

# 中国人口死亡水平的空间统计分析

刘会敏 牛叔文 杨 振

**【摘 要】** 文章以模型生命表为基础,对最近 3 次人口普查得到的各省份人口死亡数据进行修正,并利用基于地理信息系统(GIS)的探索性空间数据分析(ESDA)技术,对修正后的人口死亡水平(用出生时预期寿命表示)的时空变异进行研究,以辨明中国人口死亡水平的空间分布及演变特征。研究结果表明,1981~2000 年中国各省份的死亡水平存在正向的空间自相关现象,但自相关程度随时间变动有所降低;死亡水平较高或较低省份与其周围同样较高或较低省份,在空间上更多地趋于集聚而非随机分布。研究结果为引导有限的社会卫生资源流向最需要的人群和地区可以提供一定的依据。

**【关键词】** 死亡水平 GIS ESDA 空间自相关 空间集聚

**【作 者】** 刘会敏 兰州大学资源环境学院,硕士研究生;牛叔文 兰州大学资源环境学院,教授;杨 振 兰州大学资源环境学院,博士研究生。

## 一、引 言

人口死亡水平是影响人口变动的决定性因素之一,对经济发展亦有重要影响。出生时平均预期寿命消除了实际人口年龄构成的影响,是反映全体人口死亡水平的重要指标(李仲生,2004)。随着社会经济发展,各个国家和地区的平均预期寿命都有不同程度的提高,但不同区域之间存在较大差异。20 世纪 50 年代上半期,世界人口预期寿命为 46.5 岁,其中发达国家 66.1 岁,发展中国家 41 岁,二者相差 25.1 岁;2002 年,世界人口的平均预期寿命提高为 67 岁,发达国家为 76 岁,包括中国在内的欠发达国家为 65 岁,二者差距有所缩小;分国家来看,2002 年南部非洲的博茨瓦纳、莱索托等国家的预期寿命只有 37 岁,而发达地区的日本、中国香港特别行政区则高达 81 岁,瑞典、瑞士、意大利、澳大利亚达到 80 岁,加拿大、新加坡等国为 79 岁,美国为 77 岁(黄荣清、庄亚儿,2004)。

目前,人口死亡水平的地区差异问题日益引起众多学者的关注(涂子贤、王仁安,1995;张菊英等,2004;黄荣清,2005),但由于缺乏完善的死亡登记体系和准确的死亡数据,国内关于人口死亡水平及其地区差异的研究相对较少。张菊英等(2004)利用 2000 年第五次人口普查资料 and 系统聚类法对全国人口死亡水平进行分类,发现各省份的死亡水平存在较大的差异,尤其是婴儿死亡率和平均寿命相差颇大,认为这种差异与各地区发展的不平衡密切相关。仇丽霞等(2004)利用趋势面分析法探讨了各省份死亡水平的地域分布趋势及地理因素对死亡水平的影响,发现中国北部、东北部和东部地区的死亡率相对低一些,而西南地区特别是青藏高原的

死亡率相对较高。张爱莲、张彦荣(2005)以山西省第五次人口普查资料为依据,在编制简略寿命表的基础上发现该省各地区死亡水平存在一定的差异,认为地理环境和社会经济因素是导致这种差异的重要原因。另外,一些学者还从婚姻状况、教育程度、职业状况、城市化水平等角度,对人口死亡水平的地区差异问题进行深入研究(刘铮,1986;李建新,1994;谢韦克,1995;胡平等,1997)。

考察以往的研究成果,不难发现存在以下两方面的问题。一是在数据方面,有些研究运用原始的普查资料进行分析,而对普查中因漏报、误报等原因造成的数据误差没有进行必要的修正,得出的结论与实际存在一定的偏差;二是在技术方面,有些研究运用描述性方法或传统的数量统计模型,在空间关系和数值的相关分析上往往顾此失彼,对隐含在数据中的信息挖掘不充分(吕安民等,2002)。本文试图以模型生命表为基础,对最近3次人口普查得到的各省份人口死亡数据进行修正;利用基于地理信息系统(GIS)的探索性空间数据分析(ESDA)技术,对修正后的人口死亡水平的时空变异进行分析,以辨明中国人口死亡水平的空间分布及其演变特征,为引导有限的社会卫生资源流向最需要的人群和地区提供依据。

二、数据来源与修正

分析人口死亡水平变化的理想数据是死亡登记数据,但到目前为止,中国尚未建立起完善的死亡登记系统(宋新明,2000)。因此,本文修正使用的原始死亡数据主要来源于1982、1990和2000年进行的第三、第四和第五次全国人口普查资料。其中,1982年的人口普查收集了1981年全年的死亡人口数,死亡率利用1981年年中人口作为基数进行计算(故称之为1981年粗死亡率);1990年普查中收集了普查标准日(7月1日)前三个半年(1989年1月1日~1989年6月30日、1989年7月1日~1989年12月31日、1990年1月1日~1990年6月30日)的死亡人口数,死亡率利用1989年全年的死亡人口数和1989年年中人口为基数进行计算(称之为1989年粗死亡率);2000年普查的死亡人数是指普查标准日(11月1日)前一年(1999年11月1日~2000年10月31日)内的死亡人数,死亡率用这些死亡人口数和普查前一年的平均人口(2000年5月1日的人口)为基数进行计算(称之为2000年粗死亡率)。表1描述了最近3次人口普查得到的分性别粗死亡率的变动情况(见表1)。

然而,由于死亡人数漏报、死亡年龄误报与死亡者重报等各种原因,从普查中得到的人口死亡数据存在一定误差。已有的研究文献表明,第三次人口普查的死亡数据质量较高,第四次人口普查的死亡数据则存在一定程度的漏报,尤其是婴儿死亡漏报比较突出(张二力、路磊,1992;李南、孙福滨,1994)。与“三普”、“四普”相比,“五普”容易导致漏报的原因除了风俗习惯、政府推行火葬政策以外,还在于大量流动人口存在和死亡人口、常住人口的统计规定(黄荣清,2000;翟德华,2003)。因此,为了确保不同时点死亡数据的相对准确性与可比性,采用统一的方法对普查得到的人口死亡数据进行修正是非常必要的。利用模型生命表是修正死亡数据的一个有效方法(任强等,2004)。

模型生命表是用许多死亡类型相似人口多年死亡率及其变化编制出来的。生命表中各年龄组的死亡率是这些人口死亡水平的“平均值”,在每一个模型中各年龄组死亡率都规律性地随着年龄的变化而上升或下降。每个模型生

表1 1981、1989和2000年中国人口  
普查的粗死亡率

年份	普查的粗死亡率		‰
	男性	女性	
1981	6.55	6.15	6.36
1989	6.32	5.46	5.90
2000	5.55	5.88	5.92

命表中各年龄组的死亡率代表模型的死亡水平,这些死亡率所对应的死亡水平(用出生时预期寿命表示)也就是总人口的死亡水平。因为模型表示许多人口实际死亡水平的“平均值”,用这样的平均值修正那些差异较大的年龄别死亡率,可以使全体人口各年龄组的死亡水平都在一个平均死亡水平较小的范围内波动(李仲生,2004;游允中、郑晓瑛,2005)。在修正过程中,不仅要考虑实际人口在某一个时间点的死亡年龄类型和某一个模型生命表的死亡类型的相似性,而且还要考虑这个人口各年龄组死亡水平的变化趋势同模型表中各年龄组死亡率变化趋势的相似性。

对普查得到的死亡数据进行修正,首先是寻找最适当的模型表。实际研究中常用的模型生命表有 14 个,分别是普林斯顿模型生命表中的东、南、西、北 4 个模型表,联合国发展中国家模型生命表中的一般、远东、智利、南亚、拉美 5 个模型表,以及中国科学家开发的中国模型生命表中的西南、华中与华东、华北、新疆 5 个模型。寻找最适当的模型表,就是利用实际人口各年龄组的死亡概率与以上 14 个模型表中相同年龄组的死亡概率进行比较,找出每一个年龄组实际死亡概率在这 14 个模型表中相互对应的预期寿命。假如实际人口和某一个模型表多数年龄组对应的预期寿命很接近(如年龄差别在 3 岁以内),则可以假定实际人口死亡形态与这个模型表的死亡形态相似。然后需要找出一个预期寿命作为修正各年龄组死亡水平的“准则”,

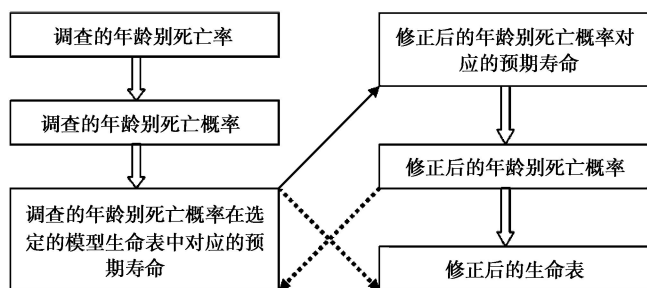


图 1 人口死亡水平修正过程

资料来源:游允中、郑晓瑛:《中国人口的死亡和健康》,北京大学出版社,2005 年。

游允中、郑晓瑛等(2005)通过对普查死亡数据与 14 种模型进行比较,发现西方表的死亡率年龄形态和中国最近 3 次人口普查(分省)的死亡率年龄形态的相似性比较好,因此选择西方

这个“准则”应该是实际人口的死亡水平,这需要遵循一些基本的原则,如各年龄组死亡率的变化应该是渐进的,男性死亡水平略高于女性等。根据经验,修正后的各年龄组预期寿命值的差别最好在 2~3 年之间。使用修正后的各年龄组预期寿命值再从模型表中找出相对应的死亡概率,用这些概率就可以编制出修正后的生命表,从而求出对应的修正后的预期寿命,其过程如图 1 所示。

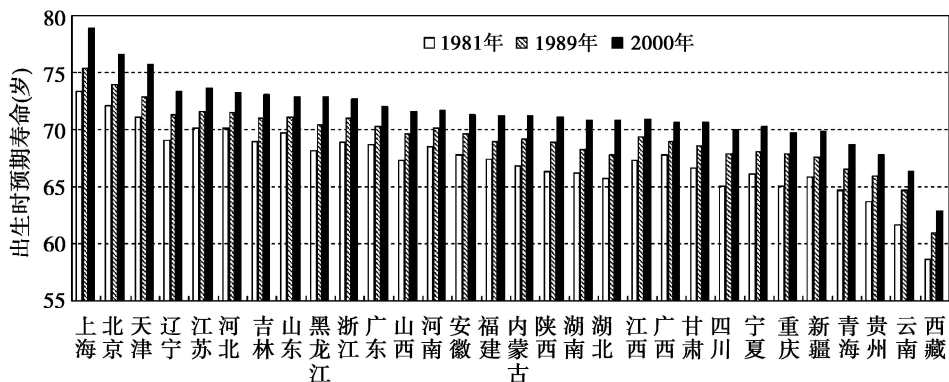


图 2 1981、1989 和 2000 年修正后的中国各省份出生时预期寿命的区域分布

表作为修正的准则表。本文根据这两位学者计算的分性别的预期寿命,经整理得到修正后的中国各省份 1981、1989 和 2000 年平均预期寿命,作为下面统计分析的基础数据(见图 2)。

### 三、人口死亡水平的空间统计分析

虽然我们可以从图2中直接观察到人口预期寿命在某一区域范围内的分布情况,如东部地区较高,中部地区次之,西部地区最低,但无法确知它们在空间上的相互关系,而空间统计分析则提供了这一问题的解决方法。空间统计分析的核心就是认识和地理位置相关的数据间的空间依赖、空间关联和空间自相关特征。逐渐发展和完善的探索性空间数据分析(ESDA)技术是空间统计分析的核心内容之一(马荣华等,2002)。下面我们利用完善的探索性空间数据分析方法,包括全局空间自相关指数(Moran I)、Moran散点图和空间联系的局部指标(LISA)等工具,基于修正后的死亡水平数据,分析1981~2000年间全国各省份人口出生时预期寿命变动的空间自相关和空间异质性,以认识20世纪80年代以来中国人口死亡水平空间分布的动态演变特征,并给出合理的解释。

#### (一) 空间邻接矩阵

空间数据和时间序列数据的根本区别是观测对象在地理空间上的排列特征,这种空间联系可以通过定义一个空间连接矩阵来衡量。通常,空间连接矩阵可以通过空间数据的拓扑属性(如邻接性)来构造,也可以通过空间距离来构建。对于邻接矩阵与距离矩阵,分别定义为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和 } j \text{ 相邻接} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (1)$$

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和 } j \text{ 的距离小于 } d \text{ 时} \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (2)$$

其中, $W_{n \times n}$ 是一个二元对称的空间权重矩阵, $n$ 为区域单元的个数。本研究采用常用的邻接矩阵。由于海南省是一个岛屿,在生成邻接矩阵时会出现“孤岛”现象,影响模型分析的准确性,因此本文将海南省排除在研究范围之外。

#### (二) 全局空间自相关指数

几乎所有的空间数据都具有空间依赖或空间自相关特征,全局空间自相关指数反映的是空间邻接或空间邻近的区域单元观测值的相似程度,其计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

其中, $x_i$ 为区域*i*的观测值, $W_{ij}$ 为空间权重。 $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ ;  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 。

#### (三) 局部空间自相关

当需要进一步考虑是否存在观测值的局部空间集聚,判断哪一个区域单元对于全局空间自相关的贡献更大,以及空间自相关的全局评估在多大程度上掩盖了局部不稳定性时,就必须应用局部空间自相关分析。局部空间自相关包括空间联系的局部指标(LISA)、G统计、Moran散点图。本文选择LISA和Moran散点图进行分析。

##### 1. 空间联系的局部指标(LISA)

空间联系的局部指标满足下列两个条件:(1)每个区域单元的LISA是描述其周围具有显著相似值的区域单元的空间集聚程度的指标;(2)所有LISA总和与全局空间联系指标成正比。LISA的计算公式为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{m_0} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (4)$$

其中,  $m_0 = \sum_i (x_i - \bar{x})^2 / n$ , 对  $j$  求和仅限于区域单元  $i$  的所有邻居。

检验统计量可以对有意义的局部空间关联进行显著性检验。当两个区域单元的某些相邻区域相同时, 局部统计量存在相关, 可以遵循 Bonferroni 标准。因此, 空间联系的局部指标作为探索性空间数据分析技术的重要组成部分, 可以对每个观测单元周围局部空间集聚的显著性程度进行评估。

## 2. Moran 散点图

Moran 散点图常用来研究局部的空间不稳定性, 并对  $z$  和  $W_z$  数据对  $(z, W_z)$  进行可视化的二维图示。其中,  $W_z$  是相邻区域单元观测值的空间加权平均值, 又称为“空间滞后”向量。按照向量形式, Moran I 可以描述为:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z \cdot W_z}{z \cdot z} \quad (5)$$

其中,  $z$  是由所有观测值与均值的离差组成的向量,  $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ 。当  $W$  为行标准化的空间权重矩阵时,  $S_0 = n$ 。此时, Moran I 为  $W_z$  对于  $z$  的线性回归斜率。由于数据对  $(z, W_z)$  在 Moran 散点图中已进行了标准化处理, 因此不同年份的结果具有可比性。

Moran 散点图用常见的平面坐标表示, 横坐标是变量的标准化原始值, 纵坐标是变量的标准化空间滞后值, 回归直线的斜率就是 Moran I。第一、三象限代表正的空间联系, 第二、四象限代表负的空间联系。第一象限表示拥有高观测值的区域单元被高值区域所包围(高—高); 第二象限表示拥有低观测值的区域单元被高值区域所包围(低—高); 第三象限表示拥有低观测值的区域单元被低值区域所包围(低—低); 第四象限表示拥有高观测值的区域单元被低值区域所包围(高—低)。

将 Moran 散点图与空间联系的局部指标的显著性水平相结合, 可获得所谓的“Moran 显著性水平图”, 从中可以查询对应于 Moran 散点图不同象限且 LISA 显著的相应区域。另外, 对 Moran I 具有强烈影响的区域单元, 可通过标准回归诊断出来——当将某一个或几个区域单元排除时, Moran I 即线性回归的斜率发生较大改变, 表示该区域单元的影响作用较大, 反之影响作用较小。

## (四) 计算结果与分析

### 1. 全局空间自相关指数变动

利用地理信息系统软件 Arcview GIS, 从“国家基础地理信息中心”的中国地图(1:400 万)中提取出大陆地区 30 个省份(海南省、香港特别行政区、澳门特别行政区、台湾省及沿海省份的附属岛屿除外)作为底图; 利用 Microsoft Office Excel 2003 程序, 将上文修正后的 1981、1989 和 2000 年各省份的预期寿命转存为 DBF 格式的数据表, 导入 Anselin 设计的软件 GeoDA 中。这样, 就可以计算出相应年份出生时预期寿命的空间自相关指数(见图 3)。

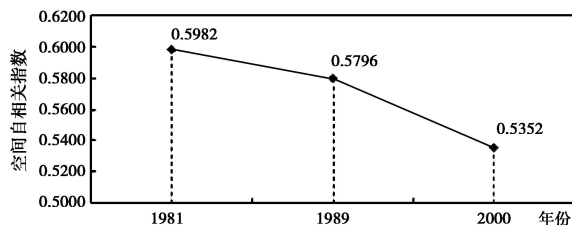


图 3 1981、1989 和 2000 年中国人口出生时预期寿命的空间自相关指数变动

从图 3 可以看出, 3 次人口普查经过修正的出生时预期寿命的全局空间自相关指数都

是正值,说明中国各省份的出生时预期寿命指标具有空间自相关特征,预期寿命相似的省份一直趋于空间集聚——预期寿命较高的省份相对趋于与预期寿命较高的省份相邻,预期寿命较低的省份趋于与预期寿命较低的省份相邻。

从变化趋势上看,全局空间自相关指数由 1981 年的 0.5982 下降到 1989 年的 0.5796 和 2000 年的 0.5352,说明近 20 年来预期寿命相似的省份的空间集聚程度一直在降低,各省份之间的分散化力量在相对增强。

2. Moran 散点图

从图 4、表 2 可以看出,3 个年份的 Moran 散点图中,多数省份位于第一、三象限内,表现出正的空间自相关特征。属于“高—高”型的省份数量与属于“低—低”型省份的数量相差不多,前者多位于东部地区,后者则多位于中西部地区。与 1981 年相比,1989 年的“高—高”型区域增加了山西省,福建和江西省则分别落入“低—高”型和“高—低”型区域;“低—低”型区域增加了广西壮族自治区;相应的,“高—低”型区域增加了江西省,“低—高”型区域增加了福建省。与 1989 年相比,2000 年的“高—高”型区域减少了安徽省(落入“低—高”型区域);“低—低”型省份在两个年份没有变化;“高—低”型省份减少了江西省(落入“低—高”型区域);相应的,“低—高”型区域增加了江西和安徽两省(见表 2)。

Moran 散点图有助于发现非典型地区(偏离全局正的空间自相关的地区),即位于第二象限的“低—高”型区域和第四象限的“高—低”型区域。由图 4 和表 2 可知,这类省份数量较少,1981 年的“高—低”型省份有 2 个(广东、广西)、“低—高”型省份有 2 个(内蒙古、山西);1989 年的“高—低”型省份为 2 个(广东、江西)、“低—高”型省份有 2 个(内蒙古、福建);2000 年的“高—低”型省份为 1 个(广东)、“低—高”型省份有 4 个(安徽、江西、内蒙古、福建)。出生时预

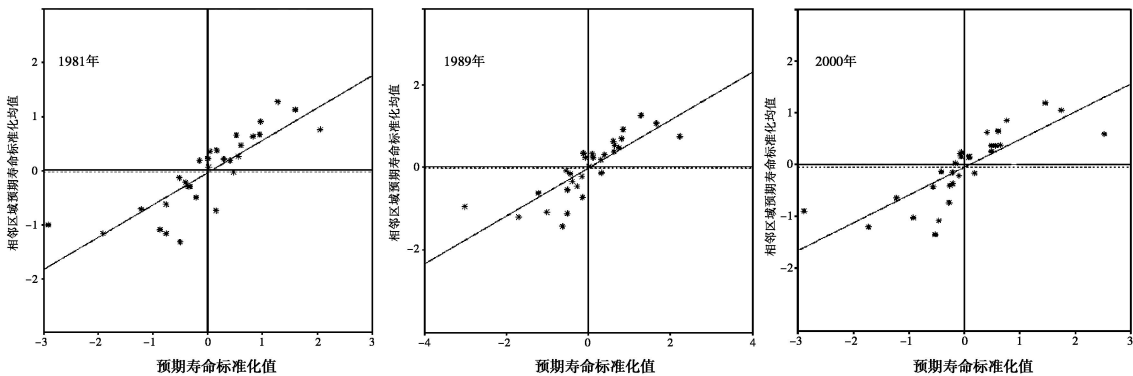


图 4 1981、1989 和 2000 年中国各省份出生时预期寿命空间分布的 Moran 散点图

表 2 1981、1989 和 2000 年中国各省份出生时预期寿命的 Moran I 分布

类 型	1981 年	1989 年	2000 年
高—高	黑龙江、福建、江西、吉林、辽宁、安徽、河北、天津、北京、上海、江苏、山东、浙江、河南	黑龙江、安徽、河北、山西、北京、上海、江苏、山东、浙江、河南、天津、吉林、辽宁	黑龙江、河北、山西、北京、上海、江苏、山东、浙江、河南、天津、吉林、辽宁
低—低	西藏、陕西、湖南、青海、湖北、重庆、新疆、宁夏、四川、云南、甘肃、贵州	陕西、广西、湖南、四川、湖北、西藏、重庆、贵州、云南、新疆、青海、宁夏、甘肃	陕西、广西、湖南、四川、湖北、重庆、贵州、云南、新疆、青海、宁夏、甘肃、西藏、
高—低	广东、广西	广东、江西	广东
低—高	内蒙古、山西	内蒙古、福建	安徽、江西、内蒙古、福建

注:字体加黑的为未发生变化的省份。

期寿命分布的空间异质性通过 Moran 散点图上“高—低”、“低—高”型二类鲜明的空间分异区域体现出来了。

一般来说,除了自身遗传因素以外,区域人口出生时预期寿命的高低主要取决于当地的社会经济条件。表 2 所显示的情况也说明,处于改革开放前沿地带的沿海区域经济社会发展较快,文化教育事业和医疗卫生保健工作水平也远高于中西部区域,这大大降低了各年龄组的人口死亡率,促进了人口预期寿命的提高。这是东部省份多属于“高—高”型区域而广大西部省份多属于“低—低”型区域的基本原因。特别是处于改革最前沿的广东省,经济的快速发展推动了预期寿命的大幅度提高,使其与周围省份相比脱颖而出;而内蒙古自治区则恰恰相反,其相对较低的预期寿命与周围拥有较高预期寿命的省份形成鲜明对照。

3. 空间联系的局部指标分析

由于 Moran 散点图没有给出显著性水平的指标,因此有必要计算空间联系的局部指标来进一步探究空间分析的结果。进行空间联系的局部指标分析时,为识别 1981 年以来局部空间集聚发生的位移,我们重点考察显著性水平较高的局部空间集聚指标。表 3 给出了基于正态分布假设检验之上的 1981、1989 和 2000 年的空间联系的局部指标值及 P 值。按照 Bonferroni 标准,1981 年达到高度显著水平的有青海、西藏、新疆、云南、四川、江苏、河北、天津、浙江和北京 10 个省份,1989 年高度显著的省份减少了浙江和北京,2000 年天津也不再显著。与 1981 年相比,1989 年与 2000 年西藏与云南的显著性水平提高了,而四川省的显著性水平没有变动,江苏与河北的显著性水平降低了,青海与新疆的显著性水平则是先升后降。总的来看,较为显著的省份都属于“高—高”和“低—低”型省份,前者数量逐渐减少,由 1981 年的 5 个减少为 1989 年的 3 个和 2000 年的 2 个,后者数量没有变化。

表 3 1981、1989 和 2000 年中国空间联系的局部指标呈显著性的省份

1981 年	省份	LISA	P 值	1989 年	省份	LISA	P 值	2000 年	省份	LISA	P 值
低—低	青海	0.9609	0.0180	低—低	青海	1.1293	0.0100	低—低	青海	0.9518	0.0260
低—低	西藏	2.9556	0.0040	低—低	西藏	2.8987	0.0020	低—低	西藏	2.6343	0.0020
低—低	新疆	0.6733	0.0140	低—低	新疆	0.8937	0.0060	低—低	新疆	0.7189	0.0200
低—低	云南	2.2707	0.0040	低—低	云南	2.0631	0.0040	低—低	云南	2.0995	0.0020
低—低	四川	0.8901	0.0020	低—低	四川	0.5780	0.0020	低—低	四川	0.5067	0.0020
高—高	江苏	0.8617	0.0180	高—高	江苏	0.7588	0.0260	高—高	江苏	0.6543	0.0300
高—高	河北	0.6188	0.0160	高—高	河北	0.5432	0.0180	高—高	河北	0.3945	0.0300
高—高	天津	1.6350	0.0280	高—高	天津	1.5843	0.0280				
高—高	浙江	0.3403	0.0340								
高—高	北京	1.7865	0.0340								

由于全局空间自相关的存在,建立在条件置换方法基础之上的显著性检验和基于正态假设检验的 LISA 显著性水平图相对照印证,结果更具稳健性。从图 5 可以看出,除了大量的不显著省份以外(空白区域,台湾、海南省及沿海诸岛除外),3 个年份显著的“高—高”型(深色区域)和“低—低”型(浅色区域)省份居主导地位。其中,显著的“低—低”型省份为数众多,在空间上形成连片分布的格局。这种情况表明,1981 年以来,出生时预期寿命较低的省份如新疆、青海、西藏、四川、云南与其周围同样预期寿命不高的省份,在空间上更多地趋于集聚,而非随机分布。同样,出生时预期寿命较高的省份(如江苏、天津、河北、浙江、北京等)与其周围同样

预期寿命较高的省份,在空间上更多地趋于集聚,也不是随机分布的。从图 5 中可以清楚地看出,中国 20 世纪 80 年代以来人口死亡水平的空间分布及其演变特征。

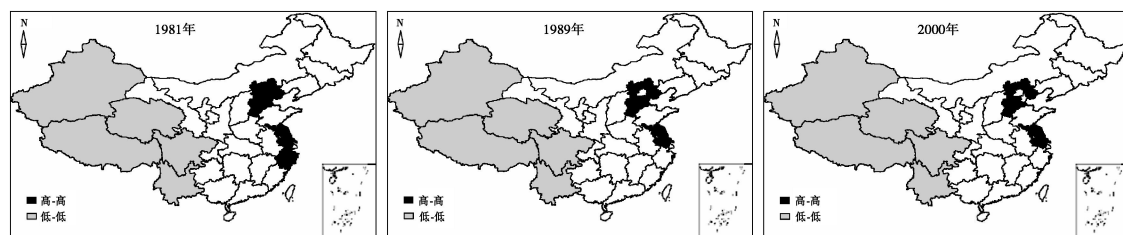


图 5 1981、1989 和 2000 年中国各省份出生时预期寿命的 LISA 显著性水平

#### 4. 初步的解释

根据空间统计的分析结果,对死亡水平的地区差距进行解释是死亡问题研究的重要目标之一。事实上,随着公共卫生和医学技术的发展,人口死亡水平的变化不再仅仅依赖于社会经济的发展,这使得对死亡水平的时空变化的解释非常复杂。既要考虑社会经济发展所带来的人民生活水平的改变,还必须考虑公共卫生和医学进步的作用。前者对死亡水平的下降具有长期效应,后者则具有快速的短期效应(游允中、郑晓瑛,2005)。大量的研究已经表明,包含经济发展、教育、医疗卫生和城市化在内的诸多变量对区域死亡水平的影响作用都是反向的(谢韦克,1995;胡平、孙福滨,1997;李仲生,2004;张菊英等,2004)。中国东部省份人均 GDP、教育程度、医疗资源拥有量和城市化水平排序靠前的省份,其预期寿命指标也比较靠前,而广大中西部省份则与较低的预期寿命相对应。这些影响因素在区域上的集聚性,是人口死亡水平在空间上集聚的基本成因。另外,婚姻、职业、生活习惯等因素的省际差异与区域集聚对人口预期寿命的省际差异和集聚也存在较大的影响作用(李建新,1994;元昕,1996;张晓磊,2007)。

值得指出的是,国家卫生部从 1980 年下半年开始,组织开展了区域卫生规划(RHP)的理论研究和试点工作,并在 1997 年将其作为卫生改革与发展的重要政策,在全国推广。医疗卫生资源的优化配置要充分体现其公平性、合理性和利用效率,必须综合考虑区域文化、经济、地理环境、人群健康状况等因素。显然,作为这些因素的总体衡量指标,出生时预期寿命水平及其空间分布差异,是合理配置医疗卫生资源的重要参考标准。

### 四、结论与讨论

本文以模型生命表为基础,对最近 3 次人口普查得到的各省份人口死亡数据进行修正;利用基于地理信息系统(GIS)的探索性空间数据分析(ESDA)技术,对修正后的人口死亡水平的时空变异进行深入分析,初步辨明了中国 20 世纪 80 年代以来人口死亡水平的空间分布及其演变特征。

第一,对普查得到的死亡资料进行修正可以有多种途径,如模型生命表法、普查留存比法、普莱斯顿广义稳定人口法等。其中,以模型生命表为依据来修正普查得到的死亡数据具有相对优势,可以在一定程度上消除因普查漏报、误报等原因造成的数据误差问题,确保不同时点死亡数据的相对准确性。预期寿命是最重要和综合性最强的死亡水平指标,它不受人口年龄结构的限制,可以在不同地区、不同时点之间进行比较。利用修正的平均预期寿命指标可以对各个地区的死亡水平进行空间统计分析。

第二,空间数据探索分析是研究空间现象的有力手段,对人口问题研究同样可以发挥重要作用。全局空间自相关分析结果表明,中国各省份的死亡水平自 20 世纪 80 年代以来一直表现出相似省份之间的空间集聚特征,但自相关程度随时间变动有所降低,表明各省份之间的分散化力量相对增强。Moran 散点图和空间联系的局部指标分析结果,反映出中国各省份死亡水平的空间分布一直存在显著的空间自相关性和异质性。其中,空间异质性表现为预期寿命相对较高的东部和较低的西部省份在空间上分别趋于集聚,并且这种集聚的分布特征自 1981 年以来一直存在。另外, Moran 散点图有助于发现非典型地区,即偏离全局正的空间自相关总体趋势的地区,如“高一低”和“低—高”型省份。中国各省份之间的死亡水平存在明显的空间自相关性表明,采用传统统计学方法直接研究区域人口问题时,必须考虑到区域作为研究样本事实上的“不独立”特性。

第三,探索性空间数据分析(ESDA)本质上是一种“数据驱动”的分析方法。它注重研究数据的空间依赖与空间异质性,即描述空间分布,揭示空间联系的结构,给出空间异质的不同形式,发现奇异观测值,并进行可视化显示。近年来,ESDA 方法在人文社会科学领域中的应用越来越受到重视。本文的尝试也表明,该方法对人口科学的研究具有强大的功能和适用性。

#### 参考文献:

1. 李仲生(2004):《中国的人口与发展》,北京大学出版社。
2. 黄荣清、庄亚儿(2004):《人口死亡水平的国际比较》,《人口学刊》,第 6 期。
3. 涂子贤、王仁安(1995):《中国人口死亡水平的社会经济影响因素分析》,《南方人口》,第 2 期。
4. 张菊英等(2004):《我国各省(市)死亡水平分析》,《四川大学学报(医学版)》,第 3 期。
5. 黄荣清(2005):《20 世纪 90 年代中国人口死亡水平》,《中国人口科学》,第 3 期。
6. 仇丽霞等(2004):《趋势面和残差分析法在研究死亡水平地域分布中的应用》,《实用预防医学》,第 4 期。
7. 张爱莲、张彦荣(2005):《山西省各地区人口平均寿命和死亡水平分析》,《中国药物与临床》,第 9 期。
8. 刘铮(1986):《婚姻状况、教育程度、职业状况和死亡率的关系》,《人口研究》,第 5 期。
9. 李建新(1994):《中国人口的婚姻状况与死亡水平差异》,《中国人口科学》,第 5 期。
10. 谢韦克(1995):《中国不同文化程度人口的死亡水平》,《中国人口科学》,第 3 期。
11. 胡平等(1997):《不同受教育程度人口的死亡水平差异》,《人口与经济》,第 5 期。
12. 吕安民等(2002):《中国省级人口增长率及其空间关联分析》,《地理学报》,第 2 期。
13. 宋新明(2000):《中国死因登记报告系统死亡登记的完整性评价》,《中国人口科学》,第 2 期。
14. 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 2 期。
15. 李南、孙福滨(1994):《死亡漏报的一种新的估计方法》,《人口研究》,第 5 期。
16. 黄荣清(2000):《1995 年中国不同地区死亡水平的测定》,《中国人口科学》,第 4 期。
17. 翟德华(2003):《中国第五次人口普查全国人口死亡水平间接估计》,《人口与经济》,第 5 期。
18. 任强等(2004):《20 世纪 80 年代以来中国人口死亡的水平模式及区域差异》,《中国人口科学》,第 3 期。
19. 游允中、郑晓瑛(2005):《中国人口的死亡和健康》,北京大学出版社。
20. 马荣华等(2002):《用 ESDA 技术从 GIS 数据库中发现知识》,《遥感学报》,第 2 期。
21. 元昕(1996):《中国不同地区死亡水平差异的模型分析》,《中国人口科学》,第 3 期。
22. 张晓磊(2007):《2000 年以来中国人口死亡水平分死因研究》,《中国人口科学》,第 2 期。

(责任编辑:朱萍)

two dimensions of age distribution of one-child and his or her mother ,and estimated the quantity and age structure of the disabled or dead one-child mothers.

**Spatial Analysis on the Level of Mortality in China**

*Liu Huimin Niu Shuwen Yang Zhen ·44 ·*

In this paper ,population death data coming from three recent censuses were corrected based on model-life table. GIS and ESDA were used to study spatial distribution of the corrected death level so as to explore its spatial and evolvement characteristics. The research showed that : (1) there existed spatial autocorrelation about death level in all provinces from 1981 to 2000 ,but its degree reduced over time ,(2) provinces with higher or lower death level were tend to cluster but not to be stochastically distributed. These results provided some scientific reasons to guide the limited sanitation resources to flow to the regions mostly in need.

**Demonstrating the Environmental Law of the Minimum Limitation for Population Distribution :A Case Study for Jilin Province**

*Du Guoming and others ·53 ·*

To demonstrate the applicability of environmental law of the minimum for population distribution ,four factors (heat ,water resource ,terrain and soil) were chosen to evaluate environmental quality of Jilin Province in 1 km<sup>2</sup> scale. Then ,correlation coefficients between environmental quality and several population densities in county scale were calculated. The main results are : (1) environmental quality has larger influence on distribution of rural population and agricultural population than urban population and non-agricultural population ,(2) environmental law of the minimum limitation is more applicable for examining the distribution of rural population and agricultural population.

**Human Capital and Regional Disparities of Urbanization in China**

*Zheng Qinhuai Lai Desheng ·59 ·*

The research uses the Coefficient of Variation to show the inter-regional disparities based on the panel data of 30 provinces in China. The author calculated the indicators of investment in higher education ,secondary education and fertility to see how those variants impact the regional disparities. The research found that the investment in human capital plays a very important role during the process of urban development ,though the inter-regional disparities in human capital have not yet narrowed. Investing in higher education might impact urbanization far greater than investment on secondary education ,with a clear distinction of the significance.

**The Effects of Absolute Years and Relative Rankings of Schooling on Earnings in China :The Test for Productive Function and Informational Function of Education**

*Li Fengliang W. John Morgan Chen Xiaoyu ·67 ·*

Using data sources from nation-wide city and town household surveys in 2000 by National Bureau of Statistics of China ,this paper investigates the effects of absolute years and relative rankings of schooling on earnings in the Chinese labor market so that we can distinguish both the productivity and screening functions of economic values of schooling. The empirical results show that schooling has significant both productivity-augmenting and productivity-signaling roles. The results suggest that schooling in Chinese labor markets on the one hand has productive function in promoting laborers ' productivity ,and on the other hand has significant information function of indicating laborers ' productivity.

**The Governance of Skill Shortage in US and its Implications for China**

*Yang Weiguo Dai Mao Wang Jing ·74 ·*

Skill shortage has become evident and been a great constraint to the economic growth in the USA since the 1990s ,and therefore has drawn attention of the academic and policy circles. The United States has already accumulated extensive literature and practical experiences on the issue ,which have important implications for China. This paper describes the recent situation of the skill shortage in the USA ,summarizes relevant literature ,discusses the causes of skill shortage ,introduces the measures that were particularly taken for solving this problem by the government ,the Labor Union and the employers ,and then provides suggestions for China in dealing with this problem in the light of USA 's practice.

**On the Support Ability of the New Rural Cooperative Medical Treatment System**

*Zhang Guangke ·83 ·*

This essay ,based on investigation in nine provinces ,appraised the support ability of new rural cooperative medical treatment system with perspectives on local governments ,medical organizations ,peasant households and administrative departments concerned. The results reveal that the support ability of the new rural cooperative medical treatment system in system 's operation ,mechanism of raising funds ,network ,is limited. Whether it could succeed in drawing lessons from medical insurance systems of urban residents ,strengthening the political will of municipal governments ,setting up the hospitalization cost control mechanism based on medical supplier 's morals risk ,will determine the benefit level of peasant households and future trends of this system.