

健康期望寿命估算方法的拓展及其 在中国高龄老人研究中的应用^{*}

曾 毅 顾大男 凯·兰德

【摘 要】 文章运用一种新的估算方法估算了纠正偏差后的中国高龄老人日常生活自理能力完好和失能期望寿命(可称为健康与非健康期望寿命),首次对发展中国家高龄老人分年龄、性别与分生活自理能力的死亡率和健康的多状态转移概率进行分析。结果表明,健康与非健康期望寿命和起点年龄的生活自理能力状态有很大关系。将临终前生活自理能力和卧床不起天数数据相结合,文章还分析了高龄老人临终前痛苦程度在性别和年龄上的差异,并根据中国高龄老人的研究结果讨论评估了在人口老化进程中,老年残障期大扩展、相对减缩与保持均衡的三种理论假说。

【关键词】 中国 高龄老人 生活自理能力 健康期望寿命 多状态生命表

【作 者】 曾 毅 北京大学中国经济研究中心、老龄健康与家庭研究中心,教授;顾大男 美国杜克大学医学院老龄与人类发展研究中心,教授;凯·兰德 德国马普人口研究所,杰出研究学者。

一、引 言

人口学家通常基于沙利文方法和多状态生命表方法用功能完好或失能期望寿命来概括某个人口群体的生活自理能力水平。这些估计值对掌握老年人的功能状况和照料需求很有价值(Crimmins 等,1996;Robine 等,1933;Rogers 等,1989)。当缺乏各功能状态间转移信息的纵向数据时,基于横向数据的沙利文方法不失为一种有用方法(Laditka 等,1998)。但有纵向数据时,多状态生命表方法较沙利文方法具有很多优点,因为它考虑了各功能状态间的动态变化及处于不同状态人群的死亡风险差异。

现有的以状态为基准的多状态生命表方法在估算生活自理能力完好(或失能)期望寿命时,假定那些在年龄 x 至 $x+1$ 岁(或 x 至 $x+n$ 岁)间死亡的人在年龄 x 岁至死亡期间的功能状态不变。这种不合理的假定主要因缺乏临终前老年人的功能状态数据。这种假定导致在估算功能完好(或失能)期望寿命时产生内部偏差——主要是对失能期望寿命的低估。本研究的主要目的之一是探讨纠正这种偏差的新方法及将此新方法应用于中国高龄老人研究。

因缺乏数据,以往有关失能期望寿命的研究很少考虑临终前的健康状态。曼顿等人(Manton 等,2000)的一项研究考虑了这一信息。但由于相关数据的缺乏,他们假定那些在跟

* 本研究的数据来源于中国老年人健康状况调查,该调查由美国国家老龄研究院、联合国人口基金(UNFPA)与中国社科基金、自然科学基金提供资助;德国马普人口研究所在人员培训上提供了帮助。本文第一作者曾毅的研究受国家自然科学基金管理学部重点项目(批准号 70533010)的资助。

踪期内死者从最近一次访谈到死亡时点之间的健康状态转移概率与那些在最近一次调查中同年齡、同性別、同健康状态及其他主要特征相同、但仍然存活者的健康状态转移概率相同。这种假定比完全忽视死者临终前健康状态变化的方法好一些。但这种假定也只是一種粗略近似,因为那些死者与那些在上次调查中具有相同特征的存活者在同一时期的健康转移概率可能有很大的不同。

在近期世界卫生组织基于 19 个国家健康调查数据所进行的功能完好(或失能)期望寿命研究之前,只有个别少数研究考察了发展中国家的功能完好(或失能)期望寿命(Mathers 等, 2003;Chen 等,1989;Hamranchande,2003)。齐藤等人(Saito 等,2003)最近对亚洲国家老年人的健康期望寿命进行了回顾。但因缺乏数据,发展中国家除中国外基于全国性纵向调查对高龄老人的功能完好(或失能)仍十分薄弱。除个别研究外,对中国高龄老年人功能完好(或失能)期望寿命的研究绝大多数均基于横向调查。

生命表中考虑临终前的失能状况在老龄科学研究中具有重要意义。基于美国医疗保险数据,美国学者罗毕茨和泊瑞霍达(Lubitz、Prihoda,1983)揭示 28% 的全美所有医疗保险费用是由 6% 的人在临终前一年内花费的。另有研究发现健康护理的使用量常常会在临终前上升(Roos 等,1987)。一个人在临终前的痛苦期若延长,则将大大增加个人、家庭、社会的负担。因此,研究存活者的健康及临终前的死亡质量非常重要。因缺乏死亡质量的其他方面的数据,本研究只对死亡质量的一个主要方面——临终前痛苦程度进行研究。

二、创新拓展传统的多状况生命表方法以纠正其对失能期望寿命的低估

基于多状态生命表而估算得到的功能完好(或失能)期望寿命,是指老年人按假想队列的分年龄、分功能状态的死亡率和功能状态间的转移概率度过其余生处在完好(或失能)状态的平均年数。这与传统的时期生命表相仿。尽管功能完好(或失能)期望寿命既不是实际队列的经历,也不是对未来的预测,但能简明扼要地高度概括所研究人口的健康状态。

平均而言,起点年龄 y 岁不同生活自理能力(以下简称自理能力)的人的总期望寿命及自理能力完好和失能期望寿命是不同的。分状态的多状态生命表能够计算起点年龄自理能力不同人的功能完好和失能期望寿命(Manton 等,2000)。我们分别将不同起点年龄 80 岁、85 岁、90 岁、95 岁和 100 岁的人的期望寿命分解为功能完好和失能,并考察其差异性。我们将对男性与女性进行分别考察,但为表述简化起见,我们在以下的公式中省去了性别标记。

这里, ${}_y l_j(x)$ 表示起点年龄 y 岁处于自理能力状态 i 下活到 x 岁处于 j 状态的生命表人数 ($y < x$); ${}_j l_j(x)$ 表示起点年龄 y 岁所有人(不分自理能力状态)活到 x 岁处在自理能力 j 状态的人数; ${}_1 p_{kj}(x)$ 表示年龄 x 岁处于自理能力状态 k 的人活到 $x+1$ 岁且处于 j 状态的概率; ${}_1 q_i(x)$ 表示年龄 x 岁处于自理能力状态 i 的人在 $(x, x+1)$ 岁间的死亡概率。 ${}_y d_j^{(j)}(x)$ 表示起点年龄 y 岁处于自理能力状态 i 活到年龄 x 岁时处于 j 状态的人在 $(x, x+1)$ 岁间的死亡人数合计数(即包括临终前处于各种自理能力状态的 x 岁至 $x+1$ 岁死亡人数合计)。 ${}_y d_j^{(j)}(x) = {}_y l_j(x) \cdot {}_j q_i(x)$ 。 ${}_y d_j^{(k)}(x)$ 表示起点年龄 y 岁处于自理能力状态 i 活到年龄 x 岁、处于 j 状态的人在 $(x, x+1)$ 岁间死亡、临终前自理能力处于 k 状态的死亡数。 $d_j^{(k)}(x)$ 表示起点年龄 y 岁所

斯坦豪塞和同行们区分了死亡质量的六大方面:症状和痛苦、神智清晰程度、死亡的准备、死亡过程的完成、对他人的贡献、人的完整性确认(Steinhaaser 等,2000)。

有人(不分自理能力状态)活到年龄 x 岁、处于 j 状态的人在 $(x, x+1)$ 岁间死亡、临终前自理能力处于 k 状态的死亡数。 ${}_nD_j^{(k)}(x)$ 表示第一次调查时年龄 x 岁处于自理能力 j 状态,但死于第二次调查之前、死亡前处于 k 状态的人数。左下标 n 表示第一次调查与第二次调查间的平均间隔:中国老年人健康长寿影响因素 1998 年与 2000 年两次调查间的平均间隔为 2.2 年。

我们根据临终前自理能力状态对 ${}_i d_j^{(\cdot)}(x)$ 进行分解:

$${}_i d_j^{(k)}(x) = {}_i d_j^{(\cdot)}(x) = \frac{{}_n D_j^{(k)}(x)}{{}_k=1, C {}_n D_j^{(k)}(x)} \quad (1)$$

公式(1)中对 ${}_i d_j^{(\cdot)}(x)$ 的分解与海沃德等人对那些自理能力完好(或失能)的初始老年人在两年跟踪期内的死因分解方法类似(Hayward 等,1998),也与多递减死因生命表类似(Nambodiri 等,1987)。

${}_i S_j^{(k)}(x)$ 为起点年龄 y 岁处于自理能力状态 i ,在年龄 x 岁时处在 j 状态,活到 $x+1$ 岁处在 k 状态的人数; ${}_i L_j(x)$ 为起点年龄 y 岁处于自理能力状态 i ,在 $(x, x+1)$ 岁间处于 j 状态的存活人年数。 ${}_i S_j^{(k)}(x) = {}_i L_j(x) \cdot p_{jk}(x)$ 。若假定死亡和自理能力状态间的转换呈均匀分布, ${}_i L_j(x)$ 可以由下式来估算:

$$\begin{aligned} {}_i L_j(x) = & [{}_i S_j^{(j)}(x) + \frac{1}{2} \sum_{k=1, C} {}_i S_j^{(k)}(x) + \frac{1}{2} \sum_{k=1, C} {}_i S_k^{(j)}(x)] + \frac{1}{2} [{}_i d_j^{(j)}(x) + \\ & \frac{1}{2} \sum_{k=1, C} {}_i d_j^{(k)}(x) + \frac{1}{2} \sum_{k=1, C} {}_i d_k^{(j)}(x)] \end{aligned} \quad (2)$$

然而,在传统的多状态生命表中, ${}_i L_j(x)$ 的估计是由下式推算的,即:

$$\begin{aligned} {}_i L_j(x) = & \frac{1}{2} [{}_i L_j(x) + {}_i L_j(x+1)] = {}_i L_j(x+1) + \frac{1}{2} [{}_i L_j(x) - {}_i L_j(x+1)] \\ = & [{}_i L_j(x) p_{jj}(x) + \sum_{k \neq j} {}_i L_k(x) p_{kj}(x)] + \frac{1}{2} [{}_i L_j(x) - {}_i L_j(x) p_{jj}(x) - \sum_{k \neq j} {}_i L_k(x) p_{kj}(x)] \\ = & {}_i S_j^{(j)}(x) + \frac{1}{2} \sum_{k=1, C} {}_i S_j^{(k)}(x) + \frac{1}{2} \sum_{k=1, C} {}_i S_j^{(k)}(x) + \frac{1}{2} {}_i d_j^{(j)}(x) + \frac{1}{2} \sum_{k \neq j} {}_i d_j^{(k)}(x) \end{aligned} \quad (3)$$

公式(3)中的 $\frac{1}{2} \sum_{k \neq j} {}_i d_j^{(k)}(x)$ 表示那些 x 岁处在自理能力 j 状态,在 $(x, x+1)$ 年龄区间死亡的人平均每人在 j 状态活了半年。换句话说,传统多状态生命表估算 ${}_i L_j(x)$ 时假定那些死于 $(x, x+1)$ 年龄区间的人在 x 岁至死亡之间的生活自理能力状态保持不变。这是一个不合理的假定。这一假定给以状态为基准的完好(或失能)期望寿命的估算带来偏差。这是因为那些死于 $(x, x+1)$ 年龄区间的人的健康状态在 x 岁至死亡之间很可能发生变化。

相反,我们在公式(2)中估算 ${}_i L_j(x)$ 的新方法考虑了那些跟踪期内死亡的人(${}_n D_j^{(k)}(x)$)临终前的自理能力状态。假定那些死于 $(x, x+1)$ 年龄区间的人的自理能力在 x 岁至死亡时均匀变化。这是计算自理能力完好(或失能)期望寿命的一大改进。传统多状态生命表估算 ${}_i L_j(x)$ 的偏差为(公式(2)与公式(3)的差): $[\frac{1}{4} \sum_{k \neq j} {}_i d_j^{(k)}(x) - \frac{1}{4} \sum_{k \neq j} {}_i d_k^{(j)}(x)]$,传统多状态生命表估算起点年龄 y 岁处于状态 i 、 y 岁以后处于 j 状态的期望寿命的偏差为:

$${}_i e_j(y) = \frac{1}{4 {}_i L_i(y)} \int_{t=y} {}_i L_j(t) dt - \frac{1}{4} \sum_{k \neq j} {}_i e_k^{(j)}(y) \quad (4)$$

传统多状态生命表估算起点年龄 y 岁不分状态的 y 岁以后处于 j 状态的期望寿命偏差为:

$$e_j(y) = \frac{1}{4l_i(y)} \int_{t=y}^{\infty} \int_{k=j}^c d_j^{(k)}(t) - \int_{k=j}^c d_k^{(j)}(t) dt \quad (5)$$

在后面的应用部分,我们将用中国数据,基于拓展的新方法,来讨论上述公式(4)与(5)给出的偏差方向及大小。

与用多递减死因生命表分解死因的方法类似,我们基于观察到的临终前痛苦程度数据,通过分解 ${}_{iy}d_j^{(\cdot)}(x)$ 来估算 ${}_{iy}d_j^{(k)}(x)$ 。因为 ${}_{iy}l_i(y) = \sum_{t=y}^{\infty} \sum_{j=1}^c \sum_{k=1}^c {}_{iy}d_j^{(k)}(t)$,所以,那些 y 岁时处于自理能力状态 i 的人在 y 岁后临终前处于痛苦状态 k 的比例 ${}_{iy}G_i^{(k)}(y)$ 可表示为:

$${}_{iy}G_i^{(k)}(y) = \frac{\sum_{t=y}^{\infty} \sum_{j=1}^c {}_{iy}d_j^{(k)}(t)}{{}_{iy}l_i(y)} \quad (6)$$

公式(1)、(2)、(4)、(5)、(6)是我们对传统多状态生命表估算健康期望寿命方法的创新拓展,我们还将下面应用部分予以详细讨论。其他有关的以状态为基准的多状态生命表的公式及假定(如马尔科夫链假定)均可在一般教科书中找到(曾毅,1994),不在此赘述。

三、拓展的新方法在中国高龄老人研究中的应用

(一) 数据来源与量测指标

本研究的数据来源于1998年和2000年的中国老年人口健康长寿影响因素纵向调查。该数据涵盖了约占全国人口85%的22省中的50%的县市。该项目调查了所有愿意接受访问的百岁老人。以此为基础,每访问1个百岁老人,按事先设定的年龄和性别就近分别访问1个80~89岁老人和1个90~99岁老人。“就近”的界定较宽,可以指同村/街道、同乡/镇/区、或同县/市。事先设定的年龄和性别是根据百岁老人随机设定的编码,以及被访的80~99岁老人在每一个年龄上的人数及男女人数大致相同的原则设定的。

1998年愿意接受访问的80~105岁高龄老人共8805名。其中,4691人(53.3%)存活到2000年的随访,3270人(37.1%)在随访前死亡;844人(9.6%)失访。调查用问卷访谈方式搜集了大量数据,还通过访问死者家属,该调查还收集了1998年和2000年两次访问期间死亡的3270名老人临终前的自理能力、卧床时间、经济条件、家庭结构等信息。

在估算以状态为基准的自理能力期望寿命时,我们用吃饭、穿衣、室内活动、用厕、洗澡和控制大小便6项日常活动来量测老年人临终前的日常生活自理能力。在构建多状态生命表时,为避免样本数量过小而出现的分性别分年龄自理能力状态转移率波动,我们只将自理能力区分为完好和失能两种状态(Land等,1994)。若某一高龄老人所有6项日常活动均可以独立完成无需帮助,那么,我们将该老人归为日常生活自理能力完好。否则,归为生活不能自理或失能。对死亡者临终前的自理能力也用此标准。这种分类方法与以往大量研究类似。

临终前的痛苦程度用自理能力和临终前卧床天数相结合来表示。我们将基于公式(1)、(2)和(6)用存活者和死亡者的自理能力动态变化数据及不同自理能力老人的死亡率来估算起点年龄 y 岁日常生活能自理(或不能自理)的人临终前可能处于不同痛苦程度的比例。

(二) 传统多状态生命表对失能期望寿命的低估

上面的公式已表明,传统多状态生命表在计算 $(x, x+1)$ 岁间的生存人年数时假定死者在

公式(1)、(2)、(4)、(5)和(6)也适用于起点年龄 y 岁不分自理能力状态的情况。这时,需将左下标“ iy ”删除。

x 岁至死亡之间的自理能力状态不变。这种假定给估算不同自理能力状态的完好(或失能)期望寿命带来偏差。表 1 给出了传统方法与考虑死者自理能力可能转变的新方法在估算不同自理能力状态人的完好(或失能)期望寿命之间的差异。在很多情况下,这些相对差异是较大的。比如,对 1 个 80 岁、90 岁或 100 岁处在功能完好状态的男性老人来说,传统方法估算得到的失能期望寿命分别被低估了 12.3 %、8.5 % 和 10.3 %,且均具有统计显著性。另一方面,他们的自理能力完好期望寿命分别被高估了 1.4 %、2.1 % 和 1.4 % (但统计上不显著,见表 1)。对 1

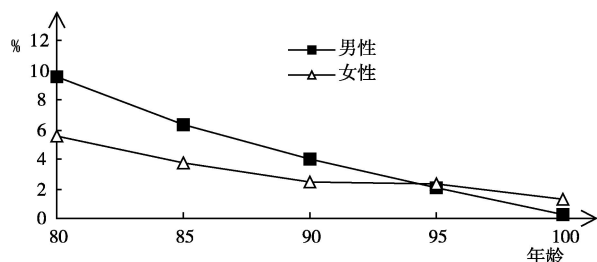


图 1 传统多状态生命表估算的失能期望寿命的偏差分布

个 85 岁、90 岁和 100 岁失能的男性老人来说,传统方法对其自理能力完好期望寿命分别低估了 1.5 %、6.5 % 和 15.4 % (后两项统计上显著),而失能期望寿命分别被高估了 1.1 %、2.9 % 和 4.5 % (在统计上不显著)。对女性群体而言,传统方法的偏差也类似(见表 1)。图 1 还显示在高龄老人中,年龄越小传统方法对总失能期望寿命的低估程度越大。男性被低估的程度要大于女性。

(三) 分自理能力状态的年龄别死亡概率和自理能力状态转移概率

构建自理能力完好与失能期望寿命多状态生命需要一套基于纵向调查数据得到的分自理能力的单岁年龄死亡概率和各状态转移概率。因男女分单岁的样本数量较小,直接计算上述单岁概率所需样本量不够。所以,我们先估算 5 岁组分自理能力的死亡概率和转移概率。然后,我们基于岗泊茨、韦布尔、二次方程、逻辑斯蒂和简化逻辑斯蒂等各种模型用最小平方方法对 5 岁组死亡率进行了拟合。逻辑斯蒂模型的拟合度远比其他模型好得多。这与其他相关研究结果吻合(Thatcher 等,1998;Zeng 等,2003)。生活自理能力状态转移概率的拟合值与观察数据之间的吻合程度也相当高(见图 2)。

基于 5 岁组分性别分自理能力的逻辑斯蒂拟合曲线,我们再估算出男女单岁组分自理能力的死亡率。分自理能力状态的高龄老人死亡率显示,失能老人的死亡率是自理能力完好老人的 2 倍。在高龄期,生活自理能力显然是死亡率的一个预测因子。

图 3 给出了起点年龄生活自理能力完好的高龄男女老人在两年以后仍处于自理能力完好状态的概率。从中不难看出,其具有随年龄呈指数下降趋势;相反,由生活自理能力完好转换为失能状态的概率随年龄增大而迅速增加。另一方面,从失能恢复到自理能力完好的概率较低且随年龄呈指数下降(公式为 ${}_2p_{11}(x) = a_i + b_i e^{-c_i x}$):从 80 岁的 0.3 下降到 100 岁的 0.05 ~ 0.1。这意味着高龄期老人的自理能力恢复率和维持能力下降很快。

详细的检验公式请参见 Zeng 等,2004。

我们用 1998~2000 年中国老年人健康长寿调查数据得到的 5 岁组死亡率与 2000 年普查中的死亡率(普查前一年)进行了比较,发现 90 岁之前,健康长寿调查数据中的死亡率低估了 6.1 %~13 %。所以,我们用 22 个省的普查数据对健康长寿调查中 80~89 岁的死亡率进行了调整。同时,因篇幅有限,本文省略详细的估算死亡概率和转移概率的步骤。有兴趣者可向作者索取。

在逻辑斯蒂模型中,死亡率的公式为 $\mu(x) = c + \frac{ae^{bx}}{1 + e^{bx}}$ 。

表 1 与新方法相比传统方法估算的失能和自立能力完好期望寿命的偏差分布

起点年龄自理能力状态	期望寿命绝对偏差			期望寿命相对偏差(%)		
	完好	失能	总计	完好	失能	总计
男性						
起点年龄 80 岁						
起点年龄自理能力完好	0.077	- 0.077 ***	0.000	1.36	- 12.26 ***	0.00
起点年龄失能	0.009	- 0.009	0.000	0.27	- 0.60	0.00
合计	0.069	- 0.070 ***	0.000	1.29	- 9.54 ***	0.00
起点年龄 85 岁						
起点年龄自理能力完好	0.077	- 0.077 **	0.000	1.89	- 9.44 **	- 0.01
起点年龄失能	- 0.021	0.021	0.000	- 1.45	1.08	- 0.01
合计	0.062	- 0.063 ***	0.000	1.69	- 6.37 ***	- 0.01
起点年龄 90 岁						
起点年龄自理能力完好	0.066	- 0.068 ***	- 0.001	2.11	- 8.48 ***	- 0.03
起点年龄失能	- 0.052 *	0.052	- 0.001	- 6.49 *	2.92	- 0.02
合计	0.039	- 0.040 *	- 0.001	1.50	- 3.96 *	- 0.03
起点年龄 95 岁						
起点年龄自理能力完好	0.057	- 0.062 **	- 0.005	2.22	- 8.58 **	- 0.17
起点年龄失能	- 0.0618 ***	0.059	- 0.002	- 11.18 ***	3.95	- 0.10
合计	0.016	- 0.021	- 0.004	0.88	- 2.10	- 0.15
起点年龄 100 岁						
起点年龄自理能力完好	0.030	- 0.062 **	- 0.032	1.44	- 10.29 *	- 1.18
起点年龄失能	- 0.066 ***	0.055	- 0.011	- 15.35 ***	4.52	- 0.68
合计	- 0.019	- 0.002	- 0.021	- 1.52	- 0.25	- 0.98
女性						
起点年龄 80 岁						
起点年龄自理能力完好	0.083	- 0.0838 ***	- 0.001	1.28	- 6.80 ***	- 0.01
起点年龄失能	0.037	- 0.038	- 0.001	0.99	- 1.34	- 0.01
合计	0.077	- 0.0788 ***	- 0.001	1.26	- 5.49 ***	- 0.01
起点年龄 85 岁						
起点年龄自理能力完好	0.071	- 0.072 ***	- 0.001	1.63	- 5.76 ***	- 0.02
起点年龄失能	0.002	- 0.003	- 0.001	0.11	- 0.12	- 0.02
合计	0.056	- 0.057 *	- 0.001	1.45	- 3.71 *	- 0.02
起点年龄 90 岁						
起点年龄自理能力完好	0.069	- 0.071 ***	- 0.002	2.18	- 6.26 ***	- 0.05
起点年龄失能	- 0.027	0.025	- 0.002	- 2.36	1.12	- 0.05
合计	0.035	- 0.037	- 0.002	1.44	- 2.44	- 0.05
起点年龄 95 岁						
起点年龄自理能力完好	0.064	- 0.072 **	- 0.008	2.66	- 6.84 **	- 0.23
起点年龄失能	- 0.031 *	0.026	- 0.005	- 4.40 *	1.36	- 0.18
合计	0.026	- 0.032	- 0.007	1.48	- 2.29	- 0.21
起点年龄 100 岁						
起点年龄自理能力完好	0.047	- 0.088 **	- 0.041	2.48	- 9.21 **	- 1.43
起点年龄失能	- 0.044 ***	0.021	- 0.023	- 10.56 ***	1.22	- 1.07
合计	- 0.010	- 0.019	- 0.030	- 1.07	- 1.33	- 1.23

注：(1) 绝对偏差 = 传统方法估计值 - 新方法估计值。(2) 相对偏差 = (传统方法估计值 - 新方法估计值)/ 新方法估计值。

(3) 偏差统计显著性水平：*p < 0.05；**p < 0.01；***p < 0.001。

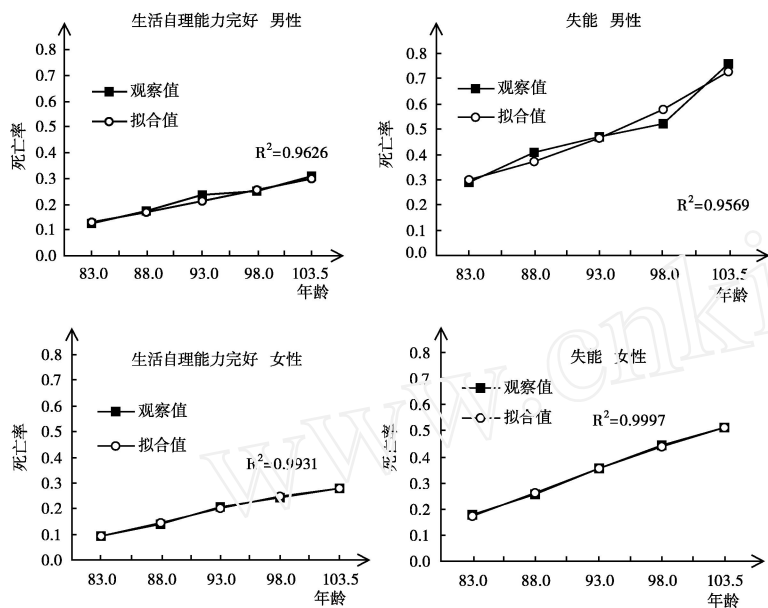


图 2 观察与拟合的死亡率

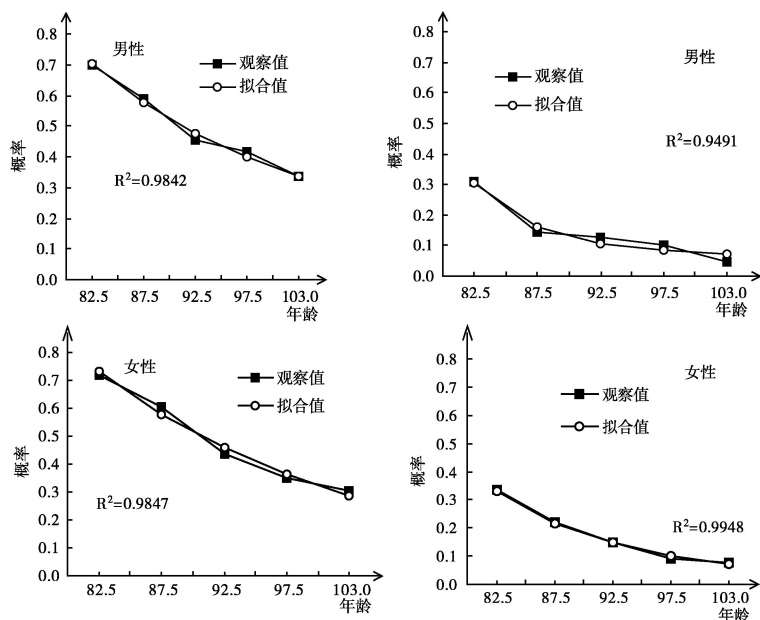


图 3 观察与拟合的两年期功能仍完好的概率

在完好状态的比例随年龄(尤其是 90 岁以后)下降较缓慢;而起点年龄失能的男女性高龄老人在其余寿中处于完好状态的比例随年龄增加(尤其是 80~90 岁之间)下降很快(见表 2、图 4)。

(五) 初始自理能力不同的高龄老人临终前痛苦状态的比例

我们将临终前的自理能力和卧床不起天数加以综合,分为轻度痛苦、中度痛苦、严重痛苦和长期严重痛苦四类。轻度痛苦是指临终前自理能力完好且卧床不超过 5 天。中度痛苦是指自理能力完好、但卧床超过 5 天,或者失能与卧床不超过 5 天。严重痛苦是指失能与卧床天数 5~59 天。那些自理能力失能与卧床超过 60 天的称为长期严重痛苦。卧床天数的分隔线主要出于 4 个类别均匀分布上的考虑。

(四) 按性别、起点年龄与自理能力状态分的自理能力完好与失能期望寿命

应用包括 x 岁至死亡之间自理能力变化新方法的估算结果显示:(1) 起点年龄自理能力不同的高龄老人的自理能力完好期望寿命差异较大。例如,自理能力完好的 80 岁、90 岁和 100 岁男性老人在其余寿中仍处于自理能力完好状态的比例为 90%、80%和 78%;相反,失能的 80 岁、90 岁和 100 岁男性老人在其余寿中处于自理能力完好状态的比例为 67%、31%和 26%。女性老人中这种差异也极为类似。(2) 起点年龄自理能力完好的高龄老人中,自理能力完好和失能期望寿命的性别差异较大。女性处于明显劣势,且随年龄增加而扩大。比如,自理能力完好的 80 岁、90 岁和 100 岁男性老人其余寿中处于完好状态的比例比同龄女性分别高出 7%、8%和 17%。但在起点年龄失能的高龄老人中,自理能力完好和失能期望寿命的性别差异并不十分明显,且出现交叉现象。(3) 起点年龄自理能力完好的男女性高龄老人在其余寿中处

表 2 中国 80 ~ 105 岁高龄老人按起点年龄状态分的自理能力完好与失能期望寿命

分性别起点年龄 自理能力状态	男性					女性				
	期望寿命(岁)			期望寿命比例(%)		期望寿命(岁)			期望寿命比例(%)	
	完好	失能	总计	完好	失能	完好	失能	总计	完好	失能
起点年龄 80 岁										
起点年龄自理能力完好	5.64	0.63	6.27	89.96	10.04	6.44	1.22	7.66	84.03	15.97
起点年龄失能	3.37	1.55	4.91	68.54	31.46	3.77	2.81	6.59	57.31	42.69
合计	5.39	0.73	6.12	88.06	11.94	6.11	1.41	7.53	81.21	18.79
起点年龄 85 岁										
起点年龄自理能力完好	4.06	0.82	4.88	83.24	16.76	4.35	1.25	5.59	77.71	22.29
起点年龄失能	1.45	1.93	3.39	42.87	57.13	2.09	2.54	4.63	45.18	54.82
合计	3.68	0.98	4.66	78.89	21.11	3.85	1.53	5.38	71.57	28.43
起点年龄 90 岁										
起点年龄自理能力完好	3.15	0.80	3.94	79.77	20.23	3.15	1.13	4.29	73.55	26.45
起点年龄失能	0.81	1.77	2.58	31.27	68.73	1.13	2.25	3.38	33.52	66.48
合计	2.61	1.02	3.63	71.92	28.08	2.44	1.52	3.97	61.58	38.42
起点年龄 95 岁										
起点年龄自理能力完好	2.55	0.72	3.27	77.90	22.10	2.42	1.06	3.47	69.60	30.40
起点年龄失能	0.55	1.50	2.05	26.75	73.25	0.71	1.95	2.66	26.73	73.27
合计	1.87	0.99	2.85	65.41	34.59	1.73	1.42	3.14	54.96	45.04
起点年龄 100 岁										
起点年龄自理能力完好	2.09	0.60	2.70	77.69	22.31	1.91	0.96	2.86	66.55	33.45
起点年龄失能	0.43	1.21	1.64	26.17	73.83	0.42	1.73	2.15	19.41	80.59
合计	1.24	0.91	2.16	57.66	42.34	0.97	1.45	2.41	40.07	59.93

正如表 3 和图 5 所示, 起点年龄自理能力完好的高龄老人远比失能的高龄老人临终前经历轻度痛苦的可能性大, 而经历长期严重痛苦的可能性小。高龄期自理能力是轻度痛苦和长期严重痛苦死亡的较强预测因子。总体上, 男性高龄老人经历轻度痛苦死亡的比例比女性高, 而经历长期严重痛苦的比例比女性低。在不同起点年龄、不论何种自理能力状态, 女性处于劣势的这种性别差异均呈现一致性且在统计上显著。与男性相比, 中国女性高龄老人不仅存活时期处于失能状态的可能性大, 而且临终前经历的痛苦程度也较大。

我们的研究结果显示, 除部分年龄外, 随起点年龄的增加而最终死于轻度痛苦的比例一般呈下降趋势 (见图 5); 但临终前长期痛苦的比例各年龄

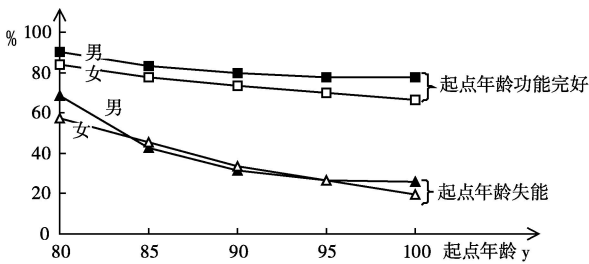


图 4 起点年龄自理能力不同的高龄老人余寿中功能完好比例

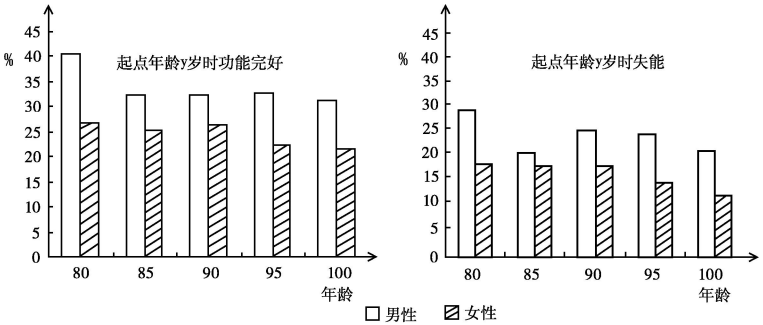


图 5 起点年龄自理能力不同的高龄老人临终轻度痛苦死亡的比例

表 3 按起点年龄自理能力状态分的临终前痛苦程度比例 %

分性别起点年龄 自理能力状态	男 性				女 性			
	轻度痛苦	中度痛苦	严重痛苦	长期严重痛苦	轻度痛苦	中度痛苦	严重痛苦	长期严重痛苦
起点年龄 80 岁								
起点年龄自理能力完好	40.72	20.60	23.55	15.13	26.65	23.98	25.84	23.53
起点年龄失能	34.12	23.22	22.34	20.32	21.59	27.28	22.37	28.76
合计	39.99	20.89	23.42	15.70	26.04	24.38	25.42	24.16
起点年龄 85 岁								
起点年龄自理能力完好	32.30	24.72	24.12	18.86	25.23	25.25	27.11	22.41
起点年龄失能	24.14	23.37	24.87	27.61	21.30	22.55	26.71	29.43
合计	31.09	24.52	24.23	20.16	24.37	24.66	27.02	23.95
起点年龄 90 岁								
起点年龄自理能力完好	32.20	28.38	23.78	15.64	26.37	23.33	28.39	21.91
起点年龄失能	29.56	26.27	23.79	20.37	21.35	21.52	27.78	29.36
合计	31.59	27.90	23.78	16.72	24.60	22.69	28.17	24.53
起点年龄 95 岁								
起点年龄自理能力完好	32.73	27.58	22.80	16.89	22.49	26.74	25.96	24.81
起点年龄失能	28.51	27.34	24.47	19.68	17.47	25.79	26.53	30.21
合计	31.29	27.50	23.37	17.84	20.46	26.36	26.19	27.00
起点年龄 100 岁								
起点年龄自理能力完好	31.26	31.08	23.16	14.50	21.55	27.16	25.97	25.33
起点年龄失能	24.81	29.56	26.81	18.82	14.24	28.33	25.57	31.87
合计	27.89	30.29	25.06	16.76	16.87	27.91	25.71	29.51

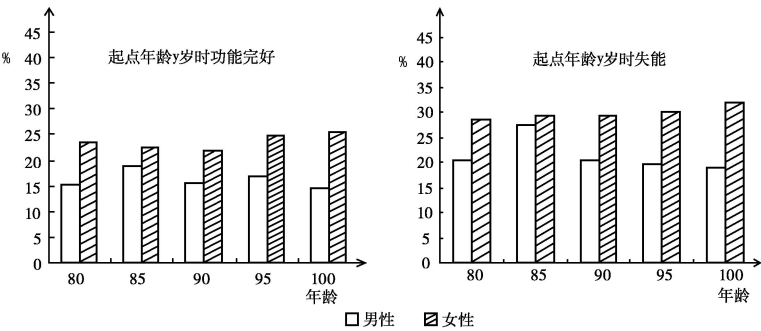


图 6 起点年龄自理能力不同的高龄老人临终长期痛苦死亡的比例

间差异不大(见图 6)。这与以往的一些研究结果相类似。

四、讨 论

已有研究曾指出失能的低估是老龄研究中的一大问题 (Gill 等,2002)。基于每月的电话调查数据,吉尔等人(Gill 等, 2002)发现,若用间隔较长(1 ~

5 年)的不同调查时点上的失能比例来估算,失能状况的严重程度将被显著低估。这是因为这种时点比例并没有考虑从自理能力完好状态转到失能状态的多个转移事件。吉尔等人还指出忽视临终前很可能发生的从自理能力完好到失能的转移会导致对失能水平的低估。我们的研究也证实了这点。吉尔指出若缩短调查间隔可以降低对失能的低估,但这会大大增加研究经费成本。

与吉尔等人的研究相比,本研究具有以下几方面的拓展:(1)我们引用了新方法并用实际数据将临终前的自理能力状态考虑在内,纠正了传统多状态生命表的不合理假定。吉尔等人注意到了这一问题,但他们并没有提出解决问题的方法。其实,即使基于月数据,传统多状态生命表方法也会低估失能期望寿命。这是因为 x 月初自理能力完好但死于该月内的老人自理能力可能在临终前转为失能状态。而传统方法假定从月初到死亡间的自理能力状态不变。(2)本研究中所用的单岁年龄自理能力状态转移概率是基于单岁年龄发生/风险转移率而得的。这些发生/风险率是基于普莱斯顿和寇尔提出的方法而估计的(Preston 等,1982),即根

据观察得到的两年后处于某一状态的存活比例和瞬时转出率或转入率而求得。这种方法考虑了单岁年龄内的多个转移事件或者至少降低了用时点比例而完全忽视多转移事件而产生的偏差。(3) 吉尔等人并没有分析失能低估的性别差异。我们的研究发现虽然无论男性还是女性传统方法对失能的低估均存在显著性,但男性失能期望寿命被低估的幅度要大于女性。这是因为死于年龄 $(x, x+1)$ 岁之间的男性高龄老人 x 岁时的自理能力更可能处于完好状态但在临终前转为失能;而女性高龄老人 x 岁时的自理能力更可能处于失能状态且保持失能到死亡(Liao 等,2000)。因此,与低估失能期望寿命的传统多状态生命表方法相比,我们拓展的新方法及收集到的临终前自理能力和卧床不起天数等数据在公共卫生领域是一个有益贡献。同时,也揭示了在未来的纵向调查时收集临终前健康状态数据的必要性。

我们的分析表明,起点年龄相同但自理能力状态不同的高龄老人在其余寿中处于自理能力完好状态的比例存在很大差异,其性别差异也较大,女性处于劣势且随年龄增大。起点年龄自理能力失能的高龄老人中的性别差异不明显。这些结果与美国学者基于美国人口老龄化纵向研究数据和美国国家长期照料调查数据的研究结论相一致(Manton 等,2000a; Hayward 等,1998)。

基于拓展的新方法和收集到的临终前自理能力数据与卧床不起天数,我们发现男性高龄老人比女性高龄老人经历轻度痛苦死亡的可能要大,而经历长期严重痛苦死亡的可能要小。以往某些不基于多状态生命表方法的研究也发现,女性高龄老人在生命最后阶段的自理能力和认知功能要比男性老人差(Grwalnik 等,1991)。与男性高龄老人相比,女性高龄老人不但处于失能状态的比例高,而且更可能经历长期痛苦死亡。这是首次对临终前的痛苦程度进行多状态生命表分析,并拓展了传统生命表方法。

1998 年中国老年人口健康长寿影响因素调查显示,自理能力的失能比例从 80~89 岁老人的 16.5% 上升为 90~99 岁的 36.9%、100~105 岁的 63.2%(Zeng 等,2002)。另一些研究显示,虽然百岁老人可能推迟或逃脱某些疾病,总体上他们的健康状况要比 80~89 岁和 90~99 岁老人差(Evert 等,2003)。然而,临终前痛苦的程度并没有明显的年龄差异。百岁老人中长期痛苦死亡的比例与 80~89 岁和 90~99 岁两组老人的差异不明显。这些结果揭示在那些长寿人群中,临终前的痛苦期可能相对缩短。

本文有关中国百岁老人、90 多岁老人、80 多岁老人具有相近的长期严重痛苦死亡比例等临终前健康状况的研究结果,基本支持费里斯提出的随着寿命的延长,老年残障期占期望寿命的相对比例可能缩减的理论假说(Fries,1980)。我们的发现也可能支持曼顿(Manton,1982)提出的动态均衡假说,即死亡率的下降和病痛恶化速度的放慢可引发轻度或中度失能的增加,但重度失能的比例不会显著增加。本研究结果并不支持老年残障期大扩展假说,即死亡率的下降必然会导致失能率的普遍蔓延与大幅度提高(Gruenberg,1977)。然而,我们需要收集更多数据及更深入的分析研究来确定是否支持费里斯的老年残障期相对缩减假说还是曼顿的动态均衡假说。因为选择性可能是解释为什么中国百岁老人、90 多岁老人、80 多岁老人具有相近的长期严重痛苦死亡比例的一个因素。与西方国家的高龄老人相比,中国活到高龄老人的相对比例更低,身体素质相对较好,相对较为健康,因为那些身体素质差的人因医疗条件不好而无法存活到高龄。而且,尽管我们认为死亡老人家属代答的自理能力和卧床不起天数相对比较可靠,用自理能力和卧床不起天数测量的死亡痛苦程度仅是一个近似。鉴于这些考虑,我们认为现有研究要得出较强的最终结论恐怕是不现实的。但毫无疑问,本研究为这一方面的讨论提供了有用的素材。

本研究的一个特点是应用了世界上规模最大的高龄老人调查(2274名百岁老人,3035名90~99岁老人,3496名80~89岁老人),以及通过代答收集到的3270名死亡老人临终前的自理能力数据。这样大规模的数据不仅能使我们对80岁及以上全部高龄老人,而且能对95岁以上和百岁老人按自理能力状态分别估算完好和失能期望寿命。目前只有少量的研究用回归方法估算100岁及以上老人的自理能力完好(或失能)期望寿命(Manton等,2000)。我们的全国22省市随机抽取一半县市入户调查收集的3270名死亡老人临终前数据也远比西方学术界目前在生命最后阶段研究中一般只抽选某些特点医疗机构的老人样本具有更大的价值(George,2002)。

总之,本研究显示,基于传统多状态生命表方法估算的失能期望寿命存在明显的低估。我们提出的新方法纠正了这一偏差。本研究也为我们提供了有关高龄老人特别是中国高龄老人生活自理和失能期望寿命及临终前痛苦程度的多状态生命表分析。我们的结果对理解健康老龄化也很有意义。若个人、家庭和社区健康促进与疾病预防性干预得以有效实施,不健康行为得以控制,健康行为得以提倡,那么,越来越多的老人就可以健康存活,而且死亡时的痛苦程度较轻。因此,对健康长寿影响因素的研究给予更多的关注,以及研究哪些因素与轻度痛苦死亡或长期严重痛苦死亡有关是非常重要的。

本研究也存在一些不足。(1)仅仅从性别角度将自理能力区分为完好与失能,并没有考察城乡间和不同文化程度间的差异。这主要是出于计算按年龄性别分的状态转移率时,分组太细将导致样本量偏小的考虑(沙利文方法虽可解决样本量不大的问题,但该方法无法考察各状态间的动态变化)。(2)如前所述,根据死亡老人家属代答得到的临终前疾病数据并不可靠,因为不少农村村民连一些疾病的名称都不知,更谈不上准确申报老人死因。所以,临终前的痛苦程度是用自理能力和卧床不起的天数来近似估计。这是一个比较合理的近似估计。但以后的调查中如能在城镇样本中让医生介入或查看病例以收集更为精确的临终前痛苦程度的数据,则可以进一步深化这方面的研究。(3)受篇幅限制,我们未能对本研究的结果提供较好的因果关系解释,因为这些解释需要基于多元统计分析。

参考文献:

1. 曾毅(1994):《人口学分析方法与应用》,北京大学出版社。
2. Crimmins, E. M., Hayward, M. D., and Saito, Y. (1996), Differentials in Active Life Expectancy in the Older Population of the United States. *Journal of Gerontology: Social Sciences* 51B(3):S111-S120.
3. Chen, A. J., and Jones, G. (1989), *Aging in ASEAN: Its Socioeconomic Consequences*. Singapore: Institute of Southeast Asian Studies.
4. Evert J., Lawler, E., Bogan, H., and Perls, T. (2003), Morbidity Profiles of Centenarians: Survivors, Delayers, and Escapers. *Journal of Gerontology: Medical Sciences* 58A:232-237.
5. Fries J. F. (1980), Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity. *New England Journal of Medicine* 303:130-135.
6. George, L. K. (2002), Research Design in End of Life Research: State of the Science. *The Gerontologist* 42:86-98.
7. Gill, T. M., Hardy, S. E., and Williams, C. (2002), Underestimation of Disability in Community-living Older Persons. *Journal of the American Geriatrics Society* 50:1492-1497.
8. Guralnik J. M., LaCroix, A., Z. Branch, L., Kasl, S., and Wallace, R. (1991), Morbidity and Disability in Older Persons in the Years Prior to Death. *American Journal of Public Health* 81:443-447.
9. Gruenberg, E. M. (1977), The Failures of Success. *Milbank Memorial Fund Quarterly/ Health and Society* 55:3-24.

10. Ham-Chande ,R. (2003) ,Ageing and Health Expectancies in Urban Latin America. pp. 318-333 in *Determining Health Expectancies* ,edited by J-M. ,Robine ,C.Jagger ,C. D. Mathers ,E. M. Crimmins ,and R. M. Suzman. England:John Wiley and Sons Ltd.
11. Hayward ,M. ,Crimmins ,E. M. ,and Saito ,Y. (1998) ,Cause of Death and Active Life Expectancy in the Older Population of the United States. *Journal of Aging and Health* 102:192-213.
12. Laditka ,S.B. ,and Wolf ,D. A. (1998) ,New Method for Analyzing Active Life Expectancy. *Journal of Aging and Health* 102:214-241.
13. Land ,K. C. ,Guralnik ,J. M. ,and Blazer ,D. G. (1994) ,Estimating Increment-decrement Life Tables with Multiple Covariates from Panel Data : The Case of Active Life Expectancy. *Demography* 31 :297-319.
14. Liao ,Y. ,McGee ,D. I. ,Cao ,G. et al. (2000) ,Quality of the Last Year of Life of Older Adults :1986vs 1993. *Journal of the American Medical Association* 283 :512-1-518.
15. Lubitz J. ,and Prihoda ,R. (1983) ,The Use and Costs of Medicare Services in the Last Two Years of Life. *Health Care Financing Review* 5 :117-131.
16. Manton ,K. G. ,and Land ,K. C. (2000) ,Active Life Expectancy Estimates for the U. S. Elderly Population :A Multidimensional Continuous-mixture Model of Functional Change Applied to Completed Cohorts ,1982-1996. *Demography* 373 :253-265.
17. Manton ,K. G. (1982) ,Changing Concepts of Morbidity and Mortality in the Elderly Population. *Milbank Memorial Fund Quarterly/ Health and Society* 60 :183-244.
18. Mathers ,C. D. ,Murray ,C. J-L. ,Lopez ,A. D. ,Salomon ,J. A. ,and Sadana ,Ritu (2003) ,Global Patterns of Health Expectancy in the Year 2000 pp. 221-234 in *Determining Health Expectancies* ,edited by J-M. ,Robine ,C. Jagger ,C. D. Mathers ,E. M. Crimmins ,and R. M. Suzman. England:John Wiley and Sons Ltd.
19. Namboodiri ,N. K. ,and Suchindran ,C. M. (1987) ,*Life Table Techniques and Their Applications*. Orlando ,FL :Academic Press.
20. Preston ,S. H. ,and Coale ,A. J. (1982) ,Age Structure ,Growth ,Attrition ,and Accession :A New Synthesis. *Population Index* 48 :217-259.
21. Robine J-M. ,Mathers ,C. D. ,and Bucquet ,D. (1993) ,Distinguishing Health Expectancies and Health-adjusted Life Expectancies From Quality-adjusted Life Years. *American Journal of Public Health* 836 :797-798.
22. Rogers ,A. ,Rogers ,R. G. ,and Branch ,L. G. (1989) ,Multistate Analysis of Active Life Expectancy. *Public Health Report* 1043 :222-226.
23. Roos ,N. P. ,Montgomery ,P. ,and Roos ,L. L. (1987) ,Health Care Utilization in the Years Prior to Death. *Milbank Memorial Fund Quarterly* 65 :231-254.
24. Saito ,Y. ,Qiao ,X. ,and Jitapunkul ,S. (2003) ,Health Expectancy in Asian Countries. pp. 289-317 in *Determining Health Expectancies* ,edited by J-M. ,Robine ,C. Jagger ,C. D. Mathers ,E. M. Crimmins ,and R. M. Suzman. England:John Wiley and Sons Ltd.
25. Steinhauser ,K. E. ,Christakis ,N. A. ,Clipp ,E. C. ,McNeilly ,M. ,McIntyre ,L. ,and Tulsky ,J. (2000) ,Factors Considered Important at the End of Life by Patients ,Family ,Physicians ,and Other Care Providers. *Journal of American Medical Association* 284 :2476-2482.
26. Thatcher ,A. R. ,Kannisto ,V. ,and Vaupel J. W. (1998) ,*The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense University Press:Odense ,Denmark.
27. Zeng ,Yi ,Gu ,Danan ,and Land ,K. C. (2004) ,A New Method for Correcting Underestimation of Disabled Life Expectancy and Application to Chinese Oldest-Old. *Demography* ,Vol. 41 (2) :335-361.
28. Zeng ,Yi ,and Vaupel J. W. (2003) ,Mortality Trajectory of the Oldest Old in China. *Demographic Research* 8 :No. 7.
29. Zeng ,Yi ,and Vaupel J. W. (2002) ,Functional Capacity and Self-evaluation of Health and Life of the Oldest Old in China. *Journal of Social Issues* 58 :No. 4.

(责任编辑:朱 犁)

ABSTRACTS

The Extension of the Method for Estimating the Health Life Expectancy and Its Application to the Chinese Oldest-Old

Zeng Yi Gu Danan Kenneth C. Land · 2 ·

This article demonstrates that the disabled life expectancies based on conventional multi-state life table methods are significantly underestimated due to assuming no functional status changes between age x and death. We present a new method to correct the bias and apply it to the longitudinal survey data of about 9000 oldest old Chinese aged 80-105 collected in 1998 and 2000. In our application the age trajectories of disability (ADL) status-specific death rates and ADL state transition probabilities of the oldest old were firstly investigated in a developing country. We report estimates of bias-corrected disabled and active life expectancies of the Chinese oldest old, and demonstrate patterns of large differentials associated with initial status, gender and advances in ages. Employing combined information on ADL disabilities and length of having been bedridden before dying, we analyze gender and age patterns of the extent of morbidity before dying among the oldest old and their implications for debates concerning the hypothesis about compression of morbidity.

Mobility, Deprivation, Exclusion and Integration: Social Integration and the Acquirement of Security Right

Deng Dasong Hu Hongwei · 14 ·

The citizenization of peasants is a trend of modernization and urbanization in China, which is a social process of mobility, residency, and integration. However, a phenomenon currently observable in China is mobility without residency and residency without integration. This is because intrinsic citizenization, which is indicated by self-positioning and self-identity, lags behind extrinsic citizenization. By means of multinomial logistic regression on self-identity, this article finds that variations in education, age, and marriage affect intrinsic citizenization, and the origin of those is the deprival of basic rights of citizenship, specially the social security rights. This conclusion implies some advices to advance the process of citizenization.

An Outlook for the Development of China's Central and Regional Cities Based on Population Trends

Huang Rongqing · 25 ·

Based on the data from China's 1982, 1990 and 2000 population census, this paper discusses the development of China's central and regional cities (municipalities and provincial capitals). It is indicated that the populations in the central and regional cities were all increasing in the period 1982 to 2000 but with regional variation. Such increases were not due to spatial changes, but due to the population increases per se; not because of natural increases of population, but because of population migration. The results of population growth are the increase of the number of metropolises and giant cities. Population increases in different areas of central and regional cities demonstrated that the most common pattern of population flows in the cities were from suburb to outskirts, then to central areas, suggesting that the majority of central and regional cities of China are still in the period of formation, growth and extension, i.e., in urbanization; only the population flow in Shanghai was from central areas to outskirts, then to suburb in the 1990s, indicating its reaching the period of population suburbanization.

Urban-rural Divide, Regional Segmentation and Insufficient Access of Urban Floating Population to Social Security Entitlements: Evidence from Shanghai and Other Four Chinese Cities

Zhang Zhanxin Gao Wenshu Hou Huili · 33 ·

In recent literature on insufficient access of urban floating population to social security entitlements, urban-rural divide has no longer been the sole account, and regional segmentation began to draw academic attention. Based on the conceptual model integrating urban-rural divide and regional segmentation and explaining the socio-economic inequalities of cities' floating population to local population, this paper formulates research hypotheses for the participation of urban floating population in social insurance programs, and uses 2005 *China's Urban Employment and Social Security Study* survey data collected in Shanghai and other four Chinese cities to test the hypotheses. The empirical findings suggest that both the legacy of urban-rural divide and the system of regional segmentation reduce the likelihood of floating population's participation in urban social insurance programs.