

创立出生性别比新概念与构建马冯陈(MFC)数学模型*

国家社会科学基金与国家计生委《中国人口出生性别比研究》课题组

马瀛通 冯立天 陈友华

摘要 作者对国内外出生性别比现有文献进行了反复研究,开发了有关抽样调查数据,最后突破了国内外一直将出生性别比视为独立随机事件的基础理论,首次创立了出生性别比为条件随机事件的基础理论,同时构建了马冯陈(MFC)数学模型,在首次给出孩次性别次序列出生性别比集中趋势理论值的基础上,进行了研究分析,并得出若干有价值的结论。

作者 马瀛通,男,中国人口信息研究中心研究员,国家计生委专家委员会人口专家委员。(北京市 100081)

冯立天,男,首都经济贸易大学教授,国家计生委专家委员会人口专家委员,北京人口学会会长。(北京市 100026)

陈友华,男,江苏省计生委规统处公务员,硕士。(南京市 210008)

中国人口出生性别比在80年代显著升高,并非中国独家仅有的特殊人口现象,同期的韩国大体也是这样。形成高出生性别比的原因是复杂的,国内人口学者曾做过不少研究,结论不尽相同,国外学者也众说纷纭,莫衷一是。尤其是其中某些原委涉及敏感的人权问题,于是,围绕中国近期出生性别比的变动态势,逻辑地成为国际社会格外引人注目的热点。

早在1983年4月19日,当《人民日报》首次向国内外报导中国第三次人口普查的1981年全国29个省、自治区、直辖市全年出生婴儿性别比为108.47之后,出生性别比问题就引起了中国政府的重视。在国家计划生育委员会的提议与倡导下,1986年专门召开了全国出生性别比研讨会,广泛而深入地分析研究了全国及各地区的出生性别比问题。迄今为止,相当一部分有关出生性别比问题的研究成果尚未突破1986年全国出生性别比研讨会对80年代初期出生性别比升高所做出的种种归因分析。

美国密歇根大学人口研究中心主任安德森(Barbara A. Anderson)和习维尔(Brian D. Silver),针对近期有关中国80年代出生性别比变动研究的成果与结论,在1994年一份关于中国生殖与出生性别比的专题《研究报告》中,明确而坦率地指出:虽然我们对中国的出生性别比升高进行了一些可能性解释的探索,但是肯定地回答这一问题,只能期盼于今后的研究。⁽¹⁾

暨看国内外研究出生性别比的历史与现状,综观国内外关于我国80年代出生性别比陡然升高与居高不

* 本课题组在开发1988年中国2‰人口生育节育抽样调查原始数据带过程中,在中国人口信息研究中心李伯华研究员的大力支持下,由冯方回副研究员做了大量的艰苦的工作,在此谨向他们表示衷心的感谢。

下的各种归因分析及其结论,发现依据既往出生性别比 102—107 为标准理论值来分析若干人口的分孩次出生性别比升降变动,往往导致种种无法解释的矛盾。通过对国内外相关资料的研究,尤其是对 1988 年中国 2‰人口生育节育抽样调查原始数据带的深入开发和研究,终于突破了出生子女性别一直被视为独立随机事件的基础理论,全新地创立了:某一孩次的出生性别比变动,都受制于其之前母亲所历经的曾生子女不同性别次序构成分布这一基础理论。即把妇女本身前后出生子女的性别次序视为是相关事件,这就全新地创立了出生性别比是条件随机事件的基础理论。基于这一新理论,本文不仅提出了相应的统计指标体系,而且还创建了人口出生性别比模型——马冯陈(MFC)模型,从而使中国 80 年代出生性别比变动趋势的基本成因,在排除人为出生性别选择条件下,从理论上得到回答。

应该指出,马冯陈创立的出生性别比为条件随机事件理论及其 MFC 模型不仅适用于中国,对世界各国都具有普遍意义。

一、出生性别比新概念的创立与分析

出生性别比也有第二性别比之称。通常出生性别比主要指一定人口一定时期内出生的男婴总数与女婴总数之比,或称总体出生性别比;将分性别的出生婴儿男女之比按母亲年龄划分则有分年龄出生性别比;若按孩次划分则有分孩次出生性别比。当然,还可以计算年龄孩次别的出生性别比,等等。

在分析人口总体出生性别比升降变动时,通常是从分孩次出生性别比的升降变动加以说明的,却很少从母亲生育某一孩次之前历经的出生孩次性别次序加以分析。这主要是因为母亲生育某一孩次的性别比要受其之前所历经的出生孩次性别次序影响的基础理论尚未确立。1985 年,通过对中国 1‰人口生育抽样调查的分析,于 1986 年马瀛通首次提出与确立了某一孩次的性别次序别出生性别比的升降与该孩次母亲孕前所历经的出生子女性别次序有关的结论,并于 1989 年再次加以确认^[2]。1990 年陈友华通过分析证实了马瀛通所提出的这一结论^[3]。1991 年,美国东西方中心人口所段纪宪虽也注意到了孩子性别组合的次序会对性别比产生影响,但受传统出生性别比基础理论及中国 1‰人口生育抽样调查资料的局限,又认定中国正常出生性别比是 108,并以此为标准确定不同出生顺序与性别次序别出生性别比的偏差^[4]。1993 年,北京大学人口所曾毅等根据该所李涌平于 1992 年利用中国 1990 年普查 1% 抽样带,大致按出生顺序与性别次序划分计算出的 1989 年 1 月—1992 年 6 月出生性别比,已大体印证了上述结论^[5]。如一孩出生性别比为 105.60;二孩出生性别比的两种组合中,生过一孩为女的母亲,其二孩出生性别比高达 149.44,而生过一孩为男的母亲,其二孩出生性别比低到 101.40。如果说,一孩为女的母亲再育,出生性别比 149.44 不仅仅是单一的出生顺序与性别次序因素所致的话,那末,一孩为男的母亲,第二孩出生性别比低到 101.40 则明显是出生顺序与性别次序因素作用的结果了。

所谓出生顺序,是指母亲曾出生的活产婴儿按其第一、第二、第三、第四孩……从低向高的有序排列。所谓性别次序,是指有活产的母亲再育之前其活产婴儿性别按孩次出生顺序排列。如果妇女生过三个孩子,第一孩为男、第二孩为男、第三孩为女,那么,该性别次序就是:男男女女。若以 M 表示男性,以 F 表示女性,该性别次序可表示为 MMF。

根据 1988 年中国 2‰人口生育节育抽样调查原始数据汇总的全国历年出生顺序与性别次序别性别比(见本期人口资料栏表* 1.1—1.4),通过回顾调查的时间与所涉及的母亲年龄数,可知 50、60 年代的数据是不足以说明问题的。70 年代数据涉及的母亲年龄数基本上可以从量性上反映第一孩至第四孩的出生顺序与性别次序别出生性别比的变动规律,且 70 年代我国尚无 B 超检测胎儿性别的技术,其他现代胎儿性别鉴定技术虽有,但除了极个别因医学原因所必须外,单纯为了生男或生女而进行胎儿性别鉴定的微乎其微,从总体构成比看则近乎为零。因此,以 70 年代的出生顺序与性别次序别出生性别比为依据,确定孩子出生顺序与性别次序别出生性别比集中趋势理论值,不仅对人口学理论的发展有重要价值,而且能帮助人们科学认识客观存在的人口现象。

根据中国 70 年代出生顺序与性别次序别出生性别比确立的出生顺序与性别次序别出生性别比集中趋势理论值,如表 1 所示:

表 1 出生顺序与性别次序别出生性别比集中趋势理论值(±2)

出生顺序与性别次序	性别比 (女=100)	出生顺序与性别次序	性别比 (女=100)
第一孩		第四孩	
M/F	106	MMMM/MMMF	100
第二孩		MMFM/MMFF	103
MM/MF	102	MFMM/MEMF	102
FM/FF	108	MFFM/MFFF	108
第三孩		FMMM/FMMF	102
MMM/MMF	101	FMFM/FMFF	108
MFM/MFF	106	FFMM/FFMF	107
FMM/FMF	105	FFFM/FFFF	112
FFM/FFF	110		

根据出生顺序与性别次序别出生性别比,可以推断出:妇女生一男孩之后就停止生育,即“生男即止”,妇女的平均生育子女数为 1.94;妇女生一女孩之后就停止生育,即“生女即止”,妇女的平均生育子女数为 2.01;妇女生一男一女后停止生育,妇女的平均生育子女数为 3.95。

根据出生顺序与性别次序别出生性别比,可以推断出:妇女终身生一孩,其中一女孩户为 48.54%;妇女终身生二孩,其中二女孩户为 23.34%;妇女终身生三孩,其中三女孩户为 11.11%;妇女终身生四孩,其中四女孩户为 5.24%。

50—60 年代中国妇女的终身平均生育子女数为六个左右。70 年代以来,全国城乡因普遍推行计划生育,严格控制人口增长,妇女的平均生育水平急剧下降。1980 年,用以粗略表示妇女终身可能生育子女数的年度总和生育率已降至 2.3。80 年代历年的总和生育率虽有大小不同的起伏波动,但总和生育率的平均值约为 2.4。因此,1988 年中国 2‰ 人口生育节育抽样调查的 70 年代中期之后至 1988 年上半年的多孩生育,尤其是四孩以上的生育,其数量则相对很少,将其用于出生顺序与性别次序别分析意义不大。

为了确保孩次出生顺序与性别次序别出生性别比的有效分析,根据 1988 年中国 2‰ 人口生育节育抽样调查的原始数据与重新确定的各省、自治区、直辖市汇总全国数据的权数,按年份汇总了第一至第四孩的孩次出生顺序与性别次序的出生人数与出生性别比,见本期人口资料栏表* 1.1—1.4。

应该指出,用于出生性别比分析的 1982 年中国 1‰ 人口生育抽样调查资料,在总体上有不少方面不如 1988 年 2‰ 人口生育节育抽样调查资料质量高。但是,作为对出生性别比进行深入分析的指标,按龄划分的孩次出生顺序与性别次序别出生性别比,其变动走向总体上也有助于我们的研究,见本期人口资料栏表* 2。

从表 1 和表* 1.1—1.4 中可以清楚地观察到,母亲每一孩次出生都受所历经的前一孩次性别次序所影响。也就是说,除零孩次外,孩次的出生性别比不受母亲生过孩次的影响,而受母亲生过孩子的性别次序的影响。例如,本期人口资料栏表* 2 所示的 1982 年调查时母亲为 25—29 岁的第二孩出生性别比为 106.5。将生第二孩的这些 25—29 岁的母亲按其生前一孩次的性别划分,则有生第一孩为男的母亲和生第一孩为女的母亲。数据表明:生第一孩为男的母亲生第二孩,其性别比为 102.4(MM/MF=102.4);生第一孩为女的母亲生第二孩,其性别比为 110.5(FM/FF=110.5)。即生第二孩的母亲,其出生顺序与性别次序是由第一孩生过为男和第一孩生过为女的构成,其第二孩出生性别比则有:MM+FM/MF+FF。虽然生第一孩为女的母亲生第二孩的性别比,较生第一孩为男的母亲生第二孩的性别比高出 8.1 个百分点,但两者之差通过“一高一低”而使该调查年龄段 25—29 岁妇女的出生二孩性别比落在通常值的范围内。

从公式 MM+FM/MF+FF 可以看出,形成 25—29 岁妇女生第二孩的性别比为 106.5 的关键性因素,与生过第一孩为男的 25—29 岁母亲和生过第一孩为女的 25—29 岁母亲递进到生第二孩的比重密切相关。为

此,根据1982年1‰人口生育抽样调查资料计算了相关数据,见本期人口资料表*3。

从表*3中可以看出,1982年调查时母亲年龄为25—29岁的妇女,从第一孩递进到生第二孩的初育递进生育比或称第一孩递进生育比,为0.583,用符号表示为 $P_{1,2}^{25-29}$ 。其中P表示递进生育比,下脚标1,2表示由第一孩递进到生二孩,上脚标25—29表示年龄段的区间年龄。符号照此表示,其它以此类推。该年龄段生第一孩为男的递进生育比为0.550,用符号表示为 $P_m^{25-29} = 0.550$;生第一孩为女的递进生育比为0.618,用符号表示为 $P_f^{25-29} = 0.618$ 。两者相比,生第一孩为女的递进生育比要大大高于第一孩为男的递进生育比。

表*3中50—54岁妇女二孩递进到生三孩的性别次序别递进生育比最大值 P_{ff}^{50-54} 为0.967,最小值为 P_{mm}^{50-54} 的0.948,其间差异仅为0.019。但是,30—34岁妇女的二孩递进到生三孩的性别次序别递进生育比最大值为 P_{ff}^{30-34} 的0.762,最小值为 P_{mm}^{30-34} 的0.591,其间差异为0.171。从二孩递进到生三孩的性别次序别递进生育比的最大值与最小值之差异,30—34岁与50—54岁相比,前者是后者的9.0倍。再如表3所示的第三孩递进到生第四孩性别次序别递进生育比: $P_{mmmm}^{30-34} = 0.426$, $P_{mmmf}^{30-34} = 0.398$, $P_{mfff}^{30-34} = 0.382$, $P_{ffff}^{30-34} = 0.494$, $P_{mmmf}^{30-34} = 0.406$, $P_{mfff}^{30-34} = 0.517$, $P_{ffmm}^{30-34} = 0.420$, $P_{ffmf}^{30-34} = 0.654$,最高值为 P_{ffff}^{30-34} 的0.654,最低值为 P_{mmmf}^{30-34} 的0.382,两者之差高达0.272。

仔细观察表*3中的数据不难发现,各年龄段不同的出生顺序与性别次序别的孩次递进生育比是不同的。在未受或基本未受计划生育工作影响的较年老妇女,如50—54岁,从二孩递进到生三孩的性别次序别递进生育比分别为 $P_{mm}^{50-54} = 0.948$, $P_{mf}^{50-54} = 0.950$, $P_{fm}^{50-54} = 0.951$, $P_{ff}^{50-54} = 0.967$ 。然而,30—34岁妇女的二孩递进到生三孩的性别次序别递进生育比则分别为: $P_{mm}^{30-34} = 0.591$, $P_{mf}^{30-34} = 0.621$, $P_{fm}^{30-34} = 0.603$, $P_{ff}^{30-34} = 0.762$ 。

综观表*3,清晰可见:各年龄段出生顺序与性别次序别孩次递进生育比,相对来说,在较年长的年龄分组中差异十分小,而在较年轻的年龄分组中差别则很大。第一孩至第三孩的性别次序别递进生育比,除极个别的数值外,各个年龄段基本上都是只生了女孩而未生男孩的递进生育比为最高,通常又基本上是只生了男孩而未生女孩的递进生育比相对偏低。在二孩及以上性别次序别递进生育比中,最低值常为生过男也生过女或生过女也生过男的递进生育比。

表*3的数据充分说明:生育中的男性偏好对生育行为的影响是至关重要的。从各出生顺序与性别次序别的分年龄段孩次递进生育比其间差异大小的分析可知:未受或基本未受计划生育控制影响的妇女,生育处无政府状态下的多育,因而决定是否再育受她们生过的孩子数及其性别次序的影响较小,这在较年长妇女年龄段反映十分明显;可在受计划生育控制,尤其在经过若干年计划生育控制之后,妇女决定是否再育受其之前生过的孩子数及其性别次序的影响相当大,这在较年轻妇女年龄段反映十分突出,从而也改变了以往妇女的出生顺序与性别次序别孩次递进生育比的分布模式。

生育中的男性偏好在实施计划生育前就普遍存在,但那时可通过多育来求得性别选择的满足。国家实施计划生育以后,对家庭生育子女数量实行严格的控制,各种限制多育、鼓励少育的综合治理措施日臻完善。改革开放以后经济社会的空前发展,从宏观上看,将十分有利于创造一个少育的社会大环境和家庭小环境。然而,在中国农村经济社会发展程度仍远远滞后于城市及大中小城市间社会发展程度差异也较大的现阶段,大多数农村家庭及相当可观的中小城市家庭对子女的性别选择,随着生育子女数量选择空间变小而移到低孩次上,尤其在生育率向更替水平逼近的时期更是如此。从某种意义上说,男性偏好影响生育行为,已构成80年代及其后生育率继续下降的主要障碍之一。

除第一孩外,各孩次出生性别比不受其出生顺序而受其性别次序别孩次递进生育比影响,较年轻年龄段与较年长年龄段妇女相比,前者较后者相应各出生顺序与性别次序分的孩次递进生育比差异很大。这从另一方面也反映出影响总体性别比的一大因素。各年长年龄段妇女相应各出生顺序与性别次序别的分孩次递进生育比差异极小,反映了那时的出生性别比相对稳定。年轻年龄段妇女相应各出生顺序与性别次序别的分孩次递进生育比差异扩大,反映了70年代末期至80年代初期出生性别比的原稳定性被打破,出生性别比出现有所上升则是不可避免的。

从年度育龄妇女的出生顺序与性别次序别孩次出生性别比分析,表*1中1988年中国2‰生育节育抽样

调查的 15-57 岁已婚妇女在 1950 年生育的只有该年为 15-20 岁的 6 个年龄,然后每年增加一个单岁年龄,如 1951 年为 15-21 岁,1952 年 15-22 岁...,到 1959 年增加为 15-29 岁,即 50 年代生育的逐年增加到 15-29 岁的 15 个年龄;依此类推,60 年代生育的逐年从 15-29 岁增加到 15-39 岁的 25 个年龄;70 年代生育的逐年从 15-39 岁增加到 15-49 岁的 35 个年龄;80 年代生育的历年均为 15-49 岁的 35 个年龄。

所调查的 35 个年龄育龄妇女。50 年代是从 6 个年龄逐步增到 15 个,60 年代是从 15 个逐步增到 25 个。因此,无论是从该时期内的总出生样本量与从分孩次出生样本量看,还是从回顾时间偏长对调查质量的影响看,其数据质量 60 年代虽然比较差,但也要大大优于 50 年代。对于 70 年代与 80 年代的数据质量,因不存在 50、60 年代中的问题,相对来说,质量是较高的。应当指出,作为出生性别比分析,年度的出生总量要足够的大,才能保证出生性别比值置于 95% 置信区间波幅很小的范围内。否则,连总体出生性别比的所需足够量都满足不了,就更不用说再具体细分的其它类出生性别比指标了。

为了使出生性别比分析具有一定的科学性,根据数据资料与研究工作的要求,将时间划为 10 年区间来进行。

通过全面地分析数据质量,决定选择 70 年代与 80 年代的 1980-1988 年数据为根据。计划生育在全国全面展开虽然始于 70 年代初,但整个 70 年代我国还未有“B”超鉴定胎儿性别的技术,因此,可以排除“B”超对胎儿性别鉴定的影响。

70 年代的 1970-1979 年间,出生婴儿 1-4 岁样本量高达 32.0477 万人,其出生性别比为 106.05。其中一孩出生样本量为 12.3116 万人,性别比为 106.99。二孩出生样本量为 9.4589 万人,性别比为 104.81;二孩出生中第一孩为男的母亲所生二孩性别比为 102.59;第一孩为女的母亲所生二孩性别比为 107.14。第三孩出生性别比为 105.08,其中前两孩都为男的母亲所生三孩性别比为 101.67;前两孩性别次序为一男一女的母亲所生三孩性别比为 104.30;前两孩性别次序为一女一男的母亲所生三孩性别比为 104.34;前两孩性别次序为二女的母亲所生三孩性别比为 109.60。第四孩出生性别比为 107.35,其中前三孩都为男的母亲所生第四孩性别比为 102.19;前三孩性别次序为二男一女的母亲所生第四孩性别比为 106.43;前三孩性别次序为一男一女一男的母亲所生第四孩性别比为 105.10;前三孩性别次序为一男二女的母亲所生第四孩性别比为 99.20;前三孩性别次序为一女二男的母亲所生第四孩性别比为 101.18;前三孩性别次序为一女一男一女的母亲所生第四孩性别比为 113.19;前三孩性别次序为二女一男的母亲所生第四孩性别比为 113.93;前三孩性别次序为三女的母亲所生第四孩性别比为 117.46。应强调指出的是,第四孩出生顺序与性别次序别出生性别比因出生样本量太小,不足 5 千或 7 千人,因此,按出生顺序与性别次序分的第四孩出生性别比只能作为参考,大致观其趋势,如:FFF/FFFF 值为最高,并远大于 MMM/MMMM 值,其差异高达 15.27 个点。

70 年代是没有简单易行、价格便宜的“B”超鉴定胎儿性别的年代。虽然其它现代鉴别胎儿性别的技术业已存在。如①胎儿细胞染色体检查:此方法通过羊膜腔内穿刺术抽取少量羊水,然后经过特殊处理,来观察胎儿细胞的细胞核里染色体。如果 X 染色体出现频率在 10% 以上,可预测为女胎,当 Y 染色体达 20-25%,即可预测为男胎。②孕妇血液检查:此方法通过孕妇血液中的中性粒细胞核鼓槌体的多少来预测胎儿性别。如计数 200 个中性粒细胞,若发现 3-10 个鼓槌体,则预测为男胎,发现 0-2 个时则预测为女胎。若计数 1000 个中性粒细胞,鼓槌体发现为 12 个以上时,预测为男胎,发现为 0-10 个则预测为女胎。其诊断准确率,前者高达 92%,后者高达 98%。③羊水睾丸酮测定:此方法通过特殊的测定技术,测定孕妇羊水中的睾丸酮水平。在妊娠 15-19 周时,睾丸酮水平极高为男胎,反之,睾丸酮水平极低为女胎。④绒毛细胞检查:此方法一般在妇女怀孕 40-60 天之间,从子宫腔内吸出绒毛,然后经过特殊处理进行染色体检查来加以胎儿性别的预测。⑤胎儿镜:在妊娠 12-14 周时,用一特制内窥镜,从子宫颈插入子宫腔直接观察胎儿性别。然而,这些技术一是要求的专业知识高,技术水平高,同时还要有所需的医疗设备;二是价格昂贵;三是此技术仅局限于一定范围,远远谈不上普及,更难以推广。即使有个别人利用上述技术做胎儿性别鉴定,进行胎儿性别选择性人工流产,也对分孩次及总体婴儿出生性别比产生不了什么影响。

可见,利用 70 年代按出生顺序与性别次序分的孩次出生性别比资料进行分析研究,可以排除现代最先进的胎儿性别鉴定技术的影响,基本上反映出在计划生育条件下按出生顺序与性别次序分的孩次出生性别比的大致规律。其数据说明:妇女初育的第一孩性别比为 106 左右,上限不超过 107。除第一孩出生性别比外,

其它孩次的出生性别比则随孩次升高而升高。按出生顺序与性别次序分的二孩及以上各孩次性别比,无一不是只有生过女孩而无生过男孩的母亲再育的性别比为最高,均超过 107;只有生过男孩而无生过女孩的母亲再育的性别比通常低于 103,甚至出现低于 102 的情况。如果把出生性别比值域 102-107 作为“正常”区间,那末,上述情况似乎就应冠“异常”来看待了。

这种情况不仅发生在中国,在有数据可循的美国、南朝鲜等也如此。根据美国芝加哥 1925-1928 年出版的《美国家系学概略节录》(Abridged Compendium of American Genealogy)的一至三卷本,可获取被认定为完成了终身生育的家庭 5466 个^[6]。这些家庭的受教育程度、社会地位与经济状况都高于人口平均水平。其活产子女数为 15763 人,其中男性为 8239 人,女性为 7434 人,出生性别比为 112.04。这 5466 个家庭平均生育子女数为 2.88 个,属于最后一个孩子的男出生数为 2952 人,女出生数为 2514 人,其出生性别比为 117.42,也就是说,最后一孩的出生男性要较女性更高些。这与当时美国对上流社会进行的一次无记名调查所获得的想要生男孩数高于想要生女孩数的 65%,即与生育中的男性偏好相吻合。虽然,美国在 20 年代公布的这些家系登记数据样本量较小,但其大致走向也证实了出生顺序与性别次序别孩次出生性别比是不同的。为了说明这一问题,专门以 5466 个家庭中只生了二个孩子的家庭做一分析,见表 2 所示:

表 2 美国 20 年代调查登记的 5466 个终身生育家庭中的 1458 个只生二孩家庭

孩子性别次序	家庭数
一男,一男,无女;	423
一女,一女,无男;	283
一女,一男	412
一男,一女	340

资料来源:Sanford Winston:“Birth Control and the Sex Ratio at Birth”, American Journal of Sociology, 38:225-231, 1932.

注:生有男性和女性双胞胎的 5 个家庭被省略

从表 2 的数据可知:在 1458 个只生二孩家庭中,第一孩男、第二孩又为男而终止生育的家庭数位居最高为 423;第一孩女、第二孩又为女而终止生育家庭数位居最低为 283;分别占二孩家庭总数的 29.0%和 19.4%,二者相差 9.6 个百分点。在儿女双全家庭中,第一孩女、第二孩为男而终止生育的家庭为 412 个,第一孩男、第二孩为女而终止生育的家庭为 340 个,分别占二孩家庭总数的 28.3%和 23.3%,二者相差 5.0 个百分点。

终身只生育二个孩子的家庭按出生性别次序划分,其差异十分显著。在只有二孩的家庭中,生二男终止生育的家庭所占比重最高,即说明在第三孩生育中,前二孩为男的家庭再育比重最低;生二女终止生育的家庭占只生二孩的家庭比重最低,即说明在第三孩生育中,前二孩为女的家庭再育比重最高;在儿女双全终止生育的二孩家庭中,第二孩为女较第二孩为男的家庭所占比重低 5.0 个百分点,即说明在第三孩生育中,前二孩为一男一女的家庭较前二孩为一女一男的家庭再育比重要高。其它有至关重要影响作用的孩次别终身生育家庭大致也如此。可见,5466 个家庭的终身出生子女性别比高达 112.04,属最后一孩的出生性别比竟高达 117.42,都无不与某一孩次(第一孩除外)之前的曾生子女先后出生性别次序构成分布紧密关连。尽管数据量偏小,其出生性别比偏差较大,但是其变动态势有力地说明了只有出生性别比新基础理论的创立,才能对诸如此类的人口现象加以科学的解释。否则,以其人之道还治其人之身,将美国调查资料显示的这种高出生性别比公式化的归因为溺弃女婴、瞒报漏报女婴、怠慢女婴等也是顺理成章的。

1974 年,南朝鲜的世界生育调查表明:1974 年的南朝鲜一孩出生性别比为 106.5,生过一孩为男性,其第二孩出生性别比为 104.7,生过一孩为女性,其第二孩出生性别比高达 111.2。生过二孩都为女性,其第三孩出生性别比也同样高达 111.2,而生过二孩都为男性,其第三孩出生性别比为 105.4。尽管出生样本量过于偏小,但其调查质量与若干数据所反映出的出生性别比内在构成变动趋势,则是无可质疑的。^[7]

中国近期分孩次出生性别比,随孩次升高而升高,其中一个十分重要的原因,是受不同出生顺序与性别次序的孩次出生性别比变动的影。从上述分析可知:只生过男没生过女的母亲再育,其出生性别比偏低,相反,只生过女没生过男的母亲再育,其出生性别比偏高。

表3 1988年中国生育节育抽样调查全国不同存活子女数的已婚育龄妇女的避孕率

孩次	已婚育龄妇女人数	其中采用避孕措施人数	避孕率(%)
合计	400615	288994	72.14
无孩	35869	1463	4.08
一孩	M	46665	74.38
	F	34569	66.77
二孩	MM	27213	87.82
	FF	13879	74.39
	其他	54453	86.45
三孩	MMM	8501	86.70
	FFF	5735	78.20
	其他	56494	86.68
四孩	38979	31131	79.87
五孩及以上	27896	18798	67.39

资料来源:国家计生委1988年中国2%人口生育节育抽样调查。

然而,近期的育龄妇女避孕率呈现明显差异的是,只生有男孩的妇女较只生有女孩的妇女避孕率要高得多。例如:只生一男的妇女避孕率为74.38%。而只生一女的妇女避孕率为66.77%;只生二男的妇女与只生二女的妇女避孕率分别为87.82%和74.39%,其它详细见表3所示。

若把表3中分孩次的几个主要性别次序别避孕率,与相应的出生顺序与性别次序别孩次出生性别比差异相联系,就会首次从如此大规模的抽样调查样本中得出:出生顺序与性别次序的分孩次出生控制与分孩次出生性别比随孩次升高而升高的关系,即只生有女孩或所生子女中女孩占优势的育龄妇女,较只生有男孩或所生子女中男孩占优势的育龄妇女,在控制继续生育方面相对要弱些,从而构成了分孩次出生性别比随孩次升高而升高的原因之一。有一种观点认为,二孩及以上出生性别比升高,与母亲生育年龄推迟、孩次(包括一孩比例上升和多孩比例下降)有关。然而,只要回眸一下70年代“晚、稀、少”生育状况下的二孩及以上出生性别比与母亲生育年龄推迟无关,以及与孩次(包括一孩比例上升和多孩比例下降)无关的事实,其结论不能成立是显而易见的。

二、马冯陈(MFC)出生性别比模型的提出与创立

1976年,座落在印度孟买的国际人口研究学院出版了一本《性别比人口统计分析》专辑,这本专辑汇编了以印度数据资料为根据研究性别比问题的成果。其中,否定了血亲兄弟姐妹相邻性别间具有明显相关关系的这一客观现象的规律性。确认与此客观现象相悖之观点,即认定母亲所生孩次的性别与先前其生育史历经的孩次性别次序无关。这就是说,母亲在连续生育中所生男孩的概率或女孩的概率是相同的。⁽⁸⁾

然而,本课题在经过反复认真地比较分析之后发现:之所以否定母亲所生子女性别与其历经的出生子女性别次序有关,无一不是以沿袭下来的概念为原则,从原概念到原概念地加以判别与取舍,而不是以实践为标准,在大量的观察与分析中去检验以往的概念,进而不断有所发现有所创新,使以往的概念的科学性不断加以补充和完善。

在满足统计要求的足够量条件下,如果母亲生男孩的概率不变,可建立两个数学模型。以符号E表示一定时期内的出生性别比期望值,以符号SR表示人口总体出生性别比,以下脚标*i* = 1, 2, 3...*k*表示孩次,以符号P表示出生男孩概率。那么,对于任何男性出生概率均相等的人口,其期望的总体出生性别比与分孩次出生性别比数学模型表达式如模型一所示:

$$E(SR_1) = E(SR_2) = E(SR_3) = \dots E(SR_k) = E(SR) = 100P/(1 - P)$$

育龄妇女在递进生育中所生男孩概率虽然从宏观上是相同的,但对于微观上具体的育龄妇女来说,其生男孩的概率则是有所差异的。如有的育龄妇女连续递进生女孩,其生男孩概率要较其他妇女低;如有的育龄妇女连续递进生男孩,其生男孩概率要较其他妇女高。如果以符号N表示一个人口一个时期内活产婴儿数,以符号*j* = 1, 2, 3...*k*表示孩次,第一孩、第二孩、第三孩...第*k*孩的出生人数分别为*N*₁, *N*₂, *N*₃, ...*N*_{*k*}。

则有:

$$\sum_{j=1}^k N_j = N$$

如果以 β 表示出生人口的孩次构成比例, 则有:

$$\beta_j = N_j/N \quad \sum_{j=1}^k \beta_j = 1.0$$

在不考虑双胞胎与多胞胎生育的条件下, 活产婴儿数 N 意味着是由 N 个妇女所生。然而, 须注意的是, 在 N 个妇女中, 若在一定期间内所生子女数不尽相同, 那么, 这 N 个妇女中有些则是同指一个或若干个妇女。

若令第 i 个妇女生男孩概率为 P_i , 令 ψ_{ij} 表示这 N 个活产婴儿中属第 i 个妇女生育第 j 个孩子的数量。显然, 要么 $\psi_{ij} = 1.0$, 要么 $\psi_{ij} = 0$, 且有

$$\sum_{j=1}^k \psi_{ij} = 1.0 \quad \sum_{i=1}^N \psi_{ij} = N_j$$

那么, N 个活产婴儿的总体出生性别比与分孩次出生性别比期望值, 分别如以下的模型二数学表达式所示:

$$E(SR_1) = \frac{100 \sum_{i=1}^N \psi_{i1} P_i}{\sum_{i=1}^N \psi_{i1} (1 - P_i)}$$

$$E(SR_2) = \frac{100 \sum_{i=1}^N \psi_{i2} P_i}{\sum_{i=1}^N \psi_{i2} (1 - P_i)}$$

$$E(SR_k) = \frac{100 \sum_{i=1}^N \psi_{ik} P_i}{\sum_{i=1}^N \psi_{ik} (1 - P_i)}$$

$$E(SR_3) = \frac{100 \sum_{i=1}^N \psi_{i3} P_i}{\sum_{i=1}^N \psi_{i3} (1 - P_i)}$$

$$E(SR) = \frac{100 \sum_{i=1}^N P_i}{\sum_{i=1}^N (1 - P_i)}$$

...

模型二清晰地表明: 只要 P_i 相等, 总体出生性别比及分孩次出生性别比就相等。如果以只生育有女孩的母亲连续递进生育女孩的假定条件加以分析, 那么, 在那些只生育有女孩的家庭才决定再生育时, 必有其出生性别比随之下降的结论; 如果以只生育有男孩的母亲连续递进生育男孩为假定条件加以分析, 那么, 在那些只生育有男孩的家庭才决定再生育时, 必有其出生性别比随之升高的结论。出生性别比下降与上升两种结论的形成, 关键是出生男孩与女孩的概率因假定条件而发生了变化。

上述有关出生性别比的两个数学模型都有一个非常重要的假定前提条件, 即母亲所生孩次的性别不受其先前所生子女的出生顺序与性别次序的影响, 但样本规模足以反映规律性变化的中国资料, 则恰恰与上述模型一二的假定条件相反。因此, 有必要对上述两个模型的假定条件的科学性产生质疑。瑞典学者 S·约翰逊 (Sten Johansson) 认为: “如果只有那些生下第一个孩子是女孩的家庭才去再生育第二个孩子的话, 这种决定所生子女数量的做法是否会影响性别比, 统计上的回答是不会。这是因为第一个孩子的性别不会影响第二个孩子的性别比”。^[9] 基于这一理论性认识, 以各孩次出生男孩不变的概率, 给出了期望的出生男孩数的数学模型为:

$$np = n(1-p) + n(1-p)^2 p + \dots + n(1-p)^k p$$

期望的出生数 (男女合计) 数学模型为:

$$n + (1-p)n + \dots + (1-p)^k n$$

n 表示夫妇对数, 直到生了一个男孩才停止生育;

k 表示生育孩次;

p 表示连续生育中的生男孩概率。

1994 年马瀛通指出: “母亲生下第一个孩子的性别与再生第二孩子的性别, 完全指的是母亲自身再育的前提条件, 这就构成了统计学中的条件概率。因此, 对于只有那些第一孩为女孩的家庭才去再育的话, 是否会影响第二个孩子的出生性别比? 统计上的回答就不会是否定的而是肯定的”^[10]。这种肯定的回答, 从中国妇女分出生顺序与性别次序别的大样本量孩次递进生育出生性别比资料中, 可以得到证实。

虽然, 迄今为止, 从生物学上还不能对出生性别构成统计分析的这种结论得以验证, 但提出大胆的假设供

未来的研究参考也是有益的。这种假设即：男女胎儿因性别之差异而各自发育所要从母体中汲取的成分以及对母亲生殖等诸多方面的影响也存在一定的差异。对已有过出生或怀孕历史的育龄妇女来说，如果再次怀孕，那么，受孕的胚胎性别及其胎儿的成活率等都要受到该妇女先前所历经的活产孩次性别次序的影响。确切地说，应是受先前怀孕历经的胚胎性别次序的影响。只生育过女孩的育龄妇女如果再怀孕，一是怀胎为男性的概率增大，二是男胎的成活率提高，反之亦然。这可能是因妇女再怀孕与再生育之前，受其历经的胚胎性别次序与出生孩次性别次序的影响，使妇女自身承受再孕与再育的内部环境因素发生程度不同的改变所致。

根据表* 1.1-1.4 从中国 2%人口生育节育抽样调查所获取的 70 年代分孩次出生性别比资料可知，除初育的第一孩性别比外，二孩、三孩、四孩的出生性别比均呈随孩次升高而升高的特征。二孩及以上各孩次出生性别比都是由各自的孩次性别次序别出生性别比构成，而某一孩次不同性别次序别的孩次出生性别比的差异，则揭示了分孩次出生性别比差异的成因，进而对总体出生性别比变动成因得以深化分析。

因此，根据育龄妇女在同孩次性别次序别的孩次出生性别比相同、不同孩次性别次序别的孩次出生性别比各异的条件，可建立出生性别比数学模型三。

模型三 马冯陈出生性别比数学模型(简称 MFC 模型)：

令 $P_{S_1 S_2 S_3 \dots S_j S_{j+1}}$ 表示已生过 j 个孩子，其出生性别次序为 $S_1 S_2 S_3 \dots S_j$ 的育龄妇女，如果递进生育 $j+1$ 孩，以 $S_j=1$ 和 $S_j=2$ 分别表示所生第 j 个孩子是男孩与女孩，那么，出生第 $j+1$ 孩的性别则是 S_{j+1} 的概率。

若 N 与 N_i 所表示的含义与模型二相同， $\beta_{S_1 S_2 S_3 \dots S_{j-1}}$ 表示生育第 j 个孩的 N_j 个妇女中前 $j-1$ 个孩子，其性别次序为 $S_1 S_2 S_3 \dots S_{j-1}$ 的妇女所占比例。那么：

$$\sum_{s_1=1}^2 \sum_{s_2=1}^2 \dots \sum_{s_{j-1}=1}^2 \beta_{S_1 S_2 \dots S_{j-1}} = 1.0$$

出生总人数 N 的期望出生性别比与分孩次出生性别比的数学模型则分别表示如下：

$$E(SR_1) = \frac{100P_1 \cdot N_1}{N_1 - P_1 \cdot N_1} = \frac{100P_1}{1 - P_1}$$

$$E(SR_2) = \frac{100 \sum_{s_1=1}^2 \beta_{S_1} \cdot P_{S_{1,1}} \cdot N_2}{N_2 - \sum_{s_1=1}^2 \beta_{S_1} \cdot P_{S_{1,1}} \cdot N_2} = \frac{100 \sum_{s_1=1}^2 \beta_{S_1} \cdot P_{S_{1,1}}}{1 - \sum_{s_1=1}^2 \beta_{S_1} \cdot P_{S_{1,1}}}$$

$$E(SR_3) = \frac{100 \sum_{s_2=1}^2 \beta_2 \cdot P_{S_{2,1}} \cdot N_3}{N_3 - \sum_{s_2=1}^2 \beta_{S_2} \cdot P_{S_{2,1}} \cdot N_3} = \frac{100 \sum_{s_2=1}^2 \beta_{S_2} \cdot P_{S_{2,1}}}{1 - \sum_{s_2=1}^2 \beta_{S_2} \cdot P_{S_{2,1}}}$$

.....

$$E(SR_k) = \frac{100 \sum_{s_1=1}^2 \sum_{s_2=1}^2 \dots \sum_{s_{k-1}=1}^2 \beta_{S_1, S_2, S_3, \dots, S_{k-1}} \cdot P_{S_{1,1}, P_{S_{2,1}, P_{S_{3,1}} \dots P_{S_{k-1,1}}}}}{1 - \sum_{s_1=1}^2 \sum_{s_2=1}^2 \dots \sum_{s_{k-1}=1}^2 \beta_{S_1, S_2, S_3, \dots, S_{k-1}} \cdot P_{S_{1,1}, P_{S_{2,1}, P_{S_{3,1}} \dots P_{S_{k-1,1}}}}$$

$$E(SR) = \frac{100 \sum_{j=1}^k \sum_{s_1=1}^2 \sum_{s_2=1}^2 \dots \sum_{s_{j-1}=1}^2 \beta_{S_1 S_2 \dots S_{j-1}} \cdot P_{S_{1,1} S_{2,1} \dots S_{j-1,1}} \cdot N_j / N}{\sum_{j=1}^k \sum_{s_1=1}^2 \sum_{s_2=1}^2 \dots \sum_{s_{j-1}=1}^2 \beta_{S_1 S_2 \dots S_{j-1}} \cdot P_{S_{1,2} S_{2,2} \dots S_{j-1,2}} \cdot N_j / N}$$

MFC 模型表明，某一人口一定时期内的出生性别比，从人口学讲，主要受三大因素的影响：

(1)各孩次出生之前母亲曾生子女性别次序内部结构；

(2)分出生顺序与性别次序别性别比，如果近似于常量，其性别比通过转换即为分出生顺序与性别次序别的男婴出生概率或女婴出生概率；

(3)孩次比例。

模型三是根据深入分析我国分孩次出生性别比并进行模拟所确立的数学模型。因此，可以部分地解释我国人口在各个时期的总体出生性别比及分孩次出生性别比变动成因。与此同时，模型由于把分孩次出生性别

比又具体分解为相应的分出生顺序与性别次序别出生性别比,从而使人口的总体出生性别比与分孩次出生性别比的变动归因分析得以步步深入。

MFC模型的提出与确立,不仅适应中国而且也适宜进行任何人口的性别比分析。分孩次出生性别比依孩次不同所分解的分出生顺序与性别次序别孩次出生性别比数目也不同。其分解的分出生顺序与性别次序别孩次出生性别比数目 ω 如下列表达式所示:

$$2^n = \omega (n \text{ 表示孩次: } 0, 1, 2, 3, 4 \dots k)$$

如未育妇女生第一孩,所分解的该类性别比数目 ω 则有: $2^0 = 1$ 种组合情况,即M/F;

如已生过一孩的母亲递进生二孩,所分解的该类性别比数目 ω 则有: $2^1 = 2$ 种组合情况,即MM/FF和FM/FF;

如已生过二孩的母亲递进生三孩,所分解的该类性别比数目 ω 则有: $2^2 = 4$ 种组合情况,即MMM/MMF、MFM/MFF、FMM/FMF和FFM/FFF;

如已生过三孩的母亲递进生四孩,所分解的该类性别比数目 ω 则有: $2^3 = 8$ 种组合情况,即MMMM/MMMF、MMFM/MMFF、MFMM/MFMF、MFFM/MFFF、FMMM/FMMF、FMFM/FMFF、FFMM/FFMF和FFFF/FFFF。

其他孩次分解的该类性别比组合数目 ω ,以此类推。

受传统文化、生产力与生产方式、生活方式与男女社会角色差异的影响,在生育问题上我国的男性偏好一直顽强地影响着家庭的出生子女数。虽然随着经济的发展与社会现代化进程的推进,人们对生儿育女的男性偏好从总体看是在不断减弱,但在少生的同时,相当一部分家庭尤其是从事以体力劳动为主的农民家庭仍然表现出较强烈的男性偏好。如果生到第三孩仍无男孩,这部分家庭中的绝大多数可能就就此止步,只有其中极少数无儿家庭为能生个男孩而过多生育。

我国存在的强烈的生育男性偏好,酿成了一些只生育有女孩或女孩量占优势的家庭再生育的可能性,要大于只生育有男孩或男孩量占优势的家庭。这种根基于因生男生女量性差异而形成的再生育模式,客观上导致了中国妇女所生各孩次的分出生顺序与性别次序别的孩子分布不均匀。这种不均匀的分布在实行计划生育、严格控制家庭生育子女数的条件下,随着妇女生育水平降至逼近更替生育水平时,尤为突出。妇女再育的孩子性别因受其之前生育历经的孩子出生顺序与性别次序影响,必然导致同一孩次分出生顺序与性别次序别的各出生性别比的高低不能相衡而高于出生性别比的通常值域上限。这是我国二孩及以上各孩次出生性别比高于美国、瑞典等西方国家,并在80年代生育水平降至逼近更替生育水平后逐年继续升高的一个主要成因。

MFC模型还说明:任何一个人口在任何一个时期内的总体出生性别比与分孩次出生性别比,都不是一成不变的。妇女是否根据自己所生过孩子的出生顺序与性别次序来决定再育,以及受这种影响决定再育的强度大小,都会引起二孩及以上各孩次出生性别比的变化,进而影响总体出生性别比的变化。

凡是分孩次出生性别比长期稳定在102—107值域内的国家或地区,原因基本都有两个:一是妇女再育的孩子性别虽然受其之前生育历经的孩子出生顺序与性别次序所影响,但这种影响强度是较弱的;二是同一孩次内部按出生顺序与性别次序分的孩子数量分布(或所占比重)是较均匀的,并长时期未发生实质性的改变。凡是高孩次出生性别比偏高而总体出生性别比稳定在102—107值域内的人口,主要是高孩次出生性别比因占总体出生量的比重小,还不足以引起总体出生性别比明显变化而呈隐性,使得原出生性别比基础理论存在的问题未能充分暴露出来。

虽然妇女再育的孩子性别受其之前生育历经的孩子出生顺序与性别次序所影响,但其影响程度的大小对不同的妇女是有差异的。据此,在假定同一孩次的同一出生顺序与性别次序的再产男婴比重因人而异的基础上,虽然还可以另建立一个关于出生性别比的数学模型,但是该模型一是太复杂,对讨论问题与计算及其分析都意义不大;二是不同妇女的分出生顺序与性别次序别的再产男婴比重很难测定;三是各出生顺序与性别次序别的妇女各自的出生性别比差异不大;四是MFC模型的创立对目前有关出生性别比的人口学问题,几乎都能加以解释。因此,也就没必要再另建新的有关出生性别比的数学模型。(参考文献见第51页)

