



异质性、家庭支持与中国高龄老人的死亡率:虚弱度模型的应用

王伟进¹, 陆杰华²

(1. 民政部政策研究中心, 北京 100721; 2. 北京大学 社会学系, 北京 100871)

【摘要】本文通过虚弱度模型展示了中国高龄老人死亡率模式中的个体异质性, 女性内部异质性远大于男性。在控制未观测异质性后, 结果显示: 男性和女性高龄老人的基准死亡率呈现交叉效应; 配偶对男性高龄老人的存活存在显著的保护作用, 已婚有偶的男性高龄老人死亡风险较之无偶的低22% ($= 1 - e^{-0.253}$); 除日常照料和精神慰藉外, 子女对烟酒嗜好等不健康生活方式的监督, 对男性高龄老人的存活也可能存在不可替代的保护作用。女性高龄老人在社会支持网络依赖、社会经济地位与健康生活方式上迥异于男性, 使得配偶和子女以上支持作用并不显著。

【关键词】 高龄老人; 死亡率; 家庭支持; 异质性; 虚弱度模型

【中图分类号】 C913.6

【文献标识码】 A

doi: 10.3969/j.issn.1004-129X.2015.01.008

【文章编号】 1004-129X(2015)01-0083-12

【收稿日期】 2014-06-19

【基金项目】 国家自然科学基金国际合作重大项目“健康老龄发展趋势和影响因素研究”(71110107025) 国家自然科学基金重点项目“关于改善老龄健康保障机制和科学管理效益的研究”(71233001)

【作者简介】 王伟进(1987-), 男, 江西瑞昌人, 民政部政策研究中心助理研究员;

陆杰华(1960-), 男, 辽宁沈阳人, 北京大学社会学系教授、博士生导师。

一、引言

数据显示, 2010年中国65岁及以上老年人口为1.19亿, 占总人口的8.87%,^[1]最需照料的80岁及以上高龄老人也高达2 095万。^[2]分别按保守的中死亡率方案和相对乐观(可能性亦较大)的低死亡率方案进行预测, 到2050年, 我国65岁及以上老年人口将达到3.4~4.0亿, 占总人口的比例为23.9%~26.9%; 而80岁及以上高龄老人将达1.14~1.50亿左右, 2010~2050年40年间我国80岁及以上高龄老人年均增长率为4.7%~5.4%。^[3]随着人口老龄化的加快, 健康长寿在“积极老龄化”背景下被越来越多地关注。值得注意的是, 世界范围内正在进行的老龄化过程都有着“高龄化”的显著特点。大量涌现的高龄老人有着更加特别的社会、经济、行为特征与健康状况, 研究这些因素及其对高龄老人健康存活风险的影响有着重要的人口统计学意义。

尽管近年来, 老年人死亡率(或死亡风险)因素的研究增多, 有关中国老年人尤其是高龄老人死

亡率模式的研究却并不多。由于以往高龄老人规模及样本可得性的限制以及传统人口统计将高龄老人粗略地归入 80 岁及以上的开放年龄区间,使得这种探索高龄老人随时间的死亡率模式研究存在较大困难。在中国高龄老人人口规模与比重迅速增长的今天,较大样本高龄老人调查数据的出现为这种探索提供了可能性。

与此同时,中国的高龄老人表现出极强的家庭依赖性,这一点远没有得到足够的关注。这种强家庭依赖性首先是与高龄老人自身特殊的生理状况、经济地位与社会支持特征有关,也与我国长期一脉相承的养老观念、文化与制度有关。从健康老龄的视角来看,家庭关系中来自配偶与子女的支持(包括生活照顾、经济支持与精神慰藉等方面)对高龄老人的身体健康有着多种方面的影响。通过探索高龄老人婚姻状况及与子女居住距离对死亡风险的影响,可以初步帮助我们认识高龄老人死亡风险的家庭支持机制。

研究方法上,未观测异质性与死亡率研究有着紧密的关联,理应得到更多的关注。学者们往往用虚弱度模型来指称所有与异质性相关的理论模型^[4]而虚弱度(frailty,也称脆弱度)正是源于死亡率研究中虚弱者早逝(the frail tend to die first)这一现象。因此,如果能够对这种虚弱度有所考虑,高龄老人的死亡风险模式及因素的研究将更加具有说服力。

由此,本文试图探索:中国高龄老人的基本死亡率模式是否存在个体异质性?在考虑死亡率个体异质性后,家庭支持因素(操作为婚姻状态、与子女的居住距离)对高龄老人死亡风险的影响如何?

二、相关文献回顾

(一)老人死亡率研究及其家庭支持因素

现有中国老人死亡率水平与模式的研究不多。其中,Banister和Hill的研究显示中国老人的死亡率正随着社会经济水平的提高显著地下降。^[5]在已有的老年死亡模式研究中,能够较好地反映高龄老人死亡率在极高年龄减缓的趋势,只有两个参数的坎尼斯托(Kannisto)模型(即简化的罗吉斯特模型)被发现能够较好地拟合日本与部分欧洲发达国家高龄老人的死亡率模式。^[6]曾毅和金沃泊借助中国五普数据的研究也表明,较之经典的冈泊茨模型在特高年龄阶段倾向高估老人死亡率,坎尼斯托模型对中国高龄老人的死亡率具有不错的表现。他们还指出中国男性与女性高龄老人的死亡率高于瑞典和日本,但是主要由于异质性总体的“劣淘优存”选择作用,96岁以后的死亡率曲线开始与发达国家趋同。^[7]

社会关系与支持是影响健康与死亡风险的重要因素。较强的社会关系能够降低死亡率,^[8-9]提高患病者的存活时间,^[10-11]有效预防疾病。^[12-13]

在诸多社会关系中,由婚姻所缔结的夫妇与亲子关系构成社会结构的基本三角。^[14]对于高度依赖家庭的中国高龄老人来说,配偶与子女更是有着不同寻常的作用。如,老年人一旦丧偶,其社会关系网络与非正式支持资源都会缩减,从而更多依赖正式资源。^[15]基于欧洲七个国家1900~1999年的研究表明,已婚者的生存优势普遍存在,随年龄增长而变大,在最高年龄组中最为明显。^[16]我国现有不少有关婚姻对老年人健康长寿影响的研究,但在最高年龄组讨论的却极少。保护作用是有婚姻对健康长寿作用最普遍的理论假说,即婚姻可以通过配偶的监督及所增加的社会支持来影响社会、心理和物质环境,并传递有益健康的信息、促进健康的生活方式。^[17-18]这种存活保护作用对于男性往往更加明显。^{[16][19]}亲子关系是中国家庭具有特殊意义的一环,甚至重于配偶,对于老年人来说更是如



此。亲密的代际关系能够降低老年人的死亡风险,^[20]来自于子女的生活照料和感情支持对高龄人的存活具有显著的积极影响。^[21]社会关系与空间距离有着高度的亲和,与子女的居住距离直接反映出子女与高龄老人日常照料与感情交流的便利性。因而,有关与子女居住距离的讨论变得有意义。

(二)个体异质性、虚弱度与虚弱度模型

在死亡率研究中,个体异质性是一个不容忽视的话题。其基本观点是,虚弱者更容易早死,而强壮者被系统性地筛选、存留,从而使得观测到的高龄老人群体死亡率并不能够反映个体真实的死亡风险。金沃泊教授正是基于此,在标准的生命表方法基础上提出虚弱度概念与虚弱度模型(Frailty Models)。^[22]其中,虚弱度后来被更加广泛地用来表示个体的异质性,虚弱度模型更是在人口学、生物学、医学等领域被不断拓展与引用。

那么,何为虚弱度模型,它又是如何处理死亡风险个体异质性问题的呢?虚弱度模型是生存回归分析(亦称事件史分析)的一般化,后者只考虑到已经观测到的因素,而前者考虑潜在未观测到的虚弱度(通常将其处理成死亡风险函数的乘数效应)。^[23]在模型设置上,虚弱度并不能被直接估计出来,而是被处理成一个服从一定参数分布的随机效应。虚弱度模型的主要作用包括以下几方面:解释高龄老人死亡率的异常现象;纠正常规生存回归模型的回归系数;分解老龄研究中生物等因素的效应。^[24]死亡率交叉现象与未观测异质性问题通常同时出现。死亡率交叉现象一般出现在两类不同的社会、经济地位人群中,处于弱势的人群在生命衰老的早期有着更高的死亡率,但随着选择性机制发挥作用,两类人群死亡率逐渐趋同,甚至在某一年龄处出现交叉,弱势地位的人群反而明显低于优势人群。^[25]据此,研究高龄老人的死亡率及其可能出现的个体异质性与死亡率交叉问题,分析家庭支持对高龄老人死亡风险的净效应,虚弱度模型是合理的选择。

三、研究假设、数据来源与分析方法

(一)研究假设

基于上述问题和回顾,本文拟提出以下假设:中国高龄老人死亡率存在个体异质性特征;控制个体异质性条件下,婚姻对高龄老人的死亡风险存在保护效应;控制个体异质性条件下,子女居住距离近较之远能够降低高龄老人的死亡风险。

(二)数据来源与变量

本文所用数据为中国老人健康长寿影响因素研究(CLHLS)1998~2008年跟踪数据。在1998年基期调查中,该研究从覆盖中国人口85%的22个省份中,随机选择50%的县市,在每个县市中,试图问卷访问每一个百岁老人,对于每一个百岁老人,就近分别随机访问一个90~99岁和80~89岁的高龄老人,以保证各高年龄组有足够的样本量。基期调查中共包含9 093位高龄老人,在2000、2002、2005、2008年,分别对那些没有失访的老人进行跟踪随访。除去那些基期填报年龄少于80岁(134人)或者大于105岁(154人)^①的老人,和已知退出时间等于进入观察时间的老人(639人)^②,合计得到8 166个案例。删掉164个存在变量缺失的案例,最终获得8 002个样本,男性与女性分别3 196与4 806个。

① 因为无法充分评估这部分年龄填报的有效性。

② 绝大部分由于2000年调查时失访截取所致。

老年人 80 岁以后随时间的死亡风险是我们研究的因变量。为了大致考察家庭支持对高龄老人死亡风险的影响,老人的婚姻状况及与子女的居住距离是主要的研究自变量,它们分别反映家庭中来自配偶与子女的支持。老人的婚姻状况是一个二分变量,即基期已婚或者未婚,其中未婚包括离婚、丧偶与未曾结婚三项。与子女的居住距离变量是一个三分类变量,分别是老人有子女与其同住、无子女与其同住但有子女^①住在同村或者同街道、其他情况,前两类可以笼统视为与子女居住距离近,其他(包括无子女)视为距离远。

本研究将控制基本的人口特征、社会经济地位、健康生活方式及健康状况变量,来验证家庭支持因素的净效应。由于因变量 80 岁以后老年人随时间的死亡风险本身暗含了年龄的信息,因此我们不再控制年龄。同时,考虑性别间的异质性,所有的分析都将分性别进行,因而,性别因素及其与其他自变量的交互作用将得到有效控制。人口变量包括居住地变量(1=城镇,0=农村)与民族(1=汉族,0=少数民族)。基本的社会经济变量包括:教育情况(1=受过至少 1 年教育,0=没受过教育),60 岁前主要职业(1=较高地位,0=较低地位),是否具有独立的经济来源(1=是,0=否)。健康生活方式包括过去或者现在是否抽烟、喝酒和经常性锻炼(1=是,0=否)。健康状况变量包括两个,一是自评健康等级(1=好,0=不那么好),二是日常生活自理能力(ADL)。ADL 包含六项基本的项目,即吃饭、穿衣、如厕、室内活动、洗澡和控制大小便,如果其中任何一项需要完全或者部分依赖他人帮助,则视为生活不能自理;当老人六个项目都不依赖他人时才视为生活能够自理(1=能自理,0=不能自理)。本文所有自变量均来自基期数据。

(三)生存时间与事件定义

由于本文关注的是 1998 年时 80 岁及以上老年人的死亡风险,所以样本数据是左断尾(left truncated)的。对于老年人 i ,用从出生到基期调查的月数除以 12,再减去 80,即得到左断尾时间年数 w 。那些历次调查中失访或 2008 年仍存活的案例视为右截取(right censored),右截取时间通过最后一次经历调查时的时间得到,同样标准化为 80 岁以后的年数得到退出时间 t 。类似的,对于 1998~2008 年间死亡的老人,退出事件时间 t 根据出生年月和死亡年月得到。同时,将少数最终死亡年月不清楚的案例按照右截取方式处理。 δ_i 表示老人 i 的退出方式(1=死亡,0=失访或活过 2008 年调查时点)。值得一提的是,死亡率研究中年龄填报的质量非常重要,而出生日月在个人生命周期中的重要性及动物纪年的传统保证了中国主要少数民族自治省份外年龄信息的可靠性。

(四)统计模型与分析策略

与生命表方法有着高度亲和关系的生存分析无疑是死亡风险研究的常用方法,它在引入时变协变量及处理截取数据方面有着显著优势。但是,长期以来,生存分析基于同质性总体的假设,即研究群体中不同个体随时间的死亡风险模式都是相同的。自 Vaupel 等(1979)在死亡率研究中引入“虚弱度”概念来,这一假设受到了来自理论与方法方面的挑战。理论上,虚弱者会早逝,而强壮者会被选择性地存活下去,个体的虚弱度存在差异,死亡风险模式并非同质。方法上,考虑个体未观测异质性的虚弱度模型逐渐被引用到研究中。

据此,我们拟使用参数虚弱度模型来客观分析高龄老人的死亡风险,从而一定程度上考虑到个体死亡风险的异质性。首先,我们假设个体虚弱度/异质性变量 z 服从 gamma 初始分布,独立于其他

① 子女包括子女、孙子女及其配偶。



模型解释变量,且每一个体的虚弱度保持不变。之所以假设虚弱度服从 gamma 分布,是由于该分布是现有虚弱度模型引用中最普遍的,而且该分布本身具较强的包容性,也便于混合死亡风险函数的计算。然后,进一步选用冈泊茨作为基准风险函数。之所以选用参数基准模型,是因为死亡率研究有可供参考的常用参数模型,并且参数较之非参数的模型有以下好处:一是可以摆脱非参数模型退出事件在时间点上堆积(ties)带来的困扰,由于数据只能精确到月份,这种事件堆积在数据中的比例相对较高;

二是不涉及更复杂的算法(如惩罚似然估计、EM 算法),通过标准的最大似然法就可以实现。常用的参数模型中,冈泊茨模型无疑是最经典的拟合成年人死亡率的模型。^[26]尽管该模型倾向于高估特高年龄老人死亡率,一些研究也显示只有两个参数的玟尼斯托模型能够较好地拟合中国高龄老人的死亡率,^[6-7]但本文基于以下理由仍将采用冈泊茨分布作为基准死亡风险模型:其一,引入个体异质性(即虚弱度 z)后,冈泊茨模型拟合的效果将得到极大改善。实际上,在考虑个体虚弱度异质性后,gamma-梅卡姆模型(梅卡姆模型由冈泊茨风险模型加上一个常数项得到,常数主要解决低估婴幼儿死亡率问题)能够正确反映成年人高龄阶段死亡率上升减缓的趋势。^[4]其二,Kaplan-Meier 的生存函数估计结果显示,冈泊茨分布拟合虽不及威布尔分布那么完美,但风险函数对数对时间变量的整体趋势也大致是线性的(除了年龄大于 110 岁以上的极限阶段),且拟合优于指数、log-normal 和 Log-Logistic 分布,说明冈泊茨模型整体较好吻合数据(见图 1)。其三,与被看好的玟尼斯托模型是一个简化的罗吉斯特模型类似,gamma-冈泊茨模型本身也是一个罗吉斯特模型,参见下面混合风险函数式。最后,冈泊茨模型本身就是被最广泛引用的死亡率拟合模型之一。

基于以上假设,可以构造出高龄老人死亡率 gamma-Gompertz 虚弱度模型的主要风险函数与生存函数式(详见 Wienke 2007)。^[27]用 a 和 b 表示冈泊茨分布的两个参数, t 表示退出时间, X' 是协变量矩阵, β 是协变量的系数向量,那么冈泊茨基准死亡风险函数可以表示为 $\mu_0(t) = a \cdot e^{bt}$,与其对应的累积基准死亡风险函数可以表示为 $M_0(t) = \frac{a}{b} \cdot (e^{bt} - 1)$ 。考虑个体死亡异质性后,对于虚弱度为 Z 的老人 i ,其条件风险函数为 $\mu(t|Z) = Z\mu_0(t)e^{X\beta}$ 。该公式非常直观地说明,一定虚弱度个体的条件死亡风险由三部分的乘数效应得到:其一, $\mu_0(t)$ 是我们假设的基准死亡风险函数,在本模型中就是冈泊茨风险函数;其二, $e^{X\beta}$ 是已观测到的协变量的效应或者已观测到的异质性,本模型中指我们逐步纳入的家庭支持、人口特征、社会经济地位、健康生活方式与健康状况变量;其三, Z 是我们拟考虑

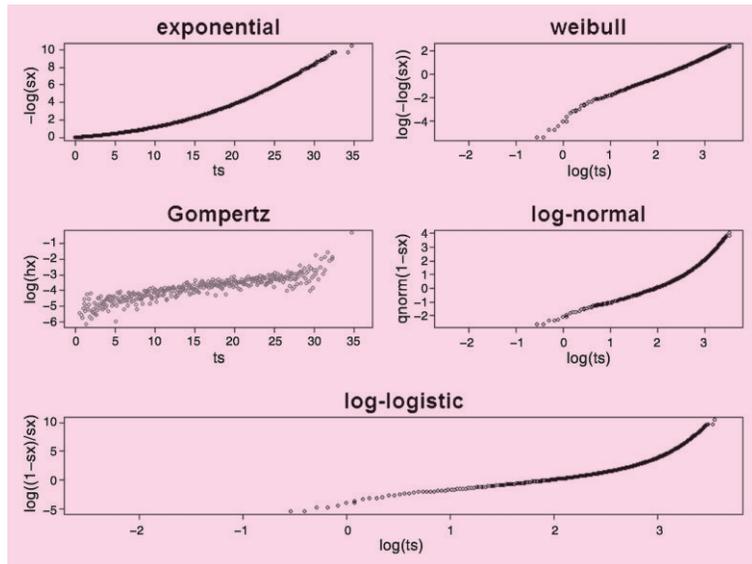


图 1 基准风险函数的选择

注 ts 表示事件退出时间, sx 和 hx 分别表示由 Kaplan-Meier 方法估计的样本生存函数和死亡风险函数。

的潜在个体异质性/虚弱度效应,其数值越大,表面该个体越虚弱,条件死亡风险也就越大,令 Z 恒为 1 则得到常规的参数生存分析模型。通常,学者假设个体初始虚弱度服从均值为 1、方差为 σ^2 的 gamma 分布,经数理转换,得到混合死亡风险函数(即人口整体的死亡风险函数):
$$\mu(t) = \frac{\mu_0(t)e^{X'\beta}}{1 + \sigma^2 M_0(t)e^{X'\beta}}$$
 与其对应的混合生存函数为 $S(t) = [1 + \sigma^2 M_0(t)e^{X'\beta}]^{-1/\sigma^2}$ 。由此,我们可以进一步构造出模型的似然函数(详见 Wienke 2007)^[27]进行参数估计。

研究策略上,我们将先考察个体虚弱度异质性的存在,拟合出我国高龄老人的死亡率模型,并比较控制与不控制虚弱度异质性情况下的死亡率模式。然后,分步增加控制变量探讨家庭支持因素对死亡率的作用。由于死亡率的性别差异已经广为人知,主要分析将分性别进行。

四、主要分析结果

表 1 基期样本高龄老人的变量特征(岁,%)

变量	男性	女性	变量	男性	女性
年龄(均值)	90.2(6.8)	93.5(7.4)	与子女居住距离		
居住地			与子女同住	69.5	80.7
城市	37.9	35.0	距离近	14.9	8.3
农村	62.1	65.0	其他	15.6	11.0
民族			过去或者现在		
汉族	93.0	92.3	吸烟	57.5	15.5
少数民族	7.0	7.7	不吸烟	42.5	84.5
教育程度			过去或者现在		
至少受过 1 年教育	62.0	11.7	喝酒	50.5	24.8
未受过教育	38.0	88.3	不喝酒	49.5	75.2
60 岁前职业			经常锻炼		
地位高	12.7	2.0	是	46.4	25.6
地位低	87.3	98.0	不是	53.6	74.4
经济来源			自评健康		
独立	31.4	6.1	好	58.9	49.9
不独立	68.6	93.9	不好	41.1	50.1
婚姻状况*			日常生活能力		
在婚有配偶	35.0	5.5	能自理	72.9	56.6
未婚(含丧偶、离异)	65.0	94.5	不能自理	27.1	43.4

注:样本中高龄老人平均在婚有配偶比例为 17%,而在男性和女性高龄老人中这一比例分别为 35.0%和 5.5%,导致两性高龄老人婚姻状态差异如此大的原因在于男性老人相对较低的预期寿命,即男性老人特别是高龄男性老人在老人中占比较小(这里是 40%),因而女性老人丧偶的可能性较大,在婚有配偶的比例更少。括号中的数字为标准误。

(一)高龄老人的基本特征

表 1 展现了样本中高龄老人的基本特征。其中,女性高龄老人占 60%,男性占 40%。从年龄来看,男性高龄老人平均为 90 岁,女性为 94 岁。从居住地来看,男性和女性老人居住在城市分别占 38%与 35%。从主要的社会经济与健康变量来看,男性与女性老人均存在较大的差距。从我们关注的婚姻状态和与子女居住距离变量来看,基期调查中,男性有 35%为已婚有配偶,而女性只有 6%,这与女性老人相对更加长寿的事实相吻合。而就与子女的居住距离来看,绝大多数男性与女性老人跟子女住在一块或者与他们距离较近,分别为 84%与 89%,其中女性高龄老人与子女同住的比例要高出男性 10 个百分点。

(二)高龄老人的死亡率模式与比较

表 2 是分性别拟合的 gamma-冈泊茨死亡率虚弱度模型(模型



一),无论是男性还是女性模型都证实了个体虚弱度异质性的存在。其中,男性虚弱度的方差为0.11,女性为0.20,说明在高龄阶段,男性老人的身体状况更加同质,而女性异质性更大。

如图2所示,无论是男性还是女性老人,混合死亡风险还是基准死亡风险,都是随着时间 t (80岁后年数)上升的模式。如果不控制男性与女性老人内部的虚弱度异质性,男性老人整体的死亡风险从80到115岁要高于女性高龄老人。这与经验的事实是一致的,即通常高龄男性老人的死亡率更高,高龄女性老人较男性多。但是,如果控制了两个子总体内部的虚弱度异质性后,基准死亡率模式出现交叉。即刚开始男性老人的死亡率要高于女性老人,两模型的 a 值大小(男性>女性)也说明了这一点,但在96岁左右,女性高龄老人的基准死亡率开始高于男性老人,并持续扩大。这很可能是选择性机制的作用,男性老人刚开始较高的死亡率模式使得男性高龄老人经历更加强烈的选择性作用,即虚弱者早逝,从而剩下相对较强壮的老人,使得男性高龄老人变得越来越同质和强壮,其个体的死亡率模式越来越趋近于较强壮者的死亡率,甚至低于女性高龄老人。上面提到的男性高龄老人群体虚弱度方差小于女性群体,实际上已经暗含男性高龄老人群体经过强烈的择优劣汰作用而变得更加同质和强壮。

(三)家庭支持的作用

为了进一步了解家庭支持因素对高龄老人死亡率的影响,我们在模型一的基础上分步加入家庭支持(模型二)、人口与社会经济(模型三)、健康生活方式(模型四)及健康状况(模型五)变量。

结果显示,对于女性高龄老人,无论是婚姻状况还是与子女居住距离系数的大小与方向都在不断变化且始终不显著(表3)。这说明,对于高龄女性老人,婚姻状况、与子女居住距离都没有稳定地影响她们的死亡风险。而对于男性高龄老人(表4),基期调查时已婚的老年人较之未婚的老年人死亡风险始终显著要低,其中加入所有控制变量后大约低22%($=1 - e^{-0.253}$)。与女性高龄老人相同,与子女居住距离变量组在模型二到四中并不显著,不同的是,在逐步控制健康行为与状况(模型五)后发现,有子女居住在同一个村/街道、有子女与其同住的男性高龄老人较之其他类(没有子女或者子女居住较远)的死亡风险要分别高39%($=e^{0.329} - 1$)、52%($=e^{0.416} - 1$)。

表2 模型一:不包含协变量的gamma-冈泊茨虚弱度模型

参数	女性	男性
a	0.06***(0.01)	0.08***(0.01)
b	0.13***(0.01)	0.10***(0.02)
σ^2	0.20***(0.04)	0.11***(0.06)
对数似然值	-8692.594	-5962.724

注:括号中的数字为标准误。a、b是冈泊茨基准风险函数的参数, σ^2 是虚弱度随机变量 z 的方差。*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$ 。

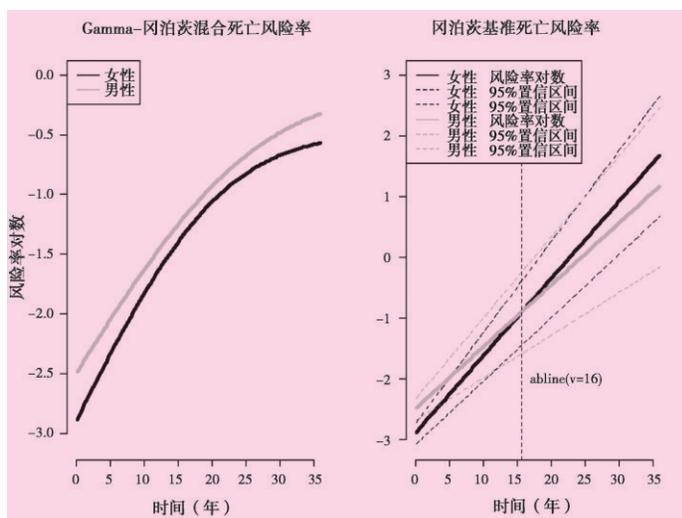


图2 中国高龄老人分性别的混合死亡风险与基准死亡风险

表3 包含协变量的 gamma-冈泊茨虚弱度模型-女性

	模型二	模型三	模型四	模型五
a	0.057(0.006) ^{***}	0.041(0.006) ^{***}	0.056(0.008) ^{***}	0.101(0.012) ^{***}
b	0.125(0.012) ^{***}	0.121(0.013) ^{***}	0.122(0.015) ^{***}	0.087(0.008) ^{***}
σ^2	0.199(0.042) ^{***}	0.186(0.045) ^{***}	0.185(0.051) ^{***}	0.09(0.027) ^{***}
已婚(参照=未婚)	-0.079(0.106)	0.032(0.106)	0.081(0.106)	-0.008(0.095)
与子女居住距离近(参照=其他)	-0.089(0.115)	-0.005(0.113)	-0.082(0.113)	-0.059(0.097)
与子女同住(参照=其他)	0.002(0.085)	0.091(0.084)	-0.124(0.089)	-0.051(0.071)
城市(参照=农村)		-0.049(0.059)	0.004(0.06)	-0.07(0.049)
汉族(参照=少数民族)		0.347(0.095) ^{***}	0.218(0.105) [*]	0.371(0.08) ^{***}
受过教育(参照=未受过教育)		-0.117(0.083)	-0.065(0.083)	-0.099(0.073)
60岁前职业地位高(参照=低)		-0.378(0.181) [*]	-0.361(0.181) [*]	0.076(0.153)
独立的经济来源(参照=不独立)		-0.022(0.11)	0.09(0.111)	0.059(0.097)
吸烟(参照=不吸烟)			0.026(0.075)	-0.082(0.067)
喝酒(参照=不喝酒)			0.015(0.065)	-0.045(0.052)
经常锻炼(参照=不经常)			-0.291(0.064) ^{***}	-0.271(0.055) ^{***}
日常生活能自理(参照=不能自理)				-0.471(0.058) ^{***}
自评健康好(参照=不好)				-0.245(0.048) ^{***}
对数似然值	-8691.583	-8680.406	-8665.961	-8586.355
自由度	4800	4795	4792	4790

注 括号中的数字为标准误。***p < 0.001, **p < 0.01, *p < 0.05。

表4 包含协变量的 gamma-冈泊茨虚弱度模型-男性

	模型二	模型三	模型四	模型五
a	0.095(0.01) ^{***}	0.081(0.014) ^{***}	0.102(0.015) ^{***}	0.11(0.024) ^{***}
b	0.095(0.014) ^{***}	0.103(0.015) ^{***}	0.093(0.013) ^{***}	0.093(0.012) ^{***}
σ^2	0.107(0.047) [*]	0.146(0.051) ^{**}	0.107(0.044) [*]	0.121(0.037) ^{**}
已婚(参照=未婚)	-0.346(0.064) ^{***}	-0.301(0.066) ^{***}	-0.282(0.061) ^{***}	-0.253(0.061) ^{***}
与子女居住距离近(参照=其他)	0.012(0.093)	-0.003(0.102)	-0.04(0.095)	0.329(0.114) ^{**}
与子女同住(参照=其他)	0.111(0.075)	0.155(0.085)	0.095(0.076)	0.416(0.101) ^{***}
城市(参照=农村)		0.072(0.071)	0.059(0.065)	0.108(0.073)
汉族(参照=少数民族)		0.163(0.115)	0.085(0.102)	0.206(0.117)
受过教育(参照=未受过教育)		0.06(0.065)	-0.046(0.059)	0.067(0.062)
60岁前职业地位高(参照=低)		-0.243(0.095) [*]	-0.18(0.089) [*]	-0.066(0.092)
独立的经济来源(参照=不独立)		-0.243(0.08) ^{**}	-0.14(0.071) [*]	-0.225(0.077) ^{**}
吸烟(参照=不吸烟)			0.048(0.058)	0.081(0.062)
喝酒(参照=不喝酒)			0.057(0.056)	0.161(0.064) [*]
经常锻炼(参照=不经常)			-0.247(0.061) ^{***}	-0.171(0.061) ^{**}
日常生活能自理(参照=不能自理)				-0.512(0.084) ^{***}
自评健康好(参照=不好)				-0.325(0.061) ^{***}
对数似然值	-5880.035	-5870.607	-5855.675	-5797.49
自由度	3190	3185	3182	3180

注 括号中的数字为标准误。***p < 0.001, **p < 0.01, *p < 0.05。



1. 配偶支持与高龄老人死亡风险

配偶是高龄老人最重要的生活和精神伴侣,但为什么在男性中能够发现配偶显著的保护性作用,而在女性高龄老人中没有呢?实际上,这与以往研究所表现的婚姻对健康与死亡的影响在男性中较之女性更加明显是一致的。^[19]

作为一种可能的解释,配偶(已婚状态)通过社会网络的机制影响高龄老人的死亡率。丧偶的老年人会丧失掉附在其配偶身上的社会网络,^[28]而女性往往有着更加广泛的社会网络,男性在社会网络上则更多地依赖于其配偶。^[29]因而,在同样是丧偶的情况下,女性更容易从婚姻关系外获得社会支持,如子女、街坊好友,而男性老人则不明显。

作为另一种解释,婚姻对老人死亡率的影响主要通过直接的配偶照顾起作用,配偶照顾能够显著地消减丧偶者与有偶者间的死亡风险差异。^[30]而样本中,男性高龄老人有配偶的比例(35%)明显高于女性(6%),使得一方面存活的男性高龄老人更可能获得来自配偶的直接照顾,配偶照顾对于男性老人较之女性老人本身就更加常见,另一方面存活的男性老人不像女性老人大多已在低龄老年阶段经历了丧偶事件,更可能在该阶段面临丧偶风险。研究表明,除了高龄女性老人之外,处于丧偶初期的老人死亡风险会大大增加。^[30]因而,男性高龄老人一旦失去配偶及其照顾,带来的阶段性负面冲击也就更大。

因而,有关婚姻(配偶)对于老人的保护假设部分得到了证明。

2. 子女支持与高龄老人死亡风险

与假设相反,在女性高龄老人中,与子女居住距离所反映的子女支持作用并没有对死亡风险影响中得到体现,而在男性高龄老人中,仅当控制住了健康行为与健康状况后表现出正向的死亡风险影响。那么,如何解释这一现象呢?

一种可能的解释是:与子女居住距离变量在女性样本中相对较小的变异性使得模型难以显著,这种较小的变异性具体表现在女性高龄老人更可能与子女居住距离近,居住独立性相对小。整体上,如表1所示,无论是男性还是女性高龄老人都有超过80%的老人与子女同住或者距离较近,从一个侧面上印证了我国高龄老人对子女高度依赖的事实,与子女居住距离近成为他们的一种基本的生活需求。但这其中有一定的性别差异,样本中超过80%的女性高龄老人与子女同住,近90%的女性老人有子女同住或者在附近,而男性则分别只有70%和不到85%。男性高龄老人与子女居住距离上表现出更大的变异性,他们当中有相当比例的人似乎表现出更强的居住独立性,他们更倾向或者可能选择不与子女同住。而这种居住的独立性可能源于男性高龄老人更好的社会经济地位与身体健康状况。从社会经济地位来看(见表1),男性高龄老人受过1年及以上教育的比例有62%,而女性只有12%;男性高龄老人60岁前职业地位较高的比例为13%,而女性只有2%;男性高龄老人经济来源独立的比例为31%,而女性只有6%。从健康状况来看,男性高龄老人自评健康为好的比例为59%,而女性只有50%;男性高龄老人日常生活能自理的比例为73%,而女性只有57%。因而,无论是社会经济地位,还是综合健康状况,男性高龄老人都要优于女性。男性高龄老人较好的社会经济地位、健康状况使得其居住的独立性更明显;另一方面,也使得其与子女居住距离近的内在选择性更突出。虽然男性高龄老人更有可能与子女住得较远,但是,一旦与子女同住或者距离较近,很有可能是其身体状况欠佳的后果,而居住距离近与死亡风险正相关恰恰是因健康状况不好而不得不依赖子女的选择作用的外在表现。

另一种可能的解释包含与子女居住距离变量的直接与间接作用机制,这种机制在男性与女性老年人中存在差异。从男性模型的系数来看,与子女居住距离近对于死亡风险的作用从统计不显著到显著为正,而导致这种变化的控制变量主要是健康行为与状况变量。这其中隐含着一种由居住距离而产生的方向相反的直接与间接作用机制,直接作用仅在控制了间接作用后得到分解与体现,而间接机制很可能与老人的健康行为和健康状况有关。从直接机制来看,同第一种解释,越是虚弱的老年人越需要与子女居住距离近,因而与子女居住距离越近的男性老人死亡风险越高实际上是一个内生性现象。同时,较之女性老人,与子女居住距离近的男性老人更有可能帮助家庭从事生产劳动与较重的家务(如挑担、种地等),虽然他们年事较高,在农村却并不少见(尤其是对与孙子女共同留守的高龄老人而言),使得男性老人面临更大的死亡风险。从间接机制来看,与子女居住距离近,有助于获得来自子女的照料与情感交流,从而从生理、心理多方面提高老年人的日常生活自理程度与自评健康等级,进而可以降低死亡的风险比。^[21]与配偶可以起到传递有益健康信息、促进健康生活方式类似,^[17-18]与子女居住距离近能够加强来自子女对于老年人生活方式的正面反馈与监督,传递有益于健康的行为信息,从而促使老年人多活动、少喝酒、少抽烟等,间接地降低老年人的死亡风险。当没有控制健康行为与健康状况因素时,以上作用笼统表现为与子女居住距离近的作用,正反抵消,从而使得模型系数不稳定也不显著。不同于女性高龄老人,男性的社会支持网络有限,对于子女照顾与情感慰藉的依赖程度多于女性,且喝酒、抽烟等与男性有关的生活方式更有可能受子女监督与影响得到改良,居住距离通过这些健康行为与健康状况降低死亡的风险的间接作用更可能被分解出来。

五、总结与讨论

基于CLHLS从1998年到2008年的十年跟踪数据,通过引入参数虚弱度模型,本文进一步证实了中国高龄老人死亡率模式中死亡风险的个体异质性。其中女性老人较之男性老人在虚弱度上有更大的个体异质性。尽管从整体人口来看,男性老人从80岁到115岁较之女性有更高的死亡率。但分别控制了其内部的个体异质性后,男女两性高龄老人的基准死亡率存在交叉现象,即男性一开始有着较高的死亡率,但从大约96岁以后,男性老人因为经历了较强的选择性,留存的老人身体上更加同质和强壮,死亡率反而低于女性高龄老人。

配偶对男性高龄老人的存活保护作用明显。在同时控制子总体内部异质性与人口、社会经济、健康行为与健康状况变量后,模型显示,对于男性高龄老人,基期已婚状态能够提供显著的存活保护作用,其死亡风险较之未婚(包括离婚、丧偶、独身)的低22%。配偶的存活保护作用在女性老人中则不明显,高龄存活女性老人对配偶社会网络及直接照顾依赖程度相对较低或许可以解释这种现象。

不仅仅是日常生活照料、精神慰藉,来自子女对老人健康生活方式的反馈和监督,可能对男性高龄老人的存活也存在不可或缺的保护作用。虽然在高龄阶段,老年人对子女的依赖程度普遍较高。但是,只有男性高龄老人死亡率表现出与子女居住距离近正向的关联,作为可能的解释,男性高龄老人一方面相对独立的社会经济与健康状况,使得由身体欠佳产生的选择性,与子女居住距离近更为明显;同时,角色期待上,男性高龄老人更可能为子女承担较重的劳动,也增大了死亡风险。另一方面,男性高龄老人社会网络上对子女依赖更多,在喝酒、抽烟、锻炼等男性生活方式上更有可能受到来自子女的监督,使得与子女居住距离通过这些间接与直接作用更容易分解出来。



这些结论或许反映了中国高龄老人家庭支持模式的一个基本事实:无论是配偶还是子女支持,对高龄老人死亡风险的影响都主要体现在男性身上。男性高龄老人更多地依赖来自配偶的社会网络与照顾支持,更多地依赖来自子女的照料和有关健康生活方式的反馈与监督。社会经济的独立性、角色期待与健康生活方式上迥异于女性可能是构成这种现象的深层次原因。

本文的明显不足,也是后续研究进一步需要关注的问题包括:虽然冈泊茨参数基准风险是最经典的成人死亡率模型,Gamma分布也是最经典和相当包容性的虚弱度初始分布假设,但它们仍有可能是较强的假设;用基期婚姻状况与和子女居住距离分别来反映中国高龄老人最主要的家庭支持(配偶与子女)略显粗糙,需要后续进一步的研究来改善。

【参考文献】

- [1] 中华人民共和国统计局. 2010年第六次全国人口普查主要数据公报(1号)[R]. 2011-04-29.
- [2] 国务院人口普查办公室,国家统计局人口和就业统计司. 中国2010年人口普查资料(上册)[M]. 北京:中国统计出版社, 2012.
- [3] Zeng Yi and George LK. Population Aging and Old-Age Care in China[A]. Dale Dannefer and Chris Phillipson(eds.). Sage Handbook of Social Gerontology[C]. Sage Publisher, 2010 :420.
- [4] 曾毅,张震,顾大男,郑真真. 人口分析方法与应用(第二版)[M]. 北京:北京大学出版社, 2011 :127.
- [5] Judith Banister and Kenneth Hill. Mortality in China 1964-2000[J]. Population Studies, 2004, 58(1) :55-75.
- [6] Thatcher, A.R., V. Kannisto, and Vaupel, J.W. Force of Mortality at Ages 80 to 120[M]. Odense:Odense University Press, 1998 :20.
- [7] Zeng Yi, James W. Vaupel. Oldest-Old Mortality in China[J]. Demographic Research, 2003, (8) :213-244.
- [8] Berkman LF, Syme SL. Social Networks, Host Resistance, and Mortality: A Nine-year Follow-up Study of Alameda County Residents[J]. Am J Epidemiol, 1979, 109(2) :186-204.
- [9] House JS, Landis KR, Umberson D. Social Relationships and Health[J]. Science, 1998, 241(4865) :540-545.
- [10] Waxler-Morrison et al. Effects of Social Relationships on Survival for Women with Breast Cancer: A Prospective Study [J]. Social Science & Medicine, 1991, 33(2) :177-183.
- [11] Yasuda N et al. Relation of Social Network Characteristics to 5-Year Mortality among Young-Old Versus Old-Old White Women in an Urban Community[J]. Am J Epidemiol, 1997, (145) :516-523.
- [12] Anderson D, Deshaies G, Jobin J. Social Support, Social Networks and Coronary Artery Disease Rehabilitation: A Review[J]. Can J Cardio, 1996, 12(8) :739-744.
- [13] Cohen S, Doyle WJ, Skoner DP, Rabin BS, Gwaltney JM, Jr. Social Ties and Susceptibility to the Common Cold[J]. JAMA, 1997, 277(24) :1940-1944.
- [14] 费孝通. 乡土中国 生育制度[M]. 北京:北京大学出版社, 1998 :157-163.
- [15] Barrett, A.E., & Lynch, S.M. Caregiving Networks of Elderly Persons: Variation by Marital Status[J]. The Gerontologist, 1999, 39(6) :695-704.
- [16] Michael Murphy, Emily Grundy, Stamatis Kalogirou. The Increase in Marital Status Differences in Mortality up to the Oldest Age in Seven European Countries, 1990-99[J]. Population Studies, 2007, 61(3) :287-298.
- [17] Wyke, S., & Ford, G. Competing Explanations for Associations between Marital Status and Health[J]. Social Science and Medicine, 1992, (34) :523-532.
- [18] Wu Z., & Hart, R. The Effects of Marital and Nonmarital Union Transition on Health[J]. Journal of Marriage and Family, 2002, (64) :420-432.

- [19] 顾大男. 婚姻对中国高龄老人健康长寿影响的性别差异分析[J]. 中国人口科学, 2003 (3) 32-41.
- [20] Rogers, Richard G. The Effects of Family Composition, Health, and Social Support Linkages on Mortality[J]. Journal of Health and Social Behavior, 1996 (37) 326-338.
- [21] 张震. 家庭代际支持对中国高龄老人死亡率的影响研究[J]. 中国人口科学, 2002 (5) 55-62.
- [22] Vaupel, J.W., Manton, K.G., and Stallard, E. The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality[J]. Demography, 1979, 16(3) 439-454.
- [23] Gutierrez, R. G. Parametric Frailty and Shared Frailty Survival Models [J]. Stata Journal, 2002, 2(1) 22-44.
- [24] Yashin, A. I., J. A. Iachine, A. Z. Begun and J. W. Vaupel. Hidden Frailty: Myths and Reality [R]. University of Southern Denmark, Department of Statistics, Odense, 2001.
- [25] 黄枫, 吴纯杰. 城镇不同社会医疗保险待遇人群死亡率交叉现象研究[J]. 人口研究, 2010 (1) 95-105.
- [26] Gompertz, B. On the Nature of the Function Expressive of the Law of Human Mortality etc [J]. Philosophical Transactions of the Royal Society of London, 1825 (115) 513-585.
- [27] Wienke A. Frailty Models in Survival Analysis [M]. Taylor and Francis Group, LLC, 2007 55-84.
- [28] Goldman, N., S. Korenman, and R. Weinstein. Marital Status and Health among the Elderly[J]. Social Science and Medicine, 1995, 40(12) :1717-1730.
- [29] Antonucci TC, Akiyama H. An Examination of Sex Differences in Social Support among Older Men and Women[J]. Sex Roles, 1987 (17) :737-749.
- [30] 焦开山. 中国老人丧偶与其死亡风险的关系分析——配偶照顾的作用[J]. 人口研究, 2010 (3) 64-76.

[责任编辑 韩淞宇]

Heterogeneity, Family Support and Mortality at Advanced Age in China : An Empirical Application of Frailty Models

WANG Wei-jin¹, LU Jie-hua²

(1. Policy Research Center, Ministry of Civil Affairs, Beijing, 100721, China ;

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

Abstract :The frailty models indicate the heterogeneity of mortality risks both in male and female at advanced age in China ;while female have a much larger individual heterogeneity. Controlling for unobservable heterogeneity within gender respectively ,the results show that :The mortalities of female and male show a crossover effect ;The married oldest-old in male tend to have lower hazard rate by 22% (= $1 - e^{-0.253}$) compared to those without spouses ,which indicates a protective effect of spouse/marriage ;Besides daily care and emotional communication ,the supervision and feedback on unhealthy lifestyle such as smoking and alcohol using from children may also significantly increase the possibility of survivals of the male oldest old. As the social net works and support ,socio-economic status as well as healthy lifestyle of female elderly is quite different from the male oldest old ,neither the protective effects from their spouse nor from their children is significant in the female oldest old.

Key Words the Oldest Old ,Mortality ,Family Support ,Heterogeneity ,Frailty Models