对中国1990年代生育水平的研究与讨论*

郭志刚

【内容摘要】本文根据全国第五次人口普查样本用新方法对1990年代全国生育水平进行了估计,就计算结果讨论了1990年代生育水平迅速下降的特点。本文还比较了多个其他来源对该时期生育水平的不同估计,并对当前仍占主流的一些观点提出了不同意见,发表自己的见解及其理由。

关键词:人口普查;总和生育率;去进度效应总和生育率;政策生育率

【作者简介】郭志刚, 北京大学中国社会发展研究中心研究员、社会学系教授。 北京: 100871

中国 1990 年代的生育水平一直处于扑朔迷离的状况。1990 年代初,全国性调查的数据都一致性表现出生育水平大幅度迅速下降(陈胜利,1996;于景元、袁建华,1996;曾毅,1996),后来的一些全国性调查乃至 2000 年全国人口普查统计出来的总和生育率(TFR)甚至低到了"似乎难以解释"的极低水平(郭志刚,2000a;张为民、崔红艳,2002;于学军,2002;丁峻峰,2003)。对于这种情况,既可以从 1990 年代社会经济迅速发展、生育意愿出现转变、生育年龄推迟、计划生育工作水平提高等角度来部分地加以解释,同时出生漏报也构成解释之一,甚至有人认为这些调查的生育数据质量存在极为严重的漏报。因此已完全不可信。各种意见和猜疑议论纷纷,导致统计部门在 1992 年以后便不再公布总和生育率这一指标^①。政府部门在谈到生育水平时仅采用"生育率低于更替水平"或"低生育率"这样一些模糊的表述。到底 1990 年代的中国生育率水平有多高,一时完全没有了权威的说法,仅有少数研究人员尽力根据所得到的调查数据开展一些生育方面的统计分析。然而,只有充分理解和分析中国1990 年代的生育水平才能更好地把握当前的生育形势,这对于正确制定一系列有关人口发展的政策是极为重要的。

本文根据 2000 年人口普查的 1 %原始数据样本,对 0~10 岁少儿人口进行户内母子匹配,获得了他们母亲的生育年龄及他们本人的孩次,从一个新的角度开发了最新普查中的生育信息,计算了 1990 年代全国生育水平的估计。本文还通过比较和讨论不同来源得到的生育统计结果,阐述了笔者个人对当前全国生育水平的观点,以求进一步推动开展有关问题的研究讨论,增进我们对当前生育水平的认识。

1 根据 2000 年人口普查数据重建 1990 年代总和生育率

以往用普查数据研究生育水平通常仅仅基于育龄妇女直接申报的在前一年当中的生育情况的信息,因此只能计算普查时点之前一年的生育统计。笔者曾经提出一种方法,通过家庭户内母子匹配的方法,汇总统计出少儿人口中分年龄的独生子女比例和孩次比例,并利用 1990 年普查数据样本进行实际测算,得到了较好的结果(郭志刚,2001)。实际上,这种母子匹配方法也可以用于对以往若干年份的生育史进行重建。本节统计结果均根据全国第五次人口普查 1 %原始数据样本计算得出。

^{*} 本论文中对人口普查数据的开发分析系全国人口普查办公室的专题资助并提供数据的部分成果,研究并受教育部人文社会科学研究项目(96JAZ840023)和教育部人文社会科学跨世纪优秀人才培养计划基金资助,特在此鸣谢。

① 甚至 后来的《中国人口 统计年鉴》即使在公布各年度人口变动抽样调查的年龄别生育率时,也不肯 顺便提供总 和生育率,而以一般生育率代之。

在2000年人口普查中虽然仍调查妇女的曾生子女数和存活子女数,但只要求 15~50岁的妇女填报^①。由于1990年代以来,我国妇女的生育水平大大降低,并且生育年龄段也十分集中,通常在40岁后生育者已经是凤毛麟角(郭志刚,2000b)。这就是说,假定2000年普查时50岁以上妇女在1990年代的生育可以忽略不计时,我们仍可以根据本次普查时母子匹配的结果较详细地挖掘出1990年代各年份分孩次的生育模式和生育水平。这里的关键是普查数据中育龄妇女和少儿人口之间的母子匹配率要比较高,使我们可以有较多的完整生育数据以保持生育模式的测量不致受很大影响。

如果仅研究 1990 年代生育水平和年龄别模式(即不区分孩次),实际上也不需要样本中育龄妇女所有生育子女都匹配上,而只需要她们在 1990 年代的生育能够较好地匹配上。根据对 1990 年普查数据的匹配经验,由于子女年纪越小时越可能与母亲在一起居住,以往 10 年所生子女基本上绝大多数仍与母亲同居一户。从本次普查数据样本来看,0~10 岁少儿人口共有 18 万,匹配中的完全识别率为82 1%,并且各年龄组的识别率相对比较均衡,几乎都在 80%以上。所谓"完全识别"指这些子女的出生年、其母亲在该年的生育年龄和生育孩次的信息都能通过匹配得知,可以直接用于研究 1990 年代各年的分孩次年龄别生育率。还有 5. 1%的 0~10 岁少儿人口属于不完全识别,即母亲已经匹配上但并未找到其他兄弟姐妹(即母亲申报的子女数大于匹配上的子女数),那么其母亲生育年龄已知,但他们的孩次未知。另外 12 8%属于未能匹配的少儿,我们仅仅知道其出生年,母亲的生育年龄及其孩次都未知。

由于计算年龄别生育率属于汇总分析,因此我们可以借助那些匹配上的孩子的母亲年龄分布和孩次分布,假设未匹配上的孩子的分布与之相同,按此分布将其"分配"到各年龄一孩次类别中去(参见 Shryock, Siegel and associates. 1976: Appendix C)。这样做对各年份的生育量没有影响。然而当未匹配的孩子的真实分布与成功匹配的孩子的分布实际上不同时,会导致所计算的生育模式有所偏差,因而还会在一定程度上影响年龄别生育率和总和生育率的准确性。尽管如此,我们相信这种方法可以较深入地开发普查数据的生育信息,提供更多的参考数据。

按以上方法,用 2000 年普查样本数据中提取的妇女生育史信息重建了 1990 年以来各年份的总和生育率及一孩、二孩和三孩及以上的孩次别总和生育率(见表 1 和图 1),表 1 还提供了相应的按生育率加权的平均生育年龄 (2) (见图 2)。

我们先简单检验一下这里的统计结果与其他普查的统计结果是否一致。根据 1990 年全国普查 10%提前抽样汇总资料所计算的 1989 年 7 月至 1990 年 7 月期间的全国总和生育率为 2 353 (季咏华, 1993; 459)。徐绍雨(1993; 438)根据同一数据计算的总和生育率为 2 298,并且还提供了一孩总和生育率为 1. 046,二孩总和生育率为 0. 734,三孩及以上总和生育率为 0. 518。而表 1 根据 2000 年普查样本数据估计的 1990 年总和生育率为 2. 373,一孩、二孩和三孩及以上的分孩次总和生育率分别为 1. 120、0. 799、0. 454。应该说根据五普抽样数据对 1990 年估计的生育率水平与上述文献统计结果数字是比较接近的,甚至还要略高一些。这种现象并不新鲜,因为后来的统计调查追溯以前年份的生育水平略高于当时调查的生育水平几乎是 1990 年代以来各次调查生育率分析中所发现的共同现象(曾毅, 1996; 于景元、袁建华, 1996; 郭志刚, 2000。)。

此外,根据五普数据样本中育龄妇女本人申报的 1999 年 11 月至 2000 年 10 月期间的生育情况所计算出来的总和生育率为 1. 229,一孩、二孩、多孩的总和生育率分别为 0. 879、0. 292 和 0. 058。 这些结果与表 1 通过母子匹配所得到的 2000 年生育率估计结果,也是十分接近的,误差均在 15 个千分点以内。 这些简单比较表明,采用母子匹配方法重建 1990 年代的生育水平总的来说是比较可靠的。

① 在以往普查中这些问题要求15~64岁妇女填报。

② 常规统计中, 平均生育年龄是以年龄别妇女生育人数为权数计算的, 而本文均是以年龄别生育率为权数计算的, 实际上控制了有生育的育龄妇女的年龄构成, 因而在不同年份之间具有更强的可比性。

指标	1990 年	1991年	1992年	1993年	1994 年	1995 年	1996年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年
TFR	2 373	1. 803	1. 683	1. 570	1. 466	1. 479	1. 362	1. 308	1. 309	1. 233	1. 232
MAC	26. 05	25. 79	25. 66	25. 64	25. 52	25. 56	25. 77	25. 70	25. 75	25. 83	25. 94
TFR(1)	1. 120	0. 936	0. 939	0. 922	0. 897	0. 929	0. 881	0. 871	0. 893	0. 855	0. 892
MAC(1)	23. 70	23. 71	23. 77	23. 89	23. 87	23. 94	24. 21	24. 19	24. 24	24. 37	24. 64
TFR(2)	0.799	0. 575	0. 504	0.452	0. 405	0. 404	0. 358	0. 342	0. 329	0. 314	0. 294
MAC(2)	27. 04	27. 01	27. 05	27. 22	27. 33	27. 62	27. 97	28. 23	28. 54	28. 80	29. 07
TFR(3+)	0.454	0. 293	0. 240	0. 196	0. 164	0. 145	0. 123	0.095	0.088	0.064	0.045
MAC(3+)	30. 10	30. 05	30. 09	30. 22	30. 08	30. 22	30. 52	30. 40	30. 71	30. 92	31. 14

表 1 2000 年普查数据重建的全国 1990 年代的总和生育率

注: TFR 为总和生育率; TFR(1)、TFR(2)、TFR(3+)分别为一孩、二孩、三孩及以上的总和生育率。 其中 2000 年生育率已经调整为年率口径。 MAC 为以年龄别生育率加权的平均生育年龄, MAC(1)、MAC(2) 和 MAC(3+)为相应的一孩、二孩和多孩平均生育年龄。

表 1 中的 1990 年代全国生育率变化的主要特征可以归纳如下:

- (1)1990 年时总和生育率水平相对较高,达到 2 373,并且这一较高的总和生育率是与很高的一孩总和生育率相联系的,该年一孩总和生育率高达 1.120。根据人口统计原理,这表明该年份出现了一孩生育堆积现象。既有可能是由于部分 1980 年代推迟过来的生育,也有可能是由于当年还有提前生育。到底是什么原因尚有待专门分析。
- (2)从表 1 和图 1 可以看到,整个 1990 年代全国总和生育率呈十分明显的下降趋势。这一下降在 1990 年代初期最为明显。
- (3)从图表中还可以看出全国总和生育率下降中各孩次总和生育率下降的影响。在 1990 年代初期,各孩次别总和生育率同时发生明显的下降,导致总和生育率在该时段的下降十分显著。但是值得注意的是,这时一孩总和生育率不过是从 1.0 以上(表示堆积生育)的特殊情况恢复到比较正常的水平。在此之后,一孩总和生育率的变化便很小了。总和生育率的下降主要依赖于二孩总和生育率和多孩总和生育率的下降。
- (4)此外, 到 2000 年时三孩总和生育率几乎已经下降到极限, 只有 0.045。这说明, 多孩生育今后很难再继续下降。根据有关研究结果(郭志刚等, 2003), 我国按照生育政策允许生育二孩的人口比例实际上约为 35.6%, 现行生育政策要求的全国平均总和生育率约为 1.47。而 2000 年时二孩总和生育率仅仅只有 0.294 而已, 还不及现行生育政策允许的二孩生育水平。并且, 表 1 中的 2000 年总和生育率已达到 1.23 之低(实际上根据普查中育龄妇女直接申报的总和生育率也是 1.23), 这也明显低于政策生育率。

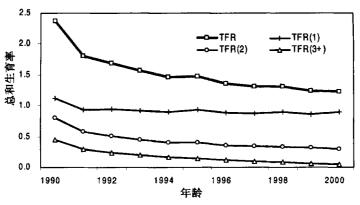


图 1 2000 年普查样本数据重建的 1990 年代总和生育率

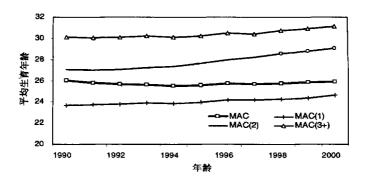


图 2 根据 2000 年普查样本数据重建的 1990 年代平均生育年龄

(5)应当指出,年度生育水平低于政策生育率,并不一定说明生育政策已经完全脱离实际,不再具有约束性了。我们必须注意到,表 1 中各年的分孩次平均生育年龄(MAC,即 Mean Age at Childbearing)一直在明显的提高(见图 2)。比如,一孩平均生育年龄在这段时期提高了将近 1 岁,二孩平均生育年龄提高了 2 岁,三孩及以上的平均生育年龄提高了 1 岁。然而,不分孩次的平均生育年龄看起来却几乎没有变化。首先,这说明不分孩次的平均生育年龄既受到各孩次平均生育年龄变化的影响,又受到各孩次生育人数的影响,即孩次结构的影响。在分孩次的平均生育年龄出现较显著提高的情况下,不分孩次的平均生育年龄没有变化,只是说明孩次结构变化的影响抵消了分孩次平均生育年龄变化的影响。换句话说,高孩次的平均生育年龄自然高于低孩次的平均生育年龄,然而生育高孩次的比例减少了,自然会降低不分孩次的平均生育年龄。这一统计现象警示我们,计算平均生育年龄时不分孩次,便会导致疏忽实际上生育年龄推迟这样一个重要事实,继而又会导致忽视时期总和生育率对终身生育水平的背离。人口统计原理可以证明,一个时期中育龄妇女推迟生育便会形成该时期生育的空档,导致该时期生育水平下降,这时的总和生育率将会明显低于终身生育率,也就是说这时的总和生育率不能再作为终身生育率的近似估计。总之,生育年龄的分析告诉我们,1990年代的生育水平下降除了终身生育量减少的影响外,生育推迟的进度效应(tempo effect)也不可忽视。

2 根据 2000 年人口普查数据重建的去进度效应总和生育率

通常总和生育率有两个用处,一是作为标准化的时期生育水平测量指标,用以比较不同年份的变化或不同地区的差异;二是作为终身生育水平的估计。如上所述,在进度效应很强的时候,总和生育率便会显著偏离于终身生育水平,因此不能再简单地用作终身生育水平估计。Bongaarts 和 Feeney (1998 2000)针对这种情况提出了一种新方法,可以在时期生育率的基础之上,利用孩次别平均生育年龄变化的信息,来修正这种进度效应,以取得一种去进度效应总和生育率(标志为 TFR')来作为更好的终身生育水平估计。

去进度效应方法的基本原理可以这样来理解: 现实中生育进度模式转变时,除了导致该年生育数量有所变化以外,还会有其他共生现象,如分孩次的平均生育年龄 $(MAC(i))^{\odot}$ 也会变化。MAC(i)实际上是生育模式转变的测量值,可以在理论上建立其变化量与时期生育变化量之间的函数关系。去进度效应方法便是在常规分孩次 TFR(i)的基础上利用 MAC(i)的变化信息来进行调整,得到去进度效应的分孩次 TFR'(i),然后再汇总为 TFR'。经过调整, TFR' 可以在相当程度上修正 TFR 距终身生育水平的偏离,因此 TFR' 更接近于队列终身生育水平。也就是说,在时期中生育年龄变化较大时,我们可以用 TFR' 来替代 TFR 原来所承担的终身生育估计的功能,而 TFR 还可以继续承担描述时期生育水平的功能, TFR' 与 TFR 之差可以作为生育推延对当前生育水平影响的估计。这两个指标结合起来使用,

① 这种平均生育年龄即是上一节中按年龄别生育率进行加权所计算的平均生育年龄,并且它必须按孩次分别计算。

还可以用于分析以往的生育数据,帮助我们更好地理解我国的生育转变史和计划生育史(具体计算和应用参见郭志刚,2000a和2000b)。

用母子匹配方法从普查数据重建的 1990 年代生育水平极低, 1990 年代中后期的水平甚至开始明显低于政策生育率。但是同时分孩次生育年龄上则反映出不断提高的特点,说明这一时期总和生育率受到生育推迟的较大影响。下面根据 1990 年代孩次别总和生育率以及相应的平均生育年龄来计算去进度效应总和生育率,以期控制进度效应,取得更好的终身生育水平估计。因为政策生育率本来就是终身生育水平指标,所以只有那些能够有效地表达终身生育水平的指标与政策生育率之间的比较才真正有意义。

由于去进度效应总和生育率的计算中必须用前一年和后一年的平均生育年龄之差来作为本年的调整系数,于是根据表 1 中 TFR(i)数据计算 TFR'(i)时便不能计算出两端年份 (1990 和 2000 年)的指标估计。因此,表 2 中只提供了 1991~1999 年的 TFR'(TFR'(1),TFR'(2))和 TFR'(3+)指标值。尽管如此,我们仍可以对全国 1990 年代的终身生育水平的变化有所了解,相应的动态曲线在图 3 中提供。

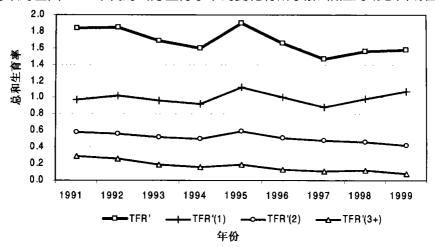


图 3 全国 1990 年代的去进度效应总和生育率

比较表 1 和表 2, 我们看到在对各孩次平均生育年龄的变化影响进行调整以后, 去进度效应总和生育率 TFR'的水平与常规总和生育率 TFR 水平之间的差别是很大的, 1991~1999 年之间所有年份的平均差为 0. 213, 而 1995 年以后各年份的平均差则更高, 达到了 0. 294。这两种指标之间的差主要反映了 1990 年代生育推迟因素对常规生育率指标所产生的巨大影响, 以前我们从原理上虽然已知这种影响的存在, 却一直没有较好的办法来测量它。

				* 1.144	-32/2/2/	.,	· ·		
指标	1991年	1992 年	1993年	1994 年	1995 年	1996年	1997 年	1998年	1999 年
TFR	1. 839	1. 853	1. 688	1. 593	1. 901	1. 657	1. 466	1. 557	1. 579
TFR' (1)	0. 970	1. 029	0. 967	0. 921	1. 122	1. 006	0. 882	0. 980	1. 071
TFR' (2)	0. 578	0. 563	0. 526	0. 507	0. 593	0. 517	0. 478	0. 458	0. 427
TFR' (3+)	0. 291	0. 262	0. 195	0. 164	0.186	0. 135	0. 106	0. 119	0.082

表 2 全国 1990 年代各年的去进度效应总和生育率

首先, 我们看到 TFR' 要显著高于 TFR。比如表 1 中全国 1999 年的 TFR 为 1. 233, 远低于生育政策

注: TFR'、TFR'(1)、TFR'(2)和TFR'(3+)分别表示去进度效应总和生育率及一孩、二孩、多孩的去进度效应总和生育率。

要求的全国平均生育水平 1.47,然而去进度效应后的 TFR' 为 1.579,表现出略高于政策生育率水平。

其次,去进度效应的一孩总和生育率 TFR'(1)水平大体在 1.0 左右,反映出几乎所有夫妇仍然都是要生育子女的,而不是像表 1 中的相应 TFR(1)那样围绕在 0.9 上下。这说明, TFR(1)之所以较低的统计意义并不是反映一部分夫妇连一个孩子都不要生了,而是反映出一部分夫妇推迟一孩生育而已。

3 其他数据来源的 1990 年代生育水平的比较和讨论

1990年以来, 国家统计部门和计划生育部门都曾举行过多次全国性调查。本节将对不同来源的全国生育水平统计结果进行比较。表3提供了5个不同来源的1990年代的全国总和生育率,图4提供了相应年份总和生育率的统计曲线图。从图4可以看出, 虽然这5个来源不同的1990年代全国生育水平统计存在着一定的差距, 但是它们大体一致地描述了1990年代总和生育率的下降过程, 甚至国家统计局人口变化调查结果也不例外。

年份	统计局公布 ^①	1992 年调查 ^②	1997 年调查 ^③	2001 年调查④	2000 年普查 ^⑤
1986	2 42	2 46	2 59		
1987	2 59	2 57	2 66		
1988	2 31	2 28	2 41		
1989	2 25	2 24	2 40		
1990	2 17	2 04	2 29	2 29	2 37
1991	2 01	1. 66	1. 75	1. 77	1. 80
1992	1. 86 *	1. 47	1. 57	1. 59	1. 68
1993	1. 71 *		1. 51	1. 52	1. 57
1994	1. 56		1. 32	1. 41	1. 47
1995	1. 43		1. 33	1. 45	1. 48
1996	1. 55		1. 35	1. 36	1. 36
1997	1. 46			1. 27	1. 31
1998	1. 11			1. 34	1. 31
1999	1. 45			1. 29	1. 23
2000				1. 45	1. 23

表 3 不同来源的全国总和生育率(TFR)数字

数据来源:① 见各年份《中国人口统计年鉴》,中国统计出版社,其中1994年及以后的TFR均根据相应年份的年龄别生育率计算。

- ②见于景元、袁建华(1996)根据国家计生委1992年中国生育率抽样调查数据计算(曾毅(1996)的计算结果与此差别极小)。
- ③ 郭志刚(2000a)根据国家计生委1997年计生委全国人口与生殖健康调查数据计算。
- ⑤ 本文用母子匹配方法根据 2000 年全国人口普查 1 % 样本数据计算。
- * 根据国家统计局 1991 年和 1994 年统计进行的内插计算。

首先,我们能从图4中同年份的不同来源统计的差异中看出调查中存在出生漏报的端倪。因为当我们观察同一年份的不同数据时,调查时间晚的统计数字基本上总是高于调查时间早的数字(这里不包括统计局公布数字,众所周知公布数字都已经过调整)。就 1990年而言,有 1992年调查数字的水平最低,然后是 1997年调查的水平,最高的是根据 2000年普查样本原始数据重建的生育水平。又如,1994年统计中有 1997年调查水平最低,然后是 2001年调查的水平,最高的还是 2000年普查样本的统计结果。这说明,每次回顾性调查中的确存在一些较近期的出生未报,而那些更早的出生虽然在以前调查中未报,但在本次调查中可能会申报。 2000年是个例外,由国家计生委 2001年调查的统计水平反而明显高于 2000年全国普查得到的统计,并反映出生育率提高的趋势,现在尚不清楚这到底是由

于其抽样的原因, 还是由于这次调查特别控制了近期出生申报的努力所至。

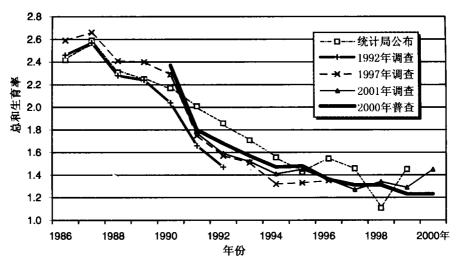


图 4 不同来源的全国总和生育率水平比较

其次,在同一年份上不同来源的统计值的差异并不是非常大。比如,1991年时5个来源的统计值俱全,并且最高者与最低者之间的差距是所有各年份中最大值,为0.35。如果将其作为漏报看待,则也是该段时期中漏报率最大的年份,不过只有17%。并且,我们看到这种差距在1990年代后期变得很小,甚至都不到0.1;只是2001年人口与生殖健康调查结果在2000年出现了一个奇怪的凸起,导致这个差距扩大为0.22。但无论如何,不同渠道统计都表明1995年以后全国时期生育水平已经处于极低水平(1.4以下)。

以这些调查统计为基础,即使我们考虑再加上 0.3(即上述所见在较早年份的最大差值,相当于近 $18\sim20\%$ 的漏报率)的保险,TFR 也不过是 $1.5\sim1.7$,何况我们至今没有确切证据可以认为真实的全国性漏报水平有这么高。那么这就与当前政府部门和很多人口学者坚持认为全国总和生育率水平还在 1.8 甚至以上的认识之间存在着明显的不一致。如果从 2000 年普查数据来看,计算的总和生育率为 1.23,如果认为真实的总和生育率水平仍在 1.8 之高,则意味着本次普查的出生漏报高达 32%。

下面我们对不同调查数据所计算的各年份去进度效应总和生育率统计进行比较(见表 4和图 5),这一指标消除了时期生育年龄变化的影响,因而是对终身生育水平的一个更好估计。

首先应该指出,通常的认识(建立于 TFR 指标之上)认为,中国的生育水平在 1980 年代处于徘徊 波动阶段,而其下降只是 1990 年代的事。但是图 5 表现出,实际上 TFR' 水平从 1987 年便已经开始持续下降。

其次,进入 1990 年代后,我们便拥有三个不同来源的统计结果可供比较。这三种统计结果各自都存在比较明显的波动^①,并且它们之间也存在着差异。比如就 1995 年而言, 1997 年调查数据计算的 TFR'值和 2001 年调查数据计算的 TFR'值都表现出下凹,而普查数据计算的 TFR'值却表现为凸起。但是如果忽略掉这些明显的波动不计,这三种来源的 TFR'统计值都表明终身生育水平在 1990 年代也是下降的,在 1993 年便下降到 1.8 以下,到 1990 年代后期则已经下降到 1.6 以下。这一大体趋势实际上反映出 1990

① 这种波动 —是由于去进度效应总和生育率的计算对生育年龄变化幅度十分敏感, 第二个可能的原因是因为计生委调查的全国样本规模相对较小, 比如 1997年调查的育龄妇女只有 1.5万人, 2001年调查的育龄妇女只有 3.8万人。本文所用样本规模虽然很大(相当于全国 1%人口, 涉及的 1990~2000年出生人口便达到 18万), 但是由于采用母子匹配方法间接地获得生育数据, 其中有一小部分出生的母亲年龄和孩次信息还须按假定来估计, 也会导致一定的误差。

年代妇女终身生育水平从明显高于转向接近于现行生育政策所要求的平均生育水平(1.47)。

年份	1997 年调查 ^①	2001 年调查②	2000 年普查③
1987	2 617		
1988	2 434		
1989	2 260		
1990	1. 945		
1991	1. 752	1. 935	1. 839
1992	1. 866	1. 975	1. 853
1993	1. 758	1. 728	1. 688
1994	1. 730	1. 753	1. 593
1995	1. 542	1. 667	1. 901
1996	1. 711	1. 778	1. 657
1997		1. 431	1. 466
1998		1. 365	1. 557
1999		1. 584	1. 579

表 4 各年份去进度效应总和生育率(TFR')

数据来源:① 郭志刚(2000a)根据 1997 年全国人口与生殖健康调查数据计算;

- ② 曖峰(2003)根据2003年全国人口与生殖健康调查数据计算;
- ③ 本文用母子匹配方法根据 2000 年全国人口普查 1 ‰样本数据计算。

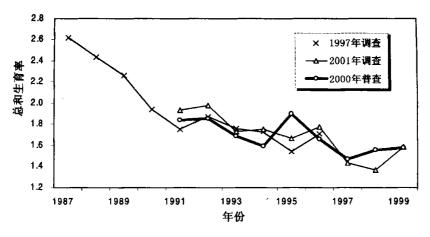


图 5 不同来源的全国 TFR 水平比较

再次,由于我们已知所有调查数据都显现出在 1990 年代各孩次生育年龄有明显推后的表现,那么根据人口学原理可以推定,常规总和生育率一定会明显偏低于终身生育水平之下。如果暂不考虑调查数据中的出生漏报,在修正了进度效应以后,1990 年代后期 TFR'水平其实基本上还处于生育政策要求的终身生育水平之上。再反过来看这一调整指标的基础,即按常规总和生育率,由于其低于终身生育水平的进度效应负偏差很大(在 0.3 左右),因此 1990 年代后期极低的 TFR 生育水平也并不是什么太难以置信的现象。相反,如果要认为 2000 年的 TFR 还在 1.8 以上,那么再考虑进度效应的偏差(即再加上 0.3),岂不是说当前中国妇女终身生育水平仍在更替水平附近甚至之上吗。从表 4 和图 5 中我们知道,那实际上仅相当于 1980 年代末期的水平。

进入 1990 年代以来, 对出生漏报的讨伐之声很大, 但认真的统计研究很少, 其原因是所有调查都未发表关于事后质量追踪调查的信息。有关部门虽然曾经几次对出生漏报的问题进行过清查, 其统计结果也并不公开发表, 其结果致使统计研究人员无法对调查统计结果做出认真的评价和更深入的分析, 始终

处于迷茫状态。其实,人们对当前生育水平的印象早就与实际调查统计结果之间相去甚远。

仅从以上现有各种调查原始数据的生育水平结果的比较和分析来看, 笔者更倾向于相信在 1990 年代后期, TFR(作为时期实际生育水平测量)已经处于 1.5 以下的可能性很大, TFR'(作为终身生育水平测量)已经处于 1.7 以下的可能性也很大。这两个数量水平大约相当于在现有调查统计的基础上再考虑加上约 18%出生漏报的影响得到的结果。也就是说, 当前育龄妇女的实际生育水平确实很低, 终身生育水平已经接近生育政策的要求。

这些判断不仅是基于上述这些生育统计,还可以引证其他一些统计匡算的研究结果。比如,丁峻峰(2003)根据 2000 年人口普查得到的全国 0~9 岁分年龄人口数,利用生育基数法推算出 1991~2000 年中国大陆妇女总和生育率平均为 1. 46, 其推算的 1999 年和 2000 年 TFR 分别为 1. 11 和 1. 35。崔红艳、张为民(2002)利用五普数据 0~9 岁分年龄人口回推了各年的出生人数、出生率和总和生育率,其回推各年总和生育率的平均水平为 1. 52, 其推算的 1999 年和 2000 年 TFR 分别为 1. 09 和 1. 30。于学军(2002)曾以国家统计局历年公布的总人口、出生率、死亡率为准推算了 1990~2000 年的总和生育率,这样推算的各年 TFR 水平都比通过上述直接调查得到水平要高得多,其平均水平为 1. 94。但是我们知道,统计部门公布的历年出生统计都曾在年度调查数字上经过层层调整加码。即使这样,于学军推算的 2000 年 TFR 也不过为 1. 55。然而,于学军发现如果与这些推算的 1990 年代生育水平对应,那么 2000 年普查时少儿人口应该为 3. 2 亿,但实际上普查公布的登记少儿人数只有 2. 9 亿,少了 3200 万人^①。而于学军又以五普少儿人口数为准反推的 1990 年代各年 TFR 的平均数仅为 1. 62,其中 2000 年 TFR 也仅有 1. 32。这说明, 五普数据与统计部门以往公布的出生率之间出现了明显的不一致。

此外,笔者对全国按不同生育政策划分的人口所做的预测模拟也从另一角度发现了同样的问题。由于国家统计部门公报的 2000 年全国总人口与公布的有性别年龄结构的登记总人口之间有 2246万人的缺口,人口模拟无法直接应用 2000 年普查的性别年龄别人口数据作为预测基数,因此只好仍采用 1990 年全国人口普查的性别年龄别人口表作为基数,然后按照假定生育水平从 1990 年先"打靶"至 2000 年底总人口,然后再继续不同方案的人口发展模拟。在"打靶"中如果假定生育水平在 1990 年代持续下降,并于 2000 年达到生育政策要求(TFR=1. 47),那么 2000 年底的模拟总人口结果为 12. 58 亿。尽管这一模拟结果还低于普查公布的总人口数(当然更低于 2000 年年底的人口统计数),然而模拟的 2000 年底的少儿比例(24. 29%)已经显著超出了 2000 年人口普查的相应统计(22. 89%)。需要说明,这一人口模拟是用年龄别孩次递进生育模型完成的。上述模拟的总和生育率结果是根据各年预测出生数与各年期中年龄别育龄妇女人数按常规生育率方法计算的。并且,在模拟中也并未考虑生育年龄推迟的效应。这一人口模拟的总人口数在 1996 年以前与政府公布的统计数互有高低,但以后便一直低于政府公布的统计数。而且,这一模拟得到的出生率结果在前 5 年基本高于政府公布的相应统计,而在后 5 年则比较明显的低于政府公布的统计。

后来为了使长期模拟结果更为保险,笔者又另做了一次"打靶",略微提高了 1990 年代的假设生育水平,这样便使 2000 年底模拟的总人口数提高到 12.695 亿,超过了普查公报总人口。这一保险方案"打靶"时所用的 1990 年代生育水平相当于假定从 1990 年各类生育政策人口的实际生育水平逐步下降,在 2000 年时有 TFR= 1.61 (该模拟假定全国在 2005 年才达到政策生育率水平 1.47)。但这样一来,2000 年底时少儿人口比例便提高到 25.0%,其结果更加高出 2000 年人口普查的登记结果 22.89%。由此可见,如果要是假定 2000 年的总和生育率水平还在 1.8 之高的话,那么预测得到的总人数就会大大超过普查公报的大陆总人数,所得的少儿人口比例也会比普查统计结果高出更多。

① 2000年全国人口普查公布总人口(经过1.81%漏登率的调整)为1265亿人,而实际登记人口为1243亿人,差额为2246万人。也就是说,如果统计部门公布的历年出生率正确,按于学军的推算,五普得到的少儿人口数就应大得多,并且这一差额甚至远大于五普公报总人口与五普实际登记总人口的差额。

总之,国家统计部门在 1990 年代历年公布的出生率及隐含的生育率其实已经远远高于这一期间实际调查的生育水平,并且也与 2000 年普查得到的少儿人口登记数完全对不上口了。而所有应用实际调查和普查数据计算的总和生育率水平都表明 2000 年的 TFR 在 1.3 左右。即使考虑一定程度漏报而需要调整,现在仍用 TFR 为 1.8 (甚至以上)作为当前的实际生育水平显然再也说不过去了^①。至于 1990 年代国家统计部门公布的出生率与本次普查结果之间的不一致,一方面可以怀疑是本次普查漏报的原因,另一方面也同样可以怀疑历年公布的出生率被调得过高了。过去一些小规模调查的证据表明存在着极严重的生育漏报,但是我们尚没有更多的证据确定这些局部地区的严重漏报情况到底对全国的生育统计有多大的统计意义,以致方方面面总是处于对调查结果半信半疑的状态。但是第五次人口普查以后,即使接受第五次人口普查公布的总人口数字,权且不再计较那 2000 多万人的缺口,也难以拒绝时期生育水平并不是一般地低于更替水平、而是已经降至极低的结论。同时,如果考虑到妇女终身生育水平正逐渐接近政策生育率水平的分析结果,以及再考虑到 1990 年代存在着很强的进度效应,那么这种极低的时期生育率其实也并不是十分难于理解的。

参考文献:

- 1 Bongaarts John and Griffith Feeney. 1998. On the Quantum and Tempo of Fertility. Population and Development Review 24(2): 271—291/约翰°邦加茨、格里菲斯°菲尼. 生育的数量与进度(中译文). 人口研究, 2000: 1
- 2 Shryock, H. S., Siegel, J. S. and associates. The Methods and Materials of Demography. Condensed Edition. Edward G. Academic Press. Inc., 1976. Appendix C.
- 3 陈胜利. 1982~1992 年中国人口状况的变化. 载蒋正华主编. 1992 年中国生育率抽样调查论文集. 中国人口出版 社. 1996 12~20
- 5 格里菲斯·费尼, 袁建华. 中国的生育水平低于更替水平吗? 载蒋正华主编. 1992 年中国生育率抽样调查论文集. 中国人口出版社, 1996: 48~55
- 6 郭志刚. 从近年来的时期生育行为看终身生育水平. 人口研究, 2000; 1(a)
- 7 郭志刚. 时期生育水平指标的回顾与分析. 人口与经济, 2000; 1(b)
- 8 郭志刚. 中国近期生育水平的研究. 1997 年全国人口与生殖健康调查论文集, 中国人口出版社, 2000: 11~24 (c)
- 9 郭志刚. 利用人口普查原始数据对独生子女信息的估计. 市场与人口分析, 2001; 1
- 10 郭志刚, 张二力, 顾宝昌, 王丰. 从政策生育率看中国生育政策的多样性. 人口研究, 2003; 5
- 11 季咏华. 论八十年代中国妇女生育水平的变化. 载国务院人口普查办公室, 国家统计局人口统计司编. 中国 1990 年人口普查国际讨论会论文集. 中国统计出版社, 1993; 459
- 12 徐绍雨.八十年代中国妇女生育状况分析. 载国务院人口普查办公室,国家统计局人口统计司编.中国1990年人口普查国际讨论会论文集.中国统计出版社,1993:438
- 13 于景元,袁建华. 近年来中国妇女生育状况分析. 载蒋正华主编. 1992 年中国生育率抽样调查论文集. 中国人口出版社, 1996: 21~34
- 14 曾毅. 我国 1991~1992 年生育率是否大大低于替代水平. 载蒋正华主编. 1992 年中国生育率抽样调查论文集. 中国人口出版社, 1996: 56~63
- 15 张为民. 崔红艳. 对 2000 年人口普查人口总数的初步评价. 人口 研究, 2002; 4
- 16 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

(责任编辑:陈 卫 收稿日期:2003-12)

① 政府部门在不同正式场合和非正式场合仍将 2000 年及以后的实际生育水平按 TFR= 1.8 来考虑。由此,联合国及所属机构(ESCAP, 2002)、以及美国人口咨询局(2002)出版的人口数据至今索引中国的 TFR 为 1.8。