

# 婴儿性别比及其和社会经济变量的关系:普查的结果和所反映的现实<sup>①</sup>

李涌平

本项研究是用1990年中国人口普查的1%抽样数据带来探讨婴儿性别和几个与之相关的变量间的关系,并算出1989年到1990年上半年出生婴儿的存活和死亡的性别比。基于正式发表的1990年人口普查10%抽样数据的汇总表中,中国的出生婴儿性别比是111.4(即每100个女婴对应111.4个男婴),这远远高于公认的正常值105或106<sup>②</sup>。

这样不寻常的出生性别比有很重要的意味。它不仅提醒我们注意,在将来因未婚男性远多于未婚女性而可能出现的社会问题,而且更重要的是表明了性别歧视这个政府自1949年以来就下决心消除的令人反感的事实的存在。因此,当务之急是为中国的这种不寻常的高出生性别比提供一些解释性和描述性的答案。

## 1. 出生性别比和背景变量间的关系

性别比与人口及社会经济变量都有关系,1990年的人口普查收集了1989年和1990年上半年有一个存活婴儿妇女的在这些方面的资料。这些变量包括:出生胎次、城—乡居所、户籍种类(农业或非农业)、教育、种族和职业等。除此之外,本文在出生次序中又设置了两个和胎次相关的变量:在最近已出生婴儿之前所生子女的男婴存活数(MSCEB),在最近已出生婴儿之前所生子女的女婴存活数(FSCEB)。为考查性别比是否随时间而改变,出生日期被分为三个以六个月为间隔的时期:1989年上半年,1989年下半年和1990年上半年。

当两个变量的相关系数为1时,它们呈完全正相关;当相关系数为-1时,两变量呈完全负相关。给定相关系数的显著水平是用来检验相关系数不存在的假设的。它从统计的角度证实,相关系数在多大程度上不为0。它的数值越小,离差就越大,相关的显著性就越强。在社会科学中,由于多重变量的复杂性和多重共线的影响,相关系数通常很小但它们仍能显示相关关系的一个方面<sup>③</sup>。

### 胎次

表1提供了上面提到的相关变量和最近存活婴儿的性别之间的相关分析结果。表1上半部分由皮尔逊(Pearson)相关系数和与之相关联的显著水平构成。下半部分给出了偏相关系数和与之相关的显著水平。偏相关系数是一种调整后的相关系数,这里它排除了已生子女数量的影响。

① 我在这里感谢曾毅博士,顾宝昌博士,涂平博士和人口学家白凯琳女士,他们在百忙之中阅读本文并对本文提出了宝贵意见。同时我也对联合国人口基金驻京办事处同意对本研究资助表示谢意。

② 这可认为是没有社会和文化影响的平均性别比。

③ T. W. Anderson, 1984, *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 2nd ed., PP. 102-155, Chapter 4 the Distribution and Uses of Sample Correlation.

表1

婴儿性别和有关变量的相关分析(全国,1990)

皮尔逊相关系数/显著概率					
	时期	存活男婴	存活女婴	城乡	
婴儿性别	0.0016	-0.0415	0.0898	-0.0027	
	0.3541	0.0001	0.0001	0.1158	
皮尔逊偏相关系数/显著概率					
	时期	存活男婴	存活女婴	城乡	
婴儿性别	0.0026	-0.0809	0.0941	0.0028	
	0.1246	0.0001	0.0001	0.1018	
	家庭类型	教育	民族	职业	
出生胎次	0.0380	-0.0065	-0.0045	-0.0083	-0.0010
	0.0001	0.0001	0.0075	0.0001	0.5496
	0.0012	-0.0026	-0.0134	-0.0370	
	0.4826	0.1245	0.0001	0.0285	

注释:

1. 本表由1990年人口普查的1%抽样带计算得来。

2. 变量的含义和定义:

存活男婴:普查时1989年前所生男婴的存活;

存活女婴:普查时1989年所生女婴的存活;

孩次:普查时的孩次;

城乡:("1"=县,"0"=镇,"1"=市);

家庭类型:("0"=农业,"1"=非农业);

教育:妇女的教育程度("1"<一年,"2"=1-5年,"3"=6-8年,"4">9年);

民族:("0"=汉,"1"=少数民族);

职业:("1"=科技性的,.....,"8"=没职业);

3. 分组变量是按“间隔变量”考虑的,因为(1)样本量较大;(2)分组变量的序列相关系数与本表出入不大。

4. 表中相关系数都很小,但不能误认为是相关性小。在有很多重复的样本点时,小的显著的相关系数意味着高相关性。

(参考书:Draper, N. R. & Smith, H. 1981, Applied Regression Analysis, Wiley, Series in Probability and mathematical Statistics, pp. 37-47.)例如,给出样本空间(X, Y),如收集到的样本点是415个(0,0),385个(0,1),105个(1,0)和95个(1,1),则X和Y的相关系数是0.0003,统计上非常显著,同样的数据在没有重复样本点的情况下可变成(0,415),(0,385),(1,105)和(1,95),这给出相关系数0.9945。

在整个时间区间中,性别比趋于增高。这反映在相关系数值为+0.0016。男性婴儿比率明显趋于增高是这种关系的最基本原因之一。尽管如此,时间和出生性别比之间的关系在统计意义上却是不显著的(显著水平 $P=0.3541>0.05$ 或 $0.01$ )。即使排除了已生子女数量的影响,仍是如此(此时 $P=0.1246>0.05$ 或 $0.01$ )。这似乎表明出生性别比逐渐增长并不是一种出乎意料的变化,而是一个长期效果。在一个随机的时间序列中,用一年半的期间来测度其显著性实在是太短了。

中国的婴儿性别比是和胎次相关的。表2给出了1989年观测的分胎次的出生性别比<sup>①</sup>。出生性别比是从第一胎的正常水平上升到第二胎及以上胎次的不正常水平,并随胎次的增加而增加。很清楚,第二胎是性别比随胎次增加的转折点。

① 《中国1990年人口普查10%抽样资料》,中国统计出版社,1991年7月,第461和462页。

表2 分胎次由直接上报出生数中计算得到的出生婴儿性别比(全国,1989)

胎次	1	2	3	4	5+
出生性别比	105	121	125	133	130
出生数分胎次构成(%)	50	31	12	4	3

在相关分析中,我们选择了3个胎次变量(胎次、MSCEB和FSCEB)。表1表明,在0.001显著水平下,所有三个相关系数从统计上都是不为0的。三个当中最小的相关系数是胎次(0.0380)。出生次序越靠后,就越可能是男孩。这已在表2中得到了证实。当考虑到先前存活子女的性别的影响时(MSCEB和FSCEB),一幅性别偏好的动态画面就呈现了出来。当妇女已有一存活女儿时,她有再生一个男孩的强烈愿望,出生性别比的相关系数是0.0898,和预期的男孩偏好相符合。当一个妇女已有一个存活的男孩后,她有下一个生女孩的偏好,相关系数是-0.0415。这表明存在着已有一个存活男孩后,对女孩的偏好的现象,但这一现象先前未被认识。但这两种偏好的重要程度正如相关系数数值反映的那样是不同的。男孩偏好的程度大约是女孩偏好的2倍。

当排除了已生子女数的影响后,以上的两个相关系数分别由原来的-0.0415和0.0898变为-0.0809和0.0941,相关系数都加强了,但差异却减小了。这表示当考虑到胎次的影响时,夫妇存在很强的男孩偏好。但同时也期望他们子女的性别能够得到平衡。这个调查也表明,胎次别性别比不足以提供足够的信息来评估中国各种性别偏好的普遍性(如表2所示),而需要进行更细致的分性别和分胎次的研究。

#### 城—乡居住地

表1中出生性别和居住地的相关系数为-0.0027。总体来看,这意味着一个农村妇女更有可能生个男孩,而一个城市妇女更有可能生个女孩。这种由于居住地不同而引发的出生性别的差异确实存在。如果排除居住地对妇女所生孩子数目的影响,偏相关系数将从负的变成正的0.0028。这就说明给定胎次后,一个农村妇女更有可能生个女孩,而一个城市妇女更有可能生个男孩。可见,农村存在着生了男婴才停止生育的现象。这反映了人口学中的一个理论,人口(本例即为农村人口)中持续生育的夫妇在生了一个男孩后才停止生育会减少男孩在人口中的比例<sup>①</sup>。这可能就是“一孩政策”对农村妇女的直接影响。因为农村妇女允许在第一胎为女孩的情况下生第二胎<sup>②</sup>。出生性别和居住地之间的关系对孩子数目的影响是很有意思的,下面是对此的进一步分析。

#### 农业家庭—非农业家庭

孩子对家庭类型变量(农业家庭,还是非农业家庭)有类似的影响。家庭性质和出生性别之间的相关系数是-0.0065( $P=0.001$ )。排除孩子对家庭类型的影响,偏相关系数为0.0012( $P=0.4826$ )。这表明,家庭类型与出生性别的相关性比居住地与出生性别的相关性更强。这种相关性说明了农业家庭和非农业家庭在男孩偏好或出生性别差异上的不同。但是,由于“一孩政策”,农村家庭中生了男孩才停止生育的现象在统计上没得到认可( $P=0.4826$ )。这表明,与人

<sup>①</sup> Nathan Keyfitz, 1985, *Applied Mathematical Demography*, 2nd ed., pp. 335-337. 在中国生男婴才停止生育的现象应视为不完全的生男婴才停止生育的现象,但后者并不改变结果的性质。

<sup>②</sup> Zeng Yi, 1989, "Is the Chinese Family Planning Program 'Tightening Up'?", In *Population and Development Review*, Vol. 15, No. 2.

们想象的相反，“一孩政策”并没有鼓励对男孩的偏好。

其它变量

由于受较高教育的妇女可能较少地受重男轻女传统的影响，或者有较好的途径获得避孕的知识和方法，我们预计较高的教育能促使出生性别比趋于正常。但表1所示的是较高的教育对应于较高的出生性别比，正好与我们的预期相反。我们把对这个问题的解释留在下个部分。

在中国，人口政策对少数民族是较宽松的，多数少数民族夫妇可以有两个或两个以上的孩子。表1表明，无论有无胎次的影响，中国的少数民族不像汉族那样具有性别偏好。在统计上，两个相关系数都很显著，这可能是少数民族不像汉族那样具有“多子多福”的传统观念<sup>①</sup>。

我们分析中的最后一个变量是母亲的职业。我们是从社会学的角度来划分这个变量的。把工作按所要求的技能从高到低排列。表1表明，有较好职业的母亲生育女婴的比例较大，特别是当胎次影响排除后，相关性显著。目前，我们还不能做出任何合理的推测来说明为什么是这样，这需要更深入详细的关于出生性别比与母亲职业的研究。

从以上分析可知，出生性别与胎次、居住地、家庭类型、教育、职业等都有关。

## 2. 观察到的尚存婴儿性别比<sup>②</sup>

表3提供了按居住地、教育程度以及哥哥姐姐性别划分的存活婴儿性别比。而年龄在0—1.5岁、出生于1989年及1990年上半年的存活婴儿性别比较高，达到115.3。

第一胎存活婴儿性别比为105.6。按通常标准这是正常的。这部分婴儿占普查时存活婴儿的大多数(53%)。性别比在第一胎后开始偏离正常标准。

如果一个家庭已有一个男孩，这类家庭下一胎的性别比将是101.4。这部分婴儿连同上述的那部分一共占了存活婴儿总数的68.4%。这表明对于大多数生第一胎以及生第二胎但第一胎是男孩的妇女并没有影响出生性别比。但是，如果一个家庭已有了一个女孩，这类家庭下一胎的性别比将是149.4。这就是说在每五个存活的婴儿中，将有三个是男性，两个是女性。这个比值是高得无法接受的。这类婴儿占总数的16%，与第一个孩子是男孩的出生婴儿所占总数的百分比大体相同。

第三胎及三胎以上的尚存婴儿占总数的15.6%。他们的性别比都不正常。高胎次的性别比从64.4(显示出很强的女孩的偏好)到224.9(显示出很强的生男孩偏好，这与一般情况是一致的)，前者指家庭中已有三个或更多的男孩，后者指家庭中已有两个女孩。数据还显示出如果家庭中已有一个男孩和一个女孩，下一个孩子是男孩的可能性要大一些，性别比为116.4。

居住地及妇女受教育的差别在最近出生孩子的性别比上确实有所反映，但数值不大。

就居住地来说，与乡村、镇、城市相对应，最近出生的婴儿的性别比从116.0降至115.5和113.8。在城市化较发达的地区，性别比较低。这显示了一种明显的联系。第一胎的性别比从105.1到106.0是正常的。如果第一个是男孩，那么第二胎的性别比则低于正常水平，住在镇和乡的居民有一种微弱的生女孩的偏好。镇的性别比是100.1，乡是101.1，城市为103.8。如果第一个是女孩，那么第二胎性别比则高于正常水平，乡的性别比为152.9，城市为147.7，镇为143.6。居住在镇的居民生男孩的倾向要略弱一些。就其它胎次言，总的情况与全国基本相同。

考虑妇女受教育的程度，存活婴儿的性别比有些特别。首先，随着妇女从未受教育上升到初中，性别比从111.9上升到117.4。当考察的妇女至少受过高中教育时，性别比减少到114.1。

<sup>①</sup> 少数民族中的其它文化和宗教传统也许会造成妇女地位的低下及对妇女的歧视。

<sup>②</sup> 除非特别说明，孩子在本文是指0—1.5岁的婴儿。

表3

按哥哥姐姐数目和性别构成、城乡和教育划分所计算的  
1989年和1990年上半年尚存婴儿性别比(1990年)

哥哥姐姐 性别	0		1		2		3+			总计
	0男	1男	0男	2男	1男	0男	3+男	1+男	0男	
	0女	0女	1女	0女	1女	2女	0女	1+女	3+女	
总计	全国									
性别比	105.60	101.40	149.44	74.11	116.36	224.88	64.44	121.91	219.39	115.27
样本数	171644	48535	51469	6975	14970	13281	962	9560	4497	321893
	城乡									
县 镇 市	105.1	101.1	152.9	73.1	114.6	226.6	63.6	119.7	215.9	116.0
	77288	27086	27350	4084	8684	7390	576	5721	2483	160662
	106.0	100.1	143.6	79.4	120.4	215.2	71.7	125.3	215.6	115.5
	38035	11433	12195	1790	3917	3360	275	2703	1212	74920
	106.0	103.8	147.7	69.7	116.4	233.5	52.1	125.4	237.0	113.8
	56321	10016	11924	1101	2369	2531	111	1136	802	86311
1年以下	教育									
	99.2	99.2	129.5	74.8	115.0	209.2	66.8	119.0	186.0	111.9
	16484	8019	8019	2045	4165	2882	357	4090	1473	47534
1—5年	104.3	99.5	148.0	74.3	116.9	223.7	62.8	117.0	237.3	115.0
	61631	21124	21946	2915	6449	5840	451	3869	2007	126232
6—8年	107.5	105.3	159.9	73.5	118.2	239.2	68.8	146.7	245.8	117.4
	68032	16103	17476	1653	3587	3694	130	1305	823	112803
9年以上	108.1	100.1	157.2	71.6	111.3	228.9	41.2	131.3	223.3	114.1
	25497	3289	4028	362	769	865	24	296	194	35324

注释:1. 本表由1%抽样带计算得来,结果如与10%汇总结果有差异是可能的。

2. 由于双胞胎性别分类不详,而且考虑到计算的便利,未将双胞胎的计算列入表。

这说明,按教育程度划分,初中是性别比开始下降的开端。这个假设与同时按出生胎次和妇女受教育程度划分的性别比的发展趋势是一致的。在中国,由于多数妇女没有上到初中,所以如表1所示妇女受教育程度与婴儿性别比呈正的相关关系。其次,第一胎的性别比随着受教育程度的提高从99.2上升到108.1。这显示出与按居住地划分的第一胎的结果完全不同的趋势。

考察了第一胎和第二胎出生数目的相对差别之后,我们可以作这样的解释:对于没有生育经验的那些中国妇女来说,使用超声波仪器来判别胎儿的性别是不可思议的。所受教育高于初中的妇女可以通过掌握排卵的早晚以易于男性受孕的办法来预先选择胎儿的性别。按目前的政策,没有完成小学教育的妇女可能将一个男孩错报成女孩以增加生第二胎的机会。如果这种情况果真存在的话,未完成小学教育的妇女错报婴儿的百分比将在5—7%之间(或者大约为106—99.2/106)。这个比例已经相当显著了。

简略地说,上面的发现表明中国家庭不仅像理论估计的那样有生男孩的愿望,而且如果允许多生的话,还有实现性别平衡的倾向。从表3中存活婴儿的生育进程来看,可发现这两种偏好表现得相当明显和强烈。这些发现建议计划生育工作更多地关注那些只有女孩的家庭,特别是只有一个女孩的家庭。虽然这些家庭不占多数,但它们对不正常的性别比有着决定性的作用。

### 3. 按存活婴儿性别估计死亡婴儿性别比和出生性别比

如用在表3中运用于存活婴儿的同样方法来获得从0到1.5岁时死亡婴儿的性别比,就需要有按性别和出生胎次的已死婴儿的数据。在1990年人口普查的调查表中,只有分性别的死亡数。此外,人们普遍认为死亡记录表中填报的死亡人数有漏报和不精确的现象。值得庆幸的是我们有有关存活婴儿的数据,即在普查时对于1989年1月1日之后生育的孩子的存活、孩子的性别以及妇女的胎次的记录。给出这些数据,我们就可以按如下方法间接地得到婴儿死亡性别比。

对于死亡率的数据,有两个可能的情况是应该注意的。其一是,已知死亡婴儿是最近的出生婴儿。这种情况是指那些只生育了头胎,而且在人口普查时没有存活子女的妇女。对于此一胎的情况,死亡婴儿的性别比只需从样本中简单计算便可得到。

第二种情况是已死婴儿不一定是最近出生的婴儿。这是指那些生育了二胎或多胎,并有一个或多个孩子死亡,且在1989年1月1日之后有生育的妇女。如果我们有有关生育间隔的数据,我们就可能找到1989年1月1日后出生的婴儿的死亡概率。例如,在两胎的情况时,若有一个男孩在人口普查期间存活,如果1989年后出生的是一个女孩,那么这个女婴死亡的可能性是1;如果近期出生是一个男婴,这个男婴死亡的可能性则是  $SR/(1+SR) \cdot m_q(I_0)/[m_q(I_1)+m_q(I_0)]$ , 其中SR是几年前生育一胎的出生性别比,  $m_q$ 是男婴死亡率,  $I_0$ 和  $I_1$ 分别是最近出生的婴儿和在此之前出生的婴儿死亡的平均时间。利用这两个概率作为抽样系数,死亡婴儿的性别比就可以简单得出。 $[I_1-I_0]$ 是第一胎与第二胎的生育间隔,在中国大约是3.2年<sup>①</sup>。 $I_0$ 是近期出生婴儿死亡的平均时间,大约是0.8年<sup>②</sup>。而对性别比SR,我们先假设它是正常值106,当我们从存活和死亡婴儿的性别比中得到出生性别比后,我们就将SR替换成新的SR值,然后重新计算该性别比。根据中国的预期寿命(男性约60岁),我们可从科尔-德曼(Coale-Demeny)<sup>③</sup>的地区模型生命表中选择死亡水平,即  $m_q$ 's(对应男性西部水平22)。该方法有以下两点可以说明估算结果是比较可靠的:(1)假定的死亡水平是两种死亡率之比;(2)模型生命表中的分性别死亡模式并未出现在估算之中。所以给定的死亡水平对最终估算的死亡婴儿性别比的影响是极小的。对三胎或多胎的情况,找到做抽样系数的概率显得比较麻烦,不过思路同以上举的两个例子完全相同。

基于这种概率—抽样方法,表4给出了估计的最近出生婴儿的死亡性别比。

表4 按哥哥姐姐数目和性别构成来估计的1989年和1990年上半年出生后已死亡婴儿的性别比(全国)

哥哥姐姐数目	0		1		2+				总计
性别	0男 0女	1男 0女	0男 1女	2+男 0女	1+男 1+女	0男 2+女			
性别比	125.0	135.2	95.1	163.6	147.1	81.0		120.3	

表4表明婴儿死亡性别比从低值81.0(对女婴不利)到高值163.6(对男婴不利)。总的婴儿死亡性别比是120.3。这与直接从样本中计算获得的第一胎的婴儿死亡性别比125很接近。在缺

① 苏荣桂,张二力:“中国妇女生育间隔分析”,此文收在国家计划生育委员会规划统计司编辑的《人口和计划生育参阅数据》,1991年4月17日。

② 这几乎是1989年1月1日到1990年7月1日的一半。

③ Ansley J. Coale and Paul Demeny, 1966, Regional Model Life Tables and Stable Populations, Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

乏性别偏好(或正常)的情况下,婴儿死亡性别比约是145(或者从137-150)<sup>①</sup>。尽管和正常差异不大,这个总性别比说明女婴(0到1.5岁)的死亡率是高于同期的男婴的。不过,不同胎次的婴儿死亡性别比表明死亡率并不总是有利于男婴的。和总婴儿死亡性别比相比,当家庭只有一个存活男孩时,死亡率就倾向于对女孩有利。当家庭至少有两个存活男孩而没有女孩时,下一孩的死亡率就更明显地倾向于对女孩有利了。这时婴儿的死亡性别比是163.6,竟高出了正常值。当一个家庭已至少有一个男孩和一个女孩时,婴儿死亡性别比是147.1,该数字接近正常,这也并不为怪。总之,表4从另一角度证实了表3的结果,即在中国,男婴偏好的现象是严重的,不过希望得到孩子性别平衡的生育愿望也同样强烈。

总的死亡婴儿性别比也可以在1990年人口普查申报的死亡人数中直接计算得来。用这种方法计算出的比率是每百名死亡女婴对应94.7名男婴死亡。性别比94.7说明约五分之二的女婴死亡可看作是超常死亡,而表4的120.3则表明只有十分之一弱的女婴死亡是超常的。这两个死亡性别比数字的不一致,至少说明了死亡申报与存活申报中有一个是不正确的,或者两者都是错误的。总的来看,用婴儿存活数间接估算婴儿死亡性别比较之用申报的死亡数来估算更为可靠<sup>②</sup>。利用申报与登记的婴儿死亡数直接进行估算常常需要校正<sup>③</sup>。另外,间接估计的(约在1990年)死亡婴儿性别比120.3和(中国1989年的2‰生育率调查中所得出的)1985年到1987年间的死亡婴儿性别比118.7是相吻合的<sup>④</sup>。

婴儿出生性别比很容易从存活与死亡婴儿的性别比中相加而得出。因为出生数中绝大部分要存活而不会死亡,所以存活婴儿的比重在等式中就占据着主导地位。死亡率较低时,出生性别比几乎与存活婴儿性别比是一样的。表5给出了所估算的婴儿出生性别比。

从表5得到1990年的出生性别比的估计值为115.4。该估计值是用1989年和1990年上半年出生的婴儿普查时的存活数、性别及妇女的所生婴儿的胎次来计算得到的。同样,我们也能直接用申报的出生数和性别来计算出生性别比。在1%的抽样数据中,所申报的性别比同样为115.4,两者一致。

表5 按哥哥姐姐数目和性别构成来估计的1989年和1990年上半年出生婴儿的性别比(全国)

哥哥姐姐数目	0	1		2+			总计
性别	0男0女	1男 0女	0男 1女	2+男 0女	1+男 1+女	0男 2+女	
性别比	106.1	102.3	146.9	75.8	119.5	215.6	115.4
出生数分胎次构成(%)	53.1	15.1	16.1	2.5	7.7	5.5	100.0

研究中,在出生性别比上,出现了一个使我们百思不得其解的问题。1%的样本给出婴儿性别比115.4,可是,10%的数据汇总结果却是111.4,后者更趋于正常。在一个总体为1100万样本的时候,二项式分布从比率111.4到115.4的随机样本抽样的错误几乎是零。对此我们目前还没有可靠的答复,这必须等到有另外一个1%的抽样或完整的(100%)普查数据时才能知晓。

简而言之,从估算的胎次别婴儿死亡性别比和出生性别比来看,分胎次的婴儿死亡差异确

① 参考下页注释①,对死亡水平22,西部(标准)婴儿死亡性别比是150,东部和北部(高婴儿死亡率)约137,南部(高婴儿死亡率)是120。

② UN Manual X, Indirect Techniques for Demographic Estimation, UN Population Studies, No. 81, 1983, PP. 73-96.

③ William Brass, Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data, Chapel Hill, North Carolina: Carolina Population Centre, 1975, pp. 117-123.

④ 国家计划生育委员会,1988年千分之二生育节育数据带。

实存在,并且与性别和胎次别存活婴儿性别比中所发现的男孩偏好与平衡性别偏好的模式相符。此外,在普查问卷中有关死亡的数据中,反映了是有性别选择性的婴儿死亡漏报。这可能是由对不同性别死亡婴儿的不同申报心态所产生的。

#### 4. 溺婴与虐待女婴对出生性别比的作用以及其它原因的剖析

如果1990年普查中的存活婴儿与生育胎次是准确申报的话,表5就提供了出生性别比的比较确切的估计,这显示了出生数中女婴的严重不足。这势必将造成未来男性的婚姻人口的过剩。表3中分胎次的存活婴儿的性别比就提供了生育前做性别选择的间接证据。如果绝对没有出生前的性别选择的话,出生性别比应该是正常的,那么表5的估计(乃至表3的结果)将是错误的。因为,虽然分胎次和分性别的婴儿的人为瞒报漏报是可以用来解释偏高的出生性别比的,不过,瞒报漏报的比例必须恰好与胎次别(也就是有男孩偏好的比例和性别平衡导致的女孩偏好的比例)相吻合是不太可能的。所以绝对的漏报的说法很难使我们的研究结果得到圆满的解释。因这还需要解释为什么有时是瞒报漏报女婴,有时是瞒报漏报男婴。总之,最终的高性别比很可能是胎儿性别选择和瞒报漏报共同作用的结果。

溺婴往往与出生婴儿性别比相提并论。溺婴和虐待女婴会使婴儿性别比升高,但作用不会太大。其原因如下:第一,需要有大量的女婴死亡才能使性别比升高。这似乎不太可能发生在为数不多的无存活男婴的家庭。如表3所示,只是某些出生胎次中才存在偏高的性别比,而其占出生总数也只是小部分。第二,一些胎次的性别比不是偏高,而是偏低。在中国这样重男轻女的国家里,不能说这是溺男婴所致。第三,从社会学角度来看,中国目前的社会道德规范、立法等对溺婴深恶痛绝,居住密度也不利于溺婴现象发生。第四,从经济学孩子家庭效用最大化的角度来看,夫妇付出极大的体力和精神代价,冒着承担法律责任的风险去生一个只有50%存活希望<sup>①</sup>的男孩是毫无道理的。更可能是那些仍然抱有重男轻女封建思想的夫妇,在诊断技术许可的条件下,提前对胎儿进行性别鉴定,或干脆把不愿意要的孩子过继给他人,这也是一种常见的作法<sup>②</sup>。

死亡率差异对出生婴儿性别比影响的大小可从人口学上进行估计。假定婴儿迁移影响甚微可忽略不计,则出生数等于存活数加上死亡数。利用婴儿死亡率的定义和性别比的概念,很容易得出婴儿死亡率和三个性别比的如下关系:

$$\frac{\frac{(1 - IMR) \cdot SR^s}{1 + SR^s} + \frac{IMR \cdot SR^d}{1 + SR^d}}{\frac{1 - IMR}{1 + SR^s} + \frac{IMR}{1 + SR^d}} = SR^b \quad (5.1)$$

这里 IMR 是婴儿死亡率,  $SR^b$ 、 $SR^s$ 、 $SR^d$  分别是出生婴儿性别比、存活婴儿性别比、死亡婴儿性别比。中国婴儿死亡率约是33%<sup>③</sup>。存活婴儿性别比是115.3。利用方程(5.1)<sup>④</sup>可以找出出生性别比和死亡婴儿性别比之间的联系。利用观察估计到的出生性别比是115.4,可以计算出出生性别比中由婴儿死亡性别比所占解释的百分比。结果如图1所示(均匀情况下的直线),出生性别比中由婴儿死亡性别比差异解释的百分比和婴儿死亡性别比近乎线性关系。死亡婴儿性

① 更准确的概率是51.5%(=106/100+106)。

② Johansson, Sten and Ola Nygren, 1991, "The Missing Girls of China; a New Demographic Account", in Population and Development Review, Vol. 17, No. 1 pp. 35-51.

③ 路磊等,“1990年中国简略生命表”,《人口研究》,1992年第1期。

④ 方程(5.1)不意味着任何因果关系,这只是用尚存倒推法说明出生性别比和死亡性别比的联系。

别比每降低23(即每100女婴比正常多死23个男婴),才使出生性别比增加1(即每100女婴比正常多出生1个男婴)。这表明,婴儿死亡率的差异对出生性别比影响是比较小的。

在图1计算过程中,我们假定胎次别婴儿死亡率是均匀的。然而,表4的死亡婴儿性别比表明死亡率差异取决于存活子女数目。这揭示一个事实,婴儿死亡率性别差异是非均匀的。本研究是基于以下的简化和假设。

第一,假设死亡有两个层次,分别代表正常的死亡和由溺杀女婴而造成的超常死亡。第二,死亡女婴在第一层次所占总死亡女婴的比例近似等于对应的出生数在第一层次所占的出生数的比例。第一个假设是死亡多层次的一个简化。实际上,由于对于一些胎次和性别的构成来说歧视男婴也存在,这个假设是比较保守的。由表3和表4相近的性别—胎次别的性别比的趋势可知,第二个假设是近似正确的。由以上两个假设,我们可以从恒等式(5.2)

$$SR^d = \frac{\text{死亡}^{f1}}{\text{死亡}^f} SR^{d1} + (1 - \frac{\text{死亡}^{f1}}{\text{死亡}^f}) SR^{d2} \quad (5.2),$$

导出近似式(5.3)

$$SR^d = \frac{\text{出生}^1}{\text{出生}} SR^{d1} + (1 - \frac{\text{出生}^1}{\text{出生}}) SR^{d2} \quad (5.3),$$

其中角标1和2分别代表正常和超常死亡。

死亡均匀分布会有一个死亡性别比。在前面的估算中,我们已得出了这个性别比:120.3。表5表明,按照死亡均匀性别比计算的出生数占总出生数的大约70%。那么,对于任何给定的超常死亡(超常层次中的)性别比方程(5.3)就会给出该人口总体死亡性别比的近似估计值。有了这个估计值再根据方程(5.1)就可估算出相对应的出生性别比。图1也给出了这种死亡不均匀

情况下所对应的结果。图1表明,死亡不均匀分布时,婴儿死亡差异对出生性别比所产生的作用极小,超常死亡性别比每下降110,婴儿出生性别比才增长1。超常婴儿死亡对1990年中国高出生性别比所作的解释的百分比都是在5%以内。

我们不仅能直接地从方程(5.1)和(5.3)中找到定量方面的解答,还能作定性的说明。死亡的婴儿人数只占出生数的很小一部分(大约为3.3%)。即使在溺婴和虐待女婴广为流传的极端情况下,婴儿死亡中还包数量不可忽视的男婴死亡。因为死亡在很大程度上受到由

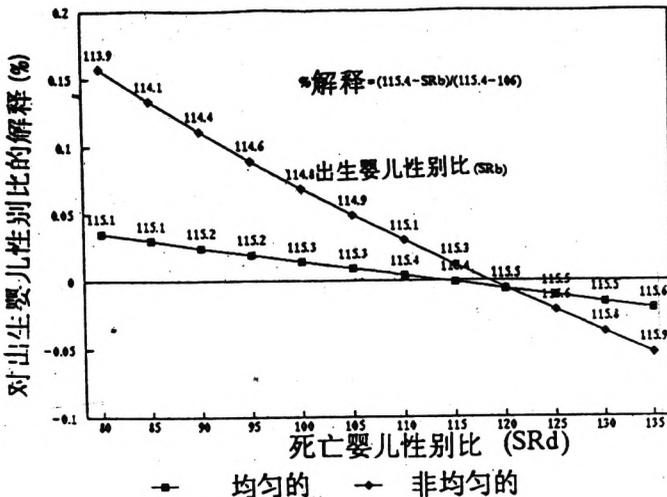


图1 死亡婴儿性别和出生婴儿性别比,死亡均匀分布及非均匀分布 (IMR=0.033和  $SR^s=115.3$ )

先天性障碍所导致的内生婴儿死亡(Endogenous Infant Mortality)<sup>①</sup>的影响。内生婴儿的死亡率大约为20%。在健康和卫生水平较高的国家,大约为10%<sup>②</sup>。给定中国的婴儿死亡率为33%,显而易见,在中国,内生婴儿死亡所占的比重是很大的。内生婴儿死亡对婴儿死亡的影响是不可忽视的。因为正常婴儿死亡性别比(大约是145)在很大程度上反映了男性的内生婴儿死亡率远高于女性。因此,从内生婴儿死亡率的角度不易解释为什么婴儿死亡性别比会等于或低于94.7。

从存活孩子的资料中估算出的婴儿死亡性别比是每100名女婴死亡对120.3名男婴死亡。以正常的出生性别比106为基准,这个死亡性别比不但没有使偏高了的婴儿出生性别下降,反而使之升高了约1%。相比之下,当婴儿死亡性别比为94.7(从已报道的死亡数据中直接估算而来)时,在死亡均匀分布的情况下(理论上),出生性别比偏高约10%可以从此时的死亡性别比差异中得到解释。在死亡不均匀分布情况下(实际上)其出生性别比只有2%以下可以从中得到解释。这就表明,即使是在死亡性别比是从申报数据中得来的这种保守的情况下,不正常的高出生性别比还有98%不得不从其它原因中进行解释。这些原因就是出生之前的对男孩的性别选择以及对女婴的瞒报漏报。

在中国,人工流产很普遍而且合法。每出生两个活婴,大约就有一个人工流产<sup>③</sup>。由于这种作法的普遍性和对婴儿性别的偏好,我们不难发现,在1100万的人工流产中只要有很小一部分做过产前性别选择,那么,这一小部分就足以导致很高的出生性别比。例如,对于每年出生2200万婴儿的人口来说,假如1100万人工流产中只有10%是由于产前性别选择引发的,而性别选择效率为80%的话,那么,由此而来的出生性别比的结果将不再是106,而是110。

1986—1987年间北京医科大学和卫生部进行了一次覆盖中国8省的婴儿缺陷调查。结果表明<sup>④</sup>,在被流产掉的可鉴别性别的1726例胎儿中,其性别比是:城市地区(有500例)为94.6,农村地区(有1226例)为96.8。这表明,一方面,性别选择性流产在农村和在城市几乎都是一样的流行。这从表3中也可以间接得出;另一方面,假定正常被流产掉的婴儿的性别比应为性别比106的话,那么可计算出,10.2%的人工流产是做过产前性别选择鉴定的<sup>⑤</sup>。这结果与前面给定的例子是一致的。尽管统计上我们不可能把上述的1226例的抽样结果推论到所有的流产。但是,以上两点的确暗示我们,产前性别选择是高出生性别比的主要原因之一。

也许女婴的瞒报漏报是导致高出生性别比的另一个主要原因。不过,由于有可鉴别胎儿性别的医疗仪器以及诊断费用低廉,并且目前存在着巨大的流产的可利用性,以性别选择为目的的流产现象将可能快速蔓延。应该可以预见,在不久的将来,产前性别选择性流产将会越来越严重。

## 5. 假设及其意义

中国有两句俗语:“多子多福”和“儿女双全”。这既表明了男孩偏好,又表明了对性别平衡的偏好。计划生育的实施和生活水平的提高,不仅减弱了夫妇对子女数量的要求,而且增强了

① 内生婴儿死亡率系指婴儿内在生理生成缺陷而引致的死亡,它区别于来自外部因素即婴儿受社会经济等环境影响而引致的“外源婴儿死亡率”(Exogenous infant mortality)。婴儿死亡率应是这两部分死亡率之和。

② Ronald Pressat, 1980, *Demographic Analysis*, Aldine Publishing Company, New York, p. 101.

③ 《中国卫生年鉴》,1986,第475页。

④ 曾毅等:“我国近年来出生性别比升高的原因及后果分析”,《人口与经济》,1993年第1期。

⑤ 本值应用了1988年调查数据,并考虑了城乡妇女比例和引产流行情况(见本文第9页注释④)。计算方法如下:

$$10.2\% = \frac{106 - (94.6 \cdot 0.74 + 96.8 \cdot 0.25)}{106}$$

式中,0.74和0.26分别为城市地区和农村地区的引产比例。

他们对子女质量的要求。如果把孩子看作是特殊的消费品的话,那么他们的质量(在中国当然包括所期望的孩子的性别)就变得更为重要了<sup>①</sup>。在现代化的过程中,人们会日益强调子女的“质量”,高出生性别比反映了一种传统的婴儿性别偏好。明白了这一点,再看图2我们就不会感到奇怪了。图2说明<sup>②</sup>,在生育转变之前,高总和生育率和分胎次的正常出生性别比相并存,而在生育转变之后,低总和生育率伴随着的是不稳定的高出生性别比。用科尔(Coale<sup>③</sup>)的话说:“家庭规模已逐渐纳入了可供人们选择的机制之中”(family size has come within the calculus of choice)。

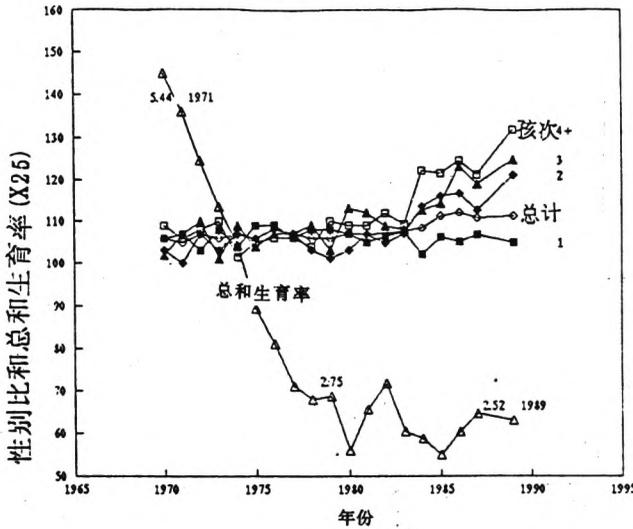


图2 按孩次划分的出生婴儿性别比和生育率的趋势 (全国, 1970—1990)

随着中国社会的发展,传统的“养儿防老”的观念将逐渐被满足心理需要这一现代观念所取代。从胎次别性别比看,这一趋势也许已经初露端倪。本文发现了人们对儿女性别平衡的偏好,这对以后制定计划生育政策会有好处。下一步,我们应该研究是否有可能制定一种既能降低生育率,又能使性别达到平衡的新的人口政策。

如果1990年人口普查中关于存活婴儿和生育胎次的准确的话,我们就可以用现有的有关分析方法和技术的来回答“中国夫妇是如何达到他们所期望的家庭构成的”这一问题。虽然超声波检测仪在近几年的公共卫生保健中有重大作用,但这些先进技术也可能被滥用于产前性别选择。加强和改善对超声波仪器及相关技术的使用和管理势在必行。然而,在一个对外实行开放,并在十年前逐步地引进了市场经济的社会,实行严格管理困难重重,会遭受非同寻常的挑战。因为从需求方面看,人们希望达到能选择子女性别的目的(要男孩或女孩);而从供给方面看,市场经济使少量投入获得高额利润的情况成为可能,购买B超机也许就是一例。

女婴瞒报漏报很可能也是性别比偏高的一个原因。本文已经讨论了申报的死亡数据的质量问题。这些数据无论从总体方面看还是从性别选择方面看,都存在瞒报漏报问题。这表明,所申报的出生数和婴儿存活数也可能有性别选择的人为的瞒报漏报。今后,调查设计者应该注意提高数据收集质量。本项研究证实了阿诺德(Arnold & Liu Zhaoxian)<sup>④</sup>的结论,即没有足够的证据可以说明中国存在普遍溺婴的现象。婴儿死亡率的差异对高性别比的影响无论从重要性还是从显著性看,都是微不足道的。

(作者工作单位:北京大学人口研究所)

① R. A. Easterlin et al., "A Framework for The Study of Fertility Determinants", in Determinants of Fertility in Developing Countries, Vol. 1 of 3, ed. by Rodolfo A. Bulatao and Ronald D. Lee, 1983, Academic Press.

② 数据来源:参阅本文第4页注释①和第9页注释④。

③ Coale, A., 1973, "The demographic transition", in International Population Conference, Liege 1973, Vol. I, Liege: International Union for the Scientific Study of Population, pp. 53-72.

④ Fred Arnold and Liu Zhaoxian, 1986, "Sex Preference, Fertility and Family Planning in China", In Population and Development Review, July 1986, Vol. 12, No. 2, pp. 221-246.