

社交活动对老年人主观幸福感的影响研究

侯捷

四川大学公共管理学院, 四川 成都

收稿日期: 2023年1月22日; 录用日期: 2023年2月21日; 发布日期: 2023年3月1日

摘要

基于2018年度中国健康与养老追踪调查(CHARLS), 结合有序Probit模型, 本文研究了参与社交活动对老年人主观幸福感的影响。实证结果表明, 参与社交活动会显著提升老年人的主观幸福感, 并且在加入其他控制变量后, 这一效应依然存在。最后依据研究结论提出政府应当大力开展老年文教建设, 为老年人积极参与社交活动创造基础条件的建议。

关键词

社交活动, 主观幸福感, Oprobit模型

Research on the Impact of Social Activities on the Subjective Well-Being of Old People

Jie Hou

School of Public Administration, Sichuan University, Chengdu Sichuan

Received: Jan. 22nd, 2023; accepted: Feb. 21st, 2023; published: Mar. 1st, 2023

Abstract

Based on the 2018 China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), combined with the Ordered Probit model, this paper investigates the effect of participation in social activities on the subjective well-being of the old people. The empirical results show that participation in social activities significantly increases the subjective well-being of the old people and that this effect persists even after other control variables were taken into account. Finally, according to the research conclusion, this paper suggests that the government should vigorously carry out the construction of culture and education for the old people, and create basic conditions for the old people to actively participate in social activities.

Keywords

Social Activity, Subjective Well-Being, Oprobit Model

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

2020年我国经济总量占世界经济的比重预计超过17%，日益成为世界经济增长的动力之源，人民生活的物质需求得到满足，但居民幸福感却普遍滞后于经济发展[1]，陷入“幸福悖论”的困境。十九大报告指出“增进民生福祉是发展的根本目的”，十九届五中全会等会议上也频繁提及要提升人民群众的幸福感受，充分说明中国政府高度重视社会居民的幸福问题。国家统计局最新数据显示，截至2019年末，我国60周岁以上人口数量达2.53亿，约占总人口数的18.1%。随着我国进入深度老龄化阶段，老年人的精神状况与需求非常值得关注。从公共政策的角度来看，“幸福悖论”意味着任何旨在通过增加物质因素提高个体福利的计划都是无效的[2]。谢识予等学者认为，需要经营的人际关系等非物质因素和作为纯粹的内心感受，与幸福之间的联系更为直接，存在边际递增作用，具有正的外部性[3]。因此，研究探索提高老年人的主观幸福感的非物质途径具有很强的现实意义。其中，社交活动不仅能够丰富老年人的精神文化生活，还能使老年人建立起良好的人际关系，缓解其抑郁倾向与孤独感，进而提升老年人的生活满意度。

2. 文献综述

学术界关于民众主观幸福感影响因素的研究主要集中在宏微观两大层面。宏观视角下研究重点分析了公共支出结构、社会保障、国家治理、环境规制等因素对居民主观幸福感的影响。谢舜等(2012) [4]的研究表明政府公共支出结构提高了居民主观幸福感，不同类型的公共支出行为影响不同。程名望等(2020) [5]的研究显示购买社会保险可以显著提高农民工的主观幸福感，且所购社会保险种类越多，其主观幸福感越高。马亮(2019) [6]的研究表明，国家治理现代化会通过减少行政负担提升居民的社会公平感。宋德勇等(2019) [7]的研究结果表明，环境规制的增强即可以提升居民的主观幸福感，还能改善居民健康状况、提升区域绿色技术创新效率，从而间接提升居民主观幸福感。

微观视角的研究分析了个人退休情况、家庭债务、子女数量、子女外出务工情况等因素对居民主观幸福感的影响。张丽君(2018) [8]的研究发现由于个体收入的下降，退休总体上降低了中老年人的生活满意度。陈屹立等(2017) [9]的研究表明，家庭债务会降低居民幸福感，且对农村居民、受教育程度较低、低收入群体的影响更加明显。冷晨昕等(2013) [10]研究得出老年人幸福感与子女数量之间存在倒“U”型曲线关系，且子女数量对女性、城镇、高收入老年人群体幸福感的影响更明显。连玉君等(2014) [11]研究发现子女外出务工令父母自评健康和生活满意度共同下降。

梳理现有文献可以发现，现阶段关于主观幸福感的研究多集中于中青年这一年龄段，以老年人为研究对象的仍较少，而老年人正成为不容忽视的一大群体。同时，关于社交活动与生活满意度关系的文献也十分鲜少，仅少量文献研究了社会资本对老年人生活满意度的影响，但社会资本的范畴远宽泛于社交活动，社交活动作为老人与社会沟通的桥梁，对居民的主观幸福感会产生怎样的影响？本文尝试对此问题进行解答。

3. 数据来源、变量界定与模型构建

3.1. 数据来源

本文所使用数据来自 2018 年的中国健康与养老追踪调查(CHARLS), 是由北京大学国家发展研究院对中老年人进行的一项全国性调查。该项目随机抽取各家庭中 45 岁以上的人, 在 2011 年进行全国基线调查, 并于之后的 2013、2015 和 2018 年分别在全国 28 个省的 150 个县、450 个社区(村)开展连续性截面调查。至 2018 年全国追访完成时, 其样本已覆盖总计 1.24 万户家庭中的 1.9 万名受访者, 是社会学界研究老龄化的全国性高质量数据, 也是目前学术界公认具有科学研究价值的权威数据。本文研究通过 Stata15.0 软件对数据库进行处理, 在删除部分变量值缺失和不符合研究要求的样本后, 得到有效样本 9722 个。

3.2. 变量界定

1) 因变量

目前测量主观幸福感一般采取自陈量表, 且众多学者均使用生活满意度作为主观幸福感的替代变量, 即受访者自我汇报其对生活的满意程度, 以此反映其幸福感。已有研究表明该方法测量所得指标在可比性和有效性上都具有很高的效度和信度, 可以准确表达个人的真实感受。基于此, 本研究采用 Charls 问卷中的问题“总体来看, 您对自己的生活是否感到满意?”, 并根据 Likert 五分量表, 把“非常不满意”“不太满意”“一般”“比较满意”和“非常满意”分别赋值为 1~5。

2) 核心自变量

本研究的核心自变量为社交活动, 问卷设计问题如下:“您过去一个月是否进行了下列社交活动?(可多选)”。选项为:(1) 串门、跟朋友交往;(2) 打麻将、下棋、打牌、去社区活动室;(3) 无偿向与您不住在一起的亲人、朋友或者邻居提供帮助;(4) 去公园或者其他场所跳舞、健身、练气功等;(5) 参加社团组织活动;(6) 参加志愿者活动或者慈善活动;(7) 无偿照顾与您不住在一起的病人或残疾人;(8) 上学或者参加培训课程;(9) 炒股(基金及其他金融证券);(10) 上网;(11) 其他;(12) 以上均没有。本文将回答“以上均没有”者视为“未参与社交活动”(赋值为 0), 选择其余一项或多项者均视为“参与社交活动”(赋值为 1)。

3) 控制变量

考虑到其他因素亦对老年人主观幸福感存在影响, 故本文选择性别、年龄、受教育程度、居住地、婚姻状态作为控制变量, 对其相关处理及描述见表 1。

Table 1. Description of model variables

表 1. 模型变量的描述

变量类型	变量名	描述
因变量	主观幸福感(<i>Satis</i>)	“总体来看, 您对自己的生活是否感到满意?” 1 = 非常不满意; 2 = 不太满意; 3 = 一般; 4 = 比较满意; 5 = 非常满意
核心自变量	是否参与社交活动(<i>Social</i>)	1 = 参与社交活动; 0 = 未参与社交活动
控制变量	性别(<i>Gender</i>)	1 = 女性; 0 = 男性
	年龄(<i>Age</i>)	单位: 岁
	教育(<i>Education</i>)	1 = 文盲; 2 = 小学毕业; 3 = 初中毕业; 4 = 高中毕业及以上
	居住地(<i>Location</i>)	1 = 城市; 0 = 农村

Continued

控制变量	婚姻状态(<i>Marital</i>)	1 = 有配偶; 0 = 无配偶
	健康状态(<i>Health</i>)	1 = 健康; 0 = 不健康

3.3. 模型构建

本研究的被解释变量主观幸福感为典型离散有序变量, 陈强(2014)指出若使用普通的 OLS 回归会将排序视为基数来处理, 可能影响估计的准确性; 但 Ferrer-I-Carbonell 和 Frijters (2004)、Angrist 和 Pischke (2008)也表示, 只要模型设定正确, OLS 估计和 Orderd Probit (以下简称“Oprobit”)模型并无优劣之分。鉴于此, 本文将采用 OLS 估计和 Oprobit 模型分别进行回归。

1) OLS 估计

普通的 OLS 估计将老年人主观幸福感 $Satis_i$ 作为基数进行处理, 模型如下:

$$Satis_i = \alpha_1 + \beta_1 Social_i + \gamma_1 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

在(1)式中: $Satis_i$ 表示老年人主观幸福感评价; $Social_i$ 为核心解释变量, 表示第*i*位老年人参与社交活动的情况; X_i 为其他控制变量; α_1 、 β_1 为待估参数, γ_1 为待估系数的向量, ε_i 为模型的随机扰动项。

2) Oprobit 模型

Oprobit模型将老年人主观幸福感视为排序变量, 需要使用潜变量推导出MLE (极大似然估计)估计量。根据上文的数据说明和变量选取, 建立Oprobit模型如下:

$$Satis_i^* = \alpha_2 + \beta_2 Social_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

在(2)式中, $Satis_i^*$ 是老年人主观幸福感的潜变量, 与 $Satis_i$ 存在一定的数量关系; 当 $Satis_i^*$ 低于临界值 $C1$ 时, 老年人感到非常不幸福($Satis_i = 1$); 高于 $C1$ 但低于 $C2$ 时, 感到不幸福($Satis_i = 2$); 以此类推, 当其高于 $C4$ 时, 老年人感到非常幸福($Satis_i = 5$)。如式(3)所示:

$$Satis_i = \begin{cases} 1, Satis_i^* \leq C1 \\ 2, C1 < Satis_i^* \leq C2 \\ \vdots \\ 5, C4 < Satis_i^* \end{cases} \quad (3)$$

假设 $\varepsilon_i \sim N(0,1)$ 分布, X 表示所有解释变量, $\Phi(\cdot)$ 表示累积分布函数, 则 $Satis_i$ 可以表示为:

$$P(Satis_i = 1) = \Phi(C1 - X\beta) \quad (4)$$

$$P(Satis_i = 2) = \Phi(C2 - X\beta) - \Phi(C1 - X\beta) \quad (5)$$

.....

$$P(Satis_i = 5) = 1 - \Phi(C4 - X\beta) \quad (6)$$

4. 实证结果及分析

4.1. 描述性统计

由于本文的研究问题是互联网使用对老年人主观幸福感的影响, 故选择 60 岁以上的老年人作为研究对象, 根据研究问题以及对数据剔除缺失值后得到有效样本 9722 份, 表 2 列出了计量模型中所有变量的基本统计量。

其中代表主观幸福感的指标生活满意度的均值为 3.277, 整体水平中等偏上。可能的解释是: 由于近

年来我国经济增长迅速，生活水平与物质条件不断提高，养老等社会保障体系日渐完善，使得研究对象在步入老年后得到更好的生活质量与更完善的保障，从而提升其生活满意程度。变量参与社交活动均值为 0.488，说明虽然有部分老年人积极参与社交活动，但占比仍不足一半，可能存在老年人参与意愿不强、缺乏相应社交娱乐场所设施等原因。Location 变量反映了被调查者的居住地，样本中农村老年人约占 1/5，可以推测由于农村娱乐、交通等设施不发达，所以老年人参与社交活动也相对更少。健康状态的均值为 0.212，说明大部分被调查老年人的健康处于较差状态。同时依据表格数据对比可见，老年人中的女性、受教育水平较高者、城镇居住者、未婚者、健康程度较好者更倾向于参与社交活动。

Table 2. Descriptive statistical analysis of variables

表 2. 变量的描述性统计分析

变量名称	参与社交活动		不参与社交活动		全部观测值			
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Satis</i>	3.299	0.773	3.256	0.837	3.277	0.806	1	5
<i>Social</i>	–	–	–	–	0.488	0.5	0	1
<i>Gender</i>	0.516	0.5	0.496	0.5	0.506	0.5	0	1
<i>Age</i>	68.182	6.352	69.152	6.732	68.678	6.567	60	108
<i>Education</i>	2.216	0.954	1.917	0.848	2.063	0.913	1	4
<i>Location</i>	0.235	0.424	0.132	0.339	0.183	0.386	0	1
<i>Marital</i>	0.794	0.404	0.801	0.399	0.798	0.402	0	1
<i>Health</i>	0.233	0.423	0.191	0.393	0.212	0.409	0	1
观测值	4748		4974		9722			

4.2. 基准回归

表 3 汇报了 OLS 回归和 Oprobit 模型的估计结果。对比可得：无论是将主观幸福感视为连续变量的 OLS 回归，还是考虑主观幸福感排序性的 Oprobit 模型，均对老年人的主观幸福感有显著提升，在加入其他控制变量后，参与社交活动也依然在 5% 的水平下显著正相关。充分说明社交活动充实了老年人单调的晚年生活，提高了老年人的社会参与度，降低了其孤独感，让他们感到更幸福。

Table 3. The empirical results of participating in social activities on the subjective well-being of the elderly

表 3. 参与社交活动对老年人主观幸福感的实证结果

变量名称	OLS回归		Oprobit 模型	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Social</i>	0.0431*** (0.0164)	0.0392** (0.0164)	0.0505** (0.0220)	0.0485** (0.0226)
<i>Gender</i>		–0.0314* (0.0175)		–0.0361 (0.0241)
<i>Age</i>		0.00692*** (0.00130)		0.00955*** (0.00179)

Continued

<i>Education</i>		-0.0237** (0.0102)		-0.0413*** (0.0141)
<i>Marital</i>		0.0909*** (0.0213)		0.119*** (0.0293)
<i>Health</i>		0.377*** (0.0197)		0.532*** (0.0275)
<i>Location</i>		0.0294 (0.0223)		0.0362 (0.0308)
<i>N</i>	9722	9722	9722	9722
<i>R</i> ²	0.001	0.042	-	-

注：括号内为稳健标准误下的 t 值；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

就控制变量而言，绝大多数变量也对老年人的主观幸福感具有显著影响。在年龄方面，岁数越大的老年人，需求减少，更容易满足，因此也更容易感到幸福；在教育方面，受教育程度低的老年人的主观幸福感在 1%的水平下显著更高，原因在于过高的期望会弱化人们的幸福感。教育在一定程度上提高了人们的主观期望与生活压力，从而对主观幸福感产生负面影响；在婚姻状态下，有配偶的老年人主观幸福感更高，说明配偶作为家庭成员对彼此起到了陪伴的功能；健康的身体与心理是老年人主观幸福感的载体，个人健康状况显著地影响了幸福感，这说明身体健康状态越好，精神与愉悦度也越高，更有精力与心情参与到生活中，增加了对幸福感的体验。而性别、居住地并未对老年人的主观幸福感产生显著影响。

4.3. 边际效应分析

由于 Oprobit 模型的参数含义不够直观，表 3 中的结果只能从显著性和参数符号方面给出有限的信息。因此，我们通过进一步的计算得出各个解释变量对老年人主观幸福感的边际效应，查看当解释变量变动 1 个单位时，被解释变量取各个值的概率如何变化。结果如表 4，这里以参与社交活动为例进行解读。当所有解释变量处于均值时，老年人每参与 1 次社交活动，其自认为“非常不幸福”的概率下降 0.003，认为“不幸福”的概率下降 0.005，认为“一般”的概率下降 0.009，反之，认为“幸福”的概率会提升 0.013，认为“非常幸福”的概率会提升 0.005。因此，参与社交活动越频繁，老年人的幸福感越强烈。

Table 4. Marginal effects of explanatory variables

表 4. 解释变量的边际效应

	<i>Social</i>	<i>Gender</i>	<i>Age</i>	<i>Education</i>	<i>Location</i>	<i>Marital</i>	<i>Health</i>
	1 = 参与社交	1 = 女性	岁	1~4水平递增	1 = 城镇	1 = 有配偶	1 = 健康
主观幸福感	**		***	***		***	***
非常不幸福	-0.003	0.003	-0.001	0.003	-0.003	-0.009	-0.038
不幸福	-0.005	0.004	-0.001	0.005	-0.004	-0.013	-0.059
一般	-0.009	0.007	-0.002	0.008	-0.007	-0.022	-0.098
比较幸福	0.013	-0.010	0.003	-0.011	0.010	0.032	0.142
非常幸福	0.005	-0.004	0.001	-0.004	0.004	0.012	0.053

4.4. 稳健性检验

考虑可能存在遗漏变量和互为因果关系造成的内生性问题, 本文采用变量替代法进行稳健性检验, 验证参与社交活动对老年人幸福感的影响是否具有稳定性。选用不同测量主观幸福感的方法, 重新设定虚拟变量, 将问卷回答选择“比较满意”、“非常满意”和“极其满意”统一赋值为 1, 将选择“不满意”、“非常不满意”的回答统一赋值为 0, 仍然采用 Ordered Logistic 模型进行分析, 回归结果(见表 5)均为在 5% 的水平下显著正相关, 与前文研究基本一致, 证明研究具有稳健性和可信度。

Table 5. Robustness test results

表 5. 稳健性检验结果

	<i>Satis</i>	
	(1)	(2)
<i>Social</i>	0.151 ^{***}	0.115 ^{***}
	(0.0340)	(0.0354)
其他变量	控制	控制

注: 括号内为稳健标准误下的 t 值; ***, **和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

5. 结论

2021 年国务院政府工作报告指出, 要持续增进民生福祉。主观幸福感作为民众生活质量评价的核心指标, 在维护社会公平和改善民生中起着重要作用, 也是国民获得幸福感的关键所在。本研究利用 2018 年全国性健康与养老追踪调查数据, 分析研究表明参与社交活动能够显著提升老年人主观幸福感。

由于生理机能的衰退, 老年人逐渐脱离于社会活动、社会角色中, 其社交活动的交往对象、规模、频率等变得越来越少。老年人在普通社会角色弱化的同时, 增添了具有依赖特征的老年期社会角色, 这些转变使得老年人在社交活动中被边缘化。更严重的是, 我国农村以居家养老为主的养老模式容易使老年人的社会生活领域更加封闭, 形成“差序格局”。同时随着社会转型效应凸显, 子女独立性越来越强, 外出务工成为常态, 以血缘性为主的家庭内部关系网络呈现脆弱化趋势, 老年人与同伴的联系也随着年龄增长而日益减少, 有脱节社会的风险, 这一现象应当引起政府和社会对老年人心理健康的关注。老年人参与社会活动与主观幸福感有重要且复杂的关系, 通过参与社会活动, 老年人可以有选择地调整社会网络, 进而获取包括情感在内的更多社会支持, 降低其孤独感, 增强生活韧性。

随着我国全面进入老龄化社会, 政府也持续为打造老年友好型社会发力, 但多数落脚到譬如减免老年人新农合的参保费用等经济手段上, 然而本质的解决方法应该是通过精神文化生活提升农村老年人生活满意度与主观幸福感。因此, 建议政府在做好养老经济保障的同时, 建设老年活动中心、文化室等社区公共文化设施, 并进行适老化设计与改造, 使老年人产生社区价值感和被其生活所在社区接纳的归属感; 其次, 依照各年龄区间老年人的多样化兴趣爱好, 组织开展丰富的老年文体活动, 积极引导老年人锻炼运动, 提升健康水平; 最后, 提高老年公益性文化机构数量, 鼓励各地尤其是农村地区开办老年大学, 可以以社区为单位设置老年大学, 侧面增进社区老年人感情交流, 最终实现健康老龄化。

参考文献

- [1] 种聪, 岳希明. 经济增长为什么没有带来幸福感提高?——对主观幸福感影响因素的综述[J]. 南开经济研究, 2020(4): 24-25.
- [2] Grahm, C. (2005) The Economics of Happiness: Insights on Globalization from a Novel Approach.

- [3] 谢识予, 娄伶俐, 朱弘鑫. 显性因子的效用中介、社会攀比和幸福悖论[J]. 世界经济文汇, 2010(4): 19-32.
- [4] 谢舜, 魏万青, 周少君. 宏观税负、公共支出结构与个人主观幸福感兼论“政府转型” [J]. 社会, 2012, 32(6): 86-107.
- [5] 程名望, 华汉阳. 购买社会保险能提高农民工主观幸福感吗?——基于上海市 2942 个农民工生活满意度的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(2): 46-61.
- [6] 马亮. 国家治理、行政负担与公民幸福感——以“互联网 + 政务服务”为例[J]. 华南理工大学学报(社会科学版), 2019, 21(1): 77-84.
- [7] 宋德勇, 杨秋月, 程星. 环境规制提高了居民主观幸福感吗?——来自中国的经验证据[J]. 现代经济探讨, 2019(1): 7-15
- [8] 张丽君. 退休对生活满意度的影响研究——基于 CHARLS 数据的实证检验[D]: [硕士学位论文]. 杭州: 浙江大学, 2018.
- [9] 陈屹立. 家庭债务是否降低了幸福感?——来自中国综合社会调查的经验证据[J]. 世界经济文汇, 2017(4): 102-119.
- [10] 冷晨昕, 陈前恒. 子女数量与老年人幸福感关系研究——基于 CGSS2013 的实证分析[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2019, 40(5): 60-68.
- [11] 连玉君, 黎文素, 黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(1): 185-202.