

农地确权与农户间收入不平等

胡东宁, 赵增力

(天津师范大学 经济学院, 天津 300387)

摘要: 使用农户家庭微观调查数据, 结合全国范围内分省份实施的新一轮农地确权颁证政策, 采用双重差分法实证分析了农地确权颁证政策如何改变农户家庭的要素配置, 进而影响农村内部的收入差距。研究发现: 领取农地确权证书后, 家庭的收入相对剥夺指数显著下降, 说明农地确权颁证政策能够缩小农村内部的收入差距。异质性分析显示, 农地确权颁证政策的效果受到农地资源禀赋的影响, 对平原地区和土地破碎化较为严重的农户家庭而言, 农地确权颁证政策的作用更加明显。机制分析发现, 农地确权颁证政策主要通过促进低收入农户家庭流转土地和转移农业劳动力, 增加土地租金收入和非农就业收入, 实现农村内部相对收入差距的缩小。扩展性分析也发现, 农地确权颁证政策对收入相对剥夺指数的降低作用会受到农户家庭社会保障状况和地区要素市场发育水平的调节影响。本文研究结论表明, 以制度改革释放土地和劳动力要素的生产活力, 推动低收入农户家庭生产要素优化配置, 是缩小农村内部收入差距的一条可行路径。

关键词: 农地确权; 要素配置; 农户收入; 收入差距

中图分类号: F323.89 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)9—0171—13

一、引言

随着中国特色社会主义进入新时代, 当前社会的主要矛盾也已经转化为人民日益增长的美好生活需求与不平衡不充分发展之间的矛盾, 这一主要矛盾最突出的体现便是收入不平等问题。改革开放以来, 我国农村居民收入有着显著的增长, 但农村内部的收入不平等也呈现出加剧扩大的趋势。统计数据显示, 中国农村内部收入最高20%家庭与收入最低20%家庭的收入比由2000年的6.47倍上升至2019年的8.46倍(史长亮, 2020), 农村家庭人均可配置收入的基尼系数也从2011年的0.3949上升到2020年的0.4591^①, 已高于0.4的国际公认警戒线。农村内部收入分配的持续恶化引发的社会阶层分化不仅会影响社会经济发展和民生福祉, 还与社会主义现代化强国建设的初衷和目标背道而驰(史常亮, 2020)。在经济转型发展的新时期, 建立更加公平合理的收入分配制度, 缩小农村内部收入差距, 对增进民生福祉和实现共同富裕至关重要(苏素和宋云河, 2010)。

围绕着农村居民内部收入差距问题, 现有研究从农户家庭所拥有的物质资本、社会资本和人力资本等多个因素进行了讨论, 其中最受学者关注的因素是土地要素的影响(高梦滔和姚洋, 2006; 陈迅和孙成东, 2011)。在中国的特殊情景下, 土地具有多重功能属性, 其不仅能作为农业生产的重要投入, 还被视作在农村社会保障体制有待完善情况下农户家庭的生计保障和重要退路(赵增力和汪雨雨, 2022)。因此, 中国农村土地产权的改革是影响生产要素配置和收入差距的关键因素(牛坤在和许恒周, 2022)。20世纪80年代末与90年代初, 我国开始实施家庭联产承包责任制, 村集体以家庭为单位进行土地平均分配, 农户家庭从村集体组织获得农地的使用权, 村集体有权对农地进行调整或重新分配。家庭联产承包责任制的实施极大程度地提高了农户家庭的生产积极性, 同时改善了农村内部的收入分配情况。这项制度的实施不仅提高了农业生产效率, 而且使农村内部的收入分配相对平等。然而, 随着社会经济的快速发展和城乡二元体制的逐渐破除, 农业劳动力开始迅速向非农产业部门转移。农业生产性收入在农户家庭总收入中所占的比重逐年下降, 非农收入特别是外出务工收入所占份额日益增大。因此, 农户在土地均分基础上所呈现出的生产要素配置结

收稿日期: 2023-04-24

基金项目: 天津市教委科研计划项目“城市群产业结构优化下数字经济驱动天津农村新业态发展的实现路径”(2022SK066); 天津师范大学科研创新项目“乡村振兴视角下绿色农业发展机理”(2022KYCX088Y)

作者简介: 胡东宁, 经济学博士, 天津师范大学经济学院副院长, 教授, 研究方向: 发展经济学; 赵增力, 天津师范大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 发展经济学, 农业经济学。

① 数据根据《中国统计年鉴》计算所得。

构和配置效率的变化,开始成为农村内部收入格局变化的主要诱因(陶靖,2009;李谷成等,2018)。

为了更好地调整农村人地关系以适应生产力的发展水平,我国以“强权赋能”为主线,在“三权分立”的基础上,对农村土地制度进行了一系列调整,例如,将农村土地承包权进一步延长至30年,修订出台《土地承包法》,试点新一轮农村土地改革,以及全面推行农村土地确权颁证。农地确权颁证政策被广泛认为对农户家庭的农地投资、农地流转、劳动力转移和土地抵押贷款等方面行为产生了影响。首先,农地确权通过明晰产权关系,减少了农地纠纷,提高了农户的长期投资预期收益,从而鼓励农户长期投资和采纳新技术(林文声等,2018;孙琳琳等,2020)。其次,农地确权能够降低农地流转的交易费用,促进农地租赁市场的发展,使得农地从低效率的小农户手中流向高效率的新型农业经营主体,从而实现农业现代化转型(Chari et al, 2021; 夏玉莲和曾福生, 2015)。再次,产权预期安全不足会导致大量剩余劳动力被锁定在农业生产部门,用以捍卫和保卫土地产权和生产收益,不利于农业劳动力向非农部分的自由流动。农地确权能够缓解因地权预期安全不足导致的农业劳动力错配问题,促进农村劳动力的非农就业(张丽娜等, 2023)。最后,农地产权的明晰化和证书化还能够形成正式的产权表达形式,在提高农地的抵押价值的同时,降低银行获取和甄别借款农户信息的搜寻成本,从而促进了农村信贷市场的供求匹配,更好地满足农户的信贷需求(周南等, 2019)。

毫无疑问,以产权强化为核心的土地改革措施已经重塑了农村人地关系格局,并且改变了农村土地要素的配置结构,直接影响了农村的收入分配格局(耿鹏鹏和罗必良, 2022)。然而,现有的研究虽然关注要素配置和生产效率,但却忽略了收入分配的探讨。因此,我们需要回答以下问题:农地确权颁证政策对农村内部收入分配格局有何影响?农地确权颁证政策通过何种渠道影响农村内部收入差异?回答这些问题将有助于政府和学界更全面、科学地认识农地确权政策的作用,并更好地把握中国农村土地制度改革所带来的深远影响。因此,本文旨在结合新一轮农地确权政策,探讨农地产权变动对农户内部收入分配格局的影响。

具体而言,本文旨在回答以下两个问题:第一,新一轮农地确权政策是否对农户内部收入差距产生影响,如果有影响,是何种影响?第二,农地确权政策如何作用于不同收入水平的农户家庭进而影响农村内部收入差距?关于第一个问题,已有研究从土地流转的角度进行了较多探讨,但并未得出一致的结论。一部分研究认为,土地流转有助于促进劳动力向非农部门转移,增加低收入农户家庭的工资性收入,从而抑制农村内部收入差距的加剧(陶靖, 2009; 史常亮, 2020)。另一部分研究认为,确权后土地流转和劳动力要素的流动能够促进收入增长,但也会加剧农户之间的收入差距(朱建军和胡继连, 2015; 李成明等, 2019)。还有研究指出,农地确权与土地流转对农村内部收入差距的影响受地区经济发展水平、农户家庭内部人力资本积累情况等多方面因素的影响,并不确定(韩茜和钟甫宁, 2011)。针对第二个问题,现有研究在分析农地确权时主要关注政策对于总体农户家庭的影响,忽略了政策对于不同收入水平农户家庭的异质性影响(耿鹏鹏, 2020)。对于低收入农户家庭而言,土地不仅是农业生产中不可或缺的要投入,还是农户的重要生计退路,是社会保障制度不完善时的补充保障。在土地产权不明晰的情况下,低收入家庭失地后不仅会损失土地产出的价值,还丧失了土地所提供的口粮保障和就业支持作用。因此,土地保障作用的存在也势必会导致农地确权对不同收入水平农户家庭的作用具有异质性。

本文的边际贡献主要表现在以下两个方面:其一,为深入理解农地确权政策的影响提供了新的视角。目前,关于农地确权政策的研究多集中于效率方面,对农地确权政策对农户内部收入分配等社会公平问题的研究相对较少,结论也尚未统一。本文利用新一轮农地确权政策作为准自然实验,运用双重差分法实证分析了农地确权颁证与农户家庭收入剥夺指数之间的因果关系,为农地确权能够缩小农户内部收入差距这一观点提供了新的经验证据。其二,本文在微观层面揭示了农地确权颁证缩小农村内部收入差距的作用机制。具体而言,本文结合详细的调查数据,从土地和劳动力要素的配置行为和配置收益角度详细分析了农地确权颁证政策如何通过改变要素配置行为、增加低收入农户家庭的要素配置收益,进而缩小农村内部收入差距的作用渠道。此外,本文还进一步分析了农地确权颁证政策缩小农村内部收入差距的作用如何受到农地资源禀赋、社会保障状况和地区要素市场发育水平的影响,识别出了农地确权颁证政策与其他影响因素的作用合力。

二、理论分析

根据现代产权契约理论,产权预期稳定性是影响要素配置成本和效率的重要因素。对于中国农村家庭而言,土地的产权安全便是影响其家庭生产行为最为重要的因素之一。然而,由于土地在中国农村扮演了特殊的生计保障作用,因此不同收入水平和生计模式的农村家庭受产权安全影响的程度也不尽相同。

与高收入农户家庭相较而言,低收入农户家庭总收入中的农业经营收入的比重明显较高,更加依赖土地所提供的产出来满足生存与发展需求。此外,在农村社会保障体系有待完善的情况下,低收入农户家庭往往缺乏参与商业保障体系内生动力与能力,在面临自然或市场冲击时更加依赖的承包地所发挥出的“救生网”的作用(徐志刚等,2018;赵立娟等,2021)。因此,低收入农户家庭在土地产权不明晰时为了保留承包地的生计保障作用,避免因承包纠纷或村庄土地调整带来的短期亦或长期失地风险,并不会根据家庭的农业生产与非农生产之间的相对比较优势选择是否转出或转入土地以实现预期收益最大化,反而会一味地排斥市场化流转土地,或是选择不流转土地,或是选择将流转对象限制在亲友及同一村组内进行低价和无偿流转以便能够及时收回土地的实际使用权。因此,低收入农户家庭往往被边缘化于土地流转市场之外,在产权不稳定的情况下难以实现最优配置家庭农业生产要素并获得最大收益(林文生等,2018;史长亮,2020)。对于农村收入水平较高的农户家庭而言,面积有限的承包地所提供的产出和保障作用十分有限。较高的收入也使其有能力参与商业保障体系,享受到商业保险所提供到的分担作用,并不依赖承包地所提供的生计保障作用。因此,在产权模糊的情况下,高收入农户家庭通常能够承受市场流转土地过程中可能出现的短期失地风险,根据家庭劳动力的相对比较优势,选择是否流转土地及如何最大化土地租金收益,并实现预期收益的最大化目标。

土地产权的不稳定和不安全还会对依附在土地上的劳动力起到“锁定效应”,使其无法自由流动。在预期产权不稳定的情况下,农户家庭必须花费大量时间和精力保护土地产权和收益权,这导致家庭只能局限在土地或村庄周边(张丽娜等,2023)。而农业与工业和服务业之间日益扩大的劳动生产率差距,以及农村地区长期落后的产业体系和经济发展水平,使得被锁定在土地及农村地区的劳动力在兼业生产的过程中无法获得优质的非农就业机会,仅能获得有限的工资收入和农业种植收益。在农地确权颁证政策实施前,土地流转是打破土地产权不稳定对劳动力流动的制约的关键。通过签订土地承包合同,租出土地的农户家庭能够稳定地获得地租收入,并将保护土地产出权益的责任转移给承包方,从而扩大了家庭劳动力就业的范围,更好地搜索和匹配就业岗位,进而实现劳动力要素配置的收益最大化。因此,低收入农户家庭被土地流转市场“边缘化”不仅会影响家庭的土地要素配置行为,还会进一步制约家庭劳动力要素的优化配置,进一步拉开其与其他农户家庭之间的劳动力收入报酬差距。

上述分析可知,土地产权的不稳定对以承包地作为重要生计保障的低收入农户家庭造成的要素配置低效率是导致农村内部收入差距逐渐扩大的一个重要原因。因此,如果在法律层面赋予并保障农户的土地权益,明确土地的产权所有,提升农户家庭的地权预期稳定性,理应能够促进低收入农户家庭更好地参与要素市场,优化低收入农户家庭生产要素的配置方式,减少低收入农户家庭配置生产要素时的生计成本,从而提高要素分配收益,缩小低收入农户家庭与其他家庭之间的相对收入差距。

为了强化农村土地产权安全,我国在2009年开始试点实施了新一轮农地确权政策,该政策在法律上规定了农户的土地财产所有权,通过赋予农户“增人不增地,减人不减地”的排他性产权将土地变为农户家庭“准私有”的财产(耿鹏鹏和罗必良,2022),使得农户在流转土地时能够按照合同或约定如期如实的收回承包土地,从而在保留土地对低收入家庭的保障和生计作用的同时,促进低收入家庭根据收益最大化的准则市场化的配置土地和劳动力要素,而要素配置收益的增加进一步能够缩小低收入农户家庭与其他家庭之间的收入差距。

新一轮农地确权政策能够缩小农户家年收入差距的作用机制可能有两个主要途径:首先,农地确权还能够进一步促进农地资源市场化配置。在土地制度不完善时期,低收入农户转出土地可能会面临着因承租人违约导致土地无法及时收回土地从而造成的生计受损的潜在影响,因此农户在流转土地时会采取降低租金,增加愿意承租的人数,将土地租给更值得信赖的承租人,或是直接将土地无偿转让给值得信赖的亲友。农地确权后,土地的产权安全有了法律凭证的保护,在承包合同到期后农户能够合法合理地及时收回承包土地。因此农地流转的范围和承包关系的认同不再局限于亲友或村组内成员之间,交易对象范围不断扩大,流程正规性和合同化不断增加,农地的人格化财产属性增强,进而帮助转出土地农户获得更高的土地租金收益。其次,农地确权能够减弱产权稳定性预期不足时,土地对低收入家庭劳动力的“锁定效应”,从而帮助农户家庭更好地衡量农业生产经营和非农就业之间的比较收益,以实现家庭收益最大化。特别是对于拥有非农就业优势的低收入家庭而言,农地确权后产权稳定性的预期保留了土地能够给其提供的生计保障,降低了劳动力非农转移的影子成本,从而增加了非农就业收益,对家庭收入增长起到了更加明显的促进作用。

因此,本文提出所要验证的假设1和假设2:

农地确权能够降低农村内部收入差距(H1);

农地确权主要通过促进低收入农户家庭优化土地和劳动力要素配置从而降低收入差距(H2)。

三、政策背景、数据来源与研究设计

(一)政策背景

在家庭联产承包责任制实施之后,中央政府在后续农村土地改革中围绕着强权赋能为主线,不断强化农民的财产权安全。然而,此后较长一段时间多数农户家庭仍未能获得土地承包经营权的法律文件与证书,农民的土地承包经营权仍尚未得到法律文件的保障(张英辉,2003;耿鹏鹏和罗必良,2022)。根据一项调查显示,截止2011年全国约有42%的村庄进行了土地调整和重新分配,不少兼业与非农劳动的农户家庭依然面临着失去土地的风险(Wang et al, 2015)。为了进一步完善农村产权制度,中央政府2007年颁发的《物权法》将土地承包经营权定义为用益物权,并规定了不动产登记制度。次年,中央政府审议通过了《关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》,提出要开展新一轮农村土地确权、登记和颁证工作,要求在现场实测的基础上厘清承包地块的“四至”登记备案,并确保承包地权属证书落实到户。2009年,首批试点地区的8村105县正式开始新一轮农地确权工作,2014年试点地区扩大到山东、安徽和四川三个省份,2015年进一步扩大到吉林、河南、江苏、湖北、湖南、江西、甘肃、贵州、宁夏9个省份,并允许其他非试点省份的县级单位也可结合自身实际情况开展土地确权工作。根据农业部统计数据,截止2015年,全国2856个县中的1988个县已经开始确权工作^②。

(二)数据来源

本文使用的数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查中心在2013年和2015年开展的中国家庭金融调查(CHFS)数据。CHFS在2013年调查了全国29个省市自治区(除新疆、西藏及港澳台地区),267个区县,1048个村(居)中28141个家庭,在2015年调查了全国29个省市自治区(除新疆、西藏及港澳台地区),351个区县,1396个村(居)中37289个家庭,其中追访家庭21775个,数据具有全国代表性。CHFS关于农村家庭的调查中详细记录了农业投资、土地确权、劳动力配置及家庭资产等方面信息,为本文研究提供了高质量的微观数据支持。

根据研究需要,本文对数据进行了如下处理:①仅保留了受到追踪调查的农村地区样本,删除了城镇地区样本;②删除了在2013年和2015年两次调查中均未从事农业生产的样本家庭;③由于在2013年调查前已有部分地区开始试点工作,因此根据CHFS样本家庭领取土地确权证书的具体年份,将在2013年及之前领取到土地确权证书的样本家庭剔除,仅保留2013年后领取到土地确权证书及从未领取到确权证书的样本家庭,从而将2013年视作政策生效前期,将2015年视作政策生效后期。经过上述处理后,最终获得7814个样本组成的非平衡面板数据。

(三)研究方法

为了更好地识别农地确权对农户农业生产性投资的影响,本文采用双重差分法(difference in differences)进行实证分析,其具体估计模型如式(1)所示。

$$y_{it} = \alpha + \beta_0 Post_t \times Treat_i + \beta_1 Controls_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 为个体家庭; t 为年份; y_{it} 为农户 i 在 t 年份的农业生产性投资; $Post_t$ 为时间虚拟变量,表示政策是否生效,政策生效前年份 $Post_t = 0$ 政策生效后年份 $Post_t = 1$; $Treat_i$ 为个体虚拟变量,表示个体是否为处理组,若个体为处理组则 $Treat_i = 1$,若个体为对照组则 $Treat_i = 0$; $Controls_{it}$ 为控制变量; γ_t 为年份固定效应; μ_i 为个体固定效应; ε_{it} 为随机扰动项; β_0 为本文重点关注的双重差分估计系数,表示土地确权对农业投入的影响; α 、 β 为待估系数。

政策冲击的随机性是保证双重差分结论可靠的条件之一,就本文所设计的研究而言,农地确权政策并非随机发生,其主要受到以下4个方面的影响:一是省级层面,农业农村部在选定省级农地确权试点地区时会综合考虑各个省份农业生产的重要程度及农业发展潜力的大小,或优先选择人地矛盾更尖锐,农地确权收益

② 详见《农业部就土地承包经营权确权登记颁证试点等情况举行发布会》。

更显著的省份作为试点省份,或优先选择土地纠纷更少,确权工作更容易完成的省级作为试点省份;二是县级层面,对于非试点省份地区而言,中央政府允许其根据自身情况开展县级单位的土地确权工作。县级层面土地确权工作与省级层面情况相同,县域的土地矛盾及农业发展潜力等因素也是影响该县城是否入选为土地确权试点县的主要因素;三是村级层面,尽管中央财政给予了农地确权试点地区部分补贴,但地方政府特别是村级政府也要承担部分成本。根据一项相关调查,农地确权过程中亩均确权成本在40~100元不等,在中央及省、市财政负担一部分成本后,村级财政承担15~30元的每亩确权成本(北京大学国家发展研究院综合课题组,2010)。因此同一确权试点地区内经济发展水平较好的村庄更可能较早地开展确权工作;四是农户层面,农地确权是以村级为层面同步推行的,但受农户家庭政治面貌、社会资本、土地纠纷及接受农地确权的“被动性”等因素的影响,同一村庄内的农户也并非同一时间拿到确权法律证书与文本。这4个方面的影响农地确权的政策因素使得农地确权政策冲击的随机性难以保证。

在政策冲击随机性难以保证的情况下,通过比较政策发生前的处理组与控制组的事前趋势和平行趋势也能够证明双重差分结果的有效性,但该方法的实现需要政策发生前多个时期的调查数据。由于本文仅包含政策发生前及政策发生后各一个时期的数据,缺乏进行事前趋势检验的数据基础,因此拟采用匹配的方法,先通过使用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)对处理组与对照组农户之间进行匹配,为处理组农户构造一个反事实框架,以降低选择性偏误问题导致的估计误差,进而再利用双重差分法识别农地确权政策冲击带来的实际影响。在进行倾向得分匹配时,采用如下二元Logit模型进行估计。

$$\text{Logit}\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 \text{Basic} + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中:Logit(·)为Logit回归模型; $P_i = P(X_i) = \text{Pr}(T_i = 1|X_i)$ 表示样本进行处理组的倾向得分, $T_i = 1$ 其中表示家庭为处理组, $T_i = 0$ 表示家庭为控制组, $P(X_i) = \text{Pr}(T_i = 1|X_i)$ 表示所估计出的农户家庭 X_i 成为处理组的概率; Basic 为用于匹配的协变量; ε_i 为残差项。在倾向得分匹配的具体方法上,本文采用了最近邻一对二卡尺0.05匹配法。在具体回归过程中,将实现成功匹配的样本用于PSM-DID中。

(四) 变量选取

1. 被解释变量

本文的使用Kakwani(1984)提出的个体收入相对剥夺指数来表示农户内部收入不平等的水平。根据个体收入相对剥夺理论,农户收入水平在特定群组里越高,则农户的收入劣势程度和相对剥夺水平也越低,表现为农户内部的收入不平等程度降低。反之,农户收入水平在特定群组里越低,则农户的收入劣势程度和相对剥夺指数较高,表现为农户内不收入不平等程度的增加。本文在基准回归中将群组设定为村,将同村中其他农户家庭设定为参照组,随后将村庄中每个农户家庭的收入与参照组进行比较,进而计算出每个农户家庭的相对收入剥夺指数。相对剥夺指数的具体计算方法如下:

令 N 代表一个群组(村),群组中个体数量为 n ,每个个体的收入为 x_i ,随后将群组内个体按照收入高低进行升序排列,可得出参照群组的收入分布 $N_i = (x_1, x_2, \dots, x_n)$, $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ 。随后根据定义,将每个个体与参照组的其他个体 x_j 进行比较,进而可将该个体的相对剥夺表示为

$$RD(x_j, x_i) = \begin{cases} x_j - x_i, & x_j > x_i \\ 0, & x_j \leq x_i \end{cases} \quad (3)$$

其中: $RD(x_j, x_i)$ 为 x_j 对 x_i 的相对剥夺,将 $RD(x_j, x_i)$ 求和后除以农户家庭收入的均值,可以得出第 i 个农户家庭的平均相对剥夺为

$$RD(x_i) = \frac{1}{n\mu_X} \sum_{j=1}^n RD(x_j - x_i) = \frac{1}{n\mu_X} \left(\sum_{x_j > x_i, x_j \in X} x_j - \sum_{x_j > x_i, x_j \in X} x_i \right) \quad (4)$$

其中: μ_X 为群体中收入的平均值。

通过对式(4)进一步分解后可将农户个体的收入平均相对剥夺指数表示为

$$RD(x_i) = \frac{1}{n\mu_X} (n_x^+ \mu_{x_i}^+ - n_x^+ x_i) = \frac{1}{\mu_X} \gamma_{x_i}^+ (\mu_{x_i}^+ - x_i) \quad (5)$$

其中: $RD(x_i)$ 为农户个体的收入平均相对剥夺指数; μ_X 为群体中所有个体的收入平均值; n_x^+ 为群体中收入超

过 x_i 的个体的数量; $\mu_{x_i}^+$ 为群体中收入超过 x_i 的个体的收入平均值; $\gamma_{x_i}^+$ 为群体中收入超过 x_i 个体数在群体中所占的比重。

使用上述方法所计算出的收入相对剥夺指数 $RD(x_i)$ 具有如下性质: ① $RD(x_i)$ 取值范围介于 0~1, 最大值为 1, 最小值为 0; ② $RD(x_i)$ 是收入的严格递减函数, 与个体的相对收入差距呈现正相关, $RD(x_i)$ 越接近于 0 表示个体的相对收入差距越小, $RD(x_i)$ 越接近于 1 表示个体的相对收入差距越大。

2. 解释变量

本文的主要解释变量为农地确权与确权年份的交互项, 即“农地确权”×“确权年份”。CHFS 在调查时询问了“您家是否取得土地经营权证书”和“您家取得确权证书的年份”, 本文将 2013 年与 2015 年均取得土地经营权证书的家庭设置为控制组(农地确权=0), 将 2013 年未取得但 2015 年取得土地经营权证书的家庭设置为处理组(农地确权=1); 同时, 本文将 2013 年视作政策发生前年份(确权年份=0), 将 2015 年视作政策发生后年份(确权年份=1)。农地确权与确权年份交互项的系数将用以反映农地确权对农业机械化投入影响的大小。

3. 控制变量

为了更好控制处理组与对照组之间的差异, 本文从家庭和省份两个层面选取了控制变量。家庭层面的控制变量有户主年龄、户主性别、户主健康水平、户主教育年限、户主政治面貌、家庭成员数、家庭农业劳动力占比、家庭受雇务工比重、家庭自雇创业比重、家庭社保覆盖比重、家庭领取农业补贴金额、家庭金融资产、家庭耕地面积。在省级控制变量方面选取了省级经济发展水平(人均 GDP)、省级人均农业生产总产值、省级农产总产值比重(第一产业 GDP 所占比重)、省级财政支农支出(万元)、省级人均耕地面积、本省耕地面积占全国比重、农村人口所占比重。户主和家庭层面的控制变量来自 CHFS 数据, 省级控制变量来自于各省的统计年鉴。上述变量的描述性统计详见表 1。

表 1 描述性统计

变量类型	变量名	均值	方差	最小值	最大值
被解释变量	收入相对剥夺指数(0-1)	0.484	0.294	0	1
解释变量	农地确权(领取确权证书=1, 否则=0)	0.025	0.156	0	1
户主控制变量	年龄(岁)	54.242	11.347	6	97
	性别(男=1, 女=0)	0.911	0.284	0	1
	健康水平(1~5)	3.15	1.139	1	5
	受教育水平(1~7)	2.547	0.936	1	7
	政治面貌(党员=1)	0.061	0.239	0	1
家庭控制变量	家庭人口数(人)	4.371	1.839	1	19
	家庭务农比重(%)	0.325	0.313	0	1
	家庭受雇务工比重(%)	0.5846	0.2250	0	1
	家庭自雇创业比重(%)	0.0297	0.1094	0	1
	家庭社保覆盖比重(%)	0.668	0.323	0	1
	家庭耕地面积(亩)	9.444	27.421	0.023	1200
	农业补贴金额(元, 对数)	4.33	2.881	0	14.509
	家庭金融资产(元, 对数)	3.915	4.658	0	13.785
	省人均 GDP(万元, 对数)	4.474	1.574	2.286	10.69
	省人均农业 GDP(万元, 对数)	0.449	0.131	0.045	0.938
省级控制变量	省农业 GDP 占比(%)	10.946	3.923	0.005	0.437
	省人均耕地面积(亩)	5.286	2.863	0.188	15.864
	省耕地面积占比(%)	1.158	0.833	0.078	4.159
	省财政支农支出(万元, 对数)	6.18	0.429	4.812	6.916
	省农村人口比重(%)	0.4699	0.834	0.104	0.623

注: 户主健康水平评分为 1~5, 依次代表非常健康、很健康、比较健康、一般、不健康; 户主受教育水平评分为 1~7, 依次代表文盲或半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士及以上; 社会保险包括基本养老保险、基本医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险等由政府主导的保险项目; 农业补贴金额包括粮食直补、休耕轮作补贴、耕地保护补贴等现金补贴, 不包括实物补贴或税收优惠补贴。1 亩≈666.7 平方米。

四、实证结果

(一) 倾向得分匹配结果

在进行双重差分回归之前, 本文首先进行倾向得分匹配以提高处理组和控制组之间的可比性。图 1 汇报了进行倾向得分匹配后各样本的匹配情况, 其中图 1(a)汇报了匹配前处理组和控制组倾向得分的核密度图, 图 1(b)汇报了匹配后处理组和控制组倾向得分的核密度图。从中可以看出, 进行按照倾向得分进行匹配后处理组和控制组的核密度图实现了较好的重合, 且处理组与控制组之间均值的差异也有了明显的缩小, 说明处理组和控制组之间实现了完美匹配。

在对比匹配前后处理组和控制组倾向得分概率分布的基础上, 本文进一步检验了匹配前后处理组和控制组之间解释变量差异的平衡性检验结果。检验结果见表 2, 从表 2 中可以看出, 匹配后各个解释变量的标准化偏差均下降到了 7.6% 及以下, 满足匹配后标准化偏差小于 10% 的标准, 并且极大地降低了处理组和控制组之间的平均偏误(由匹配前的 17.4% 下降到匹配后的 2.7%)。就平衡两组样本之间的解释变量的分布而言, 倾向得分估计和样本匹配是成功的。

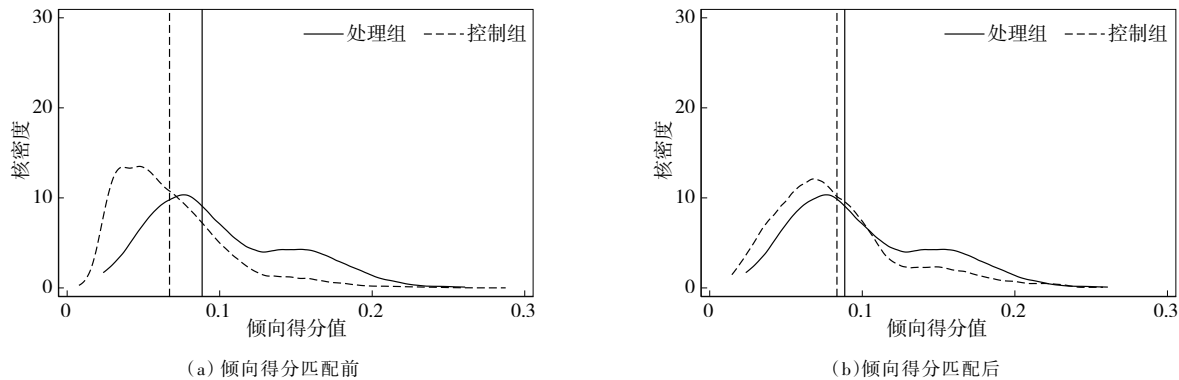


图1 倾向得分匹配核密度图

表2 倾向得分匹配平衡性检验

变量	匹配前			匹配后		
	处理组均值	控制组均值	标准化偏差%	处理组均值	控制组均值	标准化偏差(%)
年龄(岁)	56.02	55.99	2.7	55.98	55.33	0.3
性别(男=1,女=0)	0.919	0.871	16.0	0.919	0.909	-1.3
健康水平(1~5)	2.855	3.232	-35.7	2.859	2.839	2.5
受教育年限(1~7)	2.558	2.468	9.3	2.561	2.538	-4.8
政治面貌(党员=1)	0.071	0.063	3.4	0.069	0.078	-1.4
家庭人口数(人)	4.413	4.126	15.3	4.407	4.294	0.7
家庭务农比重(%)	0.353	0.325	8.9	0.353	0.345	-3.1
家庭受雇务工比重(%)	0.186	0.1839	0.9	0.1861	0.1785	3.4
家庭自雇创业比重(%)	0.0203	0.0297	-9.5	0.0204	0.0228	-2.4
家庭社保覆盖比重(%)	0.833	0.680	51.4	0.832	0.828	3.0
农业补贴金额(元)	4.168	2.855	42.9	4.157	4.303	2.7
家庭金融资产(元)	4.770	3.660	24.1	4.743	4.975	-1.5
家庭耕地面积(亩)	9.902	9.481	28.9	9.916	9.951	0.3
省人均GDP(万元)	4.440	4.489	-3.1	4.436	4.518	7.6
省人均农业GDP(万元)	0.464	0.448	11.8	0.465	0.466	-2.5
省农业GDP占比(%)	11.484	10.874	14.6	11.497	11.368	3.8
省人均耕地面积(亩)	5.118	5.304	-6.2	5.12	5.253	-0.3
省耕地面积占比(%)	1.206	1.154	6.0	1.208	1.221	-3.1
省人均农林事务支出(万元)	55.145	54.689	2.1	55.099	56.122	-5.5
农村人口比重(%)	46.441	46.915	-5.7	46.468	46.132	5.1

注：1亩≈666.7平方米。

(二)基准回归结果

表3汇报了使用PSM-DID所估计出的农地确权对农户间收入不平等的影响,其中(1)列仅控制了个体固定效应和时间固定效应,(2)~(4)列在此基础上逐渐加入户主控制变量、家庭控制变量和省级控制变量。结果表明,农地确权对收入相对剥夺指数的影响分别在1%和5%的统计性水平上显著为负,说明农地确权政策实施后获得确权证书的处理组家庭相较于控制组家庭的收入相对剥夺指数有着显著的下降,表明农地确权能够缓解农户内部的相对收入差距,证明了本文所提出的假说1。

(三)安慰剂检验

基准回归估计所得结果的有效性可能会受到遗漏变量问题或同期政策干扰的影响。为了进一步排除不可观测随机因素和其他政策的影响,本文使用双重差分安慰剂检验的方式进行检验,通过随机抽取伪处理组的方式,估计出伪处理组虚假的估计系数 β_{false} 。若估计出的系数 β_{false} 服从均值为零的正态分布,说明伪处理组不会存在真实情况下对农业生产效率的促进作用,即其他不可观测因素和政策并不会对基准回归结论的

表3 基准回归结果

变量	被解释变量:收入相对剥夺指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
农地确权	-0.0583*** (0.0241)	-0.0560*** (0.0241)	-0.0448** (0.0200)	-0.0472** (0.0201)
户主控制变量		控制	控制	控制
家庭控制变量			控制	控制
省级控制变量				控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	10274	10274	10274	10274
R ²	0.6294	0.6317	0.7362	0.7368

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。

可靠性造成影响。

图 2 绘制了随机抽取 500 次伪处理组的后估计系数 β_{false} 的核密度图,从图 2 中可以看出,虚假的估计系数 β_{false} 几乎完全满足均值为零的正态分布,且绝大部分虚假的估计值全部在真实估计值的左侧,仅有少许抽样获得的虚假估计值大于真实估计值,说明同期其他政策和不可观测因素对于真实处理组估计系数可靠性的影响并不明显,以此证明了基准回归中结论的可靠性。

(四)异质性分析

基准回归中基于总样本所估计出的平均处理效应揭示了农地确权颁证政策的整体作用。但对位于不同地理环境及拥有不同农业资源禀赋的家庭而言,农地确权的实际作用必然会有所差异。为了揭示农地确权的异质性影响,本文根据农户家庭所在地区的地势地形和土地破碎化程度对样本进行了划分,进一步讨论了农地确权政策的异质性影响。

首先,地理区域是影响农业生产的重要因素之一,不同地理区域的农业生产和土地边界划分的方式不尽相同,农地纠纷的严重程度也有所差异,因此农地确权政策的影响会因为地理区域不同而产生差异。本文根据家庭所在城市,结合国家地理区域划分,将位于东北平原、华北平原、长江中下游平原和关中平原的样本统一定义为平原组,将位于其他地区的样本定义为非平原组,进行分组回归。分组回归的结果见表 4 中(1)列和(2)列所示。可以发现,农地确权的回归系数均能通过统计性检验,但对系数的大小而言,平原组的估计系数要小于非平原组,这说明农地确权政策对于平原地区农户间收入不平等的缩小作用更为明显。结合现实具体情况,本文认为农地确权政策对于平原地区农户家庭作用更为明显的原因是由于平原地区的农地纠纷更加严重,因此农地确权带来的收益也更加明显。具体而言,这一方面可能是因为平原地区用作划分边界的田坎和田垄是由相邻农户各自的土地所共同构成,因此在“面积不准、四至不清”的情况下农户有动机进行激烈的利益博弈,从而产生土地纠纷。山地、丘陵等地形崎岖的地区在划分土地时较多利用自然地形作为边界,因此农户间进行利益博弈的动机较小。另一方面,不同地形区域之间农业生产模式和城市化建设进程的差异也十分明显,随着平原地区的农业规模化生产进程的加快及城市建设用地面积的迅速扩张,市场对于土地的需求量在速度增加,农地的交易价值不断攀升,因而农户有着更强的经济动机来争夺产权模糊的农地。

其次,农地确权能够产生作用的直接原因在于排他性的强约束产权在极大程度上降低了农户的维权成本。因此,农地确权政策对于有着不同维权成本的农户家庭的实际影响也会有所区别。就农地的维权成本而言,土地破碎化程度是重要的影响因素之一。破碎而又散布多片的农地不仅增加了维护农地产权和产出所有权所需的时间和金钱成本,还能够提高发生农地纠纷的可能。因此,本文根据家庭土地破碎化程度进行划分样本后进行了回归分析。具体而言,本文参考黄祖辉等(2014)的做法,以家庭总耕地面积与最大一块耕地面积之比作为耕地破碎化的代理变量,该变量越大表明耕地破碎越严重。本文按照代理变量的中位数进行划分,将大于等于样本中位数的家庭定义为高破碎化家庭,反之为低破碎化家庭,随后进行分组回归。回归结果见表 4 中(3)列和(4)列所示。从中可以发现,农地确权对于高破碎化家庭的估计系数要明显小于低破碎化家庭,说明农地确权对于土地破碎较为严重、维权成本较高家庭的相收入差距的缩小作用更为显著。同时,这也进一步佐证了农地确权颁证政策的确能够降低维护农地产权安全的时间和金钱。

(五)稳健性检验

为了进一步验证基准回归中所得结论的可靠性,本文对基准回归模型进行了一系列稳健性检验。

首先,农户之间收入差距的缩小存在两种可能:一种可能是低收入农户家庭确权后收入水平有着更为明显的增加,进而缩小了其与高收入家庭之间的收入差距;另一种可能是高收入农户家庭在城市化过程中的市

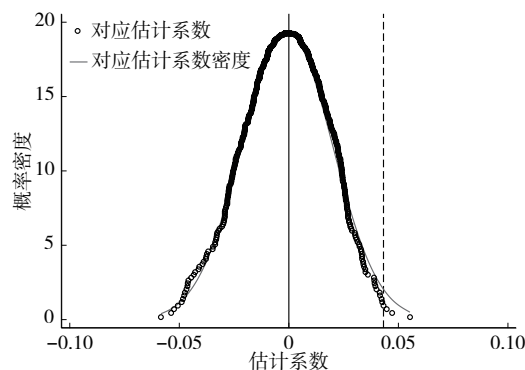


图 2 安慰剂检验

表 4 异质性分析

变量	被解释变量:收入相对剥夺指数			
	平原组	非平原组	高破碎化	低破碎化
	(1)	(2)	(3)	(4)
农地确权	-0.0432** (0.0398)	-0.0398** (0.0172)	-0.0524** (0.0263)	-0.0241** (0.0138)
观测值	4395	5876	5137	5137
R ²	0.5683	0.7601	0.6179	0.7246

注:*,**,***分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。所有回归均已加入了户主、家庭和省级层面的控制变量,并同时控制了个体和时间固定效应。

民化,使得处理组中低收入家庭的收入排序变相提高,进而缩小了农户之间的相对收入差距。为了消除样本变动可能带来的混淆影响,本文结合了两个年份的调查数据,剔除了进入与退出的样本,使用两年都接受调查的样本家庭组成的平衡面板数据进行了重新估计,估计结果见表5中(1)列所示,从可以看出,农地确权的估计系数有所下降,但依旧在5%的统计性水平上显著,说明样本的进入与退出导致了一定程度上对农地确权作用的高估,但农地确权对收入差距的缩小作用仍是稳健的。

其次,特殊地区样本选取和抽样不均也可能影响结论的稳健性。因此,本文首先剔除了北京、天津、上海和重庆4个地区的农户样本家庭,因为这4个直辖市的经济实力雄厚,且在管理体制、政策自主权、官员考核等方面与其他地区存在较大差异。此外,本文还剔除了青海、西藏和新疆地区的样本家庭(由于CHFS数据在追踪调查时便未涵盖港澳台地区,因此本文在剔除特殊地区样本时所使用的样本并未不包含港澳台地区),因为这三个地区的自然地理和社会经济状况与其他地区明显不同,而且调查样本数量过少。剔除上述地区样本家庭后的回归结果见表5中(2)列所示,可以看出,农地确权的估计系数的显著性水平并无明显变化。

再次,被解释变量的计算方式和回归方程的估计方法也可能影响基准结论的可靠性。本文在基准回归中使用的是以村为群组计算出的相对剥夺指数,因此,本文在稳健性检验部分进一步以省为群组计算出了以同一省份其他农户为参照群组所得的相对收入剥夺指数,用以替换基准回归中的被解释变量,并将标准误差聚类到省级层面重新进行回归,回归结果见表5中(3)列所示,可以发现,农地确权也能缩小农户家庭在省级层面的相对收入剥夺指数,但效应明显低于村级层面的相对收入剥夺指数,这可能是由于省内不同区域之间存在着巨大的发展鸿沟,因而抑制了确权对于落后地区农户相对收入组的促进作用。

最后,由于相对收入剥夺指数属于双侧截断变量,本文使用更加适用于截断数据的Tobit模型进行了重新估计,估计结果如表5中(4)列所示,可以发现,农地确权对相对收入剥夺指数仍有着显著的负向影响,进一步证明了基准回归结论的稳健性。

表5 稳健性检验

变量	平衡面板	剔除特殊地区	更换被解释变量	Tobit模型
	(1)	(2)	(3)	(4)
农地确权	-0.0451** (0.0201)	-0.0476** (0.0206)	-0.0409* (0.0223)	-0.0519*** (0.0185)
观测值	9244	9500	10274	10274
R ²	0.7328	0.7341	0.7510	无

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。表3中(1)、(2)和(4)列括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误,(3)列括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。所有回归均已加入了户主、家庭和省级层面的控制变量,并同时控制了个体和时间固定效应。

五、机制检验与扩展分析

(一)机制检验

前文基准回归分析结果表明,农地确权政策的确能够缩小颁证农户与其他农户之间的相对收入差距。那么,进一步需要分析的便是农地确权影响相对收入差距的作用机制。如前文理论分析部分的阐述,农地确权影响农户之间收入差距的因素可能在于将土地财产权利变为受法律保护的“准私有”财产,消除了低收入家庭在配置土地资源时所面临的制度成本,进而通过提高低收入农户家庭的要素配置效率和收益从而缩小农村间的收入差距。因此,本文在这一部分将着重分析农地确权如何影响不同收入水平农户家庭的生产要素配置。

表6中汇报了分别以有偿流转土地(有偿流转=1,否则=0)、土地流转金额(元)、非农就业时间(月数)和非农就业收入(元)作为被解释变量的回归结果。表6的(1)列是在全部样本情况下的进行的回归,(2)列和(3)列则是根据家庭在农地确权发生前收入高低进行划分(家庭收入大于等于总样本家庭收入中位数定义为高收入家庭,反之为低收入家庭)后分样本进行回归的结果。由表6中Panel A可以看出,全样本回归情况下农地确权对土地有偿流转的系数在10%的统计性水平上显著为正,说明农地确权促进了土地流转市场化的发育,提高了有偿转出土地的概率。在分样本回归中,农地确权对低收入农户家庭土地有偿流转的系数在5%的统计性水平上显著,对高收入家庭土地有偿流转的系数则不能通过显著性检验,这说明土地产权预期不稳定时低收入农户家庭的土地要素往往无法得到最优配置,因此确权颁证对低收入家庭土地要素的再配置起着更为明显的促进作用。

由表6中Panel B可以看出,全样本回归情况下农地确权对土地流转收入的系数在1%的统计性水平上显著为正,说明农地确权后土地财产属性的增长和土地交易市场的发展提高了土地要素的市场价格,增加了农户流转土地获得的财产性收入。在分样本回归中,农地确权对不同收入水平农户家庭土地流转收入的估

计系数均显著为正,说明农地确权后土地流转市场的发育在增加低收入家庭土地流转收入的同时,也提高了土地这一生产要素的整体市场价值,进而使得高收入家庭也从土地流转中获得的收入也有所增加,但就系数大小而言,低收入农户家庭的估计系数要明显高于高收入农户家庭,说明低收入农户家庭从土地流转中获取的租金收益增长更为明显。

由表 6 中 Panel C 部分可以看出,全样本回归结果显示农地确权对非农就业的估计系数并未通过显著性检验。在分样本回归中,农地确权对高收入农户家庭的非农就业时间同样无法通过显著性检验,但对低收入农户家庭的非农就业时间在 5% 的统计性水平上显著为正。结合前文理论分析部分可知,这说明农地确权在赋予农户家庭“准私有”的土地财产性质后,使得低收入农户家庭能够在保留土地所发挥出的生计退路的同时加速了劳动力从农业生产部分向非农部门的转移。

由表 6 中 Panel D 可以看出,全样本回归结果显示农地确权对非农就业收入的估计系数在 10% 的统计性水平上显著为正。在分样本回归中,农地确权对高收入农户家庭非农就业收入的估计系数未能通过显著性检验,对低收入农户家庭非农就业收入的估计系数在 1% 的统计性水平上显著为正。低收入农户家庭非农就业收入的增加既有农地确权使得低收入农户家庭劳动力加速向非农部门转移的原因,还有着产权安全后低收入农户家庭劳动力就业搜索范围扩大后使得优质就业机会增加的结果。

综上所述,证书的领取缩小农户家庭与其他家庭之间相对收入差距的作用机制是:一是农业确权增加了土地的财产属性,促进了土地流转市场的发展,增加了低收入农户土地转出的概率,提高了转出土地获得的租金收入,进而增加了家庭的财产性收入。二是农地确权弱化了产权安全模糊对劳动力转移的“锁定效应”,加速了低收入农户家庭劳动力向非农就业部门的转移速度,增加了非农就业时长,进而对低收入农户家庭工资性收入有着更为明显的提升作用。

(二)扩展分析

前文中基于全样本分析了农地确权颁证政策对农村内部收入差距的实际影响和作用机制,但这一作用是否会受其他因素影响?亦或因其他因素而有所差异?对于上述问题的回答也有利于进一步加深对农地确权颁证政策的理解。本文接下来将会结合家庭社会保障情况和地区要素市场发展水平进行扩展性分析,以回答上述问题。

1. 基于家庭社会保障状况的扩展性分析

前文分析中,土地所发挥的非正式社会保障作用是低收入家庭配置资源的影子成本之一。已有研究发现,社会养老保险不仅能够直接调节农户之间的收入差距,而且还有着替代土地养老,进而促进劳动力转移和缩小收入差距的间接作用(杨晶和邓悦,2020)。因此,本文接下来根据家庭社会养老保险参与状况,尝试进一步分析社会养老保险是否会影响到农地确权的收入差距缓解作用。参考杨晶和邓悦(2020)的研究,将农户家庭中养老保险覆盖率作为家庭社会保障的代理变量,将养老保险覆盖率及其与农地确权政策的交互项加入基准回归中,用以考察农地确权对不同。

回归结果见表 7,从表 7 中可以看出,家庭养老保险参与率对相对剥夺指数的系数显著为负,说明社会养老保险能够起到改善低收入农户家庭收入水平,调节农户之间收入差距的作用,这与杨晶和邓悦(2020)的研究结果保持一致;农地确权政策与家庭养老保险参与率的交互项显著为负,说明农地确权政策对家庭

表 6 机制检验

变量	全样本	高收入	低收入
	(1)	(2)	(3)
Panel: A	被解释变量:土地有偿流转		
农地确权	0.0025* (0.0014)	0.0014 (0.0019)	0.0035** (0.0013)
Panel: B	被解释变量:土地流转收入(对数)		
农地确权	0.0134*** (0.0051)	0.0110* (0.0064)	0.0169*** (0.0037)
Panel: C	被解释变量:非农就业时间		
农地确权	0.3741 (0.2816)	0.2512 (0.1876)	0.4194** (0.1945)
Panel: D	被解释变量:非农就业收入(对数)		
农地确权	0.0122* (0.0071)	0.0119 (0.0096)	0.0182*** (0.0069)
观测值	10274	5137	5137

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。所有回归均已加入了户主、家庭和省级层面的控制变量,并同时控制了个体和时间固定效应。

表 7 基于养老保险参与率的扩展性分析

变量	被解释变量:收入相对剥夺指数
	(1)
农地确权	-0.0425*(0.0257)
农地确权×养老保险参与率	-0.0091*** (0.0030)
养老保险参与率	-0.0175*** (0.0040)
观测值	10274
R ²	0.7481

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。所有回归均已加入了户主、家庭和省级层面的控制变量,并同时控制了个体和时间固定效应。

养老保险参与率较高家庭的相对收入剥夺指数起着更为明显的降低作用,即农地确权政策与社会养老保险能够形成合力,进而更加有效地发挥出缩小农村内部收入差距的“益贫”作用。

2. 基于要素市场发展情况的异质性分析

农地确权颁证政策能够收入缩小农村内部的收入差距得益于确权颁证后低收入农户家庭生产要素的优化配置,但农户家庭的要素配置行为也会受到当地要素市场的发展水平的影响(汪雨雨等,2020)。因此,地区要素市场的发展差异也会影响到农地确权颁证政策的实际作用大小。本文接下来根据地区要素市场发展水平进行划分,以分析农地确权政策所起到的“增收缩距”作用究竟会受到地区要素市场的何种影响。具体而言,本文参考杨子等(2019)的做法,使用同一县域内除本家庭之外其余家庭的平均土地流转频率和平均非农就业比重作为反映当地土地交易市场和劳动力就业市场发展水平的代理指标,随后将土地交易市场发展水平和劳动力就业市场发展水平分别于农地确权政策做交互项加入基准回归方程中进行实证分析。

回归结果见表8,表8中(1)列和(2)列分别汇报了农地确权与土地市场发展水平和劳动力市场发展水平交互项的回归结果。从结果中可以看出,农地确权政策与土地市场发展水平和劳动力市场发展水平的交互项分别在10%和1%的统计性水平上显著为负,说明在要素市场较为发达的地区,农地确权政策对农户间相对收入差距所起到的缩减作用更为明显,即地区要素市场发育水平能够起到强化农地确权政策缩小相对收入差距的作用。结合前文分析,这可能是由于较为完善的要素市场能够更好地发挥出农地确权促进低收入农户家庭更好地优化要素配置和提高资源配置收益,进而缩小不同收入水平农户家庭之间从要素配置收益所得收入的差距。

表8 基于要素市场发育水平的扩展性分析

变量	被解释变量:收入相对剥夺指数	
	(1)	(2)
农地确权	-0.0437** (0.0206)	-0.0433** (0.0213)
农地确权×土地市场发展水平	-0.0004* (0.0023)	
土地市场发展水平	-0.0071 (0.0050)	
农地确权×劳动力市场发展水平		-0.0016*** (0.0006)
劳动力市场发展水平		0.0014** (0.0007)
观测值	10274	10274
R ²	0.7634	0.7935

注:*,**,***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误。所有回归均已加入了户主、家庭和省级层面的控制变量,并同时控制了个体和时间固定效应。

六、结论

产权不明晰情况下要素配置效率的差异可能是影响农村内部收入差距的影响因素之一。本文使用农户家庭微观调查数据,结合分批次试点实施的农地确权颁证政策实证分析了农地确权对农村内部收入差距的影响。研究发现,农地确权政策能够起到降低农户家庭的相对收入差距剥夺指数,缓解农村内部收入差距的作用。但这种“益贫”作用受到农户家庭的农地资源禀赋影响,对平原地区和高土地破碎化的农户家庭作用更为明显。进一步分析发现农地确权缩小收入差距的微观的作用机制是更有效地促进了低收入农户家庭市场化的配置土地和劳动力资源,从而获得了更高的土地租金和非农就业收入。同时,扩展性分析表明,家庭社会保障状况和地区要素市场发育水平是影响农地确权缩小农村内部小队收入差距的重要调节因素。本文的分析提供了农地确权如何通过收敛农户家庭之间要素配置差距从而缩小农村内部收入差距的经验证据,一定程度上弥补了现有关于土地产权与农村收入差距之间相关研究的空白,回应了农地产权确立能否在提高农业生产效率的同时兼顾公平这一重要问题,为进一步深化改革农村土地产权制度以实现农村内部包容性增长提供了参考。

从本文研究结果中可得出如下启示。第一,农地确权政策在改善低收入农户家庭生产要素配置效率时能够发挥出更加明显的作用,说明农地确权政策对农村内部包容性增长起到积极的促进作用。因此,在今后进一步深化农村产权制度的改革过程中要坚持保障农民土地的产权安全,在保障农户家庭更加自由的处置农地的使用权和经营权的基础上进一步发挥土地财产功效,建立健全农村土地产权交易市场,鼓励土地经营权依法自愿有偿转让。第二,农地确权政策除去能够推动农村家庭市场化地流转土地之外,还能够促进农户家庭劳动力要素的优化配置。因此,在深化农村内部产权制度改革的同时,进一步解决城乡、工农之间劳动力要素流动不畅问题,破除阻碍要素自由流动和平等交换的体制机制壁垒,在保障农民土地权益的基础上加速农业劳动力的自由转移,帮助农户家庭获得更多的优质非农就业机会,为农户家庭通过劳动力转移实现收入增长和缩小阶层差距提供有力支持。

参考文献

- [1] 北京大学国家发展研究院综合课题组, 周其仁, 2010. 还权赋能——成都土地制度改革探索的调查研究[J]. 国际经济评论, (2): 54-92, 5.
- [2] 陈迅, 孙成东, 2011. 城乡内部引起收入差距主要因素的对比分析——以山东省为例[J]. 技术经济, 30(1): 95-98, 127.
- [3] 高梦滔, 姚洋, 2006. 农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本?[J]. 经济研究, (12): 71-80.
- [4] 耿鹏鹏, 2020. 地权稳定性如何影响农户收入? ——基于要素配置的视角[J]. 农林经济管理学报, 19(5): 611-623.
- [5] 耿鹏鹏, 罗必良, 2022. 农地确权是否推进了乡村治理的现代化?[J]. 管理世界, 38(12): 59-76.
- [6] 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[J]. 中国农村经济, (4): 18-25.
- [7] 黄祖辉, 王建英, 陈志钢, 2014. 非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响[J]. 中国农村经济, (11): 4-16.
- [8] 李成明, 孙博文, 董志勇, 2019. 农户异质性、农地经营权流转与农村收入分配——基于中国家庭追踪调查数据(CFPS)的实证研究[J]. 农村经济, (8): 26-33.
- [9] 李谷成, 李焯阳, 周晓时, 2018. 农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?[J]. 中国农村经济, (11): 112-127.
- [10] 林文声, 王志刚, 王美阳, 2018. 农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J]. 中国农村经济, (8): 64-82.
- [11] 牛坤在, 许恒周, 2022. 农地赋权与农村内部收入不平等——基于农地流转与劳动力转移的中介作用[J]. 中国土地科学, 36(3): 51-61.
- [12] 史常亮, 2020. 土地流转与农户内部收入差距: 加剧还是缓解?[J]. 经济与管理研究, 41(12): 79-92.
- [13] 苏素, 宋云河, 2010. 中国各地区城乡收入差距及其影响因素研究[J]. 技术经济, 29(12): 107-112.
- [14] 孙琳琳, 杨浩, 郑海涛, 2020. 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, 55(11): 156-173.
- [15] 陶婧, 2009. 农村土地流转市场发展收入分配——来自中国农村的证据[D]. 北京: 北京大学.
- [16] 汪雨雨, 姚万军, 张辉, 2020. 电子商务发展下社会资本对农户创业选择的影响——基于CHIP2013农村居民数据的实证分析[J]. 调研世界, 325(10): 20-25.
- [17] 夏玉莲, 曾福生, 2015. 中国农地流转制度对农业可持续发展的影响效应[J]. 技术经济, 34(10): 126-132.
- [18] 肖屹, 曲福田, 钱忠好, 等, 2008. 土地征用中农民土地权益受损程度研究——以江苏省为例[J]. 农业经济问题, (3): 77-83, 111-112.
- [19] 徐志刚, 宁可, 钟甫宁, 等, 2018. 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, 34(5): 86-97, 180.
- [20] 杨晶, 邓悦, 2020. 中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 37(10): 83-100.
- [21] 杨子, 饶芳萍, 诸培新, 2019. 农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析[J]. 中国农村经济, 411(3): 82-95.
- [22] 张俪娜, 罗必良, 胡新艳, 等, 2023. 地权稳定性对劳动力非农就业的长期影响——来自雷州半岛的新证据[J]. 中国农村观察, (1): 78-95.
- [23] 张英辉, 2003. 关于我国农村土地制度改革思考[J]. 技术经济, 22(1): 19-20.
- [24] 赵立娟, 赵青青, 红花, 2021. 农地转出行为对农民家庭的生计资本有何影响? ——来自CFPS数据的验证[J]. 技术经济, 40(3): 119-127.
- [25] 赵增力, 汪雨雨, 2022. 土地流转与农村家庭商业保险参与[J]. 调研世界, (7): 65-77.
- [26] 周南, 许玉楹, 刘俊杰, 等, 2019. 农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究[J]. 中国农村经济(11): 51-68.
- [27] 朱建军, 胡继连, 2015. 农地流转对中国农民收入分配的影响研究——基于中国健康与养老追踪调查数据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), (3): 75-83, 124.
- [28] CHARI A, LIU M E, WANG S Y, 2021. Property rights, land misallocation, and agricultural efficiency in China[J]. The Review of Economic Studies, 88(4): 1831-1862.
- [29] KAKWANI N, 1984. The relative deprivation cuve and its application[J]. Journal of Business&Economics Statistics, (4): 384-394.
- [30] WANG H, RIEDINGER J, JIN S Q, 2015. Land documents, tenure security and land rental development: Panel evidence from China[J]. China Economic Review, (36): 220-235.

Agricultural Land Titling and Income Inequality among Farm Households

Hu Dongning, Zhao Zengli

(School of Economics, Tianjin Normal University, Tianjin 300387)

Abstract: Based on data from China's micro-survey of farm households and the new round of farmland titling policy implemented nationwide by province, an empirical analysis was conducted using the difference-in-difference method to analyze how the farmland titling policy changed the factor allocation of farm households as well as income disparities within the village. The analysis found that the income relative deprivation index of households declined significantly after receiving farmland rights certificates, indicating that the farmland titling policy can reduce the income gap within villages. Heterogeneity analysis shows that the effect of the farmland titling policy was affected by the resource endowment of farmland and that the effect of the farmland rights certification policy was more obvious for farm households in plain areas and those with more serious land fragmentation. Mechanism analysis shows that the farmland titling policies mainly reduced the relative income gap by promoting the transfer of land and agricultural labor among low-income farm households, and increasing land rental income and non-farm employment income. Extended analysis shows that the reduction of the relative income deprivation index by agricultural land titling policies will be affected by the social security status of farm households and the level of development of regional factor markets. The conclusions indicate that institutional reforms that release the productive vitality of land and labor factors are a feasible path to promote the optimal allocation of factors of production in low-income farm households and to narrow the internal income gap in rural areas.

Keywords: land titling; factor reallocation; farmer's income; income gap