

土地确权对农户的收入分配效应

孙琳琳 贾雨洁

摘要 通过稳定承包关系、降低土地交易成本并改善要素配置，土地确权可能同时改变农户的收入水平与收入分配。本文基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）微观数据，利用各地农村承包地确权登记颁证分批推进的准自然实验，识别土地确权对村庄内、村庄间和城乡收入不平等的影响。研究发现，样本期内土地确权未显著改变总收入不平等，但扩大了村庄内工资性收入和经营性收入不平等，并降低了城乡经营性收入不平等。农户层面的证据显示，确权释放的土地流转、非农就业、信贷和创业机会更多由中高收入农户获得；这一分配效应还随区域发展条件和土地流转基础而变化。产权改革应与就业服务、普惠金融和土地流转治理同步推进，以促进土地确权的公平效应。

关键词 土地确权 收入不平等 农村金融 要素配置

一、引言

党的二十大报告强调中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化，要坚持农业农村优先发展、城乡融合发展和畅通城乡要素流动，同时巩固和完善农村基本经营制度。改革开放以来，我国农村居民收入持续增长，但城乡差距与农村内部差距仍是发展不平衡的重要表现。国家统计局数据显示，2025年全国居民人均可支配收入为43 377元，其中城镇居民为56 502元，农村居民为24 456元，城乡居民收入比约为2.31。农村居民工资性收入和经营净收入占比较高，财产净收入规模相对有限，这意味着农民增收既取决于就业和经营机会，也取决于土地等资产能否转变为农户新的收入来源。土地确权因此不仅是改善要素配置的产权改革，也

会影响农户收入的增长和分布。家庭联产承包责任制以土地均分为基础，在保障基本生计和缓解绝对贫困方面发挥了重要作用。但随着工业化、城镇化的推进，土地细碎化、权属边界不清和流转市场不充分逐渐成为农业规模经营、长期投资和劳动力转移的制度约束。为完善土地承包关系、稳定农民土地权益并激活农村要素市场，新一轮农村土地承包经营权确权登记颁证工作自2008年前后开始试点，2018年底基本完成，通过地块实测、登记簿管理和权证发放，为土地经营权流转、抵押担保和承包关系长久稳定提供制度基础。已有研究普遍认为，土地确权能够稳定投资预期、降低交易成本并改善资源配置，但效率改善并不必然意味着分配改善。土地确权会改变土地、劳动力和资本

孙琳琳，北京航空航天大学人文经管学院教授、博士生导师，人文与社会科学高等研究院教授；贾雨洁，北京航空航天大学人文经管学院硕士研究生。北京市社科基金项目北京农地制度改革和农民增收研究（22JJB013）。



在农户间的配置,而不同农户利用这些机会的能力并不相同,确权可能在改善效率的同时改变收入分布。确权究竟扩大还是缩小了农户收入差距、这种影响出现在哪些收入来源和哪个层级,是本文要回答的问题。

早期的土地确权研究集中于产权安全对资源配置效率的影响,认为产权边界清晰能够降低交易成本、稳定长期投资预期并改善要素配置 (Besley, 1995; Deininger & Jin, 2009)。针对中国的研究发现,确权能够促进土地流转、农业投资、创业活动和生产效率提升 (程令国等, 2016; 林文声等, 2018; 孙琳琳等, 2020; Gao et al., 2021; Zhou, 2022)。He et al. (2023) 发现产权明晰提高了土地租赁参与和租金水平, Xie et al. (2023) 的元分析表明确权对土地转出的作用更为稳定, Liu et al. (2023) 则强调确权通过劳动力跨部门配置影响农业生产率。收入分配研究则指出,土地市场发展、非农就业扩张和金融深化都可能在增收的同时扩大收入差距。土地向经营能力较强的农户集中可能扩大农业收入差异 (Zhang, 2008); 非农就业能够提高家庭收入,但就业机会受教育、年龄和迁移成本制约 (Reardon et al., 2000); 金融服务在发展初期也可能更偏向具有抵押能力的家庭 (Greenwood & Jovanovic, 1990)。国内关于确权与收入差距的研究结论尚不一致,部分研究发现确权能够缩小收入差距 (张鹏峰和顾海英, 2023; 胡东宁和赵增力, 2023), 另一些研究则强调土地流转、劳动力转移和收入多样化对不同群体的影响存在差异 (牛坤在和许恒周, 2022; 康兰媛和朱红根, 2024)。就作用路径而

言,已有文献指出确权通过降低权属争议与履约风险促进土地流转,通过稳定承包权降低非农就业的制度性机会成本 (de Janvry et al., 2015),并使土地成为可抵押资产 (Carter & Olinto, 2003; 郑淋议等, 2020)。

综上,现有研究仍有三方面不足:多数研究以家庭总收入或单一差距指标为对象,较少同时区分村庄内、村庄间和城乡三个层级的收入差距;对工资性、经营性、农业和财产性收入的结构分化讨论不足;机制研究通常检验土地流转、劳动力转移、信贷和创业的平均效应,较少关注不同初始收入农户的受益差异。本文的边际贡献相应有三点。一是利用泰尔指数的可分解性,从村庄内、村庄间和城乡三个层级识别土地确权的收入分配效应,将产权改革的评价从平均收入和配置效率拓展到收入分布。二是将家庭总收入分解为农业、工资、经营、财产和转移收入,揭示总收入效应不显著时仍可能存在的结构性分化。三是将城市层面的收入来源不平等结果与不同收入分位农户的分配渠道证据相互印证,并考察地区和土地市场条件下的异质性。

本文的结构安排如下:第二部分介绍农村土地确权的制度背景,分析土地确权影响收入分配的理论路径并提出研究假说;第三部分说明数据来源、变量构造和计量模型;第四部分依次报告总收入和分项收入不平等结果,并进行稳健性检验;第五部分从土地流转、农业投入、非农就业、正规金融和经营创业等方面考察分配渠道,并开展区域和土地市场基础异质性分析;第六部分是结论与政策启示。

二、政策背景与理论假说

（一）制度背景与制度事实

家庭联产承包责任制既保证农民基本土地权益，也提高农业生产积极性。但在长期实践中，承包地面积不准、四至不清等问题逐渐显现，抬高了土地流转的交易成本，抑制了农户的长期农业投资和非农转移。新一轮确权登记颁证的政策目标，是在既有承包关系基础上稳定农户承包经营权，并为“三权分置”、土地经营权流转和农村金融创新提供制度前提。土地确权的推进具有明显的渐进性和分批实施特征。2008年前后，部分地区率先开展试点；2014年后，整省试点扩大，确权登记颁证进入分批推进阶段；2016年以后，伴随“三权分置”制度框架逐步清晰，确权在全国范围内全面展开；2018年底，全国农村承包地确权登记颁证工作基本完成；2019年以来，“第二轮土地承包到期后再延长三十年”、不动产登记衔接和农村产权交易平台建设等政策继续推进。各地确权时间不同，为因果识别提供准自然实验条件。本文据此将已推进确权的城市视为处理组，将尚未推进确权的城市视为对照组，在控制城市固定效应、年份固定效应和市级经济特征后，考察确权前后收入不平等是否出现系统性变化。

（二）理论机制与研究假说

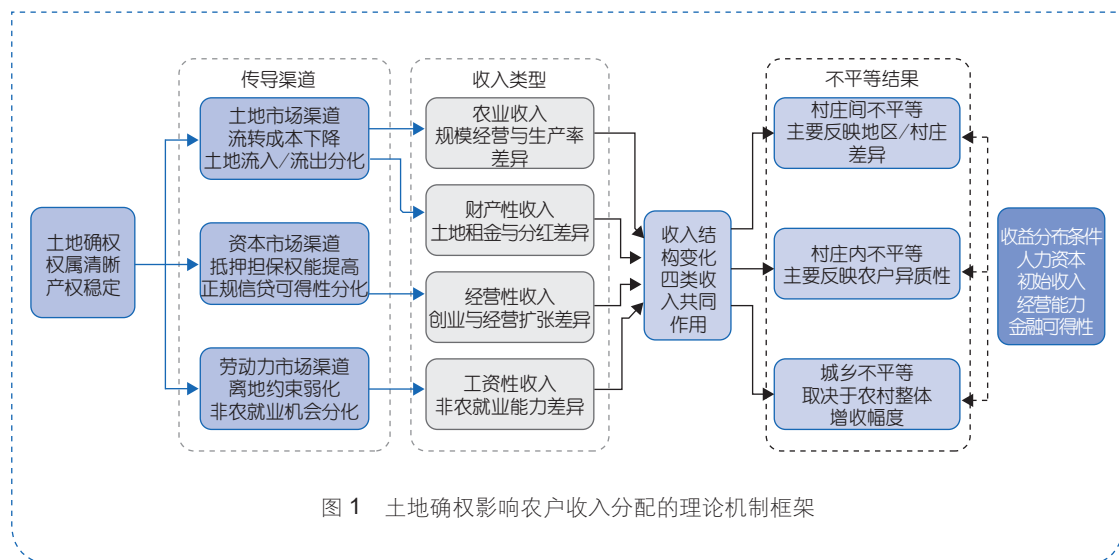
土地确权提高承包权的稳定性，由此改变土地交易成本、劳动力非农转移成本和金融机构的抵押成本，并影响不同农户的收入增长。下文沿“土地确权-要素配置变化-不同收入组的农户收益差异-收入来源不平等变化”的链条展开分析。

1. 土地市场渠道与农业、财产性收入分化

确权通过明确地块面积、四至范围和权利归属，减少土地流转中的信息不对称、权属争议和履约风险，从而促进土地经营权流转（Yao, 2000；He et al., 2023；Xie et al., 2023）。经营能力较强、资本较为充足的农户更有可能转入土地并扩大经营规模，农业经营能力较弱或劳动力机会成本较高的农户则更可能转出土地。土地转入户可以通过规模经营、机械投入和专业化生产获得农业经营收益，土地转出户则可以获得租金收入，并释放家庭劳动力进入非农部门。如果土地主要向具有初始优势的农户集中，村庄内农业收入差距可能扩大；但土地租金和非农就业收入也可能对冲这一效应。因此，土地市场渠道对农户总收入不平等的净影响并不确定，取决于土地经营收益、租金收益和劳动力转移收益在不同收入组之间的分布。

2. 劳动力转移渠道与非农收入分化

土地确权降低农户非农转移后失去土地权利的风险，从而促进劳动力非农转移（de Janvry et al., 2015；Liu et al., 2023）。但确权并不能消除农户进入非农部门时的人力资本差异，非农就业机会可能更多流向具有初始人力资本优势的农户（Reardon et al., 2000）。受教育程度较高、年龄结构较合理、就业信息和社会网络较丰富的家庭，更容易进入收入较高的非农岗位；低收入农户即使摆脱了土地约束，也可能只能进入低工资岗位。土地确权因此可能在促进劳动力整体向非农部门转移的同时，使中高收入农户获得更多工资性收入，扩大村庄内工资性收入不平等。



3. 资本市场渠道、经营创业与城乡收入分配

土地确权有助于金融机构识别家庭资产,并通过土地经营权抵押、担保或其他增信方式缓解农户的融资约束(Carter & Olinto, 2003)。融资条件改善后,农户可以增加生产性投资或者进行个体经营,由此提高家庭经营性收入。但并非所有农户都能获得正规信贷。金融市场发展初期往往首先惠及具备市场进入条件的较高收入群体(Greenwood & Jovanovic, 1990; 郑淋议等, 2020)。具有初始资产和社会信用优势的中高收入农户,更容易获得正规借贷并承担经营创业风险;低收入农户则可能继续受到融资约束。若正规金融和经营创业机会更多流向中高收入农户,确权可能扩大村庄内经营性收入差距。这一机制在城乡层面可能表现不同。若确权明显提高部分农村家庭的经营性收入,使农村经营性收入增长快于城镇家庭,城乡经营性收入不平等则会缩小。

4. 收入分位异质性与综合分析框架

三条路径的共同点是,土地确权为所有农户提供了产权制度条件,但不同农户将其转化为收入收益的能力并不相同。经营能力、人力资本、资产基础等都会影响农户对土地流转、非农就业和正规金融机会的利用。改革收益可能更多集中于中高收入农户,并在土地和其他要素市场较为发达的地区表现得更加明显(牛坤在和许恒周, 2022; 康兰媛和朱红根, 2024)。不同机制在空间层级上的表现也不完全相同。村庄内收入不平等主要反映家庭禀赋和市场接入能力的差异,容易受到土地流入、非农就业、信贷和创业机会重新分配的影响。村庄间收入不平等更多取决于区位条件、产业基础和公共服务,单项确权改革短期内未必足以改变不同村庄之间的收入差距。城乡收入不平等则取决于确权带来的农村收入增长能否超过同期城镇收入增长。

本文据此不仅考察土地确权对总收入不平等的影响,还重点检验工资性收入和

经营性收入的结构变化，并比较不同收入组、不同地区和不同土地市场基础下的政策效应。图 1 概括了上述理论机制。

基于以上分析，提出以下可检验假说。

假说 1：土地确权对村庄内总收入不平等的净效应不确定，但可能因非农就业机会在不同农户之间分布不均而扩大村庄内工资性收入不平等。

假说 2：土地确权可能因正规金融和经营创业机会更多流向中高收入农户而扩大村庄内经营性收入不平等。

假说 3：土地确权对村庄内总收入不平等的短期影响有限，但可能通过提高农村优势经营户的经营性收入而降低城乡经营性收入不平等。

假说 4：土地确权的收入分配效应具有显著异质性，中高收入农户以及土地和其他要素市场较为发达地区的农户，更容易将产权稳定转化为收入收益。

三、研究设计

（一）数据来源与样本处理

本文使用中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）2011、2013、2015、2018 和 2020 年五期微观数据。CHARLS 采用多阶段抽样方法，覆盖我国多个省份的县区、村居和家庭，包含家庭人口、收入、消费、就业、农业经营、土地流转、资产负债和社会保障等信息，能够较好支持土地确权、要素配置和收入分配之间关系的微观研究。分析以家庭为基本单元，并根据研究需要将家庭数据汇总到村庄、城市和城乡层面，分别计算村庄内、村庄间和城乡收入不平等指标。

首先，保留能够识别家庭所在城市、

村庄和调查年份的信息，并剔除缺失家庭人口数、主要收入指标、核心土地变量或无法匹配确权政策时点的观测。**其次**，根据 CHARLS 收入模块，将家庭总收入划分为农业收入、工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入，并在稳健性检验中使用家庭消费指标替代收入指标。**再次**，将家庭层面收入按家庭人口规模进行权重处理，在村庄和城市层面计算收入不平等指数；对于收入分项为零或极端值的观测，按照广义熵指数计算要求和原文处理口径进行统一处理。**最后**，对收入、资产、农业投入、借贷金额等连续变量进行 1% 和 99% 分位缩尾，并将市级控制变量与家庭所在城市、年份进行匹配。

土地确权政策变量根据地方政府公告、农业农村部门资料和权威媒体报道整理。由于公开数据难以获得所有样本村庄的精确启动日期，本文的处理时点界定在城市层面：某城市首次进入农村承包地确权登记颁证全面推进阶段后，政策虚拟变量取 1，否则取 0。城市控制变量的选取遵循两个标准：**一是**同时可能影响确权推进与收入分配，**二是**具有“城市-年份”层面的连续可比性。其中，第一产业 GDP 占比和人均 GDP 控制产业结构与经济发展水平；农林水利事务支出和农村固定资产投资控制地方财政支农及农村建设力度；农用机械总动力和常用耕地面积反映农业技术条件与资源禀赋；人口密度控制劳动力和市场集聚程度。农户层面的分配渠道回归还加入村庄耕地资源、农地转包或出租比例和主要道路类型等村级控制变量。

（二）收入不平等指标构造

本文主要采用泰尔指数衡量收入不平等。相较于基尼系数，泰尔指数具有可分



表 1 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	样本数
村庄内总收入不平等	0.500	0.200	486
村庄内农业收入不平等	0.500	0.300	486
村庄内非农收入不平等	0.700	0.300	486
村庄间总收入不平等	0.000	0.100	417
城乡总收入不平等	0.300	0.100	486
土地确权	0.500	0.500	486
第一产业 GDP 占比	0.120	0.070	486
人均 GDP (万元)	5.200	3.100	486
农用机械总动力 (万千瓦)	338.600	284.700	486

注：收入、资产、投资等连续变量在回归中按需要取对数；收入不平等指标按家庭人口权重计算。

解优势，能够将总体不平等分解为组内不平等和组间不平等，适合区分村庄内和村庄间收入差异的研究目标。泰尔指数定义为：

$$T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{y_i}{\bar{y}} \ln \left(\frac{y_i}{\bar{y}} \right) \quad (1)$$

其中， y_i 表示家庭收入， $\bar{y}$ 表示样本平均收入， N 表示样本数量。将样本按照村庄 g 进行划分，泰尔指数可进一步分解为组内不平等和组间不平等：

$$T = \sum_{g=1}^G s_g T_g + \sum_{g=1}^G s_g \ln \left(\frac{\bar{y}_g}{\bar{y}} \right) \quad (2)$$

其中， s_g 表示村庄 g 的收入份额， T_g 表示村庄内部泰尔指数， $\bar{y}_g$ 表示村庄平均收入。式 (2) 中第一项为村庄内收入不平等，第二项为村庄间收入不平等。稳健性检验中还使用对数偏差均值指数 (MLD) 和消费不平等替代泰尔指数。

(三) 模型设定

本文首先报告双向固定效应模型：

$$Inequality_{ct} = \alpha + \beta Title_{ct} + \gamma X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

其中，被解释变量 $Inequality_{ct}$ 为“城市-年份”层面的村庄内、村庄间或城乡收入不平等指标，核心解释变量为城市确权状态 $Title_{ct}$ ；模型控制城市固定效应 μ_c 、年份固定效应 λ_t 和随时间变化的城市特征 X_{ct} ，标准误在城市层面聚类。核心估计采用“组别-时间”平均处理效应和事件研究方法，动态效应的示意表达为：

$$Inequality_{ct} = \alpha + \sum_{k \neq -1} \beta_k D_{c,t+k} + \gamma X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

其中，事件时间系数用于检验政策前趋势和描绘政策后的动态效应。

农户层面的回归用于提供分配渠道证据，其基本模型为：

$$Y_{ivct} = \alpha + \sum_{q=1}^5 \theta_q (Title_{ct} \times Q_{ivq}) + \delta Z_{ivct} + \gamma X_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ivct} \quad (5)$$

其中，农户层面的被解释变量 Y_{ivct} 用于刻画土地、劳动力和资本配置的具体行为。土地流入规模和土地流出规模分别以家庭当年租入、租出耕地面积衡量，相应虚拟变量在租入或租出面积大于 0 时取 1。

农业生产性固定资产以家庭拥有的农机、农业设施等生产性资产现值衡量，农业生产成本包括种子、化肥、农药、雇工和机械服务等投入，连续金额变量均采用 $\ln(1+x)$ 处理；农业全要素生产率基于增长核算方法计算。非农就业人数为家庭中从事非农受雇或非农经营的成员数量；至少一名成员从事非农工作时，“是否非农就业”取1。正规金融借贷金额包括来自银行、农村信用社等正规金融机构的借款并采用 $\ln(1+x)$ 处理；家庭存在个体经营、私营经营或其他非农经营活动时，“是否经营创业”取1。收入分位依据政策实施前家庭人均总收入划分为五组，以避免当期收入受到确权影响所造成的事后分组。家庭控制变量 Z_{ivct} 包括户主年龄及平方、性别、受教育程度、婚姻状况、健康状况、家庭规模、劳动力数量、耕地面积和基期资产；村庄控制变量包括村庄基期收入、土地与就业特征及交通可达性；城市控制变量与基准模型一致。该模型比较土地确权后不同初始收入组的行为变化（表1）。

四、实证结果分析

（一）双向固定效应估计

表2^①报告双向固定效应模型对总收入不平等的估计结果，列（1）和列（2）、列（3）和列（4）、列（5）和列（6）依次以村庄内、村庄间和城乡总收入不平等为被解释变量，奇数列未加入市级控制变量，偶数列加入。土地确权对村庄内和村庄间总收入不平等的估计系数为正，对城乡总收入不平等的估计系数为负，但均不显著。

表3报告三类替代检验的结果：一是使用对低收入群体变化更敏感的MLD指数替代泰尔指数；二是使用总消费不平等替代总收入不平等，以减少短期收入波动对不平等测度的影响；三是使用城市层面农户确权比例替代确权虚拟变量，以刻画政策推进强度。三种设定下核心估计系数均不显著。

不同地区的土地确权推进时间可能并非完全随机。经济发展水平较高、财政能力较强或农业基础较好的地区可能更早推进确权，这些地区本身也可能具有不同的收入分配变化趋势。为检验确权推进是否与地区特征有关，除在基准回归中加入城市固定效应、年份固定效应及市级控制变量外，本文还以市级经济和农业特征为解释变量、城市确权推进时间为被解释变量进行估计。表4显示，主要市级特征总体不能显著解释确权推进时间，确权次序与可观测的市级经济特征没有显著关联。

样本期内，土地确权尚未显著改变总收入不平等格局。但总收入层面的平均变化可能受到方向相反的收入渠道抵消：土地流入和经营扩张提高部分家庭的农业或经营收入，劳动力转移提高非农收入，土地流出又可能增加租金收入。总收入上的“不显著”因此可能掩盖不同收入来源上的结构性变化，需要考察分项收入。

（二）分项收入不平等结果

表5报告土地确权对分项收入不平等的估计结果。村庄内层面，土地确权对农业收入和财产性收入不平等的影响不显著，但显著扩大非农收入不平等，估计系

① 表2~15，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。

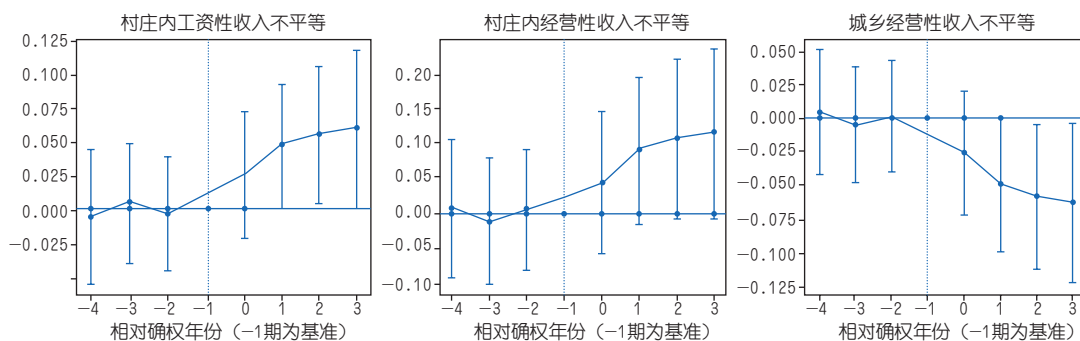


图2 土地确权影响分项收入不平等的动态效应

数为 0.0957, 在 5% 水平上显著; 将非农收入分解后, 工资性收入不平等和经营性收入不平等分别上升 0.0511 和 0.1000。城乡层面, 经营性收入不平等下降 0.0523。三者均在 5% 水平上显著。

综合表 2 和表 5, 样本期内土地确权的分配效应主要出现在收入结构层面, 且集中于村庄内部: 村庄间各类分项收入不平等的估计系数均不显著; 城乡层面除经营性收入不平等显著下降外, 非农收入、财产性收入和转移性收入不平等没有显著变化。村庄内工资性收入不平等上升支持假说 1, 村庄内经营性收入不平等扩大支持假说 2, 村庄间分项效应不显著和城乡经营性收入不平等下降支持假说 3。

(三) 事前趋势与稳健性检验

表 5 的双向固定效应结果为理解收入来源差异提供了初步参照, 下文将因果识别和稳健性检验集中于其中三个显著的分项结果, 即村庄内工资性收入不平等、村庄内经营性收入不平等和城乡经营性收入不平等, 分别采用交互加权事件研究、组别一时间平均处理效应和堆叠 DID 进行估计。图 2 报告事件研究的动态系数。三

个结果在确权实施前的估计值均围绕零波动, 支持处理组与尚未处理组在政策实施前具有可比趋势; 政策实施后, 村庄内工资性收入和经营性收入不平等的系数转为正值并逐步上升, 城乡经营性收入不平等的系数转为负值并逐步下降。

表 6 比较三种适用于分期处理的估计方法, 即 Callaway-Sant'Anna 组别一时间 ATT、Sun-Abraham 交互加权估计和堆叠 DID。三种方法所得系数的方向、数量级和显著性基本一致, 三个核心结论没有因处理批次之间的效应异质性而改变。表 7 考察结果是否受到地区共同冲击、差异化长期趋势、同期涉农政策、特殊年份以及早期试点选择的影响, 依次加入省份 $\times$ 年份固定效应, 以吸收省级层面随时间变化的制度和宏观冲击; 加入城市线性趋势, 以允许不同城市沿各自长期路径变化; 控制同期扶贫政策, 降低政策叠加的干扰; 剔除 2020 年样本, 以排除疫情及调查环境异常; 剔除早期试点城市, 以减少先行地区选择性和政策时点测量误差的影响。

表 7 显示, 加入省份 $\times$ 年份固定效应、

城市线性趋势和同期政策控制后，村庄内工资性收入和经营性收入不平等的系数仍为正，城乡经营性收入不平等的系数仍为负，估计幅度与基准“组别-时间”ATT 接近；剔除 2020 年样本和早期试点城市后结果同样稳定，核心结论并非由特殊年份或早期试点城市所驱动。结合图 2 和表 6，三个分项结果通过了政策前趋势、分期处理估计和多种识别设定的交叉验证。

五、土地确权的要素配置渠道与收入分配异质性

（一）土地流转与农业收入不平等

表 8 显示，土地确权显著改变不同收入分位农户的土地配置。低收入农户经营土地面积、土地流入规模和土地流入概率显著下降；中高收入和高收入农户的土地流入规模和土地流入概率显著上升；各收入分位农户的土地流出规模均显著增加。确权促进了土地流转，但土地流入集中于中高收入农户，这与确权促进土地市场参与但存在群体差异的已有发现一致 (He et al., 2023 ; Xie et al., 2023)。

土地向中高收入农户流入，意味着确权可能推动农业经营规模化和资源配置效率改善；低收入农户经营规模下降，则使其在土地经营收益上处于相对不利位置。不过，表 5 中农业收入不平等的变化并不显著，样本期内的土地集中程度还不足以显著拉大农业收入差距。

（二）农业投入、生产率与潜在分化

表 9 报告土地确权对农业生产性固定资产、农业生产成本和农业全要素生产率的影响。低收入农户的三项指标均显著下降；中收入、中高收入和高收入农户的农业生产性固定资产显著增加，高收入农户

的农业全要素生产率显著提升。确权带来的农业投入和生产效率改善同样存在明显的分位差异。

低收入农户农业投入下降不必然意味着福利受损，他们可能通过土地流出、租金收入和非农就业实现收入增长；但若流出土地后无法获得稳定的替代收入，退出农业经营就可能转化为长期收入劣势。

（三）非农就业、正规金融与经营创业

表 10 报告土地确权对非农就业、正规金融借贷和经营创业的影响。低收入和中低收入农户的非农就业人数和非农就业概率显著下降，中收入、中高收入和高收入农户则显著上升；中高收入和高收入农户的正规金融借贷金额显著增加，低收入和中低收入农户没有显著变化；低收入农户的创业概率显著下降，高收入农户显著上升。

表 10 提供了确权收益向中高收入农户倾斜的具体证据。中高收入家庭通常拥有更多受教育劳动力和更强的就业信息网络，能够进入报酬更高的非农岗位；较高的财富使其能够承担创业的固定成本和收入波动；稳定的现金流和信用记录也提高了正规机构的授信概率。低收入农户虽然转出土地，却未同步获得高质量就业、信贷和创业机会。第四部分观察到的村庄内工资性和经营性收入不平等扩大，与这种机会分布的不均衡相一致。

（四）城乡收入不平等机制与异质性分析

表 11 考察土地确权对农户整体增收及城乡收入差距的作用。土地确权与农村地区的交互项对家庭总收入、非农收入和财产性收入的影响均不显著，确权尚未显著提高农户的总体收入或非农、财产性收入



水平;但土地确权显著提高了高收入农户的家庭经营性收入,估计系数为 1.0350,在 1% 水平上显著。城乡经营性收入差距的缩小因此主要来自部分农村经营主体的收入增长,而非所有农村家庭的均衡增收。

表 12 按东中西部和政策前土地流转基础分组估计。工资性收入不平等的扩大效应在中西部地区更明显,经营性收入不平等的扩大效应在东部及土地流转基础较高地区更突出,城乡经营性收入差距的缩小效应则在中西部地区较强。表 13~15 另按地区经济发展水平、农业产业基础、耕地资源禀赋和交通可达性分组。村庄内工资性收入不平等的扩大效应在经济发展水平较低、第一产业占比较高、耕地面积较少或公路里程较多的地区更明显;村庄内经营性收入不平等的扩大效应在经济发展水平较高、耕地面积较少或公路里程较少的地区更突出;城乡经营性收入不平等的缩小效应在经济发展水平较低和较高两组均较明显,在第一产业 GDP 占比较低或耕地面积较大的地区也更强。由此可见,除土地流转基础外,其他地区条件对确权分配效应的调节并非简单呈现“发展程度越高、效应越强”的单调关系。结合前文收入分位和异质性分析结果,假说 4 的核心判断得到支持。

六、结论与政策启示

本文围绕土地确权的效率提升是否以牺牲公平为代价这一问题,利用 CHARLS 2011 年、2013 年、2015 年、2018 年和 2020 年五期微观数据,将新一轮农村承包地确权登记颁证的分批推进作为准自然实验,从村庄内、村庄间和城乡三个层面考察了土地确权的收入分配效应。主要结论

有四点。**第一**,样本期内土地确权对村庄内、村庄间和城乡总收入不平等的影响均不显著,但分项收入已经出现结构性分化。**第二**,确权扩大了村庄内工资性收入和经营性收入不平等,同时缩小了城乡经营性收入差距。**第三**,这种分化与土地流入、非农就业、正规借贷和经营创业机会更多流向中高收入农户有关,低收入农户在转出土地后并未同步获得替代性收入机会。**第四**,地区发展条件和土地市场基础会改变这些效应的强弱。土地确权因此是一项提供制度条件的基础性改革,其分配后果取决于土地市场、劳动力市场和农村金融市场能否为低收入农户提供可持续的替代性收入机会。

上述发现的政策含义主要有四点。一是在稳定土地承包关系的基础上完善土地经营权流转市场,提高低收入农户在土地流转中的议价能力,避免土地收益过度向少数经营主体集中。二是把土地制度改革与职业培训、县域产业发展、公共就业服务和农民工权益保护结合起来,使低收入农户在土地流出后能够获得稳定替代收入。三是农村金融政策应从“有抵押”走向“可获得、可负担、可持续”,通过信用增进、政府性担保、农业保险和风险补偿机制降低金融机构服务低收入农户的风险,使土地经营权抵押担保功能转化为普惠性金融服务。四是对仍以农业经营为主的农户,继续提升农机社会化服务、农业技术推广和土地托管服务水平,使规模经营收益与小农户联结起来。土地确权、就业扶持、金融服务和农业社会化服务协同推进,产权制度改革才能在提高要素配置效率的同时改善收入分配。[\[N\]](#)

学术编辑:卢超群



参考文献

- [1] 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.
- [2] 高帆,赵祥慧.我国农地确权如何影响农户收入及其差距变动——基于CHFS数据的实证研究 [J].学术研究,2021(3):86-91.
- [3] 胡东宁,赵增力.农地确权与农户间收入不平等 [J].技术经济,2023,42(9):171-183.
- [4] 康兰媛,朱红根.农地确权与农户收入多样化:微观机理与实证检验 [J].江苏大学学报(社会科学版),2024,26(4):14-25.
- [5] 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.
- [6] 林文声,王志刚,王美阳.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,2018(8):64-82.
- [7] 牛坤在,许恒周.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,2022,36(3):51-61.
- [8] 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.
- [9] 吴佳璇,王晓兵,陆岐楠.新一轮土地确权实施的农村劳动力跨部门配置效应 [J].中国农村经济,2025(2):63-85.
- [10] 许庆,刘进,钱有飞.劳动力流动、农地确权与农地流转 [J].农业技术经济,2017(5):4-16.
- [11] 姚洋.集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析 [J].中国农村观察,2000(2):11-19+80.
- [12] 张兵,刘丹,郑斌.农村金融发展缓解了农村居民内部收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归模型分析 [J].中国农村观察,2013(3):19-29.
- [13] 张鹏峰,顾海英.农地确权、粮食作物与收入不平等 [J].华南农业大学学报(社会科学版),2023(4):96-108.
- [14] 郑琳议,李辉阳,钱文荣.土地确权促进了中国的农业规模经营吗?——基于CRHPS的实证分析 [J].经济学(季刊),2023,23(2):447-463.
- [15] 郑琳议,钱文荣,李辉阳.农村土地确权对农户创业的影响研究——基于CRHPS的实证分析 [J].农业技术经济,2020(11):17-30.
- [16] Adamopoulos T, Restuccia D. Land Reform and productivity: A quantitative analysis with micro data [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2020, 12(3): 1-39.
- [17] Benjamin D, Brandt L, Giles J. The evolution of income inequality in rural China [J]. Economic Development and Cultural Change, 2005, 53(4): 769-824.
- [18] Besley T. Property rights and investment incentives: Theory and evidence from Ghana [J]. Journal of Political Economy, 1995, 103(5): 903-937.
- [19] Callaway B, Sant'Anna P H C. Difference-in-Differences with multiple time periods [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.
- [20] Carter M R, Olinto P. Getting institutions "Right" for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment [J]. American Journal of Agricultural Economics, 2003, 85(1): 173-186.
- [21] Cheng Y, Yu J, Min S, et al. The effects of land titling on intergenerational transfers in rural China [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2024, 225: 228-251.
- [22] de Janvry A, Emerick K, Gonzalez-Navarro M, et al. Delinking land rights from land use: Certification and migration in Mexico [J]. American Economic Review, 2015, 105(10): 3125-3149.
- [23] Deininger K, Jin S. Securing property rights in transition: Lessons from implementation of China's rural land contracting law [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 2009, 70(1-2): 22-38.
- [24] Gao X, Shi X, Fang S. Property rights and misallocation: Evidence from land certification in China [J]. World Development, 2021, 147: 105632.
- [25] Gelbach J B. When do covariates matter? And which ones, and how much? [J]. Journal of Labor Economics, 2016, 34(2): 509-543.
- [26] Goldstein M, Hounbedji K, Kondylis F, et al. Formalization without certification? Experimental evidence on property rights and investment [J]. Journal of Development Economics, 2018, 132: 57-74.
- [27] Goodman-Bacon A. Difference-in-Differences with variation in treatment timing [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.



- [28] Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of income [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5): 1076-1107.
- [29] He D, Zhang G, You K, Wu J. Property rights and market participation: Evidence from the land titling program in rural China [J]. *Journal of Chinese Governance*, 2023, 8(1): 110-133.
- [30] Li C, Xie H, Huang Z, et al. Property rights, resource reallocation and welfare effects: Evidence from a land certification programme [J]. *Land Use Policy*, 2025, 154: 107562.
- [31] Li J J, Tran T B, La H A, et al. Land allocation policy and income inequality: Evidence from Vietnam [J]. *Review of Income and Wealth*, 2023, 69(3): 675-698.
- [32] Liu S, Ma S, Yin L, et al. Land titling, human capital misallocation, and agricultural productivity in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2023, 165: 103165.
- [33] Lou L, Hong M, Qiao S, et al. Exploring the impact of the new round of farmland certification on rural household consumption: Empirical evidence from China [J]. *Humanities and Social Sciences Communications*, 2025, 12: 217.
- [34] Rambachan A, Roth J. A more credible approach to parallel trends [J]. *Review of Economic Studies*, 2023, 90(5): 2555-2591.
- [35] Reardon T, Taylor J E, Stamoulis K, et al. Effects of non-farm employment on rural income inequality in developing countries: An investment perspective [J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2000, 51(2): 266-288.
- [36] Roth J. Pretest with caution: Event-study estimates after testing for parallel trends [J]. *American Economic Review: Insights*, 2022, 4(3): 305-322.
- [37] Sun L, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects [J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 175-199.
- [38] Xie L, Zhang J, Huang W, et al. Relationship between Rural Land Titling and land transfer in China: A systematic literature review and meta-analysis [J]. *Frontiers in Sustainable Food Systems*, 2023, 7: 1143595.
- [39] Yao Y. The development of the land lease market in rural China [J]. *Land Economics*, 2000, 76(2): 252-266.
- [40] Zhang Q F. Retreat from equality or advance towards efficiency? Land markets and inequality in rural Zhejiang [J]. *The China Quarterly*, 2008, 195: 535-557.
- [41] Zhou N. Land rights and investment incentives: Evidence from China's latest rural land titling program [J]. *Land Use Policy*, 2022, 117: 106106.

The Income Distribution Effects of Land Titling on Rural Households

SUN Linlin^{1,2} JIA Yujie¹

[1. School of Humanities and Social Sciences (School of Public Administration), Beihang University; 2. Institute for Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beihang University.]

Abstract Land titling may affect not only rural household income but also its distribution by strengthening tenure security, reducing land-market frictions, and expanding opportunities for reallocating labor and capital. Using household data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) and the staggered rollout of China's rural land titling program, this paper examines within-village, between-village, and urban-rural income inequality. Land titling does not significantly change total income inequality but widens within-village inequality in wage and business income and reduces urban-rural inequality in business income. Household-level distributional-channel evidence indicates that land titling promotes land transfer, off-farm employment, formal borrowing, and entrepreneurship, but middle- and high-income households are better positioned to convert secure land rights into income gains. Heterogeneity analyses further show that the effects vary with regional development conditions and local land-market development. The findings imply that the equity consequences of land titling depend on complementary employment, inclusive-finance, and land-market institutions.

Keywords Land Titling, Income Inequality, Rural Finance, Factor Allocation

JEL Classification D31 Q15 O18