

中国第四次人口普查全国及部分省区死亡漏报研究

孙福滨 李树苗 李 南

一、背景

死亡报告是人口普查中的一项重要内容,也是人口研究的基础内容之一。因而,对第四次人口普查的死亡报告进行深入分析,了解死亡报告的完整程度,掌握客观与真实的死亡模式与水平,对于分析普查的质量、描述社会经济变化的变化以及人口研究具有重要的意义。

平均期望寿命与婴儿死亡率是反映一个地区死亡水平的主要指标,它们一般是由人口普查、抽样调查或生命登记系统所提供的全年按龄死亡人数与年中按龄人口数计算而来,这两个指标值是否能反映实际情况主要依赖于年内死亡报告的准确程度以及人口年龄结构的准确性。相对于第三次人口普查,第四次人口普查死亡报告的漏报现象比较突出,这已引起许多人口学者注意,并对其进行了初步研究^①。但对普查死亡报告中婴幼儿漏报情况尚缺乏深入研究。因而全面、准确、客观地评价“四普”死亡报告的漏报水平,并分析其对平均期望寿命与婴儿死亡率的影响,是一件非常有意义的工作。

本文拟用“四普”资料,运用现有的技术方法,对四普死亡报告的漏报水平进行分析研究,主要包括以下几个方面:首先由原始死亡报告计算死亡水平及其变化;其次定量分析死亡报告的漏报水平;最后在漏报研究的基础上,调整原始死亡报告,并分析死亡漏报对期望寿命和婴儿死亡率的影响。研究的范围包括全国及市、镇、县死亡资料,并利用河北、内蒙、辽宁、江西、山东、河南、云南、陕西等省的资料研究省区之间死亡漏报水平的差异。

二、死亡水平研究

(一)研究方法。本文主要采用两阶段自修正迭代算法计算平均期望寿命和婴儿死亡率。自修正迭代算法在第三次人口普查分析中已得到广泛应用,并有专文介绍,这里不再详述^{②③}。但由于第三次人口普查只有1981年的全年死亡报告,而第四次人口普查既具有1989上、下半年死亡报告,同时又有1990年上半年死亡人口数,因而信息丰富得多。为了充分利用1990年上半年死亡人口报告,自修正迭代算法将改进成两阶段的应用形式。

1. 自修正迭代产生1989年年终人口数。记 $D_{a+0.5}^{1990}$ 为1990年上半年 a 岁死亡人口, $D_{a+0.5}^{1989}$ 为1989年下半年 a 岁死亡人口, $D_{a+0.5}^{1989}$ 为1989年上半年 a 岁死亡人口, P_{a+1}^{1990} 为1990年年中 $a+1$ 岁人口。而令1990年初 $a+0.5$ 至1990年中 $a+1$ 岁留存率为 $SR_{a+0.5}^{1990}$,若假定一组 $SR_{a+0.5}^{1990}$,则1990年初 $a+0.5$ 岁人口为

$$P_{a+0.5}^{1990} = P_{a+1}^{1990} / SR_{a+0.5}^{1990} \quad (1)$$

$$m_{a+0.5}^{1990} = 0.5 \cdot (D_{a+0.5}^{1989} + D_{a+0.5}^{1989} + D_{a+0.5}^{1990} + D_{a+0.5}^{1990}) / P_{a+0.5}^{1990} \quad (2)$$

①张二力、路磊,“对中国1990年人口普查成年人口登记完整率的估计”,《中国人口科学》,1992. 3。

②蒋正华,《人口分析与规划》,陕西科学技术出版社1984年版。

③蒋正华,“人口预测模型及动态参数识别”,第三次人口普查科学讨论会论文,1983年。

以此按龄死亡率 $m_{a+0.5}^0$ 构成起始年龄为0.5岁的单岁生命表,并得 $a+0.5$ 岁平均人数 $L_{a+0.5}^0$ 。在线性假定下可得: $SR_{a+0.5}^{1\mp} = \sqrt{L_{a+1.5}^0 / L_{a+0.5}^0}$ (3)

将 $SR_{a+0.5}^{1\mp}$ 代入式(1)迭代直到其收敛为止,其收敛性已由文献①证明。

2. 产生1989年生命表。设 $SR_{a+0.5}^{1\mp}$ 为1989年中 a 岁人口至1990年初 $a+0.5$ 岁的留存率,则由上节得到 $P_{a+0.5}^{1\mp}$ 有: $P_{a+0.5}^{1\mp} = P_{a+0.5}^0 / SR_{a+0.5}^{1\mp}$ (4)

$$m_{a+0.5}^0 = (D_{a+0.5}^{1\mp} + D_{a+0.5}^{1\pm}) / P_{a+0.5}^{1\mp} \quad (5)$$

由此 $m_{a+0.5}^0$ 出发可构成起始年龄为0岁的单岁生命表,并得 a 岁平均人数 L_a^0 ,同样在线性假定下有: $SR_{a+0.5}^{1\mp} = \sqrt{L_{a+1.5}^0 / L_a^0}$ (6)

将此 $SR_{a+0.5}^{1\mp}$ 代入式(4)迭代直到其收敛,此时已得1989年生命表,并可得到1989年平均期望寿命。

3. 产生1989年年中到1990年年中生命表。在线性假定下可得1990年初的 a 岁人口数 $P_a^{1\mp}$ 为

$$P_a^{1\mp} = 0.5 (P_a^{1\mp} + P_a^{1\pm}) \quad (7)$$

$$m_{a+0.5}^0 = (D_{a+0.5}^{1\mp} + D_{a+0.5}^{1\pm}) / P_a^{1\mp} \quad (8)$$

此时,可生成1986年年中到1990年年中起始年龄为0岁的单岁生命表,最得后可获1989年年中到1990年年中的平均期望寿命和婴儿死亡率。

(二) 计算结果及分析。依据上述算法,利用“四普”10%抽样资料的有关数据,可分别得到1989年年中和1989年底的人口数,并分别得到1989年和1989下半年至1990上半年(以后简称1990年)的平均期望寿命和婴儿死亡率。其结果见表1和表2。

比较表1与表2的结果,可以发现死亡水平的变化有以下几个显著特点。其一,死亡水平下降很快。1989年全国男性平均期望寿命为69.13岁,女性平均期望寿命为72.64岁,与1981年相比,期望寿命分别增长了2.85和3.37岁。若按照联合国模型期望寿命提高的预测,死亡水平下降幅度是偏高的。其二,婴儿死亡率水平太低。1989年全国男性婴儿死亡率为19.19%,女性婴儿死亡率为21.29%,分别比1981年减少了19.69和15.58个千分点,这个结果与中国的实际情况存在一定差距。其三,1989年死亡水平低于1990年死亡水平。一般死亡水平在半年内的真正变化是非常小的,即使考虑到由于数据波动造成的死亡水平的波动,这种影响也应该比较小。这说明在人口普查死亡报告中三个半年死亡人数漏报的程度是有差别的。市、镇、县和各省区的情况与全国大致相同,只是由于普查口径的变化,市、镇、县变化的可比性稍差些。

从以上对比研究可知:一方面,自“三普”以来,全国及各省区的死亡水平有不同程度的下降,即平均期望寿命上升,婴儿死亡率下降,特别是婴儿死亡率下降幅度相当大。各省区的死亡水平仍有相当大的区域差异,但这种差异的程度相应于“三普”时已有所下降。另一方面,死亡报告存在一定的漏报。其中婴儿段漏报大于成人段漏报;三个半年的死亡漏报水平存在差异。死亡漏报的程度需作进一步深入研究。

三、死亡报告漏报水平研究

① 同上页②

(一) 检验方法的选择。人口学中已有许多方法可用来检验死亡报告的漏报程度, 这些方法可以归纳为两大类: 使用一次普查或其中抽样数据; 使用一次以上普查或再增加其他数据。在第一类方法中主要有基于稳定人口理论的Brass方法与Coale-Preston方法^{①②}。1981年Bennett-Horiuchi将广义稳定人口理论引入Coale-Preston方法中, 放宽了稳定人口假定, 发展出了新的方法^③。第二类方法建立在集团留存分析基础上, 主要有Preston与Hill利用两次普查的人口结构与死亡报告及两次普查间死亡报告的漏报程度^④。利用一次普查数据及其他信息的例子还有Y. Courbage与P. Fargues于1972

表1 全国及部分省区男性平均期望寿命和婴儿死亡率

省份	平均期望寿命(岁)			婴儿死亡率(‰)		
	1981年	1989年	1990年	1981年	1989年	1990年
河北	69.14	71.64	70.51	22.92	6.32	9.41
内蒙	65.91	69.60	67.61	44.07	17.87	25.51
辽宁	69.66	71.48	70.50	23.65	10.77	13.02
江西	64.63	67.83	66.80	46.73	27.47	34.00
山东	68.74	70.37	70.07	20.01	8.57	11.08
河南	67.87	69.58	68.93	20.23	11.38	14.68
云南	59.86	64.42	63.99	89.19	55.53	61.51
陕西	64.09	68.79	67.88	48.46	13.51	17.90
市(2)	69.06	70.54	69.06	25.05	14.23	17.72
镇(2)	69.61	69.59	60.93	24.27	15.92	19.75
县(2)	65.63	68.07	67.30	41.41	23.31	29.01
全国	66.28	69.13	68.40	38.88	19.19	23.92

资料来源: 1982年平均期望寿命、婴儿死亡率数字来自《中国人口年鉴1989》, 经济管理出版社; 粗死亡率数字来自《中国人口丛书·总论》, 中国财政经济出版社。

表2 全国及部分省区女性平均期望寿命和婴儿死亡率

省份	平均期望寿命(岁)			婴儿死亡率(‰)		
	1981年	1989年	1990年	1981年	1989年	1990年
河北	71.88	75.36	74.23	19.84	6.08	9.29
内蒙	67.75	71.84	69.62	38.48	20.60	30.11
辽宁	71.86	74.85	73.52	20.41	9.61	13.02
江西	67.28	70.72	68.99	46.46	34.67	46.66
山东	71.73	74.55	73.89	20.11	9.91	13.40
河南	71.43	73.93	73.04	20.89	14.50	19.74
云南	61.55	66.80	66.09	76.08	52.75	58.65
陕西	65.68	71.59	70.53	47.17	15.99	21.67
市(2)	72.60	74.27	73.49	25.85	16.11	20.31
镇(2)	73.51	73.72	72.87	22.60	17.22	22.20
县(2)	68.42	71.17	70.14	39.37	25.94	33.33
全国	69.27	72.64	71.72	36.87	21.29	27.34

资料来源: 同表1。

①William Brass, "Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data", University of North Carolina, 1975.

②Samuel Preston, Ansley Coale, et al, "Estimating the Completeness of Reporting of Adult Deaths in Populations that are Approximately Stable", Population Index 46(2): 179~202, Summer 1980.

③Neil Bennett and Shiro Horiuchi, "Estimating the Completeness of Death Registration in a Closed Population", Population Index, Vol. 47, No. 2(Sum. 1981), PP. 207~221.

④S. Preston and K. Hill, "Estimating the Completeness of Death Registration", Population Studies, Vol. 34, No. 2(July 1980), PP. 349~366.

年提出的方法^①，该方法不假定为稳定人口而假定死亡年龄分布与某一标准按龄死亡率分布（如模型生命表）类似，故知道按龄死亡数据后可按模型生命表推出真正的死亡水平进而得到对死亡漏报水平的估计。

以上方法主要用于估计成人（一般5岁或10岁以上）死亡人口的漏报。一般认为婴幼儿死亡漏报相对突出些，应用上述结果就不合实际。为了掌握婴幼儿死亡漏报情况，可以用完整性系数校正成人段死亡报告及死亡率，然后利用成人段按龄死亡率结合模型生命表隐含的死亡水平推出5岁以下死亡率，并与报告的5岁以下死亡人数比较，从而掌握婴幼儿死亡漏报情况。本文选用中国分类（区域）模型生命表^②来拟合。

由于采用“四普”10%抽样资料，本文将主要应用Brass法分析死亡漏报水平。

（二）普查死亡报告完整性检验。在进行检验之前，首先需分析年龄报告的准确性。通过计算各种年龄报告指数，说明“四普”10%抽样年龄报告基本上准确，满足方法的假定条件，因而年龄报告可以不经调整直接用于检验（见表3）。

表3 1990年全国及部分省区各种年龄报告指数计算结果

省 份	惠普尔指数		迈叶斯指数		联合国综合指数
	男	女	男	女	
河北	103.44	103.12	2.02	1.93	23.67
内蒙	103.95	103.53	1.73	1.96	23.94
辽宁	104.99	104.84	2.65	2.66	15.49
江西	100.88	99.78	2.16	2.30	23.34
山东	101.26	100.89	1.98	1.92	26.19
河南	100.65	100.53	2.44	2.65	32.20
云南	101.27	100.55	2.28	2.50	19.70
陕西	100.77	100.21	1.12	1.34	21.68
市(2)	101.54	101.29	1.81	1.91	20.41
镇(2)	101.36	100.87	2.12	2.22	23.48
县(2)	100.54	100.44	2.32	2.33	25.10
全国	101.54	100.82	2.05	2.14	21.64

检验的第一步是要分析1989年死亡漏报的情况。在应用Brass方法前，需利用1990年年中分年龄人口数倒推出1989年年中分年龄人口数。因为已经假定为稳定人口，最简便的方法是从“三普”至“四普”间分年龄的人口增长率中，找出较平稳的一段作为整个人口的稳定增长率，用

此增长率将1990年年中人口倒推回1989年年中人口。即

$$P_{1989} = e^{-r} \cdot P_{1990} \quad (9)$$

Brass方法的基础是稳定人口理论，因而需选择一段接近稳定人口的年龄区间，求出成人段死亡报告漏报水平。然后用完整性系数校正成人段死亡报告，并用中国模型生命表推出婴幼儿死亡率，再与原死亡报告的婴幼儿死亡率比较，从而掌握婴幼儿死亡漏报情况，最终可得到1989年全部死亡报告的漏报情况（见表4）。

第二步需分析1989年下半年至1990年上半年的死亡漏报情况。由于1989年的平均期望寿命和婴儿死亡率与1990年的水平有一定差距，而一般死亡水平在半年内的真正变化是非常小的，即使考虑到由于数据波动造成的死亡水平的波动，这种影响也应该比较小。因此，假定半年内死亡水平基本不变，用校正后的1989年死亡水平（按龄死亡率）与推算的1990年年初

① Youssef Courbage and Philippe Fargues, "A Method for Deriving Mortality Estimates from Incomplete Vital Statistics", Population Studies, Vol. 33, No. 1 (March 1979), PP. 165~180.

② 《中国分类（区域）模型生命表》，城市出版社，1991年。

人口,可得到1989年下半年和1990年上半年实际的死亡人数,并与报告的死亡人数相比较,得到1989年下半年和1990年上半年的死亡漏报水平(见表5)。

(三)对分析结果的讨论。从表4与表5的计算结果分析,“四普”死亡报告漏报有以下特点。第一,从不同年龄段漏报的比较来看,一般婴儿死亡漏报大于1~4岁死亡漏报,1~4岁死亡漏报大于成人段漏报。第二,1989年漏报水平大于1990年的漏报水平。第三,市、镇、县漏报水平递增。第四,男性与女性漏报水平之间无固定关系,在不同省区有不同表现。

漏报的原因是多种多样的,但是产生

这种情况的部分原因是由于近几年来在中国进行的殡葬制度改革。在全国,特别是广大农村,由于受传统观念的影响,人们在短期内还难以接受火葬,总是千方百计的进行土葬,其中许多人采取不报死亡的方式来达到上述目的,从而造成不少死亡人口漏报。死亡漏报的另一原因可能是由于出生婴儿死亡后,既不报出生,也不报死亡,使婴儿死亡漏报现象较为严重。

四、死亡漏报对死亡水平的影响

根据以上所得普查死亡报告完整率研究结果修正死亡报告,并将修正后的死亡报告重新代入上述两阶段自修正迭代法,最终可得到修正后的1989年生命表,并获得修正后平均期望寿命、婴儿死亡率。计算结果见表6和表7。

计算表明,经过对死亡报告的校正,全国及各省区校正后死亡水平相应于校正前有所上升。全国校正后1989年男性平均期望寿命为66.20岁,女性为69.46岁,与校正前

表4 1989年全国及部分省区死亡报告漏报率估算结果 (%)

省份	男				女				全部人口
	0岁	1~4岁	5岁以上	全部	0岁	1~4岁	5岁以上	全部	
河北	72.83	47.84	15.47	20.61	78.16	52.11	16.53	23.00	22.02
内蒙	53.93	42.36	25.92	29.12	47.72	38.53	26.10	29.07	29.27
辽宁	56.30	41.28	14.18	17.07	66.30	44.20	14.78	19.55	18.15
江西	45.73	35.79	15.90	21.79	38.65	31.94	18.54	23.12	22.36
山东	67.80	45.17	11.91	17.06	64.46	42.97	16.32	20.96	18.84
河南	64.04	42.69	14.46	20.82	54.74	43.01	19.56	24.30	22.41
云南	32.78	27.49	16.91	21.14	42.39	34.01	17.26	24.50	22.78
陕西	64.52	43.01	14.57	21.64	62.54	41.69	13.31	22.45	21.99
市(2)	41.12	31.38	11.91	14.46	42.54	32.14	12.34	15.69	15.01
镇(2)	40.02	31.44	14.28	17.12	43.98	33.88	13.68	17.88	17.46
县(2)	43.02	34.04	14.47	18.95	45.10	35.29	15.68	20.98	19.89
全国	43.44	33.76	14.04	17.78	44.85	35.02	15.06	19.64	18.63

表5 1989年下半年至1990年上半年全国及部分省区死亡报告漏报率估算结果 (%)

省份	男				女				全部人口
	0岁	1~4岁	5岁以上	全部	0岁	1~4岁	5岁以上	全部	
河北	62.14	37.73	6.67	11.64	69.16	39.39	6.11	13.50	12.46
内蒙	33.72	28.17	13.21	15.60	22.47	29.99	12.04	14.02	14.95
辽宁	48.90	21.27	6.66	9.40	56.06	23.49	3.18	7.95	8.78
江西	31.55	30.45	10.97	15.24	16.11	16.82	10.93	12.25	13.84
山东	60.77	35.95	9.99	14.59	54.87	31.86	10.91	15.09	14.82
河南	54.97	34.94	10.59	16.26	48.32	34.05	13.39	17.09	16.64
云南	25.20	27.72	15.65	18.59	35.14	30.81	14.29	20.50	19.52
陕西	54.30	27.81	9.59	15.67	50.86	27.74	6.10	14.25	15.06
市(2)	20.55	21.88	7.33	9.19	29.46	21.93	6.40	8.97	9.09
镇(2)	26.93	23.02	10.24	12.13	29.11	25.44	7.92	10.98	11.61
县(2)	30.45	28.93	10.78	13.99	29.62	26.10	10.52	14.10	14.04
全国	30.61	27.44	10.23	12.95	30.22	26.05	9.81	13.05	12.99

表6 1989年全国及部分省区校正前、后死亡水平比较

省份	男				女			
	平均期望寿命(岁)		婴儿死亡率(‰)		平均期望寿命(岁)		婴儿死亡率(‰)	
	1989前	1989后	1989前	1989后	1989前	1989后	1989前	1989后
河北	71.64	68.58	6.32	25.53	75.36	71.98	6.08	28.77
内蒙	69.60	64.91	17.87	40.31	71.04	67.29	20.60	41.19
辽宁	71.48	68.77	10.77	25.70	74.85	71.82	9.61	29.59
江西	67.03	64.00	27.47	52.90	70.72	66.63	34.67	59.41
山东	70.37	67.57	8.57	27.63	74.55	71.39	9.91	28.97
河南	69.58	66.29	11.38	32.85	73.93	70.35	14.50	33.39
云南	64.42	59.89	55.53	87.44	66.00	61.28	52.75	95.78
陕西	68.79	65.10	13.51	39.42	71.59	67.92	15.99	44.19
市(2)	70.54	68.34	14.23	25.33	74.27	71.98	16.11	29.36
镇(2)	69.59	66.99	15.92	27.83	73.72	71.08	17.22	32.17
县(2)	68.07	64.75	23.31	43.42	71.17	67.47	25.94	49.41
全国	69.13	66.20	19.19	35.54	72.64	69.46	21.29	40.40

相比分别降低了2.93和3.18岁；与1981年相比，男性期望寿命降低了0.88岁，女性期望寿命提高了0.19岁。校正后1989年男性婴儿死亡率为35.54‰，女性婴儿死亡率为40.40‰，与校正前相比分别提高了16.35和19.11个百分点；与1981年相比，男性婴儿死亡率降低了3.34个百分点，女性婴儿死亡率提高了3.53个百分点。

点。校正后死亡水平相应于“三普”变化幅度不大。但考虑到生成1981年生命表时未调整死亡报告，而“三普”也可能存在一定水平的死亡漏报，因而这个结果是可以接受的。如果考虑“三普”死亡漏报对死亡水平的影响，则死亡水平下降是比较大的。总之，不论怎样，死亡漏报对死亡水平的影响是不容忽视的。

五、简要结论

经过上述研究，对“四普”死亡报告漏报的研究可得到以下一些结论：

(一) 原始死亡报告反映的信息是：自1982年第三次人口普查以来，全国及各省区的死亡水平均有不同程度的下降，即平均期望寿命上升，婴儿死亡率下降。特别是婴儿死亡率下降幅度相当大。

(二) “四普”死亡报告存在一定程度漏报，各省区漏报水平差异很大。其特点是：婴儿死亡漏报大于1~4岁死亡漏报；1~4岁死亡漏报大于成人段漏报；市、镇、县漏报水平递增；男性与女性漏报水平之间无固定模式。死亡漏报的原因在婴儿段主要是由于出生婴儿死亡后，既不报出生，也不报死亡；而在成人段则可能是由于农村推行火葬的缘故。

(三) 死亡漏报对死亡水平的影响是不容忽视的。经过对死亡报告的校正，全国及各省区校正后的死亡水平不同于校正前的死亡水平，平均期望寿命下降，婴儿死亡率上升。

应当指出，由于所用资料是10%抽样资料，在存在数据抽样误差与数据本身波动的情況下，必然影响分析结果的准确性。例如河北省原始的婴儿死亡率非常低，其中不能排除婴儿组10%抽样偏差的原因，因此更为精确的结果需要100%数据才能得到。同时由于间接估计方法需要一些假定条件，而Brass方法假定较严，由于实际数据与方法假定有一定偏差，因此估计结果也会受到一定影响。这样，死亡报告的漏报水平应看成一种粗略的估计值，用于说明漏报的大致趋势与程度。

(本文责任编辑：朱 萍)

(作者工作单位：西安交通大学人口所)