

# 中国婚姻挤压问题研究

姜全保 李晓敏 Marcus W. Feldman

**【摘要】**目前,中国的男性婚姻挤压及其后果引起了广泛关注,但大部分研究把婚姻挤压归结于性别结构因素,而忽略了人口的年龄结构因素,还有些研究考察年龄结构贡献的方法存在一些不足。文章构建了婚配性别比及其年龄结构和性别结构的分解方法,并根据2010年人口普查数据及预测数据,研究了中国2010~2050年婚姻挤压中年龄结构因素和性别结构因素的影响。结果发现,2010~2020年婚姻挤压以年龄结构因素为主导,2020~2034年性别结构因素的作用增强,而年龄结构因素减弱。2034~2045年,男性过剩主要是性别结构因素作用的结果,年龄结构因素不起作用或者起到减缓男性过剩的作用。

**【关键词】**婚姻挤压 婚配性别比 年龄结构 性别结构 预测

**【作者】**姜全保 西安交通大学人口与发展研究所,副教授;李晓敏 西安交通大学人口与发展研究所,博士研究生;Marcus W. Feldman 斯坦福大学莫里森人口与资源研究所,教授。

## 一、研究背景

婚姻挤压既受人口年龄结构的影响,也受人口性别结构的影响。通过对真实婚姻市场的一个简化,Ebenstein等(2009)指出婚姻市场上的女性短缺是由低于更替水平的生育率和性别失衡双重原因引起的,然而二者分别对婚姻挤压的贡献如何,作者并没有进行深入讨论。Guilmoto(2012)把自己构建的婚姻挤压指数分解为年龄结构和性别结构两部分,通过模拟发现2050年之后年龄结构对婚姻挤压的影响超过50%。Goodkind(2006)甚至认为,不管是在过去、现在还是未来,结婚峰值年龄的性别失衡的主要原因是年龄结构,而不是产前或者产后对女婴或者胎儿的歧视。不论是Goodkind(2006)的预测,还是Guilmoto(2012)的预测,他们考察年龄结构和性别结构对婚姻挤压强度的影响时,都是使用以下的过程:基于基年人口数据,按照特定的超出正常范围的出生性别比和生育水平假设,预测未来人口数据;再根据预测出来的人口数据,使用自己设计的度量婚姻挤压的指标,测出婚姻挤压强度,将其视为由年龄结构和性别结构双重作用引起的总的婚姻挤压强度;然后假定出生性别比在正常范围,重新预测未来人口年龄性别结构数据和测定婚姻挤压强度。由于第二次出生

性别比在正常范围,所以这样测度的婚姻挤压被认为主要是由于年龄结构引起的,二者的差值被解释为由性别结构引起的。但是,这一方法存在很大不足。因为从长期来看,出生性别比对人口发展的影响,年龄结构和性别结构是交织在一起的。即使保持生育水平不变,不同出生性别比的预测方案中人口总量、年龄结构和性别结构存在很大差异,是两个完全不同的人口(Jiang 等,2011a)。使用两个不同甚至差异很大的年龄—性别结构的人口运算的差值,来比较年龄结构和性别结构各自作用的强度,结果很难让人信服。

中国自 20 世纪 80 年代以来出生人口性别比持续偏高,多数研究把中国的婚姻挤压主要归结于人口的性别结构失衡。有部分作者,如 Goodkind(2006)和 Guilmoto(2012),他们虽然试图分解婚姻挤压的年龄和性别结构,但方法存在问题。为了明确中国的婚姻挤压中年龄结构和性别结构的分别作用,纠正把婚姻挤压等同于性别失衡的观念,本文根据夫妻年龄差和妻子的婚姻年龄差范围内男性的可得性,构造一个简单的婚配性别比指标来测度婚姻挤压强度,然后把过剩男性的比例分解为年龄结构和性别结构的不同影响。

## 二、婚配性别比及其分解

婚姻挤压指标的测度经历了一个发展过程,但性别比是婚姻挤压的一个主要测度指标。Tuljapurkar 等(1995)使用潜在初婚比来度量潜在婚姻市场的两性相对规模差异,这是一个加权的性别比。在此基础上,Jiang 等(2011b)使用几种方式改进了潜在初婚比指标,包括对基年初婚频率进行调整,考虑初婚的进度效应,对总和初婚率标准化等。之后,Guilmoto(2012)使用基于队列的人口预测,构造了更加复杂的测度未婚人口婚姻挤压的指标。

Tuljapurkar 等(1995)、Guilmoto(2012)所使用的指标考察的人口年龄范围太宽,Tuljapurkar 等(1995)的研究中潜在初婚比的年龄范围为 14~50 岁,Jiang 等(2011b)的研究中该指标为 14~60 岁,所以这些指标不适宜用作分解年龄和性别结构。年龄范围太宽会降低年龄结构对婚姻挤压影响的显著程度。这个年龄范围应该宽的可以使大多数婚姻发生时的年龄都包括在内,但也应该窄的足以反映选择配偶的动态变化。Goodkind(2006)选择的是 5 岁年龄的宽度,把 23~27 岁的男性与 21~25 岁的女性进行比较。

在婚姻问题上,总会涉及两性问题,但两性问题没有普遍接受的解决办法(Keilman,1985)。Schoen(1981)提出了调和平均的方法,而 Pollard(1977)提出了一般调和平均方法,Pollak(1990)认为 BMMR 模型可以解决人口学上的两性问题。虽然这些模型都提供了解决婚姻中两性问题的思路,但在中国这样一个女性普遍选择婚姻的社会里,度量婚姻挤压基于女性的数量更合适(Guilmoto,2012)。

郭志刚、邓国胜(2000)曾经提出婚配性别比的思路,受其启发,并考虑到分解的要求,我们构造了婚配性别比指标。首先,基于女性数量的度量婚姻挤压的思路,选定某个年龄的女性(比如 30 岁)为基准,根据女性的人数和她们的婚姻年龄差对应的比例来确定其对应

的男性的数量,男性数量和该年龄女性数量的比例为我们构造了一个婚配性别比指标。其次,对于某一年份的人口,以  $F_x$  和  $M_x$  分别表示年龄为  $x$  岁的女性和男性人口数量,  $P_{x+i}$  表示  $x$  岁女性中,与  $x+i$  岁男性结婚的女性所占的比例,  $n, m$  为夫妻年龄差的上限和下限,则婚配性别比为  $R_x = \sum_{i=m}^n \frac{P_{x+i} M_{x+i}}{F_x}$ , 其中  $\sum_{i=m}^n P_{x+i} = 1$ , 为归一化后的比例。若婚配性别比大于 1, 说明男性过剩, 女性不足; 如果婚配性别比小于 1, 说明女性过剩, 男性不足,  $R_x - 1$  则为过剩的比例。由于年龄和性别结构对婚姻挤压都有影响, 所以我们把该过剩比例进行分解:

$$\begin{aligned} R_x - 1 &= \sum_{i=m}^n \frac{P_{x+i} M_{x+i}}{F_x} - 1 = \sum_{i=m}^n P_{x+i} \left( \frac{M_{x+i}}{F_x} - 1 \right) = \sum_{i=m}^n P_{x+i} \left( \frac{M_{x+i}}{F_{x+i}} \frac{F_{x+i}}{F_x} - 1 \right) \\ &= \sum_{i=m}^n P_{x+i} \frac{\frac{M_{x+i}}{F_{x+i}} + 1}{2} \left( \frac{F_{x+i}}{F_x} - 1 \right) + \sum_{i=m}^n P_{x+i} \frac{\frac{F_{x+i}}{F_x} + 1}{2} \left( \frac{M_{x+i}}{F_{x+i}} - 1 \right) \end{aligned}$$

其中,  $\sum_{i=m}^n P_{x+i} \frac{\frac{M_{x+i}}{F_{x+i}} + 1}{2} \left( \frac{F_{x+i}}{F_x} - 1 \right)$  为年龄结构因素,  $\frac{F_{x+i}}{F_x} - 1$  表示女性出生队列的变化; 而  $\sum_{i=m}^n P_{x+i} \frac{\frac{F_{x+i}}{F_x} + 1}{2} \left( \frac{M_{x+i}}{F_{x+i}} - 1 \right)$  为性别结构因素,  $\frac{M_{x+i}}{F_{x+i}} - 1$  表示出生队列在对应年龄的性别比偏离程度<sup>①</sup>。

### 三、预测及参数

本文选取传统的 Cohort-component 模型, 不考虑国际迁移而把中国人口看成是一个封闭人口。使用中国人口信息中心开发的 Padis-Int 软件, 设定参数预测未来的人口趋势。该软件需要设定以下数据, 预测基础年份的人口年龄性别结构、预测年份的生育水平和生育模式、死亡水平和死亡模式, 由于没有考虑迁移, 所以迁移水平和迁移模式都设为 0。

#### (一) 基年人口总量和年龄性别结构

第六次人口普查得到的男性人口数量, 10~14 岁组和 15~19 岁组比第五次人口普查该出生队列的人数多, 20~24 岁及其后的年龄组却有所缩减。而女性人口数量基本上在各个年龄组均多于五普登记时的该出生队列的数量。六普 16~21 岁青年组人口可能存在重报, 每个年龄重报 100 万人以上, 且可能主要是流动人口女性重报(陶涛、张现苓, 2013)。第五次人口普查常住地登记原则使大量流动人口被漏登, 改进后的第六次人口普查“见人就

① 也可以把某年龄  $x$  岁人口的性别比, 表示为  $x$  年前的出生性别比与留存率之比的乘积形式, 从而分解成出生性别比、留存率、出生队列三者的作用, 但限于数据的可得性, 本文把出生性别比和留存率乘积合并为人口的性别结构分解。

登”原则则导致了重复登记状况的出现(翟振武、张浣琨,2013)。虽然普查数据可能存在问题,但目前2010年人口普查数据是可能得到的最新最全面的数据,所以本文使用的预测基础数据是2010年的人口年龄、性别结构数据,人口总量为13.3281亿(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司,2012)。

## (二) 生育水平和模式

中国2000年普查数据得到的总和生育率为1.22,2010年为1.18。虽然普查数据可能存在漏报,但在没有更可靠数据的情况下,很难修正这些数据从而得到一个普遍接受的准确的生育率。我们根据普查数据登记的低龄段的人口数据,按照不同的总和生育率预测,发现1.4的生育水平使得预测的出生人口队列与之前的出生队列衔接平稳,所以在本研究使用的总和生育率为1.4,使用的生育模式来自2010年人口普查资料(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司,2012)。该总和生育率与Zhao等(2011)的模拟所使用的2010年之后1.45的总和生育率比较接近。在国家统计局对中国2000年调整的内部资料中,对1.22的总和生育率就调整成了1.40(Morgan等,2009)。

## (三) 死亡水平和模式

Jiang等(2013b)根据1982、1990和2000年数据生成的生命表(黄荣清等,2008),采用有限数据的Lee-Carter方法,对死亡水平做了预测,发现2010年中国人口男性期望寿命为71.32岁,2030年为74.62岁;女性期望寿命2010年为74.97岁,2030年为78.64岁。男性平均每年增长0.165岁,女性增长0.184岁。所以本研究中采用了从2010年起,男性期望寿命每年增加0.15岁,女性增加0.2岁,设定2010~2050年的人口的期望寿命;然后根据中国的婴幼儿死亡水平,选择联合国模型生命表一般模式,根据设定的期望寿命依据差值得到生命表和死亡率数据。

## (四) 出生性别比

基于2010年以前的普查数据和抽样调查数据,一些学者乐观地认为,中国的出生性别比已经开始有所下降(Das Gupta等,2009;Guilmoto,2009)。负责监测中国出生性别比的主要机构之一的国家人口和计划生育委员会认为,中国的出生性别比已经连续4年下降,2008年为120.56,2009年为117.94,2011年为117.70(Li,2013)。然而,中国的出生性别比是否会下降,又或者仍停留在120左右的水平,现在还不能确定。2000年普查的短表数据显示2000年的出生性别比是116.9,而长表数据显示是119.9,长表数据经常被引用,但是不够可靠(Goodkind,2011)。2010年普查长表数据出生性别比为118.6,而短表数据为117.96。虽然长表数据比2000年的长表数据要低,但短表数据与2000年普查短表数据(116.9)相比仍有所升高。Guilmoto(2012)假定中国的出生性别比迅速下降,到2020年即回复正常水平。但目前看来过于乐观。Jiang等(2013a)假定出生性别比到2030年恢复正常。在本预测中,我们假定

2010 年人口出生性别比为 117.96,线性下降到2030年恢复到正常水平(106)<sup>①</sup>。

(五) 婚配模式

图 1 提供了 2000 和 2010 年普查 15~50 岁男性和女性人口的曾婚比例(1 减去对应年龄人口的未婚比例)。可以看出,曾婚比例曲线是一个 S 形曲线,20 岁之后曾婚比例上升很快,2000 年 30 岁男性曾婚比例为 0.896, 女性为 0.978;2010 年虽然曾婚比例有所下降,但

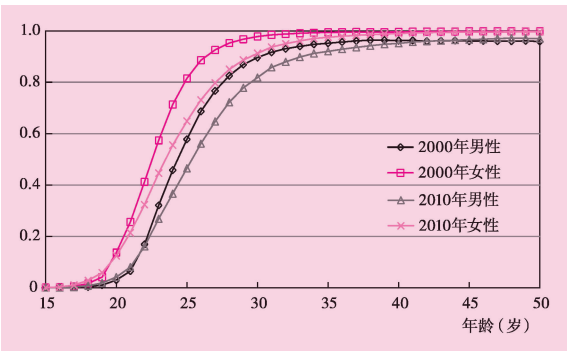


图 1 按年龄划分的曾婚比例

30 岁男性曾婚比例也达到 0.819, 女性达到 0.912;到 35 岁时,2000 年 35 岁男性曾婚比例为 0.952, 女性为 0.994;2010 年 35 岁男性曾婚比例为 0.920, 女性曾婚比例为 0.975。40 岁之后,女性曾婚比例在 0.995 以上,非常接近于 1,而男性曾婚比例也在 0.95 以上。

表 1 提供了根据陕西省 2012 年数据计算的 24~35 岁的已婚女性中,不同夫妻

年龄差所占的比重。夫妻年龄差的范围很大,但从表 1 可以看出年龄差在-1 岁(丈夫比妻子小 1 岁)和 5 岁(丈夫比妻子大 5 岁)之间的夫妻占已婚女性的 80%。所以,在本研究中我们把夫妻年龄差的分布限定在-1~5 岁,各个年龄已婚妇女的年龄差分布如表 1

表 1 2012 年陕西省 24~35 岁已婚女性的年龄差夫妇数量分布 %

女性 年龄(岁)	夫妇年龄相差为 -1~5 岁的比例	-1~5 岁年龄差的分布						
		5	4	3	2	1	0	-1
24	82.98	8.35	13.02	16.18	19.91	20.21	14.83	7.52
25	82.16	8.23	11.35	16.52	20.27	20.65	15.71	7.26
26	79.22	8.38	11.46	14.95	20.17	20.44	16.32	8.29
27	82.36	6.88	12.03	15.52	18.86	21.48	16.37	8.85
28	82.19	7.10	10.34	16.53	19.79	19.58	17.99	8.68
29	80.52	7.50	10.84	13.65	21.38	20.93	15.96	9.73
30	79.94	8.08	11.34	15.78	17.66	21.47	17.34	8.33
31	79.46	8.15	11.93	15.41	19.77	18.50	17.17	9.06
32	79.14	8.92	11.92	15.92	19.09	20.31	14.63	9.21
33	79.22	8.61	12.85	16.08	19.45	19.65	16.05	7.32
34	80.76	8.98	12.32	16.86	19.27	19.17	15.11	8.29
35	81.40	8.44	12.20	15.66	20.85	19.80	15.25	7.80
平均	80.73	8.10	11.75	15.73	19.70	20.18	16.14	8.40

注:由于找不到全国数据,我们使用陕西省数据代替全国数据进行分析。数据来源于陕西省全员信息数据库。

① 因为我们是 用 30 岁的女性及对应的男性的性别比,所以 2010 年之后的 10 年间的出生性别比数据,会对 30 年之后即从 2040 年间开始的婚姻挤压产生影响。如果出生性别比实际下降速度大于我们的假定速度,则估计的结果会偏高。



所示(年龄差分布已经归一化)。在本研究中,我们采用 30 岁女性人口的夫妻年龄差分布模式。

四、结果分析

根据上述方法和参数,我们得出了 2010~2050 年的婚配性别比(见图 2)。从图 2 可以看出,基于没有调整的 2010 年的数据,在 2020 年之前,中国人口基本不存在男性婚姻挤压,相反,有些年份男性是短缺的。而从 2021 年开始,人口的婚配性别比上升到 1.2 的水平,2021~2033 年,婚配性别比为 1.2~1.3,远远高于 1 的水平。虽然 2034 年有一个急剧的下降,但 2034~2050 年,婚配性别比为 1.1~1.2,依然高出正常值的范围。

根据我们的分解方法,把男性过剩的部分(婚配性别比与 1 的差值)分解成为年龄因素和性别因素(见图 3)。从图 3 可以看出,2010~2020 年的男性短缺,基本上是由于年龄结构因素造成的。比如 2017 年,婚配性别比为 0.857,男性过剩为 -0.143,即男性比女性少 14.3%。通过查看 2017 年 29~35 岁男女性人口数量(见表 2)可以发现,该年份 30 岁女性人口数量为 1 277 万人,而与之匹配的男性人口,如 31 岁男性人口数量 1 122 万人,而 32 岁男性人口更少,仅 990 万人。不同年龄人口的变动幅度较大,造成男性短缺比例很大。当然,这可能并不是真实出生人口的大幅度震荡,而可能是普查数据的问题。2020 年之后,男性过剩是由于年龄因素和性别因素两个原因综合作用的结果,但总体来说年龄结构因素的作用逐步下降,性别结构因素的作用逐步加强,这可以从 2020~2034 年性别结构因素的数值不断增大,而年龄结构因素的总体趋势减少看出来。2034~2045 年男性过剩主要是性别结构因素作用的结果,年龄结构不起作用或者起到减缓男性过剩的作用。

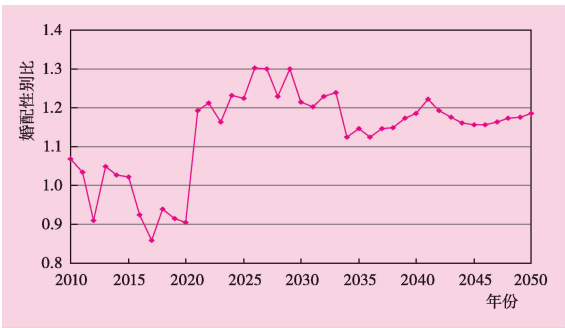


图 2 2010~2050 年间婚配性别比

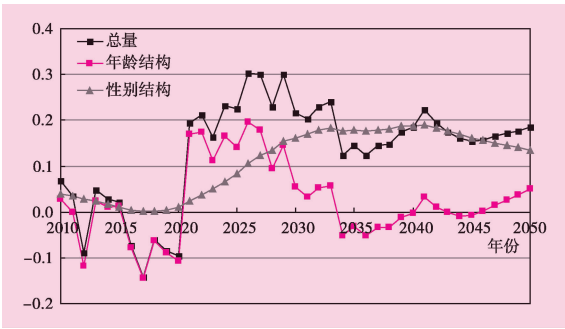


图 3 2010~2050 年间婚姻挤压年龄和性别结构的分解

表 2 2017 年 29~35 岁人口数量 百万人

年龄(岁)	男性	女性
29	12.21	12.14
30	12.80	12.77
31	11.22	11.32
32	9.90	9.92
33	9.81	9.78
34	9.73	9.63
35	11.19	10.99

## 五、结论和讨论

本文通过构建婚配性别比和对婚配性别比进行分解,分离了婚姻挤压中年龄和性别结构的贡献。本研究发现,2010~2020 年男性并不过剩,相反有些年份还存在短缺,但这主要是由于年龄结构造成的。2020~2034 年,在婚姻挤压的构成中,年龄结构逐步下降,而性别结构因素的作用逐渐上升。而后性别结构占据主导地位,而年龄结构的作用很小,这与 Goodkind(2006)和 Guilmoto(2012)的研究结论存在一些差异。他们的研究有可能高估了中国人口性别失衡和男性婚姻挤压中年龄结构因素的作用。而本文的结论说明,如果年龄结构变化剧烈,相邻出生队列数据差距较大,而队列性别比也趋近于 1,则年龄结构因素占据主导地位(如 2010~2020 年)。如果出生队列存在变化,而队列性别比也偏离 1,则年龄结构和性别结构的综合因素构成了婚姻挤压(如 2020~2034 年)。如果队列的性别比存在较大差异(2010 年为 117.96,而后每年线性下降,总体来说偏高),而出生队列比较平稳,则性别结构因素占据主导地位。

中国的性别失衡是一个客观存在的问题,但在当前对婚姻挤压的分析中往往强调的是性别失衡,也就是性别结构的作用,而忽略了出生队列规模的变化和年龄结构对婚姻挤压的影响。本文的研究结果表明,中国的婚姻挤压中,虽然性别结构可能是主要因素,但年龄结构因素也值得关注。简单地把中国的性别失衡等同于婚姻挤压问题,或者简单地把中国的性别失衡等同于几千万“光棍”,是片面的认识。

当然,本文设计的婚配性别比是以 30 岁女性为基准,把夫妻年龄差设定在 -1~5 岁,这些与以往的研究一样,都存在一定的主观性。而婚配性别比中女性人数采用单个年龄,波动可能会比较大,从而高估婚配性别比的波动。处于婚姻挤压的人口很可能会采取不同的配偶竞争策略,比如调整配偶的年龄范围,本文没有考虑这一点。而普查数据的年龄和性别结构的准确性也会影响到本文的结论。如果在 2010 年普查数据中女性存在大量的重报,那么会低估实际的男性婚姻挤压程度。但即使如此,本文设计的婚姻性别比及其年龄和性别结构因素的分解仍然具有借鉴意义。

### 参考文献:

1. 郭志刚、邓国胜(2000):《中国婚姻拥挤研究》,《市场与人口分析》,第 3 期。
2. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司(2012):《中国 2010 年人口普查资料》,中国统计出版社。
3. 黄荣清等(2008):《中国人口死亡水平与预期寿命研究》,国家人口发展战略研究子课题研究报告。
4. 陶涛、张现苓(2013):《六普人口数据的漏报与重报》,《人口研究》,第 1 期。
5. 翟振武、张浣琨(2013):《普查数据质量与调查方法——关于将身份证号码纳入普查问卷的探讨》,《人口研究》,第 1 期。

6. Das Gupta, M.D., Chung, W., & Li, S. (2009), Evidence for an Incipient Decline in Numbers of Missing Girls in China and India. *Population and Development Review*. 35(2), 401–416.
7. Ebenstein, A.Y., & Sharygin, E.J. (2009), The Consequences of the “Missing Girls” of China. *The World Bank Economic Review*. 23(3), 399–425.
8. Guilmo, C.Z. (2009), The Sex Ratio Transition in Asia. *Population and Development Review*. 35(3), 519–549.
9. Guilmo, C.Z. (2012), Skewed Sex Ratios at Birth and Future Marriage Squeeze in China and India, 2005–2100. *Demography*. 49(1), 77–100.
10. Goodkind, D. (2006), Marriage Squeeze in China: Historical Legacies, Surprising Findings. Paper Presented at the 2006 Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles, 30 March–1 April.
11. Goodkind, D. (2011), Child Underreporting, Fertility, and Sex Ratio Imbalance in China. *Demography*. 48(1), 291–316.
12. Jiang, Q., Li, S., & Feldman, M.W. (2011a), Demographic Consequences of Gender Discrimination in China: Simulation Analysis of Policy Options. *Population Research and Policy Review*. 30(4), 619–638.
13. Jiang, Q., Sánchez-Barricarte, J.J., Li, S., & Feldman, M.W. (2011b), Marriage Squeeze in China’s Future. *Asian Population Studies*. 7(3), 177–193.
14. Jiang, Q., Feldman, M.W., & Li, S. (2013a), Marriage Squeeze, Never-married Proportion and Mean Age at First Marriage in China. *Population Research and Policy Review* 33. DOI 10.1007/s11113-013-9283-8.
15. Jiang, Q., & Song, W. (2013b), Forecasting China’s Mortality. Paper Presented at the XXVII IUSSP International Population Conference, 26–31 August 2013, Busan, Korea.
16. Keilman, N. (1985), Nuptiality Models and the Two-sex Problem in National Population Forecasts. *European Journal of Population*. 1(2–3), 207–235.
17. Li, X.H. (2013, March 5), China’s Sex Ratio at Birth has been Declined for Four Consecutive Years. *People’s Daily*. p.2.
18. Morgan, S.P., Guo, Z., & Hayford, S.R. (2009), China’s Below-replacement Fertility: Recent Trends and Future Prospects. *Population and Development Review*. 35(3), 605–629.
19. Pollak, R.A. (1990), Two-sex Demographic Models. *Journal of Political Economy*. 98(2), 399–420.
20. Pollard, J.H. (1977), The Continuing Attempt to Incorporate both Sexes into Marriage Analysis. In: *International Population Conference, Mexico*. Vol.1, 291–310 (IUSSP, Liege).
21. Schoen, R. (1981), The Harmonic Mean as the Basis of a Realistic Two-sex Marriage Model. *Demography*. 18(2), 201–216.
22. Tuljapurkar, S., Li, N., & Feldman, M.W. (1995), High Sex Ratios in China’s Future. *Science*. 267(5199), 874–876.
23. Zhao, Z., & Chen, W. (2011), China’s far Below-replacement Fertility and Its Long-term Impact: Comments on the Preliminary Results of the 2010 Census. *Demographic Research* 25, 819–836. DOI: 10.4054/DemRes.2011.25.26.

(责任编辑: 朱 萍)