

产权稳定对农地交易市场化的影响 ——基于 CRHPS 数据的实证分析

田媛¹, 高延雷², 马桂方³

- (1. 安徽财经大学金融学院, 安徽蚌埠, 233030;
2. 中国农业科学院农业经济与发展研究所, 北京, 100081;
3. 东北农业大学经济管理学院, 黑龙江哈尔滨, 150006)

摘要: 基于 2015—2017 年中国农村家庭的追踪调查数据(CRHPS), 利用固定效应模型实证分析产权稳定对农地交易市场化的影响。研究发现: 第一, 产权稳定显著促进农地交易市场化, 同时淡化熟人关系交易特征, 并推动熟人交易市场化; 第二, 机制分析表明, 产权稳定主要通过扩大农地交易范围和增强农地使用价值两条路径提升农地交易市场化水平; 第三, 产权稳定对农地要素市场化配置具有显著促进效应, 促使土地从低效经营者手中向高效经营者手中转移, 激发农地交易市场的积极效应; 第四, 社会养老保障水平低和非农就业机会少的村庄, 产权稳定对农地交易市场化的促进效应不显著。政策建议: 构建农地流转价格增长指导体系, 增强农地流转市场自主发育能力; 建设线上与线下融合的农地流转交易平台, 扩大农地交易范围; 健全农村居民基础养老金调整机制与农民参保激励机制, 加大对非农就业农民的培训指导、补贴扶持和项目资助。

关键词: 产权稳定; 农地交易市场化; 农地流转

中图分类号: F325

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2022)06-0106-17

一、引言

农地交易市场化是缓解耕地细碎难题、推动实现农业规模化经营和保障粮食安全的重要途径^[1]。稳定且明晰的土地产权是提升农地交易市场化水平的基础。现实中, 农地交易市场不仅是保障农户基本生产的要素市场, 更是附带血缘、地缘和亲缘关系的人情市场。人情关系维系的内部交易有助于实现农户生存风险最小化和非正式保障最大化目标, 导致农地流转市场呈现明显的熟人交易特征。全国调研数据显示, 亲友邻居、

同村农户间土地流转面积占全部流转面积的 89.6%, 并且没有签订正式合约占比高^[2]。这表明, 现实中熟人关系型交易占比高且缺乏规范性, 通常是农户用来规避违约风险和强化对土地控制权的人情交易手段。但是, 依靠人情关系维系的农地流转交易难以塑成有效的产权制度环境, 容易造成农地集约利用不足和生产效率偏低等问题^[3], 并对农业高质量发展形成制约^[4-5]。因此, 系统探究农地交易市场化的驱动机制意义重大。

现有文献主要从内因与外因两个方面探究农地交易市场化的影响因素。其中, 内部因素主要包括农户认知、个体特征、社会关系网络、家

收稿日期: 2022-02-18; 修回日期: 2022-10-28

基金项目: 中央级公益性科研院所基本科研业务费专项(1610052022015); 安徽省高校人文社会科学研究项目“小农户与现代农业衔接视角下安徽省农业生产托管服务嵌入机制研究”(SK2021A0216)

作者简介: 田媛, 女, 黑龙江鸡西人, 博士, 安徽财经大学金融学院讲师, 主要研究方向: 土地经济与制度; 高延雷, 男, 山东乐陵人, 博士, 中国农业科学院农业经济与发展研究所助理研究员, 主要研究方向: 城乡要素配置与粮食安全, 联系邮箱: gaoyanlei@caas.cn; 马桂方, 女, 黑龙江密山人, 东北农业大学经济管理学院博士研究生, 主要研究方向: 农业经济

庭特征和土地特征等^[6-8], 主要通过影响农户参与土地流转的数量和质量影响农地交易市场。外部因素主要有农业补贴、村集体组织介入和社会养老保障制度等, 主要通过提高农地预期收益、影响村集体行动决策和降低家庭负担等路径影响农地交易市场^[9-11], 但现有研究对农地产权因素有所忽视。2013年, 国家大力推进农村土地产权制度改革, 实施土地承包经营权确权登记颁证, 清晰划定地块“四至”边界, 并重点强调农地分配“生不增、死不减”, 村民集体成员权的身份得以稳固。改革通过“强能赋权”实现土地承包关系长久不变, 依法保障农民对承包土地的占有、使用和收益等权能, 赋予农民清晰稳定的土地承包经营权^[12]。这一重大改革为农户高效配置土地要素提供了权利空间, 必然对农地交易市场转型升级产生重要影响。因此, 有必要从产权稳定的角度进一步探究农地交易市场转型升级的驱动机制和约束条件。

相较于已有研究, 本文可能的边际贡献在于: 一是系统探究产权稳定对不同类型经营主体农地交易价格的影响。事实上, 农地交易市场内部存在明显的熟人关系特征, 熟人交易与非熟人交易的地租价格引导机制差异明显, 现有文献对该问题却有所忽视, 对涵盖农地交易对象和交易价格的农地交易市场化特征分析不充分。二是从土地多重功能视角考察产权稳定影响农地交易市场化的约束条件, 探究了农地交易市场转型升级的制约因素。三是从农地交易范围和农地使用价值两个维度剖析产权稳定对农地交易市场化的影响机理, 补充和完善了二者之间的内在逻辑关系。四是进一步考察了农地交易市场转型升级带来的积极效应。现有研究对农地交易市场的探讨并未追溯到农地要素配置层面, 对农地交易市场与农地要素配置之间的关系剖析不足, 本文对此进行了论证。

二、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

关于农地交易市场化问题, 学术界有了较为丰富的探索性研究, 并且形成了诸多具有重要参

考价值的结论。通过梳理已有文献发现, 本文所考察的问题与以下两类文献密切相关。

第一类是农地交易市场化影响因素研究。现有研究主要从农户个体特征、家庭特征、土地资本、村庄特征和外部制度环境五个方面探究农地交易市场化的影响因素^[13-14]。个体特征方面, 户主性别、年龄、受教育程度、产权认知水平和社会信任等因素对农地交易市场化具有显著影响。户主是男性的家庭更少转出耕地, 户主年龄越大, 土地转出规模越小^[15]。文化程度较高的户主参加非农行业概率增加, 对农地交易市场化有显著影响^[16-17]。农户的土地产权认知水平提高, 增强对农地交易市场化的促进作用, 其中, 农地投资效应和交易成本降低效应发挥重要中介作用^[3]。农户人际信任和制度信任有助于降低农地流转交易成本和经营风险, 提高农地交易市场化水平^[18]。家庭特征方面, 家庭农业劳动力数量、固定资产水平、非农就业人口占比、人均收入水平对农地交易市场化具有显著影响。家庭农业劳动力数量增加, 自主经营规模扩大, 对农地交易市场产生负向影响^[19]。家庭农业固定资产投资水平提高, 会降低土地转出规模, 提高土地转出意愿租金, 对农地交易市场化产生显著影响^[20]。土地资本方面, 承包地面积、耕地细碎化程度、耕地质量和地块区位等对农地交易市场化具有显著影响。土地承包面积越大, 农户土地转出规模越小^[21]。细碎化地块容易增加土地流转交易成本, 集中连片经营难度增大, 进而阻碍农地交易市场化^[22]。村庄道路状况、地形条件和村庄是否有新型农业经营主体等村庄特征对农地交易市场化具有显著影响^[15], 村庄道路状况通过影响农业机械化水平, 进而影响农地交易市场化^[23]。外部制度环境方面, 粮食补贴资本化通过提高农业预期收益和增强农地利用价值实现农地交易市场化^[9]。村集体组织介入通过提高农户组织化程度促进农地交易市场化^[10]。新农保制度通过提高老年人生活保障和福利水平, 进而促进农地交易市场化^[24-25]。

第二类是产权稳定对农地交易市场的影响研究。现有文献主要从农地流转数量和质量两个维度探究产权稳定对农地交易市场化的影响。在

农地流转数量方面,有学者发现土地认证项目通过保障产权安全和强化地权稳定性促进农地流转,推动土地进入流转市场^[26]。农地产权制度改革能够强化农地承包经营权预期收益稳定性,降低农地流转风险和交易成本,从而激励农户积极参与农地流转市场^[27]。农地流转质量方面,在交易对象维度,产权稳定促使农户将土地重新分配给生产力水平更高的农业企业、农民合作社等主体^[28-29],从而提高农地流转市场运行效率。其逻辑在于,产权稳定能够扩大土地使用、处分和收益等权能配置的空间,激励更多营利性组织参与农地流转,促使农地流转市场运行机制更加规范。农地流转对象选择揭示出农户对产权稳定性的了解和认同度,客观反映了产权制度实施的个体响应水平^[30]。农地流转租金维度,租金上涨是农地流转市场发育的结果,产权稳定通过降低农地流转风险和农地租值耗散提升农地租金水平。实证数据显示,确权村土地租金比非确权村高出约43%^[31],拥有农村土地承包合同和证书的土地租金比无“两证”土地租金高约65.7%^[32]。然而,另有学者研究发现,产权明晰的地块具有明显的身份属性,长期以来固化的土地产权认知容易夸大农户对农地的主观价值评价,并形成“禀赋效应”,诱致农户对土地高租金的追求,进而扭曲农地市场交易价格,扰乱流转市场交易秩序^[33]。

(二) 研究假说

1. 产权稳定对农地交易市场化的影响机制

新一轮农地确权颁证是实现产权稳定的有效制度安排,产权稳定能扩大经营主体自由配置权利的空间,减少土地产权管制造成的租值耗散,提升农地交易市场化水平^[34]。产权稳定通过明晰产权权利,保障个体合法权益,从而避免土地流转过程中发生土地纠纷和恶意侵占等情况,降低土地流转交易成本,提高农地交易市场化水平。从产权激励视角看,产权稳定通过提高土地要素配置效率,稳定土地承包经营权收益预期,提高农地利用价值,激发显著的溢价效应^[35]。具体地,产权稳定促进农地交易市场化的作用机制主要有以下两个方面。

第一,产权稳定通过扩大农地交易范围促进

农地交易市场化。一是产权稳定有助于降低农地流转交易成本,这意味着土地流转将产生更高的净收益,市场主体参与积极性显著提高,农地交易范围同步扩大,从而促进农地交易市场化^[36]。二是产权稳定保护了土地承包户权益,同时保障外部经营者对转入土地的使用和收益权利,促成产权稳定背景下村集体、承包户和多元经营者共享地权、共同获利的经营格局^[37]。多元经营主体介入农地流转市场,农地交易范围进一步扩大,农地流转市场更具竞争性,价格机制的引导作用更明显^[38]。三是随着农地流转范围从村庄内部扩展至村庄外部,农地流转程序趋于规范,由此形成的高租金逐步成为农地流转市场的参考系^[39],推动农地交易市场化。

第二,产权稳定通过提高农地使用价值促进农地交易市场化。一是产权稳定赋予农地明显的经济属性和社会属性,农地的社会保障功能逐步显现。农地的财产价值增加,从而诱发经营者的土地转入动机,市场需求增加使得土地流转租金被进一步提高^[40]。二是产权稳定释放了土地融资潜力,使其成为金融机构认可的有效抵押品^[41],农户以土地作为抵押品获取信贷的概率增加,提高农户资金可获得性和投资能力,推进农地资源资本化,从而促进农地交易市场化^[42]。三是产权稳定强化了农地处分权的排他性,土地入股、互换等权能逐渐完整,实现了农地权利的高效配置。例如农户可以将土地经营权入股农民合作社,在获得入股基本收益的同时还可以参与分红,农地的资产专用性进一步降低,从而产生明显的农地增值保障效应。基于以上分析,提出研究假说1。

假说1: 产权稳定对农地交易市场化具有促进作用。

2. 产权稳定对农地熟人交易市场化的影响机制

我国的农地流转并非仅由纯粹的市场逻辑决定,乡村熟人社会使得农地流转呈现两种不同的交易逻辑,即依靠人情关系维系的内圈交易和依靠市场价格规范形成的外圈交易。与非熟人交易相比,熟人交易所达成的土地租金水平更低。在交易不确定性较强的环境下,熟人交易依托村

庄社会规范和信誉机制能够保障合约的顺利进行,降低双方违约风险,进而形成低租金甚至零租金的土地交易特征^[43]。这种熟人关系交易虽然积累了社会资本和声誉,但土地并非依据市场进行配置,农民难以获得农地流转的全部价值,从而降低了农地要素市场化配置水平。产权制度是农地流转市场运行的基础,新一轮农地确权制度实施以来,产权稳定依法保障农民对承包土地的占有、使用和收益等权利,使农民能够运用产权实现收益最大化,从而显著降低农地流转成本和流转风险,促进农地交易市场化。产权稳定通过改善排他性促使熟人关系交易逐步向正规市场化交易转变,随着农地流转交易范围的扩大,外来营利组织介入形成的市场价格参考系对熟人关系交易产生示范效应,促使熟人农地流转租金与非熟人流转租金趋同^[3]。同时,营利性组织进入能助推农地流转市场规范化交易,使签订正式契约、明确流转期限和用途以及制定收益分配规则等规范型交易特征更为明显,熟人交易市场化水平显著提升。基于此,提出研究假说2。

假说2: 产权稳定促使农地由熟人交易转向市场化交易。

3. 产权稳定对社会养老保障低和非农就业机会少之村庄农地交易市场化的影响机制

土地具有重要的就业保障、社会保障和经济发展等功能。一般而言,非农就业机会不足和社会养老保障缺失的农户比较重视农地的社会保障功能,对土地转出带来的风险更加谨慎,禀赋效应表现尤为突出。同时,禀赋效应推高了农户的农地流转租金预期,并扭曲市场交易价格,从而制约农地交易市场化发展。产权稳定赋予农户丰富的土地使用、收益和处分权能,强化非农就业机会少和社会养老保障缺失农户对土地的情感依附,进而对农地交易市场化产生抑制作用,具体作用机制如下: 在非农就业机会少的村庄,农户维持生计的模式较为单一,重视以务农为主的生计策略,进而弥补非农就业机会少造成的生存风险^[20]。产权稳定会强化非农就业机会少的农户对土地的控制权偏好,农地交易范围和流转期限均会受到压缩,同时容易产生夸大地租要价的

心理,农地供需市场交易价格差距过大阻碍农地交易市场化^[44-45]。在社会养老保障参与率低的村庄,农户养老金的收入水平较低,难以保障自身经济独立性,通常这类农户的农地流转规模较小,农地流转期限较短^[46]。原因在于社会养老保障缺失的农户自身财产积累不足,为了减轻对子女的经济依赖,土地成为重要的生存和养老保障。因此,农户难以从农业生产中解放出来,农地要素难以盘活,进而影响农地交易市场化水平。产权稳定会强化社会保障缺失农户对土地的依赖,此类农户对土地使用权控制意愿更为强烈,从而阻碍农地交易市场化。作用机制如图1所示。基于以上分析,提出研究假说3。

假说3: 产权稳定对农地交易市场化的促进作用在社会养老保障水平低和非农就业机会少的村庄不显著。

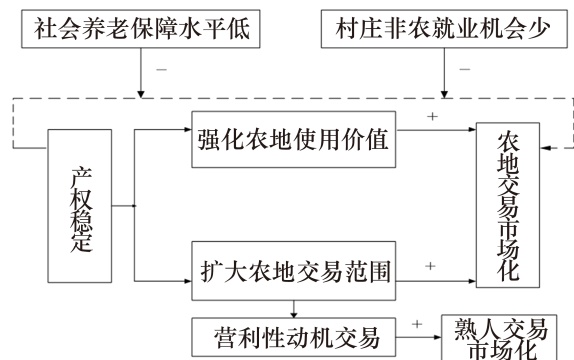


图1 产权稳定对农地交易市场化的影响机制

三、研究设计

（一）数据来源

本文所用数据来源于浙江大学中国农村家庭的追踪调查数据(CRHPS),该数据采用分层抽样和三阶段比例抽样对1404个村(社区)进行调查,主要包含农村人口基本特征、农业要素配置和村庄建设情况等信息。根据研究内容,本文将2015年和2017年的农户数据、家庭数据与村庄数据进行接驳匹配,并删除关键信息缺失和不完整的样本。在此基础上,逐一剔除居住在城市、户主为非农业户口的样本,共获得两期11572个有效样本。

(二) 模型设定

1. 固定效应模型

为估计产权稳定对农地交易市场化的影响效应,本文采用固定效应模型进行检验。模型基本形式如下:

$$\text{transfer}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{landtitling}_{it} + \delta Z_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, transfer_{it} 代表农地交易市场化水平,采用第 i 个农户家庭 t 时期是否发生农地有偿流转和农地流转租金衡量; landtitling_{it} 为产权稳定指标,采用第 i 个农户家庭 t 时期获得农村土地承包经营权证书情况衡量; Z_{it} 表示一系列控制变量,主要包括户主个体特征、家庭特征、土地要素特征和村庄特征等。 β_0 为截距项; β_1 为本文重点关注的待估计系数; δ 为待估计系数向量; λ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

2. 中介效应模型

为探究产权稳定影响农地交易市场化的机制,设定如下中介效应模型:

$$\text{media}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{landtitling}_{it} + \delta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{transfer}_{it} = \alpha + \theta_1 \text{landtitling}_{it} + \delta Z_{it} + \sigma_{it} \quad (3)$$

$$\text{transfer}_{it} = \alpha + \gamma_1 \text{landtitling}_{it} + \gamma_2 \text{media}_{it} + \delta Z_{it} + \tau_{it} \quad (4)$$

式(2)可以检验产权稳定对中介变量的影响;式(3)检验产权稳定对农地交易市场化的影响;式(4)检验产权稳定和中介变量对农地交易市场化的共同影响。根据中介效应的检验流程,若 β_1 、 γ_2 和 θ_1 均显著,则表明存在中介效应。在该条件下,如果 γ_1 显著,表明存在部分中介效应;如果 γ_1 不显著,表明存在完全中介效应。

(三) 变量选择与描述性统计

1. 被解释变量:农地交易市场化水平

本文参考何欣等学者的研究,主要采用农地是否有偿流转和农地流转租金两种方法度量^[19-47]。地租理论认为土地租金体现了土地经营权流转的经济价值和权益价值,并且内含对产权明晰、竞争性市场交易和要素稀缺性的表达。农地租金的高低不仅能够客观反映土地流转质量,还能控制土地流转过程中产生的社会保障风险、就业风险和经济风险等^[15]。农地有偿流转和农地租金也是价格机制在农地流转市场中发挥作用

的真实体现,能够更好地诠释农地流转的市场化特征。相应地,熟人交易市场化变量则采用农地是否有偿流转给熟人和熟人农地流转租金度量。需要说明的是,本文将同村农户设置为熟人交易群体,将工商资本、龙头企业和农民专业合作社等主体设置为非熟人交易群体^[3]。主要考虑的是,中国农村具有血缘、地缘和亲缘关系等乡土社会特征,同村庄地理邻近形成了相似的社会规范和交易规则,同村农户间关系熟络,土地交易具有明显的人情特征。工商资本、龙头企业和农民专业合作社等主体经营农地具有典型的盈利性特征,农地交易大多基于合约的可执行性和规范性,因此将其设置为非熟人组。

2. 核心解释变量:产权稳定程度

本文以“您家是否获得农地承包经营权证书”问题来识别。如果农户在2008年及以后获得农地承包经营权证书则设置为1,否则设置为0。需要说明的是,2009年新一轮农地确权在全国范围内实施,但2008年已在成都城乡综合改革试验区进行试点,由于样本包含了四川成都,因此本文将新一轮农地确权颁证初始时间设定为2008年。

3. 控制变量

控制变量主要包括农户个体特征、家庭特征、农地特征和村庄特征。其中,农户个体特征包含年龄、受教育程度、婚姻状况、身体健康情况、外出务工经历和是否为贫困户六个变量;家庭特征包括农业资本投入、固定资产总价值、家庭贷款情况、农业补贴金额和家庭是否有村干部五个变量;农地特征主要包括农地经营总面积、农地块数和村庄农地租金水平三个变量;村庄特征方面,本文参考马贤磊等的研究,引入村庄经济情况、村庄交通情况、农地调整、村庄民主情况、村庄外出务工农户占比、村庄老龄化情况和村庄人力资本水平七个变量^[48]。表1报告了各变量的定义及描述性统计结果。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

从固定效应模型的估计结果可以发现,产权稳定对农地交易市场化具有显著促进作用(见表

表 1 变量定义及描述性统计

变量	变量定义及赋值	均值	标准差	最大值	最小值
农地交易市场化	农地是否有偿转出	0.128 2	0.165 6	1	0
	农地转出租金(元/亩)	388.466 9	99.425 4	620	0
熟人交易市场化	农地是否有偿流转给熟人	0.111 9	0.108	1	0
	农地流转给熟人的租金 (元/亩)	333.498 0	131.532 0	570	0
产权稳定	2008 年以来, 是否获得土地承包经 营权证书(是=1, 否=0)	0.507 3	0.499 9	1	0
户主年龄	户主实际年龄(岁)	55.422 4	10.9809	81	17
户主受教育程度	1=未上过学; 2=小学; 3=初中; 4=高中; 5=中专; 6=大专; 7=本科 及以上学历	2.481 7	0.884 6	7	1
婚姻状况	已婚=1; 未婚=0	0.235 2	1.114 0	1	0
农户自评健康 状况	非常不好=1; 不好=2; 一般=3; 好=4; 非常好=5	2.847 7	1.023 3	5	1
是否为贫困户	是=1; 否=0	0.185 8	0.388 9	1	0
农户是否有外出 务工经历	是=1, 否=0	0.123 8	0.329 3	1	0
家庭是否 有村干部	是=1, 否=0	0.066 2	0.2 487	1	0
获得农业补贴	去年获得农业补贴金额(元)	568.962 9	1 051.673	20 000	0
家庭贷款金额	农业生产经营贷款金额(元/年)	3 292.532	12 207.74	150 000	0
农业资本	种子、农药、化肥、雇工等资本 投入(元)	3 936.337	7 047.25	80 000	0
自有农机总价值	家庭自有农机总价值(元)	3 348.956	10 031.35	140 000	0
村庄农地流转 租金	村庄流转土地价格(元/亩)	379.919 0	1 469.118 0	685	0
农户家庭拥有地块数量	农户家庭经营耕地地块数(块)	3.251 0	4.684 9	40	0
农户家庭经营土地 总面积	农户家庭自有和承包地 总面积(亩)	15.929 3	48.344 8	667	0
村庄交通情况	村庄通往县城中心的道路数量(条)	2.571 3	0.752 3	5	1
村庄经济水平	村庄年人均可支配收入(元/年)	6 689.938	5 559.505	60 000	0
土地调整经历	二轮承包期间是否经历土地调整 (是=1, 否=0)	0.165 6	0.371 8	1	0
村庄民主情况	去年村庄民主大会召开次数	6.131 1	5.902 1	35	0
村庄外出务工农户占比	村庄外出务工农户数量占村庄 总人口的比重	0.552 3	0.667 6	1	0
村庄老龄化程度	60 岁及以上农户数量占比	0.735	0.390	1	0
村庄人力 资本水平	大专及以上文化程度农户 数量占比	0.294	0.658	1	0

表2 基准回归结果

变量	被解释变量: 农地是否有偿转出			被解释变量: 农地转出租金		
	固定效应	随机效应	混合 OLS	固定效应	随机效应	混合 OLS
产权稳定	0.009 3*	0.010 2***	0.013 8***	0.074 0*	0.089 0***	0.121 3***
	(0.004 9)	(0.003 1)	(0.003 3)	(0.044 1)	(0.027 9)	(0.028 2)
户主年龄	0.000 4	0.000 7***	0.000 8***	0.004 0	0.006 0***	0.006 8***
	(0.000 4)	(0.000 2)	(0.0 002)	(0.003 2)	(0.001 4)	(0.001 4)
户主受教育程度	0.002 6	0.000 4	0.0 010	0.039 4	0.011 1	0.017 1
	(0.004)	(0.001 8)	(0.001 8)	(0.038 7)	(0.016 6)	(0.017 9)
婚姻状况	0.002 5	0.002 1	0.004 8*	0.018 2	0.015 0	0.039 2*
	(0.001 9)	(0.001 4)	(0.002 3)	(0.017 5)	(0.012 6)	(0.019 9)
农户自评健康状况	-0.000 9	0.001 2	0.000 9	-0.010 1	0.009 5	0.005 9
	(0.002 6)	(0.001 5)	(0.001 7)	(0.023 5)	(0.013 9)	(0.014 5)
是否为贫困户	0.014 8**	0.009 4**	0.006 7	0.137 9**	0.084 9**	0.060 4
	(0.006 4)	(0.004 0)	(0.004 7)	(0.057 7)	(0.035 9)	(0.040 1)
农户是否有外出务工经历	0.020 4***	0.017 6***	0.020 7***	0.187 1***	0.160 8***	0.189 2***
	(0.007 0)	(0.004 7)	(0.005 8)	(0.063 5)	(0.042 1)	(0.049 7)
家庭是否有村干部	-0.005 1	-0.002 3	-0.001 8	-0.072 5	-0.014 5	-0.009 8
	(0.011 7)	(0.006 2)	(0.006 3)	(0.106 1)	(0.056 0)	(0.057 6)
获得农业补贴	0.000 1	0.001 1**	0.000 9	-0.001 2	0.008 4*	0.006 4
	(0.000 8)	(0.000 5)	(0.000 6)	(0.007 5)	(0.004 6)	(0.005 0)
家庭贷款金额	-0.000 1	-0.000 2	0.000 4	-0.000 2	-0.001 1	-0.004 8
	(0.000 8)	(0.000 5)	(0.000 5)	(0.007 2)	(0.004 8)	(0.005 0)
农业资本	-0.002 3*	-0.003 6***	-0.003 5***	-0.018 1	-0.030 8***	-0.029 8***
	(0.001 4)	(0.000 8)	(0.001 0)	(0.012 4)	(0.007 5)	(0.009 7)
自有农机总价值	0.000 04	-0.000 4	-0.000 3	-0.002 6	-0.003 4	-0.002 3
	(0.000 7)	(0.000 4)	(0.000 5)	(0.006 7)	(0.003 6)	(0.004 2)
村庄农地流转租金	0.000 2	0.002 5***	0.002 9***	0.005 1	0.023 9***	0.027 3***
	(0.000 8)	(0.000 5)	(0.0 008)	(0.007 7)	(0.004 6)	(0.006 8)
农户家庭拥有地块数量	-0.000 7*	7.57×10^{-6}	0.011***	-0.006 8*	0.000 2	0.009 6***
	(0.000 4)	(0.000 3)	(0.000 3)	(0.004 1)	(0.002 8)	(0.003 1)
农户家庭经营土地总面积	-3.98×10^{-9} ***	-1.75×10^{-7}	-4.41×10^{-6} ***	-0.000 03***	-1.25×10^{-6}	-3.89×10^{-7} **
	(1.52×10^{-9})	(1.10×10^{-6})	(1.97×10^{-7})	(0.000 01)	(9.90×10^{-6})	(1.76×10^{-6})
村庄交通情况	0.006 0*	0.005 8***	0.008 6**	0.048 7	0.055 4***	0.081 5*
	(0.003 4)	(0.002 1)	(0.003 3)	(0.03 11)	(0.085)	(0.030 2)
村庄经济水平	-0.004 1**	-0.000 2	0.001 5	-0.035 7**	-0.002 8	-0.012 5
	(0.001 8)	(0.001 2)	(0.001 6)	(0.016 1)	(0.010 9)	(0.0147)
土地调整经历	0.009 2	0.003 0	0.004 0	0.076 2	0.017 0	0.025 9
	(0.006 5)	(0.004 1)	(0.007 7)	(0.058 8)	(0.036 8)	(0.068 3)
村庄民主情况	0.000 4	0.000 3	0.000 7	0.002 6	0.002 9	0.006 8
	(0.000 4)	(0.000 3)	(0.000 4)	(0.003 5)	(0.002 3)	(0.004 2)
村庄外出务工农户占比	-0.007 0	-0.004 9*	0.006 3	-0.055 6	-0.050 1**	-0.050 0
	(0.004 2)	(0.002 8)	(0.004 4)	(0.038 4)	(0.024 9)	(0.040 6)
村庄老龄化程度	-0.017 9***	-0.001 5	0.000 1	-0.162 1***	-0.011 4	-0.002 0
	(0.006 1)	(0.003 9)	(0.005 5)	(0.055 6)	(0.035 1)	(0.055 4)
村庄人力资本水平	-0.003 8	0.001 5	0.005 4	-0.018 1	0.020 1	0.054 6
	(0.003 4)	(0.002 4)	(0.004 4)	(0.031 0)	(0.021 6)	(0.044 3)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.0 047***	-0.060 6***	-0.080 3***	-0.136 3	0.551 2***	-0.724 9***
	(0.0 341)	(0.017 8)	(0.020 3)	(0.309 3)	(0.160 9)	(0.183 3)
R^2	0.0 547	—	0.020 4	0.053 2	—	0.019 4
F 检验值	1.11***	—	4.21***	1.09***	—	4.22***
Wald chi2	—	407.79***	—	—	393.65***	—
样本量	11 752	11 752	11 752	11 752	11 752	11 752

注: ***, **, *分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著, 括号内数字为稳健标准误

2)。具体而言, 产权稳定性提高1%, 农地有偿转出概率相应增加0.93%, 农地租金提高7.40%。一方面产权稳定赋予农户自由配置农地的权利, 减少产权管制造成的租值耗散, 有助于形成规范的农地流转契约机制。另一方面, 产权稳定有助于释放土地融资潜力, 提高农户资金可获得性和投资能力, 农地使用价值相应得到提升。在上述两种作用下, 产权稳定显著促进了农地交易市场化。

在控制变量方面, 户主是否为贫困户变量系数显著为正, 表明贫困户的农地转出租金显著高于非贫困户。可能的原因是, 贫困户维持生计的方式较为单一, 从而形成了强烈的禀赋效应, 土地流转价格预期偏高, 相应的农地交易市场化水平更高。农户有外出务工经历对农地交易市场化具有显著正向影响, 这类农户的社会资本和人力资本水平较高, 其返乡就业创业的概率增加, 生计策略多元化对农地交易市场化有显著促进作用。地块数量和土地经营规模对农地交易市场化具有显著负向影响, 说明农户自主经营规模越大, 土地转出概率越低。村庄经济发展水平对农地交易市场化具有显著负向影响, 这可能是由于村庄非农产业发展带来的产业结构升级导致农业边缘化, 相应的土地流转市场活性变差, 市场化水平较低。村庄老龄化对农地交易市场化具有显著负向影响, 可能的解释是在老龄化程度较高的村庄, 土地规模化经营难度增加, 阻碍农地交易市场化。

在熟人交易市场化方面, 模型估计结果表明, 产权稳定对熟人交易市场化具有显著正向影响, 并且产权稳定性每提高1%, 熟人有偿转出土地的概率相应增加0.72%, 熟人农地流转租金提高5.35%(见表3)。这表明产权稳定通过赋予农户更丰富的用益物权性质的土地承包经营权, 提升了农地资产价值, 农户表现出明显的营利性流转动机, 从而推动农地流转由熟人关系型交易转向市场型交易。

在控制变量方面, 农业补贴对熟人交易市场化具有显著正向影响, 农业补贴通过提高务农生产积极性增加农地流转交易价格, 推动熟人关系型交易向附带营利性动机的市场型交易转变。村庄土地流转租金对熟人交易市场化具有显著正

向影响。可能的解释是, 村庄土地流转租金水平对熟人交易市场化具有示范参考作用, 并进一步推动规范的市场型交易取代熟人关系交易。村庄外出务工农户占比对熟人交易市场化具有显著正向影响, 村庄外出务工农户占比越高, 外出务工农户越倾向将农地流转给经营主体以获取较高的财产性收入, 从而促进熟人交易市场化。村庄老龄化程度的系数估计值显著且小于0, 表明村庄老龄化不利于农地交易市场化发展。可能的原因是, 老年劳动力具有浓厚的乡土情怀, 所形成的农村社会关系网络较为稳定, 其流转对象偏于本村范围内的熟人, 从而阻碍农地交易市场化发展。

(二) 内生性检验

本文基准回归结果可能面临内生性问题。在推进实施农地确权政策时, 如果倾向选择土地规模经营水平高、经济发展较好的村庄进行试点, 那么随时间变化的村庄特征必然对农地确权政策实施与否具有显著影响, 形成反向因果关系。为检验是否存在内生性问题, 本文考察村庄层面随时间变化的特征对村庄农地确权时间的影响, 具体模型设计如下:

$$\text{Landtitling_Years}_{it} = \eta F_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, $\text{Landtitling_Years}_{it}$ 为村庄 i 已经确权的时间, 即调查年份与村庄确权年份之差。 F_{it} 为村庄层面随时间变化的特征, 主要包括村庄土地总面积、村庄人口数量、村庄土地调整情况、城乡养老比例、村庄交通条件、村庄经济发展水平、村庄民主自治水平、村庄农户外出务工情况、村庄老龄化和村庄人力资本水平。 λ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为扰动项。

估计结果显示, 村庄层面特征均不显著(见表4)。这表明村庄层面随时间变化特征对村庄确权时间前后影响并不显著, 意味着农地确权政策并非依据村庄土地规模化经营水平、村庄经济水平等特征选择实施, 农地确权变量具有较强的外生性。

(三) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量

为验证基准模型估计结果的稳健性, 本文采

表3 产权稳定对熟人交易市场化的影响估计结果

变量	被解释变量: 农地是否有偿流转给熟人			被解释变量: 熟人农地流转租金		
	固定效应	随机效应	混合 OLS	固定效应	随机效应	混合 OLS
产权稳定	0.007 2** (0.003 2)	0.009 3*** (0.002 1)	0.007 9*** (0.003 0)	0.053 5* (0.024 3)	0.067 9*** (0.015 5)	0.057 7** (0.023 7)
户主年龄	-0.000 1 (0.000 2)	0.000 2** (0.000 1)	0.000 2** (0.000 1)	-0.000 9 (0.001 8)	0.001 6** (0.000 7)	0.001 4** (0.000 6)
户主受教育程度	0.000 9 (0.002 8)	0.002 1* (0.001 2)	0.001 8 (0.001 3)	0.003 5 (0.021 3)	0.017 4* (0.009 2)	0.015 6 (0.010 6)
婚姻状况	-0.002 9** (0.001 3)	-0.000 1 (0.000 9)	-0.001 0 (0.000 6)	-0.017 5** (0.009 6)	-0.000 1 (0.006 9)	-0.007 6* (0.004 2)
农户自评健康状况	-0.000 1 (0.001 7)	-0.000 4 (0.001 0)	-0.000 2 (0.001 0)	-0.000 1 (0.013 0)	-0.004 8 (0.007 7)	-0.003 5 (0.007 6)
是否为贫困户	-0.002 2 (0.004 2)	0.002 9 (0.002 6)	0.004 0* (0.002 1)	-0.022 4 (0.031 8)	0.017 1 (0.020 0)	0.025 8 (0.016 0)
农户是否有外出务工经历	0.002 6 (0.004 6)	0.002 4 (0.003 1)	0.001 2 (0.003 4)	0.024 1 (0.035 1)	0.015 5 (0.023 4)	0.005 0 (0.025 0)
家庭是否有村干部	0.005 9 (0.007 7)	-0.002 9 (0.002 6)	-0.003 3 (0.003 8)	0.044 2 (0.058 6)	-0.028 7 (0.031 1)	-0.031 0 (0.027 1)
获得农业补贴	0.001 7*** (0.000 5)	0.0008** (0.0003)	0.000 9* (0.000 5)	0.012 1*** (0.004 2)	0.006 3** (0.002 5)	0.006 8** (0.003 4)
家庭贷款金额	-0.000 1 (0.000 5)	-0.0004 (0.0004)	-0.000 6*** (0.000 2)	-0.002 1 (0.004 0)	-0.003 3 (0.002 7)	-0.005 3*** (0.001 8)
农业资本	-0.000 03 (0.000 9)	-0.0009 (0.0005)	-0.001 0** (0.000 5)	-0.000 8 (0.006 9)	-0.006 9* (0.004 1)	-0.007 5* (0.004 2)
自有农机总价值	0.000 7 (0.000 5)	-0.0003 (0.0003)	-0.000 4 (0.000 4)	0.005 7 (0.003 7)	-0.001 7 (0.002 0)	-0.002 2 (0.002 8)
村庄农地流转租金	0.001 2** (0.000 6)	0.0013*** (0.0003)	0.001 2** (0.000 6)	0.011 6*** (0.004 3)	0.008 8*** (0.002 6)	0.008 2* (0.004 9)
农户家庭拥有地块数量	0.000 3 (0.000 3)	0.0004* (0.0002)	-0.000 03 (0.000 3)	0.003 3 (0.002 2)	0.003 2** (0.001 6)	0.000 1 (0.003 0)
农户家庭经营土地总面积	-3.42×10^{-9} (1.00×10^{-9})	-5.72×10^{-7} (7.25×10^{-7})	-4.15×10^{-7} *** (1.56×10^{-7})	-2.50×10^{-6} (7.62×10^{-6})	-4.35×10^{-6} (5.49×10^{-6})	-3.15×10^{-6} ** (1.17×10^{-6})
村庄交通情况	-0.000 5 (0.002 3)	0.001 0 (0.001 4)	-0.000 1 (0.001 8)	-0.003 3 (0.017 2)	0.012 6 (0.0103)	0.004 0 (0.014 5)
村庄经济水平	0.000 7 (0.001 2)	0.0019** (0.000 8)	0.001 3* (0.000 8)	0.004 8 (0.008 9)	0.014 3** (0.006 1)	0.009 6 (0.006 7)
土地调整经历	-0.002 5 (0.004 3)	0.000 1 (0.002 7)	-0.000 3 (0.005 2)	-0.003 2 (0.032 4)	0.006 1 (0.020 4)	0.002 8 (0.039 9)
村庄民主情况	-0.000 3 (0.000 3)	-0.000 2 (0.000 2)	-0.000 3 (0.005 2)	-0.001 4 (0.001 9)	-0.001 1 (0.001 3)	-0.002 4 (0.002 1)
村庄外出务工农户占比	0.005 7** (0.002 8)	-0.001 8 (0.001 8)	-0.006 3** (0.003 0)	0.043 4** (0.021 2)	-0.015 8 (0.013 8)	-0.050 8** (0.023 7)
村庄老龄化程度	-0.008 1** (0.004 0)	-0.004 2* (0.002 6)	-0.004 6 (0.003 4)	-0.062 0** (0.030 7)	-0.028 6 (0.0195)	-0.031 7 (0.0259)
村庄人力资本水平	-0.000 4 (0.002 2)	0.000 2 (0.001 6)	-0.001 3 (0.001 2)	-0.002 0 (0.017 1)	0.002 6 (0.012 0)	0.008 8 (0.008 4)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.024 9 (0.022 4)	-0.0 209* (0.0 118)	-0.014 5 (0.013 3)	0.200 6 (0.170 8)	-0.153 9* (0.089 3)	-0.103 1 (0.104 9)
R ²	0.017 8	—	0.007 7	0.017 8	—	0.007 3
F 检验值	4.61***	—	2.57***	1.09***	—	2.49***
Wald chi2	—	144.71***	—	—	141.63***	—
样本量	11 752	11 752	11 752	11 752	11 752	11 752

注: ***, **, *分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著, 括号内数字为稳健标准误

表4 村庄特征影响农地确权时间的估计结果

变量	被解释变量: 农地确权时间	
	系数	稳健标准误
村庄土地总面积	-0.000 1	0.000 03
村庄人口总数	-0.000 05	0.000 1
村庄土地调整频率	0.018 2	0.012 0
村庄交通条件	-0.136 0	0.134 4
村庄经济水平	0.097 5	0.077 3
村庄民主大会召开次数	-0.018 3	0.016 6
村庄外出务工农户占比	-0.008 2	0.184 0
村庄 60 岁以上 老年人占比	-0.295 1	0.244 0
村庄人力资本水平	-0.012 9	0.145 3
常数项	0.088 8	1.812 4
年份固定效应		Yes
样本量		147

用 1988 年以来土地确权登记颁证情况作为核心解释变量, 并对模型进行估计。主要考虑的是, 1984 年中央一号文件提出农村土地承包到户 15 年不变, 允许农民将土地承包经营权流转, 禁止违法收回农民承包的土地, 通过产权清晰界定保障农民的土地权益。因此, 采用早期农地确权登记颁证情况进行稳健性检验。从估计结果可以发现, 替换核心解释变量后, 产权稳定对农地交易市场化具有显著正向影响 (见表 5), 与基准回归结果一致。替换核心解释变量后产权稳定对熟人有偿流转产生积极影响, 但对熟人流转租金影响不显著。可能的原因是, 1988 年农地确权制度实施过程中由于土地流转市场化水平较低, 仍然存在大量熟人低租金交易的现象, 降低对熟人交易市场化的促进作用。

2. 替换样本

从农户层面考察产权稳定对农地交易市场化的影响不可避免受农户个体特征、家庭特征等微观个体因素的影响。为揭示宏观层面的潜在机制, 本文从村庄层面考察产权稳定对农地交易市场化的影响。从估计结果来看, 村庄层面产权稳定对农地交易市场化 and 熟人交易市场化均具有显著正向影响 (见表 6)。该结果与农户层面的估计结果相一致, 表明村庄农地确权颁证有助于盘活

农村土地要素, 提高农地交易市场化水平。

(四) 产权稳定对土地资源配置的影响

农地交易市场发育是一个长期过程。农地确权制度改革初期存在村庄自主调地、农地权属纠纷等问题, 制度改革成本上升, 成本约束下产权制度改革红利难以有效释放, 这意味着产权稳定对农地交易市场化的影响可能存在滞后效应。为验证上述潜在的逻辑关系, 本文将核心解释变量产权稳定做滞后处理, 并对模型进行估计, 相关结果见表 7。从估计结果可以发现, 产权稳定对农地交易市场化存在显著的滞后效应, 其中当农地确权时间跨度低于两年时, 农地交易市场化水平增长 15.82%; 当农地确权时间跨度超过两年时, 农地交易市场化水平增长 24.07%。这暗含着农地确权时间越久产权越稳定, 对农地交易市场化的推动作用越显著。另外, 农地确权时间对熟人交易市场化的影响未表现出显著的滞后特征, 表明熟人农地交易市场化受农地确权长期影响效应较小。上述结果表明, 产权稳定促进农地交易市场化的效应具有逐步释放的特征, 其效果需要长期评估和检验。

活跃的农地交易市场意味着更高的资源配置效率和生产力。如果农地交易市场是完美的, 低效率经营者将以高于其土地边际生产力的价格出租部分土地, 高效率经营者将以低于其土地边际生产力的价格租入土地。当土地的需求等于供给时, 农地资源将通过市场机制得到有效分配。本文进一步探究产权稳定对农地资源配置的影响, 以揭示农地交易市场转型带来的积极效应。首先, 利用柯布道格拉斯生产函数测度农户家庭的总生产力 (TFP), 公式如下:

$$\log y_{it} = \log land_{it} + \alpha_2 \log labor_{it} + \alpha_3 \log mach_{it} + \alpha_4 \log ziben_{it} + \alpha_5 family_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(6)中, y_{it} 代表在第 t 期 i 农户家庭种植某作物的产量, $\log land_{it}$ 、 $\log labor_{it}$ 、 $\log mach_{it}$ 和 $\log ziben_{it}$ 分别以土地投入、农业劳动天数、农业固定资产投资和其他费用投入代表。考虑到农户家庭总生产力和农户家庭投入决策有关, 引入 $family_i$ 控制农户家庭特征。

其次, 设计如下模型考察产权稳定对不同 TFP 农户家庭的农地流转情况, 公式如下:

表5 稳定性检验一: 替换核心解释变量

变量	被解释变量: 农地交易市场化		被解释变量: 熟人交易市场化	
	农地有偿转出	农地转出租金	农地有偿转出	农地转出租金
产权稳定	0.022 6*** (0.004 9)	0.182 8*** (0.044 8)	0.005 5* (0.003 3)	0.033 9 (0.024 7)
户主年龄	0.000 3 (0.000 4)	0.003 8 (0.003 2)	-0.000 1 (0.000 2)	-0.000 8 (0.001 8)
户主受教育程度	0.002 5 (0.004 3)	0.038 8 (0.038 6)	0.000 9 (0.002 8)	0.004 1 (0.021 3)
婚姻状况	0.002 3 (0.001 9)	0.016 3 (0.017 5)	-0.002 9 (0.001 3)	-0.017 6** (0.009 7)
农户自评健康状况	-0.000 6 (0.002 5)	-0.008 0 (0.023 4)	0.000 1 (0.001 7)	0.000 5 (0.012 9)
是否为贫困户	0.014 8** (0.006 3)	0.138 1** (0.057 6)	-0.002 2 (0.004 2)	-0.023 0 (0.031 8)
农户是否有外出务工经历	0.020 2*** (0.0070)	0.186 4*** (0.0634)	0.002 7 (0.004 6)	0.0254 (0.035 1)
家庭是否有村干部	-0.005 9 (0.011 7)	-0.078 8 (0.106 0)	0.005 6 (0.007 7)	0.042 2 (0.058 6)
获得农业补贴	-0.000 1 (0.000 8)	-0.002 3 (0.007 5)	0.001 7*** (0.000 5)	0.012 3*** (0.004 1)
家庭贷款金额	0.0000 2 (0.000 7)	0.000 3 (0.007 2)	-0.000 1 (0.000 5)	-0.002 2 (0.003 9)
农业资本	-0.002 5* (0.001 4)	-0.019 9 (0.012 4)	-0.000 1 (0.000 9)	-0.000 9 (0.006 9)
自有农机总价值	-0.000 02 (0.000 7)	-0.003 0 (0.006 6)	0.000 6 (0.0005)	0.005 6 (0.003 7)
村庄农地流转租金	0.000 2 (0.000 8)	0.004 9 (0.007 7)	-0.001 2** (0.000 6)	-0.011 5*** (0.004 3)
农户家庭拥有地块数量	-0.000 7* (0.000 4)	-0.007 1* (0.004 0)	0.000 3 (0.000 3)	0.003 4 (0.002 2)
农户家庭经营土地总面积	-3.98×10^{-6} *** (1.52×10^{-6})	-3.93×10^{-5} *** (1.38×10^{-5})	-3.89×10^{-7} (1.00×10^{-6})	-2.87×10^{-6} (7.62×10^{-6})
村庄交通情况	0.006 1* (0.003 4)	0.049 5 (0.031 0)	-0.000 6 (0.002 3)	-0.004 4 (0.017 1)
村庄经济水平	-0.004 3** (0.001 8)	-0.037 0** (0.0 160)	0.000 7 (0.0 012)	0.004 9 (0.008 8)
土地调整经历	0.0 096 (0.006 5)	0.0 800 (0.0 587)	-0.0 025 (0.004 3)	-0.003 1 (0.032 5)
村庄民主情况	0.000 4 (0.000 4)	0.002 8 (0.003 5)	-0.003 (0.000 3)	-0.001 4 (0.001 9)
村庄外出务工农户占比	-0.007 4* (0.042)	-0.059 3 (0.038 3)	0.005 6** (0.002 8)	0.042 8** (0.021 2)
村庄老龄化程度	-0.017 6*** (0.006 1)	-0.160 0*** (0.055 5)	-0.007 9** (0.004 0)	-0.060 7** (0.030 7)
村庄人力资本水平	-0.003 7 (0.003 4)	-0.018 7 (0.030 9)	-0.000 3 (0.002 3)	-0.001 4 (0.0171)
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.001 5 (0.033 9)	-0.110 9 (0.308 6)	0.027 4 (0.022 4)	0.219 2 (0.170 7)
R^2	0.057 4	0.055 5	0.017 4	0.017 3
F 检验值	1.12***	1.09***	1.11***	1.09***
样本量	11 752	11 752	11 752	11 752

注: ***, **, *分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著, 括号内数字为稳健标准误

表6 稳健性检验二: 替换样本

变量	被解释变量: 农地交易市场化		被解释变量: 熟人交易市场化	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
村庄土地确权	1.405 8***	0.102 9	0.913 9***	0.094 2
村庄土地总面积	0.000 2***	0.000 01	0.000 2***	0.000 01
村庄人口总数	-0.000 04**	0.000 02	-0.000 04*	0.000 02
村庄土地调整频率	-0.024 8***	0.003 8	-0.008 3**	0.004 0
参与城乡养老比例	0.009 4***	0.001 6	-0.002 1	0.001 7
村庄交通条件	0.131 0***	0.044 2	0.162 4***	0.046 1
村庄经济水平	0.280 1***	0.037 2	0.257 6***	0.035 7
村庄民主大会召开次数	-0.016 2***	0.004 3	-0.010 7***	0.004 1
村庄外出务工 农户占比	-0.043 7	0.052 6	-0.156 1***	0.056 4
村庄 60 岁以上 老年人口占比	-0.330 4***	0.087 1	-0.152 1*	0.085 6
村庄人力资本水平	0.340 9***	0.086 1	0.640 7	0.086 5
常数项	-0.907 1**	0.378 1	-0.691 4*	0.367 6
R^2		0.221 1		0.200 4
F 值		131.55		127.26
样本量		147		147

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著

表7 长期影响效应的检验结果

变量	被解释变量: 农地交易市场化		被解释变量: 熟人交易市场化	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
产权稳定 (两年内)	0.158 2***	0.050 8	0.035 7***	0.009 4
产权稳定 (两年后)	0.240 7***	0.071 4	0.033 4	0.028 1
控制变量	控制		控制	
年份固定效应	Yes		Yes	
常数项	-0.367 1	0.332 1	0.115 8	0.183 7
R^2		0.056 4		0.017 7
F 值		1.09***		1.09***
样本量		11 752		11 752

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著

$$Q_{it} = \beta + \sum_{v=2}^3 a_v \varphi_{it}^v + \sum_{v=1}^3 \theta_v (\text{longlandtitling}_{it} \times \varphi_{it}^v) + Z_{it} \delta + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中, φ_{it}^v 是衡量 t 时期 i 农户家庭 TFP 水平高低的指标, 主要分为低效率组、中等效率组和高效率组; Q_{it} 是衡量农户 i 的农地流转决策; θ_v 为不同效率农户确权后农地流转决策系数; Z_{it} 为控制变量; λ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

模型估计结果见表 8。产权稳定对低效农户转出土地具有显著促进作用, 对高效农户转入土地具有显著促进作用。这说明产权稳定对土地要素市场化配置具有积极促进效应, 有助于促使土地从低效经营者手中向高效经营者手中转移。

(五) 机制检验

根据上文理论分析, 产权稳定主要通过增强农地使用价值和扩大农地交易范围促进农地交易市场化。本文对影响机制进行实证检验。其中, 农地使用价值以农户土地抛荒面积占承包地比例衡量。完整稳定的土地产权使得农户在法律范围内自主进行土地流转、转包、互换和入股等, 土地使用价值提升, 农地抛荒率显著下降^[49]。农地交易范围以农户是否将农地流转给农业企业

表 8 产权稳定对土地要素配置的估计结果

变量	农地转出		农地转入	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
一般效率经营者	0.702 6***	0.233 6	0.101 5	0.140 7
高效经营者	0.707 1***	0.228 7	0.143 7	0.125 4
产权稳定×低效经营者	1.129 6***	0.237 5	0.247 7	0.237 8
产权稳定×一般效率经营者	0.035 1	0.138 1	-0.028 1	0.358 1
产权稳定×高效经营者	0.439	0.351 5	0.2302***	0.0 897
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-8.846 3***	0.781 6	-3.200 8***	0.473 1
样本量	11 752		11 752	

注：***表示在 1%的统计水平上显著

表 9 机制检验结果

	农地抛荒率	农地交易市场化	农地交易范围	农地交易市场化
产权稳定	-0.034 2*** (0.004 3)	0.113 3** (0.048 9)	0.004 5** (0.001 9)	0.061 3** (0.025 2)
农地抛荒率	—	-0.359 8** (0.110 2)	—	—
农地交易范围	—	—	—	6.181 0*** (0.121 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.021 1 (0.021 9)	-0.706 1*** (0.235 7)	-0.027 6** (0.011 8)	-0.438 3*** (0.156 9)
样本量	5 856	5 856	11 752	11 752

注：***、**分别表示在 1%和 5%的统计水平上显著，括号内数字为稳健标准误

和农民专业合作社等新型经营主体来识别，若是设置为 1，否则设置为 0。由于只有 2017 年后的农地抛荒统计数据，因此农地抛荒的影响机制结合 2017 年数据予以验证。实证结果如表 9，产权稳定有助于降低农地抛荒率和扩大农地交易范围，农地抛荒率和农地交易范围对农地交易市场化具有显著影响，揭示出农地抛荒率和农地交易范围具有部分中介效应。中介效应最明显的机制为农地交易范围的扩大，说明产权稳定促使农户将农地流转给农业企业、合作社等营利性组织，扩大农地交易范围促进农地流转市场转型升级。

农地流转市场快速发展也对农业企业、农民合作社等土地转入方提出更高的经营要求，无论在经营模式创新还是利益联结机制构建等方面都要确保转出方的利益不受损害。

(六) 约束条件分析

以往研究忽略土地具有社会保障、就业保障和经济发展等多重功能，土地多重保障功能容易激发农户的禀赋效应和控制权偏好，从而对产权稳定促进农地交易市场化的机制产生约束，本文进一步对此进行论证。本文将村庄社会养老保险参保率高于均值的样本定义为社会养老保障参

表 10 约束条件分析结果

	社会养老保障 水平高的村庄	社会养老保障 水平低的村庄	非农就业机会 多的村庄	非农就业机会 少的村庄
产权稳定	0.116 0* (0.068 7)	0.254 2 (0.239 9)	0.164 1* (0.096 6)	0.011 7 (0.062 5)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.953 7* (0.521 0)	-1.7564 (1.938 1)	-2.057 8*** (0.779 2)	0.081 5 (0.835 0)
样本量	7 811	3 941	5 136	6 616

注：*表示在 10%的统计水平上显著，括号内数字为稳健标准误

与率高的村庄，低于均值的样本定义为社会养老保障参与率低的村庄。非农就业机会以村庄是否有非农产业衡量，将村庄有非农产业定义为非农就业机会多的村庄，若村庄无非农产业定义为非农就业机会少的村庄。实证结果见表 10。在社会养老保障参与率高的村庄，产权稳定对农地交易市场化的促进作用明显，但在社会养老保障参与率低的村庄，产权稳定对农地交易市场化的促进作用不显著。可能的原因是，社会养老保障水平低的村庄，土地发挥了重要的养老保障功能，农户对土地依赖性较强。人格化财产激发强烈的禀赋效应和控制权偏好，农户要求以更高的土地转出租金对重要财产的损失予以补偿，由此降低农地交易市场化水平。非农就业机会多的村庄，产权稳定对农地交易市场化的促进作用明显，但在非农就业机会少的村庄，产权稳定对农地交易市场化的促进作用不显著。一方面说明农户非农就业有助于盘活农村土地要素，另一方面说明非农就业机会少的农户强化以务农为主的生计策略，农户依然重视对农地资源的充分利用，降低农地转出概率，缩短农地流转期限，对农地交易市场化产生抑制作用。

五、结论与政策启示

本文基于浙江大学中国农村家庭的追踪调查数据(CRHPS)，系统考察产权稳定对农地交易

市场化的影响，并进一步剖析其作用机制和约束条件，主要得出四点结论。第一，产权稳定对农地交易市场化 and 熟人交易市场化均具有显著正向影响，产权稳定促使熟人关系交易逐渐转变为正式交易。第二，产权稳定通过强化农地使用价值和扩大农地交易范围促进农地交易市场化，其中扩大农地交易范围的中介效应更明显。第三，产权稳定对土地资源高效配置具有显著促进作用。农地产权越稳定，越有助于推动土地从低效经营者手中向高效经营者手中转移，对农地交易市场化的助推作用越强。第四，在社会养老保障水平低和非农就业机会少的村庄，产权稳定对农地交易市场化的促进作用不显著。

基于上述结论，本文得到以下政策启示：一是要建立农地流转价格增长指导机制，为熟人交易市场化提供农地流转定价依据，发挥价格对农地流转市场的引导调控作用。降低村集体对农地流转市场的行政干预，增强农地流转市场的自主发育能力。二是要建设线上与线下融合的农地流转交易平台，成立土地纠纷仲裁机构和土地流转服务组织。探索建立农地经营权流转担保基金机制，强化农地流转信息、流转合同签订和土地纠纷调解等专项服务供给。建立农地流转市场监管机制和契约约束机制，防止工商资本、农业企业等经营主体利用耕地资源随意拓展非农产业，违反农地用途管制条例。三是要完善土地三权分置制度，明确土地流转双方物权法律关系，保障转

入方获得稳定可靠的用益物权,实现农地要素高效配置。四是要构建农村居民基础养老金调整机制与农民社会养老参保激励机制,提高中央财政对农村居民基础养老金的发放标准和农民账户的补贴比例。根据经济发展和物价变动状况,适时调整农村居民基础养老金支付标准,鼓励农民早参保、多缴费。对于农村老弱病残等低收入群体,应建立惠农力度大的“兜底”社会养老保障制度。五是完善农民非农就业创业技能培训体系,加大对非农就业创业农民的补贴扶持和项目资助,提高农民非农就业质量。加强农村数字普惠金融体系建设,拓宽农民非农就业的融资渠道。

参考文献:

- [1] 罗必良. 从产权界定到产权实施——中国农地经营制度变革的过去与未来[J]. 农业经济问题, 2019(1): 17-31.
- [2] QIU T W, MA X L, LUO B L, et al. Land defragmentation in China: Does rental transaction inside acquaintance networks matter?[J]. Journal of Applied Economics, 2022, 25: 260-279.
- [3] 仇童伟, 罗必良, 何勤英. 农地产权稳定与农地流转市场转型——基于中国家庭金融调查数据的证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(2): 133-145, 160.
- [4] TIONE S E, HOLDEN S T. Nonconvex transaction costs and land rental market participation in Malawi[J]. Land Economics, 2022, 98(1): 150-164.
- [5] 谢花林, 黄莹乾. 非农就业与土地流转对农户耕地撂荒行为的影响——以闽赣湘山区为例[J]. 自然资源学报, 2022, 37(2): 408-423.
- [6] 罗必良, 杨雪娇, 洪伟杰. 饥荒经历、禀赋效应与农地流转——关于农地流转不畅的机理性解释[J]. 学术研究, 2021(4): 78-86, 177-178.
- [7] 李星光, 刘军弟, 霍学喜. 社会信任对农地租赁市场的影响[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(2): 128-139.
- [8] 王海娟, 胡守庚. 土地细碎化与土地流转市场的优化路径研究[J]. 学术研究, 2019(7): 45-52, 177.
- [9] 李尚蒲, 仇童伟, 谢琳. 粮食直补、农地市场结构与农地租金决定[J]. 学术研究, 2021(4): 95-100.
- [10] 李菁, 冯国强, 任晓丽. 村庄组织化程度与农地经营权流转——基于中国劳动力动态调查数据的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2022, 28(1): 116-126.
- [11] 马贤磊, 仇童伟, 钱忠好. 农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2015(2): 22-37.
- [12] 德姆塞茨. 所有权, 控制与企业: 论经济活动的组织[M]. 段毅才, 等译. 北京: 经济科学出版社, 1999.
- [13] 田传浩, 方丽. 土地调整与农地租赁市场: 基于数量和质量的双重视角[J]. 经济研究, 2013, 48(2): 110-121.
- [14] 朱建军, 杨兴龙. 新一轮农地确权对农地流转数量与质量的影响研究——基于中国农村家庭追踪调查(CRHS)数据[J]. 农业技术经济, 2019(3): 63-74.
- [15] QIU T W, LUO B L, TANG L, et al. Does land tenure security increase the marketization of land rentals between acquaintances[J]. Applied Economics Letters, 2021(4): 1-4.
- [16] 李江一, 秦范. 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[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 84-99, 6.
- [17] 杨广亮, 王军辉. 新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自 CHFS 的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(1): 129-152.
- [18] CAO Y, ZOU J, FANG X Q, et al. Effect of land tenure fragmentation on the decision-making and scale of agricultural land transfer in China [J]. Land Use Policy, 2020, 99: 104-116.
- [19] 高强, 鞠可心. 农地确权提升了农户承包地退出意愿吗? ——基于 3 省 15 县(市、区)935 个农户样本的分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2021, 21(4): 123-131.
- [20] 栾江, 马瑞. 农村劳动力转移就业稳定性对土地流转的影响效应研究——基于迁移异质性视角[J]. 中国农业资源与区划, 2021, 42(12): 203-216.
- [21] 钱文荣, 洪甘霖, 郑淋议. 社会养老保障水平与农地流转市场发育——基于数量和质量的双重视角[J]. 农业经济问题, 2022(8): 4-18.
- [22] 洪伟杰, 陈江华. 农地细碎化对农地流转的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2021(2): 103-110.
- [23] 徐羽, 李秀彬, 辛良杰. 中国耕地规模化流转租金的分异特征及其影响因素[J]. 地理学报, 2021, 76(3): 753-763.
- [24] 李琴, 杨松涛, 张同龙. 社会保障能够替代土地保障吗

- 基于新农保对土地租出意愿租金的影响研究[J]. 经济理论与经济管理, 2019(7): 61-74.
- [25] 徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 等. 新农保与农地转出: 制度性养老能替代土地养老吗? ——基于家庭人口结构和流动性约束的视角[J]. 管理世界, 2018, 34(5): 86-97, 180.
- [26] ZHANG Y X, HALDER P, ZHANG X N, et al. Analyzing the deviation between farmers' land transfer intention and behavior in China's impoverished mountainous Area: A Logistic-ISM model approach [J]. Land Use Policy, 2020, 94: 104-134.
- [27] MACOURS K, DEJANVRY A, SADOULET E. Insecurity of property rights and social matching in the tenancy market[J]. European Economic Review, 2010, 54(7): 880-899.
- [28] WANG Q, ZHANG X L. Three rights separation: China's proposed rural land rights reform and four types of local trials [J]. Land Use Policy, 2017, 63:111-121.
- [29] 朱建军, 杨兴龙. 新一轮农地确权对农地流转数量与质量的影响研究——基于中国农村家庭追踪调查(CRHPS)数据[J]. 农业技术经济, 2019(3): 63-74.
- [30] CHARI A, LIU E M, WANG S Y, et al. Property rights, land misallocation, and agricultural efficiency in China [J]. The Review of Economic Studies, 2021, 88(4): 1831-1862.
- [31] 程令国, 张晔, 刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗?[J]. 管理世界, 2016(1): 88-98.
- [32] 叶剑平, 丰雷, 蒋妍, 等. 2008 年中国农村土地使用权调查研究——17 省份调查结果及政策建议[J]. 管理世界, 2010(1): 64-73.
- [33] 姚志, 文长存. 中国农村承包地确权: 政策变迁、衍生问题与制度设计[J]. 经济体制改革, 2019(5): 81-87.
- [34] ALCHIAN A A. The collective works of Armen A [M]. Michigan: Edwards Brothers, Inc. 2006.
- [35] 胡新艳, 杨晓莹, 罗锦涛. 确权与农地流转: 理论分歧与研究启示[J]. 财贸研究, 2016, 27(2):67-74.
- [36] 仇童伟, 罗必良. 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[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 96-113.
- [37] 钟晓萍, 于晓华, 唐忠. 地权的阶级属性与农地“三权分置”: 一个制度演化的分析框架[J]. 农业经济问题, 2020(7): 47-57.
- [38] 邓朝春, 辜秋琴. 我国农村土地承包经营制度的演进逻辑与改革取向[J]. 改革, 2022(5): 143-154.
- [39] DIXIT A K. Lawless and economics: Alternative modes of governance [M]. Princeton: Princeton University Press, 2007.
- [40] 张欢, 陈英, 谢保鹏. 农地产权结构对农地配置效率的影响——基于面板数据的实证检验[J]. 国土资源情报, 2022: 1-8.
- [41] 尹鸿飞. 农地确权能否缓解农村正规信贷配给? ——基于德·索托效应的再检验[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2020(3): 158-167, 176.
- [42] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛. 土地确权对中国农户资本投资的影响——基于异质性农户模型的微观分析[J]. 经济研究, 2020, 55(11): 156-173.
- [43] 陈振. 农地流转风险: 国内外研究进展、述评及改进[J]. 农业经济问题, 2021(6): 76-88.
- [44] 林文声, 秦明, 苏毅清, 等. 新一轮农地确权何以影响农地流转? ——来自中国健康与养老追踪调查的证据[J]. 中国农村经济, 2017(7): 29-43.
- [45] 杜书云, 徐景霞, 牛文涛. 农地市场化流转与农民多维权益实现困局——来自河南省孟楼镇的观察[J]. 农业经济问题, 2020(4): 49-57.
- [46] 朱文珏, 罗必良. 农地价格幻觉: 由价值评价差异引发的农地流转市场配置“失灵”——基于全国9省(区)农户的微观数据[J]. 中国农村观察, 2018(5): 67-81.
- [47] 何欣, 蒋涛, 郭良燕, 等. 中国农地流转市场的发展与农户流转农地行为研究——基于 2013—2015 年 29 省的农户调查数据[J]. 管理世界, 2016(6): 79-89.
- [48] 马贤磊, 沈怡, 仇童伟, 等. 自我剥削、禀赋效应与农地流转潜在市场发育——兼论经济欠发达地区小农户生产方式转型[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(1): 40-47.
- [49] 仇童伟. 农地流转市场化中的耕地抛荒[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2022, 21(3): 37-48.

The impact of property right stability on the marketization of agricultural land transaction: Empirical analysis based on CRHPS data

TIAN Yuan¹, GAO Yanlei², MA Guifang³

(1. School of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;

2. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of
Agricultural Sciences, Beijing 100081, China;

3. School of Economics and Management, Northeast Agricultural University, Harbin 150006, China)

Abstract: Based on the CRHPS panel data from 2015 to 2017, this paper discusses the impact of household land transaction on the stability of China's rural land market. The study finds that, firstly, the stability of property rights significantly promotes the marketization of agricultural land transaction, and gradually weakens the trading characteristics of acquaintance relationship, and promotes the marketization of acquaintance transaction. Secondly, the mechanism analysis shows that the property right stability promotes the marketization of agricultural land transaction mainly by expanding the scope of land transaction and enhancing the value of land use. Thirdly, the stability of property rights has a significant promoting effect on the allocation of land factors, which promotes the transfer of land from inefficient operators to efficient operators, and stimulates the efficiency of land factor redistribution. Fourthly, in villages with low social pension security level and few non-agricultural employment opportunities, the positive effect of property right stability on the marketization of agricultural land transaction is not significant. Research inspirations include building a guiding system for land transfer price growth to enhance the ability of the land transfer market to develop independently, setting up a farmland transfer trading platform to integrate online and offline and to expand the scope of farmland transactions, and perfecting the adjusting mechanism of basic pensions for rural residents and the incentive mechanism for farmers to participate in insurance, and to increase the training and guidance, subsidy support and project funding for non-agricultural employment farmers.

Key Words: stability of property rights; marketization of farmland transaction; farmland transfer

[编辑: 何彩章]