

上海、河北、陕西生育率中间变量分析

高尔生 陈常中 顾杏元

影响生育率的因素可分为直接因素和间接因素两大类。直接因素又称为生育率中间变量,包括生物学因素和行为学因素。间接因素包括社会、经济、文化和环境等因素。间接因素只有通过直接因素(中间变量)才能对生育率发生作用。1978年邦加茨(Bongaarts)提出婚姻、避孕、人流和产后不孕期(哺乳)为四个最重要的中间变量,并提出了Bongaarts模型。通过Bongaarts模型的分析,可以揭示晚婚、避孕、人流等计划生育项目及哺乳对生育率作用的大小。本文根据国家统计局组织的中国第一期深入的生育力调查资料,应用Bongaarts模型对所调查的上海、河北、陕西生育率中间变量进行分析,并对Bongaarts模型进行初步探讨。

— Bongaarts模型

50年代中期,戴维斯(Davis)和布莱克(Blake)提出了生育率中间变量概念,他们将生育率中间变量分为性交、怀孕、妊娠期三大类11个变量。邦加茨开始从11个变量中挑选出7个变量,即:妇女的已婚比、避孕应用、人工流产、产后不孕期、性交频率、宫内胎儿自然死亡及不育率。后来又根据这些变量对生育率变化的敏感程度及在人群中的变异程度,Bongaarts提出前四个变量最为重要,认为:

$$TFR = TF \times C_m \times C_c \times C_a \times C_i$$

这就是著名的Bongaarts模型。TFR为总和生育率,TF为总和最大生殖率。总和最大生殖率(TF)是妇女一生可能的最大生育数。各个国家和民族之间妇女的总和最大生殖率差异不大,一般在13—17之间。总和生育率和总和最大生殖率之间的差异受四大因素影响:婚姻、避孕、人流和产后不孕期。

C_m 为婚姻系数,表示育龄妇女已婚比对总和生育率的作用。

$$C_m = \frac{TFR}{TM} = \frac{\sum f(a)}{\sum [f(a)/m(a)]}$$

$f(a)$ 为年龄别育龄妇女合法生育率, $m(a)$ 为年龄别育龄妇女已婚比。若育龄妇女全部已婚, $m(a)=1$, $C_m=1$,总和生育率就只受 C_c 、 C_a 和 C_i 的影响。若无人已婚,总和生育率为0, $C_m=0$ 。

C_c 为避孕系数,表示避孕对总和生育率的影响。

$$C_c = 1 - 1.08ue$$

u 为避孕率,为年龄组已婚妇女避孕率($u(a)$)的平均数。 e 为避孕效率,是方法别避孕效率(e_i)的加权平均数,权数(w_i)是某种方法的年龄别使用率($u_i(a)$)的平均数。

即:

$$u = \sum_a^n u(a)/n$$

a为年龄

n为年龄组数

$$e = \sum_i^n (w_i e_i) / \sum w_i$$

i为避孕方法

$u_i(a)$ 为年龄别某方法使用率

e_i 为某方法避孕有效率

$$w_i = \sum_a^n u_i(a)/n$$

C_e 计算公式中的1.08为不孕率估计值的倒数。若扣除不孕妇女后,全部使用避孕措施,避孕效果为100%,则 $1.08ue=1$, $C_e=0$,总和生育率为0。反之,若无人避孕, $u=0$, $C_e=1$,总和生育率就只受 C_m 、 C_a 和 C_i 三个因素影响。

C_a 为人流系数,反映人工流产对总和生育率的影响。若无人工流产, $C_a=1$,总和生育率只受 C_m 、 C_e 和 C_i 影响。若所有怀孕均以人工流产而结束, $C_a=0$, $TFR=0$ 。 C_a 的计算公式为:

$$C_a = TFR / [TFR + 0.4(1+u) \cdot TAR]$$

u 为避孕率, $0.4(1+u)$ 为一个人流产可以避免的活产数,而 TAR 为总和人流率,因而 $0.4(1+u) \times TAR$ 为一个妇女一生可能由人流而避免的出生数。

C_i 为产后不孕系数,表示产后不孕期长短对总和生育率的影响。

$$C_i = 20 / (18.5 + i)$$

式中20为平均一个生育周期的长度,其中包括:怀孕期9个月,不哺乳情况下(即最小的)平均产后不孕期1.5个月,平均怀孕等待期7.5个月,及平均胎儿死亡等待期2个月。 i 为产后不孕期(月),产后不孕期的测量是困难的,一般用产后停经期表示,它的长短受哺乳时期和哺乳强度的影响。停经时期(i)与哺乳期(L)之间存在下列函数关系:

$$i = 1.753e^{0.1396L} - 0.001872L^2$$

二 资料及计算方法

1985年4月由国家统计局组织的中国第一期深入的生育力调查,包括社区调查、户调查和个人调查。共调查了二省一市83个县、市(区)的306个乡、镇和街道,13307名已婚育龄妇女(15—49岁),获得了有关生育、婚姻、避孕、人流及哺乳等较为详尽可靠的资料。通过计算机整理得到:(1)历年育龄妇女年龄组生育率(1953—1985年), (2)1985年4月底(即调查时)一岁一组的年龄别育龄妇女人数及已婚育龄妇女人数, (3)历年年龄别育龄妇女初婚(结婚)人数, (4)年龄组育龄妇女现用各种避孕方法使用率及用寿命表法计算的1980—1985年各种避孕方法有效率, (5)1980—1985年出生的最后一个孩子的哺乳寿命表, (6)1980—1985年育龄妇产后停经寿命表。由于1985年仅调查了4个月,考虑到生育率的季节变动,因此对1985年生育率未做分析。本文主要对1984年的生育率中间变量进行分析。

(一) 婚姻系数(C_m)

要计算婚姻系数需要有年龄组育龄妇女生育率与年龄组育龄妇女已婚比。年龄组育龄妇女生育率已提供,而年龄组育龄妇女已婚比只有1985年4月的资料。影响1984年生育率的主要

是1983年3月份至1984年3月份这一段时期的育龄妇女已婚比。本文计算1983年9月底已婚比代表1983年3月—1984年3月的已婚比平均水平。由1985年4月底年龄别育龄妇女数上推二个年龄和一个年龄，分别得到1983年4月底和1984年4月底年龄别育龄妇女数，然后采用内插法得出1983年9月底年龄别育龄妇女数。

$$P_i' = \frac{(P_{i+1} - P_{i+2}) \times 5}{12} + P_{i+2}$$

其中：\$P_{i+1}\$ 为1985年4月底 \$i+1\$ 年龄人数
\$P_{i+2}\$ 为1985年4月底 \$i+2\$ 年龄人数

1985年4月底年龄别已婚妇女人数减去1985年年龄别初婚人数即为1985年年初年龄别已婚妇女数估计值。上推一个年龄组减去1984年年龄别初婚人数得1984年年初年龄别已婚妇女数。由1984年年初年龄已婚人数上推一个年龄组减去1983年年龄别初婚人数的 \$\frac{1}{5}\$ 为1983年9月底年龄别已婚妇女人数估计值。由于资料限制未能对1985年年初已婚育龄妇女年龄变化进行调整；对于1983年结婚的季节变动未作考虑。

将年龄别已婚妇女人数与育龄妇女数以5岁一组合并，然后两者相除得出1983年9月底育龄妇女已婚比（见表1）。

由年龄组育龄妇女生育率与已婚比计算得出年龄组已婚妇女生育率。分别求得育龄妇女总和生育率TFR与已婚育龄妇女总和生育率TM（见表2）。以此计算 \$C_m\$。

$$C_m = TFR / TM$$

上海：\$C_m = 1.120 / 2.060 = 0.5437\$

河北：\$C_m = 2.144 / 3.312 = 0.6473\$

陕西：\$C_m = 2.700 / 4.375 = 0.6171\$

（二）避孕系数（\$C_e\$）

对1984年生育率有影响的主要是1983年的避孕率和避孕效率。本文缺乏1983年的避

表1 1983年二省一市各年龄组育龄妇女已婚比（%）

年 龄 组	上 海	河 北	陕 西
15—19	2.38	8.45	11.48
20—24	28.40	55.12	59.03
25—29	75.15	99.26	97.98
30—34	90.84	96.07	96.99
35—39	95.80	94.94	97.34
40—44	97.20	99.51	99.33
45—49	*	*	*

* 资料不完全

表2 1984年二省一市各年龄组育龄妇女生育率及已婚育龄妇女生育率（‰）

年 龄 组	上 海		河 北		陕 西	
	育龄妇女生育率	已婚妇女生育率	育龄妇女生育率	已婚妇女生育率	育龄妇女生育率	已婚妇女生育率
15—19	0	0	8.9	105.33	23.1	201.2
20—24	56.4	198.59	163.5	296.6	216.3	366.4
25—29	127.0	169.00	189.6	191.0	218.4	222.9
30—34	35.2	38.75	47.9	49.9	63.4	65.4
35—39	5.3	5.53	15.5	16.3	13.4	13.8
40—44	0	0	3.3	3.3	5.3	5.3
45—49	0	0	0	0	0	0
总和生育率	1.120	2.060	2.144	3.312	2.700	4.375

孕资料，用1985年4月（调查时）的避孕率及1980—1985年避孕效率来估计1983年水平。某一时期避孕有效率较一个年份的避孕效率稳定，用1980—1985年这一时期的避孕效率代表1983年的水平是可行的。

年龄组已婚妇女各种避孕方法使用率相加即为年龄组已婚妇女避孕率, $u(a) = \sum_i u_i(a)$ (见表3、4、5)。各年龄组已婚妇女避孕率相加除年龄组数得年龄别已婚妇女平均避孕率(u):

上海: $u=0.745$ 河北: $u=0.655$ 陕西: $u=0.606$

表3 1985年上海市各年龄组已婚妇女使用各种避孕方法%

年龄组	女 性 绝育法	男 性 绝育法	宫 内 避孕环	口 服 避孕药	避孕套	其它方法	合 计
15—24	0	0	29.4	14.4	3.9	6.1	53.8
25—29	0.7	0.1	50.5	9.4	6.4	4.9	72.0
30—34	5.4	1.5	63.7	7.0	5.3	6.3	89.2
35—39	18.4	2.3	49.3	8.7	6.0	7.1	91.8
40—49	30.7	5.7	20.9	8.6	6.9	7.5	80.3
平均(Wi)	12.3	2.2	37.3	10.2	5.6	6.5	74.5

表4 1985年河北省各年龄组已婚妇女使用各种避孕方法%

年龄组	女 性 绝育法	男 性 绝育法	宫 内 避孕环	口 服 避孕药	其它方法	合 计
15—24	2.3	0	23.7	2.6	2.4	31.0
25—29	21.6	2.2	38.4	4.9	2.4	69.5
30—34	57.8	4.4	22.6	2.4	1.6	88.8
35—39	64.5	6.4	18.9	2.1	0.7	92.6
40—49	22.7	2.5	39.8	4.9	3.0	72.9
平均(Wi)	27.7	2.6	29.6	3.5	2.2	65.5

表5 1985年陕西省各年龄组已婚妇女使用各种避孕方法%

年龄组	女 性 绝育法	男 性 绝育法	宫 内 避孕环	口 服 避孕药	其它方法	合 计
15—24	2.8	0.7	16.5	1.8	1.5	23.3
25—29	20.9	2.9	30.4	1.3	4.4	59.9
30—34	39.6	5.6	35.6	1.2	2.8	84.8
35—39	39.6	3.4	45.0	0.3	2.3	90.6
40—49	17.9	2.1	45.9	2.0	3.4	71.3
平均(Wi)	20.2	2.5	33.7	1.5	2.8	60.6

由方法别各年龄组已婚妇女使用率求得方法别已婚妇女年龄组使用率的平均值 W_i (见表3、4、5)。根据1980—1985年各种避孕方法有效性,应用寿命表法获得1980—1985年各种避孕方法1年有效率 e_i (见表6)。其中有效期1年的计算是从避孕方法使用日起或从月经恢复后开始计算。若妇女在月经恢复前已使用避孕,则从月经恢复后开始计算。由方法别平均使用率(W_i),与方法别有效率(e_i)求得各避孕方法平均有效率 e , $e = \frac{\sum W_i e_i}{\sum W_i}$, 男、女性绝育有效率记为1.0。

上海: $e=0.8485$ 河北: $e=0.9360$ 陕西: $e=0.9196$

由 u 、 e 计算 C_e : $C_e = 1 - 1.08ue$

表6 1980—1985年二省一市各种避孕方法一年有效率(%)

避孕方法	上海	河北	陕西
宫内避孕环	88.6	88.9	88.3
口服避孕药	77.4	88.8	86.6
避孕套	70.5	72.3	70.5
其它方法	58.8		

上海: $C_c = 1 - 1.08 \times 0.745 \times 0.8485 = 0.3173$

河北: $C_c = 1 - 1.08 \times 0.655 \times 0.9360 = 0.13378$

陕西: $C_c = 1 - 1.08 \times 0.606 \times 0.9196 = 0.3981$

(三) 人流系数 C_a

人工流产一般在怀孕后三个月左右进行, 因而当年人流减少的不一定是当年的出生。1984年生育率不只是受1984年人流率影响, 而且受到

1983年人流率影响。由1983年、1984年年龄组人流率分别求得二个年份总和人流率, 取其平均值作为计算人流系数用的总和人流率TAR。

表7 1983、1984年二省一市各年龄组育龄妇女人工流产率(%)

年龄组	1983年			1984年		
	上海	河北	陕西	上海	河北	陕西
15—19	9.0	0.7	0	0	0	0
20—24	46.4	34.8	16.9	42.3	22.1	11.0
25—29	148.5	74.8	63.2	119.7	47.0	47.4
30—34	90.1	42.8	27.1	92.4	17.1	11.0
35—39	39.8	17.4	23.6	26.4	3.6	14.9
40—44	19.2	3.4	1.8	11.0	11.6	3.5
45—49	0	0	0	0	0	0
总和人流率	1.765	0.8695	0.663	1.459	0.507	0.439

$$C_a = \text{TFR} / [\text{TFR} + 0.4(1+u) \cdot \text{TAR}]$$

上海: 1983年总和人流率为1.765, 1984年为1.459, 平均1.612

$$C_a = 1.12 / [1.12 + 0.4(1+0.745) \times 1.612] = 0.4988$$

河北: 1983年总和人流率为0.8695, 1984年为0.507, 平均0.688

$$C_a = 2.144 / [2.144 + 0.4(1+0.655) \times 0.688] = 0.8488$$

陕西: 1983年总和人流率为0.663, 1984年为0.439, 平均0.551

$$C_a = 2.700 / [2.700 + 0.4(1+0.606) \times 0.551] = 0.8841$$

(四) 产后不孕期系数 C_i (哺乳系数)

产后不孕期系数是影响总和生育率的重要因素之一。本次调查提供了二省一市1980—1985年出生的最后一个孩子的哺乳期及妇女产后停经期, 由哺乳寿命表及产后停经寿命表得到中位哺乳期及中位停经期。用1980—1985年水平代表1983年, 1980—1985年中位停经期上海为3.60月, 河北为5.91月, 陕西为6.07月。

$$C_i = \frac{20}{18.5 + i}$$

上海: $C_i = 20 / (18.5 + 3.6) = 0.9050$ 河北: $C_i = 20 / (18.5 + 5.91) = 0.8193$

陕西: $C_i = 20 / (18.5 + 6.07) = 0.8140$

(五) Bongaarts模型中TF值选择及误差系数 C_e 的引进

Bongaarts认为, 妇女总和最大生殖率TF值在13—17之间, 本文选择TF值为17。计算TFR,

$$\text{TFR} = \text{TF} \times C_m \times C_c \times C_a \times C_i$$

上海: $TFR = 17 \times 0.5437 \times 0.3173 \times 0.4988 \times 0.9050 = 1.324$

河北: $TFR = 17 \times 0.6473 \times 0.3378 \times 0.8248 \times 0.8193 = 2.512$

陕西: $TFR = 17 \times 0.6171 \times 0.3981 \times 0.8841 \times 0.8140 = 3.006$

估计值与观察值存在一定差别: $TFR_{误差} = TFR_{估计值} - TFR_{观察值}$, 上海为0.204, 河北为0.398, 陕西为0.306, 这种差别来自: ①TF值选择的误差, 即该地区妇女总和最大生殖率与17的差别; ②各项基础资料测算误差, 包括: 总和生育率、总和人流率、避孕率、避孕效率及产后停经期; ③系数计算中一些参数估计的误差, 如计算 C_0 时不育矫正系数用1.08; 计算 C_1 时, 生育周期平均记为20个月, 都是一个估计值; ④其它未引入的中间变量影响。本文选择妇女最大生理可能生育率为17, 另外引进一个误差系数 C_e , 把其它几个中间变量的影响及各项指标测量误差考虑在 C_e 之内。变换模型公式:

$$TFR = 17 \times C_m \times C_c \times C_a \times C_i \times C_e$$

式中TFR值应等于实际观察值, 由此我们对 C_e 进行估计:

$$C_e = TFR / [17 \times C_m \times C_c \times C_a \times C_i]$$

上海: $C_e = 0.8460$ 河北: $C_e = 0.8535$ 陕西: $C_e = 0.8982$

三 结 果 分 析

1984年上海、河北、陕西总和生育率分别为1.12、2.144和2.70, 与国外相比是较低的。发展中国家总和生育率一般在5左右, 发达国家在2左右, 上海总和生育率低于发达国家平均水平, 河北、陕西接近发达国家水平。从妇女最大生理可能生殖率($TF=17$)到总和生育率上海1.120, 河北2.144, 陕西2.700, 下降数分别为: 上海15.880, 河北14.856, 陕西14.300。婚姻、避孕、人流、哺乳(产后不孕期)及其它中间变量共同作用产生了这种结果。各种因素作用的大小是不同的(见表8、9)。

表8 1984年二省一市中间变量系数值

婚姻系数	0.5437	0.6473	0.6171
避孕系数	0.3173	0.3378	0.3981
人流系数	0.4988	0.8248	0.8841
产后不孕系数	0.9050	0.8193	0.8140
误差系数	0.8460	0.8535	0.8982

(一) 避孕因素

在所有系数中, 二省一市避孕系数均为最低, 是生育率的第一位影响因素。其引起总和生育率的下降分别为: 上海6.718, 陕西7.159, 河北7.786, 占总下降作用的42.3%、50.06%和52.41%。避孕因素引起总和生育率较大的下降作用归

表9 二省一市生育率中间变量对总和生育率下降作用及其百分比

中间变量	上 海		河 北		陕 西	
	作用大小	%	作用大小	%	作用大小	%
婚姻系数	3.528	22.22	3.121	21.01	3.752	26.24
避孕系数	6.718	42.30	7.786	52.41	7.159	50.06
人流系数	4.073	25.65	1.382	9.31	0.958	6.70
产后不孕系数	0.586	3.68	1.431	9.63	1.60	11.19
误差系数	0.975	6.17	1.136	7.64	0.831	5.81
总下降作用	15.88	100.00	14.856	100.00	14.300	100.00

因于较高的避孕率与避孕效率。河北与陕西避孕率及避孕效率相近。上海避孕率最高, 为0.745, 而河北为0.655, 陕西为0.606。避孕效率上海明显低于河北、陕西, 主要因为上海绝育率较低, e 值上海为

0.869, 而陕西为0.920, 河北为0.936。避孕系数三者相差不大。在避孕引起总和生育率下降方面, 上海低于河北、陕西。

(二) 婚姻因素

在河北、陕西, 婚姻因素是引起总和生育率下降的第二位因素, 上海则由于人流因素影响大, 婚姻因素居第三位。婚姻因素引起总和生育率下降, 陕西为3.752, 上海为3.528, 河北为3.121, 分别占总下降率的26.24%、22.22%和21.01%。婚姻系数, 上海为0.5437, 与发达国家水平接近; 河北为0.6473, 陕西为0.6171, 与发展中国家相近。初婚年龄、终身不婚比例、婚姻关系稳定与否构成婚姻因素对总和生育率的影响作用。在我国, 终身不婚率很低, 婚姻关系比较稳定, 初婚年龄是主要因素。1982—1984年, 标准化平均初婚年龄, 河北、陕西均在22岁以下, 而上海在25岁以上, 因而婚姻系数上海低于河北、陕西。

(三) 人流因素

上海、河北、陕西人流因素对总和生育率下降作用有很大不同。上海人流因素是造成总和生育率下降的第二位因素, 下降作用为4.073, 占总下降率的25.65%。河北、陕西人流因素作用较小, 分别为1.382和0.958, 占总下降率的9.31%、6.70%, 是各因素中作用最小的因素。较高的人流率、较低的人流系数是造成上海总和生育率明显低于河北、陕西的主要原因。

(四) 产后不孕期系数

河北、陕西二省产后停经期较长, 分别为5.91、6.07月, 而上海为3.60月。产后不孕期系数河北为0.8193, 陕西为0.8140, 明显低于上海0.9050。产后停经期引起总和生育率下降作用, 河北为1.431, 陕西为1.60, 而上海为0.586。哺乳是造成产后不孕期长的主要原因。上海哺乳率低, 1980—1985年出生的最后一个孩子哺乳率为88.2%, 哺乳期均数为10.3月; 而河北、陕西哺乳率分别为97.8%、97.0%, 哺乳期分别为21.3、19.9月。

与其它国家相比, 上海、河北和陕西, 产后不孕期系数, 高于一般发展中国家, 低于发达国家, 上海与发达国家较为接近。

综上所述, 上海、河北、陕西生育率中间变量对总和生育率影响模式存在共同点, 也有不同之处。二省一市的避孕、婚姻因素对总和生育率下降作用均较大, 是主要因素。在上海, 人流因素起着十分重要的作用, 河北、陕西人流因素作用较小。二省一市 C_1 作用均不大, 总和自然生育率($TN=TF \times C_1 \times C_2$)上海为13.02, 河北为11.89, 陕西为12.43。

四 讨 论

(一) 总和最大繁殖率(TF)的选择和误差系数(C_2)

Bongaarts模型自1978年提出以后得到广泛的应用。然而各国学者在使用Bongaarts模型时, TF值选择不一。本文提出把TF值定为一常数(本文定为17), 而引进一个误差系数 C_2 的方法, 一方面可消除TF值选择不一的混乱现象, 另一方面更全面地反映中间变量对总和生育率的影响模式。Bongaarts提出过七个重要中间变量: 妇女已婚比、避孕率及其效果, 人工流产率、产后不孕期及性交频数、宫内胎儿自然死亡和终身不育率。从妇女的最大生理可能的繁殖率到观察到的总和生育率是这七个中间变量(甚至更多)共同作用的结果。我们建议, TF值取妇女最大生理可能生育率, 而同时引进系数 C_2 。 C_2 将有如下三种内涵: (1) 性交频数、宫内胎儿自然死亡、终身不孕率及其它中间变量系数的积, 这是其基本部分; (2)

妇女最大生理可能生殖率和一些参数(如不育常数及平均生育周期)的民族、群体及时期差异,(3)由各项基础资料引起的误差,如平均避孕率(u)、平均避孕效率(e)、产后不孕期(i)、妇女的已婚比($m(a)$)、及总和生育率TFR的观察误差,包括抽样误差及缺乏资料而导致的估计误差。

C_e 值可大于1,也可小于1。当 C_e 主要内涵为其它中间变量系数的积时, C_e 小于1。当内涵主要为上述第(2)、(3)项时,特别是第(3)项时, C_e 有可能大于1。本文估计, C_e 值,上海为0.8460、河北为0.8535、陕西为0.8982, C_e 在上海河北、陕西间变异不大。在 C_e 的内涵中,第(3)部分(资料误差)比重很小时, C_e 在人群中较稳定。若资料误差部分比重大, C_e 变化可能较大。因此, C_e 的变化大小在一定程度上能反映出所采用资料的可靠性。

据此,模型为: $TFR = TF \times C_m \times C_e \times C_a \times C_i \times C_e$ ($TF=17$)。这样某一中间变量如婚姻引起总和生育率下降的作用为: $\lg C_m / [\lg C_m + \lg C_e + \lg C_a + \lg C_i + \lg C_e] \times (TF - TFR)$,这能更为确切地反映从妇女总和最大繁殖率到观察的总和生育率下降中,婚姻因素作用的大小,更适于地区和时期间比较。

(二) Bongaarts模型各系数计算所用基础资料的时间性问题

妇女的已婚比例、避孕及其效果、人流及产后不孕期对总和生育率影响有时间对应性问题。本文分析的是1984年的生育率水平。1983年3月至1984年3月在婚妇女才有可能在1984年生育,1984年3月份以后结婚的妇女一般不会再在1984年生育。因此已婚比($m(a)$)的计算应用1983年3月—1984年3月间已婚比平均数。我们用1983年9月作为这一段时期的代表。我国近几年,特别是1981年新婚姻法颁布后,妇女结婚年龄提前,造成年龄组已婚妇女比例变化较大,特别是在15—19岁和20—24岁组。在应用Bongaarts模型时应注意到这一点。在年龄组内,年龄别已婚妇女比例也存在较大差别。15岁已婚比大多为0,19岁则可能很高。如15—19岁组已婚比例:1985年4月底,上海为0.1%,河北2.5%,陕西4.1%;而1983年9月底上海为2.38%,河北3.45%,陕西11.48%。用1985年4月底的年龄组已婚比计算影响1984年生育率的婚姻系数为:上海0.3983,河北0.4294,陕西0.3378。而由1983年9月底资料计算得出的数值:上海0.5437,河北0.6473,陕西0.6171,差别很大。婚姻系数如此,其它避孕、人流、产后不孕期也是如此,特别是人流率,计算时也应考虑到这一点。

(三) 避孕效率(e)与妇女年龄的关系

避孕对生育率影响取决于两个因素:避孕率及避孕效率。不同年龄妇女避孕率及方法别使用率不同,可以通过计算年龄别平均避孕率、年龄别某种方法平均使用率以消除年龄构成的影响。还应注意方法别避孕效率与妇女年龄有关系。有资料表明,同一种方法在高年龄组中使用效率较高。因此,在测量某种方法的避孕效率时,最好分年龄组进行,然后取平均数。各种方法的年龄别避孕效率的平均数以其平均使用率加权得到方法别平均避孕效率,这样计算出来的避孕系数才能更正不能反映避孕对总和生育率影响作用的不足。本文由于缺乏年龄别方法别避孕效率资料,计算 e 时未考虑 e 的年龄构成影响。

参考文献

- [1] John Bongaarts, "The Fertility-Inhibiting Effects of The Intermediate Fertility Variables" *Studies in Family Planning*, 13(617), June/July 1982, P179~189.
- [2] John Bongaarts, et al, "Fertility, Biology, and Behavior" Academic Press, New York, 1983, P78~101.

(下转第59页)

率不仅涉及到手术的安全性,同时人力、财力的消耗也是很大的。另外,依赖人流率控制生育,也是不安全和不可靠的。因此,努力使人流下降至最低限度,是调查地区计划生育工作中应该给予高度重视的问题。

根据调查地区的生育率模式中的各系数与生育率的关系,若维持现有生育水平,要提高人流系数(降低人流率),可降低婚姻、哺乳、避孕中的任何一个系数值。

从表1中可见,调查地区20~24岁妇女已婚比例较低,1982年的平均初婚年龄为24岁,已达到政府提倡的晚婚年龄, C_m 不可能再降低。根据研究结果,延长哺乳时间,降低 C_i 的可能性亦很小。因为样本妇女哺乳率已达94.3%,平均哺乳月数达11.5月。随着农村多种经营的发展,妇女参加生产的机会增加,已不可能再延长哺乳时间。而且调查中还发现,哺乳的婴儿中有79.5%在出生后6个月开始添加辅食,31.1%在3个月就已开始添加。可见,完全哺乳方式也正随着经济的发展,物质的丰富而逐渐向混合喂养转变,婴儿对母乳的完全依赖性也会逐渐消失。这样,尽管哺乳率较高,哺乳时间较长,但都不可能再使产后无月经期延长。降低生育率唯一可行的办法就是提高避孕效果。经计算,在维持原有生育率,不改变已婚系数和哺乳系数的情况下,避孕率仍为68.5%时,避孕效果由现在的0.779提高到0.874,人流系数可由现在的0.614

上升到0.745,即总和人流率将由现在的1.83下降到0.99(见表10)。

综上所述,结论如下:

(一)用Bangaarts模式对影响调查地区妇女生育率的直接因素进行了定量分析,起主要抑制作用的因素依次为:避孕、晚婚、人工流产、哺乳、夫妻分居。与北京城区比较,其作用顺序一致,作用程度不同。与有资料的国家和地区比较,其作用特点为:计划生育因素和自然属性因素共同影响了调查地区的生育率水平。

表10 TFR、 C_m 、 C_i 不变时 C_c 及e 不同时的人流水平(杨镇)					
人流系数(C_a)	避孕系数(C_c)				
	0.42	0.400	0.380	0.360	0.350
	0.614	0.652	0.686	0.724	0.745
总和人流率(TA)**	避孕效果(e)*				
	0.779	0.811	0.838	0.865	0.874
	1.828	1.552	1.331	1.109	0.995

*e值是根据表上部相应的C计算而得。

**TA值是根据表上部相应的C推算出来。

(二)调查地区1982年总和生育率(TFR)已降至世界先进水平,而总和人流率则上升为世界前列。为巩固计划生育工作的成果,继续维持现有生育率水平,据本次研究结果,可行的办法是提高避孕效果,降低人工流产率。(责任编辑:徐莉)

(作者工作单位:北京医科大学卫生学院)

(上接第28页)

[3] S.R Millman, et al, "The Fertility Impact of Spousal Separation" Studies in Family Planning, 1984(15): 3, P121~126.

[4] John Bangaarts, "The Proximate Determinants of Natural Marital Fertility, From Determinants of Fertility in Developing Countries by Rodolfo A. Bulatao" Academic Press, 1983, P. 103.

[5] 辜胜阻: "中间生育率变量对妇女生育率的影响", 《人口动态》1986年第5期。

[6] 秦芳芳: "中国计划生育对生育率影响的评估", 《中国人口科学》1987年第2期。

(责任编辑:王跃生)

(作者工作单位:高尔生、顾杏元—上海医科大学医学人口研究室,陈常中—安徽医科大学卫生管理系卫生统计教研组)