

# 农地抵押融资缓解农户收入不平等了吗?

——兼议农业保险和农业补贴的协同作用

苏岚岚<sup>1</sup>, 赵雪梅<sup>2</sup>, 彭艳玲<sup>3</sup>

(1. 中国社会科学院 农村发展研究所, 北京 100732; 2. 华中科技大学 经济学院, 湖北 武汉 430074;

3. 四川农业大学 经济学院, 四川 成都 611134)

**摘要:**在扎实推进共同富裕背景下,如何深化农地产权制度改革并有效发挥农业支持政策协同作用的问题亟待破解。基于相对剥夺视角考察农户内部收入差距,依据四川、重庆和宁夏共886户农户调查数据,实证探究农地抵押融资可得性对农户收入不平等的影响效应、作用机制及群体异质性,揭示农业保险与农业补贴的协同作用。研究证实,获批农地抵押贷款有效降低了农户内部收入不平等程度。机制研究表明:获批农地抵押贷款可通过促进土地转入和改善家庭消费水平,进而缩小农户收入不平等;政策性农业保险和农业补贴虽均对缓解农户收入不平等产生积极效果,但与农地抵押融资并未产生正向协同作用。异质性分析发现,农地抵押贷款的收入不平等缓解效应对劳动力禀赋较薄弱、经营规模较大、职业类型为新型农业经营主体的农户及经济发展较为滞后的村庄更为明显。因此,以深化农地产权制度改革助力实现农民共同富裕,应不断优化农地抵押贷款产品供给、激活财政金融支农政策协同作用、增强支农惠农政策包容性。

**关键词:**农地抵押融资;收入不平等;政策性农业保险;农业补贴;共同富裕;财金协同

**中图分类号:**F321.1;F832.43 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-3890(2023)03-0017-11

## 一、问题提出

立足我国农村经济社会发展新阶段,探寻加快实现农村共同富裕的有效路径显得十分必要和迫切。应当直面的是,不平衡不充分的发展已然成为制约农民群体获取更多幸福感与获得感、实现物质层面和精神层面共同富裕面临的关键挑战<sup>[1]</sup>。而破解上述难题的核心在于着力促进低收入群体增收、着力缩小收入不平等程度、着力弥合区域和群体发展差距<sup>[2-3]</sup>。近年来,我国居民收入分配差距始终在高位徘徊<sup>①</sup>,该差距不仅体现在城乡之间,还体现在农村居民群体内部<sup>[4]</sup>。诸多研究表明,农村地区金融服务供给不足、农业信贷市场失灵使得农户普遍面临较为严重的金融排斥问题,这成为引致农村内部收入不平等的重要原因<sup>[5]</sup>。事实上,区域金融发展程度与农村内部收入差距的演变密切相关<sup>[6]</sup>。因此,深入探究缩小农户收入差距的金融支持路径,对于优化农村金融资源配置、激活农户内生发展动

力、助力共同富裕目标实现具有重要意义。

近年来,我国农村金融产品与服务的创新步伐不断加快,尤其作为农地“三权分置”制度框架下农村金融改革的重要创新,农地经营权抵押(简称“农地抵押”)融资在缓解农户贷款缺乏有效抵押物问题、盘活农村存量资产、活跃农村经济方面发挥了重要作用<sup>[7]</sup>。基于宏观层面的研究多强调区域金融的创新发展对缩小居民尤其是农村居民收入差距至关重要<sup>[6,8]</sup>。基于微观层面的研究尚未就农户信贷可得性与农村内部收入差距之间的关系形成一致意见。已有研究表明,农户信贷可得性的改善既可加速资本要素流动,强化农村中精英群体的资源禀赋效应,拓展其收入获取渠道,加剧收入不平等程度<sup>[4]</sup>;亦可通过促进农村金融深化,引致“涓滴效应”,使金融资源惠及更多中低收入群体,进而缩小群体间收入差距<sup>[8]</sup>。虽然少量研究指出,农地抵押贷款可得性的改善可显著促进农户生产性投资、增加其农业收入<sup>[9-11]</sup>,但鲜有研究深入探讨农地抵押融资这一重要的金融制

收稿日期:2022-12-26

基金项目:国家自然科学基金项目(71903141);教育部人文社会科学研究青年项目(21YJC790100);国家统计局全国统计科学  
研究一般项目(2021LY054)

作者简介:苏岚岚(1992-),男,河南信阳人,中国社会科学院农村发展研究所助理研究员,博士,研究方向为农村金融。

度创新对缓解农户收入不平等的影响效果及作用逻辑。

系统探讨农地金融创新对农户收入不平等的影响还需考虑农业支持政策的协同作用。一方面,鉴于农业生产经营具有弱质性,农业保险已然成为国家支农惠农的重要政策工具。已有研究指出农业保险与农业信贷在支农目标、客户群体、风险因素等方面具有一定的相似性和互补性<sup>[12]</sup>,但鲜有研究实证探讨农业保险与农地抵押融资的协同作用,开展定量分析。另一方面,作为农业支持政策的核心内容,我国农业补贴经历了由农业生产资料补贴、粮食价格支持的间接补贴向农业生产领域直接补贴的变迁,农业补贴政策的效果也引发了学术界的广泛探讨。已有研究证实,农业“三项”补贴、农机购置补贴、规模经营补贴等政策对刺激农民生产投资,优化劳动力、土地、资本等要素投入结构,提高农民收入产生了积极效果<sup>[13]</sup>。然而,也有研究指出在农业生产成本增加的背景下,有限的农业补贴增收效应易被土地租赁价格的上涨所抵消<sup>[14]</sup>。虽然农地抵押融资与农业保险、农业补贴在促进农业生产经营、提高农民收入水平方面具有政策目标的一致性,但实践中相关的政策配套措施较为有限,有必要进一步探讨以农业保险和农业补贴表征的农业支持政策在农地抵押融资缓解农户收入不平等中的作用,进而揭示财政金融政策助力农民共同富裕的协同作用效果。

鉴于此,本文拟立足共同富裕的时代背景,从理论上构建农地抵押融资影响农户收入不平等的逻辑分析框架,依据四川、重庆和宁夏 886 户农户调查数据,实证检验农地抵押贷款可得性对农户收入不平等的影响效果及其潜在逻辑,并揭示农地抵押融资与农业保险、农业补贴两项支农政策的协同作用效果。本文的边际贡献主要在于:一是基于农地产权制度改革深化与共同富裕战略推进的内在契合性,深入探究农地抵押融资对农户内部收入不平等的影响效果,拓展了收入不平等研究的学术视域。二是立足农户生产和生活双重视角,揭示农地抵押融资可得性影响农户收入不平等的潜在逻辑,丰富了农地抵押融资经济社会效应的研究框架。三是探索性地将政策性农业保险和农业补贴纳入同一研究框架,计量检验农地抵押融资与政策性农业保险、农业补贴的协同作用,为新时期探究农地金融支农路径优化、高效发挥财政金融支农政策合力提供实践支撑。

## 二、理论分析与研究假说

### (一)农地抵押贷款可得性影响农户收入不平等的理论分析

农地抵押融资对农户收入不平等的影响主要取决于农地抵押贷款可得性改善能否有效促进农户增收以及该增收效应在不同收入水平农户中的差异。已有研究指出,农业信贷与农村内部收入差距之间呈现非线性关系,即在农业信贷规模较小的地区,农业信贷的增加在一定程度上有助于缩小农村内部收入差距,而在农业信贷规模较大的地区,农业信贷增加反而会扩大农村居民的收入不平等程度<sup>[15]</sup>。农地抵押贷款具有一般农业信贷产品的共性特征,同时也具有政策推动强而市场作用弱的特殊性,其对农户收入差距的影响效果尚不清晰。事实上,农地抵押贷款在缓解农户流动性约束、促进农业生产投资和增加农业收入等方面的积极作用已得到较多证实<sup>[9,16]</sup>。此外,相关研究还强调农地抵押贷款的增收效应可因农户信贷需求程度和自身禀赋差异而存在群体异质性。如李韬等<sup>[17]</sup>研究发现,低收入农户对农地抵押贷款的行为响应较高收入农户更为积极,且由于其在资源禀赋上的相对劣势,单位农地抵押贷款资金引致的投资激励和增收作用更大。综合而言,农地抵押贷款供给可通过金融资本的补给效应,助力缓解农户尤其是小农户生产经营过程中的资金约束;获批农地抵押贷款金额越高,越有助于增强农户尤其是低收入农户从事经济活动的弹性和抵御风险的能力,进而改善农户群体内部的收入差距。基于上述分析,本文提出如下研究假说:

H<sub>1</sub>:农地抵押贷款可得性改善有助于缩小农户内部的收入不平等。

### (二)农户土地转入决策与家庭消费水平的中介效应理论分析

农地抵押贷款政策实施不仅可对市场响应能力薄弱的农户提供信贷支持和产生投资激励,而且可通过间接作用于农户消费决策,进而影响群体内部的收入不平等程度。一方面,农地抵押贷款的获取可产生投资促进效应,激发农地转入决策,优化农业生产结构。具体而言,农地抵押贷款政策旨在缓解农户农业生产经营中的流动性约束、促进农业适度规模经营,该政策设计有助于激励小农户转入土地、扩大农业生产规模,优化土地、劳动力、资本等生产要素的配置,以获取更高的农业产量和规模收益、增加农业收入<sup>[11]</sup>,不断缩

小与大农户的收入差距。另一方面,农地抵押贷款可得性改善通过有效缓解家庭资金约束,减少农业生产经营对生活消费资金的占用和挤出,并通过农业经营收入的提高,间接增加农户用于改善生活消费的支出,以满足更高层次的生活需求<sup>[18]</sup>。综合而言,农地抵押融资获取、土地流转交易参与、家庭消费水平改善等均有助于增强农户的市场参与能力,推动农户尤其是低收入农户向比较收益更高的经济部门和地区转移,促进农村内部的收入分配结构优化<sup>[19]</sup>,降低个体收入剥夺水平。因此,农地抵押贷款获取及其规模可通过促进农户尤其是低收入农户生产性投资和改善其消费水平,进而作用于农户群体内部的收入不平等。基于此,本文提出如下研究假说:

H<sub>2</sub>:农地抵押贷款可得性可通过土地转入决策影响农户内部的收入不平等。

H<sub>3</sub>:农地抵押贷款可得性可通过家庭消费水平影响农户内部的收入不平等。

### (三)农业保险与农业补贴协同效应的理论分析

政策性农业保险是国家支农惠农的重要政策工具,对于分散和转移农业生产过程中的自然风险和市场风险,减少不确定性对农民收入的冲击发挥重要的“稳定器”作用。2021年,我国农业保险保费收入达976亿元,同比增长近20%,为1.8亿户次农户提供了4.78万亿元的风险保障,玉米、水稻和小麦三大粮食作物承保覆盖率超过70%<sup>②</sup>。因在支农目标、服务客户群体、市场供需和营销渠道等方面具有相似性,农业保险和农业信贷在网

点布局、客户资源开发、风险防范等方面可实现优势互补和信息共享<sup>[12]</sup>。农业保险的嵌入既有助于改善农村信贷市场中的信息结构,降低信息不对称程度和贷前审查交易成本,提高金融机构供给农业信贷的积极性;同时又有助于部分转移和分散农业生产经营的自然风险<sup>[12]</sup>,降低农业因灾损失,进而影响农户收入分配结构。综合而言,参与农业保险所产生的风险规避作用有助于激励农户尤其是低收入农户积极扩大农业生产规模、采纳最新农业生产技术,进而强化农地抵押贷款的增收效应,缩小农户间的收入不平等。由此,本文提出如下假说:

H<sub>4</sub>:农业保险对农地抵押贷款可得性缓解农户间收入不平等发挥正向调节作用。

农业补贴政策是中国支农政策的核心组成部分,对于保障粮食安全、实现增产增收,促进农业农村快速发展发挥重要的“杠杆”作用。2016—2019年,全国财政一般公共预算累计安排农业农村相关支出16.07万亿元,年均增长8.8%,高于全国一般公共预算支出的平均增幅<sup>③</sup>。农业补贴的发放不仅可直接增加农民转移性收入<sup>[13]</sup>,而且可通过激励农业生产性投资、扩大土地规模、增加劳动力投入、优化资源要素配置等<sup>[20]</sup>,促进农户尤其是低收入农户增产增收,进而缩小群体内部收入差距。由此,本文提出如下假说:

H<sub>5</sub>:农业补贴对农地抵押贷款可得性缓解农户间收入不平等发挥正向调节作用。

基于前述分析,本文构建农地抵押融资影响农户收入不平等的逻辑框架,如图1所示。

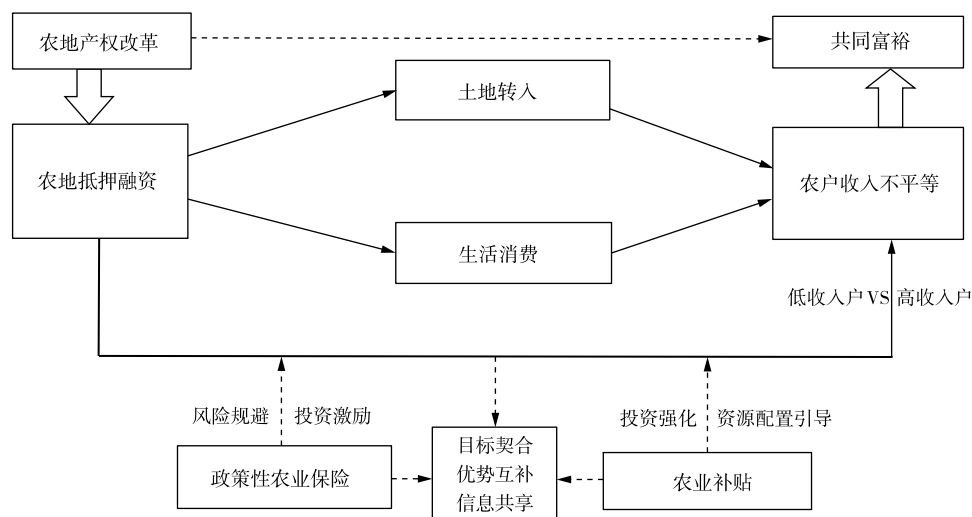


图1 农地抵押融资缓解农户收入不平等的理论逻辑

### 三、数据来源、变量设定与模型构建

#### (一) 数据来源

本文数据来源于四川农业大学国家自然科学基金课题组 2020 年在四川省、重庆市和宁夏回族自治区开展的主题为“中国西部地区土地经济”的农村实地入户调查。为提高问卷访谈质量,课题组在四川省成都市温江区、巴中市巴州区、眉山市彭山区三个县(区)开展了预调研(回收样本 181 份)。正式调查阶段,综合考虑农地抵押贷款试点进展、农业现代化发展水平、地理环境、农村经济发展水平和人口分布等情况,课题组通过典型抽样选取农地抵押贷款试点较好和一般的县(区)。具体而言,在四川省选取乐山市井研县、广安市武胜县,在重庆市选取永川区、荣昌区,在宁夏回族自治区选取吴忠市同心县、石嘴山市平罗县。课题组在上述各县(区)分层选取 3~5 个反映不同经济发展水平的代表性乡镇,在每个样本乡镇按照相同标准分层选取 2~4 个样本村,再在每个样本村随机选取 10~20 个样本农户进行访谈,受访者主要为家庭经济活动决策人。正式调查共发放问卷 1 000 份,回收有效问卷 975 份,问卷有效率为 97.5%。剔除关键变量缺失和存在异常值的样本后,实际分析样本为 886 个。样本在四川省、重庆市和宁夏回族自治区的分布比例分别为 24.04%、23.82% 和 52.14%。考虑到不同省份样本数量存在的差异,后续分析中将对本样本进行赋权处理。

#### (二) 变量选取与测度

被解释变量:农户收入不平等。以往研究主要采用基尼系数、阿克金森指数、变异系数等测度群体间收入差距,存在难以合理刻画个体在群体内部收入分配中所处的不平等位置的局限性。近年来,依据相对剥夺理论构建的收入相对剥夺水平指数被越来越广泛地应用于收入不平等研究<sup>[8]</sup>。本文采用 Kakwani 指数测算农户内部的收入不平等程度,相较于其他收入剥夺水平测算指数,该指数具有无量纲化、归一性和尺度不变性等特性,有助于克服其他指数的不足<sup>[21]</sup>。Kakwani 指数的取值范围为 $[0,1]$ ,数值越大,表示农户受到的社会资源相对剥夺越严重,内部收入不平等程度越高。根据相对剥夺的定义,本文以所有抽样样本作为参照群,将特定受访农户与参照群中收入比其高的其他农户进行比较,从而计算受访农户收入剥夺指数。令  $X$  表示一个群体,其中样本总量为  $n$ ,对应的收入向量为  $X=(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ,按收入升序排列。农户  $x_k$  受

到的剥夺记为  $RD_k$ ,  $\mu_{x_k}^+$  是  $X$  中收入超过  $x_k$  的样本收入均值,  $\gamma_{x_k}^+$  是  $X$  中收入超过  $x_k$  的样本在总样本  $X$  中所占的百分比,  $\mu_X$  是总样本  $X$  的收入均值。则农户收入剥夺指数的测度公式为:

$$RD_k = \frac{1}{n\mu_{X^{i=k+1}}} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) = \gamma_{x_k}^+ \left[ \frac{(\mu_{x_k}^+ - x_k)}{\mu_X} \right] \quad (1)$$

测算结果表明,本文采用样本的收入相对剥夺指数均值为 0.66,这与中国社会科学院“中国乡村振兴综合调查(CRRS)”基于农村居民基尼系数测算所反映的收入不平等程度具有一致性<sup>[22]</sup>。这表明样本区域内农户间收入不平等程度较为突出。

核心解释变量:农地抵押贷款可得性。本文采用“2016—2019 年是否获批农地抵押贷款”和“2016—2019 年实际获批农地抵押贷款金额”表征农户农地抵押贷款可得性。统计显示,全样本中有 20% 的农户申请并获批了农地抵押贷款;全样本平均每户获批农地抵押贷款金额近 1 万元;获批该贷款的样本中,平均获批额度为 14 万元。

中介变量:土地转入与家庭消费水平。考虑到农户资金需求产生的主要领域和农地抵押贷款的主要用途,本文拟从生产和生活双重视角选取土地转入决策和家庭消费水平作为机制变量,以揭示农地抵押融资缓解农户收入不平等的可能路径。

调节变量:购买农业保险和农业补贴金额。本文分别采用“2019 年是否购买了种植业、养殖业相关的政策性农业保险”“2019 年农业生产中获得过政府发放的农业补贴金额”表征农户农业保险购买行为和农业补贴获取情况。统计显示,样本购买政策性农业保险的比例为 24%,实际获得农业“三项补贴”、农机购置补贴、规模经营补贴等补贴总额平均为 1 619 元。

控制变量。借鉴已有研究,本文从农户经济活动决策人特征、家庭特征和村庄特征三个方面选取控制变量。具体而言,在决策人特征方面,选取了性别、年龄、是否政治精英、健康状况及受教育程度五个控制变量;在家庭特征方面,控制了受访家庭的农业设施价值、金融资产水平、社会资本以及人均耕地面积,其中农业设施价值和人均耕地面积表征了农户固定资产和自然资本;在村庄方面,考虑了经济状况和农业现代化程度。与此同时,调研地所在省份作为虚拟变量被控制。上述各变量的定义及描述性统计如表 1 所示。



表 1 变量定义、赋值及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
收入不平等	根据 Kakwani 个体相对剥夺指数计算所得	0.66	0.22
核心解释变量			
有无获批农地抵押贷款	2016—2019 年是否成功获批农地抵押贷款;是=1;否=0	0.20	0.40
获批农地抵押贷款金额	2016—2019 年实际获得农地抵押贷款金额(万元),加 1 后取自然对数	0.54	1.18
中介变量			
土地转入	是否转入土地;是=1;否=0	0.28	0.45
家庭消费水平	年度家庭成员人均生活开支(万元)	1.79	2.48
调节变量			
购买农业保险	是否购买种植业、养殖业相关的政策性农业保险;是=1;否=0	0.24	0.43
农业补贴金额	实际获得农业“三项补贴”、农机购置补贴、规模经营补贴等农业补贴金额(元),加 1 后取自然对数	7.39	1.91
工具变量			
政策认知	对农地抵押贷款政策的认知度:熟悉=1,不熟悉=0;基于访谈由调研员进行综合判断	0.28	0.45
控制变量			
决策人特征			
性别	经济活动决策人性别:男=1;女=0	0.60	0.49
年龄	经济活动决策人年龄(岁)	50.10	13.08
政治精英	经济活动决策人是否村干部或党员;是=1;否=0	0.16	0.37
健康状况	经济活动决策人的健康情况:非健康=0;健康=1	0.87	0.33
受教育程度	经济活动决策人的受教育年限(年)	6.35	4.45
家庭特征			
农业设施价值	家庭拥有农业设施总价值(万元),加 1 后取自然对数	0.44	1.07
金融资产	家庭拥有金融资产总额(万元),加 1 后取自然对数	0.44	0.96
社会资本	家庭拥有的在金融、保险等行业就业的亲友数总和(人)	0.84	1.48
人均耕地面积	家庭成员人均拥有的耕地面积(亩)	14.50	42.19
村庄特征			
村庄经济状况	行政村人均收入在本乡镇中相对位置:偏下=0;中上=1	0.64	0.48
村庄农业现代化程度	行政村农民专业合作社、家庭农场和涉农企业等新型农业经营主体数量总和(个)	5.20	7.17
区域变量			
宁夏	是否位于宁夏;是=1;否=0	0.52	0.50
四川	是否位于四川;是=1;否=0	0.24	0.42
重庆	是否位于重庆;是=1;否=0	0.24	0.43

(三) 计量模型设定

1. Tobit 模型。本文被解释变量为农户收入不平等程度,该变量存在收入零值或左删失数据(取值范围为 $[0,1]$ ),属于受限被解释变量。鉴于此,本文采用 Tobit 模型估计农地抵押贷款对农户收入不平等的影响,基准模型设定如下:

$$Inequality_i = \beta_0 + \beta_1 Loan_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $Inequality_i$  代表农户  $i$  相较参照群体的收入不平等程度, $Loan_i$  反映农户  $i$  的农地抵押贷款可得性, $X_i$  为控制变量(见表 1)。 $\beta_0$  为常数项, $\beta_1$  为待估系数。 $\delta$  是控制变量估计系数, $\varepsilon_i$  为随机扰动项。考虑到不同省份样本量存在的明显差异,基准回归模型及后续模型中均以各省抽样频率的倒数为样本权重进行加权估计。

2. IV-Tobit 模型。为解决模型中可能因遗漏变量和双向因果关系带来的潜在内生性问题,借鉴杨丹丹等<sup>[23]</sup>的研究,本文选取“农户对农地抵押贷款政策认知”作为农地抵押贷款可得性的工具变量。这主要基于以下两点考虑:一是农户对农地抵押贷款政策认知越充分,对农地抵押融资相较其他贷款

渠道的比较优势衡量越全面准确,农地抵押融资的自我排斥程度越低,贷款办理能力越好,进而农地抵押贷款可得性越高。二是农户农地抵押贷款政策认知对于其农业生产决策、收入相对剥夺水平而言具有较强外生性,并不通过农地抵押贷款参与之外的因素直接影响收入不平等。设定模型如下:

$$Loan_i = \gamma_0 + \gamma_1 IV_i + \gamma_2 X_i + \nu_i \quad (3)$$

$$Inequality_i = \beta'_0 + \beta'_1 Loan_i + \delta' X_i + \varepsilon'_i \quad (4)$$

其中, $IV_i$  为工具变量农地抵押贷款政策认知, $\gamma_0$ 、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ 、 $\beta'_0$ 、 $\beta'_1$ 、 $\delta'$  为待估参数, $\nu_i$  和  $\varepsilon'_i$  为随机扰动项。

3. 中介效应模型。本文依据温忠麟等<sup>[24]</sup>提出的中介效应模型,分别构建农地抵押贷款可得性对收入不平等的影响((3)、(4)式)、农地抵押贷款可得性对中介变量的影响((5)、(6)式)、农地抵押贷款可得性和中介变量对收入不平等的影响((7)式)三个层次回归模型,以检验农地抵押贷款影响农户间收入不平等的可能中介机制。模型设定如下:

$$Loan'_i = \gamma'_0 + \gamma'_1 IV_i + \gamma'_2 X_i + \nu'_i \quad (5)$$

$$M_{pi} = \alpha_0 + \alpha_1 Loan'_i + \varphi X_i + \mu_i \quad (6)$$

$$Inequality_i = \beta''_0 + \beta''_1 Loan'_i + \beta''_2 M_{pi} + \delta'' X_i + \varepsilon''_i \quad (7)$$
其中,  $M_{pi}$  表示中介变量土地转入( $p=1$ ) 和家庭消费水平( $p=2$ )。  $\mu_i, \varepsilon''_i$  为随机扰动项。考虑到上述模型可能存在的内生性问题, 在三个层次回归中, 均使用工具变量法进行估计。采用层次回归法的中介效应检验程序如下: 先检验  $\beta'_1$  是否显著, 若显著则继续下一步检验; 随后依次检验  $\alpha_1, \beta''_1$  的显著性。若二者均显著, 且  $\beta''_1 < \beta'_1$ , 则判断  $M_{pi}$  为部分中介变量; 若二者至少有一个不显著, 则进行 Sobel 检验, 进一步验证中介效应的存在性。

四、实证检验与结果分析

(一) 农地抵押贷款可得性影响农户收入不平等的回归结果分析

表 2 汇报了以是否获批和获批农地抵押贷款金额表征的农地抵押贷款可得性影响农户收入不平等的回归结果。由 (1) 列可知, 获批农地抵押贷款在 1% 的统计水平上显著负向影响农户间收入不平

等。即农地抵押贷款显著缩小了农户内部的收入不平等程度。由 (2) 列可知, 工具变量估计中的一阶段  $F$  值为 52.71, 表明不存在弱工具变量问题<sup>[25]</sup>, 内生性检验结果拒绝农地抵押贷款可得性为外生变量的原假设。因此, 采用 IV-Tobit 模型估计结果进行解释。结果仍然显示, 农地抵押贷款可得性在 1% 的统计水平上对农户收入不平等产生显著负向影响。计算边际效应可知, 获批农地抵押贷款使农户间收入不平等程度平均缩小 15.95%, 假说  $H_1$  得到证实。同时, 基准估计与工具变量估计的边际效应比较结果显示, 忽略内生性问题会低估农地抵押贷款可得性对农户收入不平等的缩减作用。(3) 列和 (4) 列进一步汇报了以获批农地抵押贷款金额作为核心解释变量的回归结果。结果证实, 获批农地抵押贷款金额越多, 农户间收入不平等的缩减效应越大。基于 (4) 列工具变量估计系数可知, 获批农地抵押贷款金额每增加 1%, 农户间收入不平等程度平均降低 0.058, 进一步验证了假说  $H_1$ 。

表 2 农地抵押贷款可得性对农户收入不平等的影响

变量	Tobit	IV-Tobit	Tobit	IV-Tobit
	(1)	(2)	(3)	(4)
有无获批农地抵押贷款	-0.103*** (0.026)	-0.163*** (0.038)		
获批农地抵押贷款金额			-0.036*** (0.009)	-0.058*** (0.014)
性别	-0.025* (0.014)	-0.023 (0.014)	-0.024* (0.014)	-0.022 (0.014)
年龄	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
政治精英	-0.018 (0.021)	-0.022 (0.022)	-0.019 (0.021)	-0.025 (0.022)
健康状况	-0.040** (0.019)	-0.039** (0.020)	-0.040** (0.019)	-0.038* (0.019)
受教育程度	-0.013*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.013*** (0.004)
受教育程度平方	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
农业设施价值	-0.032*** (0.011)	-0.029*** (0.011)	-0.030*** (0.011)	-0.026*** (0.011)
金融资产	-0.026*** (0.010)	-0.026*** (0.010)	-0.025** (0.010)	-0.024** (0.010)
社会资本	-0.025*** (0.006)	-0.020*** (0.006)	-0.026*** (0.006)	-0.021*** (0.006)
人均耕地面积	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)
村庄经济状况	-0.008 (0.015)	-0.008 (0.016)	-0.010 (0.015)	-0.012 (0.016)
村庄农业现代化程度	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
四川	0.020 (0.020)	0.011 (0.020)	0.029 (0.019)	0.025 (0.019)
重庆	-0.029* (0.016)	-0.039** (0.017)	-0.021 (0.016)	-0.027* (0.016)
常数项	0.684*** (0.046)	0.690*** (0.046)	0.684*** (0.046)	0.690*** (0.047)
一阶段 $F$ 值		52.71***		43.17***
内生性检验		2.95*		2.57*
样本量	886	886	886	886

注: 表中汇报的是回归系数, 括号内数值为农户层面的稳健标准误; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

(二)稳健性检验

为检验前述结论的稳健性,本文采用 Yitzhaki 指数与 Podder 指数<sup>④</sup>替换前文依据 Kakwani 指数计算的农户间收入不平等程度。因 Yitzhaki 指数和 Podder 指数计算结果均为连续型数值,本文采用 OLS 估计重新回归。同理,为解决内生性问题带来

的估计偏误,以农户农地抵押贷款政策认知为工具变量进行估计,结果如表 3 所示。可知,无论以 Yitzhaki 指数还是 Podder 指数测算农户间收入不平等水平,有无获批农地抵押贷款和获批农地抵押贷款金额均在 1%的统计水平上显著负向影响农户收入不平等程度,表明前述估计结果稳健。

表 3 稳健性检验结果

变量	Yitzhaki 指数				Podder 指数			
	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否获批农地抵押贷款	-1.810*** (0.448)	-2.845*** (0.669)			-1.488*** (0.436)	-2.317*** (0.612)		
获批农地抵押贷款金额			-0.635*** (0.160)	-1.024*** (0.242)			-0.549*** (0.158)	-0.828*** (0.220)
一阶段 F 值		52.71***		43.17***		28.34***		19.04***
内生性检验		2.88*		2.47		2.29		1.41
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	886	886	886	886	886	886	886	886

注:表中报告的是估计系数,括号内数值为农户层面的稳健标准误;\*、\*\*\* 分别表示在 10%和 1%的统计水平上显著。为节约篇幅,汇报结果省略了控制变量回归系数。

(三)土地转入决策与生活消费水平的中介效应检验

表 4 汇报了土地转入在农地抵押贷款可得性影响农户收入不平等关系中的中介效应检验结果。由(1)列可知,有无获批农地抵押贷款在 1%的统计水平上显著促进土地转入;再由(2)列可知,引入土地转入变量后,有无获批农地抵押贷款对农户收入不平等的影响仍然在 1%的水平上负向显著。Sobel 检验结果证实,土地转入在有无获批农地抵押贷款影响农户收入不平等关系中发挥部分中介作用,中介作用占比为 43.20%。研究假说 H<sub>2</sub> 得到证实。再

由(3)列和(4)列可知,随着农户获批农地抵押贷款金额的增加,土地转入规模在 1%的统计水平上显著扩大,农户间收入不平等程度得以显著缩小,土地转入在获批农地抵押贷款金额影响农户收入不平等中的中介效应得到进一步证实,中介效应占比为 40.51%。具体而言,农地抵押贷款的获批及规模的增加,可有效缓解农户生产过程中的流动性约束状况,使农户拥有更多资金用于扩大生产规模、提升新技术采纳水平,进而实现规模经济,并基于农业收入水平的提高不断缩小与其他农户的收入差距。

表 4 土地转入的中介效应检验结果

变量	土地转入	收入不平等	土地转入	收入不平等
	(1)	(2)	(3)	(4)
有无获批农地抵押贷款	1.051*** (0.288)	-0.141*** (0.039)		
获批农地抵押贷款金额			0.379*** (0.102)	-0.051*** (0.014)
土地转入		-0.067*** (0.020)		-0.062*** (0.020)
控制变量	控制	控制	控制	控制
总效应		-0.16***		-0.06***
中介效应占比		43.20%		40.51%
Z 值(Sobel 检验)		-2.47**		-2.38**
样本量	886	886	886	886

注:表中报告的是回归系数,括号内数值为农户层面的稳健标准误;\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%和 1%的统计水平上显著。为节约篇幅,汇报结果省略了控制变量回归系数。

表 5 汇报了家庭消费水平在农地抵押贷款可得性影响农户收入不平等关系中的中介效应检验结

果。由(1)列可知,有无获批农地抵押贷款在 1%的统计水平上显著提高家庭消费水平;再由(2)列可

知,引入家庭消费水平后,有无获批农地抵押贷款对农户收入不平等的影响仍然在 1%的统计水平上负向显著。Sobel 检验结果进一步证实,获批农地抵押贷款可通过间接提高家庭消费水平显著改善农户收入不平等状况,家庭消费水平的中介效应占比为 7.45%。由(3)列和(4)列可知,家庭消费水平在

农地抵押贷款金额影响农户收入不平等关系中的中介效应得到进一步证实,中介效应占比为 7.48%。研究假说 H<sub>3</sub>得到验证。农地抵押贷款规模增加提高了农户家庭信贷约束缓解的程度,减少对家庭消费资金的挤出,通过影响消费偏好、刺激消费总量等,促进缩小农户间的收入不平等程度。

表 5 家庭消费水平的中介效应检验结果

变量	家庭消费水平	收入不平等	家庭消费水平	收入不平等
	(1)	(2)	(3)	(4)
有无获批农地抵押贷款	2.023*** (0.566)	-0.150** (0.040)		
获批农地抵押贷款金额			0.723*** (0.205)	-0.054*** (0.014)
家庭消费水平		-0.006* (0.003)		-0.006* (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制
总效应		-0.16***		-0.06***
中介效应占比		7.45%		7.48%
Z 值(Sobel 检验)		-1.75*		-1.74*
样本量	886	886	886	886

注:表中报告的是回归系数,括号内数值为农户层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。为节约篇幅,汇报结果省略了控制变量回归系数。

基于土地转入和家庭消费水平的中介效应比较可知,土地转入的中介效应占比明显大于家庭消费水平的中介效应占比。这表明,农地抵押融资对农户收入不平等的影响效应主要通过促进土地转入、扩大生产性投资实现。这与农地抵押贷款的政策设计、用途限制等具有内在一致性。

(四) 农业保险与农业补贴的协同效应检验

基于农业支持政策具有多重性和组合性的特征,深入揭示农地抵押融资对农户间收入不平等的影响效应有必要引入其他关键支农政策加以综合评估。表 6 汇报了以政策性农业保险和农业补贴为表征的农业支持政策与农地抵押贷款的协同效应检验结果。由(1)列可知,购买农业保险在 5%的统计水平上缓解了农户收入不平等。购买农业保险与获批农地抵押贷款金额的交互项系数在 5%的统计水平上显著为正,即购买政策性农业保险抑制了农地抵押贷款可得性缓解农户间收入不平等的作

用。可能的原因是,农业保险通过为农户提供正式的风险管理渠道,减少农业经营风险损失,对于购买了农业保险的农户而言,农业保险与农地抵押贷款的积极作用存在一定的替代关系,农地抵押融资缓解农户收入不平等的作

用被削弱。由(2)列可知,农业补贴金额在 1%的统计水平上显著降低农户间的收入不平等程度。农业补贴与获批农地抵押贷款金额的交互项系数在 10%的统计水平上显著为正,表明农业补贴所产生的投资促进效应与农

地抵押贷款产生的融资约束缓解效应存在一定的替代关系,农业补贴的获取可能弱化了农地抵押贷款收入不平等的缩小效应。综合表明,虽然政策性农业保险和农业补贴获取均缓解了农户收入不平等状况,但农业保险、农业补贴两项政策与农地抵押贷款政策之间并未产生较好的协同作用。随着农地产权制度改革步入“深水区”,需持续加强农地金融改革与政策性农业保险、农业补贴等措施的联动协同。

表 6 农业保险、农业补贴的协同作用估计结果

变量	(1)	(2)
获批农地抵押贷款金额	-0.074*** (0.020)	-0.286* (0.161)
购买农业保险	-0.042** (0.018)	
购买农业保险×获批农地抵押贷款金额	0.045** (0.022)	
农业补贴金额		-0.031*** (0.011)
农业补贴金额×获批农地抵押贷款金额		0.026* (0.016)
控制变量	控制	控制
样本量	886	886

注:表中报告的是估计系数,括号内数值为农户层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的统计水平上显著。为节约篇幅,汇报结果省略了控制变量回归系数。

五、异质性分析

考虑到农民群体在家庭条件和区位条件等方



面的差异,农地抵押贷款可得性缓解农户收入不平等的效果可能存在群体异质性。具体而言,村庄经济发展环境不同,农地抵押贷款政策的试点效果与执行效率有所不同;劳动力结构、经营耕地是家庭资源禀赋的重要表征,对农户的生计决策和收入变化至关重要;农村中新型农业经营主

体日益壮大,使农村金融需求的主体和结构加速重塑。鉴于此,本文分别以劳动力占比、经营耕地面积、是否新型农业经营主体和村庄经济发展水平为分组变量,实证探究农地抵押贷款缓解农户收入不平等的异质性影响。估计结果如表 7 所示。

表 7 农地抵押贷款可得性对农户收入不平等影响的异质性分析

变量	分类水平	是否获批农地抵押贷款	农地抵押贷款金额	样本量
劳动力占比	劳动力水平低	-0.108*** (0.024)	-0.038*** (0.008)	504
	劳动力水平高	-0.034 (0.026)	-0.016* (0.010)	382
经营耕地面积	邹检验统计量	1.94**	1.78**	
	规模小	-0.013 (0.036)	-0.009 (0.015)	463
	规模大	-0.079*** (0.021)	-0.030*** (0.007)	423
新型农业经营主体	邹检验统计量	5.28***	5.21***	
	否	-0.036* (0.022)	-0.019** (0.009)	689
	是	-0.100*** (0.034)	-0.030*** (0.009)	197
村庄经济发展水平	邹检验统计量	6.77***	6.51***	
	经济发展滞后	-0.090*** (0.060)	-0.040*** (0.009)	392
	经济发展领先	-0.061*** (0.024)	-0.023*** (0.008)	596
	邹检验统计量	2.21***	2.38**	

注:表中报告的是回归系数,括号内数值为农户层面的稳健标准误;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。为节约篇幅,汇报结果省略了控制变量回归系数。对于劳动力占比和经营耕地面积,将高于均值的样本赋值为 1,否则赋值为 0。

基于劳动力占比的分组估计结果显示,农地抵押贷款可得性对农户收入不平等的缩减效应在劳动力占比水平较低的家庭中显著更强。劳动力占比较低的农户获批农地抵押贷款对收入不平等的影响在 5%的统计水平上负向显著,但对劳动力占比较高的农户而言,上述影响不显著。一般地,劳动力禀赋较好的家庭收入来源更为多元,对农业生产依赖程度较低,而劳动力禀赋较差的家庭对农业生产经营的依赖性较高,农地抵押贷款资金对其农业生产经营和农业增收的重要性更为突出。

基于经营耕地面积和新型农业经营主体的分组回归结果可知,农地抵押贷款可得性对农户收入不平等的缩减效应存在规模门槛。获批农地抵押贷款对小规模农户收入不平等的影响效应不显著,但对大规模农户收入不平等的缩小作用在 5%的统计水平上显著。类似地,农地抵押贷款可得性改善收入不平等的效应仅在新型农业经营主体样本中显著。可能原因在于,农地抵押贷款促进农户生产投资、改善家庭消费水平的作用发挥均较为依赖规

模效应。  
基于村庄经济发展水平的分组回归结果可知,农地抵押贷款对经济发展较为滞后村庄的农户群体缓解收入不平等的作用更大。经济发展水平偏低的村庄整体面临更为普遍的金融约束。当农地抵押贷款可得性提高时,该部分村庄农户金融约束更易得到缓解,行为响应更为积极,单位农地抵押贷款资金的边际影响更大。上述结果也体现了政策主导的农地抵押贷款在缓解农户收入不平等中的“惠农”属性。

六、研究结论与政策建议

立足农地金融改革深化和共同富裕战略扎实推进的背景,本文采用四川、重庆和宁夏农地抵押融资试点地区农户调查数据,实证检验了农地抵押贷款可得性对农户收入不平等的影响效果、作用机制以及群体异质性。研究表明,农地抵押贷款可得性显著降低了农户内部的收入不平等程度,其作用路径在于促进农户土地转入决策、间接改善家庭消

费水平,且前者的中介作用更大。研究还发现,以政策性农业保险和农业补贴表征的支农政策均有助于缓解农户收入不平等,但可弱化农地抵押融资的收入不平等缩小效应,财政金融支农政策的协同作用不足。此外,农地抵押贷款的收入不平等缩小效应对劳动力禀赋较弱、经营规模较大、职业类型为新型农业经营主体的农户以及经济发展较滞后的村庄更为明显。

为接续深化农地产权制度改革、高效发挥财政金融支农政策协同作用、加快实现农民共同富裕,本文提出以下政策建议:一是持续深化农地金融改革,不断完善农地抵押贷款产品与服务的供给。立足农户金融需求的动态变化实际,从贷款用途、额度等方面持续创新农地金融产品的设计,提高农户农地抵押融资覆盖率和可得性。加强面向不同类型农户的金融知识宣传和教育,注重提升农户对农地抵押贷款相关政策的认知度,提高贷款申请和办理能力,着力缓解农地金融领域农户需求型信贷排斥。二是进一步完善覆盖县、乡、村三级的农村产权流转交易体系及支撑机制建设,激活农地抵押融资与农地流转交易的市场连接机制,充分盘活农村存量资产价值,助力农户尤其是低收入农户持续增收。同时,创新农户消费型信贷产品设计,建立完善跟踪服务和风险保障等机制。三是基于农地抵押贷款政策与农业保险、农业补贴政策之间存在的替代作用事实,寻求多重政策设计匹配和优化,着力激活财政金融支农政策的协同作用。立足农地抵押贷款、农业保险、农业补贴内在政策目标的一致性,增强职能部门、相关业务机构及具体措施的衔接与匹配,充分发挥多重政策叠加效应,实现支农惠农的综合效益。四是加强对不同地区和不同农户群体差异化发展需求的调查研究,采取更具包容性的金融支农和财政支农政策,着力缩小农户内部的收入差距。推进共同富裕的相关支农惠农政策设计要充分考量农户群体在劳动力、土地等资源禀赋、职业类型及村庄经济社会发展环境等方面的差异,不断提高各类政策的惠民程度。

#### 注释:

①国家统计局数据显示,2020年,我国居民高收入组与低收入组的人均可支配收入之比为10.2:1,城乡居民人均可支配收入之比为2.56:1。

②中国保险监督管理委员会,《2021年12月财产保险公司经营情况表》(<http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=1034666&itemId=954&general>)。

ype=0)。

③第十三届全国人民代表大会常务委员会,《国务院关于财政农业农村资金分配和使用情况的报告》(<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/202012/edf7517865de4f4a9ef2e3ebace6c9e8.shtml>)。

④Yizhaki(1979)提出个体剥压产生于个体与参照群内收入比其高的人的比较。Yizhaki指数计算公式为: $RD_k = \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) = \gamma_{x_k}^+ (\mu_{x_k}^+ - x_k)$ 。Podder指数计算公式为: $RD_k = \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^n (\ln x_i - \ln x_k) = \gamma_{x_k}^+ (\mu_{\ln x_k}^+ - \ln x_k)$ 。符号含义同前文。

#### 参考文献:

- [1] 黄祖辉,叶海键,胡伟斌. 推进共同富裕:重点、难题与破解[J]. 中国人口科学,2021(6): 2-11.
- [2] 陈锡文. 乡村振兴是关系中国全面发展,并最终建成现代化强国的大事[J]. 中国农业文摘-农业工程,2018,30(1): 5-7.
- [3] 刘培林,钱滔,黄先海,等. 共同富裕的内涵、实现路径与测度方法[J]. 管理世界,2021(8): 117-127.
- [4] 徐志刚,宁可,朱哲毅,等. 市场化改革、要素流动与我国农村内部收入差距变化[J]. 中国软科学,2017(9): 38-49.
- [5] 陈斌开,林毅夫. 金融抑制、产业结构与收入分配[J]. 世界经济,2012,35(1): 3-23.
- [6] 张敬石,郭沛. 中国农村金融发展对农村内部收入差距的影响——基于VAR模型的分析[J]. 农业技术经济,2011,4(1): 34-41.
- [7] 周南,许玉韞,刘俊杰,等. 农地确权、农地经营权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,2019(11): 51-68.
- [8] 王小华,温涛,王定祥. 县域农村金融抑制与农民收入内部不平等[J]. 经济科学,2014,4(2): 44-54.
- [9] 任树伟,胡珊珊. 农地抵押政策与农民创业决策关系研究[J]. 经济与管理,2021,35(3): 16-22.
- [10] 张珩,罗剑朝,王磊玲. 农地经营权抵押贷款对农户收入的影响及模式差异:实证与解释[J]. 中国农村经济,2018(9): 79-93.
- [11] 苏岚岚,孔荣. 农地抵押贷款促进农户创业决策了吗?——农地抵押贷款政策预期与执行效果的偏差检验[J]. 中国软科学,2018(12): 140-156.
- [12] 董晓林,吕沙,汤颖梅. “信贷联结型”银保互动能否缓解农户信贷配给——基于选择实验法的实证分析[J]. 农业技术经济,2018(6): 71-80.
- [13] 杨丹,王晓丽,唐羽. 农业补贴、农户增收与收入不平等[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2020,4(5): 60-70, 171.
- [14] 马彦丽,杨云. 粮食直补政策对农户种粮意愿、农民收入和生产投入的影响——一个基于河北案例的实证研究

- [J].农业技术经济,2005(2):7-13.
- [15]李顺毅.农业信贷、行政性垄断与农村收入差距[J].财经问题研究,2013(8):119-124.
- [16]牛晓冬,罗剑朝,牛晓琴.农户分化、农地经营权抵押贷款与农户福利——基于陕西与宁夏农户调查数据验证[J].财贸研究,2017,28(7):21-35.
- [17]李韬,罗剑朝.农户土地承包经营权抵押贷款的行为响应——基于 Poisson Hurdle 模型的微观经验考察[J].管理世界,2015,4(7):54-70.
- [18]BANERJEE A,DUFLO R,GLENNERSTER,et al.The miracle of microfinance? evidence from a randomized evaluation[J].American economic journal: applied economics,2015,7(1):22-53.
- [19]王修华,赵亚雄.数字金融发展是否存在马太效应——贫困户与非贫困户的经验比较[J].金融研究,2020(7):114-133.
- [20]MENG L.Can grain subsidies impede rural-urban migration in hinterland China? evidence from field surveys[J].China economic review,2010,23(3):729-741.
- [21]YITZHAKI S.Relative deprivation and the Gini coefficient[J].The quarterly journal of economics,1979,93(2):321-324.
- [22]胡伟,魏后凯.中国农村老年人的收入结构与收入不平等[J].南京农业大学学报(社会科学版),2022(4):45-57.
- [23]杨丹丹,罗剑朝.农地经营权抵押贷款可得性对农业生产效率的影响研究——以宁夏平罗县和同心县723户农户为例[J].农业技术经济,2018,4(8):75-85.
- [24]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [25]ANDREWS I,STOCK J.Weak instruments in instrumental variables regression: theory and practice[J].Annual review of economics,2019(11):727-753.

责任编辑:张 然

## Does Land Use Right Mortgages Loans Affect Rural Households' Income Inequality?

### The Synergistic Effect of Agricultural Insurance and Agricultural Subsidies

SU Lanlan<sup>1</sup>, ZHAO Xuemei<sup>2</sup>, PENG Yanling<sup>3</sup>

(1. *Institute of Rural Development, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;*

2. *School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China;*

3. *College of Economics, Sichuan Agricultural University, Chengdu 611134, China)*

**Abstract:** The synergistic between the reform of the farmland property rights system and agricultural support policies helps for achieving the goals of common prosperity. This paper measures rural households' income inequality from the perspective of relative deprivation and explore the impact of accessibility of land use right (LUR) mortgage loans on rural households' income inequality, potential pathways, and heterogeneous effect across households and villages with different characteristics. Survey data collected from 886 rural households in Ningxia, Chongqing, and Sichuan provinces is employed. Results show that the approval of LUR mortgage loans significantly decreases rural households' income inequality. We also find that farmland transfer and household consumption are the effective channels through which LUR mortgage loans could reduce rural households' income inequality. Agricultural insurance and agricultural subsidies both effectively reduce income inequality among households, but the synergistic effect between agricultural insurance and LUR mortgage loans as well as between agricultural subsidies and LUR mortgage loans has not occurred as expected. Moreover, the alleviation effect of LUR mortgage loans on income inequality is more obvious in villages with poor economic development and for households with weak labor endowments, large farms, and new agricultural operators. We conclude this study with several policy implications to optimize the supply of LUR mortgage loan products, activate the synergistic effect, and enhance the inclusiveness of multiple agricultural support policies.

**Keywords:** land use right mortgages loans; income inequality; agricultural policy insurance; agricultural subsidies; common prosperity; coordination of fiscal and financial policies