

1990年代中国出生性别比:究竟有多高?

陈卫 翟振武

【内容摘要】当1990年代各种人口调查“过低的”生育水平难以置信时,其“过高的”出生性别比数据却被广泛接受。本文的主要目的是通过对2000年人口普查出生数据漏报的性别差异的分析,利用教育统计数据,重新估计2000年及90年代的出生性别比。结果表明我国实际的出生性别比并不像2000年普查数据反映的那样严重偏高。我国实际的出生性别比和低年龄组性别比要比普查反映的水平低5~9个百分点。1990年代在我国出生性别比偏高的部分中,女婴漏报的作用高达50%以上。本文还根据2000年普查千分之1抽样数据,考察了出生性别比的社会经济差异。

关键词: 出生性别比; 普查数据; 教育数据; 出生漏报

【作者简介】 陈卫, 翟振武, 中国人民大学人口与发展研究中心教授。北京: 100872

伴随着1990年代中国生育率的持续下降,出生性别比的偏高趋势日益严重。当1990年代的人口普查和生育率调查得到的生育率“过低”而难以置信,并且学者们使用各种方法和模型来估计真实的生育水平时,同样是这些调查得到的出生性别比水平却得到了广泛接受。比如2000年人口普查得到的总和生育率为1.22,而学者们的各种估计大致为1.6~1.8(于学军,2002)。但是2000年人口普查的出生性别比116.9(国家统计局,2005),人们对此没有过多怀疑。人口普查中出生人口的漏报导致了过低的生育率,而出生人口漏报存在显著的性别差异,因此出生人口漏报对出生性别比的影响也是显而易见的。本文的目的是进一步考察1990年代中国的出生性别比,通过教育统计数据来估计1990年代出生人口漏报及其性别差异,从而推算1990年代的出生性别比。本文还将利用2000年人口普查原始数据分析出生性别比的影响因素。

1 文献回顾

20世纪80年代以来,中国的人口出生性别比出现了迅速而持续的升高、偏高趋势;到2000年,中国各省的出生性别比除西藏和新疆外都显著高出正常范围(国家统计局,2005)。出生性别比的升高可以被看作是中国人口年龄性别结构转变的重要特征之一,它引起了中国学者、公众、政府和国际社会的广泛关注。大量的研究文献对中国出生性别比持续升高现象,进行了实证分析和理论解释(Hull,1990;Johansson and Nygren,1991;Hull and Wen,1992;曾毅等,1993;高凌,1993;涂平,1993;徐毅、郭维明,1995;贾威、彭希哲,1995;顾宝昌、罗伊,1996;刘爽,2005),主要围绕中国出生性别比失常的表现、原因及后果(张翼,1997;刘爽,2006;《人口研究》编辑部,2003和2006;蔡菲,2007;郭志刚,2007)。

概括起来,对中国出生性别比偏高的直接原因的解释包括三个方面:女婴漏报、性别选择性流产和溺弃女婴(Hull,1990;Zeng Yi et al.,1993;马瀛通,1994;刘爽,2005)。Coale and Banister(1994)通过对1990年之前的人口普查和生育率调查数据的考察,认为这些调查的数据质量都非常高,出生性别比升高的主要原因是溺弃女婴和性别选择性流产。Hull(1990)考察了1982年人口普查和1987年1%人口抽样调查中的出生性别比,提出了出生性别比升高的这三种解释,并讨论了它们各自的可能性。曾毅等的研究(1993)对这三种原因进行了更为详细的考察,认为1980年代后期中国出生性别比的上升几乎全部可以由女婴漏报和性别选择性流产解释,溺弃女婴的影响几乎不存在。他们通过

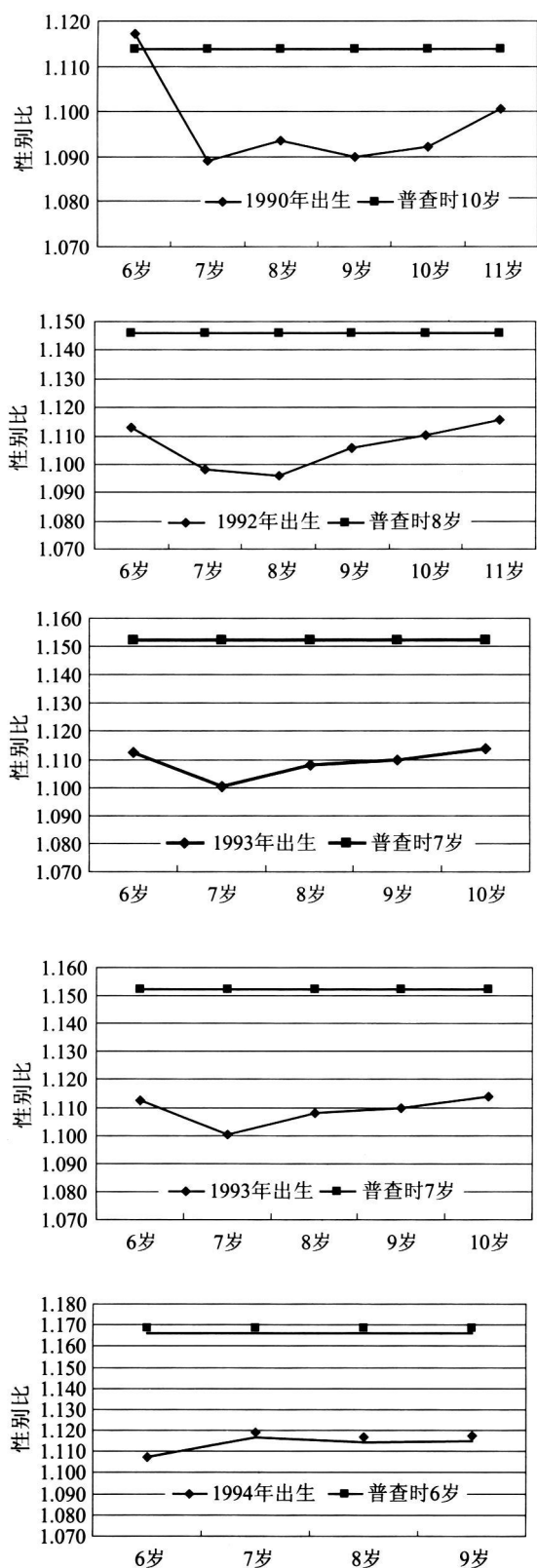


图1 教育统计中各出生队列与2000年普查相应年龄人口的性别比对比

逆向存活法估计了1990年人口普查中的出生漏报,女婴漏报高达5.94%,而男婴漏报只有2.26%。用这些漏报率对出生性别比进行调整,那么1989年全年和1990年上半年合计的出生性别比将由115.4下降到111.4,降低了4个百分点,占偏高部分的51.3%。这是他们使用1990年人口普查10%抽样数据的结果。如果用1%的抽样数据,那么女婴漏报将解释出生性别比偏高部分的42.6%。如果用1988年2%生育节育抽样调查数据,那么女婴漏报所解释的比例将更高。

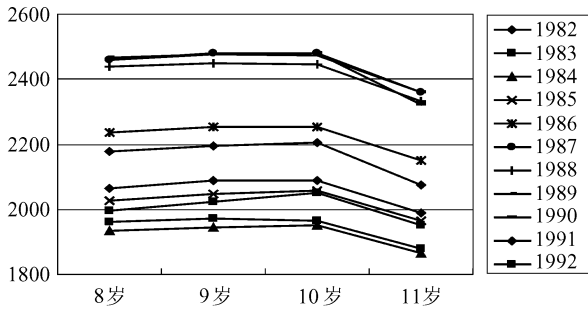
这些研究的共同特点是使用人口系统内的数据(国家统计局的人口普查和抽样调查以及国家计生委的生育率调查数据),通过前后调查数据的一致性检验或各种分析技术来校正出生数据,从而估计各种原因的重要性。本文将利用另一个独立存在的数据体系——教育统计数据,检验和估计2000年人口普查中低年龄组人口的漏报及其性别差异,推算1990年代历年出生人口及其性别构成,从而估计1990年代中国的出生性别比。

2 1990年代出生性别比估计

在先前发表的研究中,我们已经对教育统计数据质量的评估、用教育统计数据对人口普查数据的调整、出生人口及其性别分布的估计等都作了详细的描述和分析(翟振武、陈卫,2007),本文就不再进一步说明。由于在利用教育统计数据对普查数据进行调整和生育水平估计时,我们得到了1990年代历年的出生人口及其性别构成,因此也就得到了出生性别比。

在展示我们估计的出生性别比之前,我们利用教育统计数据先对普查低年龄人口性别比进行检验。图1显示了2000年普查时6~10岁各年龄的性别比和他们在教育统计中记录的性别比。假定6~10岁未上学儿童中,女童多于男童(这一假定是合理的),那么6~10岁在校生性别比应高于普查的性别比。但是如图1所示,教育统计数据中6~10岁人口性别比不仅不高于普查的性别比,反而低了很多,这就证明了普查的低年龄人口性别比是不正确的。

那么,通过教育统计数据反映和调整的低年龄人口性别比与普查有多大差异?由于教育统计的小学生在校人数与人口普查在统计时点上是不一样的,教育



注: 每一条曲线为一个出生队列。图中显示了每一队列经历 8~ 11 岁时的人数变化。

图 2 教育统计数据中 8~ 11 岁小学在校生人数

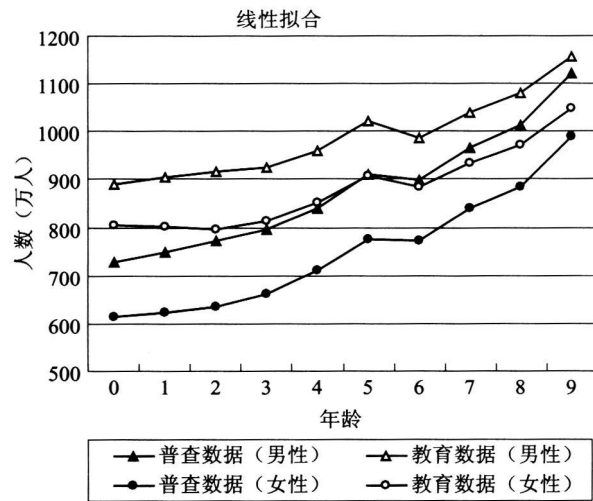
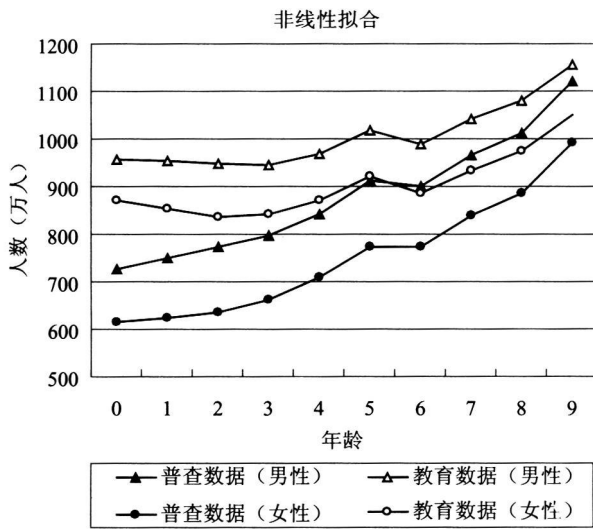


图 3 2000 年人口普查和教育统计数据匹配的 0~ 9 岁分性别人口

统计时点是每年的 9 月 1 日, 而 2000 年人口普查时点是 11 月 1 日, 因此, 为了这二套数据在年龄上进行匹配, 我们将 2000 年普查数据的时点调整到 9 月 1 日, 同时利用生命表存活率将各年教育统计数据中 9 岁或 10 岁在校人口数匹配到 2000 年普查时的同队列年龄。之所以使用教育统计数据中 9 岁或 10 岁在校人口数, 是因为教育统计的小学在校生人数数据在 9 岁或 10 岁达到该队列的最高纪录(图 2), 之前和之后年龄的人数或因尚未入学或因已经升学等原因而不能充分反映小学就读人数。

表 1 对比了通过教育统计数据调整的和普查得到的 2000 年 0~ 9 岁人口的性别比。由于我们当时得到的最近的 2003 年教育统计数据中 9 岁对应于 2000 年普查 6 岁, 因此 6 岁以下(0~ 5 岁)数据就需要外推。我们分别用非线性和线性回归拟合进行外推。进行非线性回归时使用 6~ 22 岁数据, 计算教育数据与普查数据的比值, 然后对这些分年龄的比值进行非线性回归拟合进而外推; 而进行线性回归时只使用 10 岁以下的数据, 即计算 6~ 9 岁四个年龄组教育数据与普查数据的比值, 然后对这些分年龄的比值进行线性回归拟合进而外推(翟振武、陈卫, 2007)。图 3 显示了通过教育统计数据匹配的和普查得到的 2000 年 0~ 9 岁分性别人口, 根据这些数据计算得到了如表 1 所示的 2000 年 0~ 9 岁分年龄性别比。很明显, 年龄越小, 两者的差异越大。普查的 0~ 2 岁人口性别比要比教育数据的性别比高出 7~ 8 个百分点。

由教育统计数据调整得到的 0~ 9 岁人口, 利用生命表存活率, 我们可以将他们倒推至他们出生时的人数。按非线性回归拟合外推而估计的是高方案出生人数, 按线性回归拟合外推估计的是低方案出生人数, 而中方案则是高方案与低方案的平均数。同时, 在估计出生人数时, 分别按照 95%~ 97% 的小学入学率进行了调整。由于几个不同的入学率和不同方案组合的结果过于繁杂, 需要明确选择一套数据作为最佳的方案, 因此, 我们选择了留有余地的按照入学率 95% 调整的数据。由于线性回归外推

的低方案存在着一定的风险,因此我们使用高方案和中方案的结果。表 2 显示了高方案和中方案下 1990 年代历年的分性别出生人数和出生性别比。

表 1 教育统计数据与普查数据分年龄性别比的比较

年 龄	非线性拟合		线性拟合	
	教育统计数据的性别比	普查数据的性别比	教育统计数据的性别比	普查数据的性别比
9	110.34	113.04	110.34	113.04
8	111.07	114.41	111.07	114.41
7	111.46	115.10	111.46	115.10
6	111.57	116.35	111.57	116.35
5	110.65	117.58	112.38	117.58
4	110.89	118.38	112.60	118.38
3	112.08	120.10	113.70	120.10
2	113.31	121.79	114.78	121.79
1	113.73	122.54	114.99	122.54
0	109.76	118.47	110.71	118.47

表 2 1991~ 2000 年出生人数与出生性别比估计

年 份	高方案			中方案		
	男性	女性	出生性别比	男性	女性	出生性别比
1991	12888276	11720247	109.97	12888276	11720247	109.97
1992	12021563	10862187	110.67	12021563	10862187	110.67
1993	11563508	10413890	111.04	11563508	10413890	111.04
1994	10964348	9866097	111.13	10964348	9866097	111.13
1995	11278831	10234336	110.21	11301055	10173089	111.09
1996	10699753	9687125	110.45	10663451	9578578	111.33
1997	10537372	9436995	111.66	10322121	9175437	112.50
1998	10364552	9176659	112.94	9984248	8780116	113.71
1999	10044619	9028763	111.25	9629674	8605172	111.91
2000	9731033	8874384	109.65	9274307	8418043	110.17

从表 2 中看出,我国出生性别比偏高是确定的事实。但是,是否达到了 2000 年普查所反映的如此之高的水平呢?通过教育数据调整的普查低年龄组的性别比看出,我国实际的低年龄组性别比要比普查反映的水平低 5~ 9 个百分点。2000 年普查的出生性别比高达 117,而表 2 中 2000 年的出生性别比为 110 左右,实际的出生性别比显然要低得多。据此粗略估算,我国出生性别比偏高的部分中,有至少高达 50% 是女婴漏报所致。1995 年 1% 人口抽样调查的出生性别比为 115.6,对比表 2 中 1995 年出生性别比,可以计算出其偏高部分中有 52%~ 63% 来自女婴漏报;而 2000 年人口普查出生性别比(116.9) 偏高部分中女婴漏报所占比例高达 68%~ 73%。

3 出生性别比的社会经济差异

尽管 2000 年人口普查的出生性别比强烈受到出生漏报的性别差异的影响,分析出生性别比偏高的社会经济差异,将有助于认识出生性别比偏高的特征和影响因素。以往的研究已经得出了许多一致的、重要的结论,比如出生性别比偏高发生在二孩及以上出生人口和只有女孩的妇女、农村出生性

别比偏高程度比城镇更为严重、出生性别比与受教育程度呈倒 U 型关系等(涂平, 1993; 高凌, 1995; 张二力, 2005; 原新、石海龙, 2005; 杨菊华, 2006)。2000 年人口普查数据也显示了类似的模式。

由于国家统计局出版的 2000 年人口普查数据汇总表中没有出生性别比的社会经济特征数据, 我们将根据 2000 年普查千分之一抽样数据, 根据妇女的人口学和社会经济特征, 来考察中国出生性别比的模式和差异。从该样本妇女的出生性别比特征看(表 3 中“双变量”这一列), 严重偏高的出生性别比(120 以上)发生在年龄超过 30 岁、住在镇、汉族、小学文化、从事服务业或农业这些类别的妇女中。中国的中南地区和东部地区比其他地区的出生性别比高出很多。孩子的人口学特征对于出生性别比的影响最大。出生性别比偏高最严重的情况发生在二孩及以上或者前有孩子全是或是女孩的妇女。最高阶层的社会经济群体, 包括居住在城市、接受过高等教育、是干部和技术人员的妇女, 其出生性别比也偏高。正常的出生性别比仅仅发生在有限的一些群体中, 包括没有接受过任何教育、居住在西部地区、生育第一孩子, 以及已生育过的孩子都是男孩但仍然继续生育的妇女。

由于观察到的双变量关系可能会受到其他因素的影响, 因此我们通过多变量分析在控制其他的变量的情况下来检验在多大程度上上述所观察到的模式仍然成立。表 3 展示了通过 logistic 回归调整的出生性别比(模型 1-3 中的出生性别比)。需要注意的是, 出生性别比的测量和解释应该谨慎, 因为出生性别比的大小对抽样方法和样本规模较为敏感。纳入分析的妇女样本中仅有 11752 个新生儿, 可能仅仅因为随机波动或抽样误差就会导致出生性别比的较大差异。为了能够在统计上显著区分出生性别比 105 和 110(5% 的显著水平), 样本规模必须至少达到 14000 个新生儿。尽管样本妇女各类的出生性别比的值在统计上不能完全推断总体, 但是通过各变量影响的模式与方向体现的出生性别比差异是有重要意义的。

从 Logistic 回归模型的结果中可以看到一些在以往研究中没有充分注意到的有趣而重要的结论。在年龄、居住地和受教育水平方面, 它们对出生性别比的影响的方向与双变量分析的结果几乎完全不同。在其他的社会经济和人口学变量控制后, 年龄与出生性别比呈负相关, 即妇女年龄越轻, 出生性别比越高; 城市的出生性别比比农村高出许多; 教育水平与出生性别比是正相关的, 即妇女受教育水平越高, 出生性别比越高, 而且受教育水平的这种正相关具有统计的显著性。由于年轻的、城市的以及较高受教育水平的妇女群体更可能有较低的生育意愿和生育率, 同时她们也更可能获得先进的医疗设施和性别选择的技术, 因此, 与其他特征的妇女相比, 性别选择性流产更可能是她们产生异常高的出生性别比的原因。印度(Retherford and Roy 2003)和越南(Belanger et al. 2003)也有类似情况: 较高社会经济的阶层有着较高的出生性别比。

4 结论

在人们不能接受 2000 年人口普查得到的“过低的”生育水平时, 其“过高的”出生性别比数据却被广泛接受。本文的主要目的是通过对普查的出生数据漏报的性别差异的分析, 利用教育统计数据, 重新估计 2000 年及 1990 年代的出生性别比。同时, 根据 2000 年普查千分之一抽样数据, 考察了出生性别比的社会经济差异。

根据调整的低年龄组分性别人口和分性别出生人口计算, 我国实际的出生性别比并不像 2000 年普查数据反映的那样严重偏高。我国实际的出生性别比至少要比 2000 年普查的出生性别比低 7 个百分点。其他低年龄组性别比要比普查反映的水平低 5~9 个百分点。在我国出生性别比偏高的部分中, 女婴漏报的作用至少高达 50%; 其余的 50% 才是性别选择性流产的作用。2000 年普查的出生性别比偏高部分中更有 70% 左右是女婴漏报所导致的。这一事实对于恰当、正确地认识我国出生性别比问题及其后果, 以及出生性别比与计划生育的关系, 具有十分重要的意义。

表 3 基于 logistic 回归调整的 2000 年我国不同特征妇女的出生性别比

自变量	双变量	多变量		
		模型 1	模型 2	模型 3
年龄组				
15~ 24(参照组)	110.64	111.18	125.02	125.76
25~ 29	118.70***	118.69	118.12	118.06
30~ 34	140.25*	138.04***	112.88	110.44*
35~ 50	135.94	137.50*	108.57	113.07
居住地				
市(参照组)	116.28	118.51	122.94	123.26
镇	123.95	127.06	128.12	127.64
县	119.40	118.12	116.62	116.62
民族				
汉族	120.72*	119.91	120.37	120.01
少数民族(参照组)	110.71	115.84	112.85	115.16
教育				
文盲(参照组)	101.31	105.52	95.92	98.79
小学	124.89*	123.55	117.59*	117.84*
初中	119.14	117.90	119.10*	118.61*
高中	116.54	120.67	129.57**	129.34*
大学及以上	117.67	121.95	137.71**	137.83*
职业				
干部和专业技术人员(参照组)	110.93	107.89	109.41	109.97
服务人员	124.45	120.20	121.34	121.38
农民	122.57	124.16	122.80	122.46
工人	111.01	106.78	110.33	110.77
不祥	115.28	114.96	116.20	116.68
地区				
华北	108.19	108.48	107.42	106.75
东北	112.54	115.13	118.38	116.16
华东	124.13*	123.81	127.67**	124.50*
中南	135.85***	134.01**	133.38**	135.11***
西南	106.92	107.58	104.17	106.76
西北(参照组)	105.99	107.40	105.61	106.12
孩次				
1(参照组)	105.63		102.11	
2	155.81***		164.21***	
3+	164.22***		190.23***	
前有孩子性别结构				
没有孩子(参照组)	105.63			101.99
只有男孩	106.02			112.50
只有女孩	200.27***			211.37***
男孩数>女孩数	54.17*			61.67
男孩数=女孩数	124.00			136.20*
男孩数<女孩数	215.00**			243.90**

注: * P < 0.05, ** P < 0.01, *** P < 0.001

资料来源: 2000 年人口普查千分之一抽样原始数据。

2000年人口普查数据显示,社会各阶层妇女的出生性别比广泛异常;调整的出生性别比对于多数社会经济组都在110以上。在统计控制的条件下,年轻的、城市的和教育程度高的妇女,出生性别比越高。中国东部和中南部的出生性别比明显高于其他地区。前有孩子主要是女孩情况下的出生性别比,二孩及以上的出生性别比都显著地高于其他组。随着中国生育率大幅度普遍下降,异常的出生性别比已从东部、中部扩散到西部,影响到中国人口的98%;并也有迹象表明从二孩及以上扩散到一孩。出生性别比偏高的这些特征很有可能与女婴漏报及性别选择性流产行为相联系。

1990年代我国出生性别比严重偏高发生在我国广泛而迅速的市场经济改革所带来的快速经济发展和生活变化的社会环境中。在社会转型过程中,伴随着高风险和不确定性的市场经济的发展可能使父母对男孩的依赖性增加并产生更强的男孩偏好。伴随着市场经济的发展,就业市场的竞争日趋激烈,并出现了严重的性别歧视,女性较男性而言,在政治、经济、文化等各个领域的参与程度并没有显著而普遍改善。随着市场经济的发展,人们的生活和就业方式发生了巨大的变化,政府对于城乡居民的控制力受到削弱,也使得人们更有可能将自己的生育意愿变为实际行为。

参考文献:

- 1 《人口研究》编辑部. 透视出生性别比偏高现象. 人口研究, 2003; 5
- 2 《人口研究》编辑部. 中国人口出生性别比: 从存疑到求解. 人口研究, 2006; 1
- 3 蔡菲. 出生性别比升高的分因素贡献率. 人口研究, 2007; 4
- 4 高凌. 我国人口出生性别比的分析. 人口研究, 1993; 1
- 5 高凌. 我国人口出生性别比的特征及其影响因素. 中国社会科学, 1995; 1
- 6 顾宝昌, 罗伊. 中国大陆、中国台湾省和韩国出生婴儿性别比失调的比较分析. 人口研究, 1996; 5
- 7 国家统计局. 中国2000年人口普查资料. 中国统计出版社, 2005
- 8 郭志刚. 对2000年人口普查出生性别比的分层模型分析. 人口研究, 2007; 3
- 9 贾威, 彭希哲. 中国生育率下降过程中的出生性别比. 人口研究, 1995; 4
- 10 刘爽. 对中国生育“男孩偏好”社会动因的再思考. 人口研究, 2006; 3
- 11 刘爽. 中国的出生性别比与性别偏好—现象、原因及后果. 中国人民大学博士学位论文, 2005年4月
- 12 马瀛通. 人口性别比与出生性别比新论. 人口与经济, 1994; 1
- 13 涂平. 我国出生婴儿性别比问题探讨. 人口研究, 1993; 1
- 14 王燕, 黄玫. 中国出生性别比异常的特征分析. 人口研究, 2004; 6
- 15 徐毅, 郭维明. 我国当前出生性别比的态势、原因及对策. 中国出生性别比研究(内部资料), 1995
- 16 杨菊华. 生育政策的地区差异与儿童性别比关系研究. 人口研究, 2006; 3
- 17 于学军. 对第五次全国人口普查数据中总量和结构的估计. 人口研究, 2002; 3
- 18 原新, 石海龙. 中国出生性别比偏高与计划生育政策. 人口研究, 2005; 3
- 19 曾毅, 顾宝昌, 涂平, 徐毅, 李伯华, 李涌平. 我国近年来出生性别比升高原因及其后果分析. 人口与经济, 1993; 1
- 20 翟振武, 陈卫. 1990年代中国生育水平研究. 人口研究, 2007; 1
- 21 张二力. 从“五普”地市数据看生育政策对出生性别比和婴幼儿死亡率性别比的影响. 人口研究, 2005; 1
- 22 张翼. 中国人口出生性别比的失衡、原因与对策. 社会学研究, 1997; 6
- 23 陈友华. 出生性别比偏高的治理对策研究——以广东省为例. 人口与经济, 2007; 2
- 24 陈兆钧. 安徽省出生性别比问题分析. 人口研究, 2004; 5
- 25 江中三. 综合治理出生人口性别比问题亟待完善相关立法. 人口研究, 2005; 2
- 26 解振明. 引起中国出生性别比偏高的三要素. 人口研究, 2002; 5
- 27 李伯华. 中国出生性别比的近期趋势——从医院记录获得的证据. 人口研究, 1994; 4
- 28 李涌平. 胎儿性别鉴定的流引产对出生婴儿性别比的影响. 人口研究, 1993; 5
- 29 罗华. 出生性别比的社会经济决定因素: 对2000年中国最大的36个少数民族的分析. 人口研究, 2005; 6

- 30 乔晓春. 性别偏好、性别选择与出生性别比. 中国人口科学, 2004; 1
- 31 汤兆云. 出生人口性别比失衡的社会因素分析. 人口学刊, 2006; 1
- 32 杨书章. 出生性别比变化对生育率的影响. 人口研究; 2006; 5
- 33 Belanger, Daniele, Khuat Thi Hai Oanh, Liu Jianye, Le Thanh Thuy and Pham Viet Thanh. 2003. Are Sex Ratios at Birth Increasing in Vietnam? *Population (English Edition)* 58(2): 231- 250.
- 34 Coale, Ansley J. and Judith Banister. 1994. Five Decades of Missing Females in China. *Demography* 31: 459- 479.
- 35 Hull, Terence H. 1990. Recent Trends in Sex Ratios at Birth in China. *Population and Development Review* 16 (1): 70- 83.
- 36 Hull, Terence H. and Wen Xingyan. 1992. Rising Sex Ratios at Birth in China: Evidence from the 1990 Population Census. Paper presented at the International Seminar on China's 1990 Population Census, 19- 23 October 1992, Beijing.
- 37 Johansson, Sten and Ola Nygren 1991. The Missing Girls of China: A New Demographic Account. *Population and Development Review* 17(1): 35- 51.
- 38 Retherford, Robert D. and T. K. Roy. 2003. Factors Affecting Sex- Selective Abortion in India and 17 Major States. *National Family Health Survey Subject Reports, No. 21*. Honolulu: East- West Center Program on Population.
- 39 Zeng Yi, Tu Ping, Gu Baochang, Xu Yi, Li Bohua, and Li Yongping. 1993. Causes and Implications of the Recent Increase in the Reported Sex Ratio at Birth in China. *Population and Development Review* 19(2): 283- 302.

Sex Ratio at Birth in China in the 1990s: How High Did It Really Climb?

Abstract: While the very low fertility rates obtained from the various demographic surveys in the 1990s including the 2000 census are considered to be beyond belief, the very high sex ratios at birth (SRB) reported from the same surveys are widely accepted. The major objective of this article is to re estimate China's SRBs in the 1990s using the educational data by examining the sex differences in birth under reporting in the 2000 census. Results show that the estimated SRBs were not as high as those reported in the census. The actual SRBs and sex ratios at younger age groups are estimated to be lower than those reported in the census by 5-9 percentage points. Under reporting of female births is estimated to account for at least 50% of the excessive amount of the SRBs in the 1990s. Socio economic differentials in the SRB are also examined in this article using the micro data of the 2000 census.

Keywords: Sex ratio at birth; Census data; Educational data; Birth under reporting

Authors: Chen Wei is Professor, Center for Population and Development Studies; Zhai Zhenwu is Head and Professor, School of Sociology and Demography, People's University of China.

(责任编辑: 宋 严 收稿时间: 2007- 09)