

# 再论队列平均子女数不能作为当前 总和生育率的估计<sup>\*</sup>

郭志刚

**【摘要】** 近年国内生育率研究中不断出现以人口调查中 35~39 岁妇女的平均曾生子女数作为当前时期生育水平估计的做法。文章通过人口统计原理的讨论和实际统计结果证明,这种队列累计的平均子女数实际上反映的是一个队列多年积累的生育量,既不能反映当前真实的总和生育率,也不能进一步用来估计同一调查中的出生漏报程度。因此,在生育转变中用这类队列平均子女数作为当前真实生育水平估计在方法上是错误的,并将误导我们对当前生育形势的认识。

**【关键词】** 总和生育率 队列生育 统计时差 估计方法

**【作者】** 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。

## 一、研究背景

20 世纪 90 年代早期,调查统计的总和生育率(TFR)突然降到更替水平以下,随后又继续降到较低水平。由于生育率当时刚刚经历了 80 年代的 10 年徘徊,生育率如此下降,出乎政府统计部门、计划生育部门和人口学者的预料。大家首先判断这种情况是调查统计中发生严重出生漏报的结果,并期待以后通过查漏补齐的方法估计出真实的生育水平。十几年已经过去,历次调查的总和生育率基本均处于 1.5 以下,出生漏报并未查清,真实总和生育率水平也未搞清楚,但在间接估计漏报率和生育率方面有了许多进展。其中,有一种方法是用调查中取得的 35~39 岁年龄组育龄妇女的平均曾生子女数来作为当前时期生育水平的间接估计。

用各年龄平均曾生子女数来反映队列的累计或终身生育水平是人口学早就存在的方法。这种方法因数据易得、计算简单,在计划生育早期用得比较多(李新媛、张泽洪,1983;曲学兰、何新华,1983;陈胜利,1996),但那时都是作为不同出生队列终身生育水平的比较或是用于不同人口类别之间差异的比较,并没有人把它看做时期生育水平总和生育率的估计。后来,随着计划生育发展和人口统计水平提高,以年龄别生育率为基础的总和生育率逐渐得到普及,用以更确切地反映时期生育水平。然而,近年在总和生育率极低因而招致怀疑和否定的情况下,一些人口统计研究尝试以 35~39 岁年龄组或 35 岁一个年龄组的平均生育子女数来估计当前总和生育率。这种方法首先被计划生育部门在人口与计划生育形势分析中采用,并且近年来日趋流行。

必须指出,这种方法并不符合人口统计学原理,而且往往产生误导。本文将从人口统计学原理角度说明这种估计在方法上的错误之处,并且通过实际人口数据结果及模拟测算来展示它的误导性。

---

\* 本研究为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“家庭代际关系的人口社会学研究”(批准号 05JJD840002)的阶段性生活成果。

## 二、人口统计原理分析

实际上,当刚刚出现以这种做法来估计时期生育水平时,便在学术会议和工作会议上受到质疑。比如2002年国家计生委人口与计划生育形势分析报告认为,“第五次人口普查揭示出的35~39岁组妇女的平均活产子女数为1.82;2001年全国人口与生殖健康调查结果表明35~39岁组的平均生育子女数为1.86,以及考虑其他一些因素,由此得出结论:近些年来,全国婚姻状况和生育水平比较平稳,育龄妇女的实际生育水平基本保持在1.8左右”。由于人口学中通常用总和生育率来表达实际生育水平,这一结论却很容易导致人们误以为数据表明总和生育率就是1.8,而这又与极低的调查数据结果相去甚远。笔者为此还曾经正式发表过论文(郭志刚,2004),批评了这样来估计当前生育水平的做法,指出这种做法不符合人口统计原理。鉴于近来又不断听到和看到一些研究报告仍以这种方式证明当前真实总和生育率为1.8,因此感到有必要对以前的评论意见加以明确说明,并指出这种方法的另一个重要缺陷。

(一) 35~39岁组平均子女数不能反映当前全面生育情况,只反映该队列多年以前的生育  
笔者(2004)曾指出,普查或调查数据中育龄妇女的平均曾生子女数是不同出生队列在同一调查时点上所反映的年龄别生育结果,特别对已经度过生育高峰期(如35~39岁)的妇女来说,这个生育数其实是以往多年生育的累计数。因此,用2000年35~39组的平均生育数来推断2000年的总和生育率及“五普”的出生漏报率缺乏说服力,因为这个年龄组妇女的生育其实主要发生于20世纪80年代,并且用队列累计生育率图形进行了证明。

由于这种统计结果其实反映的是以前的生育情况,笔者曾指出,与其用5岁组,还不如只用35岁一个年龄组(20世纪90年代35岁以上生育的情况已经极少了)。因为“五普”的35~39岁组妇女内部各年龄的曾生子女数存在很大差异。比如,“五普”数据中35岁组妇女的平均活产子女数为1.76个,但39岁组却高达1.96个。笔者的本意只是想借此强调35岁组的平均子女数几乎表明这一实际队列的终身生育水平都已经开始低于1.8,但并不是赞成改用35岁组妇女的平均子女数来估计当时的总和生育率。并且还特别指出35岁组妇女的子女数并不能代表更年轻的妇女队列已经发生和尚未发生的生育水平(郭志刚,2004)。比如,“五普”30~34岁组的平均子女数为1.52个,然而30岁和34岁组的相应统计却分别为1.34和1.71,又存在着更大差异。此外,笔者还用不同队列累计生育图来说明,各队列在同年龄(比如30岁或25岁)时的累计生育率存在着极为显著的差异,这些证据都表明以往10年(即20世纪90年代)生育水平迅速下降,而用“五普”35~39岁平均子女数在1.8以上来举证近年生育态势平稳是极不恰当的。因为在生育急剧转变时期,越“真实”(指越接近完成生育)的队列累计生育水平就越缺乏对当前的指导意义。将不同队列在同年龄时的平均子女数进行比较,可以揭示队列生育水平的变化,比较的参照年龄越接近生育峰值年龄,也就越能反映时期生育水平。但是,以上这种表述有可能模糊了笔者的基本观点,即反对用队列平均子女数来估计当前总和生育率。

更为明确地说,用调查中任何一个年龄组的平均子女数来作为时期总和生育率的估计都是不对的,因为它们是在反映生育的不同侧面,虽然两者具有一定的内在联系,但根本不是一回事。总和生育率是时期中所有年龄组当年生育的全面性的概要统计,尤其在生育转变中根本不能用同时期中任何一个年龄组的平均子女数来估计总和生育率。因为年龄别平均子女数只涉及时期中的一个年龄组,而35~39岁年龄组的平均子女数并不是在本时期生育的,而是

从多年以前生育累计起来的。所以,用35~39岁平均子女数来论证时期生育水平在1.8左右保持平稳,显然是一种似是而非的认识和宣传口径。这种做法又出现了一个变种,即用35岁一个年龄组平均生育数来估计当前的总和生育率。这一变种做法,所不同的只是更多地反映5年以前的各年生育情况,离调查时点稍微接近了一些而已,因此上述批评同样适用。

## (二) 35~39岁组平均子女数不能反映一些时期因素对总和生育率的影响

根据人口统计原理,这种时期生育水平估计方法除了上述时间参照问题以外,另一个缺陷是完全不能反映出一些时期因素对总和生育率的影响。总和生育率是一个时期指标,对时期中一些事件非常敏感,如出现战争、重大自然灾害、经济危机、政策变化等。由于所有年龄组育龄妇女的生育同时受到这些时期突发事件的影响,因而导致该时期的总和生育率发生较大波动。这种时期因素除了上述人口外部重大事件外,也包括人口内部的一些因素,生育年龄模式变化就是这样一个因素。由于生育年龄模式变化有时表现为一种逐渐而长期的过程,对总和生育率的影响也不像那些外部事件那样具有突发性和短期性,所以其影响常常被忽视。下面仅就这种具有长期性影响的时期影响来加以讨论。

人口统计学原理表明,在终身生育率和生育年龄分布模式长期不变的条件下,时期生育指标总和生育率是等于终身生育率的。但如果生育年龄发生提前或推迟的变化,就会导致时期生育水平偏离终身生育率。所谓生育进度效应就是指这种生育年龄变化对总和生育率造成的上述偏离作用<sup>①</sup>。人口学中早就知道这种影响,只是一直没有办法来测量这种影响的大小。中国的计划生育不只限制育龄夫妇的终身生育数量,而且也有晚婚晚育、加大生育间隔等要求,正是对这一人口学规律的实际运用,以达到在同样的终身生育率条件下降低时期生育水平以减缓人口增长。目前已经可以用Bongaarts和Feeney(1998)所提出去进度效应总和生育率方法来估计这种进度效应对总和生育率的影响幅度,它就是去进度效应总和生育率减去总和生育率以后的差。根据笔者最近对全国1997年和2001年生殖健康调查(合并)数据的分析结果:中国20世纪80年代由于生育年龄提前导致了总和生育率水平平均偏高0.171;而在90年代却因为生育年龄推迟导致总和生育率偏低,比如1990~1995年间偏低0.109,在1996~1999年间偏低达0.232。可见在90年代这种时期因素对降低总和生育率的作用是不能忽视的。

然而,用35~39岁平均子女数估计总和生育率时则完全不可能反映这种时期影响。因为在中国各孩次的平均生育年龄远远低于35岁,比如上述合并数据表明,1996~1999年间一孩平均生育年龄为24.0岁,二孩平均生育年龄为27.7岁,三孩以上平均生育年龄为29.7岁,所以对于35岁以上的妇女而言,不管其以前是早育还是晚育,这时几乎所有生育都已完成,因而其平均子女数本身就可以视为终身生育率。实际上,生育年龄推迟对总和生育率的影响往往反映在更年轻的育龄妇女中,因为她们在年龄上更有余地来推迟生育。如果某一年处于生育高峰期的各年龄组都因将一些本该当年发生的生育推向以后,那么相应各年龄组生育率就会一致下降,于是作为各年龄别生育率合计值的总和生育率便会集中地反映这种时期进度效应影响,发生很大幅度的偏低。但如前所述,35~39岁组平均子女数中绝大部分都是多年以前

① 过去,总和生育率一直有两个功能,一是反映时期生育水平,二是作为终身生育估计。这种偏离只是说总和生育率会因时期进度效应而扭曲,不能很好估计终身生育水平,现在国际人口学界已经接受了用去进度效应总和生育率(TFR')取代总和生育率(TFR)来作为终身生育水平估计。但是,即使是受到扭曲的总和生育率也是真实地反映了时期生育水平,所以总和生育率仍然是最好的时期生育指标。参见郭志刚(2002)对总和生育率两个缺陷的讨论。

的生育,几乎与该年生育完全无关,所以不可能反映该年的进度效应影响。与此类似,某个队列生育虽然可能历经种种时期效应,但到了这个年龄,该补偿的生育已经补偿,没有补偿的生育基本上也不再可能补偿了。因此,这种队列终身子女数完全不能反映时期因素的影响,它在这方面与时期总和生育率指标存在本质差别。

从以上两方面的人口统计原理分析不难看出,某个队列平均子女数与同年总和生育率完全是性质不同的两类统计指标,它完全不能反映当年的实际生育情况。因此,用某个队列的平均子女数作为同时期总和生育率估计不仅在方法上缺乏科学上的有效性,而且势必产生误导作用。总和生育率是把握当前生育形势的重要指标,是制定人口对策和人口规划的基础,因此对它的估计应当十分认真。既不能仅仅因为这种方法比较简单就不顾它根本不具备作为时期生育水平估计的有效性,更不能因为这种平均子女数统计值能对应主观上对真实总和生育率水平的期盼而坚持用其作为总和生育率估计,并且再据此来估计调查统计中的出生漏报水平。在这里,笔者重申对这种估计方法的学术批评,并将进一步提供经验统计分析来证明它的误导性,以期引起有关部门和学术同行对此问题的重视。

### 三、经验数据分析

表1提供了以往历次全国人口普查和全国1%人口抽样调查所提供的总和生育率统计和35~39岁年龄组及35岁组育龄妇女的活产子女平均数来进行比较。为了方便,在表1中最后

两列直接提供了不同口径平均子女数与总和生育率之差。其中,1990年全国人口普查资料只按5岁划分的年龄组提供活产子女数,因此表1中列出的35岁组平均子女数是直接用该次普查的1%数据样本计算的。此外,1995年35岁组平均子女数缺失是因为《1995年全国1%抽查调查资料》只公布了5岁分组平均子女数,而未对外提供样本数据。由于上述人口统计原理分析已经说明,这类生育基本完成的妇女年龄组的子女数其实主要是若干年生育的,真正对它有重大影响的是前若干年的总和生育率水平。为了更直观地表现这种统计指标之间的时差现象,图1提供了更长期的总和生育率连续变化趋势来与表1中两种口径的平均子女数加以比较。

中国1982年人口普查是公认质量最高的调查数据。表1中该年的35~39岁组的平均子女数要比同年的总和生育率值高出0.94,而35岁平均子

表1 历次人口普查的相应年龄组的平均活产子女数和TFR水平

普查年份	TFR	平均子女数		平均子女数与TFR之差	
		35~39岁	35岁	35~39岁	35岁
1982	2.87	3.805	3.427*	0.935	0.557
1987	2.59	2.883	2.570	0.293	-0.020
1990	2.31	2.469	2.246	0.159	-0.064
1995	1.43	2.028	—	0.601	—
2000	1.22	1.850	1.760	0.629	0.539
2005	1.34	1.670	1.550	0.332	0.212

注: \*根据1982年全国人口普查1%样本数据计算。该样本35~39岁组妇女平均活产子女数为3.799。

资料来源: (1)国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司编:《中国1982年人口普查资料(电子计算机汇总)》,中国统计出版社,1985年。(2)国家统计局人口统计司编:《中国1987年1%人口抽样调查资料(全国分册)》,中国统计出版社,1988年。(3)国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司编:《中国1990年人口普查资料(第三册)》,中国统计出版社,1993年。(4)全国人口抽样调查办公室编:《1995年全国1%人口抽样调查资料》,中国统计出版社,1997年。(5)国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司编:《中国2000年人口普查资料》,中国统计出版社,2002年(电子版光盘)。(6)国务院全国1%人口抽样调查领导小组办公室、国家统计局人口和就业统计司编:《2005年全国1%人口抽样调查资料》(电子数据光盘版),中国统计出版社,2007年。

女数之差也达到 0.56, 其原因是 20 世纪 60 年代中期以后总和生育率便已经开始下降, 而整个 70 年代则是总和生育率水平下降幅度最大的时期(从 1970 年的 5.81 下降到 1980 年的 2.24), 这种降幅不仅导致了 1982 年普查时这两种口径的平均子女数与该年总和生育率之间的巨大差异, 而且 35~39 岁组内各单岁组的平均子女数之间也差异极大, 如 36 岁为 3.62、37 岁为 3.83、38 岁为 4.05、39 岁为 4.20。所以, 1982 年队列平均子女数与当时总和生育率之间存在如此巨大差距是不能用出生漏报来解释的, 只能说明这两种指标反映的根本不是同一人口现象。

在表 1 的 35~39 岁组平均子女数与总和生育率之差一列中, 除了 1990 年的差值(0.16)稍小以外, 其他年份的差值几乎都在 0.3 以上。并且, 从图 1-A 可以清楚地看出, 在生育率大幅度下降之后的很多年中, 35~39 岁组平均子女数都会显著高于当年的总和生育率水平。而 1990 年这两者之差较小的原因只不过是总和生育率在 1977~1987 年之间并没有延续以前的下降趋势, 而是处于徘徊波动之中而已。同理, 80 年代后期重新开始的新一轮总和生育率下降也会导致若干年后的 1995 年和 2000 年时这两种口径的队列平均子女数与总和生育率之差再次变得较大。同时还能看出, 由于 1995 年以后总和生育率下降幅度很小, 所以 2005 年时的相应差值又变得略小一些。

根据在图 1-A 中所观察到的这种滞后规律, 在图 1-B 中将各年调查的平均子女数统计值都相应前移了 7 年时间, 于是可以看到在这种情况下平均子女数与总和生育率差别便大大缩小了。这就证明, 正如上述人口统计原理分析所述, 这种队列平均子女数指标的确是在反映多年以前的生育情况, 但在生育水平下降过程中及下降以后的很多年内都完全不能反映当年的总和生育率。为了避免再次被误解, 在此需要强调, 这里的 7 年时差只是为了显示这两种指标表达内容是不同的, 而不能就此认为以后调查得到的 35~39 岁平均子女数便可以表明 7 年前的总和生育率。其实, 这种时差是由以往多年特定的生育率下降速度决定的, 它根本不是一个确定值。

根据以上比较结果, 如果今后总和生育率水平稳定不变, 我们还可以推论这两种口径的子女数还会继续变小, 并缩小与总和生育率之间的差距。但这并不是说这类平均子女数今后就能成为总和生育率更好的估计了, 而是说它们会日益丧失“证明”真实总和生育率水平很高的作用。既然在多年维持生育率平稳不变时, 它们将日益接近总和生育率, 表明这种队列统计指标水平受多年以前的总和生育率支配, 那么为什么还要舍近求远地用它来估计当前总和生育率水平呢? 又怎么能再用它与当前总和生育率的差距来估计调查的出生漏报率呢。

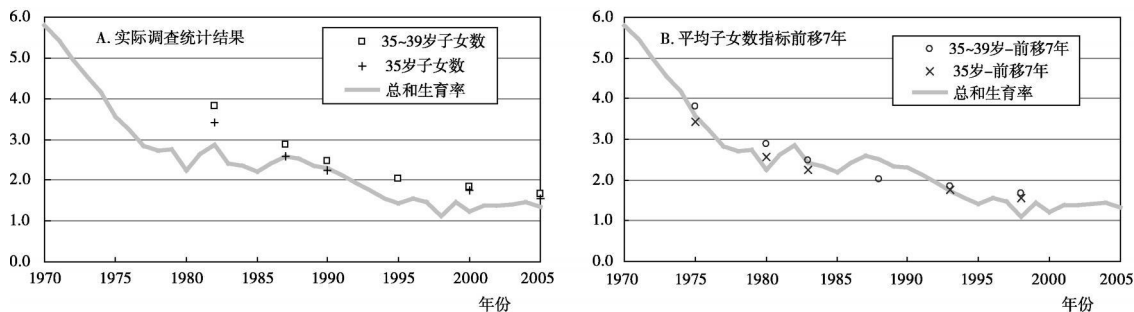


图 1 队列子女平均数与以往总和生育率水平之间的统计时差

总之,这种队列平均子女数根本不能作为同期总和生育率的估计,只能用于反映以往多年以前生育水平的变化,它们与当前生育水平之间不可避免地存在着较大的“时差”,并且它们完全不能反映时期因素对总和生育率的影响。如果我们看不到这一点,势必导致我们对当前生育形势的认识滞后。

#### 四、“无漏报”数据的模拟分析

也许还会有人仍然怀有疑问,认为1995~2005年间这两种口径的子女数与总和生育率之差总会多多少少地反映出当时调查中的漏报来吗?我们应当这样来看这个问题:这种队列子女数指标的确有反映出生漏报的可能性,而这种可能性成为现实的条件是,这个年龄组的妇女在以前调查中曾经隐瞒过出生,而本次调查时所申报的子女数则是真实的。那么在这种情况下,这两种队列子女数不过仅仅可以勉强地用于评价多年以前的总和生育率,因为以前年份总和生育率中只有少数年龄组生育率对应着这个队列的部分生育,但是仍然不能用于评价本次调查得到的总和生育率统计,因为本次调查前一年的出生与这些年龄组的妇女几乎没有关系,其子女绝大多数都是以前生的,在调查前一年的出生量中所占无几。所以,两种指标之差反映的主要是统计时差,而并不是出生漏报。

用经验数据来证明这一点并不太难,比如我们可以根据1997年全国人口与生殖健康调查和2001年全国计划生育与生殖健康调查的数据来做一番模拟实验。在这个实验中,一方面我们根本不需要考虑这两个调查中是否存在漏报,权将这些生育史当作是真实的。另一方面,我们也根本不用调查时妇女所申报的子女数,而是直接根据每个妇女申报的生育史建立她们的“人年”记录。比如,一个在1985年满15岁的妇女申报曾在1990年生育了第一个孩子、在1995年生育了第二个孩子,以后直到调查时再没有生育过。那么她在1985~1989年的5个人年年末时的子女数都为0;在1990~1994年的5个人年年末时的子女数都为1,而1995年直到本次调查前一个日历年年末时的子女数都为2。甚至,我们还可以考虑双胞胎或一年生育两次的影响。比如,如果该名妇女在1995年生育了两个孩子,那么1995年直到本次调查前一个日历年年末时的子女数将都为3。于是,我们可以根据每个妇女在调查时的年龄为她们分别建立相应数量的人年案例,然后便可以汇总出每年年末时各年龄组妇女的平均子女数。这样计算的每年年末子女数与每位妇女申报的以往生育次数是严格对应的,所以在此意义上完全不存在“漏报”。于是,我们便可以检查一下在这种“没有漏报的纯净数据”中,每年年末时这两种口径的队列平均活产子女数是否能够对当年的总和生育率吻合的更好一点。根据上述人口统计原理分析,这两种指标之间的差距主要反映的是不同生育统计上的“时差”,而与调查的出生漏报其实没有太大关系。那么,我们可望这一模拟结果仍然会表现出队列子女数与总和生育率之间的显著差别。换句话说,这种模拟实验其实是在用反证法证明队列子女数与总和生育率的差别主要并不是出于调查中的出生漏报问题。

由于国家计生委这类调查只包括调查时点上的15~49岁育龄妇女,这就意味着在计算各年总和生育率时每提前一年就会在年龄上端多缺失一个年龄组的生育率。好在40岁以上生育已经极少,所以对总和生育率值影响完全可以忽略。并且,本研究将1997年全国人口与生殖健康调查和2001年全国计划生育与生殖健康调查的人年数据合并在一起分析,也是为了尽量减少这种删截影响而同时又能扩大分析年份的时间跨度。表2和图2提供了这一“无漏报”条件下的模拟计算结果。

表2 每年相应年龄组平均活产子女数与总和生育率的  
“无漏报”模拟结果

统计年份	TFR	平均子女数		平均子女数与 TFR 之差	
		35~39岁	35岁	35~39岁	35岁
1986	2.583	2.745	2.477	0.162	-0.106
1987	2.678	2.599	2.408	-0.079	-0.270
1988	2.455	2.474	2.302	0.019	-0.154
1989	2.418	2.393	2.244	-0.024	-0.173
1990	2.325	2.340	2.191	0.015	-0.134
1991	1.760	2.283	2.123	0.523	0.363
1992	1.585	2.218	2.118	0.633	0.533
1993	1.524	2.175	2.073	0.650	0.548
1994	1.396	2.128	1.996	0.732	0.600
1995	1.421	2.067	1.871	0.646	0.450
1996	1.358	2.034	1.962	0.675	0.604
1997	1.242	1.980	1.950	0.738	0.708
1998	1.342	1.934	1.878	0.592	0.536
1999	1.285	1.916	1.879	0.631	0.594
2000	1.455	1.891	1.791	0.436	0.336

注:表中 TFR 和两种口径的队列子女数均根据 1997 年全国人口与生殖健康调查和 2001 年全国计划生育与生殖健康调查合并数据中的生育史所生成的人年数据计算。

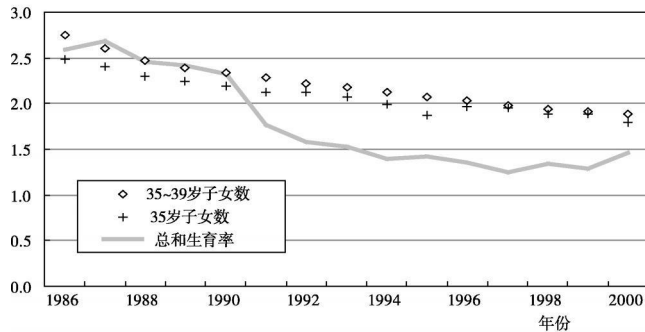


图2 “无漏报”数据模拟的近年子女平均数与总和生育率之差

由于这一数据严格根据妇女生育史申报结果同时计算出各年份年末的 35~39 岁组和 35 岁的平均子女数与各年份的总和生育率,因此可以视为两种生育统计之差中并没有“漏报”的影响,并且它还能提供 1986~2000 年间各年份的连续统计。模拟结果显示出,两种口径的队列平均子女数与总和生育率之间仍然极不对应,并且大致再现了图 1-A 中相应时间段的总趋势:1986~1990 年间,队列平均子女数与总和生育率差异较小,但后来就变得远远高于总和生育率。并且,1994 年以后总和生育率相对变化不太大,而队列平均子女数则仍在继续降低,并且与总和生育率的差距逐渐缩小。

通过这个模拟实验可以证明,即使调查数据根本没有漏报问题,作为队列指标的某年龄组平均子女数也不能对应时期的总和生育率水平,它们之间仍差异巨大。这就表明,无论哪种口径的队列平均子女数都不能作为真实总和生育率的估计,那么自然也不能根据它们进而推断调查中的出生漏报了。正好相反,模拟计算结果既然能够大体再现图 1-A 中相应时期的大体趋势,倒是反过来意味着普查或专题人口调查中的漏报并未严重到能够完全歪曲生育大趋势的程度。

## 五、结 语

本文通过以上人口学原理和经验数据分析,说明队列累计子女数与总和生育率之间虽然有一定内在联系,但分别属于性质十分不同的两类指标,所以根本不能用前者来估计后者。队列累计子女数本质上是一个时点指标,尽管它是某一特定队列多年生育的累计,但它只表示该队列到某一时点(或年龄)上的生育累计数,而该队列以往生育所受到的特征结构影响和以往经历影响全都浓缩在这一数值中了。而总和生育率则是一个时期生育指标,它描绘的是某一年中育龄妇女的生育水平,因而对于时期效应极为敏感。如前所述,这种时期效应既能来自于该时期内发生的重大事件,也包括像婚育年龄推迟这样一些不太引人注目并且延续时间很长的时期效应。

2005年全国1%人口抽样调查揭示出中国现在平均初育年龄只有24岁多,而很多低生育水平发达国家的平均初育年龄都在28岁以上。这就意味着中国未来逐渐推迟婚育年龄的余地很大,并且这种变化将是一个很漫长的过程。在这段时期中,推迟婚育将会持续对每年总和生育率发生比较显著的影响。然而,很多生育率研究在理解现有调查的低生育水平乃至估计真实生育率时则过于偏重于出生漏报问题,而像生育推迟这种重要时期影响及其他一些能真实降低生育率的重要因素则几乎没有得到考虑。

搞清当前真实的生育水平对计划生育工作极为重要,在目前底数不清情况下应当鼓励应用不同数据来源和方法来尝试对实际生育水平的估计,但是同时也应当加强学术交流,集思广益、取长补短。正是由于情况不明,我们必须在研究中遵循实事求是的原则,遵循科学原理,反对先入为主和一言堂的倾向,努力提高研究水平,并且不断纠正实际中所存在的一些似是而非的认识。

把握当前人口状况和生育水平最终还是要依赖于较高质量的调查统计数据,我们期望政府部门更加关注人口统计工作,加强调查和统计方面的力度,扩大现有各种数据资源的开放程度,做好资料收集和研究分析,增强对人口规律的认识,为新时期人口和计划生育工作提供基础信息。总之,我们应当按照党中央、国务院决定的要求,“解放思想、实事求是、与时俱进,研究新情况、解决新问题”,使今后的人口和计划生育工作做得更好。

#### 参考文献:

1. 陈胜利(1996):《1982~1992年中国人口状况的变化》,载于蒋正华主编:《1992年中国生育率抽样调查论文集》,中国人口出版社。
2. 国务院人口普查办公室、国家统计局(1985):《中国1982年人口普查资料(电子计算机汇总)》,中国统计出版社。
3. 国家统计局人口统计司(1988):《中国1987年1%人口抽样调查资料(全国分册)》,中国统计出版社。
4. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司(1993):《中国1990年人口普查资料(第三册)》,中国统计出版社。
5. 全国人口抽样调查办公室(1997):《1995年全国1%人口抽样调查资料》,中国统计出版社。
6. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司(2002):《中国2000年人口普查资料》(电子版光盘),中国统计出版社。
7. 国务院全国1%人口抽样调查领导小组办公室、国家统计局人口和就业统计司(2007):《2005年全国1%人口抽样调查资料》(电子数据光盘版),中国统计出版社。
8. 郭志刚(2002):《总和生育率的内在缺陷及其改进》,《人口研究》,第5期。
9. 郭志刚(2004):《关于中国1990年代低生育水平的再讨论》,《人口研究》,第4期。
10. 李新媛、张泽洪(1983):《育龄妇女的职业与生育水平》,《人口与经济》(专刊)。
11. 曲学兰、何新华(1983):《农村汉族与少数民族妇女的现有子女数》,《人口与经济》(专刊)。
12. 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:朱犁)



---

---

## ABSTRACTS

### 30 Years of Reform and Openness in China: Development and Challenges of Social Security System for Floating Population

Zheng Bingwen ° 2 °

This paper summarizes basic profiles and primary problems of social security system for floating population during the past 30 years of reform and openness, and quantitatively studies the influence of floating population on the revenue of national pension insurance fund, on the financial sustainability of both developed and less developed provinces, and on the pension fund stream of both emigrant and immigrant provinces. The current social security policy impairs emigrant provinces' pension system and benefits immigrant provinces' pension system, and ultimately damages floating population's rights and interests. The benefit of immigrant provinces is the fiscal loss of emigrant provinces. When floating population gets aged and has to return to the emigrant provinces because of the *hukou* system, the central government has to pay the implicit pension debt instead of the local fiscal transfer. To avoid the fragmentation of the basic pension system and to meet the accessibility of the floating population, this paper suggests that a unified and integrated pension system should be the best-option for China.

### Targeting the Object of Minimum Standard of Living in the Countryside under "Hard System" and "Soft Environment" Background: A study Based on Data of Rural Residents in 33 County Level Cities and Counties 10 Provinces

Deng Dasong Wang Zengwen ° 18 °

The current system of minimum standard of living (hereafter "*dibao*") in the countryside has gradually covered the poor population, but it does not mean impoverished people have disappeared in the rural areas. This is because the "hard system" needs a "soft environment" under which the objects of *dibao* are identified. Identification is complicated for the system should support both rural residents with food and shelter problems and people run into "selected poverty" due to increasing living costs of illness, education and other forms of disbursement. On the basis of current targeting mechanisms for the objects of *dibao*, the authors attempt to establish a set of indicators to distinguish between different groups of the objects, and propose a new targeting method with reference to current mechanisms and the presented indicators.

### Cohort Mean CEB Cannot be Taken as Current TFR Estimate

Guo Zhigang ° 26 °

In recent years a few studies and reports took mean number of children ever born of women aged 35-39 as the estimate for current TFR level. However, such doing is a methodological mistake. By demographic discussions and empirical statistics, this paper argues that cohort mean CEB is merely accumulation of the births in previous years and reflects different aspects of fertility. In fact, there exist big time lags in reference timing between such cohort fertility and the current TFR in fertility transition period. Therefore, such doing leads to misunderstanding the current situation of fertility.

### An Cluster-Analysis of "Demographic Window of Education" at China's Province Level

Zhang Yapeng Yin Wenyao ° 34 °

This paper refers "demographic window of education" or "educational bonus caused by demography" to the increase of school-age population's enrollment rate and expected schooling years. The research shows that the demographic window on education will open up in China in the next one or two decades at any fertility policy environment. Migration will reduce the average schooling year in the receiving provinces and increase it in the sending provinces, which may narrow the gap of education among the provinces. The authors suggest that various measures should be taken according to provincial difference in terms of the trend and characteristics of the demographic window on education, in order to improve the quality of human resources and facilitate the transformation of the social and economic development.

### Empirical Study on the Relationships between Human Health and Long-term Economic Growth in China

Jiang Ping Tian Chengshi Shang Hongyun ° 44 °

The paper conducts an empirical study on the associations between human health and long-term economic growth in China with a cointegration model. The findings show that in China health is not only a by-product of economic growth, but also a positive factor