

用小学入学人数检验“五普” 低龄组的人口漏报和性别比^{*}

张 青

【摘 要】 用小学入学人数检验“五普”低年龄组的人口数据,发现“五普”17岁以下年龄组人口净漏报2042.03万,以此调整的2000年“五普”总人数在125315万~126087万之间,比公布的总人数少496万~1268万,其净漏报人数大约为在804万~1576万,净漏报率为0.65%~1.27%。同时得出“五普”0~4岁年龄组的性别比为114左右。

【关键词】 人口普查 小学入学 漏报 性别比

【作 者】 张 青 中南财经政法大学财税学院,教授。

一、引 言

针对2000年第五次全国人口普查(以下简称“五普”)数据的准确性问题,许多学者从多个方面加以了推算和验证。一般认为,第五次全国人口普查数据中,低年龄组中10~19岁组的人口数据比较准确或略有重报,而0~9岁组人口存在比较严重的漏报;20岁以上年龄组人口既有漏报,又有重报,但总体体现为净重报。10岁以上年龄组的人口要通过前后两次或三次人口普查,其漏报可能性大大降低。因而对0~9岁低年龄组的漏报估计则成为衡量“五普”人口漏报率和人口总量的关键。

由于中国对基本普及9年义务教育十分重视,教育部门对小学适龄儿童的入学及学习情况有详细的统计,利用历年小学入学人数,考虑儿童死亡因素并调整普查登记时点,可以测算出“五普”低年龄组的出生人数,由此可以在下次人口普查之前估计出上次人口普查低年龄人口的漏报规模和性别比。现有的研究在对涉及小学学龄儿童入学人数上提出了一些假设,利用这些假设可以测算出“五普”低年龄组的漏报规模及总人口数。

张为民、崔红艳(2003)认为“五普”0~9岁人口的漏报数为3012万,人口总量在125713万~127059万之间,“五普”公布的漏报率1.81%和总人口数126583万是可信的。梁中堂(2003)认为“五普”0~16岁人口漏报5378万,人口总数为130885(假定存在1.81%漏报率)或129889万(假定不存在1.81%漏报率)。笔者在仔细研究小学学龄儿童有关资料的基础上发现,上述假设和结论都存在一些问题。“五普”低年龄组的漏报虽然严重,但比一般预计的要低,“五普”17岁以下年龄组人口净漏报2042.03万。如果考虑其他年龄组的重报情况,可以认为,2000年“五普”实际总人数大约比公布的总人数少496万~1268万,即实际人数在125315万~126087万之间,其净漏报人数大约在804万~1576万,净漏报率为0.65%~1.27%,低于

* 感谢《中国人口科学》杂志的匿名审稿人和编辑提出的中肯的修改意见。文中可能存在的问题由笔者负责。

官方公布的1.81%。利用小学招生的男女生数,同时可以得出0~4岁年龄组的性别比低于“五普”的性别比(120.17),大约为114。

本文的主要结论在于说明,如果基础教育统计数据是准确的,则我们无法得出公布的“五普”总人数偏低的结论,相反,这一总人口数还偏高;当然,由于基础教育统计数据不是用于人口普查的,其准确性无法确认,本文的结论也只能作为参考。

二、数据与方法

为了检验2000年“五普”低年龄组人口数据的真实性,需要得出准确的“每学年小学应入学总人数”,同时调整“五普”低年龄组到入学年龄进行对照。年龄调整过程中需要低年龄组的死亡率数据,笔者使用的是1995年1%人口抽样调查数据(国家统计局,1996),因为本研究主要考察的时间跨度是从1983年到2006年,如果使用2000年“五普”的死亡率可能会偏低。本研究考察时点与“五普”一致,即11月1日。

为了得出每学年的“小学应入学人数”,我们先计算出每学年的“小学应入学人数估计”,2004年及以前的数据由以下公式推出:

$$\text{小学应入学人数估计} = (\text{小学招生数} + \text{特殊教育学校招生数}) \div \text{小学学龄儿童入学率} \quad (1)$$

而2005年~2006年的“每学年小学应入学人数估计”由下面的公式得出:

$$\text{小学应入学人数估计} = \text{三年前幼儿园招生数} \times \text{特定倍数} \quad (2)$$

上述公式中的有关数据来源于各年的《中国统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》及《中国教育事业统计年鉴》等,其数据是一致的,均来自于教育部门的统计,而公式(2)中的“特定倍数”通过对比以前的数据归纳得出。公式(1)在“小学招生数”之外加入了“特殊教育学校招生数”,是因为特殊教育学校也是基础教育的一个组成部分,如果不计入,可能产生遗漏,尽管其数额较少。需要指出的是,特殊教育学校的入学年龄一般要大于普通小学的入学年龄,由于其影响小,且相近年份中数据变化不大,本文忽略这一差异。另外,公式(1)中“小学学龄儿童入学率”是整个小学的入学状况,与“小学新生入学率”应该有些差别,本文将这一差别在总人数的误差中一并考虑。

之所以将公式(1)求出来的人数称为“小学应入学人数估计”,是因为所引用数据的可靠性有待证实。由于普及9年义务教育是政府的一项重要任务,其数据可能虚报:“招生数”和“入学率”不太可能低报,而只可能高报。如果“招生数”的虚报程度大于“入学率”的虚报程度,则计算出的入学总人数偏高,反之则偏低;如果两者虚报的程度一样,则入学总人数可信。本文不单独考察“招生数”或“入学率”的误差,而是总体检验“小学应入学人数估计”的可靠性。

为了验证公式(1)求出的2004年以前的小学入学人数的准确性,选取1991~1996年作为比较年份,这些年份对应的是“五普”中相对准确的10~17岁年龄组的数据。方法是先计算出相应年份的“小学应入学人数估计”总和,再将与上述入学年份对应的“五普”数据调整至入学年龄并作为标准,两者对照分析出“小学应入学人数估计”的误差,然后将所有入学人数进行调整。将调整后的1990~2006年“小学应入学人数”作为新的标准,推算出“五普”中0~17岁年龄组的误差即重报情况,最后利用其他研究者得出的“五普”18岁以上年龄组的误差情况,则可得出“五普”人口总数的总体误差(见表1)。

三、假设及检验

(一) 1990~2004年小学应入学人数估计

为了便于比较和检验,我们对小学入学情况及“五普”有关数据做出如下假设:(1)如果换算为“五普”的时点,小学入学年龄从1990年的接近7岁左右下降到2006年的6.2岁左右,16年

间大约下降了 0.8 岁；(2)小学入学年龄从 1991~1996 年大约下降了 0.09 岁；(3)“五普”10~16 岁人口数没有漏报,但可能有重报。(4)用公式(1)求出的小学入学人数不会导致漏报,但可能产生重报。

表 1 小学学龄入学人数比较

年份	小学 招生数 (万人)	特殊教育 学校招生 数(万人)	学龄儿童 入学率 (%)	小学应入学 人数估计 (万人)	幼儿园 招生数 (万人)	年份	“五普” 人数 (万人)	“五普”人数 调整到入学 人数(万人)
1980	2942.3	0.6	93.9	3134.08	—	1978	1883.16	1909.08
1985	2298.2	0.9	96.0	2394.90	—	1979	1892.48	1915.51
1986	2258.2	1.1	96.4	2343.67	—	1980	1839.38	1859.37
1987	2094.6	1.2	97.2	2156.17	—	1981	1912.29	1930.27
1988	2123.3	1.2	97.2	2185.70	—	1982	2310.04	2328.54
1989	2151.5	1.4	97.4	2210.37	—	1983	2006.50	2020.37
1990	2064.0	1.6	97.8	2112.07	—	1984	2031.34	2043.66
1991	2072.7	2.0	97.8	2121.37	—	1985	2042.93	2053.60
1992	2183.2	3.0	97.2	2249.18	1627.6	1986	2319.01	2329.59
1993	2353.5	3.4	97.7	2412.38	1748.8	1987	2628.26	2638.63
1994	2537.0	4.0	98.4	2582.32	—	1988	2457.62	2465.96
1995	2531.8	5.6	98.5	2576.04	1972.4	1989	2513.77	2521.09
1996	2524.7	4.8	98.8	2560.22	1951.7	1990	2621.00	2627.34
1997	2462.0	4.6	98.9	2494.03	1824.4	1991	2008.20	2011.91
1998	2201.4	4.9	98.9	2230.84	1720.0	1992	1875.21	1877.54
1999	2029.5	5.0	99.1	2052.98	1617.2	1993	1791.48	1792.51
2000	1946.5	5.3	99.1	1969.53	1531.1	1994	1647.01	1647.01
2001	1944.2	5.6	98.3	1983.53	1398.2	1995	1693.36	1692.15
2002	1952.8	5.3	98.6	1985.90	1373.6	1996	1522.43	1520.02
2003	1829.4	4.9	98.7	1858.46	1316.8	1997	1445.43	1441.46
2004	1747.0	5.1	98.7	1775.18	—	1998	1401.07	1394.99
2005	—	—	—	1744.47	—	1999	1149.52	1141.68
2006	—	—	—	1672.34	—	2000	1379.38	1334.28

注:2004 年的学龄儿童入学率假定与 2003 年相同。

资料来源:国家统计局:《中国统计年鉴》(历年),中国统计出版社,相应各年;中国教育年鉴编辑部:《中国教育统计年鉴》(历年),人民教育出版社,相应各年;教育部(国家教委)计划建设司:《中国教育事业统计年鉴》(历年),人民教育出版社,相应各年;国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司:《中国 2000 年人口普查资料》,中国统计出版社,2002 年;国家统计局:《中华人民共和国 2004 年国民经济和社会发展统计公报》,国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>)。

假设(1)是本文同张为民、崔红艳(2003)和梁中堂(2003)文章的最大区别所在,他们均假定这些年份小学入学年龄每年不变,且均为 6 岁。这一入学年龄上的差异会导致总人口数有 1000 万~2000 万的差异。

关于小学入学年龄,1986 年实施的《中华人民共和国义务教育法》第五条规定,凡年满 6 周岁的儿童,不分性别、民族、种族,应当入学接受规定年限的义务教育。条件不具备的地区,可以推迟到 7 周岁入学。但 1986 年全国 6 周岁入学的比例约为 24%,且教育部门在当时的规划中预计在 2000 年实行 6 周岁入学的比例全国可能达到 60%(中国教育年鉴编辑部,1991:66~67)。如果假定入学儿童的年龄分布是均匀的,则可以得出:在 1986 年 11 月 1 日(与“五普”时

点相同),小学新生中6周岁儿童的比例大约是 $24\% - 2/12 = 7.33\%$,剩下的92.67%是7周岁及以上的儿童,即平均年龄接近7岁。而且,1990年全国小学平均入学年龄总体上不会低于1986年的入学年龄,因为在这几年中,对应的1979~1984年出生人数基本处于上升过程中,而招生人数却处于下降或稳定状态;如果小学入学年龄下降,则招生人数的增长幅度将大于相应的出生人数的增长幅度。另外,教育部门在1991年及以前的年份对小学学龄儿童均按7~11岁进行统计,这也说明当时小学入学年龄基本上以7周岁入学为主。因此,1990年小学平均入学年龄换算成“五普”时点也在7岁左右。同时,从1990年特别是20世纪90年代后期以来,全国各地按法律要求将小学入学年龄逐步降低至6周岁。如深圳市从90年代初开始,有计划、分步骤推进小学入学年龄提前,先由7周岁过渡为6周岁半,后于1999年秋季全面实现全市儿童6周岁入学(深圳教育网,2004)。又如《大连市保障适龄儿童少年接受义务教育若干规定》第五条规定:凡年满6周岁的儿童,不分性别、民族、种族,均应入学接受义务教育。暂不具备条件的地区,各级人民政府应积极创造条件,有计划、有步骤地使适龄儿童在2000年以前,由7周岁过渡到6周岁入学。再如,河南省安阳市市区2001年的小学入学年龄为6.5周岁,并用两年的时间逐步过渡到小学6周岁入学(安阳政府网,2001)。

从2004年小学入学情况看,全国绝大多数地区均已实施6周岁入学,到2006年,全国整体实行小学6周岁入学应该不成问题,换算成“五普”时点则为6.2岁左右。从“五普”数据来看,2000年6岁和7岁儿童中在小学就读的比例分别为47.82%和85.49%,也就是说新生中6岁儿童不足一半,由此可以判断当年小学平均入学年龄在6.5岁以上,虽然普查可能有遗漏,但总体上应该能反映实际情形。同时由于不能排除部分在小学上学前班的儿童也统计在内的可能性,上述平均年龄还可能上升。因此,小学平均入学年龄从20世纪80年代后期到90年代初期的7岁左右,下降到2000年的6.5岁以上,再下降到2006年的6.2岁左右(均为“五普”时点)。

接下来讨论假设(2),由于没有公布小学平均入学年龄,只能采用其他方法推算其数据。1990~2000年的《中国教育统计年鉴》和《中国教育事业统计年鉴》中,在“小学学龄儿童入学率情况”里,公布了小学在校人数的年龄分布。例如1990年,不足7岁、7岁和8岁的人数分别是466.67万、1875.07万和1065.86万;而当年的招生数为2064万,我们可以合理地假设新生就是年龄最小的学生,即新生中6岁学生数为466.67万,7岁学生数为1597.33万,由此计算出新生平均年龄为6.77岁,与1986年的小学入学年龄基本相当。同理可得1990~2000年的小学新生平均年龄(见表2),由此可得假设(2)。

但表2的部分结果也有令人困惑之处,一是1990~1991年小学新生平均年龄的突然上升难以找出相应依据;二是20世纪90年代后半期新生平均年龄下降过慢,使得2000年的平均年龄似乎比实际的要高。如果不考虑绝对年龄,表2所显示的1991~1996年的小学新生平均年龄的相对变化是可信的。因为这几年所对应的人口出生数不断增加,小学生总数和招生数不断攀升,小学教育资源相对紧张,在这种背景下政府大幅降低入学年龄不太可能,或者说全国绝大部分地区的小学入学年龄不会下降;而这几年招生人数的增长幅度小于对应的出生人口的增长幅度也能验证这一假设。而入学年龄的小幅下降则是部分学生提前入学的结果。另据

表2 1990~2000年的小学新生平均年龄

年 份	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
新生平均年龄	6.77	7.04	7.02	7.01	6.98	6.96	6.95	6.95	6.94	6.93	6.92

注:根据1990~2000年《中国教育统计年鉴》和《中国教育事业统计年鉴》计算。

1990~1995年原国家教委与联合国儿童基金会合作的科研项目“幼儿园与小学衔接”调查,当时小学入学年龄农村儿童平均为6.93岁,城市儿童平均为6.72岁(马以念等,1999),如果换算成“五普”时点也在7岁左右。这也说明从20世纪80年代后期到90年代上半期小学入学年龄没有明显的变化。

再看假设(3),一般认为“五普”10~19岁年龄组的人数相对比较准确。如果0~9岁年龄组的漏报主要是计划生育的超生所致,则10~19岁年龄组漏报的可能性不大。但这一年龄组是否有重报则需认真考虑,张为民、崔红艳(2003)认为重报的可能性不大,这一观点值得商榷。由于重报主要出现在流动人口当中,当20~45岁年龄组在流动中出现人口重报时,则他们10~16岁正在上学的子女或弟妹也有可能随之一起流动(其中辍学者流动的可能性更大),部分青少年在人口普查时有可能在家乡和流动地都申报而导致重报。此外,2000年10~16岁的青少年中也可能有一小部分直接成为流动人口而导致可能重报,如在城市打工的年轻保姆。但即使在长辈外出流动时,10~16岁的青少年也不一定随之一起流动,加上单独外出的这一年龄组的青少年也不多(因为年龄尚小),总体上“五普”10~16岁年龄组的重报率不会高于20~45岁年龄组的重报率。张为民、崔红艳(2003)计算出“五普”20~45岁年龄组的重报率为0.85%,本文在下面的计算中适当考虑“五普”10~16岁年龄组的重报问题。

假设(4)主要验证基础教育数据的准确性。比较表1中1990年以前的“小学应入学人数估计”与“五普”相应人口数据,发现前者除个别年份外“小学应入学人数估计”都普遍过高。例如,1986年的“小学应入学人数估计”比对应的1979年或1980年的“‘五普’人数调整到入学人数”至少高出20%,说明当时小学入学人数有严重的虚报现象,其小学招生人数等数据可能存在较大误差,这也说明使用基础教育统计数据来检验人口数据必须谨慎。

利用假设(1)、(2)、(3),我们选取1991~1996年的“小学应入学人数估计”的总和,计算出的结果为14501.51万。如果假设这6年间小学入学年龄从7岁变为6.91岁,则1991~1996年的小学入学儿童对应的是1984~1989年出生的儿童加上1990年出生儿童的0.09倍,其对应是“五普”10岁人数的0.09倍加上11岁到16岁人数,调整到入学年龄,其人数之和为14288.98万,两者的误差为: $(14501.51-14288.98) \div 14288.98 \times 100\% = 1.49\%$ 。

另外,也应该考虑1991年小学入学年龄不是7岁的情况。我们选择小学入学年龄从7.2岁到6.7岁每隔0.1岁分析“小学应入学人数估计”与对应“五普”人数的相对误差(见表3)。

从表3可以看出,1991年小学入学年龄越大,“小学应入学人数估计”与对应“五普”人数的相对误差也越大,这是因为这些年份的人口出生数是增加的。在前面的分析中认为1991年的小学入学年龄接近7岁(在“五普”时点),20世纪90年代上半期小学入学年龄也基本未

变,而且2000年的小学入学年龄大于6.5岁,因此1991年小学入学年龄即使不是7岁,也不会偏离太多。同时1991年的小学入学年龄大于7岁的可能性也不大,因为法律规定的入学年龄是6岁。因此该年的小学平均入学年龄在6.8~7岁的可能性较大,其“小学应入学人数估计”与对应“五普”人数的相对误差在0.66%~1.49%之间,考虑“五普”10~16岁人口组可能出现的重报,我们以下认为1990~1996年的“小学应入学人数估计”的重报率为1%,这一调整对人口总数的影响是164.49万。

为什么小学入学人数会出现重报?除了人为因素以外,小学一年级的重读(或留级)应是一个主要原因。在20世纪80年代和90年代初期,小学重读特别是一年级的重读是一个很普遍

表3 1991~1996年小学入学人数与
“五普”相关人数的相对误差 %

	7.2	7.1	7.0	6.9	6.8	6.7
1991年 入学年龄						
相对误差	2.27	1.91	1.49	1.07	0.66	0.26

的现象(见表 4),当小学一年级重读比例过高时,难免出现将上学年已入学的儿童在本学年继续计入新生的情况。

对 1997~2004 年的“小学应入学人数估计”,缺乏准确的其他数据加以验证,本文假定是基本准确的,不进行调整。因 1991~1996 年的误差本来就不大,其后在基础教育统计更加规范的前提下误差将更小。如果小学入学人数的虚报有一部分原因是小学重读引起的,则在 1997 年后小学一年级重读比例大幅降低时其误差也将更小(见表 4)。另外,1996 年教育主管部门颁布的《小学管理规程》要求小学逐步取消重读,加强学生的学籍管理,这也会使教育统计的质量提高。

表 4 小学一年级重读比例

%

年份	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
比例	17.0	14.0	11.5	8.5	4.3	5.9	4.6	3.9	3.0	2.2	2.0	1.5

注:小学一年级重读比例=(一年级人数-小学招生数)÷小学招生数×100%。根据 1991~2003 年《中国教育统计年鉴》和《中国教育事业统计年鉴》提供的数据计算。

还有一点必须特别说明。张为民、崔红艳(2003)假设 1997~2002 年的学龄儿童入学率为 100%,这当然不可能,但由此导致的误差并不大。而梁中堂(2003)在测算小学应入学人数时,将 1990~1997 年的未上学儿童按同龄应入学人口的 6.3%掌握,1998~2002 年未上学儿童占同龄人口的比率假设为 6.0%。这也就是说“小学学龄儿童入学率”只有 94%左右,或者说教育部门公布的入学率(98%~99%)严重虚报。其依据是:从 1995 年国家统计局所做的 1%人口抽样调查看,在当时 6~14 岁儿童中尚有 1836 万未在校儿童,占同龄人口的 8.83%。在 1995 年 6~14 岁未在校儿童中,有 71.12%为从未上过学校的儿童。因而,1990~1997 年的小学学龄儿童中,每年未上学儿童占同龄人口的比例为 6.3%(8.83%×71.12%)。这一观点受到钟水映(2004)的置疑。

笔者也不认同这一观点,且不论人口抽样调查数据是否可信,至少有以下几个疑问:(1)这些未入学儿童的年龄分布是否均匀。如果分布不均匀,大部分都在 6~7 岁,我们当然不能认定这些儿童以后不上学。(2)调查时点在新学年开学前,还是在开学后。如果调查时点在新学年开学之前,则这些未上过学的儿童在本学年中有多少会去上学?(3)小学入学年龄是多少。如果当年小学入学平均年龄在 6.5 岁以上(根据本文前面的分析这很有可能),则 6 岁儿童中至少有一半即 1200 万以上将在下学年入学。这些 6~14 岁中未上过学的人数为 1306 万(1836×71.12%),而 1995 年前后每年小学招生人数均在 2500 万左右,从两者的对应来看,这 1306 万儿童很可能主要是可以在本学年或下学年入学的低龄儿童而不是“未上学儿童”。从“五普”数据来看,2000 年 6~14 岁儿童中未上过学儿童占同龄人口的比例为 1.31%,大大低于 6%,其中 7~12 岁儿童中未上过学儿童占同龄人口的比例为 1.25%,8~14 岁儿童中未上过学儿童占同龄人口的比例为 0.36%。可见未上过学的儿童主要集中在 6~7 岁,这些低龄儿童今后都可以入学。比较 2000 年的“小学学龄儿童入学率”99.1%,可知教育部门公布的这一数据是基本可信的。从我们前面的分析来看,1990 年以后教育部门公布的“招生人数”、“小学学龄儿童入学率”等数据虽有误差但也是基本可信的,不存在严重虚报。

(二) 2005~2006 年小学应入学人数估计

下面用公式(2)测算 2005~2006 年的“小学应入学人数估计”。由于这两年的小学入学人数还不能取得,而小学入学通常在幼儿园入学之后的第三年,因而可以考虑用 2002~2003 年的幼儿园入学人数估计出 3 年后的小学入学人数。方法是先从以前年份的小学入学人数与对应的幼儿园入学人数之比来确定“特定倍数”,然后再用其后的幼儿园入学人数估计出后面的小学

入学人数。首先必须考虑的是许多幼儿特别是农村幼儿并未上幼儿园而直接上了小学,用这种方法可能导致较大误差。不过从近几年的情况来看,幼儿园的入学人数大致在小学入学人数的80%左右,由此可以推出:如果假定城市幼儿几乎全部上幼儿园的话,农村幼儿的70%左右也上了幼儿园(注意目前中国城市人口占总人口的40%左右);如果幼儿入园(班)率变化不大,用这一方法求出的数据就是基本可信的,幼儿园的招生变化趋势可以从总体上反映出其后小学入学人数的变化趋势。其次需要考虑的是,有许多农村幼儿上的是附在小学的学前班,时间是1到3年不等,而教育统计中将幼儿园和学前班是一起统计的,如果将所有的新入学幼儿均算作3年后进入小学也有可能导致误差。但这一情况导致的误差应该是非常小的,因为近几年幼儿园招生数的下降趋势相对平稳,总体上不会对本文的结论造成太大的影响。

通过分别计算1995~2004年的“小学应入学人数估计”与1992~2001年的“幼儿园招生数”之比,得出“特定倍数”分别为:先从1995年的1.58下降到1999年的1.05;再从1999年的1.05上升为2002年的1.23,2003年再下降为1.21,2004年又上升为1.27。按照教育部门《全国幼儿教育统计公报》的统计,从1995~1999年,因适龄儿童减少,学前3年幼儿入园(班)率逐年有所提高,其后的入园(班)率则基本稳定。1995~1999年的“特定倍数”下降是相应年份幼儿入园(班)率提高所致,也说明这些年小学入学年龄下降不明显。而对应的1998~2002年的“特定倍数”却在增加,这说明这些年“小学应入学人数”下降较少。由于“小学学龄儿童入学率”在1998~2002年基本未变,这只能是小学入学年龄的下降导致了小学入学人数的下降速度变缓,这也间接验证了前面的假设(1)。因为2002~2004年的“特定倍数”基本稳定,说明这几年的小学入学年龄已开始稳定(即接近6岁)。假设2005~2006年的“特定倍数”也与2004年的相同,即1.27倍,由此再根据2002~2003年的“幼儿园招生数”,利用公式(2)算出2005~2006年的“小学应入学人数估计”分别为1744.47万和1672.34万,这两个数据只比2004年的1775.18万略低(见表1),从人口出生数及小学入学人数的变化来看,是基本合理的;加上仅涉及两年,因而总体上不会对人口总数产生大的影响。

四、“五普”17岁以下人口的净漏报及总人数分析

由以上分析,我们可以得出1990~2006年小学应入学人数:

1990~2006年“小学应入学人数”=1990~1996年“小学应入学人数估计”÷(1+1%)+1997~2006年“小学应入学人数估计”。

按照假设(1),1990~2006年小学应入学人数,应该对应1983~1999年出生的人口加上2000年出生人口的80%转换到小学入学年龄的总人数。为了进一步对比,笔者将小学入学人数与国家统计局公布的相应出生人数转换到小学入学年龄的总人数相比较(见表5)。

通过比较表明,如果认可1990~2006年小学应入学人数的准确性,则“五普”17岁以下人数净漏报大约为1974.42万人。由于以上比较中还遗漏了“五普”0岁人口中的20%,比较表1可知这20%人口大约漏报了 $(1672.34-1334.28) \times 20\% = 67.61$ 万。即“五普”17岁以下人数净漏报2042.03万人,相应年龄组的人口净漏报率为5.96%。由于笔者认为“五普”10~17岁人口数据基本准确或略有重报,则“五普”0~9岁年龄组人口数的净漏报率至少为12.88%。

表5 小学应入学人数与“五普”人数、国家统计局公布人数比较

万人

1990~2006年 小学应入学人数	对应“五普”人数			对应国家统计局公布人数		
	总数	差额	幅度	总数	差额	幅度
36261.35	34286.93	-1974.42	-5.44%	37316.73	1055.38	2.91%

注:所有人数均调整至入学年龄。根据《中国统计年鉴(2004)》及表1、公式(3)计算。

因为小学学龄儿童 6~7 岁入学,并且越往后入学年龄越接近 6 岁;又由于 4~13 岁的男女童死亡率基本相同,则小学新生的性别比应该与这批儿童在“五普”时的性别比基本相同。从表 6 可以看出,1993 年的小学新生性别比对应的“五普”性别比明显偏高,缺乏依据,应该是教育统计产生的误差。从 1994 年起的新生性别比以及对应的“五普”12 岁以下人口的性别比逐年提高,这说明低龄儿童性别比攀升是一个不争的事实。1994~1995 年的新生性别比与对应的“五普”性别比基本相符,为 108 左右,这应该是实际的性别比。但从 1996 年起的新生性别比与对应的“五普”性别比差距逐步拉大,“五普”性别比明显过高,而且越靠后误差越大。比较可知,“五普”中 1994~1996 年出生的 4~6 岁年龄组儿童的性别比高了 6 个百分点。因为“五普”中年龄越小,漏报越严重,由此推断“五普”0~4 岁组的实际性别比至少比普查公布的 120.17 低 6 个百分点,大约为 114.17。但 0~4 岁年龄组的性别比也不能低于 4 岁年龄组的性别比 112.71,因此其性别比应为 114 左右。即使按基础教育统计确定的性别比也说明了低龄儿童的性别比的确太高。

由于近年来基础教育统计的可靠性增强,加上小学入学年龄基本接近 6 岁,入学年龄不会发生变化,今后的基础教育统计数据将是研究低龄人口变化的一个重要数据源。这些教育统计数据不仅可以考察低龄人口总量的变化,而且还可以检验低龄人口结构的变化。

参考文献:

1. 张为民、崔红艳(2003):《对中国 2000 年人口普查准确性的估计》,《人口研究》,第 4 期。
2. 梁中堂(2003):《2000 年中国人口总量和妇女生育率水平研究》,《中国人口科学》,第 6 期。
3. 王广州(2003):《对第五次人口普查数据重报问题的分析》,《中国人口科学》,第 1 期。
4. 钟水映(2004):《对中国人口总量统计误差的研究应该慎之又慎》,《中国人口科学》,第 2 期。
5. 马以念等(1999):《农村幼小衔接的问题与对策》,《学前教育研究》,第 1 期。
6. 国家统计局:《中国统计年鉴》,中国统计出版社,相应各年。
7. 中国教育年鉴编辑部(1991):《中国教育统计年鉴(1990)》,人民教育出版社。
8. 教育部(国家教委)计划建设司:《中国教育事业统计年鉴》(历年),人民教育出版社,相应各年。
9. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司(2002):《中国 2000 年人口普查资料》,中国统计出版社。
10. 国家统计局(2005):《中华人民共和国 2004 年国民经济和社会发展统计公报》,国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>)。
11. 《深圳市教育概况》,深圳教育网(<http://www.szeb.net/service/04.asp>),2004 年。
12. 《今年市区小学入学年龄为 6.5 周岁》,安阳政府网(<http://ay.henanews.org.cn/news/419e.htm>),2001 年。

(责任编辑:朱犁)

编辑部声明

为适应中国信息化建设的需要,扩大作者学术交流渠道,本刊已被 CNKI 中国期刊全文数据库、万方数据——数字化期刊群(中国核心期刊(遴选)数据库)、台湾中文电子期刊服务资料库——思博网(CEPS)全文收录,作者著作权与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章上网,请在来稿时注明,本刊将做适当处理。欢迎登录 <http://zkrk.chinajournal.net.cn>、<http://zgrkkx.periodicals.net.cn>、<http://www.ceps.com.tw> 查阅本刊。

ABSTRACT

Problems Pending Solutions in Macro-control Policies

Liu Jianxin • 2 •

With China's reform going in depth, a number of economic phenomena unseen or rarely seen in other countries have emerged as the result of conflicts in the deep structure of the national economy. To explain such phenomena is beyond the power of traditional economic theories. It is therefore impossible to fundamentally solve the problems by continuing the existing macro-control policies without any innovative measures. In this essay, weaknesses of the macro-control policies themselves and the deviations of the policy effects from what expected by the efforts are analyzed. Hypotheses of Keynes' demand management theory are revised on a theoretical basis. Based on the theory of short-term supply shortage and long-term production element shortage, demand management is not a viable approach to full employment. In addition, a number of measures are proposed for the prevention of stagflation.

Mortality Level of the 1990s in China

Huang Rongqing • 11 •

The death of population is often underreported in census. This paper analyses social determinants of death underreporting in China, and proves the existence of death underreporting by analyzing two census data. It also examines the quality of census data, and suggests a correction method according to registration population and mortality, which is important for estimating the factual mortality. The study shows that life expectancy is 67.97 for male and 71.34 for female in 1990s, 1.5 years less than reported by census data.

The Underreporting and Sex Ratio of Lower Age Group in the Fifth Census: Investigating School Enrolment Data

Zhang Qing • 21 •

This paper finds that 20.42 million under age 17 were underreported in the 5th census, by comparing school enrolment data. The total population in 2000 should be between 1253.15-1260.87 million then, which is 4.96-12.68 million less than published data, the net underreporting is between 8.04-15.76 million, and the rate of underreporting is 0.65-1.27%. Meanwhile, it is estimated that sex ratio of age group 0-4 is about 114 in the fifth census.

Urbanization Effects and Gender Preference

Gu Shengzu Chen Lai • 30 •

With an analysis on gender preference, this paper discusses the causes of imbalanced sex ratio at birth and suggests that promoting rural-urban migration (or urbanization) and introducing urban style of marriage/living arrangement and social security system to rural areas would improve the social-cultural environment, under which the imbalanced sex ratio at birth can be eliminated.

Direct Determination of High Sex Ratio at Birth in Rural China: A Cohort Study

Wu Zhuochun and Others • 38 •

A cohort analysis was performed to examine the direct determinants of high sex ratio at birth in rural China, utilizing regular record data from rural family planning system. The evidence-based study found that the sex selective-induced abortion is the most important determinant of high sex ratio at birth, and the second determinant is underreporting of live birth of girls, and the third is poorer care of female newborn. The three factors contribute 70%, 20% and 10% respectively to the reported high sex ratio within one week of birth.

The Design of Dual Basement Collection about Basic Pensions

Li Min Ma Lijun • 44 •

The purpose of dual basement collection lies in distributing pension burden among the enterprises and ensuring the collecting rate and amount. The basic pensions currently comprise of true-basic pensions and cost of reform. When the "dual basement" collection is put into force, we can collect the true-basic pensions at the rate of 7-8% on the base of total wages, and the cost of reform at 2-3% on the profits before taxed. The pensions coming from the profits are regarded as the mandatory loan which the government borrows from enterprise, the government should repay this debt gradually in the future.