

收入流动、社会资本与农村居民收入不平等

——来自中国家庭追踪调查 (CFPS) 的证据

邓大松 杨 晶 孙 飞

摘 要 利用 2014—2018 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 微观农户数据,在考察收入流动与收入不平等现状的基础上,使用 kakwani 个体相对剥夺指数和面板数据双向固定效应模型分析收入流动、社会资本对中国农村居民收入不平等的影响,可发现:随着时间的变化,中国农村居民收入惯性率整体上呈现出下降趋势,但不同收入群体的收入流动性存在差异;收入向上流动能够显著缓解农村居民收入不平等,而收入向下流动则会加剧其收入不平等。社会资本积累能够有效缓解收入流动不足引致的收入不平等,表现为社会资本水平越高农村居民就越容易实现增收,而社会资本不足容易引致收入不足,进而加剧农村居民收入不均等。在乡村振兴和精准扶贫的背景下,增强农村居民社会资本、防范弱势群体收入向下流动,成为降低收入不平等的关键。

关键词 收入不平等;收入流动性;相对剥夺;社会资本;精准扶贫;中国家庭追踪调查

中图分类号 F323.8 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2020)03-0103-12

基金项目 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (16JJD840007);国家自然科学基金面上项目 (71673303)

随着中国特色社会主义进入新时代,社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡、不充分的发展之间的矛盾,而收入不平等是发展不平衡、不充分的重要表征,在中国农村地区尤为如此。在当前中国经济发展速度放缓,高位收入差距与社会阶层趋于固化的双重背景下,切实推动农村居民收入合理流动,加快构建合理有序的收入分配新格局,降低农村内部收入不平等,对促进新时代中国社会经济健康发展与实现乡村全面振兴具有重要意义。传统的基于基尼系数、泰尔指数等测算群体不平等的方法存在局限,只能从整体上抽象地反映农村居民的收入不平等,没有捕捉到个体层面的收入相对不平等状况,对农村居民收入不平等形成机制与调控原理解释不足。个体相对剥夺指数为本文研究收入不平等提供了有效的微观突破口。收入相对剥夺是指特定群组内个体相对于其他参照个体而言自身所处的劣势状态,个体收入相对劣势越大,个体遭受的收入相对剥夺越严重,即个体收入不平等程度越高。本文结合中国家庭追踪调查 (CFPS) 最新数据和个体相对剥夺指数,从收入流动和社会资本维度分析农村居民收入不平等及其形成机制,以弥补既有研究的不足。

一、文献综述

近年来,中国社会收入流动性逐渐降低、社会阶层日益固化与收入差距持续扩大等发展不平等现象愈演愈烈^[1] (P27-41)^[2] (P1-24)。中国发展不平等突出体现在农村^[3] (P5-7),据国家统计局公布的农村居民人均可支配收入五等份分组数据显示,2013 年中国农村居民高收入组与低收入组的人均可支配

收入比值为7.4:1,这一比值在2018年扩大至9.3:1^①,农户间收入差距的不断增大,势必长期损害农村经济的发展效率。

伴随着世界各国收入不平等程度的上升以及对经济增长方式与目的的反思,收入流动性日益受到政府和学者的广泛关注。收入流动性是指居民收入位序的动态变化^[4](P531-548)。事实上,收入流动性已经成为研究农村居民收入不平等的重要视角,国外学者较早关注包括绝对收入流动性、相对收入流动性等在内的收入流动性对收入不平等产生的影响,并形成了较为成熟的文献研究体系。较早的研究中,学者们分析了收入不平等是如何通过绝对收入流动性的均衡效应来被解释,研究发现在其他条件不变的情况下,两个时期内收入再排序的流动性越高,则不平等的变动程度越大,而在收入流动性一定的情况下,只有收入增长的累进性超过再排序的流动性,收入差距才能缩小^[4](P531-548)。在此基础上,有学者采用转换矩阵(Transition Matrix)计算工具分别测算了美国和印度居民的相对收入流动性,并研究了相对收入流动性对家庭收入不平等产生的长期均衡效应^[5](P1599-1609)^[6](P271-290),为后续研究提供了新的视角。对中国农村收入流动性的研究则相对滞后,近年来才涌现一批学者从收入流动性视角分析其对收入不平等的影响,如申云研究发现收入流动效应是导致农户家庭收入不平等的主要原因,而在结构效应中家庭经营性收入流动水平则起到了缩小收入不平等的作用^[7](P88-101)。也有学者基于中国收入分配课题组(CHIP)农村住户调查数据进一步研究发现,当农户收入增长的累进性部分超过收入再排序的流动性部分时,会减轻农户收入不平等程度,反之,如果收入的相对流动性增强,收入增长的累进性部分不足以抵消收入再排序的流动性部分时,农户收入不平等程度则会加深^[8](P52-67)。在后续研究中,人们区分了收入流动性与收入不平等变动的城乡差异,研究结果显示农村居民的收入流动性对长期收入不平等的缓解作用明显高于城镇居民,而且农村居民的收入增长更有利于低收入者,但农村居民排序效应高于城镇,即意味着农村居民更容易受到短期冲击影响,难以稳定向上流动^[9](P47-55)。

此外,社会资本作为一种“隐形的财富”,对居民收入及收入不平等的影响也得到部分学者的关注。有学者采用家庭信任、社会参与等表征的社会资本指标研究了马来西亚和不丹农户社会资本与收入不平等的关系,研究结果表明,社会资本具有显著的减贫效应并能够缩小农户间收入不平等程度^[10](P556-566)^[11](P243-264)。也有学者基于社会资本与收入分配理论,采用美国人口普查数据进一步研究表明,社会资本是缓解收入不平等加剧趋势的重要均衡器,居民社会资本每增长1%将使基于基尼系数测度的收入不平等指数下降0.20%^[12](P89-91),中国失地农户调查数据的实证结果也证实了这一观点^[13](P148-158)。然而,还有部分学者发现,以社会网络表征的社会资本是“富人的资本”,在社会经济发展过程中会加剧农村居民收入不平等程度^[14](P367-394),并且农村社会资本存量短缺^[15](P30-35),无论采用传统的帕特南社会资本指数或改进的社会资本测量指标,社会资本均无法改善居民收入不平等状况,当未控制其他影响收入不平等的潜在变量时,社会资本甚至会加大居民间的收入不平等程度,这是因为富人拥有的财富与社会资本具有更强的增收效应^[16](P248-261)。

以上文献为本研究提供了可借鉴的理论框架和研究方法,但还存在以下不足:第一,现有学者侧重于关注收入流动性的宏观和微观影响因素,且受限于相关数据的获取,对农村居民个体收入流动性及其对收入不平等的影响问题还缺乏深入认识,尤其是近年来中国农村居民收入不平等状况发生了巨大变化,收入流动性在其中发挥了何种作用及其作用机制还有待深入探讨。第二,已有研究表明收入流动性、社会资本对收入不平等产生重要影响,但各个研究却相互割裂,未能将收入流动性、社会资本与收入不平等纳入统一的分析框架来考察其农户收入分配效应。第三,国内大多数文献侧重于关注群体收入不平等,分析收入不平等与绝对流动性和相对流动性之间的关系,但是对个体收入流动影响农村居民个体层

① 数据来源:国家统计局(编):《中国统计摘要-2019》,北京:中国统计出版社,2019:57。

面收入不平等的研究还较为缺乏。

近年来“相对剥夺”分析框架被逐渐引入收入分配领域,用来反映个体层面收入不平等的状态^[13](P148-158),为本文研究个体收入不平等问题提供了重要工具。

借鉴以上研究,本文使用具有全国代表性的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,以下简称CFPS)农户面板数据,在描述农户收入流动及不平等现状基础上,着重研究收入流动对农户收入不平等的影响,并考察社会资本的调节效应。本文研究拟回答的问题主要有:第一,农户收入流动性对农村居民收入不平等有何影响?第二,社会资本积累能否缓解农村居民收入不平等?第三,农户社会资本禀赋对农村居民收入流动的作用是怎样的?第四,应该设计什么样的政策措施来帮助农户提高收入和减少收入的波动。

与已有研究相比,本文创新之处主要有两点:其一,在研究方法上,采用个体相对剥夺指数测算出农村居民收入不平等,用来分析收入流动性是否缓解收入不平等;其二,将社会资本变量引入收入流动和不平等分析框架,考察其对农村居民收入不平等的现实影响。

二、研究假设

在完全市场条件下,农户的生产决策和消费决策相互独立,农户首先在生产(和技术)约束下追求利润最大化,然后在预算约束条件下追求效用最大化。本文使用的农户收入数据包含三个调查时期(2014年、2016年和2018年),调查年份时间间隔较短,可以假定考察期内的风险冲击和区域因素是不变的;社会资本积累会直接导致农户的家庭禀赋变化,农村居民的家庭禀赋是动态的。在这样的生计环境中,农户会基于家庭禀赋及偏好做出最优生计决策。农户生计决策或风险应对策略的差异可能会引起不同收入组农户及同一收入组农户内部的收入分化,进而引致农村居民收入不平等。

在大部分发展中国家,由于市场不完善,生产和消费决策无法独立进行,而是同时做出的。农户的福利水平由其生产决策决定,而生产决策取决于家庭的资源禀赋及偏好。在农户收入决定模型中,各类生计资本(家庭禀赋)起着核心作用,区域、风险以及制度等外部因素也起着重要作用。社会资本是嵌入到农户生计资本中的有价资源,往往低收入农户社会资本的拥有量和回报率低于高收入农户^[17](P47-57),通过影响部分农户生计策略和生计行为,进而社会资本的不均等可能成为农户收入分化的重要诱因。从经济学意义上讲,社会资本影响农户生产决策,最终带来农户收益的变化,也因为导致农户核心生计行为发生改变,从而形成对收入不平等的关键影响。

农户收入流动性是一个多维的和动态的概念,反映了考察期内农户收入水平或排序的变化。理论上而言,农户收入流动及其不平等受到多方面因素的影响。在农村劳动力市场发育不完全的状态下,农户生计行为除受其自身资源禀赋的限制外,还受社会经济和政府政策干预的影响,甚至面对着各类风险冲击。因此,农户家庭特征差异、政府政策干预都会影响农村居民收入不平等。本文将农村居民收入不平等影响因素(解释变量)从社会资本、收入流动两个方面进行分析。首先,从动态视角看,不同收入组内部农户收入的分化势必造成不同家庭禀赋的农户在不同收入组间收入位序的变化,即收入流动性。本文拟采用收入转换矩阵方法来分析农户的收入流动性,并将农户收入流动性归类,例如收入上升农户和收入下降农户等;农村居民收入不平等的影响因素分析则采用回归分析模型进行。本文将核心解释变量设为农户收入流动的有序类别,对不同收入流动类别的分析能够反映其对农村居民收入不平等的影响。其次,根据理论假设,社会资本通过影响农户非农就业机会和收入水平成为影响农村居民收入不平等的重要变量。此外,家庭经济、社会禀赋特征以及区域因素会对农户收入及其不平等状况产生明显的影响。区域地理条件、市场条件、自然条件等会影响农户生计策略,从而决定农户的生计结果及其在群体中的收入阶层。通常来说,区域条件和家庭条件越好的农户越能有效地发展其生计,收入水平相对较高。为此,本文提出研究假设。

H1: 收入流动性会对农村居民收入不平等产生重要影响, 表现为收入向上流动越强, 农户个体相对不平等程度越低, 收入向下流动性则会加剧农户收入相对不平等。

在我国, 礼顺人情是传统乡土社会的典型特征, 是农村居民维护其社会网络和人人际关系的重要途径^[18] (P116-129), 基于血缘、地缘或家庭纽带形成的紧密型社会网络在农户生计中具有重要作用。并且, 大量研究证实了家庭网络社会资本能够有效提升农户获得民间借贷和非正规金融借贷的可能性^[19] (P110-118), 它缓解了贫困农户的融资约束, 降低同质性亲缘资本的融资成本, 进而改善农户的多维贫困状况^[20] (P70-75)。亲缘关系形成的社会资本在农户收入创造和不平等抑制中发挥着重要作用, 能够增加个体获得各种信息、资源和机会, 直接或间接提升农户收入水平、抑制收入不平等^[21] (P1-13), 同时能够降低居民发生贫困的概率, 缓解农户收入差距的挤压^[22] (P75-92)。本文将社会资本视为农户通过关系网络来运用资源的一种生计能力, 具体来看, 社会资本状况越好的家庭, 越可能通过农户家庭扩展已有的社会网络, 可能为其带来更多的增收渠道, 进而缓解农村居民收入不平等。基于上述分析, 本文提出如下路径假设。

H2: 社会资本能够缓解农村居民收入不平等, 表现为农村居民社会资本条件越好, 其收入不平等程度越低。

三、模型设计与变量统计性描述

CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施, 从 2012 年开始进行样本追踪, 本文主要使用 2014-2018 年 CFPS 面板数据进行分析, 以农户家庭人均年纯收入反映农村居民家庭收入水平。农户调查数据包含了 2014 年、2016 年和 2018 年的收入信息, 既包括种植业和养殖业等农业经营性收入, 也包括非农业经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入等。为了消除不同年份价格因素带来的影响, 我们将 CFPS 数据按消费价格指数对农户收入进行换算。由于 CFPS 并未提供户主相关信息, 因此在做实证之前, 本文需要将 CFPS2018 年受访户主编码 (本文指的是“经济上的户主”, 即财务回答人) 匹配成人库里的个人编码以获取户主的年龄、婚姻状况、职业、教育等特征, 最后通过家庭编码将数据库中的家庭模块、成人模块匹配起来。基于国家统计局资料的城乡分类和户口类型, 剔除调查年份关键变量缺失的样本和非农户样本后获得有效样本 3322 个, 三期样本合计 9966 个。

(一) 计量经济模型设计与变量选取

为了检验假设, 本文采用计量经济模型对收入流动、社会资本对农村居民收入不平等的影响进行实证检验。核心的实证模型可以表示如下:

$$Inequality_{it} = \beta_0 + \beta_1 Mob_{it} + \beta_2 SC_{it} + \phi CV_{it} + \mu_i + \lambda_t + e_{it}$$

其中, $Inequality_{it}$ 、 Mob_{it} 、 SC_{it} 分别代表第 t 年第 i 个被调查农户的收入流动、社会资本层面的变量, 是各解释变量的偏回归系数, 表示收入流动、社会资本等解释变量对农村居民收入不平等状况的影响方向及程度, 若其值为正且具有统计显著性, 则表示在其他变量不变的条件下, 收入不平等随对应自变量增加而增加。 CV_{it} 是第 t 年第 i 个被调查农户的个体、家庭和社会层面的控制变量。 μ_i 代表不随时间而变的个体异质性的截距项, λ_t 代表时间固定效应, e_{it} 为随个体和时间而变动的扰动项。本文主要考察收入流动及社会资本两方面的解释变量对农村居民收入不平等的影响。变量界定如下。

1. 被解释变量。参考已有研究^[21] (P1-13), 本文使用 Kakwani 收入相对剥夺指数 (Relative Deprivation in Income) 来测量农村居民收入不平等程度, 具体测算过程如下: 令 Y 表一个群组, 样本数量为 n , 对参照群内的农户收入按升序排列, 得到该参照群的总体收入分布为 $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$, 从而农户 y_i 受到的收入不平等为: $RD(y, y_i) = \frac{1}{n\mu_y} \left(\sum_{j=i+1}^n (y_j - y_i) \right) = \gamma_{y_i}^+ [(\mu_{y_i} - y_i)/\mu_y]$, 式中, μ_y 是群组 Y 中所有样本的农户收入均值, $\mu_{y_i}^+$ 是群组 Y 收入超过 y_i 的农户收入均值, $\gamma_{y_i}^+$ 是 Y 中农户收入水平超

过 y_i 的样本数占总样本数的百分比。由于从 Kakwani 相对剥夺指数测度的农村居民收入不平等的取值处于 0-1 之间,因此,本文主要使用受限 Tobit 回归模型进行实证分析。

2. 社会资本。社会资本是本研究的核心解释变量。社会资本通过影响农户非农就业机会和收入水平、缓解融资约束等渠道成为影响农村居民收入不平等的重要变量。但社会资本是非常宽泛的概念,在理论上很难有一个清晰的界定。以往研究中,亲戚经济支持、拥有组织身份、家庭社交网络以及农户人情往来,都能够反映出农户社会资源动员能力^[13] (P148-158)^[23] (P48-59)。参考以上研究,社会资本的衡量指标为亲缘型社会资本,主要是指因血缘、种族或家庭纽带而形成的一种紧密型社会关系。本文用调查年份是否获得亲戚经济支持来衡量农户亲缘型社会资本状况,该指标的具体赋值为:1=是,0=否。

3. 收入流动。收入流动可以由收入转变矩阵 $P(x, y) = [P_{ij}(x, y)]$ 表示,其中 x 和 y 分别为两个时间点的收入分配, $P_{ij}(x, y)$ 表示考察期内农户由收入位置第 i 等级转变到第 j 等级的概率^[24] (P29-40),即在初期位于第 i 收入等级的家庭中,有多大比例在末期变换为第 j 收入等级。进一步而言,相对收入流动性则是表示某一特定个体(或群组)的收入水平在经过一个时间段后,相对于另一个个体(或群组)收入排序的变动,国际上通常采用收入转换矩阵及基于转换矩阵的统计量来测度。转换矩阵的计算方法一般是先将研究对象的收入由低到高排序,然后将所有研究对象划分为若干个收入组,并计算出在初始年份位于第 j 收入组的个体到终止年份有多大比重进入其他收入组或保持不变,那么元素 P_{ij} 并且每一行各元素之和为 1 的矩阵 P 就是转换矩阵。假如在特定时期内某个家庭收入绝对变动大于 0,且该家庭收入的变动大于所有家庭收入变动的均值,同时该家庭收入在收入排序(依次从低到高)中,后期的位置高于前期,则该家庭被定义为相对向上流动;如果某个家庭收入的变动小于 0,且该家庭人均收入的绝对变动小于所有家庭收入变动的均值,同时该家庭收入在收入排序(依次从低到高)中,后期的位置低于前期,则该家庭被定义为相对向下流动;其他情况则被定义为相对不流动^[8] (P52-67)。此外,本文用于反映农村居民整体收入流动性程度的常用指标主要有惯性率和平均流动率。其中,惯性率是指各收入组成员在分析时段内收入组别保持不变的概率(计算公式为: $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_{ii}$),该指标与收入流动性呈反向关系,即惯性率越高则表示收入流动性越低;平均流动率是指分析时段内不同收入组别间相互流动的概率(计算公式为: $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (|i-j|)P_{ij}$),该指标与收入流动性呈正向关系,即平均流动率越高意味着农户收入流动性越强。

表 1 解释变量说明及其描述性统计

变量	变量名称	变量解释与赋值	均值 (2014)	均值 (2016)	均值 (2018)
被解释变量	收入不平等	通过 Kakwani 相对剥夺指数(RD)计算所得	0.4696	0.4850	0.4860
核心解释变量	收入流动	1=相对向上流动;2=相对不流动;3=相对向下流动	2.0126	2.0602	2.1195
	社会资本	是否获得非同住亲戚的经济支持,1=是,0=否	0.1908	0.2119	0.0819
控制变量	年龄	户主实际年龄,单位:岁	50.5245	52.0647	54.2775
	婚姻	1=在婚(有配偶);0=否(未婚、丧偶)	0.9028	0.8986	0.8947
	人口规模	同吃住人口,连续变量(人)	3.4033	3.3346	3.9079
	养老保险	户主是否参加基本养老保险,1=是,0=否	0.5131	0.5041	0.4800
	外出务工	是否有打工收入,1=是,0=否	0.4995	0.5200	0.5336
	农地流转	是否发生农地流转行为,1=是,0=否	0.2660	0.2937	0.2579
	政府补助	是否收到政府补助,1=是,0=否	0.7529	0.6503	0.6187

数据来源:2014 年、2016 年、2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据。

4. 控制变量。为了尽可能地缓解遗漏变量问题造成的估计结果偏误,本文还尽可能多地控制户主、

家庭和社会层面的特征变量(变量相关说明见表1)。一般而言,农户家庭经济社会特征的差异会对农户收入不平等产生影响。其中,户主年龄可以反映收入的生命周期差异,人口规模更是影响收入差异的一个重要因素。因此,本文引入户主年龄、人口规模变量,考察家庭人口社会学特征变动对农户家庭收入不平等的影响。同时,在我国农村,外出务工也是收入分化的来源和基础及影响社会地位的最重要因素,因此本文将外出务工作为控制变量纳入到收入不平等决定模型。此外,农地流转能够带来一定收入效应,政府补助和养老保险等社会保障政策可能降低未来的不确定性,进而有助于提升农村居民当期的收入水平,降低收入不平等程度,因此,本文将以上变量纳入收入不平等实证模型。从表1变量基本情况来看,被调查样本基本符合中国农村人口基本特征,适合开展中国农村居民收入不平等问题研究。

表2 不同收入等级农户的收入转换矩阵(%)

		2016 年收入位置				
		低	中等偏下	中等	中等偏上	高
2014 年 收入位置	低	49.56	24.04	11.06	8.70	6.64
	中等偏下	23.05	34.96	18.63	14.81	8.55
	中等	11.03	22.36	26.89	24.17	15.55
	中等偏上	9.05	13.35	25.22	28.64	23.74
	高	7.95	9.63	13.3	24.01	45.11
合计(所有样本)		20.25	20.85	19.02	20.04	19.84
		2018 年收入位置				
		低	中等偏下	中等	中等偏上	高
2016 年 收入位置	低	51.56	23.03	9.81	8.77	6.83
	中等偏下	21.79	31.31	23.38	13.28	10.24
	中等	12.34	20.25	29.27	22.47	15.67
	中等偏上	8.56	14.41	25.53	30.63	20.87
	高	20.34	19.77	19.89	20.04	19.96
合计(所有样本)		17.64	24.78	23.49	18.15	15.94

(二) 收入流动及不平等的统计性描述

本文基于转换矩阵的惯性率、平均流动率统计量来对相对收入流动性加以测度。首先,将 2014-2016 年和 2016-2018 年两个时期的农户收入数据分别从低到高排序,并根据排序结果进行分组。按照 20%、20%、20%、20%、20% 的分位比例,把农户分别归入低收入组、中收入组(中等偏下、中等、中等偏上)和高收入组三个组共五个等级,然后采用收入转换矩阵对农户收入流动性进行测算。在获得收入转换矩阵的基础上,分析农村居民收入流动及其不平等状况。

表 2 显示:第一,不同收入组农户的收入流动性存在差异。从 2016 年农户收入等级变化来看,初始收入位置位于收入分布两端的农户保持自身收入位置的比重较高,即低收入组和高收入组被调查农户的收入惯性率较高,其惯性率分别是 49.56% 和 45.11%,同时也意味着这部分收入组的农户更缺乏流动;处于中等收入组“中等”“中等偏上”这两个收入等级的农户保持自身收入位序的能力较弱,其惯性率分别仅为 26.89% 和 28.64%,意味着这部分农户的收入流动性也更强。到了 2018 年,低收入组依然保持了较高的收入惯性,佐证了低收入组农户面临着收入位置固化问题;但是,高收入组农户收入位置发生分化,从高收入组“下沉”到低收入组的农户比重占初始年份(2016 年)高收入组农户样本的 20.34%。第二,从总惯性率来看,2014-2016 年被调查农户的惯性率为 0.370,这略高于已有学者测算的 2009-2011 年农村居民收入惯性率 0.346^[25](P35-42),而 2016-2018 年被调查农户的惯性率为 0.325,表明随着时间的变化我国农村居民收入惯性率整体上呈现出降低趋势。第三,从整体收入流动状况来看,平均流动率比率越高,说明农村居民收入流动性较强,收入流动效应越能够促进农户收入等级向上

变动,体现了各收入阶层之间相互转化的机会。由于样本农户指标值略低于 1 (2016 年、2018 年农户收入“向上流动/向下流动”的比率分别为 0.981、0.844),这意味着不同时期的农户收入“向上流动”比率要小于“向下流动”比率,因此,农户整体收入流动状况有待改进。此外,进一步计算可知,尽管中等偏下户和中等收入户的“向上流动/向下流动”的比率始终小于 1,但是,随着收入等级的提高“向上流动/向下流动”指标值却呈增加趋势,例如 2016 年、2018 年中等偏上户的指标值均大于 1,这可能与收入惯性有关。

表 3 描述了收入流动、社会资本与农村居民收入不平等的基本情况:第一,总体而言,2018 年收入向上流动的样本占有农户样本的比重为 19.08%,收入向下流动的样本占比为 31.03%,相对不流动的农户占比为 49.89%。第二,从收入流动与收入不平等的基本情况来看,40.37% 收入流动性表现为“相对向上流动”的农户的个体相对收入剥夺指数处于 (0.2,0.4] 的受一定剥夺区间,另有 43.06% 的农户的个体相对收入剥夺指数处于区间 [0,0.2],意味着收入向上流动的农户遭受的收入相对剥夺较轻,即农村居民收入不平等程度越低;60.38% 收入流动性表现为“相对不流动”的农户,其个体相对剥夺指数指标值超过 0.4,处于受较强收入剥夺区间,即这部分“相对不流动”的农村居民收入不平等程度更深。此外,51.41% 的“相对向下流动”农户的收入不平等指数大于 0.6。以上数据意味着,“相对向下流动”农户可能遭受了更为严重的收入相对剥夺,而收入向上流动的农户的当期收入不平等程度越低。第三,从社会资本与收入不平等的分布情况来看,社会资本状况较好的农户中,42.65% 的样本遭受的个体收入相对剥夺指数低于 0.4;而社会资本水平较低的农户中,58.71% 的农户样本遭受的个体收入相对剥夺指数高于 0.4,即相对于对照组而言,大部分该类型农户位于个体相对不平等程度较高的区间。因此,社会资本状况越差的农户,其遭受的个体相对剥夺程度越深。第四,从分组基尼系数情况来看,2018 年样本农户整体收入不平等指标值(基尼系数)为 0.48598,这意味着我国农村居民收入不平等状况仍然较为严重。进一步对比发现,与“相对向上流动”的样本组相比,“相对不流动”样本农户的收入基尼系数明显更高。同时,社会资本状况较差的农户基尼系数也超过了其对照组农户,不同收入流动和社会资本状况下农户收入不平等存在明显差异。对此,农户收入不平等背后的驱动因素值得深入探讨。

表 3 收入流动、社会资本与收入不平等的描述性分析 (2018 年)

	农户类型	收入相对剥夺等级					基尼系数值
	指标等级	[0,0.2]	(0.2,0.4]	(0.4,0.6]	(0.6,0.8]	(0.8,0.1]	全样本
收入流动	相对向上流动	43.06	40.37	15.62	0.95	0.00	0.30761
	相对不流动	17.61	22.01	21.29	20.81	18.28	0.51816
	相对向下流动	0.00	18.43	30.16	27.06	24.35	0.39068
社会资本	是	19.12	23.53	22.43	16.18	18.74	0.47922
	否	16.81	24.48	23.01	19.21	16.49	0.48640
合计	全样本	17.00	24.41	22.96	18.96	16.67	0.48598

注:收入相对剥夺等级在 2018 年 kakwani 指数值基础上进行分类所得。

四、实证结果分析

本文的实证结果主要包括三个部分:首先是面板数据 Tobit 基准回归结果,分析了收入流动、社会资本对农村居民收入不平等的影响;其次采用替换核心变量和数据样本等方法进行稳健性检验;最后采用工具变量法解决了内生性问题。

(一) 基准估计结果

从表 4 模型 3 中收入不平等影响因素回归结果可以看出:第一,收入相对不流动、相对向下流动与农村居民收入不平等均呈现显著的正相关关系,具体来看,与对照组(相对向上流动)相比,收入相对不

流动的农村居民个体收入不平等高出 0.1609 个单位,相对向下流动的农村居民收入不平等高出 0.2982 个单位。这意味着,收入向上流动的农户,其遭受的收入相对剥夺更低,进而收入不平等更低。本文认为,农户收入流动性通过位移、排序效应会直接影响到农村居民收入不平等状况,因此,收入阶层“向

表 4 农村居民收入不平等影响因素估计结果(面板数据 Tobit 模型)

	被解释变量:收入不平等		
	模型 1	模型 2	模型 3
相对不流动 (对照组 = 相对向上流动)	0.1609*** (0.0042)		0.1612*** (0.0042)
相对向下流动 (对照组 = 相对向上流动)	0.2982*** (0.0041)		0.2980*** (0.0041)
社会资本 (对照组 = 否)		-0.0404*** (0.006)	-0.0274*** (0.0047)
年龄	0.0037*** (0.0002)	0.0044*** (0.0002)	0.0036*** (0.0002)
婚姻 (对照组 = 否)	-0.0730*** (0.0077)	-0.0714*** (0.009)	-0.0730*** (0.0077)
人口规模	-0.0281*** (0.0029)	-0.0390*** (0.0036)	-0.0287*** (0.0029)
人口规模的平方	0.0010*** (0.0003)	0.0016*** (0.0004)	0.0010*** (0.0003)
养老保险 (对照组 = 否)	-0.0149*** (0.0041)	-0.0215*** (0.0051)	-0.0147*** (0.0041)
外出务工 (对照组 = 否)	-0.0612*** (0.0037)	-0.0848*** (0.0047)	-0.0606*** (0.0037)
农地流转 (对照组 = 否)	-0.0140*** (0.0042)	-0.0231*** (0.0053)	-0.0132*** (0.0042)
政府补助 (对照组 = 否)	-0.0102** (0.0040)	-0.0151*** (0.0051)	-0.0099** (0.0040)
省份固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
常数项	0.1569*** (0.0400)	0.2214*** (0.0503)	0.1638*** (0.0400)
有效样本	9966	9966	9966
P 值	0.0000	0.0000	0.0000

注:***、**和*分别表示变量在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著,括号内为标准误。

上流动”在削弱个体层面农村居民收入不平等程度中发挥着重要的作用。第二,社会资本对农户收入不平等的影响显著为负,即农户的社会资本水平越高,收入不平等程度可能越低。这可能是因为社会资本会对农村居民产生增收减贫作用,通过影响工作机会和收入水平,缓解农村居民收入不平等。因此,社会资本确实能够正向影响农户收入,进而弱化其遭受的收入相对剥夺,对农村居民收入不平等的抑制效应。第三,从控制变量来看,户主年龄越年轻、已婚、人口规模越大、外出务工、养老保险、农地流转、获得政府补助的农村家庭,其收入不平等程度相对较低,这证实了家庭资源禀赋的重要性。这些方面的变化,需要有更多的理论探讨和政策关怀。

此外,引入收入流动、社会资本变量后,相对向下流动、相对不流动对农户收入不平等依然产生了

显著正向影响,同时,社会资本对收入不平等产生了显著的负向影响且影响有所减弱。那么,农户社会资本禀赋与农村居民收入流动的作用关系是怎样的?对此,本文尝试在模型 1 中加入收入流动变量与社会资本变量的交乘项,对收入流动与社会资本的作用机制进行实证检验。考虑到数据可比性,本研究使用“亲戚经济支持数额(元)”作为社会资本的表征变量,检验结果表明:社会资本与收入流动交互项的影响系数为负,且在 5% 统计水平上通过了显著性检验(限于篇幅,正文中交互效应检验结果未列出,留存备案)。由此推论,农村居民社会资本积累能够一定程度上缓冲收入向下流动对收入不平等的加剧效应。

(二) 稳健性检验

针对农村居民收入不平等的实证结果,本文采用如下四种方法进行稳健性检验:第一,使用“收入相对剥夺等级”作为农村居民收入不平等的替代变量,其中,受轻微剥夺 [0,0.2]、受一定剥夺 (0.2,0.4]、受较强剥夺 (0.4,0.6]、受严重剥夺 (0.6,0.8]、受极度剥夺 (0.8,0.1] 分别赋值“1、2、3、4、5”。由于变换数据后的被解释变量为有序多分类变量,因此采用非线性 Ordered Logistic 模型进行分析较为合理。第二,农户社会资本异质性非常明显,单一的衡量指标得出的结论可能存疑。因此,在模型分析中,本文使用了另一指标“调查年份是否有人情礼支出”以验证亲缘型社会资本对农村居民收入不平等影响结论的可靠性。第三,参考既有研究^[26](98-102)的做法,变换农户收入流动的衡量方式,即如果农户收入位置“上升”,例如从低收入组变为中等收入组或高收入组,则收入流动指标赋值为 1;如果收入位置“下沉”,例如从高收入组变为中等收入组或低收入组,则收入流动指标赋值为 3;如果收入位置保持不变,则取值为 2。第四,在考察收入流动、社会资本对农村居民收入不平等的影响时,CFPS 数据是一个很好的数据库,如果能够从 CFPS 数据中得到这样的结论,变换数据库和调查年份是否也能得到类似结论。为此,本文尝试使用中国家庭金融调查(CHFS)2015、2017 两期农户微观数据,以进一步验证实证结论的稳健性,将中国家庭金融调查(CHFS)2017 年收入数据按照居民价格指数折算到 2015 年可比价基础上进行检验,结果表明,向下的流动性会导致收入不平等恶化,而社会资本能够抑制收入不平等。以上检验结果均支持了本文研究结论的稳健性。

表 5 基准估计结果的稳健性检验

	被解释变量:收入不平等			
	模型 4 (替换收入不平等变量)	模型 5 (替换社会资本变量)	模型 6 (替换收入流动变量)	模型 7 (替换农户样本)
相对不流动(对照组 = 相对向上流动)	2.2102*** (0.0671)	0.1605*** (0.0042)	0.1419*** (0.0046)	0.1429*** (0.0059)
相对向下流动(对照组 = 相对向上流动)	3.9980*** (0.0760)	0.2975*** (0.0041)	0.2998*** (0.0051)	0.2930*** (0.0060)
社会资本 (对照组 = 否)	-0.4283*** (0.0682)	-0.0447*** (0.0056)	-0.0298*** (0.0051)	-0.0171*** (0.0048)
其他变量	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	NO
有效样本	9966	9966	9966	8363

注:模型 7 的 CHFS2017 原始数据外出务工、农地流转统计口径差异,因此未控制这两个变量。括号内数值为标准误。***、** 和 * 分别表示变量在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

(三) 内生性处理

尽管本文尽可能多地控制了影响农村居民收入不平等的变量,但实证结论仍面临着模型中内生性问题的威胁。产生内生性的原因还可能是社会资本与收入不平等的相互影响而出现的联立内生性问题。

在本项研究中,在考察社会资本对农村居民收入不平等的影响时,收入不平等是社会资本分布不均的结果,建立或维持社会关系网也需要成本,社会资本状况越好的农户收入水平也越高,进而个体遭受的收入相对剥夺程度越低,而收入不平等程度越高的群体,其社会资本状况可能越差。进一步而言,农户收入分化可能会进一步导致农户社会资本状况的分化,造成“物以类聚,人以群分”的联立内生性,即被解释变量农村居民收入不平等与核心解释变量社会资本之间可能存在反向因果关系。因此,本文选取了“所在村庄的亲戚经济支持行为”作为“社会资本”的工具变量。其基本逻辑是,村庄层面的亲戚支持行为在一定程度上反映了该村的社交习俗,将影响到农户家庭社会关系积累,但其对于自身的收入而言具有较强的外生性,不会直接影响农村居民个体层面的收入不平等,是一个恰当的工具变量。此外,选用村庄层面的行为均值作为个人行为的工具变量以避免模型内生性的做法,在以往的不少研究中都有体现^[13](P148-158)^[25](P1-15)。由于 2014-2018 年的调查数据库未涉及村级层面变量,本文对村级信息的测量主要依据 2012 年调查数据,考虑到村级层面信息的变动性较弱,这种处理不会影响本文主要结论。相应的工具变量法检验结果见表 6 的模型 8 和模型 9。研究发现,在未添加控制变量的 FE-IV 估计模型(模型 8)中,检验结果拒绝了外生性原假设,即认为存在内生变量。进一步分析内生性检验结果可知,社会资本的系数通过了显著性检验,故不存在弱工具变量。模型 9 添加控制变量情况下工具变量模型再次拒绝了外生性和弱工具变量的原假设,进一步佐证了工具变量的合理性。总之,这些分析均有效支撑了本文基本结论:使用面板数据工具变量方法控制内生性后,社会资本能够抑制农村居民收入不平等,而向下的收入流动性以及相对不流动会加剧收入不平等。

表 6 内生性处理:面板数据工具变量法(FE-IV 估计)

	模型 8	模型 9
相对不流动(对照组 = 相对向上流动)	0.1521*** (0.0046)	0.1496*** (0.0045)
相对向下流动(对照组 = 相对向上流动)	0.2990*** (0.0043)	0.2933*** (0.0042)
社会资本 (对照组 = 否)	-0.1118*** (0.035)	-0.0888** (0.0345)
控制变量	NO	YES
省份固定效应	YES	YES
时间固定效应	YES	YES

注:括号内的值为标准误。***、** 和 * 分别表示变量在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。

五、结论与启示

本文利用 CFPS 2014-2018 数据,在使用 kakwani 指数和收入转换矩阵考察收入流动与收入不平等现状的基础上,使用面板数据双向固定效应 Tobit 模型和工具变量方法实证分析了收入流动、社会资本对农村居民收入不平等的影响及其内在机制。研究结果表明:第一,提升社会资本水平能够显著降低农村居民收入不平等,社会资本的收入分配效应存在。第二,收入流动通过位移、排序效应,影响了个体收入不平等。农村居民收入向上流动会抑制收入不平等,而社会资本能够缓冲收入向下流动和收入相对不流动对个体收入不平等的恶化作用。第三,建立或维持某些种类的关系都需要成本,那么,收入越高农户的社会资本也越多,因此,造成了“物以类聚,人以群分”的内在关联性。在处理模型内生性问题后,社会资本能够抑制农村居民收入不平等,而向下的收入流动性加剧了收入不平等。此外,户主越年轻、在婚、人口规模越大、外出务工、农地流转、参加养老保险和获得过政府补贴的农村家庭,其个体遭受的收入相对剥夺越轻,进而个体收入不平等程度越低。以上发现为乡村振兴和精准扶贫背景下持续缩小

收入差距和缓解贫困提供了重要的经验证据。

为了缓解农村居民收入不平等和增进社会福利,防范贫困及脆弱的相对劣势农户陷入持久性贫困,政府干预的政策措施应该围绕增强农户社会资本、遏制劣势群体收入继续向下流动以及促进农业剩余劳动力转移就业等方面进行设计。首先,可以采取政府推动与社会组织介入等方式搭建不同群体间的沟通交流平台,并引导不同层次农户广泛参与,以提升对劣势农户的社会关系网络资源,打破农村人际关系的“差序格局”对其产生的不利影响。其次,结合现阶段精准扶贫和政府补助政策,精准识别及帮扶生计脆弱性的低收入农户实现收入向上流动,并积极调整收入分配与社会保障体制机制,逐步化解阶层固化藩篱,壮大中等收入群体,促进中国居民收入状况由“金字塔型”向“橄榄型”快速转变。最后,关注外出务工、农地流转等制度性因素对农村居民收入不平等影响,加快户籍制度改革进程,打破劳动力、土地等要素市场的城乡及区域分割,促进农业剩余劳动力非农转移就业和农地有序流转,从而不断拓宽农户增收渠道,保障和发展其可持续生计能力,为其收入向上流动与缩小收入不平等提供公平机会。

作为收入流动、社会资本与农村居民收入不平等研究的补充和扩展,本文难免存在不足。首先,观察农村居民收入流动和收入不平等的长期动态演化有利于我们科学把握两者的发展规律及其内在关系,因此可以进一步延长样本的时间跨度,以提升研究的纵深度。其次,社会资本是一切非正式制度的基础,它包括宏观、中观、微观层面的社会资本,而本文采用的数据主要集中于微观层面,社会资本中网络规范和社会信任属于宏观和中观社会体系,也是影响农村居民收入不平等的重要内容。这些都应成为今后研究的重要方向。

参考文献

- [1] 张子豪,谭燕芝. 社会保险与收入流动性. 经济与管理研究, 2018, 39(8).
- [2] Liu Lin, Paudel Krishna-P, Li Guanghao, et al. Income Inequality Among Minority Farmers in China: Does Social Capital Have a Role?. *Review of Development Economics*, 2019, 23(1).
- [3] 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. 中国农业文摘-农业工程, 2018, 30(1).
- [4] Jenkins Stephen-P, Kerm Philippe-Van. Trends in Income Inequality, Pro-poor Income Growth and Income Mobility. *Oxford Economic Papers*, 2006, 58(4).
- [5] Herault Nicolas. Explaining the Equalising Effect of Panel-Income Changes. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2016, 16(3).
- [6] Mishra Aswini-Kumar. Household Income Inequality and Income Mobility: Implications Towards Equalizing Longer-Term Incomes in India. *Routledge*, 2018, 32(2).
- [7] 申云. 农户家庭收入流动水平的结构差异及其影响因素分析——基于“远亲”与“近邻”的视角. 经济理论与经济管理, 2016, (6).
- [8] 杨穗. 中国农村家庭的收入流动与不平等. 中国农村经济, 2016, (2).
- [9] 李莹. 城乡居民收入流动对收入不平等的影响效应研究. 当代经济科学, 2019, 41(1).
- [10] Abdul-hakim Roslan, Abdul-razak Nor-Azam, Ismail Russayani. Does Social Capital Reduce Poverty? A Case Study of Rural Households in Terengganu, Malaysia. *European Journal of Social Sciences*, 2010, 14(4).
- [11] Tenzin Galey, Otsuka Kozo, Natsuda Kaoru. Can Social Capital Reduce Poverty? A Study of Rural Households in Eastern Bhutan. *Asian Economic Journal*, 2015, 29(3).
- [12] Ram Rati. Social Capital and Income Inequality in the United States. *Atlantic Economic Journal*, 2013, 41(1).
- [13] 杨晶, 丁士军, 邓大松. 人力资本、社会资本对失地农民个体收入不平等的影响研究. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(3).
- [14] 赵剑治, 陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析. 经济学(季刊), 2010, 9(1).
- [15] 赵宁. 社会资本视角下农村多元化养老模式研究. 社会保障研究, 2018, (2).
- [16] Liu Baodong, Wei Yehua-Dennis, Simon Christopher-A. Social Capital, Race, and Income Inequality in the United States. *Sustainability*, 2017, 9(2).

- [17] 周晔馨. 社会资本在农户收入中的作用——基于中国国家计调查(CHIPS2002)的证据. 经济评论, 2013, (4).
- [18] 杨汝岱, 陈斌开, 朱诗娥. 基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究. 经济研究, 2011, 46(11).
- [19] 陈飞, 田佳. 农业生产投入视角下农户借贷的福利效应研究. 财经问题研究, 2017, (10).
- [20] 秦海林, 李超伟, 万佳乐. 社会资本能降低农户的非正规借贷成本吗?——基于农户异质性与社会资本结构的实证研究. 农村经济, 2018, (9).
- [21] 杨晶, 孙飞, 申云. 收入不平等会剥夺农民幸福感吗——基于社会资本调节效应的分析. 山西财经大学学报, 2019, 41(7).
- [22] 刘一伟, 汪润泉. 收入差距、社会资本与居民贫困. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(9).
- [23] 朱斌, 毛瑛. 代际支持、社会资本与医疗服务利用. 社会保障研究, 2017, (3).
- [24] 丁士军, 杨晶, 陈玉萍. 基于流动性视角的失地农户收入变化分析——来自襄阳和昆明的证据. 中国农村观察, 2017, (1).
- [25] 张立冬, 周春芳, 曹明霞, 等. 收入差距、收入流动性与收入均等化: 基于中国农村的经验分析. 南京农业大学学报(社会科学版), 2015, 15(4).
- [26] 张科静, 丁士军, 黄朝阳. 上升还是下沉——基于收入流动性视角的失地农户收入研究. 学术论坛, 2014, 37(10).

Income Mobility, Social Capital and Farmers' Income Inequality

Evidence from CFPS

Deng Dasong, Yang Jing (Wuhan University)

Sun Fei (Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract Based on the investigation of farmers' income mobility and income inequality by analyzing the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2014 to 2018, this paper examines the impact of income mobility and social capital on income inequality in rural China by using Kakwani individual relative deprivation index and two-way fixed effects panel data model. The results show that: (1) the income inertia rate has indicated a decreasing trend with time, but the income mobility of farmers from different income groups is different; (2) the upward income mobility can significantly alleviate the income inequality of rural residents, while the downward income mobility can aggravate their income inequality; (3) accumulation of social capital can significantly restrain the income inequality of rural residents. In addition, the higher the level of social capital is, the easier it is for farmers to increase their income. On the other hand, insufficient social capital will lead to insufficient income, which will aggravate income inequality. In the context of rural revitalization and targeted poverty alleviation, the key to reducing income inequality in China is to focus on the enhancement of rural residents' social capital and the prevention the downward flow of their income.

Key words income inequality; income mobility; relative deprivation; social capital ;targeted poverty reduction; China family panel studies

■ 收稿日期 2019-08-12

■ 作者简介 邓大松, 经济学博士, 武汉大学政治与公共管理学院教授、博士生导师; 湖北 武汉 430072;

杨 晶, 武汉大学政治与公共管理学院博士研究生;

孙 飞, 中南财经政法大学工商管理学院博士研究生; 湖北 武汉 430073。

■ 责任编辑 杨 敏 何坤翁