华南农业大学学报(社会科学版)
2023年第2期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第22卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

粮食主产区政策与农户收入不平等

台德进[1,2],蔡 荣[1]

(1.南京财经大学 粮食和物资学院,江苏 南京 210003;2.滁州学院 经济与管理学院,安徽 滁州 239000)

摘 要: 基于2015年中国家庭金融调查(CHFS)数据,使用再中心化影响函数(RIF)回归及分解方法分别考察粮食主产区政策对农户收入不平等的影响以及粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等差异的来源。结果表明:粮食主产区政策加剧了农户收入不平等,且使得粮食主产区与非粮食主产区的农户收入不平等差距扩大;尽管粮食主产区与非粮食主产区的农户收入不平等差异受健康状况、金融认知水平、人情礼收入等因素有关,但主要与系数效应有关。进一步分析发现,粮食主产区政策加剧了农户家庭经营性收入不平等,但对工资性收入不平等具有削减功能;土地规模差异会强化粮食主产区政策对农户收入不平等的影响,而社会公平、自由经济环境则会缓解粮食主产区政策对农户收入不平等的影响。

关键词: 粮食主产区;收入不平等;非粮食主产区;系数效应

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2023)02-0026-12

一、引言

党的二十大报告指出,中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。习近平总书记强调"促进共同富裕,最艰巨最繁重的任务仍然在农村",要实现全体人民共同富裕必然要求解决好农户收入尤其是农户收入不平等问题,稳步推动农民农村的共同富裕。然而,改革开放以来,中国农村基尼系数从1978年的0.21上升到2019年的0.46,农户收入不平等加剧给中国实现高质量发展带来巨大挑战。为促进农户收入增长、缩小农户收入不平等,党和政府推出一系列强农惠农政策,粮食主产区政策便是其中之一。粮食主产区政策试图通过政策支持和投资重点向粮食主产区倾斜,以达到粮食增产和农户增收的目的。政策覆盖安徽、江西、黑龙江等13个产量大省,涉及主粮价格支持、农业保险、粮食增产稳产技术补贴、产粮大县奖励、国家现代农业示范区建设支持等十多项内容,对粮食主产区农户收入产生了重要影响。那么,粮食主产区政策有助于缩小农户收入不平等吗?该政策对粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等差异有着多大贡献?在稳步推进共同富裕背景下,厘清以上问题对推进粮食主产区政策改革具有重要的现实意义。

已有研究主要聚焦于农户收入不平等的诱因和粮食主产区政策影响效应两个方面。在农户收入不平等方面,数字普惠金融[1]、互联网使用[2]、土地流转[3]、农户创业[4]等都是农户收入不平等的诱因。在粮食主产区政策影响效应方面,增产效应被大多数学者所关注,一部分学者认为粮食主产区政策增产效果显著[5-7],而另一些学者却认为粮食主产区政策增产效果甚微,也未能调动农民生产积极性[8-9]。从粮食主产区政策对农户收入的影响来看,李雪等[10]基于冀鲁豫农户调查数据,研究发现粮食主产区价格支持政策和财政补贴政策显著提高了农村贫困户收入水平,有助于缩小贫困户与非贫困户的收入不平等;李红莉等[11]基于双重差分模型分析认为,粮食主产区设

收稿日期: 2022-12-10 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2023.02.003

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(72173060);国家自然科学基金面上项目(71773044);江苏省"青蓝工程"资助项目(2022)

作者简介: 台德进(1988—),男,安徽滁州人,南京财经大学粮食和物资学院博士研究生,滁州学院经济与管理学院讲师,主要研究方向为粮食经济。E-mail:taidejin010203@sina.com

立对农民工资性收入具有削减效应，但对农民家庭经营性收入具有显著的促增效应。杨万江和孙奕航[12]的调查研究则认为，粮食支持政策对较大规模农户种植收入的提高作用更加显著，从而拉开与小规模种植农户的收入差距，增加农户收入不平等；孙立伟[13]借助双重差分模型对家庭农场的财政补贴效应进行了实证分析，研究发现种植型家庭农场的财政补贴效果好于养殖型家庭农场，经营规模较大的家庭农场财政补贴效果优于规模较小的家庭农场。也有学者认为粮食主产区政策增收效果不明显，该政策并未加剧农户收入不平等[14]。

综上，已有文献为本研究提供了丰富的理论支撑与经验借鉴，但仍然存在两点不足：首先，在研究内容上，针对粮食主产区政策与农户收入不平等两者间的关系直接加以研究的文献仍较为鲜见；其次，在研究方法上，大多是基于双重差分模型分析粮食主产区政策对农户收入的影响，难以考察该政策对农户收入分布的影响，且无法揭示不同地区间农户收入不平等差异的来源。鉴于此，本文基于中国家庭金融调查（CHFS）数据，使用再中心化影响函数（RIF）回归及分解法分别考察粮食主产区政策对农户收入不平等的影响、粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等差异的来源，为政策制定者综合评价粮食主产区政策的实施效果以及为今后粮食主产区政策的完善和改革提供政策参考。

二、理论分析与特征性事实

（一）理论分析

粮食主产区①政策包括提高粮食最低收购价、加大三项补贴（良种补贴、直接补贴、农资综合补贴）、大型商品粮基地建设和农业保险支持等一揽子政策，每一项政策都与农户的收入有着直接或间接的联系。由于中国农户在种植规模、机械化使用水平、融资能力以及家庭人口等方面存在差异，故对粮食政策的反应可能各异，所选择的生产生活方式也不尽相同，由此可能导致农户收入增长及收入来源差异明显。

其一，可能增加农户家庭经营性收入，但收入增长存在差异，加剧收入不平等。粮食主产区政策对农户家庭经营性收入的影响主要体现在 3 个方面：一是粮食主产区内土地集中连片，有助于生产集聚，便于机械化和规模化经营，从而获取粮食生产的规模报酬递增效应[15]，增加农户家庭经营性收入；二是粮食主产区政策有助于实现主产区内部规模化和专业化的横向分工以及实现粮食从生产到收割的纵向分工，提高劳动生产率，降低生产成本，从而获得更多的家庭经营性收入[11]；三是主产区内集中生产和跨区域协作的可能性提升，这将产生更多的技术溢出和管理共享效应，农户间的互动和交互行为也因此而加强，这为新技术、新知识的传播以及新设备的使用提供前提，有助于提升农户家庭经营性收入。然而，在主产区内部，土地规模小、信息不对称、生产手段和管理方式落后的弱势农户可能无法充分享受到土地规模化、机械化生产以及专业化分工等带来的效应，导致家庭经营性收入增幅有限，拉开与种粮大户的收入差距，从而加剧主产区内农户收入不平等。此外，与非粮食主产区农户相比，粮食主产区农户拥有更多的耕地，并在政策支持下，主产区农户家庭经营性收入可能以更快的速度增长，从而拉开与非主产区农户家庭经营性收入的差距，引致不平等程度加深。

其二，可能减少农户工资性收入，加剧农户收入不平等。农户所拥有的时间禀赋和要素禀赋是有限的，农户欲想获得较多的家庭经营性收入就必须增加土地和劳动力等投入，减少外出务工时间，从而引致工资性收入相对下降，拉开与非粮食主产区尤其是粮食主销区的农户工资性收入差距[16]。此外，出于保障粮食安全的目的，粮食主产区的土地开发权被严格限定，这可能会诱发主产区城镇化和工业化发展滞后，进一步导致主产区农户工资增长缓慢，从而扩大与非粮食主产区

① 粮食主产区包括黑龙江、吉林、辽宁、河北、内蒙古、山东、安徽、江苏、河南、江西、湖北、湖南、四川 13 个省份。

农户收入差距。然而，这种猜测必须建立在3个假设条件下：一是农户家庭没有剩余劳动力；二是家庭经营性收入对农户来说比较可观；三是劳动力流动不自由。

其三，可能增加农户工资性收入，缓解收入不平等。这种可能性与中国现实情况最为接近。粮食主产区政策实施之初，中国农村存在大量隐蔽性失业人口，即农业劳动力过剩。在政策等综合因素推动下，土地经营规模化和机械化水平提升，导致大量剩余劳动力从农业部门中被释放出来，形成“父母留村务农、子女进城务工”的代际分工模式[17]。在这种模式下，家庭既可以获得务农上的政策支持，亦可获得务工上的工资收入，换句话说，农民是政策和农业现代化的受益者而不是“牺牲者”。此外，部分农民选择在城乡之间双向流动，闲时务工，忙时务农，在保障经营性收入的同时也获得了工资性收入。值得注意的是，在粮食主产区政策以及劳动力自由流动的合力下，土地面积少、家庭人口多的贫困农户可能倾向于从事非农生产以获得较多的工资性收入，这将引致全国层面及区域内部收入差距缩小，从而降低农户收入不平等程度。

综上，粮食主产区政策既可能减少也可能增加农户工资性收入。在人口大规模由乡到城流动的现实背景下，本文倾向于认为增加效应大于减少效应。但在粮食主产区政策刺激下，农户收入增长可能差异显著，家庭经营性收入不平等程度可能趋于加剧，工资性收入不平等可能趋于缓解。而从事非农生产的农户由于受自身禀赋等主观因素和用人单位偏见等客观因素的双重制约导致工资性收入不高，加之受不断上涨的生活成本约束，农户实际人均可支配收入增加有限，故家庭经营性收入引起的不平等扩大效应可能大于工资性收入引起的不平等缩减效应，从而整体上加深农户收入不平等。同时，土地规模化差异将会强化粮食主产区政策的收入差距扩大效应，而公平的社会制度和劳动力自由流动的经济体制将会弱化粮食主产区政策的收入差距扩大效应。由此，本文提出以下待检验假说：

假说1：粮食主产区政策会加剧农户收入不平等，造成主产区与非主产区之间农户收入不平等差异扩大。

假说2：粮食主产区政策会加剧农户家庭经营性收入不平等，但却有助于缓解农户工资性收入不平等。

假说3：土地规模差异会强化粮食主产区政策对农户收入不平等的影响，而社会公平、自由的经济环境则会弱化粮食主产区政策对农户收入不平等的影响。

（二）特征性事实

本文使用西南财经大学于2015年调查的中国家庭金融微观数据，对粮食主产区、非粮食主产区以及全国层面农户的3种收入的核密度分布状态做出了统计描述，见图1～图3。从图中可以观察到：（1）粮食主产区农户人均纯收入分布曲线位于全国曲线的右边，非粮食主产区的农户人均纯收入曲线位于全国曲线的左边，说明两大区域农户收入存在显著差异。（2）非粮食主产区的农户

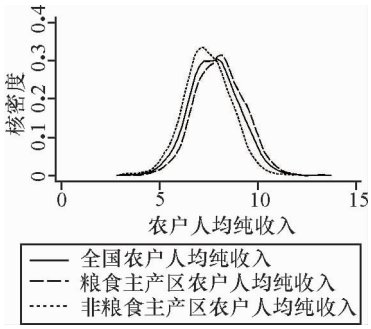


图1　农户人均纯收入分布

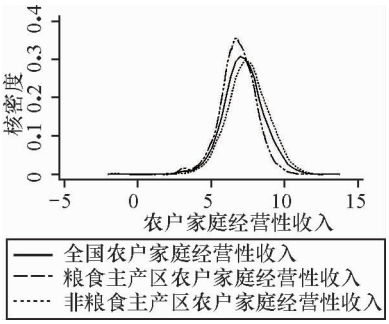


图2　农户家庭经营性收入分布

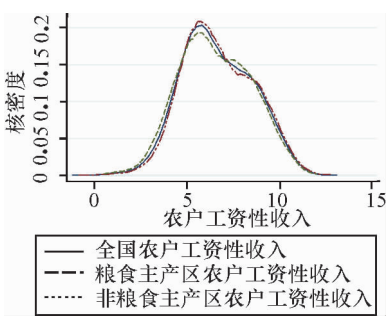


图3　农户工资性收入分布

家庭经营性收入分布曲线呈现“高峰”状态,数据分布密集,表示收入不平等程度较低。相比之下,粮食主产区的农户家庭经营性收入分布曲线呈现“低峰”和“扁平”形状,表示该地区农户收入不平等程度较大。(3)两大区域的农户工资性收入分布曲线基本重合,并无显著差异,也并未出现“多峰”和“拖尾”现象,初步判断农户工资性收入不存在两极分化或差异加剧现象。

简而言之,粮食主产区的农户家庭经营性收入以及两大区域的农户总收入不平等显著,但工资性收入不平等状况不明显。粮食主产区政策与粮食主产区和非粮食主产区间的农户收入不平等差异存在怎样的联系?两大区域间的农户收入不平等差异的来源是什么?下文将进行更深入的实证分析。

三、研究设计

(一)模型设定

1. RIF 回归

本文采用 Firpo 等[18]提出的再中心化影响函数(Re-centered Influence Function,RIF)回归方法探究粮食主产区政策对农户收入不平等的影响,并采用 RIF 分解方法进一步揭示农户收入不平等差异来源。与 OLS、分位数回归等常规方法中被解释变量只能是传统意义上的农户收入不同,RIF 回归的被解释变量可以是基于影响函数(IF)获得的分位数、分位距、方差以及基尼系数等收入分布统计量,且能缓解因遗漏变量所产生的模型内生性问题。RIF 回归的定义表达式为:

$$\mathrm{RIF}(y,v(F_Y)) = v(F_Y) + \mathrm{IF}(y,v(F_Y)) \tag{1}$$

其中,$v(F_Y)$是 y 的各种统计量,如分位距、方差、基尼系数等;$\mathrm{IF}(y,v(F_Y))$ 是 y 的影响函数,旨在量化观测值 y_i 的任意微小变动对统计量 $v(F_Y)$的影响。换言之,RIF 反映了在给定原始分布 F_Y 和统计量 $v(F_Y)$的条件下,观测值 y_i 对统计量 $v(F_Y)$的相对贡献情况。

本文主要采用分位距、方差和基尼系数作为量化农户收入不平等的指标。以基尼系数为例,公式如下①:

$$v^{\mathrm{gini}}(F_Y) = 1 - \frac{2}{\mu}R(F_Y) \tag{2}$$

其中,$R(F_Y) = \int_0^1 GL_Y(p)\,dp$,$GL_Y(p) = \int_{-\infty}^{q(Y(p)} y dF_Y(y)$。

据此,为考察粮食主产区政策对农户收入不平等的影响,基于 RIF 回归方法的分析框架,本文构建如下基准回归模型:

$$\mathrm{RIF}(\mathrm{income},v^{\mathrm{gini}}) = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Policy} + \beta_2 X + \varepsilon \tag{3}$$

其中,$\mathrm{RIF}(\mathrm{income},v^{\mathrm{gini}})$为基于基尼系数构建的 RIF,用来衡量农户收入不平等;Policy 表示粮食主产区政策,X 为控制变量。通过观察 β_1是否显著,可判断粮食主产区政策是否影响农户收入不平等。若 β_1 显著大于 0,说明粮食主产区政策扩大了农户收入不平等;反之,则说明粮食主产区政策降低了农户收入不平等。ε 为随机误差项。

需要特别指出的是,由于基准回归模型中 Policy 为分类变量,其系数 β_1 大小本身并无实质含义。为了得到 Policy 变量对农户收入不平等的处理效应(即粮食主产区政策对区域之间农户收入不平等差异究竟产生多大程度的影响),本文根据实际观测的粮食主产区和非粮食主产区的农户收入分布分别计算 RIF,然后再进行 RIF 回归[19]:

$$T \times \mathrm{RIF}(y,v(F_{Y1})) + (1-T) \times \mathrm{RIF}(y,v(F_{Y0})) = \gamma_0 + \gamma_0 T + \gamma_2 X + \xi \tag{4}$$

① 有关分位距、方差的测算公式可参考 Fernando(2020)的附录,在此不再列出。

其中,$T=1$ 表示实施了粮食主产区政策,$T=0$ 表示未实施粮食主产区政策;$v(F_{Y1})$、$v(F_{Y0})$分别表示粮食主产区、非粮食主产区的农户收入不平等;X 为控制变量。γ_2 为粮食主产区政策对农户收入不平等的处理效应。若 γ_2 显著为正,说明与非粮食主产区相比,粮食主产区农户收入不平等程度加剧;反之,则说明与非粮食主产区相比,粮食主产区农户收入不平等程度降低。ξ 为随机误差项。

2. RIF 分解

基于 RIF 回归的分解方法需要构建反事实分布函数。在采用 RIF 回归模型估计得到农户收入不平等方程后,粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等差异可分解为:

$$\Delta = v_1 - v_0 = \underbrace{v_1 - v_c}_{\Delta v_s} + \underbrace{v_c - v_0}_{\Delta v_x} \tag{5}$$

其中,$v_1 = E[\mathrm{RIF}(y, v(F_{Y|T=1}))] = \beta^1 \bar{X}^1$,$v_0 = E[\mathrm{RIF}(y, v(F_{Y|T=0}))] = \beta^0 \bar{X}^0$,$v_c = \beta^0 \bar{X}^1$。$\bar{X}^1$ 表示实施粮食主产区政策的样本特征(包括家庭特征、资源禀赋、人力资本等因素,下同),$\bar{X}^0$ 表示未实施粮食主产区政策的样本特征,v_c 表示反事实组的统计量 v。上式中第一项是系数不同带来的差异,即系数效应;第二项是特征变量不同而带来的差异,即特征效应。

(二)数据来源

本文数据来源于2015年中国家庭金融调查(CHFS)的微观数据。该数据调查由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于2011年发起,至2021年已形成6轮调查报告。由于2021年的调查数据暂时未对外发布,无法使用,且相比其他年份,2015年数据对农户耕地面积、货币工资收入和农户种粮收入等指标进行了详细统计,能够更好支撑本文的研究内容,因此本文将基于2015年数据进行实证分析。2015年调查覆盖了29个省(自治区、直辖市),样本规模达37289户,包括133183个个体。本文保留具有农村户口并从事农业生产活动的样本,剔除缺失值和异常值的样本,最终获得4243个农户样本,涉及28个省(市、区),不包括上海、新疆、西藏和港澳台地区。

(三)变量选取

(1)被解释变量:农户收入不平等。参考已有研究,本文将农户收入不平等定义为:一个地区在一定时期内(一年)农户收入分布的不均衡性。按照收入来源,农户收入不平等可细分为家庭经营性收入不平等、工资性收入不平等、转移性收入不平等和财产性收入不平等。CHFS数据对农户家庭种粮收入、税后货币工资性收入和转移性收入做出了统计,本文将以上3种收入进行加总,并除以家庭人口数用以衡量农户人均可支配收入,记为 M;用农户家庭种粮收入和税后货币工资收入分别除以家庭人口数表示家庭人均经营性收入和工资性收入,分别记为 oper 和 wage。将以上变量取对数,记为 ln$M$、lnoper 和 lnwage。最后通过 RIF 回归的方法将以上各种收入的对数生成90-10分位距、80-20分位距、75-25分位距、方差以及生成各种收入的基尼系数作为因变量,多角度考察估计结果,增强结果的稳健性和可信度。

(2)核心解释变量:粮食主产区政策(policy)。粮食主产区政策是虚拟变量,取值为0或1。如果该农户生产所在地属于粮食主产区,取值为1;如果该地区不属于粮食主产区,则取值为0。

(3)控制变量:影响农户收入差距的变量 X。根据 CHFS(2015)数据,并参考已有研究[20],本文从农户家庭特征(性别、年龄)、人力资本(教育水平、身体健康状况、金融认知水平)、社会资本(人情礼支出、是否党员、家庭成员是否村干部)、物资资本(土地质量)、社会保障(是否参加养老保险)、区域特征(是否东部地区)等6个层面选取影响农户收入不平等的控制变量。

(4)调节变量:土地规模经营(scale)、社会公平程度(fair)和家庭成员数量(num)。土地规模经营、社会公平程度和家庭成员数量是粮食主产区政策影响农户收入不平等的重要调节变量。土地规模经营使用农户耕地面积与家庭人口数之比表示;社会公平程度使用问卷中“当今社会是否

公平”得出;家庭成员数量使用农户家庭人口数量表示。变量具体选取方法和统计特征如表 1 所示。

表 1　变量描述性统计

变量名称	单位	变量说明	均值	标准化	最小值	最大值
农户可支配收入	元/人	(家庭经营性收入 + 税后货币工资收入 + 转移性收入)/家庭成员数	7179.86	15967.64	1002	478125.00
家庭经营性收入	元/人	人均种粮收入	1987.13	4132.01	100.60	68825.00
工资性收入	元/人	税后人均货币工资性收入	3260.12	7196.10	120.00	130000.00
粮食主产区政策	虚拟变量	粮食主产区 =1;非粮食主产区 =0	0.57	0.50	0	1
户主性别	虚拟变量	男性 =1;女性 =0	0.52	0.49	0	1
户主年龄	岁	户主年龄	54.08	10.77	17	89
教育水平		没上过学 =1;小学 =2;初中 =3;高中 =4;中专/职高 =5;大专/高职 =6;大学 =7;硕士 =8,博士 =9	2.56	0.93	1	7
是否党员	虚拟变量	是 =1;否 =0	0.11	0.32	0	1
健康状况		非常好 =1;好 =2;一般 =3;不好 =4;非常不好 =5	2.84	0.99	1	5
金融认知水平(对金融关注程度)		非常关注 =1;很关注 =2;一般 =3;很少关注 =4;从不关注 =5	4.05	1.08	1	5
土地质量		很好 =1;较好 =2;一般 =3;较差 =4;很差 =5	2.73	0.97	1	5
社会保障(是否参加养老保险)		参加 =1;没参加 =0	0.77	0.42	0	1
人情礼收入	元	除父母之外的他人现金转移	2636.91	4663.53	0.00	123000.00
家庭成员是否村干部	虚拟变量	是 =1;否 =0	0.07	0.25	0	1
东部地区	虚拟变量	东部 =1;中西部 =0	0.27	0.45	0	1
土地规模	亩/人	耕地面积/家庭成员数	25.22	446.21	0.07	15000.00
社会公平程度(当今社会是否公平)		非常公平 =1;比较公平 =2;一般 =3;不太公平 =4;非常不公平 =5	2.57	0.77	1	5

四、实证结果分析

(一)基础回归:农户收入不平等的影响因素

表 2 为粮食主产区政策对全国农户人均可支配收入[①]不平等影响的估计结果。数据显示,当把农户总收入对数的不同分位距作为因变量,并控制包括户主年龄、教育水平、健康状况等变量时,粮食主产区政策的回归系数为正,并且在 10% 或 5% 的水平上显著,表明粮食主产区政策扩大了高收入农户与低收入农户间的收入差距,从而加剧了农户收入不平等。为了检验回归结果的稳健性,继续将 M 的基尼系数和 $\ln M$ 的方差作为被解释变量,回归系数依然为正,且后者在 5% 的水平显著。基础回归结果支持了假设 1。由此可见,粮食主产区政策加剧了农户间收入不平等,对共同富裕存在一定的抑制作用。

从控制变量来看,户主年龄的系数在 M 的基尼系数和 $\ln M$ 的方差条件下显著为负,表明随着年龄增长,农户收入不平等有降低趋势。健康状况的系数在分位距和方差条件下为负,其在缩小收入不平等方面发挥了重要作用。金融认知水平和土地质量在 $\ln M$ 的 80 - 20 分位距和 75 - 25 分位距下系数比较显著,说明该变量也是农户收入不平等的诱因。人情礼收入的系数在大部分场合

① 在本文中,农户人均可支配收入与农户人均总收入概念等同。

下为负,并且在 ln$M$ 的 90-10 分位距和方差下系数比较显著,反映了人脉资源在缩小农户收入差距方面也发挥了一定的积极作用。在社会保障和区域特征方面,社会保障有助于抑制农户收入不平等,地区特征也具有一定的正面影响,说明在良好的制度环境和区位条件下,农户的收入不平等程度会被削弱。

表2 农户收入不平等的影响因素回归结果

变量	ln$M$ 90-10 分位距	ln$M$ 80-20 分位距	ln$M$ 75-25 分位距	M 基尼系数	ln$M$ 方差
粮食主产区政策	0.1332*(0.0879)	0.1560**(0.0688)	0.1188*(0.0625)	0.0202(0.0266)	0.1126**(0.0768)
户主性别	0.0909(0.0852)	0.0148(0.0674)	-0.0225(0.0612)	0.0399(0.0274)	0.0485(0.0739)
户主年龄	-0.0068(0.0044)	-0.0023(0.0033)	-0.0007(0.0030)	-0.0031*(0.0016)	-0.0101***(0.0039)
教育水平	0.0034(0.0509)	0.0360(0.0398)	0.0167(0.0361)	-0.0229(0.0180)	-0.0488(0.0454)
是否党员	0.0106(0.1450)	0.0365(0.1160)	0.0419(0.1056)	0.0637(0.0786)	0.1346(0.1405)
健康状况	-0.0975**(0.0460)	-0.0960***(0.0353)	-0.0348(0.0319)	0.0061(0.0158)	-0.0797**(0.0390)
金融认知水平	-0.0310(0.0409)	-0.0533*(0.0322)	-0.0669**(0.0290)	-0.0239(0.0211)	-0.0595(0.0381)
土地质量	-0.0381(0.0461)	-0.0688*(0.0360)	-0.0576*(0.0325)	-0.0031(0.0160)	-0.0387(0.0386)
社会保障	-0.1740*(0.1059)	-0.0885(0.0813)	0.0068(0.0737)	-0.0459(0.0548)	-0.0916(0.0950)
人情礼收入	-0.0234*(0.0128)	-0.0044(0.0099)	0.0065(0.0089)	-0.0066(0.0045)	-0.0207*(0.0115)
家庭成员是否村干部	-0.0384(0.1762)	0.0664(0.0765)	0.1004(0.1298)	-0.0793*(0.0451)	-0.1244(0.1450)
东部地区	-0.0561(0.0988)	-0.1968***(0.0765)	-0.1903***(0.0699	0.0023(0.0415)	-0.0653(0.0912)
常数项	4.2165***(0.3853)	2.8866***(0.2986)	2.1775***(0.2705)	0.9908***(0.2323)	2.9640***(0.3883)
R^2	0.0052	0.0082	0.0065	0.0040	0.0065
样本量	4243	4243	4243	4243	4243

注:括号内为统计量 t 值,上标***、**和*分别表示系数在1%、5%和10%的水平上显著。下同。

(二)处理效应:粮食主产区政策与区域间农户收入不平等差异

为了考察粮食主产区与非粮食主产区的农户收入不平等是否存在显著差异,本文进一步分析了粮食主产区政策的处理效应,估计结果见表3。可以看出,在农户收入对数的不同分位距和方差条件下,粮食主产区政策的影响效应分别为0.2416、0.2247、0.1889和0.1677,且至少在5%的水平上通过了显著性检验,表明在控制家庭特征、人力资本、社会资本、社会制度和区域特征等一系列变量之后,实施粮食主产区政策造成了主产区与非主产区之间农户收入不平等差异扩大。该结果与图1所表现出的特征相一致,也进一步支持了研究假说1。

表3 粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等的差异化 RIF 回归结果

变量	ln$M$ 90-10 分位距	ln$M$ 80-20 分位距	ln$M$ 75-25 分位距	M 基尼系数	ln$M$ 方差
粮食主产区政策	0.2416***(0.0822)	0.2247***(0.0669)	0.1889***(0.0609)	0.0014(0.0022)	0.1677**(0.0729)
户主性别	0.0671(0.0790)	0.0432(0.0655)	0.0444(0.0601)	0.0017(0.0020)	0.0598(0.0695)
户主年龄	-0.0030(0.0041)	-0.0002(0.0033)	-0.0026(0.0030)	-0.0002*(0.0001)	-0.0064*(0.0037)
教育水平	0.0060(0.0474)	0.0360(0.0391)	0.0245(0.0356)	-0.0020*(0.0012)	-0.0342(0.0422)
是否党员	-0.0220(0.1349)	0.1382(0.1145)	0.0143(0.1042)	0.0018(0.0035)	0.1231(0.1319)
健康状况	-0.0896**(0.0426)	-0.0829**(0.0343)	-0.0809***(0.0313)	-0.0011(0.0011)	-0.0737**(0.0373)
金融认知水平	-0.0702*(0.0381)	-0.0650**(0.0313)	-0.0375(0.0285)	-0.0008(0.0010)	-0.0595*(0.0359)
土地质量	-0.0321(0.0422)	-0.0798**(0.0347)	-0.0681**(0.0319)	0.0013(0.0011)	-0.0209(0.0369)
社会保障	-0.0396(0.0964)	-0.1367*(0.0796)	-0.0947(0.0726)	-0.0010(0.0025)	-0.0142(0.0862)
人情礼收入	-0.0324***(0.0121)	0.0060(0.0096)	0.0075(0.0088)	-0.0009***(0.0003)	-0.0120(0.0109)
家庭成员是否村干部	-0.1431(0.1618)	0.0377(0.1392)	0.2100*(0.1257)	-0.0024(0.0038)	-0.1212(0.1281)
东部地区	-0.1712*(0.0899)	-0.2344***(0.0742)	-0.3074***(0.0688)	-0.0024(0.0025)	-0.1122(0.0850)
常数项	3.9625***(0.3558)	2.6738***(0.2911)	2.2806***(0.2648)	0.1129***(0.0097)	2.4308***(0.3649)
R^2	0.0071	0.0120	0.0133	0.0051	0.0055
样本量	4243	4243	4243	4243	4243

从政策视角来看,粮食主产区农户收入不平等扩大的逻辑在于:对于低收入农户而言,由于受物质资本、生产条件、个人能力和市场信息约束,无法应对价格波动带来的经济风险以及气候变化带来的自然风险,自我发展能力弱。而国家实施的价格支持政策、农业补贴政策、测土配方施肥补助政策、农业保险政策等及其溢出效应为高收入农户带来了机遇,高收入农户凭借土地规模优势和收益报酬递增优势,以更快的速度提升了收入。正如前文所述,粮食主产区政策在扩大低收入农户群体和高收入农户群体的收入不平等中扮演了重要角色。

(三)RIF 分解:区域间农户收入不平等差异来源

根据模型(5),并基于 RIF 回归分解的实证方法,本文对粮食主产区和非粮食主产区农户收入不平等的差异给予了分解,回归结果见表 4。

表 4　区域间农户收入不平等差异的 RIF 回归分解

项目	ln*M* 90 – 10 分位距	ln*M* 80 – 20 分位距	ln*M* 75 – 25 分位距	*M* 基尼系数	ln*M* 方差
基尼系数					
总差异	0.2033 ** (0.0798)	0.2148 *** (0.0657)	0.1729 *** (0.0601)	-0.0023(0.0021)	0.1579 ** (0.0700)
特征效应	0.0694 *** (0.0236)	0.0441 ** (0.0205)	0.0478 ** (0.0189)	-0.0025 *** (0.0006)	0.0631 *** (0.0228)
特征效应贡献率/%	34.14	20.53	27.65	108.70	39.96
系数效应	0.1339 *** (0.0839)	0.1707 *** (0.0683)	0.1251 *** (0.0622)	0.0002(0.0022)	0.0948 *** (0.0740)
系数效应贡献率/%	65.86	79.47	72.35	-8.70	60.04
特征效应					
户主性别	-0.0005(0.0005)	-0.0004(0.0004)	0.0001(0.0001)	0.0001(0.0001)	-0.0007(0.0007)
户主年龄	-0.0001(0.0007)	0.0001(0.0006)	0.0002(0.0001)	0.0001(0.0004)	-0.0005(0.0002)
教育水平	-0.0006(0.0023)	-0.0008(0.0031)	-0.0005(0.0020)	-0.0005(0.0002)	-0.0003(0.0013)
是否党员	0.0005(0.0023)	-0.0027(0.0029)	-0.0002(0.0018)	-0.0003(0.0007)	-0.0020(0.0029)
健康状况	0.0182 ** (0.0091)	0.0149 ** (0.0076)	0.0140 ** (0.0070)	0.0001(0.0002)	0.0102(0.0079)
金融认知水平	-0.0083 * (0.0055)	-0.0081 * (0.0049)	-0.0051(0.0039)	-0.0002(0.0001)	-0.0097 * (0.0060)
土地质量	0.0005(0.0029)	0.0031(0.0030)	0.0036(0.0031)	-0.0001(0.0010)	0.0001(0.0003)
社会保障	0.0012(0.0038)	0.0036(0.0035)	0.0022(0.0030)	-0.0003(0.0001)	0.0008(0.0036)
人情礼收入	-0.0461 *** (0.0148)	-0.0106(0.0108)	-0.0102(0.0101)	-0.0012 *** (0.0004)	-0.0278 *** (0.0129)
家庭成员是否村干部	0.0116(0.0083)	0.0078(0.0073)	-0.0008(0.0070)	0.0002(0.0003)	0.0087(0.0072)
东部地区	-0.0464 *** (0.0123)	-0.0512 *** (0.0116)	-0.0507 *** (0.0111)	-0.0013 *** (0.0003)	-0.0425 *** (0.0117)
系数效应					
户主性别	-0.0441(0.0822)	-0.0102(0.0675)	-0.0505(0.0617)	-0.0010(0.0021)	-0.0115(0.0717)
户主年龄	0.7323 * (0.4375)	-0.1427(0.3514)	-0.0093(0.3191)	0.0089(0.0114)	0.0015(0.3957)
教育水平	0.3981 * (0.2415)	0.3499 * (0.1984)	0.2066(0.1812)	0.0134 ** (0.0061)	0.3861 * (0.2114)
是否党员	-0.0087(0.0323)	0.0156(0.0273)	-0.0031(0.0248)	0.0001(0.0008)	0.0070(0.0313)
健康状况	-0.2058(0.2522)	-0.1350(0.2009)	-0.1275(0.1826)	0.0016(0.0065)	0.0069(0.2174)
金融认知水平	-0.2687(0.3042)	-0.2467(0.2506)	-0.1829(0.2273)	-0.0119 * (0.0078)	-0.4754 * (0.2842)
土地质量	0.1234(0.2360)	0.1044(0.1907)	-0.0318(0.1746)	0.0037(0.0061)	0.1058(0.2047)
社会保障	-0.0545(0.1550)	-0.0265(0.1264)	0.0120(0.1145)	0.0020(0.0041)	-0.0393(0.1364)
人情礼收入	-0.2943 ** (0.1246)	-0.1993 ** (0.0984)	-0.2120 ** (0.0900)	-0.0061 * (0.0033)	-0.2412 ** (0.1121)
家庭成员是否村干部	-0.0343(0.0288)	-0.0415 * (0.0248)	-0.0270 * (0.0227)	-0.0006(0.0007)	-0.0186(0.0231)
东部地区	-0.1842 *** (0.0425)	-0.1719 *** (0.0342)	-0.1287 *** (0.0311)	-0.0063 *** (0.0012)	-0.1902 *** (0.0408)
截距项	0.1127(0.7071)	0.7616(0.5766)	0.7750 * (0.5228)	-0.0037(0.0191)	0.6901(0.7161)

在 ln*M* 的 90 – 10 分位距下,粮食主产区农户收入不平等与非粮食主产区农户收入不平等的总差异[①]为 0.2033,特征效应和系数效应分别为 0.0694 和 0.1339,占总差异的比重分别为 34.14% 和 65.86%。由此可见,系数效应是造成粮食主产区和非粮食主产区农户收入差异化的主因。从

① 这里的农户收入不平等的总差异是指粮食主产区 的 90 – 10 分位距与非粮食主产区 的 90 – 10 分位距之差。

解释变量来看,健康状况、金融认知水平、人情礼收入和区域特征的系数至少在10%的水平上显著,表明以上变量是造成两大区域农户收入不平等差异的重要原因。

在ln$M$的80-20分位距下,粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等的总差异为0.2148,小于ln$M$的90-10分位距下的总差异0.2033,说明在粮食主产区农户收入两极分化更为严重。其中,系数效应为0.1707,对总差异的贡献率高达79.49%,再次表明系数效应是造成两大区域农户收入不平等差异的主要原因。在ln$M$的75-25分位距和方差下,粮食主产区与非粮食主产区的农户收入差异依然显著,系数效应贡献率均超过60%。在M的基尼系数下,总差异和系数效应并不显著。

五、进一步分析

(一)粮食主产区政策与农户家庭经营性收入和工资性收入不平等

首先,在基准回归模型中,当把农户家庭经营性收入lnoper的90-10分位距、75-25分位距和oper的基尼系数作为因变量,并控制其他变量时,粮食主产区政策的系数显著为正,表明粮食主产区政策扩大了低收入农户和高收入农户之间的家庭经营性收入不平等程度。采取前文同样的回归方法,将全国分为粮食主产区和非粮食主产区两大区域,探讨不同组别农户家庭经营性收入不平等的差异化状况。由表5可知,粮食主产区政策的系数分别为0.2416、0.1889和0.0014,表明在控制一系列特征性变量后,粮食主产区政策使粮食主产区与非粮食主产区的农户家庭经营性收入不平等差距扩大。

表5 农户家庭经营性收入不平等模型结果

变量	基础回归			处理效应		
	90-10分位距	75-25分位距	基尼系数	90-10分位距	75-25分位距	基尼系数
粮食主产区政策	0.6413***(0.1024)	0.3827***(0.0651)	0.0056*(0.0032)	0.2416***(0.0822)	0.1889***(0.0609)	0.0014(0.0022)
户主性别	-0.0844(0.0999)	0.0154(0.0637)	0.0009(0.0030)	0.0671(0.0790)	0.0444(0.0601)	0.0017(0.0020)
户主年龄	-0.0097**(0.0049)	-0.0039(0.0032)	-0.0002*(0.0002)	-0.0030(0.0041)	-0.0026(0.0030)	-0.0002*(0.0001)
教育水平	-0.0125(0.0575)	0.0267(0.0376)	-0.0023(0.0018)	0.0060(0.0474)	0.0245(0.0356)	-0.0020*(0.0012)
是否党员	-0.1331(0.1653)	0.0130(0.1101)	-0.0017(0.0053)	-0.0220(0.1349)	0.0143(0.1042)	0.0018(0.0035)
健康状况	-0.0786(0.0522)	-0.0168(0.0332)	0.0016(0.0016)	-0.0896**(0.0426)	-0.0809***(0.0313)	-0.0011(0.0011)
金融认知水平	-0.0631(0.0477)	0.0063(0.0301)	-0.0016(0.0015)	-0.0702*(0.0381)	-0.0375(0.0285)	-0.0008(0.0010)
土地质量	-0.0862*(0.0526)	-0.0365(0.0337)	-0.0003(0.0016)	-0.0321(0.0422)	-0.0681**(0.0319)	0.0013(0.0011)
社会保障	-0.4273***(0.1270)	-0.2298***(0.0767)	-0.0080**(0.0036)	-0.0396(0.0964)	-0.0947(0.0726)	-0.0010(0.0025)
人情礼收入	0.0144(0.0146)	0.0075(0.0094)	-0.0004(0.0005)	-0.0324***(0.0121)	0.0075(0.0088)	-0.0009***(0.0003)
家庭成员是否村干部	0.0847(0.2056)	0.1102(0.1350)	0.0050(0.0077)	-0.1431(0.1618)	0.2099*(0.1257)	-0.0024(0.0038)
东部地区	-0.4221***(0.4362)	-0.2313***(0.0732)	-0.0031(0.0038)	-0.1712*(0.0899)	-0.3074***(0.0688)	-0.0024(0.0025)
常数项	4.7182***(0.1133)	1.9524***(0.0732)	0.1354***(0.0134)	3.9625***(0.3558)	2.2806***(0.2647)	0.1129***(0.0097)
R^2	0.0199	0.0141	0.0039	0.0071	0.0133	0.0051
样本量	4243	4243	4243	4243	4243	4243

其次,从农户工资性收入差距来看(见表6),在基准回归模型中,粮食主产区政策的系数效应分别为-0.0442、-0.0466和-0.0056,在wage的基尼系数下,系数通过了显著性检验。可见,粮食主产区政策反而有助于缩小农户工资性收入不平等程度。处理效应模型结果表明,在控制了一系列特征变量后,粮食主产区政策使得粮食主产区与非粮食主产区农户工资性收入不平等差距缩小。

综上,粮食主产区政策加剧了农户家庭经营性收入不平等,但一定程度上缓解了农户工资性收入不平等,为推动共同富裕提供了动力引擎。正如本文理论部分所述,粮食主产区政策的直接效应和溢出效应推动了区域内部低收入农户的家庭经营性收入以较慢的速度增长,但通过加深农户“代际分工”模式和“候鸟式”迁移的生存方式提高工资性收入,由此缩小了区域间农户工资性收

入不平等。以上分析结论支持了本文的研究假说 2。

表 6　农户工资性收入不平等模型结果

变量	基础回归			处理效应		
	90 - 10 分位距	75 - 25 分位距	处理效应	90 - 10 分位距	75 - 25 分位距	基尼系数
粮食主产区政策	-0.0442(0.1214)	-0.0466(0.1053)	-0.0056*(0.0037)	-0.1726(0.1237)	-0.1286(0.1059)	-0.0055*(0.0037)
户主性别	-0.0684(0.1186)	0.0885(0.1029)	0.0005(0.0036)	-0.1095(0.1192)	-0.0098(0.1042)	0.0006(0.0036)
户主年龄	0.0167***(0.0058)	0.1048***(0.0051)	0.0005***(0.0002)	0.0153***(0.0058)	0.0131***(0.0051)	0.0005***(0.0002)
教育水平	0.0387(0.0739)	0.1167*(0.0612)	-0.0036*(0.0023)	0.0257(0.0751)	0.1157*(0.0618)	-0.0036*(0.0023)
是否党员	0.0662(0.2107)	-0.1860(0.1790)	-0.0013(0.0061)	0.1582(0.2137)	-0.1006(0.1809)	-0.0013(0.0060)
健康状况	-0.0504(0.0646)	-0.1751***(0.0536)	0.0050**(0.0020)	-0.0552(0.0652)	-0.1692***(0.0542)	0.0051**(0.0020)
金融认知水平	-0.0472(0.0562)	-0.0883*(0.0490)	0.0018(0.0016)	-0.0610(0.0566)	-0.0792*(0.0496)	0.0018(0.0016)
土地质量	-0.1750***(0.0640)	-0.1244**(0.0544)	0.0006(0.0019)	-0.1963***(0.0646)	-0.1206**(0.0551)	0.0006(0.0019)
社会保障	-0.0031(0.1417)	0.1564(0.1239)	-0.0076(0.0048)	-0.0321(0.1431)	0.1568(0.1258)	-0.0075*(0.0047)
人情礼收入	0.0048(0.0176)	0.0283*(0.0150)	-0.0012**(0.0006)	0.0049(0.0177)	0.0281(0.0152)	-0.0012**(0.0005)
家庭成员是否村干部	-0.0479(0.2521)	-0.0332(0.2213)	-0.0077(0.0067)	-0.3098(0.2487)	-0.1380(0.2207)	0.0073(0.0067)
东部地区	0.0217(0.1372)	0.0923(0.1199)	-0.0060*(0.0040)	0.0723(0.1386)	0.0851(0.1212)	-0.0061*(0.0040)
常数项	4.7591***(0.5290)	2.6037***(0.4564)	0.1429***(0.0156)	5.1128***(0.5316)	2.7414***(0.4614)	0.1419***(0.0156)
R^2	0.0051	0.0110	0.0133	0.0064	0.0099	0.0133
样本量	4243	4243	4243	4243	4243	4243

(二)调节机制检验

本文选择社会公平、家庭人口和土地规模作为调节变量,检验其在粮食主产区政策和农户收入不平等之间所起到的调节作用。由于 CHFS(2015)对社会公平采取排序的问卷调查方式,数字越小表示社会越公平,为了便于分析,本文对社会公平变量取相反数,即数字越大越公平。为了保持回归方法的一致性,这里仍然采取 RIF 回归的方法,结果如表 7 所示。

在 ln$M$ 的 90 - 10 分位距和方差作为被解释变量,并控制家庭特征、人力资本、社会资本、社会制度和区域特征等变量时,粮食主产区政策与社会公平的交叉项系数显著为负,表示社会公平弱化了粮食主产区政策对农户收入不平等的扩大作用,即社会公平具有显著的负向调节效应。粮食主产区政策与家庭人口数量的交叉项系数显著为负,说明家庭人口同样弱化了粮食主产区政策对农户收入不平等的负面作用。在人口自由流动的背景下,家庭剩余劳动力转移至非农部门获得工资性收入,从而缩小农户间收入差距。粮食主产区政策与土地规模的交叉项系数显著为正,表明土地规模化增强了粮食主产区政策对农户收入不平等的扩大作用,具有显著的正向调节效应。在土地规模化差异背景下,粮食主产区政策更有利于推动大农户收入增加,从而进一步拉开与小农户之间的收入差距,加深收入不平等程度。

表 7　粮食主产区政策的调节机制检验

变量	90 - 10 分位距	方差	90 - 10 分位距	方差	90 - 10 分位距	方差
粮食主产区政策	0.6948**(0.3072)	0.6583***(0.2591)	1.8035***(0.2419)	1.7394***(0.2137)	0.1330*(0.0882)	0.1093*(0.0770)
粮食主产区政策 x 社会公平	-0.2206**(0.1126)	-0.2132**(0.0968)				
社会公平	-0.0208*(0.0838)	-0.0334*(0.0759)				
粮食主产区政策 x 家庭人口			-0.3867***(0.0515)	-0.3752***(0.0467)		
家庭人口数量			0.1963***(0.0376)	0.2094***(0.0360)		
粮食主产区政策 x 土地规模					0.0004***(0.0001)	0.0002**(0.0001)
土地规模					-0.0004***(0.0001)	-0.0002**(0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	4.2756***(0.4328)	2.8832***(0.4190)	3.2424***(0.4271)	1.9101***(0.4273)	4.2935***(0.3845)	2.9244***(0.3877)
R^2	0.0079	0.0085	0.0206	0.0254	0.0060	0.0065
样本量	4243	4243	4243	4243	4243	4243

六、结论与政策建议

在共同富裕的大背景下,粮食主产区政策的增收效应以及由此引起的收入不平等问题值得充分关注。本文基于2015年中国家庭金融调查数据,使用RIF回归及分解方法分别考察粮食主产区政策对农户收入不平等的影响以及粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等差异的来源,主要得到如下结论:总体上,粮食主产区政策加剧了农户收入不平等;在区域层面,该政策的实施使得粮食主产区与非粮食主产区之间农户收入不平等差异扩大。尽管健康状况、金融认知水平、人情礼收入和区域特征变量对粮食主产区与非粮食主产区农户收入不平等差异有着显著影响,但系数效应是造成农户收入不平等差异的主因。从收入结构性指标看,粮食主产区政策扩大了农户家庭经营性收入不平等,但降低了工资性收入不平等。此外,社会公平、家庭人口和土地规模在粮食主产区政策与农户收入不平等之间存在显著的调节效应。本文据此提出以下政策建议:

第一,充分重视粮食主产区政策的直接效应和溢出效应。既要充分肯定粮食主产区政策的增产增收效应,又要充分重视其收入分配效应。中国农户自我发展能力弱,加之高昂的生产成本和生活成本,农村"空心化"现象愈演愈烈,需要发挥政府这只"看得见的手"的作用来兜底农业生产,保障粮食安全,增加农民收入,改善生活质量。此外,应坚持以政府为主导,积极推广农业保险支持政策和防灾减灾技术补贴政策以应对粮食发展面临的自然风险,适度提升最低收购价格和三项补贴以应对农户交易面临的市场风险,坚持实施秸秆还田腐熟技术、酸化土壤改良培育技术和测土配方施肥技术补贴政策以解决农户生产面临的技术风险。

第二,政策支持和投资重点向低收入农户倾斜。低收入农户由于受自身技能、生产资料、获取信息能力等内在因素约束和投资信贷、市场波动、气候变化等外在因素约束,自我发展能力更弱,需要政府发挥其外在力量,提高低收入农户群体的农业补贴和转移支付,积极开展专项技术培训、职业技能培训和系统培训,提升低收入农户的生产经营技能和综合素质,以更快的速度追赶中高等收入农户,缩小农户之间的收入不平等。此外,加大对偏远地区基础设施和水利设施投入,改善生产环境,大力推进偏远地区数字经济基础设施建设,加强农户在空间上的互动性和交互行为,利用网络媒介增强新知识、新技术和市场信息的均衡性和可及性。

第三,推动土地适度规模经营,鼓励农户就业多元化。本文研究发现,土地规模经营、家庭人口和社会公平是粮食主产区政策影响农民收入不平等的重要调节机制。为此,在坚持经济效率优先和因地制宜的原则下推动土地适度规模集中,通过平整、置换等方式破解土地细碎化难题,通过规范流转合同和完善流转市场解决土地流转问题,充分发挥土地规模经济效应,提高机械化、信息化和智能化与农业的深度融合。此外,解决好由于土地规模经营而被释放出来的农村隐蔽性失业人群和农业剩余劳动力,破除制约农业劳动力流动的堵点,引导农业劳动力合理流向和高效配置,同时统筹推进户籍制度改革,进一步推进农民市民化进程,鼓励农户生产方式多样化、就业多元化,以增加农户收入来源,进一步缓解不平衡不充分的社会矛盾。

参考文献:

[1]斯丽娟,汤晓晓. 数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于CFPS数据的实证分析[J]. 经济评论,2022(5):100-116.

[2]张自强. 互联网使用与农户收入不平等[J]. 经济经纬,2022(3):45-54.

[3]邓远远,郭焱,朱俊峰. 土地流转、农户增收与收入不平等——基于"反事实"框架的实证分析[J]. 农村经济,2021(6):33-40.

[4]杨丹,曾巧. 农户创业加剧了农户收入不平等吗——基于RIF回归分解的视角[J]. 农业技术经济,2021(5):18-34.

[5]杜锐,毛学峰. 基于合成控制法的粮食主产区政策效果评估[J]. 中国软科学,2017(6):31-38.

[6]崔宁波,董晋. 主产区粮食生产安全:地位、挑战与保障路径[J]. 农业经济问题,2021(7):130-144.

[7]方振,李谷成,廖文梅. 粮食主产区政策对粮食生产安全的影响[J]. 农业现代化研究,2022(5):790 - 802.
[8]张建杰. 惠农政策背景下粮食主产区农户粮作经营行为研究——基于河南省调查数据的分析[J]. 农业经济问题,2007(10):58 - 65.
[9]周坚,张伟,陈宇靖. 粮食主产区农业保险补贴效应评价与政策优化——基于粮食安全的视角[J]. 农村经济,2018(8):69 - 75.
[10]李雪,付文革,韩一军. 粮食政策对主产区贫困户收入影响的实证研究——基于冀鲁豫农户调研数据[J]. 中国农业资源与区划,2019(9):151 - 159.
[11]李红莉,张俊飚,童庆蒙. 增产是否增收? ——基于粮食主产区设立的准自然实验研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2022(1):105 - 115.
[12]杨万江,孙奕航. 粮食补贴政策对稻农种植积极性影响的实证分析——基于浙江、安徽、江西稻农调查数据分析[J]. 中国农学通报,2013(20):114 - 118.
[13]孙立伟. 财政补贴政策对家庭农场收入增进效应研究[J]. 经济问题,2022(5):90 - 98.
[14]蒋和平,吴桢培. 湖南省汨罗市实施粮食补贴政策的效果评价——基于农户调查资料分析[J]. 农业经济问题,2009(11):28 - 32.
[15]王建英,陈志钢,黄祖辉,等. 转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察[J]. 管理世界,2015(9):65 - 81.
[16]骆永民,樊丽明. 中国农村人力资本增收效应的空间特征[J]. 管理世界,2014(9):58 - 76.
[17]夏柱智,贺雪峰. 半工半耕与中国渐进城镇化模式[J]. 中国社会科学,2017(12):117 - 137.
[18] FIRPO S,FORTIN N,LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica,2009(3):953 - 973.
[19]FERNANDO R A. Recentered influence functions (RIFS)) in Stata:RIF regression and RIF Decomposition[J]. The Stata Journal,2020(1):51 - 94.
[20]杨丹,曾巧. 农户创业加剧了农户收入不平等吗? ——基于 RIF 回归分解的视角[J]. 农业技术经济,2021(5):18 - 34.

The Policy of Major Grain Producing Areas and Farmers' Income Inequality

TAI De-jin[1,2], CAI Rong[1]

(1. *Institute of Food and Strategic Reserves, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing* 210003, *China*;
2. *School of Economics and Management, Chuzhou University, Chuzhou*, 239000, *China*)

Abstract: Based on Household Finance Survey data of 2015 in China, this paper uses the method of RIF regression decomposition to empirically analyze the impact and mechanism of policy of major grain producing areas on farmers'income gap. The results show that the policy of major grain producing areas has aggravated the income gap of farmers, and the income gap of farmers in major grain producing areas is significantly bigger than that of non-major grain producing areas. The coefficient effect is the main cause of income gap between farmers in major and non-major grain-producing areas. Among the characteristic effects, health status, financial cognition level, cash gift income and regional characteristics contributed importantly to the income inequality among farmers. Further analysis shows that the policy of major grain producing areas also helped the income inequality, however, it alleviated the wage income gap. In view of this, the government should adhere to the policy support and investment focus on low-income farmers, while promoting the moderate scale of land management, establishing a fair and free economic environment, and providing impetus to narrow the income gap.

Key Words: major grain producing areas; income gap of farmers; non-major grain producing areas; coefficient effect