

## 中国百万以上人口的民族 在人口普查时年龄申报的准确性

黄荣清

### 一、前言

人口普查的质量问题,它所提供的信息可靠性是关系到能否“真实地”反映实际国情的重要问题。所以,每个国家在人口普查时,对质量问题都非常重视,除了在人口普查时各个环节进行把关以外,事后,对人口普查的最后结果还要作一番检查。

人口普查的质量可以从普查登记的漏报(即在普查时没有登记上)、重报(同一个人普查时被重复登记)和误报(申报项目与实际不符)三个方面来检查。本文在此讨论的是各民族在普查时年龄误报问题。在中国几次普查中,虽然在调查时都有“民族”这一项,但是直到第三次人口普查(1982年)时,才部分提供了各民族人口的年龄结果,1987年1%人口抽样调查亦公布了一些民族年龄的抽样结果,但只有在第四次人口普查(1990年)时才第一次提供了关于各民族全部人口年龄及其它有关资料。本文主要讨论第四次普查登记时各民族年龄报告的准确性问题。

### 二、年龄申报检验的指数方法

年龄误报一般可以分为无意(随机)误报和故意(系统)误报两类。所谓无意误报指的是报告者由于记不清自己确切的出生日期在被调查时错报了自己的年龄。这种情况往往发生在那些居住比较偏僻,文化又比较落后的人口中。有些民族由于没有记年龄的习惯也容易误报年龄。在无意误报的情况下,如果报告者没有特殊的年龄“偏好”,则可能出现一部分人年龄申报比实际年龄大,另一部分申报比实际年龄小,这两种误差由于符号相反相互抵消,其结果可能与实际的差别不会太大。有意误报是指报告者虽然知道自己的出生日期,但出于某种原因,在报告时故意“回避”或“偏好”某个年龄。这种例子很多,例如30岁的未婚女性可能把自己年龄申报为28岁或29岁,一些人未满足婚龄但为了结婚登记而过高地报告自己年龄等等。故意误报由于有一定的年龄指向,所以往往容易造成在某个年龄人口数的“堆积”,或在某个年龄人口数的“不足”,使报告结果与实际有较大出入。

但上述两类误报有时也不易分清。从记不清自己的确切年龄角度看,报告者的误报是无意的,但从申报自己年龄时有一定指向看这误报可以说是故意的。如因为记不清自己的确切年龄,因而选择一些常用数字,如“0”、“5”结尾数字作为自己的年龄。在一些尊老社会中,报告者喜欢把自己年龄说得大一些。发生这一种误报也会造成普查结果与实际有系统误差,出现在某些年龄人口数“堆积”而在一些人口数“不足”。

在人口学中,常用惠普尔指数(Whipple's Index)和迈叶斯指数(Myers' Index)来检验以“0”、“5”结尾的年龄堆积。另外,作为一般地检验年龄和性别申报准确性问题时常联合用联合国综合指数。以下是中国百万以上人口的民族在1982年人口普查、1987年1%人口抽样调查和1990年人口普查结果计算得到的三种指数(见表1~表3)。

惠普尔指数在100~110之间可认为无明显偏好,调查得到的数据质量比较高;当惠普尔指数大于130时,说明年龄堆积比较严重,数据不可接受。从表1可以知道。中国百万以上人口

表1 各民族惠普尔检验指数

年份	1982	1987	1990
全 国	101.88	99.48	100.97
汉 族	101.49	99.12	100.54
全国少数民族	108.03	104.33	106.49
蒙 古 族	99.67	95.35	103.96
回 族	101.44	100.07	102.37
藏 族	101.60	107.52	101.97
维吾尔族	169.79	161.90	164.83
苗 族	103.10	102.44	99.46
彝 族	105.19	101.69	99.74
壮 族	100.12	97.69	102.11
布依族	102.59	100.54	102.06
朝鲜族	103.22	95.21	104.31
满 族	100.10	92.18	105.25
侗 族	96.54	102.91	98.90
瑶 族	101.10	103.44	101.13
白 族	99.16	103.95	99.92
土家族	101.94	99.84	97.33
哈尼族	98.12	100.39	100.91
哈萨克族	104.55	—	108.67
傣 族	111.99	—	103.28
黎 族	115.81	—	108.52
其他少数民族	109.62	—	104.47

资料来源：1982年是根据“三普”1%户抽样资料计算；1987年根据全国1%人口抽样资料计算；1990年根据“四普”100%汇总资料计算。

表2 各民族迈叶斯检验指数

年份	1982	1987	1990
全 国	1.48	2.57	2.81
汉 族	1.48	2.60	2.85
全国少数民族	1.79	2.29	2.64
蒙 古 族	2.56	2.28	2.45
回 族	1.81	2.67	2.71
藏 族	2.09	2.85	1.35
维吾尔族	11.54	10.06	11.96
苗 族	2.99	4.08	3.78
彝 族	2.72	3.66	3.36
壮 族	2.79	2.80	2.25
布依族	3.15	3.41	3.46
朝鲜族	1.96	2.61	2.33
满 族	2.57	3.84	3.13
侗 族	2.64	4.17	4.23
瑶 族	3.58	2.60	2.28
白 族	3.25	3.52	4.24
土家族	2.77	4.11	4.43
哈尼族	3.17	4.70	3.23
哈萨克族	4.36	—	3.07
傣 族	3.11	—	1.86
黎 族	4.10	—	2.98
其他少数民族	2.31	—	2.44

资料来源：同表1。

表3 各民族联合国性别—年龄检验指数<sup>①</sup>

年份	1982	1987	1990
全 国	30.50	30.19	26.76
汉 族	31.21	30.94	27.57
全国少数民族	24.43	26.38	18.65
蒙 古 族	40.50	34.58	25.65
回 族	26.48	28.80	20.42
藏 族	30.22	42.42	20.00
维吾尔族	66.51	42.92	39.50
苗 族	43.89	42.52	25.69
彝 族	42.12	38.42	19.88
壮 族	33.93	35.60	21.24
布依族	54.13	45.49	23.26
朝鲜族	51.81	51.13	29.55
满 族	47.33	37.46	26.69
侗 族	59.33	47.65	30.92
瑶 族	57.24	56.22	21.13
白 族	54.92	50.22	24.53
土家族	44.51	41.93	32.01
哈尼族	43.61	64.36	23.68
哈萨克族	91.13	—	23.58
傣 族	62.90	—	21.65
黎 族	52.99	—	28.82
其他少数民族	32.92	—	56.90

①最后一个年龄区间取75~79岁。  
资料来源：同表1。

的各民族在第三次人口普查时，惠普尔指数大于130的有维吾尔族，在110和120之间的有哈萨克族和黎族，其他民族都在110以内。在1987年1%人口抽样调查中，大于130的有维吾尔族（哈尼亚克、傣族、黎族无数据），其它都小于110。在1990年人口普查中，仅维吾尔族的惠普尔指数大于130，其他民族都小于110。惠普尔指数检验的结果表明，除了维吾尔族在以“0”、“5”结尾的年龄上有明显的堆积外，其他民族在“0”、“5”结尾年龄上无堆积，普查的年龄申报是准确的。

迈叶斯指数的变动区间为0~90。它的值越接近0，说明年龄堆积的程度越小，资料的质量越好。一般认为，迈叶斯指数小于5，资料质量较好；在5~10之间，则资料质量稍差，但可以接受；若大于10，则被认为资料质量有较严重问题。从表2可以知道，上述三个调查结果，除了维吾尔族的迈叶斯指数大于10以外，其他民族的迈叶斯指数都小于5。迈叶斯指数检验的结果与惠普尔指数检验结果是一致的。

联合国性别年龄结构的一种综合性检验。当联合国综合性指数小于20时，可以认为资料是准确的；在20~40之间资料不够精确，但可以接受；大于40说明资料非常不准确，不可接

受。从表3可以知道,各民族1990年的综合指数基本上都在20~40之间,而1982年、1987年的综合指数则要差得多。在1987年,综合指数大于40的有藏族、维吾尔族、苗族、布依族、朝鲜族、瑶族、白族、土家族、哈尼族;而1982年综合指数大于40的有蒙古族、维吾尔族、苗族、彝族、布依族、朝鲜族、满族、侗族、瑶族、白族、土家族、哈尼族、哈萨克族、傣族、黎族等。从联合国综合指数看,上述抽样数据年龄报告的质量是很差的。

上述的三个检验方法是检验年龄申报准确性的很好参考。但它们在实际中和构造方法上并不是完美无缺的。这是因为第一,惠普尔指数与迈叶斯指数是从年龄全体上考虑在某个年龄尾数的检验,并不能解决在向某个特定年龄申报的“堆积”问题;第二,从构造上惠普尔指数是在假定人口数的年龄变化呈线性关系,由于实际的人口年龄变化往往并不呈直线形状,因此惠普尔指数作为检验申报质量的标准可能定高,也可能定低。若把标准定得过严,则会出现本来并非年龄误报而判定为年龄误报;反之,若把标准定得过宽,则会发生实际存在着年龄误报而被判定为无年龄误报。同样,迈叶斯指数虽然在构造方法上与惠普尔指数不同,亦存在类似问题。

联合国综合指数是从总体上检查普查数据的质量问题,着重点并不放在某几个年龄的误报上。由于它把每5个年龄人口数合并为一个年龄组,故从年龄组之间的对比上难以看清年龄误报的程度。由于联合国综合指数的设计既要考虑人口年龄性别比,又考虑了人口年龄结构,对性别比和年龄结构分别给多大的权数就成了问题。现在使用的联合国综合指数中性别比的权数可能是根据某几个国家的性别比设计出来的,所以用来衡量中国人口申报的准确性时不太理想。

衡量人口年龄申报准确性还可以有其它方法。例如,用下述指标

$$I_x^{(1)} = \frac{3P_x}{P_{x-1} + P_x + P_{x+1}} \times 100$$

或

$$I_x^{(2)} = \frac{5P_x}{P_{x-2} + P_{x-1} + P_x + P_{x+1} + P_{x+2}} \times 100$$

$I_x^{(1)}$ 有时被称为“年龄搅乱指数”, $I_x^{(2)}$ 称为“年龄集中指数”,在这里我们统称为“年龄均匀指数”。当 $I_x$ 大到一定程度时就被认为有堆积。这个指标虽然比较灵活,但由于人口现象是个复杂现象,某个年龄(或某几个年龄)的人口数既和过去的人口自然变动(出生、死亡)有关,也和人口的机械变动(迁入、迁出)有关,在考虑民族人口时,还要考虑人口的社会变动(改变民族成份)。实际中各个年龄人口数是有波动的。这样,要制定一个标准来衡量是否存在人口堆积(或回避)现象就很困难。

上述的方法实际上都是基于一个思考方法:通过对人口年龄结构作一定加工,把它和一定的标准(指数)相比较,以此来测定是否存在人口年龄堆积(或回避)。不同的是惠普尔指数、迈叶斯指数、联合国指数是从人口全体中去考察;年龄均匀指数是从局部年龄中去考察。笔者认为,由于年龄的不规则性使申报年龄准确性的界限难以确定,已经使上述的思考方法陷入进退两难的境地。在下文中,笔者将换一角度思考,即并不试图建立某个标准(指数),而是从报告年龄人口数的无规则变动中观察是否存在波动周期,以此来判定年龄申报中有否一定指向并考虑其年龄申报的误差。

### 三、年龄申报检验的差分法

80年代后期,N.Keyfitz 教授曾用差分法研究人口年龄结构,并提出了一个新概念:

“人口学中的不连续性问题”。下面，我们也用差分法来研究一下中国各民族的年龄结构。但换个角度，不是研究各民族人口学的不连续性问题，而是研究它的年龄申报的准确性问题。

设年龄为 $x$ ，各人口年龄构造为 $p(x)$ （为了量纲的统一，这里不用各年龄人口数，而是用各年龄人口占该人口总数的百分比），在微分学中，可以用一阶导数 $p'(x)$ 的符号来判定函数 $p(x)$ 值随 $x$ 变化的升降问题，用二阶导数 $p''(x)$ 来判定 $p(x)$ 曲线的形状问题。由于在人口学中研究的人口年龄构造数据 $p(x)$ 是离散的，我们用一阶差分 $\nabla p(x) = p(x) - p(x+1)$ 和二阶差分 $\nabla^2 p(x) = \nabla(\nabla p(x)) = p(x) - 2p(x+1) + p(x+2)$ 来代替一阶导数 $p'(x)$ 和二阶导数 $p''(x)$ 。这里 $p(x)$ 类似于一阶导数的作用，二阶差分类似于二阶导数的作用。我们先来看一个典型的例子，1990年维吾尔族女性年龄一阶差分的值（见表4）。

表4 1990年维吾尔族女性年龄构造的一阶差分值 (%)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	负号次数
0	0.29	-0.29	-0.19	0.01	-0.03	0.27	0.27	0.01	0.47	-0.14	4
10	0.56	-0.36	0.17	-0.10	0.05	0.05	0.08	-0.94	0.76	-1.01	4
20	1.42	-0.42	0.51	-0.07	-0.54	0.71	0.25	-0.05	0.47	-1.17	5
30	1.14	-0.21	0.19	-0.05	-0.75	0.59	0.19	-0.17	0.34	-1.36	5
40	1.84	-0.08	0.21	-0.02	-0.78	0.72	0.15	-0.11	0.16	-1.08	5
50	1.05	-0.01	0.10	-0.04	-0.50	0.46	0.12	-0.06	0.09	-0.91	5
60	0.91	0.00	0.07	-0.03	-0.37	0.34	0.08	-0.01	0.04	-0.51	4
70	0.54	0.01	0.04	0.00	-0.13	0.13	0.03	-0.01	0.03	-0.21	3
80	0.21	0.00	0.02	0.00	-0.04	0.04	0.01	0.00	0.00	-0.05	2
90	0.06	-0.00	0.00	-0.00	-0.01	0.01	0.00	-0.00	0.00	0.00	4
负号次数	0	7	1	7	9	0	0	8	0	9	41

资料来源：根据第四次人口普查资料算出。

从表4可以观察到， $\nabla p(x)$  ( $x=0, 1, \dots, 100$ ) 小于0共出现了41次，其中在以“4”和“9”年龄结尾的年龄上出现了各9次，出现负数的频率为44%；在以“7”结尾的年龄中，出现负数的频数为8次，频率为20%；以“1”和“3”结尾的年龄出现负数各7次，出现频率为34%；以上5个数结尾的年龄占出现负数的频率共计98%；而以“0”、“2”、“5”、“6”、“8”结尾的年龄出现负数的频率总共仅2%。 $p(x)$ 的意义是在 $x$ 年以前出生的人数过 $x$ 年还存活的人数，由于时间越长，存活的概率越小，一般来说若各年出生人口数相等， $p(x)/B(0, t-x)$ （这里 $t$ 表示该人口的调查的日历年， $p(x)$ 代表人数， $B(0, t-x)$ 表示在 $t-x$ 年前出生人数）总会大于 $p(x+1)/B(0, t-x-1)$ ，即 $\nabla p(x) > 0$ 。 $\nabla p(x)$ 小于0说明 $B(0, t-x) < B(0, t-x-1)$ ，即 $(t-x)$ 年出生的人口数少于上一年 $t-(x+1)$ 年出生的人口数。经验告诉我们，每年的出生人口数变化总是比较稳定的，在一段时期内，每年的出生人数或是增加，或是减少，即使有波动，也不会是周期性波动（即不会是每隔5年、10年变化一次，或每隔2年变化一次）。 $p(x)$ 符号呈现周期性分配，若排除掉每年出生人口数周期性变动这一因素，那就只能认为是由年龄申报错误造成的。由于维吾尔族妇女对“0”、“2”、“5”、“6”、“8”结尾的年龄可能有偏好（或者说对“1”、“3”、“4”、“7”、“9”年龄结尾数可能有回避）因而导致了在这些年龄尾数上一定的符号周期性出现。

但 $\nabla p(x)$ 小于0可能是这样情况下造成的： $p(x)$ 申报正确，但由于 $p(x+1)$ 有堆积，导致 $p(x)$ 相比于 $p(x+1)$ 小了，或者在 $(x+1)$ 岁申报正确，但由于 $x$ 岁申报时有回避，因而使 $p(x)$ 相比于 $p(x+1)$ 显小。为了进一步分清这两种情况，我们来观察二阶差分 $\nabla^2 p(x) = p(x) + p(x+2) - 2p(x+1)$ 的值（见表5）。

表5 1990年维吾尔族女性年龄构造的二阶差分值 (%)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	负号次数
0	0.58	-0.10	-0.21	0.05	-0.30	0.00	0.26	-0.46	0.60	-0.69	5
10	0.92	-0.53	0.27	-0.15	-0.00	-0.02	1.01	-1.70	1.77	-2.43	6
20	1.84	-0.94	0.58	0.47	-0.25	0.47	0.30	-0.52	1.64	-2.31	4
30	1.35	-0.40	0.24	0.70	-0.34	0.40	0.35	-0.51	1.70	-2.70	4
40	1.42	-0.30	0.24	0.75	-0.50	0.57	0.26	-0.27	1.18	-2.08	4
50	1.07	-0.11	0.14	0.46	-0.96	0.34	0.18	-0.15	1.00	-1.82	4
60	0.91	-0.07	0.10	0.34	-0.71	0.26	0.09	-0.05	0.55	-1.05	4
70	0.53	-0.03	0.04	0.13	-0.26	0.10	0.04	-0.04	0.24	-0.42	4
80	0.21	-0.01	0.02	0.04	-0.08	0.03	0.00	-0.00	0.05	-0.11	4
90	0.06	-0.00	0.00	0.01	-0.02	0.01	0.00	-0.00	0.00	-0.00	4
负号次数	0	10	1	1	10	1	0	10	0	10	43

资料来源：同表4。

$\nabla^2 p(x)$ 的意义实际上是 $(x+1)$ 岁的人口数同它左右年龄平均人口数的比较。 $\nabla^2 p(x) < 0$ ，说明在 $(x+1)$ 岁的人口数要比 $x$ 岁和 $(x+2)$ 岁两年龄平均人口数多； $\nabla^2 p(x) > 0$ ，则表示在 $(x+1)$ 岁的人口数要小于 $x$ 岁和 $(x+2)$ 岁年龄的平均人口数。由表5，1990年维吾尔族女性的 $\nabla^2 p(x)$ 在“1”、“4”、“7”、“9”年龄尾数上总是为负数，说明在“2”、“5”、“8”、“0”年龄尾数的年龄人口数总是大于它左右年龄的平均人口数；而在“0”、“6”、“8”年龄尾数上 $\nabla^2 p(x)$ 总是大于0，说明以“1”、“7”、“9”为尾数的年龄人口数总是小于它邻近年龄的平均人口数。

现在我们从更一般的意义下看 $\nabla p(x)$ 和 $\nabla^2 p(x)$ 符号的变动规律。

如果一个人口的年龄构造呈金字塔型或者说增加型，（这种人口构造是在人口死亡率迅速下降，但出生率还保持高水平下形成的），则一般有 $\nabla p(x) > 0$ ， $\nabla^2 p(x) > 0$ （曲线上凹）；若人口年龄呈钟型或者说为静止型（死亡率和出生率都非常低，且比较接近，人口增加率接近于0），则也有 $\nabla p(x) > 0$ ，在大部分年龄，其构造曲线各为上凸，即 $\nabla^2 p(x) < 0$ （但 $\nabla^2 p(x)$ 数值接近于0）；若人口年龄呈纺锤型或者说缩减型（死亡率和出生率都非常低，但出生率比死亡率更低，人口数呈衰减状态），这时亦有 $\nabla^2 p(x) > 0$ ，（但接近于0），低年龄时 $\nabla p(x) < 0$ ；过一定年龄点后有 $\nabla p(x) > 0$ ，而 $\nabla^2 p(x) < 0$ （曲线上凸）。对这些理论人口构造，即无论是增加型还是静止型、缩减型， $\nabla p(x)$ 和 $\nabla^2 p(x)$ 随年龄变化总会保持一定的符号。实际的人口构造由于受各种因素的影响，当然不可能和理论的人口构造完成一致；因而 $\nabla p(x)$ ， $\nabla^2 p(x)$ 不会总是保持一种符号。实际人口的 $\nabla p(x)$ 和 $\nabla^2 p(x)$ 改变符号的次数和大小，如果不是由于年龄误报造成，正从一个方面表示了年龄构造的特点，即所谓不连续性的特点（依笔者看，称为年龄构造的不光滑性更为合适）。但另一方面，人口变化在一段时期内总是保持一定的方向倾向，所以 $\nabla p(x)$ ， $\nabla^2 p(x)$ 在一定年龄区间内会保持一定的符

号, 而不会频繁变动。如果在某个年龄段出现了频繁变动, 我们就有理由怀疑其年龄报告存在着问题, 如果不同符号在一些年龄尾数上反复出现我们就有理由怀疑在这年龄尾数上存在“堆积”或“不足”问题。

在很长时间内, 中国人口数基本上是保持增加的, 直到70年代大力推行计划生育后, 出生人口数、出生率才开始下降, 这是在探讨人口年龄构造的特点, 探讨年龄申报准确性时首先应该注意的。下面我们来看一下一个较为复杂的例子, 即1990年汉族女性年龄申报准确性的问题。

一般认为, 中国汉族有记自己生肖的习惯, 有的人甚至能记住自己出生时的生辰八字, 由此能准确地推算自己的年龄。因此在汉族人口中, 一般不会发生人口年龄“堆积”或“回避”问题。但从1990年人口普查的资料看, 上述结论还是可以推敲的(见表6、表7)。

从一阶差分 $\nabla p(x)$ 看, 在16岁以前大部分值小于0, 这与中国在1973年后大力推行计划

表6 1990年汉族女性年龄构造的一阶差分 ( % )

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	负号次数
0	-0.02	-0.08	-0.01	0.26	0.13	0.08	-0.10	-0.17	0.34	-0.10	6
10	-0.02	0.04	-0.05	-0.10	-0.11	-0.18	-0.11	0.01	-0.15	-0.02	8
20	-0.10	0.26	0.15	-0.21	0.06	-0.09	-0.15	0.98	0.39	-0.23	5
30	0.01	-0.41	0.04	0.05	-0.14	0.08	0.09	0.03	0.21	-0.03	3
40	0.19	0.06	0.04	0.07	0.06	0.05	0.05	-0.02	0.01	0.03	1
50	0.02	-0.02	0.00	-0.01	0.02	0.00	0.02	0.07	0.02	-0.01	3
60	0.05	-0.01	0.07	0.01	-0.03	0.04	0.06	0.01	0.02	0.01	5
70	0.06	0.02	0.02	0.02	0.03	0.01	0.05	0.03	0.02	0.01	5
80	0.02	0.02	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	2
90	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1
负号次数	3	4	2	3	3	2		2	1	6	29

资料来源: 同表4。

表7 1990年汉族女性年龄构造的二阶差分 ( % )

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	负号次数
0	0.06	-0.07	-0.27	0.12	0.05	0.18	0.06	-0.50	0.44	-0.08	4
10	-0.06	0.09	0.05	0.01	0.07	-0.07	-0.12	0.16	-0.13	0.08	4
20	-0.36	0.11	0.36	-0.28	0.15	0.06	-1.13	0.59	0.62	-0.23	4
30	0.42	-0.45	-0.01	0.20	-0.22	-0.01	0.06	-0.19	0.25	-0.23	6
40	0.14	0.02	-0.04	0.01	0.01	0.00	0.07	-0.03	-0.02	0.01	3
50	0.04	-0.02	0.01	-0.03	0.02	-0.01	-0.05	0.05	0.03	-0.06	5
60	0.06	-0.08	0.06	0.04	-0.07	-0.03	0.06	-0.01	0.01	-0.05	5
70	0.04	-0.00	-0.00	-0.01	0.02	-0.04	0.02	0.01	0.01	-0.01	2
80	0.00	0.00	0.01	-0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2
90	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.00	1
负号次数	2	5	4	4	2	5	3	4	3	1	89

资料来源: 同表4。

生育后导致出生率降低,出生人数减少的实际情况是一致的。而在17岁以后,基本上都有 $\nabla p(x) > 0$ ,即在推行计划生育以前,汉族人口处于增长型的状况亦是一致的。从二阶差分的符号看,其符号亦与人口出生变化的历史是基本一致的。这说明汉族女性在1990年“四普”时的年龄申报基本上是准确的。

但若仔细观察一下表6和表7。在30岁以后, $\nabla p(x)$ 只在“1”、“3”、“4”、“7”、“9”结尾的年龄才出现负数,而在“0”、“2”、“5”、“6”、“8”结尾的年龄 $\nabla p(x)$ 总是大于0。而“1”、“3”、“4”、“7”、“9”恰恰是通常的所谓易发生回避申报的年龄,特别是在“1”和“9”为尾数的年龄, $\nabla p(x)$ 出现负数各3次(30岁以后 $\nabla p(x)$ 出现负数共有10次,则在“1”和“9”结尾的年龄上出现负数的频率各为30%),这似乎在提醒我们,即使在汉族,女性在申报年龄时亦有一定的“偏好”或“回避”。从二阶差分 $\nabla^2 p(x)$ 看, $\nabla^2 p(x)$ 出现负数最多的是以“9”为结尾的年龄,而在以“0”结尾的年龄却没有出现负号,说明在30岁以后,以“0”为尾数的年龄人口数总是大于它邻近年龄人口的平均数,而以“1”结尾的年龄人口数总是小于它邻近年龄人口的平均数。并且,在30岁以后, $\nabla^2 p(x)$ 出现负号的情况主要发生在以单数为结尾的年龄,这是不是说明汉族女性在年龄申报上亦对双数有一定的“偏好”呢?

对表6和表7进一步考察我们可以发现,在30岁以前汉族女性的年龄构成的一阶差分,二阶差分虽然没有明显的周期性出现的符号,但其变化的数值特别大。这种现象如果不是由于过去相邻年的出生率或出生人数有很大的变动,则是由于年龄申报有向特定年龄(注意与尾数年龄有区别)集中造成的。

#### 四、年龄申报检验的光滑曲线法

在年龄申报准确性的差分检验法中,可以根据差分符号在某个年龄尾数出现的频率,估计此人口在申报年龄时对某个数字是否有偏好或回避倾向;根据差分数值的大小,估计此人口有无向特定年龄指向而造成年龄堆积的现象。但差分法中存在这样一个问题:由于差分是相邻的年龄人口数的比较,只要其中一个年龄变动就会影响差分值,这样就会影响到判断的准确性。例如在 $\nabla p(x) < 0$ 中,它既可能是 $p(x)$ 年龄少报,也可能是 $p(x+1)$ 年龄多报,甚至 $p(x)$ 和 $p(x+1)$ 都多报或少报,只是程度不同造成。所以我们在根据差分符号来判断年龄偏好结论时要谨慎。这样就提出了这样一个问题:我们是否可用一定的标准来分别衡量 $p(x)$ 和 $p(x+1)$ 的波动,并以此判定年龄偏好问题呢?由于 $\nabla p(x)$ 和 $\nabla^2 p(x)$ 的变动,实际上表示了人口年龄构造的不光滑性,我们设想制造出一条光滑曲线 $g(x)$ 来,通过 $g(x)$ 来衡量人口年龄构造 $p(x)$ 的不光滑程度,同时也可以此来度量在年龄 $x$ 的 $p(x)$ 的波动周期。以此判定报告的年龄偏好。

设 $p(x)$ 为 $x$ 岁年龄占总人口的百分比, $P(x)$ 为从0岁到 $x$ 岁的累计百分比,即

$$P(x) = \sum_{y=0}^x p(y) \quad (x=0,1,\dots,w)$$

由于年龄申报误差的相互抵消,一般来说, $P(x)$ 的误差要小于 $p(x)$ 的误差。考虑到在“0”、“5”结尾的年龄上常发生堆积,在“1”、“3”、“5”、“7”、“9”尾数上申报年龄百分比可能会小于实际年龄百分比,而在“2”、“4”、“6”、“8”尾数上申报年龄的百分比可能会大于实际年龄的百分比,为了避开这些容易产生误差的年龄,本文取 $x_1=2.5, 7.5, 12.5, 17.5\dots$ 这样的点,这些点离“0”、“5”较远,且在一个单数和双数中间。在上述这些点上(称为结点),构造函数:

$$G(x_i) = \frac{1}{2} (P(x_i - 0.5) + P(x_i + 0.5)) \quad (1)$$

由于在0岁也往往容易发生误报, 令

$$G(0) = \frac{1}{3} P(2) \quad (2)$$

即 $G(0)$ 取0岁, 1岁, 2岁人口的平均值。而在年龄末端, 令

$$G(w) = P(w) = 1.0 \quad (3)$$

设构造的函数 $G(x)$ 在 $(0, w)$ 上都连续光滑即存在一阶, 二阶导数, 在节点处的值满足(1), (2), (3)式的条件。对端点的导数值再作一些规定, 从数学方法上说, 用三次样条函数(spline)插值就可以找到满足上述条件的函数 $G(x)$ , 并且构造出的函数是存在且唯一的。再令

$$g(x) = G(x) - G(x+1), \quad (x = w, w-1, \dots, 1)$$

$$g(0) = G(0)$$

可以看出, 这样构造出的函数 $g(x)$ 回避了把年龄结构假设为线性, 或者人为地按稳定人口的情况处理。它是建立在按照人口年龄自有的变动基础上, 但又避开了人口年龄波动的一种结构, 作为理论的人口结构模型是比较理想的。设

$$d(x) = p(x) - g(x)$$

表示报告年龄构造与理论的年龄构造之差, 若 $g(x)$ 为估计的实际年龄构造, 则 $d(x)$ 可表示出报告的年龄构造与实际年龄构造的误差。为了和差分法作比较, 表8和表9列出了“四普”时维吾尔族女性和汉族女性的 $d(x)$ 值。

表8 1990年维吾尔族女性报告的年龄构造与三次样条函数插值值的差 (%)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	平均距离
0	0.09	-0.22	0.04	0.15	0.07	0.11	-0.07	-0.17	0.06	-0.16	0.11
10	0.17	-0.26	0.17	0.01	0.08	-0.01	-0.12	-0.26	0.60	-0.22	0.19
20	0.79	-0.58	-0.05	-0.40	-0.15	0.54	-0.03	-0.16	-0.01	-0.40	0.31
30	0.83	-0.27	-0.04	-0.23	-0.18	0.56	-0.03	-0.21	-0.04	-0.38	0.28
40	10.00	-0.29	-0.16	-0.30	-0.20	0.63	-0.06	-0.19	-0.08	-0.24	0.31
50	0.80	-0.23	-0.17	-0.22	-0.12	0.42	-0.02	-0.13	-0.09	-0.20	0.24
60	0.70	-0.19	-0.16	-0.18	-0.10	0.31	-0.01	-0.08	-0.07	-0.11	0.19
70	0.40	-0.11	-0.09	-0.09	-0.05	0.11	0.00	-0.02	-0.01	-0.05	0.09
80	0.16	-0.05	-0.04	-0.04	-0.02	0.03	0.00	0.00	-0.00	-0.01	0.04
90	0.04	-0.02	-0.01	-0.01	-0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
年龄尾数的平均差	0.50	-0.02	-0.05	-0.13	-0.07	0.27	-0.03	-0.12	0.04	-0.18	

设在表8矩阵 $d(i, j)$ 中 $i$ 表示行,  $j$ 表示列。每一行表示各个年龄段, 例如第一行为0~9岁, 第二行为10~19岁, ... 每一列分别表示各岁龄尾数。表中最后一列表示这一年龄段的绝对离差的平均值,  $d(i, 11) = \sum_j |d(i, j)| / 10$ 。亦即这一年龄段报告的年龄百分比与构造的年龄百分比的平均距离; 表中最后一行的元素为对应尾数年龄 $d(x)$ 的平均值,  $d(11, j) = \sum_i d(i, j) / 10$ 。



表9

1990年汉族女性报告的年龄构造与三次样条函数插值值的差

(%)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	平均距离
0	-0.04	-0.07	0.05	0.14	-0.04	-0.09	-0.11	0.04	0.25	-0.07	0.09
10	0.03	0.02	-0.07	-0.09	-0.08	-0.04	0.06	0.10	0.02	0.11	0.06
20	0.08	0.14	-0.16	-0.34	-0.12	-0.01	0.11	0.46	-0.26	-0.41	0.22
30	-0.03	0.02	0.39	0.21	0.00	0.00	-0.04	-0.09	-0.01	-0.08	0.09
40	0.07	-0.02	0.01	0.04	0.02	-0.00	-0.01	-0.03	0.01	0.02	0.02
50	-0.01	-0.02	0.00	-0.00	0.01	-0.01	0.01	0.01	-0.03	-0.02	0.01
60	0.02	-0.00	0.03	-0.02	-0.02	0.03	0.02	-0.02	-0.00	0.00	0.02
70	0.02	-0.02	-0.01	-0.00	0.00	-0.00	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.01
80	0.01	0.00	0.00	-0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.00	0.00	0.00	0.00
90	0.00	-0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
年龄尾数的平均差		0.01	0.00	0.02	-0.01	-0.02	-0.02	0.00	0.05	-0.00	-0.06

从表8中我们可以知道,最后一行尾数为正数的仅有三个元素,它们与“0”、“5”、“8”尾数对应,但 $d(11,8)$ 的数值小,并且在20岁以后 $d(i,8)$ 亦总是负数,造成 $d(11,8)$ 成为正数主要是 $d(2,8)$ 为正数,且数值很大。(维吾尔族女性法定结婚年龄为18岁,所以申报向该年龄集中)所以“8”年龄尾数不会是偏好年龄,维吾尔族女性偏好年龄仅是“0”、“5”为尾数的年龄,并且从数值上看, $d(11,0)$ 要比 $d(11,5)$ 大得多,说明在偏好年龄中,更多地指向以“0”结尾的年龄。除了“0”、“5”以外,其它年龄尾数的 $d(x)$ 都是负数,特别是在20岁以后。由最后一列看,年龄误报的比率最大的是在21~59岁。60岁以后因为人数较少,所以误报的比例相应较小。

对维吾尔族的实际调查亦证实了上述结论。联合国P04项目“中国第四次全国人口普查资料分析课题”的“人口性别年龄结构分析”子课题组与新疆维吾尔自治区人口整查办公室在对新疆维吾尔族的年龄堆积原因调查时发现,维吾尔族在申报年龄时有较大误差,年龄申报的指向为以“0”、“5”为尾数的年龄,年龄在20岁以下的人年龄申报可能基本上正确。按照表8分析,20岁以下的人申报的年龄误差与20~59岁相比确实要小一些,这主要是向特定年龄指向的程度要比以后的年龄轻得多。但在18岁却出现了不同寻常的堆积,这可能是结婚年龄的积堆(维吾尔族女性的法定结婚年龄为18岁)。由表8平均误差为17.77%( $|d(x)|/100$ )要比上述调查要小,这是因为调查统计时误差为每个人申报年龄时误差之和,而在普查登记时,申报时这些相反方向的误差相互抵消,所以显得要小一些。

由于60岁以后人数较少,所以相应的误差亦会小一些,但并不表明维吾尔族女性在60岁以后申报可靠性要高。实际上,从相对误差来看,随着年龄的增大,相对误差亦相应增大。

再联系到用差分法对年龄堆积现象的分析,由表4显示出除了“0”、“5”尾数外,在“2”、“6”、“8”的尾数上所有的差分值亦大于0。由于差分值是两个年龄人口数的比较值,后一个年龄人口数变小就显得与前一个年龄人口数的比较值变大。光滑曲线法表明,在“2”、“6”、“8”年龄尾数上同样存在申报回避倾向,不过其程度比以“3”、“7”、“9”结尾的年龄要轻一些,从表8最后一行的值就显示了这一点。所以说用光滑曲线方法比用差分法判定年龄申报准确性更为准确。

汉族女性报告的年龄结构曲线要远比维吾尔族女性报告的年龄曲线光滑得多。报告的年龄曲线与光滑曲线的平均距离为0.0537,要比维吾尔族女性小 $2/3$ 。在每个年龄尾数上,其平均值都很小。在每个年龄段离光滑曲线的平均距离,除了20~30岁和30~40岁上较大,其它都很小。造成30~40岁平均距离较大的原因在32岁和33岁。在这两个年龄上波动是由于年龄误报造成的还是由于1957年和1958年的出生波动造成的,还有待进一步分析。在20~30岁,正是婚育高峰年龄,人为地干扰会造成人们故意错报年龄。

对30岁以下的年龄误报分析结果与用差分法分析的结果基本一致。由表9可知,  $d(x)$  出现负数较多的年龄尾数都在单数年龄上(在30~99岁,  $d(x) < 0$  共37次, 其中在单数年龄出现为23次, 占62.16%), 显示出30岁以上的汉族女性在申报年龄时一定的双数指向。

### 五、小结

以上二个例子说明了不同人口的年龄的申报指向。和指数方法不同, 本文用差分符号的变动次数和频率来度量人口年龄构造的波动性, 用和光滑曲线的平均距离来度量年龄构造的波动幅度, 用各年龄的差分符号或与光滑曲线差的符号在某一年龄尾数出现的次数和频率来判定申报时的年龄指向, 并在此基础上, 对此人口的年龄登记做出一定的评价。比较指数法和本文使用方法, 读者不难发现, 后者更为全面、准确、合理。

用分析维吾尔族女性和汉族女性的方法, 对其他民族亦可作类似的讨论。限于篇幅, 我们不一一详述, 只简单地叙述一下最终分析结果。

从一阶差分改变符号的次数来看, 年龄申报有较大问题的有维吾尔族男性(68)(68指从0~100岁一阶差分改变符号的次数, 以下同)哈萨克族男性(54), 维吾尔族女性(68), 黎族女性(60), 傣族女性(52)。一阶差分改变符号次数是同误报的年龄数有关, 改变符号次数越大, 说明申报可能有错的年龄数越多。

从与光滑曲线的平均距离来看, 年龄申报有较大问题的有维吾尔族男性(14.55%), 维吾尔族女性(17.77%), 朝鲜族男性(7.64%), 朝鲜族女性(7.44%), 满族男性(7.76%), 满族女性(8.12%), 土家族男性(7.38%), 土家族女性(7.44%)。

与光滑曲线平均距离最大的年龄区间看, 除了藏族在0~9岁, 维吾尔族在40~49岁, 哈尼族在30~39岁外, 其他民族都在20~29岁。值得注意的是上述三个民族在婚育年龄上限制相对地都比较宽松, 所以误报的年龄区间不在20~29岁上出现。其他民族在20~29岁出现, 所以申报的不准确性属于故意报告错误。在平均距离最大的年龄区间内, 数值较大的民族有维吾尔族(男: 26.21%, 女: 31.47%), 朝鲜族(男: 30.08%, 女: 28.86%), 汉族(男: 21.62%, 女: 21.77%), 满族(男: 23.93%, 女: 26.20%), 土家族(男: 21.37%, 女: 23.7%), 侗族(男: 21.32%, 女: 20.80%)。

满族和土家族的年龄构造曲线非常不光滑, 可能和大量的人口改变民族成份有关。关于这个问题还有待进一步深入研究。

以下, 再来看一下各民族申报时年龄“偏好”、“回避”问题。

汉族男性同女性一样, 年龄报告比较准确, 但在30岁以后在双数年龄上有所偏好; 蒙古族在“0”结尾的年龄略有堆积, 在“4”、“7”结尾的年龄有一定程度的回避; 回族在“0”结尾的年龄有堆积, 在“1”、“9”结尾年龄有回避; 藏族的年龄申报与回族类似; 维吾尔族男性同女性一样, 年龄申报向“0”、“5”结尾的年龄集中。彝、苗族在申报年龄时有偏离“9”结尾的倾向; 壮族在40岁以前在年龄申报时有偏离“9”的倾向, 在40岁以后有偏离

“1”的倾向。布依族在年龄申报情况同苗、彝族接近；满族、朝鲜族在以“1”、“4”、“9”结尾的年龄有回避倾向。在0~30岁的年龄报告比较乱。

侗族、瑶族、白族、土家族、哈尼族、哈萨克族、傣族、黎族等对以“9”结尾的年龄都有一定程度的回避倾向。以“0”结尾年龄申报偏好的有瑶族（40岁以上）、哈萨克族、傣族、黎族。瑶族40岁以上的人对“1”、“3”、“7”尾数多龄有回避；土家族人对年龄“4”、“8”有回避，对“6”有一定偏好；哈萨克族在申报年龄时，申报在“5”结尾年龄上有向后的倾向。黎族男性在30岁以后，在“5”年龄尾数上有堆积，其它年龄（除“0”结尾年龄）有回避。

总的来说，比较普遍存在的问题是在婚育高峰年龄，即20~30岁，绝大部分民族的报告数都比较乱，人口年龄结构数据表现得很不规则。

（本文责任编辑：郭汉英）

（作者工作单位：北京经济学院人口所）

#### 参考文献：

1. 黄荣清、秦芳芳、王树新合著《人口分析技术》，北京经济学院出版社，1989年。
2. 《教学手册》，人民教育出版社，1979年第894~898页。
3. 查瑞传、乔晓春《新疆维吾尔族人口年龄堆积原因的初步分析》，《中国人口科学》，1993年第1期。
4. Keyfitz, Nathan "The Demographic Discontinuity of the 1940s." Wp-87-92. International Institute for Applied Systems Analysis, lexenburg, Austria.

（上接第37页）

表11

分年零少数民族市镇待业女性人口的文化构成

年龄(岁)	人数(人)	文盲(%)	小学(%)	初中(%)	高中(%)	中专(%)	大专(%)	本科(%)	合计(%)
15~19	86 068	1.89	11.15	67.12	18.02	1.61	0.20	0.01	100
20~29	81 758	1.69	9.30	51.79	32.97	2.12	1.86	0.27	100
30~39	8 414	8.84	30.84	38.35	20.82	0.73	0.24	0.18	100
40~44	1 360	13.90	50.00	29.70	5.00	1.18	0.07	0.15	100

程度人口占1.11%。从分年龄市镇待业女性人口的文化构成看，15~19岁人口的初中文化程度者比重最高，为67.12%；20~29岁中，15~19岁组人口有8.6万，占待业人口的半数，其中有1万多人是文盲、半文盲或小学文化程度。这些青年人是少数民族劳动队伍的后备力量，但就目前他们的文化程度而言，很难肩负四化建设的重任。因此，在有条件的地方，应尽可能让这些年轻人继续接受教育，使他们的文化素质得以提高。

综观中国少数民族女性人口的就业状况，人们可以感到，建国以来，少数民族女性人口的文化素质有较大提高，就业范围日趋广泛，一批中青年业务技术骨干在各行业发挥着重要的作用。尽管目前少数民族女性

人口的高中及高中以上文化程度者比重最高，为37.22%（见表11）。

值得注意的是，少数民族女性待业人口人口的就业结构尚未摆脱低收入水平的格局，各类专业技术人员和管理人员占在业人口的比重还较低，在业人口的文化素质还亟待提高。但是，目前少数民族女性人口的就业状况初步表明，少数民族女性人口的生活模式已经发生根本性变化，她们不再拘泥于“贤妻良母”的单一角色，而积极投身于社会活动。可以预见，随着改革开放的不断深入，少数民族女性人口将有更多受教育和参与社会活动的机会，使其在家庭和社会中起到应有的作用。（本文责任编辑：朱犁）

（作者工作单位：国家统计局人口司）