

2000~2010 年上海户籍与非户籍人口预期寿命差异研究*

张震 虞慧婷 王春芳

【摘要】改革开放以来,上海户籍人口平均预期寿命保持高速、稳定增长,2014 年达到 82.29 岁,已处于发达国家水平。但是,目前对占上海常住人口 40%的非户籍人口的死亡模式和预期寿命研究较少。鉴于此,文章利用上海市疾病预防控制中心提供的非户籍人口死亡登记数据,估算非户籍人口年龄别死亡率,考虑到非户籍人口主要由劳动年龄人口构成,特别地考察了 15~59 岁人口的部分预期寿命。结果发现,2000~2010 年,上海非户籍少儿人口的死亡率与户籍少儿人口没有显著差异,而劳动年龄人口的死亡率明显低于户籍人口,15~59 岁女性和男性部分预期寿命分别比户籍人口高 0.16 岁和 0.27~0.36 岁。文章最后对非户籍人口健康优势的原因及政策含义进行了探讨。

【关键词】预期寿命 部分预期寿命 常住人口 户籍人口 非户籍人口

【作者】张震 复旦大学人口研究所,副教授;虞慧婷 上海市疾病预防控制中心生命统计科,主管医师;王春芳 上海市疾病预防控制中心生命统计科,主任医师。

一、引言

1982 年以来历次全国人口普查数据显示,上海市人均预期寿命一直处于领先地位。从上海市疾病预防控制中心提供的年度统计数据看,上海市居民的人均预期寿命在过去 30 多年间一直保持稳步提高,2014 年达到 82.29 岁,已经步入发达国家行列。上海女性预期寿命在 2013 年已达到 84.79 岁,比日本女性保持的 2013 年人类最高纪录 86.61 岁仅低 1.82 岁(见图 1);上海市居民预期寿命增速达到每 10 年 3.2 岁,高于人类最高预期寿命每 10 年增长 2.5 岁的速度(Oeppen 等,2002)。然而,这里所说的“上海市居民”仅指上海市的户籍人口,不包括非户籍人口,而后者无论是规模还是占上海常住人口比重都已经达到无法被简单忽

* 本文为上海市哲学社会科学规划课题“上海常住人口期望寿命及影响因素研究(2000~2010 年)”(编号:KBH3548586)的阶段性成果。

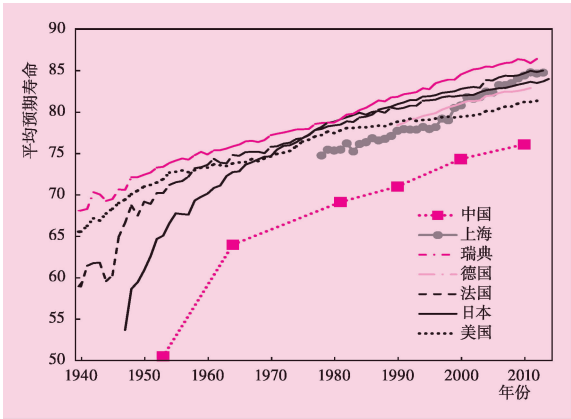


图1 1940~2013年中国、上海市及部分发达国家女性平均预期寿命

注:中国1953~1982年数据来自翟振武,1987,其他年份预期寿命来自中国国家统计局历次人口普查资料,其他国家数据来自HMD,2014。

略的程度。从20世纪70年代后期开始,尤其是1990年以来,上海市非户籍流动人口经历了迅猛的增长。1990年上海市非户籍人口规模仅有57万人,占全市常住人口的4.3%,2000年增长到313万人,占常住人口的19.5%,到2013年更飙升至982万人,占常住人口的40.7%^①。显然,由于这些非户籍人口的存在,户籍人口预期寿命无法代表整个上海常住人口的预期寿命,据此很难对上海人口的健康水平进行全面和准确的判断。

过去30多年中,虽然国内外有许多关于迁移人口健康状况的研究,但基于这些文献难以确定上海户籍人口预期寿命是

否显著高于或低于非户籍人口。一方面,健康对迁移的选择性使健康状况较好的人更有可能进行迁移,因此,迁移人口的健康状况好于迁出地的居民,甚至好于迁入地的居民(Turra等,2008;Palloni等,2004)。国内一些调查也发现,从自评健康、自报慢性病、心理健康等指标来看,上海等城市的非户籍人口健康状况要好于城市本地居民(王桂新等,2011;Chen,2011)或至少不存在显著差别(齐亚强等,2012)。因此,包含了非户籍人口的上海常住人口的预期寿命有可能高于户籍人口预期寿命。另一方面,由于非户籍人口在居住条件、职业和工作环境、生活方式及社会保障、医疗保健等方面处于明显的劣势(段成荣等,2011),这些劣势会通过各种方式直接或间接地对健康造成损害。这一点在上海各区县的流行病学研究中得到比较一致的证实。例如,从传染病发病率、因损伤中毒死亡率、生殖健康状况、寄生虫病发病率等方面来看,上海非户籍人口的健康状况明显差于本地居民(方博等,2012)。从这个角度看,非户籍人口预期寿命将会低于户籍人口,常住人口预期寿命也可能低于户籍人口。至此,根据已有研究对上海人口健康水平可以得到截然相反的推断。

无论是从人口健康还是社会发展的角度,预期寿命都是反映健康的重要指标。首先,预期寿命是反映人口健康水平的综合指标,不只限于某些人群(如婴幼儿或孕产妇),也不只是关注健康的某些维度(如身体机能、慢性病等)。其次,预期寿命与社会经济发展有紧密的联系。Preston(1975)发现,人口预期寿命与经济发展水平有正相关关系,随后的研究进一步揭示了预期寿命与经济增长之间存在相互促进的作用(Bloom等,2007;Acemoglu等,2006)。再次,20世纪50年代以来,世界范围内尤其是发达国家预期寿命的不断提高直接影响养老

① 数据来源于1990、2000、2010年《上海市人口普查资料》和2014年《上海统计年鉴》。

保障、老年照料、医疗保健等方面的需求(European Commission, 2006)。就上海而言,一方面是户籍人口已进入深度老龄化阶段,其预期寿命还在持续增长。另一方面,有近 70%的非户籍人口希望在上海长期居留(上海市卫生与计划生育委员会, 2014)。无论将来户籍制度改革是否把他们纳入城市户籍,数量庞大的非户籍人口在上海的生活和工作是一种客观存在。无论是何种户籍,上海人口的生存和健康状况对上海的长期、稳定发展都会产生深远的影响。

然而,迁移人口预期寿命研究面临数据可获得性和准确性的难题。迁移人口的流动性增大了准确统计历险人群尤其是死亡人数的难度,这一问题在中国尤为突出。中国人口普查资料是迁移人口信息最为丰富的来源之一,但其死亡数有不同程度的漏报(崔红艳等, 2013; 张二力、路磊, 1992),而且人口普查资料中的死亡统计并不按户籍进行区分,无法计算迁移人口的年龄别死亡率及预期寿命。另一个全国流动人口信息来源是由原国家人口和计生委从 2010 年开始进行的流动人口动态监测调查,但这个调查不登记死亡情况。随着中国生命登记系统逐步完善,像上海这样的发达地区的卫生部门逐渐把非户籍人口死亡信息纳入该系统,为研究非户籍人口的健康与死亡提供了宝贵的资料。从 1998 年起,上海疾病预防控制中心把非户籍流动人口的死亡数据正式纳入死因登记系统,收集了包括死者的年龄、性别、户籍所在地、死因等信息,为本研究提供了高质量的死亡数据。

二、数据与方法

(一) 数据来源

本研究使用数据来源为:(1)上海市疾控中心死因登记系统提供的死亡登记数据。(2)2000 和 2010 年人口普查提供的常住人口信息及上海市公安局提供的相应年份的户籍人口资料(年中人口数)。基于这两部分信息,可以估算非户籍人口的历险人群。根据普查年份的常住人口和户籍人口计算得到的非户籍常住人口与疾控中心所收集的非户籍人口死亡数据并不完全对应。死因登记系统涵盖了所有发生在上海辖区内的死亡事件,包括一部分来沪就医或商务出差者在沪短期居留期间发生的死亡。这部分死亡人口与常住人口是不对应的,需要在计算常住人口的死亡率时予以剔除。但是,目前的死亡登记系统并没有收集非户籍死亡人口在沪居留时间、来沪原因等信息。为此,上海市疾控中心在 2014 年 6~7 月对 2014 年 3~5 月的非户籍死亡人口在沪居留时间和来沪就医比例进行了小样本回访^①。

这次调查回访了 1 306 个死亡案例,其中有效样本为 1 056 例,失访 250 例(失访率为 19.1%)。如图 2 所示,非户籍死亡人口中在沪短期居留的年龄分布呈现明显的特点:少儿

^① 回访的回溯期不长,一方面是调查经费所限,另一方面是来沪就医等短期居留人群具有更大的流动性。可以设想,如果某来沪就医者不幸亡故,其亲友也不会上海做长期停留。由此造成回访难度大、失访率高,而且这个问题很难通过延长调查回溯期的方式解决,除非能够在死因登记系统中设置专门针对非本地户籍死亡案例的调查项目,才可能及时收集到亡故者的来沪时间和原因等信息。

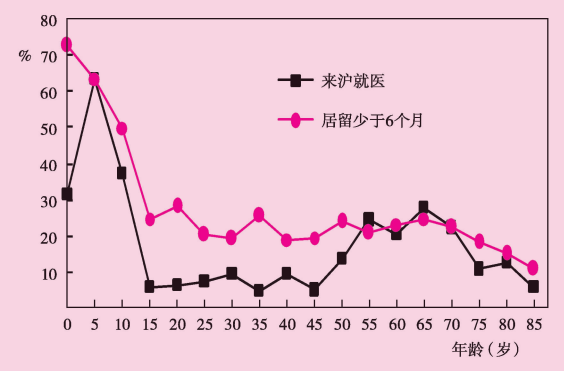


图2 2014年4~5月上海非户籍死亡人口中居留少于6个月和来沪就医的比例

人口(0~14岁)比重最高,随后快速下降到20%左右并一直维持到80岁及以上组才有所下降。类似的,来沪就医的少儿人口比重较高,然后迅速下降到10%左右。与短期居留不同的是,从55~59岁组开始,非户籍死亡人口中来沪就医的比重再度提高,并且超过短期居留的比重,这可能是由于非户籍死亡人口中包含少部分在上海治病超过6个月的死亡案例。在15~54岁组短期居留和来沪就医比重有10%左右的差距,这是其他原因(如务工经商)在

沪短期居留人群中的死亡案例。总的来说,在非户籍死亡人口中,短期居留占16.7%,来沪就医的短期居留者以少儿人口和老年人口为主。如果不剔除这部分死亡人数,将会高估非户籍常住人口死亡率。因此,本文利用非户籍死亡人口中在沪居留6个月及以上的人口比例对非户籍人口死亡数进行调整。

(二) 研究方法

1. 常住人口的年龄别死亡率估算

设 t 年 a 岁的所有死亡人数为 $D_h(a,t)+D_w(a,t)$,其中的下标 h 和 w 分别表示户籍和非户籍人口。设 $p(a,t)$ 为非户籍死亡人口中的常住人口比例,同期 a 岁常住人口的死亡人数为 $D_h(a,t)+p(a,t) \times D_w(a,t)$ 。由于现在已经无从得知十几年前死亡人口中非户籍常住人口所占比例,而且考虑到2000年以来上海在社会经济及医疗卫生事业方面的平稳发展,本研究假定该比例不随时间变化,即 $p(a,t)=p(a)$ 。由于样本量较小,这里没有对性别进行区分,主要是考虑来沪就医的患者(及其亲友)不太可能是在是否救治的问题上存在明显的性别选择。因此,这里假定男性和女性遵循同样的年龄模式。然后,依据2000和2010年两次人口普查得到常住人口的历险人群,并结合户籍人口的登记数据进一步估算非户籍人口的历险年数。基于上述估算结果,再计算分户籍、性别的年龄别死亡率,并构造相应的死亡生命表。

2. 部分生命表

在只考察部分年龄段时,根据这些年龄段的死亡概率计算得到部分生命表。基于部分生命表,可以计算得到部分年龄(如 $a \sim b$ 岁)预期寿命,即:

$$e_a^b = \sum_{x=a}^b L_x / l_a \tag{1}$$

式(1)中, l_a 是 a 岁的存活人数(通常设为100 000), L_x 是 x 岁的存活人年数,对 $a \sim b$ 岁 L_x 求和得到年龄区间 $[a,b]$ 总存活人年数,再除以 a 岁时的存活人数 l_a ,就得到 $a \sim b$ 岁的平均存活人年数,即该年龄区间的部分预期寿命。

在现实生活中,一些客观因素会造成某人口的年龄分布比较集中在部分年龄段。例如,军队或以务工经商为目的的流动人口。常规生命表分析涵盖从出生到最高寿命全部年龄段,不适合用于分析这种特殊年龄结构的人口预期

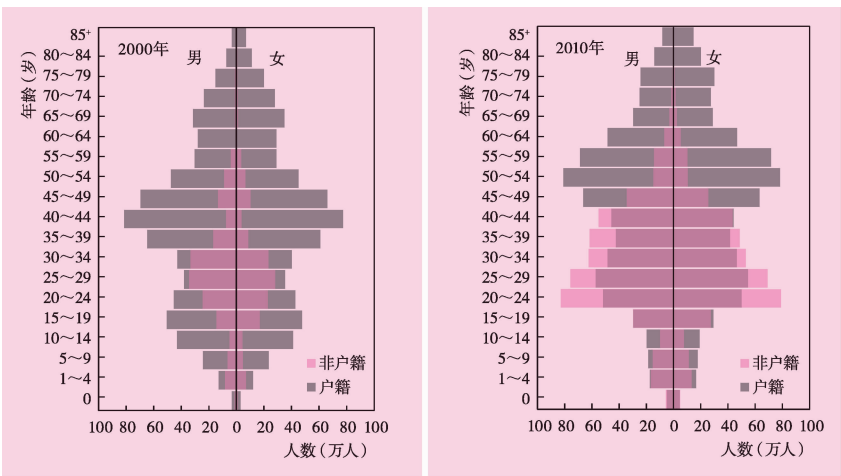


图3 上海户籍和非户籍人口的年龄性别构成

寿命。上海非户籍人口主要由劳动年龄人口构成(见图3)。上海2000年常住非户籍人口323万,其中20~59岁组占76.4%,2010年非户籍人口规模增至905万,而20~59岁组人口的比重进一步上升到81.8%;相应的,0~19岁人口占比为16.6%~21.2%,60岁及以上人口的比重则只有2.4%~2.6%。对于这样的人口,需要用部分生命表方法进行分析。

从图3还可看出,户籍人口与非户籍人口年龄构成存在较大差异,尤其是非户籍人口的少儿人口和老年人口无论是规模还是占比都较小,这些年龄段人口的死亡率容易受到少数极端值的影响而出现较大波动。以2000年为例,非户籍女性60岁及以上人口只有2.7万人,死亡人数仅有288人,死亡率为11‰,而相同年龄段的户籍女性人口死亡率为30‰,后者是前者的3倍。按传统的生命表方法计算,上海的非户籍女性人口在2000年时预期寿命就已达到86.7岁,这甚至高于2013年人类预期寿命的最高纪录。因此,部分生命表更适于分析非户籍人口。考虑到非户籍人口年龄分布过于集中的特点,本研究使用部分生命表方法来考察非户籍人口的部分预期寿命。

3. 预期寿命的分解分析

在考察预期寿命这类综合指标时,通常不满足于简单比较指标的差异或变化,而是希望能对造成这些差异的原因(如年龄、性别和死因)有更深入的了解,从而有助于健康促进的相关政策。这样的分解分析使宏观层面的预期寿命差异具有可靠的现实来源,为流行病学、公共卫生等领域的研究和决策提供参考。本文使用等位替代方法(Jdanov等,2014)对预期寿命进行分解分析。

等位替代法的基本原理是对综合指标(如预期寿命、总和生育率等)的各个子项依次进行迭代替换,每次替代一个子项后计算得到的综合指标与原来的综合指标之差,就是该个子项对综合指标差异的贡献。进一步把这一原理运用于综合指标之差的变化,再次使用上述替代的原理进行迭代,从而把差异变化分解为两个部分:(1)考察期起点的差异(初始差

异),即本文通常进行预期寿命差异的年龄分解;(2)考察期内两个人口(年龄别)死亡率下降速度的差异(变化趋势)。等位替代法的一个优势是在分解综合指标时不需要推导综合指标分解的解析表达式,这无疑降低了分解分析的难度。

三、结果分析

(一) 上海户籍和非户籍人口年龄别死亡率及其变化

图4给出了上海户籍和非户籍人口死亡率,从中可以看出以下特征。

首先,上海非户籍人口中成年人的死亡率普遍低于同年龄段的户籍人口,并且其95%置信区间几乎与户籍人口死亡率的置信区间没有重叠,也就是说,这两个群体的死亡率存在显著差异。如前所述,非户籍人口的主体是劳动年龄人口,且绝大多数为来上海务工经商人员,其迁移对健康具有非常强的选择性。而且健康状况不仅影响到个体是否迁移到上海,还会影响个体是否能够在上海长期居留。例如,当健康状况出现恶化时,个体可能不得不选择回到家乡。这种选择性可能是上海非户籍人口具有健康优势的原因之一。

其次,上海非户籍老年人的死亡率明显低于户籍人口。由于老年人大多已经退出劳动力市场,所以就业对健康的选择性不再适用。不过,考虑到非户籍人口中老年人占比非常低,而且许多非户籍老年人来上海通常是帮助照顾孙子女,所以一种可能的情况是,老年人只要健康状况还允许,他们会居住在上海,但健康状况较差时更愿意回到家乡。中国老年

医疗保险还没有实现全国联网,老年人住院报销等还需要回到家乡才方便办理,也可能是其中一个原因。虽然老年人在上海居留的原因有别于非户籍劳动力,但同样可能由于健康的选择性效应,使在上海居留的老年人健康水平高于户籍老年人。

再次,与成年人和老年人相比,少儿人口死亡率的户籍差异呈现出完全相反的模式,即非户籍少儿死亡率高于户籍人口,尤其是在10~14

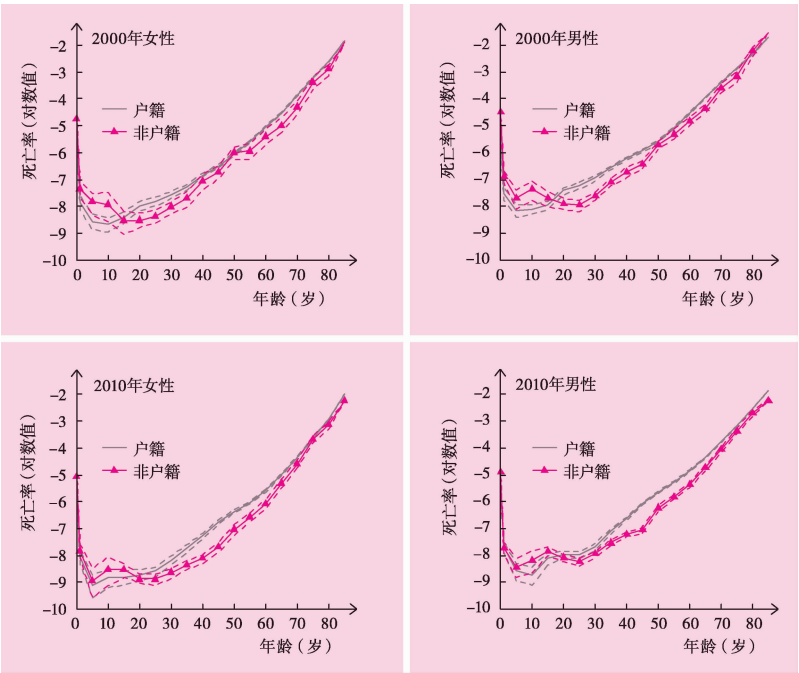


图4 2000和2010年上海户籍和非户籍人口年龄别死亡率
注:图中虚线表示95%置信区间。

岁组。不过,虽然非户籍少儿人口死亡率较高,但其置信区间较大,除 2000 年 10~14 岁男性组外,均与户籍人口的置信区间有重叠,这意味着,户籍和非户籍的少儿人口死亡率几乎没有显著差异。非户籍成年人从迁移对健康的选择效应中获得健康优势没有在其下一代身上体现出来,一个可能的原因是,这些儿童迁移与否主要取决于他们的父母,而不是他们自己的健康状况,由此,迁移的健康选择性在这些儿童身上相对要弱得多。非户籍儿童的健康状况就主要取决于他们在上海的生活和医疗条件。近年来上海市的公共卫生服务体系已经逐步纳入流动人口,上海非户籍儿童计划免疫率较高,0~6 岁流动儿童的预防接种建证率和“五苗”单苗接种率均在 90%以上,与户籍儿童接近,不过儿童的系统保健建册率和健康体检率均不到户籍儿童的一半(陈刚,2009)。对 2011 年上海户籍和非户籍人口 5 岁以下儿童死亡分析也发现,非户籍儿童(其中还包括部分来沪就医者)的死亡率高于户籍人口,但主要死因构成及顺位没有太大差别(蔡任之等,2013)。

此外,作为户籍和非户籍人口的年龄别死亡率的加权平均(以年龄别人口数为权重),上海常住人口的年龄别死亡率更接近户籍人口。虽然成年人死亡率存在显著的户籍差异,但由于劳动力年龄段的死亡率本来就很低,所以较多的非户籍劳动年龄段人口也未能产生更大的作用。而在死亡率较高的少儿和老年阶段,非户籍人口的规模相对户籍人口则小得多。这两方面的因素导致上海全市常住人口的死亡率与户籍人口差异很小。

2000~2010 年,上海户籍人口和非户籍人口死亡率经历了程度不同的下降。通常假设死亡率按指数下降, $m(x,t+y)=m(x,t)e^{\rho y}$,其中, $m(x,t)$ 是 t 年 x 岁的死亡率, ρ 为该年龄死亡率的变动率。图 5 显示了户籍和非户籍人口年龄别死亡率在 2000~2010 年的年均变动情况。从中可以看出,除了户籍男性 0 岁和非户籍女性 0 岁死亡率有轻微上升外,其他所有年龄段死亡率都有所下降。户籍人口中,死亡率下降最快的是 10~14 岁和 20~39 岁组,而婴幼儿和老年死亡率下降相对较慢。在非户籍人口中,0~14 岁和 30~54 岁组的死亡率下降最快,15~24 岁组下降较慢。此外,死亡率下降的性别差异不大。户籍的男女性死亡率下降的年龄模式基本类似;非户籍成年女性的死亡率下降速度明显快于男性,其他年龄段则基本接近。虽然有一些年龄段下降较慢,但事实上,这种较慢的速度只是相对于其他年龄组的快速下降而言。

（二）上海常住人口和户籍人口预期寿命的变化及年龄分解

基于年龄别死亡率的分析很难断定上海的常住人口预期寿命是否高于户籍人口,一是因为虽然非户籍成年人的死

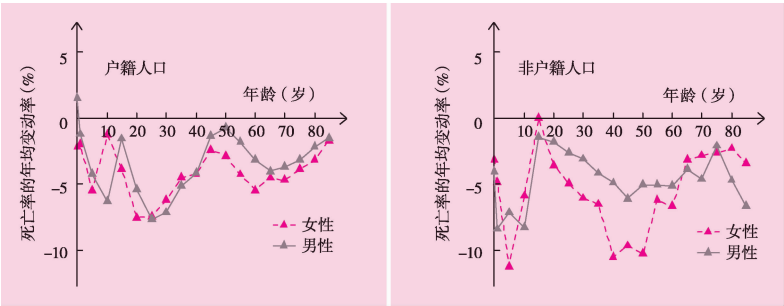


图 5 2000~2010 年上海户籍、非户籍人口年龄别死亡率年均变动情况

亡率显著低于户籍成年人,但非户籍少儿人口死亡率的均值却高于户籍人口。二是由于预期寿命是均值,存在一定的不确定性。因此,在计算上海常住人口和户籍人口的生命表基础上,应用蒙特卡洛方法计算了这两个人口预期寿命的95%置信区间^①。计算结果如表1所示。

表1 上海常住人口与户籍人口预期寿命 岁

年份	女性		男性	
	常住人口	户籍人口	常住人口	户籍人口
2000	81.03 (80.92, 81.12)	81.03 (80.93, 81.14)	77.00 (76.90, 77.10)	76.97 (76.86, 77.04)
2010	84.63 (84.54, 84.71)	84.47 (84.38, 84.58)	80.29 (80.18, 80.37)	79.95 (79.84, 80.05)
增长	3.60	3.44	2.71	2.98
年均增长	0.36	0.34	0.33	0.30

注:括号内为95%置信区间。这一结果与根据2000和2010年人口普查计算得到的预期寿命稍有差异,这两个年份的女性预期寿命分别为80.62岁和84.36岁、男性分别为75.90岁和79.73岁。

寿命已达到发达国家的中等水平,而且整个上海女性人口的预期寿命也达到这一水平。相比而言,男性常住人口与户籍人口之间呈现出一些不一样的特点。2000年二者预期寿命不存在显著差异。但2010年,常住人口的预期寿命已经显著高于户籍人口(虽然二者之差仅为0.34岁,约合4个月)。

2000~2010年,上海常住人口和户籍人口的预期寿命均有大幅提高。女性常住人口预期寿命在2010年达到84.63岁,年均增长0.36岁,女性户籍人口预期寿命为84.47岁,年均增长0.34岁。男性常住人口的预期寿命在2010年达到80.29岁,年均增长0.33岁,而男性户籍人口达到79.95岁,年均增长0.30岁(见表1)。上海常住人口预期寿命的增速明显快于中国人口预期寿命和人类预期寿命最高纪录。

(三) 部分预期寿命的变化与分解

本文对常住人口和户籍人口的预期寿命比较也涉及非户籍人口的健康状况,但这毕竟不是直接针对非户籍人口的分析,特别是这种分析忽略了非户籍人口内部构成的异质性。如前所述,非户籍人口中约有85%是劳动年龄人口(其中90%是来上海务工经商人员),这使非户籍人口成为一个具有较强健康选择性的群体。而另外15%的非户籍人口(指非劳动年龄人口)的死亡模式与劳动力群体不尽一致。非户籍劳动力年龄人口的死亡率低于户籍人口,而少儿人口死亡率的平均水平则高于户籍人口。在这种情况下,把非户籍人口纳入常

从表1可以看出,除2010年男性外,上海常住人口与户籍人口预期寿命不存在显著差异。对于女性来说,常住人口与户籍人口的预期寿命在2000年完全相等,2010年也非常接近,二者的置信区间也有重叠。这意味着,不仅是上海户籍女性居民的预期

① 这里的置信区间通过蒙特卡洛模拟计算。由 ${}_nD_x$ 除以 ${}_nq_x$ 得到 $[x, x+n]$ 岁组在 x 岁起点时的历险人数 N_x ,然后基于 N_x 和 ${}_nq_x$,用蒙特卡洛模拟得到 D_x^{sim} ,由此计算 q_x^{sim} 。基于 q_x^{sim} 计算预期寿命。根据这样模拟1000次后得到的预期寿命计算95%的置信区间。

住人口后,常住人口与户籍人口的预期寿命没有显著差异并不让人感到意外,但这会在一定程度上误导我们对非户籍人口生存状况的了解,毕竟占非户籍人口主体是劳动年龄人口。因此,本文应用部分生命表方法对非户籍人口进行更有针对性的分析,以期对非户籍人口的健康状况有更全面的认识。

根据式(1)计算的部分预期寿命结果如表 2 所示。15~59 岁上海户籍和非户籍人口在 2010 年的部分预期寿命都已达到 44 岁以上,非户籍女性人口则高达 44.75 岁,处于非常高的水平^①。与人类预期寿命的性别差异模式相一致,无论户籍,上海女性预期寿命都显著高于男性。

上海非户籍劳动力人口的部分预期寿命显著高于本地户籍劳动年龄人口。无论是 2000 年还是 2010 年,非户籍劳动年龄群体都保持着健康优势。这一结果与图 4 所示的户籍和非户籍成年人口死亡率存在显著差异是一致的。而且部分预期寿命的户籍差异还呈现明显的性别特征,2000 年男性部分预期寿命的户籍差异为 0.36 岁,2010 年缩小到 0.27 岁,不过均比女性 0.16 岁的户籍差异要大得多。如果把部分预期寿命的户籍差异视为衡量健康选择性强度的指标,那么男性非户籍人口的健康选择性大于女性群体。

2000~2010 年,无论性别和户籍,15~59 岁人口的部分预期寿命都有很大提高,10 年间增长了 0.25 岁左右。相比于全年龄段的预期寿命,这一增长似乎微不足道,但事实上,由于劳动年龄人口死亡率本来就很低,加上上海人口预期寿命已处于较高水平,所以这样的增长量已经相当可观^②。对其他年龄段人口而言,0.25 岁意味着 15 年左右的差距。此外,女性部分预期寿命的户籍差距没有出现变化,因为户籍与非户籍女性的部分预期寿命都增长了 0.23 岁。而男性户籍人口的部分预期寿命增长比非户籍男性要快,二者的差距从 2000 年的 0.36 岁缩小到 2010 年的 0.27 岁。如果按照这个速度,男性户籍人口还需要 10 年才能与非户籍的部分预期寿命持平。

表 2 所示的结果并没有考虑各年龄群体的异质性。例如,女性户籍与非户籍的部分预期寿命差异在 2000~2010 年没有变化,但这并不表明 10 年间这两个人口的群体特征(如各年龄死亡率)一直保持不变。因此,本文使用等位替代方法对户籍—非户籍人口部分预期

表 2 上海户籍和非户籍人口 15~59 岁部分预期寿命 岁

	户籍人口	非户籍人口	户籍差异
女性			
2000 年	44.36 (44.34, 44.38)	44.52 (44.47, 44.56)	0.16
2010 年	44.59 (44.57, 44.61)	44.75 (44.74, 44.77)	0.16
变化	0.23	0.23	0
男性			
2000 年	43.88 (43.85, 43.91)	44.24 (44.20, 44.29)	0.36
2010 年	44.22 (44.19, 44.24)	44.49 (44.46, 44.51)	0.27
变化	0.34	0.25	-0.09

注:同表 1。

① 作为参照,对于同年龄段的部分预期寿命,2010 年美国女性为 44.02 岁,男性只有 43.25 岁,而 2010 年日本男女部分预期寿命分别为 44.02 岁和 44.50 岁。
② 同期日本男、女部分预期寿命分别增长 0.17 岁和 0.06 岁,美国分别增长了 0.18 岁和 0.06 岁。

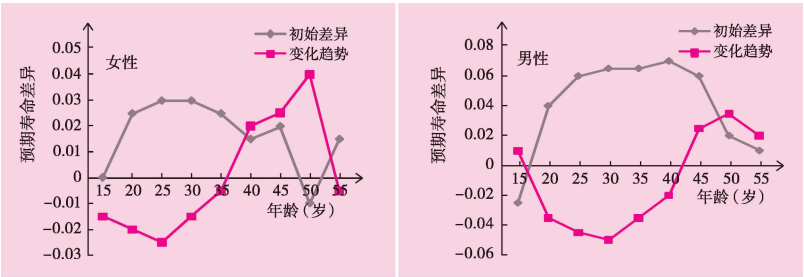


图 6 2000~2010 年上海户籍—非户籍人口部分预期寿命差异的年龄分解

寿命差异进行年龄分解,以了解部分预期寿命差异变化背后的原因。分解结果见图 6,其中,初始差异是指年龄别死亡率对 2000 年(基期)的部分预期寿命差异的贡献,变化趋势是指

2000~2010 年年龄别死亡率变化对部分预期寿命差异变化的贡献。

从图 6 可以看出,首先,非户籍人口在部分预期寿命上的基期优势对其后的变化有很大的作用,尤其是男性群体,除 15 岁组之外的各年龄组对部分预期寿命的户籍差异贡献都为正。其次,非户籍女性 35 岁组、男性 40 岁组之前的死亡率下降速度相对低于户籍人口,部分抵消了基期差异的作用,但之后的年龄组死亡率较户籍人口有较大的下降,从而又进一步扩大了部分预期寿命的差异。由于非户籍女性在 35 岁组之后的死亡率下降幅度比较大,基本上抵消了之前死亡率下降的相对弱势(在图 6 中,女性 35 岁组两侧的数值之和大致相当),所以在总的效果上,女性部分预期寿命的户籍差异仍然维持在基期的水平。但非户籍男性在 40 岁组后的死亡率下降幅度没有大到足以抵消较年轻组死亡率下降的相对弱势,最终使男性部分预期寿命的户籍差异从 2000 年的 0.36 岁缩小到 0.27 岁。总的说来,非户籍人口相对于户籍人口来说具有部分预期寿命方面的优势,但年龄分解揭示出这一优势得以维系主要是由于基期差异和较年长劳动力死亡率的下降,而较年轻劳动力死亡率的下降不如户籍同龄人。

四、结论与讨论

对于上海这类拥有庞大非户籍人口的大城市,本地户籍人口的预期寿命已经不能很好地代表整个人口的健康状况。本研究利用上海疾控中心提供的非户籍人口死亡资料考察 2000~2010 年上海非户籍人口的预期寿命,且特别关注占非户籍人口 85%的劳动年龄人口的部分预期寿命。结合户籍—非户籍人口的比较研究,结果发现,非户籍人口具有相对健康优势,尤其是劳动年龄阶段的优势更为明显。但由于成年人口死亡率较低及非户籍人口年龄分布的特点,非户籍人口的健康优势没有造成上海常住人口与户籍人口预期寿命的显著差异(除 2010 年男性外)。

非户籍人口中绝大多数是劳动年龄人口,并且来上海目的主要是务工经商,所以其健康优势主要是源自迁移和就业对非户籍人口健康的选择性。首先,非户籍人口在流入上海前具有比户籍人口更好的健康状况,也就是说,在决定是否进行迁移时,流动人群就根据自身的健康条件进行了第一次“过滤”,健康状况相对较差的个体被排除在迁移人口之外。迁

移对健康的选择性效应还可以从少儿人口死亡率没有明显的户籍差异上得到间接佐证,因为少儿人口是随父母迁移,发生在成年父母身上的健康选择性在少儿人口中要弱得多。其次,健康选择性不只发生在迁移决策之初,而是在整个居留期间都持续发生作用的动态过程,不同之处在于选择性决定的是“去留”。非户籍人口是一个持续变化的人群,不断有“新人”加入,也不断有“老人”退出。显然,2010 年的非户籍常住人口已有别于 2000 年的非户籍人口,不只是由于更多的新人加入使后者的规模比前者大了 3 倍,而且说明非户籍人口的流动性较强。根据上海实有人口数据库的统计,截至 2013 年 6 月底,68.9% 的流动人口来上海的时间在 1 年以内;来上海 1~2 年的占 19.4%;2 年以上的仅占 11.7%,5 年及以上的占 1.7%。2010 年观察到的较低死亡率是由于不断有健康状况较好的新加入者,使非户籍人口健康状况一直能保持明显的健康优势。由于在上海居留期间面对一些不利于健康的因素,非户籍人口的健康状况会出现恶化。只有具有较大健康优势的非户籍人口不断流入,其健康优势才能保持。虽然上海的优质公共服务资源有改善非户籍人口健康状况的可能,并在一定程度上抵消不利因素对非户籍人口健康造成的损害,但这取决于这些资源对非户籍人口的可及性。

在对比户籍和非户籍的劳动力年龄人口健康状况时发现,较年轻的非户籍成年人口在健康改善上不如本地户籍人口,但较年长者却相反。对此,一种直观的理解是,在上海生活时间越长,健康状况越好。但另一种情况可能是由于健康对非户籍人口的选择性,使一些不能适应较大的工作生活压力或健康受损的人群选择离开上海,最终能在上海留下的是健康状况好且有较强适应能力的那部分人。这是健康的选择性产生的效果。随着在上海居留时间的延长,这一部分经过健康选择后的非户籍人口有更多机会融入城市生活,也能更多地从上海的公共服务资源中受益。例如,有条件、有渠道更有效地利用上海的健康医疗服务。而这是个体行为模式改变的结果。在现实中,也许这两种情况同时存在,不过限于数据条件,本文无法对此进行深入分析。

如果把个体的健康状况视为从出生开始一直进行的健康投资的结果,那么,有着相对健康优势的非户籍人口无疑极大提高了上海人口健康资本存量。非户籍人口面对的生活工作条件上的相对劣势不利于他们健康水平的维护甚至有损健康,这又部分抵消了上海从人口迁移获得的健康资本优势。仅从健康投资的角度看,只要存在通过努力可以改善非户籍人口生存条件的可能性,那就不应该任由非户籍人口暴露在种种有损健康的环境中,而造成健康资本的浪费。当然,即使那些健康状况不够好(或不再好)的人离开了上海,还有更多健康条件好的人会来,对于上海来说,这一出一进看似没有减损上海人口的健康资本,但对整体人口的健康来说,损失却是存在的。

虽然本文聚焦于上海,但所讨论的现象和问题几乎适用于中国其他城市。这是因为中国城市具有相同的导致非户籍人口健康相关问题的制度环境和政策机制,即依附于户籍制度的就业、住房、医疗、社会保障等一系列福利待遇差异对人口进行的城乡分割,而且随着农村劳动力向城市的流动,这种分割再度“复现”在众多的城市。随着全国统一社会保障制

度的建立和完善,健康状况的户籍差异有望得到逐步的消减,这无疑将进一步促进中国人口的健康公平。

参考文献:

1. 蔡任之等(2013):《上海市 2011 年户籍及非户籍人口 5 岁以下儿童死亡分析》,《亚太传统医药》,第 9 期。
2. 陈刚(2009):《改善流动人口卫生保健服务利用的策略研究》,复旦大学出版社。
3. 崔红艳等(2013):《对 2010 年人口普查数据准确性的估计》,《人口研究》,第 1 期。
4. 段成荣等(2011):《中国流动人口研究》,中国人口出版社。
5. 方博等(2012):《上海市 2010 年 1~6 月流动人口死亡分析》,《现代预防医学》,第 6 期。
6. 齐亚强等(2012):《我国人口流动中的健康选择机制研究》,《人口研究》,第 1 期。
7. 上海市统计局(2015):《上海统计年鉴(2014)》,中国统计出版社。
8. 上海市卫生与计划生育委员会(2014):《2014 年上海市流动人口卫生计生动态监测报告》。
9. 王桂新等(2011):《城市外来人口居住条件对其健康影响之考察——以上海为例》,《人口研究》,第 2 期。
10. 张二力、路磊(1992):《对中国 1990 年人口普查成年人口死亡登记完整率的估计》,《中国人口科学》,第 3 期。
11. 翟振武(1987):《对我国 1953~1964 年、1964~1982 年生命表指标的估计》,《人口研究》,第 1 期。
12. Acemoglu D. and Johnson S. (2006), Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth (No.w12269). National Bureau of Economic Research.
13. Bloom D.E. and Caning D. (2007), Commentary: The Preston Curve 30 Years on: Still Sparking Fires. *International Journal of Epidemiology*. 36(3):498-499.
14. Chen J. (2011), Internal Migration and Health: Re-examining the Healthy Migrant Phenomenon in China. *Social Science & Medicine*. 72(8):1294-1301.
15. European Commission. Directorate-General for Economic, and Economic Policy Committee of the European Communities (2006), *The Impact of Ageing on Public Expenditure: Projections for the EU-25 Member States on Pensions, Healthcare, Long-term Care, Education and Unemployment Transfers (2004-50)*. Office for Official Publications of the European Communities.
16. Jdanov D. and Shcolonikov V.M. (2014), Assessment of Cross-sectional and Longitudinal Components of a Difference with an Algorithm of Contour Replacement. *MPDIR Working Paper WP 2014-010*, November 2014.
17. Oeppen J. and Vaupel J.W. (2002), Broken Limits to Life Expectancy. *Science*. 296(5570):1029-1031.
18. Palloni A. and Arias E. (2004), Paradox Lost: Explaining the Hispanic Adult Mortality Advantage. *Demography*. 41(3):385-415.
19. Preston S.H. (1975), The Changing Relation between Mortality and Level of Economic Development. *Population Studies*. 29(2):231-248.
20. Turra C.M. and Elo I.T. (2008), The Impact of Salmon Bias on the Hispanic Mortality Advantage: New Evidence from Social Security Data. *Population Research and Policy Review*. 27(5):515-530.
21. Well D.N. (2007), Accounting for the Effect of Health on Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 122(3):1265-1306.

(责任编辑:李玉柱)