

老年人的低体重指数与其死亡风险的关系

张浩, 李建新

(北京大学 社会学系, 北京 100871)

摘要: 基于中国老年健康影响因素跟踪调查 2008/2009 年和 2011/2012 年数据, 运用 Cox 模型发现, 在男性老年人和女性老年人中, 低体重指数老年人的死亡风险均显著地高于正常体重指数老年人的死亡风险。运用总体归因比例法进一步发现, 如果能够消除老年人口的低体重, 那么, 老年男性和老年女性分别能避免约 2.9% 和 3.9% 的过量死亡。消除老年人口的低体重指数特别有利于当代中国老年女性获得更多的健康益处。作为发展中国家, 我国的公共政策有必要关注老年人口的低体重指数对其健康长寿的损害。

关键词: 体重指数; 死亡风险; 老年人

中图分类号: C921 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2018) 03-0081-11

The Relationship between Underweight of the Elderly and Their Death Hazard

ZHANG Hao, LI Jianxin

(Department of Sociology, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Based on the dataset from Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey 2008/2009—2011/2012, this paper uses Cox model analyze the correlation of the elderly's death hazard and their underweight and found they are significantly associated. The mortality hazard of the underweight elderly is significantly higher than that of the normal weight for both male and female. In addition, the Population Attributable Fraction method shows that if the effective measures can eliminate the prevalence of underweight of the elderly, the excess death would be decrease about 2.9% for male and 3.9% for female. In China, elderly female will benefit more from the elimination of underweight more than elderly male. As a developing country, China's public policy is necessary to pay attention to the detrimental effect of underweight of the elderly on their health and longevity.

Keywords: body mass index; death hazard; the elderly

收稿日期: 2017-10-14; 修订日期: 2018-03-07

基金项目: 国家自然科学基金重大项目“健康老龄化——老年人口健康影响因素及有效干预的基础科学问题研究”(71490732)。

作者简介: 张浩, 北京大学社会学系博士研究生; 李建新, 法学博士, 北京大学社会学系教授。

一、问题提出

长久以来,人口学和流行病学关注营养水平和预期寿命之间的关系。在18世纪40年代早期的西欧,食物短缺引起的饥饿和长期营养不足导致了大量死亡;同时,饥饿明显地影响了冰岛、挪威和芬兰的全国死亡率^[1]。海沃德(Hayward)等发现,在前工业社会里,处于生育期以后或者贫穷的个体在面对饥荒冲击时经历更高的死亡率^[2]。从营养转变的角度来看,由于工业革命和第二次农业革命让现代科技在农业中获得应用,伴随动物蛋白、脂肪、糖、蔬菜和水果等饮食的提高以及淀粉和纤维等饮食的降低,西欧从前工业社会的饥荒阶段进入到饥荒衰退的阶段^[3]。福格尔(Fogel)发现,由于饥荒的消失和平均营养水平的不断提高,英国和法国的人口平均预期寿命在1775年到1974年之间稳定增长。其中,平均营养水平的提高对预期寿命上升发挥主要作用,它能够解释英国和法国从1775年到1874年之间90%的死亡率下降和从1875年到1974年之间50%的死亡率下降^[4]。为测量个体营养状况与死亡水平关系,西方研究者创建并运用体重指数(Body mass index),又被称为凯特勒指数(Quetelet index),其数值随着营养摄入和能量需求之间的当前平衡而变化^[4]。目前,随着社会的不断发展,肥胖已开始流行,并受到媒体和学术界广泛的关注。但是,因为我国老年人享有的社会保障制度还不健全,所以,在人口老龄化和日益高龄化的过程中,老年人群仍然长期处于相对弱势地位和面临营养不良的困扰。在“未富先老”的背景下,老年人的营养不良问题是探讨老年人口健康的一个重要问题。实际上,我国老年人的营养状况依然不乐观。王卓群等用低体重指数,即体重指数低于18.5,测量个体的营养不良状况,进而发现2010年我国老年人的营养不良率达到5.3%,并随着年龄的提高而上升^[5]。考虑到我国老年人面临营养不良的现实挑战,本文考察低体重指数对老年人死亡风险的具体影响,并估计其对老年人口过量死亡的实际贡献。本文的研究能够为了了解现阶段我国老年人健康长寿状况补充新知识,为提出具有可行性的公共干预政策和手段从事探索研究,进而对实现健康老龄化具有积极意义。

二、文献回顾和研究设计

在当代发达国家中,老年人的体重指数和其全死因死亡风险之间呈现“U”型关系,即相对于正常体重指数,低体重指数和肥胖的老年人经历更高的死亡风险^[6-12]。在分性别的子样本研究中,体重指数和全死因死亡风险之间的“U”型关系出现在老年男性和老年女性中^[11,13-14]以及成年男性和成年女性中^[6]。研究者进一步考察在发达国家老年人口中低体重指数和具体死亡原因的死亡率之间的复杂关系。在50岁以上成年人中,相对正常体重指数,低体重指数和较高的冠心病死亡风险相关^[7]。低体重指数和由循环系统疾病导致的高死亡率之间的关系出现在成年人^[6]和老年人中^[8,13]。不仅老年人的低体重指数和由呼吸系统疾病导致的高死亡率相关^[8,13],而且低体重指数相对其他所有体重指数具有最高的呼吸系统疾病死亡率^[13]。

与此同时,来自流行病学、营养学和公共卫生学的经验研究广泛地考察了我国老年人的体重指数和其死亡率之间的关系。在控制干扰因素的影响以后,低体重指数和高全死因死亡率/死亡风险之间的相关关系出现在全国范围内的中老年人人群中^[15-17]。即使在东部发达地区,低体重指数的老年人也面临高死亡率的劣势。例如,在江苏金坛县农村,低体重指数的中老年男性和中老年女性的死亡率都高于正常体重指数的和过重的^[18]。在北京市55岁以上人群中,低体重指数相对其他体重指数水平具有最高全死因死亡率^[19-20]。以上经验研究表明,低体重指数的老年人经历更高的全死因死亡率。此外,我国老年人的低体重指数和一些由具体原因导致的高死亡率相关。例如,李奎宝等发现北京市中

老年人的低体重指数和肺心病、消化道肿瘤、肺癌、肺炎以及不明原因的高死亡率相关^[21]。赵连成等的研究考察了三个具体原因的死亡率(冠心病和脑卒中死亡率、恶性肿瘤死亡率和其他原因死亡率),进而发现,低体重指数和恶性肿瘤的高死亡率以及和其他原因的高死亡率相关^[15]。

尽管对我国老年人口的低体重指数和其死亡风险关系的考察已取得大量成果,但是,还可以在以下两方面拓展。其一,多数研究关注中年人和低龄老年人,而忽视80岁以上高龄老年人,且研究范围和样本都有所局限^[17,20]。比如王云峰等的研究对象局限在北京市^[20],其研究结论无法拓展到全国。顾东风等的研究从1991年全国高血压调查的15岁以上被访者中截取65岁以上老年人被访者^[17]。由于样本量过小,该研究未能分性别地考察体重指数和65岁以上老年人死亡风险之间的关系。我国老年男性和女性在预期寿命和死亡模式上存在显著的性别差异。因此,有必要分性别地考察低体重指数和死亡率之间的关系。其二,面对低体重指数在我国老年人中流行的事实,以往鲜有研究估计我国老年人的低体重指数对其过量死亡的影响程度,即如果老年人口的低体重指数都转变为正常体重指数,那么多大比例的死亡能够被避免。最近30年来,美国成年人的肥胖率不断上升,部分经验研究通过运用总体归因比例法来估计肥胖对老年人过量死亡的贡献^[10,12,14]。具体来讲,肥胖相对于正常体重指数贡献了当代美国老年男性死亡的3.8%和老年女性死亡的2.5%^[14]。总体归因比例法使经验研究将发达国家老年人的个体特征因素(肥胖)和其宏观死亡联系起来。显然,该方法同样适用于研究我国老年人的低体重指数对其过量死亡的影响。

为拓展以往研究,文章运用包括低龄和高龄老年人的全国大型抽样调查“中国老年健康影响因素跟踪调查”(Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey, CLHLS)数据,回答以下两个研究问题。其一,在控制人口特征、社会经济地位、健康行为方式和基线健康条件以后,老年男性和老年女性中低体重指数和死亡风险之间关系的表现形式。其二,基于总体归因比例法,估计在老年人口中低体重指数的消除能够避免多大比例的过量死亡。

三、数据和方法

1. 数据

本文选择中国老年健康影响因素跟踪调查2008/2009年和2011/2012年数据。自1998年以来,北京大学开展CLHLS的基线调查,并在2000年、2002年、2005年、2008/2009年和2011/2012年完成追踪调查。在2008/2009年调查时,CLHLS调查覆盖全国23个省份^①的65岁以上全部年龄组的老年人口。以同性别和同年龄的原则,CLHLS就近递补在2000年、2002年和2005年追访时已经死亡的被访者,进而保证CLHLS 2008年数据的代表性^[22]。在删除2008/2009年和2011/2012年期间发生失访的被访者以及缺失了具体死亡时间的被访者以后,本文的研究样本分别包括65—105岁的5815名男性老年人和7596名女性老年人。

2. 测量

CLHLS调查测量了被访者在2008/2009年至2011/2012年的存活信息,即被访者在两次访问期间是否死亡。对于在两次访问期间死亡的被访者,被访者的亲属提供具体的死亡日期。在两次访问期间继续存活的被访者被定义为删节。体重指数是本研究的核心解释变量。首先,基于CLHLS 2008/2009年数据提供的身高和体重信息,计算被访者体重指数,其公式为体重/身高的平方,即 $BMI = kg/m^2$ 。

① 23个省份具体包括:辽宁、吉林、黑龙江、河北、北京、天津、山西、陕西、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、四川、重庆和海南。

其中, 1.70%的老年男性被访者体重指数缺失; 3.34%的老年女性被访者体重指数缺失。实际应用Cox模型中的研究样本删除了这部分缺失的案例。根据世界卫生组织对体重指数的国际分类标准^[23], 本研究的体重指数被划分为低体重指数 (BMI < 18.5)、正常体重指数 (18.5 ≤ BMI ≤ 24.99)、过重 (25 ≤ BMI ≤ 29.99) 和肥胖 (BMI ≥ 30)。尽管世界卫生组织将肥胖进一步划分为三类, 即, 肥胖 I 型 (30.00 ≤ BMI ≤ 34.99)、肥胖 II 型 (35.00 ≤ BMI ≤ 39.99) 和肥胖 III 型 (BMI ≥ 40), 但是, 由于不同类型肥胖的个体在样本中比例都非常低, 文章将这三种类型的肥胖归为一类。应用世界卫生组织的分类标准有助于对本文的研究结论进行国际比较。此外, 模型包括一系列控制变量, 包括由年龄和婚姻状况构成的人口特征, 由居住地、教育水平和60岁以前主要职业构成的社会经济地位特征, 由抽烟、喝酒和锻炼构成的健康行为方式特征以及由自评健康地位、残障和患有慢性病构成的基线健康条件。表1显示变量的描述性统计结果。

3. 方法

1972年以来, Cox模型逐渐发展成人口学研究死亡风险的经典方法。通过运用部分似然估计 (Partial Likelihood) 方法, Cox模型不仅允许不考虑基线风险函数的具体形式, 而且能获得稳健的估计结果^[24]。公式如下:

$$h_i(t) = \lambda_0(t) e^{(\beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik})} \quad (1)$$

其中, $h_i(t)$ 表示个体 i 在时间 t 上的死亡风险; $\lambda_0(t)$ 表示基线风险函数; $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$ 代表协变量; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ 代表估计的系数。尽管成比例风险假设是Cox模型的应用前提, 但是, 部分自变量在实际应用中往往违反成比例风险假设, 且与观测时间之间存在交互项^[24]。因此, 纳入这些交互项是Cox模型用于解决违反成比例风险假设的一个方法^[24-25]。辛格 (Singer) 和威利特 (Willett) 提供了这些违反成比例风险假设变量的影响随观测时间可能发生的三种不同形式的改变^[25]。本文参照该方

表1 样本描述性统计 %

变量	男性 (样本数 = 5815)	女性 (样本数 = 7596)
存活地位		
死亡	36.10	40.90
删节	63.90	59.10
体重指数		
低体重指数	26.17	37.85
正常体重指数 (=0)	64.85	53.54
过重	8.01	7.19
肥胖	0.96	1.42
年龄 (岁)	84.34	88.97
婚姻状况		
在婚	51.69	19.14
离婚、丧偶或者从未结婚 (=0)	48.31	80.86
居住地		
城镇	37.47	35.82
农村 (=0)	62.53	64.18
教育水平		
至少接受1年正规教育	62.83	17.08
文盲 (=0)	37.17	82.92
60岁以前主要职业		
农业 (=0)	63.82	74.82
非农	30.24	9.62
无业或自雇	5.94	15.55
抽烟		
从来不抽烟 (=0)	36.69	88.25
过去抽烟现在不抽烟	29.10	6.05
现在抽烟	34.21	5.70
喝酒		
从来不喝酒 (=0)	46.84	84.51
过去喝酒现在不喝酒	23.26	6.73
现在喝酒	29.90	8.76
锻炼		
从来不锻炼 (=0)	52.18	66.15
过去锻炼现在不锻炼	12.89	11.92
现在锻炼	34.93	21.93
自评健康水平		
好或者很好	48.05	41.21
一般、不好或很不好 (=0)	51.95	58.79
残障		
是	13.62	24.93
否 (=0)	86.38	75.07
患有至少一种慢性病		
是	56.52	56.35
否 (=0)	43.48	43.65

注: 变量括号内等于0为参照组。

法假定跟踪时间具有三种形式,分别为:时间的自然对数,即这些违反成比例风险假设变量的影响随观测时间的自然对数线性地变化;时间减1天,即这些变量的影响随跟踪时间线性地变化;分为四段的时间^①,即这些变量的影响在这四段时间内均恒定不变,但其影响在不同时间段之间存在差异。

为进一步获得低体重指数对我国老年人总体死亡的贡献比例,本研究运用由罗克希尔(Rockhill)等提出的总体归因比例法(Population Attributable Fraction)^[26],其计算公式如下:

$$PAF_j = pd_j \left(\frac{HR_j - 1}{HR_j} \right) \quad (2)$$

其中, PAF_j 表示在低体重指数的老年人口反事实地转变为正常体重指数老年人口的情况下,可以被避免的老年人口死亡的比例。 pd_j 表示在观测期间具有低体重指数的死亡案例占样本总死亡案例的比例; HR_j 代表低体重指数地位相对于正常体重指数地位的死亡风险比。Cox模型估计的协变量系数帮助本研究获得低体重指数相对于正常体重的风险比。

四、分析结果

表2给出Cox模型估计老年男性的体重指数对其死亡风险影响的结果。模型1只包括体重指数这一核心解释变量^②,结果显示,低体重指数的老年男性的死亡风险显著高于正常体重指数的老年男性,而过重的老年男性的死亡风险则显著低于正常体重指数的老年男性,在模型1的基础上纳入人口特征变量(年龄和婚姻状况),结果显示,在控制人口特征后,过重与老年人死亡风险之间的显著关系消失;低体重指数的老年男性的死亡风险继续高于正常体重指数的老年男性。模型3在模型2的基础上进一步纳入社会经济地位变量(城乡居住地、教育水平和60岁以前主要职业),结果显示,老年男性的低体重指数和其高死亡风险之间继续显著相关,但是,老年男性的低体重指数对其死亡风险的影响效果降低。模型4在模型3的基础上纳入健康行为方式变量(抽烟、喝酒和锻炼),结果显示,在控制人口特征、社会经济地位和健康行为方式以后,低体重指数的老年男性的死亡风险依然显著高于正常体重指数的老年男性,但是,老年男性的低体重指数对其死亡风险的影响效果进一步降低。文章通过控制被访者的基线健康条件的影响试图消除体重指数和死亡风险之间可能存在的反向因果关系。当Cox模型纳入由自评健康水平、残障和患有慢性病变量构成的基线健康条件时,年龄和残障变量违反Cox模型的等比例风险前提假设。模型5至模型7分别以观测时间的自然对数、观测时间减1天以及分为四段的观测时间和这两个变量做交互项,结果表明,在控制被访者的人口特征、社会经济地位、健康行为方式和基线健康条件以后,低体重指数的老年男性的死亡风险约是正常体重老年男性的1.1倍($e^{0.092} = 1.0964$ 或者 $e^{0.093} = 1.0975$)。尽管在这些统计上显著的交互项中跟踪时间有不同的形式,但是,Cox模型对老年男性体重指数的影响效果的估计保持稳健。相对于模型4的结果,在模型5至模型7中,老年男性的低体重指数对其死亡风险的影响效果进一步降低。模型1至模型4的结果表明,老年男性的低体重指数和高死亡风险在0.05水平下显著相关。在模型5至模型7中,低体重指数仍然在0.1水平下双尾检验显著。这实际上相当于0.05水平下的单尾检验显著。

① 在男性样本中,四个时间段的三个分割点分别为第266天、第529天和第801天;在女性样本中,四个时间段的三个分割点分别为第261天、第530天和第810天。这样的时间段分割方式能够分别保证男性被访者和女性被访者的死亡数量在不同时间段之间相等。

② 当新自变量逐步纳入各个模型时,运用Stata的estat phtest命令来检验在每个模型中各个自变量是否符合成比例风险假设前提。

表2 Cox模型估计老年男性的体重指数对其死亡风险的影响

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
低体重指数	0.386 ^{***} (0.048)	0.138 ^{**} (0.048)	0.120 [*] (0.049)	0.116 [*] (0.049)	0.092 ⁺ (0.049)	0.093 ⁺ (0.049)	0.093 ⁺ (0.049)
过重	-0.280 ^{**} (0.096)	-0.080 (0.096)	-0.068 (0.096)	-0.067 (0.096)	-0.072 (0.097)	-0.071 (0.097)	-0.071 (0.097)
肥胖	-0.343 (0.269)	-0.110 (0.269)	-0.113 (0.269)	-0.091 (0.269)	-0.103 (0.269)	-0.099 (0.269)	-0.103 (0.269)
年龄		0.071 ^{***} (0.003)	0.071 ^{***} (0.003)	0.069 ^{***} (0.003)	0.020 (0.016)	0.054 ^{***} (0.005)	
年龄 _{1-265天}							0.055 ^{***} (0.006)
年龄 _{266-528天}							0.010 (0.007)
年龄 _{529-800天}							0.008 (0.007)
年龄 _{801+天}							0.017 [*] (0.007)
在婚		-0.304 ^{***} (0.052)	-0.285 ^{***} (0.052)	-0.285 ^{***} (0.052)	-0.275 ^{***} (0.053)	-0.275 ^{***} (0.053)	-0.275 ^{***} (0.053)
城镇			-0.125 [*] (0.052)	-0.097 ⁺ (0.053)	-0.140 ^{**} (0.053)	-0.140 ^{**} (0.053)	-0.140 ^{**} (0.053)
至少接受一年教育			-0.115 [*] (0.048)	-0.107 [*] (0.048)	-0.088 ⁺ (0.048)	-0.088 ⁺ (0.048)	-0.088 ⁺ (0.048)
非农			-0.056 (0.059)	-0.037 (0.060)	-0.091 (0.061)	-0.091 (0.061)	-0.090 (0.061)
无业或自雇			0.060 (0.090)	0.077 (0.090)	0.043 (0.091)	0.044 (0.091)	0.043 (0.091)
过去抽烟现在不抽烟				0.215 ^{***} (0.057)	0.204 ^{***} (0.057)	0.204 ^{***} (0.057)	0.204 ^{***} (0.057)
现在抽烟				0.067 (0.057)	0.095 (0.058)	0.095 ⁺ (0.058)	0.095 (0.058)
过去喝酒现在不喝酒				0.157 ^{**} (0.057)	0.124 [*] (0.057)	0.124 [*] (0.057)	0.124 [*] (0.057)
现在喝酒				-0.157 ^{**} (0.058)	-0.128 [*] (0.058)	-0.129 [*] (0.058)	-0.129 [*] (0.058)
过去锻炼现在不锻炼				0.113 ⁺ (0.064)	0.080 (0.064)	0.080 (0.064)	0.080 (0.064)
现在锻炼				-0.331 ^{***} (0.056)	-0.260 ^{***} (0.056)	-0.260 ^{***} (0.056)	-0.261 ^{***} (0.056)
自评健康好或者很好					-0.233 ^{***} (0.047)	-0.233 ^{***} (0.047)	-0.233 ^{***} (0.047)
残障					1.518 ^{***} (0.308)	0.778 ^{***} (0.105)	
残障 _{1-265天}							0.790 ^{***} (0.103)
残障 _{266-528天}							-0.271 ⁺ (0.148)
残障 _{529-800天}							-0.472 ^{**} (0.155)
残障 _{801+天}							-0.388 [*] (0.158)
患有至少一种慢性病					0.046 (0.047)	0.046 (0.047)	0.046 (0.047)

续表							
变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
年龄* 跟踪时间的对数					0.007** (0.003)		
年龄* 跟踪时间减 1 天						0.000* (0.000)	
残障* 跟踪时间的对数					-0.169** (0.052)		
残障* 跟踪时间减 1 天						-0.001** (0.000)	
BIC	33979.48	32865.86	32736.58	32650.04	32557.81	32562.01	32622.18
观测数	5716	5716	5698	5695	5694	5694	19783

注: 括号内是标准误; ** $p < 0.001$, * $p < 0.01$, $p < 0.05$, $p < 0.1$ 。

表 3 显示 Cox 模型估计老年女性的体重指数对其死亡风险影响的结果。模型 1 仅包括体重指数这一核心解释变量。模型 1 显示, 在老年女性中, 低体重指数的死亡风险显著高于正常体重指数, 而过重的老年女性的死亡风险则显著低于正常体重指数老年女性。当 Cox 模型进一步纳入人口特征 (年龄和婚姻状况) 后, 模型 2 的结果表明, 老年女性的过重与其死亡风险之间的显著关系消失; 低体重指数的老年女性的死亡风险继续高于正常体重指数老年女性。当模型 3 进一步纳入社会经济地位变量 (城乡居住地、教育水平和 60 岁以前主要职业) 以后, 尽管老年女性的低体重指数对其死亡风险的影响效果进一步降低, 但是, 低体重指数和高死亡风险之间继续显著相关。模型 4 在模型 3 的基础上进一步纳入健康行为方式变量 (抽烟、喝酒和锻炼)。模型 4 的结果显示, 在控制人口特征、社会经济地位和健康行为方式以后, 低体重指数和老年女性的高死亡风险之间显著相关; 不过, 老年女性的低体重指数对其死亡风险的影响效果进一步降低。为了试图消除体重指数和死亡风险之间可能存在的反向因果关系, Cox 模型进一步纳入基线健康条件变量 (自评健康水平、残障和患有慢性病)。因为 Estat phtest 的检验结果显示, 年龄和残障变量违反成比例风险假设, 所以, 模型 5 至模型 7 包括年龄和残障变量与三种时间形式的交互项。结果表明, 在控制受访者的年龄特征、社会经济地位、健康行为方式和基线健康条件以后, 低体重指数的老年女性的死亡风险约为正常体重指数老年女性的 1.1 倍 ($e^{0.088} = 1.0920$ 或 $e^{0.089} = 1.0931$); 老年女性的低体重指数对其死亡风险的影响效果进一步降低。

本文还运用 BIC 比较样本数存在差异的非嵌套模型之间的拟合程度。在逐步纳入人口特征变量、社会经济地位变量、健康行为方式变量和基线健康条件变量的过程中, 表 2 和表 3 的 BIC 结果表明 Cox 模型的拟合程度不断提高。此外, 在考虑违反成比例风险假设的变量和三种时间形式的交互项情况下, 不论在老年男性还是老年女性中 Cox 模型对低体重指数的回归系数的估计结果保持稳健。为节省篇幅, 文章省略了对表 2 和表 3 中控制变量及交互项结果的解释。

为了获得由低体重指数导致的老年男性和老年女性过量死亡的比例, 首先, 本文分别在样本中获得低体重指数的男性死亡案例占男性死亡案例的比例和低体重指数的女性死亡案例占女性死亡案例的比例。然后, 根据表 2 中模型 5 至模型 7 和表 3 中模型 5 至模型 7 展示的低体重指数的回归系数, 获得在这些模型中低体重指数相对于正常体重指数的死亡风险比。在男性老年人中, 表 2 模型 5 提供的低体重指数相对正常体重指数的死亡风险比 ($e^{0.092} = 1.0964$) 低于表 2 模型 6 和模型 7 提供的低体重指数相对于正常体重指数的死亡风险比 ($e^{0.093} = 1.0975$)。在女性老年人中, 表 3 模型 5 提供的低体重指数相对正常体重指数的死亡风险比 ($e^{0.088} = 1.0920$) 低于由表 3 模型 6 和模型 7 提供的低体重指数相对于正常体重指数的死亡风险比 ($e^{0.089} = 1.0931$)。最后, 运用总体归因比例法公式分别计算

表3 Cox模型估计老年女性的体重指数对其死亡风险的影响

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
低体重指数	0.378*** (0.038)	0.115** (0.038)	0.109** (0.039)	0.098* (0.039)	0.088* (0.039)	0.089* (0.039)	0.089* (0.039)
过重	-0.418*** (0.091)	-0.052 (0.091)	-0.049 (0.091)	-0.027 (0.091)	-0.044 (0.091)	-0.045 (0.091)	-0.045 (0.091)
肥胖	0.010 (0.164)	0.115 (0.164)	0.109 (0.165)	0.089 (0.165)	-0.011 (0.165)	-0.013 (0.165)	-0.011 (0.165)
年龄		0.079*** (0.002)	0.078*** (0.002)	0.076*** (0.002)	0.025+ (0.015)	0.051*** (0.005)	
年龄 _{1-260天}							0.054*** (0.005)
年龄 _{261-529天}							0.010 (0.007)
年龄 _{530-809天}							0.008 (0.007)
年龄 _{810+天}							0.027*** (0.007)
在婚		-0.252** (0.078)	-0.251** (0.078)	-0.252** (0.078)	-0.270*** (0.078)	-0.269*** (0.078)	-0.270*** (0.078)
城镇			-0.072+ (0.043)	-0.060 (0.043)	-0.100* (0.044)	-0.099* (0.044)	-0.099* (0.044)
至少接受一年教育			-0.045 (0.065)	-0.026 (0.065)	-0.007 (0.065)	-0.007 (0.065)	-0.008 (0.065)
非农			-0.075 (0.086)	-0.042 (0.087)	-0.089 (0.087)	-0.090 (0.087)	-0.090 (0.087)
无业或自雇			0.099+ (0.052)	0.091+ (0.052)	0.034 (0.052)	0.034 (0.052)	0.034 (0.052)
过去抽烟现在不抽烟				0.211** (0.075)	0.177* (0.075)	0.177* (0.075)	0.177* (0.075)
现在抽烟				0.060 (0.082)	0.092 (0.082)	0.092 (0.082)	0.092 (0.082)
过去喝酒现在不喝酒				0.043 (0.073)	0.043 (0.073)	0.044 (0.073)	0.043 (0.073)
现在喝酒				-0.014 (0.065)	0.012 (0.065)	0.013 (0.065)	0.013 (0.065)
过去锻炼现在不锻炼				0.033 (0.056)	-0.006 (0.056)	-0.008 (0.056)	-0.008 (0.056)
现在锻炼				-0.355*** (0.054)	-0.253*** (0.055)	-0.255*** (0.055)	-0.254*** (0.055)
自评健康好或者很好					-0.208*** (0.040)	-0.208*** (0.040)	-0.208*** (0.040)
残障					1.631*** (0.251)	0.821*** (0.080)	
残障 _{1-260天}							0.844*** (0.082)
残障 _{261-529天}							-0.363** (0.114)
残障 _{530-809天}							-0.262* (0.114)
残障 _{810+天}							-0.502*** (0.117)
患有至少一种慢性病					-0.006 (0.038)	-0.007 (0.038)	-0.007 (0.038)

续表	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
年龄* 跟踪时间的对数					0.007 ^{**} (0.002)		
年龄* 跟踪时间的减 1 天						0.000 ^{***} (0.000)	
残障* 跟踪时间的对数					-0.179 ^{***} (0.041)		
残障* 跟踪时间减 1 天						-0.000 ^{***} (0.000)	
BIC	50256.19	48587.73	48414.32	48389.31	48186.88	48187.08	48242.77
观测数	7342	7342	7320	7316	7316	7316	24956

注: 括号内是标准误; ^{***} $p < 0.001$, ^{**} $p < 0.01$, ^{*} $p < 0.05$, ⁺ $p < 0.1$

在不同模型的调整控制下总体归因比例法的结果, 见图 1。具体来讲, 如果老年男性人口的低体重指数转变为正常体重指数, 那么, 在控制人口特征、社会经济地位、健康行为方式以及基线健康条件以后, 这个转变能够避免大约 2.9% 的老年男性人口死亡。其中, 依据表 2 模型 5 的结果, 能够避免 2.91% 的老年男性人口死亡; 根据表 2 模型 6 和模型 7 的结果, 能够避免 2.94% 的老年男性人口死亡。如果老年女性人口的低体重指数转变正常体重指数, 那么, 在控制人口特征、社会经济地位、健康行为方式以及健康条件以后, 这个转变能够避免大约 3.9% 的老年女性人口死亡。其中, 依据表 3 模型 5 的结果, 能够避免 3.87% 的老年女性人口死亡; 根据表 3 模型 6 和模型 7 的结果, 能够避免 3.91% 的老年女性人口死亡。此外, 通过比较总体归因比例法的结果, 研究进一步发现, 低体重指数对老年女性人口死亡的贡献高于对老年男性人口死亡的贡献。如果老年人口的低体重指数被转变为正常体重指数, 那么老年女性能够获得更多的长寿优势。

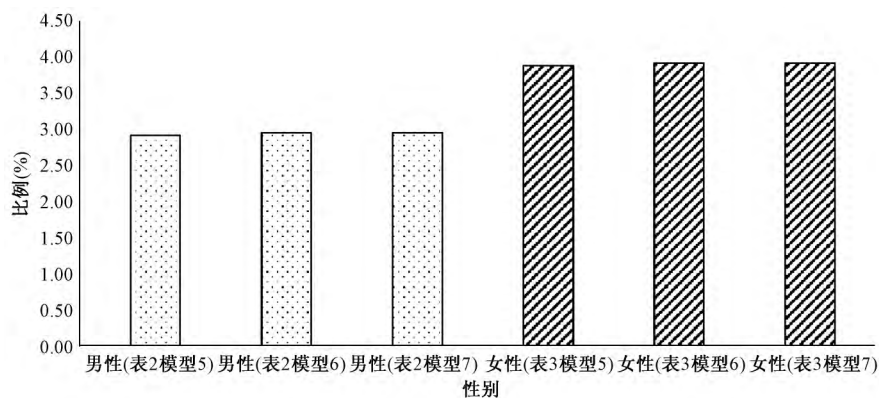


图 1 由低体重指数导致的 65 岁以上男性和女性人口过量死亡的比例

五、结论和讨论

依托 CLHLS 2008/2009 和 2011/2012 年数据的独特优势, 运用 Cox 模型和总体归因比例法分别在男性和女性老年人中考察了低体重指数对其死亡风险和过量死亡的影响, 获得了以下两个结论。

首先, 当调整一系列控制变量以后, Cox 模型的结果发现, 低体重指数老年男性和老年女性的死亡风险均显著高于正常体重指数的。这个结论支持了以往的研究发现, 即, 低体重指数对当代中国老年人死亡率产生了危害^[17 20]。本文将以往局限于北京市或者未分样本性别的结论拓展为适用于全国范围内分性别且覆盖全部年龄组的老年人口。但本文的发现没有支持在当代发达国家老年人中体重指

数和全死因死亡风险之间的“U”型关系。这是因为在控制人口特征（年龄和婚姻状况）以后，过重老年人的死亡风险相对于正常体重指数的老年人没有显著差异；肥胖一直没有显著影响中国老年人的死亡风险。不论在老年男性还是老年女性中，在Cox模型控制干扰因素（主要是抽烟）的混淆效果后，低体重指数对死亡风险的影响幅度下降。这与以往研究基本保持一致，即，老年人的抽烟行为调节了体重指数和全死因死亡风险之间的关系。纳入基线健康条件变量（包括自评健康水平、残障和是否患有慢性病）进入Cox模型确实部分有效地克服了反向因果关系的可能性。相对于在老年女性人群中，低体重指数和死亡风险之间的关系在老年男性人群中更容易受到反向因果关系的影响。

其次，总体归因比例法发现，低体重指数能够促使2.9%左右的老年男性人口的过量死亡和3.9%左右的老年女性人口的过量死亡。这表明，相比于老年男性，老年女性能够从消除低体重指数的努力中获得更多的长寿收益。虽然部分控制变量违反了Cox模型的比例风险假设，但是，通过纳入这些变量和不同观测时间形式的交互项，本文获得了低体重指数相对于正常体重指数稳健的死亡风险比，进而保证总体归因比例法的稳健计算结果。

低体重和低体重指数不是同一个概念，后者在本文中是指营养不良。本文的主要发现已经证实，低体重指数是一个危害当代老年人健康长寿的风险因素。但这是一个可以被社会、家庭或个体的积极干预所消除的风险因素。未来研究有必要探索消除中国老年人口的低体重指数的有效手段。从公共政策角度来看，近年来新型农村社会养老保险制度、城镇居民社会养老保险制度、新型农村合作医疗和城镇居民医疗保险制度等一系列公共政策的实施很有可能改善中国老年人的营养状况和医疗条件，进而降低老年人口低体重指数的比例。精准扶贫政策还可以在帮助落后地区农村贫困老年人脱贫的过程中有针对性地提高贫困老年人的营养水平。从个体和家庭的角度来看，老年人和其成年子女要增强关于低体重指数对健康危害的认识，要多注意老年人体重指数的变化情况和采取积极措施预防低体重指数的发生。具体来讲，为了帮助低体重指数的老年人，成年子女可以给老年男性提供更多的可提高营养水平的生活照料和给予老年女性更多的经济支持。不过，新中国的现代化建设让不同出生队列的人口在进入老年阶段以前经历了差异明显的营养条件，文章中研究对象普遍经历了食物短缺和营养匮乏的儿童和成年时期。因此，本文的一些发现更多地是针对当前的老年人，也许不适用未来老年人口。我们预期肥胖对未来中国老年人口的死亡率，特别是循环系统疾病和糖尿病的死亡率将会带来更大影响。

参考文献:

- [1] POST J D. Food shortage, climatic variability, and epidemic disease in preindustrial Europe: the mortality peak in the early 1740s [M]. Ithaca: Cornell University Press, 1985: 226.
- [2] HAYWARD A D, HOLOPAINEN J, PETTAY J E, LUMMAA V. Food and fitness: associations between crop yields and life-history traits in a longitudinally monitored pre-industrial human population [J]. Proceedings of the Royal Society B: Biological Sciences, 2012, 279 (1745): 4165-4173.
- [3] POPKIN B M. The nutrition transition and obesity [M] // CAWLEY J. The Oxford Handbook of the Social Science of Obesity. New York: Oxford University Press, 2011: 289-302.
- [4] FOGEL R W. New findings on secular trends in nutrition and mortality: some implications for population theory [M] // ROSENZWEIG M R, STARK O. Handbook of Population and Family Economics. Amsterdam: Elsevier Science B.V., 1997: 433-481.
- [5] 王卓群, 张梅, 赵艳芳, 杨静, 赵文华. 中国老年人群低体重营养不良发生率及20年变化趋势 [J]. 疾病监测, 2014 (6): 477-480.
- [6] ROGERS R, HUMMER R, KRUEGER P. The effect of obesity on overall, circulatory disease and diabetes-specific mortality [J].

- Journal of Biosocial Science, 2003, 35 (1): 107–129.
- [7] THORPE R J, FERRARO K F. Aging, obesity, and mortality: misplaced concern about obese older people? [J]. Research on Aging, 2004, 26 (1): 108–129.
- [8] KRUEGER P M, ROGERS R G, HUMMER R A, BOARDMAN J D. Body mass, smoking, and overall and cause-specific mortality among older U.S. adults [J]. Research on Aging, 2004, 26 (1): 82–107.
- [9] MONTEVERDE M, NORONHA K, PALLONI A, NOVAK B. Obesity and excess mortality among the elderly in the United States and Mexico [J]. Demography, 2010, 47 (1): 79–96.
- [10] MEHTA N K, CHANG V W. Secular declines in the association between obesity and mortality in the United States [J]. Population and Development Review, 2011, 37 (3): 435–451.
- [11] ZUNZUNEGUI M V, SANCHEZ M T, GARCIA A, RIBERA CASADO J M, OTERO A. Body mass index and long-term mortality in an elderly Mediterranean population [J]. Journal of Aging and Health, 2012, 24 (1): 29–47.
- [12] STOKES A, PRESTON S H. How dangerous is obesity? issues in measurement and interpretation [J]. Population and Development Review, 2016, 42 (4): 595–614.
- [13] ZAJACOVA A, BURGARD S A. Shape of the BMI-mortality association by cause of death, using generalized additive models: NHIS 1986–2006 [J]. Journal of Aging and Health, 2012, 24 (2): 191–211.
- [14] MEHTA N K, CHANG V W. Mortality attributable to obesity among middle-aged adults in the United States [J]. Demography, 2009, 46 (4): 851–872.
- [15] 赵连成, 周北凡, 武阳丰, 李莹, 杨军. 体重指数与死亡的前瞻性研究 [J]. 中华流行病学杂志, 2002 (1): 24–27.
- [16] CHEN Z, YANG G, OFFER A, ZHOU M, SMITH M, PETO R, GE L, YANG L, WHITLOCK G. Body mass index and mortality in China: a 15-year prospective study of 220000 men [J]. International Journal of Epidemiology, 2012, 41 (2): 472–481.
- [17] GU D F, HE J, DUAN X, REYNOLDS K, WU X, CHEN J, HUANG G, CHEN C, WHELTON P K. Body weight and mortality among men and women in China [J]. JAMA, 2006, 295 (7): 776–783.
- [18] 钱卫冲, 郭剑涛, 张文生, 钱荣富, 吕锁章, 张仕清, 王震震, 杜福昌, 王海燕. 体重指数过低与总死亡率关系的前瞻性研究 [J]. 中华医学杂志, 2001 (19): 1162–1165.
- [19] 方向华, 汤哲, 项曼君, 刘宏军, 陈彪, 孟琛, 吴晓光, 刁丽君, 刘向红. 北京市55岁以上人群体重指数与高血压及全死因死亡率的关系 [J]. 中华流行病学杂志, 2002 (1): 28–31.
- [20] WANG Y F, TANG Z, GUO J, TAO L X, LIU L, LI H B, LI D T, GUO X H, YANG X H. BMI and BMI changes to all-cause mortality among the elderly in Beijing: a 20-year cohort study [J]. Biomed Environ Sci, 2017, 30 (2): 79–87.
- [21] 李奎宝, 姚崇华, 董磊. 北京市中老年人体质指数与死亡的关系 [J]. 中华预防医学杂志, 2002 (1): 34–37.
- [22] ZENG Y. Toward deeper research and better policy for healthy aging: using the unique data of Chinese longitudinal healthy longevity survey [J]. China Economic Journal, 2012, 5 (2–3): 131–149.
- [23] WORLD HEALTH ORGANIZATION. Obesity: preventing and managing the global epidemic: report of a WHO consultation [R]. Geneva: World Health Organization, 2000.
- [24] ALLISON P D. Survival analysis using SAS: a practical guide [M]. Cary, NC: SAS Institute, 2010: 127–129, 172–173.
- [25] SINGER J D, WILLETT J B. Applied longitudinal data analysis: modelling change and event occurrence [M]. New York: Oxford University Press, 2003: 562–564.
- [26] ROCKHILL B, NEWMAN B, WEINBERG C. Use and misuse of population attributable fractions [J]. American Journal of Public Health, 1998, 88 (1): 15–19.

[责任编辑 武 玉]