华南农业大学学报(社会科学版)
2019年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第18卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

人力资本、社会资本对农户消费不平等的影响

杨 晶[1], 黄 云[2]

(1.武汉大学 社会保障研究中心,湖北 武汉 430072;2.南开大学 经济研究所,天津 300071)

摘 要: 利用CFPS2016数据,基于家庭生命周期视角探究了人力资本、社会资本对消费不平等的影响及其作用机制。研究发现:农户消费不平等总体上较为严重,且不同家庭生命周期内消费呈现出异质性特征;提高农户人力资本和社会资本能有效降低消费不平等,且人力资本对消费不平等的影响随生命周期变化而减弱,而亲缘型社会资本农户消费不平等的影响呈"驼峰状",组织型社会资本则仅对抚养型家庭和空巢型家庭存在影响;考虑不同消费结构之后,同对照组相比,抚养型家庭的消费不平等偏低,而起步型家庭和空巢型家庭的消费不平等偏高,且家庭生命周期消费效应在农户发展型消费不平等中产生的作用最明显;中介检验结果表明,人力资本禀赋通过影响农户非农就业来降低消费不平等,组织型和亲缘型社会资本禀赋则通过缓解农户融资约束和提高家庭收入地位来缓解农户消费不平等。

关键词: 家庭生命周期; 人力资本; 社会资本; 消费不平等; 非农就业; 农户消费

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2019)04-0111-16

一、引言

改革开放四十年以来,我国政府采取了一系列缩小城乡福利差距和提高经济效益的措施,对中国的社会经济发展带来了深刻影响。国家统计局和中国农村贫困监测调查数据显示,我国农村贫困人口从1978年的7.7亿人口下降到2018年的1660万人口,减少了98.5%的贫困人口,已经实现了高达7亿多农村贫困人口的脱贫。截至2018年末,我国农村居民和贫困地区农村居民人均可支配收入(扣除价格因素)分别达到14617元和10371元,五年年均增长率各达7.56%、10%。但应当引起注意的是,在计划生育政策驱动和城镇化倾向经济社会政策的形塑下,我国经济增长整体上已表现出快速下降趋势,同时还面临着人口老龄化程度加速加深和农村消费市场疲软的威胁[1]。一方面,人口老龄化的加剧改变了家庭规模结构,导致家庭生命周期中解体阶段相应推迟,农村居民核心家庭、空巢型家庭增多,少子老龄化、核心化、小型化和城乡倒置成为中国人口老龄化的重要表征[2]。另一方面,随着我国农村人口老龄化和空心化程度的加剧①,社会总需求也会受到影响,农村居民消费不足问题并未得到缓解[3],甚至农村消费的结构性低迷问题固化。研究发现,农村居民消费率从1978年的46.7%下降到2018年的6%,近五年中国农村居民人均消费支出主要以日常生活消费为主,而教育文化娱乐、医疗保健等其他消费支出仅维持在30%左右。农村居民家庭消费水平反映了农户的经济福利状况,降低农村市场的持续消费不足和结构性低迷问题,加快推进消费升级成为我国农村经济高质量发展的重要出发点,已经成为新时期党中央和国

收稿日期: 2019-03-03 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2019.04.011

基金项目: 国家自然科学基金项目(71874089)(71774114);国家自然科学基金面上项目(71273281);教育部人文社会科学研究基地重大项目(16JJD840007)

作者简介: 杨 晶(1991—),男,湖南永州人,武汉大学社会保障研究中心博士研究生,主要研究方向为社会保障。E-mail:wuhan_yangjing@edu.com.cn

① 2018年我国60周岁以上人口占比达到17.9%,首次超过超15岁以下人口的占比,其中近六成老年人分布在农村,同时农村居民人均消费仅为城镇居民和全国居民的46.43%和61.07%。

务院关注的重点工作。2018年国务院印发了《国务院关于完善促进消费体制机制 进一步激发居民消费潜力的若干意见》,并提出推动农村居民消费梯次升级的意见。因此,通过探究消费不平等决定因素及影响机制,对缩小城乡消费差距、促进农户消费提质升级以及促进中国农村经济具有重要的政策意蕴。

从既有研究来看,已有学者对农户消费的研究主要集中在两方面:一是农户消费水平及消费结构的影响因素。大量的事实和实证研究表明,农户消费及其不平等状况受诸多因素影响,包括收入水平、风险冲击、信贷约束、老龄化、储蓄动机、跨期选择及其它成因。胡历芳和曾寅初[4]指出收入对消费水平较高的农户而言对其消费具有显著正向影响,但对消费水平较低的农户没有显著影响,而增加经营土地面积、提高信贷可得性,可使绝大多数农户显著增加消费支出;Chetty 和 Szeidl[5]进一步认为家庭层面的成本调整对总消费具有动态影响[6],消费过度敏感和过度平滑受限于习惯形成和收入结构失衡;Roychowdhury[7]通过印度农村微观调查发现,可见性不平等与农民炫耀性消费呈显著负相关关系,不平等水平降低会增加教育支出。此外,农户消费往往与家庭禀赋及偏好相关,其中,人力资本和社会资本作为嵌入农户资源禀赋中的有价资源,通过影响农户生计策略和生计行为,短期内会影响农户收入水平及收入结构[8],从而抑制收入不平等[9],长期而言则会影响消费和财富差距。刘雯[10]分析了社会资本在收入差距影响农户消费中的作用,并认为扩大收入差距会挤压农户消费,且当前社会资本可能缓解城乡收入差距而非农村内部收入差距对农户的消费挤压;南永清等[11]证实了社会资本对农村居民消费行为的影响及非正规金融融资和劳动力流动的中介作用,并得出较于传统的血缘和地缘关系,依托"邮电通讯"形成的关系网络对农户消费具有更大的作用;类似地,王建[12]认为家庭社会网络规模的扩张能够提高农业收入和非农收入,但随着村庄功能的萎缩以及传统乡村社会资本作用的式微,次级关系(如趣缘或业缘群体)的重要性逐渐提高。此外,网络环境也可能是导致我国居民消费率走低的重要原因[13]。二是城乡居民的消费差异及不平等。朱勤和魏涛远[14]认为中国居民消费模式总体上呈现出较为显著的年龄特征,且各年龄段不同消费类别的城乡差异明显;陈建宝和李坤明[15]证实了收入分配、人口结构和消费结构的影响机制,张慧芳和朱雅玲[16]则进一步发现工资性收入和转移性收入是促进消费结构优化升级最主要的收入因素,但城乡居民的收入结构对消费结构的影响则表现出明显的差异性,并未完全遵循边际消费倾向递减规律;文洪星和韩青[17]发现非农就业有助于家庭增收、降低家庭收入的不确定性,有效促进了农村居民的家庭消费,但同时也增加了医疗、教育支出的不确定性从而挤出了家庭消费;潘敏和刘知琪[18]认为家庭杠杆会增加农村居民家庭消费型和生存型消费支出并强化生存型消费的财富消费效应,但抑制了城镇居民家庭的总支出增加。此外,不确定性对农户消费水平的促进作用也得到了部分实证研究的支持:鉴于农户收入具有较大的波动性,收入来源的稳定性和医疗支出保障不足,致使农户在面对不确定性时普遍具备谨慎心理特质,增加了其预防性储蓄动机[3]137。杨汝岱和袁碧姝[19]则认为新农保对农村居民消费行为的影响存在异质性,主要提高了农村居民医疗保健和文化教育娱乐消费。

就已有研究而言,家庭生命周期不同阶段的消费差异虽是已有研究的关注点之一,但对家庭生命周期与中国农户的消费不平等及其形成机制的研究却非常鲜见。众多学者基于生命周期理论和持久收入假说(LC-PIH)一般框架分析了收入不平等和消费不平等差异的演化机制和形成原因。例如,晁钢令和万广圣[20]认为家庭消费结构受家庭人口结构、规模和生命周期变化的影响。随着个体年龄的不断增长其消费水平一般会有所下降,但消费需求会有所调整,尤其是老年阶段的医疗支出会大幅增加。从经济学视角而言,农户的消费和收入一般会随年龄变化而出现分化。随着年龄增长以及收入不确定性、家庭人口结构变化、消费与闲暇替代,使得个体消费在早期阶段

不断增长，并在某个年龄阶段达到顶峰，随后逐渐回落[1]56。但对于农户生命周期和家庭消费及消费不平等是否存在这种特征，既有研究并未明确回应。此外，根据研究的对象及家庭发生的重要事件（如结婚、生育子女、子女离家、死亡等），学术界对家庭生命周期的划分存在多种方法。传统的家庭生命周期划分包括：单身家庭、已婚无子女家庭、满巢家庭、空巢型家庭、独居家庭等多个阶段[20]98。在近期的研究中，彭继权和吴海涛等[21]将家庭生命周期拓展为起步型、成长型、成熟型、扩张型和衰退型 5 个阶段，两者的区别是后者含有“收缩”阶段。此外，部分学者[22]主张采用涵盖更多内容的“家庭生命历程（Family Life Course）”来取代“家庭生命周期”，然而无论是“家庭生命历程”还是“家庭生命周期”，家庭始终是最为核心、最为紧密的层次，以农户为基本分析单元，将家庭成员的经济社会行为及其效应作为一个整体进行研究，对我国政府具有重要的政策意蕴。事实上，我国农户结构型分化非常明显，在不同家庭生命周期阶段，农户的家庭资本、收入和消费状况可能存在明显的差异[23]。但既有研究从家庭生命周期视角考察农户经济不平等尤其是消费不平等的研究文献还较为缺乏，应当予以充分重视。

尽管现有研究就人力资本和社会资本对农户消费差异或不平等的影响进行了深入细致的讨论并得出了一些较为一致的结论，但在研究内容和方法上仍有进一步拓展的空间。首先，有学者侧重于从人口结构和收入约束等维度来解释农户的消费差异，并未深入分析社会资本不均等及其影响中国农户层面的消费不平等的内在机理，尤其是人力资本、社会资本是否抑制不同生命周期农户消费不平等的实证研究鲜有涉及。其次，部分学者关于消费不平等的研究笼统地讨论了群体差异、变化趋势以及成因研究，对当前农民阶层日益分化下消费不平等问题的理论回应明显不够，对中国农户消费不平等影响因素及其相应的机制分析尚缺乏考证①。最后，尽管大量学者对我国家庭生命周期消费给予了关注，但这些生命周期消费特征多数是基于城镇居民得出的，并未考虑城乡二元体制下农村居民和城镇居民的消费存在异质性，以及家庭生命周期特征也存在一定差异②，鲜有学者从家庭生命周期视角构建农户消费不平等决定模型进行深入分析。而在分析农户消费不平等时，如果忽视家庭生命周期对不同群体的消费产生的异质性影响，将会使得研究结果的解释力大打折扣。因此，本文以中国农户为研究对象并着重回答以下问题：中国农户在不同生命周期阶段消费不平等状况如何？不同生命周期下人力资本和社会资本对农户消费不平等的作用如何？如果存在影响，究竟是通过何种机制影响农户消费不平等？家庭生命周期如何影响农户生存型消费转向发展型消费？研究这些议题，能帮助人们深化对中国农户消费不平等问题的认识，也彰显了重要的实践意义。

为此，本文利用中国家庭追踪调查数据（CFPS 2016），从家庭生命周期视角着重探究人力资本、社会资本的禀赋效应对农户消费不平等的影响及其作用机制。基于已有研究存在的上述不足，本文的创新点为：一是视角比较新颖。与以往研究群体层面的消费差异的文献不同，本文通过个体相对剥夺指数来测度农户消费不平等状况，弥补农户层面消费不平等测算的不足。二是研究领域的递进。基于家庭生命周期视角评估和对比分析了不同类型农户消费不平等状况的变化，为

① 有关我国经济不平等的研究文献，衡量指标几乎都是收入或财富不平等。考虑到家庭可以通过借贷或储蓄行为来平滑消费，家庭的暂时收入并不能准确反映其真实的经济地位与福利水平。消费不平等比收入不平等更能准确反映人们的经济福利不平等。

② 与城镇家庭相比，农村家庭往往面临更高的收入风险，其消费决策对风险因素也更为敏感。在农业弱质性和收入不确定性的背景下，为了抵御生计风险带来的负面影响，实现所有家庭成员消费效用的最大化，农户可能会采取特定的生计策略，在不同的生命周期内以及度过不确定状态时的平稳消费。并且，农户的生计策略往往是基于其家庭资源发生的家庭收益最大化的选择。

缓解消费不平等以及精准扶贫提供了经验证据。三是研究内容的深化。本文研究将组织型社会资本、亲缘型社会资本以及人力资本纳入到中国农户的消费不平等分析框架中,并从农户消费结构视角对消费不平等问题进行了拓展性分析,相关结论为促进农户消费以及助推实现繁荣农村经济和高质量发展提供了方向和经验证据,拓展了农户消费不平等机制及效应的相关文献。

二、消费不平等的影响因素及研究假设

在衡量消费不平等的诸多指标中,既有研究常结合泰尔指数、基尼系数[24]、90分位数与50分位数之比、50分位数与10分位数之比[25]等指标来测度。总体而言,以基尼系数为对象的理论研究较多,但该指标侧重于从整体层面研究消费不平等,其指数大小直接反映出不平等水平,其缺点在于家庭消费分布的结构与规律方面提供的信息量有限。已有关于经济不平等问题的研究将测度对象由宏观转向微观家庭及个体,"消费支出剥夺"也是测度消费不平等的经济学指标,由于剥夺不好度量,通常选取收入或消费作为测度对象,如Kakwani指数、Zenga指数,在测量农户个体层面的消费不平等方面具有实用性,为分析农户层面的消费不平等提供了新的视角。虽然Zenga指数和Kakwani指数都具备一系列良好性质,但由于Kakwani指数的加总即为基尼系数,和基尼系数之间存在密切联系,再者Kawkani指数在收入或消费分布拟合中具备良好的性质,因此本文采用Kakwani指数测度农村居民消费不平等状况①。

参考Kakwani[26]、任国强和尚金艳[28]、杨晶等[9]151对个体相对剥夺的研究,本文选取农村居民为参照群,每个农户和参照群中比其消费支出高的其他个体进行比较,从而得出个体消费剥夺状况。具体测算如下:对于样本数量为n的参照群Y,将参照群内的农户消费按升序排列,得到该参照群的总体消费分布为$Y=(y_1,y_2,\cdots,y_n)$,从而农户y_i受到的消费相对剥夺为:

$$RD(y,y_i)=\frac{1}{n\mu_Y}\left(\sum_{j=i+1}^{n}(y_j-y_i)\right)=\gamma_{y_i}^{+}[(\mu_{y_i}^{+}-y_i)/\mu_Y] \tag{1}$$

(1)式中,μ_Y是群组Y中所有样本的农户消费均值,$\mu_{y_i}^{+}$是群组Y消费超过y_i的农户消费均值,$\gamma_{y_i}^{+}$是Y中农户消费超过y_i的样本数占总样本数的百分比。

目前对农户消费不平等的解释主要有两个视角:一是经济学视角,认为农户消费是个体收入与流动性约束的结果,受众多社会因素影响。理性消费者会在收入高时储蓄、收入低时借贷从而平滑消费[29]。二是社会学视角,强调了个人与家庭的市场结构和社会制度等结构性因素对人们消费不平等的重要影响,并认为微观家庭消费方式受家庭行为特征的影响较大,而且家庭行为特征在某种程度上可以决定家庭消费方式。随着异质性研究的兴起,家庭生命周期对农户消费及消费不平等的影响也吸引了众多社会学和经济学家的关注。越来越多的研究者用家庭生命周期理论来研究家庭的消费及不平等问题。家庭禀赋是农户能力的扩展,是劳动者自身发展可以利用的资源。由于农户资源禀赋存在异质性,对不同样本进行研究时,生命周期效应往往表现得更加复杂。特定生命周期下农户的家庭消费模式,包括不同家庭的不同消费结构,同一家庭的现时消费、花费在子女身上的消费、未来消费的构成等,以及在某一时点上观察到的消费行为。而不同资源禀赋的农户,其生计策略及相应的生计行为分化,使得农户表现出不同的生计状态[30]。在不同的家庭生命周期阶段,由于收入水平和人口负担差异,农户面临不同程度的经济压力,再者农户消费

① Kakwani指数最初源于Runciman[28]给出的相对剥夺定义。即对于参照群内某个体而言,当满足以下条件时视为感到相对剥夺:(1)个体没有X;(2)个体希望拥有X;(3)该个体发现自己或者其他人,在过去或未来的某个时刻拥有X;(4)他认为自己应该拥有X。

福利与生计能力具有关联性，从而家庭的实际消费水平也存在一定差异，不同群体之间的消费不平等状况也呈现一定的生命周期差异。由于农户异质性是所处生命周期阶段的差异性的重要表现，就福利和经济公平角度而言，更加明显地表现为消费不平等。处于生命周期衰退阶段的农户，遭受的消费剥夺可能更严重。不同生命周期阶段农户消费及其不平等决定因素存在差异，是本文划分家庭生命周期阶段的主要依据和意义所在。

从理论上而言，在初始阶段人力资本状况较好的农户为了达到在其生命周期内平稳消费，通过借贷、收入创造等方式维持家庭消费。在年轻期农户将会进行储蓄以防范生计风险，进入老年阶段后享用储蓄。农户人力资本、社会资本的积累不仅会从收入层面影响农村居民的生计决策和生计状态[9153]，也会从消费层面对不同生命周期内农户的消费产生影响，例如家庭生命周期中间阶段家庭的预算中分配于子女和老年人口的消费部分。但是，由于农户阶层分化，生计能力欠缺的农户“遭遇”生计不稳定和消费偏离问题，在弱化了维持贫弱家庭基本生活水平和消费平滑能力的同时，反过来可能会进一步诱致农户消费结构“低端化”和消费相对贫困。农户生计负担和收入压力是影响农户消费不平等的重要因素：在家庭资源禀赋条件约束下，要么牺牲农户现时消费，要么通过削减储蓄减少未来消费。从长远来看，部分农户可能因人力资本和社会资本不均等引致的多重效应而陷入“低储蓄和消费失稳并存”的消费流动陷阱，最终导致中国农户消费呈现出严重不平等的特征。综上所述，本文提出如下假说。

H1：农户消费不平等与家庭生命周期相关，开始时随着农户生命周期达到顶峰后随之下降再上升呈周期波动曲线，且呈现出一定的消费结构异质性。

H2：在同等生命周期内，人力资本、社会资本禀赋越强，农户的消费不平等程度越低。

三、数据说明、模型设计与消费不平等测度

（一）数据说明

本文采用由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施的中国家庭动态跟踪调查（China Family Panel Studies，CFPS）2016年数据。由于家庭成员库中没有户主个体信息，因此在实证分析之前，需要将受访家庭“财务负责人”编码和成人库中个人编码进行匹配以获取户主的年龄、性别、婚姻状况、职业、教育以及一系列特征，根据编码建立家庭与户主之间的关系，再通过家庭编码将CFPS2016数据库中的家庭模块、成人模块合并，将个人资料和家庭中的相关信息对应，同时根据分析的需要，本文剔除了子女个数和父母信息缺失的样本，最终得到的样本量为6039个。

本研究的主要目的是基于家庭生命周期视角和消费剥夺指数，探究人力资本、社会资本对消费不平等的影响及其作用机制。其中，最关键的步骤是家庭生命周期类型的划分。参考晁钢令和万广圣[20]98、彭继权和吴海涛[21]74的理论分析和CFPS 2016中国农村家庭人口老化特征，综合考虑未成年子女数量、家庭老龄化程度和家庭的代际结构，将农户家庭生命周期划分为四种类型：起步型家庭，即年轻家庭、户主小于60岁，且单身或未生育或未抚养小孩；抚养型家庭，即夫妻两人居住，且家中有需抚养的未成年子女，不需赡养父辈老人；扩张型家庭，即三代及以上的核心家庭；空巢型家庭，即仅有一个或两个老人居住，无子女或已分家，且户主大于60岁①。

本文基于国家统计局的消费类型划分标准，将CFPS 2016数据库中农户消费类型进行归类。

---

① 根据中国的特殊情况，丁克家庭（夫妇不要孩子）的社会整体性并不十分突出，鳏寡阶段的老人由于多数已退休赋闲在家，消费水平较低，而且在整个社会结构中所占比例不高，因此为了研究的便利，本文将这两种类型的家庭融合到家庭生命周期范畴。

具体而言,农户消费由被调查家庭全年日常生活消费性支出衡量,既包括食品消费、衣着消费和居住消费等生存型消费,也包括通讯网络、本地交通费、医疗保健支出和教育培训支出等用以增长知识、获取信息、提高素质、陶冶情操乃至促进全面发展的消费,还包括用于休闲娱乐、旅游及某些精神文化用品与服务的享受型消费,即调查年份家庭成员消费的加总。

(二)模型设计与变量选择

1. 模型设计

基于前文的理论分析,本文主要基于家庭生命周期视角探究资源禀赋效应对农户消费不平等的影响,分析在家庭资源禀赋方面哪些因素影响农户消费不平等?在多大程度上影响着农户消费不平等?通过何种机制缓解农户消费不平等?考虑到被解释变量农户消费不平等,因此,本文构建如下基本回归方程:

$$Consume_i = C + \alpha Capital_i + \beta Social_i + \gamma CV_i + \mu_i \tag{2}$$

其中,被解释变量 $Consume_i$ 表示农户消费不平等(由 *Kakwani* 指数计算得出),解释变量 $Capital_i$ 表示人力资本指标,$Social_i$ 表示社会资本指标,α、β 分别表示不同类型人力资本、社会资本的影响。协变量矩阵 CV_i 是其他控制变量的集合,γ 代表协变量的影响。μ_i 是随机扰动项。

为了考察人力资本、社会资本影响农户消费不平等的作用机制,本文进一步结合中介效应模型探究人力资本、社会资本的作用机制及因果关系。参考温忠麟和叶宝娟[31]、李谷成等[32]的中介效应检验逐步回归方法,构建中介效应检验模型,考察人力资本和社会资本的作用机制。被解释变量为农户消费不平等($Consume_i$),自变量(X)为人力资本或社会资本,中介变量为本文所关注的渠道变量(M),控制变量的集合同式(2),用 CV 表示。

$$Consume_i = \theta_1 + cX_i + \gamma CV_i + \varepsilon_1 \tag{3}$$

$$M_i = \theta_2 + aX_i + \gamma CV_i + \varepsilon_2 \tag{4}$$

$$Consume_i = \theta_3 + c'X_i + bM_i + \gamma CV_i + \varepsilon_3 \tag{5}$$

(3)式~(5)式中,a、b、c、c'为回归系数。其他控制变量的解释同式(1)。当模型中,待估系数 a、b、c 均显著时,则存在中介效应。若待估系数 c 显著,而 a、b 至少有一个不显著时,则还需要进一步检验系数乘积的显著性(即是否拒绝 $0:ab=0$),显著时存在中介效应。当存在中介效应时,若 c 不显著则为完全的中介作用,否则为"部分的"中介作用。

2. 变量选择

本文基于家庭生命周期视角,主要分析人力资本和社会资本对农户消费不平等的影响。基于以上分析,文中相关解释变量和控制变量的设置及释义如下:

农户消费不平等($Consume_i$)。从核心解释变量看,本文讨论的"消费相对剥夺"这一概念并非标准的经济学概念。经济学中常采用基尼系数、泰尔指数等刻画收入或消费不平等,但这类指数反映的是群体层面的收入或消费不平等,不能体现个人层面的经济不平等。鉴于收入不平等衡量居民真实福利水平时存在一定局限性,由农户的消费支出测度的 Kakwani 指数来衡量"个体消费相对剥夺"体现了农户层面的消费剥夺状况,刻画了农户消费不平等。

人力资本($Capital_i$)。本文选取了户主基础教育作为人力资本禀赋影响消费不平等的指标。我国的基础教育指初中及初中以前的所有教育形态,因此将"初中"作为划分劳动力是否完成基础教育的界点[9]152。具体赋值为:基础教育,初中及以上=1,其他=0。

社会资本($Social_i$)。中国是一个典型的关系社会,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际关系的重要途径。同时,组织内部成员之间的紧密联系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,从而直接或间接促增农户消费[11]8。

因此，具体包括两个方面：(1)亲缘型社会资本。本文使用调查年份“是否获得亲戚经济支持”作为社会资本的替代变量，具体赋值为：调查年份是否获得亲戚经济支持，1 = 是，0 = 否。并在稳健性分析中，进一步用“人情礼金支出数额”衡量的亲缘型社会资本检验其对农户消费影响结论的可靠性。(2)组织型社会资本。参考既有研究[9]152的做法，本文用调查年份是否为专业技术协会成员来反映连接型社会资本状况，具体赋值为：1 = 是，0 = 否。

其余控制变量(CV_i)。户主特征及家庭禀赋的不同以及生计行为偏好的差异等因素可能会对农户消费不平等产生影响，为了减少遗漏关键变量造成的估计结果偏误，本文进一步将户主个体、家庭层面的一系列变量作为控制变量。由于消费不平等存在较强的代际差异，人口结构老化成为影响消费不平等的一个重要因素，户主年龄可以反映一个家庭的老龄化状况。户主的性别(男性 =1，女性 =0)、婚姻状况(配偶健在 =1，无配偶或丧偶 =0)、土地征收状况(是否被征地，1 = 是，0 = 否)、家庭规模(同吃住人口数量)等也可能对农户消费不平等有影响，但是现有的实证研究结论有较大的差异。根据生命周期假说理论，一个人的消费不仅取决于收入还取决于财富。考虑到收入与其他家庭禀赋变量可能存在双向因果关系，因此，本文选取金融财富来替代收入变量，一般来说金融财富越雄厚，农户消费能力越强，进而遭受的消费不平等越轻。另外，养老金变量也可能会影响农户的消费倾向，尤其是完善社会保障和增强居民抵御临时性收入波动的能力，有利于缩小消费不平等，因此本文用是否领取养老金衡量农户养老保险制度参与状况，具体赋值为“否 =0，是 =1”。具体变量释义见表 1。

表 1　变量初步说明

变量类型	变量名称	变量说明	均值	标准差
被解释变量	消费不平等	根据 Kakwani 指数计算而得	0.46	0.25
社会资本	亲缘型社会资本	调查年份是否获得亲戚经济支持，1 = 是，0 = 否	0.21	0.41
	组织型社会资本	是否是专业技术协会成员，1 = 是，0 = 否	0.02	0.13
人力资本	基础教育	最高学历，初中及以上 =1，其他 =0	0.09	0.29
控制变量	年龄	调查年份实际年龄	50.69	14.12
	性别	男性 =1，女性 =0	0.55	0.50
	婚姻状况	配偶健在 =1，无配偶或丧偶 =0	0.78	0.42
	家庭规模	同吃住人口数量(人)，取值范围：1 ~ 14	3.33	1.74
	土地征收	是否被征地，1 = 是，0 = 否	0.05	0.22
	生产性资产	人均农业生产性固定资产价值	1103.01	4043.21
	金融财富	家庭现金存款总额	16638.27	33469.45
	养老金	是否领取养老金或退休金，否 =0，是 =1	0.21	0.41

(三)消费不平等测度

进一步分析表 2 不同家庭生命周期阶段的农户消费状况可知：第一，调查年份农户家庭消费总额最高的阶段为扩张型家庭阶段，其次是起步型家庭和抚养型家庭阶段，最后是空巢型家庭阶段，这与我国农村消费实际情况基本相符，一般而言，老年人口一旦退出劳动力市场，丧失了劳动收入，主要依靠社保制度和代际经济维持生计，因此，退休者的基本生活支出随着年龄增加而下降。从农户消费结构来看，农户发

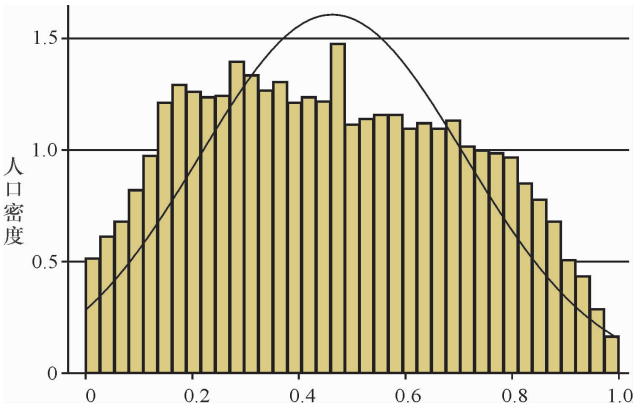


图 1　农户个体消费剥夺的分布图

展型消费水平最高,达到33652.22元,其次是生存型消费水平和享受型消费水平,分别为14385.17元和10329.34元。第三,对于农户消费不平等而言,空巢型家庭的农户消费不平等最高,其后依次是抚养型家庭、起步型家庭,扩张型家庭的消费不平等最低,图1中农户个体消费剥夺的倒"U"型分布,佐证了我国农户消费不平等主要集中在中间区域。但是,总体来看,被调查农户的家庭总消费不平等较悬殊,家庭生命周期消费呈现出异质性特征,且空巢型家庭的消费基尼系数达到0.4614。

表2 生命周期与农户消费特征

农户消费	家庭生命周期				全样本(n=6039)
	起步型家庭(n=531)	抚养型家庭(n=2206)	扩张型家庭(n=2537)	空巢型家庭(n=765)	
生存型消费(元)	18658.61	12887.57	17343.32	5927.28	14385.17
发展型消费(元)	36181.62	32553.8	40935.79	10909.14	33652.22
享受型消费(元)	11570.58	9869.88	12953.44	2090.301	10329.34
家庭消费总额(元)	66410.81	55311.25	71232.55	18926.72	58366.73
农户消费不平等(由基尼系数来反映)	0.4378	0.4451	0.4160	0.4614	0.4627

四、人力资本、社会资本对农户消费不平等影响的实证检验

(一)社会资本、人力资本对农户消费不平等的作用关系

1.基准估计结果

(1)对于关键解释变量,表3中1~4列的估计结果表明不同类型的社会资本及人力资本对消费不平等均存在显著的抑制作用,但作用效果存在一定差异。对于社会资本,亲缘型社会资本对消费不平等的平滑作用最为明显,当单独考虑亲缘型社会资本对消费不平等的影响时,消费平滑作用为0.0759个单位,同时考虑社会资本和人力资本时,亲缘型社会资本对农户消费的平滑作用为0.0737个单位。类似地,组织型社会资本和以基础教育衡量的人力资本对消费平滑的效果亦是如此。对于人力资本,基础教育可能提升农户就业和生产效率保障家庭的生计质量。社会资本和人力资本之所以对消费具有一定的平滑作用,已有研究指出社会资本依赖于经济结构因素在某种程度上对生产性资产起补充和替代作用[32]。既有研究表明,社会资本可能通过非正规金融融资和劳动力流动、收入分配途径对农户消费产生正向影响[11]13。

(2)对于控制变量,随着年龄增长,消费不平等在不断增加;对于性别而言,以女性为参照组,男性对消费不平等存在显著正向影响;对于婚姻状况而言,相比于没有配偶或者丧偶家庭,有配偶在某种程度上会缓解农户消费不平等。从家庭人口规模角度来看,人口规模越大的家庭,会在一定程度上平滑消费。经历土地征收缓解了农户消费不平等。有研究表明,征地会推动农民就业转换、改善农户整体福利,被征地家庭人均可支配收入、人均消费支出、人均工资性收入均有显著提高[34]。就业模式的转换和福利提升会在某种程度上缓解农户的消费不平等。生产性资产和金融财富越高,对消费的平滑作用越明显。和预期一致,领取养老金增加了农户抵御临时性收入波动的能力,从而平滑消费,抑制了消费不平等。

2.基于家庭生命周期的实证分析

(1)对于关键解释变量,由表3中第5~8列可知相较于全样本的回归结果而言,农户消费不平等确实存在生命周期特征。对于社会资本而言,亲缘型社会资本对农户消费不平等的抑制效应

是非常稳健的，在扩张型家庭中这种抑制效应最强，其次依次为空巢型家庭、起步型家庭、抚养型家庭；而组织型社会资本只对生命周期中间阶段的家庭存在显著影响，即对抚养型家庭和扩张型家庭的农户消费不平等存在显著抑制效果，对起步型家庭和空巢型家庭农户的消费不平等抑制效应不显著。可能的解释是，对于组织型社会资本，抚养型家庭和扩张型家庭中有子女（老人）需要抚养（赡养），抚养（赡养）负担重，组织型社会资本提供了共享信息、协调行动和集体决策，有利于缓解农户的消费不平等。对于人力资本而言，以教育水平衡量的人力资本显著缓解了农户消费剥夺程度，但对起步型家庭、抚养型家庭和扩张型家庭消费不平等的抑制效应依次递减。对空巢型家庭的消费不平等的影响不显著。

表 3　基准估计结果：Tobit 模型

变量	全样本 (1)	全样本 (2)	全样本 (3)	全样本 (4)	起步型家庭 (5)	抚养型家庭 (6)	扩张型家庭 (7)	空巢型家庭 (8)
亲缘型社会资本	−0.0759***			−0.0737***	−0.0667***	−0.0579***	−0.0834***	−0.0776***
	(0.0067)			(0.0067)	(0.0190)	(0.0124)	(0.0096)	(0.0252)
组织型社会资本		−0.1040***		−0.0855***	0.0539	−0.1109***	−0.0898***	−0.0275
		(0.0202)		(0.0200)	(0.0627)	(0.0319)	(0.0323)	(0.0684)
基础教育			−0.0574***	−0.0503***	−0.0816***	−0.0540***	−0.0422***	0.0731
			(0.0094)	(0.0094)	(0.0204)	(0.0166)	(0.0146)	(0.0472)
年龄	0.0047***	0.0050***	0.0048***	0.0046***	0.0080***	0.0041***	0.0026***	0.0092***
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0009)	(0.0006)	(0.0005)	(0.0013)
性别	0.0129**	0.0167***	0.0177***	0.0172***	0.0231	0.0098	0.0210**	−0.0145
	(0.0055)	(0.0055)	(0.0055)	(0.0055)	(0.0184)	(0.0095)	(0.0086)	(0.0162)
婚姻状况	−0.0311***	−0.0342***	−0.0352***	−0.0314***	−0.0490**	0.0007	0.0111	−0.0680***
	(0.0066)	(0.0067)	(0.0067)	(0.0066)	(0.0237)	(0.0126)	(0.0132)	(0.0184)
家庭规模	−0.0465***	−0.0453***	−0.0454***	−0.0465***	−0.0311***	−0.0501***	−0.0296***	−0.0774***
	(0.0016)	(0.0016)	(0.0016)	(0.0016)	(0.0052)	(0.0027)	(0.0027)	(0.0128)
土地征收	−0.0214*	−0.0256**	−0.0268**	−0.0223*	−0.0727*	−0.0186	−0.0215	−0.0284
	(0.0122)	(0.0123)	(0.0123)	(0.0121)	(0.0409)	(0.0198)	(0.0195)	(0.0357)
生产性资产	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000**	−0.0000	−0.0000**	−0.0000***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
金融财富	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***	−0.0000***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
养老金	0.0210***	0.0250***	0.0246***	0.0208***	0.0014	−0.0124	−0.0001	0.0012
	(0.0064)	(0.0065)	(0.0065)	(0.0064)	(0.0239)	(0.0123)	(0.0100)	(0.0226)
常数项	0.4260***	0.3908***	0.4019***	0.4341***	0.3355***	0.4069***	0.4455***	0.0389
	(0.0140)	(0.0138)	(0.0139)	(0.0141)	(0.0349)	(0.0361)	(0.0276)	(0.0962)
观测值	6039	6039	6039	6039	531	2206	2537	765

注：***、**、* 分别表示估计结果在 1%、5%、10% 水平显著；括号内数字表示标准误。

(2)对于控制变量,基于家庭生命周期的结果大体上和全样本的存在一定差异。由表3中第5~8列可知,年龄、家庭规模、金融财富和全样本的回归结果一致,在整个生命周期中均对消费不平等存在显著影响,而性别、婚姻状况、土地征收、生产性资产只在部分生命周期中会影响消费不平等,当考虑家庭生命周期时,养老金制度对消费不平等的影响并不敏感。

(二)稳健性检验

本文分别采用工具变量、PSM倾向得分匹配法进行稳健性检验以保证实证结果的稳健和可靠性,具体见表4,首先,表4中第(1)~(4)列分别采用人情礼支出和受教育年限衡量亲缘型社会资本和基础教育。其次,将消费不平等转换为消费剥夺等级,并使用Ordered Logit模型进行重新估计。表4的检验结果进一步揭示了亲缘型社会资本对所有家庭生命周期阶段的农户消费不平等存在抑制作用,同时人力资本对消费不平等也存在一定程度的抑制作用。

表4 稳健性检验

变量	替换解释变量				Ordered Logit模型:消费剥夺等级			
	起步型家庭	抚养型家庭	扩张型家庭	空巢型家庭	起步型家庭	抚养型家庭	扩张型家庭	空巢型家庭
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
亲缘型社会资本	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	0.578***	0.621***	0.503***	0.561**
	(0.000)	(0.0000)	(0.000)	(0.000)	(0.105)	(0.065)	(0.042)	(0.118)
组织型社会资本	0.046	-0.110***	-0.084***	-0.044	1.868	0.387**	0.530**	0.870
	(0.062)	(0.032)	(0.032)	(0.067)	(1.103)	(0.106)	(0.147)	(0.502)
基础教育	-0.016***	-0.014***	-0.015***	0.023	0.449***	0.662***	0.645***	2.308**
	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.016)	(0.090)	(0.091)	(0.083)	(0.916)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:稳健性检验结果中控制变量未在文中展示,如有需要可向作者索取;表中Ordered Logit模型中汇报的是几率比。

此外,由于组织身份的覆盖对象并非随机样本,有组织身份的农户本身就是特殊群体,但这类群体是否参加个体劳动者协会行为并非随机,因此,这类群体本身存在样本的选择性问题,若忽视农户在组织身份上存在的"自选择"效应会导致样本选择偏差。现有研究多采用倾向得分匹配法(propsensity matching analysis,PSM)解决自选择问题,该方法能够通过匹配再抽样使观测数据尽可能接近随机实验数据,降低样本偏误。

PSM的估计结果见表5。通过分析可以发现,由PSM倾向得分匹配方法消除自选择偏误后,组织型社会资本对农户消费不平等的影响与Tobit模型的估计结果保持一致。因此,无论是用Tobit、替换核心变量Tobit、Logit等不同模型抑或PSM倾向得分匹配方法,抚养型和扩张型家庭的组织型社会资本对该生命周期阶段农户消费不平等产生的抑制作用都是基本稳健的。通过倾向得分匹配法和处理效应模型纠正选择性偏误后,组织型社会资本仍未对起步型和空巢型家庭的消费不平等产生影响。

表5 倾向得分匹配法(PSM)

近邻匹配方法	匹配样本	ATT	标准差	T值
组织型社会资本	全样本	-0.057	0.031	-1.82*
	起步型家庭	0.014	0.108	0.13
	抚养型家庭	-0.135	0.045	-2.96***
	扩张型家庭	-0.083	0.044	-1.89*
	空巢型家庭	-0.106	0.129	-0.82

注:组织型社会资本变量为政策变量,其余特征变量为匹配变量。

五、影响机制探讨和拓展性分析

（一）人力资本、社会资本对消费不平等的影响机制探讨

1. 人力资本对农户消费不平等的影响机制

表6报告了基础教育对不同家庭生命周期阶段农户消费不平等的作用机制，据此验证人力资本对农户消费不平等的影响关系（计量模型设定及其他控制变量同表2）。一般而言，人力资本越强的农户非农就业状况越好、收入创造能力越强[9]155。因此，本文用“农业工作=0，非农工作=1”表示非农就业，着重从农户就业选择视角考察人力资本对农户消费不平等的作用渠道。估计结果表明非农就业对人力资本影响消费不平等确实存在一定的中介作用，即基础教育水平越高，农户更容易从事非农就业，对不同家庭生命周期均是如此。一般而言，农户的非农就业水平越高其家庭收入水平则越高，在一定程度上会影响农户的消费能力和消费动机，进而影响农户消费状态。

表6　人力资本影响农户消费不平等的机制：非农就业的中介作用

变量	起步型家庭		抚养型家庭		扩张型家庭		空巢型家庭	
	非农就业	消费不平等	非农就业	消费不平等	非农就业	消费不平等	非农就业	消费不平等
基础教育	0.266***	-0.059***	0.098***	-0.046***	0.129***	-0.033**	-0.101**	0.065
	(0.044)	(0.021)	(0.033)	(0.017)	(0.031)	(0.015)	(0.051)	(0.047)
非农就业		-0.083***		-0.081***		-0.074***		-0.085***
		(0.018)		(0.013)		(0.010)		(0.030)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

2. 社会资本对农户消费不平等的影响机制

经验研究表明，除了人力资本对农户消费不平等产生影响外，拥有较强社会资本的农户更容易获得非正规借贷，缓解了农户资金约束可获得性有利于提升农户的家庭消费，故社会资本可通过促进农户消费信贷可获得性对农户家庭消费产生正向影响[10]85。同时，社会资本具有促农增收和降低收入不平等的作用，因此，家庭收入增加提升了不同家庭生命周期的农户消费动机、平滑了农户消费，从而降低了农户消费不平等。然而，社会资本究竟通过何种机制影响农户消费不平等有待证实。表7中“非正规借贷”变量为二分类变量，赋值为“1=是，0=否”①。

由7中可知：以是否获得亲戚经济支持衡量的亲缘型社会资本对抚养型和扩张型家庭的消费不平等确实存在中介作用，说明农户的亲缘型社会资本越高往往能够获得更多的资源，非正规借贷能力越强，从而提高了农户消费能力。但非正规借贷对起步型和空巢型家庭的消费不平等并不存在中介作用。即组织型社会资本通过影响抚养型和扩张型家庭的收入水平，对农户消费不平等产生中介作用。以上结果证实了不同类型社会资本对农户消费的影响及其渠道机制存在明显的差异。总体而言，组织型社会资本主要通过降低收入流动性约束、依据亲缘关系建立的亲缘型社会资本借贷降低农户消费不平等。以上结果充分证实了社会资本对家庭生命周

① 对于社会资本影响消费不平等的作用机制，采用依次中介检验时，式(3)~(5)中系数a、b至少有一个不显著，因此需要进一步检验系数乘积ab的显著性，参照温忠麟和叶宝娟[31]733，本文采用Bootstrap法进行进一步检验，以确定中介效应是否存在，由于篇幅有限，这里只报告了Bootstrap的检验结果，基本的依次检验结果未在文中展示，如有需要可向作者索取。

期的中介作用。

表7 社会资本影响农户消费不平等的中介变量检验(Bootstrap 方法)

家庭生命周期 \ 中介变量路径	参数	组织型社会资本-家庭收入-消费不平等		亲缘型社会资本-非正规借贷-消费不平等	
起步型家庭	*ab*	0.135 [0.001,0.380] 显著	不存在中介	-0.065 [-0.099, -0.028] 显著	存在中介
	C′	-0.078 [-0.233,0.048] 不显著		-0.0004 [-0.006,0.001] 不显著	
抚养型家庭	*ab*	-0.104 [-0.161,0.054] 显著	存在中介	-0.057 [-0.078, -0.031] 显著	存在中介
	C′	-0.012 [-0.031, 0 .001] 不显著		-0.002 [-0.005, -0.000] 显著	
扩张型家庭	*ab*	-0.098 [-0.148,0.043] 显著	存在中介	-0.082 [-0.099, -0.066] 显著	存在中介
	C′	-0.002 [-0.016,0.003] 不显著		-0.002 [-0.005, -0.001] 显著	
空巢型家庭	*ab*	-0.038 [-0.180,0.104] 不显著	不存在中介	-0.080 [0.125,0.036] 显著	存在中介
	C′	0.001 [0.009,0.006] 不显著		0.002 [0.002,0.008] 不显著	

(二)拓展分析:人力资本、社会资本对农户消费不平等影响的结构效应

上文主要分析了人力资本、亲缘型社会资本和组织型社会资本对农户总消费水平不平等的影响(总量效应),未考虑农户家庭消费结构,而对农户家庭消费结构的进一步分析,则有助于探析诸因素对农户消费不平等的影响机理和影响路径,从而揭示农户消费不平等的结构性差异。参考晁钢令和万广圣[20]102的研究,本文分别对不同生命周期阶段的3种消费类型进行探索性研究,被解释变量分别是生存型消费不平等、发展型消费不平等和享受型消费不平等。当家庭处于生命周期阶段 j($1 \leqslant j \leqslant 4$)时取值为1,其他情况为0。具体结果见表8。

从消费结构来看,抚养型阶段对农户生存型、发展型和享受型消费不平等的影响均显著为负,即与其他三种生命周期阶段相比,抚养型阶段的生存型、发展型和享受型消费不平等状况相对较轻。且抚养型阶段的发展型消费不平等程度更容易降低,其次是生存型消费,作用程度最弱的是享受型消费。扩张型阶段也呈现出了类似的负向影响。这表明在不同家庭生命周期阶段主要通过对发展型消费产生影响来抑制农户总消费不平等。

对比表8中各列回归结果还发现,起步型阶段和空巢型阶段对农户生存型、发展型和享受型

消费不平等的影响与抚养型、扩张型的影响截然相反。这意味着，与其他三种类型农户相比，起步型和空巢型家庭均加剧了农户生存型、发展型、享受型三种类型消费的不平等程度，尤其是发展型消费的不平等状况，可能的原因在于起步型家庭、空巢型家庭在医疗保健、培训教育和邮费通讯方面的开支呈现出了阶层和行为分化特征，由此在发展型方面的消费不平等更严重。故以家庭生命阶段衡量的农户消费类型差异对消费不平等呈现出了显著的结构异质性特征，且无论是加剧作用还是缓解作用，发展型消费不平等均为关键指标。

表 8　不同家庭生命周期对农户消费不平等的结构性影响

变量	消费不平等(生存型消费)				消费不平等(发展型消费)				消费不平等(享受型消费)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
起步型阶段	0.022*				0.036***				0.030**			
	(0.013)				(0.013)				(0.013)			
抚养型阶段		-0.022***				-0.046***				-0.019***		
		(0.006)				(0.006)				(0.006)		
扩张型阶段			-0.006				-0.021***				-0.008	
			(0.007)				(0.007)				(0.006)	
空巢型阶段				0.0678***				0.167***				0.060***
				(0.0106)				(0.011)				(0.011)
亲缘型社会资本	-0.076***	-0.077***	-0.076***	-0.076***	-0.062***	-0.064***	-0.062***	-0.061***	-0.067***	-0.068***	-0.067***	-0.067***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
组织型社会资本	-0.075***	-0.074***	-0.075***	-0.073***	-0.092***	-0.090***	-0.092***	-0.089***	-0.018	-0.017	-0.018	-0.016
	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
基础教育	-0.062***	-0.059***	-0.061***	-0.059***	-0.045***	-0.041***	-0.044***	-0.039***	-0.047***	-0.044***	-0.045***	-0.044***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.0100)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.3871***	0.3973***	0.4097***	0.4101***	0.4245***	0.4369***	0.4671***	0.4651***	0.8396***	0.8575***	0.8701***	0.8682***
	(0.0188)	(0.0155)	(0.0158)	(0.0153)	(0.0194)	(0.0159)	(0.0164)	(0.0155)	(0.0185)	(0.0152)	(0.0155)	(0.0150)

进一步分析人力资本、社会资本对不同类型农户消费异质性可知：第一，以是否获得亲戚经济支持衡量的亲缘型社会资本对所有类型农户消费不平等均产生了显著的抑制作用，且在农户生存型消费不平等中具有更加明显的抑制作用，具体而言，与对照组相比，亲缘型社会资本状况较好的农户其生存型消费不平等程度会降低 0.076 个单位。亲缘型社会资本对农户发展型和享受型消费不平等的抑制作用大致为 0.061 ~ 0.068 之间，可能的原因在于，亲缘型社会资本的经济支持作用往往更容易体现在对困难农户衣食住等基本消费方面。第二，以组织身份（是否专业技术协会成员）衡量的组织型社会资本对部分类型农户消费不平等存在显著影响。尽管组织型社会资本对农户生存型、发展型消费不平等的抑制作用依然存在，但这种影响对享受型消费不平等的抑制作用并不显著。再者组织型社会资本对发展型消费不平等的抑制作用为 0.09 个单位，从侧面证实了强化组织型社会资本政策的重要性，同时也说明组织型社会资本对家庭消费不平等的影响存在结构性。第三，与假设基本一致，以基础教育衡量的人力资本对所有类型的消费不平等均存在抑制作用。尤其对农户生存型消费不平等的抑制作用最明显，再次佐证了人力资本在消费不平等中的重要作用。

六、家庭生命周期视角下缓解农户消费不平等的政策建议

(一)研究结论

本文采用CFPS2016数据着重考察了人力资本、社会资本的禀赋效应对不同家庭生命周期阶段农户消费不平等的影响及其作用机理。研究发现:(1)样本农户的家庭消费相对不平等程度总体较严重,且呈现出生命周期消费异质性特征,空巢型家庭的消费基尼系数高达0.4614。(2)人力资本和社会资本水平的提升能有效降低农户消费不平等程度,但人力资本对消费不平等的影响随生命周期变化而减弱,而亲缘型社会资本对农户消费不平等的影响呈"驼峰状";其中亲缘型社会资本对空巢型家庭消费不平等的抑制效应非常显著;组织型社会资本则仅对抚养型家庭和空巢型家庭存在影响,且采用PSM方法控制了样本选择偏差后依然稳健。(3)从消费结构来看,抚养型家庭的消费不平等程度比对照组显著更低,起步型和空巢型家庭的消费不平等程度比对照组显著更高,并且,本文还发现,家庭生命周期消费效应在农户发展型消费不平等中产生的作用最明显。(4)中介检验结果表明人力资本积累通过影响农户非农就业来降低农户消费剥夺,社会资本通过缓解农户融资约束和提高家庭收入地位来降低农户的消费不平等,此外,在不同家庭生命周期阶段主要通过对发展型消费产生影响来抑制农户总消费不平等。

(二)政策建议

基于上述实证结果,我们可得到以下的政策启示:一是在经济转型的过程中,应通过加大农村社会资本投入,通过政府推动提升弱势农户的社会资本水平,建立合理的帮扶关系,并鼓励农村居民合理利用亲戚、朋友和组织身份等结构型社会资源,改善就业并增强自身应对压力事件的能力和风险防御能力。充分促进农户社会资本积累,全面发挥社会资本缓解消费不平等的作用。二是人力资本对消费不平等产生了积极作用,政府需加强农村基础教育投入力度,提高教育质量,稳定家庭生计、拓展家庭收入来源,使农村居民获得更加高收入的工作获取机会和非农就业条件,促进农户消费能力提升,抑制农村居民消费不平等程度。三是在强化人力资本和社会资本的同时,完善促进消费的体制机制,不断引导和转变农村居民消费观念以改善消费结构,实现由生存型消费向发展享受型消费转变,从"有"向"好"的转变,从消费总量和消费结构两个方面的提质升级和提质扩容。四是应从农户消费结构和家庭生命周期考虑,重视农村弱势群体的利益和机会获取不足以及农户收入层次分化和消费分层对农户消费的影响。

参考文献:

[1]赵周华,王树进.少子化、老龄化与农村居民消费率—基于省级面板数据的实证检验[J].农村经济,2018(2):52-58.

[2]穆光宗,茆长宝.人口少子化与老龄化关系探究[J].西南民族大学学报(人文社科版),2017(6):1-6.

[3]宋明月,臧旭恒.不确定性、粘性信息的叠加效应与我国农村消费潜力释放[J].经济评论,2018(3):129-141.

[4]胡历芳,曾寅初.收入对农户消费的影响是一致的吗?—基于武陵山片区477户农户数据的分位数回归分析[J].消费经济,2016(3):37-43.

[5]CHETTY R, SZEIDL A. Consumption Commitments and Habit Formation[J]. Econometrica, 2016(2):855-890.

[6]王小华,温涛,朱炯.习惯形成、收入结构失衡与农村居民消费行为演化研究[J].经济学动态,2016(10):39-49.

[7]ROYCHOWDHURY P. Visible Inequality, Status Competition, and Conspicuous Consumption: Evidence From Rural India[J]. Oxford Economic Papers, 2017(1):gpw056.

[8]程名望,史清华,JIN YANHONG.农户收入水平、结构及其影响因素—基于全国农村固定观察点微观数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2014(5):3-19.

[9]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[J].中国人口·资源与环境,2019(3).

[10]刘雯.收入差距、社会资本与农户消费[J].中国农村经济,2018(6):84-100.

[11]南永清,臧旭恒,蔡海亚.社会网络影响了农村居民消费吗[J].山西财经大学学报,2019(3):1-15.

[12]王建.村庄非农化、社会资本与农民家庭收入[J].华南农业大学学报(社会科学版),2019(2):71-83.

[13]张永丽,徐腊梅.互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响—基于甘肃省1735个农户的调查[J].中国农村经济,2019(2):42-59.

[14]朱勤,魏涛远.中国人口老龄化与城镇化对未来居民消费的影响分析[J].人口研究,2016(6):62-75.

[15]陈建宝,李坤明.收入分配、人口结构与消费结构:理论与实证研究[J].上海经济研究,2013(4):74-87.

[16]张慧芳,朱雅玲.居民收入结构与消费结构关系演化的差异研究—基于AIDS扩展模型[J].经济理论与经济管理,2017(12):23-35.

[17]文洪星,韩青.非农就业如何影响农村居民家庭消费—基于总量与结构视角[J].中国农村观察,2018(3):91-109.

[18]潘敏,刘知琪.居民家庭"加杠杆"能促进消费吗?—来自中国家庭微观调查的经验证据[J].金融研究,2018(4):71-87.

[19]杨汝岱,袁碧姝.新农保与农村居民消费[J].消费经济,2019(1):3-12.

[20]晁钢令,万广圣.农民工家庭生命周期变异及对其家庭消费结构的影响[J].管理世界,2016(11).

[21]彭继权,吴海涛.家庭生命周期视角下农户多维贫困影响因素研究[J].世界经济文汇,2017(6):72-87.

[22]王跃生.家庭生命周期、夫妇生命历程与家庭结构变动—以河北农村调查数据为基础的分析[J].社会科学战线,2011(6):176-190.

[23]诸培新,杨子,饶芳萍.家庭生命周期对土地规模经营的影响研究[J].中国人口科学,2017(6):43-53.

[24]孙豪,胡志军,陈建东.中国消费基尼系数估算及社会福利分析[J].数量经济技术经济研究,2017(12):41-57.

[25]朱梦冰.我国农村居民消费不平等的演变趋势[J].北京工商大学学报(社会科学版),2018(1):9-18.

[26]NANAK KAKWANI. The Relative Deprivation Curve and Its Applications[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1984(4):384-394.

[27]任国强,尚金艳. 基于相对剥夺理论的基尼系数子群分解方法研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(8):103-114.

[28]RUNCIMAN W G. Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-Century England [M]. Berkeley: University of California Press, 1966.

[29]赵达,谭之博,张军.中国城镇地区消费不平等演变趋势—新视角与新证据[J].财贸经济,2017(6):115-129.

[30]丁士军,杨晶,吴海涛.失地农户收入流动及其影响因素分析[J].中国人口科学,2016(2):116-125.

[31]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(5):731-745.

[32]李谷成,李烨阳,周晓时.农业机械化、劳动力转移与农民收入增长—孰因孰果?[J].中国农村经济,2018(11):112-127.

[33]CHANTARAT S, BARRETT C B. Social network capital, economic mobility and poverty traps[J]. Journal of Eco-

nomic Inequality, 2012(3):299 - 342.
[34]汪险生,郭忠兴,李宁,等. 土地征收对农户就业及福利的影响—基于 CHIP 数据的实证分析[J]. 公共管理学报,2019(1):153 - 168.

Impact of Human Capital and Social Capital on Household Consumption Inequality

YANG Jing[1], HUANG Yun[2]
(1. *The Center for Social Security Study*, *Wuhan University*, *Wuhan* 430072, *China*;
2. *The Economic Research Center*, *Nankai University*, *Tianjin* 300071, *China*)

Abstract: This paper illustrates the impact of human capital and social capital on consumption inequality and its mechanism from the perspective of family life cycle based on the data of CFPS2016. The results are: firstly, farmer' consumption inequality is relatively serious on the whole, and consumption in different family life cycle has heterogeneous characteristics. Secondly, human capital and social capital alleviates the consumption deprivation of farmers significantly, and the inhibiting effect of human capital on the consumption inequality decreases in turn in different family life cycle. However, the effect of kin social capital sometimes becomes a hump-shaped form; tissue social capital affects foster families and empty-nest families. Thirdly, compared with other control groups, the consumption inequality of foster families is lower than other families, while the consumption inequality of start-up families or empty-nest families is higher than that of the control group, and the influence of family life cycle on farmers' consumption inequality may take part in the developing type of consumption. Finally, this paper utilizes the intermediary effect model and finds that human capital accumulation can reduce the consumption deprivation of farmers by affecting their non-agricultural employment, social capital can reduce the consumption inequality of farmers by alleviating their household financing constraints and improving their household income status.

Key Words: family life cycle; human capital; social capital; consumption inequality; non-agricultural employment; rural consumption