason for cooperatives to show the characteristics of “capital employing labor”. In a word, the root cause lies in transaction costs. Only by changing the constraints can cooperatives return to their nature. On the one hand, land mortgage can help alleviate the capital constraints faced by cooperatives. On the other hand, the return of local entrepreneurs to start a business can alleviate the constraints of human capital (entrepreneurship) on the development of cooperatives. Under the current conditions, sharing the residual rights by farmers and entrepreneurs can increase the degree of “labor employing capital”. With the gradual abolition of the dual system and the continuous improvement of the human capital market, cooperatives can eventually transform into economic and social organizations that are truly owned by farmers and serve for their interests, and become an important force to promote the overall revitalization and common prosperity of rural areas.

Keywords: Capital Employing Labor; Labor Employing Capital; Distribution of Residual Right; Farmers’ Specialized Cooperative; Transaction Cost

赋权实践如何促进乡村新内源发展*

——基于赋权理论的多案例分析

岳晓文旭¹ 王晓飞¹ 韩旭东^{2,3} 周立¹

摘要：本文结合中国乡村发展实践，对浙江省鲁家村、何斯路村和陕西省袁家村进行多案例比较研究，围绕能人自我赋权、组织赋权、社区赋权和集体成员赋权，提出了一个改进的赋权理论分析框架。本文梳理了基于赋权理论的中国乡村新内源发展机制：一是“外发促内生”，乡村能人自我赋权带来的社会资本能够引入外部资源进而启动乡村产业发展，推动组织赋权；二是“内联促外引”，通过乡村发展资源集聚和关系网络建立，提升乡村产业的规模化和规范化，增强乡村社区所有成员对乡村的认同感和参与积极性，带动社区赋权；三是“内外相融合”，通过社区内外主体互动生成地方制度，最终在乡村社区整体发展过程中实现所有集体成员赋权。中国乡村赋权实践丰富了赋权理论，基于城乡良性互动的新视角呈现了一个可行的新内源发展行动方案。

关键词：赋权理论 新内源发展 乡村振兴 多案例分析

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

随着乡村振兴战略的稳步实施，政府资源、市场资源和社会资源等外部支持不断注入乡村，带来了乡村巨变。生态文明建设、脱贫攻坚、经营体制改革、农村集体产权制度改革等重要政策举措，激活和培育了乡村内生动力。可以说，内外部力量共同推动了乡村发展，使得乡村全面振兴指日可待。但如何处理好乡村内外部力量的关系，如何通过中国发展实践提炼出合适的理论，是摆在中国乡村振兴实践工作者和理论研究者面前的难题。

进入 21 世纪以来，诸多中国乡村发展实践中逐步形成了自上而下资源输入、自外而内资本下乡、自下而上自我积累等乡村发展路径，但一直伴随着“部门下乡”“资本下乡”优劣利弊的巨大争论，存在“资本下乡”排斥性强、资源供给与需求断裂、小农无组织化的难题（杨磊和徐双敏，2018）。

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“食品安全社会共治与跨界合作机制研究”（编号：20&ZD116）和教育部专业学位主题案例“以共建共治共享促进共同富裕的袁家村经验”（编号：ZT-211000211）的资助。感谢匿名审稿人的意见，文责自负。本文通讯作者：周立。

这使得乡村发展始终面临着内外力量不协同、不融合的困境，阻碍了乡村高质量发展。当前，乡村发展的关键是要将外源性资源与内源性资源聚合转换，推动正式组织与非正式组织的协同整合，生成乡村发展的新动能（丁生忠，2019）。本文认为，不对立看待乡村内外部力量的关系，更重要的是促成城乡良性互动，探索出一条促进乡村内外力量融合、共同赋能乡村振兴的新内源发展道路。

围绕乡村发展的内外部力量如何发挥作用，已经形成了三种模式。第一个模式是外源式发展。外源式发展以追求经济增长为目标，依靠外部企业或政府对农村地区的开发和援助，引进新技术、吸引产业进入乡村、自上而下地改善乡村结构（张环宙等，2007），这种方式可以快速地扶持乡村产业发展。但是，外部工商资本的逐利本质如果得不到有效控制，依靠这些外部力量支持乡村发展的模式容易演变为一种不可控的掠夺农村资源、加剧农村衰落的发展模式（张文明和章志敏，2018）。事实也是如此，这种发展思路使得乡村丧失了经济和文化主体性，乡村也陷入了生态危机。第二个模式是内源式发展。1975年，瑞典 Dag Hammarskjöld 基金会组织了发展和国际合作领域的专题研究^①，首次提出了内源式发展^②的思路，认为“如果将发展作为个人解放和人类全面发展来理解，那么事实上这个发展只能从社会的内部来推动”（Nerfin，1977）。这一发展思路尝试构建“自下而上”的路径来弥补外源式发展对乡村主体能动性的忽视，强调农村社区作为地方发展的驱动力量，对地方发展事项具有决定权、控制权和收益享有权（Slee，1994），并注重培养地方认同、搭建基层组织以及对地方资源环境和本土文化进行保护性开发（Lowe et al.，1997；马荟等，2020）。第三种模式是新内源发展。越来越多的乡村发展实践表明，仅仅依赖外部力量或者内部完全控制的发展方式过于理想化，通过反思外源式发展和内源式发展这种二元对立的理想化模式，学者们逐渐酝酿出统合乡村发展内外力量的发展观念，即“新内源发展”（Ray，1998）。新内源发展模式就是乡村基于本土能人的社会关系网，识别并引入有助于乡村发展而不是掠夺乡村资源的外部力量，同时立足于乡村本土文化，增进村民对乡村发展的认同，推动乡村建设的集体行动，激活乡村内部力量，最终村民与外部企业或个人通过良性互动形成利益联结制度，通过内外相融合实现乡村可持续发展。

新内源发展需要乡村内外力量联合推动。从中国城镇化的发展实际看，乡村外部力量远远大于乡村内部力量，乡村振兴需要发挥乡村主体性，促成内外力量合力。要发挥乡村主体性，就必须对乡村社区居民赋权，即培育他们获取内外资源和提升自我发展的能力。乡村发展实践中，较为常见的路径是政府“自上而下”赋权，为乡村注入各种政策资源，以促进乡村发展。“自上而下”赋权有其必要性，但未能激活乡村的内在动力。那么，如何进一步向农民赋权来实现乡村的新内源发展？为解决这一问题，本文基于赋权理论的视角，运用多案例比较分析，总结中国乡村振兴中新内源发展的路径，

^①Dag Hammarskjöld 基金会成立于1962年，其主要活动是就发展中国家的社会、政治、经济和文化发展等广泛主题组织研讨会。后来增加了第五个主题，即环境发展。基金会发展历史参见：<https://www.daghammarskjold.se/about-us/history>。

^②国内文献将“endogenous development”多翻译为“内源发展”或“内生发展”，将“exogenous development”多翻译为“外源发展”或“外生发展”，本文后续使用的“neo-endogenous development”，在国内文献中多翻译为“新内源发展”。为保持概念一致性，本文将三类发展模式分别称为“外源式发展”“内源式发展”和“新内源发展”。

并分析其内在机制。相较于已有研究,本文有如下创新:一是开创性地用赋权理论分析新内源发展路径;二是将西方社会工作提出的赋权理论与中国乡村振兴实践结合起来,提出符合中国乡村实际的赋权维度;三是为新内源发展理论注入中国当代乡村发展实践,丰富新内源发展路径与机制的讨论。

二、赋权理论与分析框架

(一) 赋权理论

Freire (1970) 首次提出赋权概念,将其定义为:教育者通过提问式教育,使被压迫者反思自身处境,从而实现被压迫者意识觉醒、个人解放的教育目标。赋权理论最早应用于心理学、医学、教育学、社会工作等领域,关注黑人、妇女等被“标签化”的弱势群体如何减少心理无力感和能力障碍。随后这一概念被扩展到企业管理、社区治理、政策设计等公私治理领域。目前,该理论最广泛的应用是为社会工作者帮助弱势群体提供工作指导。早期的心理学研究认为赋权是增加无权或弱权对象在心理上的权力感知,Riger (1993) 扩展了这个内涵,认为赋权还注重个人对权力和资源的控制程度。Chadiha et al. (2004) 在此基础上明确了赋权的目标是无权者通过掌握资源来提高其改善所处环境的能力。学界主要从内部主体和外部主体两个视角展开赋权研究。持内部主体视角的学者认为,赋权是一种对权力的感知,伴随权力的获得、增长和消减的一系列过程,个人权力、人际权力及政治权力的增加能够促使个人、组织和社区采取行动以改善自身处境,这有助于个体、组织及社区对自身事务进行控制 (Holcomb-McCoy and Bryan, 2010); 持外部主体视角的学者认为,被“标签化”的群体因负面评价导致无权,而赋权是社会工作者号召民众共同遏制这一现象的过程 (Freire, 1970)。综上所述,赋权的过程包含着内外双重逻辑。其中,内部逻辑是通过教育、实践等活动激发个体的内在信念,使其具有解决问题的能力。外部逻辑关注外部权益分配,即因无权、弱权而处于不利社会地位的群体通过外部赋权获得应得的社会资源,从而改善不利的社会地位。这个过程可以减少社会矛盾、促进社会公平。

赋权是一个多维度概念,学者们将个人参与集体行动的过程展开为个体、组织、社区等维度。Lee (2001) 通过总结美国社会工作的赋权途径,认为赋权实践存在一个从个体行动到集体行动的途径,即个体通过组织活动形成对社区共同体的情感,从而引发个体层面的心理赋权,最后融入社区赋权的集体行动之中。Adams (2008) 首次将赋权理论应用到从事社会工作的专业人员自我能力建设的研究中,将赋权维度拓展为自我、个体、组织、社区四个维度,这种分类更能体现赋权由一个人的内在能力通过组织转化为更多人的内在能力的本质。具体来讲,自我赋权是“能力培育”的过程,体现了个体将外部“权力”内化为“能力”的过程。个体赋权是个体与集体关系的重要结合点,个体赋权必须有一个渠道将个体赋权目标与范围更大的组织、社区和社会的赋权目标连接起来,从集体行动中得到专业的支持和鼓励,否则个体将无法得到真正意义上的赋权 (Spreitzer et al., 1997)。组织赋权是政府有计划地向社会放权、授权并培育社区参与的组织化力量 (唐有财和王天夫, 2017)。组织可以聚集资源、建立关系网络,为组织成员提供信息和构建信任。社区赋权是指在社区场域内激活居民自我发展能力,提高居民对社区的认同感,进而提高他们参与社区事务的积极性 (张国芳和蔡静如, 2018)。社区赋权的特点是注重覆盖被社会忽视的人群,实现国家对全社会所有公民的赋权。自我、个体、组

织、社区这四个赋权维度，对于下文探究乡村新内源发展的四个赋权链条，具有重要参考价值。

中国乡村发展实践中蕴含了丰富的赋权实践。当代新农村建设中“使无力者有力，有力者有爱”的乡村赋权实践（潘家恩和温铁军，2011），以及精准扶贫过程中“两不愁、三保障”的特色赋权实践（檀学文和李静，2017；罗必良等，2021），丰富了赋权理论与实践，形成了“人民至上”“嵌入式自主”扎根、社区权力体系与社会力量双向赋权等中国特色的赋权内涵（王浦劬和汤彬，2020）。以此为基础，学者们逐渐强化了赋权理论的解释运用，初步形成了中国学者自己的话语体系。徐旭初（2014）研判了合作社发展中政府赋权行为的特征，揭示了个体层面的“知识性赋权”、组织层面的“关系性赋权”以及环境层面的“体制性赋权”等赋权机制。毛安然（2019）从赋权理论视角诠释了乡村振兴战略的逻辑路径，指出政府、市场、社会等外部主体对农民这一核心主体的充分赋权为实现乡村振兴提供了助力。林雪霏和孙华（2021）对以股份合作制为主的集体产权制度改革进行研究，进一步系统揭示了个体、组织和社区多层次的赋权链条。由此可见，国内赋权理论研究正逐步转向基于赋权传递链条展开的个体、组织和社区多层次赋权的研究。但已有研究多以外部资源注入为起点，对利用乡村本土力量进行赋权实践的关注不够，特别是对赋权理论如何解释新内源发展的路径和机制还未有深入刻画。本文将进一步丰富这一领域的研究。

基于上述梳理，立足于新内源发展观念，本文将“赋权”定义为：个体、组织和社区在法律赋予相应权利的前提下，能够行使自己的权利，进而帮助自己 and 他人提升发展能力，最终获得权力的过程。这个定义立足于乡村内外主体互动中个人能力增强所带来的社区主体性提升，最终体现为社区内所有个体外部境况的改善和内在能力的增强。

（二）国内外乡村赋权实践

乡村衰落是全球性问题，国际上很多国家都曾实施过振兴乡村行动。发达国家由于工业化与城市化进程启动早，城乡差异问题较早显现，因此率先开启乡村重振工作。最具有代表性的是日本农村振兴运动和欧盟引领（LEADER）计划。

20 世纪 50 年代，随着日本经济从战败的阴影中走出，日本农村振兴也经历了多个阶段。1961 年，日本政府制定并实施了《农业基本法》，主要目标为改善农业结构，通过出台相关政策加大对农业基础设施建设的投入。政府主导的农村振兴运动给日本农村经济发展带来了一定成效，赋予了乡村发展的政策空间，但没有解决乡村发展内生动力不足的问题。20 世纪 80 年代，日本政府发起“一村一品”运动，挖掘创造具有地理标志、提升当地居民自豪感的产品和项目，旨在提高农村地区活力。这种发展方式强调农村社区内部的集体成员互助发展，政府不再仅仅提供行政支持，而是在信息和渠道上提供帮助。虽然“一村一品”运动充分激发了乡村内部力量，但是城乡差距不断拉大的客观事实表明，乡村只有通过内外力量的融合发展才能缩小城乡差距。1999 年，日本出台了《食物、农业、农村基本法》，通过发挥农业多功能性缓解经济全球化给本国农业和乡村发展带来的冲击，并提出了乡村振兴战略，重点关注城乡融合、乡村景观保护开发和区位劣势地区直接补贴，积极引导城市人口下乡创业，同时鼓励农民成立各种形式的合作组织，通过农民组织化行动提升农民的发展能力。

欧盟自 1962 年开始实施共同农业政策，其政策关注点逐步从农业、农产品及其市场转移到农村地

区综合发展上（张城国，2011）。这一政策通过“自上而下”地制定乡村发展方案，促进农业结构变迁，但这种方式忽视了乡村社区居民的发展意愿。1991年，欧盟开始在农村地区推行 LEADER 计划，这是一项推动农村地区政治、经济与社会转型的政策试验，采用“自下而上”的方式动员乡村利益相关者，聚集资源与项目创意，通过地方决策与实施赋予乡村社区居民发展的权利和能力。这个计划注重为乡村地区设计创新发展战略，强调融合、参与和赋权。融合指发展目标的跨部门协调，参与指提高当地人参与发展的程度，赋权指赋予当地人更大的影响力（Storey, 1999）。这个计划为乡村社区带来新的议题和公共空间，实现了乡村社区居民对社区的参与式治理（Shortall, 2008）。这种注重“上下互动”的乡村发展方案改善了农村经济状况，提升了乡村发展能力。

可以看到，在乡村振兴过程中，日本和欧盟各国的政府就已经开始有意识地赋予当地居民更大的影响力，在赋权过程中重视融入当地文化，以组织化带动乡村社区居民参与社区发展的赋权方式提升了乡村发展能力。除以上典型的国家和地区推动乡村赋权实践以外，其他发达国家对乡村赋权的方式还包括：以本土知识推动内源式发展的赋权（Gegeo, 1988），以艺术增强地方认同感的赋权（Mchenry, 2011），以通讯技术促进知识传播、缩小技术鸿沟的赋权（Nandi et al., 2016）等。发达国家对乡村的赋权是分阶段完成的，经历了多年以政策支持为主的外源式发展到以鼓励地方行动为主的内源式发展的过程，目前已经发展到内外互动下当地社区居民参与制定赋权方案的新内源发展阶段。

中国乡村赋权实践也十分丰富，赋权过程也经历了从注重外界对乡村的资源输入，到强调“激活”乡村内部动力（郁建兴，2013），再到强调“由外而内”和“由内而外”双向发力的过程（吴晓燕和赵普兵，2019）。其中，乡村发展的外部动力是政府、企业和第三方组织对乡村的资源注入，内生动力根本在于主体能力建设的赋权增能。新中国成立后的土地改革，带来了“自上而下”的赋权实践，赋予了农民更多的生存发展权利。因为个人生产资料的匮乏，农民内部开始自发进行合作生产，通过自组织的形式提升农业生产能力。国家对农民的合作化生产予以支持并在全国范围内推广，农民的合作程度也从初级社发展为高级社。后来为了国家工业发展的原始积累，农民自发组建的合作社被转变为对农民生产生活进行集体化管理的人民公社制度。随着国家工业化原始积累的完成，人民公社制度的弊端逐步显现，表现为对乡村统一指挥的领域过多，农民缺少市场交易和外出务工等发展权利，由此带来农村经济发展缓慢和农民没有充分享受到国家发展成果的问题。于是政府推行家庭承包责任制，对国家与农民之间的关系进行调整，赋予农民上述关键性权利，使农村得以发展以及农民生存状态得到改善，让农民获得更多的机会和能力能够开启自我赋权和个体赋权的实践。这也使得中国在推动全面乡村振兴的过程中，能够从外源式发展过渡到内源式发展，最终实现“内外相融合”的新内源发展。

通过土地改革、脱贫攻坚、集体产权制度改革等“自上而下”的行政式赋权，中国乡村被赋予了自我发展的权利。哪怕是资源匮乏型村庄，也能依托自身力量发展集体经济（周立等，2021）。“自上而下”赋权的优势是可以调整全社会的权力结构，在推动社会发展的同时兼顾社会公平。但是，这种“自上而下”的过程未有效转化为农民发展的能力。以中国乡村振兴战略为例，与发达国家相比（见表1），中国乡村赋权实践在“自下而上”的中微观层面仍有欠缺，社区参与、融入当地居民发展意愿、提升发展能力的赋权方式仍少有应用。因此，政府对乡村的赋权不仅需要法律层面的授予，还需

要“上下来去”的互动过程（周立和罗建章，2021），以带动农民参与乡村发展行动，构建以当地社区为主、政府与当地社会组织合作的赋权机制。

表1 国内外乡村赋权实践对比

	中国乡村振兴战略	日本农村振兴运动	欧盟 LEADER 计划
赋权主体	政府、企业、研究机构	政府、企业、研究机构、社会组织	政府、协会、企业、研究机构、社会组织
赋权维度	农民、新型农业经营主体（专业合作社、家庭农场、股份经济合作社等）、社区	农民、农民合作组织（民间团体、农协、森协、渔协等）	当地人、团体、地方行动组织、社区
赋权目标	产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕	振兴国内产业，促进经济社会持续发展，振兴日益衰落的农村	保护自然和文化资源，创造就业机会，改善社区组织能力，重塑农村地区信心
赋权方案	统筹城乡发展，推进农业农村现代化，发展壮大乡村产业，建设生态宜居美丽乡村，繁荣乡村文化，完善乡村治理体系	建设乡村生产、生活基础设施，再分配财政制度性资源，改善乡村发展能力，加大农民职业培训，发挥农业多功能性，推进“六次产业”发展	政府与地方利益团体结成公私伙伴关系，吸纳地方力量参与乡村发展；加大培训，鼓励当地居民增进集体行动；挖掘当地文化，同时借鉴其他地区的成果来实现传统技术的现代化

注：根据 Storey（1999）、闫丽娟（2010）、曹斌（2018）、冯勇等（2019）的论文整理。

（三）分析框架

通过以上梳理，不难发现，赋权实践往往是自我赋权的有能力者经由组织带动其他能力不足者，以提升社区发展能力，其传导过程为“有能力者—组织带动—能力不足者”。在此基础上，本文参考 Adams（2008）在研究社会工作赋权实践中采用的自我、个体、组织、社区四个赋权维度，结合中国乡村发展实际，将乡村成员分为完成自我赋权且能够帮助他人的能人（有能力者）和需要组织带动赋权的其他集体成员（能力不足者）。由此，本文认为乡村新内源发展的赋权实践传导过程为“能人自我赋权—组织赋权—社区赋权—集体成员赋权”。具体而言，能人自我赋权是指能人个人经历带来的自我能力提升与社会关系网建立；组织赋权是公众参与组织建设，使个体的、自发的参与转化为组织化参与；社区赋权是从社会结构、社会制度等层面进行社区的有效管理；集体成员赋权是个体通过积极参与社区各项事务，提升心理获得感，掌握足够的发展资源 and 能力。

首先，在能人自我赋权到组织赋权的过程中，能人运用社会资本引入外部资源，推动乡村发展。不同于外源式发展不加选择地引入外部力量，新内源发展更加注重筛选所引入的外部力量。乡村能人因其个人经历具有广泛的社会关系网，对外可以引入助力乡村产业发展的资源，对内可以组织群众和整合乡村资源（桂华，2020）。组织的成立需要嵌入乡村社会关系网中，能人是组织的发起者，也是组织的管理者，能人的资源优势可以带动组织发展。组织化行动能够在更大规模上整合乡村资源，以引入外部资源、匹配外部需求（程郁和万麒麟，2020），从而推进乡村产业发展和乡村公共事务管理。

其次，在组织赋权到社区赋权的过程中，乡村通过文化资本凝聚集体共识，增进村内集体行动。乡村文化资本涵盖了乡村物质文化、精神文化、社会组织及制度文化等（孙喜红等，2019）。乡村文化资本可以助力乡村产业供给侧改革，将地域特色和文化特征相结合，向外界推销本地生产的特色化

产品，例如旅游产品、特色农副产品、地理标志产品等（Cabus，2001）。乡村文化资本能够整合各类组织目标，增进集体认同，通过影响组织的网络关系与结构促进社区整体能力的改变（魏江和向永胜，2012）。乡村社区中的各类组织作为社区居民参与的载体，在社区建设和社区治理中起着重要作用。各类组织在实现其经济和社会目标的过程中深深嵌入乡村社区。随着组织体系发展与完善，所有社区居民被吸纳到各类组织，进而通过组织同乡村社区紧密连接。

最后，在社区赋权到集体成员赋权的过程中，乡村实现所有集体成员的利益联结，生成地方治理制度。乡村社区集体行动推动乡村产业规模发展壮大，吸引越来越多的外部主体参与乡村产业发展和乡村建设。外部主体的参与从农业生产领域拓展到乡村公共品供给、资产运营等领域，涉及的利益主体更加多元，利益关系也更加多样（涂圣伟，2019）。愈来愈多的资源和利益主体涌入乡村，塑造了利益关系密集的乡村社会，这时，乡村社区的核心任务就是资源和利益的分配（杜姣，2019）。乡村内外主体结成稳定的利益关系，生成具有激励约束效应的地方制度，从而实现乡村发展内外力量的协同与融合。

基于以上分析，本文构建一个新内源发展的解释框架（见图1）。该框架通过四个赋权维度的不断递进，形成了符合中国乡村实践的四个赋权链条，即能人自我赋权、组织赋权、社区赋权和集体成员赋权，剖析社会资本、文化资本、利益联结在四个链条依次传导过程中的作用，以明晰中国乡村赋权实践如何推动乡村新内源发展的逻辑过程。

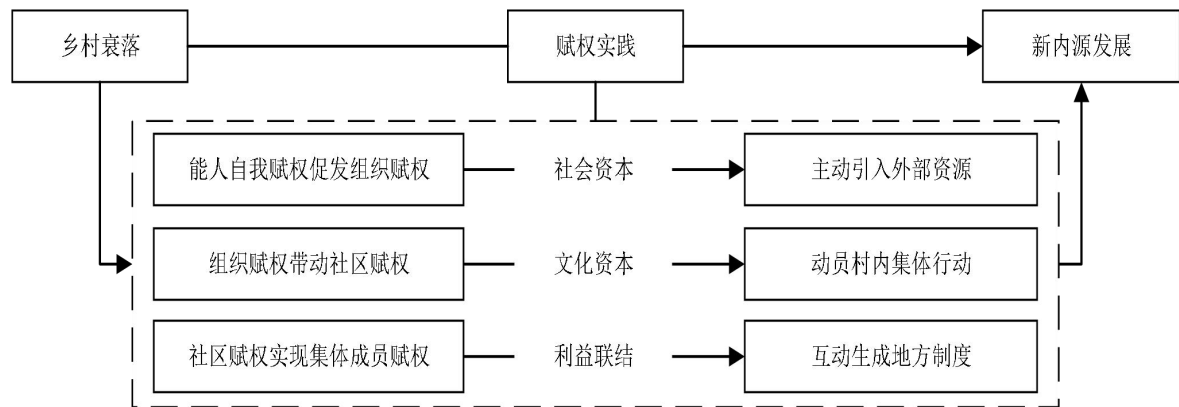


图1 新内源发展的解释框架

三、案例研究设计

本文旨在揭示“赋权实践如何促进乡村新内源发展”，这是一个典型的“how”问题，要解开其中间过程和背后机制，适合采用案例研究方法（参见 Yin，2003）。为体现案例研究的复制逻辑和归纳逻辑，本文采用多案例研究方法，从多个案例的特性中归纳出乡村新内源发展机制的共性。

（一）案例选择

本文按照样本选取的三原则，选取浙江省湖州市安吉县鲁家村、陕西省咸阳市礼泉县袁家村和浙江省金华市义乌市何斯路村为案例研究对象。第一，重要性与代表性原则。三个村庄均获得国家部委

及省级政府相关部门的表彰，其发展路径被认可。第二，理论抽样性原则。经过十多年的发展，三个村庄的新内源发展特征明显，都经历了从借助外部力量发展起步，到内部成立组织，再到乡村内外主体结成利益共同体的三个阶段。第三，理论目标与案例一致性原则。虽然三个村庄都经历了新内源发展的三个阶段，但是三个村庄因为不同的资源禀赋选择了不同的发展路径（见表2），这就为案例比较提供了可能。同时，三个村庄发展路径的内涵具有一致性，这为归纳新内源发展机制奠定了基础。

表2 三个案例的简要描述

	鲁家村	袁家村	何斯路村
基本情况	鲁家村位于浙江省湖州市安吉县，村域面积为16.7平方公里，人口为2300人	袁家村位于陕西省咸阳市礼泉县，村域面积为0.4平方公里，人口为286人（老村民）	何斯路村位于浙江省金华市义乌市，村域面积为3.7平方公里，人口为1253人
资源禀赋	村庄拥有丰富的竹林、茶山资源。个别村民开办私营家具厂、木材厂，多数村民在外务工或经商	集体化时期兴办海绵厂、水泥厂等乡镇企业，乡镇企业关停后村民从事苹果种植或外出打工	村庄地处两山之间，村域面积狭小，村民一直务农，后在外打工或经商
本土文化	明末清初手艺人避战乱建村，有浓厚的木工文化。丰富的竹林和茶山资源带来竹文化和茶文化	袁家村地处关中地区，拥有独特的关中民俗文化	所在地义乌拥有浓厚的“鸡毛换糖”创业文化。丰富的山林资源带来生态休养“慢文化”
发展路径	政府支持—村两委+公司+家庭农场—家庭农场集群	市场赋能—公司+合作社+协会—村属品牌建设	社区营造—合作社+村两委+自组织—信用体系建设
发展特征	以政府资源为主启动乡村发展，围绕村两委搭建组织体系，通过家庭农场集群对外招商	通过精准把握市场需求启动乡村发展，围绕村属企业搭建组织框架，通过“袁家村”品牌对外合作	通过满足各类人群的生活需求入手启动乡村发展，围绕专业合作社搭建组织框架，通过乡村信用体系建设吸引外部合作

（二）案例收集

为获取丰富的一手资料，研究团队于2018—2021年期间多次对鲁家村、袁家村、何斯路村进行实地调查，访谈了与乡村发展相关的内外主体，整理成68.1万字的案例文本资料（见表3）。

表3 案例收集的基本情况

村庄	实地调查时间	受访者类型	受访者人数 (人)	总访谈时长 (分钟)	文本资料字数 (万字)
鲁家村	2019年7月、 2021年5月	村支书、村主任、村旅游公司职工、家庭农场主、民宿经营者、政府工作人员	19	1200	11.5
袁家村	2018年7月、 2018年10月、 2020年1月	村支书、村主任、驻村独立学者、村民、村入驻商户、村旅游公司员工	52	2268	41.2
何斯路村	2021年5月	村支书、老年大学校长、村文化礼堂负责人、村入驻商户、村属酒店经理、外来参观学习人员	15	1420	15.4

除实地访谈外，研究团队与受访者建立了长期的联系，通过电话、微信等途径多次线上回访与交流。除一手访谈资料外，研究团队还收集了上述三个村庄的二手资料，既包括村庄内部信息关键人提

供的文字资料，也包括相关学术文献、网络资料等。这为本文的分析奠定了重要基础。

四、中国乡村新内源发展的多案例比较

（一）鲁家村：政府支持路径

1. 政府资源支持旅游基础设施建设（2011—2013 年）。2011 年，在外经商多年、拥有丰富社会关系和较强管理才能的朱仁斌回村当选村书记。同年，安吉县政府在全县范围内开展“乡村精品村”项目，鲁家村依托政策资金开始进行村容整治。2012 年，安吉县政府出台《安吉县乡村旅游示范管理办法》，鲁家村村两委利用这一政策，实施了“五化”工程（村庄美化、道路硬化、庭院绿化、村组亮化、水源净化），同时进行了“一湖三中心”（鲁家湖、游客集散中心、文化中心、体育中心）基础设施建设。由于村集体资产薄弱，鲁家村选择以政府资源投入为主的基础设施建设起步。鲁家村抓住了政府引导当地发展乡村旅游政策的红利，将政府支持政策内容融入乡村产业规划，借助政府提供的外部资源完成了乡村旅游发展所需的基础设施建设，在硬件上提升了鲁家村发展乡村旅游的能力。

2. “村两委+公司+家庭农场”组织体系形成（2013—2017 年）。2013 年中央“一号文件”提出发展家庭农场。由乡贤出资，鲁家村村两委花费 300 万元邀请了分别来自上海和广州的两家知名设计单位同村两委进行村庄休闲旅游产业规划，设计了茶园等 18 个具有差异化和特色化的家庭农场，并建成了全国首个家庭农场集聚区和示范区。家庭农场基础设施建成后，运营人才缺乏成为制约发展的关键问题。于是，朱仁斌通过社会关系网引入家庭农场主。例如，朱仁斌邀请长年在外的木工郭金贤回村创办木艺企业。通过乡村能人社会关系网不断注入的外部资源激活了当地乡村旅游产业，也吸引了外部主体到乡村投资。2015 年，鲁家村以集体资产作价入股，同安吉浙北灵峰旅游有限公司（以下简称“灵峰公司”），共同成立了安吉乡土农业发展有限公司、安吉浙北灵峰旅游有限公司鲁家分公司，负责接待游客和运营特色家庭农场等业务。其中，鲁家村占股 49%，灵峰公司占股 51%。2015 年底，鲁家村农场示范区基本建成，“村+公司+家庭农场”的组织体系搭建完成。2017 年，鲁家村成功申报国家田园综合体项目，获得 3 亿元政府项目资金作为村集体资产注入公司。灵峰公司因此无法按股配比等额资金，于是鲁家村回购灵峰公司持有的股份，之前共同成立的两家公司则成为鲁家村独资企业。

3. 依托家庭农场集群壮大集体经济（2017 年至今）。鲁家村在制定发展规划时就注重保留当地文化特色，始终坚持按照乡村传统景观布局建设。鲁家村把村内 18 个家庭农场休闲项目组合成若干条旅游线路，形成各个农场项目互相赋能的格局。家庭农场集群成为鲁家村吸引外界合作最响亮的招牌，还为鲁家村展示乡村文化和引进外界文化提供了端口。当地拥有历史悠久的竹文化和木工文化，并建有相应的工坊，同时在鲁家村展览馆内展览成品，展现了乡村文化自信。鲁家村对外引进花卉农场、多肉农场，为村庄带来了新产业，还丰富了本村文化特色。鲁家村将所有村民纳入“村两委+公司+家庭农场”组织体系，探索了一套完整的利益分配制度。村两委流转农户土地，按照乡村产业规划的家庭农场经营内容招纳家庭农场主，并签订承包合同。村属公司负责经营村集体所有资产，村民通过股份经济合作社进行资产分红和成员分红。这一模式下最有代表性的资产就是串联所有家庭农场的旅游小火车，“火车一响，黄金万两”，村民听到小火车的声音就知道自己要获得收入了，于是积极地参

与到维护乡村环境和秩序的行动中来。2020年,鲁家村的村集体资产、村集体经济年收入和农民人均纯收入分别达到了2.9亿元、572万元和4.71万元,先后获得全国首批15个田园综合体示范点、全国十佳小康村、全国首批国家农村产业融合发展示范园、中国美丽休闲乡村等数十项国家级、省级荣誉。

(二) 袁家村: 市场赋能路径

1. 依托市场资源盘活村内闲置资产(2007—2012年)。袁家村在集体经济时代曾经有过辉煌的历史。20世纪80年代,村集体创办海绵厂、水泥厂等乡镇企业,集体资产积累达6.8亿元。2000年,政府清理整顿“五小企业”,袁家村乡镇企业陆续关停,乡村发展陷入停滞。2007年,在外经商多年的郭占武回村当选村书记,他根据袁家村距离西安和咸阳两个旅游城市较近的地理优势,谋划发展乡村旅游。郭占武首先盘活村内老房子,发动本地村民和外部能人共同发展农家乐,重拾本地传统生产工艺等文化资本,建成展示当地传统关中民俗的康庄老街。随着客流量的增加,农家乐已无法满足日益增长的游客餐饮需求,于是袁家村在2009年建设了立足于本地传统小吃的小吃街,并招揽各类技术能人入驻。2010年建设了酒吧街、书院街等更具文娱特色的项目。这一时期,袁家村迎合了市场对安全食品的旺盛需求,通过盘活集体资产和当地文化资本的方式以最小的投入撬动乡村旅游产业发展。

2. “公司+合作社+协会”组织体系形成(2012—2015年)。为畅通村庄同外部交流合作的渠道,袁家村村两委在2007年成立了关中印象旅游有限公司(下文简称“旅游公司”)。随着2012年袁家村年客流量突破百万大关,如何保障产品质量成了袁家村最紧要的问题。于是,2015年袁家村成立小吃街合作社,一方面是为了控制商户产品质量,另一方面是为了进行收益二次分配。围绕农家乐、酒吧街、小吃街等有专门经营范围的街道,袁家村还成立了专门的协会,每个协会会长通过协会内成员的民主选举产生,并管理协会各项事务。内部业务板块的联合带来了制作工艺和管理水平的提升,吸引了外省村庄慕名前来参观学习、寻求合作。面对外界的合作需求,袁家村在2015年成立了陕西袁家村文化旅游产业有限公司(下文简称“产业公司”)。至此,袁家村形成了产业公司管理外部项目、旅游公司管理内部项目的组织体系。在村内集体资产管理方面,专业合作社负责项目经营业务,进行专业的内部财务管理,同时各合作社的财务汇总到旅游公司,每年收益提留20%给旅游公司,剩下80%按股金比例分红。旅游公司负责监督所有合作社对村庄管理规定的遵守,以及管理外来商户的经营内容、产品质量和价格。

3. 村属品牌发展壮大集体经济(2015年至今)。2015年,袁家村提出“走出去战略”,借助乡村产品和乡村文化同城市进行平等交流与互动。目前,袁家村已经在西安陆续开设15家城市体验店,未来还会在更多城市开店。“袁家村”品牌已成为村庄最重要的资产,需要所有村民和经营者共同维护。为实现这一目标,兼顾经济激励和社会公平,袁家村构建了符合所有成员利益的分配制度,即所有产业的经营者和全体村民“交叉入股”。经营者出让部分股份为村民让利,大家结成利益共同体,共同维护良好的营商环境。例如,小吃街合作社作为袁家村最赚钱的项目,涵盖了所有袁家村村民和商户,对于小吃街不同小吃店的经营股和分红股的利润分红比例,袁家村根据盈利情况进行“一店一议”,盈利高的店分红比例为1:2,盈利一般的店分红比例为1:1,盈利状况不好的店可以先不分红。袁家村所有村民入股合作社参与收益二次分配,保障发展公平性,所有村民因而获得实实在在的经济

收益，对于乡村发展都有了获得感，并积极参与村集体行动。同时，袁家村在分红过程中重点向低收入群众倾斜，实现集体成员的共同富裕。2020年，袁家村全年游客接待量超过600万人次，旅游收入超过10亿元，村民人均年纯收入超过10万元。袁家村依托62户286名老村民，吸引了800多名创客，带动了周边3500人就业，新村民与老村民一同资源共建、社会共治、成果共享（周立等，2021）。

（三）何斯路村：社区营造路径

1. 社区营造凝聚乡村人气（2008—2009年）。何斯路村村部建在两山之间的狭小空地上，耕地资源少，人均收入低。改革开放后，村里的青壮年劳动力外出打工，妇女陪同小孩在外上学，只有老年人留守。何允辉早在湖州市经营物流公司，是远近闻名的企业家，2008年回村参选村主任，并于2011年当选村书记。何允辉回村后，以老年大学^①为基础开始凝聚乡村人气，通过晨读班带领老年人健身，了解时事新闻，提供免费早餐，组织村内中老年人互助。同时，何允辉从2008年开始自掏腰包举办夏令营，同何璋根一起带领本村儿童赴外参观学习。后续又组织妇女合唱团活动，多次代表街道参加合唱表演。这些组织不仅丰富了相关群体的精神生活，也提高了村民对本村的认同感和群体福利。何斯路村通过何允辉、何璋根等能人出钱出力，促进了村民组织化，实现了乡村组织赋能。同年，何斯路村开始筹备发展乡村旅游，建设村集体酒店和引进试种新疆薰衣草。2008年12月，何斯路村选择将村内最有特色的黄酒进行推广，举办了首届“何家酿曲酒节”，村民自酿的曲酒从每公斤5元提高到三四倍的价格还供不应求。何斯路村设计了本村名人雕像，并在村内展览，同时修缮祠堂作为村历史文化展览馆，以此向外界宣传何斯路村发展历史。这些文化不仅是吸引外来游客的卖点，更重要的是增厚了当地文化资本，树立起村民对家乡的认同感和荣誉感。

2. “合作社+村两委+自组织”组织体系形成（2009—2014年）。何斯路村在2009年成立“草根休闲农业专业合作社”，注册资本500万元，划分为500万股。为了让弱势群体融入乡村发展，合作社设计了生态资源股，以空气、山水、森林等生态资源折合成25%的生态股份，即本村集体组织成员因共同拥有生态资源免费享受125万股，剩余75%的股份按照资本换股本的原则投资购股。其中，75%股份中的81.18%由村民认购持有，11.82%由外来资本持有，总共募集资金1770万元。通过“一草一木皆股份”盘活了村集体和村民手中的水域、山林、土地、古民居等资源，将乡村发展与村民利益紧密联结起来，以集体经济发展带动村民增收，增强村民参与产业发展的自主性和乡村建设的主体性。随着越来越多的村民实现家门口就业增收，何斯路村办起了特色农家乐、美食街，外界的中医、绘画等培训机构也来到何斯路村开办培训点。随着新村民的增加，何斯路村为了促进新老村民的融合在村内设立了“草根交换点”，新老村民可以在那里以物易物，在交换资源的同时沟通感情。何允辉也通过自己的人脉为村内产业引入管理人才，投入资金打造高标准基础设施。最终，何斯路村形成合作社统合内外收益分配、村两委进行村庄管理、各群体成立自组织服务群体福利的组织体系。

3. 信用体系建设完善带动集体经济发展（2014年至今）。何斯路村将乡村口碑、面子等约束机制

^①2006年，退休中学校长何璋根在义乌市老龄工作委员会的支持下回村创办老年大学，希望能组织一些活动给村里的留守老人提供精神慰藉。

制度化为“功德银行”信用管理体系，将村民的家庭事务管理情况、参与村集体事务情况和响应国家政策情况都纳入管理，以此改善乡村信用环境。何斯路村最开始在村两委设置一个记录专员用本子记录村民信用，到后来开发了功德银行的手机 APP 和微信小程序，村民实名注册后，可自行查看与上传，村外人士也可以通过功德银行了解何斯路村的信用环境。由此，功德银行成为乡村熟人社会和城市陌生人社会沟通的桥梁。功德银行将乡村内部交往信息公开化，缩小了城市主体进入乡村的信息不对称，用看得见的制度建设乡村信用体系，激发村民对共同体建设的奉献精神，营造良好的人文环境和营商环境。同时，功德银行也助推了乡村经济发展，目前已有当地银行为何斯路村提供凭信用免担保贷款服务。何斯路村也在继续拓展功德银行的功能，在平台上构建信用商城，根据信用积分交易。基于上述信用体系，何斯路村以乡村研学、人工智能化教育为重点，以国际性会议、学术性会议为支撑，以义乌特色手工业为亮点，打造了乡村高科技培训中心和小商品展示平台，并面向全国招商合作。2019 年，何斯路村农民人均纯收入达 49800 元。近年来，何斯路村先后获得全国妇联基层组织建设示范村、中国美丽田园、浙江最美村庄、浙江省文化示范村等荣誉称号。

（四）三种发展路径的多维度比较

通过比较分析鲁家村、袁家村和何斯路村三个案例，可以发现乡村发展路径的异同点（详见表 4）。

表 4 乡村发展路径对比

赋权维度	鲁家村	袁家村	何斯路村
能人自我赋权	多年在外经商，擅长与政府部门沟通合作，利用政府资源发展乡村产业	多年在外经商，擅长捕捉市场热点，在乡村打造新型乡村旅游模式	多年在外经商，擅长组织社会活动，通过社区营造发展人文乡村旅游
组织赋权	家庭农场项目带来外部资金、技术和人才，通过家庭农场这一组织开展对外合作	各业务板块成立专门合作社，将所有经营者吸纳入组织，统一培训和管理	针对乡村各类人群生活所需成立专门组织，提供社会福利
社区赋权	村内所有项目需经村委会审批。村两委以家庭农场为单个项目进行招商，加强村公司与外部公司合作，股份经济合作社承接政府资源	各产业成立专业合作社，通过经营者、村民及村集体入股和交叉持股平衡利益分配，共创“袁家村”品牌	合作社以生态股形式平衡新老村民利益，村两委以功德银行形式建立村民信用档案，营造良好生活环境和营商环境
集体成员赋权	村内运营的旅游项目收益通过股份经济合作社为村民分红；村民经过村委会审批可自行开办民宿，并加入村内民宿联盟，接受统一管理培训；鲁家村整村即为旅游景点，村民自觉参与村内的环境维护	村民持有村内股份享受分红；村民可以向村委会申请开办农家乐或民宿、进入各类街道开店，也可以竞选会长、街长等；参与村内举办的各类讲座，提升自身能力	集体成员通过生态股享受维护本村生态环境带来的收入；自家农产品参与村属品牌建设享受品牌溢价；参加村内各类文体组织；开通功德银行个人账户，通过做好事提升信用积分
赋权逻辑	能人的在外经历带来自我能力的增长，能人返乡后通过个人社会关系网为乡村注入资源。同时基于能人权威和亲缘地缘纽带，围绕具体生产生活项目带动组织发展。组织活动的开展提高了村民对本土文化和乡村发展的认同感，提升村民对社区事务的参与度，逐渐演变为全社区的集体行动。社区工作注重覆盖社区内弱势群体，重视社会公平，最终实现社区内所有个体的赋权		

三个村庄的发展路径主要有三个不同点。第一，资源禀赋差异带来了乡村发展起步阶段注入外部

资源的主体不同。鲁家村主要依靠政策支持，袁家村响应市场需求，何斯路村则借助社区营造。第二，发起主体的差异导致乡村发展起步阶段催生了不同的组织形式。鲁家村起步以政府资源为主，因此需要村两委与政府持续沟通和落实促进产业发展的政策，形成了“村两委+”组织体系。袁家村由市场需求刺激产业发展，形成了更适应商业社会的“公司+”组织形式。何斯路村以多个组织和活动凝聚村内外人气助推“慢生活”乡村旅游，将人与人、人与生态整合在一起，形成了“合作社+”组织体系。第三，村庄资源禀赋和文化的差异发展出差异化的组织体系，也形成了不同的经济发展重心。鲁家村围绕政策打造的家庭农场成为村庄对接外界的主要端口，发展了村集体经济。袁家村重视食品安全，打造村属“袁家村”品牌，发展了品牌经济。何斯路村建设以功德银行为主体的信用体系，营造了良好的信用环境。

三个村庄的发展路径有四个共同点。第一，在乡村发展起步阶段，引入外部资源的主体都是在外发展多年、有丰富经商经历、返乡担任村干部的能人，他们已经完成了自我赋权，具有良好的沟通能力、团队管理能力与市场研判能力，同时具有能够带来各类资源的社会关系网。第二，乡村发展立足于乡村本土文化，因此在制定乡村发展规划阶段便能把握住主动权。独特的乡村文化资本决定了乡村发展路径，外部资源和内部资源的结合促进了乡村内部组织化，实现了组织赋权。第三，经过组织赋权，乡村社区成员深度参与社区发展活动，社区成员对社区的认同感提升，覆盖所有成员的集体行动生成，由此激活了社区内集体成员的自我发展能力。乡村依据自我发展规划，通过内部动员整合乡村资源，开始对外招商、选商，进一步拓展乡村对外合作。第四，乡村社区动员集体成员在参与乡村发展过程中互动形成了利益联结、乡村治理等地方制度，重建乡村社会权力结构，促进社会公平目标实现，从而有利于更好地吸纳乡村外资源，实现乡村同外界的融合发展。

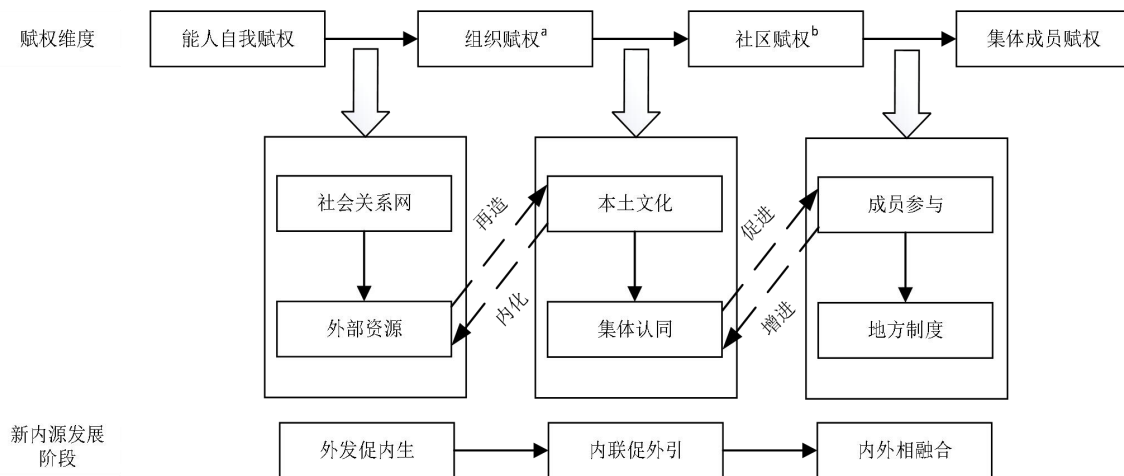
五、基于赋权理论的中国乡村新内源发展机制

（一）新内源发展机制框架

根据新内源发展的解释框架，结合中国乡村发展的三个案例及其背后的三种路径，本文归纳出乡村赋权实践中的新内源发展机制（见图2）。新内源发展超越了外源式发展和内源式发展，是这两种对立观念的融合，可将其归纳为“外发促内生”“内联促外引”和“内外相融合”三个阶段，这一发展阶段划分符合乡村发展规律和目前中国城乡二元结构的实际情况。新内源发展观的乡村赋权实践是能人自我赋权、组织赋权、社区赋权和集体成员赋权这四重维度的相互关联、相互影响的整全性关系。

赋权实践中四重赋权维度、四个传导链条的三个转换过程，同新内源发展的三个发展阶段是一一对应关系。能人自我赋权对组织赋权的带动作用体现在：通过依托能人社会关系网引入外部资源，初步整合乡村资源，从而实现乡村同外部人才、技术、资金等资源的有效对接。这一过程的本质是借助外力启动乡村发展，由此对应新内源发展的外发促内生阶段。从组织赋权到社区赋权，这是乡村集体行动扩大的阶段。在这一过程中，乡村本土文化觉醒带来集体认同，进而实现乡村主体性提升。乡村主体性的提升使乡村从被动发展转变为主动发展，由此对应新内源发展的内联促外引阶段。社区赋权扩大乡村社会公共空间，提升集体成员的参与积极性，在参与过程中互动生成地方制度，实现集体成

员赋权。地方制度的形成表明，乡村管理规范化水平提升，乡村中的个人、组织与外界主体实现制度层面的平等互动，由此对应新内源发展的内外相融合阶段。



注：a. “组织”是指乡村围绕生产生活具体事务成立的非正式组织和政府鼓励成立的正式组织；

b. “社区”是指村庄这一整体单元

（二）新内源发展机制分析

1.外发促内生。外发促内生是乡村发展的起步阶段。此阶段的赋权目标是唤醒乡村居民对乡村发展的意识，赋权手段是利用乡村能人在乡村外部的社会关系网为乡村引入外部资源，同时利用乡村能人在乡村内部的社会关系网中处于重要社会节点、拥有较高话语权的优势，调配资金、技术、人才等完成发展需要的基础设施建设，推动组织生成，培育团队成员能力。充分利用乡村能人社会网络中附着的资源和信任关系等是激活乡村主体性的关键。

在操作层面，能人的外部社会关系网为乡村引入外部资源。乡村发展起步都面临乡村凋敝、人才匮乏的困境，这时需要借助外部力量打破僵局。外源式发展观中不经选择引入外部力量带来了乡村资源被外界掠夺的问题，而新内源发展依靠乡村社会关系网的信任关系引入外部资源，从而达到保护乡村利益的目的。乡村各类产业衰落，原因在于乡村已有资源要素无法支撑乡村产业发展，需要引入外部资源同乡村资源进行优势互补，才能启动新的乡村产业。能人与外界有更广泛的联接，能够突破传统发展路径，通过社会关系网引入资金、人才、信息等外部资源，带动乡村产业发展。因此，能人的社会关系网对激活乡村产业发展起到关键作用。

在赋权层面，返乡能人的自我赋权带动组织赋权。返乡能人通过在外发展完成了自我赋权，拥有自我发展能力、调动资源能力和组织能力。这些能力能够带动村民参与各类组织，构建组织的权力中心和关系网络，进而控制和指导组织活动。资源、外部环境和组成成员的差异决定了不同的组织体系，每种组织都拥有明确的组织性质、功能定位和组织权力边界。政府资源驱动的乡村以作为“准政府部门”的村两委为主体，积极对接政府资源，将政府资源注入发挥着经济职能的村股份经济合作社。该组织有明确的权力边界，是乡村经济组织的补充力量而非替代力量。市场资源驱动的乡村把握村民分

散持有乡村资源的特征，主动迎合市场需求，通过交叉持股的股份经济合作形式实现组织化。社会资源驱动的乡村则重点关注村内留守群体的需求，通过成立能够满足该群体需求的各项组织来实现组织化。总的来说，一方面，政府为促进社会治理，培育各类组织并下放权力，推动能人自我赋权到组织赋权的跃升；另一方面，乡村能人带动村民参与组织活动，在此过程中实现了组织赋权。

2.内联促外引。内联促外引是乡村自主性生成的阶段。此阶段的赋权目标是推动集体行动，赋权手段是调动社区内的精英进行团队建设，通过团队力量带动教育和培训，提升社区居民参与程度，实现社区内部资源整合能力、解决自身问题能力和组织能力的提升，同时注重社区外部支持环境建设，调动更多社区之外的资源助力乡村发展。

在操作层面，本土文化对外部资源的内化与被再造可以增进集体认同。乡村文化资本内含互助合作、保护生态等观念。经过能人引入的外部资源，只有符合乡村熟人社会特征和乡村自然条件，并被本土文化内化，才能更好地在乡村落地。同时，外部资源也给乡村带来了外界科学技术、契约观念和个人权利观念，在乡村场域中同乡村本土文化融合。一方面，再造后的乡村本土文化嵌入乡村产业发展与乡村治理过程，成为乡村资源整合与秩序重建的关键融合力量，带来新的乡村公共议题，从而增进集体认同。另一方面，有鲜明特色的乡村文化生发出新的需求和经济增长点，也会吸引更多外部主体对乡村的关注与投资，唤醒村民对家乡的热爱和对未来发展的集体认同。

在赋权层面，组织赋权的跨组织协调增进社区赋权。乡村通过各类组织拥有组织自我管理能力和跨组织合作能力，能够解决乡村产业发展和乡村治理过程中出现的问题。从能人带动组织发展，再凭借跨组织协调增进社区集体行动，这是乡村集体行动不断扩大的过程。乡村社区的整体发展目标是集体成员福利的改善和社区发展能力的提升，这一综合性目标可以借助乡村内各类组织来降低治理成本。具体来说，股份经济合作社、村属公司等组织主要处理经济发展事务，而关注老人、妇女、儿童等群体福利的社会组织则可以满足差异化的公共需求并解决社会治理问题，最后通过多种组织的协调才能促使社区整体目标的实现。相比于直接推动社区集体行动的复杂利益诉求和较高的组织成本，跨组织协调能够以较低成本实现村民利益需求与组织之间的有效匹配。跨组织协调过程也是乡村社会资本的再生产过程，可以带来集体成员从对单一事务认同到对区域整体发展认同的转变，增进社区集体行动。集体行动过程可以提升集体能力并全面覆盖社区内的“能力不足者”，进而推动乡村社区自我管理、自我协调能力建设，最终完成社区赋权。

3.内外相融合。内外相融合是乡村发展的成熟阶段。此阶段的赋权目标是生成社区可持续发展制度，赋权手段是社区对内进行教育培训以提高居民对乡村社区发展的认同感和参与积极性，以便整合社区资源开展对外合作。由此乡村内外主体互动增多，并在互动过程中生成利益分配和乡村治理等地方制度。地方制度的生成标志着乡村发展的内外力量实现了协同与平衡。

在操作层面，集体认同与成员参与互相促进，生成地方制度。随着乡村开放程度的不断提高和乡村产业的不断发展，越来越多的外来人成为新村民。新老村民的融合需要以共同情感以及共同价值观和发展观为基础。文化资本成为凝聚新老村民共识的关键要素，在认同感的基础上实现乡村公共事务的有效参与。成员积极参与集体行动，在行动中推进民主协商，共同解决公共性事务，从而形成利益

联结、乡村治理等地方制度，最终实现乡村内外部力量的深度融合。制度的完善有利于增进社区参与，地方制度可以调节村民之间的利益关系以及村集体与村民之间的公私利益关系，统一村民个人发展目标 and 社区发展目标，提升村民对社区整体发展的认同感，实现乡村共建共治共享。

在赋权层面，社区赋权推进政治体系赋权，实现集体成员赋权。社区拥有调动社区内部资源和建构治理框架的能力，社区发展的最终目标是通过赋权实践将国家在法律层面赋予农民的权利转化为自我发展的能力。集体成员赋权通过成员积极参与社区活动来实现，以内外双重逻辑推动个体权能增加。内部逻辑是指通过社区组织的培训活动增加村民对国家政策的理解，提升村民对自身权益的认识，使得村民以更积极主动的姿态参与乡村的政治、经济和社会活动。外部逻辑是指村民直接参与或通过股份间接参与乡村产业发展，享受乡村发展红利，从而在客观上获得了个体经济能力，拥有了更多的选择权力和发展空间。乡村社区集体成员在心理上更积极主动参与社区发展目标的实现，培育了自我发展能力、协作能力和参与解决公共事务的能力。至此，乡村社区居民超越了自我的狭隘，更好地适应了公共生活，使模糊的“村民自治”通过具体的赋权过程进一步明确，法律赋予村民的权利才得以真正落实，由此形成了国家与公民间的良性互动。

六、结论与启示

本文以三个村庄的发展过程为例，分析了乡村四个赋权链条转换带来的赋权方案如何推动乡村新内源发展阶段的变化。本文研究结论如下：第一，乡村发展需要能人自我赋权的推动，考虑到乡村资源禀赋差异，能人引入外部资源主体存在差异。第二，能人自我赋权能够推动组织赋权，组织赋权是乡村发展集聚资源、建立关系网络的关键路径，在赋权实践中能人所引入的不同外部主体会引致乡村生成不同的组织体系。第三，组织赋权提高了乡村产业的规模化和规范化，提升乡村社区内所有成员对乡村发展的认同感和参与积极性，实现了社区赋权。第四，乡村社区内外主体互动，形成了联结所有主体利益的地方制度，加强了个体与集体的连接，在乡村社区整体发展过程中实现了对所有集体成员的赋权。

基于以上结论，本文得到以下启示：第一，推动乡村全面振兴需要政府对乡村组织和农民财产权利进一步赋权。第二，发挥内生动力、提升自我发展能力的关键是社会资本和文化资本的充分运用，需要继续鼓励乡贤返乡和挖掘乡村本土文化。第三，探索统合乡村内外主体的利益联结、乡村治理等地方制度，以制度创新促进乡村新内源发展。

参考文献

- 1.曹斌，2018：《乡村振兴的日本实践：背景、措施与启示》，《中国农村经济》第8期，第117-129页。
- 2.程郁、万麒麟，2020：《集体经济组织的内外治理机制——基于贵州省湄潭县3个村股份经济合作社的案例研究》，《农业经济问题》第6期，第43-52页。
- 3.丁生忠，2019：《内外资源聚合转换驱动乡村振兴战略的理论与实践》，《理论学刊》第5期，第141-150页。
- 4.杜姣，2019：《利益分配型治理视角下的村民自治研究》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期，第46-53页。

页、第 157 页。

5.冯勇、刘志顺、吴瑞成, 2019:《乡村振兴国际经验比较与启示——以日本、韩国、欧盟为例》,《世界农业》第 1 期,第 80-85 页、第 98 页。

6.桂华, 2020:《论乡村振兴背景下的能人治村——动力、过程与后果》,《山西师大学报(社会科学版)》第 3 期,第 72-77 页。

7.林雪霏、孙华, 2021:《集体产权制度改革中的赋权实践逻辑——基于晋江市华洲村与围头村的案例研究》,《中国农村观察》第 1 期,第 2-21 页。

8.罗必良、洪炜杰、耿鹏鹏、郑沃林, 2021:《赋权、强能、包容:在相对贫困治理中增进农民幸福感》,《管理世界》第 10 期,第 166-181 页、第 240 页、第 182 页。

9.马荟、庞欣、奚云霄、周立, 2020:《熟人社会、村庄动员与内源式发展——以陕西省袁家村为例》,《中国农村观察》第 3 期,第 28-41 页。

10.毛安然, 2019:《赋权与认同:乡村振兴背景下乡村价值激活农民主体性的路径》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第 2 期,第 60-69 页。

11.潘家恩、温铁军, 2011:《“作新民”的乡土遭遇——以历史及当代平民教育实践为例》,《中国人民大学教育》第 3 期,第 67-87 页。

12.孙喜红、贾乐耀、陆卫明, 2019:《乡村振兴的文化发展困境及路径选择》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第 5 期,第 135-144 页。

13.檀学文、李静, 2017:《习近平精准扶贫思想的实践深化研究》,《中国农村经济》第 9 期,第 2-16 页。

14.唐有财、王天夫, 2017:《社区认同、骨干动员和组织赋权:社区参与式治理的实现路径》,《中国行政管理》第 2 期,第 73-78 页。

15.涂圣伟, 2019:《工商资本参与乡村振兴的利益联结机制建设研究》,《经济纵横》第 3 期,第 23-30 页。

16.王浦劬、汤彬, 2020:《基层党组织治理权威塑造机制研究——基于 T 市 B 区社区党组织治理经验的分析》,《管理世界》,第 6 期,第 106-119 页、第 248 页。

17.魏江、向永胜, 2012:《文化嵌入与集群发展的共演机制研究》,《自然辩证法研究》第 3 期,第 114-118 页、第 103 页。

18.吴晓燕、赵普兵, 2019:《协同共治:乡村振兴中的政府、市场与农村社会》,《云南大学学报(社会科学版)》第 5 期,第 121-128 页。

19.徐旭初, 2014:《农民合作社发展中政府行为逻辑:基于赋权理论视角的讨论》,《农业经济问题》第 1 期,第 19-29 页、第 110 页。

20.闫丽娟, 2010:《欧盟农村发展政策及对中国的启示》,东北财经大学硕士学位论文。

21.杨磊、徐双敏, 2018:《中坚农民支撑的乡村振兴:缘起、功能与路径选择》,《改革》第 10 期,第 60-70 页。

22.郁建兴, 2013:《从行政推动到内源发展:当代中国农业农村发展的战略转型》,《经济社会体制比较》第 3 期,第 12-25 页。

23.张城国, 2011:《欧盟的农村发展实践——以 LEADER 系列计划为例》,《世界农业》第 8 期,第 10-15 页。

- 24.张国芳、蔡静如, 2018:《社区赋权视角下的乡村社区营造研究——基于宁波奉化雷山村的个案分析》,《浙江社会科学》第1期,第91-101页。
- 25.张环宙、黄超超、周永广, 2007:《内生式发展模式研究综述》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第2期,第61-68页。
- 26.张文明、章志敏, 2018:《资源·参与·认同:乡村振兴的内生发展逻辑与路径选择》,《社会科学》第11期,第75-85页。
- 27.周立、奚云霄、马荟、方平, 2021:《资源匮乏型村庄如何发展新型集体经济?——基于公共治理说的陕西袁家村案例分析》,《中国农村经济》第1期,第91-111页。
- 28.周立、罗建章, 2021:《“上下来去”:县域生态治理政策的议程设置——基于山西大宁购买式造林的多源流分析》,《中国行政管理》第11期,第58-66页。
- 29.Adams, R., 2008, *Empowerment, Participation, and Social Work*, New York: Palgrave Macmillan, 87-90.
- 30.Mchenry, J. A., 2011, “Rural Empowerment through the Arts: The Role of the Arts in Civic and Social Participation in the Mid West Region of Western Australia”, *Journal of Rural Studies*, 27(3): 245-253.
- 31.Cabus, P., 2001, “The Meaning of Local in a Global Economy”, *European Planning Studies*, 9(8): 1011-1038.
- 32.Chadiha, L. A., P. Adams, D. E. Biegel, W. Auslander, and L. Gutierrez, 2004, “Empowering African American Women Informal Caregivers: A Literature Synthesis and Practice Strategies”, *Social Work*, (1): 97-108.
- 33.Freire, P., 1970, *Pedagogy of the Oppressed*, New York: Continuum, 10-12.
- 34.Gegeo, D. W., 1988, “Indigenous Knowledge and Empowerment: Rural Development Examined from Within”, *The Contemporary Pacific*, 10(2): 289-315.
- 35.Holcomb-McCoy, C., and J. Bryan, 2010, “Advocacy and Empowerment in Parent Consultation: Implications for Theory and Practice”, *Journal of Counseling & Development*, 88(3): 259-268.
- 36.Lee, J., 2001, *The Empowerment Approach to Social Work Practice: Building the Beloved Community*, New York: Columbia University Press, 29-31.
- 37.Lowe, P., J. Murdoch, and N. Ward, 1997, “Networks in Rural Development: Beyond Exogenous and Endogenous Models”, *Agricultura Y Sociedad*, 33: 23-24.
- 38.Nandi, S., S. Thota, A. Nag, A. Aravindakshan, R. Rodriguez, B. Mukherjee, S. Divyasukhananda, and P. Goswami, 2016, “Computing for Rural Empowerment: Enabled by Last-mile Telecommunications”, *IEEE Communications Magazine*, 54(6): 102-109.
- 39.Nerfin, M., 1977, *Another Development. Approaches and Strategies*, Uppsala: Dag Hammarskjöld Foundation, 7-10.
- 40.Ray, C., 1998, “Culture, Intellectual Property and Territorial Rural Development”, *Sociologia Ruralis*, 38(1): 3-20.
- 41.Riger, S., 1993, “What’s Wrong with Empowerment”, *American Journal of Community Psychology*, 21(3): 279-292.
- 42.Shortall, S., 2008, “Are Rural Development Programmes Socially Inclusive? Social Inclusion, Civic Engagement, Participation, and Social Capital: Exploring the Differences”, *Journal of Rural Studies*, 24(4): 450-457.
- 43.Slee, B., 1994, “Theoretical Aspects of the Study of Endogenous Development”, in Van der Ploeg, J. D. and A. Long (eds.)

Born from within: Practice and Perspectives of Endogenous Rural Development, Assen: Uitgeverij Van Gorcum, pp. 184-194.

44. Spreitzer, G. M., M. A. Kizilos, and S. W. Nason, 1997, "A Dimensional Analysis of the Relationship between Psychological Empowerment and Effectiveness Satisfaction, and Strain", *Journal of Management*, 23(5): 679-714.

45. Storey, D., 1999, "Issues of Integration, Participation and Empowerment in Rural Development: The Case of LEADER in the Republic of Ireland", *Journal of Rural Studies*, 15(3): 307-315.

46. Yin, R. K., 2003, *Applications of Case Study Research*, London: Sage Publications, 9-11.

(作者单位: ¹中国人民大学农业与农村发展学院;

²清华大学中国农村研究院;

³清华大学公共管理学院)

(责任编辑: 黄 易)

How Does Empowerment Practice Promote Neo-endogenous Development in Rural Areas: A Multi-case Analysis Based on Empowerment Theory

YUE Xiaowenxu WANG Xiaofei HAN Xudong ZHOU Li

Abstract: Based on the practice of rural development in China, this article makes a multi-case comparative study of Lujia Village and Hesilu Village in Zhejiang Province as well as Yuanjia Village in Shaanxi Province, and puts forward an improved theoretical framework of empowerment, focusing on self-empowerment, organizational empowerment, community empowerment and collective member empowerment. The study reviews the neo-endogenous development mechanism in China's rural areas based on empowerment theory and examines three types of development mechanism. The first one is "promoting endogenous development by external development", in which the social capital brought by rural self-empowerment can introduce external resources to start the development of rural industries. The second one is "connecting internally and promoting external introduction". It means through the agglomeration of rural development resources and the establishment of relationship networks, the scale and standardization of rural industries can be promoted, the sense of identity and participation enthusiasm of all members of rural communities can be enhanced, and community empowerment can be promoted. The third one is "integrating internal and external agents", which forms a system through the interaction between internal and external subjects in the community, and finally realizes the empowerment of all collective members in the overall development of rural communities. In conclusion, China's rural empowerment practice enriches empowerment theory and presents a feasible neo-endogenous development action plan from a new perspective of benign interaction between urban and rural areas.

Keywords: Empowerment Theory; Neo-endogenous Development; Rural Revitalization; Multi-case Analysis

第二轮草原生态保护补助奖励政策的减畜效应 及其对新一轮政策的启示*

——基于内蒙古牧区微观时序追踪数据的分析

张如心 谭淑豪

摘要：本文使用对内蒙古牧户的三期追踪调查数据，采用双重差分模型，评估并比较第一轮和第二轮草原生态保护补助奖励政策的减畜效应，同时综合利用实证分析与访谈资料分析，探究提高补偿标准和加大监管力度对第二轮政策减畜效应的影响与作用机制。研究发现：①第二轮政策的减畜效应相较第一轮政策有所增强，但仍远未达到预期。②提高补偿标准和加大监管力度，主要是通过强化政策的约束而非激励作用，使第二轮政策的减畜效应增强。③在约束作用占主导地位的机制下，牧户消极应付检查，以远小于政策规定的数量减畜，这使得第二轮政策的减畜效应表面增强，实则受限。④第二轮政策激励作用不强的原因有三：一是补偿资金总量不足且分配不合理；二是各地政府促使牧户降低草场载畜率的途径单一；三是牧户生计对牲畜数量高度依赖。据此，本文对新一轮政策的实施提出如下建议：适当提高补偿标准，并将补偿资金的分配向损失较多的牧户倾斜；以流转土地、建设饲草料地、改良牲畜等多种途径，引导牧户降低草场载畜率；减畜与增收并重，通过市场化、组织化手段帮助牧户提高生产收益，降低牧户的减畜损失。

关键词：草原 生态保护 补助奖励政策 双重差分模型 内蒙古

中图分类号：F323.22 F320 **文献标识码：**A

一、引言

草地占中国国土面积的 41.7%，既是北方重要的生态屏障，也是农牧户赖以生存的物质基础。然而，中国主要牧区的草地自 20 世纪 80 年代开始大面积退化，至 90 年代末，已退化的可利用天然草地面积达总可利用天然草地面积的 90%，且还在以每年 200 万公顷的速度持续扩展^①。诸多研究（潘

*本研究获得国家自然科学基金项目“草地绿色治理的产权和集体行动研究——以内蒙古和青海牧区为例”（编号：42171251）的资助。感谢匿名审稿人的修改意见，但文责自负。本文通讯作者：谭淑豪。

^①参见《中国环境状况公报（2000）》，<https://www.mee.gov.cn/hjzl/zghjzkqb/lnzghjzkqb/201605/P020160526551992292278.pdf>。

庆民等, 2018; 沈海花等, 2016; Yan et al., 2013) 表明, 超载——即每亩草场^①实际放养的牲畜数量(草场实际载畜率, 以下称“草场载畜率”)大于草地能够承载的牲畜数量(草场理论载畜率), 是草地退化的主要原因。

在这一背景下, 治理草地退化的关键在于促使超载牧户降低草场载畜率直至草场不超载。由于降低草场载畜率短期会使牧户遭受经济损失, 因而牧户难以主动采取行动。为此, 中央从 2011 年起在内蒙古、青海和西藏等八个草原牧区省份实行草原生态保护补助奖励政策(简称“草原生态补奖政策”)。该政策以生态服务付费(Payments for Ecosystem Services)理论为基础, 旨在通过发放补偿弥补牧户因降低草场载畜率所需承担的经济损失(减畜损失), 以促使牧户主动降低草场载畜率(胡振通等, 2016; 张倩, 2016)。实践中, 政策实施区被划分为草畜平衡区和禁牧区, 由各旗(县)政府根据当地实际情况对中央和省(区)设定的补偿标准进行调整, 并为两区牧户设定草场理论载畜率^②。根据《草畜平衡管理办法》, 牧户降低草场载畜率的途径有多种, 包括减少养畜数量、流转土地、建设饲草料地以及改良牲畜等^③。本研究将牧户在政策作用下通过以上途径降低草场载畜率的行为称为“减畜”, 将政策促使牧户降低草场载畜率的作用称为“减畜效应”。

草原生态补奖政策已实施两轮, 新一轮政策也已于 2021 年启动。第一轮(2011—2015 年)草原生态补奖政策实施后, 一些研究评估了其实施效果, 认为该轮政策的减畜效应不强(高雅灵等, 2020; Hu et al., 2019; Yin et al., 2019)。另一些研究分析了第一轮草原生态补奖政策减畜效应不强的原因, 认为补偿标准偏低(王海春等, 2017; 胡振通等, 2015)和监管不严(尹晓青, 2017; 靳乐山、胡振通, 2014)是主要原因。补偿标准偏低使得第一轮政策对牧户减畜激励不足, 而监管不严则使得第一轮政策对牧户减畜约束不力。为此, 中央在第二轮草原生态补奖政策基期(2016 年), 一方面将草畜平衡补偿标准由 1.5 元/亩提高至 2.5 元/亩, 将禁牧补偿标准由 5 元/亩提高至 7.5 元/亩; 另一方面要求各地政府加大对牧户政策配合行为的监管力度, 并建立奖惩机制^④。

第二轮草原生态补奖政策的减畜效应如何? 提高补偿标准和加大监管力度对第二轮草原生态补奖政策的减畜效应有何影响? 回答以上问题, 有助于为新一轮政策的有效实施提供科学指导。目前, 关于第二轮政策实施效果的研究甚少, 且已有研究或探究政策对牧户草场生态状况的影响(如 Hou et al., 2021), 或探究政策对牧户收入的影响(如潘建伟等, 2020), 鲜有研究基于政策实施的直接目标——促使牧户降低草场载畜率, 探究第二轮政策的减畜效应。此外, 关于提高补偿标准或加大监管力度

^①本文中草原、草地与草场交叉使用。草原主要指牧区的草地, 草地包括全国牧区的草原和南方草山草坡等, 而草场指牧户承包和流转的草地。

^②草原生态补奖政策由旗(县)政府具体实施。通常, 同一省(区)不同旗(县)草畜平衡区的补偿标准和草场理论载畜率, 以及禁牧区的补偿标准不同。禁牧区的草场理论载畜率一般为 0。

^③参见《草畜平衡管理办法》, http://www.fgs.moa.gov.cn/flfg/201006/t20100606_6315632.htm。

^④参见《新一轮草原生态保护补助奖励政策实施指导意见(2016—2020 年)》, http://www.moa.gov.cn/nybg/2016/disanqi/201711/t20171127_5919881.htm。

对第二轮政策减畜效应影响的研究也甚少，且已有研究侧重影响结果的测算（如 Qiu et al., 2020），尚未有研究结合调查资料剖析其作用机制。

为给新一轮草原生态补奖政策的科学实施提供参考，本研究使用针对内蒙古牧户的三期追踪调查数据展开探究：首先，采用双重差分模型评估并比较第一轮和第二轮草原生态补奖政策对牧户草场载畜率的影响，以明晰第二轮政策的绝对和相对减畜效应；然后，实证检验探究提高补偿标准和加大监管力度对第二轮政策减畜效应的影响，并基于访谈资料分析其作用机制；最后，基于实证分析结果探讨新一轮政策调整的可行方向。

需要说明两点：第一，本研究针对草畜平衡区而非禁牧区牧户。因为禁牧是为实现草地生态恢复而实行的过渡制度，通过禁牧恢复的可放牧草场最终面临的也是草畜平衡问题（韩念勇，2018）；第二，本文选择内蒙古牧区作为研究区域，一方面因为内蒙古为典型草原牧区，在草地生态、牧业生产、牧区社会等方面具有很好的代表性，另一方面因为内蒙古为中国八个草原牧区省份中超载率较高、减畜难度较大的地区（沈海花等，2016），探索如何增强该地区草原生态补奖政策的减畜效应对其他草原牧区省份更具借鉴意义。

二、理论分析

基于 Wunder et al. (2013)、Muradian et al. (2010) 与 Engel et al. (2008) 等的生态服务付费研究，本文构建了补偿和监管在草原生态补奖政策减畜效应中的理论作用机制（见图 1）。补偿和监管为草原生态补奖政策的核心措施和有效实施的必备条件。这两项措施分别通过赋予政策激励作用和约束作用，使其产生预期的减畜效应。其中，补偿带来的激励作用是政策产生减畜效应的基础，在作用机制中占主导地位，监管带来的约束作用是政策产生减畜效应的保障，在作用机制中占辅助地位。

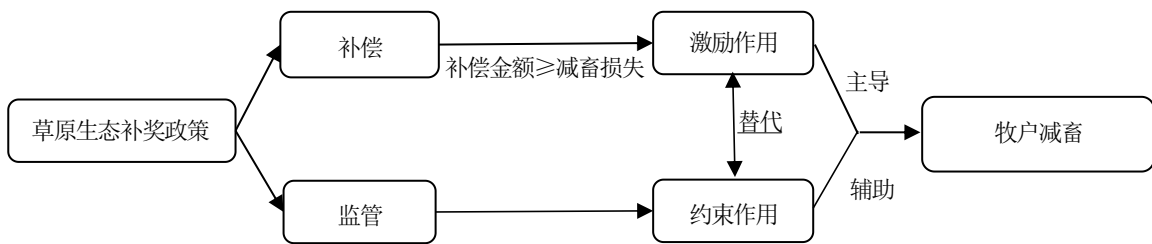


图 1 补偿和监管在草原生态补奖政策减畜效应中的理论作用机制

为阐明该理论机制，本文研究提出以下假设：在草原生态保护补助奖励政策实施前，牧户的草场普遍超载，载畜率为 SR ，在该状态下，牧户具有较高的生产收益 Y ，但社会承担着生态损失 L ，且 $L > Y$ ；为减少生态损失，中央实行草原生态补奖政策，向牧户发放补偿 C ，以期促使牧户减畜至草场不超载，在该状态下，牧户具有较低的生产收益 Y' （ $Y' < Y$ ），但社会不承担生态损失。

（一）补偿：政策的激励作用与减畜效应

草原生态补奖政策通过补偿促使牧户产生减畜意愿，由此发挥对牧户减畜的激励作用。政策发挥对牧户减畜的激励作用是有条件的，此条件是政策补偿金额不小于牧户的减畜损失（ $C \geq Y - Y'$ ），

即补偿存在一个最小金额（Wunder et al., 2013; Muradian et al., 2010）。这个最小金额的存在，使得草原生态补奖政策具有非线性减畜效应：当补偿金额小于该最小金额时，牧户不具有减畜意愿，政策的边际减畜效应为 0；当补偿金额接近该最小金额时，牧户产生减畜意愿，并在监管的约束下减畜至草场不超载，此时政策的边际减畜效应跃升为预期值；当补偿金额大于该最小金额时，由于超额补偿不会使牧户产生额外的减畜意愿，政策的边际减畜效应再次变为 0。因此，低于或远高于牧户减畜损失的补偿金额，皆不利于草原生态补奖政策的有效实施。前者使政策无法发挥对牧户减畜的激励作用，并可能将补偿变为对牧户的生产和生活补贴，进而导致牧户的草场载畜率不降反升（高雅灵等，2020；董丽华等，2019）；后者则造成财政资金的浪费。

鉴于草原生态补奖政策能否发挥对牧户减畜的激励作用，取决于政策补偿可否弥补牧户的减畜损失，因而可通过提高补偿标准的方式，强化政策对牧户减畜的激励作用。此外，基于森林、河流等其他资源生态补偿政策的实践经验，还可采用帮助牧户增加生产收益的方式，强化政策对牧户减畜的激励作用。根据 Waylen and Martin-Ortega（2018）和 Grima et al.（2016）等的研究，若生态补偿政策实施区的政府或相关组织，通过改良生产和提高市场获利能力等途径帮助资源使用者增加生产收益，则在不改变补偿标准的情况下，也可使资源使用者的经济损失得到更好的弥补，从而使政策对资源使用者保护资源发挥更强的激励作用。

（二）监管：政策的约束作用与减畜效应

草原生态补奖政策通过行政监管促使牧户在收到补偿后减畜，由此发挥对牧户减畜的约束作用（冯晓龙等，2019；Qiu et al., 2020）。在政策实施过程中，若对牧户的减畜行为缺乏监管，则发放补偿难以使理性的牧户自动减畜。若想约束牧户，使其在收到补偿后按规定数量减畜至不超载，政策补偿金额应不小于牧户的减畜损失（Börner et al., 2017; Engel, 2016; Ezzine-de-Blas et al., 2015）。表 1 为不同补偿和监管组合下牧户的减畜行为选择及经济收益。表 1 显示，当且仅当政策补偿能够弥补理论减畜损失时，牧户才会在监管的约束下减畜至草场不超载（后称“完全减畜”）。当补偿金额不足时，牧户不具有减畜意愿，因而无论监管力度多大，政策皆难以发挥约束牧户减畜的作用。此时，监管还可能导致财政资金浪费以及牧户对政策不满等后果（胡振通等，2016）。

表 1 不同政策补偿和监管组合下牧户的减畜行为选择及经济收益

	补偿金额 < 减畜损失	补偿金额 ≥ 减畜损失
不监管	不减畜 ($Y + C$)	不减畜 ($Y + C$)
监管	不减畜 ($Y + C$)	完全减畜 ($Y' + C$)

相对于第一轮草原生态补奖政策，中央提高了第二轮政策的补偿标准，并要求政策实施区政府加大对牧户减畜的监管力度。根据前文的分析，这些调整可能会通过如下机制影响第二轮政策的减畜效应：补偿标准提高→更多牧户的减畜损失被充分补偿→政策对牧户减畜的激励作用增强；以此为基础，监管力度加大→政策对牧户减畜的约束作用增强→更多牧户减畜→政策的减畜效应增强。

三、变量、方法和数据

（一）变量说明

1. 因变量。本研究使用草场载畜率——即年底牲畜存栏量与草场使用面积之比作为因变量对牧户减畜情况进行度量。其中，草场使用面积等于承包草场面积加上租入与租出草场面积之差。为全面评估草原生态补奖政策的减畜效应，本研究还采用“草畜平衡偏离度”作为因变量。草畜平衡偏离度为草场实际载畜率与其理论载畜率之比。此处，理论载畜率指草畜平衡区的草场理论载畜率。草畜平衡偏离度的降幅越大且数值越接近于1，表明政策的减畜效应越强且牧户的草场越接近不超载。

2. 自变量。本研究所要考察的是草原生态补奖政策的减畜效应，因此，核心自变量为政策的实施情况，该变量以政策实施阶段和牧户组别虚拟变量的交互项表征。其中，政策实施阶段包括政策基期和政策末期，牧户组别包括受政策影响的处理组和不受政策影响的对照组。由于草原生态补奖政策在同一时间对全国主要牧区的全部牧户实行，因而不自然存在对照组。本研究借鉴已有研究（梁志会等，2021；汪伟等，2013；左翔等，2011），利用受政策影响微弱的样本构造对照组。具体地，本研究利用承包草场面积小于1500亩的牧户构造对照组。这是因为，研究区域的牧户普遍认为1500亩是一个家庭维持生计所必需的草场面积。据牧户所述，草场面积小于1500亩的家庭出于生计需求，明知超载也不得不为之，减畜难度极高，几千元补偿难以使草原生态补奖政策对其减畜发挥激励作用。因此，这部分牧户的草场载畜率不会或仅会受到政策的微弱影响，理论上可被用来构造对照组。采用承包草场面积作为分组依据的合理性如下：牧户的承包草场面积是20世纪80年代由各地政府外生决定的，因而这个分组变量与影响牧户草场载畜率的内生因素（例如放牧能力、风险承受能力）无关，且随着牧区要素市场的发展，牧户可通过购买饲草料、流转草场、建设饲料地等方式调节草场载畜率，这使得该分组变量对牧户的草场载畜率决策不存在强约束。因此，使用承包草场面积作为分组变量理论上不影响模型估计结果的无偏性。

3. 控制变量。借鉴已有研究（祁晓慧等，2018；张倩，2016；李艳波和李文军，2012；Næss and Bårdsen, 2015），结合实地调查情况，本研究认为，当期降水、降水波动、牲畜当期售价（以下称“当期价格”）、牲畜售价波动（以下称“价格波动”）、大额支出以及非牧就业是影响牧户草场载畜率的主要因素，为本研究计量分析的控制变量。其中，当期降水、降水波动、当期价格及价格波动分别用各旗当年降水量、各旗当年降水量与三年内平均降水量之差、牧户当年出售各牲畜的均价及牧户三年内牲畜售价的标准差来衡量，大额支出用牧户三年内有无大额支出来统计。本研究以三年为对降水波动、价格波动进行计算和对大额支出进行统计，是因为牧业生产以三至四年为一个周期，降水、牲畜售价以及家庭支出等因素对牧户草场载畜率的影响至少三年才能充分显现（李艳波、李文军，2012）。

（二）模型设定

评估草原生态补奖政策减畜效应的双重差分（DID）模型设定如下：

$$SR_{it} = \beta_0^p + \beta_1^p t \times treated + \lambda^p X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中， SR 表示草场载畜率，下标 i 表示样本牧户， t 表示草原生态补奖政策的实施阶段， t

等于 0 表示政策基期，等于 1 表示政策末期。上标 p 表示草原生态补奖政策的实施轮数， p 等于 1 表示第一轮， p 等于 2 表示第二轮。 $treated$ 为牧户组别虚拟变量， $treated$ 等于 1 表示处理组， $treated$ 等于 0 表示对照组。 $t \times treated$ 的系数 β_1 表示草原生态补奖政策的减畜效应，反映政策对草场载畜率的影响， β_1 小于 0 表示政策具有减畜效应。 X_{it} 表示一组控制变量， λ 反映这组控制变量对草场载畜率的影响。 γ_t 表示年份固定效应，反映经济冲击、经济增长等宏观因素对草场载畜率的影响。 μ_i 表示个体固定效应，反映不随时间变化的个体因素特征对草场载畜率的影响。 ε_{it} 表示随机误差项。当使用草畜平衡偏离度（ BL ）作因变量时，（1）式中的 SR 替换为 BL ，其余变量含义不变，各变量的系数反映该变量对草畜平衡偏离度的影响。

检验提高补偿标准和加大监管力度对草原生态补奖政策减畜效应影响的模型设定如下：

$$SR_{it} = \beta_0^p + \beta_2^p t \times Payment_{it} + \beta_3^p t \times Supervision_{it} + \lambda^p X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中， $Payment$ 表示补偿标准， $Supervision$ 表示年检查次数，反映监管力度， $t \times Payment$ 的系数 β_2 、 $t \times Supervision$ 的系数 β_3 分别反映提高补偿标准和加大监管力度对政策减畜效应的影响，其余变量及其系数的含义与（1）式相同。

双重差分模型需要满足“平行趋势假设”。本研究没有政策实施前至少两期的牧户数据，因而无法对此进行检验。为提高模型估计结果的稳健性，本研究使用双向固定效应模型来控制牧户风险厌恶程度、市场冲击应对能力和自然冲击应对能力等不随时间变化的个体特征对草场载畜率的影响，同时，还使用两种方法检验模型结果的稳健性：方法一，采用倾向得分匹配方法（PSM）对处理组和对照组进行匹配，然后使用匹配后的样本对（1）式进行再估计；方法二，检验对照组构造的合理性，并分析对照组是否如理论所预期，仅受政策的微弱影响。方法一的模型设定如下：

$$treated_i = \alpha_0^p + \alpha_1^p X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$SR_{it}^{PSM} = \beta_0^p + \beta_1^p t \times treated + \lambda^p X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（3）和（4）式中，各变量及其系数的含义与（1）式相同。

（三）数据来源与变量描述性统计

本研究所用数据中，降水数据来自中国地面气候资料年值数据集，其余数据来自课题组于内蒙古呼伦贝尔市和锡林郭勒盟的实地调查。调查时间为 2011 年、2016 年和 2019 年，其中，2016 年和 2019 年是对 2011 年被调查牧户的回访。2011 年的实地调查使用分层随机抽样方法，以人口规模为分层标准，首先在两个盟市除阿巴嘎旗以外的 12 个纯牧业旗中各选取 2~7 个苏木（乡镇），然后在每个苏木抽取 3~4 个嘎查（村），最后在各嘎查随机抽取 4~8 个牧户进行入户调查。2011 年调查了草畜平衡区的 398 个牧户，2016 年和 2019 年分别回访了其中 340 个和 225 个牧户^①。每次调查时，课题组同时询问当年以及上一年的数据。本研究评估第一轮草原生态补奖政策的减畜效应使用的是 2010 年（第

^①回访损失样本量的原因如下：部分牧户到离家较远的放牧场放牧并更换了电话号码，课题组无法与之取得联系；部分牧户因离开牧区而退出样本；另有部分牧户因政策调整从草畜平衡区被划至禁牧区。

一轮政策基期)、2015年(第一轮政策末期)的340份面板数据,评估第二轮草原生态补奖政策的减畜效应使用的是2016年(第二轮政策基期)、2018年(第二轮政策末期)的225份面板数据。需要说明的是,第二轮政策末期本应为2020年,但内蒙古要求草畜平衡区牧户在政策实施的前三年完成减畜任务,后两年巩固减畜成果^①。因此,第二轮政策的减畜效应按预期在2018年底应完全显现,进而可将2018年视为第二轮政策末期。

被调查牧户以牧业生产为主要收入来源,在第一轮和第二轮草原生态补奖政策基期,有非牧收入的牧户分别仅占2%和5%。牲畜和草场是被调查牧户开展牧业生产的基础性投入。近年来,随着草原产权的明晰,部分被调查牧户同时利用承包草场和流转草场开展生产,且利用流转草场的趋势不断增强:第一轮政策基期(2010年),被调查牧户的户均草场承包面积为4.69千亩,户均草场使用面积为5.32千亩;第二轮政策基期(2016年),被调查牧户的户均草场承包面积为4.85千亩,户均草场使用面积则为5.78千亩^②。由于被调查牧户主要依靠牧业维持生计,且牧业生产收益受牲畜价格和降水的频繁变化而波动,因而其生计水平极不稳定。第一轮政策基期(2010年),牧区的牲畜价格较高,降水情况也较好,被调查牧户的户均生产收益达4.49万元,能够维持家庭的基本消费与牧业再生产。第二轮政策基期(2016年),牧区的牲畜价格陡然下降,降水量也急剧减少,被调查牧户的户均生产收益降至0.67万元,85%的牧户依靠借贷维持家庭消费和牧业再生产。

各变量的描述性统计如表2所示。

表2 变量的描述性统计

变量名称	变量说明	第一轮政策基期 (2010年)		第一轮政策末期 (2015年)		第二轮政策基期 (2016年)		第二轮政策末期 (2018年)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
草场载畜率	个羊单位/千亩	104	91.4	97.6	92.0	92.6	75.0	55.3	67.2
草畜平衡偏离度	数值变量	2.43	1.97	2.23	1.89	2.01	2.44	1.63	1.63
牧户组别	处理组=1, 对照组=0	0.79	0.40	0.82	0.39	0.77	0.42	0.77	0.42
当期降水	毫米	275	100	326	117	299	19.9	325	96.5
降水波动	毫米	-15.9	81.8	-68.9	53.1	-55.8	23.5	86.0	63.8
当期价格	元/个羊单位	599	189	418	137	417	155	583	236
价格波动	元/个羊单位	264	208	380	297	432	332	356	354
大额支出	有=1,无=0	0.06	0.24	0.09	0.28	0.04	0.21	0.11	0.32
非牧就业	有=1,无=0	0.02	0.14	0.04	0.19	0.05	0.22	0.13	0.34
补偿标准	万元/千亩	0.00	0.00	0.18	0.05	0.15	0.04	0.27	0.05

^①参见《内蒙古自治区草原生态保护补助奖励政策实施指导意见(2016—2020)》, <http://www.zhalaينوer.gov.cn/publicity/fdzdgknr/zdxm/snbt/3708>。

^②牧户在第一轮和第二轮政策基期的户均承包草场面积不同,是因为样本量发生了变化。

(续表 2)

检查次数	次/年	0.00	0.00	0.37	0.73	0.53	0.84	0.97	0.91
------	-----	------	------	------	------	------	------	------	------

注：年底牲畜存栏量按调查区域的成年牲畜核算标准计算（2 头仔畜=1 头成年畜）：1 只绵羊=1 个羊单位，1 头本地牛=5 个羊单位，1 头改良牛=3 个羊单位，1 匹马=6 个羊单位，1 峰骆驼=7 个羊单位；价格数据根据内蒙古居民消费价格指数折算为每轮政策基期的价格水平。

第一轮草原生态补奖政策基期，340 个被调查牧户中有 267 个属于处理组，73 个属于对照组，两组牧户分别占被调查牧户总数的 79%和 21%。第二轮草原生态补奖政策基期，225 个被调查牧户中有 173 个属于处理组，52 个属于对照组，两组牧户占被调查牧户总数的百分比与第一轮补奖政策基期基本一致，分别为 77%和 23%。不考虑政策外因素的影响，牧户的草场载畜率在两轮政策实施后皆有所降低。第一轮政策实施后，被调查牧户的户均草场载畜率略有下降，由 104 个羊单位/千亩下降至 97.6 个羊单位/千亩。第二轮政策实施后，被调查牧户的户均草场载畜率明显下降，由 92.6 个羊单位/千亩^①下降至 55.3 个羊单位/千亩。考虑到降水、牲畜价格等因素的波动，第二轮政策的绝对和相对减畜效应有待实证检验。

四、估计结果与讨论

（一）第二轮草原生态补奖政策的绝对和相对减畜效应

第一轮和第二轮草原生态补奖政策对草场载畜率影响的双重差分（DID）估计结果见表 3。表 3 显示，在控制时间和个体固定效应的情况下，第一轮政策使牧户平均每千亩草场的放牧牲畜约减少 8 个羊单位（-7.625 个羊单位/千亩），第二轮政策使牧户平均每千亩草场的放牧牲畜约减少 35 个羊单位（-35.28 个羊单位/千亩）。这说明第一轮和第二轮草原生态补奖政策皆具有减畜效应，且第二轮政策的减畜效应更强。

表 3 草原生态补奖政策对草场载畜率影响的 DID 估计结果

	第一轮政策		第二轮政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策实施	-7.496*** (-43.75)	-7.625*** (-59.76)	-23.300** (-2.26)	-35.28*** (-2.790)
当期降水	0.002** (1.720)	0.003** (1.980)	0.000 (0.850)	0.000** (2.240)
降水波动	0.001* (1.540)	0.001** (2.170)	-0.000** (-1.960)	-0.000*** (-3.160)
当期价格	0.000* (1.590)	0.000* (1.830)	0.004 (0.809)	0.003 (0.160)
价格波动	-0.001	-0.000	-0.008*	-0.008*

^①牧户在第一轮末期和第二轮基期的户均草场载畜率略有不同，是因为样本量发生了变化。

(续表 3)

	(-0.910)	(-1.350)	(-0.087)	(-1.720)
大额支出	0.001	0.001	0.006	0.002
	(1.170)	(1.150)	(0.210)	(0.090)
非牧就业	0.001	0.001	-0.051***	-0.056***
	(0.750)	(0.740)	(-3.290)	(-3.450)
常数项	104.3***	104.2	7.184***	3.470
	(289.7)	(233.1)	(3.930)	(1.440)
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	340	340	225	225
R-squared	0.131	0.139	0.153	0.167

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内数值为使用 White 异方差稳健标准误计算的 t 值。

第一轮和第二轮草原生态补奖政策对草畜平衡偏离度影响的 DID 估计结果见表 4。表 4 显示，两轮政策均使牧户草场的草畜平衡偏离度显著降低，且第二轮政策的作用更大。这进一步说明第一轮和第二轮草原生态补奖政策具有减畜效应，且第二轮政策的减畜效应更强。

表 4 草原生态补奖政策对草畜平衡偏离度影响的 DID 估计结果

	第一轮政策		第二轮政策	
	系数	t 值	系数	t 值
政策实施	-0.241***	(-10.98)	-0.448***	(-15.53)
当期降水	0.000**	(2.090)	0.014***	(6.500)
降水波动	0.000	(0.510)	-0.012***	(-3.310)
当期价格	0.000***	(4.070)	0.000	(0.600)
价格波动	-0.000***	(-4.020)	-0.000	(-0.310)
大额支出	0.005	(0.100)	0.464	(0.700)
非牧就业	0.050	(0.730)	-1.997***	(-3.480)
常数项	0.399***	(47.79)	-0.150	(-0.170)
年份固定效应	控制		控制	
个体固定效应	控制		控制	
样本量	340		225	
R-squared	0.157		0.185	

注：***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；括号内数值为使用 White 异方差稳健标准误计算的 t 值。

第二轮草原生态补奖政策的减畜效应虽较第一轮政策的减畜效应更强，但仍远未实现预期目标（见表 5）。按第二轮政策的预期，牧户每千亩草场的放牧牲畜平均应减少 65 个羊单位，但实际只减少约 35 个羊单位，即牧户仅完成减畜任务的 53.8%。相对于基期，第二轮政策末期超载牧户比例虽有所下降，但依然高达 80.8%。此外，牧户的草场超载程度虽有所下降，但草畜平衡偏离度依然高达 1.63。以上结果表明，牧户草场普遍严重超载的状况尚未得到根本改善，新一轮政策仍需增强减畜效应。

表 5 草原生态补奖政策对预期目标的实现情况

	第一轮政策	第二轮政策
预期减畜效应（个羊单位/千亩）	69	65
实际减畜效应（个羊单位/千亩）	8	35
减畜任务完成比例（%）	11.6	53.8
基期超载牧户比例（%）	86.2	85.6
末期超载牧户比例（%）	84.7	80.8
末期草原草畜平衡偏离度	2.23	1.63

注：表 5 以处理组牧户为样本总体进行计算；预期减畜效应=Σ（基期草场载畜率-草场理论载畜率）/样本量，草场理论载畜率指草畜平衡区的草场理论载畜率，若某牧户的基期草场载畜率小于理论载畜率，则其基期草场载畜率与草场理论载畜率之差计为 0；实际减畜效应使用表 3 中控制时间效应的估计结果，表 5 中对该结果取了整数；减畜任务完成比例=实际减畜效应/预期减畜效应。

（二）稳健性检验

1. 倾向得分匹配后的双重差分估计（PSM-DID）。对处理组与对照组进行 1:4 的最近邻匹配后，两组协变量的均值都不存在显著差异，满足 PSM-DID 的使用条件。使用匹配后的样本对第一轮和第二轮草原生态补奖政策的减畜效应进行双重差分估计，结果见表 6。表 6 显示，第一轮和第二轮政策对草场载畜率影响的估计仍显著且系数为负，且数值与匹配前的差异不大，此外，第二轮政策对草场载畜率影响的估计系数绝对值仍明显大于第一轮政策。这说明表 3 的估计结果较为稳健。

表 6 草原生态补奖政策对草场载畜率影响的 PSM-DID 估计结果

	第一轮政策		第二轮政策	
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策实施	-7.575*** (-47.25)	-7.612*** (-55.96)	-21.32* (-1.840)	-32.07** (-2.280)
当期降水	0.003** (1.970)	0.004* (1.850)	0.000 (1.060)	0.010** (2.220)
降水波动	0.001* (1.750)	0.002** (1.980)	-0.020** (-2.240)	-0.003*** (-3.080)
当期价格	0.000* (1.720)	0.000* (1.770)	0.010 (0.660)	0.020 (1.130)
价格波动	-0.002 (-1.450)	-0.001 (-0.830)	-0.010 (-0.061)	-0.010 (-0.470)
大额支出	0.001 (1.220)	0.001 (1.190)	0.004 (0.130)	0.001 (0.050)
非牧就业	0.001 (0.840)	0.001 (0.820)	-0.049*** (-3.170)	-0.053*** (-3.280)
常数项	109.4***	109.6***	83.37***	49.04**

(续表 6)

	(305.9)	(181.8)	(4.670)	(2.090)
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	340	340	225	225
R-squared	0.186	0.193	0.171	0.191

注：***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内数值为使用 White 异方差稳健标准误计算的 t 值。

2.对照组构造的合理性分析。为保证模型（1）估计结果无偏，要么确保处理组和对照组的草场载畜率受政策外因素的影响具有相同的变化趋势，要么将可能影响处理组和对照组草场载畜率的政策外因素控制在模型中。由于模型（1）为 DID 模型，因而仅控制了表 2 所示的变量，未控制牧户的个体特征变量。双尾 T 检验的结果显示，处理组与对照组牧户的个体特征无显著差异（详见表 7），说明未控制这些变量不会影响模型估计结果的无偏性。

表 7 处理组与对照组的特征比较

	总体	处理组	对照组	双尾 T 检验
户主年龄（岁）	46.5	46.9	45.8	无显著差异
户主性别（男=1，女=0）	0.77	0.78	0.76	无显著差异
家庭成员数量（人）	3.65	3.64	3.67	无显著差异
受教育水平（年）	8.06	8.08	8.02	无显著差异

在此基础上，本研究分析对照组牧户的草场载畜率是否如理论预期，只受草原生态补奖政策的微弱影响。根据调查资料，第一轮和第二轮补奖政策期间，分别有 100%和 90%的对照组牧户表示，他们并没有因为政策补偿的发放减少牲畜，而是将政策补偿作为补贴用于生活或生产消费。表 8 显示了对照组牧户将补偿用于生活和生产消费时，其草场载畜率所受的政策影响。

表 8 草原生态补奖政策对对照组牧户草场载畜率的影响

	第一轮政策	第二轮政策
将补偿用于生活和生产消费的牧户比例（%）	100	90
将补偿用于生活消费的牧户比例（%）	65	52
补偿用于生活消费时政策对牧户草场载畜率的影响（个羊单位/千亩）	3.0	5.0
将补偿用于生产消费的牧户比例（%）	35	38
补偿用于生产消费时政策对牧户草场载畜率的影响（个羊单位/千亩）	2.0	1.0
对牧户草场载畜率的综合影响（个羊单位/千亩）	2.7	3.0
对减畜效应估计结果的影响	低估	轻微低估

注：表 8 以对照组牧户为样本总体进行计算；补偿用于生活消费时政策对牧户草场载畜率的影响=Σ（补偿总金额/单位牲畜的销售利润/草场使用面积）/样本量；补偿用于生产消费时政策对牧户草场载畜率的影响=Σ[补偿总金额/（成年牲畜的年补饲量×饲草价格）/草场使用面积]/样本量；一个成年羊每年补饲约 8 个月，每天补饲 1.25 公斤饲草，两轮政策期间的饲草价格分别为 2.08 元/公斤、3.26 元/公斤；政策对牧户草场载畜率的综合影响=将补偿用于生活消费的牧户比例×补偿用于生活消费时政策对牧户草场载畜率的影响+将补偿用于生产消费的牧户比例×补偿用于生产消费时政策对

牧户草场载畜率的影响。

表 8 显示,大部分对照组牧户将政策补偿用于生活消费。当牧户将政策补偿用作生活消费时,草原生态补奖政策通过减少牧户维持生计所需出售的牲畜数量使其草原载畜率提高。除生活消费外,对照组牧户主要将政策补偿用于购买饲草这项生产消费,此种情况下政策通过增加牧户可利用的饲草量提高其草场载畜率。综合来看,第一轮和第二轮草原生态补奖政策最多使牧户每千亩草场的放牧牲畜增加 2.7 个羊单位和 3.0 个羊单位。这两个数值皆远小于表 3 中政策减畜效应估计值的绝对值,说明表 3 的估计结果与真实值较为一致。

(三) 提高补偿标准和加强监管对第二轮草原生态补奖政策减畜效应的影响机制

补偿标准、监管力度对第一轮和第二轮草原生态补奖政策减畜效应影响的估计结果见表 9。表 9 显示,两轮政策期间,政策实施阶段与补偿标准交互项对草场载畜率影响的估计结果在 1%统计水平上显著且系数为负,但第二轮政策实施期间,该交互项估计系数的绝对值更大。此外,两轮政策期间,政策实施阶段与检查次数交互项对草场载畜率影响的估计结果不显著。这些结果表明,提高补偿标准增强了第二轮草原生态补奖政策的减畜效应。

表 9 提高补偿标准和加大监管力度对政策减畜效应影响的估计结果

	第一轮政策		第二轮政策	
	系数	t 值	系数	t 值
政策实施阶段×补偿标准	-0.001***	(-6.790)	-4.860***	(-3.780)
政策实施阶段×检查次数	-0.000	(-0.400)	-9.120	(-1.530)
当期降水	0.009**	(1.980)	0.144**	(2.240)
降水波动	0.003	(0.410)	-0.0027	(-0.230)
当期价格	0.001	(1.500)	0.009	(0.470)
价格波动	-0.006***	(-4.190)	-0.004	(-0.280)
大额支出	0.001	(0.720)	0.007	(0.270)
非牧就业	0.001	(0.600)	-0.046***	(-2.760)
常数项	107.1***	(65.24)	37.30***	(2.740)
年份固定效应	控制		控制	
个体固定效应	控制		控制	
样本量	340		225	
R-squared	0.157		0.185	

注:***、**、*表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号内数字为使用 White 异方差稳健标准误计算的 t 值。

基于对访谈资料的分析,本研究发现,政策实施阶段与检查次数交互项对草场载畜率影响的估计结果虽不显著,但实际上加大监管力度对第二轮政策减畜效应的增强具有促进作用。此外,提高补偿标准并非如理论所推导的机制增强了第二轮政策的减畜效应。实际上,提高补偿标准强化的主要是第二轮政策的约束作用,并使第二轮政策的约束而非激励作用在影响机制中占主导地位,具体如下:

首先,监管力度的提高使牧户开始害怕失去补偿。第二轮政策实施期间,各地政府对牧户减畜情

况的监管力度明显提高。根据课题组对牧户的访谈，第一轮政策实施期间，被调查牧户放牧牲畜的数量平均每年只被检查 0.37 次，其中 78% 的牧户表示从未被检查过。此外，被调查牧户表示，监管人员在第一轮补奖政策期间对牲畜数量的检查并不严格，只是“大概看看、估计个数”“往羊群看一眼，然后在本上记个数”。但第二轮政策实施期间，被调查牧户放牧牲畜的数量平均每年被检查次数上升至 0.97，从未被检查过的牧户所占比例下降至 40%。除检查次数增加外，被调查牧户表示当地政府开始强调，若他们持续严重超载，全部或部分政策补偿将被收回。虽然这一措施并未被执行，但被调查牧户普遍表示害怕因不减畜而被收回补偿。

其次，补偿标准的提高增加了牧户失去政策补偿的机会成本，使牧户更为害怕失去政策补偿。由于牧户在第一轮政策实施期间连续 5 年获得了政策补偿，对每年补偿习以为常，所以到第二轮草原生态补奖政策时，牧户已将政策补偿视为家庭的一项“固定收入”。在这种心态下，政策补偿被收回对牧户不意味着无法获得激励他们减畜的补偿，而是意味着失去本属于自己的“收入”。第二轮政策则通过提高补偿标准，增加了这份“收入”的额度，使牧户在监管变严的情况下，更加害怕被收回补偿，进而开始减畜。因此，提高补偿标准强化的主要是第二轮政策对牧户减畜的约束作用，而加大监管力度为此提供了条件。

最后，一些牧户由于减畜损失不能被充分弥补，采取了“部分减畜”的折中应对方式。“部分减畜”是指牧户有减畜行为，但减畜数量远小于政策规定数量，从而减畜后草场仍超载。根据课题组的实地调查，第一轮政策实施期间，处理组仅 25% 的牧户选择部分减畜，另有 2% 的牧户选择完全减畜；第二轮政策实施期间，处理组选择部分减畜的牧户比例上升至 58%，另有 12% 的牧户选择完全减畜，其余牧户不需减畜或拒绝减畜。据选择部分减畜的牧户所述，他们减畜仅是“应付检查”“做做样子”“获取补偿”。牧户这种消极减畜的态度与部分减畜的行为，是本研究认为提高补偿标准强化的主要是政策约束作用的原因。当问及牧户为何在第二轮政策实施期间选择部分减畜或拒绝减畜时，牧户普遍表示政策补偿金额虽有所增加，但仍无法弥补其减畜损失。本研究在计算处理组牧户的减畜损失与补偿金额后发现，牧户所述情况属实。第二轮政策实施期间，处理组牧户的户均减畜损失为 1.86 万元，但户均政策补偿金额却仅为 1.27 万元。

上述以约束作用为主导的机制虽然增强了第二轮草原生态补奖政策的减畜效应，但不是增强新一轮政策减畜效应的良好选择。首先，牧户在这种机制的作用下为了应付检查而部分减畜，减畜数量达不到政策规定的数量；其次，牧户在这种机制的作用下为保障自身利益，必然会将减畜损失控制在政策补偿金额之内^①，由此造成财政资金损失。因此，若要进一步增强草原生态补奖政策的减畜效应，需提升政策的激励作用，以使牧户主动按政策规定的数量减畜。

根据理论分析，并结合课题组的实地调查，本研究认为第二轮草原生态补奖政策激励作用不强的原因如下：一是补偿资金总量不足且分配不合理。以处理组牧户为例，资金总量方面，处理组牧户在第二轮政策实施期间的总减畜损失为 436 万元，收到的总补偿资金为 339 万元，补偿资金缺口占牧户

^①例如，如果国家发放的补偿能够弥补牧户减少 10 头羊的损失，但牧户却可能只减少 5 头羊。

总减畜损失的 22%；资金分配方面，由于草原生态补奖政策以牧户的承包草场面积而非减畜损失为依据发放补偿资金，因而补偿资金的分配与牧户的减畜损失不匹配。处理组中承担着 99% 减畜损失的牧户仅分到了 78% 的资金，而承担着 1% 减畜损失的牧户却分到了 22% 的资金。二是各地政府促使牧户降低草场载畜率的途径单一。草原生态保护补助奖励政策不仅提倡牧户通过减畜，还提倡牧户通过流转草场、建设饲料地、改良畜种等多种途径降低草地载畜率。后几种途径虽然会增加牧户的生产投入，但也会增加牧户的生产收益，以此抵消牧户的部分减畜损失。然而，实地调查发现，各地政府只关注减少养畜数量这条途径，对其他途径并未加以推广。这导致采取其他途径减畜的牧户不足 10%。在牧户草场普遍超载的情况下，仅依靠引导减少养畜数量这条途径来使牧户降低草场载畜率，必然需要向牧户发放大量补偿资金来弥补其减畜损失。但在财政资金有限的条件下，政策补偿资金难以满足发放金额的要求。三是牧户生计对牲畜数量高度依赖。草地的严重退化使牧户开展牧业生产需要依靠购买草料，因而牧业生产的草料成本相对本世纪初大幅增长。鉴于牧户是零散的小规模生产者，市场议价能力弱，在产品出售、加工、运输等环节皆难以获得公平的价格回报，他们出售牲畜的价格并没有获得与草料成本相同比例的提高。这导致牧户单位牲畜的销售利润相对本世纪初明显下滑，部分牧户单位牲畜的销售利润甚至为负，从而使牧户只能依靠增加养畜数量来维持生计（Zhang et al., 2021）。在这种情况下，减少养畜数量给牧户带来的不只是生产收入的减少，更可能是生计的不稳定（Zhang et al., 2021），由此造成牧户减畜难、配合政策乏力。

五、研究结论与政策启示

本研究利用针对内蒙古牧户的三期微观调查数据，采用双重差分模型，评估并比较了第一轮和第二轮草原生态保护补助奖励政策的减畜效应，并采用连续型双重差分模型，结合对访谈资料的分析，探究了提高补偿标准和加大监管力度对第二轮政策减畜效应的影响机制。研究结论包括以下四个方面。第一，第二轮政策相对第一轮政策具有更强的减畜效应，但仍远未实现政策预期。在控制时间和个体固定效应的情况下，第二轮政策使牧户每千亩草场放牧的牲畜平均减少约 35 个羊单位，大于第一轮政策的 8 个羊单位。然而，牧户仅完成了减畜任务（65 个羊单位/千亩）的 53.8%，且超载牧户的比例依然高达 80.8%。第二，提高补偿标准和加大监管力度，主要通过强化政策的约束而非激励作用，使第二轮草原生态补奖政策的减畜效应增强。具体地，在监管力度加大的条件下，提高补偿标准增加了牧户因不减畜而失去补偿的风险和机会成本，使牧户出于害怕失去补偿而消极减畜。第三，这种约束作用占主导的机制，限制着草原生态补奖政策最大限度地发挥减畜效应。其原因在于，牧户在这种机制的作用下部分减畜，减畜数量远不及政策的规定。第四，补偿资金在总量上不足且分配不合理、牧户降低草场载畜率的途径单一、牧户生计对牲畜数量的高度依赖是草原生态保护补助奖励政策激励作用不强的主要原因。

对于第三轮草原生态保护补助奖励政策的实施，上述研究结论有如下启示：一是关于补偿标准。首先，在财政资金允许的条件下，各草原牧区省份应适度提高补偿标准，在此基础上，将补偿资金更多地分配给承担减畜损失较多的牧户。同时，将补偿由事前改为事后发放，即确定牧户按规定减畜后，

再发放补偿。这可减少因牧户部分减畜或不减畜导致的财政资金损失。二是关于减畜途径。在减少养畜数量的同时,还应引导牧户通过流转土地、建设饲草料地、改良牲畜、进行半舍饲或舍饲圈养等多种途径,降低草场载畜率。这些途径有助于牧户提高生产收益,从而在保持补偿标准不变的情况下使牧户的减畜损失得到更好地弥补,进而使政策在既定财政投入下具有更强的减畜效应。三是关于长期发展路径。牧户减畜困难的根源在于牧业生产效益低、市场获利能力弱、减畜生计成本高。因此,各草原牧区省份在新一轮草原生态补奖政策实施期间应在关注牧户减畜的同时,通过市场化、组织化等手段帮助牧户提高生产收益。具体地,可通过完善畜产品加工、销售、运输等薄弱环节的建设、引导市场赋予草原畜产品公平的价格回报与生态溢价,以及帮助牧户建立牧区专业合作社、家庭农场或联合体等方式,提高牧户的获利水平。这有助于降低牧户生计对牲畜数量的依赖程度,从而使牧户更有能力保护草原。

参考文献

- 1.董丽华、冯利盈、罗秀婷、杨发林、杨国涛、马红彬,2019:《草原生态保护补助奖励政策实施效果评价——基于宁夏牧区农户的实证调查》,《生态经济》第3期,第212-215页。
- 2.冯晓龙、刘明月、仇焕广,2019:《草原生态补奖政策能抑制牧户超载过牧行为吗?——基于社会资本调节效应的分析》,《中国人口·资源与环境》第7期,第157-165页。
- 3.高雅灵、林慧龙、马海丽、吴廷美,2020:《草原补奖政策对牧户牧业生产决策行为的影响研究》,《草业学报》第4期,第63-72页。
- 4.韩念勇,2018:《草原的逻辑续(上)——草原生态与牧民生计调查报告》,北京:民族出版社,第137页。
- 5.胡振通、孔德帅、靳乐山,2016:《草原生态补偿:弱监管下的博弈分析》,《农业经济问题》第11期,第95-102页、第112页。
- 6.胡振通、孔德帅、魏同洋、靳乐山,2015:《草原生态补偿——减畜和补偿的对等关系》,《自然资源学报》第11期,第1846-1859页。
- 7.靳乐山、胡振通,2014:《草原生态补偿政策与牧民的可能选择》,《改革》第11期,第100-107页。
- 8.李艳波、李文军,2012:《草畜平衡制度为何难以实现“草畜平衡”》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期,第124-131页。
- 9.梁志会、张露、张俊飏,2021:《土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据》,《中国农村经济》第4期,第123-144页。
- 10.潘建伟、张立中、辛国昌,2020:《草原生态补助奖励政策效益评估——基于内蒙古呼伦贝尔新巴尔虎右旗的调查》,《农业经济问题》第9期,第111-121页。
- 11.潘庆民、薛建国、陶金、徐明月、张文浩,2018:《中国北方草原退化现状与恢复技术》,《科学通报》第17期,第1642-1650页。
- 12.祁晓慧、刘贺贺、张宝、乔光华,2018:《补奖政策实施、肉羊价格波动对牧户收入的影响研究——基于内蒙古锡林郭勒盟111户牧户实地调查数据》,《草地学报》第4期,第885-892页。
- 13.沈海花、朱言坤、赵霞、耿晓庆、高树琴、方精云,2016:《中国草原资源的现状分析》,《科学通报》第2

期, 第 139-154 页。

14.汪伟、艾春荣、曹晖, 2013:《税费改革对农村居民消费的影响研究》,《管理世界》第 1 期,第 89-100 页。

15.王海春、高博、祁晓慧、乔光华, 2017:《草原生态保护补助奖励机制对牧户减畜行为影响的实证分析——基于内蒙古 260 户牧户的调查》,《农业经济问题》第 12 期,第 73-80 页、第 112 页。

16.尹晓青, 2017:《草原生态补偿政策:实施效果及改进建议——以内蒙古乌拉特后旗为例》,《生态经济》第 3 期,第 39-45 页。

17.张倩, 2016:《草原生态补助奖励机制的经济激励效果分析》,《甘肃社会科学》第 5 期,第 234-238 页。

18.左翔、殷醒民、潘孝挺, 2011:《财政收入集权增加了基层政府公共服务支出吗?——以河南省减免农业税为例》,《经济学(季刊)》第 4 期,第 1349-1374 页。

19.Börner, J., K. Baylis, E. Corbera, D. Ezzine-de-Blas, J. Honey-Rosés, U. Persson and S. Wunder, 2017, “The Effectiveness of Payments for Environmental Services”, *World Development*, 96: 359-374.

20.Engel, S., 2016, “The Devil in The Detail: A Practical Guide on Designing Payments for Environmental Services”, *International Review of Environmental and Resource Economics*, 9: 131–177.

21.Engel, S., S. Pagiola, and S. Wunder, 2008, “Designing Payments for Environmental Services in Theory and Practice: An Overview of the issues”, *Ecological Economics*, 65(4): 663-674.

22.Ezzine-de-Blas, D., S. Wunder, M. Ruiz-Pérez, and R. Moreno-Sanchez, 2015, “Global Patterns in the Implementation of Payments for Environmental Services”, *PLoS ONE*, 11(3): 1-16.

23.Grima, N., S. J. Singh, B. Smetschka, and L. Ringhofer, 2016, “Payment for Ecosystem Services (PES) in Latin America: Analysing the Performance of 40 Case Studies”, *Ecosystem Services*, 17: 24–32.

24.Hou, L. L., F. Xia, and Q. H. Chen, 2021, “Grassland Ecological Compensation Policy in China Improves Grassland Quality and Increases Herders’ Income”, *Nature Communications*, 12: 4683.

25.Hu, Y. N., J. K. Huang, and L. L. Hou, 2019, “Impacts of the Grassland Ecological Compensation Policy on Household Livestock Production in China: An Empirical Study in Inner Mongolia”, *Ecological Economics*, 161: 248-256.

26.Muradian, R., E. Corbera, U. Pascual, N. Kosoy, and P. H. May, 2010, “Reconciling Theory and Practice: An Alternative Conceptual Framework for Understanding Payments for Environmental Services”, *Ecological Economics*, 69(6): 1202-1208.

27.Næss, M. W., and B. Bårdsen, 2015, “Market Economy vs. Risk Management: How Do Nomadic Pastoralists Respond to Increasing Meat Prices?”, *Human Ecology*, 43: 425–438.

28.Qiu, H. G., L. F. Su, X. L. Feng, and J. J. Tang, 2020, “Role of Monitoring in Environmental Regulation: An Empirical Analysis of Grazing Restrictions in Pastoral China”, *Environmental Science and Policy*, 114: 295–304.

29.Waylen, K. A., and J. Martin-Ortega, 2018, “Surveying Views on Payments for Ecosystem Services: Implications for Environmental Management and Research”, *Ecosystem Services*, 29: 23–30.

30.Wunder, S., 2013, “When Payments for Environmental Services Will Work for Conservation”, *Conservation Letters*, 6(4): 230–237.

31.Yan, L., G. Zhou, and F. Zhang, 2013. “Effects of Different Grazing Intensities on Grassland Production in China: A Meta-Analysis”, *PLoS One*, 8: e81466.

32.Yin, Y. T., Y. L. Hou, C. Langford, H. H. Bai, and X. Y. Hou, 2019, “Herder Stocking Rate and Household Income Under

the Grassland Ecological Protection Award Policy in Northern China”, *Land Use Policy*, 82: 120-129.

33. Zhang, R. X., E. T. Yeh, and S. H. Tan, 2021. “Marketization Induced Overgrazing: The Political Ecology of Neoliberal Pastoral Policies in Inner Mongolia”, *Journal of Rural Studies*, 86: 309–317.

（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 Livestock Reduction Effect of the Second-round Grassland Ecological Compensation Policy and Its Implication for the New-round Policy Implementation: An Analysis Based on Microscopic Time-series Tracking Data in Inner Mongolia Pastoral Areas

ZHANG Ruxin TAN Shuhao

Abstract: Accurately evaluating the livestock reduction effect of the second-round grassland ecological subsidy policy is conducive to providing a scientific basis for the effective implementation of the third-round policy. Using the three-phase panel data of herdsman in Inner Mongolia, this study applies the double difference model to evaluate the livestock reduction effect of the second-round policy. It also explores the mechanism of improving compensation standards and strengthening supervision on the livestock reduction effect of the second-round policy implementation based on the empirical analysis and qualitative analysis. The results show that, firstly, the livestock reduction effect of the second-round policy implementation is stronger than that of the first-round, but it is still far from reaching the expected target. Secondly, improving compensation standards and strengthening supervision is mainly to strengthen the restraint rather than incentive effect of the policy, so as to enhance the livestock reduction effect of the second-round policy implementation. Thirdly, Under the dominant restraint mechanism, herdsman passively cope with the inspection and reduce their livestock by far less than the amount specified in the policy, which limits the enhancement of the livestock reduction effect of the policy in the long run. Fourthly, the incentive effect of the policy is not strong due to three reasons as follows. First, the total amount of compensation funds is insufficient and the distribution of the compensation fund is unreasonable. Second, local governments conduct a single way to encourage herdsman to reduce the stocking rate of grassland. Third, herdsman's livelihood is highly dependent on the number of livestock. Therefore, this study puts forward the following suggestions for the formulation and implementation of the third-round policy, namely, appropriately improving the compensation standard and distributing more compensation funds to herdsman with higher losses; Guiding herdsman to reduce the stocking rate of grassland by multiple ways, e.g. transferring land, building forage land and improving livestock; Paying equal attention to livestock reduction and income increase, and helping herdsman to improve production income and reduce the opportunity cost of livestock reduction through market-oriented and organized means.

Keywords: Grassland; Ecological Protection; Compensation Policy; Double Difference Model; Inner Mongolia

抑减还是诱致：宅基地确权 对农村违法占地建房的影响*

郭君平¹ 仲鹭勃² 曲 颂¹ 朱铁辉¹

摘要：基于全国31288个行政村的样本数据，本文综合运用多种计量经济模型验证宅基地确权对农村违法占地建房的影响。研究发现：宅基地确权对农村违法占地建房兼具抑制发生概率、减少存量的双重作用，不存在诱致效应。宅基地确权对不同程度违法占地建房的减缓作用存在显著异质性，即宅基地确权对轻度的违法占地建房问题减缓作用最大，中度次之，重度最小。不同经济区域对宅基地确权抑减农村违法占地建房现象有显著的调节效应，即经济发展水平越高的区域，宅基地确权对违法占地建房的抑减作用越大。闲置宅基地复垦在宅基地确权抑减农村违法占地建房过程中具有遮掩效应（即削弱作用）。据此，本文认为，宅基地确权是遏制、整治农村违法占地建房的重要切入点和着力点，但应根据各地经济发展水平、违法占地建房严重程度，在保障宅基地居住功能前提下，执行差别化的宅基地确权、管理与利用政策。

关键词：宅基地确权 农村违建房 宅基地复垦 中介机制 遮掩效应

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

20世纪80年代以来，随着农村经济快速发展，农户扩大住房面积、改善居住条件的需求和能力与日俱增；同时，家庭结构核心化、住户规模小型化进一步加剧了分家立户、分户建房趋势，致使农村居民点用地规模不断扩张且人均住房面积大幅增加。2018年农村人均住房面积47.30平方米^①，比1980年增长403.19%^②。高度活跃的建房投资活动虽有效满足了农户劳作、居住、社交、文化等多层次需求，但也伴生了未批先建、边批边建、少批多建、移位乱建、建新不拆旧及改变地类等诸多违法

*本文研究获得国家社科基金青年项目《宅基地制度改革对传统村落古民居活化利用的影响研究》（编号：20CGL032）、中国农业科学院“院级青年英才”和农业经济与发展研究所“所级青年英才”培育工程的资助。本文通讯作者：曲颂。

^①参见《李晓超：经济总量迈上新台阶 人民生活水平持续提高》，http://www.stats.gov.cn/xxgk/jd/sjjd2020/202001/t20200110_1764882.html。

^②1980年，农村人均住房面积为9.40平方米。数据来源于《中国统计年鉴1999》。

占地建房行为（Wu et al., 2018；吕萍等，2020）。各地情况表明，农村违法占地建房现象较为普遍，如贵州省相关国土部门于2014年对5个地级市的调查显示，11.85%的农户家庭拥有2~4处宅基地，17.50%的农户家庭存在“超标占地”问题，“两栖占地”现象也随着农民持续向城市迁徙而愈发严重（黄砾，2020）；张水峰和金兆怀（2015）调查了江西省8个县的宅基地情况后发现，“一户多宅”农户占比为13.48%，“超标建房”和“两栖占地”的农户合计占比为15.86%。不仅如此，东部发达地区和城市近郊区的农村违法占地建房现象更加突出。农村违法占地建房不仅违背国家节约集约用地政策，对严守18亿亩耕地红线造成巨大压力，还影响了乡村生态效益、基层治理秩序甚至党和政府公信力（杨帆和邹伟，2017；吕萍和钟荣桂，2018），在一定程度上阻碍了农业农村现代化建设和城乡融合发展。2020年，自然资源部、农业农村部联合下发《关于农村乱占耕地建房“八不准”的通知》^①和《关于保障农村村民住宅建设合理用地的通知》^②，部署开展农村乱占耕地建房专项整治工作。同年，中央全面深化改革委员会审议通过的《深化农村宅基地制度改革试点方案》亦提出，要将妥善处置历史遗留的违法违规占地建房问题和加快完成房地一体宅基地确权登记颁证作为新一轮宅基地制度改革试点的重要基础工作。但是，现实中整治农村违法占地建房乱象面临发现难、查办难、预防难等多重困境，以致屡禁不止，因此如何构建有效的识别与治理机制成为一项紧迫课题。

近十余年，部分学者透过局部地区的典型事实解析了农村违法占地建房问题出现、蔓延及难以遏制的根源。一是建房用地供不足需。主要表现为农村建设用地指标紧缺，部分刚需农户无法通过正式渠道、正常审批及时获批所需宅基地（华林江，2018）。二是经济利益驱动。由于宅基地“私有”观念普遍且资产属性日渐凸显，农民纷纷通过扩建争夺更多宅基地以满足对资产价值的诉求（林李月等，2020；袁方成和王丹，2021）。三是管理制度不完善。如农户分户现实与宅基地无偿分配规则相互抵牾；村集体的事权与财权不对应；政府权力运行越位、管理职责弱化和行为边界模糊等（陈小君，2019；高飞，2020；魏程琳，2021）。四是规划指导缺失。目前全国仅不足五成村庄编制了相关规划^③，且多数是针对村庄范围的简单规划，与土地利用规划、城乡规划衔接不力（刘锐，2019）。五是执法监察不到位。如基层执法队伍力量薄弱、运动式或选择性执法盛行、立案审查期限久、监督制约机制缺位及部门间协作不畅等（何燕玲，2013）。六是干群法律意识淡薄。部分乡村干部对违法占地建房的危害性认识不足，部分农民无知无畏（不学法、不知法、不懂法）或明知故犯（不信法、不畏法、不守法），致使一家违建、多家效仿（张强，2016）。然而，迄今学界对农村违法占地建房现象的研究在内容上限于成因与对策分析，在方法上囿于定性与规范分析，总体上既不深入也不系统，对很多基

^①参见《自然资源部 农业农村部关于农村乱占耕地建房“八不准”的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2020-07/31/content_5531728.htm。

^②参见《自然资源部 农业农村部关于保障农村村民住宅建设合理用地的通知》，http://gi.mnr.gov.cn/202007/t20200731_2535296.html。

^③曲颂、周慧、韩昕儒、王国刚、胡向东，2021：《“软硬兼修”合力推动乡村建设行动》，《农民日报》2021年5月15日第3版。

本或关键问题的研究仍处于“空白”状态，比如，农村违法占地建房的全国概况、分布分类特征及相关政策举措（如宅基地确权、宅基地制度改革等）的整治效果与作用机理如何，等等。

宅基地确权是顺应城乡要素双向流动趋势、扩大宅基地产权结构开放性的必要前置性措施（叶兴庆，2019），旨在明晰宅基地空间边界和权利主体。正如新制度经济学所指出的那样，在资源配置和财产交易时，清晰界定产权，明确交易双方的权利义务，可有效降低交易费用和提高配置效率，进而活跃市场（Goldsteina et al., 2018; Song, et al., 2020）。自党的十七届三中全会首次提出“搞好农村土地确权、登记、颁证工作”^①以来，国家政策文件多次就宅基地确权登记工作做出了部署和要求。早在2010年，中央“一号文件”就提出对宅基地开展确权登记颁证工作。2013年的中央“一号文件”明确要求全面开展农村土地确权登记颁证工作。2014年，原国土资源部、财政部等五部门联合下发《关于进一步加快推进宅基地和集体建设用地使用权确权登记发证工作的通知》，要求加快推进农村房地一体确权登记发证。2019—2021年，中央“一号文件”连年强调扎实推进、规范开展房地一体的宅基地确权登记颁证工作。尽管有研究表明宅基地确权有产权保障效应，以法律形式落实宅基地的用益物权，有利于保障农民对宅基地及地上房屋占有、使用、收益、流转等排他性权能（吴郁玲等，2018；郭贯成和盖璐娇，2021），但各地实践之路并不顺畅，其主要障碍除登记主体不明、权属来源复杂、基础地籍资料不全、法制依据矛盾混乱、工作机制不健全、监督管理不到位及权利主体认知局限之外（彭长生等，2019；杨静和骆秀芳，2021），还有大量不具备确权登记条件的违法占地建房问题，这极大地增加了宅基地确权难度并迟滞了进程（于水和丁文，2016）。

综上所述，农村违法占地建房会阻碍宅基地确权在理论界与实践界已成为共识。然而，宅基地确权对农村违法占地建房的影响又如何？两者之间是否存在互为因果的关系？目前尚无文献对此进行实证检验，究其主因在于违法占地建房话题虽是社会热点但极为敏感，且绝大多数学者难以获取高可信度的大样本数据。鉴于此，本文利用全国范围内的抽样调查数据，尝试探析宅基地确权对农村违法占地建房的影响方向、程度及其内在机制。本研究可能的边际贡献或创新之处在于：其一，构建了一个理解宅基地确权与农村违法占地建房之间关系的分析框架，并分别揭示了不同经济区域、闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房影响中的调节机制与中介机制。其二，跳出定性分析（案例分析）或规范分析的窠臼，基于计量分析所得的结论或观点，不仅可深化和丰富社会各界对农村违法占地建房治理规律的认知，更可为政府部门建立宅基地管理长效机制提供科学决策依据。其三，基于大型专项调查，所得村级微观数据兼具样本量大、覆盖面广、代表性强等多重特征。

二、理论分析与研究假说

（一）宅基地确权影响农村违法占地建房的总体分析

1.对增量的影响。一方面，宅基地确权从信息化角度强化了自然资源管理部门的监控能力，在宅基地经济价值高、利益复杂的征地拆迁区有利于弱化农民的“违建”预期（杜鹏，2016），而且确权

^①参见《关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》，http://www.gov.cn/test/2008-10/31/content_1136796.htm。

过程中相关政策宣传、业务培训及村民间信息传播会对有潜在违法占地建房行为的农户起到警示作用，这意味着宅基地确权可能对有违法占地建房倾向者形成有力的震慑效应，从而抑制违法占地建房新增。另一方面，改革开放以来，地权稳定是中国土地政策变迁的基本导向（张连华和霍学喜，2020），法律层面的确权颁证能有效提升宅基地产权强度和事实层面的产权稳定性，进一步强化农户宅基地“私有”认知和禀赋效应（钱龙等，2020），由此农户对宅基地的经济价值会作出更高的评价，进而诱致农户突破法规约束抢占更多宅基地或更好位置。因此，宅基地确权对农村违法占地建房形成正负两种作用力，违法占地建房发生与否是两种力量综合后的结果。基于此，本文提出假说1和假说2。

H1：宅基地确权可通过甄别、警示等功能，抑制新增农村违法占地建房。

H2：宅基地确权会通过强化农户“私有”认知和禀赋效应，诱使农村违法占地建房发生。

2.对存量的影响。现行宅基地确权政策及相关法律法规明确要求各地按照不同处置方式分门别类、因地制宜地整治农村违法占地建房存量。例如，对于乱占耕地建房、违反生态保护红线管控建房、城市居民非法购买宅基地建房或“小产权房”等，不得予以确权登记合法化；对于“未批先建”或骗取批准建造的农房，不仅不予确权登记，还由县级以上人民政府农业农村主管部门责令退还非法占用的土地，限期拆除其上建造的房屋；对于1987年《中华人民共和国土地管理法》实施后，农民建房占用的宅基地超过当地规定面积标准的，按批准面积确权登记，超过部分不予确权，但可在登记证书上备注说明，待以后分户建房或现有房屋征迁、改建、翻建、政府依法实施规划重新建设时，按有关规定做出处理，并按规定面积标准重新确权。此外，通过地籍调查能够查清、化解历史遗留的不符合政策的宅基地占有，促进依法合理用地（杨璐璐，2016）。可见，宅基地确权有助于甄别农村违法占地建房存量问题，并可作为清理整顿的抓手和依据。据此，本文提出假说3。

H3：宅基地确权有利于发现并整治既有违法占地建房事实，从而减少农村违法占地建房存量。

（二）宅基地确权影响农村违法占地建房的异质性分析

虑及农村违法占地建房状况下宅基地确权影响的异质性及其变动特点，本研究拟实证检验宅基地确权对不同程度农村违法占地建房的影响是否存在差异。行政村中违法占地建房数量的多寡可直观反映违法占地建房状况的严重程度，并对应不同的定性等级，如轻度、中度、重度三级，抑或轻度、中度、重度、极重度四级，或根据研究所需相机设置一级至N级（ $N \geq 2$ ）^①。一般而言，行政村违法占地建房严重程度越深，其开展宅基地确权的难度越大、进度越慢，从而对违法占地建房严重程度的减缓作用越小；反之，行政村违法占地建房严重程度愈轻，其宅基地确权工作越容易开展且完成得越快，在一定时期内对违法占地建房严重程度的减缓作用越大。简言之，宅基地确权对行政村处于不同严重程度违法占地建房状态的影响大小不同。由此，本文提出假说4。

H4：宅基地确权对严重程度不同的农村违法占地建房状态的影响存在异质性。

（三）宅基地确权对农村违法占地建房的作用机制分析

1.不同经济区域的调节作用机理。宅基地确权抑减农村违法占地建房现象的有效程度可能受制于

^① 此处设置与既有文献资料中将不同收入水平的农户划分成不同收入组（如四等分组、五等分组或十等分组）同理。

区域经济发展水平。一方面，区域经济发展有助于加快宅基地确权步伐。从宅基地确权的需求侧看，经济发展水平愈高的区域，农民思想观念的现代化程度愈高，明晰宅基地产权的意识与动机也愈强，因此农民对宅基地确权更为认可和接受，有利于深入推进相关工作；从宅基地确权的工作基础看，发达地区政府的人力、物力、财力、信息、技术等资源相对充足，可为宅基地确权的顺利开展提供便利条件。另一方面，区域经济发展有可能加剧农村违法占地建房乱象。在经济发展水平越高的区域，宅基地确权带来产权稳定性所诱发的宅基地溢价效应与农房增值（或租金看涨）预期越大，但较大的农房增值空间或过高的租金诉求会使更多农民冒险违法占地建房（王婕，2020），进而提升农村违法占地建房发生概率和存量。这正如朱明芬等（2016）依常理所做的推论：区域经济条件越优越，即工业化程度、城市化水平越高的区域，农村宅基地及其住房的现实经济价值和潜在收益越高，违法占地建房行为的频率和规模就越大。因此，本文提出假说5。

H5：不同经济区域对宅基地确权抑减农村违法占地建房现象有显著的调节效应。

2. 闲置宅基地复垦的中介作用机理。可以从两方面考察闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房影响中的作用。其一，宅基地确权对闲置宅基地复垦的作用。众多实证研究验证，土地确权通过提升产权强度和稳定个体预期，能有效激励农户市场化配置土地资源（Deininger et al., 2011; Wang et al., 2015），进而提高闲置资源利用效率。对于宅基地而言，清晰的产权界定和法律层面的权利认定有助于宅基地资源的交易与利用，包括复垦、流转、抵押、退出等（钱龙等，2020）。即宅基地确权在一定程度上可促进闲置宅基地复垦。其二，闲置宅基地复垦与农村违法占地建房之间的关系。复垦是闲置宅基地的盘活方式之一，多与宅基地有偿退出结合使用。一般而言，闲置宅基地复垦通过增加有效耕地面积，将节余的农村建设用地指标经“增减挂钩”转变为城镇建设用地指标，推动区域城镇化发展（王兆林等，2016）。从理论与政策指引角度考量，开展闲置宅基地复垦的地方，需依法依规利用城乡建设用地增减挂钩、集体经营性建设用地入市等政策，为农民建房提供土地要素保障^①，因此，当地农民违法占地建房的可能性相对很小。然而，在具体实践中，由于地方财政对土地的依赖，有些地方为了利益最大化，会尽可能将宅基地复垦成耕地，形成新增建设用地指标后转让获利，其结果往往忽视了部分农户合理的建房用地需求，进而诱发农村违法占地建房问题。可见，闲置宅基地复垦与农村违法占地建房现象之间的相关性较强。基于以上分析，本文提出假说6。

H6：闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房的影响中发挥部分中介效应。

三、研究设计

（一）数据来源

本文所用数据来自农业农村部农村合作经济指导司于2019年4月组织完成的“全国闲置宅基地和闲置农房状况调查”。此项调查样本选择采取多阶段分层随机抽样方式，从全国30个省份随机选

^①参见《农业农村部关于积极稳妥开展农村闲置宅基地和闲置住宅盘活利用工作的通知》，http://www.gov.cn/xinwen/2019-10/16/content_5440479.htm。

取 200 个县（市、区），再从每个县（市、区）中随机抽取约 240 个行政村。调查方式为问卷调查，剔除无效问卷后，共获取有效村级问卷 31288 份。样本村的基本特征如表 1 所示。

表 1 受访行政村的基本特征

违法占地建房	样本量	占比（%）	经济区域	样本量	占比（%）
轻度违建村	2153	17.328	东部村庄	8937	28.560
中度违建村	855	6.880	中部村庄	9602	30.690
重度违建村	147	1.188	西部村庄	9524	30.440
无违建村	9273	74.614	东北村庄	3225	10.310
合计	12428	100.000	合计	31288	100.000
地形特征			村庄规模		
山地村庄	4187	13.420	特大型村	17830	60.970
高原村庄	5004	16.040	大型村	5060	17.300
丘陵村庄	8733	27.980	中型村	4573	15.640
平原村庄	9416	30.180	小型村	1781	6.090
盆地村庄	3862	12.380			
合计	31202	100.000	合计	29244	100.000
地理区位			确权与否		
近郊村	15644	50.850	确权村	19377	63.590
中郊村	10936	35.550	非确权村	11093	36.410
远郊村	4186	13.600			
合计	30766	100.000	合计	30470	100.000

注：①由于有些分组变量存在不同量级的缺失值，其所涉及的样本量各异且未达到有效样本量（31288 个）。②受访村可按违法占地建房数量划分为无违法占地建房村（0 宗）、轻度违法占地建房村（1~3 宗）、中度违法占地建房村（4~9 宗）、重度违法占地建房村（10 宗以上）四个等级。③根据《中华人民共和国国家标准（GB 50188-2007）：镇规划标准》，受访村可按村常住人口数划分为特大型村（大于 1000 人）、大型村（601~1000 人）、中型村（201~600 人）和小型村（200 人以内）四类。④受访村可按县村距离划分为近郊村（距县城 25 公里内）、中郊村（距县城 25~50 公里）和远郊村（距县城 50 公里以上）三类。⑤确权村包括调查时正在开展或已经完成宅基地确权工作的行政村。

从违法占地建房情况看，25.386%的行政村存在违法占地建房乱象，其中轻度、中度和重度违法占地建房的行政村分别占 17.328%、6.880%和 1.188%。从经济区域看，中、西部地区^①的行政村分别占 30.690%和 30.440%，相比东部和东北地区更高。从地形特征看，平原、丘陵地区的行政村分别占 30.180%和 27.980%。从村庄规模和地理区位看，60.970%的行政村属于特大型村，50.850%的行政村是近郊村。从宅基地确权情况看，确权村和非确权村分别占 63.590%和 36.410%。

^①东部地区包括：北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区包括：山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区包括：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆；东北地区包括：辽宁、吉林、黑龙江。“全国闲置宅基地和闲置农房状况调查”在除山东以外的 30 个省份展开。

（二）变量选取及描述性统计

1.因变量。本研究旨在廓清宅基地确权对农村违法占地建房现象的影响及其作用机制，结合相关数据的可获得性，共设置3个因变量，即“违法占地建房发生与否”“违法占地建房数量”和“违法占地建房严重程度”。

2.关键自变量。作为宅基地制度改革试点的基础工作，宅基地确权是本文关注的核心自变量，在调查问卷中对应“行政村是否开展了宅基地确权工作”这一问题。

3.控制变量。实际上，农村违法占地建房状况也受到一些其他因素的间接影响。本文在考量样本数据显示出的各变量之间相关关系的基础上，通过理论分析和参照历史相关文献（胡银根等，2016；崔江红，2017；黄砾，2020；郭君平等，2020），将宅基地制度改革试点（简称“宅改试点”）、宅基地管理规定、经济区域、村庄规模、地形特征、地理区位、人口流动率、村庄规划、民族类型及宅基地流转等10个因素纳入控制变量范畴。

具体说明如下：①相比非宅改试点村，宅基地制度改革试点村发生违法占地建房的可能性更大且严重性更高，其原因是：改革前隐蔽的违法占地建房问题在宅改后逐渐暴露；宅改后申请新宅基地受到的约束更强，可获得性下降；以及宅改后宅基地的财产属性凸显，诱使部分农户铤而走险。②村级宅基地管理规定是针对农民合法使用或依法批准用于建造住宅的集体所有土地的管理办法，其制定依据主要是当地实际情况和《中华人民共和国土地管理法》《中华人民共和国物权法》等法律、法规及政策，有利于规范农民建房秩序。③东部地区地少人多且宅基地面积标准低，农民住房改善需求与宅基地供给不足的矛盾最突出，而东北地区人口外流严重、地广人稀且宅基地面积标准高，农村宅基地供大于求。相较东、中、西部地区，东北地区行政村发生违法占地建房的概率更低、数量更少。④中国行政村规模大小不一、相差悬殊，既有数千人的特大型村庄，也有几十人的小型村庄。通常村庄人口数量越多且构成越复杂，宅基地确权进展越缓慢，存在违法占地建房现象可能越多。⑤相较高原、丘陵、平原、盆地等地形村，山地村由于交通不便、监管力度不够及宅基地面积标准高、利用率低等原因，发生违法占地建房的可能性更大且情况更严重。⑥随着城市用地规模不断扩大，近郊村因地理位置优越、区位优势明显而日益成为各类问题的聚集地，特别是在外来农民工居住需求的催化下，农户为追求利益最大化易私搭乱建；相较之下，中郊村尤其是远郊村较少出现以上情况。⑦村庄人口净流出越多，则宅基地总需求越小且愿退出宅基地的进城农户越多（宅基地供给相应增加），因而村域内发生违法占地建房现象的概率越小、数量越少；反之同理。⑧改革开放后，不少地方曾编制甚至多轮编制了村庄规划，但均因用地规模与指标冲突、用地情况不明、村集体和村民抵制等原因而难以落地，致使城乡接合部、交通沿线、坝区周边等重点区域的农民违法占地建房行为更普遍。⑨由于经济发展水平、资源禀赋、地理环境（区位因素）、风俗习惯等方面的滞后性或差异性，民族地区农民违法占地建房状况可能比汉族地区更严峻。⑩宅基地兼具公共资源属性和建设自住房的土地财产意义，在局部地区已显现资产属性，加之受征地拆迁补偿政策的影响，农民作为“理性人”通常会设法扩大宅基地和住宅面积，再通过隐形（违法）流转实现当期收入与预期补偿最大化。

4.工具变量。众所周知，作为工具变量至少须满足以下条件：与内生解释变量高度相关，且与随

机误差项不相关。由于“一户一宅户数”与宅基地确权相关（一户一宅政策是开展宅基地确权工作的重要依据），但不影响农村违法占地建房，故本文选取“一户一宅户数”作为模型的工具变量。借鉴学界经验做法，构建两个模型对工具变量的外生性和有效性进行检验。结果显示，工具变量对行政村违法占地建房状况的影响不显著，但对宅基地确权影响显著，且相关系数检验同样支持此结果，这表明工具变量设定合理。

5.影响机制的调节变量与中介变量。在不同经济发展水平的区域，不仅农民违法占地建房的“获利空间”各异，而且宅基地确权的进度或难易程度不一。因此，本文择定控制变量中的经济区域作为调节变量。另外，如上文所述，宅基地确权有助于推动包括复垦在内的多种方式盘活闲置宅基地，而闲置宅基地复垦与农村违法占地建房之间存在强相关关系，故选择闲置宅基地复垦作为中介变量。即，本文分别选择1个调节变量和1个中介变量来探究宅基地确权对农村违法占地建房状况的作用机理。

6.变量的描述性统计分析。表2为变量的描述性统计。样本均值检验结果表明，相对于确权村，非确权村中发生违法占地建房乱象的行政村占比更高且情况更严重，这证实了宅基地确权村与非确权村发生违法占地建房状况存在显著差异。其他变量均值检验说明，农村违法占地建房状况在其他不同层面也大多存在显著差异。

表2 变量定义、描述性统计及均值检验

变量类型	变量名称	变量说明与赋值	全样本	确权村	未确权村	T 检验
			均值	均值	均值	t 值
因变量	违法占地建房发生与否	是否有违法占地建房现象，是=1，否=0	0.254 (0.004)	0.238 (0.005)	0.287 (0.007)	-5.817***
	违法占地建房数量	行政村内违法占地建房的实际数量（宗）	0.827 (0.017)	0.754 (0.020)	0.981 (0.033)	-6.173***
	违法占地建房严重程度	无（对照组）=0，轻=1度，中度=2，重度=3	0.347 (0.006)	0.320 (0.007)	0.403 (0.011)	-6.505***
关键自变量	宅基地是否确权	行政村是否开展了宅基地确权工作，是=1，否=0	0.636 (0.003)	1 (0)	0 (0)	—
控制变量	宅改试点	行政村是否为宅基地制度改革试点，是=1，否=0	0.171 (0.002)	0.185 (0.003)	0.148 (0.003)	8.246***
	宅基地管理规定	行政村是否出台村级宅基地管理规定，是=1，否=0	0.612 (0.003)	0.721 (0.003)	0.423 (0.005)	53.511***
	经济区域	东部地区=1，中部地区=2，西部地区=3，东北地区=4	2.222 (0.006)	2.215 (0.007)	2.235 (0.010)	-1.737*
	村庄规模	小型村=1，中型村=2，大型村=3，特大型村=4	3.335 (0.006)	3.311 (0.007)	3.377 (0.009)	-5.610***
	地形特征	山地=1，高原=2，丘陵=3，平原=4，盆地=5	3.114 (0.007)	3.162 (0.009)	3.029 (0.011)	9.235***

(续表 2)						
	地理区位	近郊村=1, 中郊村=2, 远郊村=3	1.627 (0.004)	1.639 (0.005)	1.607 (0.007)	3.652***
	人口流动率	(村户籍人口-村常住人口)×100/村户籍人口 (%)	-22.229 (9.390)	-24.075 (12.474)	-18.941 (13.726)	-0.262
	村庄规划	是否编制了村庄规划, 是=1, 否=0	0.617 (0.003)	0.712 (0.003)	0.453 (0.005)	46.182***
	民族类型	民族地区=1, 汉族地区=0	0.128 (0.002)	0.123 (0.002)	0.135 (0.003)	-2.985***
	宅基地流转	是否存在宅基地出租、转让等流转现象, 是=1, 否=0	0.158 (0.002)	0.162 (0.003)	0.151 (0.003)	2.410**
	工具变量	一户一宅户数	470.458 (2.473)	455.489 (2.558)	496.849 (5.124)	-8.045***
中介变量	闲置宅基地复垦	行政村是否开展闲置宅基地复垦, 是=1, 否=0	0.269 (0.003)	0.304 (0.003)	0.208 (0.004)	18.135***

注：①*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号内数值为 t 检验的标准误。②人口流动率取值不同其含义不完全相同，大于 0 表示人口净流出，等于 0 表示人口流入流出均衡或未发生变化，小于 0 表示人口净流入。

(三) 模型设定

1. 基准模型。为考察宅基地确权对农村违法占地建房状况的影响，设定如下基准模型：

$$Illegal_i = a_0 + a_1 Confirm_i + \sum a_2 X_i + e_i \quad (1)$$

其中， $Illegal_i$ 表示第 i 个行政村的违法占地建房状况， $Confirm_i$ 表示第 i 个行政村的宅基地确权状况， X_i 为控制变量， e_i 是随机扰动项。据此，并借鉴 Heckman (1978)、冯华超和钟涨宝 (2019) 的处理方式，在 Probit 模型、Tobit 模型和 Oprobit 模型的基础上，采用两阶段回归分别构建 IV-Probit 模型、IV-Tobit 模型和 IV-Oprobit 模型（工具变量回归法），以克服可能存在的互为因果关系或遗漏重要变量等引致的内生性问题。

2. 影响机制模型。（1）调节效应模型。由于所处经济区域的发展水平差异，致使不同行政村宅基地确权的难易程度和工作进度也大相径庭，进而影响农村违法占地建房状况。为考察经济区域的异质性对农村违法占地建房现象的影响，本文在（1）式的基础上，添加宅基地确权与经济区域的交互项（ $Confirm_i \times Region_i$ ）作为解释变量，将（1）式扩展为：

$$Illegal_i = \alpha_0 + \alpha_1 Confirm_i + \alpha_2 Region_i + \alpha_3 Confirm_i \times Region_i + \sum \alpha_4 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， $Region_i$ 表示东、中、西部及东北地区四大经济区域，以近年地区生产总值为衡量标准，

分别代表由高至低的经济发展水平^①。

(2) 中介效应模型。近年随着中介效应分析的日渐兴起,越来越多的学者发现此方法在一定程度上可揭示关键自变量对因变量影响的内在机制,本文借鉴 Baron and Kenny (1986)、温忠麟和叶宝娟 (2014) 的研究成果,构建如下模型:

$$Illegal_i = \alpha'_0 + \alpha'_1 Confirm_i + \sum \alpha'_2 X_i + \varepsilon'_{i1} \quad (3)$$

$$Mediator_i = \beta_0 + \beta_1 Confirm_i + \sum \beta_2 X_i + \varepsilon'_{i2} \quad (4)$$

$$Illegal_i = \gamma_0 + \gamma_1 Confirm_i + \gamma_2 Mediator_i + \sum \gamma_3 X_i + \varepsilon'_{i3} \quad (5)$$

(3) ~ (5) 式中, *Mediator* 为中介变量,其他符号的释义与前面公式相同。(3) 式表示宅基地确权对农村违法占地建房状况的总效应,(4) 式表示宅基地确权对中介变量的影响效应,(5) 式中的系数 γ_2 表示中介变量对农村违法占地建房状况的直接效应。将(4) 式代入(5) 式可得到中介变量的中介效应 $\gamma_2 \beta_1$, 即宅基地确权通过中介变量对农村违法占地建房状况产生的影响。若 $\gamma_2 \beta_1$ 和 γ_2 同号,说明闲置宅基地复垦在宅基地确权对农村违法占地建房状况的影响中发挥中介作用;若 $\gamma_2 \beta_1$ 和 γ_2 为异号,则说明闲置宅基地复垦在宅基地确权与农村违法占地建房状况之间具有遮掩效应^②。

四、实证结果分析

(一) 宅基地确权对违法占地建房的影响估计

1. 总体效应。表 3 中 Probit 模型 I 和 Tobit 模型 I 的回归结果表明,在未考虑内生性的情况下,宅基地确权显著地减缓了农村违法占地建房状况。为解决由关键自变量与因变量互为因果引起的内生性问题,本文采用了 IV-Probit 模型 I、IV-Tobit 模型 I 等工具变量回归模型。内生性检验结果表明,两

^①据 2020 年和 2021 年《中国统计年鉴》及各省统计年鉴公布的数据测算,2019 年,各地的地区生产总值,东部地区达 511161.2 亿元,在全国占比为 51.9%;中部地区达 218737.8 亿元,占比为 22.2%;西部达 205185.2 亿元,占比为 20.8%;东北地区达 50249 亿元,占比为 5.1%。2020 年,东部地区地区生产总值达 525733.03 亿元,在全国占比为 51.75%;中部达 261760.81 亿元,占比为 25.76%;西部达 173753.5 亿元,占比为 17.10%;东北地区达 51124.82 亿元,占比为 5.03%。可见,近年东部、中部、西部及东北地区的地区生产总值排名并无变化,依序对应着由高到低的经济发展水平。

^②新近发展的中介分析方法提出在自变量与因变量之间的关系分析中增加第三个变量,这样分析结果会出现三种相似的机制,分别是中介效应 (mediation effect)、混淆效应 (confounding effect) 及遮掩效应 (suppressing effect)。其中,中介效应变量处于自变量与因变量的因果链条上,混淆效应变量在两者之间不必然是因果关系,中介效应变量和混淆效应变量均可以减少自变量与因变量之间的总效应;相反,遮掩效应即控制“遮掩变量”后自变量对因变量的作用力会变大。遮掩效应最初被用来指代人的感官在外界环境干扰下效能减弱的一种现象,在学术研究中被类比为两个变量之间影响的主效应被“遮掩变量”削弱。

模型的 Wald chi2 值分别为 119.840 和 123.000（均极显著），可见存在内生性问题，采用工具变量是有效的；此外，相关性检验结果表明，两模型第一阶段估计的 F 值对应的 P 值均在 1% 的统计水平上显著，可见不存在弱工具变量问题。换言之，本文选取的工具变量能解决内生性问题。基于以上分析，本文以 IV-Probit 模型 I 和 IV-Tobit 模型 I 的回归结果作为解释依据。从中可知两点：一是关键自变量的边际效应或估计系数（绝对值）比基准模型中的更大，这说明若不采用工具变量解决内生性问题，会低估宅基地确权对农村违法占地建房状况的减缓作用。二是在控制其他变量的情况下，宅基地确权对农村发生违法占地建房的概率和数量均有极显著负向影响。即宅基地确权可使行政村发生违法占地建房的概率下降 398.500%、数量平均减少 8.504 宗，由此假说 1 的“抑制新增”效应和假说 3 得以验证，同时假说 2 不成立。这一发现与杜鹏（2016）的研究结果不同，他认为宅基地确权无助于普通农村“违建”问题的根本解决，因为宅基地确权可能造成历史遗留问题与矛盾集中爆发，增加宅基地资源优化的成本和难度。

表 3 宅基地确权对农村违法占地建房影响的总体估计

变量名	违法占地建房发生与否（概率）				违法占地建房数量（存量）			
	IV-Probit 模型I		Probit 模型I		IV-Tobit 模型I		Tobit 模型I	
	边际效应	标准误	边际效应	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宅基地确权	-3.985***	0.579	-0.033***	0.009	-8.504***	2.673	-0.556***	0.142
宅改试点	0.449***	0.076	0.054***	0.011	2.071***	0.354	0.859***	0.174
宅基地管理规定	0.744***	0.137	-0.027***	0.010	3.362***	0.633	-0.480***	0.160
经济区域	-0.256***	0.026	-0.066***	0.005	-1.232***	0.124	-1.077***	0.077
村庄规模	0.107***	0.039	0.088***	0.006	0.616***	0.182	1.482***	0.093
地形特征	-0.027	0.025	-0.038***	0.004	-0.123	0.116	-0.598***	0.058
地理区位	-0.001	0.035	-0.026***	0.006	-0.020	0.163	-0.431***	0.093
人口流动率	0.000	0.001	2.136E-04	2.E-04	0.002	0.004	0.003	0.002
村庄规划	0.561***	0.095	0.011	0.010	2.544***	0.437	0.095	0.160
民族类型	0.060	0.071	0.006	0.013	0.581*	0.329	0.379*	0.198
宅基地流转	0.167***	0.063	0.074***	0.011	0.802***	0.290	1.205***	0.166
常数项	—	—	—	—	5.703***	1.506	-8.847***	0.518
Wald 或 LR chi2	311.300***		689.040***		320.980***		799.210***	
Pseudo R ²	—		0.062		—		0.034	
观测值	9756		10808		9756		10808	

注：①由于工具变量和有些控制变量存在不同量级的缺失值，IV-Probit 模型 I（IV-Tobit 模型 I）和 Probit 模型 I（Tobit 模型 I）的观测值均未达到有效样本量（31288 个）且有较大差异。②*、*** 分别表示在 10% 和 1% 的统计水平上显著。

2. 异质性分析。前文虽估计了宅基地确权对农村违法占地建房影响的整体效应，但未能反映宅基地确权对严重程度不同的农村违法占地建房状态影响的异质性，而此问题的破解有助于丰富宅基地确权抑减农村违法占地建房现象的研究内容。本文基于表 1 中在行政村违法占地建房严重程度层面的分

组处理,采用 Oprobit 模型和 IV-Oprobit 模型检验宅基地确权对农村违法占地建房严重程度影响的异质性。如表 4 所示, IV-Oprobit 模型通过了 LR 检验, 根据 Insig_2 值, 该模型的二阶段估计显著且通过了 atanhrho_12 检验, 表明该模型中使用 CMP 方法(工具变量回归)估计优于用 Oprobit 方法估计, 工具变量在有序选择模型中使用有效。此外, 在 IV-Oprobit 模型和 Oprobit 模型的回归结果中, 宅基地确权变量均在 1%统计水平上显著且估计系数均为负, 表明宅基地确权显著降低了农村违法占地建房的严重程度。进一步, 从宅基地确权的边际效应来看, 宅基地确权可使行政村处于重度、中度、轻度违法占地建房状态的概率分别下降 0.300%、1.300%和 1.900%, 与此同时使行政村处于无违法占地建房状态的概率提高 3.500%, 其中前三者降幅之和等于后者升幅(各状态之间的转化)。这意味着两点: 一是宅基地确权对轻度违法占地建房状态的减缓作用最大, 中度次之, 重度最小。至此, 假说 4 得到支持。二是宅基地确权对农村不同严重程度违法占地建房状态的影响是直接彻底的(即从重度、中度和轻度同时削减至无), 而非逐步梯次的(如从重度减缓至中度或轻度、从中度减缓至轻度或无)。

表 4 宅基地确权对农村违法占地建房严重程度影响的分层估计

变量名	IV-Oprobit 模型	Oprobit 模型				
	系数	系数	边际效应			
			无	轻度	中度	重度
宅基地确权	-0.335*** (0.086)	-0.117*** (0.029)	0.035*** (0.009)	-0.019*** (0.005)	-0.013*** (0.003)	-0.003*** (0.001)
宅改试点	0.174*** (0.035)	0.178*** (0.036)	-0.053*** (0.011)	0.028*** (0.006)	0.020*** (0.004)	0.005*** (0.001)
宅基地管理规定	-0.101*** (0.032)	-0.101*** (0.033)	0.030*** (0.010)	-0.016*** (0.005)	-0.011*** (0.004)	-0.003*** (0.001)
经济区域	-0.212*** (0.015)	-0.214*** (0.015)	0.064*** (0.004)	-0.034*** (0.002)	-0.024*** (0.002)	-0.006*** (0.001)
村庄规模	0.286*** (0.019)	0.292*** (0.019)	-0.087*** (0.005)	0.047*** (0.003)	0.033*** (0.002)	0.008*** (0.001)
地形特征	-0.121*** (0.012)	-0.121*** (0.012)	0.036*** (0.003)	-0.019*** (0.002)	-0.014*** (0.001)	-0.003*** (4.E-04)
地理区位	-0.085*** (0.019)	-0.085*** (0.019)	0.025*** (0.006)	-0.014*** (0.003)	-0.010*** (0.002)	-0.002*** (0.001)
人口流动率	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)	-2.E-04 (2.E-04)	1.E-04 (8.E-05)	7.E-05 (6.E-05)	2.E-05 (1.E-05)
村庄规划	0.026 (0.032)	0.026 (0.033)	-0.008 (0.010)	0.004 (0.005)	0.003 (0.004)	0.001 (0.001)
民族类型	0.068* (0.040)	0.069* (0.042)	-0.021* (0.012)	0.011* (0.007)	0.008* (0.005)	0.002* (0.001)
宅基地流转	0.242*** (0.033)	0.241*** (0.034)	-0.072*** (0.010)	0.038*** (0.005)	0.027*** (0.004)	0.007*** (0.001)

(续表 4)

LR chi2	814.790***	Wald chi2	740.330***
Insig_2	-0.735***	Pseudo R ²	0.048
atanhrho_12	0.119***	—	—
观测值	27714	观测值	10808

注：①由于工具变量和控制变量存在不同程度的缺失值，用于 IV-Oprobit 模型和 Oprobit 模型估计的观测值均未达到有效样本量（31288 个）。②*、***分别表示在 10%和 1%的统计水平上显著；括号内数值为标准误。

3.稳健性检验。借鉴既有研究经验，本文做了以下稳健性检验：第一，更换模型形式。将 Probit 模型、IV-Probit 模型分别替换为 logit 模型和 IV-logit 模型，将 Tobit 模型、IV-Tobit 模型分别替换为 OLS 模型和 IV-2SLS 模型，以及将 oprobit 模型、IV-oprobit 模型分别替换为 ologit 模型、IV-ologit 模型。第二，替换控制变量。即将控制变量中的地理区位（分类变量）替换为县村距离（连续变量）。第三，删除部分样本。为避免极端值或奇异值的干扰，对所有连续变量进行 1%与 99%的缩尾处理。最终发现以上稳健性检验结果^①与前文基准模型回归的结论基本一致，这有力地支持了前文 4 个研究假说。

（二）影响机制检验结果分析

1.不同经济区域的调节效应检验。为探究不同经济区域在宅基地确权对农村违法占地建房的影响效应中是否会发挥作用，本文在拟合回归中加入交互项来分析不同经济区域是否在宅基地确权与农村违法占地建房之间起到调节作用。由表 5 可知，在 IV-Probit 模型Ⅱ（Probit 模型Ⅱ）和 IV-Tobit 模型Ⅱ^②（Tobit 模型Ⅱ）的回归中，宅基地确权变量均显著，且估计系数均为负，而宅基地确权与经济区域的交互项的估计系数均正向显著，这表明宅基地确权对农村违法占地建房现象的抑减作用因经济区域的不同而各异。换言之，不同经济区域对宅基地确权与农村违法占地建房现象之间的影响关系有显著的削弱作用（即调节效应），再结合经济区域变量的赋值顺序及释义，可知经济发展水平越低的区域，宅基地确权对农村违法占地建房现象的抑减作用越小。因此，假说 5 得到验证。

表 5 经济区域对农村违法占地建房调节效应的估计结果

变量	违法占地建房发生与否		违法占地建房数量	
	IV-Probit 模型Ⅱ	Probit 模型Ⅱ	IV-Tobit 模型Ⅱ	Tobit 模型Ⅱ
宅基地确权	-6.459*** (1.661)	-0.233*** (0.074)	-26.820*** (7.602)	-1.110*** (0.346)
经济区域	-1.255*** (0.484)	-0.258*** (0.025)	-4.729** (2.222)	-1.243*** (0.123)
宅基地确权与经济区域 的交互项	1.504** (0.711)	0.055* (0.031)	5.345** (3.265)	0.256* (0.146)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制

^①因篇幅所限，稳健性检验结果未予展示。

^②在 IV-Probit 模型Ⅱ和 IV-Tobit 模型Ⅱ中，用内生性变量（宅基地确权）的外生工具变量（一户一宅户数）形成一个新交互项（一户一宅户数与经济区域的交互项）作为原交互项（宅基地确权与经济区域的交互项）的外生工具变量。

(续表 5)

常数项	3.396*** (1.207)	-0.570*** (0.109)	12.890** (5.529)	-3.077*** (0.521)
Wald chi2	301.010***	696.190***	307.070***	802.290***
Pseudo R ²	—	0.062	—	0.034
观测值	8166	10808	8166	10808

注：*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著；括号内数字为标准误。

2. 闲置宅基地复垦的中介效应检验。为进一步揭示宅基地确权对农村违法占地建房的作用机制，本文接下来检验闲置宅基地复垦的中介效应。根据上文（2）～（4）式回归方程，应用索贝尔检验与自抽样检验分析可知（结果如表 6 所示）：在路径 A 和路径 B 中，间接效应和直接效应均分别在 1%和 5%统计水平上显著且符号相反，遮掩效应量分别为 0.054 和 0.048。这说明闲置宅基地复垦作为重要传导路径在宅基地确权与农村违法占地建房之间的关系中发挥了遮掩效应，而非中介效应（假说 6 不成立），即闲置宅基地复垦削弱了宅基地确权对农村违法占地建房发生概率与数量的抑减作用。

表 6 中介效应分析结果

影响路径	索贝尔检验 (Sobel test)				自抽样检验 (bootstrap test)		
	间接效应	直接效应	总效应	遮掩效应量	间接效应	95%的置信区间	
						下限	上限
A. 宅基地确权→闲置宅基地复垦→违法占地建房发生与否	0.002*** (0.001)	-0.037** (0.009)	-0.034*** (0.009)	0.054	0.002*** (0.001)	0.001	0.004
B. 宅基地确权→闲置宅基地复垦→违法占地建房数量	0.007*** (0.003)	-0.147** (0.040)	-0.140*** (0.040)	0.048	0.007*** (0.002)	0.002	0.011

注：①***、**分别表示估计结果在 1%、5%的水平上显著；括号内为标准误。②遮掩效应量等于遮掩效应（即间接效应）除以直接效应（取绝对值）。③bootstrap 的重复次数为 1000。

五、主要结论与政策内涵

本文综合运用 IV-Probit 模型（Probit 模型）、IV-Tobit 模型（Tobit 模型）、IV-Oprobit 模型（Oprobit 模型）、调节效应模型及中介效应模型，基于全国 30 个省份 200 个县（市、区）31288 个行政村的抽样调查数据，实证分析了宅基地确权对农村违法占地建房的影响效应。结果表明：第一，宅基地确权对农村违法占地建房现象兼具抑制发生概率、减少存量的双重作用，不存在诱致效应。第二，宅基地确权对农村违法占地建房严重程度的减缓作用存在显著异质性。即宅基地确权对农村轻度违法占地建房状态的减缓作用最大，中度次之，重度最小。第三，不同经济区域对宅基地确权抑减农村违法占地建房现象有显著的调节效应。即经济发展水平越高的区域，宅基地确权对农村违法占地建房现象的抑减作用越大。第四，闲置宅基地复垦在宅基地确权抑减农村违法占地建房现象过程中具有遮掩效应（削弱作用）。

基于上述结论，可引申出以下政策启示：第一，将宅基地确权作为处置农村违法占地建房的重要切入点和着力点。各地应重视宅基地确权的基础性作用，结合房地一体的宅基地确权登记颁证工作，逐步遏制、化解违法占地建房问题。第二，根据区域经济差异有序推进宅基地确权工作。中央层面可重点或优先指导、扶持四大区域中经济发展水平最高的东部地区开展宅基地确权，其后依序是经济发展水平逐级递降的中部地区、西部地区和东北地区。第三，“由易到难”，稳妥开展宅基地确权工作。地方政府可重点或优先在轻度违法占地建房状态的行政村开展宅基地确权，其后依序是中度村和重度村。第四，督促各地在宅基地确权后因地制宜开展闲置宅基地复垦工作，多年未审批新增宅基地的地区，应在严格保障村民“户有所居”或合理建房用地需求的前提下开展闲置宅基地复垦。

参考文献

1. 陈小君，2019：《〈土地管理法〉修法与新一轮土地改革》，《中国法律评论》第5期，第55-64页。
2. 崔江红，2017：《农村宅基地使用权有限市场化流转改革研究——从利益相关群体利益冲突治理的视角》，《云南社会科学》第5期，第95-100页。
3. 杜鹏，2016：《基层土地管理错位与服务缺位探源——基于农民“违建”的思考》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第6期，第14-20页。
4. 冯华超、钟涨宝，2019：《新一轮农地确权促进了农地转出吗？》，《经济评论》第2期，第48-59页。
5. 高飞，2020：《农村宅基地“三权分置”政策入法的公法基础——以〈土地管理法〉第62条之解读为线索》，《云南社会科学》第2期，第95-103页、第187页。
6. 郭贯成、盖璐娇，2021：《乡村振兴背景下宅基地“三权分置”改革探讨》，《经济与管理》第4期，第11-15页。
7. 郭君平、仲鹭勃、曲颂、谭清香，2020：《宅基地制度改革减缓了农房闲置吗？——基于PSM和MA方法的实证分析》，《中国农村经济》第11期，第47-61页。
8. 何燕玲，2013：《中国土地执法摇摆现象及其解释》，《法学研究》第6期，第61-72页。
9. 胡银根、蔡国立、廖成泉、刘彦随，2016：《基于供需视角的城乡建设用地扩张与配置的驱动力》，《经济地理》第6期，第161-167页。
10. 华林江，2018：《农村违法用地、违法建筑整治工作研究——以浙江省N县为例》，《法制与社会》第10期，第96-107页。
11. 黄砾，2020：《农户隐性占地行为与宅基地改革路径》，《资源科学》第2期，第298-310页。
12. 林李月、朱宇、柯文前、林存贞，2020：《流动人口流出地住房投资特征及影响因素——基于福建省的调查》，《地理科学》第3期，第401-408页。
13. 刘锐，2019：《土地、财产与治理：农村宅基地制度变迁研究》，武汉：华中科技大学出版社，第120-160页。
14. 吕萍、于淼、于璐源，2020：《适应乡村振兴战略的新型农村住房制度构建设想》，《农业经济问题》第1期，第17-27页。
15. 吕萍、钟荣桂，2018：《城乡住房市场一体化变迁过程中的居民住房权益研究》，《中国软科学》第2期，第118-128页。
16. 彭长生、王全忠、钟钰，2019：《确权、农民分化与宅基地处置意愿——基于安徽、湖南两省农户调查数据的实

证分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第118-129页。

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

18.王婕，2020：《“三权分置”下宅基地流转与农民财产性收入增长的关系》，《经济研究导刊》第18期，第47-48页、第62页。

19.王兆林、杨庆媛、王娜，2016：《重庆宅基地退出中农民土地收益保护研究——基于比较收益的视角》，《中国土地科学》第8期，第47-55页。

20.魏程琳，2021：《财产化还是治理化：宅基地“三权分置”改革的目标厘定与方案构建》，《农业经济问题》第12期，第37-49页。

21.温忠麟、叶宝娟，2014：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》第5期，第731-745页。

22.吴郁玲、石汇、王梅、冯忠垒，2018：《农村异质性资源禀赋、宅基地使用权确权与农户宅基地流转：理论与来自湖北省的经验》，《中国农村经济》第5期，第52-67页。

23.杨帆、邹伟，2017：《农村宅基地建房规划管理：现实困境与制度重构》，《南京社会科学》第5期，第53-57页。

24.杨静、骆秀芳，2021：《宅基地房地一体确权登记的困境和破解之道》，《中国房地产》第10期，第44-46页。

25.杨璐璐，2016：《农村宅基地“一户多宅”诱因与实态：闽省个案》，《改革》第1期，第95-104页。

26.叶兴庆，2019：《有序扩大农村宅基地产权结构开放性》，《农业经济问题》第4期，第4-10页。

27.于水、丁文，2016：《多源流理论视角下宅基地使用权确权政策的议程设置研究——基于江苏省4市的调查》，《中国土地科学》第1期，第82-88页。

28.袁方成、王丹，2021：《情景适应：多重政策目标的动态实现逻辑——基于农村宅基地改革案例的经验观察》，《南京社会科学》第11期，第56-65页。

29.张连华、霍学喜，2020：《土地确权对农户地权稳定性感知的影响——基于村庄内土地不平等视角的分析》，《农业现代化研究》第4期，第659-668页。

30.张强，2016：《疏堵结合遏制农村宅基地违法用地现象——以湖北省当阳市为例》，《中国土地》第4期，第51-52页。

31.张水峰、金兆怀，2015：《中国农村宅基地使用权有效利用机制研究——基于江西省八个县农村宅基地使用权利用现状的分析》，《当代经济研究》第9期，第69-73页。

32.朱明芬、范正宇、邓容，2016：《农村宅基地使用权隐性流转的归因分析与规范引导对策建议》，《甘肃行政学院学报》第1期，第92-104页。

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

34. Deininger, K., D.A. Ali, and T. Alemu, 2011, "Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia", *Land Economics*, 87: 312-334.

35. Goldsteina, M., K. Hounbedjib, and F. Kondylis, 2018, "Formalization without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment", *Journal of Development Economics*, 132: 57-74.

36. Heckman, J.J., 1978, "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", *Econometrica: Journal of the*

Econometric Society, 46: 931-959.

37.Wang, H., J. Diesinger, and S.Q. Jin, 2015, “Land Documents, Tenure Security and Land Rental Development: Panel Evidence from China”, *China Economic Review*, 36 (11): 220-235.

38.Wu, Y., Z. Mo, Y. Peng, and M. Skitmore, 2018, “Market-driven Land Nationalization in China: A New System For the Capitalization of Rural Homesteads”, *Land Use Policy*, 70: 559-569.

39.Song, M., Y. Wu, and L. Chen, 2020, “Does the Land Titling Program Promote Rural Housing Land Transfer in China? Evidence From Household Surveys in Hubei Province”, *Land Use Policy*, 97: 1-14.

（作者单位：¹ 中国农业科学院农业经济与发展研究所；

² 农业农村部农村合作经济指导司）

（责任编辑：陈静怡）

Reduction or Inducement? The Impacts of Rural Homestead Rights Confirmation on Illegal Land Occupation and Housing Construction in Rural Areas

GUO Junping ZHONG Luqing QU Song ZHU tiehui

Abstract: Based on the sample data of 31288 administrative villages in China, this article uses a variety of econometric models to verify the impact of homestead right confirmation on rural illegal land occupation and housing construction. The findings indicate that, first, homestead right confirmation has the dual effects of restraining increment and reducing inventory of illegal land occupation and housing construction, and there is no inducing effect. Second, the retarding effects of homestead right confirmation on the illegal land occupation and housing construction suggest significant heterogeneity, namely, the homestead right confirmation shows large, middle and small retarding impacts on slight, middle and serious illegal housing construction, respectively. Third, significant regulatory effects can be found in different economic regions, namely, the higher the level of economic development, the greater the inhibition of homestead right confirmation on illegal land occupation and housing construction. Finally, the reclamation of idle homestead after homestead right confirmation has suppressing effects during the process of homestead right confirmation and inhibits the illegal land occupation and housing construction. Therefore, homestead right confirmation is an important entry point to inhibit and rectify the illegal land occupation and housing construction. However, differentiated policies on confirmation, management and utilization of homestead right should be implemented on the premise of ensuring the residential function of homestead according to the local economic development level and the severity of illegal land occupation and housing construction.

Keywords: Homestead Right Confirmation; Rural Illegal Building; Homestead Reclamation; Intermediary Mechanism; Suppressing Effect

农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗？*

杨 青¹ 彭 超² 许 庆^{3,4}

摘要：以土地承包权为发放依据的农业补贴政策使得租地农户难以获得除自己承包地之外的补贴支持，进而影响了农户土地流转，对此，2015—2016年的农业“三项补贴”改革实施了以土地经营权为发放依据的粮食适度规模经营补贴。本文利用全国农村固定观察点2014年、2017年和2018年三期数据实证分析了农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响。结果显示，首先，农业“三项补贴”改革在总体上对农户土地转入行为没有显著影响，但提高了规模农户的土地转入规模。其次，改革显著提高了土地转入价格，对规模农户土地转入价格的提升幅度尤为明显。最后，改革增加的规模经营补贴一部分转化为了地租，抑制了农户特别是小农户下一期的土地转入行为。本文研究表明，农业补贴若要更大程度地发挥促进农户土地流转的作用，不仅需要以土地经营权作为发放依据，还需要重视农业补贴转化为地租所引起的负面影响。

关键词：农业“三项补贴”改革 土地流转 地租

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，促进农户土地流转被认为是解决土地细碎化、实现农业适度规模经营的一个重要工具（田传浩等，2005）。然而，1998—2002年间，伴随粮价逐步下降，农业生产资料价格不断攀升，种粮农民收益持续走低，这对农户土地流转造成了不利影响。农业补贴政策被视为增加种粮农民收益，促进农户土地流转的有效手段（冀县卿等，2015）。2002—2006年中央政府相继实施了农作物良种补贴、种粮农民直接补贴、农机购置补贴和农资综合补贴，由此形成了以“四项补贴”为主的农业补贴政策，2006年四项补贴总额约为300亿元，2009年达到1200亿元，2012年更是达到1700亿元，2013

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“深化农村集体产权制度改革研究”（编号：20AZD046）、国家自然科学基金青年项目“WTO框架下农业补贴改革对粮食生产的影响及应对研究”（编号：72103116）及上海财经大学创新团队项目“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）的支持。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。

—2015 年一直维持在这一水平，2002—2015 年间累计投入高达 10000 多亿元^①。从实践来看，农业补贴政策一度促进了农户土地流转。然而，随着国内外形势发生深刻变化，除农机购置补贴外的农业“三项补贴”效能逐渐降低，原因在于以土地经营权为发放依据的农业“三项补贴”的执行成本过于高昂，地方基层政府为简化发放程序，节约地方财政开支，在后期发放过程中逐渐以农户承包地面积或计税面积为依据（许庆等，2020a），一些农民即使不种粮或不种地，也能得到补贴，而真正从事粮食生产的一些租地农户却难以得到除针对自己承包地所发放的“三项补贴”之外的补贴支持。这不仅造成生产性补贴变成农户的一项收入性补贴（李江一，2016），还使得补贴政策调动种粮积极性、促进粮食生产的作用大大降低，进而对农户土地流转造成了不利影响。

鉴于此，从 2015 年开始，中央政府启动了农业“三项补贴”改革试点工作，将农作物良种补贴、种粮农民直接补贴和农业生产资料综合补贴合并为农业支持保护补贴，并将促进粮食适度规模经营明确纳入政策目标，即在农业支持保护补贴资金中单独设立粮食适度规模经营补贴资金，用以重点支持规模农户，以体现“谁多种粮食，就优先支持谁”。2016 年，农业“三项补贴”改革在总结试点经验的基础上在全国范围内全面推开。从理论上讲，此次农业补贴改革将发放依据由承包权转为经营权后无疑会增加租地农户进行规模经营的收益，从而有利于农户土地流转。那么，在实际中，改革是否有助于农户土地流转？对此，本文拟利用全国农村固定观察点 2014 年、2017 年和 2018 年三期数据实证分析农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响。

本文的边际贡献在于以下三点：一是在研究内容上，本文分析了 2015—2016 年农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响，弥补了有关此次改革效果评价的空白。二是在理论机制上，本文不仅系统梳理了此次改革影响农户土地流转的机制，还分析了改革后农业补贴如何转化为地租进而影响农户下一期土地流转行为，并充分考虑了改革对不同类型农户影响的差异。三是在研究设计上，本文利用 2014 年、2017 年和 2018 年农业农村部全国农村固定观察点调查数据进行了计量分析，并运用不同的内生性处理办法来识别出变量之间的因果关系，以保证结论的可靠性。

二、文献综述

（一）农业补贴及其改革效应的相关研究

欧美发达国家较早实施农业补贴政策，因此关于农业补贴尤其是直接补贴的政策效应在国外学界受到广泛探讨，但研究结论并不一致。部分学者认为，若农业直接补贴与生产脱钩，本质上就是农户的收入补贴，对产出并没有显著影响（Weber and Key, 2012）。另一些学者则指出，直接补贴虽然不与生产直接挂钩，但在一定程度上仍会通过降低农业风险、缓解信贷约束、刺激劳动供给等方式来促进农业产出的增加（Adams et al., 2001; Chau and de Gorter, 2005）。自 21 世纪初中国农业直接补贴政策实施以来，学者们对这一政策效应也进行了诸多讨论，并且观点不一。一些学者认为，农业补贴

^①数据来源：作者根据中国提交到 WTO 的国内支持通报（2002—2015）整理所得。WTO: G/AG/N/CHN/21, G/AG/N/CHN/28, G/AG/N/CHN/42, G/AG/N/CHN/43, G/AG/N/CHN/44, G/AG/N/CHN/45。网址：https://www.wto.org/english/tratop_e/agric_e/ag_work_e.htm。

对粮食种植面积、产出和生产率有一定的促进作用（刘克春，2010；王欧和杨进，2014；Yi et al., 2015；朱满德等，2015；高鸣等，2017），但另一些学者研究发现，农业“三项补贴”对于产出的激励效应甚微（王皎和肖海峰，2006）。另外，黄少安等（2019）基于宏观数据对粮食直接补贴政策的效应进行了评估，发现政策执行初期的确刺激了农民种粮积极性，但是这一作用会快速递减并逐步消失，并且这一补贴政策对小规模农户增收基本无用，对规模农户的种粮积极性也并没有多大激励作用。其原因在于：一方面，补贴水平过低，平均每亩土地仅有 100 元左右，对平均仅有 8 亩左右土地的农户而言，缺乏足够的生产激励（张照新和陈金强，2007）；另一方面，虽然部分补贴要求与经营面积挂钩，但在实际中，大多数是按第二轮农地承包面积或农业税改革前的计税面积发放，很多农户即使不种粮食或不种地，也能得到补贴，此时，粮食直接补贴已然成为农户的一项收入补贴（李江一，2016）。由此，中国粮食补贴政策到底如何选择成为学者们的研究重点。倪国华和郑风田（2019）在对粮食政策的量化使用进行研究时指出，在任何一个历史时期，都需要将综合补贴、保护价限值与国家储备限值精确量化配合使用，方能使社会福利最大化。

相比之下，由于数据限制，有关农业“三项补贴”改革对农户土地流转影响的研究较少。许庆等（2020a）的最新研究虽然探讨了此次农业补贴改革的效果，但讨论主要集中于改革后的补贴是否符合 WTO 规则，而许庆等（2020b）的另一项研究则分析了农业支持保护补贴对规模农户种粮行为的影响。与之类似，张应良和文婷（2020）也是研究了改革后的现金直补对不同种粮大户经营规模的影响。但这两项研究主要是讨论改革后农业补贴的生产效应，而没有对比改革前后补贴政策的效应。此外，与本文相关的研究还有两项：一是 Lin and Huang（2021）基于 1999—2018 年农户调查数据分析了中国农业支持政策对农村土地流转市场价格的影响。这项研究尽管区分了农业税收政策、农业直接补贴政策和粮食价格补贴政策的效应，但并未考虑农业直接补贴政策在农业“三项补贴”改革前后的变化。二是许庆等（2021）分析了此次农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响，但研究内容并没有涉及对农户土地流转的影响。

（二）农户土地流转影响因素的相关研究

农户土地流转的影响因素历来受到政府和学界的高度关注，由此形成的讨论汗牛充栋。从内容上看，大致分为以下几类：第一是制度和产权因素。在制度经济学家看来，稳定的产权是市场交易的基础（Coase, 1992）。虽然改革开放后，中国实行了以家庭联产承包责任制为主要内容的农地制度，并强调“大稳定、小调整”，然而自然、社会和经济条件的地区差异导致相当比例地区的村庄会定期进行土地调整，因此，农户所拥有的土地产权残缺而不稳定（迟福林等，1999），阻碍了农户土地流转（钱忠好，2002）。进一步地，程令国等（2016）指出，农地产权残缺和不稳定造成的高交易成本已成为阻碍农户土地流转、实现资源有效配置的重要因素。另一部分学者则强调，不能仅仅关注土地调整降低农户地权稳定性预期这一个方面，而忽视土地调整所带来的风险分担等其他功能（Kung, 1994；田传浩和贾生华，2004）。第二是供给侧因素。农地能否有效供给是影响农户土地流转的主要因素之一，然而从现实来看，以家庭联产承包责任制为基础的小农户对于转出农地的意愿一直不高，原因之一在于当前乃至未来很长一段时期内，土地仍然是中国大多数农民赖以生存的主要生产资料，在农村

社会保障体系不完善的情况下，土地作为农村社会保障的替代物，为绝大多数农民提供了基本的生活保障、医疗保障以及养老保障等（姚洋，2000）。虽然伴随工业化和城镇化的快速推进，大量非农就业机会为农村转移劳动力提供了有力的收入保障，在一定程度上弱化了土地的社会保障功能，促进了农户的农地转出，但由于农村劳动力从事的工种多为替代性较强的体力工作，加之城乡户籍的二元结构、医疗保险的非携带性等制度因素导致非农就业并不稳定，当农民工的体力不足以支持非农就业时，他们依然要返乡依赖土地的社会保障功能（许庆和陆钰凤，2018）。第三是需求侧因素。土地产出收益是农地流转的必要条件，决定了农地转入方的需求大小（邓大才，2009）。进入21世纪后，农药、化肥等生产资料价格快速上涨，使得种粮收益难以保证，农业补贴作为增加种粮收益的重要政策能否取得预期效果得到了一些学者的关注。如冯锋等（2009）通过实地调研，发现农业补贴政策与农地流转不配套引发了一些问题，比如依据承包面积进行补贴的方式使得规模经营者难以得到承租后土地的补贴资金，从而抑制了农户转入土地。冀县卿等（2015）指出，将农业补贴发放给农地经营者而不是农村土地的承包者、加大农业补贴的力度有助于促进农户土地转入。

总的来看，以上文献对于评价农业“三项补贴”改革所产生的绩效颇具价值，尤其是为本文分析农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响提供了一定的参考与启示。但是，现有相关研究仍存在一些不足之处：第一，在研究农业补贴政策产生的效果方面，大部分集中于探讨补贴政策对农业生产规模、产出或生产率的影响，较少分析对农户土地流转的影响。第二，在农户土地流转的影响因素方面，大部分学者聚焦于产权或土地的社会保障功能，忽视了对农村土地流转市场需求侧的分析。第三，少数几篇分析农业补贴与农户土地流转关系的文献由于时间、数据限制等原因缺乏对农业“三项补贴”改革的讨论。本文拟弥补以上不足，采用全国农村固定观察点2014年、2017年和2018年三期面板数据实证分析农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响。

三、理论机制与研究假说

（一）农业“三项补贴”改革与土地流转行为

产权理论强调，产权的明晰界定是市场交易的前提，并发挥着激励和提高资源配置效率等基本作用（科斯，2014），历来农村土地制度的改革及变迁的核心均是围绕产权展开。同样，与土地制度息息相关的农业补贴及其改革也绕不开产权的范畴。农业“三项补贴”实施之初强调要以经营面积为发放依据，比如中央强调：“对种粮农户的补贴方式，粮食主产省、自治区原则上按种粮农户的实际种植面积补贴，如采取其他补贴方式，也要剔除不种粮的因素，尽可能做到与种植面积接近”^①。实质来看，这是要求以土地经营权作为补贴发放依据，以期提高农民的种粮积极性，但问题是以土地经营权为发放依据的农业“三项补贴”的执行成本过高，因而地方基层政府为节约成本，在后期发放过程中逐渐转化为以土地承包面积为发放依据——以农户承包地面积来计算农户获得多少补贴额（许庆等，2020b），即以土地承包权作为发放依据。在农村劳动力大量转移城市造成土地承包权与经营权分离的

^①参见《关于进一步完善对种粮农民直接补贴政策的意见》，http://www.gov.cn/ztl/2005-12/30/content_142985.htm。

情况下，一些承包农户（尤其是转移城市务工的农户）即使不种粮或不种地，也能得到补贴，而真正从事粮食生产的一些租地农户仅获得了针对自己承包地所发放的“三项补贴”，难以得到针对租地的补贴支持。这种以承包权作为发放依据的补贴方式会极大损害农户尤其是一些规模农户的种粮积极性，继而影响到其土地转入积极性。农业“三项补贴”改革“合三为一”，建立起农业支持保护补贴，并设立粮食适度规模经营补贴。从内容来看，粮食适度规模经营补贴不再以土地承包权为发放依据，代之以一定条件的土地经营权^①。这些条件具体体现在补贴条件、补贴金额与补贴方式上。对于补贴条件，多数地区规定经营面积必须达到一定规模的主体才可获得补贴。如江西省 2017 年规定，对水稻种植规模 50 亩及以上（耕地面积）的规模农户给予补贴，并且根据适度规模经营要求，对水稻种植规模在 50~300 亩、耕地流转关系稳定、水田连续流转期限达到三年（含申报补贴当年）及以上的大户优先给予补贴支持^②。对于补贴金额与补贴方式，一些地区采取分档次补贴方式，即根据不同的经营规模补贴相应的金额，如湖南省嘉禾县 2016 年规定，水稻种植面积在 30~200 亩的，每亩补贴 60 元；种植面积在 201~1500 亩的，每亩补贴 80 元；种植面积在 1500 亩以上的，每亩补贴 100 元^③。显然，以土地经营权作为发放依据后，种粮农户尤其是规模农户能够获得更多的补贴支持，他们转入土地扩大种粮规模的积极性也会更高。对此，本文提出如下假说：

H1：农业“三项补贴”改革对农户土地转入行为具有正向影响，并且相比于小农户，对规模农户的影响更大。

（二）农业“三项补贴”改革与土地流转价格

土地流转价格作为使用土地而支付的成本，会受到农业补贴政策及其改革的影响。农业补贴增加了单位土地的经营收益，即增加了土地所有者放弃土地使用的代价，因而土地所有者理应有提高土地流转价格的激励。虽然这一论述是以土地私有制为基础，但对于农村集体所有制下的土地也有类似作用。农村土地“三权分置”之后，土地权利分为所有权、承包权和经营权，而土地流转主要涉及经营权。农业“三项补贴”改革之前，“三项补贴”主要以土地承包面积为发放依据，而在承包权长期稳定的现实情况下，“三项补贴”基本为土地承包方所获得。改革之后，粮食适度规模经营补贴以一定条件下的经营面积为发放依据，补贴主要被经营方所获得。但不可忽视的是，随着城镇化的不断推进，农村劳动力大量转移到城市务工，农地承包经营权有了分离的现实条件和需求，特别是 2016 年中央政府在政策上予以了肯定，将农村土地承包经营权分为承包权和经营权^④。这一变化使得农地经营权

^①以一定条件的土地经营权为依据发放补贴的目的在于节约制度费用。如果补贴发放不设经营规模等条件，仅以经营权作为标准，那么政府需要每年统计全国约 2.3 亿农户的经营面积，发放补贴的制度费用将会极高。可以预期，在此情况下，大部分地方政府仍将回归以承包权为发放依据的“老路”。

^②参见《江西省 2017 年粮食适度规模经营补贴实施方案》，http://www.chaisang.gov.cn/zwgk/zfxgk/xzxxgk/xzkzc/zdgc_149218/zdlyxxgk_149238/nynczc_149244/202111/t20211129_5323202.html。

^③参见《嘉禾县粮食适度规模经营补贴发放实施方案》，http://www.hnjh.gov.cn/xxgkpt/565/580/1121/content_2857890.html。

^④参见《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-10/30/content_5126200.htm。

可以自由流转，而以经营权为发放依据的农业补贴也随之在流转双方之间分配。换言之，土地经营权的流转使得粮食适度规模经营补贴一部分转化为经营收益，为经营方所得，而另一部分转化为地租，为承包方所得，即以经营权为发放依据的农业补贴最终在土地需求方和供给方之间分配。至于分配比例，一方面取决于供求双方的市场地位，另一方面依赖于土地供给方对需求方的盈利预期。从人多地少的基本农情来看，农村土地流转市场天然面临土地供给不足的禀赋约束，加之当前很多农村土地仍然承担着社会保障功能，使得土地承包方转出土地的意愿并不高（刘进等，2020），这意味着农村土地流转市场中承包方往往拥有较高的市场地位（程令国等，2016）。另外，不同于小农户的是，规模农户具有较高的盈利水平，从而土地流转供给方对规模农户土地流转的要价也会偏高。对此，本文提出如下假说：

H2：农业“三项补贴”改革会提升农户土地转入价格，并且相比于小农户，对规模农户的影响更大。

（三）土地流转价格上涨的挤出效应

由上述分析可知，农业“三项补贴”改革在增加经营性补贴的同时会提升土地流转价格。逻辑上，在其他条件不变的情况下，土地流转价格上涨无疑会降低土地流转需求方的转入需求量，继而产生挤出效应——弱化农业“三项补贴”改革对农户土地流转行为的正向作用。不同规模的农户受到的挤出效应可能不尽相同，相比于小农户，规模农户的农业生产需要更多的固定资产投资，而固定资产往往具有较强的资产专用性^①，这意味着规模农户按照市场反应调整生产的灵活性较低（罗必良等，2008）。当农业“三项补贴”改革造成土地流转价格上涨时，规模农户由于资产专用性较高而被锁定，只能较小程度地调整土地流转行为。相比之下，小农户大多依靠外包服务，无需较大的固定资产投资，较少受到资产专用性的影响，在面临土地流转价格上涨时，可以较大幅度地减少土地转入。基于此，本文提出如下假说：

H3：土地流转价格上涨会部分挤出农业“三项补贴”改革对农户土地转入行为的正向作用，并且相比于规模农户，对小农户的影响更为明显。

四、研究设计

（一）数据来源

本文研究使用的数据为农业农村部全国农村固定观察点数据，该调查系统目前有2万多调查农户，涉及360个行政村，样本分布在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、信贷等方面的详细信息。除1992年和1994年因故未调查外，已连续跟踪长达33年（1986～2018年）。由于农业“三项补贴”改革主要于2015年和2016年进行，为比较改革前后农业补贴和农户土地流转的差别，本文将使用2014年、2017年和2018年三期面板数

^①资产专用性是指用于特定用途后被锁定而很难再作他用的资产，若改作他用价值会大幅降低，甚至变成毫无价值的资产（Klein et al., 1978）。

据。剔除主要变量数据缺失、错漏的样本后，共得到 33891 个有效的农户样本。本文在考察农业“三项”补贴”改革对农户土地流转行为和土地流转价格的影响时，主要使用 2014 年和 2017 年两期数据，在进一步分析改革后土地流转价格上涨的挤出效应时主要使用 2017 年和 2018 年两期数据。

（二）变量定义

1.土地流转变量。本文主要关注农户土地流转行为和土地流转价格。其中，土地流转行为包括两部分：一是土地流转决策，即年内是否流转土地；二是土地流转规模。需要说明的是，一方面，农业“三项补贴”改革的政策目标之一是支持农户转入土地，进行粮食适度规模经营，因此本文中的农户土地流转主要指土地转入；另一方面，由于调查数据中部分土地转入农户样本缺失土地转入价格信息，若是直接删除样本，会造成样本选择偏差，故本文利用村级层面的土地转入价格对缺失的农户土地转入价格进行填补。

2.农业补贴政策变量。本文的农业补贴政策变量主要是指亩均规模经营补贴。农业“三项补贴”改革的重要内容是实施了粮食适度规模经营补贴，即意味着农户在规模经营状态下的补贴标准（亩均规模经营补贴）在改革后有所提高，因此，亩均规模经营补贴可作为农业“三项补贴”改革的一个重要代理变量。借鉴许庆等（2021）的方法，本文采用省级层面粮食规模农户亩均获得的农业补贴金额来刻画亩均规模经营补贴。需要说明的是，调查问卷中没有单列粮食适度规模经营补贴，而是将该补贴列入了农业支持保护补贴中，因而本文利用粮食规模农户亩均获得的农业支持保护补贴来刻画农业“三项补贴”改革后（2017 年）农户在规模经营状态下的补贴标准，即亩均规模经营补贴，同时利用粮食规模农户亩均获得的“三项补贴”来刻画农业“三项补贴”改革前农户在规模经营状态下的补贴标准。

3.控制变量。本文模型的控制变量主要包括户主特征、家庭特征和村庄特征变量。其中，户主特征变量包括户主健康、户主农业技能培训；家庭特征变量包括农机购置补贴、粮食出售价格、农业生产信贷、农业生产性固定资产、家庭承包耕地规模、家庭劳动力规模、家庭非农收入占比；村庄特征变量包括村庄硬化道路占比、村庄水利设施水平、村庄经济水平。

4.变量的其他说明。本文所有价值类变量（如亩均规模经营补贴、土地流转价格、农业生产信贷、粮食出售价格、农业生产性固定资产、村庄水利设施水平）将进行以下处理：第一，在模型估计过程中均采取对数形式。第二，为了能够与 2014 年对比，对 2017 年和 2018 年的这些变量值进行平减，平减指数分别采用农村居民人均可支配收入指数、农业生产资料价格指数及农产品生产者价格指数（种植业）。第三，在实证过程中，家庭承包耕地规模和土地流转规模变量也采用对数形式。第四，关于规模农户与小农户并没有统一的标准，借鉴许庆等（2021）的做法，本文将从事粮食适度规模经营的农户定义为规模农户，即粮食经营面积达到 30 亩及以上的农户，反之则定义为小农户。本文在实证检验过程中还采用 50 亩为标准来做稳健性检验。变量定义与描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	2014		2017	
		平均值	标准差	平均值	标准差
土地流转决策	是否转入土地：是=1，否=0	0.051	0.219	0.048	0.213
土地流转规模	转入土地面积（亩）	0.898	8.980	1.169	20.616
土地流转价格	转入土地价格（元/亩）	291.484	189.523	324.128	214.394
亩均规模经营补贴	省级层面粮食规模农户亩均获得的农业补贴金额（元）	45.744	33.467	72.501	45.831
户主健康	户主自评健康状况：丧失劳动能力=5，差=4，中=3，良=2，优=1	1.763	1.008	1.793	1.034
户主农业技能培训	户主是否受过农业技术教育或培训：是=1，否=0	0.126	0.332	0.129	0.335
农机购置补贴	农户获得的农机购置补贴金额（元）	9.474	218.240	6.879	536.050
粮食出售价格	出售 1 公斤粮食的价格（元）	2.659	1.085	2.304	4.257
农业生产信贷	农户从农业信贷机构获得的农业生产贷款（元）	324.352	7441.697	431.257	10590.280
农业生产性固定资产	农户拥有的农业生产性固定资产原值（元）	14991.800	98228.600	14339.140	99195.680
家庭承包耕地规模	农户承包的耕地面积（亩）	7.785	16.984	9.199	39.189
家庭劳动力规模	家庭劳动力人数（人）	2.596	1.991	2.378	1.434
家庭非农收入占比	非农收入/家庭总收入	0.436	0.358	0.464	0.364
村庄硬化道路占比	村庄硬化道路占全村道路总长度的比重（%）	77.670	29.398	83.338	26.920
村庄水利设施水平	村庄水利设施原值（元）	4181.876	18472.410	5799.929	24331.550
村庄经济水平	村庄经济发达程度居所在县（市）水平：上等=5，中上等=4，中等=3，中下等=2，下等=1	3.314	0.849	3.318	0.834
样本数		12139		12848	

（三）模型设置

1.模型说明。本文借鉴 Barrett（2009）、马光荣和周广肃（2014）、许庆等（2021）的研究方法，利用面板数据双向固定效应模型评估农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响。该模型的优点在于可以将不可观测且不随时间变化因素的影响消除，同时还考虑了时间效应，在一定程度上缓解内生性，具体模型如下：

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot subs_{it} + \alpha_2 \cdot X_{it} + \theta \cdot D_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中， y_{it} 表示第 i 个农户第 t 期的土地流转变量，包括土地流转决策、土地流转规模和土地流转价格。 $subs_{it}$ 表示第 i 个农户所在省份第 t 期的亩均规模经营补贴。 X_{it} 表示控制变量。 D_t 表示时间（年份）虚拟变量，以控制时间固定效应。 μ_i 表示农户虚拟变量，以控制农户不随时间变化的固

有特质。 ε_{it} 为随机扰动项。显然，农户异质性的影响可以通过固定效应模型予以消除。

进一步地，将（1）式进行一阶差分，得到：

$$\Delta y_i = \alpha_1 \cdot \Delta subs_i + \sum_{i=2}^n \alpha_i \cdot \Delta X_i + \theta + \Delta \varepsilon_i \quad (2)$$

由于本文模型中 t 为农业“三项补贴”改革前的 2014 年和改革后的 2017 年两期，（2）式可具体表示为：

$$\Delta y_i = \alpha_1 \cdot (subs_{i2017} - subs_{i2014}) + \sum_{i=2}^n \alpha_i \cdot \Delta X_i + \theta + \Delta \varepsilon_i \quad (3)$$

（2）式中， α_1 为本文所关注的农业“三项补贴”改革的效应，即农业“三项补贴”改革导致亩均规模经营补贴每变化 1 单位所引起的农户土地流转的变化。

另外，需要说明的是，当被解释变量是土地流转决策时，由于该变量是二值变量，故回归时，将在双向固定效应模型的基础上采用面板 Logit 模型。

2. 模型内生性处理。为解决样本选择性偏差、遗漏变量等造成的模型内生性问题，本文拟采用工具变量法，借鉴许庆等（2021）的做法，本文选取省级一般公共预算收入（对数）作为核心解释变量亩均规模经营补贴的工具变量。虽然农业补贴政策主要由中央政府出台，但具体补贴标准、补贴依据和补贴方式等由各省结合本地实际情况确定，特别是补贴标准在相当程度上受省级政府财政能力的影响，财政能力越强的省份，补贴标准往往越高，这就满足了工具变量的相关性要求。然而，省级政府的财政能力并不直接影响农户土地流转，符合了工具变量的外生性条件。省级政府的财政能力用一般公共预算收入予以刻画，那么，第 i 个农户所在省份的亩均规模经营补贴的工具变量即为该省的一般公共预算收入^①。

五、实证结果与分析

（一）农业“三项补贴”改革对农户土地流转行为的影响

1. 基准回归。表 2 报告了农业“三项补贴”改革对农户土地流转行为影响的估计结果，其中，（1）、（2）列为无控制变量的估计结果，（3）～（8）列为逐步增加户主特征控制变量、家庭特征控制变量和村庄特征控制变量的估计结果。（1）、（3）、（5）、（7）列和（2）、（4）、（6）、（8）列分别为农业“三项补贴”改革对农户土地流转决策和土地流转规模影响的回归结果。结果显示，变量“亩均规模经营补贴”不显著，表明农业“三项补贴”改革对农户是否转入土地和转入土地面积没有显著影响。原因可能在于，此次农业“三项补贴”改革的重点支持对象是规模农户，这意味着改革效应可能主要体现在规模农户上，导致改革的总体效应不显著。鉴于此，本文有必要将农户分为规模农户和小农户来做进一步考察。

^①本文中各省份一般公共预算收入的数据来源于《中国统计年鉴 2015》和《中国统计年鉴 2018》。

表 2 农业“三项补贴”改革对农户土地流转行为影响的回归结果

变量	土地流转 决策 (1)	土地流转 规模 (2)	土地流转 决策 (3)	土地流转 规模 (4)	土地流转 决策 (5)	土地流转 规模 (6)	土地流转 决策 (7)	土地流转 规模 (8)
亩均规模经营	0.004	0.008	0.012	0.009	0.159	0.015	0.157	0.018
补贴	(0.155)	(0.010)	(0.156)	(0.010)	(0.166)	(0.010)	(0.179)	(0.011)
户主健康			-0.119	-0.013**	-0.094	-0.014**	-0.039	-0.010
			(0.105)	(0.007)	(0.112)	(0.007)	(0.121)	(0.007)
户主农业技能			1.203***	0.064***	1.089***	0.051**	0.889**	0.046**
培训			(0.381)	(0.020)	(0.411)	(0.020)	(0.421)	(0.022)
农机购置补贴					0.115	0.006	0.121	0.007
					(0.137)	(0.007)	(0.136)	(0.008)
粮食出售价格					0.626**	0.041***	0.628*	0.037**
					(0.310)	(0.014)	(0.321)	(0.015)
农业生产信贷					0.132**	0.043***	0.114**	0.041***
					(0.054)	(0.005)	(0.055)	(0.005)
农业生产性固					0.137***	0.007***	0.094**	0.007***
定资产					(0.040)	(0.002)	(0.041)	(0.002)
家庭承包耕地					0.488***	0.057***	0.494***	0.059***
规模					(0.141)	(0.008)	(0.144)	(0.009)
家庭劳动力					0.094*	0.005**	0.110*	0.005**
规模					(0.053)	(0.002)	(0.063)	(0.002)
家庭非农收入					-1.534***	-0.119***	-1.671***	-0.135***
占比					(0.293)	(0.016)	(0.309)	(0.017)
村庄硬化道路							-0.004	-0.001***
占比							(0.005)	(0.000)
村庄水利设施							-0.009	-0.000
水平							(0.016)	(0.001)
村庄经济水平							-0.045	-0.001
							(0.140)	(0.009)
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值数	1398	24987	1398	24987	1398	24987	1306	24116
(伪) R ²	0.000	0.000	0.014	0.001	0.106	0.021	0.098	0.021

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

2. 异质性分析。表 3 报告了农业“三项补贴”改革对规模农户和小农户土地流转行为影响的估计结果。（1）、（2）列分别为农业“三项补贴”改革对规模农户土地流转决策和土地流转规模影响的估计结果，（3）、（4）列分别为农业“三项补贴”改革对小农户土地流转决策和土地流转规模影响

的估计结果。此处农户分类的标准为 30 亩，即种植面积大于 30 亩（含）的为规模农户，否则为小农户。进一步地，为检验结果是否稳健，本文再取 50 亩（含）为标准划分规模农户和小农户，并进行相应回归，回归结果如（5）～（8）列所示。

变量“亩均规模经营补贴”在（1）列中不显著，在（2）列中在 10%的水平上显著，且系数为正，说明农业“三项补贴”改革对规模农户是否转入土地没有显著影响，对转入土地面积有显著的正向影响，这意味着改革仅促进了规模农户扩大转入土地面积。（3）、（4）列中，变量“亩均规模经营补贴”均不显著，说明农业“三项补贴”改革对小农户是否转入土地和转入土地面积均没有显著影响。进一步地，以 50 亩作为规模标准的回归结果也显示出了相同的结论。

表 3 农业“三项补贴”改革对不同类型农户土地流转行为影响的回归结果

变量	规模农户（≥30 亩）		小农户（<30 亩）		规模农户（≥50 亩）		小农户（<50 亩）	
	土地流转	土地流转	土地流转	土地流转	土地流转	土地流转	土地流转	土地流转
	决策	规模	决策	规模	决策	规模	决策	规模
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
亩均规模经营补贴	0.390 (1.932)	0.647* (0.358)	0.108 (0.187)	0.004 (0.007)	2.359 (3.129)	1.767** (0.755)	0.097 (0.181)	0.010 (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值数	102	1133	988	22983	72	633	1110	23483
(伪) R ²	0.203	0.097	0.0546	0.007	0.506	0.201	0.0681	0.012

注：**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平，括号内为标准误。

3.工具变量回归。表 4 报告了使用工具变量后农业“三项补贴”改革对农户土地流转规模影响的估计结果^①。（1）列为基于总体样本的回归结果，（2）、（3）列分别为规模农户和小农户的回归结果。（1）列结果显示，变量“亩均规模经营补贴”不显著，表明在考虑内生性后，农业“三项补贴”改革在总体上对农户转入土地面积仍没有显著影响。（2）列中变量“亩均规模经营补贴”在 1%的水平上显著，系数为正，表明农业“三项补贴”改革对规模农户转入土地面积有显著的促进作用，而（3）列的结果显示，农业“三项补贴”改革对小农户转入土地面积没有显著影响。此外，以 50 亩为划分标准的回归结果如（4）、（5）列所示，结果同样显示，农业“三项补贴”改革仅对规模农户有显著的正向作用，表明上述结果比较稳健。

表 4 也给出了工具变量有效性的检验结果，包括不可识别检验和弱工具变量检验。从（1）列来看，不可识别检验 LM 值为 2146.746，对应的 p 值为 0.000，说明工具变量能够有效识别内生变量；弱工具变量检验 F 值为 2656.084，远大于 10%水平上的 F 值的临界值 16.380，表明该工具变量不是弱工具

^①目前理论界还没有比较好的方法来解决面板二值选择模型的内生性问题，故本文主要以工具变量法解决农业“三项补贴”改革对农户土地流转规模影响的内生性问题。

变量。(2)~(5)列的检验结果同样表明工具变量有效。

综上,假说 H1 部分得证,即农业“三项补贴”改革在总体上对农户土地流转行为没有显著影响,相比于小农户,改革对规模农户的土地流转规模有显著的促进作用。其原因在于,此次农业“三项补贴”改革的重点支持对象是规模农户,使得改革效应主要体现在规模农户上,导致改革的总体效应不显著。

表 4 农业“三项补贴”改革对不同类型农户土地流转规模影响的回归结果(使用工具变量后)

变量	总体样本 (1)	规模农户 (≥30 亩) (2)	小农户 (<30 亩) (3)	规模农户 (≥50 亩) (4)	小农户 (<50 亩) (5)
亩均规模经营补贴	0.016 (0.019)	1.080*** (0.356)	0.008 (0.011)	2.525*** (0.639)	0.012 (0.013)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
不可识别检验 LM 值	2146.746	72.321	2169.609	30.041	2166.812
弱工具变量检验 F 值	2656.084	84.660	2735.361	32.514	2710.728
观察值数	22280	840	20880	474	21494

注:***表示在 1%的统计水平上显著,括号内为标准误。

(二) 农业“三项补贴”改革对农户土地流转价格的影响

表 5 报告了农业“三项补贴”改革对农户土地流转价格影响的估计结果,其中,(1)列为无控制变量的估计结果,(2)~(4)列为逐步增加户主特征控制变量、家庭特征控制变量和村庄特征控制变量的估计结果。结果显示,变量“亩均规模经营补贴”均在 1%的水平上显著,系数均为正,表明农业“三项补贴”改革显著提升了农户转入土地价格。(4)列结果显示,农业“三项补贴”改革使得亩均经营规模补贴每提高 1%,农户转入土地价格将会提升 0.46%。

表 5 农业“三项补贴”改革对农户土地流转价格影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
亩均规模经营补贴	0.350*** (0.015)	0.350*** (0.015)	0.450*** (0.015)	0.455*** (0.016)
控制变量	未控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值数	18191	18191	18191	17505
R ²	0.166	0.168	0.235	0.240

注:***表示在 1%的统计水平上显著,括号内为标准误。

进一步地,表 6 报告了农业“三项补贴”改革对不同类型农户土地流转价格影响的估计结果。(1)、(2)列展示了该项改革对以 30 亩为划分标准的规模农户和小农户的土地流转价格影响的估计结果。

结果显示，变量“亩均规模经营补贴”均在 1%的水平上显著，系数均为正，表明农业“三项补贴”改革对两类农户转入土地价格均有着显著的正向影响，并且从系数大小来看，改革对规模农户转入土地价格的提升作用更大。为检验结果的稳健性，本文再以 50 亩（含）为标准划分规模农户和小农户，并进行相应回归，得出了相似结果。

表 6 农业“三项补贴”改革对不同类型农户土地流转价格影响的回归结果

变量	规模农户 (≥30 亩) (1)	小农户 (<30 亩) (2)	规模农户 (≥50 亩) (3)	小农户 (<50 亩) (4)
亩均规模经营补贴	0.693*** (0.128)	0.463*** (0.016)	1.399*** (0.200)	0.458*** (0.016)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值数	992	16513	557	16948
R ²	0.569	0.238	0.638	0.238

注：***表示在 1%的统计水平上显著，括号内为标准误。

为消除内生性带来的估计结果偏差，表 7 报告了使用工具变量后农业“三项补贴”改革对农户土地流转价格影响的回归结果。（1）列为总样本的估计结果，（2）、（3）列和（4）、（5）列分别展示了以 30 亩和 50 亩为划分标准的规模农户和小农户土地流转价格影响的估计结果。结果显示，变量“亩均规模经营补贴”均在统计上显著，并且系数为正，表明考虑内生性后，农业“三项补贴”改革仍显著提高了农户转入土地价格。从系数大小来看，相比于小农户，改革对规模农户转入土地价格的影响更大。另外，此处同样对工具变量进行了不可识别检验和弱工具变量检验，从统计结果来看均通过了检验，表明工具变量有效。综上，假说 H2 得证。

表 7 农业“三项补贴”改革对农户土地流转价格影响的回归结果（使用工具变量后）

变量	总体样本 (1)	规模农户 (≥30 亩) (2)	小农户 (<30 亩) (3)	规模农户 (≥50 亩) (4)	小农户 (<50 亩) (5)
亩均规模经营补贴	0.726*** (0.050)	1.513*** (0.417)	0.750*** (0.050)	1.556** (0.760)	0.721*** (0.050)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
农户固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
不可识别检验 LM 值	750.127	25.472	725.211	30.297	750.710
弱工具变量检验 F 值	832.348	26.419	808.605	33.173	837.202
观察值数	14932	722	13820	404	14290

注：***和**分别表示在 1%和 5%的统计水平上显著，括号内为标准误。

（三）进一步讨论：土地流转价格上涨的挤出效应

由上述分析可知，在农业“三项补贴”改革取得一定成效的同时，也引起了土地流转价格的上涨，即改革增加的经营性补贴一部分转为了地租。从过往研究来看，根据经营权发放的农业补贴并非全部为土地经营者所获得，其中一部分农业补贴转化为地租，被土地所有者获得（钟甫宁等，2008）。这表明，农业“三项补贴”改革对农户土地流转行为的作用，可能会被改革所引致的土地流转价格上涨所弱化，产生挤出效应。事实上，由上述结果可知，农业“三项补贴”改革对规模农户土地流转行为产生了一定的积极影响，但在总体上没有取得显著的效果。鉴于此，本文将进一步分析这一问题。需要说明的是，在实证分析中，由于土地流转价格和土地流转行为之间相互影响，若直接采用固定效应模型仍不能有效识别出因果关系。对此，本文将使用 Logit 模型和 Tobit 模型，分析农业“三项补贴”改革后 2017 年土地流转价格对下一期 2018 年农户土地流转行为的影响^①。

表 8 报告了农业“三项补贴”改革后土地流转价格上涨对农户土地流转行为影响的估计结果。（1）～（3）列分别展示了农业“三项补贴”改革后 2017 年土地流转价格对 2018 年农户土地流转决策和流转规模影响的估计结果。（1）列为 Logit 模型回归结果，（2）列为 LRM 模型（线性回归模型）回归结果，由于样本中多数农户没有进行土地流转，土地流转规模大多为零，直接进行 OLS 回归会有一定偏差，故（3）列采用 Tobit 模型予以纠偏。从（1）列来看，变量“土地流转价格₂₀₁₇”在 5%的水平上显著，系数为负，表明农业“三项补贴”改革后转入土地价格上涨阻碍了下一年农户转入土地。从（2）、（3）列来看，变量“土地流转价格₂₀₁₇”不显著，表明改革后 2017 年转入土地价格上涨对 2018 年农户转入土地面积没有显著影响。

表 8 土地流转价格上涨对农户土地流转行为影响的回归结果

变量	土地流转决策 ₂₀₁₈	土地流转规模 ₂₀₁₈	土地流转规模 ₂₀₁₈
	Logit 模型	LRM 模型	Tobit 模型
	(1)	(2)	(3)
土地流转价格 ₂₀₁₇	-0.202** (0.105)	-0.016 (0.014)	-0.117 (0.209)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观察值数	8399	8399	8399
(伪) R ²	0.094	0.080	0.079

注：**表示在 5%的统计水平上显著，括号内为标准误。

进一步地，由于农业“三项补贴”改革将补贴重点向规模农户倾斜，土地流转价格上涨所造成的挤出效应在不同类型农户间可能有所不同。表 9 报告了对不同类型农户影响的估计结果。（1）～（3）列为对规模农户影响的估计结果，（4）～（6）列为对小农户影响的估计结果。其中，（1）、（4）

^①这一估计策略的逻辑为，2015—2016 年农业补贴改革后，一部分农业补贴转化为了地租，表现为 2017 年的土地流转价格上涨，而下一期 2018 年农户在根据上一年土地流转价格决策时，受土地流转价格上涨的影响，会减少土地转入的需求，进而部分地挤出了改革对农户土地流转行为的正向作用。

列回归采用了 Logit 模型，（2）、（5）列回归采用了 LRM 模型，（3）、（6）列采用了 Tobit 模型。从（1）、（3）列回归结果来看，变量“土地流转价格₂₀₁₇”不显著，表明农业“三项补贴”改革后转入土地价格上涨对规模农户是否转入土地和转入土地面积没有显著影响。而从（4）、（6）列回归结果来看，变量“土地流转价格₂₀₁₇”分别在 5%和 10%的水平上显著，表明农业“三项补贴”改革后转入土地价格上涨对小农户下一期是否转入土地和转入土地面积均有显著的负向影响。综上，假说 H3 得到验证。

表 9 土地流转价格上涨对不同类型农户土地流转行为影响的回归结果

变量	规模农户			小农户		
	土地流转 决策 ₂₀₁₈	土地流转 规模 ₂₀₁₈	土地流转 规模 ₂₀₁₈	土地流转 决策 ₂₀₁₈	土地流转 规模 ₂₀₁₈	土地流转 规模 ₂₀₁₈
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
土地流转 价格 ₂₀₁₇	-0.124 (0.312)	-0.112 (0.258)	-0.241 (0.611)	-0.245** (0.120)	-0.001 (0.006)	-0.371* (0.211)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值数	487	487	487	8230	8230	8230
(伪) R ²	0.229	0.215	0.127	0.064	0.016	0.052

注：①**和*分别表示在 5%和 10%的统计水平上显著，括号内为标准误。②表中的规模农户和小农户是以 30 亩为标准划分。

六、结论与启示

农户土地有效流转是农业实现适度规模经营，推动农业现代化进程的重要前提，但粮食生产收益的不稳定极大影响了农户土地流转的积极性。农业补贴政策被寄予厚望，但随着国内外形势发展，农业补贴逐渐演化为以土地承包权为发放依据的一项收入性补贴，租地农户很难获得除针对承包地发放的农业“三项补贴”以外的补贴支持，这影响了农户土地流转。对此，2015—2016 年中央政府推行了农业“三项补贴”改革，合“三项补贴”为农业支持保护补贴，并实施了以土地经营权为发放依据的粮食适度规模经营补贴，以促进农户土地流转。那么改革效果如何？本文利用全国农村固定观察点 2014 年、2017 年和 2018 年三期面板数据，实证分析了此次农业“三项补贴”改革对农户土地流转的影响。结果显示：第一，农业“三项补贴”改革在总体上对农户土地转入决策和土地转入规模均没有显著影响，但提高了规模农户的土地转入规模。第二，改革显著提高了土地转入价格，且对规模农户的土地转入价格提升幅度更大。第三，改革增加的规模补贴一部分转化为了地租，影响了农户特别是小农户下一期的土地转入行为。

上述结论对于进一步完善农业补贴政策、促进农户土地有效流转具有重要的政策启示：

第一，农业“三项补贴”改革实施了以经营权为发放依据的粮食适度规模经营补贴，提高了规模农户的种粮积极性，进而促进了规模农户的农地转入，取得了一定的效果，值得肯定。过往农业“三项补贴”之所以不能有效促进农户土地流转，一个重要原因在于，农业补贴的激励对象出现了偏差，

即农业补贴大都按照承包土地面积发放，使得农业补贴的受益者为农地承包方，而真正从事农业生产的农户，特别是规模农户不能获得补贴收益，这极大地挫伤了农户规模经营的积极性。因此，农业补贴要最大程度地发挥促进农户土地流转的作用，必须以经营权作为发放依据，并重点向规模经营倾斜。

第二，改革给予经营方的补贴转化为地租，提高了土地流转价格，影响了农户下一期土地转入行为，尤其是伤害了小农户转入土地的积极性，意味着土地流转价格上涨会挤出改革对农户土地转入的正向作用。鉴于此，如何缓解土地流转价格上涨所引起的挤出效应，充分发挥农业补贴对土地流转的促进作用，将是一项重要课题。实际上，农户土地流转不仅取决于农地需求，也依赖于农地供给，在农地流转市场供给不足的情况下，给予经营方的补贴大部分转化为地租而被土地承包方获得，影响了经营方转入土地的积极性。中国人多地少的基本农情和 20 世纪 80 年代前后实行的以均田承包为特征的家庭承包制，不仅造成了户均土地规模过小，还使得土地细碎化严重，导致土地流转的交易成本高居不下。同时，在农村制度性保障体系还未完善的情况下，土地仍然承担着养老、医疗及失业保障等社会功能。随着城镇化的推进，非农劳动力不断转移，一方面，农村人地分离比例越来越高，为农地承包权的退出创造了一定的现实条件；另一方面，非农就业水平的日益提高实现了对土地社会保障功能的部分替代，促进了土地转出。因此，加快探索农地承包权的退出机制，加大非农就业水平的支持力度，增加农村土地市场的有效供给，理应成为农业补贴政策的配套措施，从而更好地促进农户土地流转。

参考文献

- 1.程令国、张晔、刘志彪，2016：《农地确权促进了中国农村土地的流转吗？》，《管理世界》第1期，第88-98页。
- 2.迟福林、王景新、唐涛，1999：《赋予农民长期而有保障的土地使用权》，《中国农村经济》第3期，第5-13页。
- 3.邓大才，2009：《农地流转市场何以形成——以红旗村、梨园屯村、湖村、小岗村为例》，《中国农村观察》第3期，第26-35页。
- 4.冯锋、杜加、高牟，2009：《基于土地流转市场的农业补贴政策研究》，《农业经济问题》第7期，第22-25页。
- 5.高鸣、宋洪远、Michael Carter，2017：《补贴减少了粮食生产效率损失吗？——基于动态资产贫困理论的分析》，《管理世界》第9期，第85-100页。
- 6.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，第17-31页。
- 7.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，第48-55页、第111页。
- 8.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，第17-32页。
- 9.刘克春，2010：《粮食生产补贴政策对农户粮食种植决策行为的影响与作用机理分析——以江西省为例》，《中国农村经济》第2期，第12-21页。
- 10.刘进、陆钰凤、许庆，2020：《农业补贴、养老保障与农地转出》，《农业技术经济》第12期，第23-37页。
- 11.罗必良、刘成香、吴小立，2008：《资产专用性、专业化生产与农户的市场风险》，《农业经济问题》第7期，第10-15页、第110页。

12. 科斯, 2014: 《企业、市场与法律》, 盛洪、陈郁译, 上海: 格致出版社, 第 1-27 页。
13. 马光荣、周广肃, 2014: 《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响: 基于 CFPS 数据的研究》, 《经济研究》第 11 期, 第 116-129 页。
14. 倪国华、郑风田, 2019: 《中国应如何量化选择粮食政策工具? ——基于社会总福利最优的决策参数模拟研究》, 《经济研究》第 9 期, 第 141-154 页。
15. 钱忠好, 2002: 《农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境: 理论与政策分析》, 《管理世界》第 6 期, 第 35-45 页、第 155 页。
16. 田传浩、陈宏辉、贾生华, 2005: 《农地市场对耕地零碎化的影响——理论与来自苏浙鲁的经验》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 769-784 页。
17. 田传浩、贾生华, 2004: 《农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发育: 理论与来自苏浙鲁的经验》, 《经济研究》第 1 期, 第 112-119 页。
18. 王姣、肖海峰, 2006: 《中国粮食直接补贴政策效果评价》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 4-12 页。
19. 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, 第 10-28 页。
20. 许庆、刘进、杨青, 2020a: 《WTO 规则下的农业补贴改革: 逻辑、效果与方向》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 88-100 页。
21. 许庆、陆钰凤, 2018: 《非农就业、土地的社会保障功能与农地流转》, 《中国人口科学》第 5 期, 第 30-41 页、第 127 页。
22. 许庆、陆钰凤、张恒春, 2020b: 《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗? ——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 15-33 页。
23. 许庆、杨青、章元, 2021: 《农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响》, 《经济研究》第 8 期, 第 192-208 页。
24. 姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第 2 期, 第 54-65 页。
25. 张应良、文婷, 2020: 《现金直补对不同规模种粮大户经营规模的影响有差异吗》, 《农业经济问题》第 8 期, 第 54-67 页。
26. 张照新、陈金强, 2007: 《我国粮食补贴政策的框架、问题及政策建议》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 11-16 页。
27. 钟甫宁、顾和军、纪月清, 2008: 《农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究》, 《管理世界》第 5 期, 第 65-70 页、第 76 页。
28. 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, 第 4-14 页、第 53 页。
29. Adams, G., P. Westhoff, B. Willott, and R. E. Young, 2001, "Do 'Decoupled' Payments Affect U.S. Crop Area? Preliminary Evidence from 1997-2000", *American Journal of Agricultural Economics*, 83(5): 1190-1195.
30. Barrett, E. K., 2009, "The Incidence of U.S. Agricultural Subsidies on Farmland Rental Rates", *Journal of Political Economy*, 117(1): 138-164.
31. Coase, R., 1992, "The Institutional Structure of Production", *American Economic Review*, 82(4): 713-719.
32. Chau, N. H., and H. de Gorter, 2005, "Disentangling the Consequences of Direct Payment Schemes in Agriculture on

Fixed Costs, Exit Decisions, and Output”, *American Journal of Agricultural Economics*, 87(5): 1174-1181.

33.Klein, B., R. G. Crawford, and A. A. Alchian, 1978, “Vertical Integration, Appropriable Rents, and the Competitive Contracting Process”, *Journal of Law & Economics*, 21(2): 297-326.

34.Kung, J. K., 1994, “Egalitarianism, Subsistence Provision and Work Incentive in China’s Agricultural Collectives”, *World Development*, 22(2): 175-188.

35.Lin, W. S., and J. K. Huang, 2021, “Impacts of Agricultural Incentive Policies on Land Prices: New Evidence from China”, *Food Policy*, 104(7): 1-11.

36.Weber, J. G., and N. Key, 2012, “How Much Do Decoupled Payments Affect Production? An Instrumental Variable Approach with Panel Data”, *American Journal of Agricultural Economics*, 94(4): 52-66.

37.Yi, F. J., 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(1): 114-124.

(作者单位：¹上海财经大学公共经济与管理学院；

²农业农村部管理干部学院乡村振兴研究中心；

³上海财经大学财经研究所；

⁴上海财经大学三农研究院)

(责任编辑：胡 祎)

Does Agricultural “Three Subsidies” Reform Promote Farmers’ Land Transfer?

YANG Qing PENG Chao XU Qing

Abstract: The Agricultural “three subsidies” policy based on land contract rights makes it difficult for leased farmers to obtain subsidy support other than their own contracted land, which in turn affects farmers’ land transfer. In this regard, the agricultural “three subsidies” reform from 2015 to 2016 implemented the subsidy of appropriate scale management of grain based on land management right. This article analyzes the impact of agricultural “three subsidies” reform on farmers’ land transfer in 2014, 2017 and 2018. The results show that, firstly, the agricultural “three subsidies” reform has no significant impact on farmers’ land transfer behavior on the whole, but it improves the land transfer scale of large-scale farmers. Secondly, the reform significantly increased the price of land transfer, especially for large-scale farmers. Finally, part of the scale operation subsidies increased by the reform are converted into land rent, which inhibited the land transfer behavior of farmers, especially small farmers, in the next phase. The study shows that if agricultural subsidies can play a greater role in promoting farmers’ land transfer, it is not only necessary to use land management right as the basis for distribution, but also to pay attention to the negative effects caused by the transformation of agricultural subsidies into land rent.

Keywords: Agricultural “Three Subsidies” Reform; Land Transfer; Land Rent

土地流转对农村居民收入分配的影响*

——基于 2020 年 10 省份农户调查数据的实证分析

杜 鑫^{1,2} 张贵友³

摘要：本文利用 2020 年中国乡村振兴综合调查（CRRS）的农户数据，使用基于内生转换回归模型的收入模拟法，首先估计出不发生土地流转时土地转出户和土地转入户的人均纯收入水平，然后通过比较不发生土地流转和发生土地流转两种情形下农村居民的收入分配状况，得出土地流转对农村居民收入分配的影响。研究发现，土地转入行为对土地转入户的增收贡献较为显著，使其家庭人均纯收入从 18050 元增加到 20013 元，增收幅度约 10%；土地转出行为对土地转出户收入影响效果较小，使其家庭人均纯收入从 17064 元略微下降到 16854 元，下降幅度约为 1%；整体的土地流转活动使得全部农户的家庭人均纯收入从 17227 元增加到 17765 元，增收幅度大约为 3%。土地流转活动显著提升了初始收入水平较高的土地转入户的收入，但对初始收入水平较低的土地转出户的收入影响有限，使得农村居民人均纯收入基尼系数从 0.41176 提高到了 0.44939，从而扩大了农村居民收入差距。

关键词：土地流转 收入 收入分配

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

在完成脱贫攻坚任务、全面建成小康社会之后，全面推进乡村振兴、加快农业农村现代化成为新发展阶段的一项重大任务，而以土地规模经营为基础大力发展现代农业是其中的一项重要内容。在中国现有农村土地制度框架下，推进土地规模经营的主要途径是土地流转，因此，土地流转市场的健康发展是确保现代农业发展目标得以实现的重要前提。根据农业农村部统计数据，截至 2020 年底，全国农村家庭承包经营的耕地面积为 15.62 亿亩，其中，家庭承包耕地土地经营权流转面积达 5.32 亿亩，

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“劳动力转移、土地流转对我国农业生产和农民收入的影响研究”（项目编号：No.16AJY014）、国家社会科学基金项目“农地交易的农户行为响应及福利变动研究”（项目编号：18BJY145）和中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”（项目编号：GQDC2020017）的资助。本文通讯作者：张贵友。作者感谢匿名审稿人的建议，同时文责自负。

占全部家庭承包经营耕地面积的 34.08%^①。长期以来,对于土地流转活动可能会扩大农村居民收入差距、加剧农村社会两极分化的担忧一直是政府和全社会所关注的一个焦点问题,也是影响中国农村土地产权制度改革与土地市场发育的一个重要因素。因此,对于当前全面推进乡村振兴、促进农民农村共同富裕的中国而言,深入考察土地流转活动对农村居民收入及收入分配的影响具有十分重要的理论和现实意义。截至目前,已有部分文献研究了土地流转对农村居民收入及收入分配的影响,但由于研究方法 & 研究数据的不同,关于土地流转对农村居民收入分配的影响还没有取得一致的研究结论,已有文献的研究方法也还存在一定缺陷。有鉴于此,本文拟利用一套较新且具有一定代表性的农户调查数据,借鉴反事实分析思路,使用基于内生转换回归模型的收入模拟法,估计出土地转出户和土地转入户在不发生土地流转活动的虚拟情形下的收入水平,据以考察土地流转对中国农村居民收入水平与收入分配的影响。

二、文献综述

迄今为止,国内外学术界已有许多关于中国农村土地流转及其经济影响的研究成果。从内容上看,许多文献研究了中国农村土地流转市场发展及农户土地流转决策的影响因素(Lin, 1995; Kung, 2002; Jin and Deininger, 2009; 杨子砚和文峰, 2020),一些文献考察了土地流转对农业投资与农业生产的影响(Brandt et al., 2002; Deininger and Jin, 2005; 冒佩华等, 2015),与此同时,也有一些文献探讨了土地流转对中国农村居民收入水平及收入分配的影响。

(一) 土地流转的收入效应研究

从理论上来说,自由的土地市场交易有利于优化土地资源配置,提高土地市场参与者的收入或福利,这在许多研究国外土地租赁活动的文献中已经得到了证实(Chamberlin and Ricker-Gilbert, 2016; Kijima and Tabetando, 2020)。目前,已有较多的文献研究了土地流转对中国农村居民收入的影响。许多研究认为,无论是土地转入还是土地转出,土地流转活动均能提高农户的家庭收入(Jin and Deininger, 2009; 李庆海等, 2011; 朱建军和胡继连, 2015; 陈飞和翟伟娟, 2015); 杨子等(2017)和郭君平等(2018)却发现,土地转入对农村居民的增收效应比较显著,但土地转出的增收效应不显著。可见,已有文献关于土地转出的收入效应估计结果并不一致。认为土地转出能够提高农户家庭收入的主要理由是,土地转出虽然减少了农业收入,但通过促进劳动力转移就业而提高了非农收入;认为土地转出增收效应不显著的主要理由是,中国农地流转市场发育程度较低、流转租金水平较低,或者土地转出对于早期已经实现兼业化的农户缺乏劳动力转移促进作用,从而增收效应并不明显。本文认为,尽管土地流转和劳动力转移就业都是农户所做出的最优生产要素配置决策的组成部分,二者存在相互促进、相互关联的关系,但是,二者对农户家庭收入的影响或贡献不能混同,家庭非农收入的增长只能归因于劳动力转移就业而非土地转出行为,土地转出对农户家庭收入的影响只能从农户农业收入的减少和土地流转租金收入的增加来考虑。

^①农业农村部政策与改革司, 2021: 《2020 年中国农村政策与改革统计年报》, 北京: 中国农业出版社, 第 15 页。

（二）土地流转的收入分配效应研究

关于土地市场交易对农村居民收入分配状况的影响，较多的国外研究发现土地市场交易有利于土地从土地资源丰裕者流向土地资源匮乏者，有助于提高后者的收入，具有改善收入分配的积极意义（Chamberlin and Ricker-Gilbert, 2016; Kijima and Tabetando, 2020）。但是，关于土地流转对中国农村居民收入分配的影响，已有文献的研究结论并不一致。Zhang（2008）基于2001年浙江省的调查数据研究认为，土地流转促使非农收入水平低的农户获得更多的土地和农业收入，有利于缩小农村地区的收入差距；然而，其他一些经验研究文献则发现土地流转扩大了中国农村居民收入差距（朱建军和胡继连，2015；史常亮等，2017；郭君平等，2018；陈斌开等，2020）；此外，韩菡和钟甫宁（2011）通过对浙江、安徽两省经济发展水平不同的四个县的农户调查数据进行研究后认为，土地流转对农村居民收入不平等的影响取决于区域经济发展水平以及相应的土地流向，在经济发达、土地单位收益高的地区，土地倾向于流转到高收入农户手中，但在经济欠发达、土地单位收益低的地区，低收入农户更容易获得转入土地机会，前者会扩大农村居民收入差距，后者则会缩小农村居民收入差距。已有文献关于中国农村土地流转的收入分配效应的研究结论尚不一致，既有研究方法迥异的原因，也有研究样本不同的原因。就利用微观农户数据所做的研究来说，已有文献主要使用了两种研究方法——基于回归方程的收入不平等分解法和收入模拟法^①。一部分文献使用了基于回归方程的收入不平等分解法来考察土地流转变量对农村居民收入不平等的影响（如史常亮等，2017；杨子等，2017）。但是，使用这种方法存在两个方面的严重缺陷：首先，基于回归方程的收入不平等分解法的主要宗旨是解析收入方程中各个解释变量对收入不平等程度的贡献，其分解结果自然都是各解释变量对总收入不平等构成了“正”的影响，从而必然得出“扩大”收入差距的结论；其次，土地流转农户和未流转农户、土地转入农户和转出农户之间存在显著的异质性，其收入决定机制也是不同的，基于回归方程的收入不平等分解法却为所有农户设定了同一个收入方程，忽视了其中存在的异质性。与基于回归方程的收入不平等分解法相比，收入模拟法具有如下两个优点：其一，基于反事实分析思想的收入模拟法，通过比较发生了土地流转的实际情形和假设不发生土地流转的虚拟情形两种情况下的收入不平等程度，判断土地流转活动是扩大还是缩小了农村居民收入差距，其所得结论更为科学；其二，考虑到土地流转农户和未流转农户的异质性特征，收入模拟法可以通过合理的模型设定和方法设计，放松二者遵循相同收入决定机制的严格假设，更为符合经济实际。在已有的研究文献中，韩菡和钟甫宁（2011）、朱建军和胡继连（2015）均使用了收入模拟法来考察土地流转对农户收入水平与收入分配的影响。但韩菡和钟甫宁（2011）基于简单的OLS回归方程进行收入模拟，没有考虑土地流转变量的内生性问题与农户特征的异质性问题，也存在为两类不同农户设定相同收入决定机制的缺陷；朱建军和胡继连（2015）

^①郭君平等（2018）使用分位数回归方法，通过分析土地流转变量对不同收入分位点农户收入的影响来推测土地流转对农村居民收入差距的影响，没有考虑土地流转变量的内生性问题，所得估计结果可能存在内生性偏误。陈斌开等（2020）在村级层面研究土地转入比例对全村居民收入不均等指数的影响，虽然可以在一定程度上规避农户层面研究所存在的土地流转变量内生性问题，但忽略了微观层面的农户特征因素对农户收入水平及收入差距的重要影响。

基于倾向得分匹配方法进行的收入模拟只能考虑农户可观测的特征因素对土地流转选择决策的影响，没有考虑农户不可观测的特征因素的影响。

总的来看，已有文献关于中国农村土地流转的收入效应与收入分配效应的研究结论尚不一致，研究方法也还存在诸多缺陷和瑕疵。有鉴于此，本文拟利用 2020 年中国乡村振兴综合调查（CRRS）数据，使用基于内生转换回归（endogenous switching regression, ESR）模型的收入模拟法，考虑土地流转农户和未流转农户的异质性并纠正可能存在的选择性偏差，模拟计算出不发生土地流转的虚拟情形下的农户收入水平与基尼系数，并将其与实际情形下的农户收入水平与基尼系数对比，从而得到土地流转活动对中国农村居民收入水平与收入分配的影响。

三、理论分析

本文借鉴 Carter and Yao（2002）的建模方法，建立一个简单的农户土地流转模型，据此开展关于土地流转对农村居民收入分配影响机制的理论分析。

（一）基本假设

假设农户拥有同质的劳动、土地、农业固定资本等生产要素禀赋，其数量分别 $\bar{L}$ 、 $\bar{T}$ 、 $\bar{K}$ ；拥有的初始财富或收入水平为 $\bar{W}$ ；农户全部劳动要素禀赋 $\bar{L}$ 在家庭农业生产、非农就业两种方式之间进行配置，专业从事家庭农业生产的劳动要素投入和从事非农就业的劳动要素投入分别用 L 、 L^* 表示；农户家庭农业生产的土地转入量为 T^i ，土地转出量为 T^o ，家庭农业生产的全部土地要素投入为 $T = \bar{T} + T^i - T^o$ ；农户家庭农业生产中种子、农药、化肥、农膜、机械服务等短期流动资本要素投入为 K^s ，家庭农业生产全部资本要素投入 K 为农业机械设备、器具、用房等农业固定资本投入和短期流动资本投入之和，即 $K = \bar{K} + K^s$ 。一般来说，拥有较多农业固定资本的农户都具有较高的初始财富或收入水平（ $\partial \bar{K} / \partial \bar{W} > 0$ ），同时具有较高的初始财富或收入水平也有利于增加农业生产的短期流动资本要素投入（ $\partial K^s / \partial \bar{W} > 0$ ），因此有 $\partial K / \partial \bar{W} = \partial \bar{K} / \partial \bar{W} + \partial K^s / \partial \bar{W} > 0$ ，即初始财富或收入水平较高农户的农业资本要素投入也比较高；家庭农业生产函数 $f(L, T, K)$ 是一个二阶连续可微的严格凹函数，一阶偏导数 $f'_L > 0$ 、 $f'_T > 0$ 、 $f'_K > 0$ ，二阶偏导数 $f''_{LL} < 0$ 、 $f''_{TT} < 0$ 、 $f''_{KK} < 0$ ，二阶交叉偏导数 $f''_{LT} > 0$ 、 $f''_{TK} > 0$ 、 $f''_{KL} > 0$ 。

假设农户家庭生产的农业产品价格为 1，劳动力非农就业工资率（或净收益率）为 $w^{\textcircled{1}}$ ，资金利息率为 r ，农地流转市场上的土地租赁价格为 t 。由于农地流转市场存在不完全性，流转市场参与者需要付出额外的交易成本。不失一般性，假设农地流转的交易成本与流转规模成正比，土地转出者和土地转入者的单位交易成本分别为 c^o 和 c^i 。最后，假定劳动力非农就业工资率 w 、资金利息率 r 、土地租赁价格 t 、土地流转单位交易成本 c^i 和 c^o 均由各生产要素市场的发展情况所决定，是农户生产要素配置决策所面临的外生变量。

^①为简化讨论，此处假设劳动力非农就业无需土地、资本等其他要素投入。

(二) 农户土地流转决策

在给定外部市场环境和自身资源禀赋等条件下，理性农户做出劳动、土地、资本等生产要素配置决策以实现收入最大化目标。在上述假设的基础上，一个典型的农户面临如下的最优化问题，即：

$$\begin{aligned} \underset{L, L^n, T^i, T^o, K^s}{Max} \quad & f(L, T, K) + wL^n - (t + c^i)T^i + (t - c^o)T^o \\ \text{s.t.} \quad & L + L^n \leq \bar{L} \\ & T = \bar{T} + T^i - T^o \\ & K = \bar{K} + K^s \\ & L, L^n, T^i, T^o, K^s \geq 0 \end{aligned} \quad (1)$$

上述最优化问题的一阶条件为：

$$T^i : f'_T(L, T, K) - (t + c^i) \leq 0 \quad (2)$$

$$T^o : -f'_T(L, T, K) + (t - c^o) \leq 0 \quad (3)$$

$$L : f'_L(L, T, K) = w \quad (4)$$

$$K^s : f'_K(L, T, K) = r \quad (5)$$

由于假定土地要素是完全同质的，农户不会同时既转入土地又转出土地，即（2）式、（3）式中只有一个式子的等号成立。因此，对于土地转出的农户， $T^i = 0$ 、 $T^o > 0$ 且有：

$$f'_T(L, T, K) = t - c^o \quad (6)$$

对于土地转入的农户， $T^i > 0$ 、 $T^o = 0$ 且有：

$$f'_T(L, T, K) = t + c^i \quad (7)$$

对于土地自给自足（既不转入土地又不转出土地）的农户， $T^i = 0$ 、 $T^o = 0$ 且有：

$$t - c^o < f'_T(L, T, K) < t + c^i \quad (8)$$

根据（6）～（8）式，一个土地自给自足农户的土地边际生产率介于 $t - c^o$ 和 $t + c^i$ 之间；随着土地边际生产率不断提高，土地自给自足农户成为转入户的倾向会越来越突出，直到其土地边际生产率提高到 $t + c^i$ 或高于 $t + c^i$ 而成为一个土地转入户。同理，随着土地自给自足农户的土地边际生产率不断降低，其成为转出户的倾向会越来越突出，直到其土地边际生产率降低到 $t - c^o$ 或低于 $t - c^o$ 而成为一个转出户。从根本上来说，土地边际生产率的高低决定了农户选择成为土地自给自足户、转入户还是转出户。由此可推导出初始财富或收入水平对农户土地边际生产率及其土地流转决策的影响，即：

$$\partial f'_T(L, T, K) / \partial \bar{W} = f''_{TK} \cdot (\partial K / \partial \bar{W}) > 0 \quad (9)$$

(9)式意味着初始财富或收入水平较高的农户拥有较多的农业固定资本及短期流动资本,从而有利于提高其土地边际生产率,最终使其更倾向于成为土地转入户;相反,初始财富或收入水平较低的农户拥有较少的农业固定资本及短期流动资本,对其土地边际生产率产生负面影响,最终使其更倾向于成为土地转出户。因此,土地转入行为使得初始财富或收入水平较高的土地转入户在承担土地流转租金支出的同时,增加了农业生产中的土地要素投入和家庭农业经营收入,进一步提高了家庭总收入水平。土地转出行为使得初始财富或收入水平较低的土地转出户降低了农业土地要素投入和家庭农业经营收入,但土地流转租金收入会弥补其家庭农业经营收入损失。从理论上来说,土地转出户所获得的土地流转租金收入应会弥补其家庭农业经营收入损失甚或有余,同样使得土地转出户的家庭总收入也会因为土地转出而有所提高或不降低;但在耕地面积狭小、土地租金收入有限的情况下,土地转出行为对小规模农户增收的实际贡献会较为有限^①。

根据以上理论分析,本文提出以下研究假说:土地流转有利于增加初始财富或收入水平较高的土地转入户的家庭收入,但在人地条件紧张、土地租金收入有限的条件下,对初始财富或收入水平较低的土地转出户的增收贡献较为有限;由此,土地流转会对农村地区的收入分配产生潜在的不利影响。

四、样本数据

(一) 数据来源

本文利用2020年中国乡村振兴综合调查(CRRS)的全国农户调查数据来考察土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响。2020年CRRS项目课题组在全国范围内按照多阶段分层随机抽样原则,抽取了10个省份50个县(市、区)150个乡镇300个行政村3821个农户样本开展问卷调查。为了使样本具有充分的代表性,首先,课题组根据经济发展水平、区域位置以及农业生产情况,从东部、中部、西部和东北地区中随机抽取所有省份数量的三分之一共10个调查省份,分别是浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏、黑龙江;其次,在每个省份对所有县(市、区)按照人均地区生产总值高低分为5组,同时考虑地理空间上的均匀分布,从每个组内随机抽取1个县,共抽取5个县(市、区);然后,按照与样本县(市、区)相似的抽样原则,在每个县(市、区)随机抽取经济发展水平不同的3个乡镇,在每个乡镇随机抽取经济发展较好的1个行政村和1个经济发展较差的行政村;最后,根据村委会提供的花名册,在每个行政村按照等距离取样法抽取12~14个农户,

^①有部分研究认为,土地转出能够通过促进农户劳动力转移就业而对提高其家庭收入产生重要影响(Jin and Deininger, 2009; 李庆海等, 2011)。但这一观点是不严谨或不准确的。首先,土地流转和劳动力转移就业对农户家庭收入的影响或贡献应该区分开来而不能混同,家庭非农收入的增长只能归因于劳动力转移就业而非土地转出,土地转出对农户家庭收入的影响只能从农户农业收入的减少和土地流转租金收入的增加来考虑。其次,从中国农村劳动力非农就业市场和土地流转市场的发展时序来看,也是前者先于后者,更多地是农村劳动力转移就业促进了土地流转行为的发生,而非相反。

就 2019 年农村人口与劳动就业、土地经营、粮食生产、社区环境、收入及消费、社区治理等情况开展问卷调查。在本文的分析中，舍弃数据缺失及数据异常的观测值后，最后使用了 2166 个农户样本。

（二）样本描述

1. 农户土地流转类型的定义。为了开展本文的研究，需要对土地流转概念进行界定。一般来说，农户土地流转行为包括土地转出、土地转入、未流转（既不转出也不转入或自给自足）三种情况。根据农户实际土地流转行为，本文将发生了土地转出行为的农户定义为土地转出处，发生了土地转入行为的农户定义为土地转入户，没有发生土地流转行为的农户定义为土地自给自足户或未流转户。此外，对于少部分同时发生土地转出和土地转入行为的农户，若土地转出面积大于土地转入面积，也定义为土地转出处，其土地转出面积等于实际土地转出面积减去土地转入面积；若土地转入面积大于土地转出面积，同样定义为土地转入户，其土地转入面积等于实际土地转入面积减去土地转出面积。

2. 农户的要素特征与收入差异。根据上述定义，表 1 列出了样本农户参与土地流转活动及其收入状况。从表 1 可以看出，三种土地流转类型农户在劳动力人数及其占家庭总人口的比例、劳动力平均年龄等方面基本相同；在劳动力平均受教育年限、劳动力转移就业参与率方面略有差异，但相差不大；在人均承包耕地面积特别是人均经营耕地面积上存在较大差异；在收入方面，土地转出处获得了最低的人均农业经营净收入和最高的人均非农收入，土地未流转户的人均农业经营净收入和人均非农收入均处于中等水平，土地转入户则获得了最高的人均农业经营净收入和最低的人均非农收入；最终，土地转出户的家庭纯收入和人均纯收入略高于土地未流转户，但二者相差很小，近乎相等，而土地转入户则获得了最高的家庭纯收入和人均纯收入，分别比前两者高出大约 10% 和 20%。经过计算可知，2019 年农村居民人均纯收入基尼系数为 0.44939，农村居民收入差距已经达到了比较高的水平。

由上可知，三种土地流转类型农户在土地要素配置和收入水平上存在明显的差异，农村居民收入分配基尼系数也达到了较高的水平。土地转入户人均纯收入水平显著高于土地转出处与土地未流转户；土地转出处人均纯收入水平虽略高于土地未流转户，但二者相差不大。上述现象虽然表明土地转入户收入水平较高，土地转出处和未流转户收入水平较低，但鉴于此处的收入是指发生土地流转活动之后的结果，并非发生土地流转活动之前的初始收入，并不能由此推断土地转入行为发生于初始收入或财富水平较高的农户、土地转出行为发生于初始收入或财富水平较低的农户，同样也不能推断出土地流转活动对农村居民收入分配的影响结果。土地流转活动对农村居民收入水平及收入分配的影响效果如何，还需要严格规范的经济分析才能确定。

表 1 2019 年样本农户要素特征及家庭收入状况

	全体农户	土地转出处	未流转农户	土地转入户
户数	2166	386	1147	633
占全体农户的比例 (%)	100	17.82	52.95	29.22
劳动力人数	2.77	2.77	2.75	2.81
劳动力人口占家庭总人口比例 (%)	68.01	66.75	67.06	70.50
劳动力转移农户占比 (%)	79.64	83.94	80.82	74.88

(续表 1)

劳动力平均受教育年限(年)	7.76	8.03	7.73	7.67
劳动力平均年龄(岁)	43.82	44.10	43.83	43.65
人均承包耕地面积(亩)	3.05	2.89	2.75	3.69
人均经营耕地面积(亩)	6.40	1.62	2.95	15.57
纯收入(元)	73383.13	72060.61	70288.50	79797.08
人均纯收入(元)	17765.09	16854.37	16831.21	20012.63
人均农业经营净收入(元)	6320.11	2698.50	5222.50	10517.43
人均非农收入(元)	11444.98	14155.87	11608.71	9495.20

数据来源: 根据 2020 年中国乡村振兴综合调查(CRRC)数据计算而得。

五、模型设定与研究方法

为刻画农户土地流转决策及其收入决定机制,本文参考 Maddala (1983)、Lokshin and Sajaia (2004) 的做法,建立如下内生转换回归模型:

$$\begin{cases} y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} & \text{if } I_i = 1 \\ y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} & \text{if } I_i = 0 \\ I_i = \mathbb{1}[Z_i\alpha + u > 0] \end{cases} \quad (10)$$

(10) 式中, $\mathbb{1}[\cdot]$ 为示性函数, 方括号 $[\]$ 中条件得到满足时, 函数取值为 1, 否则为 0; 农户选择参与土地流转(土地转出或转入)时, I_i 取值为 1; 农户不参与土地流转时, I_i 取值为 0; y_{1i} 、 y_{2i} 分别表示农户在参与土地流转和不参与土地流转时的家庭人均纯收入对数值, X_{1i} 、 X_{2i} 分别表示影响流转农户和未流转农户家庭人均纯收入的解释变量向量, 具体包括人均经营耕地或人均承包耕地面积、家庭抚养人口比例、劳动力平均受教育程度、劳动力平均年龄、是否参与非农就业以及其他户特征和村特征变量; Z_i 表示影响农户土地流转决策的解释变量向量, 为了保证模型可识别, 包括收入方程中所有的解释变量以及至少一个不在收入方程中出现的工具变量(即该变量仅影响农户土地流转决策但不直接影响其人均纯收入水平), 本文则选取家庭劳动力人数、家庭成员中是否有党员、农户成员最高受教育年限、本地生产要素市场报酬、本地非农产业发展、本村与县城距离等变量作为工具变量; α 、 β_1 、 β_2 分别为相应的待估计系数向量; u_i 、 ε_{1i} 、 ε_{2i} 分别为土地流转选择决策方程和收入方程的随机误差项, 且服从期望为 0 的三元联合正态分布, 即 $(u_i, \varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})^T \sim N(0, \Omega)$, 其中

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{1u} & \sigma_{2u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_1^2 & . \\ \sigma_{2u} & . & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \quad (11)$$

(11) 式中, σ_u^2 、 σ_1^2 、 σ_2^2 分别是随机误差项 u_i 、 ε_{1i} 、 ε_{2i} 的方差, σ_{1u} 、 σ_{2u} 分别是 u_i 和 ε_{1i} 、 ε_{2i} 的协方差; 因为对于同一个农户样本 i 不能同时观测到 y_{1i} 、 y_{2i} , ε_{1i} 、 ε_{2i} 之间的协方差不存在; 进一步地, 可以假设 $\sigma_u^2 = 1$, 即 $u_i \sim N(0,1)$ 。 u_i 和 ε_{1i} 之间的相关系数 $\rho_1 = \sigma_{1u} / \sigma_u \sigma_1$, u_i 和 ε_{2i} 之间的相关系数 $\rho_2 = \sigma_{2u} / \sigma_u \sigma_2$ 。当未观测到的农户特征因素同时影响到农户的土地流转决策和人均纯收入水平时, 即 $\rho_1 \neq 0$ 、 $\rho_2 \neq 0$ 或 $\sigma_{1u} \neq 0$ 、 $\sigma_{2u} \neq 0$, 直接对转移农户和未转移农户的收入方程 (即 (10) 式中的 $y_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}$ 、 $y_{2i} = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}$) 进行普通最小二乘估计会产生样本选择偏差问题, 其所得估计结果是有偏和不一致的。此时, 对上述 (10) 式所示内生转换回归模型中的土地流转选择决策方程和收入方程进行完全信息极大似然估计可以得到无偏和一致性的估计结果 (Maddala, 1983; Lokshin and Sajaia, 2004)。

在得到 (10) 式所示内生转换回归模型的一致性估计之后, 可以进一步得到土地流转农户和未流转农户在参与土地流转和不参与土地流转两种情形下的收入对数预期值, 其中, 流转农户和未流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数预期值分别为

$$E[y_{2i} | I_i = 1, X_{2i}] = X_{2i}\beta_2 + \rho_2\sigma_2\lambda_{1i} \quad (12)$$

$$E[y_{2i} | I_i = 0, X_{2i}] = X_{2i}\beta_2 + \rho_2\sigma_2\lambda_{2i} \quad (13)$$

(12) 式和 (13) 式分别给出了流转农户和未流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数预期值, 其中, λ_{1i} 、 λ_{2i} 分别为土地流转农户和未流转农户的逆米尔斯比率 (inverse Mill's ratio), 即 $\lambda_{1i} = \phi(Z_i\hat{\alpha})/\Phi(Z_i\hat{\alpha})$ 、 $\lambda_{2i} = -\phi(Z_i\hat{\alpha})/[1-\Phi(Z_i\hat{\alpha})]$, 其中 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积分布函数。

为了考察土地流转活动对农户收入水平与收入分配的影响, 需要进一步得到不发生土地流转的虚拟情形下所有农户的家庭人均纯收入水平。在不发生土地流转活动的虚拟情形下, 未流转农户的家庭人均纯收入水平即为其实际观测值, 此时仅需要计算出流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下的家庭人均纯收入。根据 (12) 式可以计算出流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数预期值 $\hat{y}_{2i} = E[y_{2i} | I_i = 1, X_{2i}]$ 。由于以下两个原因, 还需要为流转农户在不参与土地流转的虚拟情形模拟一个随机误差项: 其一, 在被解释变量为收入对数值而非收入水平值的情况下, 收入预期值并非 $\exp(\hat{y}_{2i})$ 而是 $\exp(\sigma_{v2}^2/2) \cdot \exp(\hat{y}_{2i})$, 其中 σ_{v2}^2 为流转农户在不参与土地流转情形下的收入对数方程的随机误差项的方差。所以, 为计算流转农户在不参与土地流转的虚拟情形下的收入预期值, 需要在根据 (12) 式得到收入对数预期值 $\hat{y}_{2i}$ 的基础上进一步得到随机误差项的方差 σ_{v2}^2 , 然后计算出流转农户在不参与土地流转虚拟情形下的收入预期值 $\exp(\sigma_{v2}^2/2) \cdot \exp(\hat{y}_{2i})$ 。其二, 流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下, 其家庭人均纯收入对数值为 $y_{2i} = \hat{y}_{2i} + \hat{v}_{2i}$, 其中 $\hat{v}_{2i}$ 为不发生土地流转虚拟情形下流转农户收入方程的残差项, 且有 $\hat{v}_{2i} \sim N(0, \sigma_{v2}^2)$ 。值得注意的是, 因为观测不到流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下的实际收入水平, 所以残差项 $\hat{v}_{2i}$ 不能从流转农户自身得到。但是, 未流转农户在不发生土地流转的情形下的收入对数观测值 y_{2i} 是已知的, 其收入对数预期值 $\hat{y}_{2i}$ 也可以利用 (13) 式计算得到, 从而可以根据 $y_{2i} = \hat{y}_{2i} + \hat{v}_{2i}$ 得到收入方程的残差项 $\hat{v}_{2i}$ 。假设在不发生土地

流转的虚拟情形下，流转农户收入方程的随机误差项具有与未流转农户相同的分布，那么根据未流转农户收入方程的残差项 $\hat{v}_{2i}$ ，可以计算出流转农户在不发生土地流转的虚拟情形下其家庭人均纯收入模拟值（朱农，2005）。

根据上述方法计算出在不参与土地流转的虚拟情形下土地流转农户的收入模拟值后，也就得到了全部农户在不参与土地流转的情形下的收入水平，从而可以比较在发生土地流转的实际情形和不发生土地流转的虚拟情形下，农村居民的收入水平与收入分配状况，最终得到土地流转活动对农村居民收入水平和收入分配的影响。

本文经济计量分析所使用变量的定义及其描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的定义与描述性统计

变量名	变量定义	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
人均纯收入	农户家庭人均纯收入（元）	2166	17765.087	15935.284	0	101840
土地转出	农户是否参与土地转出（是=1，否=0）	2166	0.178	0.383	0	1
土地转入	农户是否参与土地转入（是=1，否=0）	2166	0.292	0.455	0	1
劳动力人数	年龄 16~64 岁、当前就业状态为全职务农、非农就业、兼业、无业或待业成员人数	2166	2.771	1.039	1	8
抚养人口比例	非劳动力成员占家庭总人口的比例	2166	0.320	0.226	0	0.857
是否参与非农就业	是否有劳动力参与非农就业（是=1，否=0）	2166	0.796	0.403	0	1
人均经营耕地面积	人均实际经营耕地面积（亩）	2166	6.402	17.342	0.003	304.250
人均承包耕地面积	人均承包村集体耕地面积（亩）	2166	3.051	4.769	0.005	55.250
劳动力平均受教育程度	家庭劳动力接受正规学历教育的平均年限（年）	2166	7.763	2.419	0	18
劳动力平均年龄	家庭劳动力平均年龄（岁）	2166	43.825	7.366	23	64
家庭人均金融资产	人均现金、银行存款、有价证券及出借款额（元）	2166	228.881	1407.552	.001	30000
家中是否有党员	家庭成员中是否有党员（是=1，否=0）	2166	0.333	0.472	0	1
户主年龄	户主的年龄（岁）	2166	53.609	10.012	21	89
户主受教育程度	户主接受正规学历教育的年限（年）	2166	7.106	2.749	0	15
成员最高受教育程度	受教育程度最高的家庭成员接受正规学历教育的年限（年）	2166	10.605	3.112	0	18

(续表 2)

本地农闲雇 工日工资	本村或本乡镇农闲平均雇工工资 (元/日)	2166	107.312	39.885	0	300
本地农地流 转年租金	本村或本乡镇耕地流转平均价格 (元/亩·年)	2166	625.260	526.030	0	4550
本地非农产 业发展	本村劳动力中主要从事本地二三产 业者所占比例	2166	0.192	0.236	0	1
本村地形是 否平原	本村地形是否为平原(是=1, 否=0)	2166	0.427	0.495	0	1
本村是否为 城市郊区	本村是否位于城市郊区(是=1, 否 =0)	2166	0.202	0.402	0	1
本村与县城 距离	本村村委会与县政府的距离(公里)	2166	23.444	16.864	1.2	85

六、经济计量模型估计结果

表 3 和表 4 分别列出了农户土地转出和土地转入决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计结果。下面分别予以解释说明。

(一) 农户土地转出决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计

表 3 显示, 辅助参数 r_1 、 r_2 与相关系数 ρ_1 、 ρ_2 在统计上显著地不等于 0, 说明研究样本存在自选择性, 直接进行 OLS 估计所得结果是有偏的, 本文使用内生转换回归模型进行选择偏差的纠正则是正确和必要的^①; 误差项独立性检验结果也拒绝了收入方程与土地转出决策方程随机误差项之间相互独立的零假设。

根据表 3, 人均经营耕地面积对农户土地转出后的人均纯收入没有显著影响, 这或许是因为农户土地转出后的人均经营耕地面积较小(如表 1 所示), 家庭农业经营活动对其已不再重要, 导致人均经营耕地面积对农户土地转出后的人均纯收入没有显著影响。尽管人均经营耕地面积对农户土地转出后的人均纯收入没有产生显著影响, 但人均承包耕地面积却对农户未参与土地流转时的人均纯收入产生了显著的正向影响, 反映了耕地资源对于农户未参与土地流转时的收入水平所具有的重要意义。同时, 较多的人均承包耕地也有利于农户转出土地。由于家庭金融资产可以为农户各种生产经营活动提供支持, 其对农户土地转出和不参与土地流转时人均纯收入都产生了显著的正向影响, 但并不影响农户土地转出决策。劳动力平均受教育年限仅有利于提高农户不参与土地流转时的人均纯收入, 对农户土地转出决策与土地转出时的人均纯收入没有显著影响, 或许是因为农户土地转出后的主要收入来源是非农就业(如表 1 所示), 而农村劳动力参与非农就业大多从事对受教育水平要求较低、工资收入

^① $\ln s_1$ 、 $\ln s_2$ 、 r_1 、 r_2 分别是在估计 σ_1 、 σ_2 、 ρ_1 、 ρ_2 过程中所使用的辅助参数。为确保 ρ_1 、 ρ_2 估计值介于 -1 与 1 之间和 σ_1 、 σ_2 估计值为正数, 统计软件在进行极大似然估计过程中, 先估计出 $\ln \sigma_1$ (即 $\ln s_1$)、 $\ln \sigma_2$ (即 $\ln s_2$)、 $0.5 \ln[(1 + \rho_1)/(1 - \rho_1)]$ (即 r_1)、 $0.5 \ln[(1 + \rho_2)/(1 - \rho_2)]$ (即 r_2) , 再计算出 σ_1 、 σ_2 、 ρ_1 、 ρ_2 。

不高的就业岗位。由于非农就业可以获得较高的收入,参与非农就业对农户土地转出和未参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响;同时,由于当前农业生产社会化服务的快速发展和农业劳动投入的不断降低,农户劳动力非农就业以及家庭农业生产专职劳动力的减少已经不再影响其土地转出决策。家庭抚养人口比例越高,意味着可赚取收入的家庭劳动力比例越低,对农户不参与土地转出时的人均纯收入产生了显著的负向影响,但对农户土地转出决策以及土地转出时的人均纯收入均没有显著影响。由于户主对于家庭农业生产经营享有主要的决策权,较高的户主年龄会对农户未流转土地时的收入水平产生负向影响,也有利于农户转出土地,降低农业生产经营规模。一般来说,位于平原意味着耕地质量较好,有利于促进土地流转。区域因素也对农户的收入水平与土地转出决策产生了显著的影响,主要表现为中部、西部、东北地区农户土地转出时的人均纯收入均低于东部地区。其他的户特征、村特征变量对农户人均纯收入水平和土地转出决策基本没有影响或者其影响仅具有较弱的统计显著性。

表3 农户土地转出决策方程与人均纯收入方程的ESR估计

变量	(1)	(2)	(3)
	收入方程		土地转出决策方程
	土地转农户	未流转户	
人均经营耕地面积对数值	0.0344 (0.0459)		-0.7140*** (0.0564)
人均承包耕地面积对数值		0.0868*** (0.0317)	0.7050*** (0.0628)
人均金融资产对数值	0.0785*** (0.0191)	0.0869*** (0.0122)	0.0182 (0.0159)
劳动力平均受教育年限	0.0365 (0.0268)	0.0598*** (0.0183)	0.0366 (0.0239)
劳动力平均年龄	0.0083 (0.0076)	0.0086 (0.0055)	0.0061 (0.0065)
是否参与非农就业	0.3040** (0.1330)	0.2450*** (0.0941)	0.0378 (0.1090)
家庭抚养人口比例	-0.3180 (0.1970)	-0.4151*** (0.1481)	0.1390 (0.1952)
户主年龄	-0.0076 (0.0050)	-0.0120*** (0.0037)	0.0096** (0.0042)
户主受教育年限	0.00943 (0.0226)	-0.0152 (0.0156)	0.0084 (0.0174)
是否平原	0.0898 (0.0952)	-0.0210 (0.0698)	0.172** (0.0798)
是否城市郊区	0.0255 (0.1040)	0.0699 (0.0802)	-0.0617 (0.0915)

(续表 3)

区域虚拟变量 (以东部地区为参照组)			
中部	-0.4700*** (0.1300)	0.0280 (0.0941)	0.1100 (0.1110)
西部	-1.1340* (0.6060)	-0.6980*** (0.1840)	-0.6450* (0.3450)
东北	-0.2390** (0.1220)	-0.0016 (0.0891)	0.1680* (0.0991)
劳动力人数			0.0452 (0.0383)
家中是否有党员			-0.1310* (0.0681)
家庭成员最高受教育年限			-0.0198 (0.0134)
本地农闲雇工日工资			-0.0010 (0.0008)
本地农地流转年租金			9.24e-05 (6.43e-05)
本地非农产业发展状况			0.0506 (0.1360)
本村与县城距离			-0.0018 (0.0022)
常数项	9.2990*** (0.5581)	9.5281*** (0.3240)	-2.0340*** (0.4231)
$\ln s_1$	-0.1630*** (0.0401)		
$\ln s_2$		0.1400*** (0.0267)	
r_1		-0.2010* (0.1101)	
r_2		1.4080*** (0.1302)	
Log likelihood		-2747.7678	
Wald chi2(13)		68.86	
Prob > chi2		0.0000	
误差项相关系数			
ρ_{-1}		-0.1985 (0.1132)	

(续表 3)

rho_2	0.8870 (0.0278)	
误差项独立性检验	chi2 (1) =215.23 Prob>chi2=0.0000	
观测值数	1532	1532

注：括号中数值为标准误；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 农户土地转入决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计

根据表 4，辅助参数 $r1$ 、 $r2$ 与相关系数 ρ_1 、 ρ_2 在统计上显著地不等于 0，说明研究样本存在自选择性，直接进行 OLS 估计所得结果是有偏的，本文使用内生转换回归模型进行选择偏差的纠正则是正确和必要的；误差项独立性检验结果也拒绝了收入方程与土地转入决策方程随机误差项之间相互独立的零假设。

表 4 显示，人均经营耕地面积对农户转入土地时的人均纯收入产生了显著的正向影响，而人均承包耕地面积对农户未参与土地流转时的人均纯收入也产生了显著的正向影响。对上述二者的系数估计值进行比较，还会发现（1）列中人均经营耕地面积的系数估计值远高于（2）列中人均承包耕地面积对数值的系数估计值，这说明耕地资源在土地转入户手中获得了更为有效的使用，产生了更高的边际生产率。同时，人均承包耕地面积也会抑制农户的土地转入倾向。

与表 3 中估计结果相似，由于家庭金融资产可以为农户各种生产经营活动提供支持，其对农户土地转入和不参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响，但并不影响农户土地转入决策。代表人力资本水平的劳动力平均受教育年限对农户土地转入和不参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响，但对农户土地转入决策没有影响。与表 3 估计结果相似，参与非农就业对于农户土地转入和未流转时的人均纯收入都产生了显著的正向影响，但对其土地流转决策没有显著影响。较多的家庭抚养人口对农户土地转入和未流转时的人均纯收入都产生了负向影响，但不影响农户土地转入决策。由于户主对家庭农业生产经营享有主要的决策权，较高的户主年龄对农户转入土地和不参与土地流转时的人均纯收入都产生了显著的负向影响，但对农户土地转入决策没有显著影响。与表 3 估计结果相似，位于平原意味着耕地质量较好，易于重新组织整理开展规模经营，既有利于促进农户转出土地，也有利于农户转入土地。区域因素对农户的收入水平与土地转入决策产生了一定的影响，相对于东部地区来说，位于中部和东北地区会对农户转入土地时的人均纯收入产生不利影响，位于东北地区还会对农户不参与土地流转时的人均纯收入产生不利影响，位于西部地区会有利于提高农户土地转入概率。其他的户特征、村特征变量对农户人均纯收入和土地转入决策基本没有影响或仅具有较弱显著性的影响。

表 4

农户土地转入决策方程与人均纯收入方程的 ESR 估计

变量	(1)	(2)	(3)
	收入方程		土地转入决策方程
	土地转入户	未流转户	
人均经营耕地面积对数值	0.3340*** (0.0372)		1.8470*** (0.0825)
人均承包耕地面积对数值		0.0797*** (0.0291)	-1.5680*** (0.0828)
人均金融资产对数值	0.0448*** (0.0139)	0.0811*** (0.0110)	-0.0092 (0.0159)
劳动力平均受教育年限	0.0507** (0.0203)	0.0488*** (0.0166)	0.0201 (0.0271)
劳动力平均年龄	0.0015 (0.0059)	0.0092* (0.0051)	0.0035 (0.0078)
是否参与非农就业	0.2000** (0.0830)	0.2380*** (0.0862)	0.0422 (0.1160)
家庭抚养人口比例	-0.3550** (0.1530)	-0.4200*** (0.1360)	0.3340 (0.2310)
户主年龄	-0.0130*** (0.0043)	-0.0172*** (0.0034)	-0.0022 (0.0050)
户主受教育年限	-0.0150 (0.0164)	-0.0150 (0.0142)	-0.0201 (0.0198)
是否平原	0.0159 (0.0700)	-0.1070* (0.0642)	0.2520*** (0.0916)
是否城市郊区	0.0717 (0.0907)	0.0171 (0.0739)	0.1770 (0.1150)
区域虚拟变量（以东部地区为参照组）			
中部	-0.2400** (0.1130)	-0.0010 (0.0865)	-0.1690 (0.1360)
西部	-0.0596 (0.1010)	-0.1150 (0.0821)	0.2670** (0.1170)
东北	-0.8390*** (0.1380)	-0.4670*** (0.1640)	-0.2190 (0.1950)
劳动力人数			0.1180** (0.0532)
家中是否有党员			-0.1090 (0.0922)

(续表 4)			
家庭成员最高受教育年限			0.0040 (0.0161)
本地农闲雇工日工资			-0.0022** (0.0011)
本地农地流转年租金			0.0003*** (8.91e-05)
本地非农产业发展状况			-0.6430*** (0.2050)
本村与县城距离			-0.0005 (0.0028)
常数项	9.4140*** (0.3410)	9.5780*** (0.296)	-1.7590*** (0.5200)
$\ln s_1$	-0.2260*** (0.0283)		
$\ln s_2$		-0.0096 (0.0210)	
r_1		0.1290** (0.0630)	
r_2		-0.1140** (0.0538)	
Log likelihood		-3001.0868	
Wald chi2(13)		165.44	
Prob> chi2		0.0000	
误差项相关系数			
rho_1		0.1284 (0.0616)	
rho_2		-0.1136 (0.0528)	
误差项独立性检验		chi2 (1) = 220.55 Prob>chi2=0.0000	
观测值数	1779	1779	1779

注：括号中数值为标准误；***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

七、土地流转对农村居民收入水平及收入分配的影响

为考察土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响，在得到土地流转决策方程与农户家庭人均纯收入方程的 ESR 估计结果之后，本部分根据前文所述收入模拟法，计算发生土地流转和不发生土地流转两种情形下农村居民的收入水平及收入分配基尼系数，结果如表 5 所示。

（一）土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响

表 5 显示，在假设不发生土地流转活动——即土地转出户、土地转入户都不参与土地流转活动而成为未流转户——的虚拟情形下，土地转出户的平均家庭人均纯收入为 17064 元，土地转入户的平均家庭人均纯收入为 18050 元，未流转农户的平均家庭人均纯收入即为其实际观测值 16831 元。根据不发生土地流转虚拟情形下的土地转出户、土地转入户的平均家庭人均纯收入（模拟值）和未流转农户的平均家庭人均纯收入（实际观测值），可以计算出此时全部农户的平均家庭人均纯收入（模拟值）为 17227 元。由此可知，土地转入行为对土地转入户的增收贡献较为显著，使其家庭人均纯收入从 18050 元增加到 20013 元，增收幅度约为 10%；土地转出行为对土地转出户收入水平的影响效果较小，使其家庭人均纯收入从 17064 元略微下降到 16854 元，下降幅度约为 1%^①；整体的土地流转活动使得全部农户的家庭人均纯收入从 17227 元增加到 17765 元，增收幅度大约为 3%。

表 5 还显示，在假设不发生土地流转的虚拟情形下，农村居民人均纯收入基尼系数为 0.41176；在发生土地流转的实际情形下，农村居民人均纯收入基尼系数为 0.44939。这意味着，土地流转活动扩大了农村居民收入差距，使得农村居民人均纯收入基尼系数上升了 0.03763。

表 5 土地流转对农村居民收入水平及收入分配的影响

	土地转出户		未流转户	土地转入户		全部农户	
	土地转出 (实际)	不参与流转 (模拟)	(实际)	土地转入 (实际)	不参与流转 (模拟)	发生流转 (实际)	不发生流转 (模拟)
人均纯收入	16854	17064	16831	20013	18050	17765	17227
基尼系数						0.44939	0.41176

注：人均纯收入系根据进行收入模拟计算的农户样本计算而得，基尼系数系根据农户成员样本计算而得。

（二）土地流转收入分配效应的产生机制

土地流转活动何以扩大了中国农村居民收入差距？表 5 同样给出了土地流转活动影响农村居民收入分配的原因或机制，即初始收入或财富水平不同的农户参与土地流转市场的方式不同，导致土地流转活动扩大了中国农村居民的收入不均等程度。根据表 5，在未发生土地流转的情形下，土地转入户的人均纯收入模拟值为 18050 元，土地转出户的人均纯收入模拟值为 17064 元，未流转户的人均纯收入（实际值）为 16831 元。显然，土地转入行为主要发生于初始收入水平较高、经济条件较好的农户，土地转出行为主要发生于初始收入水平较低、经济条件较差的农户；土地转入行为使得初始收入水平较高的土地转入户在承担土地流转租金支出的同时，增加了农业生产中土地要素投入和家庭农业经营收入，使其家庭收入水平得以进一步提高；土地转出行为使得初始收入水平较低的土地转出户降低了

^①土地转出行为对土地转出户的收入水平产生了某种负面影响，其原因除了土地转出户自有承包地面积和农地出租面积较小、土地租金收入有限之外，另一个可能的原因是，在耕地面积狭小、劳动力过剩及就业不足的小农业生产环境中，小农户会在劳动边际生产率降到极低水平的情况下，在土地上投入过量劳动力，存在所谓的“内卷化”或“过密化”现象（黄宗智，2000），而土地转出（耕地面积减少）则对小农户产生了较大的农业收入损失。

农业土地要素投入和家庭农业经营收入，在土地流转租金收入较为有限、不足以弥补家庭农业经营收入损失的情况下，对其收入贡献极为有限乃至产生一定的负面影响。正是由于土地流转活动显著提升了初始收入水平较高的土地转入户的收入，但对初始收入水平较低的土地转出户的收入影响有限乃至产生了一些微的负面影响，使其最终扩大了中国农村居民收入差距。

八、结论

本文利用 2020 年中国乡村振兴综合调查（CRRS）的农户数据，使用基于内生转换回归模型的收入模拟法，首先得到不发生土地流转时土地转出户和土地转入户人均纯收入的无偏和一致性估计，然后通过比较不发生土地流转和发生土地流转两种情形下农村居民收入水平与收入分配状况，得出土地流转对农村居民收入水平和收入分配的影响。本文研究发现，土地转入行为对土地转入户的增收贡献较为显著，使其家庭人均纯收入从 18050 元增加到 20013 元，增收幅度约为 10%；土地转出行为对土地转出户收入水平的影响效果较小，使其家庭人均纯收入从 17064 元略微下降到 16854 元，下降幅度约为 1%；整体的土地流转活动使得全部农户的家庭人均纯收入从 17227 元增加到 17765 元，增收幅度大约为 3%。进一步的测算发现，土地流转活动显著提升了初始收入水平较高的土地转入户的收入，但对初始收入水平较低的土地转出户的收入影响有限乃至产生了一些微的负面影响，导致其最终扩大了中国农村居民收入分配差距，使农村居民人均纯收入基尼系数从 0.41176 提高到 0.44939。

根据上述结论，在努力推动土地流转、扩大土地经营规模的过程中，土地流转活动虽然从整体上提高了农村居民收入水平，但对农村居民收入分配产生了不利影响，政策执行者对此应当予以一定的重视。在推动土地流转、实现适度规模经营的过程中为避免农村居民收入差距扩大，可以采取多种措施努力提高中低收入农村居民收入水平，包括做好农村劳动力就业创业服务工作，继续大力推进农村劳动力转移进程，在继续提高农村转移劳动力非农就业收入的同时，提高农村留守劳动力的农业生产率与农业经营收入；加强农业社会化服务，提高农业先进技术推广力度，鼓励经营规模较小的土地转出户和未流转户通过组建农民专业合作社等形式实现农业生产经营的联合与合作，并为其提供有效的财政、金融支持，提高其自组织能力和发展能力（韩喜平和王公博，2021）。

最后也应谨慎指出的是，一般来说，收入分配研究应当建立在具有充分代表性的大规模随机样本数据的基础之上，本文的研究依然存在一定程度的样本量不足问题；本文研究所使用的 2020 年 CRRS 调查问卷中缺乏农户农业生产性固定资本及家庭农业生产全部短期流动资本投入的数据信息，虽然本文在经验分析中尝试引入金融资产变量来做农业资本投入的代理变量，但农业资本投入变量的缺失依然可能会对本文的经验分析产生潜在的不利影响；2020 年 CRRS 调查问卷中也缺乏农户上一年度初始收入的数据信息，本文只能将模拟出的“流转前”收入近似作为初始收入；另外，由于缺乏权重信息，本文关于农村居民收入及其基尼系数的计算也没有进行加权。因此，关于土地流转的收入分配效应这一重要选题，可能还需要有进一步的经验证据来加以验证。

参考文献

- 1.陈斌开、马宁宁、王丹利, 2020: 《土地流转、农业生产率与农民收入》, 《世界经济》第 10 期, 第 97-120 页。
- 2.陈飞、翟伟娟, 2015: 《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》, 《经济研究》第 10 期, 第 163-177 页。
- 3.郭君平、曲颂、夏英、吕开宇, 2018: 《农村土地流转的收入分配效应》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期, 第 160-169 页。
- 4.韩菡、钟甫宁, 2011: 《劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 18-25 页。
- 5.韩喜平、王公博, 2021: 《“积极的惯性”: 基层政府扶持农业产业发展的行为逻辑》, 《河南师范大学学报》(哲学社会科学版) 第 1 期, 第 1-8 页。
- 6.黄宗智, 2000: 《华北的小农经济与社会变迁》, 北京: 中华书局, 第 161-176 页。
- 7.李庆海、李锐、王兆华, 2012: 《农户土地租赁行为及其福利效果》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 269-288 页。
- 8.冒佩华、徐骥、贺小丹、周亚虹, 2015: 《农地经营权流转与农民劳动生产率提高: 理论与实证》, 《经济研究》第 11 期, 第 161-176 页。
- 9.史常亮、栾江、朱俊峰、陈一鸣, 2017: 《土地流转对农户收入增长及收入差距的影响——基于 8 省农户调查数据的实证分析》, 《经济评论》第 5 期, 第 152-166 页。
- 10.杨子、马贤磊、诸培新、马东, 2017: 《土地流转与农民收入变化研究》, 《中国人口·资源与环境》第 5 期, 第 111-120 页。
- 11.杨子砚、文峰, 2020: 《从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级》, 《管理世界》第 7 期, 第 171-185 页。
- 12.朱建军、胡继连, 2015: 《农地流转对我国农民收入分配的影响——基于中国健康与养老追踪调查数据》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 3 期, 第 75-83 页、第 124 页。
- 13.朱农, 2005: 《贫困、不平等和农村非农产业的发展》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 167-188 页。
- 14.Brandt, L., J. Huang, G. Li and S. Rozelle, 2002. Land Rights in China: Facts, Fictions, and Issues. *The China Journal*, 47: 67-97.
- 15.Carter, M. R., and Y. Yao, 2002. Local Versus Global Separability in Agricultural Household Models: The Factor Price Equalization Effect of Land Transfer Rights. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(3): 702-715.
- 16.Chamberlin, J., and J. Ricker-Gilbert, 2016. Participation in Rural Land Rental Markets in Sub-Saharan Africa: Who Benefits and by How Much? Evidence from Malawi and Zambia. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 98(5): 1507-1528.
- 17.Deininger, K., and S. Jin, 2005. The Potential of Land Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 78(1): 241-270.
- 18.Jin, S., and K. Deininger, 2009. Land Rental Markets in the Process of Rural Structural Transformation: Productivity and Equity Impacts from China. *Journal of Comparative Economics*, 39(4): 629-646.

19.Kijima, Y., and R. Tabetando, 2020. Efficiency and Equity of Rural Land Markets and the Impact on Income: Evidence in Kenya and Uganda from 2003 to 2015. *Land Use Policy*, 91(C), doi: 10.1016/j.landusepol.2019.104416.

20.Kung, J. K., 2002. Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China, *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 395-414.

21.Lin, J. Y., 1995. Endowments, Technology, and Factor Markets: A Natural Experiment of Induced Institutional Innovation from China's Rural Reform, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(2): 231-242.

22.Zhang, Q. F., 2008. Retreat from Equality or Advance towards Efficiency? Land Markets and Inequality in Rural Zhejiang. *The China Quarterly*, 195: 535-557.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院农村发展研究所;

² 中国社会科学院大学应用经济学院;

³ 安徽农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 陈静怡)

The Impact of Land Transfer on Income Distribution in Rural China: An Empirical Analysis Based on Rural Household Survey Data Collected in 10 Provinces in 2020

DU Xin ZHANG Guiyou

Abstract: By using the method of income simulation based on an endogenous switching regression model, this study explores the impact of land transfer on income distribution in rural China based on rural household data of China Rural Revitalization Survey conducted in 2020. The study first estimates the per capita net income of renting-out households and renting-in households in the scenario without land transfer, and then examines the impact of land transfer on income distribution by comparing the income distribution of rural households with and without land transfer. The results show that the per capita net income of renting-out households decreased from 17064 Yuan to 16854 Yuan with a decrease of about 1%, whereas the per capita net income of renting-in households increased from 18050 Yuan to 20013 Yuan with an increase of about 10%. The overall land circulation activities increased the per capita net income of all households from 17227 Yuan to 17765 Yuan with an increase of about 3%. Further computation shows that the Gini coefficient of the per capita net income of rural households increased from 0.41176 to 0.44939, which means land transfer has caused an aggravation of income inequality in rural China.

Keywords: Land Transfer; Income; Income Distribution

自由贸易区战略实施对中国出口农产品质量的影响：协定条款异质性视角*

曾华盛 徐金海

摘要：本文以中国自由贸易区战略实施作为准自然实验，使用PSM—渐进DID、中介效应检验等方法，并基于协定条款异质性视角分析自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响及其内在机制。研究表明：自由贸易区建立总体上降低了中国向自由贸易区伙伴国出口农产品的质量，而自由贸易区战略的深入推进有利于中国出口农产品质量的提升；降低农业企业进入出口市场的生产效率门槛和扩大对中低收入国家低质量农产品出口，是中国出口农产品质量下降的重要机制。从协定条款的间接效应来看，以农产品关税削减和非关税壁垒取消为重点的浅层条款导致了我国出口农产品质量下降，而以投资便利化、技术合作和农业合作为重点的深层条款有利于我国出口农产品质量升级。当前，我国正处在从“贸易大国”迈向“贸易强国”的攻坚期，本文对于我国如何推动自由贸易区战略实施同时加快提升出口农产品质量提供了新的思路。

关键词：自由贸易区 出口农产品质量 协定条款异质性

中图分类号：F744 F752.62 **文献标识码：**A

一、引言

在WTO多边贸易体制建设趋缓的背景下，自由贸易区^①已成为我国构建农业对外开放新格局的重要引擎以及充分运用国际国内两个市场、两种资源的新方式。特别是，自2004年中国与东盟在农产品贸易领域率先实施“早期收获计划”以来，我国进入了自由贸易区发展的快车道。目前，我国已与

*本文研究得到国家自然科学基金国际合作项目“东盟与中国的经济转型和区域农产品价值链发展研究”（编号：71961147002）、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目子课题“粮食主产区乡村振兴的路径探索：保障国家粮食安全与实现农民持续增收”（编号：20JZD031）和扬州大学人文社会科学基金项目“长三角高质量一体化进程中江苏农业产业协同发展机制研究”（编号：xjj2021-30）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：徐金海。

^①本文中，自由贸易区指的是多个主权国家（或地区）之间签订自由贸易协定，从而形成涵盖所有成员全部关税领土的“特定区域”，而非指单个主权国家（或地区）在内部设立的自由贸易试验区或者自由贸易港。

东盟、韩国、冰岛、秘鲁和智利等国家和地区建立了自由贸易区，逐步形成立足周边、辐射“一带一路”和面向全球的自由贸易区网络。在高质量发展的新时代，贸易高质量发展是自由贸易区建立的必然要求。2019年11月出台的《中共中央 国务院关于推进贸易高质量发展的指导意见》明确指出，“要加快高标准自由贸易区建设，拓展贸易高质量发展新空间”^①；2020年11月发布的《国务院办公厅关于推进对外贸易创新发展的实施意见》提出，“积极签署高标准自由贸易协定，提高出口产品质量”^②；“十四五”规划纲要强调，“实施自由贸易区提升战略，优化出口商品质量和结构”^③。当前，中国正处在从“贸易大国”向“贸易强国”转变的关键时期，出口产品（包括农产品）质量^④提升是“贸易强国”建设的应有之义。

中国是世界主要的农产品生产国与出口国，其农产品出口额连续多年位居世界前列。农业农村部的数据显示，自2004年以后，中国农产品出口贸易发展迅速，2020年，中国农产品出口额为760.30亿美元，相比2004年的233.90亿美元增长了2.25倍，目前位居世界第五大农产品出口国^⑤。然而，与中国农产品出口大国地位不匹配的是，中国出口农产品质量仍然较低。董银果和黄俊闻（2016）的研究显示，中国出口农产品质量水平相较于法国、荷兰和西班牙等欧洲国家仍存在明显差距。由于美国、日本和欧盟等国家和地区对农产品进口有着较为严格的质量标准，因此，中国出口的农产品频繁遭受这些国家和地区以质量不达标为由的扣留和退运（王纪元和肖海峰，2018）。中国农产品每年因标准和合格评定程序受阻的出口量约占到总出口量的1/3，中国出口农产品因质量问题每年损失约40亿~90亿美元（刘雪梅和董银果，2019）。2006年，中国出口的农产品被召回的数量达到1466批次，2018年增加到1832批次，呈现上升趋势^⑥。不容忽视的是，在中国农产品生产成本不断上涨的背景下，历来以价格优势为主导的农产品国际竞争力近年来逐步下降，农产品出口面临可持续发展动力不足的问题。例如，2019年和2020年，中国农产品出口额分别同比下降了1.70%和3.20%^⑦。由此可见，推

^①资料来源：《中共中央 国务院关于推进贸易高质量发展的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-11/28/content_5456796.htm。

^②资料来源：《国务院办公厅关于推进对外贸易创新发展的实施意见》（国办发〔2020〕40号），http://www.gov.cn/zhengce/content/2020-11/09/content_5559659.htm。

^③资料来源：《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

^④产品质量强调的是产品内（within-product）的垂直差异。产品质量表现为能够提高消费者购买意愿的一系列特征，例如安全性、品牌、口感、营养价值、产品设计的美观度等。

^⑤资料来源：《高水平对外开放 成为全球农业贸易大国》，https://szb.farmer.com.cn/2021/20210603/20210603_004/20210603_004_3.htm。

^⑥数据来源：<http://www.aqsiq.gov.cn>，www.tbt-sps.gov.cn。

^⑦资料来源：《2019年我国农产品进出口情况》，http://www.moa.gov.cn/ztl/nybrl/rlxx/202002/t20200218_6337263.htm；《2020年我国农产品贸易情况》，http://www.moa.gov.cn/ztl/nybrl/rlxx/202103/t20210303_6362754.htm。

动中国农产品国际贸易的高质量 and 可持续发展，迫切需要提升出口农产品质量。

出口产品质量问题是近些年来研究的热点，现有研究围绕贸易自由化对出口产品质量的影响进行了有益探讨。部分研究认为，建立自由贸易区等贸易自由化手段对出口产品质量有显著的提升作用，关税削减可以通过竞争效应、创新效应、进口更多种类或更高质量的中间投入品等方式来提升出口产品质量（Fan et al., 2015；王明涛和谢建国，2019；卢盛峰等，2021；樊海潮等，2022）。也有研究发现，尽管贸易自由化水平不断提高，自由贸易区伙伴国（下文简称“自贸区伙伴国”）之间甚至实施了“零关税”政策，但出口产品质量却没有显著提升，陷入了出口质量升级困境。李坤望等（2014）、张杰等（2014）、刘啟仁和铁瑛（2020）发现，中国在技术研发、品牌构建以及产品设计等方面与发达国家存在明显差距，自 2001 年加入 WTO 之后，中国高质量产品出口增长较慢，导致中国出口产品质量总体上呈现一定程度的下滑。苏理梅等（2016）、Hayakawa et al.（2017）、高静等（2019）发现，降低出口关税带来了出口产品质量的下降，特别是对于生产效率较低的企业出口产品质量升级具有消极影响。刘雪梅和董银果（2021）认为，处于经济结构转型和产业升级过程中的发展中国家会出现出口质量升级困境的现象，中国农产品的出口策略更偏向于扩张式出口，更易被出口质量升级困境锁定。

综合来看，现有研究考察了贸易自由化对出口产品质量的影响，但并未形成一致的研究结论，也未能厘清自由贸易区建立影响出口农产品质量的机理。从中国自由贸易区战略实施情况来看，中国与自贸区伙伴国的协定条款不仅仅局限于农产品关税削减和非关税壁垒取消等浅层条款，还涉及投资便利化、农业合作与技术合作等深层条款。然而，现有文献通常将自由贸易区视为同质化政策，较少关注自由贸易区协定条款的异质性，也少有文献分析浅层条款和深层条款在自由贸易区建立对出口农产品质量影响中的作用及其差异。鉴于此，本文基于协定条款异质性视角探究自由贸易区建立对中国出口农产品^①质量的影响及其内在机制。首先，本文从理论上构建自由贸易区建立、协定条款异质性与出口农产品质量之间关系的分析框架；其次，在使用需求残差法测量出口农产品质量的基础上，本文利用 PSM—渐进 DID 等方法分析自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响及其内在机制；再次，本文通过中介效应模型分别检验浅层条款和深层条款在自由贸易区建立对中国出口农产品质量影响中发挥的间接效应；最后，结合中国自由贸易区战略实施的情况，本文提出推动自由贸易区战略实施同时加快提升中国出口农产品质量的政策启示。本文研究将有助于中国自由贸易区战略的调整优化，从而为实现中国农业对外开放新格局构建与出口农产品质量提升的协同发展提供现实依据和政策参考。

二、分析框架与研究假说

（一）分析框架

从中国自由贸易区战略实施情况来看，自由贸易区建立之后，随着新协议的不断签署，协定条款

^①参照 Regmi et al.（2005）的界定，本文中的农产品主要包括初级农产品（例如咖啡原料、茶叶、小麦、黑麦和大麦等）、半加工农产品（例如活体动物、猪油、水产品、毛发、动物产品和干豆壳等）、园艺农产品（例如栽植材料、插花、蔬菜、水果等）和加工农产品（例如冷冻肉、加工肉、水产品制品、禽蛋和奶制品等）。

的内容逐步丰富，既带来协定条款覆盖范围的逐步扩大，又使得协定条款在条款深度上存在较大差异（铁瑛等，2021）。这意味着，本文探讨自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响，不仅需要关注自由贸易区建立对出口农产品质量的直接效应，还需要分别考察浅层条款和深层条款的间接效应。

1. 自由贸易区建立对出口农产品质量的直接效应。首先，自由贸易区的建立降低了农业企业进入出口市场的生产效率门槛，导致了我国出口农产品质量总体上有所下降。随着新贸易理论的演进，Antoniades（2015）将企业生产效率差异与产品质量差异联系起来，认为出口企业生产效率越高，出口产品的质量就越高^①。在自由贸易区建立之前，由于关税等壁垒的存在，农业企业只有出口高质量的农产品才能在贸易成本较高的情况下盈利（Irrazabal et al., 2013），而能够生产高质量农产品的农业企业往往生产效率较高，因此这也间接阻碍了低质量农产品的出口（Baldwin and Harrigan, 2011）。自由贸易区建立之后，贸易壁垒的取消和贸易政策不确定性的下降，降低了自贸区伙伴国之间的农产品贸易成本，使得生产效率较低的农业企业也能向自贸区伙伴国出口农产品。这些新进入市场且生产效率较低的农业企业所提供的农产品质量也较低，从而在总体上拉低了中国出口到自贸区伙伴国市场的农产品质量（高静等，2019）。

其次，自由贸易区的建立扩大了对中低收入国家的低质量农产品出口，导致了我国出口农产品质量总体上有所下降。随着食品安全事件频繁发生，越来越多国家的消费者开始重视农产品质量安全，并关注营养和健康问题，而且高收入国家对高质量农产品的需求往往大于中低收入国家（夏显力等，2019）。相对于非伙伴国，自由贸易区的建立使得我国向自贸区伙伴国出口农产品更具优势。根据 Viner（1950）提出的自由贸易区贸易效应理论，自由贸易区建立之后，在贸易创造效应和贸易转移效应的共同作用下，自贸区伙伴国之间的贸易规模得到显著提升。从中国自由贸易区战略实施情况来看，中国的自贸区伙伴国大部分为中低收入国家，与中低收入国家建立自由贸易区使得我国低质量农产品出口规模的增长要大于高质量农产品出口规模的增长，从而导致我国出口农产品质量总体上有所下降。

2. 浅层条款和深层条款在自由贸易区建立对出口农产品质量影响中的间接效应。Horn et al.（2010）根据协定条款特征，将协定条款分为浅层条款和深层条款，浅层条款是指关税削减等 WTO 框架内条款的覆盖情况，深层条款是指投资便利化、技术合作和农业合作等 WTO 框架外条款的覆盖情况。首先，我国自由贸易区战略的实施有利于协定条款覆盖范围的不断扩大。我国自由贸易区战略实施之后，由协定条款所带来的对非伙伴国的歧视产生了“第三方效应”，会促使自贸区伙伴国之间不断扩大协定条款的覆盖范围（铁瑛等，2021）。由于自由贸易区建立可以减少贸易壁垒带来的国家福利损失，因此，自贸区伙伴国之间存在扩大协定条款覆盖范围的需求和动力。另外，当我国自贸区伙伴国数量不断增加时，我国也相应获得了更强的“议价”能力，更容易扩大协定条款的覆盖范围（铁瑛等，2021）。其次，浅层条款导致出口农产品质量下降。以农产品关税削减和非关税壁垒取消为重点的浅层条款会

^①生产较高质量的农产品可以使农业企业获得较高的市场份额和利润。但是，由于农业企业提升农产品质量需要支付一定的固定成本（主要用于研发新品种和支付高质量农资），因此，只有那些生产效率高的农业企业才有能力负担出口高质量农产品所产生的高成本（Verhoogen, 2008）。

进一步带来中国与自贸区伙伴国农产品贸易成本的下降。农产品贸易成本的下降，不仅会进一步降低中国农业企业进入出口市场的生产效率门槛和扩大对中低收入国家的低质量农产品出口，还会使得农业企业缺乏技术研发和创新的动力，进而选择低价竞争策略以扩大出口，从而导致中国出口农产品质量总体上有所下降。最后，深层条款有利于出口农产品质量提升。一方面，投资便利化水平的提升促使生产效率较高的农业跨国企业加大在中国建立子公司的力度（Bae and Jang, 2013），从而提升中国农产品出口企业整体的生产效率，进而提升中国出口农产品的质量。另一方面，中国与自贸区伙伴国之间技术合作和农业合作的增强，可为中国农业企业带来更加先进的农业技术，并加快农业技术在中国与自贸区伙伴国之间扩散的进程（刘乃郗等，2018），从而为国内农业企业提供模仿和学习先进农业技术的机会，为中国农业企业提升出口农产品质量提供技术条件。

综上所述，本文构建自由贸易区建立、协定条款异质性与出口农产品质量之间关系的分析框架，如图1所示。

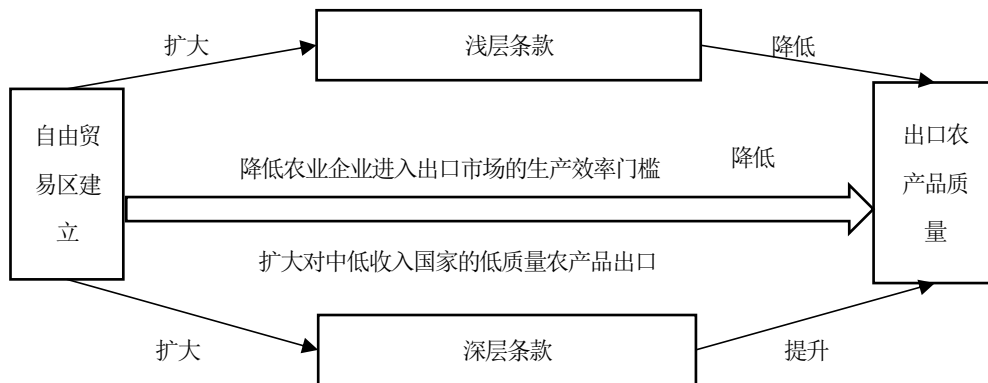


图1 自由贸易区建立、协定条款异质性与出口农产品质量之间关系的分析框架

（二）研究假说

从图1来看，降低农业企业进入出口市场的生产效率门槛和扩大对中低收入国家的低质量农产品出口是中国出口农产品质量下降的重要机制，浅层条款会使得中国出口农产品质量有所下降，而深层条款有利于中国出口农产品质量升级。同时，不同深度的协定条款的间接效应大小也可能存在差异。其中，深层条款意味着更深层次的开放，自贸区伙伴国达成一致意见的难度更大，而且投资便利化、技术合作等深层条款对中国出口农产品质量升级促进作用的发挥需要的时间也更长。因此，就目前中国自由贸易区战略实施情况来看，自由贸易区建立总体上可能会导致中国对自贸区伙伴国出口农产品质量有所下降。基于以上分析，本文提出以下三个待检验假说：

H1：自由贸易区建立总体上会导致中国向自贸区伙伴国出口农产品质量有所下降。

H2：自由贸易区建立会降低农业企业进入出口市场的生产效率门槛和扩大对中低收入国家的低质量农产品出口，由此导致出口农产品质量有所下降。

H3：浅层条款和深层条款在自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响中存在间接效应，前者会导致中国出口农产品质量下降，后者会导致中国出口农产品质量提升。

三、研究设计

（一）模型设定

1. 渐进 DID 模型设定。本文将中国自由贸易区战略实施视为准自然实验，采用因果推断的方法考察自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响。由于中国与自贸区伙伴国建立自由贸易区的时点存在差异，因此本文采用渐进 DID 模型进行估计。渐进 DID 模型设定如下：

$$quality_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 FTA_i \times time_{it} + \lambda_1 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

（1）式中，下标 i 、 j 、 t 分别表示国家、产品和年份。 $quality_{ijt}$ 为因变量，表示中国出口农产品质量，其测算方式见下文。 $FTA_i \times time_{it}$ 为政策变量，其中， FTA_i 为组别虚拟变量， $time_{it}$ 为政策时间虚拟变量。 $FTA_i \times time_{it}$ 的系数 β_1 用来识别政策实施总效应，若 $\beta_1 < 0$ ，则说明相对于自由贸易区建立之前，自由贸易区建立之后中国出口到处理组国家的农产品质量低于出口到对照组国家的农产品质量。 X_{ijt} 为控制变量，包括出口目的国经济发展水平、出口目的国收入水平、中国出口到目的国的农产品贸易成本、中国农业企业生产效率和农产品出口价格。 γ_t 、 μ_i 和 η_j 分别表示时间层面、国家层面和产品层面的固定效应， ε_{ijt} 为随机误差项。

2. 中介效应模型设定。本文选取浅层条款（ $wtop_{it}$ ）和深层条款（ $wtox_{it}$ ）作为中介变量，通过中介效应模型来考察浅层条款和深层条款的间接效应。本文在（1）式之外增加（2）～（4）式来构建中介效应模型，模型设定如下：

$$wtop_{it} = \alpha_2 + \beta_2 FTA_i \times time_{it} + \lambda_2 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

$$wttox_{it} = \alpha_3 + \beta_3 FTA_i \times time_{it} + \lambda_3 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$quality_{ijt} = \alpha_4 + \beta_4 FTA_i \times time_{it} + \delta_1 wtop_{it} + \delta_2 wttox_{it} + \lambda_4 X_{ijt} + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

（2）～（4）式中，其他变量的含义与（1）式相同。中介效应的检验步骤如下：第一步，检验（1）式中系数 β_1 的显著性，若该系数通过显著性检验，表示总效应显著；第二步，检验（2）式中的系数 β_2 、（3）式中的系数 β_3 、（4）式中的系数 δ_1 和系数 δ_2 的显著性，若这些系数都通过显著性检验，则说明浅层条款的间接效应和深层条款的间接效应显著；第三步，检验（4）式中的系数 β_4 的显著性，若该系数通过显著性检验，则说明直接效应显著；第四步，检验系数的符号，若 β_4 与 $\beta_2 \times \delta_1$ 同号， β_4 与 $\beta_3 \times \delta_2$ 异号，则说明浅层条款发挥的是部分中介效应（大小为 $\beta_2 \times \delta_1$ ），而深层条款发挥的是遮掩效应（大小为 $\beta_3 \times \delta_2$ ）。

（二）变量测算与说明

1. 因变量。因变量为出口质量（ $quality$ ）。另外，自由贸易区的建立对不同质量农产品出口数量和出口额的影响存在差异，因此，在自由贸易区建立对出口农产品质量影响的机制分析中，本文使用出口数量（ $export_q$ ）和出口额（ $export_v$ ）作为因变量进行回归。出口产品质量的测算方法运用比较广泛的是单位价值法和需求残差法（参见刘妍和赵帮宏，2019；余静文等，2021）。由于单位价值法不仅可以反映产品的质量信息，还可以反映产品的生产成本等情况，因此使用该方法会产生

较大误差。为了解决这一问题，一些研究开发了需求残差法（参见 Khandelwal et al., 2013）。本文采用较为前沿的需求残差法来测算中国出口农产品质量。

本文借鉴 Khandelwal et al. (2013) 提出的需求残差法，将出口农产品质量引入 CES 效用函数，从而将 CES 需求函数改造为：

$$U_{ijt} = \left[\sum_j (\tau_{ijt} q_{ijt})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (5)$$

(5) 式中， τ_{ijt} 和 q_{ijt} 分别表示中国在第 t 年出口到 i 国的 j 农产品的质量和数量， U_{ijt} 表示 i 国消费者在第 t 年从中国进口 j 农产品获得的效用水平。 σ 表示进口农产品的替代弹性，且始终大于 1。在效用最大化的条件下，可以推导出 j 农产品的需求方程，具体形式为：

$$q_{ijt} = \tau_{ijt}^{\sigma-1} p_{ijt}^{-\sigma} P_{it}^{\sigma-1} Y_{it} \quad (6)$$

(6) 式中， p_{ijt} 表示在第 t 年中国出口到 i 国的 j 农产品的价格。 P_{it} 和 Y_{it} 分别表示 i 国在第 t 年整体的价格水平和国民收入。对 (6) 式取对数之后，可以得到如下线性回归方程：

$$\ln q_{ijt} + \sigma \ln p_{ijt} = \alpha_j + \alpha_t + \xi_{ijt} \quad (7)$$

(7) 式中， α_t 表示时间固定效应，用来控制 i 国整体的价格水平和国民收入等因素， α_j 表示产品层面的固定效应。

参考王明涛和谢建国 (2019) 的做法，本文假设一个国家只有一个农业企业，利用中国农产品出口数量与价格数据，对 (7) 式进行 OLS 回归，估计其残差项，则中国出口农产品质量可以表示为：

$$\ln \tau_{ijt} = \frac{\hat{\xi}_{ijt}}{\sigma-1} \quad (8)$$

由于农产品异质性的存在，出口质量在不同农产品之间不具备可比性，因此，本文将 (8) 式中的 $\ln \tau_{ijt}$ 按照 HS6 位编码分类分别进行标准化处理，可得到标准化的中国出口农产品质量，计算公式为：

$$quality_{ijt} = \frac{\ln \tau_{ijt} - \min(\ln \tau_{ijt})}{\max(\ln \tau_{ijt}) - \min(\ln \tau_{ijt})} \quad (9)$$

(9) 式中的 $quality_{ijt}$ 即为 (1) 式中的因变量， $\max(\ln \tau_{ijt})$ 和 $\min(\ln \tau_{ijt})$ 分别表示某一类农产品的出口质量在所有年度、所有出口目的国层面的最大值和最小值。

2. 政策变量。本文将政策变量设定为 $FTA_i \times time_{it}$ 。其中，对于组别虚拟变量 FTA_i ，若 i 国与中国是自贸区伙伴国，取值为 1，反之则取值为 0；对于政策时间虚拟变量 $time_{it}$ ，中国与 i 国建立自由贸易区当年及之后取值为 1，建立之前则取值为 0。

3. 中介变量。由于自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响是本文关注的内容，因此，本文排除了与农产品或者与农业关系不大的协定条款。对于浅层条款，本文仅保留与农产品或者与农业相关的 9 项条款，分别是农产品关税削减、贸易便利化、出口补贴、卫生与植物卫生措施、技术性贸易壁垒、反倾销、反补贴、政府采购和贸易促进措施；对于深层条款，本文仅统计与农产品或者与农业相关的 11 项条款，分别是投资便利化、农业现代化、农业合作、竞争政策、技术转让、提高中小企业

出口能力、环保标准、资本流动、创新政策、自然灾害管理和投资税收。浅层条款和深层条款的测算公式分别为： $wtop_{it} = \sum_1^9 provision_{it} / 9$ ， $wtox_{it} = \sum_{10}^{20} provision_{it} / 11$ 。其中， $provision_{it}$ 表示每项条款的覆盖情况，若中国与伙伴国生效的自由贸易区协定直接或间接地包含与农产品或农业相关的条款，赋值为 1，反之则赋值为 0。

4.控制变量。本文还控制其他影响出口农产品质量的变量。①经济发展水平（ GDP ），表示出口目的国的经济发展水平，本文使用 GDP 衡量。国家经济发展水平越高，越倾向于进口高质量农产品（王明涛和谢建国，2019），因而出口目的国的经济发展水平可以反映需求方的消费偏好。②收入水平（ $rGDP$ ），表示出口目的国的收入水平，本文使用人均 GDP 衡量。越富裕的国家，越倾向于进口高质量农产品（Hallak，2010）。③贸易成本（ $cost$ ），表示中国出口到目的国的农产品贸易成本。本文使用 Fisman and Wei（2004）的计算方法衡量^①。④生产效率（ RCA ），表示中国农业企业的生产效率。农业企业生产效率越高，越倾向于生产高质量农产品（Antoniades，2015）。本文研究使用的是产品层面的数据，由于该数据难以直接测量农业企业的生产效率，因此本文使用显示性比较优势指数^②间接衡量（参见王明涛和谢建国，2019）。⑤出口价格（ $price$ ），表示中国出口到目的国的农产品价格。农产品价格越高，往往质量越好（Schott，2004）。

（三）数据说明与描述性统计

本文在实证分析中主要使用 CEPII_BACI（HS6 位编码产品级别的国际贸易数据库）、Penn World Tables 和 CEPII 等数据库匹配之后的样本。其中，对于因变量， $export_q$ 、 $export_v$ 以及计算 $quality$ 的原始数据来自 CEPII_BACI 数据库^③；对于中介变量，计算 $wtop$ 和 $wtox$ 的原始数据来自 WTO 网站和世界银行的贸易协定内容数据库^④；对于控制变量， GDP 和 $rGDP$ 的数据来自 Penn World Tables 数据库^⑤，计算 $cost$ 所需的地理数据来自 CEPII 数据库^⑥，计算 RCA 的原始数据来自 CEPII_BACI 数据库^⑦。由于各个指标来自不同数据库，本文按照国家、年份和产品对各大数据库进行

^①计算公式为： $cost = (10\% + \frac{dist - \min(dist)}{\max(dist) - \min(dist)}) \times import_v$ 。其中， $dist$ 为中国到 i 国的地理距离， $\max(dist)$

和 $\min(dist)$ 分别代表中国到世界各国地理距离的最大值和最小值， $import_v$ 表示农产品进口额，数据来自 CEPII_BACI 数据库。一般情况下，产品的贸易成本占产品进口额的 10%~20%。

^②计算公式为： $RCA_{ijt} = (X_{ijt} / X_{it}) / (W_{jt} / W_t)$ 。其中， X_{ijt} 表示在 t 年 i 国 j 农产品的出口额， X_{it} 表示的是在 t 年 i 国全部农产品的出口额， W_{jt} 为在 t 年全世界 j 农产品的出口额， W_t 为在 t 年全世界农产品的出口额。

^③http://www.cepii.fr/DATA_DOWNLOAD/baci/doc/DescriptionBACI.html。

^④<http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx> 和 <https://datacatalog.worldbank.org/search/dataset/0039575>。

^⑤<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>。

^⑥http://www.cepii.fr/cepii/en/bdd_modele/bdd.asp。

^⑦http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=37。

合并和匹配，匹配后的样本量为 519571，样本区间为 1995—2019 年，在样本区间内中国有 19 个自贸区伙伴国。表 1 为本文实证分析中运用到的主要变量的描述性统计结果。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	均值	标准差	最大值	最小值
出口质量 (<i>quality</i>)	中国出口农产品质量	-0.724	0.035	-0.473	-1.537
出口数量 (<i>export_q</i>)	中国农产品出口数量 (原单位: 吨)	3.365	2.803	20.395	-2.303
出口额 (<i>export_v</i>)	中国农产品出口额 (原单位: 千美元)	4.121	2.585	14.187	-6.908
时间虚拟变量 (<i>time</i>)	自由贸易区是否建立	0.135	0.341	1.000	0.000
组别虚拟变量 (<i>FTA</i>)	是否自贸区伙伴国	0.228	0.419	1.000	0.000
浅层条款 (<i>wtop</i>)	WTO 框架内条款覆盖情况	0.520	1.381	4.615	0.000
深层条款 (<i>wtox</i>)	WTO 框架外条款覆盖情况	0.343	0.940	4.300	0.000
经济发展水平 (<i>GDP</i>)	出口目的国 GDP (原单位: 百万美元)	12.619	1.818	16.853	5.937
收入水平 (<i>rGDP</i>)	出口目的国人均 GDP (原单位: 美元/人)	9.784	1.087	12.023	5.500
贸易成本 (<i>cost</i>)	中国出口到目的国农产品贸易成本	-2.557	1.677	3.552	-4.586
生产效率 (<i>RCA</i>)	中国农产品显示性比较优势指数	0.586	0.510	7.905	0.026
出口价格 (<i>price</i>)	中国农产品出口价格 (原单位: 千美元/吨)	0.775	1.284	11.778	-9.196

注：除了虚拟变量之外，全部的变量都取对数处理。

四、实证结果分析

(一) 基准回归的估计结果

本文以出口质量作为因变量，根据 (1) 式估计自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响，回归结果如表 2 所示。其中，(1) 列和 (2) 列是直接使用未经匹配处理样本的回归结果，(2) 列在 (1) 列的基础上进一步控制了国家层面、产品层面和年份层面的固定效应。为解决政策实施之前处理组和对照组的特征变量变化趋势不同而导致的样本选择偏差问题，本文使用 PSM 方法对样本进行匹配。参考 Baier and Bergstrand (2007) 的研究，本文把经济规模 (*RGDP*)、要素禀赋 (*DKL*)、地理距离 (*NATURAL* 和 *REMOTE*) 等影响中国与自贸区伙伴国建立自由贸易区的因素作为匹配的协变量。其中，*RGDP* 是用中国与出口目的国的 GDP 之和来测量，用购买力平价调整；*DKL* 是用中国与出口目的国要素禀赋之差的绝对值测算，用购买力平价调整，参考 Cao (2015) 的做法使用人均 GDP 来衡量要素禀赋^①；*NATURAL* 是用中国与出口目的国最大城市之间的距离的倒数测算；*REMOTE* 是用中国与出口目的国距世界其他国家的平均距离测算^②。本文采用的是一对一不重复最

^①Jayathilaka and Keembiyahetti (2009) 的研究表明，人均 GDP 高的国家以资本密集型为主导产业；反之，则以劳动密集型为主导产业。

^②计算公式为： $REMOTE_{ij} = dcont_{ij} \times \left\{ \left[\log\left(\sum_{k=1, k \neq j}^N \frac{d_{ik}}{N-1}\right) + \log\left(\sum_{k=1, k \neq j}^N \frac{d_{jk}}{N-1}\right) \right] / 2 \right\}$ 。d 表示两经济体最大城市之间的距离；*dcont* 为虚拟变量，如果两经济体在同一个大陆上，取值为 1，否则取值为 0。

近邻匹配方法，分别逐年为处理组找到最佳的对照组。（3）列和（4）列是使用 PSM 方法处理后的样本进行回归的估计结果。

表 2（1）～（4）列中， $FTA \times time$ 都显著且系数为负，说明回归结果较为稳健。这表明，自由贸易区的建立在总体上显著降低了中国向自贸区伙伴国出口农产品的质量，从而验证了假说 1。

在此基础上，本文进一步分析了自由贸易区战略实施对中国出口农产品质量的动态影响。估计结果^①显示：在 2016 年之前，自由贸易区战略的实施对中国农产品出口质量产生了一定的负向影响；但在 2016 年及之后，自由贸易区战略的实施对中国农产品出口质量提升具有显著的促进作用。可能的原因在于：随着中国自由贸易区战略的深入推进，中国开始与更多的高收入国家建立自由贸易区，例如冰岛（2014 年 7 月建立）、瑞士（2014 年 7 月建立）、韩国（2015 年 12 月建立）、澳大利亚（2015 年 12 月建立）等。那么，相对于中低收入国家而言，高收入国家对高质量农产品的需求较大，由此带动了中国高质量农产品出口。另外，随着建设高水平、高标准自由贸易区的推进（例如，中国与东盟自由贸易区升级版的落地），中国与自贸区伙伴国之间在投资便利化和技术交流等方面达成更深层次的合作，从而更加有利于中国出口农产品质量升级。

表 2 自由贸易区建立对中国出口农产品质量影响的回归结果

	渐进 DID		PSM—渐进 DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$FTA \times time$	-0.0155*** (0.0001)	-0.0024*** (0.0001)	-0.0017** (0.0008)	-0.0007*** (0.0001)
GDP	-0.0111*** (0.0001)	0.0008** (0.0004)	-0.0002 (0.0003)	0.0081*** (0.0004)
$rGDP$	0.0028*** (0.0001)	-0.0052*** (0.0004)	0.0012*** (0.0003)	0.0048*** (0.0004)
$cost$	0.0128*** (0.0001)	0.0076*** (0.0001)	0.0017*** (0.0003)	0.0074*** (0.0001)
RCA	0.0044*** (0.0001)	0.0002 (0.0001)	-0.0002 (0.0003)	0.0001*** (0.0001)
$price$	0.0007*** (0.0001)	0.0001*** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)	0.0001 (0.0001)
常数项	-0.6131*** (0.0005)	-0.6222*** (0.0022)	0.5082*** (0.0047)	-0.6584*** (0.0023)
样本量	519571	519571	384407	384407
R^2	0.3278	0.7897	0.1833	0.8030

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③（1）列和（3）列未控制国家、产品和年份层面固定效应，（2）列和（4）列控制了国家、产品和年份层面固定效应，估计结果略。

（二）平衡性检验和共同支撑条件检验

中国对自贸区伙伴国的选择并非随机，因此，自由贸易区建立存在样本选择偏差问题，直接使用渐进 DID 模型会导致估计结果有偏。渐进 DID 方法与 PSM 方法结合可以得到更为稳健的估计量，从而提升估计结果的质量。从平衡性检验结果来看，经过倾向得分匹配处理之后，处理组和对照组在经济规模、要素禀赋和地理距离等方面均无明显差异（见表 3）。这说明，在匹配后的样本中，自由贸易区是否建立独立于匹配变量，可以视为一次准自然实验。

^①受篇幅所限，动态影响的估计结果未在文中报告。有兴趣者，可向笔者索取。

表3 平衡性检验结果

协变量	样本	处理组	对照组	偏差	t值	p值
<i>RGDP</i>	匹配前	28.359	26.990	71.800	5.170	0.000
	匹配后	28.359	28.269	5.100	0.310	0.754
<i>DKL</i>	匹配前	1.025	1.077	-7.700	-0.640	0.522
	匹配后	1.025	0.879	23.000	1.420	0.159
<i>NATURAL</i>	匹配前	-8.915	-9.041	21.700	2.040	0.042
	匹配后	-8.915	-8.912	-0.500	-0.030	0.973
<i>REMOTE</i>	匹配前	3.724	2.045	40.300	3.810	0.000
	匹配后	3.724	3.687	0.800	0.050	0.959

除了平衡性检验之外，评价匹配结果的好坏还需要满足共同支撑条件。从图2可以看出，此次匹配的结果较为理想。即匹配前，处理组和对照组倾向得分值的核密度分布存在较大差异，共同支撑域较小；匹配后，两组倾向得分值的核密度分布高度重合。由此可以说明，表2中使用PSM—渐进DID方法估计的结果是准确可靠的。

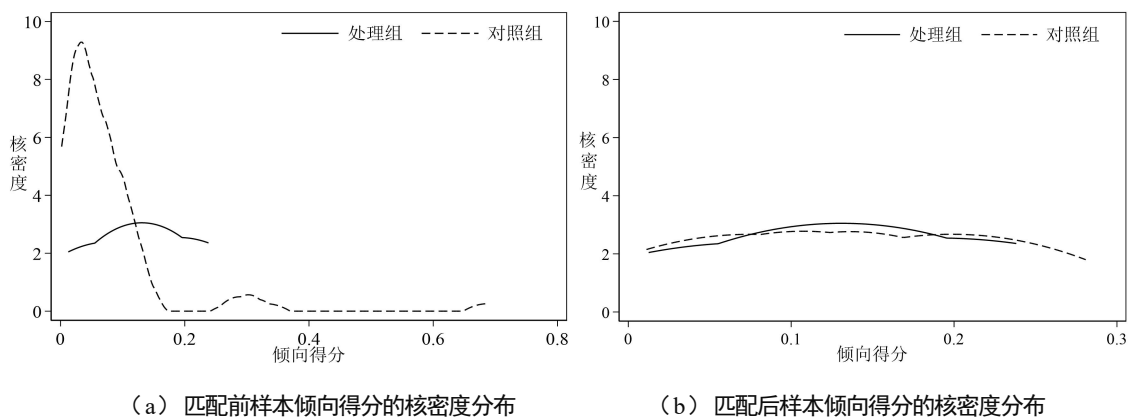


图2 匹配前后样本倾向得分的核密度分布

(三) 稳健性检验^①

1. 样本缩尾和截尾处理。为避免在出口农产品质量测算过程中异常值对估计结果的影响，本文借鉴Crinò and Ogliari (2015)的做法分别对样本进行双边缩尾和双边截尾处理，即将测算出来的出口农产品质量数据分别在1%和5%的分位上剔除异常值，并使用处理后的样本对(1)式重新估计。从估计结果来看， $FTA \times time$ 在系数大小、符号和显著性水平上与表2的回归结果均无较大变化。

2. 因变量替换。在对中国出口农产品质量测算的过程中，本文参考Fan et al. (2015)的做法，将农产品替代弹性大小设定为5。为了避免农产品替代弹性的设定差异对模型回归结果造成的影响，本文将农产品替代弹性大小分别设定为3、4、6和7，然后重新测算中国出口农产品质量，并利用测算后的数据重新估计(1)式。另外，本文还使用通过单位价值法测算的中国出口农产品质量数据重新估

^①受篇幅所限，稳健性检验结果未在文中报告。有兴趣者，可向笔者索取。

计（1）式。其中，为了解决单位价值法存在的内生性问题，本文参照施炳展和邵文波（2014）的方法，使用中国对*i*国之外的其他国家（或地区）出口农产品的平均价格作为中国对*i*国出口农产品价格的工具变量。从回归结果来看，表2的回归结果较为稳健。

3.安慰剂检验。为排除随机因素的干扰，本文参考Cai et al.（2016）的做法，随机选取19个国家和地区，将这些国家和地区作为虚拟处理组，其他国家和地区作为对照组，并使用PSM—渐进DID方法对（1）式重新估计，上述过程重复1000次。从安慰剂检验的结果来看，表2的回归结果是极小概率事件，受到遗漏变量干扰的可能性很小。这表明，表2的回归结果是稳健的。

（四）机制检验

1.降低农业企业进入出口市场的生产效率门槛的机制检验。首先，本文使用农产品显示性比较优势指数从产品层面度量农业企业生产效率，按照农业企业生产效率将样本分为低效率（ $RCA < 0.8$ ）、中等效率（ $0.8 \leq RCA < 1.25$ ）和高效率（ $RCA \geq 1.25$ ）三组。在分组的基础上，本文运用PSM—渐进DID方法，以出口数量（ $export_q$ ）^①作为因变量，估计自由贸易区建立对中国不同生产效率的农业企业农产品出口数量的影响，结果如表4（1）～（3）列所示。（1）列和（2）列中， $FTA \times time$ 均显著，而（3）列中自由贸易区建立对高效率农业企业农产品出口数量的促进效应并不显著。从 $FTA \times time$ 的系数大小来看，自由贸易区建立对中国生产效率较低的农业企业农产品出口数量的促进作用较大。自由贸易区的建立，使得中国出口农产品到自贸区伙伴国的贸易成本下降，从而降低了农业企业进入出口市场的生产效率门槛。这意味着中国有更多农业企业进入出口市场，从而有利于扩大中国农产品的出口市场份额。这些新进入自贸区伙伴国市场的中国农业企业生产效率较低，因此，总体来看，中国低质量农产品出口数量的增长较为明显。

其次，本文将出口农产品分为高质量农产品和低质量农产品，即先计算历年中国出口农产品质量的中位数，若某出口农产品的质量大于中位数则将该农产品纳入高质量农产品组，反之则纳入低质量农产品组。在分组的基础上，本文以出口数量（ $export_q$ ）作为因变量，运用PSM—渐进DID方法估计自由贸易区建立对中国不同质量农产品出口数量的影响，估计结果如表4（4）列和（5）列所示。（4）列和（5）列中， $FTA \times time$ 均显著，且（4）列中 $FTA \times time$ 的估计系数小于（5）列。这说明，自由贸易区建立对中国低质量农产品出口数量的正向影响要大于对高质量农产品出口数量的正向影响，由此导致中国的出口农产品质量在总体上有所下降。

表4 降低农业企业进入出口市场的生产效率门槛的机制检验

	生产效率分组			质量分组	
	低效率 (1)	中等效率 (2)	高效率 (3)	高质量 (4)	低质量 (5)
$FTA \times time$	0.0999*** (0.0178)	0.0792** (0.0383)	0.0474 (0.0535)	0.1102*** (0.0208)	0.1420*** (0.0221)
常数项	-2.8626*** (0.2949)	0.1278 (1.2115)	1.7181** (0.6733)	-1.3343*** (0.3578)	-3.0830*** (0.3288)

^①本文还将出口额作为因变量重新估计（1）式，结果基本相同，受篇幅限制未展示。

(续表 4)

样本量	267121	77637	39649	200217	184190
R ²	0.5182	0.5603	0.5613	0.5241	0.5207

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③（1）～（3）列纳入除生产效率之外的控制变量，（4）列和（5）列纳入所有的控制变量，各列均纳入国家、产品和年份层面的固定效应，估计结果略。

2. 扩大对中低收入国家低质量农产品出口的机制检验。本文根据 2019 年世界银行界定高收入国家的标准（人均国民收入达到 12375 美元以上）对自贸区伙伴国进行分组，分为高收入国家和中低收入国家两组^①。分组之后，本文设置收入水平组别的虚拟变量（ $High_i$ ），若 i 国为高收入国家，则 $High_i$ 取值为 1，否则 $High_i$ 取值为 0。在（1）式的基础上，本文添加 $High$ 与 $FTA \times time$ 的交互项构建三重差分模型，并使用经 PSM 方法处理后的样本对三重差分模型进行估计，结果见表 5。

表 5 扩大对中低收入国家低质量农产品出口的机制检验

	因变量： <i>quality</i> (全样本)	因变量： <i>export_q</i> (全样本)	因变量： <i>export_q</i> (低质量农产品组样本)
	(1)	(2)	(3)
$FTA \times time \times High$	0.0134*** (0.0002)	-0.3923*** (0.0261)	-0.3242*** (0.0399)
$FTA \times time$	-0.0067*** (0.0001)	0.3069*** (0.0188)	0.2958*** (0.0286)
常数项	-0.6640*** (0.0023)	-1.9211*** (0.2372)	-2.8546*** (0.3303)
样本量	384407	384407	184190
R ²	0.8052	0.5220	0.5208

注：①括号内为稳健性标准误；②***表示 1%的显著性水平；③（1）～（3）列纳入了所有控制变量以及国家、产品和年份层面的固定效应，估计结果略。

表 5 中，（1）列的回归以出口质量（*quality*）作为因变量，（2）列和（3）列的回归以出口数量（*export_q*）作为因变量；（1）列和（2）列使用的是全样本，而（3）列只使用低质量农产品组样本。从表 5 可以看出，（1）～（3）列中 $FTA \times time \times High$ 均显著。该交互项在（1）列中的系数为正，说明自由贸易区建立之后，中国对高收入国家出口的农产品质量要高于中低收入国家；该交互项在（2）列和（3）列中的系数为负，说明自由贸易区的建立更利于中国向中低收入自贸区伙伴国出口农产品，尤其出口是质量较低的农产品。自 2004 年以来，中国率先与东盟各国实施了针对农产品贸易的早期收获计划，彼此的农产品贸易往来日益频繁。相对于澳大利亚、新西兰等高收入国家，印度尼西亚、菲律宾、缅甸和老挝等中低收入国家对于高质量农产品的需求较低，更倾向于进口具有价格优势的农产品。因此，自由贸易区战略实施之后，特别是在实施初期，扩大对中低收入国家低质量农产品的出口是中国出口农产品质量总体上下降的重要机制。综上所述，假说 2 得以验证。

^①自贸区伙伴国中，高收入国家包括新加坡、文莱、新西兰、澳大利亚、韩国、冰岛和瑞士；中低收入国家包括哥斯达黎加、印度尼西亚、智利、马来西亚、巴基斯坦、秘鲁、菲律宾、泰国、柬埔寨、缅甸、老挝和越南。

（六）协定条款的间接效应检验

1. 浅层条款和深层条款的间接效应检验。本文接下来使用中介效应模型，考察浅层条款和深层条款在自由贸易区建立对中国出口农产品质量影响当中的间接效应，估计结果如表 6 所示。

表 6 浅层条款和深层条款的间接效应检验结果

	因变量: <i>quality</i> (1)	因变量: <i>wtop</i> (2)	因变量: <i>wtox</i> (3)	因变量: <i>quality</i> (4)
<i>FTA</i> × <i>time</i>	-0.0016*** (0.0001)	3.9491*** (0.0052)	2.7027*** (0.0044)	-0.0024*** (0.0002)
<i>wtop</i>				-0.0028*** (0.0001)
<i>wtox</i>				0.0040*** (0.0002)
常数项	-0.6417*** (0.0023)	-0.5271*** (0.0275)	-0.1019*** (0.0224)	-0.6428*** (0.0023)
样本量	384407	384407	384407	384407
R ²	0.7974	0.9473	0.9268	0.7977

注：①括号内为稳健性标准误；②***表示 1% 的显著性水平；③（1）～（4）列纳入了除贸易成本之外的所有控制变量以及国家、产品和年份层面的固定效应，估计结果略。

表 6（1）列中，*FTA*×*time* 显著且系数为负，说明总效应显著，自由贸易区建立在总体上降低了中国向自贸区伙伴国出口农产品的质量。（2）列和（3）列中，*FTA*×*time* 均显著且系数为正，（2）列中的系数大于（3）列。这说明，中国自由贸易区战略的实施主要是扩大了浅层条款覆盖范围。随着中国不断与自贸区伙伴国建立自由贸易区，中国正由国际经贸规则的“融入者”转变为策略上的“博弈方”，在扩大与自贸区伙伴国的协定条款覆盖范围上的话语权不断增加，更易扩大协定条款覆盖范围。但是，由于深层条款难以平衡多方利益，因此深层条款覆盖范围的扩大较为缓慢。（4）列中，*wtop* 显著且系数为负，*wtox* 显著且系数为正，*FTA*×*time* 显著且系数为负。这说明，自由贸易区的建立对中国出口农产品质量的影响存在直接效应，浅层条款和深层条款分别发挥了部分中介效应和遮掩效应。浅层条款部分中介效应大小为-0.0111，深层条款遮掩效应大小为 0.0108^①。这表明，自由贸易区的建立扩大了浅层条款的覆盖范围，导致了向中国向自贸区伙伴国出口农产品质量的下降，而深层条款覆盖范围的扩大则促进了中国向自贸区伙伴国出口农产品质量的提升，由此验证了假说 3。

结合中国自由贸易区实施情况来看，浅层条款降低了中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易成本，使得中国农产品在自贸区伙伴国市场上更具竞争力。浅层条款覆盖范围扩大之后，中国会进一步扩大对越南、老挝、柬埔寨等中低收入国家农产品的出口，使得中国质量较低的农产品出口增长较快，更易使中国形成对低价竞争策略的路径依赖。而深层条款覆盖范围的扩大，加强了中国与澳大利亚、新西兰、瑞士等发达国家的技术合作和农业合作，为中国农业企业引进、学习和采纳新技术的过程提供了动力和条件，从而有利于中国实现出口农产品质量的升级。从间接效应的绝对值大小来看，浅层条款的部分中介效应要大于深层条款的遮掩效应。这主要是因为现阶段中国与自贸区伙伴国在农业领域的协定内容还集中在浅层条款上（岳文和韩剑，2021），而且深层条款通过投资促进以及技术合作所

^①浅层条款的部分中介效应大小=3.9491×-0.0028=-0.0111；深层条款的遮掩效应大小=2.7027×0.0040=0.0108。

带来的影响存在一定的滞后性。综合来看，自由贸易区建立对中国出口农产品质量的直接效应为负，浅层条款的部分中介效应与深层条款的遮掩效应之和为负，因此自由贸易区战略实施之后，中国出口农产品质量在总体上有所下降。

2.间接效应的稳健性检验。关税削减和投资便利化分别是浅层条款和深层条款当中的主要内容，本文进一步使用关税削减（ $tariffs_{it}$ ）和投资便利化（ $facilitation_{it}$ ）^①作为中介变量对表6中的结果进行稳健性检验，检验结果如表7所示。与表6结果相似，表7（1）列和（4）列中 $FTA \times time$ 显著且系数为负，（2）列和（3）列中的 $FTA \times time$ 显著且系数为正，（4）列中的 $tariffs$ 显著且系数为负， $facilitation$ 显著且系数为正。这说明，关税削减和投资便利化分别发挥了部分中介效应和遮掩效应。关税削减的部分中介效应大小为-0.00025，投资便利化的遮掩效应大小为0.00012^②。由此可以看出，以关税削减为代表的浅层条款降低了中国出口农产品质量，而以投资便利化为代表的深层条款有利于中国出口农产品质量升级。这表明，浅层条款和深层条款的间接效应检验结果较为稳健。

表7 间接效应的稳健性检验结果

	因变量: $quality$ (1)	因变量: $tariffs$ (2)	因变量 $facilitation$ (3)	因变量: $quality$ (4)
$FTA \times time$	-0.0003** (0.0002)	0.0224*** (0.0012)	0.0102*** (0.0005)	-0.0002*** (0.0001)
$tariffs$				-0.0111*** (0.0004)
$facilitation$				0.0116*** (0.0005)
常数项	-0.6144*** (0.0026)	1.4837*** (0.0141)	0.9334*** (0.0128)	-0.5836*** (0.0023)
样本量	335395	321196	323520	321196
R ²	0.8103	0.7310	0.8876	0.8314

注：①括号内为稳健性标准误；②***、**分别表示1%和5%的显著性水平；③利用包含关税削减和投资便利化变量的样本重新对（1）～（4）式进行估计，回归结果分别对应（1）～（4）列；④（1）～（4）列纳入了除贸易成本之外的所有控制变量和国家、产品和年份层面的固定效应，估计结果略。

五、结论与启示

本文以中国自由贸易区战略实施作为准自然实验，使用PSM—渐进DID等方法，利用1995—2019年中国农产品贸易等数据，并基于协定条款异质性视角分析了自由贸易区建立对中国出口农产品质量的影响及其作用机制。研究发现，中国自由贸易区战略实施之后，总体上降低了中国向自贸区伙伴国出口农产品的质量，随着中国与发达国家农业领域合作的不断深入以及高水平、高标准自由贸易区建设的推进，自由贸易区战略实施逐渐有利于中国出口农产品质量的提升。从内在机制来看，降低农业企业进入出口市场的生产效率门槛和扩大对中低收入国家低质量农产品出口是中国出口农产品质量下

^①关税削减和投资便利化的数据都来自《世界经济自由度年报》（<https://www.heritage.org/index/download>）。

^②关税削减的部分中介效应大小=-0.0224×-0.0111=-0.00025；投资便利化的遮掩效应大小=0.0102×0.0116=0.00012。

降的重要机制。从协定条款的间接效应来看，中国自由贸易区战略实施促进了协定条款覆盖面的扩大，以农产品关税削减和非关税壁垒取消为重点的浅层条款导致了我国出口农产品质量的下降，而以投资便利化、技术合作和农业合作为重点的深层条款可以带动我国出口农产品质量的升级。

由此，本文得出如下政策含义。在“逆全球化”思潮不断加深以及单边主义日益盛行的背景下，我国应该加快推进自由贸易区提升战略，推动农业更深层次的开放。在协定条款上，加快与贸易伙伴国进行深层条款的谈判。由于深层条款覆盖面扩大是实现我国出口农产品质量提升的重要渠道，因此我国应该加强与贸易伙伴国深层条款的谈判。在自贸区伙伴国选择上，我国应加强与发达国家开展农业领域合作，加快发达国家先进农业技术在中国的扩散进程，以及充分利用发达国家较高水平的消费能力带动我国高质量农产品的出口，从而推动我国农产品出口的高质量发展和可持续发展。

参考文献

- 董银果、黄俊闻，2016：《中国出口农产品质量测度——基于嵌套 Logit 模型》，《中国农村经济》第 11 期，第 30-43 页。
- 樊海潮、黄文静、吴彩云，2022：《贸易自由化与企业内的产品质量调整》，《中国工业经济》第 1 期，第 93-112 页。
- 高静、李珊珊、向国成，2019：《关税、中间品进口与企业出口质量提升——基于质量阶梯理论的微观检验》，《国际商务（对外经济贸易大学学报）》第 6 期，第 1-15 页。
- 李坤望、蒋为、宋立刚，2014：《中国出口产品品质变动之谜：基于市场进入的微观解释》，《中国社会科学》第 3 期，第 90-103 页、第 206 页。
- 刘乃郗、韩一军、王萍萍，2018：《FDI 是否提高了中国农业企业全要素生产率？——来自 99801 家农业企业面板数据的证据》，《中国农村经济》第 4 期，第 90-105 页。
- 刘啟仁、铁瑛，2020：《企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜》，《管理世界》第 3 期，第 1-23 页。
- 刘雪梅、董银果，2019：《数量，质量抑或性价比：中国农产品出口增长动力来源与转换研究》，《国际贸易问题》第 11 期，第 100-115 页。
- 刘妍、赵帮宏，2019：《农产品出口质量对农业产业升级的影响》，《农业技术经济》第 8 期，第 115-132 页。
- 卢盛峰、董如玉、叶初升，2021：《“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据》，《中国工业经济》第 3 期，第 80-98 页。
- 施炳展、邵文波，2014：《中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角》，《管理世界》第 9 期，第 90-106 页。
- 苏理梅、彭冬冬、兰宜生，2016：《贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的？——基于贸易政策不确定性下降的视角》，《财经研究》第 4 期，第 61-70 页。
- 王纪元、肖海峰，2018：《中国出口农产品质量及国际比较——基于嵌套 Logit 模型》，《农业技术经济》第 3 期，第 133-142 页。
- 王明涛、谢建国，2019：《自由贸易协定与中国出口产品质量——中国制造业出口产品为例》，《国际贸易问题》第 4 期，第 50-63 页。

- 14.夏显力、陈哲、张慧利、赵敏娟, 2019: 《农业高质量发展: 数字赋能与实现路径》, 《中国农村经济》第12期, 第2-15页。
- 15.铁瑛、黄建忠、徐美娜, 2021: 《第三方效应、区域贸易协定深化与中国策略: 基于协定条款异质性的量化研究》, 《经济研究》第1期, 第155-171页。
- 16.岳文、韩剑, 2021: 《我国高标准自由贸易区建设: 动因、现状及路径》, 《经济学家》第7期, 第92-100页。
- 17.张杰、郑文平、翟福昕, 2014: 《中国出口产品质量得到提升了么?》, 《经济研究》第10期, 第46-59页。
- 18.Antoniades, A., 2015, "Heterogeneous Firms, Quality, and Trade", *Journal of International Economics*, 95(2): 263-273.
- 19.Bae, C., and Y. J. Jang, 2013, "The Impact of Free Trade Agreements on Foreign Direct Investment: The Case of Korea", *Journal of East Asian Economic Integration*, 17(4): 417-445.
- 20.Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, 2007, "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?", *Journal of International Economics*, 71(1): 72-95.
- 21.Baldwin, R., and J. Harrigan, 2011, "Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence", *American Economic Journal: Microeconomics*, 3(2): 60-88.
- 22.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, 123(6): 73-85.
- 23.Cao, J., 2015, "The Consideration of Hub-and-Spoke Status in FTA Formation", *Bulletin of Economic Research*, 67(4): 382-392.
- 24.Crinò, R., and L. Ogliari, 2015, "Financial Frictions, Product Quality, and International Trade", CEPR Discussion Paper No. DP10555, <https://ssrn.com/abstract=2599527>.
- 25.Fan, H., Y. A. Li, and S. R. Yeaple, 2015, "Trade Liberalization, Quality, and Export Prices", *Review of Economics and Statistics*, 97(5): 1033-1051.
- 26.Fisman, R., and S. Wei, 2004, "Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from "Missing Imports" in China", *Journal of Political Economy*, 112(2): 471-496.
- 27.Hallak, J. C., 2010, "A Product-Quality View of the Linder Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, 92(3): 453-466.
- 28.Hayakawa, K., T. Matsuura, and S. Takii, 2017, "Does Trade Liberalization Boost Quality Upgrading? Evidence from Indonesian Plant-Product-Level Data", *The Developing Economies*, 55(3): 171-188.
- 29.Horn, H., P. C. Mavroidis, and A. Sapir, 2010, "Beyond the WTO? An Anatomy of EU and US Preferential Trade Agreements", *The World Economy*, 33(11): 1565-1588.
- 30.Irarrazabal, A., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe, 2013, "Heterogeneous Firms or Heterogeneous Workers? Implications for Exporter Premiums and the Gains from Trade", *Review of Economics and Statistics*, 95(3): 839-849.
- 31.Jayathilaka, R., and N. Keembiyehetti, 2009, "Adverse Selection Effect for South Asian Countries in FTA Formation: An Empirical Study on the Determinants of FTA among the Bilateral Trading Partners", *South Asia Economic Journal*, 10(1): 1-30.
- 32.Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei, 2013, "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence

from Chinese Exporters”, *American Economic Review*, 103(6): 2169-2195.

33.Regmi, A., M. J. Gehlhar, J. Wainio, T. L. Vollrath, P. V. Johnston, and N. Kathuria, 2005, “Market Access for High-Value Foods”, Agricultural Economic Report Number 840, <https://ageconsearch.umn.edu/record/33999>.

34.Schott, P. K., 2004, “Across-Product Versus Within-Product Specialization in International Trade”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(2): 647-678.

35.Verhoogen, E. A., 2008, “Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector”, *The Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 489-530.

36.Viner, J., 1950, *The Customs Union Issue*, Oxford: Oxford University Press, 3-12.

（作者单位：扬州大学商学院）

（责任编辑：黄 易）

The Impact of Implementation of Free Trade Zones Strategy on the Quality of Chinese Agricultural Exports: From the Perspective of Heterogeneity of Agreement Contracts

ZENG Huasheng XU Jinhai

Abstract: This article takes the implementation of China’s free trade zones (FTZ) strategy as a quasi-natural experiment and analyzes the impact of the establishment of FTZ on the quality of China’s agricultural exports from the perspective of heterogeneity of agreement contracts by using the methods such as the PSM-progressive DID and mediation tests. The results show that the establishment of FTZ generally reduces the quality of China’s agricultural products exported to the partner countries of FTZ. The in-depth promotion of the FTZ strategy is gradually conducive to the upgrading of the quality of China’s agricultural exports. Reducing the production efficiency threshold for enterprises to enter the export market and expanding the export of low-quality agricultural products to low- and middle-income countries are main reasons for the decline of the quality of China’s agricultural exports. From the perspective of the indirect effect of agreement contracts, the “shallow” terms focusing on the reduction of agricultural tariffs and non-tariff barriers have led to the decline of the quality of China’s agricultural exports. In contrast, the “deep” terms focusing on investment facilitation, technical cooperation, and agricultural cooperation are conducive to the upgrading of the quality of China’s agricultural exports. This study provides new ideas on how to promote the implementation of the FTZ strategy and accelerate the improvement of the quality of exported agricultural products.

Keywords: Free Trade Zone; Export Quality of Agricultural Product; Heterogeneity of Agreement Contract