



生活方式对老年人主观幸福感的影响： 有调节的中介模型

杜锐扬¹, 温 勇¹, 宗占红²

1. 南京邮电大学理学院, 2. 社会与人口学院, 江苏 南京 210023

摘要:文章采用中国综合社会调查2021数据建立结构方程模型,研究老年人生活方式对主观幸福感的影响机制。结果表明,生活方式对主观幸福感有正向直接影响,生活方式越丰富的老年人的主观幸福感越高;健康状况在生活方式与主观幸福感之间存在中介效应,且中介效应为正向,即生活方式可以通过促进健康状况提高老年人的主观幸福感;阶层认同对中介效应的前半段有显著的负向调节,即阶层越高的老年人,其生活方式对健康状况的影响越弱。建议关注和改善老年人生活方式,完善养老保障和医疗服务体系,增进老年人福祉。

关键词:主观幸福感;生活方式;健康状况;阶层认同;老年人

中图分类号:C913.6

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2024)05-484-007

doi:10.7655/NYDXBSSS240272

全国第七次人口普查数据显示,我国60岁及以上老年人口数已达2.6亿,占总人口的18.7%,这表明我国已经处于深度老龄化社会。老龄化给社会的经济、医疗和养老等方面带来了巨大的压力,积极应对老龄化刻不容缓。习近平总书记强调,让老年人共享改革成果,安享晚年,核心在于提升其幸福感。并且老年人作为社会弱势群体,对于其幸福感的研究是社会民生的重要组成部分,是评价我国社会发展质量的重要指标。对此,探究老年人主观幸福感的影响机制对于应对人口老龄化挑战至关重要。

党的二十大报告提出:增进民生福祉,提高人民生活品质。报告强调要将人民的幸福生活摆在重要位置,强调幸福感与生活质量的绑定,其中生活方式是生活质量的决定性因素,本文推断生活方式对于幸福感也存在着巨大的影响。随着时代的变迁,老年人的生活方式呈现出现代化和多元化的特点,其生活方式对于幸福感的影响更为突出且机制尤为复杂。本文针对老年人的生活方式对于主观幸福感的影响机制做出详细研究,探究两者之间可能存在的中介与调节效应,旨在为相关政策和措

施的制定提供决策依据。

一、文献综述与研究假设

(一)老年人的生活方式与主观幸福感

生活方式有着复杂而丰富的内涵,主要概括了居民多种类、多层次的社会活动。虽然国内外学者对于生活方式的研究由来已久,但迄今对于生活方式的定义,学术界还未形成共识。由于各个研究的视角不同,它们提出的生活方式的概念也有所差异。国内的相关研究多偏重健康相关的生活方式,着重研究健康相关行为,如吸烟、饮酒和运动习惯等对主观幸福感的影响。如有学者针对德阳市“老漂族”研究,发现主观幸福感与健康促进生活方式呈正相关^[1]。本研究选取的生活方式主要是针对老年人的媒体使用、空闲活动和社交娱乐等与社会和他人相联系的生活方式^[2],此类生活方式不局限于身体方面,更聚焦于老年人生活习惯外的社交生活方式。国内目前老年人视角此维度生活方式的研究还较少。部分学者发现老年人生活方式中的心理活动方式对主观幸福感影响最大,其次为行为方式,交往方式影响最小^[3]。有学者针对休闲模型进

基金项目:国家社会科学基金“积极老龄化视角下老年友好型社会构建研究”(20BRK030)

收稿日期:2024-06-21

作者简介:杜锐扬(2000—),男,江苏南通人,硕士研究生在读,研究方向为人口统计;宗占红(1973—),女,河北廊坊人,副教授,硕士生导师,研究方向为人口与健康管理,通信作者,zongzh@163.com。

行研究,得出运动时尚型休闲模式可以通过促进老年人的健康,进而促进个体主观幸福感^[4]。还有学者针对数字融入与互联网等对老年人主观幸福感的影响进行研究,发现数字融入会通过社会参与正向影响老年人的幸福感^[5],且使用互联网能够提高老年人的主观幸福感^[6]。国外有部分学者研究发现,老年人有更高的出门频率能够促进其主观幸福感的提高^[7];生活满意度与身体活动存在正相关,且饮酒对健康的危害极大^[8]。

因此,本研究认为,老年人的生活方式是影响主观幸福感的一个重要因素。生活方式的丰富性和高频化对于主观幸福感有着积极的影响。提出假设H1:老年人生活方式对主观幸福感的正向影响显著。

(二)老年人的健康状况与主观幸福感

国内目前对于老年人的健康状况与主观幸福感之间关系的研究较为普遍,绝大多数研究结果表明,老年人健康状况对其主观幸福感有正向影响。部分学者研究发现健康状况对农村老年女性主观幸福感存在直接的正向影响^[9]。还有学者研究发现老年人的收入不平等通过影响健康来影响主观幸福感^[10]。有学者针对长春市部分常住老年人进行研究,得出自评健康对主观幸福感有正向影响^[11]。有学者得出更加完善的结论:心理健康水平较身体健康,对主观幸福感的影响更为明显,具体表现为正相关^[12]。

因此,本研究提出,将老年人健康状况作为生活方式与主观幸福感之间的中介变量,即生活方式通过影响老年人的健康状况,进而改变其主观幸福感。良好的生活方式会对健康状况有着正向影响,而良好的健康状况又对老年人的幸福感有着促进作用。提出假设H2:老年人健康状况在生活方式和主观幸福感之间起中介作用。

(三)老年人的阶层认同与健康状况

社会阶层主要分为主观社会阶层和客观社会阶层,本研究采用的调节变量为阶层认同,即主观社会阶层方面的评价。国内对于老年人阶层认同与健康状况的影响研究主要集中在社会经济地位对健康状况的影响。部分研究发现社会经济地位对老年人健康有促进作用^[13],社会经济地位对老年人身心健康具有显著正向影响^[14]。有学者采用分层线性模型得到中国老年人的心理健康问题已经比较严重,且老年人心理健康存在显著的阶层差异^[15]等结论。

总的来说,处于不同阶层的老年人,其生活方式对于健康的影响是复杂而多样的。经济阶层、社会地位和教育水平等因素都会影响老年人的生活方式选择和健康行为,进而对主观幸福感的影响也

会有所差异。

高阶层认同的老年人普遍能够接受较好的医疗保健服务并且参与健康促进活动,从而更容易预防和管理慢性疾病,并在健康方面保持较高水平。因此他们的幸福感可能不局限于普通日常生活和健康状况,有着更高的追求和良好的心态。这个推论对中介效应的前半部分可能有着削弱的调节;相反的,低阶层认同的老年人有极大的概率受限于经济和文化条件,无法获得足够的健康相关知识和医疗保健服务,这增加了他们的患病风险和健康问题的发生率,其更加纠结于家庭生活和自身的健康状况。这个推论对中介效应的前半部分可能存在着增强的调节。提出假设H3:阶层认同对中介效应的前半段有着调节作用。

二、数据来源与研究方法

(一)数据来源

本研究选用的数据来自中国人民大学中国调查和数据中心2021年发布的中国综合社会调查(CGSS)。数据共有样本8 148个,在选取老年人样本(年龄≥60岁)并且剔除缺失值和无效样本后,最终得到的样本数为2 689个。

(二)变量选取和描述性统计

本研究通过求均值、量表转换、倒代换等方法将CGSS 2021中选取问题回答量表全部改写成李克特5级量表,且赋值为1~5分,代表频率由低到高;同意度由低到高;幸福感由低到高;阶层由低到高等。

1. 被解释变量

本研究将老年人的主观幸福感作为被解释变量。根据问题“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”来考察,为显变量。将回答“非常不幸福”到“非常幸福”分别赋值为1~5分。

2. 核心解释变量

本研究将生活方式作为核心解释变量,其为潜变量,使用多个问题作为显变量来测量。本研究选取的维度有3个,分别为媒体使用、空闲活动和社交娱乐。其中媒体使用采用问题“过去一年,您对以下媒体的使用情况是”,此问题为量表型,分别对“报纸、杂志、广播、电视、互联网、手机定制消息”的使用情况进行测量,回答为“从不”到“非常频繁”,赋值为1~5分。本研究将量表中6种媒体使用情况采用求均值的方式进行汇总,范围为1~5分。空闲活动采用问题“过去一年,您是否经常在空闲时间从事以下活动”,此问题也为量表型,对“看电视或看碟、出去看电影、逛街购物”等12项空闲活动进行测量,将回答为“从不”到“每天”分别赋值为1~5分。本研究将量表中12种空闲活动采用求均值的方式

进行汇总,范围为1~5分。社交娱乐采用问题“请问您与邻居进行社交娱乐活动(如互相串门、一起看电视、吃饭、打牌等)的频繁程度是”和“请问您与其他朋友进行社交娱乐活动(如互相串门、一起看电视、吃饭、打牌等)的频繁程度是”这两个问题进行平均汇总,原回答为李克特7级量表,根据研究中大多数问题为5级回答的情况,为统一解释标准,将其转化为李克特5级量表,“从不”“很少”“有时”“经常”“非常频繁”,赋值为1~5分。

3. 中介变量

本研究将健康状况作为中介变量,其为潜变量,选取了3个维度进行测量,分别为自评健康、健康影响和心理健康^[5]。自评健康由问题“您觉得您目前的身体健康状况是”测量,将回答“很不健康”到“很健康”分别赋值为1~5分。健康影响由题目“在过去的4周中,由于健康问题影响到您的工作或其他日常活动的频繁程度是”测量,将回答“从不”到“总是”分别赋值为1~5分。心理健康由题目“在过去的4周中,您感到心情抑郁或沮丧的频繁程度是”测量,将回答“从不”到“总是”分别赋值为1~5分。

4. 调节变量

本研究将阶层认同作为调节变量,其为潜变量,使用多个问题进行测量,根据问题的因子载荷选取3个维度进行研究,分别为当前社会地位、10年后社会地位、社会经济地位。分别由问题“综合看来,在目前这个社会上,您本人处于社会的哪一层”“您认为您10年后将会在哪个等级上”“综合看来,在目前这个社会上,您本人的社会经济地位属于”来测量,其中前两个问题为10级回答,第三个为5级回答,将前两个问题回答进行转化,最终将回答为“下层”“中下层”“中层”“中上层”“上层”赋值为1~5分,其中10级回答转化为连续性变量,范围从“下层”到“上层”为1~5分。

以上所有变量的情况汇总如表1。

(三) 研究方法

根据提出的3个假设,提出一个整合的有调节的中介模型假设(图1)^[16]。

对其中各个路径系数进行推导和分析。将生活方式、健康状况、主观幸福感和阶层认同分别用X、M、Y和J表示,定义阶层认同和生活方式的交互项为“阶层×生活”,用JX表示。构建模型见图2。

模型基本公式:

$$Y = b_0 + b_1 M + c X \quad (1)$$

$$M = a_0 + a_1 X + a_2 J + a_3 JX \quad (2)$$

带入M:

$$Y = b_0 + b_1(a_0 + a_1 X + a_2 J + a_3 JX) + c X \quad (3)$$

$$Y = b_0 + a_0 b_1 + a_1 b_1 X + a_2 b_1 J + a_3 b_1 JX + c X \quad (4)$$

表1 变量说明及描述性统计

变量/指标维度	测量标准	均值	方差
主观幸福感	“非常不幸福”=1; “比较不幸”=2; “说不上幸福不幸福”=3; “比较幸福”=4; “非常幸福”=5	4.003	0.656
生活方式			
媒体使用	“从不”=1; “很少”=2; “有时”=3; “经常”=4; “非常频繁”=5	2.109	0.438
空闲活动	“从不”=1; “一年数次或更少”=2; “一月数次”=3; “一周数次”=4; “每天”=5	2.094	0.306
社交娱乐	“从不”=1; “很少”=2; “有时”=3; “经常”=4; “非常频繁”=5	2.750	1.734
健康状况			
自评健康	“很不健康”=1; “比较不健康”=2; “一般”=3; “比较健康”=4; “很健康”=5	3.080	1.237
健康影响	“从不”=1; “很少”=2; “有时”=3; “经常”=4; “总是”=5	3.530	1.821
心理健康	“从不”=1; “很少”=2; “有时”=3; “经常”=4; “总是”=5	3.870	1.325
阶层认同			
当前社会地位	“下层”=1; “中下层”=2; “中上层”=3; “上层”=5	2.478	0.797
10年后社会地位	“下层”=1; “中下层”=2; “中上层”=3; “上层”=5	2.627	0.910
社会经济地位	“下层”=1; “中下层”=2; “中上层”=3; “上层”=5	2.300	0.922

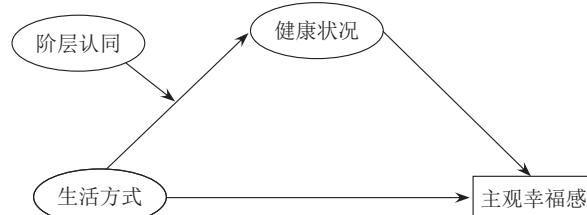


图1 有调节的中介模型

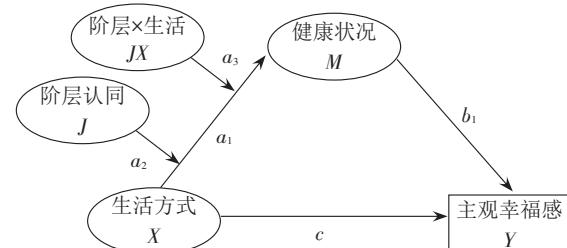


图2 交互项模型

改写成:

$$Y = (b_0 + a_0 b_1 + a_2 b_1 J + a_3 b_1 JX) + (a_1 b_1 + a_3 b_1 J + c) X \quad (5)$$

因此,中介效应为:

$$a_1 b_1 + a_3 b_1 J = (a_1 + a_3 J) b_1 \quad (6)$$

直接效应为c。

(四)LMS潜调节结构方程法

方杰等^[17]提出,对于有调节的中介效应的分析方法选择问题,多元线性回归忽略了测量误差;结构方程(SEM)分析需要产生乘积指标,又会面临非正态的问题。因此,在面对有调节的中介效应分析时,建议使用潜变量调节模型(LMS)得到偏差校正的Bootstrap置信区间来进行检验和分析。

首先,构造不包含潜交互项的结构方程模型,作为基准模型,此模型提供常见的拟合指数,如CFI、TLI、RMSEA、卡方值等,可判定基准模型的拟合程度。然后,构造含潜交互项的结构方程模型,验证不同调节水平下的中介效应的变化是否显著,如果Bootstrap置信区间不包括0,则表示有调节的中介效应显著。关于模型拟合程度的检验,使用LMS法进行有调节的中介效应分析时,不提供常见的CFI、TLI和RMSEA等拟合指数,仅提供Akaike信息准则(AIC),因此对于模型的检验需要另外的处理。从以下两个方面考察拟合度。

方法一:利用AIC进行判断。因为AIC的值越大则说明信息损失的越多,所以若含潜交互项的模型的AIC值小于基准模型的AIC值,则说明模型至少没有变坏或者有改善。

方法二:似然比检验。根据M plus软件给出的H₀值,计算基准模型和有调节的中介模型的似然比之差,记为-2LL。以自由度为基准模型与有调节的中介模型的自由度差值,对-2LL进行卡方检验,若结果P值小于0.05,则说明结果显著,即表明有调节的中介模型拟合得更好,说明了模型可接受。

三、实证分析

本研究结构方程模型将从以下几个模型进行研究和分析。首先对生活方式、健康状况、主观幸福感和阶层认同所选取的问卷问题指标维度进行信效度检验;然后分3个模型来研究生活方式对主观幸福感的影响机制。

模型1:无调节变量,只存在中介效应和直接效应的模型;模型2:有调节变量,LMS法无潜交互项的基准模型;模型3:有调节变量,LMS法有潜交互项的模型。

(一)信效度检验

在进行结构方程模型分析之前,首先利用SPSS软件对问卷数据进行信度和效度检验。信度检验方面,采用的考察指标为Cronbach's α 系数,结果为

0.731,大于0.7。效度检验方面采用的考察指标为KMO值和Bartlett球形度检验P值,其中KMO值为0.720,大于0.7;Bartlett球形度检验P值小于0.05,均通过检验。

(二)模型1:无调节变量,只存在中介效应和直接效应的模型

在研究阶层认同对生活方式通过健康状况影响主观幸福感的前半段中介效应前,本研究首先对在无调节效应的情况下,生活方式对主观幸福感存在的中介效应和直接效应进行检验。

利用M plus软件构建结构方程,得到的模型拟合度指标如表2所示。除了卡方除以自由度(CMIN/DF)这一项外,其他所有对应指标皆较为理想。对于卡方除以自由度过大的解释,根据温忠麟等^[18]提出的传统卡方准则,对于N≥1 000的大样本,α=0.000 1还是不够小,即卡方值往往很大而导致拟合得不错的模型都被拒绝。因此建议在N<1 000时才使用卡方准则。基于本研究中的样本和指数情况,在其他指数都十分理想的情况下,接受模型有较好的拟合效果。

表2 模型1拟合指标

评价指标	CMIN/DF	RMSEA	GFI	AGFI	TLI	CFI
适配标准	<3	<0.08	>0.9	>0.9	>0.9	>0.9
拟合结果	13.820	0.069	0.983	0.960	0.940	0.965
结论	解释	理想	理想	理想	理想	理想

模型计算获得各路径系数如表3所示。结果表明,生活方式和健康状况均显著正向影响老年人的主观幸福感。路径“生活方式→主观幸福感”的标准化系数为0.043,说明老年人生活方式每提升一个单位,其主观幸福感就提升4.3%。本研究的假设“H1:老年人生活方式对主观幸福感的正向影响显著”得到了验证。

为了检验模型中健康状况在生活方式和主观幸福感之间存在的中介效应,本研究采用Preacher和Hayes提出的方法^[19],进行Bootstrap重复抽样检验。如果在检验得出的标准化系数95%的置信区间里不包含0,就证明中介效应是显著的。结果如表4所示。根据“生活方式→健康状况”和“健康状况→主观幸福感”这两条路径系数计算出整个中介效应的大小为0.164,中介效应对应的95%置信区间为[0.113, 0.223],不包含0,说明老年人健康状况在生活方式和主观幸福感之间的正向中介效应是显著

表3 模型1路径系数

路径	非标准化系数	标准化系数	SE	CR	P值	结论
生活方式→健康状况	0.622	0.332	0.044	9.312	<0.001	显著
生活方式→主观幸福感	0.080	0.043	0.037	2.129	0.032	显著
健康状况→主观幸福感	0.264	0.268	0.026	11.571	<0.001	显著

的。直接效应为0.080,中介效应为0.164,则总效应为0.244,中介效应占比为67.2%。由此,本研究的假设“H2:老年人健康状况在生活方式和主观幸福感之间起中介作用”得到了验证。

表4 模型1中介效应检验

路径	非标准化系数	P值	95%置信区间		评价
			下界	上界	
生活方式→健康状况	0.622	<0.001	0.535	0.709	显著
健康状况→主观幸福感	0.264	<0.001	0.212	0.315	显著
生活方式→健康状况→主观幸福感	0.164	<0.001	0.113	0.223	显著

表5 模型2拟合指标

指标	CMIN/DF	RMSEA	TLI	CFI	AIC	H ₀	自由参数
结果	13.928	0.069	0.931	0.952	65 119.104	-32 525.552	34
结论	同上解释	理想	理想	理想	—	—	—

(四)模型3:有调节变量,LMS法有潜交互项的模型

在无交互项的基准模型可接受的前提下,构建存在阶层认同与生活方式之间的交互项的结构方程模型。由于LMS法有交互项模型的输出参数不包含TLI、CFI等指标,由此为了检验模型的拟合度需要单独处理,检验结果如表6所示。

首先根据两个模型的AIC进行判断,无交互项

(三)模型2:有调节变量,LMS法无潜交互项的基准模型

根据LMS潜调节模型法,对有调节的中介进行研究时,首先要做的是构建一个有调节变量,但是调节变量和自变量之间的交互项不存在,即以阶层认同和生活方式之间的交互项不存在作为一个基准模型进行结构方程模型构建。模型2的模型拟合度和相关参数如表5所示。结果表明,除了卡方值因为样本量过大而膨胀外,其他参数都较为理想,由此可以认为模型2有调节的中介模型的基准模型是可接受的。

表5 模型2拟合指标

的模型2的AIC值与有交互项的AIC值做差,结果为2.636,大于0,结果通过。然后进行似然比检验。根据模型2和模型3给出的H₀值,计算基准模型和有调节的中介模型的似然比之差,结果为-2.318,记为-2LL。自由度为基准模型与有调节的中介模型的自由度差值,结果为1,对-2LL进行卡方检验,P值为0.031,结果显著,表明有调节的中介模型拟合得更好,模型可接受。

表6 有调节的中介模型拟合检验

指标	无交互项	有交互项	检验方法	检验结果	对比	结论
AIC	65 119.104	65 116.468	做差	2.636	>0	通过
H ₀	-32 525.552	-32 523.234	卡方检验	0.031	<0.05	通过
自由参数	34	35	—	—	—	—
卡方/自由度	13.928	—	—	—	>5	同上文解释
RMSEA	0.069	—	—	—	<0.08	通过
CFI	0.952	—	—	—	>0.9	通过
TLI	0.931	—	—	—	>0.9	通过

在模型3的拟合度可接受的情况下,继续探究生活方式在阶层认同的调节和健康状况的中介作用下对主观幸福感的影响。计算得出的各路径系数如表7所示。路径“阶层×生活→健康状况”的P值为0.023,可以得出阶层认同对于中介的前半段的调节是显著的,路径系数为-0.093,可以得出阶层认同对于中介的前半段的调节是负向的。路径“生活方式→主观幸福感”的P值为0.074,大于0.05,但是由于模型1是显著的,可以认定这条路径为边缘显著。

对存在阶层认同的调节效应的中介进行Bootstrap重复抽样检验,结果如表8所示。可以看出,不同水平的阶层认同调节下的中介效应的95%置信区间都不包含0,说明阶层认同对于中介前半段的调节是显著的。由此本研究的假设“H3:阶层认同

表7 模型3路径系数

路径	非标准化系数	SE	P值	结论
生活方式→健康状况	0.549	0.042	<0.001	显著
阶层认同→健康状况	0.205	0.019	<0.001	显著
阶层×生活→健康状况	-0.093	0.041	0.023	显著
生活方式→主观幸福感	0.067	0.037	0.074	边缘显著
健康状况→主观幸福感	0.284	0.023	<0.001	显著
低阶层认同调节下的中介效应	0.182	0.023	<0.001	显著
中阶层认同调节下的中介效应	0.156	0.017	<0.001	显著
高阶层认同调节下的中介效应	0.129	0.019	<0.001	显著

对中介效应的前半段有着调节作用”得到证明,且调节作用是负向的,即阶层越高,生活方式通过健康状况对主观幸福感的影响越小,阶层认同对中介

起到了抑制作用。

表8 模型3有调节的中介检验

路径	非标准化系数	P值	95%置信区间		评价
			下界	上界	
低阶层认同调节下的中介效应	0.182	<0.001	0.138	0.226	显著
中阶层认同调节下的中介效应	0.156	<0.001	0.122	0.189	显著
高阶层认同调节下的中介效应	0.129	<0.001	0.093	0.166	显著

四、讨论与建议

本研究基于2021年中国综合社会调查数据,自变量为生活方式,中介变量为健康状况,因变量为老年人主观幸福感,调节变量为阶层认同,采用结构方程模型,建立潜变量有调节的中介模型。并且对模型假设的中介效应和有调节的中介效应进行分析和检验。

(一)老年人的生活方式与主观幸福感的关系

老年人的生活方式对主观幸福感存在直接的正向促进影响。具体表现为生活方式越丰富,社交更频繁的老年人主观幸福感得分更高。可能的原因主要是,通过采用更多的媒体功能并且密切与他人社交,能够提高老年人的情感满足与身份认同,使生活更加愉快,由此直接提升了他们的幸福感。

(二)老年人的健康状况在生活方式对主观幸福感影响的中介作用

老年人的健康状况在生活方式与主观幸福感之间起到了正向的中介效应。具体表现为老年人的生活方式可以通过增强健康状况,进而提升其主观幸福感。其中中介效应占总效应的67.2%,这说明生活方式对老年人主观幸福感的影响有67.2%是通过健康状况来实现的。由于老年人群体的特殊性,相较于其他年龄段,老年人受到疾病和健康问题的困扰和影响更严重,健康状况会潜移默化地影响老年人的幸福感。而生活方式的不同也会带来健康状况的差异,尤其是心理健康和健康影响方面,由此健康状况在其中起到了中介作用。

(三)老年人的阶层认同对中介作用的调节作用

老年人的阶层认同对中介的前半段,即生活方式对健康状况的影响有着显著的负向调节。阶层认同越高的老年人,其生活方式对健康的影响越小,对主观幸福感的影响也越小;阶层认同越低的老年人,他们的健康受到生活方式的影响较大。相较于中年人和青少年,老年人由于少年时教育和经济资源差异巨大,造成了他们之间的阶层差异,高阶层的老年人所拥有的经济条件和医疗服务远高于低阶层的老年人,他们受到疾病和健康问题的影响较小,由此生活方式对健康状况的影响也会降

低,引起中介效应的降低。

(四)建议

随着时代的进步和社会的发展,老年人的生活方式发生了翻天覆地的变化,其对老年人主观幸福感的影响是当今社会中备受关注的一个重要研究领域。根据本文的研究结果,提出以下几点建议。

第一,生活方式方面。建议老年人积极参与社交活动,与亲友保持联系;拓宽老年人的空闲活动范围,专门为老年人开展社区活动;鼓励老年人使用媒体平台进行网络互动。这些举措有助于缓解老年人的孤独感,增加生活乐趣,提升幸福感。

第二,健康状况方面。首先要增加对老年人健康知识的推广和普及,让更多的老年人家属和朋友不仅仅在意老年人的身体健康,还要对老年人的心理健康和健康影响方面有深刻的关注。在政策层面,增加基层的健康检查频率,降低老年人就医负担,为老年人的健康做到基本的保障。

第三,阶层认同方面。研究得出,阶层认同越高的老年人,其生活方式对健康状况的影响越小,对此情况可以理解为阶层越高的老年人,他们的医疗服务经济压力较小,健康意识较强,而阶层认同较低的老年人,他们的经济压力较大,生活方式的影响较为明显。因此应该在经济方面对阶层较低的老年人予以支持,也要正确引导较低阶层的老年人的日常生活,增加社交和活动,减少不良生活习惯,从而提高他们的幸福感。

参考文献

- [1] 刘祯帆,严晓婷,陈粹,等.德阳市老漂族主观幸福感与健康促进生活方式现状及影响因素分析[J].职业与健康,2023,39(2):203-206
- [2] 周丽金.居民生活方式、社会态度、健康状况与主观幸福感的关系探究[D].南京:南京邮电大学,2021
- [3] 张晓.生活方式对老年人主观幸福感的影响研究[D].保定:河北大学,2023
- [4] 陈艳艳,王鹏飞,魏翔.休闲模式与老年人主观幸福感:作用机制及实证检验[J].统计与决策,2023,39(24):69-73
- [5] 蒋珊珊,宗占红.数字融入对老年人主观幸福感影响及路径研究[J].南京医科大学学报(社会科学版),2024,24(2):130-135
- [6] 李静,郭烨凌.使用互联网有助于提高农村老人幸福感吗?——基于CFPS追踪调查数据的分析[J].南京医科大学学报(社会科学版),2023,23(6):531-538
- [7] HOSHINO A, ISHIKAWA N, TANAKA M, et al. What lifestyles are risk factors for low well-being of healthy elderly dwelled in a local city in super-aging Japan?-Kizugawa cohort study[J]. J Rural Med, 2020, 15(3):73-84

- [8] MARTÍN - MARÍA N, CABALLERO F F, MORENO - AGOSTINO D, et al. Relationship between subjective well-being and healthy lifestyle behaviours in older adults: a longitudinal study [J]. Aging Ment Health, 2020, 24(4):611-619
- [9] 魏强,苏寒云,吕静,等.家庭规模、社会支持、健康状况对农村老年女性主观幸福感的影响研究[J].西北人口,2020,41(5):106-115
- [10] 胡洪曙,鲁元平.收入不平等、健康与老年人主观幸福感——来自中国老龄化背景下的经验证据[J].中国软科学,2012(11):41-56
- [11] 张秀敏,李为群,刘莹圆.社区老年人主观幸福感现状及影响因素分析[J].人口学刊,2017,39(3):88-96
- [12] 邓敏.社会关系、心理健康水平与老年人主观幸福感改进——基于CGSS2015数据的实证分析[J].人口与发展,2019,25(3):85-93
- [13] 刘昌平,汪连杰.社会经济地位对老年人健康状况的影响研究[J].中国人口科学,2017(5):40-50,127
- [14] 杨静逸,姚建森,邱亨嘉.社会经济地位与老年人身心健康:兼论社会交往的中介效应[J].卫生经济研究,2021,38(4):12-15,20
- [15] 文太林.社区养老、阶层差异与老年人心理健康[J].暨南学报(哲学社会科学版),2021,43(5):54-63
- [16] 温忠麟,方杰,谢晋艳,等.国内中介效应的方法学研究[J].心理科学进展,2022,30(8):1692-1702
- [17] 方杰,温忠麟.基于结构方程模型的有调节的中介效应分析[J].心理科学,2018,41(2):453-458
- [18] 温忠麟,侯杰泰,马什赫伯特.结构方程模型检验:拟合指数与卡方准则[J].心理学报,2004,36(2):186-194
- [19] PREACHER K J, HAYES A F. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J]. Behav Res Meth, 2008, 40(3):879-891

(本文编辑:姜 鑫)

The influence of lifestyle on the subjective well-being of older adults: A moderated mediation model

DU Ruiyang¹, WEN Yong¹, ZONG Zhanhong²1. School of Science, 2. School of Sociology and Population Sciences, Nanjing University of Posts and Telecommunications,
Nanjing 210023, China

Abstract: This article adopts data from the Chinese General Social Survey (CGSS) 2021 to establish a structural equation model to investigate the influence of lifestyle on the subjective well-being of older adults. The results show that lifestyle positively impacts the subjective well-being of the older adults, meaning those with a richer lifestyle get higher subjective well-being. Health status plays a positive mediating role in the relationship between lifestyle and subjective well-being, in which lifestyle can enhance the subjective well-being of older adults by improving their health status. In the first half of the mediation effect, class identity has a significant negative moderating effect, which indicates that the upper class, the weaker the influence of older adults' lifestyles on their health status. This paper proposes to focus on improving the lifestyle of older adults, enhancing the pension and medical service systems, and promoting the well-being of older adults.

Key words: subjective well-being; lifestyle; health status; class identity; elderly