

第二轮土地承包即将到期之际农户稳定 土地承包关系的意愿分析*

汪险生¹ 郭忠兴² 宋宇¹ 李宁³

摘要：在第二轮土地承包即将到期之际，考察农户稳定土地承包关系的意愿及其形成逻辑，对保障农户土地承包权益、化解土地延包时的潜在矛盾以及保持承包地稳定等具有重要的理论和现实意义。本文利用2020年中国土地经济调查数据，探究了家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响。研究结果显示：绝大多数农户支持土地承包关系稳定；家庭人均承包地面积低于本村平均水平越多，农户稳定土地承包关系的意愿越弱。家庭人均承包地面积差异对中等收入农户和低收入农户稳定土地承包关系的意愿影响更大。土地流转市场的发展未能提升地少农户稳定土地承包关系的意愿。受新冠疫情影响，土地就业保障功能得以显化，由此导致地少农户稳定土地承包关系的意愿趋弱。农业社会化服务的普及同样会使地少农户稳定土地承包关系的意愿下降。

关键词：土地承包关系 承包地 土地调整

中图分类号：F301.1 **文献标识码：**A

一、引言

土地承包经营关乎亿万农民的切身利益。“有恒产者有恒心”，保持土地承包关系稳定并长久不变的重要性不言而喻。党的十九大提出，第二轮土地承包到期后再延长三十年^①。《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》进一步规定，“第二轮土地承包到期后应坚持延包原则，不得将承包地打乱重分，确保绝大多数农户原有承包地继续保持稳定”^②。然而，有研究指出，第二轮土地承包到期后部分农户会有较强的土地调整诉求（郑志浩和高杨，2017），尤其是承包期内失去土地调整机会的农户，其诉求可能更为强烈（张浩，2021）。不可否认，家庭人口规模变动难免

*本文研究受到国家社会科学基金青年项目“土地延包中的农民承包权分配诉求及其响应机制研究”（编号：22CGL029）的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见，文责自负。本文通讯作者：郭忠兴。

^①参见《习近平在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/zhuanti/2017-10/27/content_5234876.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于保持土地承包关系稳定并长久不变的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-11/26/content_5455882.htm。

导致农户间人均承包地面积出现差异。但是,随着农户家庭收入结构持续变化(高晓燕和杜寒玉,2022),土地对农户生计的作用已经下降。在此背景下,家庭人均承包地面积差异还会显著影响农户稳定土地承包关系的意愿吗?为什么有一些农户有较强烈的土地调整诉求?能采取什么样的机制替代土地调整?为了回答以上问题,本文拟利用2020年南京农业大学的中国土地经济调查数据,考察农户稳定土地承包关系的意愿及其形成逻辑。

土地承包关系是以集体土地所有制和双层经营体制为制度基础,由集体经济组织和农户通过土地承包合同建立的法律关系(祝之舟,2021)。稳定土地承包关系包括坚持农村基本经营制度、强化农户土地承包权利、保持承包地稳定三方面内容(高帆,2017;刘润秋和姜力月,2021)。不论是坚持农村基本经营制度,还是强化农户土地承包权利,基本不涉及农户间的土地分配和权益调节,因而这两项内容在农户中获得了广泛认可。但是,由于保持承包地稳定建立在土地不再调整的基础上,所以基层干部和农户对保持承包地稳定有疑虑,并认为土地是否调整应视情况而定(方志权等,2015)。同时,在稳定土地承包关系中还能保障无地少地农户的权益,其实就体现了集体土地所有制的优越性(刘灵辉等,2021)。总之,稳定土地承包关系的挑战在于如何保持承包地稳定(崔红志和王佳宁,2017),第二轮土地承包到期后要求土地调整的压力不小(程雪阳,2021)。

虽然已有关于稳定土地承包关系的讨论非常丰富,但大多停留在理论层面,相关的实证研究比较少见。只有少数研究考察了第二轮土地承包即将到期之际农户的土地调整意愿,并发现有较高比重的农户希望土地调整(张兰等,2022)。对于为何这些农户希望土地调整,可以从已有研究阐释土地调整的逻辑中得到一定解释:一是土地调整契合了农民的公平观(Krah et al., 2021)。例如,土地调整体现了“平均即公平”的理念(申静和王汉生,2005),反映了农民具有土地权利平等、生存权利平等观念(冯华超等,2018)。二是土地调整有利于发挥土地的就业保障功能(丰雷等,2013)。三是土地调整能作为土地经营权市场的替代机制。中国农地流转市场仍不完善(冀县卿和钱忠好,2018),土地调整能成为改善土地资源配置和收益分配不均的替代机制(Zhou et al., 2018)。四是土地调整可作为改善乡村治理的切入口(陈义媛和甘颖,2019)。

通过梳理文献可以发现,稳定土地承包关系的难点是既要保证承包地稳定,又要回应部分农户的土地调整诉求,这在土地承包到期后将表现得尤为明显。为此,本文拟从以下两个方面拓展已有研究:第一,已有关于稳定土地承包关系的讨论多停留在理论层面,较少关注土地承包即将到期之际农户的态度与行为。本文尝试从保持承包地稳定的角度,考察第二轮土地承包即将到期之际农户稳定土地承包关系的意愿及其形成逻辑,以期在承包期再延长中为制定和落实稳定土地承包关系的政策提供经验参考。第二,已有研究在分析土地承包的公平逻辑中,尚未明确区分作为个体诉求的公平与作为集体愿景的公平,本文将在区分这两类公平的基础上,尝试构建基于权利公平、机会公平、规则公平的分析框架,以期为充分理解和推进公平的土地承包提供些许思路。

二、分析框架

农地产权的实践，既要遵循效率原则，又要合乎公平理念。为此，本部分从公平和效率两个层面，剖析家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响。

（一）公平视域下家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响

公平可作为个体争取资源的依据。推动财产公平分配是发展的目的，它具有“建构性功能”，彰显着社会进步；同时，它还是发展的手段，具有“工具性功能”，可以促进经济发展、缩小贫富差距（森，2002）。《中华人民共和国农村土地承包法》（以下简称《农村土地承包法》）也将公平作为土地承包应当遵循的原则^①。党的十八大报告提出的权利公平、机会公平、规则公平为更深入认识公平的土地承包提供了逻辑基础。在土地承包中，与权利公平、机会公平、规则公平一一对应的三个环节分别是：谁有权利获得土地、能获得多少土地、以什么规则分配土地。

从权利公平来看，但凡集体经济组织成员皆享有承包本集体经济组织土地的权利，都应得到法律的保障，且不因家庭、职业、性别、民族的差异而不同。由此，家庭人均承包地面积多寡可被视为权利的不公平，从而导致农户稳定土地承包关系的意愿有差异。

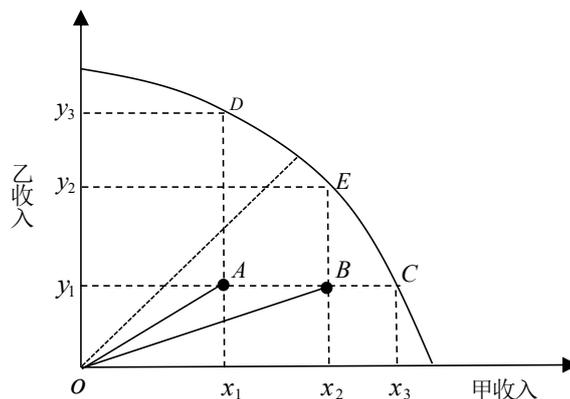


图1 收入的相对变化对制度变迁路径的影响

从机会公平来看，“人人有份，机会均等”是集体内最普遍的准则（申静和王汉生，2005）。家庭人均承包地面积不相等，则意味着机会不公平，进而导致结果不公平。结果公平与否会影响制度的选择（奈特，2017）。如图1所示，假设从初始状态（原点）出发，有 OA 、 OB 两种制度变迁路径。如果遵循效率原则，则甲和乙应选择由 B 点代表的制度。但基于公平的原则，情况会有所不同。第一， B 点的收入差距较大；第二，从 A 、 B 两点出发的改进路径存在差异。从 A 点和 B 点改进，甲的最高收入都能达到 x_3 。但是对于乙，从 A 点改进的最高收入能达到 y_3 ，而从 B 点改进的最高收入只有 y_2 。可见，选择 B 点不仅当期甲、乙的收入差距大，而且差距在未来可能还会进一步扩大。

^①参见《中华人民共和国农村土地承包法》第十九条，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201901/cd063e4c0f19465e9d41946001fe839c.shtml>。

因此，如果从土地上获得的收入份额较高，则不管是看重当下，还是着眼未来，家庭人均承包地面积少的农户（以下简称“地少农户”）都有可能期望土地调整，从而不赞成土地承包关系稳定。

从规则公平来看，所有集体经济组织成员都要受到既定规则的保护和约束，在规则面前人人平等。《农村土地承包法》规定“本集体经济组织成员依法平等地行使承包土地的权利”^①，这体现的是“法律面前人人平等”，而土地均等分配是平等行使权利的具体表现。实际上，给定其他条件不变，地少农户的土地边际产值更高，因而，均等分配或许也能提高土地的配置效率，从而增加土地产出。由此，土地均等分配在一定程度上与多劳多得的规则一致。

进一步从土地公平分配的功能来看，其建构性功能从来都是一以贯之的，但其工具性功能是变化的、因人而异的。土地调整虽能增加地少农户的耕地规模，但也会导致承包地不稳定，这对农业投资和土地市场发展等均会造成不利影响。如果农户来自土地的收入对家庭收入的贡献小，则土地调整的收益就可能低于成本，这会使地少农户同样支持土地承包关系稳定。相反，如果农户来自土地的收入占家庭收入的比重较高，如低收入农户，则其土地调整的愿望就会更加强烈。因此，家庭人均承包地面积差异对低收入农户稳定土地承包关系意愿的影响更大。

另外，公平不仅是农户个体层面的诉求，也是村庄共有的价值观。土地均等分配是村集体内部成员普遍认可的准则，因此，家庭人均承包地面积大的农户（以下简称“地多农户”）或许也支持土地调整。究其原因：当前地多农户未来有可能变为地少农户，届时他们同样期望土地调整，进而认为土地均等分配是公平正义的。如果所述逻辑可信，则村庄土地占有越不平等，通过均等分配导向的土地调整实现的公平正义性就越强。即地多农户可能支持土地调整，从而表现为地多农户稳定土地承包关系的意愿与地少农户的意愿趋同。

（二）效率视域下家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响

从资源最优配置的角度来看，农地价格决定了农户稳定土地承包关系的意愿。农地价格越高，地少农户稳定土地承包关系的意愿越弱。农地价格不仅决定于农地市场自身的发展，也深受其他要素市场发展的影响。尤其是劳动力市场和社会化服务市场的发展会直接改变人地关系和转变农业生产方式，从而影响农地价格。

首先，农地市场不完善会降低地少农户稳定土地承包关系的意愿。在“三权”分置的产权框架下，农地市场以经营权流转为主要形态，而土地调整实质是承包权的调整。交易费用为零时，经营权流转与承包权调整都能使土地资源实现最优配置。但是，农地细碎化和位置的固定性决定了农地的资产专用性很高，导致经营权市场化配置面临不菲的交易费用，造成农户间自发的小规模流转的土地租金很低甚至为零（陈奕山等，2017），而大规模土地流转多半要靠村集体或基层政府等行政力量介入。很低的租金不是农地的真实价值，地多农户不会以低租金将土地经营权长期转让给地少农户，造成流转合约期限短且不稳定。在此情形下，地少农户难以通过经营权流转获得稳定的产权，从而追求承包权

^①参见《中华人民共和国农村土地承包法》第十九条，<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201901/cd063e4c0f19465e9d41946001fe839c.shtml>。

调整。同时，由于租入方需要支付租金，经营权流转与承包权调整在收入分配上显著不同，因此，即便交易费用等于零，经营权流转仍难以替代承包权调整，从而土地流转市场的发展难以增强地少农户稳定土地承包关系的意愿。

其次，劳动力市场不完善会降低地少农户稳定土地承包关系的意愿。如果劳动力市场完善，地少农户可将劳动力转移至非农部门，使其土地和劳动力的边际产值与地多农户一致，从而缩小两类农户间的收入差距，降低家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响。然而，农户将劳动力转移至非农部门面临两类交易费用：一是信息成本。农村转移劳动力寻找工作需要获取足够的信息，信息不足可能会引起失业。二是制度性成本。户籍限制缩小了农村转移劳动力的非农工作范围（如多在非正式部门就业），提高了非农工作的不稳定性和失业风险，导致农村转移劳动力更易遭受劳动力市场的外部冲击。地少农户的劳动力更可能会向非农部门转移，因此，地少农户对土地就业保障的需求更高。实际上，户籍限制还进一步造成当前参与非农就业的农民工在退出劳动力市场时，仍可能会返回农村继续从事农业生产。可见，在现实中劳动力市场不完善的情况下，地少农户的劳动力并不总能转移到非农部门，导致地少农户的影子工资（劳动的边际产值）和收入低于地多农户。在经营权流转难以替代承包权调整的情况下，地少农户会追求更多的土地以增加收入。

然而，土地社会保障功能的弱化不一定就会增强地少农户稳定土地承包关系的意愿。一方面，劳动力市场的发展会产生土地社会保障功能弱化效应。随着经济的发展，农民非农就业越来越充分，社会保障制度越来越健全，农户将逐渐摆脱对土地社会保障功能的依赖。因此，劳动力市场的发展会降低农地价格，从而使家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响下降。另一方面，劳动力市场的发展会产生土地价值增值效应。农民非农就业越来越充分，为大规模土地流转创造了必要条件。虽然农地市场还不够完善，但是借助基层组织等行政力量能完成土地承包经营权的交易，并使流转合约正规化，从而提升土地租金。进一步从产权结构的角度来看，地少农户或许不再需要更多的土地使用权，但期望获得更多的土地收益权（如获得土地租金、承包权退出补偿等财产性收益的权利），从而索取更多的土地。在此情形下，经营权流转不仅无法替代承包权调整，还会弱化农户稳定土地承包关系的意愿。可见，如果土地价值增值效应大于土地社会保障功能弱化效应，则劳动力市场的发展会导致地少农户稳定土地承包关系的意愿下降。

最后，农业社会化服务会使地少农户稳定土地承包关系的意愿下降。地少农户的劳动力在农业部门的边际产值较低，使得地少农户的劳动力更可能向非农部门转移，从而脱离农业生产。但是，如果存在农业社会化服务，农户可外包各生产环节。当农地市场不完善时，社会化服务还能替代土地流转，推动农业规模经营。可见，农业社会化服务能够减少劳动力转移对土地边际产值（农地价格）的不利影响，因此，农业社会化服务的普及会使地少农户稳定土地承包关系的意愿下降。

综上所述，本文提出如下研究假说：

H1：家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系的意愿有显著影响，对低收入农户稳定土地承包关系意愿的影响更大。

H2：村庄土地占有不平等程度的上升会使地多农户稳定土地承包关系意愿与地少农户的意愿趋同。

H3: 土地流转市场的发展难以增强地少农户稳定土地承包关系的意愿。

H4: 土地的就业保障功能会使地少农户稳定承包关系的意愿减弱。

H5: 农业社会化服务的普及会使地少农户稳定承包关系的意愿减弱。

三、数据来源与变量设定

(一) 数据来源

本文研究采用 2020 年南京农业大学中国土地经济调查 (China Land Economic Survey, CLES) 数据。CLES 在土地利用模块设计了第二轮土地承包即将到期之际农户稳定土地承包关系意愿的相关题项。虽然该调查只面向江苏省, 但江苏省内由南至北, 如同中国由东向西, 地区经济发展存在明显的梯度特征, 使得不同地区的农地产权存在显著差异。因此, 江苏省的经济发展和农地产权的地区差异在一定程度上是全国层面的缩影。CLES 采用概率比例规模抽样 (probability proportionate to size sampling, PPS) 调查法, 在江苏省 13 个地级市中抽取 26 个县 (区), 在每个县 (区) 分别抽取 2 个样本乡镇, 在每个乡镇抽取 1 个行政村, 在每个村随机抽取 34~64 户农户 (以 50 户居多), 样本农户总计 2628 户。农户问卷的内容涵盖受访者及其家庭人口信息、土地市场、农业生产、乡村产业、脱贫攻坚、农村金融等方面。由于存在家庭人口信息缺失、受访者为兄弟姐妹、耕地面积信息缺失等情况^①, 本文删除了 219 个农户样本。最终, 获得有效观测值 2409 个^②。

(二) 变量设定

1. 被解释变量: 稳定土地承包关系意愿。鉴于承包期届满后稳定土地承包关系的重点和难点均在于保持承包地稳定 (崔红志和王佳宁, 2017; 方志权等, 2015), 本文从保持承包地稳定的角度定义农户稳定土地承包关系的意愿。CLES 通过“本轮承包到期后, 你支持土地重新分配还是维持现在分配不变”这一问题, 考察农户稳定土地承包关系的意愿。回答选项包括“重新分配”“维持不变”“说不清楚”。若农户选择“维持不变”, 则表明他们具有稳定土地承包关系的意愿, 被解释变量赋值为 1; 若农户选择“重新分配”或者“说不清楚”, 则表明他们具有其他意愿, 被解释变量赋值为 0。

2. 核心解释变量: 家庭人均承包地面积差异。家庭人均承包地面积相等是指在同一集体经济组织内, 所有家庭的人均承包地面积相等。由于无法确认每个农户所属的集体经济组织, 本文在村庄层面区分不同家庭的人均承包地占有情况。本文采用离差形式定义家庭人均承包地面积差异^③, 即本村人均承包地面积减去家庭人均承包地面积。离差大于零表示家庭人均承包地面积低于本村平均水平。在

^①农户问卷的受访者类型包括户主、配偶、父母、子女及其配偶、孙子女及其配偶、兄弟姐妹。

^②由于样本删除率达到 8.33%, 本文检验了受访者个体特征与家庭特征在原始样本与回归样本间的均值差异, 发现差异均不显著。可见, 样本删除未影响抽样的随机性和代表性。检验结果备索。

^③不同于一般情况下“变量-均值”的离差定义方式, 本文采用“均值-变量”的方式。这两种定义方式没有本质的区别。在本文的定义方式下, 离差越大表示家庭人均承包地面积越低于本村平均水平, 这使得实证结果可以更方便地解释地少农户稳定土地承包关系的意愿。

稳健性分析部分，本文采用虚拟变量的形式定义家庭人均承包地面积差异，即当家庭人均承包地面积低于本村平均水平时，变量取值为1，否则取值为0。

3.控制变量。①受访者个体特征。农村党员数量不多，其中有不少担任村干部，因此，这个群体可能对涉及土地承包经营的决策有一定影响力。同时，农村党员的职业属性可能会影响家庭的人口规模，进而影响家庭的承包地面积。鉴于此，本文除了控制受访者性别、年龄、户口、受教育水平、就业情况（是否从事农业、是否从事非农工作）常规变量外，还控制了受访者是否为党员的身份变量。②受访者家庭特征。某些家庭特征（人口结构、就业结构、收入等）自身受到土地规模的影响，控制这些变量反而会造成估计偏差（Cinelli et al., 2022），因此，本文尽量选择一些不受土地规模影响的变量加以控制，包括家庭承包地面积差异、耕地细碎化程度、家庭劳动力比重、家庭成员是否有少数民族、家庭人口老龄化程度、家庭人均消费支出、新冠疫情对家庭非农收入的冲击等。对于家庭承包地面积差异的定义，本文同样采用离差形式，即本村家庭承包地面积的均值减家庭承包地面积。③村庄特征。本文以村庄固定效应的形式对村庄特征加以控制。同时，为考察相关特征对核心解释变量的调节效应，本文挑选了村庄土地租出率、村庄土地租入率、村庄人均承包地占有不平等程度、村庄农业社会化服务使用率等指标。

4.工具变量。对家庭人均承包地面积差异的测度可能有测量误差，以及可能存在同时影响家庭人均承包地面积差异和农户稳定土地承包关系意愿的变量，因此，核心解释变量可能具有内生性。对此，本文将采用工具变量法处理。根据工具变量法的要求，本文选择的工具变量只能通过作用家庭当前的人均承包地面积影响农户稳定土地承包关系的意愿。当前家庭人均承包地面积与二轮承包时的家庭人口规模有关。由于二轮承包基本发生在1998年，因此1998年之前的家庭人口数不受当前土地规模的影响。同时，1989年之后，农村计划生育政策更加严厉（Chen and Fang, 2019），这也会影响不同家庭的人口数。可以预期，二轮承包时家庭人口越多，或者生于1989年之前的家庭人口越多，家庭可以分得的承包地就越多。据此，本文构造了两个工具变量：生于1989年之前的家庭人口比重、生于1998年之前的家庭人口比重。

（三）描述性分析

表1给出了所有变量的描述性统计结果。调查结果显示，对于“本轮承包到期后，你支持土地重新分配还是维持现在分配不变”这一问题，选择“维持不变”“重新分配”“说不清楚”的农户分别占56.0%、26.4%、17.6%。图2进一步展示了家庭承包地不同占有状态与农户稳定土地承包关系的意愿。根据家庭人均承包地面积和家庭承包地面积的分布，本文将农户承包地占有情况分成了“高高”“高低”“低高”“低低”四类，其中，“高（低）”代表面积高于或等于（低于）本村平均水平。例如，图2中的“高低”表示家庭人均承包地面积高于或等于本村平均水平，而家庭承包地面积低于本村平均水平。图2展现了两个关键特征：第一，绝大部分农户支持土地承包关系稳定。虽然不少农户的家庭人均承包地面积和家庭承包地面积都低于本村平均水平，但这些农户稳定土地承包关系的意愿均在50%以上。第二，农户稳定土地承包关系的意愿主要与家庭人均承包地面积的多寡相关。在家庭承包地面积处于同等水平的情况下，即农户承包地占有情况为“高高”“低高”或“高低”“低低”

时，农户家庭人均承包地面积高于本村平均水平的农户稳定土地承包关系的意愿更强；而在家庭人均承包地面积处于同等水平的情况下，即农户承包地占有情况为“高高”“高低”或“低高”“低低”时，家庭承包地面积高的农户与家庭承包地面积低的农户，在稳定土地承包关系意愿上的差异较小。

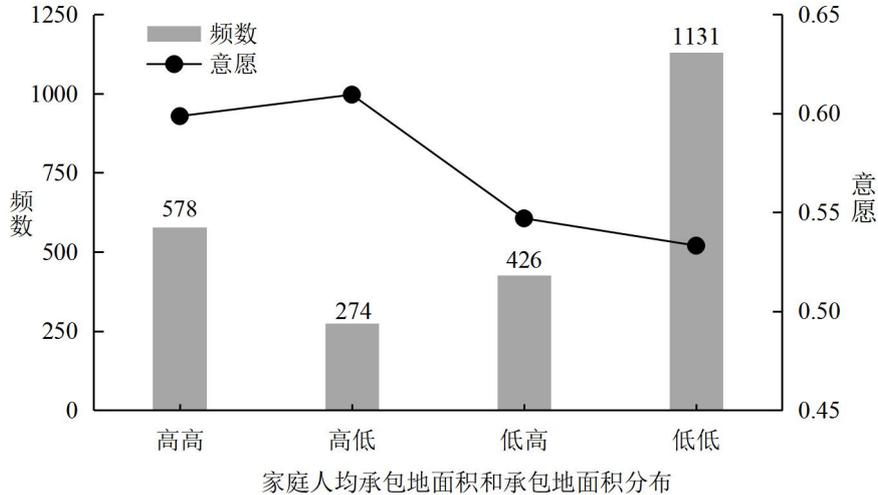


图2 家庭承包地占有状态与农户稳定土地承包关系的意愿

注：“意愿”即农户稳定土地承包关系意愿，用第二轮土地承包到期后支持现有土地分配关系“维持不变”的样本占总体样本的比重表示。

表1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义及赋值	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	稳定土地承包关系意愿	第二轮土地承包到期后支持现有土地分配关系“维持不变”=1, 其他=0	2409	0.560	0.496	0	1
解释变量	家庭人均承包地面积差异	本村人均承包地面积与农户家庭人均承包地面积的差值(亩)	2409	0.006	1.239	-13.547	2.294
受访者个体特征	年龄	岁	2408	61.414	11.212	17	90
	性别	女=1, 男=0	2399	0.307	0.461	0	1
	是否为农业户口	是=1, 否=0	2409	0.963	0.190	0	1
	受教育年限	年	2407	6.835	3.935	0	18
	是否为户主	是=1, 否=0	2408	0.703	0.457	0	1
	是否为党员	是=1, 否=0	2404	0.215	0.411	0	1
	是否从事农业	是=1, 否=0	2399	0.693	0.461	0	1
	是否从事非农工作	是=1, 否=0	2358	0.305	0.461	0	1
家庭特征	家庭承包地面积差异	本村家庭承包地面积的均值与家庭承包地面积的差值(亩)	2409	0.000	3.756	-62.988	13.637
	耕地细碎化程度	家庭承包地地块数/家庭承包地面积	2401	0.885	0.567	0.091	3.333

表1 (续)

	家庭劳动力比重	16~65岁人口/家庭总人口	2409	0.622	0.302	0	1
	家庭成员是否有少数民族	是=1, 否=0	2399	0.033	0.180	0	1
	家庭人口老龄化程度	家庭65岁以上人口/家庭总人口	2409	0.126	0.175	0	1
	家庭人均消费支出	消费支出包括食品支出、教育支出、医疗支出、文化支出、人情支出及其他支出(元/年)	2397	13000	12000	1500	78000
	新冠疫情对家庭非农收入的冲击	2020年春节(疫情暴发)至7月末家庭非农收入的变化(%)	2206	-14.962	23.934	-125	100
村庄特征	村庄土地租出率	出租土地的受访户占村庄总受访户的比重	2409	0.595	0.292	0.061	0.957
	村庄土地租入率	租入土地的受访户占村庄总受访户的比重	2409	0.255	0.203	0.061	1
	村庄人均承包地占有不平等程度	村庄人均承包地面积基尼系数	2409	0.346	0.0570	0.239	0.563
	村庄农业社会化服务使用率	使用过农业社会化服务的受访户占村庄总受访户的比重	2245	0.870	0.160	0.273	1
工具变量	生于1989年之前的家庭人口比重	生于1989年前的人口数/家庭总人口	2409	0.772	0.191	0.100	1
	生于1998年之前的家庭人口比重	生于1998年前的人口数/家庭总人口	2409	0.856	0.156	0.100	1

注:村庄人均承包地面积基尼系数根据Cowell(2009)提出的基尼系数表达式,采用Azevedo(2007)提供的“Ainequal”

命令测算。具体公式为: $Gini = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$, 其中, \bar{y} 表示家庭人均承包地面积的均值, n 为样本数, y_i 为家庭人均承包地面积。

四、实证策略与估计结果

(一) 实证策略

为考察家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响,本文构建实证模型如下:

$$Distr_{ifc} = \alpha_0 + \alpha_1 Land_{fc} + \theta Ind_{ifc} + \gamma Fam_{fc} + \mu_c + \varepsilon_{ifc} \quad (1)$$

(1)式中: $Distr_{ifc}$ 等于1表示c村f家庭i受访者支持土地承包关系稳定,否则等于0; $Land_{fc}$ 是以离差形式定义的家庭人均承包地面积差异; Ind_{ifc} 代表受访者个体特征; Fam_{fc} 为受访者家庭特征; μ_c 为村庄固定效应,以控制所有影响农户稳定土地承包关系意愿的村庄因素。

为进一步考察地少农户稳定土地承包关系意愿的异质性,及剖析家庭人均承包地面积差异影响农户稳定土地承包关系意愿的机制,本文将运用分组回归和调节效应模型。其中,调节效应模型如下:

$$Distr_{ifc} = \beta_0 + \beta_1 Land_{fc} + \beta_2 Land_{fc} \times X_{ifc} + \varphi Ind_{ifc} + \pi Fam_{fc} + \mu_c + \eta_{ifc} \quad (2)$$

(2) 式中： X_{ifc} 表示受访者性别、耕地细碎化程度、新冠疫情对家庭非农收入的冲击、村庄土地租出率、村庄土地租入率、村庄人均承包地占有不平等程度、村庄农业社会化服务使用率。其他变量的符号含义同(1)式。鉴于被解释变量的特征，在采用 OLS 估计的基础上，本文进一步应用 Logit 模型估计上述模型。在工具变量(IV)估计中，本文除了运用 2SLS 估计外，还将采用 IV-Probit 模型和 CMP (conditional mixed process) 估计方法。本文所有模型的标准误均聚类到村庄层面。

(1) 式和(2)式中， α_0 、 α_1 、 θ 、 γ 、 β_0 、 β_1 、 β_2 、 φ 、 π 均为估计系数， ε_{ifc} 、 η_{ifc} 为随机误差项。

(二) 基准模型估计结果

表 2 报告了对(1)式的估计结果。本文通过逐步引入控制变量及变换固定效应的方式，考察了家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响及其稳健性。结果显示，家庭人均承包地面积差异的影响均显著且系数为负，意味着家庭人均承包地面积越低于本村平均水平，农户稳定土地承包关系的意愿越弱。

表 2 基准模型估计结果：家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响

变量	被解释变量：稳定土地承包关系意愿					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭人均承包地面积差异	-0.0230** (0.0110)	-0.0234** (0.0112)	-0.0232** (0.0111)	-0.0217* (0.0110)	-0.0227** (0.0111)	-0.0246** (0.0123)
家庭承包地面积差异	0.0012 (0.0040)	0.0019 (0.0040)	0.0018 (0.0040)	0.0017 (0.0040)	0.0035 (0.0039)	0.0037 (0.0039)
年龄				-0.0115* (0.0065)	-0.0098 (0.0064)	-0.0099 (0.0065)
年龄的平方				0.0001** (5.69e-05)	0.0001* (5.50e-05)	0.0001** (5.57e-05)
其他个体特征					控制	控制
其他家庭特征					控制	控制
村庄固定效应			控制	控制	控制	控制
县固定效应		控制				
R ² /Pseudo_R ²	0.002	0.044	0.058	0.061	0.067	0.052
样本数	2409	2409	2409	2408	2374	2374

注：①**和*分别表示 5%和 10%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。②其他个体特征包括受访者的性别、户口、受教育年限，以及受访者是否为户主和受访者是否为党员；其他家庭特征包括耕地细碎化程度、家庭劳动力比重、家庭成员是否有少数民族。③(1)~(5)列为 OLS 估计结果，(6)列为 Logit 模型的估计结果。

由于被解释变量源自受访者的主观态度，所以受访者个体特征很可能影响其对稳定土地承包关系的看法，其中，年龄较为关键。在本文研究所用的调查数据中，受访者平均年龄为 61 岁，因此部分

受访者在 1989 年已经 35 岁。这部分受访者很可能在一胎政策实施之前完成了生育，其年龄会直接影响家庭人口和承包地面积。与此同时，年龄越大的受访者退出非农生产和从事农业生产的可能性越高（或是养老的需求越高），从而需要更多的土地。所以，（4）列中加入了受访者的年龄及年龄的平方项，结果发现家庭人均承包地面积差异的统计显著性相对于（3）列略有下降。不过，在（5）列进一步控制受访者其他个体特征和家庭特征之后，家庭人均承包地面积差异的统计显著性回升到 5%。（6）列为 Logit 模型的估计结果，与（5）列结果基本相同。由（5）列可知，农户家庭人均承包地面积比本村平均水平低 1 亩，农户稳定土地承包关系的意愿下降 2.3%。

（三）稳健性分析

1. 工具变量估计。表 3 报告了工具变量法的估计结果。工具变量的有效性在于其相关性、外生性、排他性。首先，第一阶段估计显示工具变量对核心解释变量具有显著的影响。Cragg-Donald Wald F 统计量明显大于 10% 水平下的 Stock-Yogo 测试临界值（19.93），即不存在弱工具变量问题，满足了相关性要求。其次，过度识别检验（Hansen J 统计量）不显著，即不能拒绝工具变量为外生的原假设。再者，工具变量可能还会通过人口结构、就业、家庭经济等影响农户稳定土地承包关系的意愿。但是，土地规模也会影响就业和家庭经济。可见，不加入这些变量可能导致排他性不足，但加入可能招致坏的控制变量。为了尽可能地满足排他性要求，本文进一步控制了受访者是否从事农业、受访者是否从事非农工作、家庭人口老龄化程度、家庭人均消费支出。对比（1）列与（2）列、（3）列可以发现，估计结果没有显著不同。最后，（4）列 IV-Probit 模型估计结果和（5）列 CMP 估计结果均与（1）列的基本一致。总体上，本文的工具变量估计是有效的。

由（1）列可知，家庭人均承包地面积比本村平均水平低 1 亩，会导致农户稳定土地承包关系的意愿下降 7.4%。可见，基准模型有可能低估了家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响。但由于工具变量回归估计的是局部平均处理效应，而基准回归估计的是一般平均处理效应，因此，两种结果就有可能不同。

表 3 工具变量估计结果：家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
第二阶段被解释变量：稳定土地承包关系意愿					
家庭人均承包地面积差异	-0.0737*** (0.0218)	-0.0738*** (0.0218)	-0.0748*** (0.0235)	-0.0790*** (0.0229)	-0.0734*** (0.0205)
第一阶段被解释变量：家庭人均承包地面积差异					
生于1989年之前的家庭人口比重	-1.729*** (0.189)	-1.709*** (0.194)	-1.729*** (0.195)	-1.729*** (0.189)	-1.729*** (0.189)
生于1998年之前的家庭人口比重	-1.464*** (0.150)	-1.445*** (0.152)	-1.616*** (0.169)	-1.464*** (0.150)	-1.464*** (0.150)
受访者是否从事农业		控制	控制		
受访者是否从事非农工作		控制	控制		
家庭人口老龄化程度		控制	控制		

表3 (续)

家庭人均消费支出			控制		
其他个体特征	控制	控制	控制	控制	控制
其他家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
村庄固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Stock-Yogo weak ID test critical values (10%)	19.93	19.93	19.93		
Cragg-Donald Wald F 统计量	391.0	373.0	332.8		
Hansen J 统计量	0.882	0.807	0.708		
R ²	-0.000	0.001	0.001		
样本数	2374	2317	2306	2374	2374

注：①***表示 1%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。②其他个体特征包括受访者年龄及年龄平方项、性别、户口、受教育年限，以及受访者是否为户主和受访者是否为党员；其他家庭特征包括家庭承包地面积差异、耕地细碎化程度、家庭劳动力比重、家庭成员是否有少数民族。③（1）～（3）列为 2SLS 估计结果，（4）列、（5）列分别报告了 IV-Probit 模型、CMP 估计结果。

2.其他稳健性检验。本文还进行了另外四项稳健性分析：①基于 Oster（2019）提出的方法，检验由不可观测因素导致的偏误。②替换核心解释变量的度量方式。鉴于上述模型中核心解释变量的测度可能存在人为选择问题，本文进一步采用了虚拟变量的形式（家庭人均承包地面积是否低于本村平均水平）。③重构样本。由于有 17.6%的农户稳定土地承包关系的意愿不明确，所以本文剔除了这些农户的观测值。④加权回归。由于各村抽样数不等，所以本文以各村抽样数为权重进行加权回归。四项检验均表明基准回归结果是稳健的^①。总的来看，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿有显著影响的假说得到验证。

五、异质性分析

（一）家庭收入水平的异质性

本文研究将样本农户分成低收入、中等收入、高收入三个组别，进而采用分组回归展示家庭人均承包地面积差异的异质性影响。鉴于收入的测算存在较大误差^②，而消费支出可从 CLES 数据中直接获取，所以本文以家庭人均消费支出（家庭人均消费支出的三分位数）衡量家庭的收入水平。由表 4 可以发现，家庭人均承包地面积越低于本村平均水平，中等收入农户和低收入农户稳定土地承包关系的意愿越弱，而高收入农户稳定土地承包关系的意愿不受家庭人均承包地面积差异的影响。由此，家庭人均承包地面积差异对低收入农户稳定土地承包关系意愿影响更大的假说得到验证。

^①四项检验的结果未在文中报告，感兴趣的读者可向作者索取。

^②农户家庭收入由各类收入加总而得和调查时间会影响收入的度量，导致收入指标的测算存在较大误差。

表 4 家庭收入水平的分组回归结果

变量	被解释变量：稳定土地承包关系意愿					
	低收入		中等收入		高收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭人均承包地面积差异	-0.0316* (0.0180)	-0.0800** (0.0405)	-0.0386** (0.0182)	-0.1020*** (0.0370)	0.0012 (0.0183)	-0.0325 (0.0303)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村庄固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cragg-Donald Wald F 统计量		152.3		129.8		103.7
Hansen J 统计量		0.972		0.445		0.494
R ²	0.153	0.017	0.111	-0.000	0.088	-0.003
样本数	793	793	782	782	785	785

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。②个体特征包括受访者年龄及年龄平方项、性别、户口、受教育年限，以及受访者是否为户主和受访者是否为党员；家庭特征包括家庭承包地面积差异、耕地细碎化程度、家庭劳动力比重、家庭成员是否有少数民族。③（1）列、（3）列、（5）列为 OLS 估计结果，（2）列、（4）列、（6）列为 2SLS 估计结果。

（二）经济发展水平的异质性

若土地社会保障功能弱化效应强于土地价值增值效应，则劳动力市场的发展可以减轻家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响；反之，则不会。由于劳动力市场的发展与地区经济发展水平相关，江苏省区域经济发展的梯度特征正好为检验劳动力市场发展的调节效应提供了便利。江苏区域经济发展形成了苏南、苏中、苏北三大经济区域，其中，苏南不仅是江苏省经济最发达的区域，也是中国经济最发达、现代化程度最高的区域之一，因此，苏南的劳动力市场更为活跃。苏北的经济相对落后，这是否意味着该地区的地少农户对土地更加依赖？鉴于三大区域在其他方面也可能存在系统性差异，本文通过区域分组回归考察家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响（见表 5）。在解决了内生性问题之后，估计结果显示：在苏北和苏南地区，家庭人均承包地面积低于本村平均水平都会导致农户稳定土地承包关系的意愿减弱。可见，地少农户没有因劳动力市场发展而表现出更强的稳定土地承包关系意愿。

表 5 地区经济发展水平的分组回归结果

变量	被解释变量：稳定土地承包关系意愿					
	苏北		苏中		苏南	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
家庭人均承包地面积差异	-0.0441*** (0.0131)	-0.0955*** (0.0270)	0.0014 (0.0199)	0.0257 (0.0582)	-0.0045 (0.0257)	-0.1010** (0.0393)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 5 (续)

村庄固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cragg-Donald Wald F 统计量		182.1		84.87		130.1
Hansen J 统计量		0.640		0.324		0.294
R ²	0.108	0.005	0.055	0.013	0.052	-0.006
样本数	976	976	569	569	829	829

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。②个体特征包括受访者年龄及年龄平方项、性别、户口、受教育年限，以及受访者是否为户主和受访者是否为党员；家庭特征包括家庭承包地面积差异、耕地细碎化程度、家庭劳动力比重、家庭成员是否有少数民族。③（1）列、（3）列、（5）列为 OLS 估计结果，（2）列、（4）列、（6）列为 2SLS 估计结果。

（三）土地经营权流转的异质性

上述验证未能证实土地价值增值效应的存在，本节直接考察土地经营权流转的调节效应，借此调节效应也能检验假说 3。本文基于（2）式，将村庄土地租出率、村庄土地租入率分别与核心解释变量交乘，来估计土地经营权流转的调节效应。值得注意的是，由于 CLES 的调查对象是普通农户，很多新型农业经营主体不在其中，并且租入户也可能是本村以外的经营主体，所以土地租入率实际体现的是村内普通农户间的流转，土地租出率更能如实反映土地经营权流转的总体概况^①。

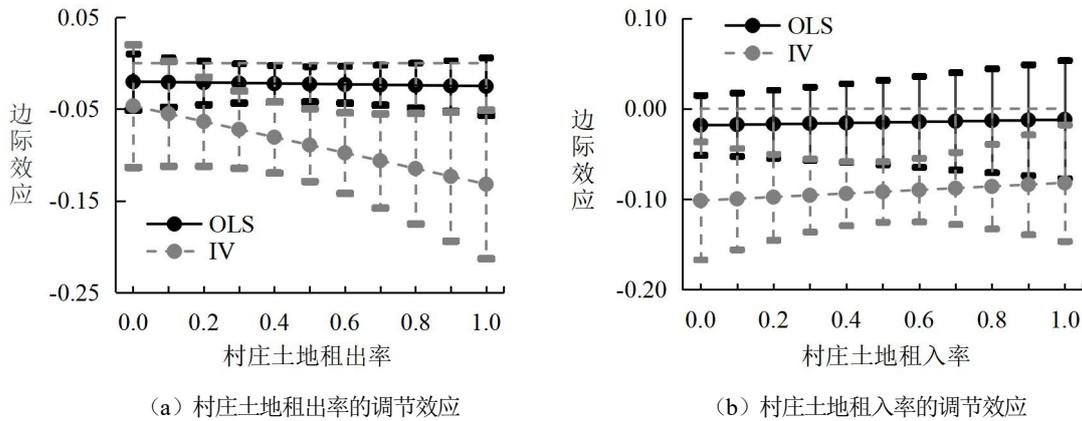


图 3 土地经营权流转的调节效应

图 3 展示了不同土地经营权流转水平下家庭人均承包地面积差异的边际效应及其置信区间（置信区间包括 0 表明边际效应不显著）。从图 3（a）来看，OLS 估计结果显示，当村庄土地租出率处在较低（0.3 以下）和较高水平（0.8 以上）时，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的负面影响均不显著；工具变量（IV）估计显示该负面影响会随着土地租出率的上升而增强。图 3（b）显示：OLS 估计的土地租入率的调节效应不显著；工具变量估计显示，在不同土地租入率的情形下，

^①比如，如果普通农户将土地全部流转给了龙头企业或者本村庄以外的经营主体，那么普通农户的土地租入率为 0，而土地租出率为 1。

家庭人均承包地面积差异的边际效应没有明显的差别（-0.082~-0.102）。由于土地租出率更能反映土地经营权流转的总体水平，所以估计结果意味着土地经营权流转不仅没能替代土地承包权调整，反而还在一定程度上导致地少农户稳定土地承包关系的意愿减弱。估计结果较好支撑了假说3。

六、机制分析

（一）公平观念与农户稳定土地承包关系意愿

1.个体化的公平诉求。为检验假说1背后的公平逻辑，本文根据权利公平、机会公平及规则公平所能延伸的具体含义，对农户的行为逻辑进行验证。首先，由于长期存在对女性土地承包权利的漠视，所以本文从性别角度验证权利公平。如果地少农户稳定土地承包关系的意愿较弱与权利公平有关，则地少家庭的女性稳定土地承包关系的意愿更弱。其次，由于机会公平决定了结果公平，所以如果追求机会公平是地少农户稳定土地承包关系意愿较弱的原因，则家庭人均承包地面积差异会影响家庭的经济福利。最后，由于多劳多得是规则公平的一种具体形式，所以如果多劳多得是地少农户稳定土地承包关系意愿较弱的原因，则地少农户的土地边际产值可能更高。由于边际产值不能被观测，本文利用平均产值进行验证。

第一，为验证权利公平，本文基于（2）式，加入家庭人均承包地面积差异与性别的交乘项，估计结果如表6（1）列和（2）列所示。从（2）列来看，在解决了内生性之后，交乘项在10%水平上显著，这说明相对于男性，地少家庭的女性稳定土地承包关系的意愿更弱。第二，为验证机会公平，本文考察了家庭人均承包地面积差异对家庭人均消费支出（取对数）的影响^①，估计结果如表6（3）列和（4）列所示。从（3）列、（4）列来看，家庭人均承包地面积越低于本村平均水平，农户的家庭人均消费支出越低。第三，为验证规则公平，本文检验了家庭人均承包地面积差异对小麦和水稻单产的影响，估计结果如表6（5）~（8）列所示。（5）~（8）列显示，家庭人均承包地面积差异的估计系数都为负数，这意味着地少农户的土地边际产值并没有更高。综合来看，对权利公平和机会公平的追求，更能解释为何地少农户稳定土地承包关系的意愿偏弱^②。

表6 公平诉求与农户稳定土地承包关系意愿

变量	稳定土地承包关系意愿		家庭人均消费支出		小麦单产		水稻单产	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
家庭人均承包地面积差异	-0.0209*	-0.0556**	-0.0416**	-0.125***	-20.79***	-11.30	-3.467	-13.70
	(0.0116)	(0.0254)	(0.0191)	(0.0367)	(7.047)	(13.21)	(7.348)	(17.02)
家庭人均承包地面积差异×性别	-0.0103	-0.0634*						
	(0.0159)	(0.0383)						

^①收入的度量准确性受到计算误差和“不露富”文化等影响，所以，用消费衡量经济福利比收入更准确（邹红等，2013）。

^②公平诉求作为一种主观愿望，其含义可能是多重的，行为主体甚至同时持有多种诉求，这就造成难以辨别地少农户的意愿是受何种公平诉求的驱使，因此，本文采用了间接的办法对农户公平观进行验证，未来研究可以直接检验家庭人均承包地面积差异对农户公平观的影响。

表 6 (续)

个体特征	控制							
家庭特征	控制							
村庄固定效应	控制							
Cragg-Donald Wald F 统计量		73.86		390.1		198.4		173.6
Hansen J 统计量		0.934		0.710		0.502		0.422
R ²	0.067	0.001	0.124	0.032	0.212	0.015	0.196	0.046
样本数	2374	2374	2362	2362	1012	1012	963	963

注：①***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为聚类稳健标准误。②个体特征包括受访者年龄及年龄平方项、性别、户口、受教育年限，以及受访者是否为户主和受访者是否为党员；家庭特征包括家庭承包地面积差异、耕地细碎化程度、家庭劳动力比重、家庭成员是否有少数民族。③（1）列、（3）列、（5）列、（7）列为 OLS 估计结果，（2）列、（4）列、（6）列、（8）列为 2SLS 估计结果。

2.公平观趋同效应。假说 2 意味着，随着村庄土地占有不平等程度的上升，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的负面影响会下降。本文采用村庄人均承包地面积基尼系数刻画村庄土地占有不平等程度，进而基于（2）式，加入家庭人均承包地面积差异与村庄土地占有不平等程度的交乘项，估计村庄土地占有不平等程度的调节效应。图 4 展示了随着村庄土地占有不平等程度的上升，家庭人均承包地面积差异的边际效应及其置信区间的变化情况。从图 4 可以发现，OLS 估计结果和工具变量（IV）估计结果均与假说 2 相反：在村庄人均承包地面积基尼系数处于较高位（大于 0.5）的情形下，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的负面影响反而更显著。公平观趋同见于从一般意义上探讨个体再分配意愿的研究中（Andersen and Curtis, 2015），而这不会触及个体的真实利益。但是，土地承包关系稳定与否直接影响农户的实际利益，因而农户表现出不同的态度和行为，这符合理性人的基本假设，同时也不能就此认为农户不在乎公平。

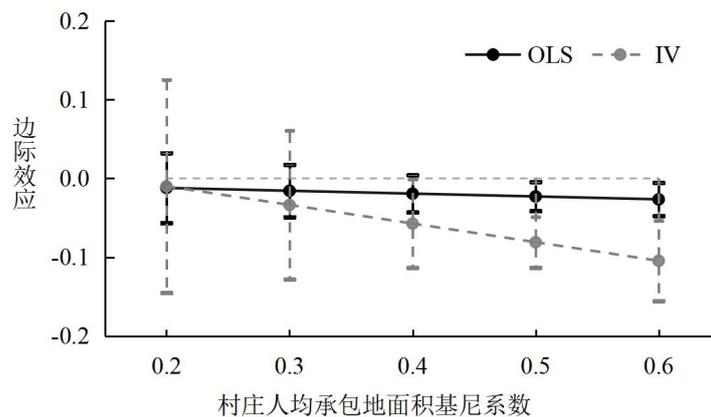


图 4 村庄土地占有不平等程度的调节效应

（二）效率原则与农户稳定土地承包关系意愿

1.耕地细碎化。本节着眼于土地流转市场不完善的原因，对假说 3 做进一步的验证。耕地细碎化

是造成经营权流转面临较高交易费用的主要原因（郜亮亮，2020），所以如果经营权流转能替代承包权调整，则随着耕地细碎化程度的下降，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的不利影响会减弱。据此，本文基于（2）式，加入耕地细碎化程度与家庭人均承包地面积差异的交乘项，来估计耕地细碎化程度的调节效应。图5展示了随着耕地细碎化程度的上升，家庭人均承包地面积差异的边际效应及其置信区间的变化情况。从图5来看，OLS估计和工具变量估计均表明：在耕地细碎化程度很低与很高的情况下，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响均不显著；当耕地细碎化程度介于0.6~0.9时，家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响虽然显著，但之间的差异并不大。此处的证据结合异质性分析的结果，可进一步表明假说3是可信的，即土地流转市场的发展难以提升地少农户稳定土地承包关系的意愿。

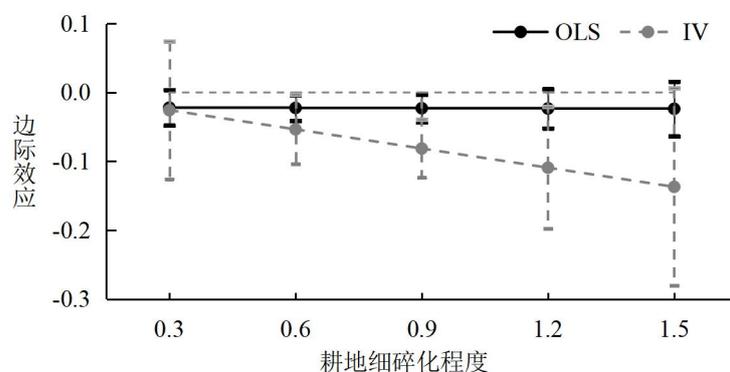


图5 耕地细碎化程度的调节效应

2.土地就业保障。若假说4可信，则在家庭遭受非农就业冲击时，土地就业保障功能会显化，进而导致地少农户稳定土地承包关系意愿下降。据此，本文基于（2）式，加入新冠疫情对家庭非农收入冲击与家庭人均承包地面积差异的交乘项，来估计新冠疫情对家庭非农收入冲击的调节效应，借以识别土地的就业保障功能。首先，本文采用疫情影响下的家庭非农收入变化（百分比）来衡量农户家庭所受到的非农就业冲击^①。其次，鉴于农户报告的非农收入变化可能存在测量误差，本文进一步根据家庭非农收入是否下降来判断农户受到的疫情冲击情况^②。

图6展示了家庭非农收入受疫情的不同冲击下，家庭人均承包地面积差异的边际效应及其置信区间的变化情况。从图6（a）来看，OLS估计和工具变量估计均表明：在疫情冲击下，如果家庭非农收入的变化大于0，则家庭人均承包地面积差异的边际效应不显著；如果家庭非农收入不变或者下降50%，则家庭人均承包地面积差异的边际效应显著为负。从图6（b）来看，OLS估计和工具变量估计均表明，在疫情冲击下，只有在家庭非农收入下降的情形中，家庭人均承包地面积差异才会使农户

^①CLES在对2020年春节（疫情暴发）至7月末的农户就业情况调查中，询问了“与去年同期相比，春节后您家的非农收入增加还是降低？”（以百分比形式呈现）本文基于农户对该问题的回答判定疫情对家庭非农收入的冲击情况。

^②若农户回答非农收入变化小于0，表明他们遭受了非农就业冲击，变量取值为1；若农户回答非农收入变化大于或等于0，表明他们未遭受非农就业冲击，变量取值为0。

稳定土地承包关系的意愿显著减弱。可见，土地就业保障功能的显化，会使地少农户稳定土地承包关系的意愿趋弱。假说4得证。

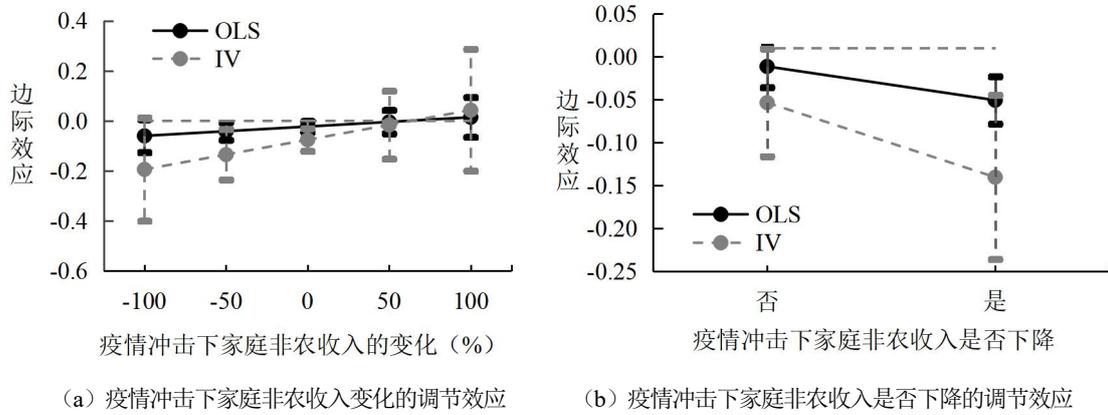


图6 新冠疫情对家庭非农收入冲击的调节效应

3. 农业社会化服务。为检验假说5，本文基于(2)式，加入村庄农业社会化服务使用率与家庭人均承包地面积差异的交乘项，来估计村庄农业社会化服务使用率的调节效应^①。图7展示了随着村庄农业社会化服务使用率的上升，家庭人均承包地面积差异的边际效应及其置信区间的变化趋势。OLS估计和工具变量估计均表明：当村庄农业社会化服务使用率低于60%时，家庭人均承包地面积差异的边际效应均不显著；当村庄农业社会化服务使用率超过60%之后，家庭人均承包地面积差异的边际效应基本显著且符号为负，意味着农业社会化服务的普及确实会使地少农户稳定土地承包关系的意愿下降。估计结果与假说5一致。

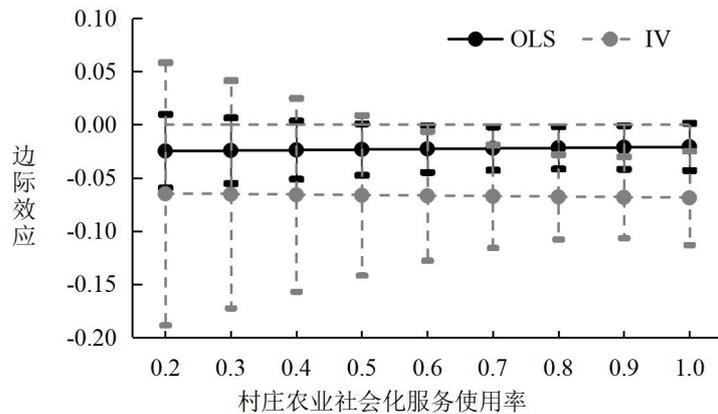


图7 村庄农业社会化服务使用率的调节效应

^①CLES 数据中有较详细的农户在耕地、育秧、栽种、喷洒农药、收获、秸秆还田等环节购买外包服务的情况。据此，本文在村庄层面构造了农业社会化服务使用率的指标。

七、结论

在第二轮土地承包即将到期之际，考察农户稳定土地承包关系的意愿及其形成机制，对保护农户的土地承包权益、化解延包中的潜在矛盾、保持承包地稳定等具有重要的价值。为此，本文利用2020年中国土地经济调查数据，探析了家庭人均承包地面积差异对农户稳定土地承包关系意愿的影响。研究发现：第一，绝大多数农户支持土地承包关系稳定。第二，家庭人均承包地面积越低于本村平均水平，农户稳定土地承包关系的意愿越弱，其中，低收入农户和中等收入农户尤为如此。第三，土地流转市场的发展未能增强地少农户稳定土地承包关系的意愿。第四，地少家庭的女性稳定土地承包关系的意愿更弱。第五，家庭人均承包地面积越低于本村平均水平，家庭人均消费支出越低。第六，受新冠疫情影响，土地就业保障功能得以显化，导致地少农户稳定土地承包关系的意愿趋弱。第七，农业社会化服务的普及同样会使地少农户稳定土地承包关系的意愿下降。总之，对权利公平和机会公平的诉求、对土地就业保障功能的依赖，以及土地经营权流转市场的发育、农业社会化服务的普及等共同形塑了地少农户稳定土地承包关系的意愿。

第二轮土地承包到期后再延包时，既要满足多数农户支持土地承包关系稳定的意愿，也要回应地少农户的客观诉求。为此，本文提出：第一，建立可替代土地调整的权益调节机制。由于中国各地土地资源禀赋及人均占有情况存在显著差异，难以找到一个普遍适用的权益调节办法。例如，在土地股份制运行成熟的地区，可以通过土地股份的变更替代承包地的调整。在其他一些地区，可尝试建立利益补偿机制，利用集体收益或者财政补贴，给予地少农户一定的补偿。第二，切实重视低收入农户的权益诉求。一般而言，低收入农户更加重视土地的生产功能和社会保障功能。因此，第二轮土地承包到期后再延包时更要照顾好低收入农户的土地承包权益。对此，可以尝试建立经营权限期免费使用制度，协助地少且收入低的农户通过流转的方式免费获取一定期限内的土地经营权。

参考文献

- 1.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。
- 2.陈义媛、甘颖，2019：《土地调整的政治逻辑：对土地集体所有权的再思考》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期，第102-111页、第159页。
- 3.崔红志、王佳宁，2017：《农村土地承包关系长久不变的内涵、挑战与对策》，《改革》第9期，第5-17页。
- 4.程雪阳，2021：《“土地承包关系稳定并长久不变”的理论争议与制度落实》，《中国法律评论》第1期，第61-68页。
- 5.方志权、顾海英、张晨、陈怡赟、楼建丽，2015：《农村土地承包关系“长久不变”的调查与思考——以上海市郊区为例》，《中国农村经济》第10期，第28-33页、第41页。
- 6.冯华超、卢扬、钟涨宝，2018：《论土地调整的合理性与必要性——兼论土地制度改革的方向》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第1期，第10-17页。
- 7.丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮，2013：《中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于1999~2010年17省

份调查的实证分析》，《管理世界》第7期，第44-58页。

8.高帆，2017：《农村土地承包关系长久不变的政策演进与阶段性特征》，《改革》第10期，第119-123页。

9.高晓燕、杜寒玉，2022：《农民收入结构对农户耕种“非粮化”的影响——基于工商资本下乡的视角》，《江汉论坛》第6期，第12-20页。

10.郜亮亮，2020：《中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿？——流转市场的交易成本考察》，《中国农村经济》第3期，第78-96页。

11.冀县卿、钱忠好，2018：《如何有针对性地促进农地经营权流转？——基于苏、桂、鄂、黑四省（区）99村、896户农户调查数据的实证分析》，《管理世界》第3期，第87-97页、第183-184页。

12.刘灵辉、曾静、张欣可，2021：《土地承包关系“长久不变”下无地农民权益保障机制研究》，《四川轻化工大学学报（社会科学版）》第1期，第34-46页。

13.刘润秋、姜力月，2021：《农村土地承包关系长久不变——历史进程、理论维度与实践逻辑》，《福建论坛（人文社会科学版）》第1期，第37-46页。

14.奈特，2017：《制度与社会冲突》，上海：上海人民出版社，第37-38页。

15.森，2002：《以自由看待发展》，北京：中国人民大学出版社，第30-31页。

16.申静、王汉生，2005：《集体产权在中国乡村生活中的实践逻辑——社会学视角下的产权建构过程》，《社会学研究》第1期，第113-148页、第247页。

17.张浩，2021：《农地再延包三十年：政策衔接是关键》，《江苏社会科学》第5期，第47-54页。

18.张兰、孔岩、樊鹏飞、冯淑怡，2022：《非农就业、土地流转抑制了农户当前及二轮承包到期时土地调整意愿吗》，《农业技术经济》第9期，第122-133页。

19.郑志浩、高杨，2017：《中央“不得调地”政策：农民的态度与村庄的土地调整决策——基于对黑龙江、安徽、山东、四川、陕西5省农户的调查》，《中国农村观察》第4期，第72-86页。

20.祝之舟，2021：《农村土地承包关系自主调整机制的法理内涵与体系完善》，《法学家》第2期，第86-100页、第193-194页。

21.邹红、李奥蕾、喻开志，2013：《消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较》，《经济学（季刊）》第4期，第1231-1254页。

22.Andersen, R., and J. Curtis, 2015, “Social Class, Economic Inequality, and the Convergence of Policy Preferences: Evidence from 24 Modern Democracies”, *Canadian Review of Sociology/Revue Canadienne De Sociologie*, 52(3): 266-288.

23.Azevedo, J.P., 2007, “Ainequal: Stata Module to Compute Measures of Inequality”, <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s456748.htm>.

24.Chen, Y., and H. Fang, 2019, “The Long-Term Consequences of Family Planning in Old Age: Evidence from China’s ‘Later, Longer, Fewer’ Campaign”, https://repository.upenn.edu/psc_publications/34/.

25.Cinelli, C., A. Forney, and J. Pearl, 2022, “A Crash Course in Good and Bad Controls”, *Sociological Methods & Research* (forthcoming), <https://doi.org/10.1177/00491241221099552>.

26.Cowell, F., 2009, “Measuring Inequality”, <http://econdse.org/wp-content/uploads/2012/02/Cowell-measuring-inequality.pdf>.

27.Krah, K., A. Maertens, W. Mhango, H. C. Michelson, and V. Nourani, 2021, "Village Fairness Norms and Land Rental Markets", <https://ssrn.com/abstract=3910008>.

28.Oster, E., 2019, "Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2): 187-204.

29.Zhou, Y., X. Shi, N. Heerink, and X. Ma, 2018, "The Effect of Land Tenure Governance on Technical Efficiency: Evidence from Three Provinces in Eastern China", *Applied Economics*, 51(22): 2337-2354.

(作者单位: ¹南京审计大学公共管理学院;

²南京农业大学公共管理学院;

³南京财经大学粮食和物资学院)

(责任编辑: 陈静怡)

Farmers' Willingness to Stabilize the Land Contract Relationship Facing the Upcoming Expiry of Land Contracts

WANG Xiansheng GUO Zhongxing SONG Yu LI Ning

Abstract: On the verge of the expiry of land contracts, it is theoretically and practically important to explore the willingness and motivations of farmers to stabilize the land contract relationship, with regards to protecting their land contract rights, addressing potential contradictions during the land contract extension, and maintaining the stability of contracted land. Using China Land Economic Survey Data in 2020, this paper explores the impact of differences in areas per capita of household contracted land on farmers' willingness to stabilize land contract relationship. The findings show that most farmers support the stability of land contract relationship; the smaller areas per capita of contracted land are occupied by households than the average in the village, the weaker of the farmers' willingness to stabilize the land contract relationship. The difference between the areas per capita of contracted land ownership of a household and the average in the village has a greater impact on the willingness to stabilize land contract relationship for middle- and low-income farmers, while the development of land transfer market does not increased the willingness. Affected by the COVID-19 pandemic, the land plays a more important role of employment security, which reduces farmers' willingness to stabilize the land contract relationship. Furthermore, the promotion of socialized agricultural service has also mitigated the willingness of farmers o stabilize the land contract relationship.

Key Words: The Land Contract Relationship; Contracted Land; Land Adjustment