

# 20 世纪中国“失踪女性”数量的估计

姜全保 李树茁 费尔德曼

**【摘 要】** 20 世纪 80 年代以来,中国持续升高的人口出生性别比和历史上长期存在的女孩死亡水平偏高导致失踪女性现象严重,使人口性别结构失衡。文章使用全国 5 次人口普查数据,在对普查数据修正的基础上,分时期估计了 1900~2000 年中国失踪女性的数量和比例,研究各时期失踪女性的特征和主要原因,并讨论了估计结果与其他学者研究结果的不同之处及其原因。

**【关键词】** 失踪女性 出生性别比 女孩死亡水平

**【作 者】** 姜全保 西安交通大学管理学院,博士研究生;李树茁 西安交通大学公共政策与管理学院人口与发展研究所所长、教授;费尔德曼 斯坦福大学人口与资源研究所所长、教授。

## 一、研究背景

中国传统的生育文化中长期存在男孩偏好和对女孩各种形式的歧视,在人口方面的表现之一是持续上升的出生性别比和相对偏高的女孩死亡水平,导致女性缺失和人口性别结构的失衡。Coale 等人(1994)根据中国 1990 年人口普查数据估计,在正常出生性别比和分性别存活率条件下,中国总人口的性别比不会高于 1.02,但 1990 年全国人口普查资料显示,中国总人口的性别比实际达到了 1.07,女性明显缺失。为了度量性别歧视引起的女性缺失,Sen(1989,1990)提出了“失踪女性”的概念。将在正常出生性别比和性别中性死亡水平假设下的模型人口(期望人口)与观测的实际人口的年龄性别结构进行比较,如果实际人口的性别比超过了模型人口的性别比,那么为了匹配模型人口性别比而缺少的那部分女性人口,就可以看成是估计的“失踪女性”数量(Klasen 等,2002;Cai 等,2003)。

中国历史上一直存在“失踪女性”现象,20 世纪的前半叶,由于战乱和饥荒导致的强烈资源约束,迫使家庭将有限的资源更多地分配到效用较大的儿子身上,女孩死亡水平比正常时期也相对更高一些(Das 等,1999)。目前,中国的失踪女性现象主要发生在女孩时期,既包括出生前的失踪,也包括出生后的失踪(李树茁、朱楚珠,2001;Croll,2001;Banister,2004)。出生前的女性失踪主要是指性别选择性人工流产,导致人口出生性别比升高;出生后的女性失踪是指由于对女孩在疾病治疗等方面受到歧视性的待遇、甚至溺弃女婴等引起的相对偏高的女孩死亡水平(Banister,1992;Croll,2001;Li 等,2004)。

Cai 等人(2003)认为,“失踪女性”有名义失踪和实际失踪之分。实际失踪是由于性别选择机制,女孩在出生前后就消失了,是真实失踪;而名义失踪不仅包括真实失踪,还包括存活的女性但在统计中消失的假性失踪,即女孩的瞒报和漏报等。Coale 等人(1994)研究了中国前 4 次人口普查的数据,认为 1990 年以前的 50 年间,几乎所有的失踪女性都是真实失踪,是女性死亡水平偏高和性别选择性人工流产的结果;而 Cai 等人(2003)认为,2000 年人口普查中存在女性

漏报,并在估算失踪女孩数量时假定了实际失踪占名义失踪的比例。

目前,很多学者针对中国“失踪女性”数量问题进行了研究。Cai 等人(2003)根据 2000 年普查公布数据,直接估计 1980~2000 年出生队列在 2000 年普查时点的失踪女孩数大约为 1 200 万,这个估计没有对普查公布数据进行修正,也就是“名义失踪”女孩数量。我们假定实际失踪人数为名义失踪人数的  $\frac{2}{3}$ ,并据此得出 1980~2000 年出生队列在 2000 年普查时点真实失踪女孩数为 850 万人,占考察队列的 4.1%。Coale 等人(1994)根据中国的前 4 次人口普查数据,估计了 1936~1985 年 50 年间的出生队列在历次普查时点的失踪女性比例,但没有给出失踪女性的数量。Das 等人(1999)利用 Coale 等人(1994)的方法,估计了 1920~1990 年 70 年的出生队列的失踪女性的比例。Klasen 等人(2002)根据 1990 年人口普查数据,估计中国历年出生队列留存到普查时点的失踪女性为 3 460 万人,失踪女性的比例为 6.3%;根据 2000 年人口普查数据估算失踪女性 4 090 万人,失踪女性比例达到 6.7%。

这些研究主要集中于 20 世纪某些年代或者是依据某次普查数据,而且估计结果也有差别。中国 20 世纪失踪女性的数量是多少?不同的历史时期失踪女性的状况是怎样的?不同历史时期导致女性失踪的主要原因是什么?这些都是亟待回答的问题。本文试图对整个 20 世纪中国失踪女性的数量和状况进行整体研究。

## 二、方法和数据

### (一) 现有的估计方法

不同学者在估计失踪女性的数量和比例时,使用的方法大体可以分为两种。一种是总人口性别比的方法(Sen, 1990; Klasen 等, 2002),即将一个人口的性别比和选取的基准人口性别相比较,以基准人口的性别比为标准,根据所研究人口的男性人口总量和基准人口性别比,可以估计期望的女性人口数量。期望的女性人口数量和所研究人口的实际女性人口数量的差值,就是失踪女性的数量。Sen(1989、1990)选取的基准人口是次撒哈拉非洲国家的人口,将这些国家的性别比作为基准性别比。但非洲国家由于生育水平高、期望寿命低,而且出生性别比低,所以与中国的状况差异较大(Coale, 1991; Klasen, 1994)。Sen(1990)还选用了部分发达国家的 1.05 的性别比作为标准,但由于其人口受到第二次世界大战的影响,而且老年人口比重较大,老年人口中女性比例相对较大,所以该性别比问题更大(Coale, 1991)。Klasen 等人(2002)虽然也是根据总人口的性别比估计失踪女性数量,但在选择期望性别比时比 Sen(1990)有了改进。首先,根据所研究人口的具体情况,确定人口的平均期望寿命,根据该期望寿命选定 Coale-Demeny 模型生命表中一个稳定人口作为比较的基准;然后将该稳定人口的总人口性别比作为期望性别比,利用普查数据中男性人口和期望性别比估计期望女性数量,据此得出该次普查数据反映的失踪女性数量。需要指出,Klasen 等人(2002)认为 Coale-Demeny 模型生命表中东模式的死亡性别差异最接近正常,因而选择东模式生命表作为基准。

估计失踪女性的另外一种方法是考察分队列的失踪女性。首先假定各年出生队列的出生性别比正常,在一定的期望寿命下,各年出生队列的男性和女性留存水平处于正常状况,从而估计各年出生队列在普查时点的期望性别比;其次根据普查时点各队列的留存男性和期望性别比,估计出期望女性人数,从而估计失踪女性的数量和比例(Coale 等, 1994; Das 等, 1999)。同一出生队列在不同普查时点失踪女性的比例不同,这是符合实际情况的。

### (二) 本文使用的方法

本文借鉴了 Coale 等人(1994)和 Das 等人(1999)的估计失踪女性比例的方法,使用中国 1953、1964、1982、1990 和 2000 年全国人口普查数据进行估计。本文对上述方法进行了修正,具体如下。

本文根据 1900~2000 年各年出生队列在不同普查时点的留存人数来估计失踪女性数量和比例。因为同一出生队列在不同普查时点的留存人数不同,因此同一出生队列在不同普查时点的性别比也不相同。为了保证估计数据的一致性,需要确定 20 世纪历年出生队列在普查时点观测的性别比曲线。Coale 等人(1994)和 Das 等人(1999)是利用距每个出生队列出生年份最近的普查年份数据,从历次人口普查中观测的性别比曲线分段挑选,并形成一条最终的性别比曲线。具体为:1920~1953 年出生队列根据 1953 年普查数据;1954~1963 年出生队列根据 1964 年普查数据;其余的依次类推。本文没有采用这种方法,而是采用分段方式,即 1900~1945 年出生队列采用 1953 年普查 7~52 岁人口数据;1946~1953 年出生队列,考虑到饥荒期间性别比上升和女性婴幼儿经历了死亡水平严重偏高这一事实(Das 等,1999),将 1946~1953 年出生队列和 1954~1963 年出生队列合并,由 1964 年普查 0~17 岁人口数据给出其性别比曲线;同时考虑到 20 世纪 80 年代以后中国执行了严格的生育政策,本文以 1980 年为界限,1964~1980 年出生队列,其性别比曲线由 1982 年普查 1~17 岁人口数据计算,而 1981~2000 年出生队列,其性别比由 2000 年普查 0~19 岁人口数据计算。

确定了上述分段方式后,就可以得到各出生队列在相应普查年份的分性别男女人口数量,然后计算各出生队列在相应普查时点的期望性别比,根据该期望性别比估计期望女性人数,从而估计失踪女性的数量和比例。用  $P_x^m$  代表普查时点  $x$  岁的男性人口, $P_x^f$  代表普查时点  $x$  岁的女性人口,正常出生性别比为  $SRB$ ,普查时点  $x$  岁期望性别比为  $SR_x^e$ ,失踪女性的数量为  $N_x^{mf}$ ,比例为  $P_x^{mf}$ ,则得到:

$$SR_x^e = SRB \times \frac{L_x^m/L_0^m}{L_x^f/L_0^f} \quad (1)$$

其中, $L_x^m$  为男性生命表中  $x$  岁人口在年龄区间  $(x, x+1)$  的平均生存人年数; $L_x^f$  为女性生命表中  $x$  岁人口在年龄区间  $(x, x+1)$  的平均生存人年数; $L_0^m$ 、 $L_0^f$  的定义与之类似。由此得到:

$$N_x^{mf} = \frac{P_x^m}{SR_x^e} - P_x^f \quad (2)$$

$$P_x^{mf} = \frac{N_x^{mf}}{N_x^{mf} + P_x^f} \quad (3)$$

需要指出的是,虽然本文研究的是失踪女性的数量,但从上述的分段方式来看,1964、1982 和 2000 年普查数据中估计的主要还是失踪女孩的数量。同时,与 Cai 等人(2003)不同,本文对普查数据进行了校正,尽量消除瞒报和漏报的影响,所以本文估计的是实际失踪女性的数量。Coale 等人(1994)和 Das 等人(1999)定义的失踪女性比例是失踪人数与观测到的留存人数之比,本文定义的失踪女性比例是失踪女性人数与期望女性人数之比。另外,本文也使用 Klasen 等人(2002)的方法,估计失踪女性的数量和比例,但结果在本文中仅进行简要介绍。

### (三) 数据评价及修正

根据上述方法,本文使用的数据可分成两类:一类是人口的年龄性别结构数据,主要来自于中国 1953、1964、1982、1990 和 2000 年 5 次人口普查数据;另一类是计算期望性别比所使用的数据。

#### 1. 普查数据的评价和修正

人口年龄性别结构数据的准确性对估计的失踪女性数目影响是相当明显的。由于中国人使用生肖记年法,几乎每个人都知道出生年份的属相,通过生肖就可以推断出年龄,这样历次人口普查中年龄申报错误就会很小,年龄堆积也不严重,年龄申报的准确性很高(Coale, 1984; Coale 等, 1994)。

在普查数据中有两个因素需要特别考虑。一个因素是普查中军人数据。在 1953 和 1964 年普查中,没有给出军人的年龄结构数据;在 1982 年的普查中,以 5 岁组列表给出了分性别的

军人数据;在 1990 年和 2000 年普查中以单岁组列表给出了分性别的军人数据。由于军人数量较大而且以男性为主,如果不校正军人数据,将影响失踪女性数量估计的准确性。为了调整普查数据中军人数据,Coale 等人(1994)设计了一种方法,即利用 16~34 岁队列在 4 次普查中所记录到的最高的性别比来调整军人的数据。该方法在逻辑上认为,这一年龄段的人数和性别比在前一次普查中能更准确记录,因为当时他们太年轻而不能参军;或者在下一一次普查中反映,因为他们已经离开了军队。本文采用了该方法。另一个因素是普查中的瞒报和漏报。1953 年的普查数据中,年龄性别结构不清的人口大约为 1040 万,本文假定这些人口的年龄性别结构与普查公布的人口年龄性别结构一致,按照普查数据的年龄结构分解到各个年龄组。1982、1990 和 2000 年普查数据中存在不同程度的瞒报和漏报(Banister, 1987; Johansson 等, 1994; Lavelly, 2001),而低龄段的漏报尤其严重。由于本文分别依据 1982 和 2000 年普查数据估计 1964~1980 年出生队列和 1981~2000 年出生队列失踪女性数量,为了消除低年龄段人口瞒报和漏报的影响,本文对 1982 和 2000 年普查中人口年龄结构数据进行了修正。

对于 1982 年数据,使用逆留存分析方法,用 1990 年数据进行校正。由于逆留存方法中用到存活率,而存活率是由生命表决定的。为了选择逆留存分析所使用的生命表,本文首先选取了蒋正华等人(1995)的 1989 年生命表为基准;然后根据 Brass(1977)的 Logit 变换生成系列生命表,并且假定老年人口瞒报和漏报较少,那么 1990 年普查时 60~90<sup>+</sup> 岁人口逆留存推算到 1982 年普查时为 52~82<sup>+</sup> 岁。当选取的某生命表使逆留存估计的这部分人口总量与 1982 年普查时 52~82<sup>+</sup> 岁的观测人口总量差值最小,本文就选定该生命表,并且将该估计的全部人口结果作为校正后的结果(见表 1)。具体的 1~17 岁分年龄修正人口数见表 2。

表 1 1982 年普查报告人口和估计人口的比较

万人

性别	平均期望 寿命(岁)	婴儿死亡率 (‰)	52~82 <sup>+</sup> 岁			1~17 岁		
			推算数	观测数	差值	推算数	观测数	差值
男	66.3	36.15	6142.7	6135.9	6.8	20196.3	20047.0	149.3
女	68.9	40.73	6498.9	6492.3	6.6	18914.9	18882.8	32.2

注:表中数据为作者估计。

表 2 1982 年普查 1~17 岁分性别按龄人口修正数据

万人

出生 年份	年龄 (岁)	修正数			观测数			差值(修正数-观测数)		
		男性	女性	合计	男性	女性	合计	男性	女性	合计
1980	1	1283.0	1205.8	2488.8	901.5	836.1	1737.6	381.5	369.8	751.2
1979	2	1318.0	1238.0	2555.9	946.1	881.3	1827.4	371.9	356.7	728.6
1978	3	1208.1	1124.3	2332.5	1013.1	949.4	1962.6	195.0	174.9	369.9
1977	4	1304.4	1207.6	2512.1	959.0	903.0	1862.0	345.4	304.6	650.1
1976	5	1434.9	1344.8	2779.6	1000.6	941.5	1942.1	434.3	403.2	837.5
1975	6	1373.7	1294.3	2668.0	1052.9	990.4	2043.3	320.8	304.0	624.8
1974	7	1384.8	1274.9	2659.7	1121.6	1056.3	2177.9	263.2	218.6	481.7
1973	8	1291.6	1200.3	2491.9	1237.3	1166.0	2403.3	54.3	34.3	88.6
1972	9	1267.6	1202.0	2469.6	1290.2	1216.7	2507.0	-22.6	-14.7	-37.3
1971	10	1211.5	1150.0	2361.6	1299.0	1223.2	2522.3	-87.5	-73.2	-160.7
1970	11	1118.1	1056.9	2175.0	1407.2	1325.1	2732.3	-289.1	-268.2	-557.3
1969	12	1059.2	996.9	2056.1	1361.5	1287.3	2648.7	-302.3	-290.3	-592.6
1968	13	1004.2	942.6	1946.8	1452.2	1371.7	2824.0	-448.0	-429.2	-877.2
1967	14	978.6	918.8	1897.4	1263.9	1189.9	2453.8	-285.3	-271.1	-556.4
1966	15	1004.6	939.7	1944.3	1171.1	1104.0	2275.1	-166.5	-164.3	-330.8
1965	16	1004.9	934.8	1939.7	1319.0	1249.7	2568.7	-314.0	-314.9	-628.9
1964	17	949.1	883.1	1832.1	1250.8	1191.0	2441.8	-301.7	-308.0	-609.7
合计		20196.3	18914.9	39111.2	20047.0	18882.8	38929.7	149.3	32.2	181.5

注:修正数为作者估计;观测数为人口普查数据。

对于2000年普查数据,1991~2000年出生队列在2000年普查时为0~9岁,该人口数依据国家统计局公布的年度出生人口,结合小学生入学人数等数据,使用存活分析方法进行了校正。对于1981~1990年出生队列,根据与以上对1982年普查数据进行逆留存修正相类似的思路,采用存活分析方法,使根据1990年普查中50~80<sup>+</sup>岁人口总量估算的2000年普查时60~90<sup>+</sup>岁留存人口与观测人口差值的绝对值最小,据此校正了2000年普查10~19岁人口。具体的0~19岁分年龄修正人口数见表3。由于1990和2000年普查的时点不同,在数据校正时进行了时点调整。经校正后发现,1981~2000年出生队列,在2000年普查时男性漏报1668.1万人,女性漏报1796.6万人,男女合计漏报3464.7万人。

表3 2000年普查0~19岁分性别年龄人口修正数据

万人

出生 年份	年龄 (岁)	修正数			观测数			差值(修正数-观测数)		
		男性	女性	合计	男性	女性	合计	男性	女性	合计
2000	0	1013.7	887.7	1901.4	746.0	633.4	1379.4	267.7	254.3	522.0
1999	1	877.0	772.0	1649.0	633.2	516.3	1149.5	243.8	255.7	499.5
1998	2	971.3	859.1	1830.4	770.2	630.9	1401.1	201.1	228.2	429.3
1997	3	966.7	857.9	1824.6	789.7	655.7	1445.4	177.0	202.2	379.2
1996	4	991.3	883.4	1874.7	825.7	696.7	1522.4	165.6	186.7	352.3
1995	5	1018.8	910.5	1929.3	915.8	777.6	1693.4	103.0	132.9	235.9
1994	6	1039.2	931.9	1971.1	886.6	760.4	1647.0	152.6	171.5	324.1
1993	7	1075.1	964.9	2040.0	959.0	832.4	1791.4	116.1	132.5	248.6
1992	8	1156.5	1044.2	2200.7	1001.4	873.8	1875.2	155.1	170.4	325.5
1991	9	1278.9	1157.7	2436.6	1067.5	940.7	2008.2	211.4	217.0	428.4
1990	10	1302.0	1185.5	2487.5	1381.1	1239.9	2621.0	-79.1	-54.4	-133.5
1989	11	1321.5	1207.0	2528.5	1311.1	1202.7	2513.8	10.4	4.3	14.7
1988	12	1320.0	1209.7	2529.7	1278.0	1179.7	2457.7	42.0	30.0	72.0
1987	13	1253.8	1152.8	2406.6	1362.0	1266.3	2628.3	-108.2	-113.5	-221.7
1986	14	1160.3	1070.1	2230.4	1202.4	1116.6	2319.0	-42.1	-46.5	-88.6
1985	15	1090.3	1008.5	2098.8	1059.8	983.1	2042.9	30.5	25.4	55.9
1984	16	1065.9	988.8	2054.7	1047.3	984.5	2031.8	18.6	4.3	22.9
1983	17	1092.0	1015.8	2107.8	1029.4	979.0	2008.4	62.6	36.8	99.4
1982	18	1094.8	1021.3	2116.1	1217.6	1132.5	2350.1	-122.8	-111.2	-234.0
1981	19	1077.5	1008.0	2085.5	1014.7	938.0	1952.7	62.8	70.0	132.8
合计		22166.6	20136.8	42303.4	20498.5	18340.2	38838.7	1668.1	1796.6	3464.7

注:修正数为作者估计;观测数为普查数据。

## 2. 计算期望性别比的数据

在计算期望性别比时,首先是选取模型生命表。虽然 Klasen 等人(2002)认为,Coale-Demeny模型生命表的西模式低估了死亡水平的性别差异,但还是有许多学者选用西模式作为估算失踪女性的依据(Coale等,1994;Das等,1999;Cai等,2003),本文也采用西模式生命表。其次是出生性别比。国际社会公认的正常值为1.02~1.07,许多研究采用1.06为正常的出生性别比(Coale等,1994;Cai等,2003),本文也采用1.06为正常值。另外一个需要考虑的因素就是不同年代的女性期望寿命,不同期望寿命的选取得到的期望性别比不同,从而估计的失踪女性数量也不一样。1900~1990年间的期望寿命,我们采用Coale等人(1994)和Das等人(1999)的数据;1990~2000年间的期望寿命,参考了蒋正华等(1995)和李树茁等(2004)的估计

值,具体数值见表 4 中的方案一。然而,方案一中 1900~1939 年间,期望寿命维持在 25 岁不变,可能与事实有出入。基于这种考虑,本文设定期望寿命方案二,使 1900~1939 年间的期望寿命线性变化。综合而言,由于方案一的期望寿命相对低一些,因此估计的失踪女性数量较多。据此,本文将方案一估计的失踪女性数量作为上限及主要结果进行讨论,将方案二的估计结果作为下限。

在具体计算期望性别比曲线时,用前面介绍的 1900~2000 年出生队列的分段方法,根据 Coale 等人(1994)的假定,从出生到 0~4 岁的期望性别比由普查年份的期望寿命对应的模型生命表决定;而对于 5 岁以上人口,其期望性别比由出生年份和普查年份期望寿命的平均值对应的模型生命表决定。使用上述数据和方法,本文分阶段估计了 1900~2000 年出生队列在 20 世纪失踪的女性数量和比例。

### 三、“失踪女性”数量的估计结果

#### (一) 1900~2000 年失踪女性的数量和趋势

应用本文所调整的数据和方法,对应于表 4 中期望寿命方案一所估计的失踪女性为 3559 万人,失踪比例为 4.65%;对应于表 4 中的方案二,失踪女性的数量减少,降到 3178 万人,比例也降到 4.17%。

本文也采用了 Klasen 等人(2002)所使用的估计失踪女性数量的方法和假定条件,即东模式稳定人口死亡水平为 22、人口增长率为 12.5%,但出生性别比取 1.06,而非 Klasen 等人(2002)使用的 1.05;使用李树苗等(2005)估计后的 2000 年普查数据男性 65527 万人,女性 61593 万人,则失踪女性数量为 3283 万人,可视为失踪女性数量估计的中值,失踪女性占期望女性人口的 5.06%,占存活女性人口的 5.33%。具体估计结果见表 5。

1900~2000 年出生队列失踪女性的上限估计的历史趋势见图。从图中可以看出,失踪女性比例表现出不规则性,这与数据波动有很大关系。为了分析失踪女性的总体变动趋势,本文将失踪女性的比例做了一次 5 年的平滑移动,即将某年及其后 4 年的失踪女性比例的平均值,作为该年失踪女性比例。

图表明,总体上失踪女性的比例在不同的历史阶段有较大变化。1949 年以前,失踪女性的比例整体水平较高。从 1900 年开始,失踪女性先处于较稳定水平,1910 年左右达到一个局部峰值,然后开始下降。从 20 世纪 20 年代开始,失踪女性的水平基本上保持了一种持续上升的态势,在 30 年代中后期达到峰值,然后开始下降。1949 年以后,失踪女性比例虽然有起伏,但直到 70 年代中期,

表 4 估计的中国女性平均期望寿命 岁

年 份	方案一	方案二
1900~1909	25.0	22.5
1910~1919	25.0	25.0
1920~1929	25.0	27.5
1930~1939	25.0	30.0
1940~1949	32.5	32.5
1950~1959	45.0	45.0
1960~1969	52.5	52.5
1970~1979	62.5	62.5
1980~1989	70.0	70.0
1990~2000	72.5	72.5

资料来源: Coale 等, 1994; Das 等, 1999; 蒋正华等, 1995; 李树苗等, 2004。

表 5 20 世纪女性失踪数量的估计

	失踪女性数量(万人)	比例(%)
上限	3559	4.65
中值	3283	5.06
下限	3178	4.17

注:表中数据为作者估计。由于分母定义的范围不同,失踪女性数量的排序并不对应相应比例的排序。

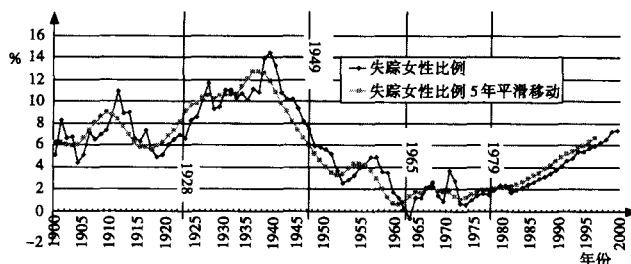


图 1900~2000 年失踪女性比例

失踪女性的水平相对较低。这期间有两个局部峰值,一个在 50 年代后期的“大跃进”期间,另外一个在“文化大革命”期间。随后,从 70 年代中后期以后,失踪女性的比例持续升高,但目前仍然低于 20 世纪历史上的最高水平。

## (二) 失踪女性的阶段特征

根据 1900~2000 年中国所处的不同历史时期和重要的历史事件,结合图中失踪女性比例的趋势,本文将 1900~2000 年划分成了 5 个时期,分时期描述失踪女性的水平和状况。这 5 个时期是 1900~1928 年、1929~1949 年、1950~1965 年、1966~1979 年和 1980~2000 年。各时期的失踪女性数量和比例如表 6 所示。

表 6 中国 20 世纪分时期失踪女性的数量和比例

	1900~1928 年	1929~1949 年	1950~1965 年	1966~1979 年	1980~2000 年	1900~2000 年
数量(万人)	801	1184	377	277	920	3559
平均比例(%)	7.44	9.56	2.42	1.74	4.19	4.65

### 1. 1900~1928 年出生队列

从 1900 年开始,失踪女性先是处于稳定水平,然后开始上升,在 1910 年左右即清朝末年达到了一个峰值,然后呈下降趋势,从 20 世纪 20 年代开始又上升。1900~1928 年间,中国先后经历了清朝末期、辛亥革命、袁世凯执政及其后的北洋军阀统治时期,政局动荡不安。1910 年左右的出生队列失踪女性的比例达到局部峰值,这可能与清朝末期和辛亥革命时期社会动荡不安有关。20 世纪 20 年代,出生队列的失踪女性比例保持一种上升趋势,这与当时大规模的军阀混战有关。由于军阀之间的混战,普通人民会被要求派男丁参加军队、供应军粮、受军队的骚扰,在军队进攻时逃离家乡(Chi, 1976; McCormack, 1977)。战乱和饥荒导致了强烈的资源约束,在资源相对短缺时,家庭将有限的资源更多地分配到效用更大的儿子身上,女孩更容易受到歧视,溺弃女婴现象增多,相对死亡水平也比正常时期更高一些(Das 等, 1999)。1900~1928 年出生队列失踪女性数量为 801 万人,比例为 7.44%,处于较高的水平。

### 2. 1929~1949 年出生队列

20 世纪 20 年代末期和 30 年代前半期,由于军阀混战的加剧和国共战争的不断升级,该期间出生队列失踪女性的比例较高;其后由于日本开始大规模进攻中国,1937 年失踪女性的比例急剧升高。例如 1937~1945 年出生队列,在 1953 年普查时其性别比分别为 118.88、119.66、118.26、117.57、116.61、116.63、115.42、113.84 和 112.86,远高于正常的性别比。1946~1949 年,虽然仍处于战争期间,但与抗日战争相比,国共战争的残酷性已经下降,反映到失踪女性的比例上,失踪女性的比例比 1937~1945 年间下降。1929~1949 年出生队列,受军阀混战、抗日战争和国共战争连续不断的战争影响,失踪女性 1184 万人,比例为 9.56%,处于很高的水平。

### 3. 1950~1965 年出生队列

20 世纪 50 年代早期出生队列失踪女性的比例较低,但在“大跃进”期间有一个局部峰值,随后失踪女性的比例下降。1949 年中华人民共和国成立以后,结束了长期的战乱,人民生活开始趋于安定。妇女能顶半边天和男女平等、同工同酬等思想对提高女性的社会地位起到了一定的作用。虽然没有从根本上改变人们重男轻女的传统观念,但客观上降低了对女孩的歧视。1950~1965 年出生队列失踪女性 377 万人,比例为 2.42%,处于较低的水平。

### 4. 1966~1979 年出生队列

1966~1979 年出生队列失踪女性相对于 1900~2000 年的总体水平是比较低的。“大跃进”结束以后,人口出生率出现了补偿性高峰,人口总量迅速增加。补偿性婚育以及紧接着的

“文化大革命”的干扰,使生育又恢复到放任状态。虽然 1974 年中国政府提出以“晚、稀、少”为主要特征的生育政策,但并不是非常严格。所以,这期间可以通过多生而达到有儿子的目的,对女孩的歧视有所下降。1966~1979 年出生队列共有失踪女性 277 万人,比例为 1.74%,处于很低的水平。

#### 5. 1980~2000 年出生队列

1980~2000 年出生队列的失踪女性比例总体保持了一种上升的趋势。与失踪女性比例这种上升趋势相反的是生育水平的下降。20 世纪 80 年代以来中国执行的严格计划生育政策所规定的夫妻生育数量与群众的生育意愿存在着较大的差距,当数量和性别不可兼得时,产前性别鉴定技术的普及,使得中国的父母在过去的半个世纪中为获得理想的子女规模和性别构成的途径已从溺弃女婴逐渐转变成性别选择性人工流产(Coale 等, 1994),由此导致中国的出生性别比持续升高。研究证实,持续升高的性别比主要是性别选择性流产而不是女婴漏报的结果(Coale 等, 1994; Croll, 2001)。1980~2000 年出生队列共有失踪女性 920 万人,比例为 4.19%,处于较高的水平。

### 四、小 结

本文估计 1900~2000 年出生队列在 20 世纪失踪的女性数量为 3559 万人,比例为 4.65%。但是,一些关键参数的选取对失踪女性数量和比例的估算结果影响很大。如果 1900~1939 年的期望寿命以 10 年分段线形上升情况下(即方案二),失踪女性的数量减少,降到了 3178 万人,比例也降到了 4.17%。

Klasen 等人(2002)根据 2000 年普查数据估算,共有失踪女性 4090 万人,比例为 6.7%,这与本文估计的 1900~2000 年失踪女性数量相差较大。造成这种差异的原因是多方面的。首先,计算的区间范围不同。本文估计的是 1900~2000 年出生队列在相应的普查时点反映出来的失踪女性的数量;而 Klasen(2002)的估计是基于 2000 年普查数据所反映出来的失踪女性数量。其次,所使用的估计失踪女性的方法也不相同。Klasen 等人(2002)所使用的估计失踪女性数量的方法是根据总人口的性别比,并且假设 Coale-Demeny 模型生命表东模式稳定人口;而本文使用西模式模型生命表,根据不同出生队列估计失踪女性数量。再次,在一些关键参数的选取上也不相同,如出生性别比本文选取 1.06,而 Klasen 等人(2002)选取 1.05;本文还对不同年代出生队列的人群选用了不同的期望寿命,而 Klasen 等人(2002)对 2000 年普查不同年代出生的存活人口使用相同的期望寿命。最后,由于 2000 年普查数据中存在瞒报和漏报,本文使用的是修正后的 2000 年普查数据,而 Klasen 等人(2002)使用的是原始的普查数据。

为了进行比较分析,本文也使用了 Klasen 等人(2002)设计的方法。在出生性别比是 1.06 的假定下,估计出来的失踪女性数量 3283 万人,比 Klasen 等人(2002)估计的数据少了约 800 万人左右。

本文估计的失踪女性的比例与 Coale 等人(1994)和 Das 等人(1999)估计的结果也不相同。虽然使用的估计方法大体相同,但由于本文要估计失踪女性的数量,所以针对普查数据的各出生队列在普查时点的留存人口数,主要根据单岁组的留存人口数计算了报告的性别比。虽然为了说明失踪女性的变化趋势,本文对失踪女性比例进行了 5 年的平滑移动处理,但平滑方法与 Coale 等人(1994)和 Das 等人(1999)的方法不同。同时部分出生队列选取的普查数据也不同,而且本文对 1982 年和 2000 年普查中的留存人口进行了修正,再加上失踪女性的比例定义不同,这些都是造成计算的失踪女性比例不同的原因。

本文估计的 1980~2000 年出生队列的失踪女性数量 920 万人,比例为 4.19%,比 Cai 等人



(2003)的同期出生队列 850 万人的估计多出 70 万人。究其原因,虽然使用的都是 Coale-Demeny 西模式模型生命表,本文使用的是修正后的 2000 年普查数据,而 Cai 等人(2003)使用的是普查原始数据,然后根据普查原始数据估计的名义失踪女性数量去估计真实失踪女性数量。另外,本文对不同出生队列选用的是不同的期望寿命,而 Cai 等人(2003)对 2000 年不同年代出生的存活人口使用同一期望寿命,这也是造成结果差异的原因。

一个值得注意的问题是,1980 年以来失踪女性比例呈持续上升的趋势。1980~1989 年出生队列失踪女性数量为 294 万人,比例为 2.71%,而 1990~2000 年出生队列失踪女性数量为 626 万人,比例为 5.65%。这说明在 1980~2000 年间,随着生育率的持续下降,对女性的歧视越来越严重。如果不采取强有力的措施,出生性别比有可能进一步升高,而其后出生队列失踪女性的比例有可能进一步增大。

本研究也存在一些局限。由于资料的短缺,生命表期望寿命的选取只能根据其他学者的数据,而期望寿命的选取对失踪女性比例的估计至关重要,这在一定程度上影响了本文的估计结果。同时,由于历次普查数据中存在一些质量问题,虽然本文使用的是修正后的数据,但修正数据是否准确,还有待于更多的资料来验证。

#### 参考文献:

1. 蒋正华等(1995):《中国第四次人口普查死亡数据研究》,《1990 年人口普查数据专题分析论文集》,中国统计出版社。
2. 李树茁、朱楚珠(2001):《中国儿童生存性别差异的研究与实践》,中国人口出版社。
3. 李树茁等(2004):《中国 90 年代以来死亡水平研究报告》(未刊稿)。
4. 李树茁等(2005):《“五普”人口总量和结构分析》(未刊稿)。
5. Banister, J. (1987), *China's Changing Population*. Stanford: Stanford University Press.
6. Banister, J. (1992), China: Recent Mortality Levels and Trends. Paper Presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, Denver, Colorado.
7. Banister, J. (1994), Implications and Quality of China's 1990 Census Data, in China State Council and National Bureau of Statistics (ed.), *1990 Population Census of China: Proceedings of International Seminar*, Beijing: China Statistics Press.
8. Banister, J. (2004), Shortage of Girls in China Today. *Journal of Population Research* 21(1): 19-45.
9. Brass, W. (1977), Notes on Empirical Mortality Models. *Population Bulletin of the United Nations*, No. 9.
10. Cai, Y. and W. Lavelly (2003), China's Missing Girls: Numerical Estimates and Effects on Population Growth. *China Review* 2(3): 13-29.
11. Chi, H. (1976), *Warlord Politics in China 1916-1928*. Stanford University Press.
12. Coale, A. J. (1984), *Rapid Population Change in China, 1952-1982*. National Academy Press.
13. Coale, A. J. (1991), Excess Female Mortality and the Balance of the Sexes in the Population: An Estimate of the Number of 'Missing Females'. *Population and Development Review* 17(3): 517-523.
14. Coale, A. J. and J. Banister (1994), Five Decades of Missing Females in China. *Demography* 31(3): 459-479.
15. Choe M., H. Hao and F. Wang (1995), Effects of Gender, Birth Order, and other Correlates on Childhood Mortality in China. *Social Biology* 42: 50-64.
16. Croll, E. (2001), *Endangered Daughters: Discrimination and Development in Asia*. London: Routledge.
17. Das Gupta, M. and P. N. M. Bhat (1995), Fertility Decline and Increased Manifestation of Sex Bias in India, Harvard University Center for Population and Development Studies Working Paper 95. 02.
18. Das Gupta, M. and S. Li (1999), Gender Bias in China, South Korea and India 1920-1990: The Effects of War, Famine, and Fertility Decline. *Development and Change* 30(3): 619-652.
19. Johansson, S. and A. Arvidsson (1994), Problems in Counting the Youngest Cohorts in China's Censuses and Sur-

- veys, in China State Council and National Bureau of Statistics (ed.), 1990 *Population Census of China: Proceedings of International Seminar*, Beijing: China Statistics Press.
20. Johansson, S. and O. Nygren(1991), The Missing Girls of China: A New Demographic Account. *Population and Development Review* 17(1): 35-51.
  21. Khan, M. A. and P. A. Khanum(2000), Influence of Son Preference on Contraceptive Use in Bangladesh. *Asia-Pacific Population Journal* 15(3): 43-56.
  22. Klasen, S. (1994), 'Missing Women' Reconsidered. *World Development* 22:1061-1071.
  23. Lavelly, W. (2001), First Impressions from the 2000 Census of China. *Population and Development Review* 27(4):755-769.
  24. Lee, J., Wang F., and C. Cambell(1994), Infant and Child Mortality among the Qing Nobility: Implications for two Types of Positive Check. *Population Studies* 48(3):395-411.
  25. Li S., Zhu C., and M. Feldman(2004), Gender Differences in Child Survival in Rural China: A County Study. *Journal of Biosocial Science* 36(1):83-109.
  26. McCormack, G. (1977), *Chang Tso-lin in Northeast China, 1911-1928; China, Japan and the Manchurian idea*. Stanford University Press.
  27. Sen, A. (1989), Women's Survival as a Development Problem. *Bulletin of the American Academy of Arts and Sciences* 43:14-29.
  28. Sen, A. (1990), More than 100 Million Women are Missing. *New York Review of Books*, December 20, 61-66.
  29. Skinner, G. W. (1997), Family Systems and Demographic Processes. In D. I. Kertzer and T. Fricke (eds.), *Anthropological Demography: Toward a New Synthesis*. pp. 53-95. University of Chicago Press, Chicago, Illinois.
  30. Stephan Klasen and Claudia Wink(2002), A Turning Point in Gender Bias in Mortality? An Update on the Number of Missing Women. *Population and Development Review* 28(2):285-312.
  31. Tuljapurkar, S., N. Li and M. W. Feldman(1995), High Sex Ratios in China's Future. *Science* 267: 874-876.
  32. Waldron, I. (1987), Patterns and Causes of Excess Female Mortality among Children in Developing Countries. *World Health Statistics Quarterly* 40:194-210.
  33. Wolf, A. P. and C. Huang(1980), *Marriage and Adoption in China, 1845-1945*. Stanford University Press, Stanford, Calif.

(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

**Estimation of Number of Missing Females in China: 1900-2000** Jiang Baoquan Li Shuzhuo Marcus W. Feldman • 2 •

Excess female mortality has existed throughout Chinese history. Since the 1980s the sex ratio at birth has risen significantly, resulting in a severely unbalanced sex ratio in the Chinese population. Data from the five censuses, with appropriate adjustments, permit estimates of the numbers and proportions of missing females from the period 1900-2000. The analysis is broken down by historically important periods and probes the reasons for the missing females in each period. Our estimates are compared with those of other investigators.

**Effects of Peasants' Income in Process of Marketization: An Empirical Study of Zhejiang and Hubei Provinces**

Lu Wencong Ye Jian • 12 •

Based on the data of 468 households in Zhejiang province and 637 households in Hubei province collected by Chinese Ministry of Agriculture during 1997 to 2002, the paper analyses the effects of peasants' human capital, political status, household business style and location factors on the household income in economic transition. The results show that: (1) formal education has a significant positive impact on the household income. However, the effects of senior high schooling and vocational education on household income are minor; (2) the political status has positive effects on income, but differs in two provinces; (3) the patterns of non-agricultural business impact household income.

**Misunderstandings on Social Security Privatization**

Yang Lixiong • 22 •

In the 1980s, Chile started its reform on pension system by adopting individual-funded, individual-owned, fully-funded and private-operation methods, which triggered off the world-wide social security system reform, while resulting in the discussing of the social security privatization. The paper shows that there are still some misunderstandings in this progress, which hold that pay-as-you-go system has been bankrupted; the contribution rate of funded system is lower than that under the pay-as-you-go system; the funded system performs better to enhance savings ratio and economic growth than the pay-as-you-go does; the funded system has higher returns and lower risks than the pay-as-you-go system does, and it is fairer.

**Comparative Study on the Management of National Pension Reserve Fund between China and Ireland**

Liu Zilan • 32 •

The National Social Security Fund (SSF) in China is a public pension fund in essence, which shares similarities with the National Pension Reserve Fund in Ireland. It is therefore important and realistic to learn some management experience from the latter. This paper introduces the structure of the pension system in Ireland, discusses the economic conditions of establishing the National Pension Reserve Fund, compares the financial sources, management institutions and investment strategies of the Funds in the two countries. The conclusion shows that there are some political risks in the management of the Funds in both countries. One of the effective ways of reducing the political risks is to ensure the independence of the National Council for SSF.

**Analysis of Sectoral/Occupational Gender Segregation in China**

Yi Dinghong Liao Shaohong • 40 •

Starting with gender inequality in wages, this paper analyzes the significance of sectoral/occupational gender segregation. Some related concepts and two measurements (namely Duncan Index and Square Root Index) of the occupational gender segregation are discussed and introduced. Based on the Yearbooks of Labor Statistics and Census Data of 2000 of China, the extents of sectoral/occupational gender segregation are examined, mainly by emphasizing on the measure of Square Root Index. The result shows that the extent of occupational gender segregation is low in general, but it becomes higher within sectors with a trend of increase in some sectors. Meanwhile, the sectoral gender segregation differs among regions.

**Non-linear Fractional R/S Trend Analysis of the China's Population Evolution**

Wu Yuming • 48 •

The paper analyses the features of China's population evolution by using the non-linear fractional theory and the main R/S method of fractional analysis, producing the Hurst index values and fractal dimension values. The result shows that it meets the Hurst principal and there are some obvious fractional characteristics in China's population development. Some ob-