

# 户主亲社会偏好与家庭消费升级

刘慧宏 张儒森 胡善成

**摘要:**亲社会偏好是理解家庭消费行为和优化提振消费政策的重要视角。本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据,从利他、公平、互惠以及公益四个维度对户主的亲社会偏好进行测度,进而研究户主亲社会偏好对家庭消费升级的影响效应及其作用机制。研究发现,户主亲社会偏好能够带动家庭消费的扩容与提质,即促进家庭消费升级。经过内生性分析和一系列稳健性检验后,这一结论依然成立。机制分析表明,户主亲社会偏好能够通过拓宽正式和非正式社会网络的广度和强度,进而促进家庭消费升级。此外,对于城镇地区家庭、高资产家庭以及青年家庭而言,户主亲社会偏好的促进作用更加明显。本文的研究不仅拓展了消费行为理论的研究视角,也为通过亲社会偏好促进家庭消费升级提供了政策启示。

**关键词:**提振消费 亲社会偏好 家庭消费 消费升级 社会网络

中图分类号:F126.1

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2026)01-0019-16

## 一、问题提出

居民消费需求扩张与消费结构升级不仅是中国当下及未来扩大内需、推动经济可持续发展的重要支撑,也是满足人民日益增长的美好生活需要的直接体现。2025年《政府工作报告》明确提出“经济政策的着力点更多转向惠民生、促消费,以消费提振畅通经济循环,以消费升级引领产业升级,在保障和改善民生中打造新的经济增长点”,并将“大力提振消费、提高投资效益,全方位扩大国内需求”作为十大任务之首。然而,当前中国居民消费率不足、消费结构升级缓慢等问题依然突出,阻碍了消费这驾“马车”对经济的拉动作用。根据国家统计局数据,新冠疫情冲击之前,中国最终消费对经济增长的贡献率长期保持在50%以上,受疫情影响,2020年消费出现断崖式下跌。进入后疫情时代,消费市场呈现快速恢复态势,线下消费场所的营业额逐步回升,地区间人口流动愈加频繁,并带来了巨大的经济效益,但居民家庭的“低消费、高储蓄”现象始终未得到根本性改善<sup>[1]</sup>。与此同时,世界银行数据显示,2020年中国居民消费占国内生产总值的比重为38.2%,是二十国集团(G20)中唯一低于40%的国家。可见,中国居民家庭消费规模及其结构仍有较大的改善与升级空间。提振消费是扩大内需、做强国内大循环的关键,如何找到提振消费的路径来释放消费潜力显得尤为重要。

收稿日期:2025-04-01;修回日期:2025-12-04

基金项目:浙江省统计科学研究项目“浙江省数据资本核算与政策优化路径研究”(25TJQN07)

作者简介:刘慧宏 宁波大学商学院教授,宁波,315211;

张儒森 宁波大学商学院硕士研究生;

胡善成 宁波大学商学院讲师,通信作者。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

家庭消费行为是微观经济学和行为经济学研究的重要问题,而消费升级作为扩大内需、推动经济高质量发展的重要手段,也越来越受到学者们的广泛关注。关于家庭消费升级的影响因素,前期研究主要聚焦在两个方面。一是数字经济发展带来的消费升级效应。数字经济的发展能够通过优化家庭资产配置<sup>[2]</sup>、促进消费需求增长<sup>[3]</sup>等渠道,推动家庭消费的扩容与提质;同时,作为国民经济发展的新动能,数字技术与金融体系的融合发展能够降低金融服务门槛、拓宽融资渠道、提高金融可行性等,进而促进家庭消费<sup>[4-5]</sup>。二是家庭和个人特征的潜在影响。这方面研究主要关注就业质量<sup>[6]</sup>、财富积累差距<sup>[1]</sup>和家庭人口结构<sup>[7]</sup>等因素对家庭消费的影响。

消费作为一种经济和社会互动行为,具有鲜明的经济属性与社会属性双重特征<sup>[8]</sup>。前文已经对经济因素进行了简单梳理,但是目前从心理学和社会学角度探讨社会因素对家庭消费影响的研究相对较少,部分学者从家庭关系、性别角色观念和社会网络角度探讨社会因素对家庭消费的影响。例如,田子方等基于独具中国特色的家庭关系,发现较为紧密的家庭关系能够提升消费水平<sup>[9]</sup>;李新荣等通过构建家庭效用模型,研究发现如果女性具有传统性别角色观念,则会对家庭消费升级产生抑制作用<sup>[10]</sup>;王志刚和胡宁宁从正式与非正式社会网络视角出发,发现两者均能提高家庭消费水平,并促进消费结构改善<sup>[11]</sup>。然而,上述研究所关注的社会网络更多体现出的是乡村烙印和都市印记,却忽视了微观个体自身的亲社会偏好(prosocial preference)对家庭消费行为的潜在影响。就本质而言,社会网络是个体在社会中形成的关系结构,侧重于个体与他人或组织的连接方式,是个体获取资源、传递信息的外部载体;而亲社会偏好是个体在决策中主动将他人利益、群体福祉或社会公共目标纳入考量,并愿意为实现非自身直接利益付出成本的一种内在心理倾向<sup>[12]</sup>。狭义的亲社会偏好是指个体不仅关心自身的物质收益,也会关心他人的物质利益,而广义的亲社会偏好则涵盖一切对他人、群体及社会有益并符合社会期望的行为<sup>[13]</sup>,具体表现为利他与互惠<sup>[14]</sup>,这与“大五”人格中的外向性、顺同性相吻合<sup>[15]</sup>。遗憾的是,目前鲜有学者对亲社会偏好与家庭消费升级之间的关系进行系统研究,而这正是本文要解决的关键问题。

弗里德曼指出,“除了个人分享的价值与责任外,不存在任何意义上的‘社会价值’和‘社会责任’”<sup>[16]</sup>。其核心在于强调了微观个体的独立性与自利性,这与标准经济学中“经济人”或“理性人”假设相契合。虽然该理论在行为经济学视角下得以扩展和改进,但始终未脱离理性经济人的框架。然而在经济活动中,社会成员之间的联系与互动是必需的,微观个体的亲社会偏好不可忽视。亲社会偏好是多维度心理倾向的集合,主要包括利他倾向、公平偏好、互惠倾向以及公益倾向<sup>[17-19]</sup>,其本质在于个体在行为决策中表现出的,以促进他人利益、增进社会和谐与福祉为目标的内在倾向或心理特质,更加强调人性的“非理性光辉”,而非仅简单追求自我利益最大化。这一概念揭示了人类行为的社会性本质,即个体的选择不仅受自身收益驱动,更会因对他人处境的关注、对公平的追求、对社会规则的认同而调整,是人类社会协作、信任与道德秩序形成的重要心理基础<sup>[14]</sup>。如今,人类具有亲社会偏好已成为一种公认的范式,这是人们生来就有的,在婴儿时期就能够展现出一定的亲社会行为。个体在接纳、践行及推动新型社会规范的过程中,会自然承担起其应承担的社会责任,体现了其亲社会偏好<sup>[13]</sup>。科申-希勒尔和亚尼夫(Choshen-Hillel & Yaniv)认为在个体能够决定自己和他人结果的决策环境中,亲社会偏好的存在会使其毫无意识地增强对他人福祉或其他利益方面的关注度,进而在一定程度上降低自身利益最大化<sup>[20]</sup>。若依据理性经济人的分析框架,仅通过衡量微观个体的成本与收益来刻画其亲社会偏好,忽视人性的“非理性光辉”,那么将限制对于经济主体亲社会偏好的理解。亲社会偏好就只能视作个人甘愿全部放弃或部分放弃私利的体现,从而无法充分论证和阐释亲社会偏好的价值与功效<sup>[21]</sup>。因此,必须超越单纯的利益权衡视角来讨论经济主体的亲社会偏好。

鉴于此,本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据,着重考察户主亲社会偏好对家庭消费升级的影响效

应及其作用机制。与既有研究相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,拓展了消费行为与亲社会偏好领域的研究边界。不同于以往侧重“自利动机”的消费行为研究,本文从微观个体在经济社会发展中自然呈现的亲社会偏好出发,将户主的亲社会倾向纳入家庭消费决策框架,系统阐释了个体在亲社会偏好驱动下的消费升级路径,为理解家庭消费结构的优化与升级提供了新的理论视角与微观经验证据。第二,从利他、公平、互惠与公益四个维度构建测度户主亲社会偏好的指标体系,弥补了既有研究在测度上的单一性局限,深入分析其对家庭消费升级的影响效应,揭示了“社会人”假设下消费升级的内在动因。本文实现了从“理性人”到“社会人”的分析范式转变,并推动了亲社会偏好与消费行为交叉研究从理论构念向实证识别的深化。第三,揭示亲社会偏好影响家庭消费升级的作用机制。本文将正式与非正式社会网络作为核心作用机制,分析户主亲社会偏好如何通过拓展社会联系、增强社会互动进而促进家庭消费升级。这不仅深化了亲社会偏好影响消费升级的理论认识,也为从社会嵌入性与政策协同角度有针对性地推动家庭消费扩容与提质提供了重要参考。

本文共分为五个部分,余下内容安排如下:第二部分是理论分析与研究假设;第三部分为实证设计;第四部分为实证结果与分析;最后是本文的结论与建议。

## 二、理论分析与研究假设

亲社会偏好影响家庭消费的理论基础在于人类行为的社会性。个体的消费选择不仅取决于自身需求和偏好,还受到社会规范、群体利益以及对他人福祉关注等因素的共同影响<sup>[8]</sup>。本质上,亲社会心理倾向通过重塑家庭消费决策的效用函数与资源配置逻辑,突破传统以“自我利益最大化”为核心的消费决策范式,推动家庭消费从生存型、物质型向发展型、享受型模式转变。传统消费理论以“理性经济人”假设为核心,认为个体效用主要来源于商品或服务的物质属性与使用价值,消费者在预算约束下实现私人物质效用最大化<sup>[22]</sup>。然而,户主的亲社会偏好会打破这一单一的效用逻辑,将他人福利与社会公共利益等非物质因素纳入家庭消费效用体系。从行为经济学视角看,亲社会偏好使个体能够将消费行为对他人或社会产生的正外部性内生化为自身效用<sup>[23]</sup>。当消费行为有助于提升他人福祉或者促进社会公共利益时,消费者会因利他满足感与社会认同感而获得额外效用<sup>[24]</sup>。这种效用增量可在一定程度上抵消消费升级带来的成本溢价,从而使升级型消费的总效用高于传统消费,形成家庭消费结构优化与升级的内生动力,促进家庭消费实现扩容与提质。由此可见,亲社会偏好不仅通过“使用价值”提升消费效用,更通过“社会价值”拓展商品的价值维度,使消费行为成为社会责任与价值表达的载体,推动家庭消费从被动满足需求向主动实现社会价值的方向演进。

进一步而言,消费行为源于个体动机,而动机则反映需求层次。根据马斯洛需求层次理论,人类需求可分为生理、安全、社交、尊重与自我实现五个层次。家庭消费最初集中于满足低层次的生理需求与安全需求,对应生存型消费;随着收入与认知水平提升,消费逐渐转向以发展型和享受型为主导,其核心特征是价值导向从物质满足向精神与社会价值的转变<sup>[25]</sup>。户主的亲社会偏好通过与需求层次理论及消费价值理论的耦合,为消费结构的这一跃迁提供了心理与行为机制支撑。具体而言,亲社会偏好较强的户主更倾向于将消费行为视为满足社交需求、尊重与自我实现需求的重要途径<sup>[26]</sup>。首先,从社交需求视角看,亲社会偏好促使个体形成“负责任的消费者”身份认同。这一认同会引导其排斥伦理失范型消费行为(如购买盗版商品),因为此类行为虽可带来短期私利,却违背社会公平与正义规范,导致社会认同受损;同时,其更偏好“伦理契合消费”,如购买公平贸易或公益关联商品,此类消费能够强化“负责任的消费者”形象,为个体带来额外效用<sup>[27]</sup>。其次,从尊重需求视角看,亲社会偏好不仅关乎个体自我价值认知,也体现在社会对个体利他行

为的认可。在中国传统“面子文化”背景下,这种社会认可尤为重要。根据物质占有论,个体可通过消费行为展示自身价值并获得群体认同。亲社会偏好较强的户主往往将“负责任消费”与“道德自我”联系起来,将消费作为自我尊重与社会尊重的实现途径。在社会互动中,这类行为被视为符合理性与社会伦理的选择,可传递户主的社会责任感并获得积极的社会反馈<sup>[28]</sup>。最后,从自我实现需求角度看,亲社会偏好将家庭消费与社会价值创造相结合,使消费升级成为个体实现自我价值的重要路径<sup>[29]</sup>。亲社会偏好较强的户主通常将提升社会参与程度和公共利益贡献的能力视为核心潜能目标,并将家庭消费作为实现这一潜能的重要投资载体<sup>[30]</sup>。通过参与社会公益、支持可持续消费等行为,户主不仅满足了自我实现的心理诉求,也赋予家庭消费以公共价值创造的功能。由此,亲社会偏好促使家庭消费由单纯的效用导向型转变为社会价值导向型,实现私人效用与社会价值的协同提升。

基于上述分析,本文提出假设1:户主亲社会偏好能够促进家庭消费水平提升,且更倾向于促进发展型以及享受型消费支出占比,进而带动家庭消费的扩容与提质,即促进家庭消费升级。

个体的亲社会偏好体现为对他人福祉的关注与在消费决策中做出有益于社会和他人的选择倾向。这种偏好促使个体与周围群体形成紧密的社会联系网络,增强其与社会成员之间的互动频率,从而在信息交流、资源共享与社会认同等方面对家庭消费行为产生深刻影响。具体而言,亲社会偏好通过社会网络机制影响家庭消费主要体现在三个方面。首先,亲社会偏好促成的社会联系能够转化为社会资本,而社会资本反映了个体在社会网络中可获取和可调动的资源总量。个体在网络结构中的位置与连接程度决定了其能够获得的信息与资源的数量和质量,从而影响其社会资本积累及资源整合能力<sup>[31]</sup>。社会网络在信息传递过程中发挥关键作用,其内部互惠与信任机制能够抑制信息失真与不对称风险,拓宽信息获取渠道与范围。这种信息优势有助于提高经济决策的效率与质量,为家庭消费提供更充分、更准确的参考依据<sup>[31]</sup>。其次,社会网络所带来的资源互通与情感联结,进一步增强了家庭的经济安全与消费能力。亲社会行为建立的情感纽带提升了社会网络的稳定性,而稳定的社会网络可通过强化成员间的信任与合作,产生知识与资源的溢出效应。这一过程不仅提高了个体的收入与生产能力,也通过收入效应促进了家庭消费水平的提升。此外,社会网络还能在家庭面临资金需求时提供工具性与非工具性支持<sup>[32]</sup>,网络内部的金融资源交流机制则有助于成员拓展信贷与借贷渠道,缓解流动性约束,进而平滑家庭消费<sup>[33]</sup>。最后,亲社会偏好形成的社会网络还通过社会比较与示范效应影响家庭消费行为。处于同一网络中的个体,其消费行为易受他人影响,高消费水平家庭可能通过示范效应带动低消费水平家庭提高消费支出,从而实现“向上趋同”的消费升级<sup>[34]</sup>。同时,社会比较效应会强化家庭对社会群体的参照认同,使其在消费决策中更注重社会形象与地位认同<sup>[35]</sup>。

基于上述分析,本文提出假设2:户主亲社会偏好能够通过拓宽社会网络,进而带动家庭消费的扩容与提质,促进家庭消费升级。

### 三、实证设计

#### (一) 数据来源与处理

本文样本数据选自中国家庭追踪调查(CFPS)项目。CFPS问卷中有关经济的相关数据是基于每个家庭财务负责人的回答,本文将财务负责人默认为家庭户主。因此,本文关注的是户主亲社会偏好对家庭消费升级的影响。主要采用2012年至2022年的家庭和成人间卷数据,部分变量数据来自2010年问卷。地区层面数据来自《中国统计年鉴》、上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台、《中国书院辞典》及各地方志。

为保证估计结果的可信度,本文对样本数据进行了如下处理:(1)剔除户主亲社会偏好与家庭消费升级

等关键变量存在缺失值的样本;(2)剔除户主年龄小于16周岁或者大于80周岁的样本;(3)剔除家庭总收入、家庭净资产小于0的样本,并对总收入、净资产等连续变量进行上下1%缩尾处理以及加1后取自然对数处理;(4)鉴于本研究需要控制户主人格特征等因素对家庭消费升级的潜在影响,借鉴田子方等<sup>[9]</sup>的做法,使用家庭代码进一步匹配了2012年的成人和家庭问卷数据,并对未匹配成功的家庭样本予以剔除。经过数据清洗后,最后得到了包含7 023个家庭、32 678个有效样本的非平衡面板数据。

## (二)模型设定

为了探究户主亲社会偏好对家庭消费升级的影响,本文借鉴葛继红等<sup>[36]</sup>、唐棣和金星晔<sup>[21]</sup>的做法,采用固定效应模型进行回归分析。计量模型设定如下:

$$Con\_fund_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Prosocial_{ijt} + X'_{ijt} \boldsymbol{\alpha}_2 + \theta_j + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$Con\_upgrade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Prosocial_{ijt} + X'_{ijt} \boldsymbol{\beta}_2 + \theta_j + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中,  $Con\_fund_{ijt}$  表示在  $j$  省(自治区、直辖市)的家庭  $i$  在第  $t$  年的生存型消费支出占比;  $Con\_upgrade_{ijt}$  为在  $j$  省的家庭  $i$  在第  $t$  年的发展享受型消费支出占比,作为家庭消费升级的衡量指标;  $Prosocial_{ijt}$  表示家庭  $i$  户主的亲社会偏好程度;  $X'_{ijt}$  代表可能影响家庭消费升级的控制变量向量;  $\theta_j$  表示省份固定效应;  $\lambda_t$  表示年份固定效应;  $\eta_i$  代表家庭固定效应;  $\varepsilon_{ijt}$  表示随机干扰项。本文重点关注系数  $\alpha_1$  与  $\beta_1$ ;若  $\alpha_1$  显著为负,且  $\beta_1$  显著为正,表明户主亲社会偏好能够降低家庭生存型消费支出占比,并间接提高发展享受型消费支出占比,进而优化家庭消费结构,实现消费升级。

## (三)变量说明

### 1. 被解释变量:家庭消费升级

根据马斯洛需求层次理论,家庭消费最初聚焦于生理需求、安全需求等低层次需求,对应生存型消费,当低层次需求得以满足,消费者就会转向高层次需求,而消费升级的核心标志正是消费结构从生存型消费占主导,转向发展型、享受型消费为主导<sup>[25]</sup>。学术界通常将家庭消费内容划分为生存、发展与享受三大类别,并以生存型消费支出占比降低,发展与享受型消费支出占比提升表征消费升级。这不仅彰显了家庭购买力的提升,也标志着消费结构的优化与消费层次的跃升。本文借鉴葛继红等<sup>[36]</sup>关于消费层次的分类方法,将家庭消费结构划分为生存型、发展型、享受型以及发展享受型消费支出占家庭总消费支出的比重,分别记为  $Con\_fund$ 、 $Con\_deve$ 、 $Con\_enjoy$  及  $Con\_upgrade$ 。国家统计局将消费支出划分为八大类,将食品、衣着和居住归类为生存型消费,用医疗保健、文教娱乐、交通通信、家庭设备及用品、其他支出等发展与享受型消费支出测度家庭消费提质。不仅如此,为了验证户主亲社会偏好对家庭消费扩容的潜在影响,本文还度量了家庭的总消费支出、发展型消费支出、享受型消费支出以及发展享受型消费支出,并对其进行加1后取自然对数处理,分别记为  $lncon$ 、 $lncon\_deve$ 、 $lncon\_enjoy$  及  $lncon\_upgrade$ 。

### 2. 解释变量:户主亲社会偏好

本文主要的核心解释变量是户主亲社会偏好。唐棣和金星晔<sup>[21]</sup>采用人情礼支出和社会捐赠作为亲社会偏好的衡量标准,但这种度量方式更多体现的是亲社会行为而非亲社会偏好。需要注意的是,亲社会行为与亲社会偏好之间存在紧密关联,即偏好是行为的心理基础,行为是偏好的外在体现。但不同的是,亲社会偏好的本质是多维度心理倾向的集合。鉴于此,本文参考卡默勒(Camerer)<sup>[18]</sup>、陈叶烽等<sup>[19]</sup>的方法,从利他倾向、公平偏好、互惠倾向、公益倾向四个维度对户主亲社会偏好进行度量。其中,利他倾向的核心是个体主动关注并回应他人兴趣与需要的心理倾向;公平偏好的核心是个体对资源分配公平性的敏感感知,以及为维护公平采取行动的倾向;互惠倾向的核心是个体在人际交往中遵循“对等回应、尊重他人”的互动逻辑。

辑,以维持公平互动关系的倾向;而公益倾向的核心则是个体对公共利益与集体福祉的主动关注,并通过实际行为贡献公共利益的倾向。具体的指标选取与说明如表1所示。本文对上述六个指标采用熵值法度量户主亲社会偏好,记为 *Prosocial*。数值越大,表明户主亲社会偏好程度越高。

表1 亲社会偏好指标体系

| 维度   | 主要特征                 | 变量取值说明  |
|------|----------------------|---|
| 利他倾向 | 个体对别人的兴趣和需要的关注程度     | 用“不被人讨厌的重要程度”衡量<br>用“人缘关系有多好”衡量                 |
| 公平偏好 | 个体对资源分配公平性的关注与维护倾向   | 用“是否采用不公平待遇处理方法”衡量,1表示户主会采取措施来应对不公平待遇,0表示户主选择忍让 |
| 互惠倾向 | 个体在人际交往中的平等和尊重       | 用“在与人相处方面能打几分”衡量<br>用“受访者对调查的配合程度”衡量            |
| 公益倾向 | 个体对公共利益与集体福祉的关注与贡献倾向 | 家庭是否有社会捐助行为,是=1,否=0                             |

### 3. 控制变量

借鉴既有研究成果,本文控制了其他可能影响家庭消费升级的因素,具体而言:

户主的人口统计学特征包括性别、年龄、户口、婚姻状况、健康状态、受教育程度等。此外,户主的人格特征也可能影响家庭消费决策,因此本文借鉴李涛和张文韬<sup>[15]</sup>、田子方等<sup>[9]</sup>的方法构造“大五”人格特征变量。需要注意的是,关于构造人格特征相关问题的组成要素主要来自成人问卷,主要包括两类:一类是成人问卷中的自评问题,占到人格特征相关问题的绝大部分,得分在1~5之间有序渐进变化;另一类是由访员观察评价的问题,但其仅占相关问题的少数,得分在1~7之间有序渐进变化。为此,本文借鉴李涛和张文韬<sup>[15]</sup>的方法,对第二类问题得分的取值范围进行相应调整。数值越大,表明相应维度的人格特征表现越突出。

家庭经济特征主要通过收入与净资产进行反映。其中,家庭总收入(单位:元)包括农业生产收入、工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入及其他收入;家庭净资产(单位:元)是家庭总资产与总负债的差值。家庭人口特征主要包括家庭抚养比,以家庭65周岁以上人口与16周岁以下人口占劳动年龄人口的比重进行度量。进一步考虑到宗族网络可能会对家庭消费造成影响<sup>[9]</sup>,本文针对受访者关于“是否参与家族祭祖/扫墓等活动”的回答构建虚拟变量,作为宗族网络的衡量指标。

在中观特征层面,本文主要控制了家庭所在省份的人均地区生产总值,反映家庭所在地区的经济发展水平。鉴于中国社会文化情景的特殊性,儒家文化所强调的“仁”“礼”“义”等价值观可能潜移默化地影响人们的行为方式和价值取向,因此本文还加入了省级层面的明清贞节牌坊数、儒家书院以及儒家寺庙数量。进一步,为缓解省域层面未观测因素以及宏观时间冲击可能带来的估计偏误,本文控制了省份固定效应与年份固定效应。除此之外,鉴于同一个社区内部家庭的消费水平之间可能存在相关性,本文将实证结果聚类到区县层面。

### 4. 机制变量:社会网络

考虑到社会网络具有内涵丰富性、内容多样性以及涉及广泛性等特点,本文尝试聚焦于微观群体层面的社会互动模式,将社会网络细分为正式社会网络与非正式社会网络两大类别,并进一步拆解为正式网络广度、正式网络强度、非正式网络广度及非正式网络强度四个维度,分别记为 *Network\_1*、*Network\_2*、*Network\_3* 及 *Network\_4*。关于正式网络广度,本文借鉴格鲁塔尔特等(Grootaert et al.)<sup>[37]</sup>的方法,将参与行业协会、工会等社会组织以及具备党员、团员身份的个体界定为拥有正式网络,并以户主参与各类组织机构的数量作为

正式网络广度的代理指标。正式网络强度主要反映个体与组织机构及其成员之间的紧密程度,而从微观个体认知视角出发,信任度能够体现这种主观心理倾向,是正式网络成员间共享资源的一种非制度性约束。基于此,本文采用户主对陌生人的信任度作为正式网络强度的代理变量。关于非正式网络广度,其主要是以亲友关系网络为基础形成的互助网络。借鉴王志刚和胡宁宁<sup>[11]</sup>的做法,根据家庭与亲戚、朋友之间是否存在互助行为,构建非正式网络广度指标。关于非正式关系网络强度,考虑到资金转移能够反映出实质性互动互助强度,本文参考柯杰升和罗必良<sup>[38]</sup>的方法,以家庭人情支出占家庭总收入的比值作为其衡量指标。

#### (四) 描述性统计

表2报告了主要变量的描述性统计结果。家庭生存型消费支出平均占总消费支出的58.35%,表明当前消费模式仍以食品、居住、衣着等基本需求为主;发展享受型消费合计占41.65%,其中发展型消费占比(25.51%)明显高于享受型消费(16.14%),这说明在基本生存需求得到满足后,居民家庭更倾向于投资于人力资本和未来发展,而非即时享乐。不仅如此,家庭总消费支出和发展享受型消费支出的标准差较大,说明不同家庭间的消费水平存在明显差别。除此之外,户主亲社会偏好的均值为0.4867,但标准差为0.3897,说明个体间的亲社会倾向存在明显异质性。总的来看,经过数据的初步处理之后,本文实证回归所需各类变量的描述性统计结果较为合理。

表2 主要变量的描述性统计结果

| 变量类型  | 变量          | 观测值    | 均值           | 标准差          | 最小值     | 最大值       |
|-------|-------------|--------|--------------|--------------|---------|-----------|
| 被解释变量 | 生存型消费支出占比   | 32 678 | 0.583 5      | 0.195 9      | 0       | 1         |
|       | 发展型消费支出占比   | 32 678 | 0.255 1      | 0.163 7      | 0       | 1         |
|       | 享受型消费支出占比   | 32 678 | 0.161 4      | 0.151 8      | 0       | 1         |
|       | 发展享受型消费支出占比 | 32 678 | 0.416 5      | 0.195 9      | 0       | 1         |
|       | 总消费支出       | 32 678 | 52 748.820 8 | 51 888.089 3 | 100     | 1 465 600 |
|       | 发展享受型消费支出   | 32 678 | 21 969.883 9 | 43 101.120 9 | 0       | 1 285 000 |
| 解释变量  | 户主亲社会偏好     | 32 678 | 0.486 7      | 0.389 7      | 0.120 8 | 0.865 3   |
| 控制变量  | 性别          | 32 678 | 0.529 1      | 0.499 2      | 0       | 1         |
|       | 年龄          | 32 678 | 49.416 8     | 13.497 0     | 16      | 80        |
|       | 农业户口        | 32 678 | 0.469 8      | 0.499 1      | 0       | 1         |
|       | 婚姻状况        | 32 678 | 0.869 3      | 0.337 1      | 0       | 1         |
|       | 健康状态        | 32 678 | 3.301 3      | 1.217 4      | 1       | 5         |
|       | 受教育年限       | 32 678 | 9.872 3      | 3.682 1      | 0       | 22        |
|       | 严谨性         | 32 678 | 3.612 5      | 0.863 9      | 1       | 5         |
|       | 外向性         | 32 678 | 4.026 2      | 0.976 4      | 1       | 5         |
|       | 顺同性         | 32 678 | 3.968 9      | 0.985 3      | 1       | 5         |
|       | 开放性         | 32 678 | 3.187 6      | 1.057 3      | 1       | 5         |
|       | 神经质         | 32 678 | 1.513 2      | 0.879 2      | 1       | 5         |
|       | 家庭总收入       | 32 678 | 56 478.520 0 | 91 324.140 0 | 100     | 4 073 000 |
|       | 家庭净资产       | 32 678 | 48 037.200 0 | 80 245.640 0 | 0       | 8 000 000 |

表2(续)

| 变量类型 | 变量       | 观测值    | 均值           | 标准差          | 最小值    | 最大值     |
|------|----------|--------|--------------|--------------|--------|---------|
|      | 家庭抚养比    | 32 678 | 0.421 0      | 0.366 6      | 0      | 5       |
|      | 宗族网络     | 32 678 | 0.613 3      | 0.493 7      | 0      | 1       |
|      | 人均地区生产总值 | 32 678 | 61 907.181 8 | 15 035.667 5 | 40 431 | 187 385 |
|      | 儒家文化     | 32 678 | 43.779 5     | 33.278 6     | 3      | 206     |

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归

本文采用固定效应模型依次对家庭生存型消费支出占比  $Con\_fund$ 、发展型消费支出占比  $Con\_deve$ 、享受型消费支出占比  $Con\_enjoy$  以及发展享受型消费支出占比  $Con\_upgrade$  进行回归分析。表 3 报告了基准回归结果。在控制了可能影响到家庭消费升级的因素后,  $Prosocial$  在 1% 水平下负向影响  $Con\_fund$ , 同时在 1% 水平下正向影响  $Con\_deve$ 、 $Con\_enjoy$  及  $Con\_upgrade$ 。上述结果表明, 户主亲社会偏好降低家庭生存型消费支出占比, 并提升发展型、享受型、发展享受型消费支出占比, 进而优化家庭消费结构, 实现消费升级。本文假设 1 得以验证。

表 3 基准回归结果

| 变量          | $Con\_fund$               | $Con\_deve$               | $Con\_enjoy$             | $Con\_upgrade$            |
|-------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| $Prosocial$ | -0.050 5 ***<br>(0.008 2) | 0.020 4 ***<br>(0.006 3)  | 0.070 9 ***<br>(0.007 3) | 0.050 5 ***<br>(0.008 2)  |
| 性别          | -0.002 4 **<br>(0.001 1)  | 0.001 8<br>(0.001 6)      | 0.001 2<br>(0.001 0)     | 0.002 4 **<br>(0.001 1)   |
| 年龄          | 0.001 5<br>(0.001 3)      | -0.002 9<br>(0.002 4)     | 0.001 9 *<br>(0.001 1)   | -0.001 5<br>(0.001 3)     |
| 年龄的平方/100   | -0.001 8<br>(0.001 6)     | 0.003 6 **<br>(0.001 7)   | -0.002 5 *<br>(0.001 4)  | 0.001 8<br>(0.001 6)      |
| 农业户口        | 0.024 7 ***<br>(0.009 0)  | -0.013 3 *<br>(0.007 0)   | 0.011 4 **<br>(0.005 4)  | -0.024 7 ***<br>(0.009 0) |
| 婚姻状况        | 0.006 3<br>(0.004 6)      | 0.002 7<br>(0.002 1)      | 0.009 0<br>(0.008 1)     | -0.006 3<br>(0.004 6)     |
| 健康状态        | 0.007 5 **<br>(0.003 3)   | -0.007 4 ***<br>(0.002 6) | -0.000 2<br>(0.000 3)    | -0.007 5 **<br>(0.003 3)  |
| 受教育年限       | -0.004 7 **<br>(0.002 3)  | 0.005 4 ***<br>(0.002 0)  | 0.000 8 *<br>(0.000 5)   | 0.004 7 **<br>(0.002 3)   |
| 严谨性         | 0.000 8<br>(0.000 7)      | -0.000 6<br>(0.000 6)     | -0.000 2<br>(0.000 3)    | -0.000 8<br>(0.000 7)     |
| 外向性         | -0.003 3 **<br>(0.001 6)  | 0.003 5 *<br>(0.001 9)    | 0.000 2 *<br>(0.000 1)   | 0.003 3 **<br>(0.001 6)   |
| 顺同性         | -0.004 3 *<br>(0.002 4)   | 0.004 5 **<br>(0.002 1)   | 0.000 3 ***<br>(0.000 1) | 0.004 3 *<br>(0.002 4)    |

表3(续)

| 变量       | Con_fund                  | Con_deve                 | Con_enjoy                | Con_upgrade              |
|----------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 开放性      | -0.001 1 ***<br>(0.000 3) | 0.001 3 *<br>(0.000 7)   | 0.001 2 **<br>(0.000 6)  | 0.001 1 ***<br>(0.000 3) |
| 神经质      | 0.000 4<br>(0.000 3)      | -0.000 5<br>(0.000 5)    | -0.000 1<br>(0.000 1)    | -0.000 4<br>(0.000 3)    |
| 家庭总收入    | -0.005 2 **<br>(0.002 5)  | 0.004 9 *<br>(0.002 8)   | 0.001 3 ***<br>(0.000 5) | 0.005 2 **<br>(0.002 5)  |
| 家庭净资产    | -0.006 2 *<br>(0.003 4)   | 0.002 6<br>(0.001 7)     | 0.002 7 ***<br>(0.001 1) | 0.006 2 *<br>(0.003 4)   |
| 家庭抚养比    | 0.019 7 *<br>(0.010 5)    | -0.021 9 *<br>(0.012 3)  | -0.002 2<br>(0.002 2)    | -0.019 7 *<br>(0.010 5)  |
| 宗族网络     | 0.008 4 **<br>(0.004 4)   | -0.015 9 *<br>(0.008 9)  | 0.006 5<br>(0.006 3)     | -0.008 4 **<br>(0.004 4) |
| 人均地区生产总值 | -0.019 7 **<br>(0.009 0)  | 0.032 1 **<br>(0.014 4)  | 0.031 1 ***<br>(0.011 9) | 0.019 7 **<br>(0.009 0)  |
| 儒家文化     | 0.003 3<br>(0.002 4)      | -0.000 6<br>(0.000 8)    | -0.002 3 *<br>(0.001 3)  | -0.003 3<br>(0.002 4)    |
| 常数项      | 0.537 1 ***<br>(0.087 2)  | 0.343 8 ***<br>(0.076 7) | 0.119 0 **<br>(0.051 2)  | 0.462 9 ***<br>(0.087 2) |
| 家庭固定效应   | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应   | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应   | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 观测值      | 32 678                    | 32 678                   | 32 678                   | 32 678                   |
| $R^2$    | 0.268 7                   | 0.259 8                  | 0.443 6                  | 0.268 7                  |

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 显著性水平; 括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。后表同。

## (二) 内生性分析

鉴于基准回归部分已经综合考虑到了经济学、社会学、人口学和心理学等多方面对家庭消费升级的潜在影响,但是遗漏变量的可能性依然存在。与此同时,家庭消费升级可能使消费者进入更高层次的社交圈子,这些社交圈子可能更注重社会责任,长期接触会潜移默化地影响家庭成员的观念,使其更关注社会问题,进而增强户主亲社会偏好,由此引发反向因果问题。因此,有必要进一步采取工具变量法进行内生性分析,以说明本文研究结论的可靠性。

有效的工具变量需要满足相关性和外生性两个基本条件,即与内生解释变量相关而又不直接影响被解释变量。为此,本文选取户主所在社区每平方公里拥有的公益组织(敬老院、养老院、老年活动场所以及老年社区服务机构)数量作为户主亲社会偏好的工具变量(*IV*)。首先,根据社会嵌入理论,个体的心理偏好与行为选择并非完全独立,而是深度嵌入其所在的社区环境中<sup>[39]</sup>。社区公益组织的存在,尤其是敬老院、养老院等聚焦关爱弱势群体、服务公共利益的机构,作为社区亲社会氛围的核心载体,本质是向居民传递关注他人需求、贡献公

共利益的亲社会规范<sup>[40]</sup>。这种规范会通过日常观察与邻里互动的方式内化为住户的价值观念,进而提升其亲社会偏好。不仅如此,公益组织的服务内容直接体现了“公平、互惠、公益”等亲社会核心价值,这种价值通过社区环境的常态化呈现,会持续强化户主对亲社会价值的认同,最终转化为更明显的亲社会偏好。除此之外,社区内公益组织密度越高,户主参与亲社会行为的空间成本、时间成本以及信息成本会明显降低,为户主的亲社会行为奠定了基础。因此,该工具变量满足相关性要求。其次,社区内敬老院、养老院等公益组织的数量与分布,主要由地方政府公共服务规划等外部因素决定,与户主的个体特征无关。另外,社区公益组织密度作为外部环境变量,并不会直接作用于家庭消费支出,故该工具变量满足外生性条件。

表4 内生性分析回归结果

| 变量                           | 第一阶段      | 第二阶段                      |                          |                          |                          |
|------------------------------|-----------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                              |           | <i>Con_fund</i>           | <i>Con_deve</i>          | <i>Con_enjoy</i>         | <i>Con_upgrade</i>       |
| <i>Prosocial</i>             |           | -0.078 4 ***<br>(0.010 3) | 0.028 2 ***<br>(0.007 2) | 0.100 0 ***<br>(0.010 9) | 0.078 4 ***<br>(0.010 3) |
| <i>IV</i>                    |           | 0.148 7 ***<br>(0.017 4)  |                          |                          |                          |
| 控制变量                         | 控制        | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应                       | 控制        | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应                       | 控制        | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应                       | 控制        | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 观测值                          | 32 678    | 32 678                    | 32 678                   | 32 678                   | 32 678                   |
| $R^2$                        | 0.865 2   | 0.287 1                   | 0.271 6                  | 0.470 0                  | 0.287 1                  |
| Kleibergen-Paap rk <i>F</i>  | 334.863 0 |                           |                          |                          |                          |
| Kleibergen-Paap rk <i>LM</i> | 516.627 0 |                           |                          |                          |                          |

表4报告了工具变量法的回归结果。第一阶段回归结果显示,工具变量的估计系数在1%水平下显著为正;弱工具变量检验使用的是Kleibergen-Paap rk *F*统计量(334.863 0),远大于临界值10,表明不存在弱工具变量问题;识别不足检验采用的是Kleibergen-Paap rk *LM*统计量(516.627 0),结果同样表明该工具变量不存在识别不足问题。总的来看,利用户主所在社区每平方公里拥有的公益组织数量作为户主亲社会偏好的工具变量是有效的。第二阶段回归结果表明,Prosocial在1%水平下负向影响*Con\_fund*,同时正向影响*Con\_deve*、*Con\_enjoy*及*Con\_upgrade*,这与基准回归结果基本保持一致,表明户主亲社会偏好能够促进家庭消费升级,验证了本文基本结论的可靠性。

### (三)稳健性检验

#### 1. 替换被解释变量

前文主要采用不同类型的消费支出占比进行回归分析,接下来对家庭的总消费支出、发展型消费支出、享受型消费支出、发展享受型消费支出(单位:元)加1后取自然对数处理,表5回归结果显示,Prosocial在1%水平下促进ln*con*、ln*con\_enjoy*及ln*con\_upgrade*,并在5%水平下正向影响ln*con\_deve*。这表明户主亲社会偏好程度越高,越容易提升家庭整体消费水平以及发展型和享受型消费支出水平。结合表3的回归结果,验证了户主亲社会偏好程度能够带动家庭消费的扩容与提质。

表 5 替换被解释变量:家庭消费支出

| 变量        | lncon                    | lncon_deve              | lncon_enjoy              | lncon_upgrade            |
|-----------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Prosocial | 0.159 4 ***<br>(0.029 2) | 0.077 8 **<br>(0.036 2) | 0.816 5 ***<br>(0.151 4) | 0.363 1 ***<br>(0.038 2) |
| 控制变量      | 控制                       | 控制                      | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应    | 控制                       | 控制                      | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应    | 控制                       | 控制                      | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应    | 控制                       | 控制                      | 控制                       | 控制                       |
| 观测值       | 32 678                   | 32 678                  | 32 678                   | 32 678                   |
| $R^2$     | 0.564 2                  | 0.442 9                 | 0.534 2                  | 0.515 0                  |

## 2. 更换核心解释变量

考虑到使用熵值法计算户主亲社会偏好指标可能存在估计偏误,本文采用因子分析法对指标体系中的六个指标进行降维处理,根据特征值大于1,累计贡献率大于65%的标准,本文保留前三个主成分因子,采用因子得分法构建户主亲社会偏好指标。表6结果表明,采用因子分析法后,Prosocial 负向影响 Con\_fund,同时正向影响 Con\_deve、Con\_enjoy、Con\_upgrade,lncon 及 lncon\_upgrade,这与前文回归结果基本保持一致。

表 6 更换核心解释变量

| 变量        | Con_fund                  | Con_deve                 | Con_enjoy                | Con_upgrade              | lncon                    | lncon_upgrade            |
|-----------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Prosocial | -0.008 6 ***<br>(0.002 3) | 0.009 5 ***<br>(0.003 1) | 0.002 5 ***<br>(0.000 8) | 0.008 6 ***<br>(0.002 3) | 0.029 3 ***<br>(0.009 1) | 0.005 5 ***<br>(0.001 4) |
| 控制变量      | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应    | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应    | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应    | 控制                        | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 观测值       | 32 678                    | 32 678                   | 32 678                   | 32 678                   | 32 678                   | 32 678                   |
| $R^2$     | 0.259 2                   | 0.259 7                  | 0.413 5                  | 0.259 2                  | 0.559 4                  | 0.501 4                  |

## (四) 机制检验

本文主要考察户主亲社会偏好能否通过拓宽正式网络广度、正式网络强度、非正式网络广度以及非正式网络强度,进而改善家庭消费结构,实现家庭消费升级。分析模型设定如下:

$$Network_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 Prosocial_{ijt} + X_{ijt} \gamma_2 + \theta_j + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

式(3)中,  $Network_{ijt}$  表示在  $j$  省(自治区、直辖市)的家庭  $i$  在第  $t$  年的社会网络。若  $\gamma_1$  显著为正,表明户主亲社会偏好能够通过拓宽社会网络,带动家庭消费扩容与提质,进而实现消费升级。

表7报告了机制检验的回归结果。Prosocial 在 1% 水平下正向影响正式网络广度( $Network\_1$ )、非正式网络广度( $Network\_3$ )及非正式网络强度( $Network\_4$ ),并在 10% 水平下正向影响正式网络强度( $Network\_2$ )。上述结果表明,户主亲社会偏好不仅能够同时拓宽家庭正式关系网络与非正式关系网络的覆盖广度,还能持续强化两类网络的连接强度与信任基础。这种网络优势进一步转化为实际消费助力:一方面通过资源传递获得更多与消费相关的物质、资金支持;另一方面有效缓解信息不对称,同时社会网络的示范向上效应还能带动家庭形成更积极的消费观念与更高层次的需求追求,最终带动家庭消费扩容与提质,助力家庭从基础型消费向发展型、享受型消费跨越,实现消费升级。本文的假设 2 得以验证。

表7 机制检验回归结果

| 变量        | Network_1                | Network_2              | Network_3                | Network_4                |
|-----------|--------------------------|------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Prosocial | 0.188 8 ***<br>(0.065 3) | 0.129 8 *<br>(0.072 1) | 0.003 5 ***<br>(0.001 3) | 0.031 4 ***<br>(0.012 1) |
| 控制变量      | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应    | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应    | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应    | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                       |
| 观测值       | 32 678                   | 32 678                 | 32 678                   | 32 678                   |
| $R^2$     | 0.338 6                  | 0.365 5                | 0.423 8                  | 0.301 7                  |

### (五) 异质性分析

#### 1. 城乡异质性

本文根据城乡异质性将样本划分为农村地区与城镇地区家庭两组,并据此构建虚拟变量 *Urban*,其中 *Urban*=1 表示城镇家庭, *Urban*=0 表示农村家庭。表 8 报告了基于城乡的异质性分析回归结果。分样本估计结果表明,城镇地区的户主亲社会偏好对家庭消费升级的促进作用要大于农村地区。在此基础上,引入 *Prosocial* 与 *Urban* 的交互项,结果显示, *Prosocial* × *Urban* 的回归系数与 *Prosocial* 保持一致,同样证明了城镇地区的户主亲社会偏好具有更强的消费促进作用。可能的原因在于,城镇家庭更易接触亲社会消费信息,也更理解其价值,并愿意为溢价买单,同时,城镇地区通常具备更为完善和广泛的商品供给服务,这为家庭消费奠定了坚实基础。

表8 城乡异质性分析回归结果

| 变量              | Con_upgrade              |                          |                          | Incon_upgrade            |                          |                          |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                 | 农村                       | 城镇                       | 全样本                      | 农村                       | 城镇                       | 全样本                      |
| Prosocial       | 0.045 5 ***<br>(0.010 6) | 0.065 0 ***<br>(0.012 8) | 0.055 4 ***<br>(0.012 3) | 0.302 9 ***<br>(0.052 3) | 0.437 7 ***<br>(0.054 8) | 0.414 3 ***<br>(0.050 2) |
| Prosocial×Urban |                          |                          | 0.007 2 **<br>(0.003 5)  |                          |                          | 0.111 4 **<br>(0.053 0)  |
| 控制变量            | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 观测值             | 15 360                   | 17 318                   | 32 678                   | 15 360                   | 17 318                   | 32 678                   |
| $R^2$           | 0.309 3                  | 0.262 0                  | 0.264 5                  | 0.541 9                  | 0.479 2                  | 0.514 8                  |

#### 2. 家庭经济状况异质性

户主亲社会偏好对其家庭消费升级的影响是否会因家庭经济状况而存在差异?本文通过家庭的净资产衡量家庭经济状况,将家庭净资产小于样本均值定义为低资产家庭,大于等于样本均值定义为高资产家庭,并设置虚拟变量 *Asset*,其中 *Asset*=1 表示高资产家庭, *Asset*=0 表示低资产家庭。表 9 回归结果表明,户

主亲社会偏好对高资产家庭消费升级的促进作用更为明显, *Prosocial* 与 *Asset* 的交互项同样证明了分组回归结果的准确性。这可能是因为, 高资产家庭的资产储备足、约束低, 可轻松为高溢价亲社会型升级消费买单, 相比之下低资产家庭仍需优先满足低层次需求。

表 9 家庭经济状况异质性分析回归结果

| 变量                              | Con_upgrade              |                          |                          | Incon_upgrade            |                          |                          |
|---------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                                 | 低资产                      | 高资产                      | 全样本                      | 低资产                      | 高资产                      | 全样本                      |
| <i>Prosocial</i>                | 0.042 0 ***<br>(0.010 2) | 0.072 8 ***<br>(0.017 3) | 0.046 5 ***<br>(0.010 2) | 0.249 6 ***<br>(0.041 6) | 0.518 4 ***<br>(0.076 5) | 0.275 2 ***<br>(0.040 7) |
| <i>Prosocial</i> × <i>Asset</i> |                          |                          | 0.013 1 **<br>(0.006 4)  |                          |                          | 0.210 4 ***<br>(0.068 6) |
| 控制变量                            | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应                          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应                          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 省份固定效应                          | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 观测值                             | 18 954                   | 13 724                   | 32 678                   | 18 954                   | 13 724                   | 32 678                   |
| <i>R</i> <sup>2</sup>           | 0.255 8                  | 0.295 2                  | 0.264 0                  | 0.481 5                  | 0.481 0                  | 0.515 8                  |

### 3. 生命周期异质性

由于不同生命周期的家庭特征具有显著差异, 因此研究不同生命周期家庭户主的亲社会偏好对家庭消费升级的影响具有现实意义。本文将户主年龄作为家庭生命周期的代理变量, 按照户主年龄划分为青年家庭(45岁及以下)与中老年家庭(45岁以上), 并据此设置虚拟变量 *Life*, 其中 *Life* = 1 表示青年家庭, *Life* = 0 表示中老年家庭。表 10 回归结果显示, 相比中老年户主, 青年户主的亲社会偏好对家庭消费升级具有更为明显的促进作用, 该结论也得到了 *Prosocial* 与 *Life* 交互项结果的进一步证明。可能的原因是, 消费升级往往伴随着对新的消费理念、产品和服务的接受和使用, 而年龄较大的户主成长于物资相对匮乏、社会观念较为传统的时期, 形成了较为稳定和保守的消费观念, 更注重消费的实用性和性价比, 并且其对新的消费趋势和产品接受度较低, 更习惯于使用熟悉的、传统的产品和服务。这会导致年龄较大的户主对新的消费模式和产品的了解和适应能力有限, 进而限制了亲社会偏好对消费升级的促进作用。

表 10 生命周期异质性分析回归结果

| 变量                             | Con_upgrade              |                          |                          | Incon_upgrade            |                          |                          |
|--------------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
|                                | 青年                       | 中老年                      | 全样本                      | 青年                       | 中老年                      | 全样本                      |
| <i>Prosocial</i>               | 0.057 0 ***<br>(0.010 6) | 0.043 2 ***<br>(0.013 5) | 0.051 1 ***<br>(0.010 7) | 0.414 0 ***<br>(0.055 4) | 0.317 9 ***<br>(0.051 4) | 0.318 1 ***<br>(0.046 1) |
| <i>Prosocial</i> × <i>Life</i> |                          |                          | 0.000 7 **<br>(0.000 3)  |                          |                          | 0.069 3 **<br>(0.033 2)  |
| 控制变量                           | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 家庭固定效应                         | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |
| 年份固定效应                         | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       | 控制                       |

表10(续)

| 变量     | Con_upgrade |         |         | Incon_upgrade |         |         |
|--------|-------------|---------|---------|---------------|---------|---------|
|        | 青年          | 中老年     | 全样本     | 青年            | 中老年     | 全样本     |
| 省份固定效应 | 控制          | 控制      | 控制      | 控制            | 控制      | 控制      |
| 观测值    | 14 704      | 17 974  | 32 678  | 14 704        | 17 974  | 32 678  |
| $R^2$  | 0.282 9     | 0.219 7 | 0.264 0 | 0.517 1       | 0.477 5 | 0.514 6 |

## 五、结论与建议

本文基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据,系统研究户主亲社会偏好对家庭消费升级的影响效应及其作用机制,得到以下主要研究结论:第一,户主的亲社会偏好能够促进家庭消费的扩容与提质,推动家庭消费升级;第二,户主亲社会偏好能够通过拓宽正式和非正式社会网络的广度和强度,进而促进家庭消费升级;第三,户主的亲社会偏好对家庭消费的促进作用存在明显异质性,其对城镇家庭、高资产家庭以及青年家庭的消费提质与扩容作用更为明显。

依据本文的研究结论,提出相关政策建议如下:

首先,优化公益生态,厚植亲社会土壤。地方政府可简化公益组织登记注册程序,推行“一窗受理、并联审批”。同时通过提供免费(或低价)办公场地、设立专项孵化基金、发放小额项目补贴等方式,重点扶持扎根社区的文教传播、生态环保、邻里互助等小微公益组织。这不仅能有效培育居民的亲社会偏好,更能将社区打造为“亲社会消费”与公益实践融合的枢纽,为家庭消费升级注入价值内涵。

其次,筑牢民生保障,释放消费潜力。一方面,扎实推进稳就业政策落地,通过开展针对性技能培训、加大创业扶持力度等举措,稳固家庭收入基本盘,提升居民消费能力;另一方面,进一步扩大医疗、养老、教育等基本公共服务的覆盖范围,持续提高保障水平,有效缓解家庭对未来生活的不确定性预期。稳定的民生预期能够增强居民消费信心,引导家庭将更多常规收入投向发展型与享受型消费领域。

最后,精准施策帮扶,突破消费瓶颈。对亲社会偏好较弱的群体,政策核心应指向“赋能”与“增收”。通过定制化职业技能培训、依托地方特色产业创造就业,切实提高其可持续收入水平。同时加强农村及偏远地区的物流体系、商业网点与便民服务设施建设,确保消费潜力能顺畅转化为现实需求,让全体居民都能共享消费升级的红利。

### 参考文献:

- [1] 甘煦,田鹏,林怡彤.财富差距、家庭消费与共同富裕[J].消费经济,2024,40(3):18-29.
- [2] 夏帅,疏爽,谭黎阳.数字经济、家庭资产配置与消费升级[J].广东财经大学学报,2023,38(6):4-20.
- [3] 张雅俊,张颖熙.数字贸易对居民消费提质升级的影响研究[J].首都经济贸易大学学报,2024,26(1):66-80.
- [4] HU D B, ZHAI C Z, ZHAO S B. Does digital finance promote household consumption upgrading? An analysis based on data from the China Family Panel Studies[J]. Economic Modelling, 2023, 125: 106377.
- [5] 刘亦文,郭睿,罗涵秋.金融可得性提振居民消费升级的作用机制与影响效应[J].财经理论与实践,2025,46(2):18-25.
- [6] 包文,赵春明.就业质量促进家庭消费升级的理论与实证分析[J].财经理论与实践,2024,45(2):121-127.
- [7] 张志新,杨在顺,丁鑫.单人户家庭与消费升级:结构与品质视角[J].消费经济,2024,40(5):66-78.
- [8] DE GIORGI G, FREDERIKSEN A, PISTAFERRI L. Consumption network effects[J]. The Review of Economic Studies, 2020, 87(1): 130-163.
- [9] 田子方,李涛,伏霖.家庭关系与居民消费[J].经济研究,2022,57(6):173-190.

- [10] 李新荣, 吴涵, 史宇鹏. 性别角色观念与家庭消费结构——基于中国家庭追踪调查数据的研究[J]. 中央财经大学学报, 2023(8): 73–90.
- [11] 王志刚, 胡宁宁. 双重社会网络视角下的家庭消费行为研究[J]. 中国经济问题, 2024(4): 64–79.
- [12] YAMAGISHI T, MIFUNE N, LI Y, et al. Is behavioral pro-sociality game-specific? Pro-social preference and expectations of pro-sociality[J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2013, 120(2): 260–271.
- [13] EISENBERG N, FABES R A, SPONRAD T L. *Prosocial development*[M]//EISENBERG N, DAMON W, LERNER R M. *Handbook of child psychology: social, emotional, and personality development*. 6th ed. New York: John Wiley & Sons, 2007: 646–718.
- [14] 陈叶烽. 亲社会性行为及其社会偏好的分解[J]. 经济研究, 2009, 44(12): 131–144.
- [15] 李涛, 张文韬. 人格特征与股票投资[J]. 经济研究, 2015, 50(6): 103–116.
- [16] 弗里德曼. 弗里德曼文萃[M]. 高榕, 译. 北京: 北京经济学院出版社, 1991.
- [17] RABIN M. Incorporating fairness into game theory and economics[J]. *American Economic Review*, 1993, 83(5): 1281–1302.
- [18] CAMERER C F. Progress in behavioral game theory[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11(4): 167–188.
- [19] 陈叶烽, 叶航, 汪丁丁. 超越经济人的社会偏好理论: 一个基于实验经济学的综述[J]. 南开经济研究, 2012(1): 63–100.
- [20] CHOSHEN-HILLEL S, YANIV I. Agency and the construction of social preference: between inequality aversion and prosocial behavior[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 2011, 101(6): 1253–1261.
- [21] 唐棣, 金星晔. 投资者亲社会偏好与风险投资[J]. 金融研究, 2022(5): 114–132.
- [22] CAMERER C F, FEHR E. When does “economic man” dominate social behavior? [J]. *Science*, 2006, 311(5757): 47–52.
- [23] KOLSTAD J R, LINDKVIST I. Pro-social preferences and self-selection into the public health sector: evidence from an economic experiment[J]. *Health Policy and Planning*, 2013, 28(3): 320–327.
- [24] SIMON J. On the existence of altruistic value and utility functions[J]. *Theory and Decision*, 2016, 81(3): 371–391.
- [25] 刘斌, 李川川, 李秋静. 新发展格局下消费结构升级与国内价值链循环: 理论逻辑和经验事实[J]. 财贸经济, 2022, 43(3): 5–18.
- [26] 史毅然, 吴水龙, 袁永娜. 不同类型可持续消费行为对消费者幸福感的影响机理研究[J]. 经济与管理研究, 2024, 45(4): 24–37.
- [27] 徐立成, 周立. 食品安全威胁下“有组织的不负责任”——消费者行为分析与“一家两制”调查[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2014, 31(2): 124–135.
- [28] PEPPER M, JACKSON T, UZZELL D. An examination of the values that motivate socially conscious and frugal consumer behaviours[J]. *International Journal of Consumer Studies*, 2009, 33(2): 126–136.
- [29] HOLTTINEN H. Social practices as units of value creation: theoretical underpinnings and implications[J]. *International Journal of Quality and Service Sciences*, 2010, 2(1): 95–112.
- [30] CHANG H H, WONG K H, ENG C J, et al. Consumption value and social capital on sense of virtual community toward value of co-created information[J]. *Journal of Organizational and End User Computing*, 2018, 30(1): 44–65.
- [31] SAHEB T, SAHEB M. Analyzing and visualizing knowledge structures of health informatics from 1974 to 2018: a bibliometric and social network analysis[J]. *Healthcare Informatics Research*, 2019, 25(2): 61–72.
- [32] AMBRUS A, MOBIUS M, SZEIDL A. Consumption risk-sharing in social networks[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(1): 149–182.
- [33] 马光荣, 杨恩艳. 社会网络、非正规金融与创业[J]. 经济研究, 2011, 46(3): 83–94.
- [34] JUSTER F T, TAYLOR L D. Towards a theory of saving behavior[J]. *American Economic Review*, 1975, 65(2): 203–209.
- [35] AKERLOF G A, YELLEN J L. The fair wage-effort hypothesis and unemployment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(2): 255–283.
- [36] 葛继红, 王猛, 汤颖梅. 农村三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得? [J]. 中国农村经济, 2022(3): 50–66.
- [37] GROOTAERT C, OH G T, SWAMY A. Social capital, household welfare and poverty in Burkina Faso[J]. *Journal of African Economies*, 2002, 11(1): 4–38.
- [38] 柯杰升, 罗必良. 宗教与人情——关于社会纽带的经济学考察[J]. 世界经济文汇, 2023(1): 102–120.
- [39] MIGLIORE G, SCHIFANI G, GUCCIONE G D, et al. Food community networks as leverage for social embeddedness[J]. *Journal of Agricultural and Environmental Ethics*, 2014, 27(4): 549–567.
- [40] BOWLES S, GINTIS H. The moral economy of communities: structured populations and the evolution of pro-social norms[J]. *Evolution and Human Behavior*, 1998, 19(1): 3–25.

## Prosocial Preferences of Household Heads and Household Consumption Upgrading

LIU Huihong, ZHANG Rusen, HU Shancheng

(Ningbo University, Ningbo 315211)

**Abstract:** Boosting consumption is central to expanding domestic demand and strengthening the domestic economic cycle. Therefore, identifying effective pathways to boost consumption and unlock its potential is particularly important.

Prosocial preferences provide a novel analytical perspective for understanding household consumption behavior and optimizing consumption policies. Unlike previous studies that focus primarily on self-interested motives, this paper shifts the analytical paradigm from the rational man to the social man. It fills gaps in the existing literature on multidimensional measures of prosocial preferences and their relationship with consumption upgrading, thereby extending research on consumption behavior and prosocial preferences. Moreover, it advances the cross-disciplinary exploration of prosocial preferences and consumption behavior from theoretical construction to empirical validation. Using data from the China Family Panel Studies (CFPS), this paper constructs a household-head prosocial preference index across four dimensions—altruism, fairness, reciprocity, and public-mindedness—and empirically examines the impact of these preferences on household consumption upgrading and the underlying mechanisms.

The results show that the prosocial preferences of household heads can enhance the scale and quality of household consumption, thereby optimizing the consumption structure and ultimately facilitating consumption upgrading. These findings remain robust under various tests. Mechanism analysis further reveals that prosocial preferences promote household consumption upgrading by broadening and strengthening both formal and informal social networks. Heterogeneity analysis indicates that the positive impact of prosocial preferences on household consumption is more pronounced among urban households, high-asset households, and younger households.

Based on these findings, this paper offers several policy implications. First, the nonprofit ecosystem should be optimized to foster prosocial values. Local governments should streamline the registration and approval processes for nonprofit organizations and support small community-based nonprofit organizations by providing venues and financial subsidies, thereby cultivating residents' prosocial preferences and creating community hubs that integrate public welfare with consumption. Second, efforts should be made to strengthen social security to unlock consumption potential. This entails implementing employment stabilization policies and enhancing the quality of public services to ensure stable household income and future expectations, thereby facilitating a shift in consumption patterns toward development- and enjoyment-oriented categories. Finally, targeted assistance should be strengthened to overcome consumption constraints. Special attention should be directed toward groups with weaker prosocial preferences by increasing their income through skills training and industrial empowerment. Furthermore, infrastructure in rural and remote areas should be improved to ensure inclusive access to the benefits of consumption upgrading.

**Keywords:** consumption boost; prosocial preference; household consumption; consumption upgrading; social network

编校:周斌