



丧偶对中国老年人健康的影响： 社会连结的调节作用

赵晓航¹, 李建新²

(1. 中国社会科学院 社会发展战略研究院, 北京 100732;

2. 北京大学 社会学系, 北京 100871)

【摘要】中国作为人口老龄化发展速度最快的国家之一,正在迎来规模日益庞大的晚年丧偶群体。预计2050年我国60岁及以上的丧偶人口规模将达到1.18亿左右。近年来老年丧偶者的生活质量受到政府和学界的广泛关注。本文利用六期“中国老年人健康影响因素跟踪调查(CLHLS)”数据分析丧偶对我国老年人多种健康指标的影响以及社会连结在其中发挥的调节作用。研究发现丧偶会影响老年人的健康后果和健康行为。在健康后果方面,丧偶对老年人认知功能的影响具有显著的性别差异。丧偶降低了老年男性的认知功能,但在一定时期内提高了老年女性的认知功能。同时,丧偶会对老年人的心理健康产生负面影响。在健康行为方面,丧偶提高了老年女性参与体育锻炼的可能性和老年男性抽烟的可能性。此外,丧偶效应因丧偶前社会连结的不同而存在差异。婚姻质量较低的老年男性在丧偶之后IADL能力反而提高;经常打牌/麻将有助于抑制丧偶对老年男性和女性IADL能力的不良影响,同时也可以抑制丧偶对老年女性慢性病数量的增加作用;子女支持有助于抑制丧偶对老年男性心理健康的负面影响。

【关键词】丧偶;健康;社会连结

【中图分类号】C913.6

【文献标识码】A

doi:10.16405/j.cnki.1004-129X.2022.01.005

【文章编号】1004-129X(2022)01-0058-18

【收稿日期】2021-07-03

【基金项目】教育部人文社会科学重点研究基地项目:转型期我国家庭变动及问题研究(10JJD840001)

【作者简介】赵晓航(1992-),男,河南南阳人,中国社会科学院社会发展战略研究院助理研究员;

李建新(1962-),男,新疆伊宁人,北京大学社会学系教授。

一、引言

丧偶被认为是最令人痛苦的生命事件之一,它常常伴随着丧偶者在经济资源、社会资本和身心健康等方面的损失。^[1]丧偶老年人是丧偶者的构成主体,在全球人口老龄化不断加剧的背景下,如何保障丧偶老年人的生活质量和身心健康已引起学者和政策制定者的广泛关注。作为世界上拥有最多老龄人口的国家,中国正面临和丧偶老年人有关的各种社会问题。2010年我国的男性和女性丧偶



者数量分别为 1 419 万人和 3 345 万人。^[2]中国人的婚姻大约持续 47 年,当配偶去世以后,老年男性的平均存活期大约为 11 年,女性约为 15 年。当一位男性 60 岁时,他的丧偶概率接近 5%,即在他 60 岁前,其配偶去世的概率约为 5%,这一概率在女性中为 15%。男性的最终丧偶概率为 33%,而女性为 67%。^[3]预计 2050 年我国 60 岁及以上的丧偶人口规模将达到 1.18 亿左右,包括约 2 391 万男性和 9 449 万女性。^[4]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。

大量研究指出丧偶不利于老年人的健康。具体而言,丧偶增加了老年人患抑郁、^[5-7]身体残疾、^[8]认知功能损伤^[9]和心血管疾病^[10]的概率并使死亡风险增加。^[11]不过,目前很少有研究探讨中国老年人口中丧偶与健康衰退之间的因果关系以及可行的保护因素。为拓展关于丧偶影响的研究,本文利用“中国老年人健康影响因素跟踪调查”(Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)多期数据分析丧偶对多种健康后果和健康行为的影响,探讨社会连结如何调节这些影响。“社会连结”(Social ties)是社会学和社会流行病学领域的概念,它指的是个体和其所属的初级群体(Primary group)或次级群体(Secondary group)成员之间的联系与互动。^[12]初级群体具有规模小、非正式、亲密和关系持久等特点,其成员主要包括家人、亲戚和朋友。次级群体往往通过工作机构、志愿组织和宗教团体等建立起来,是一种相对正式的、具有一定目标和规则的群体。本文所谓的社会连结特指个体和初级群体之间的联系与互动。我们从个人与配偶的连结、与子女的连结和与朋友的连结这三个维度表现研究对象的社会连结水平,分别通过婚姻质量、子女支持和打牌/麻将的频率三个指标来衡量社会连结水平的三个维度。

二、文献综述与研究假设

(一)丧偶与健康之间的关系

学者们主要从婚姻资源和压力两个角度解释丧偶损害健康的原因。^[9]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。例如,相较于有配偶的老年人,丧偶老年人对于卫生保健服务的使用效率更低;^[13]更有可能因家庭收入降低而减少营养摄取;^[14]丧偶老年人进行人际互动的频率更低从而限制了对自身的认知刺激,加速其认知功能退化。^[9]压力模型认为丧偶者需要花费精力适应由丧偶引发的各类损失和原有生活状态的改变,因此丧偶是一种压力生命事件(Stressful life event)。^[1]由丧偶引起的压力首先对丧偶者心理健康产生负面影响,继而损害其身体健康和认知健康,最终影响其生存。^[9]同时,既出于排解丧偶压力的需要,也由于缺乏配偶的监督,丧偶者更可能发生健康风险行为,如吸烟、饮酒和滥用药物等。^[15]

不过,也有一些研究得出了相反的结论,指出丧偶对健康的影响并不总是负面的。由于人们在去世之前往往患病,因照料生病的配偶而产生的身心负担会损害照料者的健康。^[16]而在丧偶以后,照料病患的重担不复存在,此时照料者的健康行为比丧偶前有所改善。^[17]在丧偶过后的一定时期内,存活一方的身心健康甚至显著优于有配偶时的状态。^[18]另外,由于在丧偶以后有了更多的闲暇时间,不少人会更加频繁地锻炼身体,^[19]从而有益于健康。鉴于多数研究认为丧偶是重要的压力生命事件,而压力有害于人们的身心健康,本文尝试提出如下假设:

假设 1:丧偶会损害老年人的健康。

(二)社会连结对丧偶影响的调节作用

已有研究证明建立优质的社会连结有利于健康并能够降低死亡风险,社会连结对健康的影响不



仅体现在社会连结对健康的主效应中,也体现在社会连结有助于缓解压力对健康的损害。^[20]整体而言,积极的社会连结通过弱化压力反应(Stress response)和优化健康行为来降低由压力带来的健康风险。^[21]鉴于丧偶是重要的压力生命事件^[1]以及丧偶可能在一定程度上影响健康行为,^[15]笔者推测社会连结能够在一定程度上调节丧偶和健康之间的关系。不过,也有研究指出积极的社会连结并没能有效缓解由丧偶导致的生活满意度下降。^[22]这一发现对社会连结发挥缓冲作用的有效性提出了质疑。鉴于配偶、成年子女和朋友(或社区成员)是影响老年人健康的最重要的社会交往对象,^[23]本研究将探讨婚姻质量、子女支持水平和打牌/麻将频率这三个维度的社会连结如何调节丧偶对健康水平的影响。

以往研究指出婚姻对于健康的影响因婚姻质量的不同而存在差异。在已婚人群中,婚姻不幸福的人健康水平比婚姻和谐的人更低。^[24]此外,婚姻既可能给人们带来支持,也可能带来压力,而配偶压力对健康的消极作用甚至强于配偶支持对健康的积极作用。^[25]以往来自美国的证据表明婚姻质量在丧偶和健康之间的关系中发挥了调节作用,与高质量婚姻的解体相比,低质量婚姻的解体对心理健康的损害更小,也带来了更低的死亡风险。Carr等发现婚姻质量越高则丧偶者的抑郁水平越高。^[26]Williams和Umberson指出婚姻不和谐的人在丧偶以后抑郁水平降低,同时生活满意度升高。^[27]Bulanda等发现婚姻满意度越高的女性在丧偶以后的死亡风险越高。^[28]此外,有针对中国武汉市民的研究指出配偶支持越佳的人在丧偶以后的抑郁症状越严重。^[6]不过,最近一项来自美国的研究指出丧偶前的高质量婚姻可能对人们丧偶以后的身体健康具有一定的保护作用:虽然婚姻质量更高的人在丧偶以后的抑郁症状增长得更多,但他们的慢性病数量却增长得更少。^[29]综上,多数文献指出低质量婚姻对健康的积极作用有限,甚至会增加压力从而不利于健康。因此,本文提出:

假设2:婚姻质量越低,则丧偶对老年人健康的负面影响越小。

除了婚姻质量以外,成年子女的支持也可能有助于缓解丧偶对老年人健康的不利影响。有研究指出:对于生活在我国城市的老年人,拥有孝顺的子女能够减弱丧偶与自评健康之间的负向关系。^[30]一项针对江苏、河南、青海三省农村老年人的研究发现子女支持(工具性支持和经济支持)能够减弱丧偶与生活满意度之间的负向关系。^[31]有针对武汉市民的研究指出子女支持(情感支持、工具性支持和经济支持)能够减弱丧偶与抑郁症状之间的正向关系。^[6]一项针对日本老年人的研究指出与子女同住能够减弱丧偶与抑郁症状之间的正向关系。^[7]还有针对中国老年人的研究发现与子女和孙辈同住有助于缓解丧偶对孤独感的提升作用。^[32]不过,也有研究否定了子女支持对丧偶影响的缓冲作用。一项针对中国巢湖农村老年人的研究发现子女的经济支持和情感支持并没有缓解丧偶对于老年人抑郁症状的加剧作用,子女的经济支持反而加重了丧偶对于老年男性的不利影响。^[5]还有针对澳大利亚老年人的研究指出:相较于拥有较少同住或近距离居住子女的男性,那些拥有更多同住或近距离居住子女的男性在丧偶以后的心理健康更差。^[18]鉴于社会支持是重要的健康保护因素,而子女支持是老年人社会支持的主要来源之一,本文提出:

假设3:子女支持有助于降低丧偶对老年人健康的负面影响。

除了与家人之间的社会连结外,老年人也时常通过社会参与来维持和拓展与朋友和社区成员之间的社会连结,从他们那里获得陪伴和归属感,从而有益于身心健康。^[12]社会参与在以往文献中被视为丧偶对健康负面影响的缓冲因素。例如,有研究指出在美国的丧偶老年人中,参加志愿活动的人比不参加志愿活动的人抑郁症状更轻微并拥有更高的自我效能感。^[33]也有研究得出相反结论,有研



究发现对于澳大利亚的丧偶老年男性,经常参加志愿活动和俱乐部活动反而不利于其心理健康。^[18]本研究关注的社会参与形式是打牌/麻将,它是中国老年人基于“趣缘”与朋友或社区成员进行交往的重要方式和社会连结的重要体现。^{[23][34]}以往研究指出打牌/麻将能够有效保护老年人的心理健康、认知功能和完成工具性日常活动(Instrumental Activities of Daily Living, IADL)的能力。^[34-37]并且,在中国老年人中打牌/麻将对于降低抑郁水平和保护工具性日常活动(IADL)能力的作用强于一些其他的社会参与形式(如参加社区组织、志愿活动等)。^{[34][36]}作为社交活动,打牌/麻将增加了人际互动并具有一定的娱乐性,故有利于心理健康。^[34]同时,它又是一种认知活动(Cognitive activity),能够锻炼人们的认知功能,尤其是执行功能(Executive function),而良好的执行功能又是保障 IADL 能力的关键。^[37]目前,还没有研究探索过打牌/麻将是否能够调节丧偶与健康之间的关系。本文提出如下假设:

假设 4: 打牌/麻将有助于降低丧偶对老年人健康的负面影响。

(三) 中国情境与以往研究的局限

近年来,有关中国老年人的丧偶和健康水平之间关系的研究有所增加。一些研究指出丧偶提高了死亡风险,^[38]不利于身体健康、^[31]心理健康、^{[6][31-32]}认知功能^[9]和主观幸福感,^[39]但是丧偶和自评健康之间没有显著关联。^{[30][40]}鉴于夫妻双方在劳动分工和家庭地位方面有所不同,丧偶与健康(尤其是心理健康)之间关系的性别差异问题通常为学者们所关注。不过,这种性别差异在中国人中究竟如何尚无定论。例如,一些研究认为丧偶与心理健康之间的负向关系在女性中更强烈,而在男性中不显著;^[39-40]而另一些研究的结论恰好与之相反。^{[5][31]}这些发现的不一致可能源于以往研究在健康指标测量、样本代表性和统计方法等方面的差异。

关于中国老年人丧偶与健康之间关系的既有研究存在一些方法论缺陷。第一,多数研究未能很好地处理遗漏变量偏差。^{[6][9][30-31][38][40]}一些难以被观测到的个人特质既和丧偶有关,也和健康水平有关,例如性格、青少年与中年时期的生活经历等,因此以往多数研究难以评估丧偶与健康之间的因果关系。第二,以往对中国老年人丧偶健康后果的研究关注的健康指标比较有限,很少探讨丧偶对中国老年人的 IADL 能力、慢性病数量、综合认知功能以及健康行为(如锻炼、吸烟)的影响,因此需要进一步探索。同时,丧偶对不同健康指标的影响可能存在差异。例如,有研究发现在中国老年人中,丧偶和抑郁症状之间有显著关系,但丧偶和自评健康之间的关系不显著。^[40]因此,研究丧偶对不同健康指标的影响并进行对比是十分必要的。第三,学者们对于在中国老年人中社会连结如何调节丧偶的影响尚缺乏深入讨论。虽然以往关于中国丧偶老年人的研究指出婚姻质量和子女支持在丧偶和健康之间起到了一定的调节作用,^{[5-6][30-31]}但多数研究对于子女支持的测量是发生在丧偶之后的,^{[5][30-31]}因此社会连结与健康之间可能存在反向因果关系。

三、数据、变量与方法

(一) 数据

文章采用“中国老年人健康影响因素跟踪调查”(Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)2002年、2005年、2008-2009年、2011-2012年、2014年和2017-2018年共六期数据。受访者分布于中国 22 个省级行政单位的 65 岁及以上老年人。本文的分析对象为 2002 年参与调查并被持续追踪的老年人,2002 年以后各期调查陆续加入的新样本不作为本研究的分析对象。同时,分析

对象被限定为年龄在基线(2002年)调查时在65岁至85岁之间、仅有过一次婚姻经历的老年人。为保证数据的全国代表性,笔者在数据分析过程中使用了2002年调查的抽样权重,从而使样本的性别、年龄和城乡分布符合2002年中国人口的真实情况。此外,由于无法得知基线调查时已经丧偶的受访者在丧偶之前的社会连结信息(丧偶前的婚姻质量、丧偶前的子女支持、丧偶前打牌/麻将的频率),笔者效仿以往利用个体固定效应模型分析丧偶影响的研究的做法,^[41]仅保留基线调查时有配偶的样本作为分析对象。为最大化模型的统计功效(Statistical power),笔者依据不同的因变量保留了尽可能多的样本。其中,男性受访者人数在1 453至1 499之间,人-年数在4 803至5 010之间;女性受访者人数在880至907之间,人-年数在2 923至3 067之间。

(二)变量

1. 因变量

因变量包括四个衡量健康水平的指标,即衡量身体功能和自理能力的IADL能力得分、衡量生理健康情况的慢性病数量、衡量综合认知功能的正态化MMSE(Mini-mental state examination)得分和衡量心理健康的负面心理福祉(Negative subjective well-being)。

IADL能力包括:自己拜访邻居、自己购物、自己做饭、自己洗衣服、一次连续步行一公里、提起五千克的重物、连续下蹲起立五次、自己搭乘公共交通工具。具备一项能力则计1分,否则为0分,加总分数为IADL能力得分,范围为0到8分,分数越高表示IADL能力越好。

慢性病数量根据受访者自报的慢性病情况获得,慢性病种类包括:高血压、心脏病、糖尿病、中风、老年痴呆症、癌症、帕金森症。慢性病数量为0到7。

MMSE的测试范围包括了基本情况介绍、列举食物、短时记忆、注意力与计算能力、延时记忆和语言能力,MMSE得分为0到30分。为了改善MMSE得分的偏态分布,笔者参考Philipps等的方法,^[42]将原始MMSE得分折算成区间为0到100分的正态化MMSE得分,分数越高表示综合认知功能越好。

由于CLHLS没有抑郁症状量表,因此笔者采用负面心理福祉,它在一定程度上反映了受访者的抑郁水平。^[43]测试题目包括:是否经常感到害怕或担心、是否经常感到孤独以及是否经常感到自己越老越没用。各题目的计分方式为:回答“从没有”为0分,“很少”为1分,“有时”为2分,“经常”为3分,“总是”为4分。各项的加总分数为负面心理福祉得分,范围为0到12分,分数越大表示负面心理福祉越严重。

此外,因变量还包括两个衡量健康行为的指标,即是否有规律地锻炼身体和是否吸烟,它们是影响健康后果的可能渠道。

2. 关键自变量

本文的关键自变量是婚姻状态。首先,我们将婚姻状态区分为两类,一类是有配偶状态,另一类是丧偶状态。然后,考虑丧偶者既可能对丧偶生活逐渐适应,也可能由于丧偶压力的“磨损”(tear-and-wear)效应而使健康代价不断累积,本文将丧偶状态按丧偶年数进行了划分。此时,婚姻状态被区分为四类,包括有配偶、丧偶0-2年、丧偶3-6年和丧偶7+(丧偶7年或7年以上)。其中,丧偶0-2年对应在前一期数据中有配偶、本期数据中丧偶的样本;丧偶3-6年主要对应数据中丧偶状态持续了两期的样本;丧偶7+年主要对应数据中丧偶状态持续了三期或三期以上的样本,这些样本中87%的人-年观测的丧偶年数为7-10年,最长丧偶年数为15年。在分析过程中,本文会将二分类和四分类的婚姻状态分别作为关键自变量纳入回归模型。



3. 调节变量

本文的调节变量涵盖了社会连结的三个维度,即与配偶的连结(婚姻质量)、与子女的连结(子女支持)和与朋友的连结(打牌/麻将的频率)。为了避免社会连结与健康水平之间的双向关联使模型估计产生偏差,笔者参考以往研究的做法,将每个受访者丧偶前各期的社会连结变量的均值作为调节变量,并进行了小数点后一位四舍五入取整数的处理。^[18]

婚姻质量是受访者在丧偶之前对当下婚姻质量的评价。由于 CLHLS 数据中较少有受访者回答婚姻质量“不好”,因此笔者将回答“不好”和“一般”的情况合并为一类(计 0 分),表示婚姻质量相对较低,将回答“好”的归为另一类,表示婚姻质量较高(计 1 分)。

子女支持包括了受访者在丧偶前从子女处获得的三类支持。第一类是情感支持,即日常生活中是否最常与子女交谈(是=1,否=0),当有事情时是否最先告诉子女(是=1,否=0);第二类是工具性支持,即生病时是否由子女照顾(是=1,否=0),当发生困难时是否最先向子女求助(是=1,否=0);第三类是经济支持,当子女没有给父母钱或子女给父母的钱少于从父母处得到的钱时计 0 分,当子女给父母的钱多于父母给子女的钱时计 1 分,当父母的主要经济来源来自子女时计 2 分。各项目的加总值就是子女支持得分(Cronbach's alpha=0.81),范围从 0 分到 6 分,分数越高表示获得的子女支持程度越高。

打牌/麻将的频率是受访者自报的在丧偶前参与打牌/麻将的频率。回答“从不”计 0 分,“有时但不是每个月”计 1 分,“每月至少一次”计 2 分,“每周至少一次”计 3 分,“几乎每天”计 4 分。

4. 控制变量

控制变量包括年龄多项式、自评家庭经济状况、健在子女数、城乡居住地、是否住养老院和年份固定效应。此外,由于样本损失可能影响分析结果,笔者将受访者是否在下一期死亡和是否在下一期失访(追踪失败)作为控制变量纳入模型,以削弱死亡选择性和样本失访造成的样本损失偏差。表 1 展示了变量的描述性统计结果。

(三)统计方法

本文的估计模型采用常规的个体固定效应模型(Individual fixed-effects model)。个体固定效应能够清除个人不随时间变化的混淆因素以削弱模型估计的遗漏变量偏差(或者说自选择偏差)。例如,人格特质就是潜在的不随时间变化的混淆因素。因为人们往往更倾向于选择具有相似人格特质的人作为配偶,^[44]而消极人格特质(如容易悲观、焦虑)会增加健康负担,^[45]所以一个人的人格特质可能和他/她是否丧偶以及他/她的健康状况同时相关。如果忽略了人格特质,模型的估计就可能存在遗漏变量偏差。Hausman 检验结果表明本研究更适用于固定效应模型而非随机效应模型。

首先,我们将婚姻状态简单区分为有配偶和丧偶两类,以便估计丧偶的“平均效应”。模型公式如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 widow_{it} + BZ_{it} + \eta_i + w_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 表示个体*i*在第*t*期的健康后果或健康行为, β_0 表示常数项, $widow_{it}$ 表示丧偶(丧偶=1、有配偶=0), Z_{it} 表示随时间发生变化的控制变量矩阵, β_1 和*B*分别表示丧偶的系数和时变控制变量的系数矩阵, η_i 表示不随时间变化的个体固定效应, w_t 表示年份固定效应, ε_{it} 表示误差项。

之后,我们将丧偶状态按照距离丧偶的年数加以区分,以便了解丧偶者在不同时间点的适应情况。模型公式如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j widow_{jit} + BZ_{it} + \eta_i + w_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $widow_{jit}$ 在 $j=1, 2, 3$ 时分别表示丧偶0-2年、丧偶3-6年和丧偶7+年, β_j 表示不同丧偶年数对应的系数。其他字母的含义与公式(1)相同。

表1 变量描述性统计

	个人末期数据(均值/%)		合并数据(均值/%)	
	男性	女性	男性	女性
因变量				
IADL能力(0-8)	6.06(2.74)	5.58(2.75)	6.97(2.08)	6.53(2.25)
慢性病数量(0-7)	1.28(0.66)	1.30(0.67)	1.14(0.62)	1.16(0.65)
认知功能(0-100)	74.93(22.82)	68.00(23.70)	79.81(19.78)	71.64(21.71)
负面心理福祉(0-12)	3.41(2.32)	4.14(2.36)	3.02(2.20)	3.71(2.31)
锻炼	42.81	35.14	45.62	34.48
吸烟	37.98	6.81	41.67	7.81
自变量				
婚姻状态				
有配偶	81.47	56.92	92.32	79.95
丧偶0-2年	14.21	30.30	5.19	12.31
丧偶3-6年	1.52	5.21	1.17	3.59
丧偶7+年	2.80	7.57	1.33	4.15
调节变量				
婚姻质量(0-1)	0.91(0.29)	0.90(0.30)	0.91(0.29)	0.89(0.31)
子女支持(0-6)	2.01(1.04)	2.40(1.28)	1.98(1.01)	2.40(1.24)
打牌/麻将频率(0-4)	0.92(1.20)	0.60(1.09)	0.90(1.18)	0.57(1.07)
控制变量				
年龄(65-100)	78.40(5.22)	77.99(5.40)	74.77(5.57)	74.54(5.67)
居住于城市	49.04	47.57	41.48	38.57
自评经济地位(1-5)	3.05(0.70)	2.97(0.68)	3.03(0.67)	2.98(0.65)
健在子女个数(0-10)	3.82(1.62)	4.14(1.74)	3.92(1.63)	4.33(1.68)
住养老院	0.85	0.57	0.33	0.22
下一期死亡	40.30	30.61	11.28	8.74
下一期失访	48.17	50.34	13.48	14.38
个体数	1 499	907		
加权个体数	3 594	2 574		
人-年数			5 006	3 063
加权人-年数			12 845	9 011

注:本表展示了定距变量的均值(括号内是标准差)和定类变量的百分比;因变量根据表2中各模型的分析样本进行描述性统计,其他变量根据预测IADL能力的模型的分析样本进行描述性统计,加权前、后的个体数和人-年数以预测IADL能力的模型的分析样本为准。



在公式(1)的基础上,我们加入二分类婚姻状态(丧偶=1、有配偶=0)与丧偶前社会连结(婚姻质量或子女支持或打牌/麻将频率)的交互项以及婚姻状态与非时变控制变量的交互项:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 widow_{it} + \gamma_1 widow_{it} s_i + \Gamma widow_{it} X_i + BZ_{it} + \eta_i + w_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

s_i 表示丧偶前的任一社会连结维度(非时变变量), γ_1 表示二分类婚姻状态与社会连结的交互效应系数, X_i 表示非时变控制变量矩阵。这些控制变量可能同时影响社会连结和健康后果,包括了受教育程度、60岁之前的主要职业、基线居住地区和基线自评健康, Γ 表示是否丧偶与非时变控制变量矩阵的交互效应系数矩阵。其他字母的含义与公式(1)相同。

接下来,我们将婚姻状态从二分类调整为四分类:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^3 \beta_j widow_{jit} + \sum_{j=1}^3 \gamma_j widow_{jit} s_i + \sum_{j=1}^3 \Gamma_j widow_{jit} X_i + BZ_{it} + \eta_i + w_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

γ_j 表示四分类婚姻状态和社会连结的交互效应系数, Γ_j 表示四分类婚姻状态与非时变控制变量矩阵的交互效应系数矩阵。其他字母的含义与公式(3)相同。

四、结果

(一)丧偶对健康的影响

表2报告了估计丧偶对健康后果与健康行为影响的个体固定效应模型结果。当婚姻状态为二分类变量(丧偶=1、有配偶=0)时,我们可以得到丧偶的“平均效应”。从平均效应来看,丧偶显著提高了男性和女性的负面心理福祉,同时显著提高了女性参加锻炼的概率,而对其他健康后果或健康行为没有显著影响。当使用四分类婚姻状态(即考虑丧偶年数)时,对男性而言,相较于有配偶时,丧偶对他们的IADL能力、慢性病数量和锻炼不具有显著影响;丧偶2-6年和7+年认知功能显著降低;丧偶0-2年负面心理福祉显著提高;丧偶3-6年吸烟的概率显著提高。对女性而言,相较于有配偶时,丧偶对她们的IADL能力、慢性病数量和吸烟行为没有显著影响;丧偶3-6年时认知功能显著提高;丧偶0-2年负面心理福祉显著提高,丧偶3-6年和7+年时负面心理福祉也边缘显著地高于有配偶时的情况(显著性水平分别为 $p=0.067$ 和 $p=0.055$);丧偶3-6年有规律地锻炼的概率显著提高。

丧偶对健康后果和健康行为的影响存在两点明显的性别差异。首先,丧偶显著降低了男性的综合认知功能,但对女性的影响不显著,女性的综合认知功能甚至在丧偶后的一定时期内升高。从回归系数的性别差异来看,丧偶3-6年和丧偶7+年对男性认知功能的降低作用都显著高于对女性的作用^①。这可能是由于妻子是丈夫较单一的互动对象,丈夫在失去妻子以后缺乏人际互动,从而不利于丈夫的认知功能。其次,丧偶显著提高了女性参与锻炼的概率,但对男性的影响不显著。这可能是因为在丧偶后在家务劳动上投入的时间更少,从而有了更多的闲暇时间,更可能有规律地锻炼。

为与下文探讨社会连结对丧偶影响的调节作用时所使用的分析样本保持一致,表2的各模型所包含的分析样本剔除了基线调查时已经丧偶的受访者。但即便不剔除基线调查已丧偶的受访者,其结果与表2也十分相近^②。

① 检验方法是:在全体样本回归中加入关于性别的完全交互项(即各解释变量与性别的交互项),然后检验婚姻状态与性别交互项的显著性水平。受篇幅所限,文章未展示。

② 受篇幅所限,文章未展示不剔除基线调查时已丧偶受访者的结果。



表2 丧偶对健康后果与健康行为的影响

因变量	平均效应	丧偶年数(参照组:有配偶)			N_i (N_{it})	Adj. R^2
		0-2	3-6	7+		
男性						
IADL能力	0.023(0.147)	0.080(0.150)	-0.069(0.304)	-0.743(0.422)	1 499(5 006)	0.391
慢性病数量	-0.013(0.043)	-0.033(0.044)	0.104(0.085)	0.136(0.103)	1 499(5 010)	0.381
认知功能	-1.534(1.615)	-0.472(1.663)	-7.508*(3.646)	-9.257*(3.725)	1 477(4 927)	0.237
负面心理福祉	0.563**(0.183)	0.594**(0.190)	0.199(0.422)	0.637(0.466)	1 453(4 803)	0.202
锻炼	0.024(0.038)	0.027(0.039)	0.024(0.082)	-0.030(0.087)	1 499(4 999)	0.251
吸烟	0.040(0.028)	0.025(0.028)	0.179**(0.062)	0.061(0.071)	1 499(5 005)	0.569
女性						
IADL能力	-0.168(0.136)	-0.181(0.136)	-0.051(0.231)	-0.185(0.357)	907(3 063)	0.436
慢性病数量	0.030(0.043)	0.034(0.043)	-0.006(0.077)	0.032(0.118)	907(3 067)	0.396
认知功能	-0.193(1.489)	-1.168(1.515)	6.809*(2.639)	4.614(3.651)	896(3 027)	0.310
负面心理福祉	0.729*** (0.174)	0.753*** (0.177)	0.551*(0.300)	0.661*(0.345)	880(2 923)	0.173
锻炼	0.064*(0.031)	0.054(0.032)	0.144*(0.058)	0.102(0.072)	907(3 055)	0.235
吸烟	0.005(0.010)	0.003(0.010)	0.027(0.016)	-0.005(0.024)	906(3 061)	0.660

注：“平均效应”是指在不区分丧偶年数时丧偶状态的效应； N_i 表示未加权的个体数， N_{it} 表示未加权的人-年数；“Adj. R^2 ”是以四分类婚姻状态为关键自变量时回归模型的调整决定系数；控制变量包括年龄(和年龄平方)、居住于城市/农村、健在子女数、自评经济地位、是否居住在养老院、下一期是否死亡、下一期是否失访和调查年份虚拟变量；前四列数据是回归系数，括号内是稳健标准误；* $p<0.07$ ，* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，*** $p<0.001$ (双侧检验)；下表同。

(二)社会连结对丧偶影响的调节作用

社会连结存在一定的选择性。例如,社会经济地位高、整体健康状况好的人可能拥有更高水平的婚姻质量和子女支持以及更频繁的朋友交际。同时,由于社会经济地位和整体健康状况与各因变量(各健康后果变量)密切相关,如果忽略了这些因素,就可能使模型估计出现自选择偏差。为了尽可能降低模型估计的自选择偏差,笔者将婚姻状态与受教育年限(0年/1-6年/7+年)、与60岁之前主要职业(农民/管理或技术人员/其他)、与基线居住地区(东部、中部、西部)、与基线自评健康(很差/差/一般/好/很好/不清楚)的交互项纳入个体固定效应模型。这些交互项可以控制基线社会经济地位和综合健康状况对丧偶影响的调节作用,从而估计出本文真正关心的社会连结对丧偶影响的调节作用。表3至表6的模型检验了社会连结对丧偶影响和不同健康指标之间关系的调节作用。为节省模型的自由度,我们依次将一个维度的社会连结变量与婚姻状态的交互项纳入回归模型^①。图1至图5根据回归模型的结果模拟了不同社会连结水平下的丧偶效应。这些图所依据的模型与表3至表6的模型略有不同,表3至表6将子女支持和打牌/麻将的频率作为连续变量纳入模型,而图1至图5依据

① 笔者还将三个维度的社会连结变量同时作为调节变量纳入模型,所得结论与依次将一个维度的社会连结变量作为调节变量并无明显差异。



的模型将上述两个变量视为分类变量。

表 3 社会连结的调节作用下丧偶对 IADL 能力的影响

	平均效应	丧偶年数(参照组:有配偶)		
		0-2	3-6	7+
男性($N_i=1\ 499, N_{it}=5\ 006$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	0.942** (0.324)	1.160*** (0.273)	—	—
交互效应	-0.910** (0.349)	-1.081*** (0.299)	—	—
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	0.215 (-0.049)	0.402 (0.296)	0.113 (0.552)	-0.727 (0.969)
交互效应	-0.610 (0.416)	-0.102 (0.115)	-0.046 (0.217)	0.061 (0.341)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	-0.035 (0.168)	0.038 (0.165)	-0.159 (0.337)	-1.289* (0.576)
交互效应	0.147 (0.088)	0.142 (0.091)	0.180 (0.168)	0.552* (0.255)
女性($N_i=907, N_{it}=3\ 063$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	-0.019 (0.320)	-0.064 (0.327)	0.779* (0.406)	-1.023 (0.843)
交互效应	-0.160 (0.338)	-0.127 (0.345)	-0.858* (0.470)	0.959 (0.888)
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	0.062 (0.240)	0.054 (0.254)	-0.311 (0.380)	0.562 (0.500)
交互效应	-0.083 (0.079)	-0.087 (0.081)	0.126 (0.119)	-0.293 (0.174)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	-0.312* (0.143)	-0.322* (0.145)	-0.179 (0.253)	-0.395 (0.365)
交互效应	0.258* (0.101)	0.243* (0.104)	0.416* (0.168)	0.369 (0.287)

表 3 的模型检验了社会连结在丧偶和 IADL 能力之间的调节作用。首先,我们关注社会连结如何调节区分年数的丧偶状态的影响。从婚姻质量的作用来看:在男性中,婚姻质量低(=0)的人在丧偶 0-2 年时 IADL 能力显著高于有配偶的时候(即丧偶主效应),而随着婚姻质量提高,丧偶对 IADL 能力的负面影响显著增加(即交互效应)。由图 1 可知,当婚姻质量较高(=1)时,丧偶 0-2 年对男性的 IADL 能力没有显著影响。需要注意的是,多数老年男性倾向于认为自己的婚姻质量较高,在丧偶 3-6 年和 7+ 年的老年男性中,分别仅有 3 个和 2 个人一年观测的婚姻质量较低,而其他都是婚姻质量较高。因此,模型对于丧偶 3-6 年与婚姻质量交互项系数和丧偶 7+ 年与婚姻质量交互项系数的估计并不可靠,文章只报告了丧偶 0-2 年与婚姻质量的交互项系数。在女性中,婚姻质量低的人在丧偶 3-6 年时的 IADL 能力边缘显著地($p=0.055$)高于有配偶时,交互效应表明,婚姻质量高则丧偶的负面影响更大($p=0.069$)。从子女支持的作用来看:对于男性和女性,婚姻状态与子女支持的交互效应不显著,因此子女支持在丧偶和 IADL 能力之间不存在调节作用。从打牌/麻将的作用来看:在男性中,由丧偶 7+ 年与打牌/麻将频率的交互效应可知,打牌/打麻将有助于降低丧偶对 IADL 能力的不良影响。如图 2 所示,对于从不打牌/麻将的男性,丧偶 7+ 年显著降低他们的 IADL 能力,随着打牌/麻将的频率

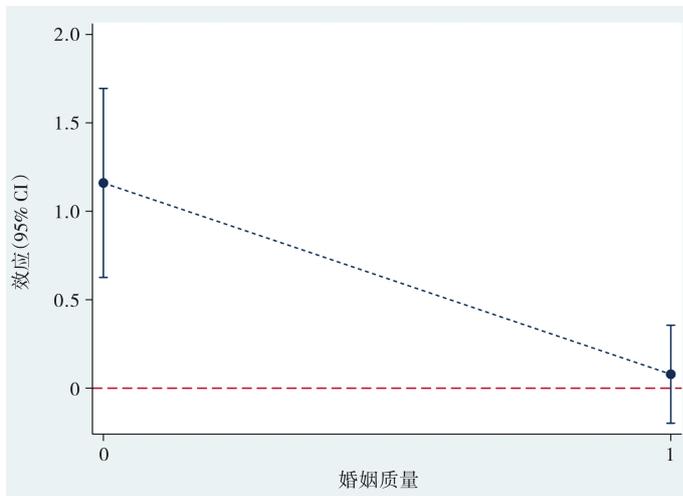


图1 不同婚姻质量下丧偶0-2年对男性IADL能力的效应

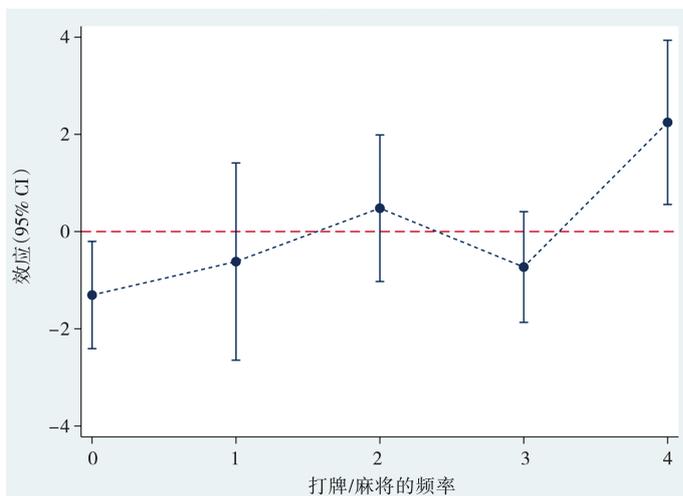


图2 不同打牌/麻将频率下丧偶7+年对男性IADL能力的效应

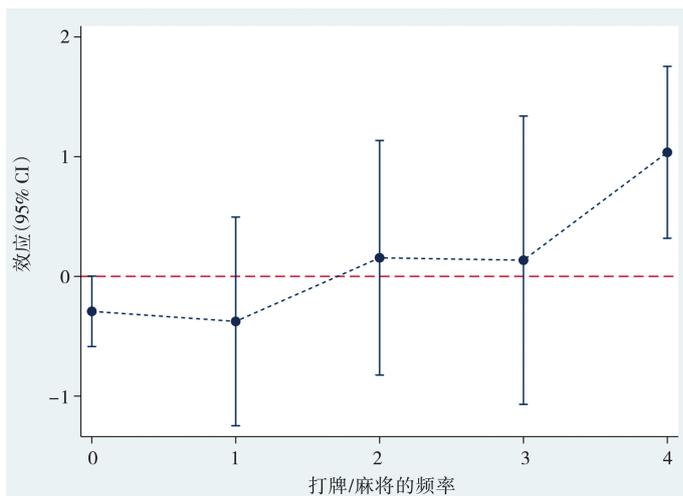


图3 不同打牌/麻将频率下丧偶0-2年对女性IADL能力的效应

升高,丧偶的负面效应呈下降趋势。在女性中,由丧偶0-2年与打牌/麻将频率的交互效应可知,打牌/打麻将将有助于降低丧偶对IADL能力的损害。如图3所示,对于从不打牌/麻将的女性,丧偶0-2年显著降低她们的IADL能力,而随着打牌/麻将的频率升高,丧偶的负面效应呈下降趋势。接着,我们关注社会连结如何调节丧偶的“平均效应”。可以看出在男性中,婚姻质量低的人在丧偶后的IADL能力显著高于有配偶时,随着婚姻质量提高,丧偶对IADL能力的负面影响显著增加;在女性中,从不打牌/麻将的人在丧偶后的IADL能力显著低于有配偶时,随着打牌/麻将频率的增加,丧偶对IADL能力的负面影响显著降低。

表4的模型检验了社会连结对丧偶和慢性病数量之间关系的调节作用。从区分年数的丧偶状态的影响来看:在男性中,婚姻质量和子女支持都不能显著调节丧偶和慢性病数量之间的关系。另外,虽然当打牌/麻将的频率被设定为连续变量时,打牌/麻将能够边缘显著地降低丧偶对慢性病的增加作用。但当笔者把打牌/麻将的频率替换成分类变量后,发现不同打牌/麻将频率下的丧偶效应并不满足线性趋势,故该调节效应不成立。在女性中,婚姻质量和子女支持在丧偶和慢性病数量之间未发挥调节作用;丧偶0-2年与打牌/麻将频率的交互效应说明打牌/麻将能够显著地降低丧偶增加慢性病数量的作用。如图4所示:对于从不打牌/麻将的女性,在丧偶0-2年时慢性病数量显著增加,而对于打牌/麻将频率越高的女性,丧偶对其慢性病数量的增加作用越小。从丧偶的“平均效应”来看,在女性中,从不打牌/



麻将的人在丧偶后的慢性病数量显著多于有配偶时,随着打牌/麻将频率的增加,丧偶对慢性病数量的增加作用显著降低。

表4 社会连结的调节作用下丧偶对慢性病数量的影响

平均效应	丧偶年数(参照组:有配偶)			
	0-2	3-6	7+	
男性($N_i=1\ 499, N_{ii}=5\ 010$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	0.106(0.171)	0.052(0.168)	—	—
交互效应	-0.122(0.176)	-0.089(0.173)	—	—
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	0.039(0.097)	0.002(0.092)	0.194(0.201)	0.202(0.217)
交互效应	-0.020(0.038)	-0.014(0.037)	-0.047(0.070)	-0.062(0.082)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	-0.007(0.051)	-0.029(0.051)	0.100(0.098)	0.215 ⁺ (0.112)
交互效应	0.001(0.031)	0.013(0.037)	-0.096(0.068)	-0.117 ⁺ (0.062)
女性($N_i=907, N_{ii}=3\ 067$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	0.117(0.104)	0.061(0.101)	0.221(0.153)	0.414(0.244)
交互效应	-0.090(0.110)	-0.023(0.106)	-0.295(0.166)	-0.404(0.244)
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	0.117(0.092)	0.100(0.097)	0.014(0.135)	0.163(0.193)
交互效应	-0.029(0.028)	-0.022(0.029)	-0.015(0.040)	-0.030(0.052)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	0.103 ⁺ (0.048)	0.113 ⁺ (0.048)	0.021(0.082)	0.092(0.123)
交互效应	-0.107 ^{**} (0.035)	-0.119 ^{***} (0.034)	-0.078(0.068)	0.010(0.117)

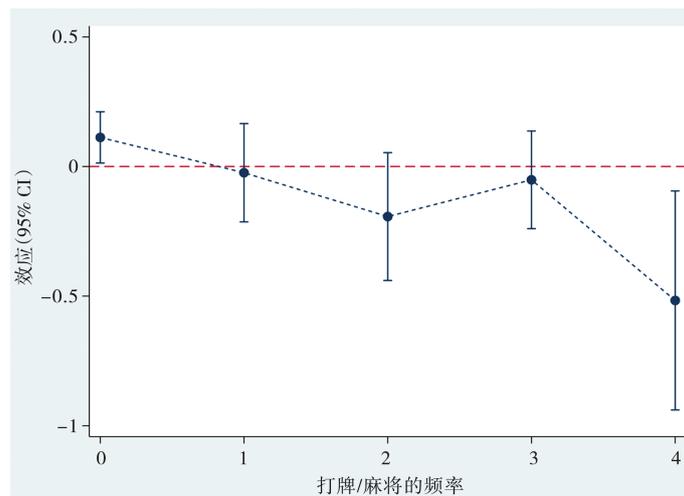


图4 不同打牌/麻将频率下丧偶0-2年对女性慢性病数量的效应



表5的模型检验了社会连结在丧偶和认知功能之间的调节作用。在男性中,婚姻质量和子女支持没有起到调节作用。丧偶3-6年与打牌/麻将频率的交互效应显示:丧偶前打牌/麻将越频繁的人在丧偶以后认知功能反而下降得越多。其中,丧偶3-6年与打牌/麻将频率之间的交互效应与研究假设不符,发生这种情况的原因可能有两点:其一,男性中经常打牌/麻将的比例明显低于女性,这在一定程度上说明男性打牌/麻将的选择性更强,本研究可能没有完全控制影响男性打牌/麻将频率的混淆变量,因此对打牌/麻将调节效应的估计会有一定偏差。其二,更重要的原因可能是样本量的问题,丧偶3-6年的男性人数本就较少,而其中频繁打牌/麻将的人更少,这使丧偶3-6年与打牌/麻将频率之间交互项的系数估计不很可靠。若不考虑丧偶年数,是否丧偶与打牌/麻将频率之间的交互效应在男性中并未出现与研究假设相悖的结果。在女性中,婚姻质量、子女支持和打牌/麻将频率没有起到调节作用。另外,三个社会连结变量对丧偶的“平均效应”均无显著的调节作用。

表5 社会连结的调节作用下丧偶对认知功能的影响

	平均效应	丧偶年数(参照组:有配偶)		
		0-2	3-6	7+
男性($N_i=1\ 477, N_{ii}=4\ 927$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	0.783(4.856)	1.226(4.953)	—	—
交互效应	-2.220(5.095)	-1.592(5.233)	—	—
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	-4.201(3.774)	-4.835(3.985)	6.053(7.797)	-4.783(6.746)
交互效应	1.307(1.403)	2.050(1.503)	-4.622(2.667)	1.143(2.526)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	-1.343(2.059)	-1.411(2.122)	-0.394(3.924)	-10.626*(3.894)
交互效应	0.084(1.028)	1.221(1.097)	-4.905*(1.632)	1.933(2.028)
女性($N_i=896, N_{ii}=3\ 027$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	-0.813(4.735)	-3.853(4.980)	12.259(8.462)	6.704(6.743)
交互效应	0.836(4.795)	3.210(5.063)	-7.884(8.808)	-2.391(7.380)
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	0.098(-0.069)	-1.843(2.820)	4.445(4.988)	12.712*(6.680)
交互效应	-0.069(-1.877)	0.293(0.940)	0.486(1.411)	-2.958(1.716)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	-0.898(1.591)	-1.910(1.628)	4.656(2.839)	4.255(3.309)
交互效应	1.348(1.091)	1.414(1.172)	1.936(1.894)	1.015(2.037)

表6的模型检验了社会连结在丧偶和负面心理福祉之间的调节作用。在男性中,婚姻质量和打牌/麻将频率没有起到调节作用;由丧偶7+年与子女支持的交互效应可知丧偶前子女支持越高的人在丧偶以后的负面心理福祉越低。如图5所示:当子女未提供任何支持时,丧偶7+年时的负面心理福祉最为严重,而随着子女支持的增加,丧偶对负面心理福祉的加剧作用显著下降。在女性中,三个



社会连结变量均未发挥调节作用。从丧偶的“平均效应”来看：当子女未提供任何支持时，丧偶显著提高了男性负面心理福祉，随着子女支持的增加，丧偶对负面心理福祉的加剧作用被显著抑制。

表6 社会连结的调节作用下丧偶对负面心理福祉的影响

	平均效应	丧偶年数(参照组:有配偶)		
		0-2	3-6	7+
男性($N_i=1\ 453, N_{it}=4\ 803$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	1.445(0.635)	1.403*(0.629)	—	—
交互效应	-0.927(0.652)	-0.878(0.648)	—	—
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	1.349*** (0.381)	1.186** (0.407)	0.754(0.830)	2.125** (0.680)
交互效应	-0.336* (0.149)	-0.262(0.165)	-0.279(0.317)	-0.812** (0.264)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	0.505* (0.221)	0.502* (0.225)	0.321(0.472)	0.240(0.463)
交互效应	0.092(0.123)	0.101(0.127)	-0.208(0.261)	0.017(0.258)
女性($N_i=880, N_{it}=2\ 923$)				
调节变量:婚姻质量				
丧偶主效应	0.125(0.487)	0.094(0.518)	0.245(0.790)	0.263(0.886)
交互效应	0.708(0.502)	0.775(0.538)	0.244(0.805)	0.464(0.870)
调节变量:子女支持				
丧偶主效应	0.649* (0.313)	0.799* (0.335)	0.345(0.527)	0.011(0.633)
交互效应	0.036(0.101)	-0.010(0.109)	0.042(0.150)	0.248(0.180)
调节变量:打牌/麻将的频率				
丧偶主效应	0.804*** (0.186)	0.844*** (0.190)	0.516(0.323)	0.663(0.398)
交互效应	-0.098(0.131)	-0.115(0.142)	-0.092(0.221)	0.044(0.338)

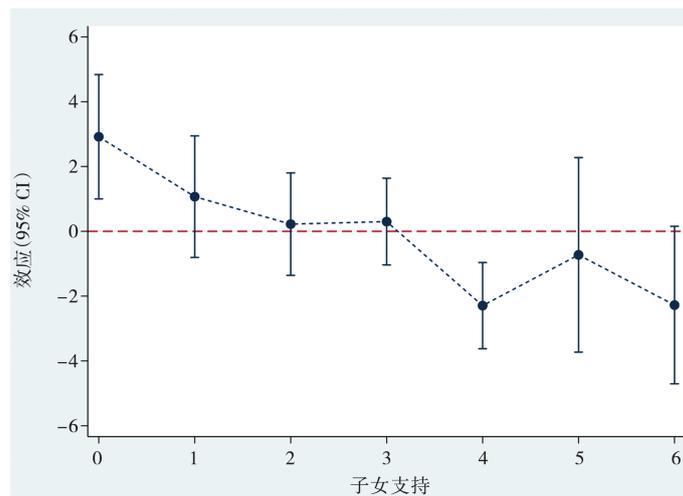


图5 不同子女支持下丧偶7+年对男性负面心理福祉的效应



五、结论与讨论

本文发现丧偶影响中国老年人的多项健康指标。在男性中,丧偶加剧了负面心理福祉,降低了综合认知功能并增加了吸烟的概率。在女性中,丧偶在一定阶段提高了认知功能,提高了女性有规律地锻炼的概率,但增加了她们的负面心理福祉。另外,社会连结对丧偶影响具有一定的调节作用。首先,配偶健在时的婚姻质量越高,则丧偶对老年男性IADL能力的负面影响就越大。其次,子女支持有助于降低丧偶对男性负面心理福祉的加剧作用。最后,经常打牌/麻将有助于降低丧偶对男性和女性IADL能力的负面影响以及丧偶对女性慢性病数量的增加作用。

上述结论对于保护丧偶者晚年健康具有一定实践启示。第一,从整体来看,提高老年人的子女支持水平和打牌/麻将频率可能有助于削弱丧偶对其身心健康的损害。第二,需要更加注意保护丧偶男性的认知功能健康。第三,需要对丧偶男性的健康风险行为进行一定的干预,即适当限制他们的吸烟行为。

本文在方法上具有以下优点。首先,本研究利用个体固定效应模型探究了丧偶在不同时点对于中国老年人多种健康指标的因果效应。同时,文章采用的社会连结变量都发生在丧偶之前,因此避免了社会连结和健康之间的双向影响。其次,文章利用的是全国代表性数据,弥补了以往关于社会连结如何调节丧偶和健康之间关系的多数中国研究采用地区数据的缺陷。^{[5-6][31]}最后,文章采用了多种健康指标作为因变量,有助于拓展我们对丧偶老年人健康水平的理解。

当然,本研究也存在一些不足。第一,CLHLS数据以年为单位记录丧偶时点,不够精确。第二,CLHLS调查每3年左右开展一次,因此无法分析丧偶后在较短时间内去世的样本。第三,囿于数据,本文仅利用打牌/麻将频率这一变量衡量受访者与朋友或社区成员的连结,未来的研究可以构建更具综合性的测量指标。

【参考文献】

- [1] Holmes TH, Rahe RH. The Social Readjustment Rating Scale[J]. *Journal of Psychosomatic Research*, 1967, 11(2): 213-218.
- [2] 国务院人口普查办公室. 中国2010年人口普查资料[Z]. 北京: 中国统计出版社, 2012.
- [3] Jiang Q, Li X, Sánchez-Barricarte JJ. Elderly Widowhood in China[J]. *Asian Population Studies*, 2015, 11(1): 7-16.
- [4] 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): 44-55.
- [5] Guo M, Chi I, Silverstein M. Intergenerational Support and Depression among Chinese Older Adults: Do Gender and Widowhood Make a Difference?[J]. *Aging & Society*, 2017, 37(4): 695-724.
- [6] Li L, Liang J, Toler A, Gu S. Widowhood and Depressive Symptoms among Older Chinese: Do Gender and Source of Support Make a Difference?[J]. *Social Science & Medicine*, 2005, 60(3): 637-647.
- [7] Tiedt AD, Saito Y, Crimmins EM. Depressive Symptoms, Transitions to Widowhood, and Informal Support from Adult Children among Older Women and Men in Japan[J]. *Research on Aging*, 2016, 38(6): 619-642.
- [8] van den Brink CL, Tijhuis M, van den Bos GAM, Giampaoli S, Kivinen P, Nissinen A, Kromhout D. Effect of Widowhood on Disability Onset in Elderly Men from Three European Countries[J]. *Journal of the American Geriatrics Society*, 2004, 52(3): 353-358.



- [9] Zhang Z, Li LW, Xu H, Liu J. Does Widowhood Affect Cognitive Function among Chinese Older Adults?[J]. *SSM-Population Health*, 2019, 7: 100329.
- [10] Buckley T, Mckinley S, Tofler G, Bartrop R. Cardiovascular Risk in Early Bereavement: A Literature Review and Proposed Mechanisms[J]. *International Journal of Nursing Studies*, 2010, 47(2): 229-238.
- [11] Shor E, Roelfs DJ, Curreli M, Clemow L, Burg MM, Schwartz JE. Widowhood and Mortality: A Meta-Analysis and Meta-Regression[J]. *Demography*, 2012, 49(2): 575-606.
- [12] Thoits PA. Mechanisms Linking Social Ties and Support to Physical and Mental Health[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 2011, 52(2): 145-161.
- [13] Jin L, Chrisatakis NA. Investigating the Mechanism of Marital Mortality Reduction: The Transition to Widowhood and Quality of Health Care[J]. *Demography*, 2009, 46(3): 605-625.
- [14] Heuberger R, Wong H. The Association between Depression and Widowhood and Nutritional Status in Older Adults[J]. *Geriatric Nursing*, 2014, 35(6): 428-433.
- [15] Zisook SMD, Shuchter SRMD, Mulvihill MMA. Alcohol, Cigarette, and Medication Use during the First Year of Widowhood[J]. *Psychiatric Annals*, 1990, 20(6): 318-320, 322-326.
- [16] Pinquart M, Sörensen S. Differences between Caregivers and Noncaregivers in Psychological Health and Physical Health: A Meta-Analysis[J]. *Psychology and Aging*, 2003, 18(2): 250-267.
- [17] Schulz R, Beach SR, Lind B, Martire LM, Zdaniuk B, Hirsch C, Jackson S, Burton L. Involvement in Caregiving and Adjustment to Death of a Spouse Findings from the Caregiver Health Effects Study[J]. *JAMA*, 2001, 285(24): 3123-3129.
- [18] Kung CSJ. Health in Widowhood: The Roles of Social Capital and Economic Resources[J]. *Social Science & Medicine*, 2020, 256: 112965.
- [19] Stahl ST, Schulz R. The Effect of Widowhood on Husbands' and Wives' Physical Activity: The Cardiovascular Health Study[J]. *Journal of Behavioral Medicine*, 2014, 37(4): 806-817.
- [20] House JS, Umberson D, Landis KR. Structures and Processes of Social Support[J]. *Annual Review of Sociology*, 1988, 14(1): 293-318.
- [21] Berkman LF, Krishna A. *Social Network Epidemiology*[C]// Berkman LF, Kawachi I, Glymour MM(eds.). *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 2014: 234-289.
- [22] Anusic I, Lucas RE. Do Social Relationships Buffer the Effects of Widowhood? A Prospective Study of Adaptation to the Loss of a Spouse[J]. *Journal of Personality*, 2014, 82(5): 367-378.
- [23] Li T, Zhang Y. Social Network Types and the Health of Older Adults: Exploring Reciprocal Associations[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 130: 59-68.
- [24] Burman B, Margolin G. Analysis of the Association between Marital Relationships and Health Problems: An Interactional Perspective[J]. *Psychological Bulletin*, 1992, 112(1): 39-63.
- [25] Yang YC, Schorpp K, Harris KM. Social Support, Social Strain and Inflammation: Evidence from a National Longitudinal Study of U.S. Adults[J]. *Social Science & Medicine*, 2014, 107: 124-135.
- [26] Carr D, House JS, Kessler RC, Nesse RM, Sonnega J, Wortman C. Marital Quality and Psychological Adjustment to Widowhood among Older Adults: A Longitudinal Analysis[J]. *The Journals of Gerontology: Series B*, 2000, 55(4): S197-S207.
- [27] Williams K, Umberson D. Marital Status, Marital Transitions, and Health: A Gendered Life Course Perspective[J]. *Journal of Health and Social Behavior*, 2004, 45(1): 81-98.



- [28] Bulanda JR, Brown JS, Yamashita T. Marital Quality, Marital Dissolution, and Mortality Risk during the Later Life Course[J]. *Social Science & Medicine*, 2016, 165: 119–127.
- [29] Lee HJ, Han SH, Boerner K. Psychological and Physical Health in Widowhood: Does Marital Quality Make a Difference? [J]. *Research on Aging*, 2022, 44(1): 54–64.
- [30] Li Y, Chi I, Krochalk PC, Xu L. Widowhood, Family Support, and Self-Rated Health among Older Adults in China[J]. *International Journal of Social Welfare*, 2011, 20(S1): S72–S85.
- [31] Zhou J, Hearst N. Health-Related Quality of Life of among Elders in Rural China: The Effect of Widowhood[J]. *Quality of Life Research*, 2016, 25(12): 3087–3095.
- [32] 赵晓航, 李建新. 丧偶对老年人孤独感的影响: 基于家庭支持的视角[J]. *人口学刊*, 2019, 41(6): 30–43.
- [33] Li Y. Recovering from Spousal Bereavement in Later Life: Does Volunteer Participation Play a Role?[J]. *The Journals of Gerontology: Series B*, 2007, 62(4): S257–S266.
- [34] Wang R, Chen Z, Zhou Y, Shen L, Zhang Z, Wu X. Melancholy or Mahjong? Diversity, Frequency, Type, and Rural-Urban Divide of Social Participation and Depression in Middle- and Old-Aged Chinese: A Fixed-Effects Analysis[J]. *Social Science & Medicine*, 2019, 238: 112518.
- [35] Cheng S-T, Chan ACM, Yu ECS. An Exploratory Study of the Effect of Mahjong on the Cognitive Functioning of Persons with Dementia[J]. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 2006, 21(7): 611–617.
- [36] Ma X, Piao X, Oshio T. Impact of Social Participation on Health among Middle-Aged and Elderly Adults: Evidence from Longitudinal Survey Data in China[J]. *BMC Public Health*, 2020, 20(1): 502.
- [37] Zhang H, Peng Y, Li C, Lan H, Xing G, Chen Z, Zhang B. Playing Mahjong for 12 Weeks Improved Executive Function in Elderly People with Mild Cognitive Impairment: A Study of Implications for TBI-Induced Cognitive Deficits[J]. *Frontiers in Neurology*, 2020, 11: 178.
- [38] 焦开山. 丧偶对中国老人死亡风险的影响——年龄组差异及其健康因素的作用[J]. *人口学刊*, 2010, (6): 9–13.
- [39] 程新峰, 姜全保. 丧偶与老年人主观幸福感研究: 性别差异与城乡差异分析[J]. *人口与发展*, 2017, (4): 59–69.
- [40] Chen Z, Ying J, Ingles J, Zhang D, Rajbhandari-Thapa J, Wang R, Emerson KG, Feng Z. Gender Differential Impact of Bereavement on Health Outcomes: Evidence from the China Health and Retirement Longitudinal Study, 2011–2015[J]. *BMC Psychiatry*, 2020, 20(1): 514.
- [41] Schaan B. Widowhood and Depression among Older Europeans—The Role of Gender, Caregiving, Marital Quality, and Regional Context[J]. *The Journals of Gerontology: Series B*, 2013, 68(3): 431–442.
- [42] Philipps V, Amieva H, Andrieu S, Dufouil C, Berr C, Dartigues JF, Jacqmin-Gadda H, Proust-Lima C. Normalized Mini-Mental State Examination for Assessing Cognitive Change in Population-Based Brain Aging Studies[J]. *Neuroepidemiology*, 2014, 43(1): 15–25.
- [43] Chen F, Short SE. Household Context and Subjective Well-Being among the Oldest Old in China[J]. *Journal of Family Issues*, 2008, 29(10): 1379–1403.
- [44] Humbad MN, Donnellan MB, Iacono WG, Mcgue M, Burt SA. Is Spousal Similarity for Personality a Matter of Convergence or Selection?[J]. *Personality and Individual Differences*, 2010, 49(7): 827–830.
- [45] Friedman HS, Kern ML, Reynolds CA. Personality and Health, Subjective Well-Being, and Longevity[J]. *Journal of Personality*, 2010, 78(1): 179–216.

[责任编辑 傅 苏]



Health Impacts of Widowhood among Chinese Older Adults: The Moderating Role of Social Ties

ZHAO Xiaohang¹, LI Jianxin²

(1. *National Institute of Social Development, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China;*

2. *Department of Sociology, Peking University, Beijing, 100871, China*)

Abstract: As one of the countries with the fastest aging population, China faces a growing number of people who lose their spouses in later life. By 2050, the number of widows aged 60 and older in China is expected to reach 118 million. Older widows' and widowers' quality of life has drawn attention from both academics and policy makers in recent years. Capitalizing on six waves of data from the Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey (i.e., CLHLS 2002, 2005, 2008–09, 2011–12, 2014, and 2017–18), this study examines the impacts of spousal loss on multiple health-related indicators and moderating effects of pre-widowhood social ties. The results reveal that widowhood affects Chinese older adults' health outcomes and behaviors. Regarding health outcomes, we find a gender disparity in the effect of widowhood on cognition. Specifically, widowhood reduced men's cognitive function but increased that of women in a certain period. Also, widowhood was detrimental to both men's and women's psychological well-being. With respect to health behaviors, widowhood raised women's chance of taking exercise and men's risk of smoking. In addition, the health impacts of widowhood varied with pre-existing social ties. First, spousal loss enhanced IADL abilities of men in low-quality marriages. Second, frequent participation in playing mahjong or cards not only buffered the detrimental effect of widowhood on IADL abilities in both men and women, but also mitigated the effect of widowhood on increasing the number of chronic conditions in women. Finally, children's support alleviated the adverse impact of spousal loss on psychological well-being in men. Our findings deepen the understanding of the health consequences of widowhood and have some practical implications on attenuating the adverse health effects of widowhood.

Key Words: Widowhood, Health, Social Ties