

从近年来的时期生育行为看终身生育水平*

——中国生育数据的去进度效应总和生育率的研究

郭志刚

【内容摘要】 面临近年来极低的全国总和生育率(TFR)水平,有关研究一方面集中于出生漏报的估计,一方面集中于针对极低生育水平的对策研究。但是,还有一个重要问题却被忽视了,即由于近年来生育年龄变化而使得TFR指标的内在缺陷更为突出,已不能很好反映妇女终身生育水平。就此,本文介绍了Bongaarts和Feeney新近提出的去进度效应总和生育率(TFR')方法。应用中国历年生育数据对TFR'方法的检验表明该指标的确比TFR指标更接近于实际队列的终身生育率。而根据最新调查数据的分析表明,虽然近年TFR仅为1.3,但作为从时期生育行为对终身生育水平的较好估计,近年TFR'值却为1.7,这表示全国终身生育率大体仍在政策要求的水平以上。如果再进一步考虑数据中的出生漏报问题,那么实际终身生育水平还会更高。本文还分析了其他有关指标,并对该方法在应用中的若干技术问题进行了讨论。

【作者简介】 郭志刚,男,1954年生,现为中国人民大学人口研究所所长,教授,博士生导师。邮编:100872。

1 引言

1992年中国生育率抽样调查数据表明,进入90年代以后全国总和生育率已经降到更替水平以下。对此人口学界和计划生育工作部门近年来一直议论纷纷,许多人对这样低的总和生育率水平表示疑问。根据1997年全国人口与生殖健康调查所提供的最新数据,使我们能够再次进行一致性比较,并了解最近几年来总和生育率变化趋势。

表1提供了根据1997年全国人口与生殖健康调查数据所计算的近年各年份的全国总和生育率值,同时将其他来源的总和生育率值列出进行比较。

相比之下可以看出可比年份(1986~1992)中,1990年及以前各年份的TFR为统计局公布数高于1992年调查计算数,而1997年调查计算数比它们都高(差别在0.09至0.25之间)。如果不考虑1997年调查中城乡权重问题及其抽样误差问题,起码可以肯定距调查越近

*本文为教育部人文社会科学研究项目《我国下世纪前期人口生育政策与社会的可持续发展》的专题研究报告之一;并受教育部人文社会科学跨世纪优秀人才培养计划基金资助。

的出生漏报越多的现象是很明显的。

然而, 1997 年调查数据计算的 TFR 仍然显示出, 自从 1990 年以来, TFR 下降到更替水平以下。于是, 尽管相距 1992 年调查又过了 5 年, 1997 年调查再次大体印证了 1992 年调查的主要结论。值得注意的是, 1990 年以后 TFR 并不是一个单调下降的趋势, 而是在 1994 年达到最低点 1.32, 之后又有一定回升。这一现象并不能归因于距调查越近出生漏报越多, 相反近期出生容易漏报的存在反而更能说明这种回升的存在。但这种结果是否出于在 1997 年调查中比较重视近年生育而采取了一些防止漏报的相应手段的结果, 现在还不得而知。

本文作者根据 1997 年调查数据所做的胎次递进比分析表明^①, 生育率下降的趋势近年来一直在继续。90 年代的生育率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 1 胎至 2 胎间隔延长相联系的。但是, 由于生育水平已经达到很低的程度, 最近 2 年的统计值已经反映出停止下降的迹象。

实际工作和科学研究不仅要求取得统计指标, 而且还要求对所取得的统计指标有一个恰当的判断和评价, 以把握人口发展形势。因此, 如何正确理解和看待以往及本次调查的有关统计结果, 其对策意义十分重要。尽管统计数字失实虽然仍然是一个极为重要的问题, 但我们也不能忽视其他有关方面的重要问题, 比如常规统计指标有效性方面的缺陷和误导问题, 以利不断加以适当的改进。

中国现行生育政策以妇女终生生育数量为基础, 然而实际工作中的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误导。

国际人口学界从 50 年代就发现时期人口统计指标易于波动, 受时期因素影响很大, 按“假设”队列解释时期指标的有效性存在缺陷。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。比较公认的结论是, 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, 不能很好代表终身生育水平。

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, 由于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)也并不能作为新的模式的准确描述。也就是说, 在转变期间, 由

表 1 不同来源的全国总和生育率 (TFR) 数字

年份	1997 年调查	统计局公布 ^[1]	1992 年调查 ^[2]
1986	2.59	2.42	2.46
1987	2.66	2.59	2.57
1988	2.41	2.31	2.28
1989	2.40	2.25	2.24
1990	2.29	2.17	2.04
1991	1.75	2.01	1.66
1992	1.57		1.47
1993	1.51		
1994	1.32		
1995	1.33		
1996	1.35		

数据来源:

[1] 见《中国人口统计年鉴—1996》。

[2] 见于景元、袁建华 (1996)^②。

于实际中原有模式向新模式之间的转换所产生的衔接问题,使得时期指标反映的是两个模式的混合特征,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,在生育转变过程中,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。尽管这一问题在理论上已经得到一定认识^③,但是在实际中仍主要沿用总和生育率作为从当前生育行为估计终身生育率的手段。其原因是人口学尚不能提供较好的以时期生育行为来反映队列终身生育水平的统计指标,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 中却既包含生育数量效应也包含着生育进度效应(即每个妇女发生婚育事件的年龄上的变化,因而也是时间角度上的变化)。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,提出一种能够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。尤其具有启示意义的是,在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。

所以,我们不能仅把注意力放在数据质量上,因为现阶段我国正处于新一轮婚育模式的迅速转变当中,即使数据质量很好,我们现在所采用的总和生育率指标对生育政策研究的有效性仍然存在严重问题。

从本次调查结果来看,前几年生育水平确实很低。估计同时存在两个原因,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。本文将利用全国历年生育数据对 Bongaarts 和 Feeney 所建议的去进度效应总和生育率指标(或简称调整总和生育率,标志为 TFR') 进行检验,并根据 1997 年全国人口与生殖健康调查数据对中国近年来的 TFR' 进行研究分析。

2 方法和数据

鉴于去进度效应总和生育率是新近提出的指标,在此先对其设计思路及操作做一简单介绍,详细内容请参考 Bongaarts 和 Feeney (1998) 的原文。

常规 TFR 可以被视为由数量和进度两个分量组成。所谓数量分量为当测量 TFR 的时期中假如不存在生育时间变化情况时的 TFR 值;所谓进度分量即由于生育时间变化所发生的歪曲。假设一个最简单的情况,只考虑 1 个出生队列,妇女在出生年均匀出生。每个妇女终生只生一个孩子,且在确切年龄 23 岁生育。这样一来,这一队列的生育都在同一年 (t) 发生,

并且只需要考虑 1 胎生育。实际上 t 年的 TFR 便等于该年的 23 岁年龄别生育率 $f_{23,t}=1$ (其他 $f_{x,t}$ 为 0), 即 t 年的 $TFR_t=1$ 。当这个出生队列的妇女完成生育时, 其终身生育率 CFR 等于这一队列在 23 岁那年的时期 TFR_t (即等于 1)。也就是说, 那一年 TFR 中的进度效应为 0。但是当生育年龄变化时, 比如生育年龄提高到 23.1 岁, 变化值为 $r=0.1$, 就意味着现在该队列中只有 90% 出生较早的人在 t 年生育, 而 10% 出生较晚的人 would 推到 $t+1$ 年生育, 于是 t 年的 $f_{23,t}$ 会减少, 有 $f_{23,t}=0.9$ 和 $TFR_t=0.9$ 。TFR_t 的变化是受到了进度效应的影响。但队列的 CFR 不受生育进度变化的影响, 仍然是终生生育一个。因此, 由于生育年龄变化使这一队列的生育横跨了两个日历年, CFR 不再等于 TFR_t 了。

它在实际中产生的问题是, t 年时我们只有最新的 TFR_t, 却要判断队列的 CFR。因此, Bongaarts 和 Feeney 就此提出了他们的建议, 即根据 t 年生育进度的变化来调整 TFR_t, 消除其中的进度效应分量, 取得去进度效应总和生育率, 即 TFR'_t, 以较好地反映队列的 CFR。

就上述例子而言, 在生育年龄变化的条件下, 去进度效应的估计值 (即不发生生育年龄变化条件下的统计值) 与年度实际观测值之间的关系为: $f'_{23,t}=f_{23,t}/(1-r)=0.9/(1-0.1)=1$ 。进而, 在 f'_x 基础上计算的年度 $TFR'=\sum f'_x$ 由于去掉了进度效应, 能够较好地反映该队列的 CFR。这便是去进度效应 TFR' 的基本原理。

上述例子只假设了存在生育进度变化, 没有假设生育数量的变化。需要强调的是, 即使是生育数量发生变化, 上述关系仍能成立。因为, 去进度效应的调整并不会影响生育数量分量。

当然, 实际中, 各队列的妇女不只生育一胎, 也不是只在某一确切年龄生育, TFR 计算所涉及的也不只一个队列。但这些都并不改变上述公式所表达的基本关系。对于前一方面, 只需将上述关系对各胎次分别加以统计。对于后一方面, 采用平均生育年龄 (Mean Age at Child-bearing, 简标为 MAC) 的变化来加以反映。于是有基本公式:

$$TFR' = \sum TFR'_i \quad (1)$$

$$TFR'_i = TFR_i / (1 - r_i) \quad (2)$$

其中, i 表示胎次。至于 r_i 则需要先计算年度的 MAC_i , 公式为^①:

$$MAC_i = \sum [f_{i,x} \cdot (x + 0.5) / TFR_i] \quad (3)$$

其中, x 代表单岁年龄组。

为了计算 t 年的 r_i 的值, 还要用到前后相邻年份的 MAC_i 值, 所以下面公式 (4) 中还要加上年份标志。先取 $t-1$ 年与 t 年 MAC_i 值的平均值作为 t 年年初的值, 再取 t 年与 $t+1$ 年的平均值作为 t 年年末的值, 最后, 取年初值与年末值之差作为 t 年的 MAC_i 变化值 r_i 。其公式可直接写为:

$$r_{i,t} = [MAC_{i,t+1} - MAC_{i,t-1}] / 2 \quad (4)$$

可以看出, 公式 (2) 中所含的假设条件是, 某年一定胎次上所有年龄生育的进度变化都是相同的。因为某年的各年龄属于不同队列, 意味着这一方法的基本假设是, 某年所有年龄的妇女的生育都按同样的程度来推延或提前, 而这一程度不受年龄或队列属性的影响。

从计算 TFR' 的 4 个公式还可看出, 所需要的数据资料与计算 TFR 时几乎完全相同, 无非是每一出生的母亲的年龄。所不同的是, 计算某一年的 TFR' 只有在前后两年的数据也同时

具备时才能完成。这就是说在实际工作中 TFR' 的取得要比取得同期 TFR 晚一年。

上述方法还可以应用于比一年长或短的时期,只要 r_i 核算为第 i 孩次平均生育年龄变化的年率口径。

Bongaarts 和 Feeney 特别提示说,在实践中,某些年份的情况与上述假设不符(如战争和饥馑时期,等等),当时生育率迅速而突然地在年份之间变化,这时队列影响是不能忽视的。所以,上述调整公式不应该应用于这种时期。

如前所述,Bongaarts 和 Feeney 应用美国多年的数据对上述方法的实用性进行了检验,其结果说明该方法的效果很好。其检验方法是,追踪某队列,累加得到其在 50 岁时的终身生育率 $CFR = \sum f_x$,注意 f_x 分别来自于系列年份。而一个队列完成生育要涉及 35 年(即 15~49 岁),所以与 35 年的 TFR' 有关。为了比较,将有关年份的系列 TFR' 值进行加权平均,作为该队列终生生育水平的代表。权数为这一队列所处 20~35 岁时那些年份的年龄胎次别规范化生育模式指数(即我们常说的 $g_{i,x} = f_{i,x}/TFR_i$)的平均值。这样一来,对每一队列都能得到 35 个年龄权数,对应着与该队列 35 年生育经历有关的 TFR'。权数之所以只取这一队列所处 20~35 岁时那些年份做计算,是因为该队列的主要生育量是在该时期内完成的,在此时期以外的生育量极小,因而可忽略不计。然而,这一简略可以大大减轻计算工作量。

本文将这一方法应用于中国的生育率数据。先提供这一方法对中国历年生育数据应用性的检验结果,再对根据 1997 年调查所计算的 TFR' 有关结果加以分析评论。

所用中国生育率数据包括 1950 年至 1996 年的全国年龄胎次别生育率。其中,1950~1981 年数据来自于 1982 年全国 1‰ 人口生育率抽样调查(姚新武,1995),1982~1987 年数据来自于 1988 年全国 2‰ 人口生育节育抽样调查(姚新武,1995),1988~1996 年数据是根据 1997 年全国人口与生殖健康调查的原始数据计算的。

尽管人们对近年的生育率调查数据的质量抱有很大疑问,在具体指标水平上有所争论,但是在这些调查能够基本反映中国生育率的变化趋势上是可以肯定的。如前所述,这些数据不仅反映了生育数量的变化,也反映了生育进度的变化。而我们就这样的数据来检验去进度效应的指标方法,是就数据本身(不管其与实际的吻合度)来检验这一方法,应该说是有效的。检验的有效性问题是来自于这些数据对于方法本身的假设不能很好满足,即实际上以往的生育受三年困难时期或生育政策变化等时期性影响很大。

3 检验结果

表 2 提供了根据中国历年年龄胎次别生育率数据所计算的妇女出生队列终身生育率及加权平均 TFR 和加权平均 TFR'。得到完整的终身生育率的队列 14 个,还有终身生育率接近完整的队列 4 个(其累计生育率都达到 45 岁以上)。有关队列累计年龄生育率的截断年龄信息在表中“截断年龄”一列提供。图 1 提供了对终身生育率及其两种不同估计之间的比较。

从图 1 可以明显看出,除了在较早的两个队列加权平均 TFR' 和加权平均 TFR 分别明显处于终身生育率的两侧以外^⑤,其他队列的两个估计指标几乎都处在终身生育率的同一侧,且加权平均 TFR' 要更接近于终身生育率。因此,作为终身生育率的估计,加权平均 TFR' 在总体上比加权平均 TFR 要好得多。

作为多年时期指标的加权平均值,加权平均 TFR' 和加权平均 TFR 都显得比较平稳,不能反映终身生育率在队列上的波动。这反映出,加权平均计算实际上起到了一定的修匀作用。

表 2 妇女出生队列的终身生育率及加权平均 TFR 和加权平均 TFR'

出生队列	终身生育率	加权平均 TFR	加权平均 TFR'	截断年龄
1935	5.298	5.210	5.448	49
1936	5.135	5.055	5.267	49
1937	5.076	4.920	5.083	49
1938	5.012	4.808	4.908	49
1939	4.650	4.730	4.763	49
1940	4.513	4.669	4.646	49
1941	4.581	4.600	4.547	49
1942	4.196	4.475	4.427	49
1943	4.228	4.278	4.259	49
1944	4.078	4.019	4.044	49
1945	3.915	3.723	3.796	49
1946	3.597	3.431	3.557	49
1947	3.501	3.169	3.358	49
1948	3.342	2.935	3.195	49
1949	3.275	2.721	3.050	48
1950	2.886	2.523	2.906	47
1951	2.833	2.351	2.765	46
1952	2.672	2.214	2.626	45

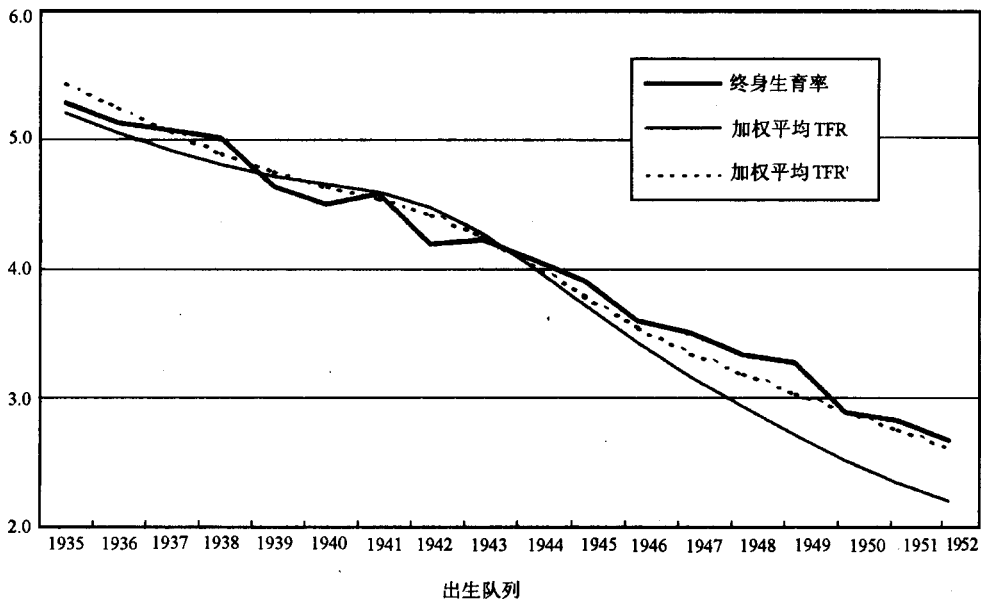


图 1 终身生育率 CFR 与加权平均 TFR 和加权平均 TFR' 的比较

至于加权平均 TFR' 虽然控制了进度效应,但仍然不能与终身生育率吻合,是因为时期影响对于处于不同年龄上的各队列影响并不相同。也就是说,时期不同年龄组在生育年龄的变化上并不相同,而在 TFR' 去进度效应时却假设其相同,采用同一胎次别生育年龄变化指数 r_i 对该年胎次别 TFR_i (即所有年龄的 $f_{i,x}$) 统一调整所至。

越晚的出生队列受计划生育影响越大,生育年龄变化越来越大,时期 TFR 中的进度效应也越来越大。自 1944 年出生队列开始,两种加权平均估计便几乎一致性地低于终身生育率,并且加权平均 TFR 与终身生育率之间的差别越来越显著。1944 年及以后的各队列加权平均 TFR 与终身生育率的平均差为 0.34,而加权平均 TFR' 与终身生育率的平均差只有 0.09。如果从 1948 年队列起算,则前者的平均差为 0.45,后者的平均差仍为 0.09 (其中有一年差为负值)。由此来看,从时期生育率估计终身生育率,调整不调整进度效应大不相同。

应用中国数据的检验得出的结论是,以去进度效应 TFR' 作为终身生育率的估计尽管不是十全十美,但比未调整过的 TFR 要好得多。并且,所用数据中出生队列的生育历程经过了 60 年代初的困难时期及生育政策屡次变化,TFR' 指标仍然体现出大大优越于 TFR 指标,说明这一新指标对于重大时期事件虽然敏感,但在假设条件被违反时仍不失其相对于 TFR 指标的优越之处。

4 近年来 TFR' 指标的分析

由于有关争论主要存在于近年来的 TFR 指标值上,下面利用 1997 年全国人口与生殖健康调查数据对近年 TFR' 指标与 TFR 指标进行比较,并加以分析。表 3 提供了 1987~1996 年期间的 TFR' 及分胎次的 TFR_i,为了比较,同时列出常规计算的 TFR,以及 TFR' 减去 TFR 的差值。

表 3 近年各年份全国 TFR' (5 档胎次): 1987-1996

年份	TFR ₁	TFR ₂	TFR ₃	TFR ₄	TFR ₅₊	TFR'	TFR	TFR' - TFR
1987	1.113	1.065	0.383	0.060	0.057	2.678	2.657	0.021
1988	1.043	0.655	0.423	0.089	0.178	2.388	2.406	-0.017
1989	1.008	0.724	0.240	0.284	0.312	2.568	2.398	0.170
1990	0.987	0.601	0.247	0.114	0.043	1.992	2.285	-0.293
1991	0.902	0.512	0.353	0.041	0.030	1.838	1.746	0.092
1992	0.808	0.821	0.172	0.039	0.040	1.881	1.566	0.315
1993	0.934	0.653	0.119	0.120	0.010	1.837	1.509	0.328
1994	0.915	0.675	0.074	0.061	0.019	1.744	1.320	0.424
1995	1.077	0.384	0.047	0.013	-0.024	1.496	1.330	0.167
1996	1.059	0.370	0.879	0.048	0.008	2.363	1.353	1.011

注:计算 1996 年 r_i 时,要用到 1997 年的 MAC_i 值,继而要用到 1997 年的 TFR_i。对此,假设 1997 年 9 月 10 日调查时以前的出生占全年出生的 2/3 进行估计。

我们看到表 3 中 TFR' - TFR 一列值在 1987~1992 年之间在正负之间反复波动。并且,1996 年的差值甚至大于 1。这是很不正常的统计现象。检查相应各年份的 TFR_i 值,发现这是由于多胎生育估计中出现异常值所致。比如 1987~1991 年之间,1988 年和 1989 年 TFR₄ 和

TFR'_{5+} 特别大, 1995年 TFR'_{5+} 甚至出现负值, 而1996年 TFR'_3 为 0.879, 大到完全不可能相信的程度。经过进一步检查, 发现这些异常估计的出现是由于多胎生育数量已经很少, 而根据他们计算的 MAC 值和 r 值极不稳定所致。

因此, 将3胎及以上合并为一类, 形成较多的案例, 以保证统计指标的稳定性。表4提供了3档胎次的 TFR' 计算结果。

实际上, 表4中 TFR'_1 和 TFR'_2 与表3中完全相同, 而 TFR'_{3+} 的数字已经比较稳定。1988年 TFR'_{3+} 数字较高一些, 经查数据中该年3胎以上出生有237例, 因此可以肯定并不是由于案例太少而导致的波动。数据表明, 近年来多胎生育案例较少, 但都在50例以上, 计算平均生育年龄的抽样误差也不会很大。

表4 近年各年份全国 TFR' (3档胎次): 1987-1996

年份	TFR'_1	TFR'_2	TFR'_{3+}	TFR'	TFR	$TFR' - TFR$
1987	1.113	1.065	0.439	2.617	2.657	-0.040
1988	1.043	0.655	0.736	2.434	2.406	0.028
1989	1.008	0.724	0.528	2.260	2.398	-0.138
1990	0.987	0.601	0.358	1.945	2.285	-0.339
1991	0.902	0.512	0.338	1.752	1.746	0.006
1992	0.808	0.821	0.238	1.866	1.566	0.301
1993	0.934	0.653	0.171	1.758	1.509	0.249
1994	0.915	0.675	0.139	1.730	1.320	0.410
1995	1.077	0.384	0.082	1.542	1.330	0.212
1996	1.059	0.370	0.282	1.711	1.353	0.358

注: 1997年 TFR 的计算假设同表3。

从表4 $TFR' - TFR$ 一列可以看出, 数值基本是由负变正, 大体上可分为两个阶段。1987~1991年期间的平均差为-0.097, 而1992~1996年期间的平均差为0.306。可见1992年以来, TFR 中的进度效应已经不能忽视。并且, 这段时期 TFR 中的进度效应幅度估计与 Bongaarts 和 Feeney (1998) 对台湾1986~1993年所做的进度效应估计(0.4)比较接近。于是, 我们从年份的角度揭示出进度效应对 TFR 的影响幅度。从抽样调查数据本身, 说明由去进度效应 TFR' 所反映的终身生育水平远不像 TFR 所反映的那样低。即使考虑调查中有出生漏报, 进度效应幅度与漏报影响相比也不能忽视。

从理论上分析, 进度效应的估计与漏报出生的母亲在其生育时的年龄有关。如果统计年度前一年漏报出生的生育年龄偏低, 而后一年漏报出生的生育年龄偏高, 就会高估统计年度的进度效应。反之, 则会低估。如果漏报出生的妇女在其生育年份的年龄在前一年和后一年的分布相同, 则进度效应的估计应不受漏报影响。因此, 此方法应用中, 如果还有统计年报或调查后质量抽查提供的漏报生育的妇女生育年龄, 还可以进一步研究漏报生育对进度效应的影响。由于目前没有漏报出生的母亲的生育年龄分布, 暂先在假定这一分布与1997年调查数据的生育年龄相同的角度来看1992~1996年的 TFR' 估计值, 也就是说姑且认为去进度效应的调整没有大的偏差, 那么根据近期生育行为所做的终身水平估计全国 TFR' 值虽然远低于

表 5 近年各年份全国 TFR: 1987-1996

年份	TFR ₁	TFR ₂	TFR ₃₊	TFR
1986	1.187	0.821	0.581	2.589
1987	1.132	0.967	0.558	2.657
1988	1.060	0.791	0.555	2.406
1989	1.037	0.788	0.573	2.398
1990	1.026	0.771	0.488	2.285
1991	0.922	0.543	0.280	1.746
1992	0.841	0.481	0.244	1.566
1993	0.887	0.423	0.199	1.509
1994	0.775	0.396	0.149	1.320
1995	0.874	0.354	0.102	1.330
1996	0.906	0.326	0.121	1.353
1997	1.256	0.404	0.084	1.744

注: 1997 年 TFR 的计算假设同表 3。

年 TFR₁, TFR₁ 开始回升的趋势也已经有所显示。因此, 即使同一期间 TFR₂ 继续下降, TFR 也有所提高。

但是仅从 TFR₁ 分析无法区分所看到其中的高峰到底是由于较低年龄妇女的抢生, 还是较高年龄妇女的推迟生育到期。而且, 也无法区分其的低谷到底是由于低龄妇女抢生结束, 还是一般性生育年龄的提高。对于其他胎次, 就更无法判断这类问题。在分析此问题上胎次别平均生育年龄 MAC_i 可以提供更多的信息。表 6 提供了 TFR' 计算过程中得到的 MAC_i。图 2 为相应曲线图。

从图 2 可以看出, 一胎平均生育年龄 MAC₁ 在 1986~1993 年期间有微弱下降, 反映出这段时期内出现多年 1 胎生育堆积可能是因为部分推迟到期的晚育同时伴有部分年龄较小的妇女抢生所至。而 1993~1997 年期间 MAC₁

于更替水平, 但基本仍在政策要求的终身生育率 1.7 以上^⑥。在这一基础上, 如果再考虑到出生漏报导致低估近期生育率的作用, 那么当前生育行为体现出的终身生育水平还要高一些。

表 4 中 TFR'₁ 和 TFR'₂ 都出现了一些大于 1 的情况, 但仅凭表 4 难以断定这是由于生育“堆积”, 还是由于消除进度效应时调整所造成的。表 5 提供了相应年份的胎次别 TFR, 可以根据它们来判断“堆积”生育问题。

从表 5 的 TFR₁ 一列中可以看到 1986~1990 年期间一胎总和生育率均大于 1, 标志着这些年份中一胎生育有“堆积”现象。然而, 1991 年这一指标值下降到 1 以下, 并在 1991~1994 年基本保持不断下降趋势。而 1995 年以后, 即使不算在假设条件下计算的 1997

表 6 各年份胎次别平均生育年龄

年份	MAC ₁	MAC ₂	MAC ₃₊	MAC
1986	23.58	26.43	30.30	25.99
1987	23.58	26.70	29.75	26.01
1988	23.54	26.61	29.76	25.98
1989	23.55	26.29	30.25	26.05
1990	23.49	26.44	29.58	25.78
1991	23.47	25.72	29.52	25.14
1992	23.44	26.31	29.93	25.33
1993	23.39	26.55	29.46	25.08
1994	23.54	27.02	29.60	25.27
1995	23.70	27.38	29.32	25.11
1996	23.92	27.18	29.10	25.17
1997	23.99	27.62	30.46	25.14

注: MAC 为所有胎次合计的平均生育年龄, 公式

$$\text{为 } MAC = \sum [MAC_i \times TFR_i / TFR].$$

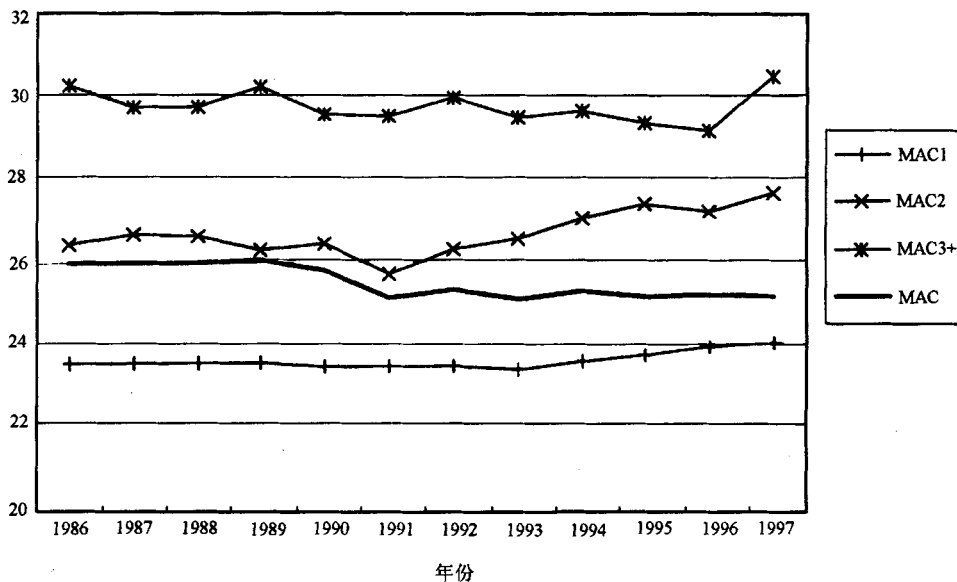


图 2 年度胎次别平均生育年龄的比较

显著上升动态结合同时期较低的 TFR_1 值, 则说明推迟初育年龄是主要原因。由此产生的推论便是, 这段推迟初育势必不断积累一种势能, 在未来初育年龄不再显著提高时形成大批一胎生育而释放出来。其实, 1996 年已经有此苗头出现, 1997 年前 8 个月的生育则更明显 (不过该年 TFR 计算涉及了假设)。

MAC_2 的变化动态与 MAC_1 十分近似, 只不过其阶段分界不是 1993 年而是 1991 年, 且 1991 年以后的上升更为显著。这无疑也意味着潜在的二胎生育势能也正在不断积累起来。

MAC_{3+} 的动态中有若干年份的波动, 除此之外大体显示出多胎平均生育年龄在下降, 因此潜在积累的多胎生育势能问题并不突出。

图 2 中所有胎次的平均生育年龄 MAC 也表现出两个阶段的特点, 并且在每个阶段内都相当稳定。由于在 MAC 时是对各胎次 MAC_i 的加权平均, 抹杀了各胎次平均生育年龄变化的特点, 说明其在研究生育进度效应时不是很好的指标。

严格地说, 以上所分析的胎次别平均生育年龄的动态, 并不完全与去进度效应时对 TFR 的调整完全吻合。这是因为在分析 MAC 动态时是相邻两年的比较, 然而在调整 TFR 时则是根据统计年份的前一年与后一年的比较 (参见公式 (4))。

5 小结与讨论

本文介绍了 Bongaarts 和 Feeney 建议的 TFR' 指标, 并以中国历年生育数据对其有效性进行了检验, 还应用于 1997 年全国人口与生殖健康调查数据对中国近年 TFR' 进行了计算和分析。得到的主要结论是:

5.1 由于去进度效应 TFR' 方法将时期指标与队列指标结合起来时, 较好地解释并克服了常规 TFR 不能控制生育进度效应的内在缺陷, 因此该方法在理论上和分析技术上都具有极为重

要的意义。近年来全国总和生育率下降很快,下降幅度也很大,已经大大低于更替水平。实际工作部门和人口学界的一般反映局限于,一是怀疑数据质量,即出生漏报问题。二是考虑这样的低生育水平会有什么负面作用,如老龄化、四二一家庭结构。而这一方法则提示我们,在生育年龄提高的作用下,TFR 会大大低估终身生育水平,并且从技术上解决了如何从时期生育行为的角度取得更好队列终身生育水平估计值的问题。这样,便使对策研究建立在更为合理的基础之上。

5.2 用中国历年生育数据对 TFR' 指标进行检验的结果表明,尽管中国历年生育数据中存在违反 TFR' 估计的假设条件,TFR' 在反映终身生育水平上仍然优越于 TFR,表现出较强的实用性。并且,计算 TFR' 所需要的基本数据与 TFR 基本相同,其计算方法也并不复杂。

5.3 在根据 1997 年全国人口与生殖健康调查数据对近年 TFR' 进行分析中发现,尽管近年 TFR 只有 1.3,而 TFR' 却为 1.7。两者差距之大,表明对生育进度变化的效应调整与不调整大不一样。如果再进一步考虑到出生漏报的影响,提示我们在对生育形势尚未充分理解和把握时,制定对策时应当更为谨慎,千万不要被极低的 TFR 水平所迷惑。

当然,在充分肯定 TFR' 方法的同时,我们也需要看到这一方法在实际应用中的问题。比如:

1) 由于该方法根据年初和年末的平均生育年龄之差得到本年平均生育年龄的变化,而年初和年末值则分别由相邻两年平均生育年龄内插得到的,因而很难把握短期内(如一年)波动性变化的影响。比如,基期年某胎次的平均生育时间比前一年推后,本来意味着一部分原本该年生育的孩子将推到下一年生育,因而对这一生育进度变化影响的调整将使该年的 TFR' 比 TFR 有所提高,然而由于在估计该年生育进度变化时还要涉及到下一年(r_i 为前一年和后一年平均生育年龄的平均数),所以如果基期的下一年平均生育时间比基期前一年还早,那么估计出现的基期生育时间将不是推后而是提前,因而会导致与基期的实际变化方向正好相反的调整。

2) 由于计算基年 TFR' 时还需要前一年和后一年的基础数据,因此 TFR' 的取得要比取得 TFR 晚一年。

3) 该方法需要大样本,否则估计将不稳定。特别是近年来,高胎次生育的数量很少,而生育的时间变化可能很大,该方法将如同一个放大镜一样,将此变化反映出来,并由此形成对 TFR 的很大调整,甚至产生难以置信的结果。正是因为如此,本文将 5 档胎次估计改为 3 档胎次估计。

4) 统计数据中存在的出生漏报对这一方法的影响不是单向的,本文所做的分析结论的假定条件是漏报出生的母亲生育年龄与登记数据中相同,但这一点尚未得到证明。

总之,尽管 TFR' 方法在实际应用中还存在一些具体问题,并不能掩盖其在理论与技术上的重大突破和贡献。所需要的是不断在此方向加以研究和改进。因此,建议计划生育、统计与人口研究部门重视这一方法的论证和推广,并组织对其做进一步的研究。

注释:

- ① 另稿发。
- ② 曾毅 (1996) 的计算结果与此差别极小。
- ③ 其间也有新方法提出, 如以胎次递进比为基础的总和生育率等, 但因计算较复杂而应用不广。
- ④ 在原发表论文中此公式有打印错误, 下列公式系经与 Bongaarts 通信咨询得到确认后修改的。
- ⑤ 这种情况的发生与回顾调查中产生的时间年龄截断有关。
- ⑥ 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)。

参考文献:

- 1 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
- 2 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
- 3 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
- 4 姚新武. 1995. 中国生育数据集. 中国人口出版社
- 5 Bongaarts, John and Griffith Feeney. 1998. On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review* 24 (2): 271—291

(责任编辑: 宋 严 收稿时间: 1999—11)

Lifetime Fertility of Chinese Women: A Look at the Recent Period Fertility Behaviour

As China records increasingly low fertility, the last decade has seen fertility research concentrating on the estimation of the birth underreporting and on the policies countering the very low fertility. However, one important issue that has been overlooked is the disadvantages of the Total Fertility Rate (TFR) index in representing the lifetime fertility level. This article introduces Bongaarts-Feeney model of calculating the Tempo Adjusted TFR (TFR'), which has a better approximation to the lifetime fertility using fertility data of China. While the recent survey results get a TFR of 1.3, the calculated TFR' stands at 1.7 showing that the lifetime fertility of Chinese women has been basically over the policy level, and the actual lifetime fertility will be higher when taking consideration of the birth underreporting. Some technical issues of the application of TFR' are also discussed.

Guo Zhigang, born in 1954, is director and professor, Institute of Population Research, People's University of China.