

中国老年人失能时间研究^{*}

张立龙 张翼

【摘要】文章基于2008~2011年中国老年人健康长寿影响因素调查数据,通过logit模型研究死亡概率、自理状态转移概率的影响因素,并在此基础上运用自理状态生命表估算了不同特征老年人群体的余寿和预期失能时间。结果发现:(1)65岁老年人的平均余寿约为16.04年,其中预期完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能的时间分别为10.11年、4.42年、0.88年、0.63年;随着年龄增加,老年人预期中度、重度失能时间占余寿的比重快速上升;女性老年人的平均余寿比男性老年人长2.47年,但女性老年人的预期失能时间比男性老年人长2.26年,其中预期中度、重度失能时间长0.77年。(2)居住在城镇、有医疗保险的老年人死亡风险低、平均余寿长,但预期失能时间特别是中度、重度失能时间较长。(3)在婚、有健康生活习惯(如经常体育锻炼、不吸烟、不喝酒)的老年人死亡风险低、平均余寿长,且预期完全自理时间相对较长。文章认为,随着社会保障制度的不断完善,在中国老年人寿命延长的同时,失能时间也相应增加,政府应出台政策支持老年人家庭以减轻其照料负担;给予丧偶老年人更多的情感支持和精神慰藉,鼓励和引导老年人形成健康的生活习惯,这对“健康老龄化”有着重要意义。

【关键词】失能时间 死亡风险 自理状态 生命表

【作者】张立龙 中国社会科学院农村发展研究所,博士后;张翼 中国社会科学院社会发展战略研究院,研究员。

一、引言

经验研究表明,老年人口寿命的延长并不必然带来健康寿命的增加。2015年10月1日世界卫生组织发布《关于老龄化与健康的全球报告》,再次将“健康老龄化”提上日程。该报告指出,世界人口老龄化进程比过去明显加快,但年老并不一定意味着健康状况变差,可以通过相关政策预防和延缓疾病的发生,从而延长老年人的健康余寿。当前,随着老龄化程度的加深,中国老年人口呈现出基数大,失能、半失能老年人快速增长的

^{*} 本文为博士后基金项目“城镇化背景下农村失能老人长期照护制度研究”(编号:2017M611098)的阶段性成果。

特点。《“十三五”健康老龄化规划》显示,“十三五”期间,中国 60 岁及以上老年人口平均每年约增加 640 万,2020 年达到 2.55 亿左右,约占总人口的 17.8%。中国城乡老年人生活状况抽样调查显示,全国城乡失能和半失能老年人由 2010 年的 3 300 万增长至 2015 年的 4 063 万,5 年间增长了 23.1%。如何通过政策改善老年人的健康状况,延长老年人的健康余寿,推进健康老龄化,减少老龄化的负面影响,是中国 21 世纪面临的挑战之一。老年人失能时间及影响因素的研究对于“健康老龄化”有着重要意义。一方面,探索老年人失能时间及影响因素,可通过制定相关政策减轻老年人的失能程度,相对减少老年人的失能时间,延长老年人健康余寿;另一方面,老年人失能时间研究是建立长期照护保险制度、失能老年人补贴制度和制定家庭养老支持政策的基础。

现有对老年人失能的研究主要表现在两个方面。在失能时间的研究方面,战捷(2004)发现健康老年人与患病老年人临终前需要照料的天数分别为 77 天、125 天;顾大男等(2007)的估算认为老年人临终前最后 1 个月、6 个月、1 年中完全需要他人照料的时间平均为 11 天、33 天、47 天;黄枫、吴纯杰(2012)的研究认为老年人的护理状态生存时间存在性别差异,同年龄、同健康状态的女性老人在护理状态的生存时间是男性老人的 2 倍;黄匡时、陆杰华(2014)研究发现老年人平均预期照料时间存在性别差异,65 岁男性老年人平均预期照料时间为 4~5 年,女性老年人 7~8 年,但平均预期照料时间的城乡差异较小;张文娟、魏蒙(2015)估算了老年人的带残生活时间,发现 2010 年 60 岁老年人口的生活自理预期寿命为 17.22 岁,平均带残存活时间为 2.53 年,女性超过男性 0.71 年。在老年人死亡风险与失能风险的影响因素方面,医疗保险(黄枫、吴纯杰,2009)、婚姻状态(Christakis 等,2003;焦开山,2010)、居住地(Zimmer 等,2010;曾宪新,2007)、健康习惯(Williams,2014;何耀等,2002)、年龄(Verbrugge 等,1994)、性别(Verbrugge,1985)、社会经济地位(焦开山,2014)、慢性病(陶立群,2001)、基期自理状态(黄枫、吴纯杰;2012)等被证明对老年人死亡风险和失能风险有显著影响。

虽然对于老年人失能时间、死亡风险和失能风险影响因素的研究取得了一些成果,但已有研究还存在以下两点不足,一是老年人失能时间的研究没有充分考虑影响老年人自理状态转移概率矩阵的因素,影响了失能时间估算的准确性。二是现有文献鲜见将失能时间、失能风险、死亡风险等因素相结合,定量分析各因素对老年人余寿和预期失能时间的影响。基于此,本文将在健康老龄化的框架下,探讨老年人自理状态转移概率与死亡概率的影响因素、分析不同特征老年人群体的余寿和预期失能时间,并提出对中国“健康老龄化”的政策建议。

二、假设、方法、数据与变量

(一) 研究假设

身体更不健康或失能程度较为严重的老年人更容易死亡,而身体状态较好的老年

人则更可能存活(位秀平、吴瑞君,2015),本文将之称为死亡的选择效应。由于死亡的选择效应,提高老年人死亡风险的因素会使存活老年人的自理状态相对较好,因为自理状态差的老年人被死亡过程所淘汰。如果改变其中某些因素,使原本可能已经死亡的个体得以存活,虽然降低了老年人死亡风险,延长了老年人的余寿;但由于引起老年人失能的慢性病仅能得到缓解,不能完全治愈,因此会增加老年人的带病生存时间,延长老年人失能时间,特别是中、重度失能时间,相对缩短老年人的健康余寿。而健康的生活习惯,配偶的支持等可能会通过改善老年人身体健康状况而增加老年人完全自理时间,相对减少失能时间,这些因素在维持老年人较好自理状态的基础上延长了老年人的寿命。基于此,本文提出以下假设。假设 1:有医疗保险、居住在城镇的老年人死亡风险低而余寿较长;但由于死亡的选择效应,其处于较差自理状态的可能性较大,这将会延长其预期失能时间特别是中、重度失能时间。假设 2:在婚、有健康生活习惯的老年人死亡风险低而余寿长;但身体健康状况的改善降低了其处于较差自理状态的概率,从而预期失能时间相对减少。

(二) 研究方法

1. logit 回归。本文选择 logit 死亡概率模型和有序 logit 自理状态转移模型主要是由于该模型能较好地反映人类死亡率随年龄上升而在高年龄段减速上升的模式;影响老年人失能的因素会通过改变老年人死亡概率和自理状态转移概率而影响老年人自理状态转移概率矩阵,利用 logit 死亡概率模型与有序 logit 自理状态转移模型可更好地分析这些因素对失能时间的影响。

2. 多增减生命表。本文通过多增减生命表方法构建自理状态生命表,分析不同特征老年人群体的余寿与失能时间的差异。状态转移概率矩阵的估算是多增减生命表的基础。本文假定老年人自理状态之间可相互转换且不同自理状态的死亡率不同,并假设某年龄段老年人的自理状态服从连续时间奇性 Markov 过程;在 logit 回归的基础上,估算自理状态转移概率矩阵。具体是用 $S_{i,t}$ 表示老年人 t 期处于第 i 种自理状态, $S_{i,t-1}$ 表示老年人在 $t-1$ 期处于第 i 种自理状态。例如 $S_{1,t-1}, S_{2,t-1}, S_{3,t-1}, S_{4,t-1}$ 分别表示 $t-1$ 期处于完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能; $S_{1,t}, S_{2,t}, S_{3,t}, S_{4,t}, S_{5,t}$ 分别表示 t 期处于完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能、死亡。第 t 期时老年人口的死亡概率可以写为:

$$P(S_{5,t}=1 | S_{i,t-1}, X) = G(\beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i S_{i,t-1} + \sum \delta_j X_j), \quad i=1, 2, 3, 4 \quad (1)$$

通过有序 logit 自理状态转移模型估算期末处于 4 种自理状态的概率分别为:

$$P(S_{1,t}=1 | S_{i,t-1}, X, S_{5,t}=0) = G(\alpha_1 - \sum_{i=2}^4 \beta_i S_{i,t-1} - X\delta) \quad (2)$$

$$P(S_{2,t}=1 | S_{i,t-1}, X, S_{5,t}=0) = G(\alpha_2 - \sum_{i=2}^4 \beta_i S_{i,t-1} - \delta X) - G(\alpha_1 - \sum_{i=2}^4 \beta_i S_{i,t-1} - X\delta) \quad (3)$$

$$P(S_{3,t}=1|S_{i,t-1},X,S_{5,t}=0)=G(\alpha_3-\sum_{i=2}^4\beta_iS_{i,t-1}-\delta X)-G(\alpha_2-\sum_{i=2}^4\beta_iS_{i,t-1}-X\delta) \quad (4)$$

$$P(S_{4,t}=1|S_{i,t-1},X,S_{5,t}=0)=1-G(\alpha_3-\sum_{i=2}^4\beta_iS_{i,t-1}-X\delta) \quad (5)$$

其中, G 表示 logistic 累积概率分布函数。 a_1, a_2, a_3 为模型的门限参数。由于有序 logit 自理状态转移模型的结果以老年人期末生存为前置条件, 为此, 本文通过 logit 死亡概率模型估算老年人的死亡概率, 并在构造转移概率矩阵时, 利用下式转化为无条件概率:

$$P(S_{i,t}=1|S_{j,t-1},X)=P(S_{i,t}=1|S_{j,t-1},X,S_{5,t}=0) \times [1-P(S_{5,t}=1|S_{j,t-1},X)] \quad (6)$$

基于以上设定, 估算完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能之间转移概率矩阵, 从而建立自理状态生命表。并通过老年人死亡风险和自理状态的影响因素将老年人分为具有不同特征的群体, 利用自理状态生命表估算不同特征老年人群体的余寿与失能时间。

(三) 数据来源与变量选取

本文数据为 2008~2011 年中国老年人健康长寿影响因素调查 (CLHLS) 数据。调查涉及 23 个省份, 调查对象为 65 岁及以上的老年人口。2008 年调查共有样本 16 954 个; 在 2011 年追踪调查中, 有 2 894 个样本丢失, 5 642 个样本在追踪调查前死亡, 追踪样本 8 418 个。本文将以 2008 年调查作为基期, 2011 年追踪数据作为末期。

本文的被解释变量为老年人在末期的存活状态和自理状态。Logit 死亡概率模型的被解释变量为存活状态, 其测量相对简单, 将被访者在 2011 年的状态“死亡”定义为“1”, 成功追访定义为“0”。有序 logit 自理状态转移模型的被解释变量为老年人自理状态。通过 2011 年 CLHLS 追踪调查数据中的基本日常活动能力 (ADL) 和工具性日常活动能力 (IADL) 两个指标来测量。本文将老年人的自理状态划为 4 个等级: 完全自理, 6 项 ADL 和 8 项 IADL 均不受限; 轻度失能, 能够独立完成 6 项 ADL, 但至少有 1 项 IADL 受限; 中度失能, 有 1~2 项 ADL 受限; 重度失能, 有 3 项及以上的 ADL 受限。本文将老年人自理状态处理为有序多分类变量, 作为有序 logit 自理状态转移模型的被解释变量。

本文中的解释变量包括医疗保险、婚姻状况、居住地、健康习惯、社会经济地位、慢性病与基期自理状态等, 样本平均年龄为 87.78 岁, 其余变量描述如表 1 所示。

此外, 为说明医疗保险对死亡风险和自理状态影响的年龄与城乡差异, 本研究将医疗保险与年龄、医疗保险与居住地类型的交互项放入模型; 为说明婚姻状态对死亡风险和自理状态影响的年龄与性别差异 (焦开山, 2010; Stimpson 等, 2007), 将婚姻状态与年龄、婚姻状态与性别的交互项放入模型。

三、logit 回归结果分析

医疗保险通过医疗费用分担机制增强了老年人购买医疗服务的能力, 因此, 有医疗

保险的老年人死亡风险可能相对较低。在控制相关变量后,模型 1 显示,有医疗保险的老年人死亡风险比参照组低 11.1%,这与黄枫、吴纯杰(2009)的研究结果一致。但死亡的选择效应会使有医疗保险的老年人更可能处于相对较差的自理状态,模型 2 证实了这一点,医疗保险系数显著为正,表明有医疗保险的老年人更可能处于相对较差的自理状态。当年龄较大的老年人面临死亡时,由于其

身体更虚弱,治疗可能会更为保守。因此,医疗保险对老年人死亡风险的影响可能会随着年龄的上升而降低。同时,城镇老年人与农村老年人的医疗保险种类及报销比例存在差异,居住在城镇的老年人参加城镇职工医疗保险、公费医疗的比例更大,报销比例更高,这会使医疗保险对老年人死亡风险和自理状态的影响存在城乡差异。为此,在模型中加入医疗保险与年龄、医疗保险与居住地的交互项反映医疗保险对老年人死亡风险和自理状态影响的城乡和年龄差异。模型 1 中医疗保险与年龄交互项的系数显著为正,医疗保险对死亡风险的影响随年龄增加而减弱,与无医疗保险者死亡风险的差距有所缩小。模型 2 中医疗保险与居住地的交互项为负且显著,医疗保险对城镇老年人自理状态的影响更大。

配偶可更好地为老年人提供情感支持和慰藉,丧偶则失去了这方面的支持,可能会给老年人的身体健康带来负面影响而提高其死亡风险。模型 1 显示,“不在婚”老年人的死亡风险比“在婚”者高 30.9%,这与 Christakis 等(2003)的研究结果一致。同样,“死亡”

表 1 样本描述性统计(N=13805)

变 量	百分比	变 量	百分比
存活	59.20	健康习惯	
末期自理状态		体育锻炼	27.40
完全自理	36.21	抽烟	31.40
轻度失能	37.01	喝酒	27.86
中度失能	14.25	家庭人均收入	
重度失能	12.54	低收入组(5000 元以下)	54.81
解释变量		中收入组(5000~10000 元)	20.13
有医疗保险	70.43	高收入组(10000 元以上)	25.06
不在婚	69.03	参加养老保险	20.61
女性	57.23	受教育程度	
居住地为城镇	39.29	没上过学	62.31
与孩子同住	61.35	小学	27.62
慢性疾病		初中及以上	10.07
糖尿病	2.60	职业	
心脏病	9.05	农民	67.82
中风脑血管	5.85	一般职业/服务人员/工人/自由职业者	14.51
肺部疾病	11.04	行政管理/军人	3.66
老年痴呆	2.47	专业技术人员	4.06
基期自理状态		其他职业	9.94
完全自理	31.46	居住区域	
轻度失能	46.53	东部	45.03
中度失能	11.05	中部	28.47
重度失能	10.96	西部	26.50

的选择效应会使存活的“在婚”老年人更可能处于相对较差的自理状态,但模型 2 显示,婚姻的系数不显著,这表明“在婚”老年人死亡风险较低,但自理状态与“不在婚”老年人没有显著差异。这说明婚姻对健康有保护作用,即原本由于死亡风险较低而更可能处于较差自理状态的“在婚”老年人,由于婚姻对健康的保护作用,降低了其处于更差自理状态的可能性。在丧偶的早期,照料临终伴侣带来的身体和心理压力,以及失去伴侣时的打击,增加了老年人患病和失能的可能性,死亡风险也大大增加。但随年龄增加,丧偶老人对“不在婚”状态逐步适应,丧偶对死亡风险的影响将逐步减弱。同时,家庭角色的性别差异使男性比女性从婚姻中获益更多,丧偶对男性的影响更大;而女性由于承担了更多的照料责任,男性伴侣的去世减少了其照料责任,可以有更多的时间照

表 2 Logit 死亡概率模型与有序 Logit 自理状态转移概率模型回归结果

变 量	Logit 死亡概率模型(模型 1)			Logit 自理状态转移模型(模型 2)		
	系数	标准误	发生比	系数	标准误	发生比
有医疗保险	-0.118*	0.062	0.889*	0.171*	0.073	1.186*
不在婚	0.269***	0.073	1.309***	-0.052	0.085	0.950
年龄	0.065***	0.007	1.068***	0.080***	0.007	1.083***
女性	-0.307**	0.111	0.735**	0.140	0.110	1.150
居住地为城镇	-0.116+	0.071	0.891+	0.209*	0.097	1.233*
与孩子同住	0.118*	0.050	1.125*	0.157**	0.054	1.170**
交互项						
婚姻状态×年龄	-0.003	0.006	0.997	-0.018**	0.006	0.982**
婚姻状态×性别	-0.196+	0.124	0.822+	-0.107	0.123	0.898
医疗保险×年龄	0.009+	0.005	1.009+	0.003	0.005	1.003
医疗保险×居住地	-0.032	0.097	0.969	-0.262***	0.113	0.769***
慢性疾病						
糖尿病	0.055	0.156	1.056	0.032	0.151	1.033
心脏病	0.054	0.081	1.056	0.315***	0.085	1.370***
中风脑血管	0.127	0.095	1.135	0.428***	0.105	1.535***
肺部疾病	0.285***	0.068	1.330***	0.048	0.080	1.049
老年痴呆	0.913***	0.173	2.492***	0.606*	0.302	1.833
自理状态						
轻度失能	0.502***	0.062	1.652***	2.829***	0.072	16.929***
中度失能	0.970***	0.086	2.639***	3.519***	0.112	33.753***
重度失能	1.619***	0.100	5.050***	4.634***	0.161	102.883***
健康习惯						
体育锻炼	-0.292***	0.053	0.746***	-0.103+	0.056	0.902+
抽烟	0.162**	0.056	1.176**	0.101+	0.064	1.106+
喝酒	0.089+	0.053	1.093+	0.006	0.062	1.006
常数项						
Cut1				7.533	0.584	7.533
Cut2				10.530	0.591	10.530
Cut3				11.790	0.593	11.790
样本量		12981			7703	

注: +、*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%、0.1%水平上显著。本文控制了被访者的家庭人均收入、是否有养老保险、居住区域、受教育程度、职业,是否代答等变量,限于篇幅未列出。

顾自己,丧偶对女性的影响相对较小。为更好地反映婚姻对死亡风险和自理状态影响的性别和年龄差异,本文在模型中加入婚姻状态与性别、婚姻状态与年龄的交互项。模型1中,婚姻状态与性别的交互项系数显著为负,意味着相对于男性,婚姻状态对女性死亡风险的影响相对较小,这与焦开山(2010)的研究结果一致。模型2中,婚姻状态与年龄交互项的系数为负且显著,即随年龄的增加,婚姻对自理状态的影响逐步减弱,这与Stimpson等(2007)的研究结论一致。

老年人居住地的城乡和区域差异,意味着不同的医疗条件、基础设施等因素使居住在农村的老年人与居住在城镇的老年人的死亡风险和自理状态存在显著差异。模型1显示,居住在城镇的老年人死亡风险比参照组低10.9%。这与曾宪新(2007)的研究结果一致。模型2中,由于“死亡”的选择效应,存活的城镇老年人自理状态相对更差。

在控制相关变量之后,模型1显示,“经常体育锻炼”的老年人死亡风险比参照组低25.4%;“不吸烟”、“不喝酒”老年人的死亡风险分别比参照组低17.6%、9.3%,即健康的生活习惯显著降低了老年人的死亡风险,这与Williams(2014)、何耀等(2002)的研究结果一致。“死亡”的选择效应可能会使有健康生活习惯的老年人自理状态较差,但模型2并没有显示出这一结果,“是否经常体育锻炼”、“是否吸烟”的系数显著为负,即存活的“经常体育锻炼”、“不吸烟”的老年人处于较差自理状态的可能性相对较低。这意味着“经常体育锻炼”、“不吸烟”的健康习惯不仅降低了老年人的死亡风险,也改善了老年人的自理状态。可见,健康的生活习惯让个体拥有更好的体质,并在保持其较好自理状态的基础上降低了老年人的死亡风险。

四、自理状态生命表结果分析

影响老年人死亡风险和自理状态的因素会通过改变老年人的死亡概率和各自理状态之间的转移概率影响老年人的余寿和预期失能时间。本文在logit死亡概率模型和有序logit自理状态转移模型的基础上得出老年人自理状态转移概率矩阵,并依据多增减生命表建立不同特征老年人群体的自理状态生命表,以计算不同特征老年人群体的余寿和预期失能时间^①。

(一) 老年人自理状态生命表

表3显示,65~67岁老年人的余寿约为16.04年,其中预期完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能的时间分别为10.11年、4.42年、0.88年、0.63年。从上文模型的结论

^① 限于篇幅,本文将不同特征老年人群体的自理状态转移概率矩阵省略,仅给出不同特征老年人群体的自理状态生命表。同时,依据年龄、性别、居住地、医疗保险参与状况、婚姻状态、健康生活习惯对老年人群体进行划分,并估算不同特征老年人群体余寿与预期失能时间。

表 3 老年人自理状态生命表

年龄 (岁)	余寿 (年)	完全自理 (年)	轻度失能 (年)	中度失能 (年)	重度失能 (年)	完全自理 占比(%)	轻度失能 占比(%)	中度失能 占比(%)	重度失能 占比(%)
65~67	16.04	10.11	4.42	0.88	0.63	63.0	27.6	5.5	3.9
68~70	13.95	8.11	4.30	0.90	0.64	58.1	30.8	6.4	4.6
71~73	12.06	6.41	4.07	0.91	0.66	53.1	33.8	7.6	5.5
74~76	10.25	4.92	3.73	0.91	0.68	48.0	36.4	8.9	6.7
77~79	8.63	3.68	3.34	0.90	0.70	42.7	38.7	10.5	8.2
80~82	7.21	2.70	2.91	0.88	0.72	37.4	40.4	12.2	10.0
83~85	5.98	1.93	2.48	0.84	0.73	32.3	41.4	14.0	12.2
86~88	4.92	1.34	2.05	0.79	0.74	27.2	41.6	16.0	15.1
89~91	3.94	0.85	1.60	0.72	0.76	21.7	40.7	18.4	19.2
92~94	2.92	0.41	1.10	0.64	0.77	14.0	37.8	21.9	26.3
95~97	2.65	0.13	0.93	0.75	0.85	4.7	34.9	28.2	32.1
98~100	2.45	0.15	0.79	0.63	0.88	6.0	32.3	25.8	35.9
101+	2.19	0.13	0.63	0.52	0.92	5.9	28.6	23.6	41.9

看,年龄的增加提高了老年人的死亡风险,也增加了老年人处于较差自理状态的概率。反映在自理状态生命表中,老年人预期处于完全自理时间占余寿的比例随着年龄的增加而快速下降,预期中、重度失能时间占余寿的比例随年龄的增加而快速上升。

(二) 不同特征老年人群体的自理状态生命表

从性别看,女性老年人由于较低的死亡风险而余寿较长,同时由于更可能处于较差的自理状态,其失能时间特别是中、重度失能时间也较长。以 65~67 岁老年人为例,女性的余寿为 17.50 年,余寿中完全自理时间为 10.28 年;男性余寿为 15.03 年,余寿中完全自理时间为 10.08 年。虽然女性老年人余寿比男性高 2.47 年,但预期完全自理时间并没有显著增加,女性比男性的失能时间多 2.26 年,其中预期中、重度失能时间多 0.77 年。总体来看,女性老年人比男性老年人多出的余寿中,大多处于失能状态(见表 4)。

从城乡看,农村老年人由于死亡风险高而余寿较短,但由于“死亡”的选择效应,存活的农村老年人处于较差自理状态的概率较低、失能时间相对较短。例如,65~67 岁的城镇老年人的余寿为 16.97 年,比同龄农村老年人的余寿高 1.46 年;但两者完全自理的时间并不存在显著差异。从失能时间看,城镇老年人预期失能时间为 6.82 年,比农村老年人预期失能时间长 1.41 年,其中预期中、重度失能时间为 1.91 年,比农村老年人预期中、重失能时间高 0.61 年。本文认为,城镇相对较好的医疗条件虽然降低了老年人死亡风险,但并没有使老年人变得“更健康”,而是增加了其处于更差自理状态的时间。

有医疗保险的老年人死亡风险低而余寿长,但存活的有医疗保险的老年人处于更差自理状态的概率高,从而失能时间也长。表 4 中的结果证明了这一点,65~67 岁的有

表 4 不同特征老年群体的自理状态生命表

年龄 (岁)	余寿 (年)	完全自 理(年)	轻度失 能(年)	中度失 能(年)	重度失 能(年)	年龄 (岁)	余寿 (年)	完全自 理(年)	轻度失 能(年)	中度失 能(年)	重度失 能(年)
男性						女性					
65~67	15.03	10.08	3.79	0.70	0.47	65~67	17.50	10.28	5.28	1.12	0.82
80~82	6.81	2.78	2.71	0.74	0.57	80~82	8.03	2.79	3.31	1.05	0.88
89~91	4.07	1.07	1.72	0.66	0.62	89~91	4.72	1.04	1.96	0.85	0.87
农村						城镇					
65~67	15.51	10.10	4.14	0.76	0.51	65~67	16.97	10.15	4.91	1.09	0.82
80~82	7.04	2.79	2.83	0.80	0.62	80~82	7.68	2.63	3.13	1.02	0.89
89~91	4.19	1.05	1.77	0.70	0.82	89~91	4.12	0.81	1.65	0.79	0.88
无医疗保险						有医疗保险					
65~67	14.87	9.49	4.09	0.76	0.53	65~67	16.58	10.35	4.60	0.94	0.69
80~82	7.01	2.75	2.84	0.82	0.60	80~82	7.50	2.79	3.04	0.91	0.75
89~91	4.32	1.07	1.81	0.73	0.69	89~91	4.45	1.04	1.85	0.78	0.79
不在婚						在婚					
65~67	15.26	9.14	4.55	0.92	0.64	65~67	16.66	10.57	4.53	0.90	0.66
80~82	7.10	2.58	2.91	0.89	0.72	80~82	7.74	2.90	3.12	0.94	0.78
89~91	4.33	1.02	1.81	0.76	0.75	89~91	4.61	1.04	1.89	0.81	0.87
不经常锻炼身体						经常锻炼身体					
65~67	15.30	9.44	4.27	0.92	0.67	65~67	17.70	10.93	4.99	1.02	0.76
80~82	6.96	2.35	2.89	0.94	0.78	80~82	8.35	3.09	3.39	1.03	0.84
89~91	4.19	0.86	1.73	0.80	0.80	89~91	4.97	1.16	2.06	0.87	0.89
吸烟						不吸烟					
65~67	14.77	9.31	3.95	0.85	0.66	65~67	17.20	10.60	4.89	0.99	0.71
80~82	6.62	2.25	2.77	0.88	0.71	80~82	7.85	2.94	3.18	0.95	0.78
89~91	3.98	0.90	1.51	0.80	0.76	89~91	4.64	1.11	1.93	0.80	0.79

注:由于篇幅限制,这里仅给出 65~67 岁、80~82 岁、89~91 岁的老人自理状态生命表。

医疗保险老年人的余寿为 16.58 岁,比同龄的无医疗保险者的余寿高 1.71 年。但从各自理状态的时间看,有医疗保险老年人的完全自理时间比无医疗保险者仅多出 0.86 年,而预期失能时间比无医疗保险者多 0.85 年,其中预期中、重度失能时间多 0.34 年。医疗保险在延长了老年人余寿的同时,也延长了老年人预期失能特别是中、重度失能时间。

从婚姻状态看,“在婚”老年人死亡风险低而余寿长,但同时预期失能时间并没有延长。65~67 岁“在婚”老年人的余寿为 16.66 岁,比同龄“不在婚”者的余寿多 1.40 年。“在婚”的老年人预期处于完全自理的时间为 10.57 年,比“不在婚”者高出 1.43 年,即“在婚”老年人比“不在婚”者多出的余寿中,基本是处于完全自理状态。这说明“在婚”状态在维持较好自理状态的基础上延长了老年人的余寿。

有健康的生活习惯的老年人死亡风险低而余寿长,预期处于较差自理状态的可能

性低而失能时间相对较短。表4显示,65~67岁的“经常锻炼身体”的老年人的余寿为17.70岁,比不锻炼者多2.40年;预期完全自理时间为10.93年,比不锻炼者长1.49年;而预期中、重度失能时间为1.78年,仅比不经常锻炼身体者多0.20年;即“经常锻炼身体”的老年人多出的余寿中,大多是处于相对较好的自理状态。65~67岁的“不吸烟”的老年人余寿为17.20岁,比“吸烟”者的余寿长2.43年;预期完全自理时间为10.60年,比不吸烟者长1.29年;而预期中、重度失能时间为1.70年,仅比不吸烟者多0.19年;即“不吸烟”的老年人多出的余寿中,也大多处于相对较好的自理状态。总体来看,健康的生活习惯在保持老年人相对较好自理状态的基础上延长了老年人的余寿。

五、主要结论与政策建议

本文实证分析结果显示,65岁老年人的平均余寿约为16.04年,其中预期完全自理、轻度失能、中度失能、重度失能的时间分别为10.11年、4.42年、0.88年、0.63年,年龄的增加提高了老年人处于较差自理状态的概率,这使老年人预期中、重度失能时间占余寿的比例随年龄的增加而快速上升。从性别看,女性老年人的平均余寿为17.50年,比男性老年人长2.47年,但女性老年人预期失能时间比男性老年人长2.44年,其中预期中、重度失能时间长0.77年。居住在城镇、有医疗保险的老年人死亡风险低、平均余寿长,但预期失能时间特别是中、重度失能时间也较长。在婚、经常体育锻炼、不吸烟、不喝酒的老年人死亡风险低、平均余寿长,且预期完全自理时间也相对更长。基于以上结论,本文提出以下政策建议。

首先,鼓励和引导老年人改变不良的生活习惯,提高老年人体育锻炼的兴趣和积极性。加强老年人的健康教育,传播现代健康观念,普及健康知识,提倡健康生活方式,引导老年人改变不良生活习惯(戒烟、戒酒)。同时,完善村庄或社区和公共场所的体育健身设施,不断改善老年人体育健身活动场地,充分考虑老年人的特点和健身的需要。发展简单易行、群众喜爱、适合老年人锻炼的新项目,引导老年人选择适宜的运动锻炼方式,对于健康老龄化有重要意义。

其次,关注丧偶老年人。随着中国老年人口余寿的延长,高龄化使丧偶老年人占老年人口比重增加;丧偶老人失去了配偶的情感支持和精神慰藉,同时随着中国家庭结构和居住安排的变化,来自子女的支持出现断裂,这会导致丧偶老人面临相对更差的健康状况。本文的研究结果显示,丧偶老人的死亡风险高,且自理状态相对较差;特别是在丧偶的早期阶段,丧偶对老年人的影响更大。因此,给予丧偶老人,特别是刚丧偶的老年人更多情感支持和精神慰藉,将有利于改善其自理状态,增加其幸福感。

再次,探索建立长期照护制度。随着医疗保险、养老保险等社会保障制度的不断完善,中国老年人余寿继续延长的同时,失能时间也在增加。然而,传统的由家庭承担的照

料功能正逐步弱化,家庭照护已难以支撑老年人的长期照护需求。因此,政府应探索建立适合中国的长期照护制度,支持家庭照护功能,以减轻家庭的养老和照料负担。在长期照护制度融资方面,探索建立长期照护保险制度,尤其是,针对经济困难的高龄老人建立长期照护津贴制度等。逐步建立老年人照料假期制度(如临终照护假期),缓解非正式照护者工作与家庭照料冲突;为家庭照护者提供“喘息式”服务(如请专业人员去失能老年人家中照料,或把老年人接到养老机构照看等),减轻家庭照护者照料压力;为家庭照护者提供税收优惠或情感支持,减轻其家庭照护的机会成本。

参考文献:

1. 顾大男等(2007):《我国老年人临终前需要完全照料的时间分析》,《人口与经济》,第6期。
2. 何耀等(2002):《老年人吸烟及戒烟与相关死亡的前瞻性研究》,《中华流行病学杂志》,第3期。
3. 黄枫、吴纯杰(2009):《中国医疗保险对城镇老年人死亡率的影响》,《南开经济研究》,第6期。
4. 黄枫、吴纯杰(2012):《基于转移概率模型的老年人长期护理需求预测分析》,《经济研究》,增刊。
5. 黄匡时、陆杰华(2014):《中国老年人平均预期照料时间研究——基于生命表的考察》,《中国人口科学》,第4期。
6. 焦开山(2010):《中国老人丧偶与其死亡风险的关系分析——配偶照顾的作用》,《人口研究》,第3期。
7. 焦开山(2014):《健康不平等影响因素研究》,《社会学研究》,第5期。
8. 陶立群(2001):《高龄老人自理能力和生活照料及其对策》,《中国人口科学》,增刊。
9. 位秀平、吴瑞君(2016):《中国老年人的躯体功能对死亡风险的影响》,《人口与经济》,第5期。
10. 战捷(2004):《中国高龄老人临终前完全需要他人照料状况研究》,《中国人口科学》,增刊。
11. 张文娟、魏蒙(2015):《中国老人失能水平到底有多高——多个数据来源的比较》,《人口研究》,第5期。
12. 曾宪新(2007):《社会经济地位对我国老年人死亡风险的影响》,《人口与经济》,第5期。
13. Christakis N.A., Lwashyna T.J.(2003), The Health Impact of Health Care on Families: A Matched Cohort Study of Hospice Use by Decedents and Mortality Outcomes in Surviving, Widowed Spouses. *Social Science & Medicine*. 57:465-475.
14. Stimpson J.P., Kuo Y.F., Ray L.A., Raji M.A. and Peek, M.K.(2007), Risk of Mortality Related to Widowhood in Older Mexican Americans. *Annals of Epidemiology*. 17:313-319
15. Verbrugge, L.M.(1985), Gender and Health: An Update on Hypotheses and Evidence. *Journal of Health and Social Behavior*. 26(3):156-182.
16. Verbrugge, L. M., & Jette, A. M.(1994), The Disablement Process. *Social Science & Medicine*. 38(1):1-14.
17. Williams P.T.(2014), Does-response Relationship between Exercise and Respiratory Disease Mortality. *Med Sci Sports Exerc*. 46:711-717.
18. Zimmer Z., Wen M., & Kaneda T.(2010), A Multi-level Analysis of Urban/Rural and Socioeconomic Differences in Functional Health Status Transition among Older Chinese. *Social Science and Medicine*. 71:559-567.

(责任编辑:李玉柱)