

# 幸福的社会网络效应

——基于中国居民消费的经验研究\*

李 树 于文超

内容提要:幸福既是人们孜孜以求的生活目标,更是影响个人行为决策的重要情绪因素。本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据实证分析了幸福的社会网络效应对居民消费行为的影响。通过匹配追踪调查家庭数据,研究表明,上一期户主主观幸福感对当期家庭人均消费支出有着显著且稳健的正向影响,即户主感觉越幸福的家庭有着更高的消费意愿。上述结论在克服变量内生性偏误之后仍然成立。机制检验结果表明,较高的户主幸福感不仅会直接增加家庭社交类消费,而且会通过丰富家庭社会网络这一中介因素促进家庭总体消费,同时幸福感更高的受访者对未来经济形势的预期更加乐观。本文的政策涵义在于,以改善民生和提升人民幸福感为目标的经济发展理念转变,有助于激发居民消费活力,为宏观经济可持续增长提供内生动力。

关键词:幸福感 家庭人均消费 社会网络

## 一、引言

消费是拉动经济增长的“三驾马车”之一,但长期以来,中国居民消费不足成为困扰中国经济可持续发展的痼疾之一。图1报告了居民消费、政府消费与资本形成总额占GDP比重的时间变化趋势。中国居民消费占GDP比重自1983年以来呈现下降趋势,从2005年开始下降到40%以下,这一比重虽然近年来有一定程度回升,但始终未能突破40%这一比值。相比之下,资本形成总额占GDP比重呈现波动趋势,但自2004年以来一直维持在40%以上。由此不难发现,中国经济增长依然呈现出投资驱动特征,而消费对中国经济增长的驱动作用仍有较大提升空间。居民消费需求的持续低迷引发了理论界对于居民消费行为的研究热情。针对中国居民消费需求不足的原因,国内外学者从人口结构变迁、流动性约束、预防性储蓄、习惯形成、性别比例失衡、房奴效应、收入差距等多种视角进行了深入探究,为政府宏观消费政策的制定提供了重要借鉴( Modigliani & Cao 2004; 杨汝岱和陈斌开 2009; Wei & Zhang 2011; 李涛和陈斌开 2014; 李江一 2018; 甘犁等 2018)。

党中央和国务院高度重视居民消费在推动经济可持续增长中的关键性作用。李克强总理在2015年政府工作报告中强调:扩大消费要汇小溪成大河,让亿万群众的消费潜力成为拉动经济增长的强劲动力。<sup>①</sup>党的十九大报告也明确提出:完善促进消费的体制机制,增强消费对经济发展的基础性作用。2018年9月,中共中央国务院发布《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》,致力于让居民能消费、愿消费、敢消费。然而,随着近年来宏观经济增速趋缓,一些学者开始担忧,居民预期的可支配收入增速会相应放缓,这将对消费者信心和支出意愿产生不利影响。尤其是自2018年以来,社会消费品零售总额增速下滑,以汽车、家电为代表的可选消

\* 李树、于文超,西南政法大学经济学院、西南政法大学制度经济学研究中心,邮政编码:401120,电子信箱:lishu64@163.com, yuwenchao2000@163.com。本文为第四届“文化与经济论坛”入选论文,感谢与会者的宝贵建议,尤其感谢匿名审稿专家的建设性意见,文责自负。

① 资料来源:中国政府网,《2015年政府工作报告》,http://www.gov.cn/guowuyuan/2015zfzqzb.htm。

费品增速放缓 2018 年国庆档期电影市场遇冷等现象<sup>①</sup>更是加剧了学者和民众对于“消费疲软”拖累宏观经济可持续发展的忧虑。

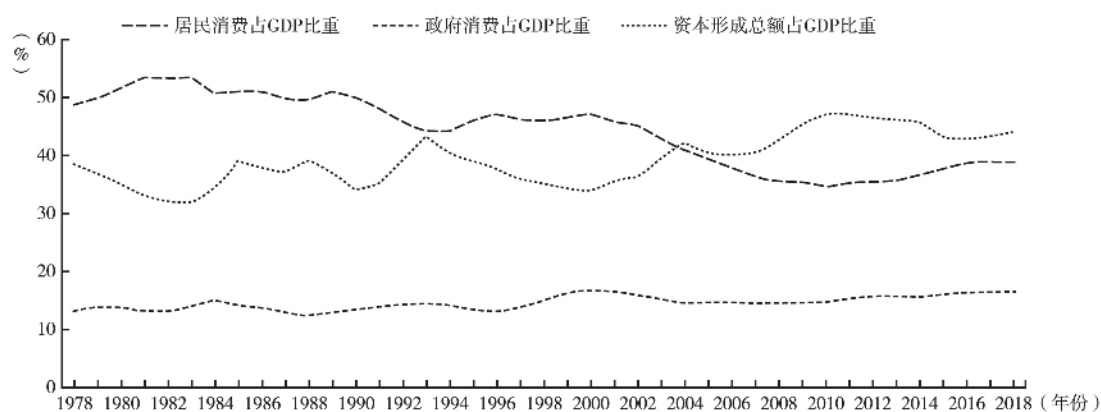


图1 1978—2018年中国居民消费、政府消费、资本形成总额占GDP比重走势<sup>②</sup>

不容忽视的是,经济增长速度放缓的背后是中央政府主动下调经济增长目标,转而强调经济发展质量和效益,更加重视改善民生和提高人民群众幸福感。<sup>③</sup>随着这种经济发展理念的转变,保障和改善民生、建设幸福城市和幸福乡村逐步成为各级地方政府施政的优先目标。在这一背景下,如果居民幸福感的提升有助于激发消费活力,那么,以提升居民幸福感为最终目标的经济理念转变,不仅不会损害消费者信心和支出意愿,反而有助于扩大居民消费。最近几年的消费者调查也在某种程度上印证了上述推测。根据国家统计局提供的数据,2019年12月,中国消费者信心指数为126.6点,高于2012—2018年间该指数均值18.7个点。<sup>④</sup>知名市场调研公司尼尔森发布的报告也表明:2019年第三季度中国消费趋势指数继续保持高位运行,其中,一线城市、二线城市、三线城市消费趋势指数分别为114点、119点、121点,较2018年第三季度分别增长7点、8点、10点。<sup>⑤</sup>

近年来,决策层与民众对“幸福”这一话题的关注推动了幸福经济学研究的兴起,其中,主观幸福感对个人行为决策和偏好的影响逐渐成为这一领域文献的研究热点。幸福作为人们对自身生存状况的整体评价,反映了一种持久且稳定的正向情绪体验(Diener, 1984)。那些更幸福的个人通常比不幸福的个人体现出更多慷慨、合作、互助、利他等亲社会行为(Guven, 2011),因此,幸福感更高的个人往往享有更丰富的社会网络。幸福感产生的社会网络效应不仅会直接促进家庭社交类消费,更能减弱预防性储蓄动机和流动性约束对居民消费的抑制效应(易行健等, 2012)。综合上述分析,一个值得深入探讨的重要问题在于,更高的幸福感能否显著促进居民消费?如果这种效应存在,其背后的机制是什么?现有文献对此还没有做出系统回答。

本文基于中国家庭金融调查项目提供的追踪调查家庭数据,评估了户主幸福感对家庭消费决策的影响与机制。结果表明,上一期户主幸福感对当期家庭人均消费有显著正向影响。为克服幸

① 资料来源:邹蕴涵,《理性看待社会消费品零售总额增速回落》,《经济日报》2019年3月11日第15版。

② 相关数据来自国家统计局网站(<http://data.stats.gov.cn/>)。

③ 2013年4月8日,习近平同志在博鳌论坛与32位中外企业家座谈时指出:(中国经济增长速度)比前几年有所降低了,这里面降低的因素就有我们主动控制速度,加快转变发展方式这个因素。资料来源:凤凰财经,<http://finance.ifeng.com/news/special/2013boao/20130409/7877395.shtml>。

④ 该项数据来自国家统计局中国经济景气监测中心发布的《中国经济景气月报》,由EPS数据平台([www.olap.epsnet.com.cn/](http://www.olap.epsnet.com.cn/))汇总整理。

⑤ 尼尔森消费趋势指数主要衡量消费者就业预期、消费意愿及个人经济情况三个方面的表现。资料来源:尼尔森“市场洞察”,《2019年第三季度中国消费趋势指数保持高位》,[www.nielsen.com/cn/zh/insights/](http://www.nielsen.com/cn/zh/insights/)。

福感与消费“反向因果”关系可能带来的估计偏误。本文使用城市月均晴天天数作为幸福感的工具变量展开两阶段最小二乘(2SLS)估计,同时利用差分方程展开稳健性分析,实证结果都证实了户主幸福感对家庭消费的正向影响。机制检验表明,较高的户主幸福感不仅会直接增加家庭社交类消费,而且通过丰富家庭社会网络这一中介因素提升家庭总体消费水平。上述结论印证了幸福的社会网络效应对于促进居民消费的积极意义。就消费经济学的研究而言,现有文献较多关注流动性约束、不确定性风险、家庭资产财富效应等因素对居民消费决策的影响,尽管也有学者关注孤独感这一情绪因素对老年人保健消费的影响(李涛等,2018),但立足幸福感这一正向情绪视角,探究各年龄阶段中国居民总体消费行为影响因素的文献还较为缺乏。本文丰富了幸福经济学和消费经济学领域的理论文献,为理解个人情绪因素在居民消费行为中的重要性提供了微观证据。

同时,本文还为宏观消费政策的制定和完善提供了有益启示。居民消费不足困扰着中国经济持续健康发展,如何采取有效举措扩大居民消费需求一直是理论界和决策层关注的重要话题。在“三期叠加”影响持续深化、世界经济下行风险加剧的今天,激发居民消费潜力已经成为中国实施扩大内需战略、有效应对经济风险和挑战的政策着力点。本文研究结论意味着,以改善民生和提高居民幸福感为最终目标的经济发展新理念转变,有助于激发居民消费热情和活力,这对于增强宏观经济增长的消费驱动力,保持经济稳中向好势头具有重要意义。

文章后续的结构安排如下:第二部分为文献综述和理论分析;第三部分介绍了本文使用的研究样本、计量模型以及变量描述性统计;第四部分报告户主幸福感影响家庭消费的主要实证发现;第五部分为影响机制检验;最后一部分为研究结论。

## 二、文献综述和理论分析

“如何让民众幸福”这一现实问题推动了幸福经济学文献的兴起,居民幸福感的决定因素由此得到了学者们的普遍关注。国内外文献证实了通货膨胀率、失业率、制度质量、环境污染、收入水平、收入差距、户籍身份等因素对居民幸福感的重要影响(Jiang et al.,2012; Easterlin et al.,2012; Levinson,2012; Blanchflower et al.,2014; Altman et al.,2017; 刘军强等,2012; 杨继东和章逸然,2014)。随着幸福经济学研究视角的拓展,幸福的经济效应逐渐受到学者们重视。主观幸福感对个人迁移意愿、政治理念、就业决策、工作效率、收入水平、风险偏好、跨期决策的影响得到已有文献的普遍证实(Krause,2013; De Neve & Oswald,2012; Flavin & Pacek,2014; Lane,2017)。近期部分文献证实,主观幸福感对家庭风险资产持有概率和比重有显著正向影响(Rao et al.,2016; Apergis et al.,2019),但另一些研究却得到相反结论(Delis & Mylonidis,2015)。除此之外,已有研究还发现,较高的幸福感有助于提高居民生育意愿,促进居民环境友好行为,并产生积极的就业促进效应(朱明宝和杨云彦,2017; 亢楠楠和王尔大,2017; 李树和陈刚,2015)。

中国居民“低消费、高储蓄”之谜的成因是消费经济学文献关注的热点话题。一些文献从预防性储蓄动机的视角展开分析,强调教育、医疗、住房政策改革带来的不确定性会提高家庭储蓄动机,挤占家庭消费支出(杨汝岱和陈斌开,2009),而政府降低未来不确定性风险的政策举措将弱化居民预防性储蓄动机,产生明显的消费促进效应(毛捷和赵金冉,2017)。同时,流动性约束也是学者们分析中国居民消费需求不足问题的重要视角。这一领域文献强调,由于金融市场发展不完善,消费者理想的借贷需要难以得到满足,无法通过借贷实现最优消费计划和消费平滑(甘犁等,2018; 臧旭恒和张欣,2018)。

情绪因素对个人消费决策有重要影响。已有文献发现,感到孤独的老年人会增加社会互动意愿,开展更多保健消费(李涛等,2018)。幸福作为一类典型的正向情绪,同样会通过跨期决策而影响个人消费行为。基于荷兰家庭调查数据的研究表明,更幸福的人更有耐心、更关注未来收益、有

更强自控能力,拥有更多理性储蓄和更少冲动消费(Guven, 2012)。但在经济体制转型背景下,中国居民消费行为往往受到预防性储蓄动机、流动性约束等因素的影响(臧旭恒和张欣, 2018),加之中国文化信念和社会习俗特殊性(黄少安和孙涛, 2005),基于国外调查数据得出的结论未必适用于中国样本。恰恰相反,较高的主观幸福感可能提升中国居民消费意愿。<sup>①</sup>

理论上,感到更幸福的个人往往具有积极正向的情绪,在人际交往中更多微笑并受到欢迎,有更强的利他倾向和团队合作意识(De Neve et al., 2013);越幸福的个人具有越强的法律和规则意识,会更多地帮助并信任他人,积极回馈他人帮助和善意,具有更高的人际信任水平(Guven, 2011)。因此,越幸福的个人往往享有较高水平的社会网络(Helliwell et al., 2009)。从宏观层面看,较高的地区幸福感在增强人际信任、约束个人机会主义行为方面起着积极作用(修宗峰和杜兴强, 2011)。由此可见,较高幸福感很可能通过丰富个人(家庭)享有的社会网络而促进消费。因为,社会网络能够促进家庭之间非正式融资,提升家庭风险应对能力,减弱预防性储蓄动机和流动性约束对居民消费活动的抑制效应(易行健等, 2012)。<sup>②</sup>同时,社会网络还有助于人们获得更好的工作机会和更高的收入水平,促使个人对未来拥有更乐观的收入预期(章元和陆铭, 2009; 郝君富和文学, 2013)。另外,幸福本身是一种积极正向的情绪体验,而幸福的社会网络效应会强化这种正向情绪在网络内部成员之间的扩散和传播(刘斌等, 2012),促使个人对未来宏观经济形势产生更乐观预期,增强居民对未来收入增长和资产增值的信心,弱化家庭为应对不确定性风险而进行预防性储蓄的动机。

更高的幸福感还能通过促进个人社会交往活动,丰富个人社会网络而直接增加家庭用于社交活动的消费支出。在中国特殊的饮食社交背景下,请客吃饭被视为人们维持社会关系,建立、扩展与维护社会网络的重要手段,“饭局网”是测度人们所享有社会资本的重要工具(邹宇春等, 2012)。同时,经济学文献将家庭成员文化娱乐支出、外出就餐支出、通信支出等作为度量家庭“关系”的重要指标,认为这些指标很大程度上反映了家庭社会交往情况(朱光伟等, 2014)。由此可知,更高的幸福感可能促进个人或家庭文化娱乐、外出就餐、通信等方面的消费支出。

综上所述,幸福的社会网络效应不仅通过减弱预防性储蓄动机、缓解流动性约束而促进家庭总体消费,还会直接增加家庭社交类消费,但现有文献并未就这一问题展开系统分析。本文将基于具有代表性的微观调查数据,评估幸福的社会网络效应对居民消费行为的影响。

### 三、研究设计

#### (一) 样本数据

本文使用的数据来源于西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心2011年、2013年、2015年在全国范围内开展的三轮中国家庭金融调查,分别简称为CHFS2011、CHFS2013、CHFS2015。CHFS2011是首轮调查,受访家庭分布于全国82个县(区、县级市),获得有效样本8438户;CHFS2013受访家庭来自全国267个县(区、县级市),样本规模为28141户;CHFS2015调查样本覆盖全国351个县(区、县级市),样本规模为37289户。有关CHFS数据的更多介绍参见中国家庭金融调查与研究中心发布的相关报告(甘犁等, 2015)。

<sup>①</sup> Guven(2012)主要通过“近期是否储蓄”、“储蓄是否有意义”、“是否难以控制支出”等主观指标描述受访者储蓄和消费决策,或者笼统询问受访者月度储蓄额和支出额等短期指标。相比之下,本文利用中国家庭金融调查项目提供的消费活动详尽分项数据,更准确测度受访家庭的年度消费水平,且家庭年度消费支出更容易受到预防性储蓄动机、流动性约束等因素的综合作用。

<sup>②</sup> 值得注意的是,人情礼金支出可能通过挤占家庭可支配收入而抑制家庭正常消费活动,但周广肃和马光荣(2015)的实证研究表明,只有人情礼金支出占收入比重非常高时,人情礼金支出才对家庭消费产生净挤出作用,对绝大多数家庭而言,人情礼金支出会促进家庭消费。

由于中国家庭金融调查仅询问了受访者的主观幸福感,本文使用那些户主回答问卷的样本展开实证分析,因为户主往往是家庭消费活动和社交活动的实际决策者。幸福作为积极正向的情绪体验,可以通过社会交往在社区内传染(刘斌等 2012; Knight & Gunatilaka 2017),由此可以推测,户主的乐观情绪和幸福感很容易在家庭内部传递给其他家庭成员。可见,较高的户主幸福感既会促进户主自身消费,还能促进家庭其他成员消费。然而,中国家庭金融调查项目询问受访者调查年份的主观幸福感,却收集受访家庭调查年份上一年某些项目的消费数据,直接使用同一期调查的主观幸福感和家庭消费数据估计方程会导致明显的因果识别偏误。幸运的是,中国家庭金融调查项目在 2013 年、2015 年分别对 2011 年、2013 年的受访家庭进行追踪调查,追访成功 6846 户、21775 户,文章在回归分析中使用 2013 年、2015 年这些追访成功的家庭样本,同时匹配追访家庭上一期(即 2011 年、2013 年)调查的主观幸福感数据,这样处理可以有效克服主观幸福感与消费“反向因果”导致的内生性偏误。同时,本文剔除那些调查年度家庭总消费为零、总收入为负、户主年龄小于 18 岁或大于 80 岁的样本,最终在基准回归(表 3 第(2)列对应的回归)中用到 17758 个观测值。文章还使用各省份消费者价格指数将样本家庭消费、收入、礼金支出等指标转化为剔除价格因素的实际值。地区层面数据来自对应年份《中国统计年鉴》,各城市历史天气情况来自“2345 天气网”相关资料的手工整理。<sup>①</sup>

## (二) 计量模型

本文主要考察户主主观幸福感对家庭人均消费的影响,首先构建如下实证方程:

$$\ln Eachcon_i = \beta_0 + \beta_1 Happin_i + \beta_2 X_i + \beta_3 Z_i + \sigma_i \quad (1)$$

方程被解释变量为家庭人均消费  $\ln Eachcon$ ,使用家庭总消费除以家庭成员数然后取自然对数衡量。<sup>②</sup> 文章关心的核心解释变量是户主幸福感  $Happin$ ,在中国家庭金融调查中,受访者被问及“总的来说,您现在觉得幸福吗?”,选项依次为“非常不幸福”、“不幸福”、“一般”、“幸福”、“非常幸福”,对应变量  $Happin$  分别取值为 1 到 5 之间的离散整数,数值越大代表幸福感越高。通过上述方法获得的个人主观幸福感数据具有较高的效度(validity)、信度(reliability)和可比性,是进行横向比较和时间趋势分析的有效指标,在幸福经济学领域的实证文献中得到广泛应用(刘军强等, 2012; 刘斌等 2012)。

由于户主对自身幸福感的主观评价来自追访家庭上一期调查,本文关注 CHFS2011、CHFS2013 两期调查中,受访者主观幸福感的分布状况。表 1 结果显示,两期 CHFS 调查中,全样本和基准回归样本中受访者主观幸福感的分布情况基本一致,从幸福感分布的角度而言,使用户主回答问卷的样本展开实证分析并不存在样本选择偏差问题。

参照李涛和陈斌开(2014)、李江一(2018)的方程设定,本文还控制了可能影响家庭消费的相关因素。其中,家庭层面控制变量  $X_i$  包括:是否自营工商业( $Gsy$ )、是否使用信用卡( $Credit$ )、风险偏好( $Riskpre$ )、<sup>③</sup>人口结构(包括少年抚养比  $Childpro$ 、老年抚养比  $Elderpro$ 、无工作家庭成员占比  $Unempro$ )、<sup>④</sup>受访者及配偶中拥有医疗保险人数( $Medicnum$ )、受访者及配偶中拥有养老保险人数

<sup>①</sup> “2345 天气网”(http://tianqi.2345.com/) 提供了各城市自 2011 年 1 月起的历史天气数据,包括:最高气温、最低气温、天气状况、风向风力、空气质量指数等。

<sup>②</sup> 本文具体根据公式  $\ln(Totalcon/Family\_num + 1)$  取对数,其中,  $Totalcon$  表示剔除了价格因素的家庭消费总支出(实际值),  $Family\_num$  表示受访家庭人员总数。

<sup>③</sup> 风险偏好通过如下问题测度:如果您有一笔钱,您愿意选择哪种投资项目?选项为:1. 高风险、高回报的项目;2. 略高风险、略高回报的项目;3. 平均风险、平均回报的项目;4. 略低风险、略低回报的项目;5. 不愿意承担任何风险。我们根据选项 1 到 5 依次将变量  $Riskpre$  赋值为 5、4、3、2、1,该数值越大表明越偏好风险。

<sup>④</sup> 家庭少年抚养比  $Childpro$  等于家庭小于等于 14 周岁的成员数除以家庭总人数;家庭老年抚养比  $Elderpro$  等于家庭大于等于 65 周岁的成员数除以家庭总人数。

(*Endowment*)、家庭人均收入的自然对数(*lnEachinc*)、<sup>①</sup>资产负债比(*Debt*)、<sup>②</sup>金融资产占比(*Finasset*)、户主身份特征(包括年龄*Headage*及其平方*Headage2*、受教育水平*Headedu*)、<sup>③</sup>是否已婚或同居*Headmarr*、是否为男性*Headmale*等)、是否来自农村地区(*Rural*)、是否为2015年调查(*Survey15*)等。同时*Z<sub>c</sub>*代表影响家庭消费的地区层面变量,具体包括:社会信任环境*Trust*,较高的社会信任水平意味着更多社会资本,而社会资本产生的风险分担和非正规融资效应能有效降低家庭预防性储蓄动机、缓解家庭面临的流动性约束,进而促进家庭消费,该项数据来自于张维迎和柯荣住(2002);金融发展水平*Finan*,金融发展越好的地区能为居民提供更多消费信贷,减少流动性约束对居民消费活动制约,本文使用(滞后一期)地区金融机构(含外资)城乡人民币存款余额除以地区国内生产总值衡量。另外,本文还在方程中控制城市所处地理位置(东部哑变量*East*、中部哑变量*Middle*、西部哑变量*West*)<sup>④</sup>、省会城市哑变量*Procap*、直辖市哑变量*Munici*等,这有助于控制城市规模、特殊消费环境和政策等因素对家庭消费活动的影响。各主要变量的描述性统计如表2所示。

表1 受访者主观幸福感调查结果分布

选项	CHFS2011				选项	CHFS2013			
	全样本		基准回归样本			全样本		基准回归样本	
	样本量	比例(%)	样本量	比例(%)		样本量	比例(%)	样本量	比例(%)
非常不幸福	91	1.081	40	0.968	非常不幸福	381	1.354	178	1.306
不幸福	468	5.558	222	5.373	不幸福	1994	7.089	943	6.921
一般	2527	30.008	1236	29.913	一般	9805	34.857	4839	35.513
幸福	4068	48.308	2000	48.403	幸福	11844	42.106	5713	41.927
非常幸福	1267	15.046	634	15.344	非常幸福	4105	14.593	1953	14.333
合计	8421	100	4132	100	合计	28129	100	13626	100

表2 主要变量描述性统计

变量	变量中文名	CHFS2013 基准回归样本			CHFS2015 基准回归样本		
		样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
<i>lnEachcon</i>	家庭人均消费	4132	9.550	1.025	13626	9.344	0.940
<i>Happin</i>	户主幸福感	4132	3.718	0.822	13626	3.611	0.861
<i>Gsy</i>	是否自营工商业	4132	0.141	0.348	13626	0.162	0.368
<i>Credit</i>	是否使用信用卡	4132	0.066	0.248	13626	0.182	0.386
<i>Riskpre</i>	风险偏好	4132	1.848	1.172	13626	1.913	1.166
<i>Childpro</i>	少年扶养比	4132	0.112	0.155	13626	0.140	0.199
<i>Elderpro</i>	老年扶养比	4132	0.170	0.310	13626	0.161	0.300
<i>Unempro</i>	无工作成员占比	4132	0.359	0.336	13626	0.368	0.344
<i>Medicnum</i>	医疗保险人数	4132	1.665	0.607	13626	1.695	0.561

① 本文具体根据公式  $\ln(\text{Totalinc}/\text{Family\_num} + 1)$  取对数,其中 *Totalinc* 表示剔除了价格因素的家庭总收入(实际值), *Family\_num* 表示受访家庭人员总数。

② 资产负债比 *Debt* 等于家庭总负债除以总资产,为了剔除异常值影响,我们还在前后1%水平上进行了 Winsorize 缩尾处理。

③ 根据户主受教育水平:没上过学、小学、初中、高中、中专、大专、大学本科、硕士研究生和博士研究生,本文将变量 *Headedu* 依次赋值为 0、6、9、12、13、15、16、19、22。

④ 本文将北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江视为东部,将安徽、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江西、山西视为中部,其他省份视为西部。

续表 2

变量	变量中文名	CHFS2013 基准回归样本			CHFS2015 基准回归样本		
		样本数	均值	标准差	样本数	均值	标准差
<i>Endownum</i>	养老保险人数	4132	1.426	0.781	13626	1.441	0.765
<i>lnEachinc</i>	家庭人均收入	4132	8.937	1.767	13626	8.976	2.200
<i>Debtr</i>	资产负债比	4132	0.080	0.316	13626	0.100	0.320
<i>Finasset</i>	金融资产占比	4132	0.106	0.173	13626	0.117	0.181
<i>Rural</i>	是否农村地区	4132	0.357	0.479	13626	0.335	0.472
<i>Headage</i>	户主年龄	4132	53.495	12.616	13626	51.379	13.297
<i>Headedu</i>	户主受教育水平	4132	8.976	3.883	13626	9.516	4.087
<i>Headmarr</i>	户主婚姻状况	4132	0.888	0.315	13626	0.869	0.337
<i>Headmale</i>	户主性别	4132	0.812	0.391	13626	0.738	0.440

注:户主幸福感 *Happin* 来自追访家庭样本上一期(CHFS2011、CHFS2013)调查数据。

#### 四、主要实证结果

##### (一) 基准回归

本文首先利用普通最小二乘法(OLS)检验户主幸福感对家庭人均消费的影响。考虑到消费活动的模仿和示范效应,同一区域的家庭消费决策可能相互影响,方程估计标准误进行了城市层面聚类(Cluster)调整。在未控制户主特征背景下,表3第(1)列结果表明,变量 *Happin* 系数为正且在1%水平上显著,初步说明户主幸福感对家庭人均消费有显著正向影响。在控制户主特征信息之后,第(2)列结果表明户主幸福感 *Happin* 系数依然显著为正。平均而言,户主幸福感每增加一个标准差(0.853),家庭人均消费支出将增加2.175个百分点。第(3)列还进一步添加户主幸福感平方项,以考察户主幸福感对家庭人均消费是否有非线性影响。结果表明,户主幸福感平方项 *Happin2* 系数并不显著,初步证实户主幸福感与家庭人均消费支出之间不存在“U”型(或倒“U”型)关系。<sup>①</sup>

表3 户主幸福感对家庭人均消费的影响:基准回归

	被解释变量:家庭人均消费 <i>lnEachcon</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>Happin</i>	0.0329*** (0.00793)	0.0255*** (0.00814)	0.0257*** (0.00840)
<i>Happin2</i>			0.000645 (0.00600)
控制变量	是	是	是
样本数	17758	17758	17758
调整 R <sup>2</sup>	0.321	0.342	0.342

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平,小括号中给出了经过城市层面聚类(Cluster)调整的稳健标准误。以下各表如无特殊说明均与表3相同。

<sup>①</sup> 为节约篇幅,表3与后文各表控制变量的回归系数没有报告,稳健性检验部分的估计结果也未报告,感兴趣的读者可以向作者索取。同时,我们计算表3回归方程中各解释变量的方差膨胀因子(VIF),发现所有解释变量的VIF都小于4,表明回归结果并未受到多重共线性问题的干扰。

## (二) 稳健性检验

### 1. 变换变量测度指标

首先,不同受访者对幸福感的主观评价标准可能存在差异,本文使用二元虚拟变量 *Happind* 刻画户主幸福感:当受访者主观幸福感评价为“非常不幸福”、“不幸福”、“一般”时,变量 *Happind* 赋值为1,否则 *Happind* 赋值为0。本文还进一步把受访者幸福感分为3类:当受访者感到“非常不幸福”、“不幸福”时,二元虚拟变量 *Happid1* 赋值为1,否则赋值为0;当受访者感到“一般幸福”时,二元虚拟变量 *Happid2* 赋值为1,否则赋值为0;当受访者感到“幸福”、“非常幸福”时,二元虚拟变量 *Happid3* 赋值为1,否则赋值为0。本文使用上述新指标测度户主幸福感,重新估计方程(1),结果表明户主幸福感依然对家庭消费有显著正向影响。其次,单个离散变量可能无法有效反映户主不同风险态度和受教育水平对家庭消费的影响差异,本文生成若干二元虚拟变量衡量刻画户主风险态度和受教育水平,重新估计方程(1),结果依然证实较高的户主幸福感会促进家庭消费。

### 2. 变换回归样本

首先,剔除户主年龄过大的样本。基准回归样本的户主平均年龄大约为51岁,<sup>①</sup>某些样本家庭消费活动实施者可能不是户主,消费决策主体和回答幸福感的受访者并不一致,尤其是年龄过大的户主未必是家庭消费活动实施者,剔除户主年龄较大的家庭样本有助于得到更稳健结论。本文进一步将样本限定为户主年龄介于18周岁和60周岁之间的受访家庭(户主平均年龄大约为46岁)。其次,使用户主或户主配偶受访的样本。前文实证分析主要基于户主回答问卷的受访家庭样本展开,由此导致研究结论可能受样本选择偏误的困扰,本文进一步将研究样本扩展到户主及其配偶回答问卷的受访家庭。根据上述思路变换回归样本之后估计方程(1),前述结论依然成立,即户主幸福感对家庭人均消费有显著正向影响。

### 3. 加入城市虚拟变量

家庭消费决策和居民幸福感可能同时受消费文化和氛围、地理因素等城市固定效应的影响,本文在方程(1)中加入城市虚拟变量,重新估计户主幸福感对家庭消费的影响。结果表明,在控制城市固定效应的基础上,较高的户主幸福感依然会促进家庭消费。

### 4. 考察户主幸福感对平均消费倾向的影响

既然较高户主幸福感会促进家庭消费,那么,户主更幸福的家庭是否有更高的平均消费倾向?本文使用家庭总消费除以家庭总收入衡量平均消费倾向 *Apc*,作为方程(1)的被解释变量。为了剔除异常值影响,针对变量 *Apc* 在前后1%水平上进行了 Winsorize 缩尾处理。估计结果显示,户主幸福感更高的家庭往往具有更高的平均消费倾向。

## (三) 变量内生性问题讨论

前文考察上一期户主幸福感对当期家庭消费的影响,能在一定程度缓解反向因果导致的内生性偏误。但不容忽视的是,由于消费习惯和消费刚性存在,消费具有棘轮效应,以往消费支出较多的家庭当期消费水平可能较高,而更多家庭消费支出会丰富人们的物质和精神文化生活,满足人们不同层次的需求,增进消费者主观幸福感(Wang et al. 2019)。基于上述分析,前文实证分析仍然存在反向因果导致的内生性偏误。另外,即使我们尽可能控制影响家庭消费的诸多因素,但存在无法测度的遗漏因素(如家庭成员能力、偏好、人格特质)会同时影响户主幸福感和家庭消费决

<sup>①</sup> 基准回归样本中,户主年龄25%、50%、75%分位数分别是42岁、51岁、62岁;在CHFS2015全样本中,户主年龄的上述三个分位数依次是41岁、51岁、61岁;在CHFS2013全样本中,户主年龄的上述三个分位数依次是41岁、50岁、61岁。同时,基准样本中,户主年龄的均值是51.87岁;CHFS2013、CHFS2015全样本中,户主年龄的均值分别是51.24岁、51.40岁。另外,基准样本与CHFS2013、CHFS2015全样本的户主年龄标准差也较为接近。由此可见,基准样本的户主年龄分布与CHFS2013、CHFS2015全样本相比无显著差异。



策。为有效缓解变量内生性导致的估计偏误,本文开展如下几方面研究:

### 1. 控制上一期的家庭人均消费支出

既然消费具有棘轮效应,上一期家庭消费可能同时与上一期户主幸福感、当期家庭消费相关。为缓解方程估计的内生性偏误,在方程(1)中加入上一期家庭人均消费支出  $\ln Eachconlag$ ,即对于 CHFS2013、CHFS2015 追访家庭样本,在方程控制变量中添加这些家庭在 2011 年、2013 年调查时的消费数据。理论上,家庭大多根据现有信息做出最优的消费决策,回归方程引入上一期家庭消费相当于控制可能影响家庭消费的家庭成员能力、偏好、人格特质等因素,这一处理方式能有效缓解遗漏变量带来的内生性偏误(李涛和陈斌开,2014)。表 4 第(1)列报告的 OLS 估计结果表明,即便控制了家庭以往消费水平,上一期户主幸福感依然对当期家庭消费有显著促进效应。

### 2. 利用两阶段最小二乘估计展开实证分析

现有文献在评估幸福的经济效应时往往使用当地气候因素(如气温、日照时长)作为个体幸福感的工具变量(李树和陈刚,2015;亢楠楠和王尔大,2017;Maddison & Rehdanz,2011),因为气候因素决定着人们的生活环境和生活舒适度,影响人们的生理健康和心理情绪,进而影响个人的幸福感。现有文献在考察个体幸福感对消费和储蓄决策的影响时,选择样本家庭所在地区的短期非预期日照时长作为幸福感的工具变量(Guven,2012)<sup>①</sup>然而,由于通过公开渠道难以获得各城市历史上的日照时长数据,本文使用各城市调查年份的月均晴天天数作为工具变量。考虑到 2011 年、2013 年两轮中国家庭金融调查主要于 7 月份和 8 月份开展入户访问,询问户主受访时对自身幸福感的总体评价,本文使用样本家庭所处城市在调查年份(2011 年、2013 年)2 月至 6 月的月均晴天天数作为工具变量  $Sunsh$ 。<sup>②</sup>直觉上,当过去一段时间天气晴朗、风和日丽时,当地受访居民往往心情舒畅,拥有更多正向情绪和更高幸福感。文献研究也证实晴朗天气和充足光照对个体幸福感有积极正向影响(Guven,2012;Guven & Hoxha,2015)。在方程估计中,当期户主幸福感匹配的是下一期调查的家庭消费数据,调查年份部分月份的天气状况无法直接影响受访家庭未来年份的消费决策,因此,城市月均晴天天数  $Sunsh$  是户主幸福感的有效工具变量。

就工具变量与内生变量(户主幸福感)的相关性而言,表 4 第(3)列报告了两阶段最小二乘(2SLS)估计的第一阶段结果,可以看出,月均晴天天数  $Sunsh$  对户主幸福感有显著正向影响。弱工具变量检验报告的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 140.601,远远大于 10% 显著性水平上的临界值(16.38),说明月均晴天天数并不是户主幸福感的弱工具变量。

就工具变量外生性而言,本文将工具变量  $Sunsh$  引入消费决定方程(1)重新进行估计。表 4 第(2)列估计结果表明,工具变量  $Sunsh$  系数并不显著,说明城市月均晴天天数与家庭人均消费之间并无相关关系;同时,相比于表 3 第(2)列估计系数,变量  $Happin$  系数大小和显著性并没有明显变化,上述发现为印证工具变量外生性提供了间接证据。尽管如此,这一发现仍然无法排除工具变量是否通过其他渠道影响家庭消费。本文进一步借鉴 Conley et al.(2012)提出的“近似外生工具变量”分析框架,通过放松工具变量外生性条件检验前述结果稳健性。我们具体使用置信区间集合方法(UCI)并构建如下回归方程:

<sup>①</sup> 气温也是此类研究中一种常见的工具变量,然而,气温高低不仅通过家庭成员出行决策影响家庭消费,而且与城市所处地理位置(纬度)密切相关,而城市地理位置又与经济发展情况、消费文化和习惯有关,这意味着城市气温并不完全满足工具变量外生性假设。

<sup>②</sup> 只要一天中出现过晴天天气(如“晴转多云”、“阴转晴”),我们就记为晴天天数。由于通过“2345 天气网”无法查询样本城市在 2011 年 1 月份一些日期(17—25 号、27—28 号)的天气状况,为了指标构建准确性,本文没有使用 1 月份数据计算月均晴天天数。在基准回归样本分布的城市中,2011 年 2 月至 6 月月均晴天天数(变量  $Sunsh$ )平均值约为 12,而 2013 年 2 月至 6 月月均晴天天数(变量  $Sunsh$ )平均值约为 10。

$$\ln Eachcon_i - \rho_1 Sunsh_c = \beta_0 + \beta_1 Happin_i + \beta_2 X_i + \beta_3 Z_c + v_i \quad (2)$$

方程(2)中,若系数 $\rho_1$ 等于零,则说明工具变量 $Sunsh$ 满足严格外生性条件,而置信区间集合(UCI)方法放松了系数 $\rho_1$ 等于零的假设,相对宽松地设定为一个取值区间。通过经济理论分析和表4第(2)列估计结果可知系数 $\rho_1$ 是一个非负数,根据刘畅等(2017)的研究,本文设定其取值区间为 $[0, 2\theta]$ ,其中 $\theta$ 为表4第(2)列中工具变量估计系数0.00191。实证分析表明,随着系数 $\rho_1$ 取值逐渐增大,尽管工具变量外生性条件越来越难以满足,但户主幸福感的系数保持较高显著性水平且估值相对稳定,这说明使用工具变量方法得出的回归结果有较强稳健性。<sup>①</sup>

进一步关注表4第(4)列报告的第二阶段估计结果。DWH内生性检验报告的Durbin-Wu-Hausman卡方值为3.426,在10%水平上拒绝变量外生性原假设,说明需采纳2SLS估计结果。结果表明,户主幸福感 $Happin$ 依然对家庭人均消费有正向促进作用,但相比于OLS结果,2SLS结果中变量 $Happin$ 系数明显增大,这可能源于户主幸福感与方程(1)误差项负相关,导致OLS估计低估了幸福的消费促进效应。<sup>②</sup>

### 3. 利用平衡面板数据展开实证分析

需要说明的是,一些不随时间变化的家庭特征(如家庭成员能力、偏好)可能同时影响幸福感和消费,由此导致回归估计的内生性偏误。对此,借鉴Gan(2010)、李涛和陈斌开(2014)等研究设计,通过差分方程评估户主幸福感变化对家庭人均消费变化的影响。2011年首轮中国家庭金融调查涵盖的8438户受访家庭中,有6846户在第二轮调查(CHFS2013)中被成功追访,有5753户在第三轮调查(CHFS2015)中被成功追访。本文利用连续三轮调查被成功追访的5753户家庭在2013年、2015年的观测值构成平衡面板数据,户主幸福感同样来自上一期(2011年、2013年)调查。本文基于平衡面板数据计算家庭人均消费、户主幸福感以及控制变量的差值,构建差分方程(3)如下:

$$\Delta \ln Eachcon_i = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta Happin_i + \lambda_2 \Delta X_i + \lambda_3 \Delta Z_c + \varepsilon_i \quad (3)$$

表4第(5)列的OLS估计结果表明,变量 $\Delta Happin$ 系数显著为正,说明户主幸福感变化将引发家庭人均消费支出的正向变动,印证了前述实证结论。本文还考察当家庭收入变动时,更高的户主幸福感是否有助于平滑家庭消费?本文在差分方程(3)中加入幸福感(水平值)和家庭人均收入(差分值)的交叉项 $Happin \times \Delta \ln Eachinc$ ,重新估计方程。表4第(6)列结果显示,户主幸福感的系数显著为正,而交叉项系数并不显著,说明户主幸福感未能起到平滑家庭收入波动对消费的影响。

进一步地,本文基于CHFS2015数据,使用滞后两期(2011年)户主幸福感(变量 $Happinlag$ )作为滞后一期(2013年)户主幸福感(变量 $Happin$ )的工具变量,对方程(1)展开2SLS估计。表4第(7)列报告了2SLS估计的第一阶段结果。可以发现,工具变量 $Happinlag$ 系数在1%水平上显著为正,说明个体主观幸福感在一定时期内是持久稳定的。弱工具变量检验报告的Cragg-Donald Wald F统计量为379.175,远远大于10%显著性水平上的临界值(16.38),排除了弱工具变量问题。DWH内生性检验报告的Durbin-Wu-Hausman卡方值为8.542,在1%水平上拒绝户主幸福感是外生变量的原假设,说明需采纳2SLS估计结果。继续关注表4第(8)列报告的第二阶段估计结果。户主幸福感对家庭消费依然有显著正向影响,前文实证结论得到印证。

① 我们还利用Conley et al.(2012)提出的另一种分析方法“局部近似零方法(LTZ)”估计户主幸福感系数的点估计值与稳健置信区间,结果表明,工具变量估计得出的实证发现依然是稳健的。

② 本文使用二元虚拟变量 $Happind$ 描述户主幸福感,以月均晴天天数(变量 $Sunsh$ )为工具变量,采用2SLS估计展开回归分析。结果表明,户主感到更幸福的家庭拥有更高水平的人均消费。

表 4 户主幸福感对家庭人均消费的影响: 克服内生性偏误

	被解释变量							
	<i>lnEachcon</i>	<i>lnEachcon</i>	<i>Happin</i>	<i>lnEachcon</i>	$\Delta \ln Eachcon$	$\Delta \ln Eachcon$	<i>Happin</i>	<i>lnEachcon</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	OLS	2SLS 一阶段	2SLS 二阶段	OLS	OLS	2SLS 一阶段	2SLS 二阶段
<i>Happin</i>	0.0235 <sup>***</sup> (0.00747)	0.0240 <sup>***</sup> (0.00833)		0.171 <sup>**</sup> (0.0826)		0.0526 <sup>**</sup> (0.0220)		0.155 <sup>***</sup> (0.0502)
<i>Sunsh</i>		0.00191 (0.00273)	0.0130 <sup>***</sup> (0.00110)					
$\Delta Happin$					0.0311 <sup>*</sup> (0.0170)			
<i>Happin</i> × $\Delta \ln Eachinc$						0.0182 (0.0114)		
$\Delta \ln Eachinc$					0.0664 <sup>***</sup> (0.00871)	0.000740 (0.0429)		
<i>Happinlag</i>							0.326 <sup>***</sup> (0.0182)	
<i>lnEachconlag</i>	0.214 <sup>***</sup> (0.00917)							
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	17756	17679	17679	17679	3109	3117	3425	3425

注: 本表及以下各表的 2SLS 估计中, 小括号报告了经过 white-robust 调整的稳健标准误。

#### (四) 异质性效应检验

本文通过如下因素展开异质性效应检验: 第一, 户主年龄。户主年龄不同决定着家庭消费模式和消费支出主体的差异, 这导致户主幸福感的消费促进效应存在异质性。把户主年龄划分为 18—30 岁、30—40 岁、40—50 岁、50—60 岁、60—70 岁、70—80 岁六段, 相应生成若干二元虚拟变量, 将户主幸福感与上述虚拟变量的交叉项添加到方程(1)。估计结果显示, 对户主年龄处于 18—30 岁、30—40 岁的两组家庭样本而言, 幸福感对家庭消费的正向影响更弱。第二, 户主受教育水平。户主受教育水平是决定家庭消费理念和社会网络的重要因素, 这意味着户主受教育水平的差异可能导致家庭预防性储蓄动机和流动性约束的不同。根据户主受教育水平构建若干二元虚拟变量, 将户主幸福感与上述虚拟变量的交叉项添加到方程(1)。估计结果表明, 户主受教育水平并未调节户主幸福感与家庭消费的关系。第三, 户主性别。男性户主和女性户主的性格特征和幸福体验存在差异, 在家庭消费活动中的分工也会不同。在方程(1)中添加户主幸福感与户主性别的交叉项, 以比较男性户主和女性户主幸福感对家庭消费的影响是否有差异。结果表明, 户主性别差异并未影响幸福感与消费之间的关系。第四, 地区类型。城镇家庭与农村家庭的消费理念、消费便利性、消费结构不同, 因此, 户主幸福感对城镇家庭和农村家庭的消费促进效应可能存在差异。为此, 本文在方程(1)中加入户主幸福感和地区类型的交叉项。结果显示, 户主幸福感对城镇家庭和农村家庭的消费促进效应没有明显差异。第五, 家庭收入和负债水平。家庭收入水平和负债状况是

决定家庭预防性储蓄动机和流动性约束的重要因素,户主幸福感对不同收入和负债水平家庭的消费促进效应可能存在差异。本文进一步在方程(1)中加入户主幸福感与家庭收入、户主幸福感与家庭负债的交叉项。为缓解变量多重共线性可能导致的估计偏误,文章在构建交叉项之前,首先将户主幸福感、家庭收入、家庭负债等变量进行去中心化处理。回归结果显示,幸福的消费促进效应并未随着家庭收入和负债的变化而不同。

## 五、影响机制检验

### (一) 家庭社会网络的中介效应检验

为检验户主幸福感是否通过丰富社会网络而提升家庭总体消费,本文构建中介效应检验模型:

$$\ln Eachcon_i = \beta_0 + \beta_1 Happin_i + \beta_2 X_i + \beta_3 Z_c + \sigma_i \quad (4)$$

$$\ln Socnet_i = \gamma_0 + \gamma_1 Happin_i + \gamma_2 X_i + \gamma_3 Z_c + \tau_i \quad (5)$$

$$\ln Eachcon_i = \kappa_0 + \kappa_1 \ln Socnet_i + \kappa_2 Happin_i + \kappa_3 X_i + \kappa_4 Z_c + \mu_i \quad (6)$$

中介效应检验思路如下:首先估计方程(4)(设定与方程(1)一致),在变量  $Happin$  系数  $\beta_1$  显著为正的基础上,进一步估计方程(5)、(6),其中  $\ln Socnet$  为本文关心的中介因素,若方程(5)中系数  $\gamma_1$  和方程(6)中系数  $\kappa_1$  都显著为正,说明户主幸福感  $Happin$  的确通过中介变量  $\ln Socnet$  作用于家庭人均消费,在此基础上,若方程(6)系数  $\kappa_2$  依然显著为正,则说明  $\ln Socnet$  发挥了部分中介效应,若方程(6)系数  $\kappa_2$  不显著,则说明  $\ln Socnet$  发挥了完全中介效应。同时,如果方程(5)中系数  $\gamma_1$  和方程(6)中系数  $\kappa_1$  至少有一个不显著,则需要进一步针对系数交叉项  $\gamma_1 \times \kappa_1$  进行 Sobel 检验,若 Sobel Z 统计量显著,则表明中介效应存在。

本文借鉴文献常用的处理方式(马光荣和杨恩艳,2011;易行健等,2012),使用受访家庭支付给非家庭成员的人情礼金支出(自然对数)衡量家庭享有的社会网络水平,<sup>①</sup>人情礼金支出包括“春节、中秋节等节假日支出”、“红白喜事生日支出”等内容。为了比较分析方便,本文将表3第(2)列回归结果添加到表5第(1)列。表5第(2)列结果显示,较高的户主幸福感会增加家庭人情礼金支出,而在表5第(3)列中,家庭社会网络水平  $\ln Socnet$ 、户主幸福感  $Happin$  系数都显著为正。结合前文提出的中介效应检验思路,丰富家庭享有的社会网络是更高户主幸福感提高家庭人均消费支出的部分中介因子。为保证结论稳健性,本文还构建 Sobel Z 统计量,考察系数交叉项  $\gamma_1 \times \kappa_1$  是否显著,结果表明 Sobel Z 统计量为 6.416,在 1% 水平上显著,这进一步确认了中介效应存在。考虑到户主幸福感内生性可能造成的回归偏误,文章还使用月均晴天天数(变量  $Sunsh$ )作为工具变量展开 2SLS 估计,具体结果见表5后三列。第(4)、(5)列中,变量  $Happin$  系数依然显著为正,在第(6)列中,变量  $Happin$  系数不再显著,但变量  $\ln Socnet$  系数在 1% 水平上显著为正,进一步说明社会网络是户主幸福感影响家庭消费的中介因子。综合上述结论,丰富家庭所享有的社会网络是更高户主幸福感促进家庭消费的重要机制。

### (二) 户主幸福感对家庭社交类消费的影响

该部分将检验较高的户主幸福感能否直接增加家庭社交类消费。根据前文分析,使用受访家庭在文化娱乐、外出就餐、通讯等方面人均支出的自然对数值刻画家庭社交类消费,据此定义变量  $\ln Eachent$ 、 $\ln Eachdin$ 、 $\ln Eachcom$ ,分别作为方程(1)的被解释变量。<sup>②</sup>同时,方程还引入家庭总消费支

<sup>①</sup> 为避免直接取自然对数造成较多缺失值,同时考虑到人情礼金支出能产生规模效应,我们根据公式  $\ln(Socnet + 1)$  取对数,其中  $Socnet$  表示剔除了价格因素的家庭礼金总支出(实际值)。

<sup>②</sup> 本文具体根据公式  $\ln(Scon/Family\_num + 1)$  取对数,其中  $Scon$  分别表示剔除了价格因素的家庭文化娱乐、外出就餐、通讯支出(实际值), $Family\_num$  表示受访家庭人员总数。

出(自然对数)  $\ln Totacon$  以控制家庭消费规模的影响。表6前三列 OLS 结果表明变量  $Happin$  系数显著为正,初步说明户主幸福感对家庭文化娱乐、外出就餐、通讯等社交类消费支出有显著正向影响。为缓解变量内生性偏误,本文还使用 2SLS 估计检验户主幸福感对家庭社交消费的影响。表6第(4)、(5)列结果表明变量  $Happin$  系数显著为正,与前文实证发现相一致。第(6)列中变量  $Happin$  系数不显著,这意味着在克服变量内生性偏误之后,户主幸福感并未显著影响家庭通讯支出。<sup>①</sup>

表5 户主幸福感对家庭人均消费的影响: 社会网络的中介效应

	被解释变量					
	$\ln Eachcon$	$\ln Socnet$	$\ln Eachcon$	$\ln Eachcon$	$\ln Socnet$	$\ln Eachcon$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
$Happin$	0.0255*** (0.00814)	0.199*** (0.0301)	0.0192** (0.00818)	0.171** (0.0826)	2.716*** (0.389)	0.0884 (0.0839)
$\ln Socnet$			0.0317*** (0.00273)			0.0305*** (0.00219)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	17758	17758	17758	17679	17679	17679
弱工具变量检验				140.601	140.601	131.280
DWH 内生性检验				3.426*	60.364***	0.736

表6 户主幸福感对家庭社交类消费的影响

	被解释变量					
	$\ln Eachent$	$\ln Eachdin$	$\ln Eachcom$	$\ln Eachent$	$\ln Eachdin$	$\ln Eachcom$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
$Happin$	0.118*** (0.0223)	0.0979*** (0.0277)	0.0550*** (0.0148)	0.410* (0.248)	3.031*** (0.392)	-0.129 (0.130)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	17758	17758	17758	17679	17679	17679
弱工具变量检验				144.729	144.729	144.729
DWH 内生性检验				1.444	89.237***	1.952

### (三) 幸福感对未来经济预期的影响

前文理论分析认为,幸福的社会网络效应会进一步推动幸福这一正向情绪在个人之间的扩散和传播,改善人们未来经济预期,弱化家庭预防性储蓄动机,促进家庭消费。在前三轮中国家庭金融调查中,只有2011年调查询问了受访者对未来经济形势的预期,该部分基于CHFS2011横截面数据,检验个人幸福感对未来经济预期的影响。本文首先构建如下方程检验主观幸福感对个人未来经济预期的影响:

$$Econapp_i = \chi_0 + \chi_1 Happin_i + \chi_2 CV_i + \chi_3 Z_c + v_i \quad (7)$$

方程(7)中,被解释变量  $Econapp$  代表受访者对未来经济形势的预期。受访者需要回答“预期未来三到五年的经济形势与现在比较会如何变化”,本文根据该问题选项“非常差”、“较差”、“几乎不

<sup>①</sup> 本文还使用二元虚拟变量  $Happind$  描述户主幸福感,考察户主幸福感是否通过家庭社会网络这一机制影响家庭消费,检验户主幸福感对家庭社交类消费的直接影响,所得结论未发生实质性改变。

变’、‘较好’、‘非常好’构建取值为0到4之间离散整数的变量 *Econapp* 取值越大代表受访者对未来经济预期越好。关键解释变量 *Happin* 代表受访者的主观幸福感。变量 *CV* 代表影响受访者经济形势预期的因素。本文首先控制受访者是否为男性 *Respmale*、年龄 *Respage*、受教育水平、工作类型、婚姻状态、政治身份 *Resppol*、关注经济信息与否 *Econinf*、谨慎态度 (*Caution1* 和 *Caution2*) 等特征因素。<sup>①</sup> 同时,本文还控制如下家庭特征:家庭成员总数 *Famsize*、受访者及配偶中身体健康人数 *Healthnum*、0岁到14岁少年数目 *Childnum*、金融资产占比 *Finasset*、资产负债比 *Debtr*、总收入自然对数 *lnTotalinc*。另外本文还在回归方程中添加地区层面变量  $Z_c$ , 变量选取和设定与方程(1)相一致。

本文选择 Ordered Probit 模型对方程(7)进行极大似然(ML)估计以便得到回归系数的一致估计量,结果报告在表7第(1)列。可以看出,变量 *Happin* 系数显著为正,即感觉更幸福的人对未来经济预期更好。我们还使用二元虚拟变量 *Happind* 描述受访者是否幸福,使用二元虚拟变量 *Econappd* 描述受访者未来经济预期是否更好,<sup>②</sup>分别替换方程(7)的关键解释变量、被解释变量。表7第(2)、(3)列结果进一步表明,感觉更幸福的人对未来经济预期更好。为克服变量内生性偏误,我们使用月均晴天天数(变量 *Sunsh*)作为工具变量展开2SLS估计,表7后三列结果表明,个体幸福感对未来经济预期有显著正向影响。上述结果初步说明,幸福的社会网络效应可能通过改善个人未来经济预期而促进消费。<sup>③</sup>

表7 个人幸福感对未来经济预期的影响

	被解释变量					
	<i>Econapp</i>	<i>Econapp</i>	<i>Econappd</i>	<i>Econapp</i>	<i>Econapp</i>	<i>Econappd</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Ordered Probit	Ordered Probit	Probit 边际	2SLS	2SLS	IV Probit 边际
<i>Happin</i>	0.259*** (0.0186)		0.0662*** (0.00535)	0.790*** (0.166)		0.245*** (0.0391)
<i>Happind</i>		0.349*** (0.0264)			1.358*** (0.292)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	8045	8045	8045	8045	8045	8045
弱工具变量检验				49.328	48.005	
DWH 内生性检验				18.769***	20.606***	
Wald 外生性检验						11.017***

① 受访者特征变量根据如下原则构建:(1)受教育水平。我们根据受访者受教育水平“没上过学”、“小学”、“初中”、“高中”、“中专”、“大专”、“大学本科”、“硕士研究生”、“博士研究生”等分类,生成若干二元虚拟变量。(2)工作类型。受访者工作类型分为“没有工作”和“有工作”两大类,其中,“没有工作”包括:在校学生、家庭主妇、丧失劳动能力者、季节性工作、度假/生病/生小孩、失业或没有找到工作、不愿意工作、离休或退休、其他等类型。“有工作”包括:受雇于他人或单位、经营个体或私营企业/自主创业、在家务农、返聘、自由职业、其他(志愿者)等类型。我们根据上述工作类型的具体分类生成若干二元虚拟变量。(3)婚姻状态。本文根据受访者婚姻状态“未婚”、“已婚”、“同居”、“分居”、“离婚”、“丧偶”等分类,生成一系列二元虚拟变量。(4)政治身份。当受访者的政治面貌是中共党员或民主党派时,变量 *Resppol* 赋值为1,否则赋值为0。(5)关注经济信息与否。当受访者主要关注经济方面信息时,变量 *Econinf* 赋值为1,否则赋值为0。(6)谨慎态度。当受访者开车或坐车时经常注意系好安全带,*Caution1* 赋值为1,否则赋值为0;当受访者过马路时总是严格遵守交通规则,变量 *Caution2* 赋值为1,否则赋值为0。

② 当受访者预期未来三到五年的经济形势与现在比较会“非常好”、“较好”时,变量 *Econappd* 赋值为1,否则 *Econappd* 赋值为0。

③ 值得探讨的是,基于国外调查数据的实证研究表明,更高幸福感会降低人们对未来价格上涨的预期(Guven 2012),那么,这一结论对中国调查样本而言是否仍然成立?本文使用受访者未来物价预期 *Pricapp* 替换方程(7)的被解释变量,重新估计方程,结果显示,个人幸福感没有显著影响未来物价预期。

## 六、结 论

主观幸福感对个人行为决策和偏好具有重要影响。幸福感更高的个人通常更善于社会交际并体现出更多亲社会行为,因此,感到更幸福的个人往往比不幸福感的个人享有更丰富的社会网络。本文基于中国家庭金融调查项目提供的追踪调查家庭数据,评估了幸福的社会网络效应对居民消费行为的影响。结果表明,上一期户主幸福感对当期家庭人均消费有显著正向影响。这一基本结论在一系列稳健性检验和克服内生性偏误之后依然成立。机制检验表明,较高的户主幸福感不仅会直接增加家庭社交类消费,而且会通过丰富家庭享有的社会网络这一中介因素而提升居民整体消费水平;同时,幸福的社会网络效应会促使人们对未来经济形势持有更加乐观的预期。

消费既是推动经济可持续增长的重要“引擎”,更是人民对美好生活需要的直接体现。破除制约消费的体制机制障碍,激发居民消费潜力已成为当前阶段宏观消费政策的重要目标。然而,伴随着经济新常态下经济增长速度的放缓,理论界存在这样一种担心:经济增速放缓会降低居民可支配收入的预期增速,损害居民消费意愿和信心,造成消费降级和内需不振。令人欣慰的是,本文的结论说明,上述担心是不必要的。因为,经济增速放缓背后是政府经济发展理念的转变,各级地方政府愈加重视改善民生和提升居民幸福感,而幸福的社会网络效应能够显著促进居民消费。居民幸福感与政府行为密切相关,在持续提高居民收入的基础上,政府应通过健全社会保障体系、提升生态环境质量、促进社会公平正义等多元化举措提升居民幸福感,这对于推动居民消费升级提质,增强消费对经济发展的基础性作用具有重要意义。值得注意的是,囿于数据局限性,本文未能就幸福感影响居民消费的一些具体机制(如未来收入预期)进行检验,在获取后续数据的基础上深化本文研究,将是未来努力的方向。

### 参考文献

- 甘犁、尹志超、谭继军 2015 《中国家庭金融调查报告 2014》,西南财经大学出版社。
- 甘犁、赵乃宝、孙永智 2018 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第 12 期。
- 郝君富、文学 2013 《市场化程度与社会网络的收入效应——基于农民工数据的实证研究》,《财经研究》第 6 期。
- 黄少安、孙涛 2005 《非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》,《经济研究》第 4 期。
- 亢楠楠、王大 2017 《主观幸福感对居民环境行为的影响研究》,《统计研究》第 5 期。
- 李江一 2018 《“房奴效应”导致居民消费低迷了吗》,《经济学(季刊)》第 1 期。
- 李树、陈刚 2015 《幸福的就业效应——对幸福感、就业和隐性再就业的经验研究》,《经济研究》第 3 期。
- 李涛、陈斌开 2014 《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第 3 期。
- 李涛、徐翔、张旭妍 2018 《孤独与消费——来自中国老年人保健消费的经验发现》,《经济研究》第 1 期。
- 刘斌、李磊、莫骄 2012 《幸福感是否会传染》,《世界经济》第 6 期。
- 刘畅、刘冲、马光荣 2017 《中小金融机构与中小企业贷款》,《经济研究》第 8 期。
- 刘军强、熊谋林、苏阳 2012 《经济增长时期的国民幸福感——基于 CGSS 数据的追踪研究》,《中国社会科学》第 12 期。
- 马光荣、杨恩艳 2011 《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》第 3 期。
- 毛捷、赵金冉 2017 《政府公共卫生投入的经济效应——基于农村居民消费的检验》,《中国社会科学》第 10 期。
- 修宗峰、杜兴强 2011 《幸福感、社会资本与代理成本》,《中国工业经济》第 7 期。
- 杨继东、章逸然 2014 《空气污染的定价:基于幸福感数据的分析》,《世界经济》第 12 期。
- 杨汝岱、陈斌开 2009 《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》,《经济研究》第 8 期。
- 易行健、张波、杨汝岱、杨碧云 2012 《家庭社会网络与农户储蓄行为:基于中国农村的实证研究》,《管理世界》第 5 期。
- 臧旭恒、张欣 2018 《中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析》,《经济研究》第 3 期。
- 张维迎、柯荣住 2002 《信任及其解释:来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》第 10 期。
- 章元、陆铭 2009 《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平》,《管理世界》第 3 期。

- 周广肃、马光荣 2015 《人情支出挤出了正常消费吗? ——来自中国家户数据的证据》,《浙江社会科学》第3期。
- 朱光伟、杜在超、张林 2014 《关系、股市参与和股市回报》,《经济研究》第11期。
- 朱明宝、杨云彦 2017 《幸福感与居民的生育意愿——基于CGSS2013数据的经验研究》,《经济学动态》第3期。
- 邹宇春、敖丹、李建栋 2012 《中国城市居民的信任格局及社会资本影响——以广州为例》,《中国社会科学》第5期。
- Altman, D. , P. Flavin , and B. Radcliff , 2017, “Democratic Institutions and Subjective Well-being” , *Political Studies* , 65( 3) , 685—704.
- Apergis , N. , T. Hayat , and T. Saeed , 2019, “The Role of Happiness in Financial Decisions: Evidence from Financial Portfolio Choice and Five European Countries” , *Atlantic Economic Journal* , 47( 3) , 343—360.
- Blanchflower , D. G. , D. N. F. Bell , A. Montagnoli , and M. Moro , 2014, “The Happiness Trade-off between Unemployment and Inflation” , *Journal of Money , Credit and Banking* , 46( 2) , 117—141.
- Conley , T. G. , C. B. Hansen , and P. E. Rossi , 2012, “Plausibly Exogenous” , *Review of Economics and Statistics* , 94( 1) , 260—272.
- De Neve , J. , and A. J. Oswald , 2012, “Estimating the Influence of Life Satisfaction and Positive Affect on Later Income Using Sibling Fixed Effects” , *Proceedings of the National Academy of Sciences* , 109( 49) , 19953—19958.
- De Neve , J. , E. Diener , L. Tay , and C. Xuereb , 2013, “The Objective Benefits of Subjective Well-being” , CEP Discussion Paper No. 1236.
- Delis , M. , and N. Mylonidis , 2015, “Trust , Happiness , and Households’ Financial Decisions” , *Journal of Financial Stability* , 20 , 82—92.
- Diener , E. , 1984, “Subjective Well-being” , *Psychological Bulletin* , 95( 3) , 542—575.
- Easterlin , R. A. , R. Morgan , M. Switek , and F. Wang , 2012, “China’s Life Satisfaction , 1990—2010” , *Proceedings of the National Academy of Sciences* , 109( 25) , 9775—9780.
- Flavin , P. , and A. C. Pacek , 2014, “Life Satisfaction and Political Preference: An International Analysis” , Baylor University Working Paper.
- Gan , J. , 2010, “Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households” , *Review of Financial Studies* , 23( 6) , 2229—2267.
- Güven , C. , 2011, “Are Happier People Better Citizens?” , *Kyklos* , 64( 2) , 178—192.
- Güven , C. , 2012, “Reversing the Question. Does Happiness Affect Consumption and Savings Behavior?” , *Journal of Economic Psychology* , 33( 4) , 701—717.
- Güven , C. , and I. Hoxha , 2015, “Rain or Shine: Happiness and Risk-taking” , *Quarterly Review of Economics and Finance* , 57 , 1—10.
- Helliwell , J. F. , C. P. Barrington-Leigh , A. Harris , and H. Huang , 2009, “International Evidence on the Social Context of Well-being” , NBER Working Paper No. w14720.
- Jiang , S. , M. Lu , and H. Sato , 2012, “Identity , Inequality , and Happiness: Evidence from Urban China” , *World Development* , 40 ( 6) , 1190—1200.
- Knight , J. , and R. Gunatilaka , 2017, “Is Happiness Infectious?” , *Scottish Journal of Political Economy* , 64( 1) , 1—24.
- Krause , A. , 2013, “Don’t Worry , Be Happy? Happiness and Reemployment” , *Journal of Economic Behavior & Organization* , 96 , 1—20.
- Lane , T. , 2017, “How Does Happiness Relate to Economic Behaviour? A Review of the Literature” , *Journal of Behavioral and Experimental Economics* , 68 , 62—78.
- Levinson , A. , 2012, “Valuing Public Goods Using Happiness Data: The Case of Air Quality” , *Journal of Public Economics* , 96( 9—10) , 869—880.
- Maddison , D. , and K. Rehdanz , 2011, “The Impact of Climate on Life Satisfaction” , *Ecological Economics* , 70( 12) , 2437—2445.
- Modigliani , F. , and S. L. Cao , 2004, “The Chinese Saving Puzzle and the Life Cycle Hypothesis” , *Journal of Economic Literature* , 42( 1) , 145—170.
- Rao , Y. , L. Mei , and R. Zhu , 2016, “Happiness and Stock-Market Participation: Empirical Evidence from China” , *Journal of Happiness Studies* , 17( 1) , 271—293.
- Wang , H. , Z. Cheng , and R. Smyth , 2019, “Consumption and Happiness” , *Journal of Development Studies* , 55( 1) , 120—136.
- Wei , S. , and X. Zhang , 2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Saving Rates in China” , *Journal of Political Economy* , 119 , 511—564.



## The Social Network Effect of Happiness: An Empirical Study of Chinese Residents' Consumption

LI Shu and YU Wenchao

(School of Economics, Southwest University of Political Science & Law)

**Summary:** Some scholars worry that the slowdown in China's economic growth will reduce the growth rate of residents' disposable income, which would be harmful to consumers' confidence and willingness to spend. However, it is worth noting that the central government has reduced its economic growth target, emphasized the quality and efficiency of economic growth and paid more attention to improving residents' livelihood and happiness. With this change in the central government's economic development concept, ensuring and improving people's livelihoods, increasing people's well-being and building happy cities and happy villages have gradually become the main policy goals of local government at all levels.

Happiness is a positive emotional experience that reflects a person's overall evaluation of his or her living conditions. In general, people who feel happier tend to display more pro-social behaviors, such as generosity, cooperation, mutual assistance and altruism, than do people who are unhappy. As a result, individuals with a higher level of happiness often enjoy a richer social network. The social network effect of happiness both directly promotes household social consumption and weakens the inhibiting effect of the precautionary saving motivation and liquidity constraints on residents' consumption, leading to the question of whether the social network effect of happiness effectively stimulates residents' consumption. The literature does not provide any systematic answer to this question.

Using the panel survey household sample from the China Household Finance Survey, we evaluate the influence and mechanisms of householder happiness on household consumption. Our results suggest that the one-period lag in householder happiness has a significant positive effect on the household's per-capita consumption. This basic conclusion still holds after changing the key indicators and regression sample. To overcome the estimation bias caused by a possible reverse causality between happiness and consumption, we use the city-level average sunny days per month as an instrumental variable for happiness to carry out a two-stage least squares regression. We also perform robust checks using a balanced panel dataset and a difference equation. These regression results confirm the positive effect of householder happiness on household per-capita consumption.

When looking at heterogeneities in the effect, we find that the positive effect of householder happiness on household consumption is weaker for the subsample of households with younger householders, while factors such as the householder's education level, householder's gender, region type, household income and household debt have insignificant impacts on the relationship between householder happiness and household consumption. The mechanism tests suggest that a higher level of householder happiness promotes household social consumption directly and raises the overall level of household consumption through the intermediary factor of the household social network. These conclusions confirm the positive significance of the social network effect of happiness on stimulating residents' consumption.

Although the literature examines the influence of loneliness, an emotional factor, on the health care consumption of the elderly, there is a lack of studies exploring the influence of positive emotions such as happiness on the overall consumption activity of Chinese residents of all ages. This paper enriches the theoretical literature on happiness economics and consumption economics and provides evidence for understanding the importance of personal emotional factors in residents' consumption decisions. Our conclusions suggest that the transformation of the central government's economic development concept to stress the goal of improving people's livelihoods and happiness stimulates residents' consumption, which is important for enhancing the consumption driving force of economic growth and maintaining stable economic growth.

**Keywords:** Happiness; Household Per-capita Consumption; Social Network

**JEL Classification:** D12, Z13, E21

(责任编辑: 晨曦) (校对: 晓鸥)