华南农业大学学报(社会科学版)
2023年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第22卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

农地确权、粮食作物与收入不平等

张鹏峰,顾海英

(上海交通大学 安泰经济与管理学院,上海 200030)

摘 要: 采用2016年中国劳动力动态调查数据(CLDS),基于Kakwani相对剥夺指数测度农户层面的收入不平等程度,检验农地确权对农户粮食作物收入和农户间收入不平等的影响。研究发现:农地确权后,农户收入提高了21.3%,农户间收入不平等程度缩小了0.041,并且这一结果具有稳健性。从机制来看,农地确权促进农户购置农机、提高农户农业生产的机械化程度,进而推动农户增收与共同富裕。基于此,应大力推行农地确权,明晰农地权属,并且通过农机补贴等措施鼓励农户实施机械化生产,切实提高农户粮食作物收入,助力农户摆脱收入不平等。

关键词: 农地确权;粮食作物;收入不平等;农业机械化

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2023)04-0096-13

一、引言

2017年,党的十九大提出乡村振兴战略,该战略旨在推动农村发展,促进农户增收,切实落实在新发展阶段做到“一个都不能少”。2022年,党的二十大报告强调筑牢粮食安全根基,保障种粮农民收益。2023年中央一号文件再次强调“抓紧抓好粮食和重要农产品稳产保供”、“巩固拓展脱贫攻坚成果”、“拓宽农民增收致富渠道”等问题。全面提高农村居民的生活水平,确保乡村振兴战略行稳致远要关注农村低收入人口,扩展其收入来源,提高其收入水平。

改革开放以来,中国连续创造了经济“增长奇迹”,农民收入大幅提高,1978年至2022年间,农村居民人均可支配收入由134元上升至20133元①,年均增幅高达12.07%,但农村居民收入差异也在不断扩大,2019年农村居民收入分配的基尼系数在2010年的基础上提高约20%,不同收入组间绝对收入差异和相对收入差异均持续增大[1]。有研究通过构建新的基尼系数子群分解公式发现中国农村基尼系数在逐年增长,而且农村群间收入不平等对中国总体基尼系数的贡献度最高[2],这表明提高农村低收入人群的收入,不仅会缓和农村收入不平等,还会大幅度降低中国总体基尼系数。

有研究发现非农就业是农村居民脱贫的一个重要途径,但是农业生产的脱贫效应较弱[3]。此外,非农就业带来的工资收入不仅有效降低极端贫困率,并且显著缓解了农户间的收入不平等程度,有利于减小低收入农户和最富有的农户之间的收入差距[4]。然而,非农就业并非是所有农村居民最优的就业选项,农村基础设施改善、照料老人与孩子等因素会阻碍农村居民从事非农就业[5-7]。此外,中国较为严格的户籍管理制度、医疗保障体系等因素会进一步阻碍农业转移人口迁

收稿日期: 2023-03-04 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2023.04.009

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(22ZDA058)

作者简介: 张鹏峰(2000—),男,安徽安庆人,上海交通大学安泰经济与管理学院博士研究生,主要研究方向为农村金融与保险、土地资源管理。E-mail: zhangpengfeng@sjtu.edu.cn

①数据源于国家统计局 http://www.stats.gov.cn/。

移，从而抑制农村劳动力非农就业[8]，人力资本、社会资本等因素则会影响农业转移人口的就业质量[9]，而且由于在人力资本和社会资本等方面处于劣势地位，农业劳动力会从非农部门回流至农业部门[10]。鉴于主客观原因，中国仍有很大一部分农村居民并未参与任何形式的非农就业，仅依靠农业生产取得收入，农户农业生产收入主要源于种植粮食作物，所以提高粮食作物收入有助于促进农业人口提高收入。

为了更好地保障农民权益，减少土地纠纷，促进农村地区经济充分发展，中国于 2013 年提出要全面推行农村土地确权登记颁证工作，并将于 5 年内基本完成该项工作，农地确权以法律的形式强化了对土地承包经营权的物权保护，农地确权从根本上明晰了农地权属问题，这也必将影响农业生产的各个方面。已有许多专家学者针对农地确权问题开展了广泛而深刻的研究，然而鲜有研究关注农地确权对粮食作物收入的影响。对于相对贫困的农村居民而言，从事农业生产所获得的收入近乎其家庭全部收入，提高粮食作物收入是其改善生活条件、改变其收入不平等地位的重要途径，所以研究农地确权对粮食作物收入的影响及其影响机制颇具现实意义。同时，本文也将探究农地确权将如何改变贫困农户的收入不平等地位，为提高农户粮食作物收入、缓解农村群间收入不平等提供具有参考价值的研究基础。

二、理论分析与文献综述

（一）文献综述

农村土地法律制度变革的亮点在于通过充分发挥集体与农民财产所具有的增值功能，促进农民收入的持续性增长，突破口在于保障农民公平享有土地增值收益，赋予农民实际的财产权[11]，农地确权就属于中国农地制度变革的重点之一，其所具有的收入效应也引起学界关注。

一部分文献发现农地确权能够在整体水平上提高农户总收入[12]，农地确权会通过调节农户农地生产要素和农业劳动力要素的有效配置来影响农户收入[13]，而且农村劳动力转移也是农地确权促进农户增收的有效途径，但是这种收入效应具有明显的区域差异，在中部地区存在显著影响，而在东部地区则不明显[14]。农地确权对农地流转的影响是学术界关注的热点问题之一：大量研究成果表明农地确权会促进流转，会提高农户转出土地的意愿、提高土地流转的市场化程度[15]。也有学者根据中国健康与养老追踪调查发现农地确权降低了土地流转成本，使得流转的可能性提高了 4.9%，土地租金率提高了 43.3%，而平均土地流转量提升了近一倍[16]。基于这些研究结果，学界进一步探究农地确权对农户总收入的影响，虽然农地的流入和流出都能显著促进农户总收入提高，但是农地确权只通过农地流出来促进农户增收[17]，也有学者提出不同意见，即农地流出与流入均能提高农户收入，但整体而言土地流转会加剧农户收入不平等[18]。

另一部分文献则关注农地确权对不同类型收入的异质性影响。土地确权对农户财产性收入具有直接和间接促进的效应[19]，但对农业生产收入无直接促进作用，仅存在间接促进效应[17]。同时，农地确权会激励农户加大农业投资后提高农业纯收入，也会促进农户提高土地流出的租金收入以及参与非农劳动获得的务工收入[20]。有研究通过农户收入结构分解发现，农地确权主要通过提高工资性收入和经营性收入来实现对总收入的促进效应，而对财产性收入和转移性收入影响甚微，值得注意的是农地确权加剧了农户间收入不平等[21]。基于建档立卡的贫困户调查数据发现，土地确权具有益贫性，农地确权会通过促进农地流出促进财产性收入提高，通过促进劳动力转移提高工资性收入，并且贫困户可以通过抵押担保权属提高信贷可获得性，从而改善经营状况[22]。

还有文献关注到农地确权对不同收入组农户收入的边际影响不同，对低收入组的边际贡献要大于高收入组，这说明农地确权有利于减轻农户收入不平等程度[23]，有学者引入相对剥削系数和

村庄基尼系数来度量农村内部收入不平等,研究表明农地赋权可以有效降低农村内部收入不平等,而且劳动力转移在其中发挥中介作用[24],但这些研究都尚未把目光投射到粮食作物收入上,在机制分析时都主要强调非农就业、劳动力转移等因素对提高农户收入、缓解收入不平等的影响,然而这些因素所产生的中介效应会受到人力资本等客观条件的制约,即农村贫困家庭通常不具备实现劳动力转移、非农就业的条件,其收入来源主要受限于从事较为传统的农业生产活动,即种植粮食作物。已有文献针对农户间收入不平等的度量主要集中在整体层面,本文引入相对剥夺指数来衡量个体层面的收入不平等程度。

(二)理论分析

大量的研究成果表明,即使农地确权对不同类型收入的影响及其传导机制存在异质性,但是农地确权仍然具有明显的收入效应,其中有关农地确权对粮食作物收入影响的研究较少,而且尚未得出较为一致的研究结论。基于上述有关农地确权及其收入效应和收入不平等的文献综述,本研究提出假说1:

H1:农地确权能促进农户提高粮食作物收入,缓解农户间收入不平等。

农地确权还会影响农户农机购买行为与农业机械化程度。有学者发现农地确权降低了农户购买机械外包服务的交易成本,农业生产的机械化程度随之提升,同时农地确权还导致农户自购农机的程度降低[25]。也有研究认为农地产权的不稳定会抑制农地自购农机,转而购买农机服务,所以要想促进农地投资需要稳定农地承包权、保护农地经营权[26],而农地确权稳定了农地流入方对未来经营规模的预期,所以激励农户加大农机投资[27]。有学者进一步验证了确权通过提升土地承包经营权稳定性这种直接机制来促进农机投资[28],另一不同的观点则主张农地产权并不对农户的投资决策产生直接促进作用,而是主要通过农地流转来间接刺激农户购买农机服务或者自购农机[29]。总而言之,学界普遍认为农地确权能促进农户购置农机,提高农机机械化水平。

农业机械化能够显著促进农户增收,而且农业机械化主要通过促进粮食作物增产来提高农户收入,通过劳动力转移影响农民收入这一渠道并不显著[30],但也有学者认为农业机械化除了能直接促进农业收入增长外,还能间接助力农户增加非农收入[31]。农业机械化除了具有增收效应外,还具有收入分配效应,其对不同收入层次农户的影响不一,中低收入层次农户受益颇丰,即机械化生产能够有益于缩小农户内部收入差距[32]。因此,本文基于以上理论分析提出假说2、3:

H2:农地确权促进农户购入大型农机具,从而促使粮食作物收入增加,缓解农户间收入不平等。

H3:农地确权促进农户提高粮食作物生产的机械化水平,从而促使粮食作物收入增加,缓解农户间收入不平等。

三、数据来源与变量说明

(一)数据来源与样本描述

本研究采用中山大学社会科学调查中心开展的"中国劳动力动态调查(CLDS)"活动于2016年收集的调查数据①。CLDS是中国第一个劳动力主题的全国范围内(西藏、海南、港澳台除外)的跟踪调查,采取了多层次、多阶段的随机抽样和轮换样本的调查方式,主要以15~64岁的劳动年龄人口为调查对象。在经过数据清洗后,本文共获得农户家庭数据6904条,其中3032个农户不存在

① 数据来源http://css.sysu.edu.cn。2017年7省区完成承包地确权工作,据农业农村部披露,2018年全国基本完成农村土地确权,故本文选用2016年调查数据,详见http://www.gov.cn/xinwen/2020-11/03/content_5556833.htm。

工资性收入、经营性收入、财产性收入,主要依靠农业生产取得收入。

(二)变量说明

本文所选取的变量包括被解释变量、核心解释变量、工具变量、中介变量、控制变量,有关变量定义与赋值的详细信息见表 1。

1. 被解释变量。本文选取的被解释变量包括农户粮食作物收入和相对剥夺指数,在实证分析中将粮食作物收入取对数后代入模型。CLDS 调查会询问农户去年家庭粮食作物(包括稻谷、小麦、玉米等)收入,而且需要将自给自足的农作物按市场价值进行折算后纳入粮食作物收入。从表 2 可知,有效样本的粮食作物收入对数的均值为 8.764,而确权组为 8.886,非确权组为 8.610,其差值在 1% 的水平上显著。

本文采用 Kakwani 相对剥夺指数来衡量农户家庭间收入不平等的程度。基于相对剥夺理论,Kakwani 计算出类似于 Lorenz 曲线的相对剥夺曲线,并基于该曲线计算了基尼系数[33]。国内也有学者进一步探讨了基于相对剥夺理论的基尼系数的分解问题,并给出了 Kakwani 相对剥夺指数的测算方法[34],本文简要介绍其计算过程,首先将总体收入样本按升序从小到大排列,得到 $X = X(x_1, x_2, \cdots, x_n)$,再从中任选 x_i, x_j,并定义其相对剥夺:

$$RD(x_i, x_j) = \begin{cases} x_j - x_i & if \quad x_j > x_i \\ 0 & if \quad x_j \leqslant x_i \end{cases} \tag{1}$$

这一公式计算了第 i 个农户相对于第 j 个农户的剥削程度,随后给出第 i 个农户的相对剥削指数:

$$RD(x_i) = \frac{1}{n\mu_X} \sum_{j=i+1}^{n} (x_j - x_i) = \frac{1}{\mu_X} \gamma_{x_i}^{+} (\mu_{x_i}^{+} - x_i) \tag{2}$$

其中 n 代表总体样本数,μ_X 为总体样本均值,$\gamma_{x_i}^{+}$ 为收入超过 x_i 的样本占总样本的比例,$\mu_{x_i}^{+}$ 为收入超过 x_i 的样本收入的均值。这一计算方法所得出的相对剥夺指数处于 0 ~ 1 之间,而且该指数与农户家庭总收入呈递减关系,在一个群体内部,农户家庭总收入越低,则其处于更为严重的收入劣势地位,换言之,其收入不平等程度更高,反之亦然。

2. 核心解释变量。本文的核心解释变量是农地确权,即该农户是否已经领取了《农村土地承包经营权证书》,其中已确权取值 1,未确权取值 0。

3. 工具变量。本文选取村庄土地确权比例作为农户家庭农地确权的工具变量,其计算方法为样本中同村庄农地确权家庭数量/同村庄家庭数量。完成农地确权的农户家庭数量与村庄土地确权比例密切相关,而其他因素难以影响村庄土地确权比例,即该工具变量符合相关性和排他性假设。

4. 中介变量。本文选取了“是否拥有大型农机具”和农业生产机械化程度作为中介变量。在 CLDS 调查中,会询问被访者家庭是否拥有拖拉机和大型农机具,其中大型农机具包括收割机、插秧机、播种机、大型联合收割机等。若农户家庭有拖拉机或者大型农机具,则“是否拥有大型农机具”取值为 1,反之则为 0。CLDS 还会调查“目前,您们家粮食作物生产的农田耕种方式是什么?”,受访者通过 1(全机械化)、2(部分机械化)和 3(传统农耕)来反应家庭农业耕作的机械化程度。从样本描述统计来看,确权组显著具有更多的农机,更高的机械化生产水平。

5. 控制变量。为了更加准确地刻画农地确权对粮食作物收入和收入不平等的影响,本文还选取了一系列的控制变量。农户家庭层面的家庭规模、务农人数、耕地面积等变量会对农户粮食作物收入产生影响,详情见表 1。村庄层面的变量,例如是否提供农技培训、村支书教育程度等变量亦会影响农户农业生产,所以亦纳入模型。

表1 变量定义

	变量	变量说明
被解释变量	*Ln_cropincome*	粮食作物(稻谷、小麦、玉米等)收入的对数
	RD_index	相对剥夺指数,根据公式(2)计算得到
解释变量	*Confirm*	是否已经领到《农村土地承包经营权证书》,是=1,否=0
工具变量	*Confirm_rate*	村庄农地确权比例=同村庄农地确权家庭数量/同村庄家庭数量
中介变量	*Machine*	家里是否有大型农机具(如收割机、插秧机、播种机、大型联合收割机、拖拉机等),是=1,否=0
	Mechlevel	粮食作物生产的农田耕种方式,全机械化=1,部分机械化=2,传统农耕=3
家庭层面控制变量	*Householdsize*	家庭规模
	Farmer	从事农业生产的人数
	R_dep	家庭非劳动年龄人口占比=非劳动年龄人口总数/家庭规模
	Edu_exp	包括成人和孩子所有教育费用总和
	Head_edu	户主受教育年限
	Head_age	户主年龄
	Head_health	户主健康水平,非常健康=1,健康=2,一般=3,比较不健康=4,非常不健康=5
	Head_year	户主务农经历(年)
	Culland	家庭耕地面积=自有耕地面积+承包他人耕地面积-弃耕耕地面积(亩)
村庄层面控制变量	*Train*	村庄是否组织农民进行农业生产技术培训,是=1,否=0
	Leader_edu	村支书受教育年限
	Daigeng	村庄内是否有代耕农,是=1,否=0

表2 变量描述性统计

变量		全部样本		确权组		未确权组		Meandiff
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
被解释变量	*Ln_cropincome*	8.764	1.203	8.886	1.202	8.610	1.188	-0.276***
	RD_index	0.609	0.278	0.574	0.278	0.645	0.274	0.071***
解释变量	*Confirm*	0.498	0.500	1.000	-	0	-	-
工具变量	*Confirm_rate*	0.500	0.296	0.674	0.215	0.327	0.262	-0.347***
中介变量	*Machine*	0.189	0.392	0.229	0.420	0.150	0.357	-0.079***
	Mechlevel	2.524	0.709	2.452	0.754	2.595	0.653	0.143***
家庭层面	*Householdsize*	4.150	2.314	3.979	2.130	4.321	2.473	0.342***
控制变量	*Farmer*	1.164	1.063	1.272	1.005	1.056	1.107	-0.216***
	R_dep	0.3328	0.316	0.298	0.307	0.357	0.323	0.059***
	Edu_exp	3.036	4.071	3.079	4.128	2.993	4.014	-0.086
	Head_edu	2.300	0.941	2.381	0.911	2.220	0.964	-0.161***
	Head_age	57.496	13.187	56.305	12.418	58.677	13.811	2.372***
	Head_health	2.711	1.092	2.648	1.089	2.773	1.091	0.125***
	Head_year	7.040	14.222	8.005	14.695	6.083	13.675	-1.922***
	Culland	2.215	13.380	3.208	17.916	1.230	6.032	-1.978***
村庄层面	*Train*	0.690	0.463	0.732	0.443	0.647	0.478	-0.085***
控制变量	*Leader_edu*	4.432	1.754	4.377	1.784	4.486	1.721	0.109*
	Daigeng	0.813	0.390	0.807	0.395	0.819	0.385	0.011

注: ***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著。

四、农地确权影响粮食作物收入与收入不平等的实证分析

根据上文的数据说明和变量选取，本文建立的基线模型如下：

$$Ln_cropincome_i = \alpha_0 + \beta_1 Confirm_i + \sum_{j=2}^{n}\beta_j Control_i + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$RD_index = \alpha_0 + \beta_1 Confirm_i + \sum_{j=2}^{n}\beta_j Control_i + \varepsilon_2 \quad (4)$$

在上述模型中，$Ln_cropincome_i$，RD_index_i 分别代表农户粮食作物收入和相对剥夺指数，$Confirm_i$ 为农地确权变量，$Control_i$ 为控制变量向量，ε_1，ε_2 为随机扰动项，α_0，β_1，β_j 均为待估参数。

基线模型的实证分析结果见表 3。从模型 1 的实证分析可知，农地确权能对农户粮食作物收入产生显著的正向促进效应，农地确权的农户所获得的粮食作物收入比未确权农户要高出 21.3%，且该结果在 1% 的水平上显著。通过模型 4 可知，农地确权缓解了农户所面临的收入不平等境况，在 1% 的显著性水平上，农地确权导致农户相对剥夺指数下降了 0.041，H1 得到验证，即农地确权能促进农户提高粮食作物收入，缓解农户间收入不平等。

表 3　农地确权对粮食作物收入、收入不平等影响的实证分析

变量	被解释变量：*Ln_cropincome*			被解释变量：*RD_index*		
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
Confirm	0.213***(0.063)	0.182***(0.061)	0.196***(0.062)	−0.041***(0.009)	−0.038***(0.009)	−0.041***(0.009)
Machine		0.776***(0.068)			−0.078***(0.012)	
Mechlevel			−0.319***(0.042)			0.012*(0.007)
Householdsize	0.034**(0.016)	0.027*(0.015)	0.034**(0.015)	−0.009***(0.002)	−0.009***(0.002)	−0.009***(0.002)
Farmer	0.073*(0.038)	0.034(0.037)	0.059(0.038)	−0.025***(0.005)	−0.020***(0.005)	−0.022***(0.005)
R_dep	−0.499***(0.122)	−0.434***(0.116)	−0.524***(0.119)	0.132***(0.016)	0.128***(0.016)	0.132***(0.016)
Edu_exp	0.020**(0.008)	0.015*(0.008)	0.022***(0.008)	−0.010***(0.001)	−0.009***(0.001)	−0.010***(0.001)
Head_edu	0.105***(0.036)	0.077**(0.034)	0.079**(0.035)	−0.031***(0.005)	−0.030***(0.005)	−0.030***(0.005)
Head_age	−0.006*(0.003)	−0.000(0.003)	−0.007**(0.003)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)
Head_health	−0.057*(0.030)	−0.042(0.029)	−0.036(0.030)	0.040***(0.004)	0.038***(0.004)	0.039***(0.004)
Head_year	0.006***(0.002)	0.004**(0.002)	0.006***(0.002)	−0.001**(0.000)	−0.001*(0.000)	−0.001**(0.000)
Culland	0.019***(0.002)	0.017***(0.002)	0.017***(0.002)	−0.002***(0.000)	−0.002***(0.000)	−0.002***(0.000)
Train	0.027(0.071)	−0.018(0.068)	−0.054(0.070)	0.005(0.010)	0.009(0.010)	0.006(0.010)
Leader_edu	0.049***(0.019)	0.056***(0.018)	0.070***(0.019)	−0.003(0.003)	−0.004(0.003)	−0.003(0.003)
Daigeng	0.260***(0.083)	0.069(0.081)	0.210***(0.081)	0.017(0.011)	0.028**(0.012)	0.017(0.011)
F stats	21.21***	30.89***	24.77***	74.62***	73.17***	69.54***
Adjusted R^2	0.170	0.246	0.206	0.240	0.250	0.241
N	1283	1283	1283	3032	3032	3032

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著，括号内数值为标准误。

在模型 2、3 中分别加入了大型农机具与机械化水平，其结果依然稳健，但是农地确权对粮食作物收入的影响相对减弱。数据还表明农户购入农机，将会导致农户粮食作物收入提高 77.6%，并且农户提高机械化生产程度也会显著促进粮食作物收入提高。与粮食作物收入相似，在模型 5、6 中加入大型农机具与机械化水平后，农地确权对相对剥夺指数的抑制影响略有减弱，但其缓和收入不平等的效应依旧显著，而且农户的农机购买行为与机械化生产水平均能对农户相对剥夺指数产生负向影响。

通过表 3 还可以观察到控制变量对农户粮食作物收入和相对剥夺指数的影响。在家庭控制变量方面，家庭非劳动年龄人口占比过高会给农户带来较大的经济压力，不利于农户增加粮食作

物收入和摆脱收入不平等的劣势地位。增加教育支出能够正向显著促进农户增加粮食作物收入和降低相对剥夺指数。户主的务农年限对粮食作物收入有显著影响,更丰富的务农经历会带来更高的粮食作物收入,这也将助力农户通过农业生产缓解收入不平等压力。从村庄层面来看,村支书的教育水平较为重要,越高的教育水平越有利于该村庄的农户提高粮食作物收入,进而降低相对剥夺指数。农技培训则对农户粮食作物收入和相对剥夺指数的影响不显著,一种可能的解释是以粮食作物生产作为主要收入来源的低收入人群已经具备了相关的农业生产技能,所以农技培训不太能够对农户产生显著的正面影响。

已有对农地确权的收入效应的研究往往采取均值回归的实证方法,这种研究方法只能展示自变量对因变量的平均影响效果,而且若受到极端值的影响,所估计参数的稳定性会受到影响。与OLS相比,分位数回归对分布假设的要求更弱。参考已有对农户收入差异研究的方法[35-36],本文建立了分位数回归模型,进一步探究农地确权对不同水平的粮食作物收入以及收入不平等的影响。具体模型如下:

$$Q_\tau[Ln_cropincome_i \mid Confirm_i] = \alpha_{0,\tau} + \beta_{1,\tau} Confirm_i + \sum_{j=2}^{n} \beta_{j,\tau} Control_i + \varepsilon_\tau \quad (5)$$

$$Q_\tau[RD_index_i \mid Confirm_i] = \alpha_{0,\tau} + \beta_{1,\tau} Confirm_i + \sum_{j=2}^{n} \beta_{j,\tau} Control_i + \varepsilon_\tau \quad (6)$$

在上述模型中,τ 代表不同的百分位,参考已有文献,本文选取10、25、50、75、90这五个分位数,其他变量设定同基线模型。

首先观察农地确权对不同粮食作物收入水平农户的边际影响,如果农地确权对于低收入组的边际贡献大于高收入组,则可以认为农地确权有助于缩小农户间收入不平等,反之则扩大了农户间收入不平等。分位数回归结果见表4,从模型7~11可知,农地确权基本对不同水平的粮食作物收入均有正向促进作用,但农地确权对不同水平粮食作物收入的边际影响呈现出明显的递减趋势:对于低粮食作物收入的农户而言,农地确权会导致粮食作物收入提高28.5%,而高收入组仅提高15.8%,则H1再次得到验证,即基于粮食作物收入的视角而言,农地确权提高农户粮食作物收入,缩小农户间收入不平等。在模型中加入大型农机具后,农地确权对Q90的粮食作物收入不存在显著影响,对低收入组的粮食作物收入依然存在显著促进作用。并且大型农机具对不同水平粮食作物收入的边际贡献同样呈现出明显的递减趋势,即购买农机能够助力农户增加粮食作物收入,亦能缩小农户间收入不平等。在模型中加入机械化水平后,农地确权仍然显著提高农户粮食作物收入,并且农户机械化生产水平提高更有利于低收入群体提高粮食作物收入,而对Q90组农户的粮食作物收入影响较小。

表4 农地确权对粮食作物收入影响的分位数回归实证分析

变量	*Q*10	*Q*25	*Q*50	*Q*75	*Q*90
	Model (7)	Model (8)	Model (9)	Model (10)	Model (11)
Confirm	0.285***(0.104)	0.185*(0.107)	0.215***(0.076)	0.221***(0.078)	0.158**(0.073)
	Model (12)	*Model* (13)	*Model* (14)	*Model* (15)	*Model* (16)
Confirm	0.228*(0.127)	0.184**(0.091)	0.169**(0.072)	0.179***(0.069)	0.122(0.090)
Machine	0.786***(0.143)	0.904***(0.103)	0.746***(0.082)	0.694***(0.078)	0.489***(0.102)
	Model (17)	Model (18)	Model (19)	Model (20)	Model (21)
Confirm	0.266**(0.116)	0.100(0.105)	0.244***(0.079)	0.270***(0.073)	0.216**(0.091)
Mechlevel	-0.269***(0.078)	-0.384***(0.070)	-0.321***(0.053)	-0.348***(0.049)	-0.214***(0.062)
家庭层面控制变量	*Y*	*Y*	*Y*	*Y*	*Y*
村庄层面控制变量	*Y*	*Y*	*Y*	*Y*	*Y*

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著,括号内数值为标准误。

五、稳健性检验与内生性分析

(一)稳健性检验

上文的研究结论表明,农地确权能显著提高农户的粮食作物收入以及缓解农户间收入不平等。然而,由于可能存在的模型设定偏误与样本自选择问题,本文所获得的估计结果可能存在偏误,本文使用 PSM 方法来再次探求农地确权对农户粮食作物收入和收入不平等的影响,该方法并不依赖特定的模型设定形式,所以能够规避可能存在的模型设定偏误。通过协变量计算出农户进入实验组的倾向指数,并基于反事实情形构造对照组,根据选择的匹配规则将实验组农户与对照组农户进行匹配,最后计算出农地确权所带来的平均处理效应,相应的计算公式如下:

$$ATT = E(Ln_cropincome_{1i} - Ln_cropincome_{0i} \mid D_i = 1) \tag{7}$$

$$ATT = E(RD_index_{1i} - RD_index_{0i} \mid D_i = 1) \tag{8}$$

在上述表达式中,D_i 代表处理变量,即农户是否已经完成土地确权,$Ln_cropincome_{1i}$,$Ln_cropincome_{0i}$分别代表确权后农户粮食作物收入、未确权农户粮食作物收入,RD_index_{1i},RD_index_{0i}分别代表确权后农户相对剥夺指数、未确权农户相对剥夺指数。所选择的匹配方式不同,平均处理效应略有差异,详细的平均处理效应分析结果见表 5。从表 5 可知,尚未进行匹配时,总体平均处理效应为 0.276,且在 1% 统计水平上显著,即意味着农地确权将农户粮食作物收入提高了 27.6%。在样本匹配后,该结论依然成立,说明农地确权的确能够提高农户的粮食作物收入。同理,农地确权亦能降低农户收入相对剥夺指数,缓解农户间收入不平等。

表 5　倾向得分匹配

变量	匹配方法	实验组	对照组	ATT	标准差	*t* 值
Ln_cropincome	未匹配	8.886	8.610	0.276	0.067	4.10***
	最邻近匹配(k=1)	8.766	8.610	0.156	0.069	2.27**
	最邻近匹配(k=4)	8.886	8.668	0.218	0.080	2.71***
	半径匹配(0.01)	8.837	8.622	0.215	0.074	2.91***
	半径匹配(0.005)	8.830	8.612	0.218	0.076	2.87***
	半径匹配(0.001)	8.810	8.561	0.249	0.083	3.00***
	核匹配(0.06)	8.873	8.663	0.209	0.071	2.93***
RD	未匹配	0.574	0.645	−0.071	0.010	−7.07***
	最邻近匹配(k=1)	0.574	0.643	−0.070	0.010	−6.94***
	最邻近匹配(k=4)	0.574	0.606	−0.032	0.011	−2.83***
	半径匹配(0.01)	0.576	0.614	−0.038	0.011	−3.64***
	半径匹配(0.005)	0.577	0.615	−0.038	0.011	−3.60***
	半径匹配(0.001)	0.579	0.616	−0.037	0.011	−3.30***
	核匹配(0.06)	0.574	0.617	−0.043	0.010	−4.12***

注:***、**、* 分别代表在 1%、5% 以及 10% 的水平上显著。

本文还检验了匹配后样本数据的平衡性(基于最邻近匹配,k=1),分析结果见表 6。在匹配前,协变量均能显著影响农地确权,且绝大多数协变量标准化偏差大于 10%,而样本匹配大幅度减少了协变量的偏差,且其匹配后标准化偏差均小于 10%。匹配后数据的标准化偏差明显减小,数据更为集中,协变量在实验组与对照组之间不存在显著差异,这说明匹配质量较高。综上可知

PSM 方法能够有效降低实验组与对照组间的个体差异,使之具有更强的随机特征,所以平衡性假设得到满足。本文同样进行了共同支撑检验,样本数据匹配后核密度曲线较为接近,囿于篇幅原因不单独展示。

表 6 匹配变量平衡性检验

变量	样本	均值		标准化偏差	偏差减少	*t* 值	
		实验组	对照组	(%)	(%)	*t*	$P>\|t\|$
Householdsize	匹配前	3.997	4.701	-33.3		-5.97	0.000
	匹配后	4.011	4.066	-2.6	92.2	-0.53	0.595
Farmer	匹配前	1.743	1.825	-9.8		-1.77	0.077
	匹配后	1.742	1.764	-2.7	72.3	-0.60	0.550
R_dep	匹配前	0.255	0.292	-13.6		-2.41	0.016
	匹配后	0.257	0.254	1.2	91.4	0.22	0.826
Edu_exp	匹配前	3.409	3.471	-1.5		-0.26	0.794
	匹配后	3.402	3.500	-2.3	-59.1	-0.44	0.661
Head_edu	匹配前	2.478	2.369	12.2		2.17	0.031
	匹配后	2.473	2.432	4.6	62.5	0.87	0.383
Head_age	匹配前	55.457	56.334	-7.9		-1.40	0.162
	匹配后	55.545	55.956	-3.7	53.1	-0.71	0.479
Head_health	匹配前	2.527	2.617	-8.4		-1.49	0.138
	匹配后	2.538	2.569	-2.9	65.2	-0.56	0.575
Head_year	匹配前	10.693	9.398	7.9		1.41	0.160
	匹配后	10.617	9.946	4.1	48.2	0.77	0.440
Culland	匹配前	5.523	2.472	18.2		3.10	0.002
	匹配后	3.673	4.073	-2.4	86.9	-0.60	0.546
Train	匹配前	0.739	0.712	6.1		1.08	0.278
	匹配后	0.739	0.770	-7.0	-14.3	-1.36	0.175
Leader_edu	匹配前	4.248	4.622	-22.0		-3.94	0.000
	匹配后	4.254	4.229	1.5	93.2	0.30	0.760
Daigeng	匹配前	0.823	0.799	6.2		1.11	0.269
	匹配后	0.822	0.835	-3.2	47.7	-0.63	0.526

(二)内生性分析

本文模型设定可能存在内生性问题,内生性存在两个可能的来源:(1)变量遗漏,受限于数据可获得性与变量选择,已设定模型可能存在遗漏变量的问题;(2)农地确权和粮食作物收入之间可能存在互为因果问题,一方面,农地确权能稳定农户未来承包预期、提高其生产积极性和促进农户加大农地投资等,从而最终导致农户粮食作物收入增加;另一方面,收入较高的农户更愿意继续承包农地[37],农户出于对稳定未来收入预期、扩大生产规模等因素的考虑,更有动力来推动土地确权,持续跟进农地确权流程。工具变量法是解决内生性问题的有效方法,参考已有文献[23,38],引入村庄农地确权比例作为农户农地确权的工具变量,采取两阶段最小二乘法(2SLS),具体实证分析结果见表 7。由表 7 可知,模型 22 ~ 27 的第一阶段回归的 F 统计量明显大于经验值 10,所以不存在弱工具变量问题。使用工具变量后,H1 再次得到验证,即农地确权能显著提高农户的粮食作物收入,能够缓解农户间收入不平等,这表明上文的研究结论较为稳健。

表 7　村庄农地确权比例对粮食作物收入、收入不平等影响的实证分析

变量	被解释变量:*Ln_cropincome*			被解释变量:*RD_index*		
	Model (22)	Model (23)	Model (24)	Model (25)	Model (26)	Model (27)
Confirm_rate	0.497***(0.103)	0.432***(0.101)	0.457***(0.101)	-0.066***(0.016)	-0.057***(0.016)	-0.064***(0.016)
Machine		0.763***(0.069)			-0.077***(0.011)	
Mechlevel			-0.312***(0.044)			0.011*(0.007)
Householdsize	0.045***(0.016)	0.036**(0.015)	0.044***(0.016)	-0.010***(0.002)	-0.010***(0.002)	-0.010***(0.002)
Farmer	0.079(0.058)	0.040(0.047)	0.065(0.058)	-0.025***(0.005)	-0.020***(0.005)	-0.022***(0.005)
R_dep	-0.467***(0.122)	-0.407***(-0.118)	-0.494***(0.122)	0.130***(0.015)	0.126***(0.015)	0.129***(0.015)
Edu_exp	0.019**(0.008)	0.015*(0.008)	0.021***(0.008)	-0.010***(0.001)	-0.009***(0.001)	-0.010***(0.001)
Head_edu	0.098***(0.037)	0.071**(0.035)	0.073**(-0.037)	-0.030***(0.005)	-0.029***(0.005)	-0.030***(0.005)
Head_age	-0.006*(0.003)	-0.001(0.003)	-0.007**(0.003)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)	0.002***(0.000)
Head_health	-0.054*(0.03)	-0.0390(0.029)	-0.033(0.030)	0.040***(-0.004)	0.038***(0.004)	0.039***(0.004)
Head_year	0.005***(0.002)	0.004*(0.002)	0.006***(-0.002)	-0.001**(0.000)	-0.001*(0.000)	-0.001**(0.000)
Culland	0.018***(0.004)	0.016***(0.003)	0.017***(0.004)	-0.002***(0.000)	-0.002***(0.000)	-0.002***(0.000)
Train	0.015(0.070)	-0.027(0.068)	-0.063(0.070)	0.007(0.010)	0.01(0.010)	0.009(0.010)
Leader_edu	0.058***(0.02)	0.064***(0.0190	0.078***(0.020)	-0.003(0.002)	-0.004(0.002)	-0.004(0.002)
Daigeng	0.257***(0.085)	0.069(0.085)	0.209**(0.083)	0.016(0.012)	0.027**(0.012)	0.017(0.012)
Wald chi2	200.64***	399.06***	268.09***	1160.67***	1262.97***	1169.72***
R^2	0.165	0.244	0.204	0.241	0.252	0.242
First-stage F stats	136.12***	126.16***	126.58***	238.17***	221.08***	221.12***
N	1283	1283	1283	3032	3032	3032

注:***、**、*分别代表在 1%、5%以及 10%的水平上显著,括号内数值为标准误。

六、机制分析

中介效应模型广泛应用于机制检验,已有文献提出了中介效应检验的相关步骤[39],国内也有学者针对中介效应的检验方法给出了详细的阐述[40-41],借鉴于已有研究成果,本文建立中介效应模型如下:

$$Ln_cropincome_i(RD_index_i) = \alpha_0 + \alpha_1 Confirm_i + \sum_{j=2}^{n}\alpha_j Control_i + \varepsilon_1 \quad (9)$$

$$Mediator_i = \beta_0 + \beta_1 Confirm_i + \sum_{j=2}^{n}\beta_j Control_i + \varepsilon_2 \quad (10)$$

$$Ln_cropincome_i(RD_index_i) = \gamma_0 + \gamma_1 Confirm_i + \gamma_2 Mediator_i + \sum_{j=3}^{n}\gamma_j Control_i + \varepsilon_3 \quad (11)$$

依据依次检验法,当上述模型中回归系数 α_1、β_1、γ_2 显著时,表明存在中介效应,当回归系数 γ_1 不显著时,存在完全中介效应;当回归系数 γ_1 显著时,存在部分中介效应。由于农户是否购买农机属于虚拟变量,本文使用 Logit 模型探究农地确权对农机购买行为的影响效果,结果表明农地确权导致农户购入农机的概率提高了 30.1%,且在 1%水平上显著。随后结合模型 1、2、4、5 可知,农地确权将促进农户购置大型农机具,从而促进农户提高粮食作物收入、缓解收入不平等程度,H2 得到验证。由于农户机械化水平包括三种类型,本文选用 Mlogit 模型探究农地确权对农户机械化生产水平的影响,结果显示基于传统农耕,农地确权导致农户由传统农耕转变为全机械化生产的胜算比对数提高 0.338,且同样在 1%水平上显著。农地确权不能显著促进农户由传统农耕转换为部分机械化生产可能是因为农户更倾向于直接转变为全机械化生产。同理结合模型 1、3、4、6,H3 得到验证,即农地确权通过促进农户提高粮食作物生产的机械化水平,从而促使粮食作物收入增加,缓解农户间收入不平等。

表8 农地确权对农户农机购置行为、农户机械化生产水平影响的实证分析

变量	Logit	Mlogit	
	被解释变量:*Machine*	被解释变量:*Mechlevel* = 1	被解释变量:*Mechlevel* = 2
	Model (28)	Model (29)	Model (30)
Confirm	0.301***(0.105)	0.338***(0.126)	-0.102(0.102)
Householdsize	0.033(0.026)	-0.055*(0.031)	0.053**(0.023)
Farmer	0.493***(0.053)	1.114***(0.068)	1.039***(0.058)
R_dep	-0.958***(0.224)	-0.150(0.230)	-0.260(0.195)
Edu_exp	0.031**(0.013)	-0.018(0.017)	-0.024*(0.013)
Head_edu	0.159***(0.056)	0.304***(0.067)	0.218***(0.056)
Head_age	-0.024***(0.005)	0.018***(0.006)	0.005(0.005)
Head_health	-0.189***(0.051)	-0.205***(0.061)	-0.182***(0.049)
Head_year	0.015***(0.003)	-0.002(0.004)	0.003(0.003)
Culland	0.020***(0.005)	0.029***(0.006)	0.024***(0.006)
Train	0.383***(0.117)	0.593***(0.146)	0.460***(0.114)
Leader_edu	-0.091***(0.032)	-0.209***(0.040)	-0.138***(0.030)
Daigeng	1.498***(0.186)	0.133(0.158)	0.631***(0.142)
N	3032	3032	3032

注:***、**、*分别代表在1%、5%以及10%的水平上显著,括号内数值为标准误。Model (29)和Model (30)的对照组是Mechlevel = 3,即农户实施传统农耕。

七、结论与建议

关注农村低收入人群,着力提高农村低收入人群收入,是中国乡村振兴战略的工作重点之一,对全面推进共同富裕具有重大现实意义。加快实现农业生产机械化,提高农户粮食作物生产机械化水平是助力农村地区扩大生产规模、提高收入水平的关键举措。基于以上研究背景,本文聚焦于农地确权,重点关注农地确权对农村低收入群体收入及其收入不平等的影响,并探讨大型农机具与农业机械化在这一影响机制中所发挥的作用。

研究表明:(1)农地确权能促进农户提高粮食作物收入,缓解农户间收入不平等;(2)农地确权对不同粮食作物收入人群的边际贡献存在差异,对低粮食作物收入组的边际贡献要高于高粮食作物收入组;(3)中介效应检验表明,农地确权能促进农户购置农机、提高农户机械化生产程度,进而提高农户粮食作物收入、缓解农户间收入不平等。

基于上述研究结论,本文提出相关的政策建议:

第一,完善农地确权工作,推动农村土地法律制度变革,不断推进农村土地制度适应时代发展与生产力的要求。农地确权颁证,给农户吃下"定心丸",坚定其对承包土地的归属感,能够激励农户加大农地投资,提高农业生产机械化水平。另外,农地确权能够为农地流转提供证明与便利,促进农户扩大生产规模。

第二,加大农机消费补贴力度,鼓励农户购置大型农机具,推进完善农机外包服务市场。农用机械是农村地区实现农业机械化生产的必要前提,由于近年来城镇化工作持续推进,中国大量农村人口热衷于非农就业,农村人口外流,这导致了诸如农村空心化、农地抛荒等问题。农用机械能降低农业对劳动力的依赖程度,较少劳动力能大规模耕作农地,这也将助力于务农人口扩大生产规模、提高粮食作物收入,最终摆脱收入不平等的窘况。

参考文献:

[1]杜鑫. 当前中国农村居民收入及收入分配状况——兼论各粮食功能区域农村居民收入水平及收入差距[J]. 中国农村经济,2021(7):84 - 99.
[2]洪兴建. 一个新的基尼系数子群分解公式——兼论中国总体基尼系数的城乡分解[J]. 经济学(季刊),2009(1):307 - 324.
[3]葛霆. 贫困农民群体的脱贫路径研究——基于 CGSS2010 的实证分析[J]. 经济问题探索,2014(5):96 - 102.
[4]GUO D, JIANG K, XU C G, et al. Industrial clustering, income and inequality in rural China[J]. World Development, 2022(154): 105878.
[5]骆永民,骆熙,汪卢俊. 农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业[J]. 管理世界,2020,(12):91 - 121.
[6]潘明明,蔡书凯. 家庭老人照料与农村妇女非农就业——农村妇女个体特征的调节模型[J]. 南方人口,2020(3):72 - 80.
[7]韩叙,夏显力. 子女处于不同受教育阶段对农村已婚女性非农就业的影响[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2019(1):48 - 57.
[8]董昕. 中国农业转移人口持久性迁移的策略[J]. 财经问题研究,2018(2):95 - 101.
[9]孙世会. 农业转移人口就业质量及其提升对策[J]. 理论学刊,2021(4):97 - 105.
[10]方黎明,王亚柯. 农村劳动力从非农部门回流到农业部门的影响因素分析[J]. 人口与经济,2013(6):56 - 62.
[11]陈小君. 我国农村土地法律制度变革的思路与框架——十八届三中全会《决定》相关内容解读[J]. 法学研究,2014(4):4 - 25.
[12]杨宏力,李宏盼. 农地确权对农民收入的影响机理及政策启示[J]. 经济体制改革,2020(4):86 - 93.
[13]李涛,张鹏. 农地产权、要素配置与农户收入增长[J]. 经济问题探索,2020(12):43 - 54.
[14]许恒周,牛坤在,王大哲. 农地确权的收入效应[J]. 中国人口·资源与环境,2020(10):165 - 173.
[15]胡新艳,罗必良. 新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据[J]. 改革,2016(4):85 - 94.
[16]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.
[17]李哲,李梦娜. 新一轮农地确权影响农户收入吗? ——基于 CHARLS 的实证分析[J]. 经济问题探索,2018(8):182 - 190.
[18]朱建军,胡继连. 农地流转对我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),2015(3):75 - 83 + 124.
[19]张国林,何丽. 土地确权与农民财产性收入增长[J]. 改革,2021(3):121 - 133.
[20]李江一,仇童伟,李涵. 农地确权影响农户收入的内在机制检验——基于中国家庭金融调查的面板证据[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2021(4):103 - 116.
[21]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.
[22]宁静,殷浩栋,汪三贵. 土地确权是否具有益贫性? ——基于贫困地区调查数据的实证分析[J]. 农业经济问题,2018(9):118 - 127.
[23]杨丹,唐羽. 农地确权缓解了农户收入不平等吗? ——基于 IVQR 模型的分析[J]. 新疆农垦经济,2019(6):37 - 50.
[24]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(3):51 - 61.
[25]李宁,汪险生,王舒娟,等. 自购还是外包:农地确权如何影响农户的农业机械化选择?[J]. 中国农村经济,2019(6):54 - 75.
[26]胡新艳,米薪宇. 产权稳定性对农机服务外包的影响与作用机制[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2020(3):63 - 71 + 171 - 172.
[27]陈江华,罗明忠. 农地确权对水稻劳动密集型生产环节外包的影响——基于农机投资的中介效应[J]. 广东财

经大学学报,2018(4):98-111.
[28]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(11):156-173.
[29]胡雯,张锦华,陈昭玖.农地产权、要素配置与农户投资激励:"短期化"抑或"长期化"?[J].财经研究,2020(2):111-128.
[30]周振,张琛,彭超,等.农业机械化与农民收入:来自农机具购置补贴政策的证据[J].中国农村经济,2016(2):68-82.
[31]李谷成,李烨阳,周晓时.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,2018(11):112-127.
[32]周益波,何可,张俊飚,等.农业机械化对农民收入的增长、结构与分配效应研究[J].四川农业大学学报,2019(5):723-733.
[33]KAKWANI N. The relative deprivation curve and its applications[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984(4): 384-394.
[34]任国强,尚金艳.基于相对剥夺理论的基尼系数子群分解方法研究[J].数量经济技术经济研究,2011(8):103-114.
[35]杨晶,邓大松,申云.养老保险、非农就业与农户收入差异[J].江西财经大学学报,2019(3):63-72.
[36]程名望,史清华,Jin Yanhong,盖庆恩.农户收入差距及其根源:模型与实证[J].管理世界,2015(7):17-28.
[37]张广财,张世虎,顾海英.农户收入、土地保障与农地退出——基于长三角地区微观调查数据的实证分析[J].经济学家,2020(9):104-116.
[38]齐良书.新型农村合作医疗的减贫、增收和再分配效果研究[J].数量经济技术经济研究,2011(8):35-52.
[39]BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986(6): 1173.
[40]温忠麟.张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
[41]方杰,张敏强,邱皓政.中介效应的检验方法和效果量测量:回顾与展望[J].心理发展与教育,2012(1):105-111.

Farmland Rights Confirmation, Grain Crop and Income Inequality

ZHANG Peng-feng, GU Hai-ying
(*Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai* 200030, *China*)

Abstract: The 2016 China Labor Force Dynamics Survey (CLDS) data were used to measure farm household-level income inequality based on the Kakwani relative deprivation index. The effects of farmland rights confirmation on crop income and income inequality among farm households were tested. The study found that farm household income increased by 21.3% and income inequality among farm households decreased by 0.041 after farmland rights confirmation, and this result was robust. Mechanistically, farmland rights confirmation promotes the acquisition of farm machinery and the mechanization of farm production, which in turn promotes the increase of crop income and common prosperity. Based on this, farmland rights confirmation should be vigorously implemented to clarify the ownership of farmland, and farm machinery subsidies should be used to encourage farm households to mechanize production, which will effectively increase farm households' crop income and help them escape from income inequality.

Key Words: farmland rights confirmation; grain crop; income inequality; agricultural mechanization