

中国老年人生活自理健康 预期寿命的多状态模型分析^{*}

吴炳义 武继磊 于 奇

【摘 要】文章基于中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)2008、2011和2014年数据,以65~99岁老年人口为目标人群,利用插值马尔可夫链方法,计算了分性别年龄的老年人口不同健康状态间的转移概率、健康预期寿命及其余寿占比,依据风险转移概率之间的相关程度对老年人口失能率进行预测。结果显示,随着年龄增长,健康—失能的转移概率逐渐上升,失能—健康恢复概率逐渐下降,在高龄阶段,健康—失能转移概率迅速增加,且恢复概率很低;女性老年人预期寿命和健康预期寿命较长,但健康预期寿命的余寿占比低于男性;2016~2030年中国老年人口失能率呈上升态势,支持“疾病拓展假说”,在2026年前后达到“稳定”状态。上述研究结果提示,老年人口健康服务应注重预防,在政策设计、生活照料及设施安排上减少老年人失能的风险,延长健康生存期;同时从健康不平等的社会性别出发,关注女性老年人口的健康服务需要,提高其生命质量。

【关键词】老年人 健康预期寿命 失能

【作 者】吴炳义 潍坊医学院公共卫生与管理学院,副教授;武继磊 北京大学人口研究所,副教授;于 奇 潍坊医学院公共卫生与管理学院,硕士研究生。

一、前 言

2016年中国政府公布的《“健康中国2030”规划纲要》^①提出,2030年中国人均预期寿命将达到79.0岁,人均健康预期寿命显著提高,这是国家战略规划首次明确将健康预期寿命作为政策指标。健康预期寿命不仅反映老年人的生命数量和质量,还直接关系到老年人口的医养照护需求。因此,在人口老龄化加速发展的背景下,为了准确掌握老年人

^{*} 本文为国家社会科学基金一般项目“我国老年人口健康预期寿命变动趋势及其区域差异研究”(编号:18BRK013)的阶段性成果。

^① 中共中央、国务院印发《“健康中国2030”规划纲要》(http://www.Gov.cn/zhengce/2016-10/25/content_5124174.htm)。

口的健康状况,需要多维度测量、持续追踪的老年人口健康预期寿命数据作为评估老年社会保障、长期照护制度等公共政策制定的依据(卢敏等,2019)。

中国老年人口生活自理健康预期寿命水平及其变动趋势如何,失能水平到底有多高,这不仅是老年人口研究领域的重要学术问题,也是公共卫生和社会保障政策领域关注的基础性问题。然而,从目前的研究现状看,多数研究依据截面数据,无法测算不同健康状态转移概率,因此很难应用多状态生命表法计算健康预期寿命。即使基于多个时期的截面数据,应用苏利文法所计算的健康预期寿命与多状态生命表法结果接近,但相对于队列数据的多状态模型,这种方法还是存在一定的局限性。更为重要的是,运用截面数据无法有效对老年人口的失能水平进行预测,而失能水平估计不仅是健康预期寿命测算的必要条件,也是老年保险、养老、医疗、康复等多个领域成本估算和政策设计所关心的基础性问题。

二、文献述评

理论上,生活自理能力、健康自评和疾病状态构成了健康预期寿命测量的基本维度。目前人口学、社会学领域主要从生活自理预期寿命和自评健康预期寿命两个方面测量老年人口健康预期寿命。自评健康预期寿命以老年人的自我健康评价为依据,其指标内涵与自评者的心理因素紧密相关。该指标能够有效反映个体自我感知的健康状况,但不能反映机体健康状况的变化,且不同群体对健康的标准、期望与认知均存在差异,其回答结果在不同人群中的可比性值得商榷(齐亚强,2014)。吴菲(2019)使用2012年CFPS数据,应用锚点情境法对自评健康进行调整后发现,不同群体对自评健康状况的判断存在差异,个体的年龄、社会经济地位等均会对结果产生实质性偏误。尽管生活自理健康预期寿命的测量角度同样包括老年人主观认知成分,但由于生活自理能力的评价指标基于老年人现实生活能力的测量,且多个测量指标共同反映个体健康状况,因而,生活自理能力健康预期寿命客观性相对更强。

按照生活自理能力指标是否进行加权,将健康预期寿命测量分为健康状态预期寿命(HSE)和健康调整预期寿命(HALE),后者通过数据加权对健康预期寿命进行类型细分,具有理论意义。然而,权重设置并非所有数据均能得到满足,目前研究对这一问题尚未给予足够的重视。

失能水平是健康预期寿命测算的必要条件。ADL是目前文献普遍采用的老年人口基本生活自理能力的测量工具,具有操作性强、适应性高的特点,被世界各国广泛应用于对老年人健康状态的评估(张文娟、魏蒙,2015)。国内一些专项调查和研究也将ADL作为老年人健康状况的核心指标,但是,现有文献对ADL指标的构成数量、排列顺序、问题的回答维度缺乏统一标准。不同数据来源的老年人失能水平存在较大差异,吴炳义

等(2019)通过比较 2010 年人口普查、2015 年 1%人口抽样调查、2015 年 CHARLS 数据和 2014 年 CLHLS 数据发现,受数据来源的影响,不同失能指标测算得到的高龄老人失能率差别较大。因此,基于不同数据来源所计算的老年人口失能情况很难进行准确比较,这是目前中国学界对老年人口失能水平一致性估计的重要挑战。

尽管如此,中国学界对老年人口失能率的研究也取得了不少成果。张文娟、魏蒙(2015)通过对 CLHLS、CHARLS 和 SSAPUR 3 项老年专项调查数据分析发现,专项调查普遍采用 Katz 量表对老年人功能状态进行评估,得到中国城乡老年人失能率为 10.48%~13.31%。贾贤杰等(2017)运用 Barthel 指数评定量表对截面数据分析发现,瑞丽农村 60~85 岁傣族老年人的失能率存在起伏,而不是单一的增长趋势。杨明旭等(2018)基于 2000、2006 和 2010 年 SSAPUR 数据对 60 岁及以上的老年人失能率研究发现,2010 年中国老年人口 ADL 失能率为 8.13%,在 2050 年前将呈单调递增趋势,峰值约为 4 000 万,占总人口比重达到 3%。丁华、严浩(2018)利用 2011、2013 和 2015 年 CHARLS 数据分析发现,3 年间老年人口 ADL 失能率为 10.26%~11.08%,IADL 失能率为 20.73%~21.61%,两种工具测算的失能率差异在两倍左右,发现中国老年人口不仅失能比例上涨较快,失能程度也在不断加深。上述这些研究结果存在差异的主要原因在于数据来源、测量指标(包括指标相同但答案设计不同)和测量方法不同。尽管如此,以现有文献所提供的理论假设为基础,利用大型专项调查中的老年人口队列数据测算失能水平,是值得尝试的。

不同的数据类型需要适配的测算方法。国外文献梳理发现,健康预期寿命常用测算方法包括苏利文法、双递减法、多状态生命表法、微观仿真法、隶属等级模型法等。基于截面数据的苏利文法在计算时只考虑从健康到死亡的单一转换过程,无法测量非健康到健康状态的转换,因而该方法只能根据各年龄组在特定时点的健康比例进行估算,不能用来预测人群健康或失能水平的变化趋势(刘燕、王心旺,2013;Rogers 等,1990)。多状态生命表法不仅能够预测老年人口的失能水平,同时,计算健康调整预期寿命所需要的分年龄死亡率可直接运用同一队列的数据资料。这是基于截面数据的苏利文法无法做到的。但是,这一目标对老年人口的队列数据提出了更高要求,即该数据必须包含起始队列的死亡信息。只要满足上述条件,多状态生命表法不仅能计算健康调整预期寿命,也能计算出这一队列的平均预期寿命,进而计算健康调整预期寿命占平均预期寿命的比重,即健康预期寿命占比。国际上,健康寿命研究有三大理论假说,即“疾病压缩假说”、“疾病拓展假说”、“动态平衡假说”。因此,利用中国老年人口队列数据的多状态分析对相应假说进行实证检验具有重要的理论价值。目前相关研究尚不多见。

综上所述,基于中国老年人口加权数据所计算的健康预期寿命在概念上可准确定义为健康调整预期寿命。尽管相关文献对老年人口健康预期寿命已有诸多探讨,但已有

文献多基于截面数据进行研究,且未将健康预期寿命相关的多个指标进行综合理论判断,并进行失能水平预测。本研究基于 CLHLS 纵向追踪数据,以 65~99 岁老年人口作为分析队列并进行加权,运用多状态生命表法,利用 IMaCH 软件计算老年个体不同健康状态转移概率,估计其平均预期寿命、健康调整预期寿命及其占比,并预测 2016~2030 年中国老年人口的失能率与健康率,以期对中国老年人口健康的学术研究及老年失能照护服务政策提供参考。

三、研究方法数据来源

(一) 研究方法

本研究运用插值马尔可夫链方法(IMaCH 软件)分析追踪调查数据中老年人健康状况的转变,估计不同健康状态间的转移概率,并运用 SPSS17.0 检验转移概率间的相关性,计算各年龄段的预期寿命(LE)、健康预期寿命(HLE)及健康预期寿命占余寿比重(HLE/LE),对 2016~2030 年老年人口的失能率和健康率做出预测。主要计算过程如下:

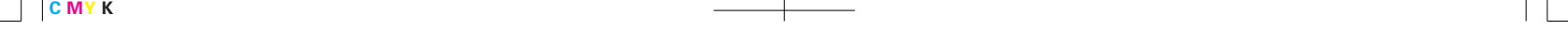
(1)假设遵循马尔科夫链,个体在 x 年龄的状态为 j , $x+h$ 年龄状态为 k 的概率为: ${}_hP_x^{jk} = \Pr[X(x+h)=k | X(x)=j]$ 。(2)令 $L_{t1-t2}^{(i)}$ 代表两次调查 $t1$ 、 $t2$ 间个体从状态 j 转变为状态 k 的概率 ${}_d1P_{x1}^{jk}$,如果有两次转化(由 j 到 k ,再到 l),那么个体 i 的状态转移概率为: $L^{(i)} = ({}_d1P_{x1}^{jk}) \times ({}_d2P_{x2}^{kl})$ 。(3)健康状况的初始状态为 i ,结局状态为 1(健康)和 2(失能)所占比重,即健康概率和失能概率: ${}_tW^{i1}(x) = \frac{{}_tP_{x-t}^{i1}}{{}_tP_{x-t}^{i1} + {}_tP_{x-t}^{i2}}$; ${}_tW^{i2}(x) = \frac{{}_tP_{x-t}^{i2}}{{}_tP_{x-t}^{i1} + {}_tP_{x-t}^{i2}}$ 。(4)计算个体结局状态为 j 的发生率(即 j 状态的稳态失能率): ${}_yP_x^j(\theta) = {}_yP_x^{1j}(\theta) + w^2(x, \theta)[{}_yP_x^{2j}(\theta) - {}_yP_x^{1j}(\theta)]$ 。

(5)在年龄区间 $(x, x+y)$ 上的健康预期寿命: ${}_ye_x^j = \sum_{u=1}^y {}_uP_x^{ij}$ 。(6)不同初始健康状态的预期寿命: $e_x^i = e_x^{i1} + e_x^{i2}$ 。(7) X 岁时总的预期寿命: $e_x = e_x^{11} + e_x^{12}$ 。

(二) 数据来源与变量选取

本研究的数据来自北京大学健康老龄与发展研究中心、北京大学国家发展研究院联合发布的中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS),覆盖全国 23 个省份。本研究使用 2008 年基线数据和 2011、2014 年追踪数据,基线调查涉及 65~99 岁的老年人共 13 185 个样本,并以六普数据的年龄结构作为标准,对数据进行加权结构调整。

健康状况采用 CLHLS 调查的基本生活能力评估量表(ADL)。该量表包括吃饭、穿衣、室内活动、上厕所、洗澡和控制大小便 6 个测量项目,每个项目设置了 3 个回答选项,分别为“可以完成”、“有些困难”和“不能完成”,本研究将后两项合并为“不能完成”,上述 6 个测量项目研究对象均选择“可以完成”定义为“健康”,若其中有任何一个为“不能完成”则为“失能”。



四、结果分析

(一) 基本情况

在 2008 年基线调查中,65~99 岁老年人共 13 185 人,2011 年生存人数为 9 504 人,2014 年生存人数共 7 474 人。2008 年基线数据中 80 岁以下低龄老人占 32.5%,2011、2014 年低龄老人比重分别增加至 40.84%和 47.37%;3 次调查中,女性所占比重稍高于男

表 1 受访老年人基本情况及健康转移状况

	2008 年		2011 年		2014 年	
	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
年龄组(岁)						
65~69	1402	10.63	1345	14.15	1283	17.17
70~74	1503	11.40	1361	14.32	1245	16.66
75~79	1381	10.47	1176	12.37	1012	13.54
80~84	1975	14.98	1561	16.42	1238	16.56
85~89	2303	17.47	1573	16.55	1105	14.78
90~94	3036	23.03	1717	18.07	1089	14.57
95~99	1585	12.02	771	8.11	502	6.72
性别						
男	6321	47.94	4517	47.53	3532	47.26
女	6864	52.06	4987	52.47	3942	52.74
居住地						
城市	2575	19.53	2097	22.06	1787	23.91
镇	2733	20.73	1974	20.77	1548	20.71
农村	7877	59.74	5433	57.17	4139	55.38
婚姻状况						
已婚	4816	36.53	3980	41.88	3395	45.42
分居	259	1.96	199	2.09	153	2.05
离婚	43	0.33	34	0.36	28	0.37
丧偶	7933	60.17	5202	54.73	3825	51.18
未婚	134	1.02	89	0.94	73	0.98
受教育年限						
从未上过学	7567	57.54	5126	53.94	3849	51.50
1~6 年	4115	31.29	3165	33.30	2594	34.71
6 年以上	1469	11.17	283	2.98	1015	13.58
健康状况						
健康	11232	85.19	5566	42.21	3525	26.73
失能	1953	14.81	1738	13.18	3822	28.99
死亡	0	0	3681	27.92	5711	43.31
失访	0	0	2200	16.69	127	0.96

性;被调查老年人居住地以农村为主,占比在一半以上;样本中,丧偶老年人占比最多,超过 50%,其次为已婚老年人,分居、离异和未婚老年人较少;3 次调查结果显示,健康老年人在追踪调查期间所占比重逐年减少,失能和死亡老年人占比呈上升趋势。样本具体情况如表 1 所示。

由于调查数据与第六次人口普查所得老年人的人口结构相差较大,尤其是年龄结构方面。为了将结果推广至全国老年人的整体状况,本研究参照六普数据对数据进行了加权调整,加权调整结果和六普数据的年龄结构具有可比性(见图 1)。

(二) 风险转移概率比较分析

1. 风险转移概率水平分析

多状态模型认为个体存在两个可逆状态(健康

和失能)和一个非可逆状态(死亡)。利用插值马尔可夫链方法估计人群健康状态之间的转换概率,结果显示:(1)健康—失能转移概率随着年龄增长而逐渐升高,失能—健康转移概率则呈递减趋势,健康—失能转移速率远高于失能—健康的转移速率;分年龄组看,低年龄组失能—健康转移概率较高,恢复概率较低,高龄组的恢复概率很低,健康—失能概率很高;在整个老年阶段,女性两种风险转移概率均高于男性,随年龄增长,健康—失能转移概率的性别差异呈扩大趋势,失能恢复概率的性别差异呈缩小趋势(见图2)。(2)失能—死亡转移概率和健康—死亡转移概率随年龄增长均呈上升趋势,且前者转移概率明显高于后者;两种风险转移概率在低龄组均处于较低水平,在高龄组均处于较高水平;男性两种风险转移概率明显高于女性,且随年龄增长,两种转移概率的性别差异均呈扩大趋势(见图3)。

2. 风险转移概率相关分析

中国老年人口各状态风险转移概率高度相关,但存在结构上的差别。失能—死亡转移概率与健康—死亡转移概率、失能—健康转移概率和健康—失能转移概率相关分析显示,失能状态是影响个体健康状况走向的关键,个体健康状态的估计需要更多的失能估计值。健康—失能转移概率与健康—死亡转移概率(0.873)相对较低,这可能与健康—失能转移概率和失能—死亡转移概率(0.911)较高有关,即多数老年人在死亡前都经历了失能阶段,从而导致健康死亡率较低(见表2)。

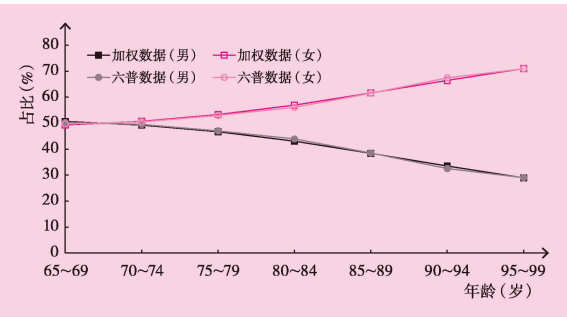


图1 样本加权数据与六普数据分性别年龄结构比较

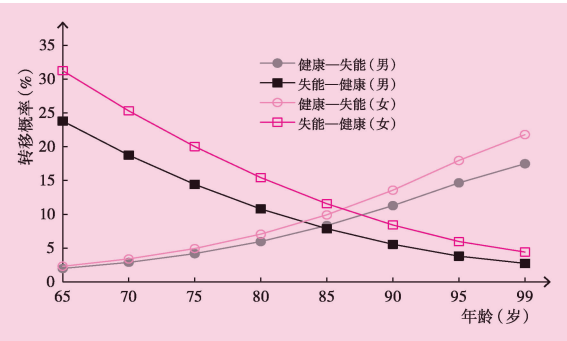


图2 失能与健康转移概率曲线比较

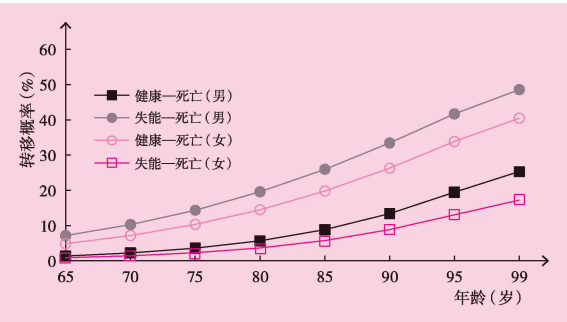


图3 健康与死亡转移概率曲线比较

表2 风险转移概率的相关性分析

	健康—失能	健康—死亡	失能—健康
健康—死亡	0.873**		
失能—健康	-0.835**	-0.855**	
失能—死亡	0.911**	0.984**	-0.926**

注:IMach 多状态模型输出结果。**表示在1%水平(双侧)上显著。

(三) 健康预期寿命估计

健康预期寿命与失能预期寿命的期望值估计是根据由初始年龄不同自理能力的稳态失能率计算,进而得到不同状态下健康与失能期望值的加权平均值及其标准差。

1. 男性健康预期寿命估计

男性老年人口的预期寿命和健康预期寿命随年龄增长而缩短,失能预期寿命延长,健康预期寿命占余寿比重也随之减少(见表3)。初始状态为健康的男性老年人,在各个年龄段,其健康预期寿命均高于初始状态为失能的老年人,其失能生存期均低于初始状态为失能的老年人。如65~69岁男性老年人,若初始为健康状态,其健康预期寿命为12.85年,失能预期寿命为1.92年;若初始状态为失能,其健康预期寿命为7.53年,失能预期寿命为4.19年。

2. 女性健康预期寿命估计

女性老年人预期寿命和健康预期寿命随年龄增长缩短,失能预期寿命延长,健康预期寿命占余寿比重也随之减少(见表4)。初始状态为健康的女性老年人,在各个年龄段

表3 男性健康预期寿命及状态转移生存年数分析

年龄(岁)	LE	HLE	DLE	HLE/LE	DLE/LE	e11	e12	e1.	e21	e22	e2.
65~69	14.59 ± 0.20	12.53 ± 0.19	2.06 ± 0.09	85.88	14.12	12.85	1.92	14.77	7.53	4.19	11.72
70~74	11.26 ± 0.17	9.31 ± 0.16	1.95 ± 0.09	82.68	17.32	9.79	1.75	11.55	4.52	3.88	8.40
75~79	8.44 ± 0.16	6.63 ± 0.15	1.81 ± 0.09	78.55	21.45	7.28	1.55	8.84	2.49	3.44	5.93
80~84	6.18 ± 0.14	4.53 ± 0.13	1.65 ± 0.10	73.30	26.70	5.32	1.33	6.66	1.27	2.94	4.21
85~89	4.46 ± 0.13	2.98 ± 0.13	1.48 ± 0.11	66.82	33.18	4.99	1.11	4.97	0.61	2.46	3.07
90~94	3.22 ± 0.11	1.90 ± 0.13	1.32 ± 0.13	59.01	40.99	2.81	0.91	3.72	0.28	2.04	2.33
95~99	2.37 ± 0.09	1.19 ± 0.13	1.18 ± 0.15	50.21	49.79	2.09	0.73	2.82	0.13	1.72	1.84

注:IMach 多状态模型输出结果。LE 代表各年龄组预期寿命,HLE 代表生活自理健康预期寿命,DLE 代表失能预期寿命;HLE/LE、DLE/LE 分别表示健康预期寿命占余寿的比重和失能预期寿命占余寿比重,std 代表标准差;e1、e2.分别表示初始状态为健康和失能的生存时间;e11、e12 分别表示初始年龄状态为健康,在一定时间范围内仍以健康状态、失能存活的时间;e21、e22 分别表示初始年龄状态为失能,在一定时间范围内仍以健康状态、失能存活的时间。

表4 女性健康预期寿命及状态转移生存年数分析

年龄(岁)	LE	HLE	DLE	HLE/LE	DLE/LE	e11	e12	e1.	e21	e22	e2.
65~69	17.23 ± 0.22	14.32 ± 0.20	2.91 ± 0.11	83.11	16.89	14.58	2.79	17.37	10.37	4.75	15.12
70~74	13.59 ± 0.20	10.77 ± 0.18	2.78 ± 0.11	79.25	20.46	11.19	2.59	13.78	6.72	4.50	11.22
75~79	10.32 ± 0.18	7.73 ± 0.16	2.59 ± 0.11	74.90	25.10	8.36	2.34	10.70	3.99	4.08	8.07
80~84	7.64 ± 0.17	5.28 ± 0.15	2.36 ± 0.12	69.11	30.89	6.11	2.05	8.16	2.19	3.55	5.73
85~89	5.55 ± 0.16	3.44 ± 0.14	2.11 ± 0.13	61.98	38.02	4.42	1.74	6.15	1.12	2.99	4.10
90~94	3.99 ± 0.15	2.15 ± 0.14	1.85 ± 0.14	53.88	46.37	3.20	1.44	4.63	0.54	2.47	3.01
95~99	2.90 ± 0.13	1.29 ± 0.13	1.61 ± 0.16	44.48	55.52	2.35	1.17	3.52	0.25	2.04	2.30

注:同表3。

的健康预期寿命均高于初始状态为失能的老年人,其失能生存期均低于初始状态为失能的老年人。如 65~69 岁组的女性老年人,若初始为健康状态,其健康预期寿命为 14.58 年,失能预期寿命为 2.79 年;若初始状态为失能,其健康预期寿命为 10.37 年,失能预期寿命为 4.75 年。

(四) 不同性别老年人健康与长寿比较分析

随着年龄增长,老年人口预期寿命和健康预期寿命缩短,失能预期寿命延长,健康预期寿命占余寿比重也随之减少。在同一年龄水平上,女性老年人预期寿命和健康预期寿命均高于男性,且随着年龄增长,预期寿命和健康预期寿命的性别差异均呈缩小趋势(见图 4)。女性老年人健康预期寿命占余寿比重在整个老年阶段均低于男性,且随着年龄增长二者的差异呈扩大趋势,说明女性老年人预期寿命的延长更多的是延长了失能生存期(见图 5)。无论是平均预期寿命还是健康预期寿命均存在性别差异,男性老年人预期寿命低于女性老年人,但健康预期寿命高于女性老年人。

(五) 中国未来老年人口健康状况预测

1. 失能率预测

中国老年人口未来失能率呈增长趋势,预计在 2026 年前后将达到“稳定”状态(见图 6 和图 7),这一状态又称之为“稳态失能率”。在该状态下,女性老年人的失能率高于男性,且随着年龄增长,性别差异不断扩大,尤其是 80 岁以上的高龄老人,女性失能率明显高于男性(见图 8)。因此,女

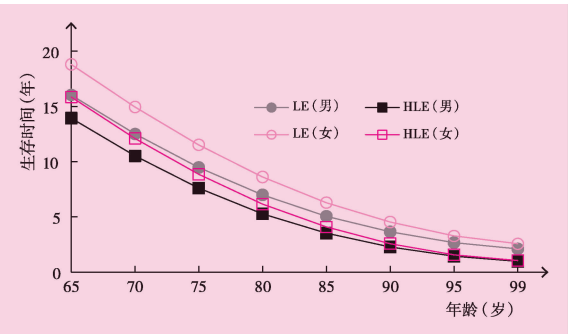


图 4 不同性别老年人预期寿命和健康预期寿命比较

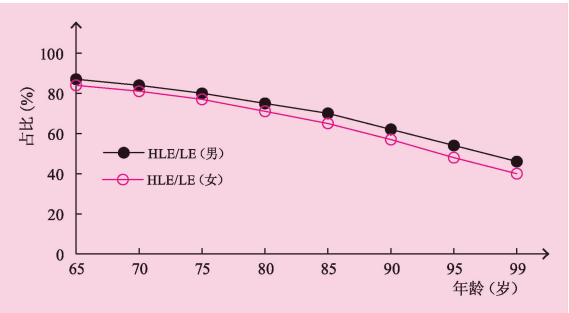


图 5 不同性别老年人健康预期寿命占余寿比重比较

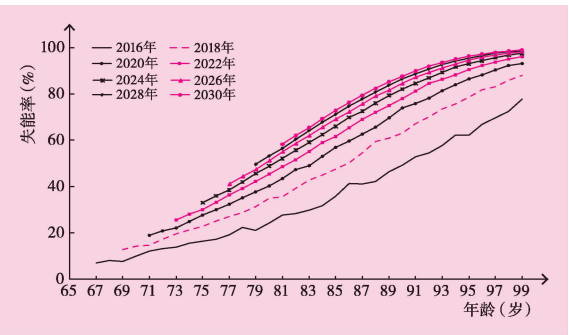


图 6 2016~2030 年男性老年人失能率预测

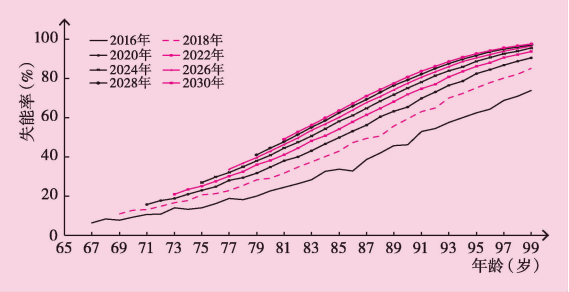


图 7 2016~2030 年女性老年人失能率预测

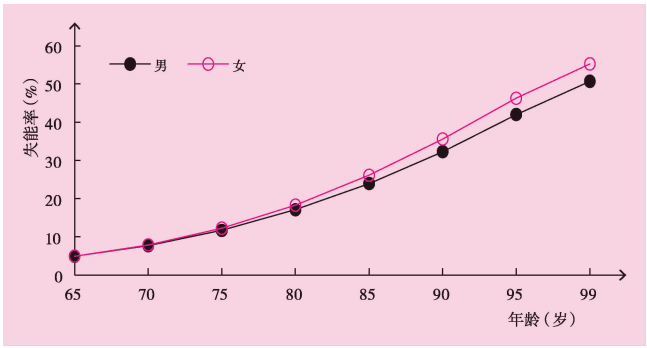


图8 中国老年人口分年龄稳态失能率比较

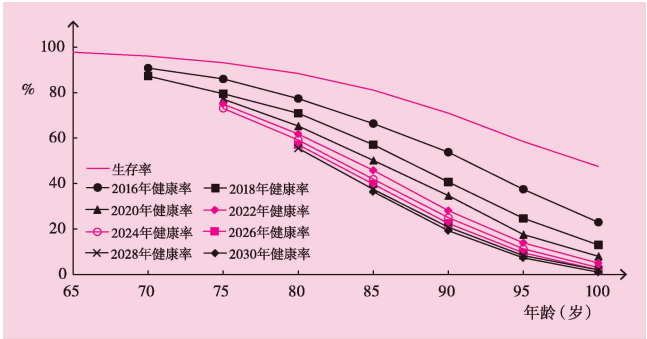


图9 2016~2030年男性老年人口健康率预测

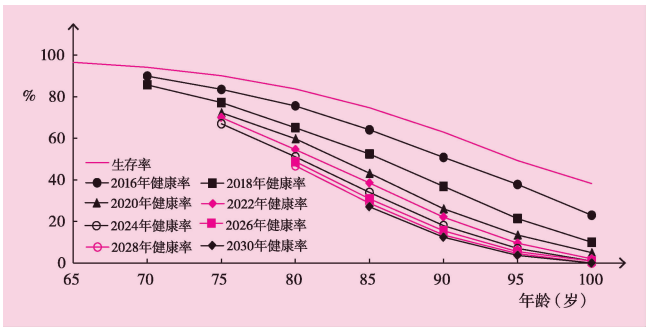


图10 2016~2030年女性老年人口健康率预测

性失能率高于男性还将持续较长时间。

上述失能预测结果显示，中国老年人口失能水平呈增长趋势。随着年龄增长，老年人口失能率不断上升，健康状况变差。2026年前后，中国85岁以上的高龄老年人口失能率将达20%以上。

2. 健康与长寿的理论验证

2016~2030年中国老年人口分年龄健康生存率的预测结果显示，2016~2030年中国老年人分年龄健康生存曲线呈下降趋势，且男女变动的方向相同，符合“疾病拓展”假说（见图9、图10）。中国老年人未来分年龄的健康生存曲线呈下降趋势，男女变动的方向相同。健康预期寿命占余寿比重同样呈下降趋势，这一结果支持“疾病拓展假说”的理论类型。但是，在中国长期存在社会经济发展水平地域不均衡的情况下，老年人口健康长寿三大假说的理论判别尚未达成一致结论。

五、主要结论与对策建议

本研究主要结论如下：（1）无论男女，失能是老年人死亡前经历的重要阶段，而女性老年人经历的失能期更长。随着年龄增长，女性老年人健康转变为失能的概率逐步高于男性老年人。（2）女性老年人平均预期寿命和健康预期寿命均高于男性老年人，健康预期寿命占余寿的比重低于男性老年人，也就是说，女性老年人非健康生存期相对较长。（3）预测显示，中国老年人健康长寿符合“疾病拓展假说”。基于以上结论，本文提出以下对策建议。

第一，针对失能进行早期预防和干预。失能状态是影响个体健康状况走向的关键时期。随着年龄增长，老年人机体功能不断退化，一旦老年人意外跌倒或患某种疾病，其陷

人失能或非健康状态的可能性随之增大,而针对失能进行早期预防和康复能够减少成本,如较长时间的照护服务需求,提升老年人口的健康状况。在中国深度老龄化背景下,提升老年康复专业研究和康复事业实践,提高老年人的失能恢复率;同时,倡导老年失能的社会预防策略,如建立和扶持康复机构,对老年人的失能预防、康复服务共同纳入政府相关部门的制度设计框架,扩大康养机构的服务范围。

第二,实施健康促进和全民健康教育,消除“疾病拓展”困境。2013年6月《赫尔辛基宣言》提出“将健康融入所有政策”作为一种公共政策制定方法,其目标是改善人群健康水平和健康公平,更加关注健康的社会决定因素,强调政策制定者对健康和健康公平所担负的责任。这意味着国家政策制定过程中,需要以健康促进理论为指导,强调各级政府、社会和个人承担各自的健康责任,改善各类健康影响因素,实现“疾病拓展”到“疾病压缩”的转变,提高人群健康水平。

第三,失能老人是“将健康融入所有政策”的重点目标人群之一。健康状况的决定因素是社会因素,公共政策作为社会因素的重要方面,直接或间接影响居民的健康水平。中国高龄老人是失能人群的主体,在“将健康融入所有政策”的制度理念中,高龄、失能、贫困的“交叉”人口是政府政策的“兜底”人群,对养老、医疗和康复服务需求量和类型存在特殊需求。因此,在养老服务资源供给的制度安排中,有必要考虑中国老年失能人口的性别差异,更多关注女性老年人需求。

参考文献:

1. 丁华、严洁(2018):《中国老年人失能率测算及变化趋势研究》,《中国人口科学》,第3期。
2. 贾贤杰等(2017):《云南瑞丽农村傣族老年人健康期望寿命研究》,《中国公共卫生管理》,第1期。
3. 刘燕、王心旺(2013):《健康期望寿命作为评价人类发展水平指标的探索性研究》,《中国卫生统计》,第1期。
4. 卢敏等(2019):《社会政策性别中立背景下我国老年人口自理预期寿命变动分析——基于2005和2015年全国1%人口抽样调查的实证研究》,《人口与发展》,第1期。
5. 齐亚强(2014):《自评一般健康的信度和效度分析》,《社会》,第6期。
6. 吴炳义等(2019):《我国老年人口失能判别及其对健康预期寿命影响分析》,《人口学刊》,第1期。
7. 吴菲(2019):《如何用锚点情境法降低自评健康的回答偏误?——一项基于CFPS2012数据的实证分析》,《人口与发展》,第2期。
8. 杨明旭等(2018):《中国老年人失能率变化趋势及其影响因素研究——基于2000、2006和2010SSAPUR数据的实证分析》,《人口与发展》,第4期。
9. 张文娟、魏蒙(2015):《中国老年人的失能水平到底有多高?——多个数据来源的比较》,《人口研究》,第3期。
10. Rogers A., Rogers R.G., and Belanger A. (1990), Longer Life But Worse Health? Measurement and Dynamics. *The Gerontologist*. 30(5):640-649.

(责任编辑:李玉柱)