

# 婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别差异分析

顾大男

**【摘要】** 文章利用中国高龄老人健康长寿纵向调查 1998 年基线数据和 2000 年跟踪数据,就婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别作用差异进行了剖析。研究结果表明,婚姻状况对女性高龄老人健康的保护作用强于男性高龄老人,婚姻状况对男性高龄老人死亡风险的降低作用比女性高龄老人小,较高的婚姻满意度有利于高龄老人减缓健康状况的下降和死亡风险的下降,高龄老人近期丧失配偶对健康状况的下降有恶化作用并增加死亡风险,女性的这种作用强于男性。

**【关键词】** 高龄老人 婚姻状况 影响作用 性别差异

**【作者】** 顾大男 美国杜克大学公共政策系人口与老龄政策研究室,副教授。

现有研究已表明婚姻对健康和长寿有益。有偶者的健康状况好于无偶者,且死亡风险也低于无偶者。婚姻对健康和长寿的有益作用有两种假说。一种是选择作用假说,另一种是保护作用假说。前一种假说认为,只有那些健康的人才结婚,而不健康的人很少结婚 (Goldman, 1993)。但许多研究表明这种选择性作用只能解释不同婚姻状况之间健康差异的很小一部分(如 Hu 等, 1990)。后一种假说认为,婚姻可以通过配偶的监督以及所增加的社会支持来影响社会、心理和物质环境,从而传递有益健康的信息和促进健康的生活方式 (Wyke 等, 1996)。或者说,婚姻为促进精神和躯体健康提供了各种有效资源 (Wu 等, 2002)。

然而,现有研究主要集中于非老年群体。虽然个别研究已表明婚姻对健康生活方式的保护作用依然存在,并且对男性老人的作用强于女性老人 (Goldman 等, 1995),但在高龄人群中,婚姻对健康长寿的有益机制研究仍凤毛麟角。在老年期特别是高龄期,社会关系网络变得越加重要,因为许多护理和照料资源均源于这个社会网络。有配偶老年人一旦丧偶,社会关系网络就会缩小,非正式支持资源就会减少,从而更多地依赖正式支持 (Barrett 等, 1999)。老年期特别是高龄期,由于死亡率高,老年人丧偶的风险较大。因此,研究婚姻对老年人健康和长寿的作用具有现实意义。

基于上述考虑,本研究主要包括以下几个方面:(1) 剖析婚姻状况对中国男女高龄老人健康状况及其变化和 1998~2000 年间存活状况的影响;(2) 剖析 1998~2000 年间婚姻状况变化对中国男女高龄老人 1998~2000 年间存活状况的影响;(3) 剖析婚姻满意度对中国男女高龄老人健康状况及其变化和 1998~2000 年间存活状况的影响。

## 一、数据来源和分析方法

### (一) 数据来源

本文所用数据来自中国高龄老人健康与长寿纵向研究项目,包括 1998 年基线调查数据和 2000 年第二期调查中 1998 年被访且 2000 年再访的存活老人及 1998 年被访但在 2000 年调查之前死亡老

人的数据。1998年共调查了9 093名高龄老人,其中,百岁老人将近2 500人。2000年进行了第一次跟踪调查,其中,存活4 833人(53.2%),死亡3 368人(37%),失访892人(9.8%)。虽然以往研究的结果表明,中国高龄老人健康与长寿纵向调查中高龄老人年龄的准确性是可信的(徐勤,2001;曾毅等,2001)。但是,为谨慎起见,本文只对80~105岁之间的高龄老人群体进行分析。

## (二) 变量的选择和量化

### 1. 健康变量

本文选择了以下几个维度来对健康状况进行测量:包括生活自理能力、认知功能、慢性病患者状况、自评健康、心理变量(包括是否感到紧张或害怕、是否感到孤独、是否感到与年轻时一样快活;同时,将这3个变量生成1个是否患有“抑郁症”的近似变量)5个变量。本文将能独立完成吃、穿、上厕所、室内走动、洗澡、控制便秘6项视为生活自理能力完好(赋值为0);否则,视为独立生活自理能力有残障(赋值为1)。若认知功能测试得分在24分及以上(共30分)为认知功能完好(赋值为0);否则,视为认知功能缺损(赋值为1)。若申报了问卷中提及的21种慢性病中的一种及以上,本文视为患有慢性病(赋值为1);否则,视为没有慢性病(赋值为0)。自评健康回答好或很好视为自评健康好(赋值为0);否则,视为自评健康差(赋值为1)。若既感到紧张或害怕又感到孤独同时还感到不与年轻时一样快活,则视为患有抑郁症状(赋值为1);否则,视为不患有抑郁症状(赋值为0)。

### 2. 婚姻状况、婚姻变化和婚姻质量

因被调查者中单身、离婚者极少,本文将婚姻状况分为现有偶和现无偶两大类。同时,考虑到1998年高龄老人中无偶者在1998~2000之间结婚的人数极少,在分析婚姻状况变化死亡的影响时,本文中的婚姻动态变化只包括2000年调查时(或死亡时)仍然有配偶和1998~2000年之间丧偶两类。婚姻满意度分为满意和其他两大类。对1998年调查时有偶者而言,婚姻满意度是指本次婚姻的满意度;对1998年被访时无偶者而言,婚姻满意度是指最后一次婚姻的满意度。

### 3. 控制变量

控制变量(或协变量)主要包括1998年调查时的年龄、城乡居住地类别、受教育年限、民族、主要经济来源、是否独居、子女可近程度、社会交往和支持指数、宗教活动参加状况、存活子女数、是否吸烟、是否经常喝白酒、健康饮食状况、是否经常锻炼。

## (三) 分析方法

在剖析婚姻对健康状况及其变化的影响时,文本用二分Logistic回归模型。在剖析婚姻状况对存活状况的影响时,用Cox比例风险模型。为了详细揭示在不同协变量控制下婚姻对健康长寿的影响作用,本文用不同序列模型予以分析。模型1除婚姻状况变量外,包括年龄、城乡居住地、受教育程度、民族、主要生活来源等个人人口与社会经济特征变量。模型2除模型1中的变量外,还包括是否独居、子女可近程度、社会交往程度、宗教活动参加状况、现存活子女数等反映高龄老人家庭和社会交往程度的变量。模型3除模型2中的变量外,包括吸烟、饮酒、健康饮食、健身锻炼等健康行为方面的变量。在存活状况分析中,本文还用了模型4。模型4除模型3中的变量外,还包括1998年基线调查时的生活自理能力、认知功能、健康自评、有无抑郁症状、慢性病患者状况等健康状况方面的变量。在存活分析模型(Cox比例风险模型)中,将自1998年被访日期之后的存活时间视为时间变量,用天表示;将是否死亡视为状态变量,死亡视为事件的发生并赋值为1,存活作为删失并赋值为0。

由于以往研究表明婚姻对男性和女性老人健康和存活的影响是不同的,为此,文本对男性和女性高龄老人分别进行分析。

## 二、主要结果

中国高龄老人健康与长寿纵向研究项目1998年和2000年两次横截面调查的数据均显示高龄老

人有偶者比例较低,丧偶者比例极高。随着年龄的增大,有偶比例下降较快,丧偶者比例上升极快。男性高龄老人中,80~89岁有偶者比例大约为50%,丧偶者比例为45%;90~99岁有偶者比例下降为27%,丧偶者比例上升为68%;100~105岁有偶者只有12%,丧偶者比例则为84%。女性高龄老人中,已婚者比例更低,3个年龄组的相应比例分别为14%、3%、0.5%;丧偶者比例则极高,3个年龄组的相应比例分别为84%、95%、98%。从未结婚和离婚者比例极低。婚姻对中国男女高龄老人健康长寿的主要作用模式可归纳为以下几点。

#### (一) 婚姻状况对女性高龄老人健康的保护作用强于男性高龄老人

研究结果显示在控制个人人口社会经济特征变量下,女性高龄老人目前有偶者生活自理能力有残障的发生比(比数)要比那些目前无偶者的发生比少1/3。而且这种保护作用在控制家庭、社会支持和交往变量及控制健康行为变量下,更加明显(结果没有列出)。表1结果显示,有偶者生活自理能力残障的发生比只有无偶者的一半略多。这就是说,即使到了高龄期,婚姻状况对生活自理能力也有明显的保护作用。同时说明婚姻状况对生活自理能力的这种有益作用一部分是通过家庭与社会支持和交往以及健康行为起作用的。婚姻状况对女性高龄老人认知功能的保护作用与其对生活自理能力作用的模式和程度类似。女性高龄老人有偶者健康自评差的发生比比无偶者低,但差异不大且统计上并不显著。婚姻状况有利于减少女性高龄老人抑郁症的发生率。有偶的女性高龄老人患有抑郁症的发生比只有无偶者的45%左右。但必须指出,由于女性高龄老人有偶者的人数较少,她们当中患有抑郁症的人数更少(14人),这种比数比可能有一定偏差。婚姻状况与女性高龄老人是否患有慢性病的不明显。

与女性高龄老人相比,婚姻状况对男性高龄老人健康的保护作用要相对小些。表1揭示男性高龄老人中,虽然在控制家庭、社会支持和交往变量及控制健康行为变量下,有偶者生活自理残障的发生比要比无偶者低13%,但这种作用并不明显。说明婚姻状况对生活自理能力的这种有益作用对男性高龄老人有限。婚姻状况对男性高龄老人认知功能保护作用与其对女性高龄老人一样,但其程度要相对小些。有偶高龄男性老人认知功能缺损的发生比比无偶者低25%。婚姻状况对男性高龄老人其他健康变量的作用并没有显示其有益作用,相反,还呈现出某种“不利”的作用。这是否说明到了高龄期,婚姻状况对健康自评、抑郁症或慢性病有负面影响?笔者认为并不如此。更可能的解释是婚姻状况对男性高龄老人有益作用的选择性。即一方面,有偶但那些患病男性受婚姻的保护作用在高龄期存活下来了,从而使有偶高龄男性群体中的健康状况“较差”。另一方面,那些无偶且健康状况欠佳的男性因缺乏婚姻的保护作用,其死亡率较高,使无偶高龄男性群体的健康状况相对“较好”。这两方面的作用导致有偶的男性高龄老人的健康自评、抑郁症和慢性病患病发生比要比无偶老人高。这种选择性与高龄期黑人比白人的死亡率低、生活自理能力黑人比白人好、发展中国家老年人健康预期寿命比例比发达国家高相类似。当然,对慢性病而言,也可能因许多患病高龄老人并不知道自已患病而没有申报从而导致某种偏差。这仍需要进一步研究。

本文还分析了有无配偶对1998~2000年间健康状态下降或健康改善的短期影响。结果显示,有无配偶对男女性高龄老人两年期健康变化的影响较小,绝大多数比数比均不显著(见表1)。说明婚姻对健康的影响具有长期效应或累积效应,在高龄期婚姻状况对健康状况的短期效应不明显。

#### (二) 婚姻状况对男性高龄老人死亡风险的降低作用比女性高龄老人大

表2揭示无论对男性还是女性高龄老人群体而言,4个嵌套模型中有偶者对无偶者的死亡相对风险均小于1,说明婚姻状况对两年期的死亡风险具有减少作用。进一步分析可看出,婚姻状况对死亡风险的降低作用在性别上表现出一定的差异性。女性有偶者的死亡在控制个人人口社会经济特征变量下,女性有偶高龄老人1998~2000年两次调查间的死亡相对风险大约只有无偶者的17%。在控制家庭社会支持和交往变量以及健康行为变量下,这种死亡相对风险更低些。但在控制1998年基线

表 1 1998 年调查时婚姻状况对当时不同健康状态变量和 1998~2000 年调查期间健康动态变量影响的比数比

	男 性		女 性	
	比数比(有/无)	-2* 对数似然值	比数比(有/无)	-2* 对数似然值
<b>健康状态变量</b>				
生活自理能力残障	0.873	3440.2****	0.549****	5983.4****
认知功能缺损	0.771***	3518.8****	0.540****	5840.7****
自评健康不好	1.139	4555.9****	0.845	7027.3****
抑郁症	1.320	1323.7****	0.558*	3720.2****
患有 1 种及以上慢性病	1.153*	4740.1****	0.963	7166.2****
<b>健康下降</b>				
生活自理能力从完好到残障	0.783	1588.5****	1.038	2254.5****
认知功能从完好到缺损	0.775*	1585.5****	1.099	2013.1****
自评健康从好到不好	1.110	1710.1****	0.810	2195.4****
抑郁症从无到有	1.098	867.7****	0.784	1670.6****
从无病到有病	1.060	1353.4**	0.685*	1754.3***
<b>健康改善</b>				
生活自理能力从残障到完好	0.963	343.9****	1.845	918.4****
认知功能从缺损到完好	0.727	425.6****	2.239**	1225.1****
自评健康从不好到好	0.992	850.6****	0.930	1568.5****
抑郁症从有到无	0.902	22.5	0.890	241.3****
从有病到无病	0.761*	1192.1****	1.077	1776.4****

注: (1) 本表仅给出模型 3 的结果。(2) 目前无配偶作为参照组。(3) 模型 3 的自由度为 19。(4) 表中数据  
\*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*\*  $p < 0.001$ 。

调查时的健康状况后,有偶者对无偶者的死亡相对风险有较大上升,有偶者的死亡风险只比无偶者低 10%。说明对女性高龄老人而言,婚姻通过提高健康状况而间接降低死亡的作用较大。对男性高龄老人而言,婚姻的死亡相对风险在 4 个嵌套模型几乎完全一致,有偶者的死亡风险比无偶者低 1/3。说明到了高龄期婚姻通过健康对男性死亡产生影响的间接作用较小;同时说明婚姻对

表 2 1998 年婚姻状况对 1998~2000 年两次调查期间生存影响的相对风险

模 型	男 性	女 性
模型 1 (有配偶 / 无配偶)	0.657****	0.832
模型 2 (有配偶 / 无配偶)	0.661****	0.796
模型 3 (有配偶 / 无配偶)	0.661****	0.786*
模型 4 (有配偶 / 无配偶)	0.664****	0.894
模型 1 (-2* 对数似然值)	18943.3****	32156.3****
模型 2 比模型 1 减少的 -2* 对数似然值	10.8	86.9****
模型 3 比模型 2 减少的 -2* 对数似然值	74.5****	66.8****
模型 4 比模型 3 减少的 -2* 对数似然值	236.6****	240.7****

注: (1) 目前无配偶作为参照组。(2) 模型 1、模型 2、模型 3 和模型 4 的自由度分别为 8、15、19 和 24。(3) 表中数据 \*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*\*  $p < 0.001$ 。

男性高龄老人减少死亡风险的有益作用相对稳定且较少受到其他因素扰动的影响。为了揭示婚姻的这种作用,同时考虑到男女性之间的可比性,我们将男女性高龄老人数据合并,并将人口社会经济特征变量、家庭社会支持和交往变量、健康行为变量和 1998 年基线健康状况变量作为控制变量,结果用图 1 表示。图 1 表明,在为期两年的跟踪调查中,有偶者的存活概率较无偶者为高,婚姻对男性存活的保护作用大于女性。女性有偶高龄老人的存活概率大约为 72%,而同期女性无偶者的存活概率只有 68%;男性有偶高龄老人同期的存活概率接近 65%,而男性无偶高龄老人的存活概率不到 55%。

### (三) 较高的婚姻满意度有利于高龄老人减缓健康状况的下降和死亡风险的下降

表 3 揭示婚姻满意度较高的高龄老人无论男女在大多数健康变量上所处的状况要好于婚姻满意度较低的高龄老人。对 1998 年调查时有偶者而言,本次婚姻满意度高的高龄老人其健康自评要明显

好于满意度低的高龄老人。但本次婚姻满意度对其他健康变量虽具有一定的有益作用,但并不显著。最可能是因高龄老人群体中有偶者比例较少、婚姻满意度低的人更少导致没有足够多的样本观察值进行对比分析。对1998年调查时男女无偶者而言,最后一次婚姻的满意度高对各自的健康状态具有显著的保护作用。但表3也显示无论对1998年调查时有偶或无偶者而言,婚姻满意度对慢性病的影响存在一定的“不利”作用<sup>①</sup>。

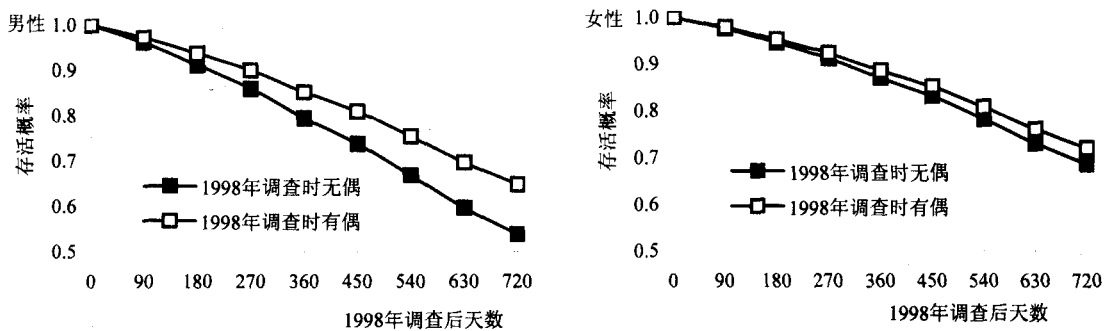


图1 按1998年婚姻状态分的两次调查之间的估计存活概率(模型4)

表3 婚姻满意度对1998年不同健康状态变量影响的比数比

健康状态变量	1998年调查时有偶者本次婚姻满意度				1998年调查时无偶者最后一次婚姻满意度			
	男 性		女 性		男 性		女 性	
	比数比 (高/低)	-2*对数 似然值	比数比 (高/低)	-2*对数 似然值	比数比 (高/低)	-2*对数 似然值	比数比 (高/低)	-2*对数 似然值
<b>健康状态变量</b>								
生活自理能力残障	0.763	1244.4****	0.500	275.9***	0.929	2094.7****	0.693****	5620.5****
认知功能缺损	0.710	1154.0****	0.639	324.5****	0.585****	2213.1****	0.622****	5409.2****
自评健康不好	0.606***	1734.5****	0.502*	422.7****	0.603****	2677.6****	0.633****	6504.0****
抑郁症	0.682	419.4****	0.639	72.2**	0.483****	838.6****	0.691****	3575.2****
患有1种及以上慢性病	1.116	1768.3****	1.181	423.5****	1.131	2837.0****	1.017	6675.0****
<b>健康下降</b>								
生活自理能力从完好到残障	0.870	624.8***	0.823	166.8****	0.992	918.9*	0.805*	2036.9****
认知功能从完好到缺损	1.338	639.1****	0.701	190.5****	0.732	899.7****	0.747**	1788.0****
自评健康从好到不好	0.909	726.1***	0.511	158.7***	0.931	928.9****	0.790*	1987.3****
抑郁症从无到有	—	—	—	—	0.882	507.6****	0.645***	1566.4****
从无病到有病	1.050	565.4*	0.507	105.6****	0.935	737.3	0.890	1609.2***
<b>健康改善</b>								
生活自理能力从残障到完好	—	—	—	—	1.315	175.3***	1.135	868.6****
认知功能从缺损到完好	—	—	—	—	0.811	262.1**	1.213	1160.6****
自评健康从不好到好	—	—	—	—	0.910	413.9	1.333**	1438.5**
抑郁症从有到无	—	—	—	—	—	—	1.440	232.3****
从有病到无病	—	—	—	—	1.538	627.4**	1.217	1628.7****

注:(1)本表仅给出模型3的结果。(2)低满意度的婚姻作为参照组。(3)模型3的自由度为19。(4)“—”为样本数量较少无法计算。(5)表中数据 \*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*\*  $p < 0.001$ 。

进一步分析表明,有偶者本次婚姻的满意度对近期健康变化的影响作用并不显著,而且因较少的样本数量导致许多比数比无法计算。从无偶者最后一次婚姻的满意度看,较高满意度的婚姻可以延缓

① 这种结果可能主要因低报或死亡选择性引起。从表4的结果,以及下文相应的分析中可看出死亡选择性的因素相对大些。

高龄期健康状况的下降,且对女性的保护作用强于男性。但我们应该认识到1998年无偶者中有许多人处在无偶状态上的时间已经有多且经历了多年的死亡筛选,因此,他们最后一次婚姻满意度对死亡风险的影响也具有一定的累积效应。婚姻满意度对近期健康变化的影响需要在扩大样本观察值的基础上进一步研究。

从有偶者本次婚姻满意度对死亡的影响作用看(见表4),较高满意度的男性高龄老人的死亡相对风险比低满意度高龄老人低40%左右。说明婚姻质量对降低短期内的死亡风险有一定的裨益作用。1998年有偶女性中,本次婚姻满意度对死亡风险的降低作用在前3个模型中与男性很相似,但在控制1998年基期健康状况后,其相对风险只有20%。说明女性婚姻满意度对死亡的影响有一些是通过健康状况而间接起作用的。

与有偶者本次婚姻满意度对存活的影响模式不同,在控制基线健康变量后,1998年男性无偶高龄老人最后一次婚姻满意度对他们两年期的死亡并没有什么影响。虽然最后一次婚姻满意度较高的1998年女性无偶高龄老人的死亡相对风险比满意度较低的人低7%,但这种影响也不显著。这说明无偶者最后一次婚姻满意度对降低短期内的死亡风险并不具有显著的裨益作用。同时也说明婚姻满意度对存活的影响具有一定的现时性,而且这种现时性在男性群体中较强。但由于男性具有较高的死亡率,这种现时性持续的时间不如女性长。图2和图3显示了婚姻满意度的这种作用模式。

(四) 高龄老人近期丧偶对健康状况的下降有恶化作用并增加死亡风险,女性的这种作用强于男性

有无配偶只能反映目前所处的状态。一些无偶者处在无偶期的时间可能已经很长。因此,有无配偶并不能真正反映婚姻状态的

表4 婚姻满意度对1998~2000年两次调查期间生存影响的相对风险

模 型	1998年调查时有偶者 本次婚姻满意度		1998年调查时无偶者 最后一次婚姻满意度	
	男性	女性	男性	女性
模型1(高满意度/低满意度)	0.609***	0.619	0.862*	0.819****
模型2(高满意度/低满意度)	0.609***	0.638	0.882	0.849***
模型3(高满意度/低满意度)	0.636***	0.616	0.896	0.859***
模型4(高满意度/低满意度)	0.633***	0.811	1.003	0.935
模型1(-2*对数似然值)	3826.5****	560.5**	13383.5****	30936.1****
模型2比模型1减少的-2*对数似然值	6.8	2.3	6.5	74.6****
模型3比模型2减少的-2*对数似然值	23.2****	3.1	44.9****	62.3****
模型4比模型3减少的-2*对数似然值	64.7****	20.5***	180.3****	220.6****

注:(1)低满意度的婚姻作为参照组。(2)模型1、模型2、模型3和模型4的自由度分别为8、15、19和24。(3)表中数据 \*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*\*  $p < 0.001$ 。

变化特别是丧偶对高龄老人健康与长寿的影响。因数据中样本过少,我们并不对婚姻变化对健康变化的影响进行分析,而仅剖析1998~2000年婚姻状态变化对同期死亡的影响。

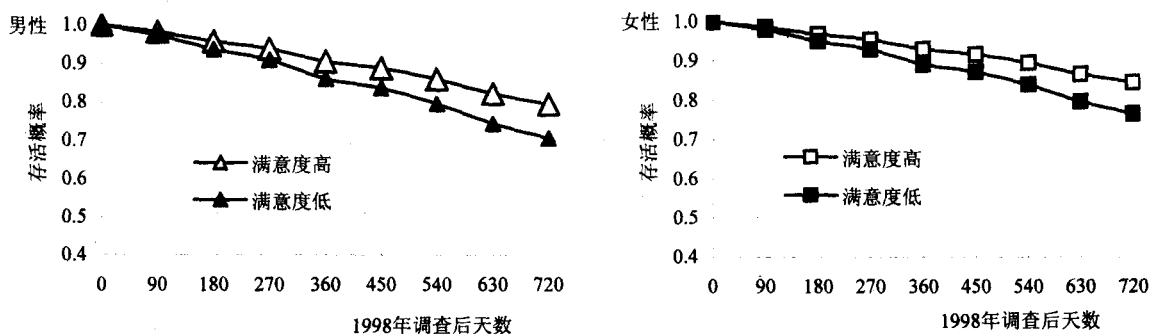


图2 按1998年调查时有偶者本次婚姻满意度分的两次调查之间的估计存活概率(模型4)

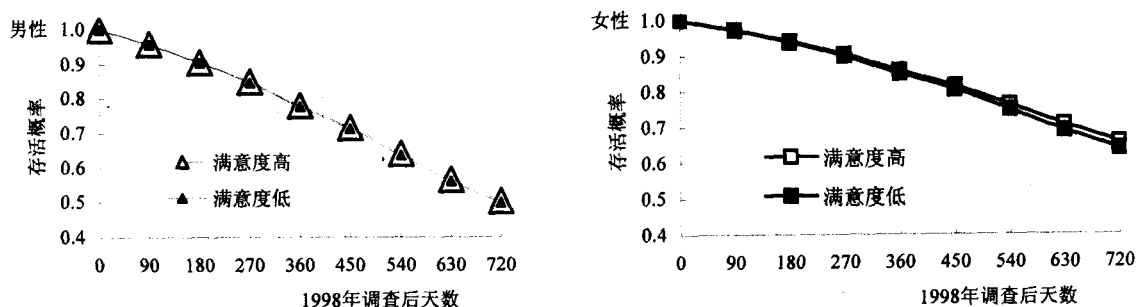


图3 按1998年调查时无偶者最后一次婚姻满意度分的  
两次调查之间的估计存活概率(模型4)

表5 1998~2000年婚姻状况变化对生存影响的相对风险

模 型	男 性	女 性
模型1(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.528***	2.244***
模型2(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.504***	2.302***
模型3(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.474***	2.307***
模型4(从有偶到无偶/仍有配偶)	1.424***	1.960**
模型1(-2*对数似然值)	3825.0****	554.2***
模型2比模型1减少的-2*对数似然值	6.1	2.9
模型3比模型2减少的-2*对数似然值	23.5****	2.8
模型4比模型3减少的-2*对数似然值	76.6****	18.5***

注:(1) 仍有配偶作为参照组。(2) 模型1~4的自由度分别为9、16、20和25。(3) 表中数据 \*  $p < 0.10$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*\*\*  $p < 0.001$ 。

表5显示有偶状态的维持有利于降低死亡风险。1998~2000年之间丧偶男性高龄老人的死亡风险高出那些仍有配偶男性的40%以上。说明只要婚姻一旦丧失,高龄男性未来的死亡风险就可能增加。这种作用对女性高龄老人的影响更大,几乎比仍有配偶女性的死亡风险高出1倍。说明丧失配偶对女性高龄老人的负面影响远比男性大得多。图4揭示了不同婚姻状态变化对1998~2000年两年期存活概率影响的性别差异模式。

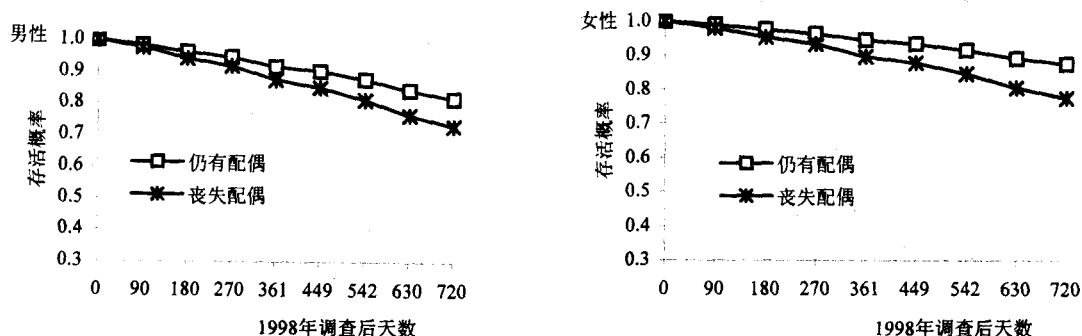


图4 1998~2000年丧偶者与有配偶者存活概率比较(模型4)

#### 四、讨 论

婚姻选择性假说认为只有那些健康的人才结婚,而不健康的人很少结婚。如果真是这样,那么,已婚人群中的健康比例将很高。但我们的数据显示男性高龄老人中有偶者与无偶者各个变量上的健康比例绝对差异只在2%~15%之间(相对差异在2%~30%),女性的这种差异在2%~33%之间(相对差异为1%~40%)。因此,我们的数据并不支持这种假说。同时,从逻辑上说,中国绝大多数有偶高龄老人的婚姻已经持续了很多年(96%的有偶老人的婚姻持续了30年或以上),即使当初结婚的人是经过挑选的健康者,那么,经历了这么多年后,这种健康效应早已微乎其微,不复存在了。因此,笔者认

为高龄期有偶者的健康状况好于无偶者、死亡风险低于无偶者主要是因婚姻的保护作用所致。也就是说,本研究支持婚姻保护性假说。

相对于低龄老人而言,活到高龄期的老人多是强者,但婚姻对他们的健康和存活仍有明显的保护作用。这种保护作用主要表现为婚姻状况对男性高龄老人存活的保护作用大于女性高龄老人,但婚姻状况对女性高龄老人健康状况的保护作用大于男性高龄老人。婚姻对高龄老人的这种性别差异模式可以这样来理解,婚姻的保护作用使一些健康较差的男性高龄老人存活下来从而导致有偶男性高龄老人群体的健康状况并不比无偶男性高龄老人的健康状况好很多;另一方面,由于婚姻对高龄女性存活的保护作用并没有男性大,一些健康状况较差的有偶女性并没有存活下来,从而使高龄有偶女性的健康状况较无偶女性好得多。当然,婚姻状况对健康状况的保护作用主要是长年累积而成的。在短期内,这种保护作用并不十分显著。但婚姻状况对存活的短期保护效应显著。本研究揭示有偶以及有偶状态的维持可以降低死亡风险,特别是降低男性的死亡风险。

本研究还揭示婚姻满意度对高龄老人的健康长寿也具保护作用。婚姻满意度对男性高龄老人死亡风险具有显著的降低作用,但这种保护作用仅限于现时婚姻,即只对目前有偶男性高龄老人而言,这种作用才显著。对无偶男性,最后一次婚姻的满意度对目前的生存并没有什么影响。说明婚姻满意度对男性高龄老人生存具有较强的现时效应。另一方面,虽然婚姻满意度对女性高龄老人生存的现时保护效应并没有男性明显,但其作用却具有一定的持续效应。婚姻满意度对两年期健康状况的下降具有一定的延迟作用,这种延迟作用对女性高龄老人更为明显。同时,婚姻满意度对健康状况的长期累积保护效应比是否有配偶本身对健康状况的保护效应来得大。

婚姻状况和满意度对女性高龄老人两年期的存活的有益作用并不显著,可能说明婚姻对女性健康长寿的有益作用在高龄期之前已经发生,到了高龄期,这种作用有所减弱。但从长远趋势看,婚姻对女性健康和长寿的有益作用也会显著的。

国外一些研究认为婚姻对健康长寿的保护作用其主要原因是:(1)婚姻可以促进健康的生活方式(Schoen等,1998;Horwitz等,1991),对男性而言这种作用更是这样(Umberson,1987)。由于妻子比丈夫把健康的价值看得更重,妻子常常鼓励和督促其丈夫保持健康的行为(Verbrugge,1985)。因此,妻子对丈夫健康行为的影响比丈夫对妻子健康行为的影响大。受传统观念的影响,中国老年人在婚姻关系中扮演的这种性别角色可能更明显些。一般而言,男性在经济上起主导作用,女性在家务劳动上起主导作用。对于健康长寿,男性由于享受女性家务劳动的成果,而女性则是家务劳动的承担者和提供者。我们的研究表明,当生病时,在控制个人人口、社会经济特征、健康行为、健康状况后,有偶男性高龄老人由配偶照料的可能性是有偶女性高龄老人的1.9倍。所以,一般来说,男性是健康服务的受益者,而女性则是健康服务的提供者。正是这种性别角色差异某种程度上造成了婚姻对健康长寿影响的性别差异。(2)配偶的情感支持以及相关的社会支持。配偶的情感支持能更好地帮助伴侣应付各种疾病,从而更快康复(Umberson,1992)。正所谓婚姻提供一种金钱买不到的保险(Allen,1994),婚姻为每个人提供了一个监护其健康及行为的伴侣(Waite,1995)。同时,配偶的丧失可以导致经济状况的恶化(Burkhauser等,1991),对女性老人来说更是这样。因此,婚姻的解体对女性高龄老人的负面影响更大些。本研究也证实了这一点。简而言之,婚姻关系对于不同性别高龄老人健康长寿的作用途径是有差异的。

## 五、结 语

本研究结果显示婚姻对健康和生存的保护作用在高龄期依然存在。婚姻对男性高龄老人生存的保护作用大于女性,但婚姻对女性高龄老人健康的有益作用大于男性。这些结果与国外对非高龄老人的研究结果一致。然而,本文存在某些不足。(1)本文并没有深入探讨以往的各次婚姻的质量对健康



长寿的影响,同时,也没有谈论处在有偶或无偶状态上的时间长短对健康长寿的影响。(2) 由于离婚和从未结过婚的被访高龄老人数量较少,客观上不允许将这两者与丧偶区别开来研究。这使本文的分析存在一定的局限性。(3) 不排除高龄老人特别是农村高龄老人因缺乏基本的疾病常识而低报患病状况。从而可能影响分析结果。同时,因有大约 10% 的人在 2000 年调查时失访,也可能对结果产生某种影响。(4) 本文并没有深入探讨婚姻通过家庭社会支持、健康行为变量来影响健康和长寿的间接作用有多大。(5) 并没有就婚姻对健康长寿保护作用在时间上的变化(比如,增强或减弱)做深入探讨。(6) 国外研究表明,婚姻对健康和生存的保护作用在其他年龄就应该得到反映。因此,更为全面的分析应将 80 岁及以上老人的结果与其他年龄上的结果进行对比研究。

#### 参考文献:

1. 徐勤(2001):《高龄老人年龄鉴别与检验》,《市场与人口分析》,第 2 期。
2. 曾毅等(2001):《中国 1998 年健康长寿调查及高龄老人生活自理期望寿命》,《中国人口科学》,第 3 期。
3. Allen, S. M. (1994), Gender Differences in Spousal Caregiving and Unmet Need for Care. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 49(4), S187-S195.
4. Barrett, A. E., & Lynch, S. M. (1999), Caregiving Networks of Elderly Persons: Variation by Marital Status. *The Gerontologist*, 39 (6), 695-704.
5. Burkhauser, R. V., & Duncan, G. (1991), U. S. Public Policy and the Elderly: The Disproportionate Risk to the Well-being of Women. *Journal of Population Economics*, 21, 217-231.
6. Goldman, N. (1993), Marriage Selection and Mortality Patterns: Inferences and Fallacies. *Demography*, 30, 189-198.
7. Goldman N., Koernman, S., & Weinstein, R. (1995), Marital Status and Health among the Elderly. *Social Science Medicine*, 40(12), 1717-1730.
8. Horwitz, A. V., & White, H. R. (1991), Becoming Married, Depression, and Alcohol Problems among Young Adults. *Journal of Health and Social Behavior*, 32, 221-237.
9. Hu, Y., & Goldman, N. (1990), Mortality Differentials by Marital Status: An International Comparison. *Demography*, 27, 233-250.
10. Schoen, B. S., & Weinick, R. M. (1998), Health-related Behaviors and the Benefits of Marriage for the Elderly Persons. *The Gerontologist*, 38(5), 618-627.
11. Umberson, D. (1987), Family Status and Health Behaviors: Social Control as a Dimension of Social Integration. *Journal of Health and Social Behaviors*, 28, 306-319.
12. Umberson, D. (1992), Gender, Marital Status, and the Social Control of Health Behaviors. *Social Science and Medicine*, 34, 907-917.
13. Verbrugge, L. (1985), Gender and Health: An Update on Hypotheses and Evidence. *Journal of Health and Social Behavior*, 26, 156-182.
14. Waite, L. J. (1995), Does Marriage Matter? *Demography*, 32, 483-507.
15. Wu, Z., & Hart, R. (2002), The Effects of Marital and Nonmarital Union Transition on Health. *Journal of Marriage and Family*, 64, 420-432.
16. Wyke, S., & Ford, G. (1992), Competing Explanations for Associations between Marital Status and Health. *Social Science and Medicine*, 34, 523-532.

(责任编辑: 朱 犁)