

共同富裕目标下农户收入差距与集体行动研究^{*}

杨丹 刘海 章元

摘要:收入差距扩大不仅会阻碍经济社会发展,对微观个体行为也会造成不利影响。本文首先构建了一个收入差距影响集体行动的理论模型,然后基于2002—2018年的中国农村微观样本构建合成面板数据,采用年龄—时期—组群(APC)分解模型分析农户局部收入差距和经济性集体行动的变化规律,通过工具变量识别出两者之间的因果效应,并进一步采用中介效应模型分析影响机制。研究发现:(1)农户局部收入差距和经济性集体行动存在年龄、时期和组群效应,两者之间呈现反向变化规律,收入差距随着年龄的增长呈上升趋势,随着时期进程和出生组群呈现“倒U”型关系;(2)农户局部收入差距扩大会显著降低农户参与经济性集体行动的概率,在采用工具变量处理内生性后结论依然稳健;(3)家庭收入越高、资源禀赋越多的农户,越倾向于参与经济性集体行动;(4)农户局部收入差距通过降低人际信任、减少社会互动等途径降低农户参与经济性集体行动的概率;(5)农村税费改革、农地确权等政策减轻了农民负担,明晰了产权,是降低收入差距并促进集体行动的有效路径。本文的研究补充了收入差距不利于社会经济文献,并提供了来自中国农村的微观证据,为政府制定促进共同富裕的相关政策提供了有益参考。

关键词:共同富裕 收入差距 集体行动 APC分解

一、引言

收入差距扩大会抑制经济增长、阻碍社会发展,也会对个体的微观行为产生不利影响。分析局部收入差距对农户集体行动的影响和机制,有助于提供收入差距不利影响的微观证据,为实现共同富裕提供有益参考。“十四五”规划提出,要“持续提高低收入群体收入,扩大中等收入群体,更加积极有为地促进共同富裕”。缩小农户收入差距是实现共同富裕的应有之义。集体行动作为农村组织化发展的关键路径,是发展农村社会化服务的重要载体,有利于集聚弱势农户力量进而提高农村公共服务能力,在推进共同富裕的过程中发挥重要作用。

集体行动是指个体为了追求共同利益而采取的自发性的群体行为(Olson,1965),农户加入农民专业合作社、农业协会和农业企业是农户普遍能够参与的、典型的具有经济性质的集体行动(李霖、郭红东,2014)。根据《2021中国新型农业经营主体发展分析报告》,2020年底我国农民专业合作社数量是十年前的5.9倍,总体数量稳定在220万家以上,但从增速来看,农民专业合作社数量的增长率收窄到1.4%,同时现存的农民专业合作社中还有一定量的“空壳”合作社。合作社发展面临数量和质量双重困境。由《中国科技统计年鉴2021》的数据可知,全国农村专业技术协会数量在2004—2015年间由9

^{*} 杨丹,西南大学经济管理学院、西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心,邮政编码:400715,电子邮箱:zncdyd@163.com;刘海(通讯作者),西南大学经济管理学院,邮政编码:400715,电子邮箱:dale-hai@foxmail.com;章元,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,邮政编码:200433,电子邮箱:zhangyuanfd@fudan.edu.cn。基金项目:国家社会科学基金重点项目“乡村振兴视域下脱贫摘帽地区内生发展能力提升的适宜路径与精准政策研究”(21AGL029)、国家自然科学基金面上项目“中国收入差距的演变与相对贫困治理:服务业驱动模式的视角”(72173026)、教育部哲学社会科学重大专项“迈向共同富裕的中国式精准扶贫”。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见,文责自负。

万个增加至11万个,从2016年开始连续下降,2018年减少至7.8万个,年均减少9.7%。农民股份合作企业受融资、人才等方面限制,发展现状也不容乐观。深入分析造成农村集体行动失灵的关键原因,探讨如何有效发挥集体行动在农村发展的优势作用,成为亟待解决的现实问题。

成员异质性是决定集体行动能否成功的关键因素(Olson,1965),而收入差距是成员异质性的一个重要维度。基于《中华人民共和国2021年国民经济和社会发展统计公报》提供的数据,将人均可支配收入五等分组,农村高收入组居民收入是低收入组居民的8.23倍,显著高于城镇居民这一比值,表明农村内部的收入差距更为突出。从农村内部来看,农村高、低收入组居民的绝对差距从2013年的18446元快速扩大为2021年的35128元,而代表相对差距的农户收入倍差从2013年的7.41快速增长到2017年的9.48,农村内部收入差距问题仍需重视。较大的收入差距会恶化农户间的人际关系、降低信任水平以及减少社会互动,进而削弱农村内部的凝聚力和协同力。严重的农村收入差距可能会导致农村不稳定等严重后果,不利于农村共同富裕的实现。鉴于此,本文从共同富裕目标下探讨收入差距对集体行动的影响及其机制。

现有文献普遍认为,收入差距会对社会经济发展产生不利影响。从宏观层面来看,收入差距会阻碍经济增长(Fishman & Simhon,2002),导致社会政治不稳定,以及暴力犯罪的增加(Pickett & Wilkinson,2010),并增加再分配的政治需求等(Beal & Astakhova,2017)。从微观层面看,不断上升的收入差距会导致穷人的生育率上升(Johnson & Smirnov,2012),持续扩大的收入差距会产生“隧道效应”,使得人们失去耐心,变得更加焦虑或者暴躁(Hirschman & Michael,1973),也会直接增加低收入者的挫败感和心理压力,造成焦虑、抑郁等心理健康问题(卢冲、伍蔓霖,2019),甚至影响人们对社会公正的信念(田国强、杨立岩,2006),降低人们的幸福感(Pickett & Wilkinson,2010)和生活满意度等(彭代彦、吴宝新,2008)。

现有研究认为,集体行动指群体成员为了共同目标的实现而自愿付出时间和精力(Olson,1965),而影响农户参与集体行动的因素主要包括宏观和微观两个方面。现有关于宏观层面的研究发现,制度改革(杨丹,2019)、制度完善程度(Ding et al,2016)、社会资本以及治理结构(季晨等,2017)等变量对农户参与集体行动具有重要影响。而微观层面的因素主要包括经济利益满足程度(Ding et al,2016)、人际信任和组织信任(万江红、耿玉芳,2015)、个体认知水平(Belay,2020)、农户环境适应能力(Weimann et al,2019)、农户行为态度及风险规避(陈春良、易君健,2009)、非农收入及兼业水平、家庭劳动力分工及土地经营情况(杨丹、刘自敏,2017)等个体和家庭特征。

关于收入差距对集体行动的影响,现有研究并未形成一致结论。一部分文献认为,收入差距不利于集体行动的实现,Vorlaufer(2020)认为全球市场、社会和经济上的不均等会降低当地自治组织的统筹能力,资产分配不均等(Dayton-Johnson,2000)、收入分配不均等(Ito,2012)对农田灌溉设施集体行动有显著负面影响。农户局部的收入差距越大会导致农户参与集体行动决策成本越高,进而显著降低农户参与集体行动(蔡起华、朱玉春,2016)。还有部分文献提出了不同的观点,社区财富的不均等分配能够在一定程度上促进森林资源管理这一集体行动的形成(Cardenas et al,2002),收入差距降低了协调成本进而促进农民参与集体行动(马彦丽、林坚,2006)。也有文献认为,收入差距与集体行动之间呈现非线性关系(Molinas,1998;蔡荣、蔡书凯,2014),中等水平的村庄规模和收入差距更有利于促进集体行动的实现(Weimann et al,2019)。

综上所述,现有文献肯定了收入差距会阻碍社会经济发展,也探讨了影响农户参与集体行动的因素,但关于收入差距对集体行动的影响的研究较少,也并未形成一致结论。识别收入差距影响集体行动的关键路径,有助于采取措施降低收入差距对经济增长的负面影响,同时推动农村集体行动发展,进而有效实现农村共同富裕。为此,本文建立理论模型分析收入差距对农户集体行动的影响及其作用机制,并基于CHIP(2002—2018年)、CLDS(2012—2018年)、CFPS(2010—2018年)三个具有全国代表性且跨度近20年的农户样本数据,采用年龄—时期—组群(APC)分解模型研究收入差距和集体行动的变化趋势,分析局部收入差距是否会抑制农户参与有利于汇聚个体力量、提高农

户福利的集体行动,并利用农村税费改革和土地确权两个政策性工具变量,考察其是否会通过降低农户间的收入差距提高农户参与集体行动的积极性,为厘清收入差距影响集体行动的作用方向及路径提供来自中国农村的证据。

与现有研究相比,本文的贡献主要包括以下四个方面:(1)建立模型从理论层面刻画收入差距对农户参与集体行动的影响及其作用机制;(2)通过三个数据库构建近20年的合成面板数据,并采用APC分解模型分析收入差距和集体行动的变化趋势,可以更可靠、更有效地分析收入差距对集体行动的长期影响及其作用机制;(3)采用微观数据聚焦农户层面收入差距对集体行动的影响,弥补了现有大部分研究仅关注全国层面收入差距而忽略局部收入差距的研究不足;(4)在实证过程中采用农村税费改革、土地确权等一系列政策性工具变量识别收入差距影响集体行动的因果关系,保证了估计结果的可靠性,也是对集体行动困境在中国情景下的拓展应用。

二、理论模型与研究假说

在经典的效用理论中,实际效用和与他人相比的攀比效用构成了家庭总效用(Johansson-Stenman & Martinsson,2006)。具体来看,收入和消费通过当期或未来期收益使家庭获得实际效用,当期投资能为家庭带来心理满足以及未来期实际效用,家庭财富水平除了获得心理满足外,更多的是通过与他人比较获得攀比效用(Johansson-Stenman & Martinsson,2006)。因此,本文基于Long & Shimomura(2004)和Bardhan et al(2007)的理论模型,构建两期动态异质性农户效用模型,通过比较不同收入水平农户参与集体行动的总效用差异,研究收入差距对农户参与集体行动的影响。

假定 t 代表时期($t=1,2$),农户 $t=1$ 期参与集体行动,投入为 I_1 , $t=2$ 期才获得参与集体行动的收益。当农户集体行动的投入小于能获得的收益时,农户选择参与集体行动,反之则拒绝参与集体行动。农户的家庭总效用为实际效用和攀比效用之和。实际效用是集体行动投资 I_t 、自身消费 C_t 、储蓄 S_t 的函数,攀比效用是家庭财富水平 W_t 和社会平均财富水平 \bar{W}_t 的函数。设定家庭收入为 y_t , $y_t = I_t + C_t + S_t, W_t = S_t$ 。

假设经济体中包含收入水平不同的两类农户,占比分别为 k 和 $1-k$ ($0 < k < 1$),其中, k 指高收入农户的比例, $1-k$ 指低收入农户的比例。假定 y 为农户个体收入, y^h 为高收入农户收入, y^l 为低收入农户收入。此时,农户的平均收入水平为:

$$\bar{y} = ky^h + (1-k)y^l \quad (1)$$

假设 $y^h > y^l > 0$,定义 $\varphi = y^h/y^l$,表示高收入与低收入农户的收入比值,即收入差距。

因此,农户的家庭总效用函数为:

$$U_t = u(I_t, C_t, S_t) + v(W_t - \theta \bar{W}_t) \quad (2)$$

其中, U 表示家庭总效用函数, $u(\cdot)$ 表示农户参与集体行动的投资、家庭储蓄、消费等带来的实际效用, $v(\cdot)$ 表示与社会平均家庭财富水平比较得到的攀比效用; I_t 为家庭第 t 期的投资, C_t 为家庭第 t 期的消费, S_t 为家庭第 t 期的储蓄, W_t 为家庭第 t 期的财富水平, \bar{W}_t 为第 t 期的社会平均家庭财富水平。家庭财富水平不仅可以给农户带来直接效用 $u(S_t)$,农户还会通过与社会平均家庭财富水平比较得到攀比效用 $v(W_t)$ 。其中, θ ($0 < \theta \leq 1$)表示社会平均家庭财富水平对个体效用的影响,常被定义为边际位置(Long & Shimomura,2004;Bardhan et al,2007),表明个体对家庭财富地位的关注程度。 $\theta=0$ 表示农户对社会平均家庭财富水平完全不在意, $\theta=1$ 表示农户对社会平均家庭财富水平完全在意。但 $\theta=0$ 属于极端情形,农户参与集体行动不可避免地与其他人进行交流比较,因而会影响其对平均财富水平的关注程度。为简化分析,本文只讨论 $0 < \theta \leq 1$ 时的情形。

由于存在边际效用递减规律,本文假定效用函数为非线性形式。因此,假设农户家庭实际效用为:

$$u(x) = x - \frac{m}{2}x^2 \quad (3)$$

假设农户家庭攀比效用为:

$$v(x) = x - \frac{n}{2}x^2 \quad (4)$$

其中,参数 $m > 0, n > 0, x$ 表示 I_t, C_t, S_t 和 W_t 。假定农户 $t=1$ 期的财富水平和储蓄为 0, 即 $W_1 = 0, S_1 = 0$ 。将 I_t, C_t, S_t 和 W_t 分别代入效用函数式(3)(4)中, $t=2$ 期的农户家庭总效用为:

$$\begin{aligned} U_2 &= u(I_1) + u(I_2) + u(C_1) + u(C_2) + \beta u(S_2) + v(W_2 - \theta \bar{W}_2) \\ &= I_1 - \frac{m}{2} I_1^2 + I_2 - \frac{m}{2} I_2^2 + C_1 - \frac{m}{2} C_1^2 + C_2 - \frac{m}{2} C_2^2 + \beta(S_2 - \frac{m}{2} S_2^2) \\ &\quad + [(W_2 - \theta \bar{W}_2) - \frac{n}{2} (W_2 - \theta \bar{W}_2)^2] \end{aligned} \quad (5)$$

假设农户在跨期决策中保持相同的时间偏好和习惯强度。时间偏好理论认为在跨期决策中,行为主体总是偏好于当期消费(Johansson-Stenman & Martinsson, 2006), 即 $C_2 = S_2$; 习惯强度指的是农户在 $t=2$ 期能够保持跟 $t=1$ 期相同水平的消费习惯(Bardhan et al, 2007), 即 $C_1 = C_2$ 。则农户家庭面临的预算约束为:

$$\text{s. t.} \quad I_1 + C_1 + S_2 = y_1 \quad (6)$$

$$I_2 = RS_2 \quad (7)$$

$$C_1 = C_2 \quad (8)$$

$$C_2 = S_2 \quad (9)$$

$$W_2 = S_2 \quad (10)$$

其中, I_1, I_2 分别为农户 $t=1$ 期和 $t=2$ 期参与集体行动的投资, C_1, C_2 为农户 $t=1$ 期和 $t=2$ 期的家庭消费, S_2 为农户 $t=2$ 期家庭储蓄, β 为折现因子, W_2 为农户 $t=2$ 期财富水平, \bar{W}_2 为 $t=2$ 期社会平均财富水平, y_1 为农户 $t=1$ 期的收入水平, R 为名义利率。

将约束条件式(6)~(10)代入农户家庭总效用式(5)中, 消去 I_1, I_2, C_1, C_2 和 S_2 , 得到关于 W_2 的农户 $t=2$ 期家庭总效用 U_2 的表达式:

$$\begin{aligned} U_2 &= - \left(\frac{m}{2} \beta + \frac{m}{2} R^2 + 3m + \frac{n}{2} \right) W_2^2 + (\beta + R + 2my_1 + 1 + n\theta \bar{W}_2) W_2 \\ &\quad + y_1 - \frac{m}{2} y_1^2 - \theta \bar{W}_2 - \frac{n}{2} \theta^2 \bar{W}_2^2 \end{aligned} \quad (11)$$

由 $\frac{dU_2}{dW_2} = 0$, 可求得:

$$W_2 = \frac{\beta + R + 2my_1 + 1 + n\theta \bar{W}_2}{mR^2 + m\beta + 6m + n} \quad (12)$$

由于预算约束中 $y_1 = I_1 + C_1 + S_2, C_1 = S_2 = W_2$, 则 $I_1 = y_1 - 2W_2$, 从而有:

$$I_1 = y_1 - 2W_2 = \frac{(mR^2 + m\beta + 2m + n) y_1 - 2(\beta + R + 1) - 2n\theta \bar{W}_2}{mR^2 + m\beta + 6m + n} \quad (13)$$

令 $\delta_1 = mR^2 + m\beta + 6m + n, \delta_2 = mR^2 + m\beta + 2m + n, \delta_3 = 2(\beta + R + 1)$, 则农户 $t=1$ 期参与集体行动投资函数为:

$$I_1 = \frac{\delta_2 y_1 - \delta_3 - 2n\theta \bar{W}_2}{\delta_1} \quad (14)$$

将 $y_1 = I_1 + 2W_2$ 代入式(14),消去 y_1 ,可得:

$$I_1 = \frac{2\delta_2 W_2 - \delta_3 - 2n\theta \bar{W}_2}{\delta_1 - \delta_2} \quad (15)$$

由预算约束 $y_1 = I_1 + C_1 + S_2, C_1 = S_2 = W_2$,有:

$$\bar{y}_1 = \bar{I}_1 + \bar{C}_1 + \bar{S}_2 = \bar{I}_1 + 2\bar{W}_2 \quad (16)$$

$$\bar{W}_2 = \frac{1}{2}(\bar{y}_1 - \bar{I}_1) = \frac{1}{2}k y_1^h + \frac{1}{2}(1-k) y_1^l - \frac{1}{2}\bar{I}_1 \quad (17)$$

为了得到收入差距对农户参与集体行动投资的影响,把式(17)代入式(15)中消去 \bar{W}_2 ,得到由 y_1^h 和 y_1^l 表示的农户 $t=1$ 期集体行动投资函数 I_1 ,然后由于 $y_1^h = \varphi y_1^l$,消去 y_1^h 后,两边对农户收入差距 φ 求导可得:

$$\frac{dI_1}{d\varphi} = -\frac{n\theta k y_1^l}{\delta_1 - \delta_2} \quad (18)$$

因为 $\delta_1 - \delta_2 = 4m > 0, y_1^l > 0$,且 n, θ, k 均为大于0的常数,则 $\frac{dI_1}{d\varphi} < 0$ 。因此,本文提出以下假说:

假说1:收入差距降低了农户参与集体行动的概率,从而导致集体行动失灵。

为了分析异质性农户的行动差异,本文分别讨论收入差距对低收入农户和高收入农户参与集体行动影响。基于式(14)的农户 $t=1$ 期参与集体行动投资函数,构建高收入农户和低收入农户 $t=1$ 期参与集体行动投资函数。对于高收入农户而言, $t=1$ 期参与集体行动的投资 I_1^h 可以表示为:

$$I_1^h = \frac{\delta_2 y_1^h - \delta_3 - 2n\theta \bar{W}_2}{\delta_1} \quad (19)$$

对于低收入农户而言,农户 $t=1$ 期参与集体行动的投资 I_1^l 可以表示为:

$$I_1^l = \frac{\delta_2 y_1^l - \delta_3 - 2n\theta \bar{W}_2}{\delta_1} \quad (20)$$

将式(17)代入式(19),同时由于 $y_1^l = y_1^h / \varphi$,消去 \bar{W}_2 和 y_1^l 后,两边对农户收入差距 φ 求导可得:

$$\frac{dI_1^h}{d\varphi} = \frac{n\theta(1-k)y_1^h}{\varphi^2(\delta_1 - kn\theta)} \quad (21)$$

因为 $\delta_1 - kn\theta = mR^2 + m\beta + 6m + n(1-k\theta)$,当农户关注社会平均家庭财富水平 \bar{W}_2 时,即 $0 < \theta \leq 1$,同时 $0 < k < 1$,则 $1 - k\theta > 0$,由于 $y_1^h > 0$,且 m, β, n 均为大于0的常数,则 $\delta_1 - kn\theta = mR^2 + m\beta + 6m + n(1 - k\theta) > 0$,则 $\frac{dI_1^h}{d\varphi} > 0$,表明收入差距对于高收入农户集体行动投资的影响为正,即对于高收入农户而言,收入差距会提升农户参与集体行动的概率。因此,本文提出以下假说:

假说2a:对于高收入农户而言,收入差距会提升农户参与集体行动的概率。

同理,将式(17)代入式(20),同时由于 $y_1^h = y_1^l \varphi$,消去 \bar{W}_2 和 y_1^h 后,两边对农户收入差距 φ 求导可得:

$$\frac{dI_1^l}{d\varphi} = -\frac{n\theta k y_1^l}{\delta_1 - (1-k)n\theta} \quad (22)$$

因为 $\delta_1 - (1-k)n\theta = mR^2 + m\beta + 6m + n[1 - (1-k)\theta]$,由于 $0 < \theta \leq 1, 0 < k < 1$,则 $1 - (1-k)\theta > 0$,又

因为 $y_1' > 0$, 且 m, β, n 均为大于 0 的常数, 则 $\delta_1 - (1-k)n\theta > 0$, 则 $\frac{dI_1'}{d\varphi} < 0$, 表明收入差距对于低收入农户的集体行动的投资影响为负, 即对于低收入农户而言, 收入差距会降低农户参与集体行动的概率。因此, 本文提出以下假说:

假说 2b: 对于低收入农户而言, 收入差距会降低农户参与集体行动的概率。

收入差距的扩大会对人们的社会心态产生消极作用, 贫富差距的扩大会加剧底层农户的剥夺感, 农户间相互猜忌和不满也进一步降低了农村内部的凝聚力, 进而导致农户间对合作的排斥以及不信任(Ito, 2012)。与此同时, 收入差距的扩大助长了底层居民对社会的抱怨以及对公平的看法, 进而不利于社会的长期稳定(Carusio & Schneider, 2011)。不稳定因素的增加会降低农户对集体性投资行动的预期收益, 进而不利于农户间大规模合作的实现(陈春良、易君健, 2009)。同时, 收入差距拉大导致社会地位分布两端增大, 而由于高收入阶层农户和低收入阶层农户之间的隔阂降低了彼此的信任程度, 导致农户的平均信任水平下降(申广军、张川川, 2016), 进而造成农户参与集体行动的意愿降低。因而, 本文提出以下假说:

假说 3a: 收入差距降低了农户间的信任水平, 进而抑制了农户参与集体行动。

收入差距加剧表明农户内部穷人和富人之间的异质性加强(万江红、耿玉芳, 2015), 拉大社会界限, 不同收入阶层的人接触、融合的机会减少, 高度分化的农村社会则更为封闭, 从而导致人们之间的社会互动下降。过大的收入差距会造成农户间实力对比的差异, 加剧了一部分农户对集体资源的俘获, 并最终导致农户通过减少社会互动以降低参与集体行动的概率(Ding et al, 2016)。而农户间社会心态的变化更容易受到邻近农户的影响, 局部收入差距会直接影响与邻近农户间的社会互动, 空间距离决定了农户参与集体行动的范围及程度(尹志超等, 2020), 因而局部收入差距往往会直接影响农户经济行为, 而不仅仅是全国层面的收入差距。因而, 本文提出以下假说:

假说 3b: 收入差距减少了农户间的社会互动, 进而抑制了农户参与集体行动。

本文分析逻辑如图 1 所示。收入差距通过人际信任及社会互动两个机制影响集体行动, 本文尝试通过农村税费改革和农村土地确权等一系列农村重大政策分析缩小收入差距、探寻共同富裕的有效实现方式。

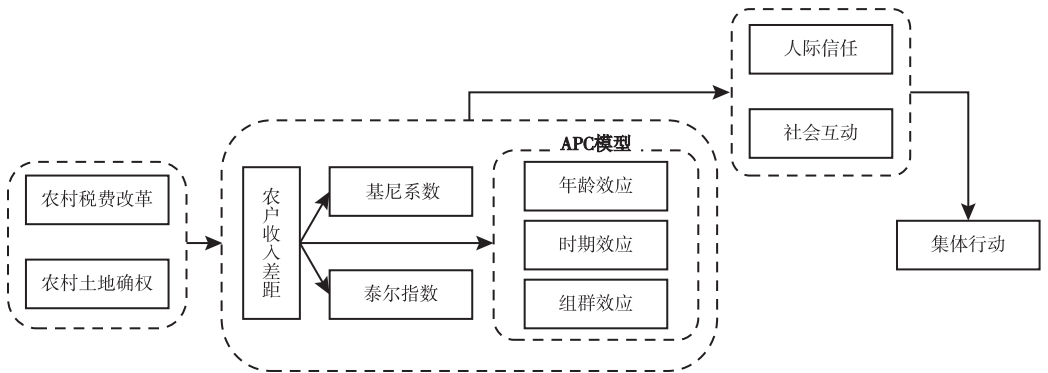


图 1 收入差距影响农户集体行动的逻辑

三、实证研究设计

(一)数据来源

本文采用的数据主要来自 CHIP、CLDS 和 CFPS 三大数据库 2002—2018 年的数据, 这三个数据库涵盖了除港澳台地区之外的所有省份, 约占全国总人口的 95%, 因此, 样本可以视为一个全国代表性样本的多年面板数据, 能够真实反映出我国农村家庭、村庄等多个层面的真实数据。

其中, CHIP 数据库采用了 2002 年、2013 年和 2018 年的数据, CLDS 数据库采用了 2012 年、

2014年、2016年和2018年的数据,CFPS数据库采用了2010年、2012年、2014年、2016年和2018年的数据。需要说明的是,CHIP数据库目前已公开1988年、1995年、2002年、2007年、2013年、2018年数据,但1988年、1995年、2007年数据中没有包含集体行动的相关问题,所以本文仅采用了2002年、2013年和2018年的数据;CLDS数据库已公开2012年、2014年、2016年和2018年的数据,本文全部采用;CFPS数据库已公开2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年六轮调查数据,但2020年数据暂未公布家庭层面数据,而本文核心研究变量主要为农户家庭层面,因而本文仅采用前五轮调查数据。样本的年份和区域分布情况如表1所示。

表1 样本分布情况

年份	观测值	东部观测值	中部观测值	西部观测值
2002	9195	3129	3247	2819
2010	6756	2057	2467	2232
2012	12456	4257	4068	4131
2013	10442	3676	4025	2741
2014	14220	5069	4583	4568
2016	14851	5538	4712	4601
2018	23829	8057	7863	7909
合计	91749	31783	30965	29001

(二)变量定义

本文的被解释变量为农户是否参与经济性集体行动(*Collect*)^①。集体行动是指由特定团体采取的,追求成员共同利益的行动(Molinas,1998),或者某个团体为了实现其共同利益而采取的自愿行动(Olson,1965)。本文将农户是否参与农民专业合作社、农民股份合作企业和农民协会作为是否参与经济性集体行动的代理变量^②。其中,农民专业合作社以优化成员经济利益为目标,是成员间自愿联合、民主管理的互助性经济组织(Olson,1965);农民股份合作企业是吸纳多方资本的农民控股的以现代企业模式从事农业生产经营的经济主体,可降低成员的交易费用,为成员提供便捷的服务,同时帮助成员开拓市场(李霖、郭红东,2014);农民协会是以增进全体成员利益为目标,集成员自愿、自主监督、统一协调等特性为一体的社会中介组织,其主要目的是为成员提供多样化服务,维护成员利益,使成员能够高效地与市场联结(Moustier et al,2010)。

本文的解释变量为农户局部收入差距,主要采用基尼系数(*Gini*)和泰尔指数(*Theil*)两个指标。基尼系数是常用的衡量收入差距的指标,对中等收入水平变化比较灵敏;而泰尔指数对高收入和低收入的水平变化较灵敏(王中华、岳希明,2021)。现有文献大多关注全国层面或省级层面的收入差距,而本文重点关注局部收入差距。一方面,因为人们往往将自身与附近的农户进行对比,对小范围内的收入差距最为敏感;另一方面,本文关注的是农户层面的经济性集体行动,局部收入差距对农户的行为决策的影响更直接。其中,CLDS数据库、CFPS数据库和CHIP2012年数据采用村级层面的收入差距测度农户局部收入差距,由于CHIP2013年和CHIP2018年数据未公布农户村级层面代码,参考徐舒等(2020)的做法,本文采用观测点层面的收入差距予以测度。参考尹志超等(2020)、

①关于集体行动定义和测度的详细文献综述因篇幅所限,备索。

②之所以选取农户是否参与农民专业合作社、农民股份合作企业和农民协会作为是否参与经济性集体行动的代理变量,一是因为这三类组织是农村比较典型并普遍存在的经济组织,也是农民为了满足共同的经济利益而自愿加入的,能够作为农户参与经济性集体行动的客观度量(耿德伟,2014;Dayton-Johnson,2000);二是因为这三类组织能够满足不同收入等级、不同利益追求下农户参与集体行动的需要,较为全面地反映出不同类型经济性集体行动的特点,其中,农民协会的参与成本最低、加入门槛最低、成员关系最为松散(李霖、郭红东,2014),农民股份合作企业的参与成本最高、加入门槛最高、成员关系最为紧密,农民专业合作社则介于两者之间(Moustier et al,2010);三是因为这三类组织是目前已公开的大样本调查数据中,所能找到的所有可行测度方式。

Aguiar & Bils(2015),本文对农户局部收入差距的测量也有从村级、县级和省级等多个层面进行的测度,而观察点的层级介于村级与市级之间,能够反映出农户局部收入差距。通过对比观测点和村级层面的收入差距的数值大小及变化趋势后发现,两者之间的差距较小,因而对实证结果的影响不大。

为了处理收入差距与经济性集体行动间可能存在的内生性问题,本文选取初始农业税费负担(Burden),农村税费改革(Taxreform)和初始农业税费负担(Burden)的交互项(Taxreform·Burden),以及农村土地确权(Landconfirm)作为工具变量。由于农村税费改革和土地确权属于宏观层面的政策,其实施和推进是由中央和省级政府决策,对于农户层面而言是外生的,满足工具变量的外生性要求。

初始农业税费负担和农村税费改革对于农户收入差距的影响逻辑在于:改革后取消农业税并逐步开始对农业进行多种形式的补贴,初始农业税费负担重、收入水平低的家庭收入上升更多,从而大大降低了农村收入差距(赵人伟、李实,1997;陈斌开、李银银,2020)。但是,直接采用税费改革(Taxreform)作为工具变量存在不足:由于农村税费改革的时间点比较集中,约80%的税费改革发生在2002年和2003年,税费改革虚拟变量和年份虚拟变量存在严重的多重共线性问题,会造成估计标准差较大、估计效率较低等问题(陈斌开、李银银,2020),因此,本文使用税费改革虚拟变量(Taxreform)与该村初始的税费负担(Burden)的交互项(Taxreform·Burden)作为工具变量。

农地确权对于农户收入差距的影响逻辑在于:一方面,通过明晰产权,增加低收入农户的收入来源渠道,减少收入差距(牛坤在、许恒周,2022);另一方面,农地确权在生产条件和生态环境改善、社会保障、社区活动和社会机会提升等方面促进农户福利内部分配公平化,进而缩小农户之间的福利差距(朱红根等,2019)。

为了解释收入差距对经济性集体行动的影响机制,本文采取人际信任(Trust)和社会互动(Interaction)作为机制变量。持续扩大的收入差距会降低人们的互信(Zak & Knack,2001;Barone & Mocetti,2016),造成社会分化并显著降低社会信任水平(申广军、张川川,2016),进而影响农户通过合作参与经济性集体行动。而村内和县域的局部收入差距加剧会导致不同收入农户间利益分化,直接降低社会互动,进而影响农户参与经济性集体行动。

此外,本文控制了户主特征、家庭特征对农户参与经济性集体行动的影响,户主特征包括户主年龄(Age)、户主性别(Gender)、户主受教育水平(Edu),家庭特征包括少数民族(Minor)、家庭人口规模(Hhmember)、家庭经营土地面积(Hhland)、家庭收入等级(Incrank)、家庭纯收入(Hhinc)、家庭支出(Hhexpend)。具体变量定义如表2所示。

表2 变量定义

变量类型	变量名		变量定义
被解释变量	集体行动	Collect	农户是否参与农民专业合作社、农民股份合作企业、农民协会等组织(1=至少参与了一种类型的组织,0=未参与任何一种类型的组织)
核心解释变量	收入差距	Gini	用基尼系数度量的农户局部收入差距
		Theil	用泰尔指数度量的农户局部收入差距
机制变量	人际信任	Trust	是否同意大多数人是是可以信任的这种看法(1=非常不同意,2=不同意,3=同意,4=非常同意)
	社会互动	Interaction	家庭礼金年总支出(单位:万元)
工具变量	税费改革	Taxreform	该省是否实施了农村税费改革(是=1,否=0)
	初始税费负担	Burden	农户家庭缴纳各种农业税费、杂费(包括罚款)的支出总额(单位:元)
	土地确权	Landconfirm	该省是否实施了农村土地确权(是=1,否=0)
户主特征	户主年龄	Age	户主年龄(单位:岁)
	户主性别	Gender	户主性别(1=男,0=女)
	户主受教育水平	Edu	户主的受教育水平(0=未上学,1=小学及以下,2=初中,3=高中、中专、职高,4=大专及以上)

变量类型	变量名		变量定义
家庭特征	少数民族	<i>Minor</i>	家庭成员中是否有少数民族(1=是,0=否)
	家庭人口规模	<i>Hhmember</i>	家庭总人数(单位:人)
	家庭经营土地面积	<i>Hhland</i>	家庭包括耕地、林地、牧场、水塘在内的所有土地类型的经营面积(单位:亩)
	家庭收入等级	<i>Incrank</i>	农户家庭纯收入在全国农户收入中的相对位置(4=收入位于前20%;3=收入位于前20%~40%;2=收入位于前40%~60%;1=收入位于前60%~80%;0=收入位于后20%)
	家庭纯收入	<i>Hhinc</i>	家庭年纯收入(单位:万元)
	家庭支出	<i>Hhexpend</i>	家庭年总支出(单位:万元)

注:(1)表中涉及货币的变量均以2000年为基期进行平减处理。(2)税费改革指的是从2001年开始,逐步在部分省市进行试点、推广的一项对现行农村税费制度进行改革的政策,其主要内容可以概括为“三取消、两调整、一改革”。“三取消”指取消乡统筹和农村教育集资等专门向农民征收的行政事业性收费和政府性基金及集资、取消屠宰税、取消统一规定的劳动积累工和义务工,“两调整”指调整现行农业税政策和调整农业特产税政策,“一改革”指改革现行村提留征收使用办法(安徽省从2002年开始实施,其他省份则是从2003年以后逐步展开,所以2002年安徽为1,其他省份为0,2010年及以后均为1)。(3)农村土地确权指的是依照法律、政策的规定确定某一范围内的土地(或称一宗地)的所有权、使用权的隶属关系和他项权利的内容,通过查找各省份推行土地确权的政策时间,将推行后的赋值为1,未推行的赋值为0。

基于以上变量测定方法,利用跨度为16年的三个数据库调查数据,构建本文的APC模型分析数据,得到本文变量的描述性统计指标如表3所示。

表3 描述性统计指标

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Gini</i>	2642	0.42	0.12	0.05	0.62
<i>Theil</i>	2642	0.40	0.37	0.03	0.75
<i>Collect</i>	2642	0.26	0.36	0	1
<i>Trust</i>	2642	2.14	0.66	1	4
<i>Interaction</i>	2350	0.17	0.19	0	2.63
<i>Taxreform</i>	2642	0.91	0.29	0	1
<i>Burden</i>	2642	29.46	108.20	0	1408
<i>Landconfirm</i>	2642	0.42	0.49	0	1
<i>Age</i>	2642	49.91	19.96	15	95
<i>Gender</i>	2642	0.71	0.27	0	1
<i>Edu</i>	2642	1.61	0.91	0	4
<i>Minor</i>	2642	0.19	0.28	0	1
<i>Hhmember</i>	2642	3.60	1.25	1	19
<i>Hhland</i>	2602	9.02	20.59	0	95.33
<i>Incrank</i>	2642	2.01	0.98	0	4
<i>Hhinc</i>	2642	2.83	5.81	0.01	263.01
<i>Hhexpend</i>	2634	2.22	2.16	0	38.14

由于本文采用APC模型分析的方法,变量均为均值化以后的数据,其中,集体行动、税费改革、土地确权等虚拟变量群组化以后的数值为0到1之间的连续值,表示参与该项行动或政策的农户比例。

(三)模型设定

1. APC分解模型。本文采用Deaton & Paxson(1994)的年龄-时期-群组分解模型(age-period-cohort model, 简称为APC分解模型),即按被调查者年龄、调查时期和被调查者出生年份群组进行分解的方法,测度真实的收入差距,并基于此构造合成面板数据(synthetic panel data),建立面板数

据回归模型分析收入差距对经济性集体行动的影响及其作用机制。之所以采用 APC 分解模型,主要是基于四个原因:

第一,APC 分解模型能够更可靠地测度真实的收入差距。由于生命周期阶段差异导致的收入差距往往并不是真实的收入差距,而处于相同生命周期阶段的人之间的收入差距,也就是同一个组群内部的收入差距,才是真实的收入差距,因此,有必要对组群内的收入差距进行深入研究。第二,APC 分解模型能够将多个数据库进行合并,形成时间周期跨度更长的合成面板数据,为实证分析提供更丰富的历史数据信息,提供一种动态的历史性研究的分析思路。第三,用 APC 分解模型构造的合成面板数据还具有一般的面板数据不可比拟的优势,包括能够处理样本损失(sample attrition)以及测量误差(errors-in-variables)等问题。第四,统计数据中可能存在“辛普森悖论”,即两组数据中分别统计得到的信息,可能与合并之后统计的信息相反。在农户参与集体行动过程中,可能会出现不同年龄段参与的规律与总样本相反的现象。APC 模型通过有效分析不同年龄、时期和组群农户参与集体行动的变化规律,可以缓解“辛普森悖论”对研究结论的不利影响。

APC 分解模型中,年龄、时期与组群是三个相互关联的变量,导致模型无法估计(Kupper & Janis,1985)。对此,学者们提出了局部限定法、虚拟变量分组法、内生因子法(Intrinsic Estimator,IE)和多层交叉随机效应法等多种解决方案(Yang et al,2004)。本文参考 Deaton & Paxson(1994)的方法设定识别问题,主要采用限定组群效应无趋势(当年龄、时期和组群同时存在时,设定组群为虚拟变量)和限定年龄效应无趋势两种(当年龄、时期和组群同时存在时,设定年龄为虚拟变量)虚拟变量分组模型来解决 APC 模型共线性问题。虚拟变量分组模型能够将农户的年龄、时期和组群分组到不同长度的时间间隔,从而有效解决模型共线性问题。为了从合成面板收入差距变动中分解出年龄效应、时间效应和组群效应,本文设定如下模型:

$$T_{i,t} = c + \alpha cohort_{i,t} + \beta year_{i,t} + \gamma age_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (23)$$

其中, i 代表组群, t 代表年份, $T_{i,t}$ 为第*i*个组群第*t*年的农户收入差距, c 为常数项, $cohort_{i,t}$ 为组群效应, $year_{i,t}$ 为时期效应, $age_{i,t}$ 为年龄效应, $\epsilon_{i,t}$ 为残差项, α, β, γ 是待估参数。

2. 面板数据回归模型。第一,组群和合成面板数据构造。本文采用户主出生年份和农户所在省份以及调查年份这三个固定特征作为划分组群的标准,即相同省份、相同调查年份、相同出生年份的农户被归入同一个组群。通过省份、调查年份和出生年份划分组群可以有效避免个体差异(代际不同、受教育程度不同和观念差异)、区域差异(地理位置不同)对研究结论的负面影响,并且各个组群值是均值化以后的农户家庭数据,可以较好地避免异常值的影响,保证结果的可靠性。

根据黄娅娜和宗庆庆(2014)等的研究,当组群中样本量分别为 10、50 和 100 时,回归结果的差异并不大。因此,为了避免过度的样本损失,本文选择保留了组群内农户样本数大于或等于 10 个的组群,最后构成的是一个的非平衡的伪面板数据。同时,由于本文所采用的数据是 2002—2018 年的调查数据,因而本文的组群仅限于调查都覆盖的年龄,把相同出生年份的农户划为一个组群,以五年作为划分组群的界限,然后把所有这个年龄段变量取均值。由于每次调查涵盖 30 多个省份,每年有 15 个左右的代际,7 年的调查数据,所以共有 2642 个组群。

第二,面板数据回归模型设定。为了实证分析收入差距对农户参与集体行动的影响,本文构建了如下基本计量模型:

$$Collect_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Gini_{i,t} + \beta_3 L_{i,t} + \zeta_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (24)$$

其中, i 代表组群, t 代表年份, $Collect_{i,t}$ 代表集体行动, $Gini_{i,t}$ 表示农户收入差距, $L_{i,t}$ 代表一系列控制变量, $\zeta_{i,t}$ 为组群固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 为随机扰动项, β_0 为常数项, β_1 为核心解释变量的系数,其系数代表了收入差距对农户集体行动的影响, β_3 为控制变量的系数。

3. 中介效应模型。在机制分析部分,本文采用中介效应模型进行分析,中介效应模型可以分析自变量对因变量影响的过程和作用机制,相比单纯分析自变量对因变量影响同类研究,中介分析

不仅在方法上有进步,而且往往能得到更多更深入的结果(温忠麟、叶宝娟,2014)。具体的模型设定如下:

$$\pi_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \sum \gamma_2 L_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (25)$$

$$M_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 D_{i,t} + \sum \tau_2 L_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (26)$$

$$\pi_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 D_{i,t} + \kappa_2 M_{i,t} + \sum \kappa_3 L_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (27)$$

其中, i 代表组群, t 代表年份, $\pi_{i,t}$ 表示集体行动, $D_{i,t}$ 表示农户收入差距, $M_{i,t}$ 表示中介变量,包括社会信任和人际交往, $L_{i,t}$ 表示可能会影响收入差距、中介变量以及集体行动的控制变量,包括家庭特征、村庄特征等, $\epsilon_{i,t}$ 表示残差。系数 γ_1 为收入差距影响农户集体行动的总效应,系数 τ_1 表示收入差距影响中介变量的效应,系数 κ_2 表示中介变量影响农户集体行动的效应。中介效应等于 τ_1 与 κ_2 的乘积,表示收入差距通过中介变量对农户参与集体行动所产生的影响作用。

四、收入差距与集体行动的特征化事实和 APC 分解

(一) 农户收入差距和集体行动的特征化事实

为分析不同收入农户参与集体行动差异,本文首先将样本农户家庭年收入五等分,从高至低依次分为五个部分。同时,为比较不同收入差距水平下农户参与集体行动的行为差异,本文将收入差距从高至低依次分为三个部分。

由表4可知,从全国总体上来看,随着收入水平的提高,农户参与集体行动的概率也逐渐提高,表明高收入农户愿意参与集体行动,低收入农户不愿意参与集体行动,低收入农户与高收入农户在参与集体行动上存在异质性。不同收入差距水平下,农户参与集体行动可能存在差异。总体来看,高水平收入差距下的农户参与集体行动的比例最低,低水平收入差距下的农户参与集体行动的比例最高,随着收入差距的不断提高,农户参与集体行动的比例不断降低,收入差距与农户集体行动大致呈现负相关关系。可能的原因是过高的收入差距容易造成中低收入成员产生对高收入成员的抵触情绪,由此产生低水平的群体信任,妨碍群体合作(蔡荣、蔡书凯,2014)。从不同收入阶层来看,随着收入水平的提高,低水平收入差距下农户参与集体行动的比例不断提高。中等水平收入差距下,不同收入水平农户参与集体行动的比例大致在20%上下浮动。高水平收入差距下,随着收入水平的提高,农户参与集体行动的比例不断提高,与低收入农户相比,高收入农户更愿意参与集体行动。综合不同收入差距和不同收入水平来看,与低收入农户相比,富裕农户更愿意参与集体行动。

表4 不同条件下农户集体行动

指标和收入五等分组	收入差距异质性			全国
	低	中	高	
Gini 系数	0.308	0.412	0.558	0.426
第一等分组	67.98%	22.45%	12.41%	28.05%
第二等分组	51.34%	19.25%	8.69%	26.41%
第三等分组	47.59%	18.13%	7.78%	26.20%
第四等分组	44.01%	19.03%	7.48%	25.43%
第五等分组	46.21%	24.24%	6.02%	24.30%
总样本	49.60%	20.53%	8.18%	26.10%

由特征化事实的结果可知,收入差距与农户集体行动之间可能存在负向影响关系,但收入差距内部存在合理与不合理部分,如不同年龄段由于资产财富差异也可能导致收入差距,这部分收入差距是合理的,特征化事实得出的结论可能受到这部分影响,进而导致结果可能存在“辛普森悖论”,因

此,本文进一步采用 APC 分解模型分析收入差距与集体行动之间可能存在的关系。

(二)农户收入差距与集体行动的 APC 分解

基于 2002—2018 年的 APC 组群分析数据,本文对中国微观农户收入差距与集体行动进行 APC 分解,进而分析我国农户收入差距和集体行动的年龄、时期和组群变化趋势及可能的影响因素。图 2—4 分别展示了农户家庭收入差距的年龄、时期和组群效应,其中各图中的 a 图均为收入差距得出的结果,b 图均为集体行动得出的结果,整体来看,两种模型估计的结果大致呈现相反的演变规律。同时,本文参考现有研究,采用限定年龄效应无趋势分组模型作为稳健性检验,两种模型估计的结果大致呈现相同的演变规律,表明 APC 模型的估计结果是稳健的。

1. 农户收入差距与集体行动的年龄效应(见图 2)。由收入差距的年龄效应可知,收入差距大致随着年龄的增长先短暂下降然后逐渐上升,这种上升趋势在青年阶段时期增长较为缓慢,到中年阶段(45 岁及以后),收入差距随年龄上升的趋势更加明显。由此可见,人们可以在前期通过教育培训降低收入差距,但是这种降低主要发生在职业发展的早期阶段,到中年阶段及以后,随着知识、经验和物质的积累,很难降低农户间的收入差距。

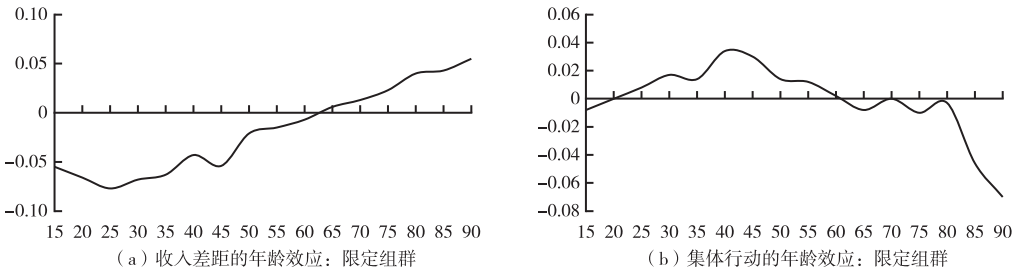


图 2 农户收入差距与集体行动的年龄效应

由集体行动的年龄效应可知,农户参与集体行动大致随着年龄的增长先上升然后逐渐下降,这种下降趋势在青年阶段时期增长较为缓慢,到中年阶段(45 岁及以上),集体行动随年龄下降的趋势更加明显。可能的原因在于,随着年龄的增大,农户受自身资源、精力等方面限制,在参与集体行动过程中获取的利益份额逐渐降低,导致其参与意愿降低。

2. 农户收入差距与集体行动的时期效应(见图 3)。由收入差距的时期效应可知,整体而言,收入差距随着时期进程呈现先上升再下降的趋势。2002—2012 年,收入差距呈现出上升趋势,一个可能的原因是随着市场经济的快速发展,掌握技术、资本等较多的农户的增收渠道增多,进而拉大了农户间的收入差距,但总体上仍处于较低水平。从 2012 年以后收入差距呈现逐渐下降趋势,可能的原因在于土地确权政策的逐步推广,增加了土地的资产收益,进而缩小了农户收入差距。

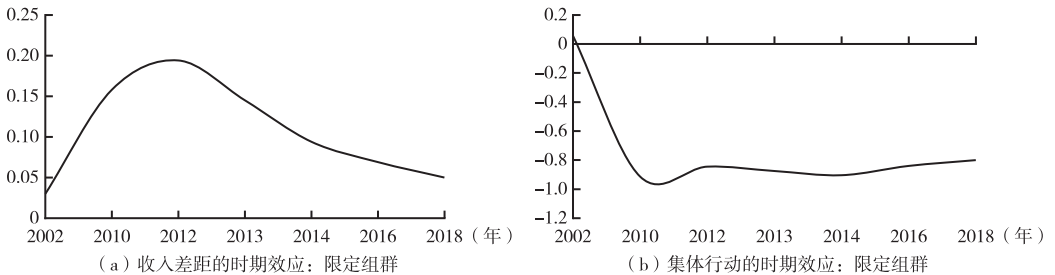


图 3 农户收入差距与集体行动的时期效应

由集体行动的时期效应可知,整体而言,农户参与集体行动随着时期进程呈现先下降再上升的趋势。2002—2012 年,集体行动呈现出下降趋势,一个可能的原因是:2002 年以后,随着市场经济的快速发展,农村劳动力加快向城市转移,农村空心化造成了农村集体行动的参与率快速下降。从

2012年以后集体行动呈现缓慢上升趋势,可能的原因在于:受2010年以后农民工回流和农村集体发展相关政策的影响,使得农户抱团发展的意愿增强。

3. 农户收入差距与集体行动的组群效应(见图4)。由收入差距的组群效应可知,整体上农户家庭收入差距呈现先上升再下降的趋势。1925—1970年出生的组群中,收入差距呈现持续上升的趋势,可能的原因在于,市场经济中农户增收的渠道快速增加,一部分擅于经营的农户快速积累财富。1970年及以后出生的农户,其收入差距呈现出下降趋势,可能的原因在于这部分群体受教育年限延长,其参加工作的年龄进一步延长,使得收入差距在30岁之前变化不大,导致这部分出生组群收入差距快速下降。

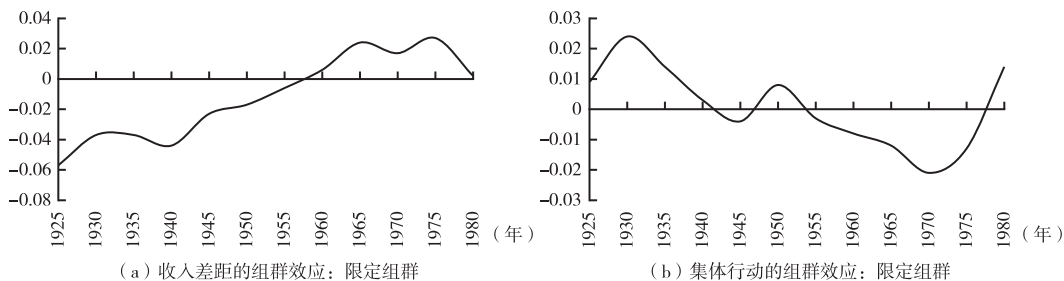


图4 农户收入差距与集体行动的组群效应

由集体行动的组群效应可知,整体上农户参与集体行动呈现先下降再上升的趋势。1925—1970年出生组群中,农户参与集体行动整体呈现震荡下降的趋势,可能的原因在于:随着改革开放,农户谋生的渠道快速增加,参与集体行动的成本高、利益低,而个体受资源、能力等的限制,往往会选择个体经营。1970—1985年出生组群中,农户参与集体行动呈现快速上升的趋势,可能的原因在于:这部分农户随着受教育水平的上升,在参与集体行动的过程中能够通过了解参与规则、民主决策等方式,获取较高的利益份额,进而使得其愿意参与集体行动。

由收入差距与集体行动的APC组群分析可知,收入差距与集体行动的变化规律大致呈现反向的关系,即收入差距越高农户参与集体行动的概率越低。由此可知,通过APC模型可以推断出收入差距与农户集体行动之间呈现负向影响规律。

五、实证分析

为进一步验证APC模型得出的收入差距负向影响农户集体行动的研究结论,本文基于APC模型框架构建的面板数据,建立静态面板固定效应模型和随机效应模型,采用差分GMM模型和系统GMM模型处理不可观测因素导致的内生性偏差。进一步,本文引入工具变量处理双向因果和遗漏变量导致的内生性偏差,从而验证收入差距对农户参与集体行动的长期影响,并采用中介效应模型分析其作用机制。

(一) 收入差距对农户集体行动的影响

1. 基准回归结果。本文首先建立静态面板回归模型进行分析,但由于收入不平等与农户经济性集体行动引起的联立方程偏差以及其他控制变量的内生性问题导致静态面板固定效应估计量和随机效应估计量的一致性,动态面板广义矩估计(generalized method of moments, GMM)估计量使用被解释变量的滞后项作为工具变量能够有效地克服这类问题。因此,本文除采用静态面板固定效应以及随机效应模型外,还引入差分GMM模型和系统GMM模型进行估计,作为稳健性分析。

本文首先基于2002—2018年的数据建立静态面板模型估计分析收入差距对农户参与集体行动的影响,实证结果见表5。第(1)(2)列分别报告静态面板固定效应模型和随机效应模型的估计结果。静态面板固定效应模型的F检验P值为0.000,表明方程具有显著的组群效应。Hansen检验P值

为 0.000,即认为计量模型应该使用固定效应。

由于固定效应模型估计的一致性要求解释变量与误差项无关,即解释变量都是外生的。但是本文的解释变量中可能存在由于未观察到的异方差问题、测量误差等潜在的内生性问题,本文进一步通过动态面板差分 GMM 和系统 GMM 对模型处理内生性问题。表 5 中的第(3)(4)列分别报告了差分 GMM 和系统 GMM 的估计结果,Hansen 过度识别检验结果显示,不能拒绝工具变量有效的原假设(P 值显著大于 0.1),这表明模型具有合理性、被解释变量滞后一阶工具变量具有有效性。

表 5 基准回归结果

变量	静态面板		动态面板	
	固定效应	随机效应	差分 GMM	系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Gini</i>	-0.906*** (0.067)	-0.628*** (0.049)	-1.634*** (0.169)	-0.811*** (0.176)
<i>L. Collect</i>			-0.057** (0.028)	-0.160*** (0.025)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.784*** (0.059)	0.759*** (0.042)		
F 值	233.520***			
R ²	0.521	0.559		
Wald 检验		3280.200***		
AR(1)P 值			0.000	0.000
AR(2)P 值			0.002	0.329
Hansen 检验 P 值			0.111	0.633
观测值	2586	2586	1110	1727

注:***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著,括号中为稳健的标准误,下同。AR(1)、AR(2)表示的是 Arellano-Bond test for AR(1)、AR(2)。回归使用更为稳健的 Hansen 检验来识别弱工具变量的问题。

基于表 5 的结果可以看出,当期的收入差距在 5%的水平上显著负向影响农户参与经济性集体行动,收入差距每扩大 1%,会造成农户参与经济性集体行动的概率降低 0.906%。动态面板与静态面板模型的结果对比反映出收入差距对农户参与经济性集体行动的影响存在滞后效应,表明农户当前参与经济性集体行动受到过去行为的影响,假说 1 得到验证。由于 GMM 模型要求样本为平衡面板,通过构建平衡面板将大量损失样本量,因此,本文主要选取固定效应作为回归模型。

2. 内生性处理。虽然系统 GMM 能够修正未观察到的异方差问题、遗漏变量偏差、测量误差和潜在的内生性问题。但本文仍可能存在以下两个方面的内生性问题:一是收入差距与农户集体行动之间可能存在双向因果关系,收入差距影响农户参与经济性集体行动,但农户参与经济性集体行动可能会提高低收入农户的收入进而降低收入差距,这又导致联立内生性;二是局部收入差距往往与当地文化、社会经济发展水平相关,而本文无法度量所有这些变量,从而可能遗漏变量内生性。因此,本文采用工具变量的方法来处理互为因果和遗漏变量导致的内生性问题,具体结果如表 6 所示。

表 6 处理内生性的回归结果

变量	(1)		(2)		(3)	
	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果
<i>Burden</i>	-0.001*** (0.001)				-0.001*** (0.001)	
<i>Taxreform · Burden</i>			-0.002** (0.001)			

续表 6

变量	(1)		(2)		(3)	
	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果
<i>Landconfirm</i>					-0.011** (0.004)	
<i>Gini</i>		-8.883*** (0.795)		-11.079** (4.182)		-6.873** (0.580)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.497*** (0.011)	4.050*** (0.385)	0.516*** (0.011)	5.090** (1.983)	0.499*** (0.011)	3.098*** (0.282)
Anderson canon. corr. LM 统计量		112.180 (0.000)		6.296 (0.012)		128.948 (0.000)
Cragg-Dinald Wald F 统计量		116.722 [16.380]		6.282 [5.530]		67.517 [19.930]
R ²	0.197	-4.498	0.161	-5.089	0.201	-2.368
观测值	2586	2586	2586	2586	2586	2586

注:方括号内数值为 Stock-Yogo 弱工具变量检验 10% 水平上的临界值。Anderson canon. corr. LM 检验的原假设为工具变量识别不足。Cragg-Donald Wald F 检验为弱工具变量检验,原假设为工具变量为弱识别。

为了克服内生性问题,本文采用工具变量两阶段最小二乘法(IV-2SLS)进行工具变量回归。本文选取初始农业税费负担(*Burden*),税费改革(*Taxreform*)和初始农业税费负担(*Burden*)的交互项(*Taxreform*·*Burden*),以及土地确权(*Landconfirm*)作为工具变量,由表 6 可知,三个工具变量的 Cragg-Dinald Wald F 统计量为 116.722、6.282 和 67.517,均大于临界值,拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设。工具变量初始农业税费负担(*Burden*),税费改革(*Taxreform*)和初始农业税费负担(*Tax*)的交互项(*Taxreform*·*Burden*),以及土地确权(*Landconfirm*)对于核心解释变量的回归结果也在 1% 水平上显著,说明工具变量显著负向影响核心解释变量局部收入差距(*Gini*)。Anderson canon. corr. LM 统计量为 112.180、6.296 和 128.948,在 1% 水平上拒绝了“工具变量识别不足”的原假设,说明工具变量与内生变量相关。以上统计结果表明,工具变量合理、模型设定可靠。在工具变量回归中,收入差距的系数为-8.883、-11.079 和-6.873,在 1% 水平上显著,表明收入差距对农户参与经济性集体行动有显著的负向影响。

3. 稳健性检验。本文采用更换核心解释变量和缩小样本期的方式进行稳健性检验,以验证回归结果的稳健性,回归结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验回归结果

变量	更换核心解释变量		缩小样本期(2010—2018 年)	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Theil</i>	-0.201*** (0.023)	-0.195** (0.019)		
<i>Gini</i>			-0.850*** (0.070)	-0.594*** (0.050)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.678*** (0.047)	0.781*** (0.032)	0.324*** (0.055)	0.235*** (0.034)
F 值	217.510***		66.430***	
R ²	0.499	0.535	0.169	0.188
Wald 检验		2955.350***		557.790***
观测值	2586	2586	2323	2586

本文参考现有研究做法(韩立岩、杜春越,2012),采用泰尔指数来替换基尼系数度量局部收入差距。表7第(1)(2)列的稳健性检验结果表明,无论是面板固定效应还是面板随机效应,收入差距均显著负向影响农户参与经济性集体行动。通过缩小样本期的方法来进行稳健性检验,由于2002年由于与其他年份相距较久,受宏观政策环境的影响较大,可能会对研究结论造成干扰,因而剔除时间间隔较远的2002年数据,第(3)(4)列的稳健性检验结果表明,收入差距显著负向影响农户参与集体行动。可见,本文基础回归得出的实证分析结果是稳健有效的。

4. 异质性分析。不同收入水平下的农户参与集体行动存在较大差异,家庭收入水平和收入等级可能是导致收入差距影响农户参与经济性集体行动的一个内在机制。本文采用家庭年纯收入(*Hhinc*)、家庭收入等级(*Incrank*)和家庭人口规模(*Hhmember*)三个变量分别与收入差距的交互项分析收入差距影响经济性集体行动的异质性。具体结果如表8所示。

表8 异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Gini</i> · <i>Hhinc</i>	0.148*** (0.016)		
<i>Gini</i> · <i>Incrank</i>		0.518*** (0.062)	
<i>Gini</i> · <i>Hhmember</i>			-0.352*** (0.056)
<i>Gini</i>	-1.978*** (0.091)	-2.581*** (0.149)	-0.322 (0.204)
<i>Hhinc</i>	-0.080*** (0.009)		
<i>Incrank</i>		-0.255*** (0.029)	
<i>Hhmember</i>			0.173*** (0.026)
控制变量	是	是	是
常数项	0.585*** (0.045)	0.943*** (0.083)	-0.030 (0.101)
F值	125.510***	132.990***	128.430***
R ²	0.303	0.303	0.298
观测值	2586	2586	2586

由表8的第(1)(2)列可知,随着收入差距的扩大,农户参与经济性集体行动的意愿逐渐降低,但家庭年纯收入和家庭收入等级的提高可以显著减缓收入差距对集体行动的不利影响;即家庭年纯收入越高、收入等级越高的农户越愿意参与经济性集体行动,而家庭收入较低的农户参与经济性集体行动概率偏低,假说2a和假说2b得到验证。可能的原因在于,随着家庭年纯收入和收入等级的提高,能够投入经济性集体行动的资源也不断增加,使得农户在参与经济性集体行动的过程中能够取得更多的主动权及收益。由表8的第(3)列可知,家庭规模越多的农户越愿意参与经济性集体行动,同时家庭规模能够显著增强收入差距对经济性集体行动的不利影响,即家庭规模等资源禀赋越好的农户越愿意参与经济性集体行动,但会降低其他农户参与经济性集体行动的意愿。可能的原因在于,资源禀赋较好的农户在经济性集体行动中能够获取更高的利益份额,进而降低了其他农户的潜在收益,加剧了收入差距对农户参与经济性集体行动的不利影响。

(二) 收入差距影响农户集体行动的机制

为进一步研究局部收入差距是通过何种机制影响农户参与经济性集体行动的,本文采用中介效应模型(mediation effect model)进行研究。根据前文的理论分析,本文从人际信任、社会互动两个方

面,通过中介效应分析验证收入差距影响农户经济性集体行动的内在机制。参考丁从明等(2019)的研究,采用受访者认为“大多数人可以信任”作为人际信任的代理变量。参考郭士祺和梁平汉(2014)等的研究,采用“农户家庭礼金支出”作为社会互动的代理变量。中介效应检验结果如表 9 所示,第(1)(2)列分析中介变量为人际信任时,自变量 X 对中介变量 M 的影响,以及中介变量 M 对因变量 Y 的影响;第(3)(4)列分析中介变量为社会互动时,自变量 X 对中介变量 M 的影响,以及中介变量 M 对因变量 Y 的影响。

表 9 中介效应分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$X \rightarrow M$	$M \rightarrow Y$	$X \rightarrow M$	$M \rightarrow Y$
<i>Gini · hhinc</i>	-0.085*** (0.026)	0.076*** (0.012)	-0.032** (0.007)	0.038*** (0.012)
<i>Trust</i>		0.049*** (0.009)		
<i>Interaction</i>				-0.105*** (0.025)
控制变量	是	是	是	是
常数项	1.236*** (0.086)	0.280*** (0.042)	-0.038*** (0.026)	0.140*** (0.031)
R^2	0.282	0.494	0.211	0.675
中介效应	-0.004** (0.001)		0.003** (0.001)	
Sobel 检验 Z 值	-2.750**		2.593**	
bootstrap 检验 Z 值	-2.210**		1.990**	
观测值	2586		2307	

为了有效分析造成低收入农户与富裕农户集体行动失灵的原因,本文通过构建收入差距与农户家庭年纯收入的交互项,并将其与中介变量回归,分析收入差距影响农户参与经济性集体行动内在机理。由表 9 第(1)列的结果可知,随着收入差距加剧和农户家庭年纯收入的不断提高,农户间信任水平不断降低,家庭年纯收入的提高恶化了农户间的信任水平,由第(2)列可知人际信任可以有效提高农户参与经济性集体行动的意愿,人际信任的降低导致集体行动失灵,假说 3a 得到验证。由第(3)列可知,随着收入差距加剧,农户家庭年纯收入的不断提高,农户间社会交往水平不断降低,由第(4)列可知社会交往水平的降低也进一步降低了农户参与经济性集体行动,假说 3b 得到验证。因此,随着收入差距的扩大,低收入农户与富裕农户之间的信任水平下降和人际交往的降低是造成集体行动失灵的主要原因,通过增强农户间的信任水平可以有效降低收入差距对农户参与经济性集体行动的负面影响,而仅增加农户间的社会交往而没有加强农户间的互信,反而会加剧农户间的隔阂,进一步恶化收入差距的负面影响。

六、结论和启示

本文构建了异质性农户效用理论模型,从理论层面分析收入差距对农户集体行动的影响及其作用机制。进一步,本文采用 2002—2018 年合成面板数据,引入年龄—时期—组群(APC)分解模型分析中国农户家庭局部收入差距 2002—2018 年的变化趋势,通过面板回归模型分析局部收入差距其农户参与经济性集体行动的影响,采用税费改革和土地确权等政策性工具变量处理局部收入差距和集体行动的内生性问题,采用中介效应模型分析作用机制。本文致力于完善收入差距影响经济性集体行动的理论框架,弥补现有文献对收入差距影响农户经济性集体行动方面的研究不足,探寻缩小农户收入差距、激励农户参与集体行动、稳步实现共同富裕的可行路径。本文研究发现:

第一,农户收入差距与集体行动均存在年龄、时期和组群效应,收入差距与集体行动之间呈现反向变化规律。从年龄效应来看,局部收入差距大致随着年龄呈现增长趋势,表明人们可以在早期通过教育培训降低收入差距,到中年阶段及以后,随着知识、经验和物质的积累,很难降低收入差距。从时期效应来看,收入差距随着时期进程呈现先上升再下降的“倒U”型趋势,农户整体收入差距受宏观经济形势及农村重大经济政策的影响较大。从组群效应来看,农户家庭收入差距呈现先上升再下降的“倒U”型趋势,早期出生的农户由于国家整体经济发展水平较低,收入差距较小;改革开放初期农户增收的渠道快速增加,导致一部分擅于经营的农户快速积累财富,拉大了收入差距;后期受教育年限延长的影响,使得其参加工作的年龄进一步延长,导致收入差距有所下降。

第二,收入差距抑制了农户参与经济性集体行动。静态面板回归结果表明,局部收入差距每提高1%,会导致农户参与经济性集体行动的概率降低0.906%;处理不可观测的因素带来的内生性后的动态面板回归结果表明,收入差距每提高1%,会导致农户参与集体行动的概率降低0.811%。因此,稳步实现共同富裕,需要基层政府加强对低收入农户的职业教育和技能培训,提高农业生产及务工能力;对中高收入农户,要落实财政、金融、土地、人才等扶持政策,形成创新带动创业、创业带动就业、就业促进增收的格局,积极发挥先富带后富的示范引领效应,有效缩小局部收入差距。

第三,利用农村税费改革和农村土地确权作为工具变量解决内生性问题后,收入差距抑制经济性集体行动的结果依然稳健,表明税费改革、土地确权降低了农户收入差距,进而提高了农户参与经济性集体行动的概率。从税费改革角度看,其政策红利是实现了城乡税制统一和税负公平,降低贫困农户税费支出,从根本上减轻了农民负担,因此,国家在制定税费方针政策上,需要规范农村分配制度,遏制面向农民的乱收费、乱集资、乱罚款和乱摊派等不良现象。从土地确权角度看,其政策红利是有利于强化物权保障、明确土地承包经营权归属、推动农村产权要素流动以释放农村生产力,因此,国家在制定土地方针政策上,需要以解决农业和农村发展的现实矛盾为目标导向,以调整农村人地配置关系和土地功能为基础,充分释放土地权益和效率,最大限度地实现“还权于农”。

第四,农户参与集体行动存在内部异质性。家庭收入越高、资源禀赋越多的农户越倾向于参与经济性集体行动,而家庭收入较低的农户参与经济性集体行动概率偏低。因此,提高农户家庭纯收入和收入等级可以有效降低收入差距的负面影响,政府可以通过生产经营的税费优惠、补贴等降低农户生产经营成本、提高农户家庭纯收入,以及推广先进农业技术、提高农业生产率及附加值,进而提高农户收入等级,从而有效降低收入差距带来的负面影响。有序引导农户参与集体行动、稳步实现共同富裕的关键,是合理设置集体行动内部收益分配机制,降低少数优势家庭“一家独大”对集体行动的负面影响。

第五,收入差距主要通过降低农户之间的人际信任水平、减少农户之间的社会互动来降低农户参与经济性集体行动的概率。基层政府可通过派驻村调解员、驻村律师等人才建设及时疏导农户内部矛盾,减少农户冲突。基层政府可以通过建设村内交流室、兴办村内联谊会、制定团结友爱的村规民约等举措加强社会互动和沟通,进而减轻收入差距带来的负面影响,促进农户参与经济性集体行动。

参考文献:

- 蔡起华 朱玉春,2016:《社会资本、收入差距对村庄集体行动的影响——以三省区农户参与小型农田水利设施维护为例》,《公共管理学报》第4期。
- 蔡荣 蔡书凯,2014:《村庄规模、收入不均等性与村庄集体行动——以安徽省102个村庄的农田灌溉设施建设为例》,《经济评论》第1期。
- 陈春良 易君健,2009:《收入差距与刑事犯罪:基于中国省级面板数据的经验研究》,《世界经济》第1期。
- 陈斌开 李银银,2020:《再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究》,《中国社会科学》第2期。
- 丁从明 吴羽佳 秦姝媛 梁甄桥,2019:《社会信任与公共政策的实施效率——基于农村居民新农保参与的微观证据》,《中国农村经济》第5期。
- 耿德伟,2014:《中国城镇居民个人收入差距的演进——一个基于组群视角的分析》,《管理世界》第3期。
- 郭士祺 梁平汉,2014:《社会互动、信息渠道与家庭股市参与——基于2011年中国家庭金融调查的实证研究》,《经济

研究》第 S1 期。

韩立岩 杜春越,2012:《收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异》,《经济研究》第 1 期。

黄娅娜 宗庆庆,2014:《中国城镇居民的消费习惯形成效应》,《经济研究》第 S1 期。

季晨 贾甫 徐旭初,2017:《基于平衡性和绩效视角的农民合作社成长性探析——对生猪养殖合作社的多案例分析》,《中国农村观察》第 3 期。

杨丹,2019:《市场竞争结构、农业社会化服务供给与农户福利改善》,《经济学动态》第 4 期。

李霖 郭红东,2014:《小农户集体行动研究文献综述——基于市场准入视角》,《中国农村观察》第 6 期。

卢冲 伍菱霖,2019:《收入差距、社会支持与新生代农民工心理健康》,《人口与发展》第 4 期。

马彦丽 林坚,2006:《集体行动的逻辑与农民专业合作社的发展》,《经济学家》第 2 期。

牛坤在 许恒周,2022:《农地赋权与农村内部收入不平等——基于农地流转与劳动力转移的中介作用》,《中国土地科学》第 3 期。

彭代彦 吴宝新,2008:《农村内部的收入差距与农民的生活满意度》,《世界经济》第 4 期。

申广军 张川川,2016:《收入差距、社会分化与社会信任》,《经济社会体制比较》第 1 期。

田国强 杨立岩,2006:《对“幸福—收入之谜”的一个解答》,《经济研究》第 11 期。

温忠麟 叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第 5 期。

杨丹 刘自敏,2017:《农户专用性投资、农社关系与合作社增收效应》,《中国农村经济》第 5 期。

万江红 耿玉芳,2015:《合作社的人际信任和系统信任研究》,《农业经济问题》第 7 期。

王中华 岳希明,2021:《收入增长、收入差距与农村减贫》,《中国工业经济》第 9 期。

徐舒 王貂 杨汝岱,2020:《国家级贫困县政策的收入分配效应》,《经济研究》第 4 期。

尹志超 刘泰星 王晓全,2020:《农村收入差距抑制了农户创业吗?——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析》,《中国农村经济》第 5 期。

朱红根 解春艳 康兰媛,2019:《新一轮农地确权:福利效应、差异测度与影响因素》,《农业经济问题》第 10 期。

赵人伟 李实,1997:《中国居民收入差距的扩大及其原因》,《经济研究》第 9 期。

Aguiar, M. & M. Bils(2015), “Has consumption inequality mirrored income inequality?”, *American Economic Review* 105(9):2725—2756.

Barone, G. & S. Mocetti(2016), “Inequality and trust: New evidence from panel data”, *Economic Inquiry* 54(2):794—809.

Bardhan, P. et al(2007), “Wealth inequality and collective action”, *Journal of Public Economics* 91(9):1843—1874.

Beal, B. & M. Astakhova(2017), “Management and income inequality: A review and conceptual framework”, *Journal of Business Ethics* 142(1):1—23.

Belay, D. (2020), “Determinants of individual social capital in dairy cooperatives in west Shoa, Ethiopia”, *Agrekon* 59(3):303—320.

Cardenas, J. C. et al(2002), “Economic inequality and burden-sharing in the provision of local environmental quality”, *Ecological Economics* 40(3):379—395.

Caruso, R. & F. Schneider(2011), “The socio-economic determinants of terrorism and political violence in Western Europe (1994—2007)”, *European Journal of Political Economy* 27(S1):S37—S49.

Dayton-Johnson, J. (2000), “Determinants of collective action on the local commons: A model with evidence from Mexico”, *Journal of Development Economics* 62(1):181—208.

Deaton, A. & C. Paxson(1994), “Inter-temporal choice and inequality”, *Journal of Political Economy* 102(3):437—467.

Ding, Y. et al(2016), “Path choice of rural land transfer in China”, *Asian Agricultural Research* 8(7):48—52.

Fishman, A. & A. Simhon(2002), “The division of labor, inequality and growth”, *Journal of Economic Growth* 7(2):117—136.

Hirschman, A. O. & R. Michael(1973), “The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: With a mathematical appendix”, *Quarterly Journal of Economics* 87(4):4—24.

Ito, J. (2012), “Collective action for local commons management in rural Yunnan, China: Empirical evidence and hypotheses using evolutionary game theory”, *Land Economics* 9(1):1—11.

Johnson, T. & O. Smirnov(2012), “An alternative mechanism through which economic inequality facilitates collective action: Wealth disparities as a sign of cooperativeness”, *Journal of Theoretical Politics* 24(4):461—484.

Johansson-Stenman, S. O. & P. Martinsson(2006), “Honestly, Why are you driving a BMW?”, *Journal of Economic*

Behavior & Organization 60(2):129—146.

Kupper, L. L. & J. M. Janis(1985), “Statistical age-period-cohort analysis: A review and critique”, *Journal of Chronic Diseases* 38(10):811—830.

Long, V. N. & K. Shimomura(2004), “Relative wealth, status-seeking, and catching-up”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 53(4):529—542.

Molinas, J. (1998), “The impact of inequality, gender, external assistance and social capital on local-level cooperation”, *World Development* 26(3):413—431.

Moustier, P. et al(2010), “The role of farmer organizations in supplying supermarkets with quality food in Vietnam”, *Food Policy* 35(1):69—78.

Olson, M. (1965), *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, Harvard University Press.

Pickett, K. E. & R. G. Wilkinson(2010), “Inequality: An underacknowledged source of mental illness and distress”, *British Journal of Psychiatry* 197(6):426—428.

Vorlauffer, T. & B. Vollan(2020), “How migrants benefit poor communities: Evidence on collective action in rural Zambia”, *Land Economics* 96(1):111—131.

Weimann, J. et al(2019), “Public good provision by large groups: The logic of collective action revisited”, *European Economic Review* 118:348—363.

Yang, Y. et al(2004), “A methodological comparison of age-period-cohort models: The intrinsic estimator and conventional generalized linear models”, *Sociological Methodology* 34(1):75—110.

Zak, P. & S. Knack(2001), “Trust and growth”, *Economic Journal* 111(470):295—321.

Farmers' Income Gap and Collective Action under the Common Prosperity Goal

YANG Dan¹ LIU Hai¹ ZHANG Yuan²

(1. Southwest University, Chongqing, China;

2. Fudan University, Shanghai, China)

Abstract: The widening income gap not only hinders the economic and social development, but also has a negative impact on the behavior of individuals. This paper first constructs a theoretical model of the impact of income gap on collective action, and then constructs a synthetic panel data based on China's rural micro-samples from 2002 to 2018. It uses the age-period-cohort (APC) decomposition model to analyze the changing patterns of farmers' local income gap and economic collective action, and identifies the causal effect between the two through instrumental variables, and further uses the intermediary effect model to analyze the impact mechanism. The research finds that: (1) There are age, period and cohort effects in the local income gap of farmers and economic collective action, and there is a negative relationship between the two. The income gap increases with age, and shows an inverted U-shaped relationship with the process of time and birth cohort; (2) The expansion of local income gap of farmers significantly reduces the probability of farmers participating in economic collective action, and the conclusion is still stable after using instrumental variables to deal with the endogeneity; (3) The elite farmers with higher household income and more resource endowment are more inclined to participate in economic collective action; (4) The local income gap of farmers reduces the probability of farmers participating in economic collective action by reducing interpersonal trust and social interaction; (5) Relevant policies to reduce farmers' burden and clarify property rights such as rural tax and fee reform and rural land ownership reform are effective ways to reduce income gaps and improve collective action. The research in this paper supplements the literature that the income gap is not conducive to social and economic development, and provides a useful reference for the government to formulate relevant policies to promote common prosperity with micro evidence from rural China.

Keywords: Common Prosperity; Income Gap; Collective Action; APC Decomposition

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)