

中国近期生育水平的研究

——1997年生殖健康调查数据的胎次递进分析

中国人民大学人口研究所 郭志刚

进入80年代后期，中国生育水平结束了总和生育率在2.5左右之间的多年徘徊，开始新的下降。进入90年代以后，总和生育率下降到更替水平以下。1992年中国生育率调查的数据分析肯定了这一结果。尽管不同的研究人员所计算的总和生育率数值不同（陈胜利，1996；于景元、袁建华，1996；曾毅，1996），但是都一致发现其水平很低。对于这一结果，有几种不同的认识：1、认为进入90年代以来，出生漏报情况越来越严重，1992年的调查数据也有同样严重的问题，所以低于更替水平的总和生育率统计不可信。2、根据1992年调查与以往数据的一致性比较，基本肯定了这一结果。但是发现了一个规律，即距调查越近的出生漏报问题越明显，而较早的出生则漏报问题不明显。

我们能否相信关于生育水平的抽样调查数字，实际上悬而未决。这是因为：既然是抽样调查，统计结果中肯定包含抽样误差，因此历次抽样调查数据不可能完全吻合。并且，所有统计调整都必须根据一定的统计假设，而这些假设本身也难以确认。所以，统计调整只是一种估计，对于抽样调查统计结果既不能完全证伪，也不能完全证实。也就是说，各种统计结果的一致性分析，虽然可以提供一些确认这些统计结果的证据，但并不能排除它们都同时存在一致性偏差的可能。所以，统计结果一致性的比较、以及统计调整的可信度都是相对的，被限制在基础数据准确性水平的范围之内。在它们之间发生一定矛盾时，对于比较各方都同时提出了质疑，也很难完全根据一方否定另一方。但是，我们不能否定这种一致性检验的必要性，因为可靠性虽然不等于有效性，但没有可靠性就没有有效性。

除了提高基础数据的准确性，我们没有其他更好的办法来取得更好的统计结果。1997年生殖健康抽样调查调查为两阶段抽样，第一阶段样本规模约18万人口，第二阶段样本约为1.5万育龄妇女。由于最终样本规模较小，其统计结果的抽样误差相对较大（不是说调查的偏差一定很大）。但是，1997年生殖健康抽样调查数据使我们可以再次对以往数据进行一致性检验，同时也使我们得到1992年以来我国生育水平的变化情况的信息。

所以，这里对于1997年调查的数字的分析，并不企图得到一个十分可信的生育水平数字，而主要是观察生育水平变化的趋势。并且，由于政府和公众近年都在关心生育水平太低了而导致的未来过份严重的人口老龄化及相应问题，存在漏报的数据并不影响为了解这些情况提供一个生育水平的参考下限。

由于总和生育率指标只是对年龄进行了规范化，然而未对胎次构成加以规范化，在80年代我国计划生育实践中对它的应用性曾引发过很多争论，人口学界便开始寻找其他人口统计指标。于是，胎次递进分析因为其能够控制育龄妇女现有孩次构成而开始得到采用。

二. 胎次递进总和生育率及递进比

此次调查询问育龄妇女的所有胎次情况，既包括活产，也包括死胎死产、自然流产、人流引产、以及现孕。这里计算的胎次递进比仅考虑活产胎次。

根据胎次递进比计算胎次递进总和生育率的公式为：

$$PPTFR = P_0 + P_0P_1 + P_0P_1P_2 + P_0P_1P_2P_3 + \dots$$

其中， P_i 为胎次*i*向胎次*i+1*的递进比。

也就是说，调查中最高胎次是多少，计算胎次递进总和生育率时就要对多少项递进比连乘积进行合计。但是，尽管本次调查有关胎次的问题一直追询到15胎，但在调查数据结果中，高胎次出生数实际很少，因此相应递进比很小，且相应的多个递进比连乘积项对胎次递进总和生育率的贡献也已经很小。所以在利用1997年调查数据所得数据进行分析时，只计算到 P_7 ，即第7胎向第8胎的递进比，更高胎次的影响忽略不计。另外，在实际计算中，总是选择一定间隔期间来计算其间的递进比。由于实际调查数据中30岁以上的初婚和初育事件数量极少，因此在计算出生向初婚和出生向初育递进时，年龄区间截断在出生与事件发生间隔30个整年。而两次生育之间及初婚至初育之间超过10个整年以上的事件也非常少，所以采取胎次之间间隔截断在10个整年进行计算。

表1列出根据本次调查数据所计算的胎次递进总和生育率，并提供其他学者对1992年调查数据所计算的胎次递进总和生育率作为比较。

从上表比较中可以看出，1997年调查数据所计算的1986至1991年的年度胎次递进总和生育率与其他两篇文章所计算的结果十分接近。看起来一致性比较结果很好。但是与以往调查所得胎次递进总和生育率的比较不存在距调查时间远漏报少的现象，而是在可比较的年份中其差距几乎是一致的。

从1997年调查数据所计算的胎次递进总和生育率也反映出80年代后期至90年代初之间的生育水平下降，并且在1990年达到更替水平以下，之后进一步向更低水平发展。但是从1994年以后，生育水平似乎已几近极限，下降幅度十分不明显了。如果再考虑到抽样调查中可能发生的距调查时间越近出生漏报越多的问题，我们同样可以怀疑上述微弱下降是否真实存在。

表1 胎次递进总和生育率（PPTFR）比较

| 年份 | 1997年调查 | 1992年调查 ^① | 1992年调查 ^② |
|------|---------|----------------------|----------------------|
| 1986 | 2.43 | 2.43 | 2.40 |
| 1987 | 2.47 | 2.50 | 2.48 |
| 1988 | 2.28 | 2.29 | 2.27 |
| 1989 | 2.23 | 2.25 | 2.24 |
| 1990 | 2.09 | 2.10 | 2.09 |
| 1991 | 1.73 | 1.76 | 1.75 |
| 1992 | 1.63 | 1.66 | |
| 1993 | 1.59 | | |
| 1994 | 1.45 | | |
| 1995 | 1.44 | | |
| 1996 | 1.43 | | |

数据来源：

^① 于景元、袁建华(1996)计算。

^② 格里菲斯·费尼、袁建华(1996)计算。

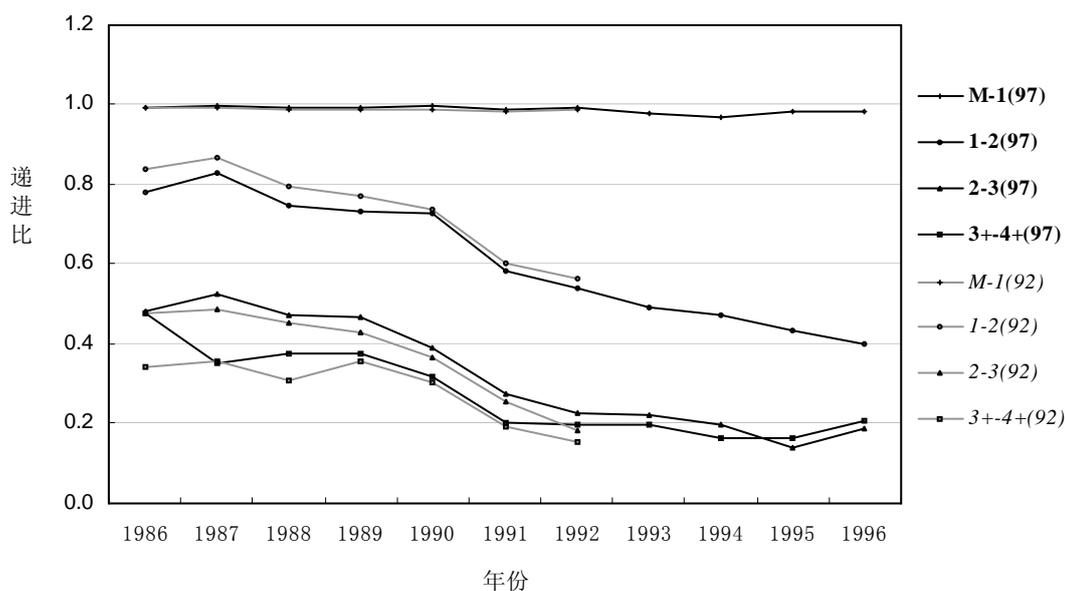
表2提供了根据1997年生殖健康抽样调查数据计算的全国胎次递进比。其中， $B \rightarrow M$ 、 $M \rightarrow 1$ 、 $B \rightarrow 1$ 、 $1 \rightarrow 2$ 、 $2 \rightarrow 3$ 、 $3+ \rightarrow 4+$ 分别表示妇女从出生向初婚、从初婚向一胎生育、从出生向一胎生育、从一胎生育向二胎生育、从二胎生育向三胎生育、以及三胎及以上生育向四胎及以上生育的递进。

表2 根据1997年调查数据计算的全国胎次递进比

| 年份 | 递进比 | | | | | |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | B→M | M→1 | B→1 | 1→2 | 2→3 | 3+→4+ |
| 1986 | 0.996 | 0.993 | 0.984 | 0.779 | 0.481 | 0.477 |
| 1987 | 0.996 | 0.997 | 0.990 | 0.830 | 0.526 | 0.353 |
| 1988 | 0.994 | 0.995 | 0.982 | 0.746 | 0.471 | 0.374 |
| 1989 | 1.000 | 0.991 | 0.987 | 0.731 | 0.469 | 0.375 |
| 1990 | 0.992 | 0.998 | 0.975 | 0.729 | 0.389 | 0.320 |
| 1991 | 1.000 | 0.989 | 0.969 | 0.583 | 0.275 | 0.202 |
| 1992 | 0.993 | 0.991 | 0.967 | 0.539 | 0.227 | 0.198 |
| 1993 | 0.974 | 0.978 | 0.971 | 0.493 | 0.222 | 0.198 |
| 1994 | 0.994 | 0.967 | 0.917 | 0.471 | 0.199 | 0.165 |
| 1995 | 0.995 | 0.986 | 0.957 | 0.433 | 0.140 | 0.166 |
| 1996 | 0.962 | 0.985 | 0.961 | 0.400 | 0.187 | 0.207 |

以作图方式将根据1997年调查数据所计算的胎次递进比与于景元、袁建华(1996)用1992年生育率调查数据所计算的胎次递进比做一比较。(参见图1)

图1 两次调查胎次递进比的比较



注：1992年调查结果取自于景元、袁建华(1996)。

尽管两次抽样调查的胎次递进总和生育率十分近似，但是其中各胎次递进比却并不是如此一致。由图1可见，相比1992年调查结果，1997年结果的0→1胎和1→2胎递进比在可比年份都相对较低，而2→3胎和3+→4+胎递进比反而有所提高。这种差别当然可能出于不同样本的抽样误差，也可能是由于其他研究人员在以往分析中所指出的，在回顾性调查中，距离调查时点越近漏报越严重(曾毅，1996，第57页；于景元、袁建华，1996，第22页)。如果是这一原因，那么两次调查的结果比较则意味着：一方面存在漏报，即隐瞒了距调查时间较近的生育(对多次生育的妇女意味着较高胎次生育)，以致1992年调查结果中多胎递进比比本次调查中相应年份结果低；另一方面还可能存在漏报同时伴随误报，即隐瞒了较早的生育，而将较

晚生育的多胎报成一胎或二胎出生，以至1992年调查结果中的M→1胎和1→2胎递进比高于1997年调查的相应数字。总而言之，漏报和误报与超计划生育紧密联系。但是应该注意的是，其结果不但会影响较高胎次的生育统计，而且会影响一胎二胎的生育统计，如一胎二胎出生所占比例、胎次别生育率、胎次别递进比等等。因此，这种漏报和误报相结合的情况，不仅会影响距离调查时间较近年份的统计，而且因为漏报的出生属于较早的生育而影响距离调查时间较远的年份。

但是，总的来看，两次调查结果的各胎次递进比比较接近，并且在可比年份中的一般变化趋势基本是一致的。因此，值得进一步深入分析。

1997年调查结果表明，0→1胎递进比在所分析的时期中呈十分微弱的下降趋势。1→2胎、2→3胎的生育递进在1986~1992年间却呈明显下降趋势。3+→4+递进虽然局部波动，但这段时期中的总趋势也是明显下降。

然而，1993年以后，除了1→2胎递进比仍在持续下降以外，其他递进比都没有明显的下降。这里有几层意义：

第一，1993年以后胎次递进总和生育率的下降主要是通过1→2胎递进比的下降实现的。由于1→2胎递进的降低，使得更高胎次递进比的分母减少，因而其对胎次递进总和生育率的效应减少。也就是说，生2胎的妇女减少了，尽管多胎递进比没有明显降低，但多胎的发生相对减少了。

第二，由于这里虽然计算的是年度递进比，而年度1→2胎递进比的降低，实际上是受该年度以前各年生育1胎但尚未生育2胎的人数影响的，她们累积起来成为该年年初时向2胎递进的分母。所以，该年的递进比降低并不只是一年计划生育工作的成绩。

第三，近年来1→2胎递进比不断降低，已经到了很低的程度。这意味着已生育1胎尚未生育2胎的人数越来越多，她们到底是推迟2孩生育还是已经决定终止生育虽然都对控制人口数量增长有好处，但对于未来生育水平变化则有不同意义。如果是推迟生育，则意味着这一递进比面临一定程度回升。如果是终止生育，那么这样低的全国1→2胎递进比是否是计划生育政策所希望达到的？

第四，尽管1992年以后多胎递进比并没有明显降低，并且2→3胎递进比与3+→4+递进比不断接近，甚至出现3+→4+递进比高于2→3胎递进比的情况（由于3+→4+递进比为开口胎次递进比，因此它高于2→3胎递进比完全是可能的），然而从胎次递进总和生育率的各项递进比乘积来看，向3胎及以上的递进生育对总和生育率的附加值大幅度下降。

所谓多胎递进生育对递进总和生育率的附加值为：

$$\Delta PPTFR(2+)=PPTFR-P_0-P_0P_1$$

其中，附加值标号“2+”表示2→3、3→4等更高胎次递进。

向多胎的递进比对总和生育率中的附加值如下：1986年为0.68；1990年为0.41；1992年为0.15；1996年为0.09。

B→1列为出生至初育的递进比，它并不区分初育之前是否初婚，因此，实际上对描述生育更直接。从表3看出，B→1递进比从1986~1996年期间基本上在一直下降。由于中国的传统文化影响，中国妇女的非婚生育比例一向很小，而一胎生育又往往密集地分布于结婚之后的较短期间内，但这一传统可能正在发生变化。因此妇女从出生向初婚(B→M)和从初婚向初育(M→1)的递进比对于分解向一胎递进影响因素是很重要的¹。从表3中可以看到，1986年以来B→M和M→1都呈现波动中的下降趋势。这种波动和下降幅度在1992

¹ 这里所说的分解并不是严格数学意义上的分解。尽管通常说 $P_{B-1}=P_{B-M} \times P_{M-1}$ （参见G. Feeney and Jingyuan Yu, 1987），那只在计算递进时的间隔区间完全开放（即没有任何截断）时才成立。由于实际计算往往采取一定截断方式进行，因此造成 $P_{B-1} \neq P_{B-M} \times P_{M-1}$ 。如本文对B→M和B→1的递进计算截断在30整年，而M→1递进及以后胎次递进的计算截断在10整年，就意味着 P_{B-1} 中不包括31岁及以上的初育。而分解为B→M和M→1计算递进时，一个28岁初婚的人在35岁初育（婚育间隔在10年以内）的情况则包含在计算中，可见，由于截断计算，向初育递进的直接表达式和间接表达式之间已不能完全对应。但是，由于被截断的事件例数较少，所以表3中仍存在 $P_{B-1} \approx P_{B-M} \times P_{M-1}$ 的关系，可视为近似分解。

年以后变得较为显著。但是，总的来说，绝大多数人都在截断区间内完成了初婚和初育。也就是说，上述传统发生变化的统计性影响尚不十分明显。

三. 平均胎次间隔

时期胎次递进总和生育率反映的是按时期递进比递进生育条件下一个假设妇女出生队列的平均终身生育量，而时期胎次递进比可以推导出最终的胎次结构。这些都是就生育数量而言的。而对于人口发展来说，不仅最终生育数量是重要的，而且完成生育的进度也很重要²，即晚婚、晚育、拉开生育间隔也会对人口发展产生重要影响。

于景元、袁建华（1996）利用1992年生育率调查数据计算了在胎次递进比基础上的平均初婚年龄和胎次递进间隔。这种平均统计指标是指生命表意义上的平均，而不是简单的算术平均。下面，将根据1997年生殖健康调查数据计算的相应结果（表3）与之比较³，同时分析1993年以来初婚年龄和胎次递进间隔方面的变化。

表3 根据1997年调查数据计算的全国婚育胎次递进的平均间隔

| 年份 | B→M | M→1 | B→1 | 1→2 | 2→3 | 3+→4+ |
|------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|
| 1986 | 21.371 | 1.663 | 22.859 | 3.388 | 3.010 | 3.007 |
| 1987 | 21.340 | 1.696 | 22.936 | 3.136 | 2.835 | 2.748 |
| 1988 | 21.429 | 1.730 | 22.941 | 3.346 | 2.756 | 2.979 |
| 1989 | 21.476 | 1.689 | 23.037 | 3.163 | 3.449 | 3.122 |
| 1990 | 21.666 | 1.693 | 22.944 | 3.318 | 2.645 | 2.829 |
| 1991 | 21.925 | 1.755 | 23.174 | 3.210 | 3.072 | 3.291 |
| 1992 | 21.933 | 1.807 | 23.411 | 3.548 | 2.961 | 2.441 |
| 1993 | 22.018 | 1.681 | 23.356 | 3.609 | 2.810 | 2.196 |
| 1994 | 22.329 | 1.794 | 23.590 | 3.913 | 2.810 | 2.428 |
| 1995 | 21.995 | 1.781 | 23.572 | 3.939 | 2.480 | 2.268 |
| 1996 | 23.093 | 1.771 | 23.792 | 4.204 | 2.495 | 2.274 |

图2、图3和图4绘出了根据1997年调查的假设队列各事件的平均递进间隔，并同时提供了于景元、袁建华（1996）根据1992年调查所计算的结果来进行比较。

从图2可以看出，在可比年份1986~1992年期间，1997年调查的平均初婚年龄比1992年调查的相应数字低0.5~1岁，这有可能是由于距事件发生时间越长的调查所形成的年龄选择偏差越大（G. Feeney and Wang Feng, 1993）。但是，两者在升高的趋势上是很一致的。并且还可以看出，这一升高趋势在1993年以后仍在继续。基于1997年调查数据，1986~1996年期间的平均初婚年龄提高了1.7岁。从图2还可以看出，同一期间的平均初育年龄也在随初婚年龄而同步提高，反映了由于社会经济发展和计划生育工作的深入，越来越多的人实行晚婚晚育。

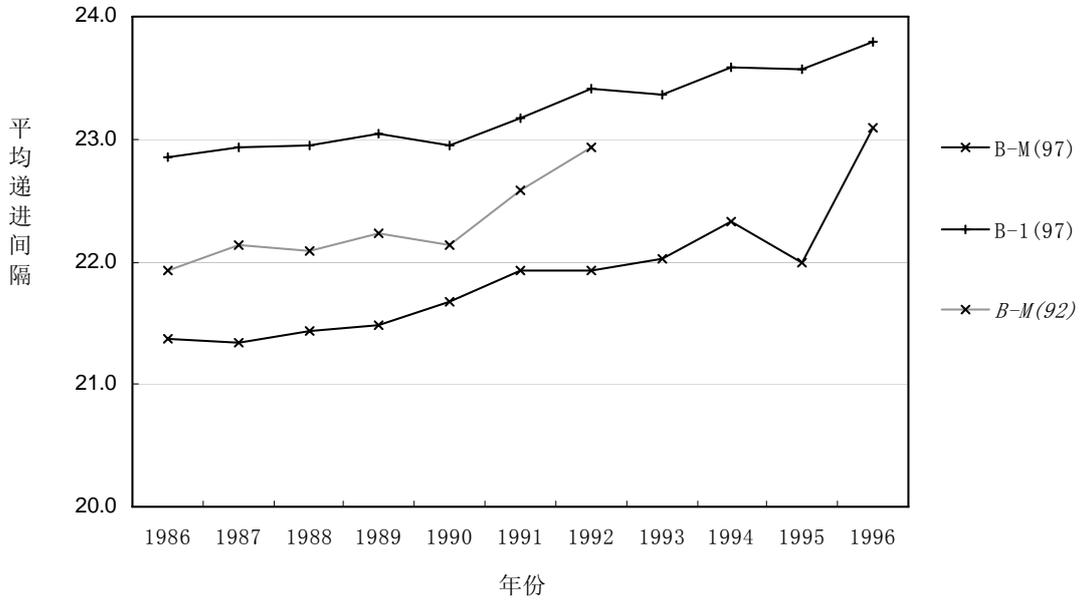
图3反映出，1997年调查的M→1间隔高于1992年调查的相应数字，而两者都一致反映出M→1间隔十分稳定，几乎没有什么变化。1997年调查所得1→2间隔低于1992年调查的相应数字，但也比较一致。从

² 这里所说的生育进度，即很多人所说的生育时间或生育速度。J. Bongaarts和G. Feeney (1998)专门研究了生育的数量和进度(tempo)之间的关系。从理论和技术分析角度来说，tempo理解为进度比理解为时间或速度更为贴切。

³ 如前所述，实际计算中总是选择一定间隔期间来计算其间的平均间隔。本文根据数据的情况在计算中采取平均初婚年龄和平均初育年龄区间截断在出生与事件发生间隔30个整年、其他递进截断在10个整年进行计算。由于于景元、袁建华的论文中并未具体说明其选定期间，因而两套结果可能口径不完全对应而使可比性欠缺。但是，这种欠缺不至影响我们对变化趋势的认识。

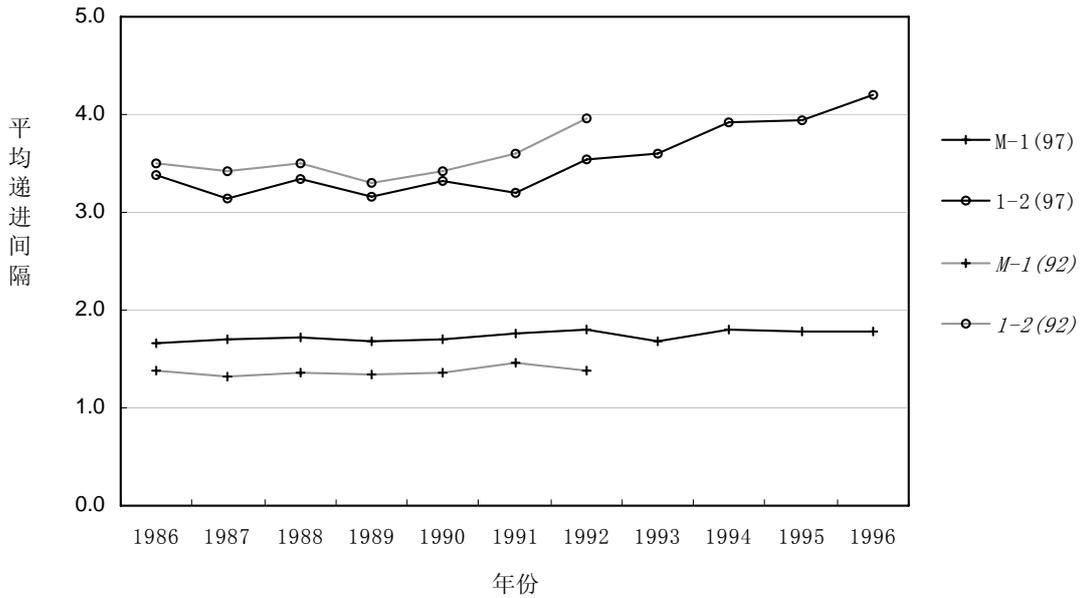
1992年调查的1→2间隔已经可以看出1990~1992年发生了较明显的上升，而1997年调查结果在同时期的变化趋势尚不明显，但是明确反映出1992年以后1→2间隔日益扩大。

图2 两次调查的平均初婚年龄和平均初育年龄



注：1992年调查平均初婚年龄数据取自于景元、袁建华(1996)，而平均初育年龄缺。

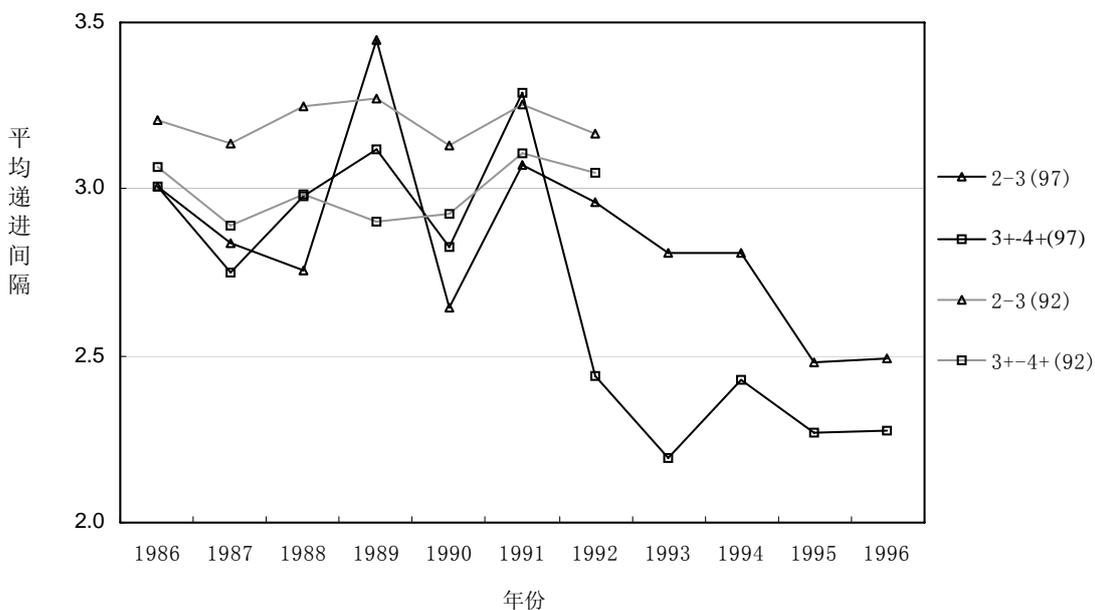
图3 两次调查的低胎次平均递进间隔



注：1992年调查平均间隔数据取自于景元、袁建华(1996)。

图4提供了两次调查所计算的多胎平均递进间隔。1992年数字已经存在一定的年份波动，反映出在1986~1992年期间，2→3胎间隔的变化趋势很不明显，3+→4+间隔依稀可见略有增加。而1997年调查样本规模只有1992年调查样本的三分之一强，因此所计算出的2→3间隔和3+→4+间隔均有较大的年份波动。从1997年调查的相应结果看，1986~1991年期间两项指标看不出趋势变化。然而，尽管1992年后这两项指标仍然存在一定波动，但却一致反映出近几年来多胎递进间隔存在减小的趋势，减小的幅度还相当大。这反映出，虽然多胎递进大大减少，而多胎生育进度却在提前。即一旦决定生育多胎，便急于完成。这一信息提示，在限制多胎生育方面的工作更加紧迫，必须提前着手，否则很容易错过工作时机。

图4 两次调查的多胎平均递进间隔



注：1992年调查平均间隔数据取自于景元、袁建华(1996)。

四. 农村与城市递进生育指标的分析

中国的农村和城市社会经济发展水平差距很大，并且实行不同的生育政策，因此分别计算其递进生育指标具有重要现实意义。

表4提供了根据1997年调查数据计算的城乡胎次递进总和生育率，以及其中2胎及以上妇女继续递进生育的增量部分。图5对1997年与1992年两次调查的递进总和生育率结果进行了比较。

从图5可以看出，两次调查在可比年份中居民生育率之间的差别大于村民相应生育率差别，但是都一至反映出生育率下降的趋势。其中居民生育率因为已经处于很低水平，因而远不如村民生育率的下降程度。

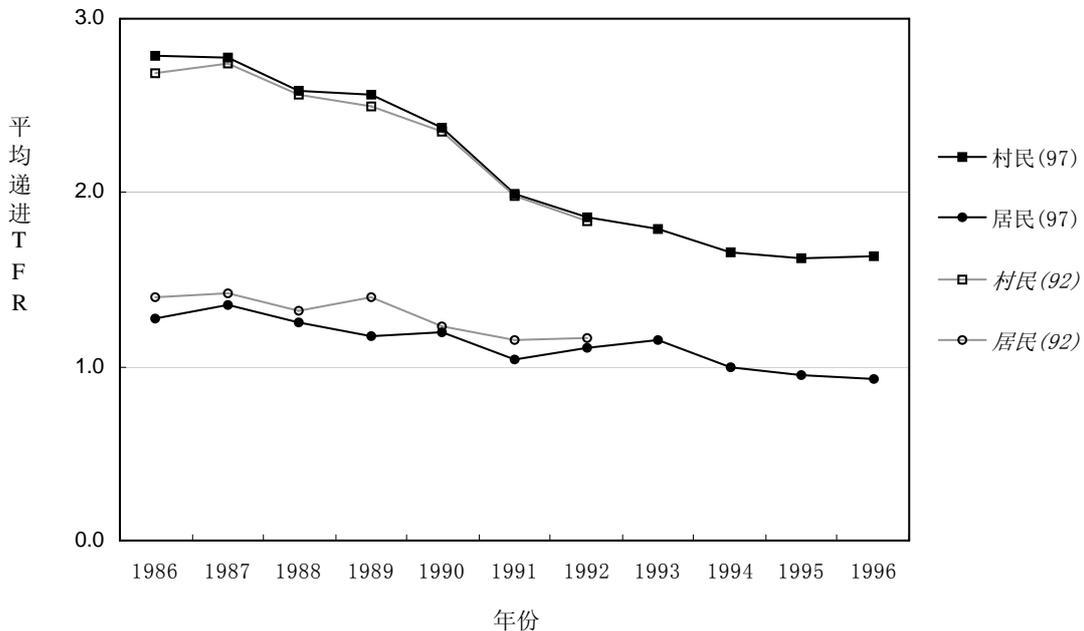
图5还表明，两次调查的村民递进总和生育率十分接近，都反映出这一指标的显著下降。我们还看到1997调查所得曲线微呈S型，反映出这一下降中变化速度从递增转为递减的过程。其中，1990~1991年之间下降幅度最大，农村递进总和生育率也下降到更替水平以下。尔后下降幅度逐渐减小，1994年以后下降几乎停止。这反映出80年代后期至90年代初期，农村计划生育工作水平跃上了一个台阶，进而影响到全国水平。如果此次调查数字比较准确，则说明农村时期生育率（假设队列）已经达到、甚至低于对全国的终

身生育率的政策要求⁴。在这种情况下，生育率指标不再可能进一步大幅度下降。如果继续下降，则不是由于政策执行有过紧的偏差，便是统计数字不实。但是，我们对调查数据的把握性到底有多大，目前还难以进行估计。尽管如此，1997年调查数据仍然肯定近年生育水平大幅度下降的趋势。

表4 根据1997年调查数据计算的城乡胎次递进总和生育率

| 年份 | 村民 | | 居民 | |
|------|-------|--------------------|-------|--------------------|
| | PPTFR | Δ PPTFR(2+) | PPTFR | Δ PPTFR(2+) |
| 1986 | 2.790 | 0.878 | 1.275 | 0.079 |
| 1987 | 2.780 | 0.838 | 1.354 | 0.034 |
| 1988 | 2.589 | 0.709 | 1.254 | 0.075 |
| 1989 | 2.565 | 0.680 | 1.179 | 0.046 |
| 1990 | 2.376 | 0.524 | 1.198 | 0.009 |
| 1991 | 1.998 | 0.279 | 1.037 | 0.003 |
| 1992 | 1.861 | 0.201 | 1.110 | 0.008 |
| 1993 | 1.788 | 0.180 | 1.154 | 0.052 |
| 1994 | 1.653 | 0.140 | 0.996 | 0.016 |
| 1995 | 1.622 | 0.086 | 0.956 | 0.019 |
| 1996 | 1.633 | 0.129 | 0.928 | 0.002 |

图5 两次调查的城乡递进总和生育率



注：1992年调查平均间隔数据取自于景元、袁建华(1996)。

表4还提供了城乡由于三胎及以上递进生育所形成的总和生育率增量。说明在1986~1996年期间，由多胎递进形成的农村总和生育率增量从0.878下降到0.129，落差为0.749，占同期递进总和生育率落差1.157的65%。与总和生育率下降最快的期间相同，多胎递进增量下降最快的期间也在1990~1991年间。

⁴ 路磊、林富德估计全国按政策要求的终身生育率为1.7，更严格地说是1.62（参见林富德、翟振武，1996：第11页）。

这一情况说明，多胎生育的减少是这段时期递进总和生育率下降的主要原因。但是，应该注意到，多胎生育减少的作用在上述时期中的作用是不断变化的，从多胎递进增量在总和生育率中的比例变化便可以看出。1986年这一比例还高达31%，1992年只有11%，到1996年还有8%。也就是说，多胎递进减少的作用主要发挥于1992年以前。1992年以后多胎递进增量在总和生育率中的比例已经降到10%以下，而且这一比例在后来年份中下降幅度很小，并开始出现波动。所以，其今后继续减小的变化也不会有像80年代末和90年代初那样大的影响。

城市情况与农村完全不同，多胎总和生育率增量在1986年时已经极低，之后也在下降，则下降的余地很小。因此，多胎增量的落差只占递进总和生育率落差的22%。

表5至表8分别提供了城乡的胎次递进比和平均间隔。与于景元、袁建华根据1992调查数据所计算的可比年份（1986~1992）的递进比指标相比，可以概括为以下几点：第一，1997年调查所得全部可比年份的农村M→1递进比都大于1992年调查的相应指标，而多数可比年份的城市M→1递进比也大于1992调查数字。第二，无论城市还是农村，在1→2胎递进比上，绝大多数年份是前次调查的统计值较高。第三，在农村2→3胎递进比上，大多是前次调查值较低，而城市这一指标上却是两次调查均分高低。这些特征可以在一定程度上印证前面所讨论过的关于漏报及其误报的情况。比如，前次调查的农村M→1递进比都低于本次调查的相应数字，可能是已经生育了一胎尚未生育二胎的妇女瞒报一胎的结果。而农村1→2胎递进比在7个可比年份中，以前次调查数为高有6个年份，其中5个年份都伴有2→3胎递进比低于本次调查数，并且它们中绝大多数处于离调查时点最近的年份。这可能反映出由于多胎生育发生于调查前不久，为了避免暴露，便瞒去一胎，使事实上的三胎报成二胎。由于计算时期递进比不仅参考胎次，而且参考年份，便导致所瞒1胎出生年份的M→1递进比较低，而误报的2胎会使1→2递进比提高。当然，这只是统计数字分析引发的一种推测。

本次调查所得城乡的递进平均间隔与1992年调查结果相比，有以下几个特征：第一，无论城乡还是具体年份，所有可比的平均初婚年龄均是1992年调查的统计值高，并且都普遍高出0.8岁左右。第二，所有M→1间隔均为1992年调查所得统计值低，差值在0.3~0.4左右。第三，所有1→2间隔均为1992年调查所得统计值较高，农村差值多分布于0至0.5之间，而城市差值分布于0至1.5之间。第四，绝大多数2→3间隔均为1992年调查值高，差值在0.4~0.6之间，只有少数年份是1992年调查值低。这里的差别可能涉及到抽样的误差和偏差问题，也可能有计算方法不同的问题。同时，也可能与漏报、误报有关。

表5提供了根据1997调查数据计算的农村胎次递进比。其中，B→M和M→1递进比都较为稳定。B→1递进比显示出在90年代初有所下降，而后来有所回升。1→2、2→3和3+→4+三类递进比都显示出明显的下降趋势。值得注意的是，在11年中，1→2递进比下降幅度最大，到1996年在生育过一胎的妇女中只有略多于50%的农村妇女生育二胎。要是按照这种统计结果，农村普遍生育二胎的说法便要过时了。但是与此同时，多胎递进还在20%左右。

表5 根据1997年调查数据计算的村民胎次递进比

| 年份 | B→M | M→1 | B→1 | 1→2 | 2→3 | 3+→4+ |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1986 | 0.981 | 0.996 | 0.991 | 0.930 | 0.503 | 0.497 |
| 1987 | 0.994 | 0.998 | 0.993 | 0.956 | 0.565 | 0.365 |
| 1988 | 0.998 | 0.990 | 0.983 | 0.912 | 0.497 | 0.377 |
| 1989 | 1.000 | 0.994 | 0.992 | 0.900 | 0.497 | 0.385 |
| 1990 | 0.991 | 0.998 | 0.982 | 0.887 | 0.416 | 0.319 |
| 1991 | 0.995 | 0.989 | 0.972 | 0.767 | 0.296 | 0.209 |
| 1992 | 1.000 | 0.985 | 0.975 | 0.703 | 0.238 | 0.198 |
| 1993 | 0.985 | 0.987 | 0.974 | 0.651 | 0.228 | 0.188 |
| 1994 | 0.996 | 0.976 | 0.938 | 0.613 | 0.204 | 0.159 |
| 1995 | 0.998 | 0.994 | 0.976 | 0.574 | 0.126 | 0.172 |
| 1996 | 0.981 | 0.994 | 0.983 | 0.530 | 0.196 | 0.219 |

从表6可以看到,从80年代中期至90年代中期,农村的平均初婚年龄(B→M)提高了近2岁,平均初育年龄(B→1)提高了近1岁,1→2胎递进间隔也增加了1年以上,反映晚婚晚育在农村日益得到普及。但是,表6也同时反映出2→3和3+→4+的多胎递进间隔与此相反,不仅没有延长,反而有所缩短。

表6 根据1997年调查数据计算的村民平均胎次递进间隔

| 年份 | B→M | M→1 | B→1 | 1→2 | 2→3 | 3+→4+ |
|------|--------|-------|--------|-------|-------|-------|
| 1986 | 20.889 | 1.627 | 22.439 | 3.345 | 3.071 | 3.001 |
| 1987 | 20.987 | 1.628 | 22.452 | 3.085 | 2.888 | 2.715 |
| 1988 | 21.124 | 1.696 | 22.613 | 3.336 | 2.773 | 2.973 |
| 1989 | 21.302 | 1.666 | 22.721 | 3.140 | 3.502 | 3.163 |
| 1990 | 21.219 | 1.660 | 22.613 | 3.251 | 2.660 | 2.837 |
| 1991 | 21.534 | 1.735 | 22.825 | 3.254 | 3.132 | 3.307 |
| 1992 | 21.591 | 1.751 | 22.976 | 3.640 | 2.854 | 2.467 |
| 1993 | 21.542 | 1.622 | 22.908 | 3.822 | 2.920 | 2.267 |
| 1994 | 21.870 | 1.784 | 23.246 | 4.196 | 2.788 | 2.453 |
| 1995 | 21.552 | 1.718 | 23.152 | 4.173 | 2.462 | 2.249 |
| 1996 | 22.744 | 1.724 | 23.401 | 4.433 | 2.458 | 2.252 |

城市四胎及以上的案例过少,已无统计分析价值,因此没有在表7和表8中提供。三胎生育的数量也很有限,表7和表8中虽然不加调整地列出了2→3递进比,其统计意义也很难断定。这里只对其他递进类型指标进行简单概括。

对比80年代,90年代的B→M和M→1递进比都有所下降,这在两者综合反映的B→1递进比上可以更明显地看出。1→2胎递进比除个别年份有回升(也很难排除是随机波动)在整个期间基本上处于下降趋势。

表8中可以看出,80年代中后期城市平均初婚年龄有一定程度的下降,但进入90年代以后,城市平均初婚年龄一直不断提高。尽管城市婚龄高于农村1~2岁,但初婚初育间隔只比农村略微长一点。并且在近年婚龄提高的过程中,初婚至初育间隔虽然有所波动,但看不出有延长的趋势。从初育年龄来看,从80年代到90年代一直在波动中提高,90年代比80年代约提高了0.5岁。1→2胎递进间隔从80年代到90年代主要是在3.3至4.1的范围中波动,延长的趋势并不明显。

表7 根据1997年调查数据计算的居民胎次递进比

| 年份 | B→M | M→1 | B→1 | 1→2 | 2→3 |
|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 1986 | 0.995 | 0.989 | 0.964 | 0.241 | 0.313 |
| 1987 | 0.995 | 0.994 | 0.981 | 0.346 | 0.099 |
| 1988 | 0.961 | 1.000 | 0.971 | 0.215 | 0.232 |
| 1989 | 1.000 | 0.978 | 0.969 | 0.169 | 0.208 |
| 1990 | 0.978 | 0.997 | 0.959 | 0.241 | 0.026 |
| 1991 | 1.000 | 1.000 | 0.950 | 0.089 | 0.032 |
| 1992 | 0.989 | 1.000 | 0.945 | 0.167 | 0.050 |
| 1993 | 0.953 | 0.925 | 0.956 | 0.153 | 0.178 |
| 1994 | 0.953 | 0.937 | 0.861 | 0.139 | 0.130 |
| 1995 | 0.986 | 0.951 | 0.877 | 0.068 | 0.313 |
| 1996 | 0.916 | 0.908 | 0.868 | 0.067 | 0.035 |

表8 根据1997年调查数据计算的居民平均胎次递进间隔

| 年份 | B→M | M→1 | B→1 | 1→2 | 2→3 |
|------|--------|-------|--------|-------|-------|
| 1986 | 22.910 | 1.792 | 24.526 | 3.299 | 2.734 |
| 1987 | 22.571 | 1.951 | 24.826 | 3.427 | 1.519 |
| 1988 | 22.490 | 1.783 | 24.106 | 3.645 | 2.347 |
| 1989 | 22.400 | 1.737 | 24.227 | 4.308 | 2.931 |
| 1990 | 23.309 | 1.788 | 24.213 | 4.088 | 3.000 |
| 1991 | 23.278 | 1.929 | 24.453 | 3.310 | 1.000 |
| 1992 | 23.147 | 1.999 | 25.033 | 3.884 | 8.000 |
| 1993 | 23.667 | 1.839 | 24.950 | 4.107 | 1.463 |
| 1994 | 23.540 | 1.822 | 24.719 | 3.784 | 3.110 |
| 1995 | 23.490 | 2.024 | 25.129 | 3.481 | 2.731 |
| 1996 | 24.130 | 1.796 | 25.029 | 3.778 | 6.000 |

五. 小结与讨论

归纳以上比较和分析，可以得出以下几个主要结果。

第一，根据与1992年调查结果相比，其主要数据大致吻合。所以，完全可以肯定上次调查得到的基本统计结论，即进入90年代以后，中国的生育水平已经降至更替水平以下。

第二，此次调查数据的分析结果表明，这一生育率下降的趋势近年来一直在继续。但是，由于生育水平已经达到很低程度，已经反映出停止下降的迹象。

第三，90年代的生育率下降在农村反映十分突出。多胎生育递进已经降到很低程度，二胎生育递进比也发生大幅度下降，以至农村递进总和生育率也已经达到了对全国的生育政策要求。

第四，90年代的生育下降不仅是与多胎递进下降相联系的，而且是与初婚、初育年龄的显著提高和一胎至二胎间隔延长相联系的。

第五，从本次调查与1992年调查的结果的比较，再次证明了以往研究认为距调查时间越近的出生越容易发生漏报的结论。根据所计算的指标比较，本文还推论了这种漏报有时可能与胎次误报相联系的猜测。

我们不仅需要得到统计指标，而且还需要对所得到的统计指标有一个恰当的判断和评价。在当前，如何正确理解和看待以往及本次调查的这些统计结论对于形成政策建议是十分重要的问题。

过去一段时间，人口学界主要把精力放在了统计调查数据的质量问题上。今天看来，虽然这仍然是一个极为重要的问题，但是我们还需要特别注意我们已经熟知的那些指标的缺陷，以便加以适当的改进。

中国的生育政策制定是建立在妇女终生生育数量的基础上，然而计划生育调控主要还是基于不断得到的最新时期总和生育率指标。目前基于年龄别生育率计算的时期总和生育率，由于其所需数据较少、计算简单而得到广为应用，人们已经十分习惯了从这种时期总和生育率来判断人口形势。但是简单化地理解和应用总和生育率很容易产生问题。

国际人口学界从50年代就发现时期生育率统计受很多时期因素影响，而中国人口学界在80年代初以来也有很多关于时期指标与队列指标的讨论，特别是集中在总和生育率指标上。大家一致公认的是，时期指标（特别对于正在转变中的时期）偏重于反映短期行为，不能等同于终身生育率看待。此外，还必须注意到，转变中的时期指标往往可能大大偏离队列的终身指标。这是因为，从理论上说，只有长期稳定的婚育模式才可以通过时期指标加以准确的描述，并在模式不变的假设条件下通过这些统计指标进行外推的人口

预测。但是，婚育年龄的变化也在时期统计数据上产生反映，导致这时的综合时期指标（如总和生育率）并不能作为终身生育数量的准确描述，其年龄序列指标（如年龄别生育率）也不能作为新的模式的准确描述。也就是说，在转变期间，由于实际中原有模式向新模式之间的转换产生的衔接问题，使得时期指标反映的是两个模式的混合情况，即已经按原有模式完成了事件的部分和正在按照新模式发生事件的部分的混合体，而不是单纯的新模式。比如，在转变过程中，年长的年龄组已经按原有模式完成了生育，所以不再有事件发生；而年轻的年龄组按照新的模式尚未婚育。其实，我们并不能辨别这些尚未婚育的人到底是推迟婚育，还是终止婚育。但是如果将时期指标理解为一个模式，实际上便是将这两个部分硬捏到一起，将尚未婚育作为终身不婚不育来理解。这显然是一种误解。应该说，不分稳定时期还是转变时期、简单地将时期指标作为队列模式来理解是人口学中存在的一个比较普遍的问题。这一问题的产生是与人口学尚不能提供较好的队列指标相联系的，因为实际需要使人们不能等待转变完成再来进行计划和调控工作。

Bongaarts和Feeney(1998)认为，终身生育率是纯生育数量指标，而时期总和生育率TFR中却既包含数量效应也包含进度效应（即每个妇女发生婚育事件的年龄上的变化，因而也是时间上的变化）。从这一思路出发，他们对常规的以年龄别生育率为基础的总和生育率加以调整，提出一种控制进度效应的调整总和生育率指标来近似反映终身生育量。也就是说，根据时期中所体现的进度变化将时期总和生育率TFR中的进度效应排除出去，使调整后的TFR'中不再包含进度效应，以更好地估计终身生育数量。他们以美国多年的系列数据对这一方法进行了测试，效果很好。尤其值得参考的是，他们将这一方法应用于台湾数据时发现，虽然台湾自从1986年以来总和生育率大大低于更替水平（ $TFR \approx 1.7$ ），期间正是平均生育年龄提高最快的时期，但是在对进度效应进行调整以后，所得的调整总和生育率便相当接近于更替水平，也就是说，进度效应的存在使台湾这段时间的总和生育率比相应的终身生育率（用TFR'来预计）降低了0.4。

本文的统计分析采用了时期胎次递进分析方法，虽然具有能对胎次进行统计控制等优点，但是，本文作者认为，这一统计指标并没有根本摆脱时期生育进度效应（反应在间隔变化上）的影响。所以，在胎次递进比基础上所计算出的总和生育率也不能完全避免常规总和生育率中包含的进度效应。也就是说，在转变时期，将其作为终身生育率的描述也存在一定问题。

所以，我们不能只是把注意放在数据质量上，因为现阶段正处于婚育模式转变当中，即使数据质量很好，我们所采用的指标对工作的有效性仍然存在问题。

张二力、苏荣挂（1996）曾指出，“一定要注意婚、育‘空档’之后潜伏着‘堆积’的危险，一旦工作稍有放松，平缓下来的人口出生高峰还将再起。”本文作者基本同意这一重要提示。但是认为现在还需要进一步区别，生育率提高究竟是反弹至原有模式的终身生育水平，还是反映出新模式的真实的终身生育水平

从本次调查结果来看，前几年生育水平确实很低。估计两个原因同时存在，一个是群众所追求的终身生育数量减少了，另一个是婚育时间推迟了。这两者相互联接，绞在一起。如何在统计上分析描述，有待进一步研究。鉴于本次调查中农村胎次递进总和生育率已经降至全国生育政策要求的总和生育率以下，很难相信这是终身生育量的减少所致。而且，调查结果很明显地表现出，后者在降低时期生育率上的作用已经大大减少。因此，即使计划生育工作做得很好，如果今后终身生育数量减少的作用不能抵消所推迟的生育到期的作用，其结果便是生育率有所回升。所以，由推迟生育的到期所导致的时期生育率回升完全是意料之中的事。这并不是一件坏事，不能与失控相提并语。

总之，正确理解和预计中国人口的长期发展是制定政策的基础。要做到正确理解和预计，还面临很多实际问题和困难。比如，基础数据的准确性问题，如何更全面地描述当前生育情况的问题，如何更有效地将时期指标与终身生育水平在技术上联系起来的技术方法问题。就是解决了这些技术方法问题，制定政策还存在如何协调人口发展各方面的问题（如人口控制的代价和人口老龄化与减缓人口增长速度和限制人口最大规模之间的矛盾）。

鉴于生育过程是一个长期行为，因此生育政策也要相对稳定才好。在目前状况下，宜采取谨慎态度。应该说，现在计划生育处于比80年代相对宽松的形势，可以根据具体情况对政策做某些调整，但不能将简

单将此次调查的某些时期性统计结果作为长期发展的事实来理解，而根本错误地估计了人口形势，以致出现新一轮的政策多变。

参考文献：

- 陈胜利 1996 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：12-20页。
- 于景元、袁建华 1996. 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：21-34页。
- 曾毅 1996 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：56-63页。
- 格里菲斯·费尼、袁建华 1996. 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：48-55页。
- 林富德、翟振武 1996. 《走向二十一世纪的中国人口、环境与发展》，高等教育出版社。
- 张二力、苏荣挂 1996 中国90年代生育趋势分析。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：7-11页。
- Feeney, Griffith and Jingyuan Yu. 1987 Period Parity Progression Measures of Fertility in China. *Population Studies*, 41:77-102.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney. 1998. On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review* 24(2): 271-291.
- Feeney, Griffith and Wang Feng. 1993. Parity Progression and Birth Intervals in China: The Influence of Policy in Hastening Fertility Decline. *Population and Development Review* 19: No. 1: 61~101.