

集中流转与农地租金：效应及机理*

许庆 饶清玲 张宽

摘要：以村集体和新型农业经营主体为主导的集中流转，逐渐成为推动农地适度规模经营政策取向下农地流转模式的新兴趋势与重要构成，并影响农地租金定价决策。本文基于中国家庭大数据库（CFD）2017年和2019年的两期混合截面数据，从农地转出与转入双重维度考察集中流转对农地租金的影响及其作用机理。研究表明，集中流转会通过促进土地要素市场化来提高转出方农地租金要价，同时通过降低交易成本和增强契约稳定性两条路径诱使转入方接受较高租金。这意味着，现阶段集中流转所推升的农地租金既能保障承包户农地流转收益，又能稳定经营方生产经营预期。这一结论为新时期推动农地适度规模经营、促进农民增收与保障农业生产提供了新的思考。

关键词：集中流转 农地租金 土地要素市场化 交易成本 契约稳定性

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

以承包地“三权分置”制度为主线的农地产权制度改革，在重构集体土地地权体系的基础上推动了农村承包地经营权有序流转（李江一和秦范，2022），促进了农地资源优化配置和农业生产效率提高。农业农村部公开数据显示，截至2022年6月，全国已有1474个县（市、区）建立了土地流转市场、2.2万个乡镇建立了土地流转服务中心，家庭承包耕地土地经营权流转面积超5.32亿亩，流转面积占承包地总面积的比例达35.37%^①。然而，城镇化发展的不完全性与非农就业的不稳定性导致农地流转趋于非正式化（陈奕山等，2017），突出表现为发生于“村落里的熟人”之间的自发零散流转^②，

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“我国宅基地制度改革及其保障路径研究”（编号：21ZDA060）、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）和清华大学中国农村研究院研究课题“巩固脱贫攻坚成果的财政投入绩效评价与增收机制研究”（编号：CIRS2023-7）的支持。本文通讯作者：张宽。

^①资料来源：《对十三届全国人大五次会议第4200号建议的答复》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202206/t20220622_6403117.htm。

^②钱忠好和冀县卿（2016）对江苏省、广西壮族自治区、湖北省和黑龙江省的研究发现，2013年4个省份的农地流转中，63.65%的农户选择将土地流转给亲戚或邻居。

呈现缔约对象“差序化”、流转合约非正式性等关系（仇童伟和罗必良，2022；耿鹏鹏和罗必良，2022），出现“零租金”或“人情租”。一方面，以人情租为交易对价的流转方式尤为盛行，即转出方通过向熟人、亲友低价或无偿让渡土地经营权，来换取承租方提供的节日送礼、照看老弱和生产帮扶等人情内容（陈奕山等，2017），造成农地资源错配和经营效率损失；另一方面，以土地易人情的低价流转模式也不利于提高农户土地财产性收入（主要是农地流转收入）。

随着乡村振兴的全面推进以及国家政策的有力支持，村集体和集体经济组织成为重要的农业经营主体和服务主体（赵黎，2022）。为应对农地规范化流转市场发育不足的现实情境，以村集体或新型农业经营主体为组织方的集中流转模式迅速补位。集中流转是指由组织方将众多分散农地集中后予以规模化连片流转的模式，组织方通常会借开展土地“二轮延包”试点、高标准农田建设、土地整治等政策契机，将连片农地推向以货币租为交易对价的规范化流转市场，以期实现农地适度规模经营，并提高土地财产价值。

从现有农地集中流转的研究成果来看，相关研究或以集中流转干预条件为切入点，讨论了农业现代化转型背景下土地集中流转的实施条件及其风险（黄忠怀和邱佳敏，2016）；或以集中流转干预形式为视角，探讨组织嵌入农地流转的不同形式所引致的影响效果差异（马贤磊等，2016）；或以集中流转干预效果为研究主线，挖掘集中流转模式对农业生产效率（王雪琪等，2018）、农户生计资本（翟黎明等，2017）和农户收入（张建等，2017）的影响。目前仅有部分学者从土地财产价值层面讨论农地集中流转的推行效果（尚旭东等，2016；邢琦等，2022），并且这些研究认为，农地集中流转是由政府“有形之手”推动形成而非由价格机制调节形成的流转模式，故将引发土地流转价格高价扭曲（高建设，2019；邢琦等，2022）。需要注意的是，在承包户受制于农地流转交易成本和乡土人情关系而不得已低价让渡农地经营权的情况下，在行政、社会和市场多重场域叠加约束下，集中流转所推升的农地租金实则是对农户土地财产性收入的保护。而且，集中流转并非意指村集体直接干预农地流转定价，仅是以“委托—代理”身份统一代理农户与承租方谈判签约，此时的农地租金本质上仍是供求双方制衡下的市场均衡价格。因此，讨论集中流转下农地租金的变化及其形成机理，需要跳出政府干预视角的窠臼，在市场配置框架下讨论流转双方的租金定价决策。

与传统自发型流转相比，剥离乡土人情关系的集中流转推动着农地从“人情交易”走向“市场交易”，而土地要素的市场化会诱使转出方选择市场机制运行下的价格，以此提高农地租金要价。不仅如此，规范化集中流转也从降低交易成本和增强契约稳定性等路径，稳定了转入方的生产预期，从而使其有动机以租金利益让渡方式与转出方在交易市场内达成涨租协定。农地租金的推升意味着作为用益物权人的承包方能提高其土地财产性收入，同时，作为次级用益物权人的经营方的收益权也能有所保障。但是，上述因果关系目前还停留在理论预期，尚缺乏严谨的实证检验。现有文献或仅从理论层面探讨了组织介入对农地流转租金的影响（尚旭东等，2016；高建设，2019），或定量分析了政府干预对流转价格的高价扭曲效应，却未深入讨论其影响机制（邢琦等，2022），尤其是忽视了集中流转影响流转双方农地租金决策的机制差异，且未充分认识到集中流转对保障土地财产性收入和改善农业生产经营条件的作用。

为验证这一逻辑，本文利用中国家庭大数据库（Chinese family database，简称CFD）2017年和2019年的两期混合截面数据，基于流转双方的双重视角审视集中流转对农地（主要是耕地）租金的影响，并分别探讨集中流转影响流转双方租金决策的作用机理。本文的边际贡献在于：第一，从土地财产价值的角度提供集中流转影响农地租金的微观证据，丰富现有研究对集中流转模式的推行效果的探讨。第二，本文基于流转双方双重维度剖析集中流转促成农地租金上涨的机制路径，识别不同流转主体的行为决策动因，为新时期保障承包户土地财产性收入和稳定经营方生产经营预期提供政策参考。

二、理论分析与研究假说

相对于传统农户自发型流转而言，以村集体或新型农业经营主体为组织载体的集中流转模式作为一种外生性组织干预手段，能促使农地流转市场由熟人化交易走向市场化交易。农地流转的市场化导向，既引致转出方在农地租金定价过程中对人情诉求与经济利益的博弈，其背后所实现的生产条件改进也诱致转入方对是否接受较高租金的权衡。可见，集中流转过程中流转双方的决策机制存在差异。故本文拟基于转出方与转入方双重维度，深入剖析流转双方的租金决策机制。

1.基于转出方维度。根据价值理论，供给方和需求方会基于商品效用而产生主观心理评价，进而形成对商品的保留价格。当商品供给方的保留价格不高于需求方时，交易便随之实现。对农地供给方（转出方）而言，在传统自发流转模式下，农地租金收取一般会因承租对象差异而采取“一地两策”方针：其一，倾向于采用市场交易的利益最大化原则（周海文和周海川，2019；王倩等，2021）；其二，倾向于维持熟人社会内部互惠关系，譬如当前中国农村大量发生在亲友之间的无偿农地流转（陈奕山等，2019）。当农户嵌入社会网络，货币租金的边际效用低于人情租的边际效用时，转出方会通过“无偿”让渡土地生产要素来换取承租方提供的节日送礼、照看老弱和生产帮扶等人情内容（陈奕山等，2017），此时，交易对价是以隐性的人情租替代了显性的货币租，市场价格在农地配置中的作用也相对弱（仇童伟和罗必良，2022），导致农地租金普遍低于市场价格。随着以市场为交易平台和以货币为交易对价的集中流转模式的推行，农户自发流转中蕴含人情成分的交易特质被打破，农地流转逐步从“人情交易”走向“市场交易”，即实现土地要素市场化。土地要素市场化的本质表现为利益规则的建立与扩张以及人情规则的逐步淡出，这意味着，在集中流转模式下，以熟人网络和关系交易所维系的传统“差序格局”对农地租金定价体系的影响减弱，市场机制在农地流转过程中的作用提升。此时，农地转出方作为理性经济人，为追求收入最大化，选择市场运行机制下的价格，倾向于提高农地的保留价格。

2.基于转入方维度。既然集中流转会提高转出方的农地租金要价，那么，在交易市场内，农地需求方（转入方）因何缘由接受较高价格？本文认为存在以下两条作用机制。

其一，降低交易成本。任何一项交易均存在交易成本（Coase，1960），交易成本是指交易行为产生时，所随同产生的信息搜寻、条件谈判与交易实施等各项成本（Dahlman，1979）。农地流转的交易成本包括搜寻潜在交易对象和流转市场供需信息的事前交易费用、议价谈判和签订合约的事中交易费用以及因土地掠夺性开发等违约纠纷而产生的事后交易费用（张建等，2017；王亚辉等，2019）。

交易成本摊薄了土地资源的潜在价值，这无疑会影响转入方的流转决策。尤其是在土地细碎化和土地权属多元化的背景下，传统自发型“一地一议”流转方式面临着因交换链条过长而产生的高额交易成本。交易平台的存在会有效降低交易的信息搜寻成本，进而改善价格的生成效率（罗必良，2016；唐旺等，2023），因此，强调平台功能与服务功能的集中流转模式会通过降低农地流转交易成本来影响农地租金形成。具体表现为：事前，组织方较为熟悉村域农地特征和社会网络关系，能够为转入方提供更充分的流转信息，从而降低转入方的信息搜寻成本；事中，作为“双向代理人”，组织方会就流转规模、期限和费用等交易内容与转入方进行洽谈协商，以此削减转入方的谈判成本（Tang et al., 2019）；事后，村集体以公有信用作背书或以固定资产作抵押，这种公权力的威信有助于减少流转过程中的违约纠纷风险及其处理成本（马贤磊等，2016）。概言之，在集中流转模式下，转入方是与作为组织方的村集体协商谈判，其交易成本得以缩减，收益得以提升，此时双方谈判空间扩大，增加的收益也更有可能会以租金形式让渡于转出方。

其二，增强契约稳定性。任何形式的农地经营权流转都面临着契约形式、期限选择等表征契约稳定性的农地流转契约安排。在集中流转模式中，交易市场的规范化走向将促成租约的正式化和长期化，避免自发流转中口头式短期契约所引致的经营行为异化问题。一是因为根据合约理论，不完全合约赋予了双方从事机会主义行为的能力，以致市场交易效率损失，而正式签署的书面合同有助于明确双方权责，进而减少契约执行期间的各类纠纷及其处理成本；二是考虑到交易频率对交易费用的影响（Williamson, 1979），转入方或将联合组织方共同推动长期型契约签订，以规避高频次签约所耗费的交易费用。这一契约缔结导向会进一步影响转入方的农地租金决策。对转入方而言，在转入地块上进行地力培育、修建农田水利设施等专用性投资有助于提高农业生产效率，但此类农业专用性投资属于与特定地块相连的长期投资，具有不可移动性和不可分离性（许庆和章元，2005），一旦转出方有意毁约，这部分投资将以沉没成本形式固化在土地之上，故在非正式契约中转入方易因资产套牢风险而减少农业专用性投资。但集中流转模式下契约稳定性的增强（田传浩等，2005），强化了经营权的收益权能，有助于提升转入方对农业专用性资产的投资意愿，同时也提高了转入方对农地租金的保留价格。此时，倘若转出方租金要价上涨幅度小于专用性投资所产生的预期收益增量，转入方便可能将其中部分收益以农地租金形式让渡于转出方，最终交易结果为农地租金的上涨。

上述理论分析的逻辑可归纳为：集中流转会通过促进土地要素市场化，提高转出方农地租金要价；同时，集中流转也会通过降低交易成本和增强契约稳定性两条路径，诱使转入方接受较高价格，最终形成农地租金上涨（具体机制如图1所示）。

据此，本文提出如下研究假说。

H1：集中流转模式会推升农地流转租金。

H2：对转出方而言，集中转出会通过促进土地要素市场化来提高农地租金。

H3：对转入方而言，集中转入会通过降低交易成本和增强契约稳定性双重路径推动租金上涨。

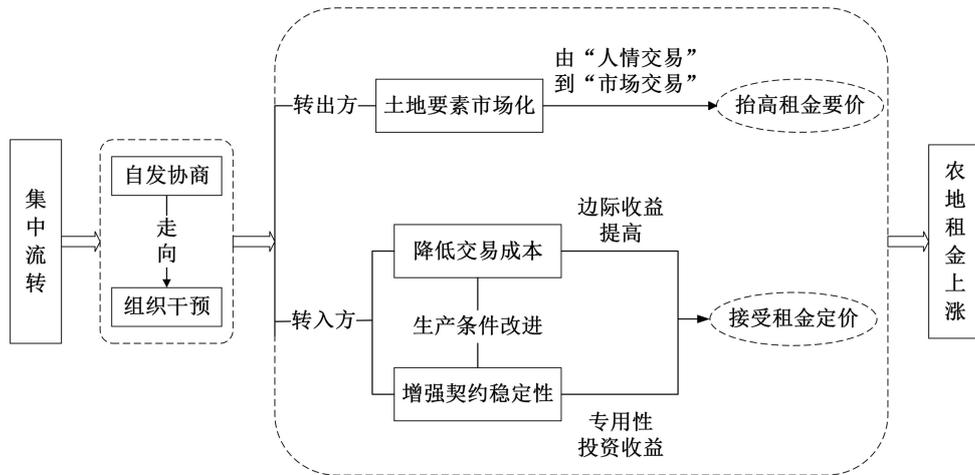


图1 集中流转影响农地租金的理论框架

三、研究设计

(一) 数据来源

本文研究使用的数据来自浙江大学“中国家庭大数据库”。该数据库由浙江大学与西南财经大学共建，2011—2019年共开展了5轮中国农村家庭追踪调查和中国社区治理调查，调查数据样本覆盖29个省（区、市），具有一定的全国代表性。其中，中国农村家庭追踪调查数据涵盖家庭层面的基本人口统计学特征和农地流转经营等关键信息，中国社区治理调查统计了社区层面的农地流转及租金收取等特征。结合研究所需，本文利用2017年和2019年两期调查数据展开研究，2017年调查共涉及1099个村（社区）、40011个家庭；2019年调查共涉及1303个村（社区）、20815个家庭。本文将两期调查数据合并成混合截面数据集，并划分为转出户和转入户两组，前者是拥有土地承包经营权且存在农地转出行为的农户，后者是实际从事农业生产经营活动且存在农地转入行为的农户。在此基础上，本文进一步剔除部分户主、家庭或村庄特征变量缺失的无效样本，最终保留了1872户农地转出户、1020户农地转入户以及746个村庄样本作为研究对象。

(二) 变量选取

1.因变量：农地租金。为从转出户与转入户双重维度展开探究，借鉴周海文和周海川（2019）、康晨等（2020）的做法，本文分别选取亩均农地转出租金和亩均农地转入租金来刻画农地租金指标。同时，为缩小变量尺度以缓解模型异方差问题，本文在实证模型中对农地转出租金和农地转入租金指标均施以对数变换，原数值单位为元。

2.核心自变量：集中流转。集中流转是指由村集体或新型农业经营主体将众多分散农地集中后予以规模化连片流转的模式。借鉴张建等（2017）的研究，本文通过问卷中对转出户和转入户农地流转途径的询问来识别其流转模式。对于转出户，若转出户通过村集体或新型农业经营主体集中土地后统一流转、村集体统一经营等途径转出农地，则视为农地集中转出，变量赋值为1；否则视为农地自发转出，变量赋值为0。对于转入户，若转入户转入农地途径为村集体或新型农业经营主体集中土地后

划片分包，则视为农地集中转入，变量赋值为1；否则视为农地自发转入，变量赋值为0。

3.机制变量。结合理论分析，本文拟分别从转出与转入维度开展机制检验。针对转出户，主要从促进土地要素市场化这一机制作相应检验。土地要素市场化指标拟以农地租金形式和农地转出对象两个维度的变量加以表征。前者参照陈奕山等（2017）的研究思路，以转出户农地租金收取形式进行衡量，若交易对价为实物或货币租，则视为土地要素市场化，变量赋值为1；若为人情租，则变量赋值为0^①。后者以转出户农地转出对象进行刻画，若转出对象为村集体或新型农业经营主体，则视为土地要素市场化，变量赋值为1；若为普通小农户，则变量赋值为0^②。针对转入户，则从降低交易成本和增强契约稳定性两条路径展开机制检验。首先，农地流转交易成本主要包括搜寻市场供需信息的事前交易费用、议价谈判和签订合约的事中交易费用以及因违约纠纷而产生的事后交易费用，对此类交易成本的衡量一直是学术界无法回避的技术性难题，目前学术界对交易成本的定义仍未形成明确共识，本文借鉴周月书等（2019）的研究，将交易成本理论与实际问题以及研究目的结合，构造交易成本的代理变量。具体来说，农地流转全过程中的服务可得性是影响农地流转交易成本的关键因素，外部主体为流转双方提供的服务越多，交易成本越低，本文据此以农户农地流转服务可得性^③来衡量交易成本。其次，契约稳定性指标用租约正式化和租约长期化两个维度的变量加以表征，租约正式化是指农户是否签订农地流转书面合同，租约长期化则指农地流转年限。

4.控制变量。为避免遗漏变量导致的估计偏误，本文拟借鉴相关研究（陈飞和翟伟娟，2015；仇童伟和罗必良，2022；李江一和秦范，2022），从农户家庭特征、转出户地块特征、转入户经营特征和村庄特征4个维度添加控制变量。其中，农户家庭特征包括家庭成员中是否有村干部、户主文化程度、户主健康状况、家庭务农劳动力、是否原建档贫困户和是否从事工商业6个变量；转出户地块特征包括土地确权颁证、初始农地禀赋、农地细碎化程度、农地市价估值和农地征收情况5个变量；转入户经营特征包括农地转入面积、土地平整培肥支出、农资购买支出与销售农产品总收入4个变量；村庄特征包括村庄新型主体规模、经济作物种植比例和村庄到市场距离3个变量。此外，为控制区域

^①对于农地租金形式这一变量，问卷中设置的问题为“您家转出耕地的租金如何收取？1.支付租金；2.发放实物；3.股份分红；4.免费流转，不收租金；5.现金或实物+分红”。若转出户选择选项1、2、3、5，则视农地流转交易对价为实物或货币租；若选择选项4，则视为人情租。土地租金形式由“人情租”向“货币租”的转变，意味着土地租金定价逐渐由市场机制而非人情机制决定。因此，利用土地租金形式这一指标来表征土地要素市场化有其合理性。

^②对于农地转出对象这一变量，若农地转出的对象从“普通小农户”趋于“村集体或新型农业经营主体”，则说明集中流转模式下农户农地流转范围不再局限于“人情社会”内部成员，而是逐渐嵌入市场机制，即土地要素的市场化。

^③对于农地流转服务可得性这一变量，问卷设置的问题为“在土地流转中您家获得过以下哪些服务？1.提供土地流转交易信息；2.提供土地流转政策宣读与解读；3.提供土地流转租金价格评估；4.提供法律咨询；5.协调和规范合同签订；6.监督流转行为；7.调解土地纠纷”。农地流转服务可得性这一变量的处理方式是将农户获得的各类别流转服务个数加总，若未获得任何服务，则变量赋值为0。

层面潜在的影响，本文以受访户所在省（区、市）是否为粮食主产区^①为基准，引入是否粮食主销区和产销平衡区两个地区虚拟变量。最后，由于所用数据为两年混合截面数据，故在模型中将年份以虚拟变量形式加以控制。

上述变量的具体定义及描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	转出户		转入户	
		均值	标准差	均值	标准差
因变量					
农地转出租金	农地转出亩均租金（元）	660.765	1779.796		
农地转入租金	农地转入亩均租金（元）			357.535	283.422
核心自变量					
农地集中转出	是否参与农地集中转出：是=1，否=0	0.331	0.471		
农地集中转入	是否参与农地集中转入：是=1，否=0			0.055	0.228
机制变量					
农地租金形式	实物或货币租=1，人情租=0	0.971	0.167		
农地转出对象	村集体或新型农业经营主体=1，小农户=0	0.377	0.484		
流转服务可得性	获得流转服务的类型数量（个）			0.267	0.793
租约正式化	是否签订农地流转书面合同：是=1，否=0			0.231	0.422
租约长期化	农地流转年限（年）			5.270	7.071
控制变量					
农户家庭特征					
是否有村干部	家庭成员中是否有村干部：是=1，否=0	0.059	0.236	0.082	0.275
户主文化程度	博士研究生=9，硕士研究生=8，大学本科=7，大专或高职=6，中专或职高=5，高中=4，初中=3，小学=2，没上过学=1	2.594	0.939	2.682	0.976
户主健康状况	非常好、好=1，一般、不好、非常不好=0	0.338	0.473	0.387	0.487
家庭务农劳动力	家庭中参与农业生产活动人数（人）	0.810	1.032	2.034	0.794
是否原建档贫困户	是否为原建档建档立卡贫困户：是=1，否=0	0.138	0.345	0.120	0.325
是否从事工商业	家庭成员是否从事工商业经营：是=1，否=0	0.117	0.321	0.096	0.295
转出户地块特征					
土地确权颁证	是否拥有农村土地承包经营权证：是=1，否=0	0.748	0.434		
初始农地禀赋	家庭承包农地面积（亩）	6.561	6.825		
农地细碎化程度	家庭经营农地块数（块）	4.059	3.421		
农地市价估值	亩均农地市价估值（元）	36564.098	80248.115		
农地征收情况	农地是否曾被征收过：是=1，否=0	0.076	0.265		

^①粮食功能区划分依据参见《财政部关于印发〈关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见〉的通知》，http://www.mof.gov.cn/gp/xxgkml/gjnyzhkfbgs/200806/t20080625_2502826.htm。

表1 (续)

转入户经营特征					
农地转入面积	转入农地面积 (亩)			23.407	49.623
土地平整培肥支出	转入农地后进行土地平整、土壤培肥的支出 (元)			1977.243	13271.267
农资购买支出	上一年度采购农资支出 (元)			15058.102	29186.148
销售农产品总收入	上一年度销售农产品总收入 (元)			44273.608	107202.322
村庄特征					
村庄新型主体规模	本村新型农业经营主体数量 (家)	5.828	9.119	6.390	10.310
经济作物种植比例	本村经济作物种植面积占比 (%)	34.649	32.744	34.619	32.424
村庄到市场距离	本村到最近的农贸市场或自由市场的距离 (千米)	4.172	5.375	6.352	23.243

注：①农地转出租金、农地转入租金、初始农地禀赋、农地市价估值、土地平整培肥支出、农资购买支出、销售农产品总收入变量在表中展示的是原值，但在后文回归中均使用其对数值，对数取值方式为真实值加1后再取对数。②转出户样本的亩均农地租金均值大幅高于转入户样本，这与Feng et al. (2020)、王倩等 (2021) 的调查结果一致。其原因在于：第一，部分转出户在流转土地后举家外出务工，实地调研中难以保证转出户选择完全随机，即样本选择可能存在不可控偏差；第二，中国农村人均承包土地面积普遍偏小，部分规模转入户需流转多个不同转出户的土地，转出户样本与转入户样本并非“一对一”的关系，故两组样本的租金均值存在差异。

(三) 模型设定

由于农地流转协议的达成有赖于双方合意，本文从流转双方视角考察集中流转对农地租金的影响，基准模型构建如下：

$$Landrent_out_i = \alpha_0 + \alpha_1 Transfer_out_i + \alpha_2 Control_i + \varepsilon_{i1} \quad (1)$$

$$Landrent_in_j = \beta_0 + \beta_1 Transfer_in_j + \beta_2 Control_j + \varepsilon_{j1} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： $Transfer_out_i$ 和 $Transfer_in_j$ 分别表示转出户 i 的农地集中转出情况与转入户 j 的农地集中转入情况； $Landrent_out_i$ 和 $Landrent_in_j$ 分别表示转出户 i 的农地转出租金与转入户 j 的农地转入租金； $Control_i$ 和 $Control_j$ 代表控制变量，具体包括农户家庭特征、转出地块特征、转入户经营特征、村庄特征以及地区虚拟变量和年份虚拟变量； α_0 、 β_0 为常数项， α_1 、 α_2 、 β_1 、 β_2 为待估计系数， ε_{i1} 、 ε_{j1} 为随机扰动项。

为考察集中流转模式是否会通过促进土地要素市场化（针对转出户）、降低交易成本和增强契约稳定性（针对转入户）的路径影响农地流转租金，本文将结合前述理论分析进行机制检验。由于传统的三步验证法存在难以避免的内生性弊端（江艇，2022），本文采用两步验证法，即在 (1) 式和 (2) 式的基础上，直接检验农地集中转出和农地集中转入对上述机制变量的影响，具体模型如下：

$$Mechanism_out_{ki} = \delta_{k0} + \delta_{k1} Transfer_out_{ki} + \delta_{k2} Control_{ki} + \varepsilon_{ki1} \quad (3)$$

$$Mechanism_in_{kj} = \varphi_{k0} + \varphi_{k1}Transfer_in_{kj} + \varphi_{k2}Control_{kj} + \varepsilon_{kj1} \quad (4)$$

(3)式和(4)式中： $Mechanism_out_{ki}$ 和 $Mechanism_in_{kj}$ 分别表示转出户*i*和转入户*j*参与集中流转对其农地租金影响的第*k*条机制，前者为促进土地要素市场化这一路径，后者包括降低交易成本和增强契约稳定性两条路径。 δ_{k0} 、 φ_{k0} 为常数项， δ_{k1} 、 δ_{k2} 、 φ_{k1} 、 φ_{k2} 均为待估计系数， ε_{ki1} 、 ε_{kj1} 为随机扰动项。其余变量的含义与(1)式和(2)式一致。

(四) 内生性讨论与工具变量选择

本文所设模型面临的内生性问题主要来源于两个方面：第一，集中流转决策与农地租金之间可能存在逆向因果关系。对于转出户或转入户而言，其所得或所付租金越高，出于风险规避心理，他们越可能选择更为正规化的集中流转模式。第二，模型中也可能遗漏诸如农业政策、自然环境、地块质量等同时影响集中流转决策和农地租金定价的因素，从而导致集中流转决策与模型的扰动项相关。为此，本文在模型估计中拟采用工具变量法处理可能存在的内生性问题。考虑到影响转出户与转入户行为决策的因素不尽相同，故针对转出模型和转入模型分别选取不同的工具变量。

对于转出模型，本文拟参考已有研究思路(陈媛媛和傅伟，2017；杨芳等，2019)，选取“村庄宗族网络强度”这一工具变量，并以转出户所在村庄宗族大姓个数这一指标加以衡量。选取理由如下：中国乡村高度自治的村社运行体系形成了宗族、乡族、村规民约等非正式治理形式，村社内部的宗族势力与人情网络在地权交易中发挥着重要作用(耿鹏鹏和罗必良，2022)。村庄大姓个数越多，在乡村内部越难以形成以单一姓氏为主体的亲缘关系网络，此时，以宗族网络为核心的非正式制度在农村公共事务上的治理效能便越弱，越有利于正式制度的构建与介入(Peng, 2004)，从而也更便于推进以村集体为组织载体的集中流转模式。因此，“村庄宗族网络强度”这一工具变量满足相关性要求。同时，村庄大姓个数是在相当长的时期内逐渐演化的结果，这一指标更多是对村庄内部非正式组织间的势力博弈的描述(陈媛媛和傅伟，2017)，它可能会影响村庄内部的治理效率和治理绩效，但外生于农户个体的生产行为决策(杨芳等，2019)。因此，在控制了村庄诸多特征变量后，村庄大姓个数并不会直接影响转出户的农地租金数额，这一工具变量只能通过影响集中流转状况来影响租金定价，从而满足工具变量的外生性要求。

对于转入户模型，本文拟选取“村庄是否设有社区服务站”这一指标作为工具变量。选取理由如下：社区服务站作为政府在社区层面设立的协办各类公共事务的公共服务平台，承担着服务农民生活和农业生产的责任，因此会影响转入户在农地流转过程中所面临的由交易对象搜寻等行为产生的交易成本，进而影响其农地流转行为决策。可见，这一变量满足工具变量与自变量的相关性要求。但是，社区服务站设立与否并不会直接影响转入户农地租金定价，故也满足工具变量的外生性要求。

四、实证结果分析

(一) 基准模型估计

为保证估计结果的可信度，本文在诊断多重共线性的基础上利用 Stata 软件进行了估计，基准回归

结果如表 2 所示。(1) 列和 (3) 列分别采用 OLS 估计法检验了农地集中流转对农地租金的影响, 发现农地集中流转在转出与转入双重维度上均显著正向作用于农地租金。这与已有研究发现的组织干预型农地流转会提高农地租金这一结论一致(尚旭东等, 2016; 邢琦等, 2022)。为进一步处理可能由反向因果和遗漏变量所导致的内生性问题, (2) 列和 (4) 列采用工具变量法(IV-2SLS)进行了估计, 结果显示: 首先, 模型的 DWH 检验通过了显著性检验, 证实模型存在内生性问题; 其次, 第一阶段回归结果^①中工具变量的估计系数均在 1% 的统计水平上显著, 且转出模型中联合显著性检验的 F 值大于经验值 10, 表明模型弱工具变量问题并不严重^②; 最后, 第二阶段回归结果显示, 在排除内生性干扰后, 农地集中流转对农地租金产生了显著的正向影响, 证实了研究假说 H1。此外, 对比 OLS 估计系数可知, 内生性问题会导致估计结果偏误。

表 2 集中流转影响农地租金的基准回归结果

变量	农地转出租金				农地转入租金			
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	OLS		IV-2SLS		OLS		IV-2SLS	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地集中转出	0.538***	0.099	3.682**	1.501				
农地集中转入					0.242**	0.121	2.554*	1.544
是否有村干部	-0.353	0.221	-0.144	0.281	-0.252***	0.083	-0.252	0.164
户主文化程度	0.053	0.052	0.087	0.072	0.013	0.025	-0.020	0.034
户主健康状况	0.139	0.097	0.236*	0.137	0.018	0.048	-0.017	0.070
家庭务农劳动力	-0.092**	0.045	-0.181*	0.097	0.032	0.032	0.054	0.046
是否原建档贫困户	-0.291**	0.143	-0.217	0.207	-0.109	0.077	-0.115	0.108
是否从事工商业	0.014	0.144	0.074	0.229	0.109	0.082	0.037	0.118
土地确权颁证	0.083	0.103	0.046	0.151				
初始农地禀赋	0.117	0.072	0.161	0.129				
农地细碎化程度	-0.028**	0.014	-0.069***	0.023				
农地市价估值	0.057***	0.018	0.033	0.024				
农地征收情况	-0.235	0.179	-0.826**	0.342				
农地转入面积					-0.001*	0.000	-0.003***	0.001
土地平整培肥支出					0.022***	0.007	0.017*	0.010
农资购买支出					0.058***	0.018	0.114***	0.029
销售农产品总收入					0.013	0.008	0.076**	0.032
村庄新型主体规模	0.020***	0.004	0.025***	0.006	0.011***	0.002	0.009***	0.003

^①限于篇幅, 本文仅报告工具变量法第二阶段估计结果, 下同。

^②转入模型中联合显著性检验的 F 值略小于经验值 10 (Staiger and Stock, 1997), 暗示标准工具变量回归可能存在“弱工具变量”偏误。本文参照姚耀军 (2016) 的方法, 使用对弱工具变量更不敏感且对小样本更为有效的有限信息最大似然估计法进行估计, 结果显示集中流转仍对农地租金产生显著正向影响, 这从侧面印证了模型弱工具变量问题并不严重。

表 2 (续)

经济作物种植比例	0.004***	0.001	0.003	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001
村庄到市场距离	-0.028***	0.009	-0.026**	0.013	0.002***	0.000	0.003***	0.001
常数项	4.279***	0.282	3.784***	0.550	4.733***	0.173	3.682***	0.309
年份虚拟变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
地区虚拟变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
DWH检验			6.447**				3.941**	
第一阶段F值			11.054***				7.365***	
样本量	1872		1440		1020		894	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②表中标准误为家庭层面的聚类稳健标准误。

(二) 稳健性检验

1. 处理选择性偏误。鉴于农户参与农地集中流转的决策并不具有随机性，而是基于社会关系、家庭资源禀赋以及从事农业生产比较收益等诸多因素的自选择行为。对此，本文采用倾向得分匹配法予以估计以缓解自选择问题。考虑到非官方命令“psmatch2”所得到的标准误并不准确，可能导致处理效应估计有偏，故本文参照 Abadie and Imbens (2016) 的研究，采用能够提供“A-I 稳健标准误”的“teffects psmatch”命令^①对干预组平均处理效应进行估计。具体思路为：以农户“农地集中转出”和“农地集中转入”的二元选择变量作为处理变量，并根据农户家庭特征、转出户地块特征、转入户经营特征和农地租金特征等变量进行 Probit 模型回归以估计倾向得分，基于倾向得分依次采用“1 对 1”至“1 对 4”近邻匹配法进行估计，估计结果如表 3 所示。由表 3 可知，不论选择何种尺度的近邻匹配法，农户集中流转土地这一行为均在 1%的统计水平上显著正向作用于农地流转租金，这与前文理论预期和基准回归结果一致，佐证了基准回归的稳健性。

表 3 处理选择性偏误的回归结果

变量	近邻匹配							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	k=1	k=2	k=3	k=4	k=1	k=2	k=3	k=4
农地集中转出	0.529*** (0.103)	0.610*** (0.092)	0.589*** (0.089)	0.590*** (0.088)				
农地集中转入					0.418*** (0.113)	0.339*** (0.092)	0.303*** (0.105)	0.343*** (0.107)
样本量	1872	1872	1872	1872	1020	1020	1020	1020

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内数值为标准误。

2. 调整研究样本。在排除内生性干扰与自选择偏误后，本文进一步调整研究样本以再度检验基准

^①倾向得分匹配方法的命令包括 psmatch2 和 teffects psmatch。其中，psmatch2 命令提供了丰富的匹配方法，如核匹配法、半径匹配法和最邻近匹配法等，但该命令的局限在于所提供的标准误并未考虑到倾向得分是估计的；teffects psmatch 命令则考虑了“A-I 稳健标准误”，缺点是提供的匹配方法的多样性不如 psmatch2。

回归结果的稳健性。考虑到本研究所选样本中有极少数农户同时参与了农地集中转出与转入，本文剔除了这部分样本后重新回归，回归结果如表4所示。结果显示，除（4）列外，农地集中流转对农地租金均存在显著正向影响。（4）列结果虽未体现出统计显著性，但回归系数的经济显著性与基准回归基本相同，表明估计偏误并不大，这在一定程度上说明了基准模型回归结果的稳健性。

表4 调整研究样本的回归结果

变量	农地转出租金		农地转入租金	
	(1) OLS	(2) IV-2SLS	(3) OLS	(4) IV-2SLS
农地集中转出	0.535*** (0.102)	3.366*** (1.412)		
农地集中转入			0.276** (0.127)	2.460 (2.114)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1785	1374	905	805

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内数值为家庭层面的聚类稳健标准误。

3. 村级层面证据。在农村土地集体所有、家庭承包经营的农地制度框架下，农地所有权的权利主体为农民集体，权利对象为村域农地。因此，从地块层面来看，以村集体为主导的农地集中流转，其流转地块大多限于农村内部（村域或乡域），故本文以村级层面数据再度考察集中流转对农地租金的影响。其中，核心自变量“村域集中流转比例”以该村参与集中流转的户数占总流转户数的比重来刻画，原始数据为户级层面数据，将其处理后一一与村级层面数据相匹配；因变量“村域农地流转租金”采用村级问卷中所询问的“本村耕地流转租金每年是多少？（单位：元/亩）”来衡量，对原数值做对数处理。表5（1）列结果显示，村域集中流转比例在5%的统计水平上显著正向作用于村域农地流转租金，说明集中流转模式的确会提高农地租金。同时，本文进一步考察村域集中流转比例对新型农业经营主体转入农地租金的影响。“村域新型农业经营主体转入农地租金”变量以村级问卷中所询问的“新型农业经营主体转入耕地的租金每年是多少？（单位：元/亩）”来衡量，对原数值做对数处理。表5（2）列结果显示，村域集中流转比例对村域新型农业经营主体转入农地租金存在显著的正向影响，进一步佐证了以新型农业经营主体为主要承租方的集中流转模式对农地租金存在推升作用。

表5 基于村级层面数据的回归结果

变量	(1)	(2)
	村域农地流转租金	村域新型农业经营主体转入农地租金
村域集中流转比例	0.686** (0.282)	1.407** (0.668)
控制变量	已控制	已控制
样本量	746	438

注：①**表示5%的显著性水平。②括号内数值为稳健标准误。

五、机制检验与拓展性分析

（一）机制检验

上文论证了集中流转对农地租金的推升效应,且诸多稳健性检验均证实了基准回归结果的可信度,但是,对于集中流转影响农地租金的具体作用机制尚缺乏经验上的支撑,本文拟进一步从转出方维度和转入方维度实证检验集中流转影响双方租金决策的作用机制,以期考察流转双方何以达成涨租协定。

从转出方维度来看,理论分析指出,集中流转模式能够通过促进土地要素市场化,使其选择市场运行机制下的价格,进而提高农地租金要价。表6(1)列和(2)列结果显示,农地集中转出对农地租金形式和农地转出对象的影响均在1%的统计水平上显著,且系数为正,表明集中流转促进了土地要素市场化。这说明,相对于自发型流转而言,集中流转会通过土地要素市场化这一路径来提高转出方农地租金要价,研究假说H2得以证实。

从转入方维度来看,一方面,集中流转能够降低农地流通过程中的事前、事中与事后交易成本,此时,转入方可能因边际收益的提高而将其中部分收益以租金形式让渡给转出方,接受较高租金;另一方面,在集中流转模式下,契约缔结呈现正式化与长期化的特征,这有助于进一步保障转入方对农地的专用性投资,进而增强其支付较高租金的意愿。对此,本文从降低交易成本和增强契约稳定性两个角度检验集中流转影响转入方租金决策的机制。表6(3)~(5)列结果显示,农地集中转入变量在1%的统计水平上显著,且系数为正,这说明集中流转模式能够有效降低交易成本和增强契约稳定性,使转入方接受较高租金,进而引致流转双方在交易市场内达成涨租共识。研究假说H3得以证实。

表6 集中流转影响农地租金作用机制检验的回归结果

变量	转出方维度		转入方维度		
	促进土地要素市场化		降低交易成本	增强契约稳定性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	农地租金形式 Probit	农地转出对象 Probit	流转服务可得性 OLS	租约正式化 Probit	租约长期化 OLS
农地集中转出	0.690*** (0.165)	1.423*** (0.070)			
农地集中转入			0.609*** (0.190)	1.500*** (0.203)	6.420*** (1.900)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1871	1872	1020	1020	320

注:①***表示1%的显著性水平。②括号内数值为家庭层面的聚类稳健标准误。

（二）拓展性分析

1.集中流转的涨租效应分化。考虑到不同兼业程度的转出方嵌入社会关系网络的程度不一,集中流转模式对其租金决策的影响可能有所差异。在农地租金定价过程中,若农地转出规模不同,转出方

的人情诉求或经济诉求也不同，故本文进一步基于转出方视角从农户兼业程度和农地流转规模两个维度来考察集中流转对农地租金的差异化影响。

首先是基于农户兼业程度的异质性讨论。为识别集中流转的涨租效应是否受到农户兼业程度的影响，本文参照魏佳朔和宋洪远（2022）的研究，以农户家庭的农业经营收入占总收入比重的整体均值为界，将转出户样本划分为较低兼业程度转出户与较高兼业程度转出户两个子样本，分别进行回归。表7（1）列和（2）列结果显示，对较高兼业程度转出户而言，农地集中流转的涨租效应明显；而对较低兼业程度转出户而言，这一影响不显著。究其原因，较高兼业程度的转出户通常不以土地为主要生计，在农地流转市场不健全的情况下更倾向于将农地无偿或低价流转给亲友，即在乡土社会差序格局中形成人情租。而集中流转模式推动了土地要素的市场化，削弱了土地流转中的情感性成分，形成了市场决定价格机制，故参与集中流转的较高兼业程度转出户更可能跳出“熟人网络”而提高租金要价。

进一步地，本文依据地形条件，以秦岭淮河为界将样本细分为南方地区样本与北方地区样本展开异质性检验。表7（3）～（6）列结果表明，南方地区集中转出对较高兼业程度的转出户具有更显著的租金推升效应，而在北方地区这一影响不显著。其原因在于：地块位置的固定性决定了农地流转市场具有强烈的区域性。在山地丘陵地区，土地细碎化问题会增加农业经营难度和成本，阻碍农地流转市场的有效运行（宋恒飞等，2023）。而南方地区以山地丘陵为主，农地细碎化使农地流转规模受限，导致土地市场发育程度相对不足，从而以人情租为交易对价的流转模式在山区尤为盛行^①（王亚辉等，2019）。可见，南方较高兼业程度的转出户在农地流转市场价格机制不完善的情形下，更倾向于达成基于人情关系的隐性契约，并以低租金流转农地。然而，集中流转模式实现了土地要素市场化，此时，南方较高兼业程度的转出户更可能出于逐利动机而选择市场价格，故集中流转的涨租效应对南方较高兼业程度转出户更为明显。

表7 基于农户兼业程度异质性分析的回归结果

变量	农地转出租金					
	整体样本		南方地区		北方地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	较低兼业程度 IV-2SLS	较高兼业程度 IV-2SLS	较低兼业程度 IV-2SLS	较高兼业程度 IV-2SLS	较低兼业程度 IV-2SLS	较高兼业程度 IV-2SLS
农地集中转出	8.394 (10.829)	1.931* (1.064)	3.814 (3.079)	4.655** (1.893)	-0.430 (3.595)	-2.270 (2.428)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	717	723	145	681	129	485

注：①**和*分别表示5%和10%的显著性水平。②括号内数值为家庭层面的聚类稳健标准误。

^①全国农村固定观察点360个村庄的调查数据显示，2015年有48.7%的农户以零租金形式转出耕地，其中典型山区县的调研发现，无论按照土地面积还是地块数量统计，土地零租金流转的比例均在80%左右（王亚辉等，2019；宋恒飞等，2023）。

其次是基于流转规模的异质性讨论。本文以农户农地转出规模是否超过所有转出户样本均值为界，将转出户样本细分为小农户与规模户两个子样本，展开异质性检验。表 8（1）列和（2）列结果显示，农地集中转出对小农户的涨租效应更为显著，对规模户的作用效果则不明显。其原因在于：家庭承包经营制度下均分地权、肥瘦搭配的农地分配格局导致农户拥有多块大小不均且空间不相邻的地块，而小规模农地尤其是不与主要地块相连的农地的市场租金水平偏低，此时，小农户放弃货币租而选择人情租的机会成本下降（陈奕山等，2017），更可能以低价或无偿形式进行流转以换取人情内容。但在集中流转模式下，土地要素的市场化迎合了农户的逐利动机，小农户对农地的价值需求由人情诉求转变为经济诉求，进而提高租金要价。而对规模转出户而言，集中流转相较于自发流转并未呈现显著的涨租效应。究其缘由，大规模成片土地在中国农地流转市场中属于稀缺性资源，不论处于何类流转模式中，规模转出户均倾向于选择市场运行机制下的价格。

为进一步分析集中流转的涨租效应在流转规模层面的异质性，本文同样将转出户样本细分为南方地区样本与北方地区样本，并展开异质性检验。表 8（3）～（6）列结果显示，集中流转对南方地区的小农户与规模户均存在显著的租金推升作用，而对北方地区农户的作用效果不明显，这在一定程度上佐证了集中流转涨租效应在流转规模层面的分化。

表 8 基于流转规模异质性分析的回归结果

变量	农地转出租金					
	整体样本		南方地区		北方地区	
	(1) 小农户 IV-2SLS	(2) 规模户 IV-2SLS	(3) 小农户 IV-2SLS	(4) 规模户 IV-2SLS	(5) 小农户 IV-2SLS	(6) 规模户 IV-2SLS
农地集中转出	3.781** (1.651)	4.385 (5.200)	5.618** (2.809)	4.226** (2.122)	-2.072 (5.235)	81.283 (528.749)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	1192	248	549	277	438	176

注：①**表示 5% 的显著性水平。②括号内数值为家庭层面的聚类稳健标准误。

2.集中流转的涨租效应固化。集中流转对农地租金的推升作用除了表现在提高当期农地租金之外，还可能体现为固化涨租效应并提高下期租金。究其原因，农地流转市场中转出方通常较少主动下调流转价格，较为通行的做法是维持上期价格甚至小幅上调（尚旭东等，2016）。而集中流转带来的大规模连片土地的稀缺性以及专用性投资风险的降低，会诱使转入方接受较高价格，最终双方达成涨租协议。本文仍以转出户为例，首先考察农地集中转出是否导致转出租金固化。其中，转出租金固化与否变量采用问卷中所询问的农地转出期间每年租金变化情况来衡量，若租金固定不变或逐年递增，则变量赋值为 1；若租金按照农产品市价变化、每年协商确定或属于其他情形，则变量赋值为 0。表 9（1）列结果显示，农地集中转出会导致农地租金以不变或递增形式固化。

其次，本文考察滞后期（2017年）农地转出租金对当期（2019年）农地转出租金的影响，以再度检验涨租效应的固化趋势。具体做法为：将滞后期农户样本的农地转出租金数据匹配至当期农户样本中，分别考察全样本和集中转出户样本中滞后期租金对当期租金的影响。表9（2）列和（3）列结果显示，滞后期农地转出租金与当期农地转出租金具有正向相关性，这进一步佐证了农地租金上涨的固化趋势，也证实了集中流转保障承包户土地财产性收入稳定性的功能。

表9 集中流转导致涨租效应固化的回归结果

变量	转出租金固化与否		农地转出租金_2019			
			全样本		集中转出户样本	
	(1)		(2)		(3)	
	Probit		OLS		OLS	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地集中转出 农地转出租金_2017	0.197***	0.075	0.245***	0.062	0.288**	0.121
控制变量	已控制		已控制		已控制	
样本量	1737		276		76	

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②（1）列的标准误为家庭层面的聚类稳健标准误，（2）列和（3）列的标准误为稳健标准误。

3.集中流转与租金高价扭曲。既然集中流转会提高农地租金以保障承包方土地财产性收入，那么，农地租金是否会趋于高价扭曲，进而损害实际经营方的收益权能，挫伤其生产积极性？本文基于转入方视角，考察农地集中转入是否会提高亩均农地租金占农业净收益的比重。表10（1）列和（2）列结果显示，农地集中转入对农地租金占农业净收益比重的影响不显著，说明集中转入并未造成农业生产“成本—收益”比的失衡，即租金的适度溢价未对转入方构成生产成本负担。其原因在于：集中流转模式下转入方因经营预期稳定而增加农业投资，进而提高了农业生产效率。为予之验证，本文进一步检验集中转入在农业生产方面的福利效应，具体考察滞后期集中转入（2017年）对当期农作物亩均产量（2019年）^①的影响。表10（3）列结果显示，农地集中转入显著正向影响农作物亩均产量，说明转入方接受较高租金的根由在于其经营效益的提高，而非组织干预下的市场价格失衡，这证实了租金适度溢价并未损害经营方的收益权能。集中流转模式下由交易成本降低和契约稳定性增强等生产条件改进而引致的农业生产效率提升，反而表现为集中流转对经营方收益权能的巩固与保障。

^①转入方的农业生产绩效发生在农地流转行为之后，而问卷中所问的农作物产量均针对上一年度，即2019年农户问卷收集的农作物产量实则是2018年的生产情况。鉴于此，本文将2017年数据和2019年数据一一匹配后，仅保留连续两年追踪到的转入户样本，然后考察其2017年集中流转参与情况对2019年农作物亩均产量（实则是2018年农作物亩均产量）的影响，如此便可识别集中转入对农业生产的福利效应。

表 10 集中流转是否造成农地租金高价扭曲的检验结果

变量	农地租金占农业净收益比重				农作物亩均产量_2019	
	(1) OLS		(2) IV-2SLS		(3) OLS	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地集中转入 农地集中转入_2017	-0.002	0.046	-0.261	0.554	0.284*	0.162
控制变量	已控制		已控制		已控制	
样本量	602		602		135	

注：①*表示 10% 的显著性水平。②（1）列和（2）列的标准误为家庭层面的聚类稳健标准误，（3）列的标准误为稳健标准误。

六、结论与启示

农地集中流转模式符合农地适度规模经营和保障粮食安全的政策取向，同时也通过推升农地流转租金保障了农户的土地财产性收入，这与农地制度改革提高土地价值、强化农民收益保障的初衷相契合。本文利用中国家庭大数据库（CFD）2017 年和 2019 年的两期混合截面数据，从流转双方双重维度实证检验了集中流转对农地租金的影响。OLS 估计和工具变量法估计结果均表明，农地集中流转对农地转出租金和转入租金均存在显著正向影响。在进行一系列稳健性检验之后，上述结论依然成立。机制检验发现，集中转出主要通过促进土地要素市场化来提高转出方租金要价，通过降低交易成本和增强契约稳定性两条路径诱使转入方接受较高租金，最终流转双方在市场内达成合意。拓展性分析表明，集中流转涨租效应在农户兼业程度和农地流转规模层面存在分化，对较高兼业程度农户和小农户存在更显著的影响。同时，这种涨租效应存在固化趋势，除了提高当期农地租金之外，还可能推升下期农地租金。但是，集中流转并未造成农地租金的高价扭曲，反而是对经营方收益权能的巩固与保障。

上述研究结论蕴含以下两点政策启示：

第一，集中流转所推升的农地租金既是对转出户土地财产性收入的保障，也是对转入户经营权收益权能的保障，有利于经营方进行长期投资。因此，应鼓励基层政府和村集体积极推行适度规模的集中流转模式，大力完善农村土地产权交易平台，优化农地流转市场环境，通过提供全面准确的市场信息以及咨询、价格评估等服务来引导农户主动将土地经营权流转给村集体或新型农业经营主体。

第二，虽然本文的研究结果表明集中流转暂未造成农地租金的高价扭曲，即租金的适度溢价未对经营方构成生产成本负担，但集中流转仍有固化涨租效应的作用，进而提高经营方的长期成本。因此，需要在农地流转过程中依照市场规律和价值规律，以土地收益资本化价值为标准，建立健全流转价格评估机制，规范农地租金定价体系，合理确定农地租金增长机制，在保障承包户财产收益的同时，提高经营方收入，实现收益的可共享性和可持续性，进而形成农业的可持续发展，保障国家粮食安全。

当然，本文还存在一定的不足之处。其一，本文更适宜采用地块层面数据展开实证检验，但由于目前主要的数据库并未涉及地块层面信息，或仅仅涉及最大两个地块的信息，故难以进行系统性分析。其二，囿于数据可得性，本文也未能在转入方模型中将转入地块上的粮食适度规模经营补贴变量纳入，以识别补贴政策对农地租金的资本化效应。上述问题有待在后续研究中进一步补充和验证。

参考文献

- 1.陈飞, 翟伟娟, 2015: 《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》, 《经济研究》第10期, 第163-177页。
- 2.陈奕山、钟甫宁、纪月清, 2017: 《为什么土地流转中存在零租金? ——人情租视角的实证分析》, 《中国农村观察》第4期, 第43-56页。
- 3.陈奕山、钟甫宁、纪月清, 2019: 《有偿 VS 无偿: 耕地转入户的异质性及其资源配置涵义》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第94-106页。
- 4.陈媛媛、傅伟, 2017: 《土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产》, 《管理世界》第11期, 第79-93页。
- 5.高建设, 2019: 《农地流转价格失灵: 解释与影响》, 《求实》第6期, 第92-106页。
- 6.耿鹏鹏、罗必良, 2022: 《农地确权是否推进了乡村治理的现代化? 》, 《管理世界》第12期, 第59-76页。
- 7.黄忠怀、邱佳敏, 2016: 《政府干预土地集中流转: 条件, 策略与风险》, 《中国农村观察》第2期, 第34-44页。
- 8.江艇, 2022: 《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》, 《中国工业经济》第5期, 第100-120页。
- 9.康晨、刘家成、徐志刚, 2020: 《农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响》, 《中国农村经济》第9期, 第105-123页。
- 10.李江一、秦范, 2022: 《如何破解农地流转的需求困境? ——以发展新型农业经营主体为例》, 《管理世界》第2期, 第84-99页。
- 11.罗必良, 2016: 《农地确权、交易含义与农业经营方式转型——科斯定理拓展与案例研究》, 《中国农村经济》第11期, 第2-16页。
- 12.马贤磊、仇童伟、钱忠好, 2016: 《农地流转中的政府作用: 裁判员抑或运动员——基于苏、鄂、桂、黑四省(区)农户农地流转满意度的实证分析》, 《经济学家》第11期, 第83-89页。
- 13.钱忠好、冀县卿, 2016: 《中国农地流转现状及其政策改进——基于江苏、广西、湖北、黑龙江四省(区)调查数据的分析》, 《管理世界》第2期, 第71-81页。
- 14.仇童伟、罗必良, 2022: 《流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”: 基于中国29省调查的证据》, 《管理世界》第9期, 第96-113页。
- 15.尚旭东、常倩、王士权, 2016: 《政府主导农地流转的价格机制及政策效应研究》, 《中国人口·资源与环境》第8期, 第116-124页。
- 16.宋恒飞、李秀彬、辛良杰、王学、董世杰、何玉凤, 2023: 《中国山区耕地零租金流转现象及其解释》, 《地理研究》第8期, 第2225-2244页。
- 17.唐旺、周聪、陈风波, 2023: 《市场发育会缩小农户的农地流转意愿受偿价格和意愿支付价格差异吗》, 《中国农村经济》第4期, 第30-49页。

- 18.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。
- 19.王倩、党红敏、余劲, 2021: 《粮食价格如何影响土地流转租金及收益分配? ——基于2013—2019年农户调查面板数据》, 《中国土地科学》第8期, 第57-66页。
- 20.王雪琪、曹铁毅、邹伟, 2018: 《地方政府干预农地流转对生产效率的影响——基于水稻种植户的分析》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第133-141页。
- 21.王亚辉、李秀彬、辛良杰, 2019: 《山区土地流通过程中的零租金现象及其解释——基于交易费用的视角》, 《资源科学》第7期, 第1339-1349页。
- 22.魏佳朔、宋洪远, 2022: 《农业劳动力老龄化影响了粮食全要素生产率吗? ——基于农村固定观察点数据的分析验证》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第22-33页。
- 23.邢琦、王健、袁士超、陈红, 2022: 《农地经营权流转价格扭曲的政府干预效应——基于边际价格理论的实证分析》, 《中国土地科学》第5期, 第40-50页。
- 24.许庆、章元, 2005: 《土地调整、地权稳定性与农民长期投资激励》, 《经济研究》第10期, 第59-69页。
- 25.杨芳、张应良、刘魏, 2019: 《社会网络、土地规模与农户生产性投资》, 《改革》第1期, 第97-108页。
- 26.姚耀军, 2016: 《制度质量对外资银行进入的影响——基于腐败控制维度的研究》, 《金融研究》第3期, 第124-139页。
- 27.翟黎明、夏显力、吴爱娣, 2017: 《政府不同介入场景下农地流转对农户生计资本的影响——基于PSM-DID的计量分析》, 《中国农村经济》第2期, 第2-15页。
- 28.张建、冯淑怡、诸培新, 2017: 《政府干预农地流转市场会加剧农村内部收入差距吗? ——基于江苏省四个县的调研》, 《公共管理学报》第1期, 第104-116页。
- 29.赵黎, 2022: 《集体回归何以可能? 村社合一型合作社发展集体经济的逻辑》, 《中国农村经济》第12期, 第90-105页。
- 30.周海文、周海川, 2019: 《农户社会信任对土地流转租金的影响——基于CHIP数据的实证分析》, 《公共管理学报》第3期, 第118-130页。
- 31.周月书、王雨露、彭媛媛, 2019: 《农业产业链组织、信贷交易成本与规模农户信贷可得性》, 《中国农村经济》第4期, 第41-54页。
- 32.Abadie, A., and G. W. Imbens, 2016, "Matching on The Estimated Propensity Score", *Econometrica*, 84(2): 781-807.
- 33.Coase, R. H., 1960, "The Problem of Social Cost", *Journal of Law and Economics*, 3(10): 1-44.
- 34.Dahlman, C. J., 1979, "The Problem of Externality", *The Journal of Law and Economics*, 22(1): 141-162.
- 35.Feng, L., M. Zhang, Y. Li, and Y. Jiang, 2020, "Satisfaction Principle or Efficiency Principle? Decision-Making Behavior of Peasant Households in China's Rural Land Market", *Land Use Policy*, Vol.99, 104943.
- 36.Peng, Y., 2004, "Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy", *American Journal of Sociology*, 109(5): 1045-1074.

37. Staiger, D., and J. Stock, 1997, "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments", *Econometrica*, 65(3): 557-586.
38. Tang, L., X. Ma, Y. Zhou, X. Shi, and J. Ma, 2019, "Social Relations, Public Interventions and Land Rent Deviation: Evidence from Jiangsu Province in China", *Land Use Policy*, Vol.86: 406-420.
39. Williamson, O. E., 1979, "Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations", *Journal of Law and Economics*, 22(2): 233-261.

(作者单位：上海财经大学财经研究所；
上海财经大学城乡发展研究院)
(责任编辑：胡 祎)

Centralized Circulation and Farmland Rent: Effects and Mechanisms

XU Qing RAO Qingling ZHANG Kuan

Abstract: Centralized circulation led by village collectives and new agricultural business entities has gradually become an emerging trend and an important component of the agricultural land transfer model under the policy orientation of achieving moderate-scale operation of farmland, and it may affect the pricing decision of farmland rent. This paper examines the impact of centralized circulation on land rent and its mechanisms from the dual dimensions of transfer-out and transfer-in, by using the two-period mixed cross-sectional data of the China Family Database (CFD) conducted in 2017 and 2019. This paper finds that for the transfer-out party, centralized circulation would raise the farmland rent by promoting the marketization of land elements, and for the transfer-in party, it would make them accept the higher farmland rent by reducing the transaction cost and enhancing the stability of the contract. These conclusions imply that the growth of farmland rent caused by centralized circulation is not only the protection for the farmland transfer income of the contractors, but also can stabilize the production and management expectations of the operators at present. Our conclusion provides a new insight for promoting the moderate-scale management of farmland, increasing farmers' income and ensuring agricultural production in the new era.

Keywords: Centralized Circulation; Farmland Rent; Land Factor Marketization; Transaction Cost; Contract Stability