

# 婚姻状况对老年人健康影响的机制分析

黄可言, 温 勇\*

南京邮电大学理学院, 江苏 南京

收稿日期: 2023年6月25日; 录用日期: 2023年7月19日; 发布日期: 2023年7月28日

## 摘 要

基于2018年中国老年人健康影响因素跟踪调查(CLHLS)数据, 引入虚弱指数, 采用OLS回归对13,856位老年人婚姻与健康状况的关系进行研究, 并通过调节效应检验探究分样本对老年人健康的影响, 在此基础上引入2014年CLHLS数据, 进一步探究婚姻状况变化对老年人健康损失的影响机制。研究发现: 有配偶能够减轻老年人的健康负担, 并且这种健康保护作用呈现群体性差异, 有配偶对男性老人、农村老人、85~94岁的老人群体影响较大; 不同婚姻状态变化对老年人的健康损失作用程度不同, 有配偶 - 有配偶、有配偶 - 无配偶、无配偶 - 有配偶的婚姻状态变化较无配偶 - 无配偶的婚姻状态变化对老年人的健康保护作用更大, 且这种健康保护作用是通过减小认知损失的中介途径实现的。因此全社会应积极关注不同群体老人的婚恋状态, 子女要多关注空巢老人尤其是单身空巢老人身心健康。

## 关键词

老年人健康, 虚弱指数, 调节效应, 中介效应, 健康损失

# An Analysis of the Mechanism of the Influence of Marital Status on the Health of the Elderly

Keyan Huang, Yong Wen\*

College of Science, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing Jiangsu

Received: Jun. 25<sup>th</sup>, 2023; accepted: Jul. 19<sup>th</sup>, 2023; published: Jul. 28<sup>th</sup>, 2023

## Abstract

Based on the 2018 the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (CLHLS) data, the weakness

\*通讯作者。

文章引用: 黄可言, 温勇. 婚姻状况对老年人健康影响的机制分析[J]. 应用数学进展, 2023, 12(7): 3476-3485.

DOI: 10.12677/aam.2023.127345

index was introduced, and the relationship between marriage and health status of 13,856 elderly people was studied by OLS regression, and the regulatory effect test was used to explore the different effects of sub-samples on the health of the elderly. On this basis, the 2014 CLHLS data were introduced to further explore the influence mechanism of marital status changes on the health loss of the elderly. The study found that having a spouse can reduce the health burden of the elderly, and this health protection effect is different in groups. Spouses have a greater impact on male elderly, rural elderly and 85~94-year-old people. The effect of different marital status on the health loss of the elderly is different. The change of marital status with spouse-with spouse, with spouse-without spouse and without spouse has a greater effect on the health protection of the elderly than the change of marital status without spouse-without spouse. And this health protection effect is achieved through the intermediary way to reduce cognitive loss. Therefore, the whole society should actively pay attention to the love and marriage status of different groups of the elderly, and children should pay more attention to the physical and mental health of the empty-nest elderly, especially the single empty-nest elderly.

## Keywords

Health of the Elderly, Weakness Index, Regulating Effect, Mediating Effect, Loss of Health

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

### 1.1. 研究背景和意义

我国自 1999 年正式步入了人口老龄化社会后, 人口老龄化程度持续加深。根据 2021 年发布的第七次全国人口普查数据显示, 我国 60 岁及以上老年人口高达 2.64 亿人(18.70%)。人口老龄化给社会造成沉重的负担, 众多的老龄化问题中, 老年人的健康越来越受到关注, 老年健康的影响因素有很多, 其中婚姻状况对老年人的健康在社会支持和家庭维系等方面都起到重要作用, 因此通过调查数据实证分析不同的婚姻状况在老年人健康方面的差异性体现具有重要的现实意义。

日益增长的丧偶老年人口规模将大幅增加我国的家庭和社会保障体系负担。国内外许多的研究都表明, 老年人的婚姻状况与健康有密切的联系。良好的婚姻是健康的长效保护伞, 一般有伴侣的老年人身体健康状况都会好于单身的老年人。配偶主要通过日常生活照顾、精神慰藉、防范意外事故对老年健康发挥保护作用[1]。本研究的主要目的是在人口老龄化背景下, 基于中国老年人健康影响因素跟踪调查 (CLHLS) 数据, 通过数据实证分析来探究老年人的婚姻状况对老年人健康的影响机制。

### 1.2. 文献综述

从文献梳理可以发现, 国内外众多学者对于老年人婚姻状况与老年人死亡风险以及健康预期寿命之间的关系开展了多维度的研究, 穆怀中等(2016)发现有配偶的婚姻状态以其“保护效应”减小老年人患病的机率, 进而减小其死亡概率[2]; 刘慧君等(2019)研究发现丧偶会显著降低农村老人的死亡风险[3], 这一结论与以往研究不同。国外相关学者也有类似的结论, 认为婚姻状况与老年人死亡风险密切相关, Hilke B、Thomas K (2004)、Kronick R G (2006)、Gore J L、Kwan L 等发现婚姻状况能够影响人口死亡率[4] [5] [6]; 近年来, 老年人的健康状态越发受到关注, 杨玲等(2023)发现有配偶的老年人健康预期寿命比没有

配偶的老年人要长, 其健康预期寿命的比重也显著高于没有配偶的老年人[7]。

此外, 还有众多学者关注婚姻状况对老年人身体、心理、综合健康各个具体方向的影响。大量学者研究发现, 婚姻对老年人健康有保护作用[8] [9] [10] (耿蕊, 2018; 李安琪等, 2019; 何逢源, 2019; 陈璐, 2016), 但综合研究侧重点有所不同。耿蕊(2018)发现婚姻对老年人的综合健康状况、生理健康状况和心理健康状况都具有显著的保护作用; 婚姻资源模型认为人们可以直接从配偶身上获得有益于健康的社会、心理和经济资源, 丧偶减少了这些资源, 进而损害健康[11]; 婚姻给人们带来社会支持, 并且夫妻双方可以互相减轻压力[12] (Scafato 等人, 2008)。缺失配偶会导致心理健康的下滑[13] (Williams 等, 2004)。

在讨论不同婚姻状况与老年人健康之间的关系受到什么特征的影响时, 学者们主要从性别和年龄方面进行了论证。何逢源(2019) [9]发现, 不论是低、中龄老人还是高龄老人, 婚姻对身体健康的保护作用均显著; 陈璐(2016) [10]得到了婚姻状况对老年人健康的保护作用在高龄组非常显著, 在低中龄组虽有影响但不显著的结论, 与何逢源的结论不尽相同; 杨清红(2020)得到不同性别、不同配偶状况的老年群体在健康保障上呈现明显差异, 男性、有偶老人的健康保障程度明显优于女性、丧偶老人的结论[14]。

本论文利用“中国老年人健康影响因素跟踪调查(CLHLS)”数据, 重点考察老年人有配偶和无配偶老年人的综合健康方面是否存在差异, 并通过调节效应检验探究这种差异在不同的老年人群体中的体现是否相同; 在此基础上, 利用两期追踪数据, 引入健康损失、认知功能损失等概念, 利用中介效应检验, 研究婚姻状况变化对老年人健康变化的影响机制。

## 2. 研究设计与实证策略

### 2.1. 研究设计

基于上述文中提出的研究问题, 本文提出如下假设:

假设一: 有配偶和无配偶的老年人健康状况存在差异。

假设二: 有无配偶老年人健康状况的差异程度受到生活方式、家庭特征以及社会经济特征的影响。

假设三: 有无配偶带来的健康差异效应会因老年人的性别、居住地、年龄的不同产生群体间的差异。

假设四: 婚姻状态的变化会通过中介变量对老年人的健康产生影响。

### 2.2. 数据说明

本文采用北京大学健康老龄与发展研究中心提供的 2014、2018 年两期中国老年人健康影响因素跟踪调查(CLHLS)数据。首先选取 2018 年年龄在 65 周岁至 105 周岁之间的样本 15,854 人, 将 34 个虚弱指数指标、11 个协变量指标缺失的样本从数据库中删除, 最终获得一个样本量为 13,856 人的样本。另外, 在中介效应检验部分, 引入 2014 年 CLHLS 数据, 筛选出两期均参加调查的老年人样本 2939 人, 同样地, 将 34 个虚弱指数指标、11 个协变量指标和中介变量中缺失数据的样本删除, 最终获得一个样本量为 2498 人的两期均有的、符合条件的老年人样本。

### 2.3. 变量设计

被解释变量使用虚弱指数反映老年人的综合健康状况。虚弱指数的构建主要是综合利用与老年人身心健康和生活质量相关的各种症状、迹象和异常等刻画其虚弱程度, 所需变量个数无统一标准[15]。本研究选取 33 个健康测评问题综合计算虚弱指数, 其中包括 6 个日常活动能力(ADL 包括洗澡、穿衣、上厕所、室内活动、吃饭、控制大小便; 赋值方法: 能够完全独立完成, 不需要帮助的 = 0, 部分需要帮助 = 0.5, 完全不能独立的 = 1), 8 个工具性日常活动能力(IADL 包括独自到邻居家串门、独自外出买东西、独自做饭、独自洗衣服、连续走 2 里路、提起大约 5 公斤的东西、连续蹲下站起 3 次、独自乘坐公共交

通出行; 赋值方法: 能独立的 = 0, 有一定困难的 = 0.5, 完全不能的 = 1), 5 个器具性障碍(手放到脖子后面、手放到后背、从椅子中站起来、从地上捡书、5 步内转一圈; 赋值方法: 能 = 0, 不能 = 1), 自评健康(非常好 = 0、好 = 0.25、一般 = 0.5、差 = 0.75、非常差 = 1), 访谈员对老人健康评价(相当健康 = 0, 比较健康 = 0.25, 身体虚弱 = 0.75, 体弱多病 = 1), 听力障碍(有 = 1, 没有 = 0), 视力障碍(有 = 1, 没有 = 0), 10 个抑郁程度测试问题(CES-D 包括您上周是否因小事儿烦恼、做事难以集中精力、感到难过或压抑、做事都很费劲、对未来充满希望、感到害怕、与年轻时一样快活、感到孤独、感觉无法继续生活、睡眠质量如何; 赋值方法: 对未来充满希望、感到愉快这两项中, 从不 = 1、很少 = 0.75、有时 = 0.5、经常 = 0.25、总是 = 0; 睡眠质量如何该项中, 很好 = 0、好 = 0.25、一般 = 0.5、不好 = 0.25、很不好 = 0; 其余 7 项中, 从不 = 0、很少 = 0.25、有时 = 0.5、经常 = 0.75、总是 = 1)。最后将所有问题得分汇总除以总分值 33 分, 所得的数值就是该受访者的虚弱指数, 虚弱指数取值范围是 0~1, 虚弱指数越高, 表明被调查者健康状况越差[16]。

核心解释变量为老年人的婚姻状况, 其中以结婚(无论是否与配偶同居)为有配偶, 丧偶、离异、未婚均为无配偶。

协变量方面, 控制老年人的性别、年龄、居住地等人口学特征; 受教育程度、养老保险等社会经济特征; 居住安排、健在子女总数、子女经济支持等家庭特征; 是否喝酒、是否吸烟、是否经常锻炼身体等生活方式变量。

三大类变量的具体描述性统计见表 1。值范围是 0 到 1。

**Table 1.** Descriptive statistical tables of three variables

**表 1.** 三类变量描述统计表

变量类型	变量名称	变量定义	均值/百分比
被解释变量	虚弱指数	连续变量	0.306
核心解释变量	有无配偶	0 = 无配偶	0.588
	性别	0 = 女性	0.562
协变量	年龄	连续变量	85.356
	居住地	0 = 农村	0.445
	受教育程度	0 = 上学年数 ≤ 3 年	0.534
	养老保险	0 = 否	0.523
	居住安排	0 = 不与家人住一起	0.195
	健在子女总数	连续变量	3.454
	子女经济支持	0 = 否	0.237
	是否喝酒	0 = 不喝	0.860
	是否抽烟	0 = 不吸	0.852
	是否经常锻炼体	0 = 否	0.700
	样本量		
数据来源			2018 年 CLHLS

中介变量选取的是认知能力损失。认知能力是通过感觉、知觉、记忆、思维、想象和语言等方面共计 23 个测评问题综合计算的, 包括 5 个一般能力问题, 3 个反应能力问题, 6 个注意力及计算能力问题, 3 个回忆问题, 6 个语言、理解与自我协调能力。每个问题根据能力的强弱从 0~1 赋值, 然后将 23 个得分相加再除以总分 23 得到一个 0~1 的数值, 该数值就代表老人的认知能力, 数值越大表明老人的认知能力越弱。

### 2.4. 实证策略

不为估计有无配偶对老年人健康状况的影响, 特进行如下研究设计。首先, 由于虚弱指数是连续变量, 老年人的健康状况受当年各变量直接影响, 适用于 OLS 回归, 具体模型为

$$F_{2018} = \alpha + \beta X_1 + \gamma X_2 + \varepsilon \tag{1}$$

式中,  $F_{2018}$  表示 2018 年老年人的虚弱指数,  $X_1$  为核心解释变量,  $X_2$  为表示包括老年人人口学特征、社会经济特征、家庭特征和生活方式特征的协变量。 $\alpha$ 、 $\beta$  为常数项,  $\varepsilon$  为误差随机项。

本文按照性别、居住地及年龄这 3 个人口学特征对老年人样本进行分组回归, 进一步探讨具备不同特征的老年人有无配偶对其健康的影响。自变量对因变量的基准回归模型为:  $F_{2018} = \alpha + \beta X_1 + \gamma X_2 + \varepsilon$ , 其中  $F_{2018}$  表示 2018 年老年人的虚弱指数,  $X_1$  为核心解释变量,  $X_2$  为协变量。性别和居住地均为二分类变量, 分别对不同特征样本进行回归, 得到回归系数  $\beta_1$  和  $\beta_2$ 。我们要检验的假设是  $H_0: \beta_1 = \beta_2$ , 检验的统计量为

$$t = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{\frac{SSE_1 + SSE_2}{n_1 + n_2 - 4} \cdot \left( \frac{1}{n_1 s_1^2} + \frac{1}{n_2 s_2^2} \right)}} \tag{2}$$

式中,  $SSE_1$  和  $SSE_2$  分别是两个回归方程的残差平方和;  $n_1$  和  $n_2$  分别是两组的样本容量,  $n$  为总人数;  $s_1^2$  和  $s_2^2$  分别是两组的方差。

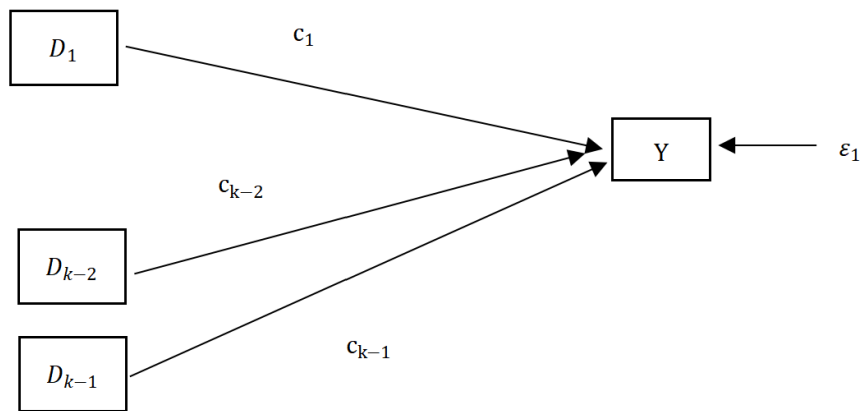
自变量为类别变量、中介变量和因变量为连续变量的中介分析(以下简称类别自变量的中介分析), 如果自变量为  $k$  个类别且  $k \geq 3$ , 则使用相对中介和整体中介分析方法。中介分析过程为: 第一, 根据研究目的选择自变量的某个水平为参照水平。第二, 对自变量进行编码, 常用的编码方法是虚拟编码。由于自变量存在  $k$  个水平, 因此需要  $k - 1$  个虚拟变量 ( $D_1, D_2, \dots, D_{k-1}$ )。第三, 依次进行下面的回归分析(见图 1),

$$Y = i_1 + c_1 D_1 + c_2 D_2 + \dots + c_{k-2} D_{k-2} + c_{k-1} D_{k-1} + \varepsilon_1 \tag{3}$$

$$M = i_2 + a_1 D_1 + a_2 D_2 + \dots + a_{k-2} D_{k-2} + a_{k-1} D_{k-1} + \varepsilon_2 \tag{4}$$

$$Y = i_3 + c'_1 D_1 + c'_2 D_2 + \dots + c'_{k-2} D_{k-2} + c'_{k-1} D_{k-1} + bM + \varepsilon_3 \tag{5}$$

得到  $k - 1$  个相对总效应  $c_1, c_2, \dots, c_{k-1}$ ;  $k - 1$  个相对直接效应  $c'_1, c'_2, \dots, c'_{k-1}$ ;  $k - 1$  个相对中介效应  $a_1 b, a_2 b, \dots, a_{k-1} b$ 。使用 Bootstrap 法进行相对中介效应的显著性判断, 判断方法是求出的 Bootstrap 置信区间, 如果置信区间不包含 0, 就表示相对中介效应显著[17]。



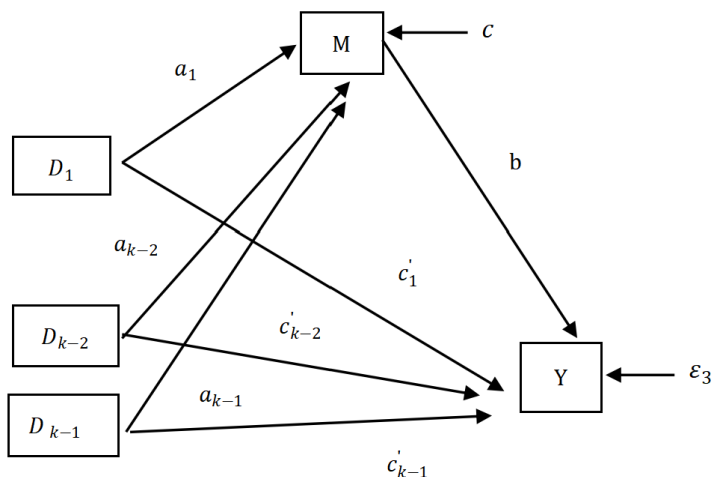


Figure 1. Intermediary effect model diagram  
图 1. 中介效应模型图

整体中介效应、整体直接效应和整体总效应检验分别检验  $k - 1$  个相对中介效应、 $k - 1$  个相对直接效应和  $k - 1$  个相对总效应分别不全为 0 [18]。

### 3. 实证分析

#### 3.1. OLS 回归

逐步控制老年人的社会经济特征、家庭特征及生活方式特征对有无配偶与虚弱指数进行 OLS 回归后, 变量的回归系数为正, 表示该特征变量会加重老年人健康负担, 反之, 则起到保护作用。

回归结果(见表 2)显示四个模型中有配偶与样本虚弱指数之间的回归系数均为负, 且至少在 0.1% 水平上显著, 说明有配偶会给老年人带来积极的健康效应, 对健康起到保护作用, 假设一得到验证。

Table 2. Stepwise regression results of OLS model  
表 2. OLS 模型逐步回归结果

虚弱指数	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
有无配偶	-0.020***	-0.018***	-0.026***	-0.026***
年龄	0.011***	0.011***	0.011***	0.010***
性别	-0.043***	-0.036***	-0.034***	-0.018***
居住地	0.008**	0.009**	0.012***	0.017***
受教育程度		-0.029***	-0.028***	-0.022***
养老保险		0.005	0.008***	0.017***
居住安排			0.028*	0.026***
子女经济支持			0.023***	0.017***
健在子女个数			-0.005***	-0.005***
是否抽烟				-0.022***
是否喝酒				-0.036***
是否锻炼				-0.092***
常数	-0.624	-0.592	-0.604	-0.508
R <sup>2</sup>	0.3984	0.4018	0.4079	0.4457

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\*p < 0.001.

社会经济特征方面, 由于受教育程度的回归系数为负且通过 0.1% 的显著性水平检验, 可以推断, 受教育水平高的老年人健康负担更低, 即教育水平的提升有利于老年人健康。而且在引入社会经济特征后, 核心解释变量的回归系数的绝对值由 0.020 降低到 0.018, 这说明社会经济地位及相关特征的正向提高会减弱婚姻对老人健康的影响作用。

家庭特征方面, 居住安排的回归系数为 0.02, 健在子女个数的回归系数为 -0.005, 且均通过至少 5% 的显著性水平检验, 说明与家人同住会减缓老年人的健康负担、健在子女人数会对老年人的健康亏损起到缓解作用, 与生活常识一致。另外子女经济支持的回归系数为 0.023, 在 0.1% 的水平上显著, 说明子女提供经济支持对老年人的健康有负向作用, 这可能是需要子女提供经济支持的老年人本身的经济条件有限、身体状况不佳。

在控制社会经济特征、家庭特征后引入生活方式变量, 发现三个特征的回归系数均为负且通过了 0.1% 显著性水平检验, 说明不抽烟、不喝酒和经常锻炼身体对于老年人的健康有保护作用。假设二得到验证。

### 3.2. 调节效应分析

上述回归分析的结论是有无配偶对整个老年群体虚弱指数影响的平均效应, 该效应可能存在群体性差异, 为此, 进行调节效应检验。分样本检验结果(见表 3)显示:

Table 3. Sub-sample test results

表 3. 分样本检验结果

分样本	男性	女性	城市	农村	65~74 岁	75~84 岁	85~94 岁	95 以上
有无配偶	-0.170 (***)	-0.122 (***)	-0.134 (***)	-0.163 (***)	0.000205	-0.0141 (**)	-0.0486* (***)	-0.0342 (*)
样本量	6069	7787	7690	6166	3055	3816	3494	3491
p 值	0.0000		0.0001		0.0000			

t statistics in parentheses, \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

分性别样本中, 有配偶对男性与女性样本虚弱指数的回归系数均为负, 说明有配偶对男性与女性老年群体的健康均具有保护作用。但有配偶对男性样本虚弱指数的影响又显著大于女性, 这可能是因为在中国的传统婚姻关系中, 有“男主外, 女主内”的说法, 男性在婚姻关系中拥有更多的话语权, 在家庭生活中男性更多的享受配偶的照顾, 对配偶的依赖程度更大。

分城乡样本检验结果说明有配偶对城乡老年群体的健康都具有显著的保护作用, 但亦存在显著的群体性差异。有配偶关于农村样本的回归系数的绝对值显著大于城市样本的回归系数绝对值, 说明农村的老年人的健康状况对配偶的依赖程度更高, 这可能是因为城市老人的生活娱乐多样、医疗护理水平先进、经济条件较好, 对于配偶的依赖程度更低。

分年龄样本中, 对于 75 岁以上年龄段的老年人来说, 有配偶对其健康具有促进作用, 且随着年龄增加, 作用先增强后减弱, 这是因为随着老年人的年纪增加, 其健康状况会不断下降, 愈加需要配偶的生活照料, 且随着年龄增大活动范围缩小, 和配偶的有效沟通也会显著降低抑郁情绪的产生。对于 65~74 岁年龄段的老年人来说, 有无配偶对其健康的影响并不显著, 究其原因, 该阶段老年人身体健康, 无需依靠配偶完成日常活动。

假设三得到验证。

### 3.3. 影响机制

前文验证了婚姻状态影响老年人健康, 为进一步探索婚姻状态对老年人健康的影响机制, 引入 2014

年的 CLHLS 数据, 筛选出两期调查均参与的老人, 并将其数据进行整理合并, 得到一个样本量为 2498 人的样本。

首先定义健康损失 = 18 年虚弱指数 - 14 年虚弱指数, 作为衡量参与两期调查的老人在四年间的健康状况变化的变量。健康损失为正, 表示老人的虚弱程度加重, 健康状况下降。上文利用 2018 年 CLHLS 数据研究有无配偶对老年人健康状况的影响时将婚姻状态分为两种, 有配偶和无配偶, 在引入 2014 年的数据之后产生了四种婚姻状态的变化, 第一种为无配偶 - 无配偶, 样本量为 1200; 第二种为有配偶 - 有配偶, 样本量为 1035; 第三种为有配偶 - 无配偶, 样本量为 236; 第四种为无配偶 - 有配偶, 样本量为 27。

以第一种婚姻状态变化为参照标准, 将其他三种婚姻状态变化下的健康变化分别与之进行组间均值检验, 结果见表 4。发现三种婚姻状态与参照组的健康损失均值存在明显的差异, 且无配偶 - 有配偶的婚姻状态下老人的健康损失均值最小。

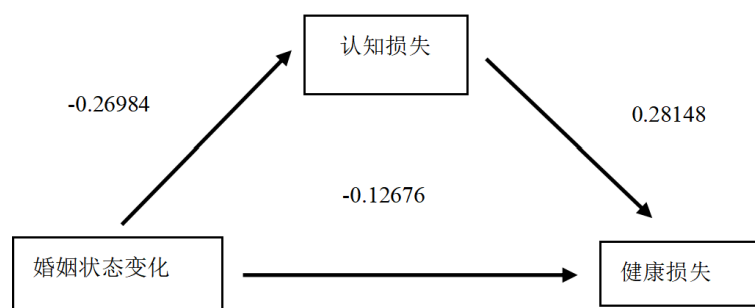
**Table 4.** Mean test between groups with changes in different marital status  
**表 4.** 不同婚姻状况变化组间均值检验

Variables	G1(1)	Mean1	G1(2)	Mean 2	MeanDiff	P-Value
健康损失	1200	0.085	1035	0.047	0.038	0.000***
Variables	G1(1)	Mean1	G1(3)	Mean 2	MeanDiff	P-Value
健康损失	1200	0.085	236	0.062	0.023	0.018**
Variables	G1(1)	Mean1	G1(4)	Mean 2	MeanDiff	P-Value
健康损失	1200	0.085	27	0.022	0.063	0.015**

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

现有研究普遍认识到, 认知能力较高的个体, 饮食方式更加健康, 锻炼身体的频率更高, 吸烟、酗酒和吸毒等行为更少, 因此更为健康[19], 曾艳萍和李雯使用中国综合社会调查数据的研究也表明, 认知能力提高显著改善居民的健康水平[20]。因此, 本文选择认知损失作为中介变量研究婚姻状态变化对健康损失的间接影响。认知损失为老年人 2018 年与 2014 年的认知能力之差, 即认知损失 = 18 年认知能力 - 14 年认知能力。

整体中介分析的结果显著, 途径见图 2。



**Figure 2.** Path map for testing the intermediary effect of cognitive loss  
**图 2.** 认知损失中介效应检验路径图

从图 2 可以看出, 婚姻状态变化对健康损失的直接效应为-0.12676, 婚姻状态变化对健康损失的总效应为-0.20272, 其中中介效应占总效应的 37.47%。



进一步的相对中介分析结果见表 5。

**Table 5.** Analysis of the mediating effect of cognitive loss on health changes

**表 5.** 认知损失对健康变化的中介效应分析结果

中介效应路径	估计值	95% CI	
		下	上
以控制组(无 - 无配偶)为参照			
婚姻状态二			
有 - 有配偶→认知损失→健康损失	-0.0144*	-0.0195	-0.0098
有 - 有配偶→健康损失	-0.0215*	-0.0306	-0.0125
婚姻状态三			
有 - 无配偶→认知损失→健康损失	-0.0079*	-0.0167	-0.0008
有 - 无配偶→健康损失	-0.0114	-0.0290	0.0062
婚姻状态四			
无 - 有配偶→认知损失→健康损失	-0.0175	-0.0317	0.0051
无 - 有配偶→健康损失	-0.0523*	-0.0878	-0.0168

\*表示效应显著。

上表中中介效应结果表明, 有 - 有配偶的婚姻状态变化对老年人的健康具有保护作用, 且该婚姻状态变化是通过改善老年人的认知损失来降低老年人的健康损失的, 假设四得到验证。另外, 通过纵向对比不同婚姻状态变化的直接效应发现, 和参照组的有 - 无配偶相比, 无 - 有配偶系数估计绝对值最大, 且符号为负, 效应显著, 说明婚姻状态从无配偶到有配偶对老年人的健康保护作用最强。上述结果也可以侧面验证假设一, 有配偶比无配偶更有利于老年人的健康。

## 4. 结论与建议

### 4.1. 结论

本研究基于 CLHLS 的 2014~2018 年两期的数据, 引入虚弱指数的概念描述老年人的健康状况, 对有无配偶对老年人健康的影响进行综合性的探究, 有以下发现:

第一, 有无配偶会显著影响到老人的健康, 有配偶对老年人的健康状况是具有保护作用的, 且保护作用会受到一些家庭和社会特征的影响, 如这种保护作用会随着社会经济地位及相关特征的正向提高而减弱。

第二, 调节效应验证分析结果显示, 城乡和性别在有无配偶对老年人健康的影响中有显著的调节作用, 相对于女性老年人, 有配偶对男性老年人健康带来的保护作用更大; 农村老年人有配偶会给他们带来更多的健康益处; 有配偶对不同年龄段老年人的健康保护程度不同, 其中对 85~94 岁年龄段的老年人健康促进作用最大。

第三, 对比 2014~2018 两期 CLHLS 数据, 不同的婚姻状态变化对老年人的健康损失作用显著不同, 以无配偶 - 无配偶为参照组, 有配偶 - 有配偶、有配偶 - 无配偶、无配偶 - 有配偶的婚姻状态变化对老年人健康损失均有抑制作用, 且这种对健康的保护作用是通过降低认知损失的途径来进行的。

### 4.2. 建议

本研究的发现可以对现存的一些老龄化问题给出对策启示。在我国, 传统文化和道德观念通常会约

束单身老人的再恋再婚行为, 再加上大多数人们尤其是单身老人的子女对老人的再婚恋接受度较低, 导致大多数单身老人长期处于缺乏交流、情绪焦虑、疾病缠身等不健康的身心状态中。基于此, 建议相关部门主动为老年人提供相关的心理咨询服务以及婚恋机会, 在一些相关政策制定时关注到老年人的婚姻状态。同时也需要在社会上宣传破除旧弊, 接受老年人再恋再婚从而获得身心的幸福健康, 子女在关心老年人生理需求的基础上更要关注老年人的心理感受。

## 参考文献

- [1] 王广州, 戈艳霞. 中国老年人口丧偶状况及未来发展趋势研究[J]. 老龄科学研究, 2013, 1(1): 44-55.
- [2] 穆怀中, 杨志良. 婚姻状态对老年人死亡概率的影响研究——基于 CLHLS 队列数据的实证分析[J]. 南方人口, 2016, 31(4): 38-49.
- [3] 刘慧君, 杨汝. 农村老人丧偶与死亡风险的关系研究——居住安排的调节作用及年龄组差异[J]. 南方人口, 2019, 34(4): 59-69.
- [4] Hilke, B. and Thomas, K. (2004) Love and Death in Germany: The Marital Biography and Its Effect on Mortality. *Journal of Marriage and Family*, **66**, 567-581. <https://doi.org/10.1111/j.0022-2445.2004.00038.x>
- [5] Kaplan, R.M. and Kronick, R.G. (2006) Marital Status and Longevity in the United States Population. *Journal of Epidemiology and Community Health*, **60**, 760-765. <https://doi.org/10.1136/jech.2005.037606>
- [6] Gore, J.L., Kwan, L., Saigal, C.L. and Litwin, M.S. (2005) Marriage and Mortality in Bladder Carcinoma. *Cancer*, **104**, 1188-1194. <https://doi.org/10.1002/cncr.21295>
- [7] 杨玲, 汪然. 婚姻状况对中国老年人口健康预期寿命的影响研究[J]. 南方人口, 2023, 38(2): 25-38.
- [8] 耿蕊. 不同婚姻状态老年人健康状况及其影响因素研究[D]: [博士学位论文]. 北京: 北京中医药大学, 2018.
- [9] 何逢源. 婚姻状况对老年人健康的影响研究——以吉林省为例[D]: [硕士学位论文]. 长春: 吉林大学, 2019.
- [10] 陈璐. 婚姻状况对老年人健康的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 杭州: 浙江大学, 2016.
- [11] Zhang, Z., Li, L.W., Xu, H. and Liu, J. (2019) Does Widowhood Affect Cognitive Function among Chinese Older Adults? *SSM—Population Health*, **7**, Article ID: 100329. <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2018.100329>
- [12] Scafato, E., Galluzzo, L., Gandin, C., Ghirini, S., Baldereschi, M., Capurso, A., Maggi, S. and Earchi, G. (2008) Marital and Cohabitation Status as Predictors of Mortality: A 10-Year Follow-Up of an Italian Elderly Cohort. *Social Science & Medicine*, **67**, 1456-1464. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.06.026>
- [13] Williams, K. and Umberson, D. (2004) Marital Status, Marital Transitions, and Health: A Gendered Life Course Perspective. *Journal of Health and Social Behavior*, **45**, 81-98. <https://doi.org/10.1177/002214650404500106>
- [14] 杨清红. 老年人健康保障的群体差异及政策启示——基于中国老年健康影响因素跟踪调查和 30 位老人的深度访谈[J]. 社会保障研究, 2020(5): 70-78.
- [15] 陈美, 张勇之. “老来伴”对老年人健康的影响研究——基于 CLHLS 数据的实证分析[J]. 统计与管理, 2020, 35(10): 110-116.
- [16] 杨磊, 王延涛. 中国老年人虚弱指数与死亡风险及队列差异[J]. 人口与经济, 2016(2): 48-57.
- [17] 宋锡妍, 程亚华, 谢周秀甜, 龚楠焰, 刘雷. 愤怒情绪对延迟折扣的影响: 确定感和控制感的中介作用[J]. 心理学报, 2021, 53(5): 456-468.
- [18] 方杰, 温忠麟, 何子杰. 常见的类别变量的有调节的中介模型分析[J/OL]. 应用心理学: 1-12. <https://doi.org/10.20058/j.cnki.CJAP.022150>, 2022-12-08.
- [19] 王震, 李士雪. 认知能力对老年人身体健康的影响[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2021(6): 128-137.
- [20] 曾艳萍, 李雯. 教育水平、认知能力与居民健康——基于 CGSS2013 的实证研究[J]. 教育观察, 2019(19): 3-6.