

社会经济地位对我国老年人死亡风险的影响

曾宪新

(首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100026)

摘要: 本文以中国老年人健康长寿影响因素跟踪调查 2002 年和 2005 年数据连接生成的面板数据, 应用 Cox 等比例风险模型就社会经济地位对我国老年死亡风险的影响进行了分析。结果发现, 是否享有养老金, 对于老年人的死亡风险有显著的影响。而且这种影响只有在控制了家庭的代际经济支持与是否享有养老金的交互效应的条件下才是显著的。同时, 居住地的社区类型对于老年人的死亡风险有显著的影响, 这一点与以往此类研究的结果是一致的。本项研究中, 受教育水平对于我国老年人的死亡风险没有显著的影响。

关键词: 老龄化; 死亡风险; 养老金

中图分类号: C913. 6 文献标识码: A 文章编号: 1000- 4149 (2007) 05- 0050- 06

The Effects of Social Economic Status on the Mortality Hazard of Chinese Elderly

ZENG Xian-xin

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing, China, 100026)

Abstract: Based on the panel data of the 3rd and the 4th wave of Chinese Longitudinal Health, Longevity Survey (CLHLS), this research applied Cox proportional hazard model to analyze the effects of social economic status on the mortality hazard of the elderly. It has been found that as a SES indicator, having pension or not has a significant negative effect on the mortality of Chinese elderly. Further more, this effect is statistically significant only if the interaction term of pension and family economic support is taken into consideration. Some results of our research, such as urban residence implying lower mortality hazard is consistent with previous researches. Educational background has no significant effect on the mortality hazard of the elderly in our research.

Keywords: aging; mortality hazard; pension

一、研究背景及文献回顾

社会经济地位与死亡之间存在负相关关系的分析最早源于学者发现不同社会经济地位群体死亡率存在差异^[1]。随后对于死亡差异有许多深入的研究, 社会经济地位与死亡的差异存在相关性这一研究结果在低年龄的成人组是一致的, 而在老年组人群中研究结果却不完全一致。多数研究

收稿日期: 2007- 06- 15
作者简介: 曾宪新 (1971-), 女, 天津人, 首都经济贸易大学劳动经济学院讲师, 北京大学中国经济研究中心在读博士。主要研究方向为老年经济学、老年健康、人口空间分布研究。

的结果表明相对于成人组老年人口中不同社会经济地位群体间死亡的差异较小^[2]，也有少数研究表明，老年人口中不同社会经济地位的群体不存在死亡差异^[3]。常见的代表社会经济地位的个体特征有财富、收入、教育、职业等等。对美国老年人的研究发现收入和财富对于死亡风险存在显著的负向影响，教育对于死亡风险的影响并不显著^[4]。代表社会经济地位的群体特征往往是指社区的一些社会经济指标，比如，居住地的城乡类型；社区内从事白领职业的人口构成等等。日本的研究也表明，男性的死亡率增加与是否居住在农村地区有较强的相关性^[5]。对我国武汉市老年人的抽样跟踪调查数据的研究发现教育对于老年健康有显著的影响，同时这种影响对于女性老年人更大^[6]。我国高龄老人跟踪数据的分析结果表明，60岁前的职业、收入来源对老年人的死亡风险有显著的影响^[7]。这两项研究的局限在于前者仅对武汉市的老年人进行分析，而后者只是对高龄老人的死亡风险进行了分析。另外，我们认为在养老保障覆盖率比较低的情况下，享有养老金意味着老年人有相对稳定且独立的收入，因此是否享有养老金是老年人社会经济地位的重要指标。本文以中国老年人健康长寿影响因素跟踪调查2002年和2005年数据连接生成的面板数据^①，应用Cox等比例风险模型就包括养老金在内的老年人社会经济地位对我国老年死亡风险的影响进行了分析。

二、数据来源和变量的测量

（一）数据来源

本研究所用数据来自中国老年人健康长寿纵向追踪调查。该项调查于1998年进行基线调查，到目前为止已经成功实现了三次跟踪，和基期数据一共有四期数据。1998年的基线调查在全国22个省随机抽取了631个县、县级市和区进行，调查对象是80岁以上的高龄老人。2002年开始增加了低龄老年人样本（65~79岁以上的老人）4862人。本文使用的是2002年和2005年两次跟踪调查数据所构成的面板数据。2002年调查样本量为16064人，其中在2005年跟踪调查之前死亡人数为5855人，失访为2046人。

（二）变量及其测量

本文中性别、婚姻状态、居住安排等人口及社会学指标均定义为二分变量。我们将婚姻状况中已婚并与配偶同住、离婚、未婚、丧偶和已婚分居5种状态合并为已婚并与配偶同住，变量值定义为1，其他婚姻状况下变量定义为0。数据中老人的居住安排分为：独居、养老院、与家人同住3种类型，文中将与家人同住定义为1，其他状态定义为0。个体的社会经济地位（Social and Economic Status 简称SES）的测量指标有很多。本文选择了教育、居住地的城乡社区类型和是否享有养老金作为老年人社会经济地位的衡量指标，运用上面方法将变量合并为二分变量^②。老年人的健康从自评健康和日常生活能力（Ability of Daily Life，简称ADL）来衡量。作为重要的主观健康指标。老年人自评健康在调查问卷中采用了5档次划分法，即老年人认为自己的健康状况非常好、好、一般、不好、非常不好，还有一个选项是无法回答。由于自评健康非常不好的老年人数量很少（不足样本的1%），故将其并入自评健康不好一类。并重新编码，具体见表1。问卷中从洗澡、吃饭、穿衣、上厕所、室内活动、大小便自理6个方面来衡量老年人的日常生活自理能力。我们将这6项指标综合为一个ADL指标，6项指标完全自理则变量定义为0，1项需要在帮助下完成变量定义为1，2项以上需要在帮助下完成变量定义为2。家庭的经济支持主要来自老年人的子女或者孙子女，老年人是否拥有家庭的经济支持通过调查中关于老年人主要收入来源和其他收入来源的相关信息获得。老年人在两个关于收入来源问题中有一个回答包含子女或者孙子女，则认为家庭给予老年人经济支持，变量定义为1，否则认为家庭没有为老人提供经济支

① 这里根据老年人的id码将两起数据连接生成面板数据并对老年人的性别年龄和死亡者的死亡时间进行了核对清理，将年龄性别不一致或死亡时间存在问题的31个样本作为失访处理。

② 对数据的基础分析表明，镇和乡的老年人的死亡风险相对于市差异更加显著，本文将县和镇合并为农村。

持，定义为 0。家庭功能性支持通过老年人日常生活照料和生病的照料两个维度来衡量。我们将问卷中 10 个可供选择的老年人照料来源合并为 3 个：配偶定义为 1；子女及其配偶、孙子女或他们的配偶定义为 2；其他定义为 0。家庭给予老年人的情感支持由以下两个方面来衡量。一个是平时常与老人聊天的人，另一个是当老人有心事时向谁倾诉。同样，我们将这两个变量合并为三类支持者。由于不同的变量上存在信息缺失，最终用于分析的样本量为 13472 个。整理后用于分析的数据在变量间的构成情况见表 1。

表 1 模型变量的分布

变量	测量	频数	比例	变量	测量	频数	比例
人口学变量				ADL1	0- 完好	9567	70.82
性别	0- 女性	7677	57.07		1- 1 项受损	1737	12.86
	1- 男性	5795	42.93		1- 2 项以上受损	1205	16.32
婚姻状态	0- 其他	9486	70.22	家庭支持			
	1- 有配偶且在一起居住	4023	29.78	经济支持	0- 没有子女的经济支持	2006	14.85
居住安排	0- 其他	2356	17.44		1- 得到子女的经济支持	11503	85.15
	1- 与家人同住	11153	82.56	功能支持			
社会经济变量				生病时照料着	1- 得病时配偶照料	2689	19.91
享有养老金	0- 是	2500	18.51		2- 子女、孙子女或他们的配偶照料	9544	70.65
	1- 否	11009	81.49		0- 其他	1276	9.45
教育程度	0- 没上过学	8345	61.77	日常生活照料	1- 配偶	300	2.22
	1- 至少上过 1 年学	5164	38.23		2- 子女、孙子女或他们的配偶照料	3106	22.99
居住社区类型	0- 农村	10674	79.01		0- 其他	10142	75.08
	1- 城市	2835	20.99	情感支持			
健康状况			0	聊天对象	1- 配偶	2893	21.42
自评健康	0- 差	899	6.65		2- 子女、孙子女或他们的配偶	5399	39.97
	1- 无法回答	1062	7.86		0- 其他	5217	38.62
	2- 一般	4094	30.31	有事同谁商量	1- 配偶	3248	24.04
	3- 好	5755	42.6		2- 子女、孙子女或他们的配偶	7699	56.99
	4- 很好	1709	12.65		0- 其他	2562	18.97

注：① 样本总量 13472 个。
② 编码为 0 的分类为参照组，日常生活照料中存在 2 种照料来自不同的家庭成员，因此其比例加总后超过 100%。

三、研究方法
本项研究应用 Cox 风险回归的基本方法和等比例风险模型就老年人社会经济地位对老年人死亡风险的影响进行研究。

Cox 等比例风险模型简介^[8]
死亡风险。老年人 i 的死亡风险 $h_i(t)$ 是指在 t 时刻存活的老年人在 $t + dt$ 时刻死亡的条件概率密度：

$$h_i(t) = h_0(t) e^{x_i \beta} \tag{1}$$

其中： $x_i(t)$ 为老年个体 i 特征的变量向量
 β 为老年个体特征影响死亡风险的系数向量
 $h_0(t)$ 为基准死亡风险方程，基准死亡风险方程描述了潜在的死亡事件发生的机制。
这里可以将其理解是人类生存时间的条件概率密度。风险方程 (hazard function)、累积风险方程 (cummulative hazard function,) 和生存方程 (survival function) 之间存在着一一对应的关系。根据上述模型和风险方程与生存方程之间的对应关系可以推导出生存方程应为：

$$S_i(t) = S_0(t) e^{-x_i(t) \beta} \tag{2}$$

我们无法从数据中去估计具体的死亡风险，但是我们可以通过存活概率实现对方程中参数的估

计，从而获得不同特征群体死亡风险相对值。本文中模型参数的估计用统计软件 R 完成。

四、估计结果及讨论

首先，分别将各组变量放入模型，粗略了解各组变量对于老年人死亡风险的影响（见表 1）。模型估计结果显示，在只包含人口及社会学变量的模型中，性别和婚姻状态对于死亡风险的影响是显著的。男性的死亡风险显著高于女性($\exp(\beta) = 1.216$)。已婚并与配偶同住的老年人的死亡风险是其他婚姻状态的 0.785 倍。居住安排对于老年人的死亡风险没有显著的影响。若只用社会经济地位变量来解释死亡风险，则只有教育对死亡风险有显著影响，而且教育的影响对于死亡风险的影响是正的，即教育水平高的人死亡风险也高，这同以往研究的结果不一致，后面将就这一问题作进一步地分析。健康变量对于死亡风险的影响都是显著的，特别是日常生活自理能力，自理能力受损的老人死亡风险显著高于完全自理的老人。其中 2 项日常活动需要帮助的老人死亡风险是完全自理老人的近两倍($\exp(\beta) = 1.835$)。这一结果也说明了 ADL 可以很好地衡量老年人的健康状况。从结果上看，有家庭经济支持的老年人死亡风险更高，这与直觉和已有研究的结果相矛盾，后面将就此作进一步解释。日常生活照料是家庭为老年人提供的一种重要的功能性支持，问卷中这个问题是在老年人有某项日常生活活动不能独立完成的情况下进一步询问的，因此数据中这一变量与 ADL 有很强的相关性。模型结果显示家庭对于老年人日常生活的照料与老年人的死亡风险有着正相关关系，是日常生活照料与 ADL 强相关的结果。我们尝试删掉这一组变量，发现删除这组变量对于模型中其他变量估计结果的显著性并没有影响。从上述分析可以看出，每组变量对于老年人死亡风险的解释都是显著的，如果单独解释死亡风险，相对而言健康状况和家庭支持对于老年人的死亡风险解释力更强。

表 2 各组变量单独作用是对死亡风险的影响

变量名	社会人口学 exp (coef)	SES exp (coef)	健康状况 exp (coef)	变量名	家庭支持 exp (coef)
男性 (女性= 0)	1.216 ^{***}	—	—	得到子女的经济支持 (没有= 0)	1.196 ^{***}
与家人同住 (其他= 0)	1.04	—	—	生病时有谁照料 (其他= 0)	
已婚同住 (其他= 0)	0.785 ^{***}	—	—	配偶	0.678 ^{***}
教育 (文盲= 0)	—	1.076 [*]	—	子女	0.679 ^{***}
城市 (农村= 0)	—	0.953	—	日常生活有谁照料 (其他= 0)	
享有养老金 (否= 0)	—	0.924	—	配偶	1.600 ^{***}
日常生活自理能力 (完好= 0)				子女	2.052 ^{***}
1 项需帮助	—	—	1.285 ^{***}	平时与谁聊天 (其他= 0)	
2 项需帮助	—	—	1.835 ^{***}	配偶	0.911
自评健康 (差= 0)				子女	1.096 [*]
无法回答	—	—	1.034	有心事向谁诉说 (其他= 0)	
一般	—	—	0.839 ^{***}	配偶	0.942
好	—	—	0.701 ^{***}	子女	0.92
非常好	—	—	0.631 ^{***}		
likelihood ratio	55.6	9.67	586	likelihood ratio	329
df	3	3	6	df	9

注：n= 13472。

为了进一步分析社会经济地位指标对于老年人死亡风险的影响，将各组变量作为控制变量逐一加入模型直至将所有变量放入模型，并观察模型估计结果的变化（见表 3）。首先看到，性别、婚姻状态以及健康状况对于老年人死亡风险的影响是十分稳定的。而社会经济地位对于死亡风险的影响则并不稳定，在控制了性别、婚姻状态等社会人口学变量条件下，教育对于死亡风险不再有显著的影响。这说明前面教育对于死亡风险正向的影响是由于教育与人口社会变量的相关性产

生的，即当模型中不包括社会人口变量时，看到的教育对死亡风险的影响实际上包含不同教育水平群体人口异质性的影响。随着更多的因素被控制住，教育的影响不再显著。死亡风险的城乡差异是显著而且稳定的，城市老年人的死亡风险比农村老年人低近 10% ($\exp(\beta) = 0.915$)。模型 4 中，退休金对老年人的死亡风险没有显著的影响，而家庭为老年人提供经济支持对于老年人的死亡风险有显著的正向影响。笔者认为这一结果可能的两个解释是：其一，没有养老金的老年人更可能得到子女的经济支持，而这种倾向一定程度上减弱了养老金对于健康的影响。其二，家庭对于老年人的经济支持往往是在老年人有较大的意外支出时发生的，而老年人最常见的意外支出就是医疗费用的支出，因此家庭对于老年人的经济支持与老年人的健康状况存在一定的负相关关系。数据更支持第一种解释，在 11009 位没有退休金的被访老人中 91.3% 的老人得到子女的经济支持，而在 2500 位享有退休金的老人中只有 58.2% 的老人得到了子女的经济支持。数据中完全自理的老年人中 83% 的老年人得到子女的经济支持，两项日常生活能力受损的老年人这一比例为 90.9%。这说明子女是否提供经济支持更多的受老年人个人经济状况的影响，而并没有因老年的健康状况不同而发生太大的差异。在模型 4 的基础上加入养老金和子女经济支持的交互项后发现，养老金对于老年人的死亡风险有显著的负向影响，享有养老金的老年人的死亡风险仅为没有养老金的老年人的 0.83 倍。家庭经济支持对于老年人的死亡风险的影响不再显著。这一结果也与前面的第一种解释相一致，即家庭的代际经济支持在一定程度上弥补了我国养老金覆盖的不足，弱化了养老金对于死亡风险的影响。而控制交互效应的情况下，家庭的经济支持对于老年人的死亡风险并无显著的影响。

表 3 Cox 等比例风险模型估计结果

变量名	模型 1 exp (coef)	模型 2 exp (coef)	模型 3 exp (coef)	模型 4 exp (coef)	模型 5 exp (coef)	变量名	模型 4 exp (coef)	模型 5 exp (coef)
女性 (男性= 0)	1.216 ^{***}	1.238 ^{***}	1.312 ^{***}	1.321 ^{***}	1.32 ^{***}	得到子女的经济支持 (没有= 0)	1.141 [*]	1.061
与家人同住 (其他= 0)	1.04	1.038	0.98	0.992	0.996	生病时有谁照料 (其他= 0)		
已婚同住 (其他= 0)	0.785 ^{***}	0.794 ^{***}	0.804 ^{***}	0.822 ^{**}	0.823 ^{***}	配偶	0.810 [°]	1.247 [°]
教育 (文盲= 0)	—	0.999	1.017	1.016	1.016	子女	0.829 [*]	0.976
城市 (农村= 0)	—	0.981	0.92 [*]	0.913 [*]	0.915 [*]	日常生活有谁照料 (其他= 0)		
享有养老金 (否= 0)	—	0.902 ^{***}	0.924	0.946	0.83 [*]	配偶	1.284 [*]	0.84 [*]
日常生活自理能力 (完好= 0) 1 项需帮助	—	—	1.32 ^{***}	1.303 ^{***}	1.311 ^{***}	子女	1.249 [°]	0.819 [°]
2 项需帮助	—	—	1.896 ^{***}	1.852 ^{***}	1.865 ^{***}	平时与谁聊天 (其他= 0)		
自评健康 (差= 0)						配偶	1	0.996
						子女	1.136 [*]	1.134 ^{***}
无法回答	—	—	1.032	1.042	1.042	有困难向谁诉说 (其他= 0)		
一般	—	—	0.836 ^{***}	0.834 ^{***}	0.833 ^{***}	配偶	1.002	1.016
好	—	—	0.698 ^{***}	0.697 ^{***}	0.697 ^{***}	子女	0.969	0.982
非常好	—	—	0.629 ^{***}	0.63 ^{***}	0.631 ^{***}	养老金* 子女经济支持	—	1.187
likelihood ratio	55.8	63.3	684			likelihood ratio	716	719
df	3	6	12			df	21	22

注：n= 13472。

五、小结

本研究通过对多个模型进行比较，分析了社会经济地位对于老年人死亡风险的影响。研究表明，作为衡量老年人社会经济地位的指标，是否享有养老金对于老年人的死亡风险有显著

的影响。享有养老金的老年人死亡风险显著低于不享受养老金的老年人。因此，扩大养老金覆盖面将有利于降低老年人的死亡风险。分析结果显示，健康状况对于老年人死亡风险有着稳定且显著的影响；居住在城市老年人死亡风险显著低于农村老年人；死亡风险存在性别差异，这些结论与以往的很多研究相一致^[9~10]。此外，模型对比分析还说明社会经济地位对于死亡风险的影响的作用机制比起社会人口指标要复杂得多，而作用机制也正是未来进一步研究的重点。

参考文献:

[1] Antonovsky, A. Social Class, Life Expectancy and Overall Mortality. Milbank Memorial Fund Quarterly, 1967, 45 (2, pt 1): 31- 73.

[2] Manor O, Eisenbach Z Peritz E, et al. Mortality differentials among Israeli men. Am J Public Health, 1999, 89: 1807- 1813.

[3] Duijkers TJ, Kromhout D, Spruit IP, et al. Inter-mediating risk mortality (the Zutphen Study). Int J Epidemiol 1989, 18: 658- 662.

[4] Palmer, B. L. Implications of the Changing Male Mortality: In Changes in the Stochastic Planning Horizon and Its Effect Upon the Elderly. Doctoral Dissertation, Massachusetts Institute of Technology. 1989.

[5] Araki, S. and M. Katsuyuki. Social Life Factors Affecting the Mortality of Total Japanese Population. Social Science and Medicine, 1986, 23: 1163- 1170.

[6] Liang, J. John F. McCarthy, Arvind Jain, Neal Krause, Joan M. Bennett and Shengzu, Socioeconomic Gradient in Old Age Mortality in Wuhan, China, The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 2000, 55: S222- S233.

[7] 刘贵平. 高龄老人死亡风险的社会经济因素分析 [J]. 中国人口科学增刊, 2004.

[8] John P. Klein. Survival Analysis Techniques for Censored and Truncated Data. New York: Springer, 2003.

[9] Liang, J. John F. McCarthy, Arvind Jain, Neal Krause, Joan M. Bennett and Shengzu, Socioeconomic Gradient in Old Age Mortality in Wuhan, China, The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 2000, 55: S222- S233.

[10] 刘贵平. 高龄老人死亡风险的社会经济因素分析 [J]. 中国人口科学增刊, 2004.

[责任编辑 王树新]

(上接第 60 页)

农村的特殊性(大部分青壮年都外出打工)而效果不明显。因此，鼓励能人和科技人员乡村创业，也许更有现实意义。

这里所说的能人是指那些善于和愿意从事农业生产的人，他们可以是来自农村土生土长但已经在城市闯出一片天地的农民，也可以是来自城市的市民；科技人员是指那些原先在城市各个部门工作，具有一技之长但在城市又不能很好发挥的人，国家可以通过各种政策优惠让他们以各种方式下乡创业。他们的到来将会改变农村的农民结构；他们的行为将会对农民产生巨大的示范与带动作用，浙江省已经成功实施了三年的科技扶贫特派员制度，以事实充分证明了这一途径的合理和有效性。另一方面，各级政府还要充分整合各类教育资源，大力推行“政府出钱，农民免费学技术”的“农民知识化”工程(这也是成功的浙江新农村建设经验之一)，对农民进行素质教育，其重点是改造农民的思想、观念、习俗，提高农民的科学文化素养，培养农民的创业、就业、致富能力；同时教育、引导农民树立一种健康向上的生活、消费理念，成为新时期适合社会主义新农村建设需要的新式农民。

参考文献:

[1] 沈益民, 童秉珠. 中国人口迁移 [M]. 北京: 中国统计出版社, 1992.

[2] 同 [1].

[3] 冀党生, 邵秦. 中国人口流动态势与管理 [M]. 北京: 中国人口出版社, 1995.

[4] 曲丽赢. 新农村建设纵横谈 [J]. 中国合作经济, 2005, (11).

[5] 谭崇台. 发展经济学 [M]. 太原: 山西经济出版社, 2000

[6] 郑毅敏. 试论农村剩余劳动力向小城镇转移的问题 [J]. 陕西经贸学院学报, 2000, (4).

[7] 尹成杰. 新阶段农业产业集群发展及其思考 [J]. 农业经济问题, 2006, (3).

[责任编辑 童玉芬]