

当代中国人口性别结构的演变*

李树茁 果 臻

【摘要】文章从国际和历史的视角,应用中国六次人口普查数据,分析和总结当代中国人口性别结构的演变历程和特征。运用人口学因素分解的方法,将出生性别比、死亡率性别差异和年龄结构3个驱动因素对人口性别结构演变的影响程度量化分离。研究表明,当代中国人口性别结构的演变特征随着这3个因素的变动而变化:长期的出生性别比偏高对人口性别失衡的累积作用凸显,其对中国人口性别结构失衡的全程性影响将贯穿出生人口队列的整个生命周期;死亡率的性别差异对人口性别结构的影响程度和方向都发生了变化,已不再是构成中国人口性别结构失衡的驱动因素;人口年龄结构的加速老化对改善人口性别结构起着越来越重要的作用。

【关键词】人口性别结构 出生性别比 死亡率性别差异 因素分解法

【作者】李树茁 西安交通大学公共政策与管理学院人口与发展研究所,教授;果臻 西安交通大学管理学院,博士研究生。

2010年第六次人口普查数据显示,中国总人口性别比为105.2,不仅高于公认的正常水平(100以下),也远高于较发达国家(94.6)和欠发达国家(102),属于人口性别结构严重失衡的国家之一(United Nations, 2011)。当代中国的性别结构失衡问题已引起了研究者、公众、决策者、国际组织和政府部门的广泛关注,已经有很多研究深入分析了中国性别结构失衡的现状、原因、后果及其对社会经济发展的影响。但到目前为止,对当代中国的人口性别结构的研究主要集中在出生性别比,而对人口性别结构总体发展态势和演变规律的宏观研究还非常少。总人口性别比及其驱动因素一直是国际上关于人口性别结构研究的重点(Coale, 1991; Guillot, 2002),只是从20世纪末以来,由于部分亚洲国家出生性别比偏高问题十分突出,相对弱化的对人口性别结构的系统研究。实际上,人口性别结构涵盖了出生性别比,出生性别比是人口性别结构的主要驱动因素之一。对人口性别结构进行系统研究,能够更全面地揭示出生性别比偏高及其导致的人口性别结构失衡问题,对于人口与经济社会可持续发展也更有意义。

从人口学的视角分析,在一个封闭的人口环境中,人口性别结构的演变主要受出生性

* 本文为第六次全国人口普查研究课题阶段性成果。

别比、死亡率的性别差异和年龄结构变动这3个内在驱动因素的共同影响。因此,只有对这3个驱动因素进行深入分析才能系统地揭示中国人口性别结构演变的内在规律。从已有研究看,在有男孩偏好的地区,出生性别比一般会高于正常值,其原因主要是产前的性别选择引产和产后的溺弃女婴(李树苗、朱楚珠,1996;George,1997),这使得人口性别结构在生命历程的起点就出现异常。在经济发展水平相对落后的地区,受性别不平等和医疗条件的影响,女性死亡率特别是婴幼儿阶段和孕产妇死亡率往往较高(Coale,1991;Das Gupta等,2009),使性别结构失衡在生命历程中持续加重。而在生育水平较低、人口年龄结构老化的地区,总人口性别比则较低(查瑞传,1996)。这说明3个主要驱动因素对总人口性别比影响的程度和方向都会不同。中国历次人口普查总人口性别比始终处于105~107的偏高水平,数值的变化虽然不大,但驱动人口性别结构演变的因素及其作用程度可能已经发生了显著变化。

基于上述分析,本文的研究目标主要是:(1)在国际背景下,对当代中国人口性别结构的主要特征及其演变过程进行分析和总结;(2)利用最近的第六次全国人口普查数据,对人口性别结构演变的内在驱动因素及其态势分别进行梳理和分析;(3)量化分离影响人口性别结构的驱动因素及其在不同时期的交互作用,揭示中国人口性别结构演变的内在规律和特征,为制定人口和社会经济发展政策和战略、改善人口性别结构的失衡状况提供科学依据。

一、人口性别结构的动态演变

从历史和生物学的角度看,现代国家的总人口性别比的正常值应略低于100,这是由于在生命历程的起始阶段,出生性别比的正常区间一般在103~107之间,而正常情况下女性在各个年龄段的死亡率均低于男性,随着年龄的增长,男性人口总量较女性进一步减少,总人口性别比因此下降至100以下(Coale,1991)。但在部分国家和地区,由于性别不平等所引起的男孩偏好,对人口性别结构产生重要而持续的影响,使总人口性别比偏高(Hesketh等,

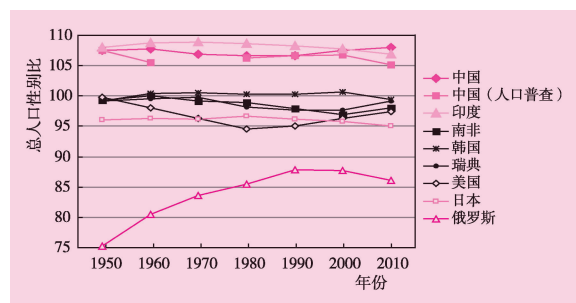


图1 不同国家总人口性别比变动趋势图

注:中国数据对应的是1953、1964、1982、1990、2000和2010年全国人口普查数据。

资料来源:United Nations,2011;中国2010年人口普查资料(2012)。

2006)。为了从国际视野描述和分析中国人口性别结构的演变趋势,本文选择了一些代表性国家进行比较,这些国家的总人口性别比变动趋势见图1,这些国家大体上可以归纳为三类。第一类是总人口性别比较为正常的国家,这些国家的总人口性别比基本在90~100之间,包括日本、韩国、美国、瑞典和南非;第二类是总人口性别比偏高的国家,主要是中国和印度,两个国家的总人口性别比都始终维持在105以上;第三类是总人口性别比偏低的国

家,最具有代表性的国家是俄罗斯。其中,印度人口性别结构失衡的主要原因是性别歧视所引起的女性生存问题,包括妇女地位低、女性获得食物和医疗的支持差、对女性的犯罪较为严重等(Das Gupta 1987; Guillot, 2002)。韩国的总人口性别比虽然基本正常,但在 21 世纪以前仍存在着严重的男孩偏好,出生性别比一度严重偏高。随着社会经济的发展和妇女地位的提高,其出生性别比从 2007 年开始已经逐步下降至正常水平(Chung 等, 2007)。俄罗斯的情况比较特殊,由于战争和环境等原因,俄罗斯的男性死亡率一直较高(石人炳, 2001; 赵晓歌, 2006),女性的数量多于男性。同其他各国相比,中国是人口性别结构失衡严重的国家之一,其在 20 世纪 80 年代人口性别失衡的程度和形式与印度当前情况有相似之处。但目前中国性别结构失衡的态势也表现出新的特征,下面进行具体分析。

中国的人口性别比一直处于偏高且波动的态势。1953 年第一次人口普查显示,全国总人口性别比为 107.6,比此后历次普查都高,表明旧中国的人口性别比本来就很高,新中国的人口性别比是从这个基础上变化过来的(查瑞传, 1996)。1964 年,总人口性别比大幅下降,主要和 1959~1962 年特殊时期的人口数量波动有关(张海峰,白永平, 2008)。1982、1990 和 2000 年普查的总人口性别比又持续稳定在 106 以上的水平,直到 2010 年普查,总人口性别比略有回落。观察分时期的年龄别人口性别比,可以更深入地分析中国人口性别结构的发展历程。

图 2 是历次全国人口普查分年龄的人口性别比及其变化,它反映了性别比变动的时期和队列之间的动态关系。如 1953 年 5~19 岁年龄区间的波峰依次出现在 1964 年的 15~29 岁, 1982 年的 35~49 岁,以及该队列人口在后续普查年份中相应的年龄组里。从生命历程的各个时期分析,图 2 主要表现出以下特征:(1)婴幼儿时期性别比从 20 世纪 80 年代开始上升并持续偏高,在不同时期的曲线中,0~4 岁婴幼儿阶段性别比不断升高。从历史的累积效应看,2010 年的曲线中,0~19 岁性别比明显偏高,这表明出生性别比长期持续偏高对人口性别结构失衡的累积影响已经延伸到了人口的少年时期。(2)青年和中年时期人口性别比下降明显,说明该年龄段两性死亡率下降显著且女性死亡率下降幅度大于男性。(3)性别比下降至低于 100 时的年龄不断提高,已经推迟至老年时期,这主要是由于男女期望寿命的持续上升才使这一时间点不断推迟。总的来看,人口性别结构虽然在总人口性别比这一指标上变动不大,一直处于偏高的态势,但从性别结构的模式上看已经发生了显著的变化,部分年龄段的性别比分别出现了一定程度的转变。其一,当前低龄组性别比严重偏高,构成了中国性别失衡的主要特征,可以预见在未来

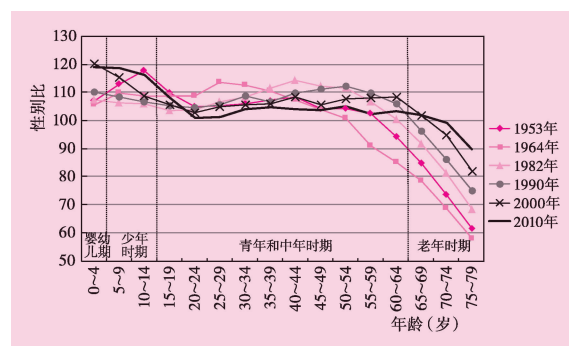


图 2 历次全国人口普查分年龄段人口性别比

资料来源:历次全国人口普查资料。

的人口普查,我们都将观测到该波峰出现在后续的相应年龄段。其二,女性死亡率的显著下降使得原本性别比偏高的青中年段在近三次普查中都出现了波谷,这对降低人口性别比起到了显著的作用。最后,婴幼儿、少年、中青年和老年时期人口性别比在历次普查年份的变动情况能够初步揭示当代中国人口性别结构的演变历程,即中国人口性别结构失衡由以往的中青年段性别比偏高转变为当前的低龄人口性别比严重偏高。为了进一步研究中国人口性别结构演变的内在规律,本文对驱动人口性别结构演变的3个因素进行逐一分析。

二、人口性别结构变动的驱动因素

(一) 死亡率的性别差异

人口的死亡是影响两性人口数量和比例的重要因素,中国人口的期望寿命和婴幼儿死亡率能够反映两性死亡差异的基本情况(见表1)。新中国成立后,中国人口的期望寿命持续上升,两性的期望寿命差值不断增加,表明随着社会经济发展和医疗保障水平的提高,人口死亡率持续下降,特别是女性死亡水平较男性有更大幅度的下降,女性生存状况得到了很大改善。婴儿死亡率在20世纪50~70年代快速下降(Banister, 1992),到2011年已经下降到12.1‰(国家卫生部,2012)。但中国的婴幼儿死亡率性别模式明显偏离了正常水平,偏高的女婴死亡率自20世纪80年代后期开始出现;而偏高的女童死亡率自20世纪60年代开始出现(李树苗、费尔德曼,1996;李树苗、朱楚珠,1996)。当前,中国的女婴死亡率仍表现出略高于男婴的非正常状态,女婴死亡率仍有进一步下降的空间。

表1 中国人口期望寿命、婴儿和儿童(1~4岁)死亡率变动情况

年 份	平均期望寿命(岁)			婴儿死亡率(‰)			儿童死亡率(‰)		
	男	女	男女之差	男	女	比值	男	女	比值
1973~1975	63.62	66.31	-2.69	48.93	42.79	1.14	35.43	36.26	0.98
1981	66.28	69.27	-2.99	38.73	36.66	1.06	16.00	17.77	0.90
1990	66.84	70.47	-3.63	32.36	33.48	0.97	12.02	15.13	0.79
2000	69.63	73.33	-3.70	23.92	33.75	0.71	6.06	6.19	0.98
2010	72.38	77.37	-4.99	13.62	14.30	0.95	2.75	2.34	1.18

资料来源:戎寿德等,1981;李树苗、费尔德曼,1996;国家统计局,2012。

从1982年“三普”以来的男女死亡率性别比来看(见图3),尽管在婴幼儿阶段仍然存在女性死亡率高于男性的现象,但从20世纪80年代开始,由于婴幼儿死亡率已经下降到较低水平,其对总人口性别比的影响已经很小。15~49岁组,由于青壮年男性死亡率和孕产妇死亡率的下降,且女性死亡水平相对男性有了更大程度的下降,死亡率性别比显著上升,2010年超过2.0。老龄段死亡率性别比也基本维持在1.3以上的正常水平。男女在各个年龄段上的死亡率比值呈现出不断增大的趋势,在年龄别死亡率快速下降的同时,女性较男性的死亡水平有了更大幅度的降低。中国人口年龄别死亡率的性别比模式已经接近发达国家的死

亡性别比模式(任强等,2005)。

(二) 出生性别比

中国的出生性别比在过去30年中呈持续升高、偏高的态势(见图4)。20世纪70年代以前出生人口性别比基本处于正常值范围(103~107);20世纪80年代以后中国出生人口性别比持续偏高,2005年达到120.22,此后略微下降,到2010年出生人口性别比仍为117.94。根据第六次全国人口普查数据,分城乡和孩次出生人口性别比表现出了与以往不同的发展态势。

从城乡差异看,总体上县的出生人口性别比最高,其次是镇,城市最低。1987年的数据显示,分城乡出生性别比开始分离,并且差距随时间逐渐加大,到2005年城市和县的差异最大。2010年由于城镇出生性别比的加速上升,使得三者的差距相对缩小,出生人口性别比偏高形势有所加剧。当前分城乡出生人口性别比的变动表现出和以往不同的新特征,即城乡差异缩小,城市出生人口性别比迅速上升,城镇和农村出生性别比都严重偏高。

从分孩次的出生性别比看(见图5),1982年一孩和二孩的出生性别比正常,三孩及以上孩次的出生性别比略有偏高。1990年一孩的出生性别比正常,二孩及以上出生性别比显著上升。2000年二孩出生性别比达到151.9,三孩及以上出生性别比接近160。2010年人口普查数据显示,全国一孩出生性别比为113.7,首次显著高于正常水平,二孩和三孩及以上出生性别比仍处于高位,但较2000年略有下降。其中,一孩的性别比上升和二孩性别比的下降表明胎儿的性别选择由以往一般在二孩及以上才发生,已经转变为从一孩就开始进行性别选择,这是当前出生性别偏高问题的新动态。

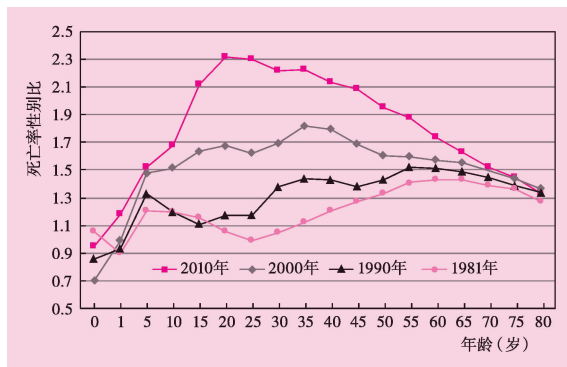


图3 1981~2010年全国人口普查年龄别死亡率性别比

资料来源:历次全国人口普查资料。

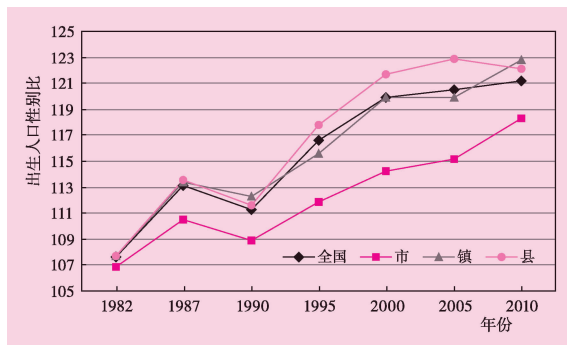


图4 1982~2010年全国分市镇县的出生性别比

资料来源:历次全国人口普查资料。

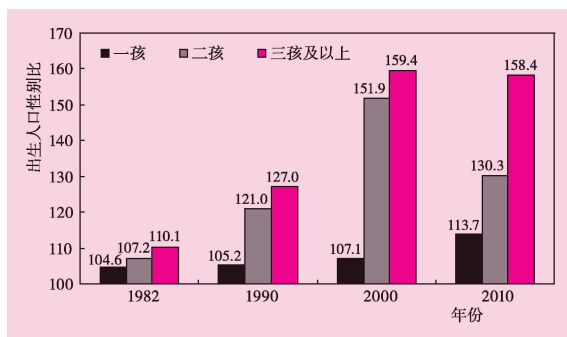


图5 1982~2010年全国人口普查分孩次出生人口性别比

资料来源:历次全国人口普查资料。

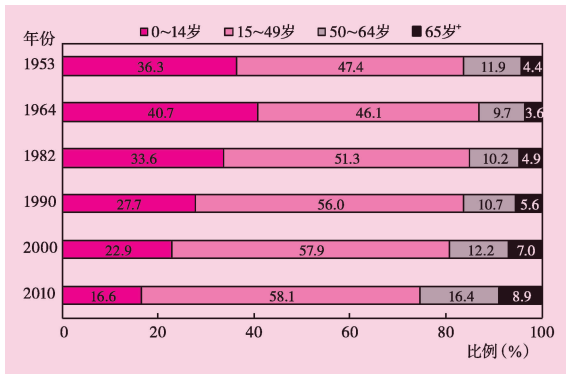


图6 历次全国普查人口年龄结构的比例变动

资料来源:历次全国人口普查资料。

(三) 人口年龄结构

中国在20世纪90年代超前完成人口转型,生育率的快速下降和人均预期寿命的不断上升使得低龄人口比重迅速下降,老龄人口比重快速上升(王丰,2010)。在此背景下,人口的年龄结构对总人口性别比的影响日益显著。

图6是历次全国人口普查各年龄段人口的比例变动图,形象地反映了中国人口年龄结构加速老化的发展态势。结合各年龄段的性别比,本文计算了2010年各年龄

组人口对总人口性别比的贡献率,特定年龄组人口比重越大,性别比越高,其对总人口性别比的贡献率越大。结果表明,0~19岁的低年龄组对当前总人口性别比偏高有显著影响,贡献率达70%,说明近30年来高出生人口性别比对总人口性别比的巨大影响。20~69岁的各年龄组的贡献率为45%,历史上人口性别比偏高对当前总人口性别比的影响也不容忽视。70岁以上年龄组,贡献率之和为-15%,表明其对总人口性别比起着降低的作用。

综上所述,人口性别结构同时受3个人口驱动因素的交互影响,但就每个因素而言,在不同的时期内其对总人口性别比影响的方向和程度均有所差异。下面本文运用数理人口学因素分解的方法,将各因素对总人口性别比的影响分离出来,探索中国人口性别结构的形成和演化机制。

三、人口性别结构的驱动因素分解

从人口的队列和时期的视角来看,出生性别比直接决定队列人口性别结构的初始状态;出生后分性别的死亡率差异直接决定队列留存人口的性别比;不同队列间的人口规模及其年龄结构对时期人口性别比指标的影响也较大。

本文在Guillot(2002)对总人口性别比构建的数理模型基础上进行完善和拓展,在不考虑迁移的封闭人口情况下,t时间的总人口性别比可以表示为:

$$\begin{aligned}
 SR(\cdot, t) &= \sum_x [SR(x, t) \times C^F(x, t)] \\
 &= \sum_x \left[SRB_{t-x} \times CF(x, t) \times \frac{P_c^M(x, t-x)}{P_c^F(x, t-x)} \times BM_{t-x} \right] \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中 $SR(\cdot, t)$ 是t时间总人口性别比; $C^F(x, t)$ 是t时间x岁女性人口占全部女性人口的比重; $SR(x, t)$ 是x岁人口的性别比; SRB_{t-x} 是t-x时间的出生人口队列人口的性别比; $P_c^M(x, t-x)$ 和 $P_c^F(x, t-x)$ 是男性和女性从出生到x岁不同出生队列(t-x时间的出生人口队列)的存活概率,即出生队列为t-x,x岁时t时间的存活概率; BM_{t-x} 是t-x时间的性别选择性出生人口漏报系数, $0 < BM_{t-x} < 1$ 表示存在女婴漏报。这样,总人口性别比就可以用队列出生

人口性别比,年龄别女性人口占全部女性的比重,男女存活概率之比和性别选择性出生人口漏报系数来表示。在公式(1)中加入了性别选择性出生人口漏报系数,主要的原因是在历次人口普查中均存在着不同程度的人口漏报,特别是对出生人口和低龄人口的性别选择性漏报,而这将直接影响人口性别比的准确性,进而影响其他因素对总人口性别比的影响程度。因此,本文在公式中加入了漏报调整系数,并在后续的分析中分别考察了不加入漏报系数和加入漏报系数后的结果。

为了计算上述各因素在不同时期对总人口性别比的影响规律,本文采用因素分解法^①对总人口性别比在时期间的变动进行分解,分别考察公式(1)中的各因素在时期内对总人口性别比变化的影响程度。为了简化公式,我们将其分别用字母表示: $A=SRB_{t-x}$; $B=C^f(x,t)$; $C=\frac{P_c^M(x,t-x)}{P_c^f(x,t-x)}$; $D=BM_{t-x}$ 。这样,在 t_1 和 t_2 时期内,总人口性别比的变动就可以分解为 4 个因素的变动之和,下面公式(2)等号右边分别为出生性别比(A)、人口年龄结构(B)、男女死亡率的性别差异(C)和女婴漏报(D)4个因素的变动对总人口性别比的影响。其中, ΔA 表示 $A(t_2)-A(t_1)$, \bar{B} 表示 $\frac{B(t_1)+B(t_2)}{2}$, \overline{CD} 表示 $\frac{C(t_1) \times D(t_1)+C(t_2) \times D(t_2)}{2}$, 以此类推。

$$\begin{aligned} \Delta SR(\cdot, t) = SR(\cdot, t_1) - SR(\cdot, t_2) = & \sum_x [\Delta A \times (\bar{B} \times \overline{CD} + \bar{C} \times \overline{BD} + \bar{D} \times \overline{BC})] \\ & + \sum_x [\Delta B \times (\bar{A} \times \overline{CD} + \bar{C} \times \overline{AD} + \bar{D} \times \overline{AC})] \\ & + \sum_x [\Delta C \times (\bar{A} \times \overline{BD} + \bar{B} \times \overline{AD} + \bar{D} \times \overline{AB})] \\ & + \sum_x [\Delta D \times (\bar{A} \times \overline{BC} + \bar{B} \times \overline{AC} + \bar{C} \times \overline{AB})] \end{aligned} \quad (2)$$

本文各因素计算的基础数据来源如下:(1)历年出生性别比数据引自《中国的关爱女孩行动》(国家人口计生委关爱女孩行动领导小组办公室专家组,2008)。(2)人口普查年份的年龄别女性人口占全部女性人口的比重由历次人口普查汇总资料计算。(3)男性和女性从出生到 x 岁不同出生队列($t-x$ 时间的出生队列)的存活概率分别来自根据当年数据生成的生命表中的年龄别存活概率。其中 1982 和 1990 年的生命表均来自《中国人口死亡数据集》(黄荣清、刘琰,1995),2000 和 2010 年生命表为本文计算生成。(4)性别选择性出生人口漏报系数主要运用人口留存分析,通过对比相邻两次人口普查的留存人口来计算女婴漏报,生成的漏报系数反映男婴与女婴漏报量的相对差异,变动范围在 0.96~0.99 的区间内。

表 2 是不考虑出生人口性别选择性漏报(女婴漏报)情况下的总人口性别比变动的因素分解结果。首先,受前期队列出生性别比偏高的影响,各时期总人口性别比的数值不断攀升,从 1982 年的 104.83 上升到 2010 年的 106.82,计算结果较实际值偏高。其次,尽管两次相邻普查间总人口性别比的变动值在 0.10~1.36 之间,但其内部各因素的影响却存在着巨大的差异。如 2000~2010 年,总人口性别比升高了 0.10,但年龄结构变动因素实际降低总人口性别比 1.31,死亡率的性别差异转变使总人口性别比降低了 0.65,而持续偏高的出生

^① 因素分解的详细方法和步骤请参阅 Das Gupta, 1991。

表2 不同时期总人口性别比变动的因素分解(不考虑女婴漏报)

时 期	总人口性别比			各因素变动			
	起始值	结束值	变动值	年龄结构	死亡率性别差异	出生性别比	女婴漏报
1982~1990	104.83	105.36	0.53	-0.25	0.08	0.70	0
1990~2000	105.36	106.72	1.36	-0.92	0.34	1.94	0
2000~2010	106.72	106.82	0.10	-1.31	-0.65	2.06	0
1982~2010	104.83	106.82	1.99	-2.50	-0.33	4.81	0

注:结果未进行标准化处理。

人口性别比则使总人口性别比升高了 2.06, 这样各因素累加后, 2010 年总人口性别比较 2000 年升高 0.10。最后, 从各因素自身的变化情况看, 出生性别比持续偏高和人口年龄结构转变对总人口性别比升高的影响随着时期不断加强, 只是影响的方向不同, 年龄结构老化不断降低总人口性别比, 而出生性别比持续偏高的累积效应则使总人口性别比快速上升。死亡率性别差异则随着婴幼儿阶段女性存活率的不断提高和男女期望寿命之差不断拉大, 其对总人口性别比变动的影响由 2000 年以前的升高总人口性别比转变为 2000 年以后的降低总人口性别比。总的来看, 1982~2010 年, 在不考虑女婴漏报的情况下, 近 30 年来的出生性别比偏高对总人口性别比的偏高影响最大, 而死亡率性别差异的改善和人口年龄结构的老龄化则对总人口性别比的降低起着重要作用。

表 3 是将出生人口性别选择性漏报因素(女婴漏报)加入总人口性别比的公式中后所得结果。各时期总人口性别比均低于未考虑女婴漏报时的计算结果。从 4 个因素变动分别对总人口性别比变动的规律看, 年龄结构, 死亡率性别差异和出生性别比对总人口性别比变动的规律与表 2 得到的结论基本一致。出生人口的性别选择性漏报因素对总人口性别比变动起着明显的降低作用, 1982~2010 年, 共降低总人口性别比 1.66。可见女婴漏报对总人口性别比变动有着重要的影响。

最后, 我们通过采用“反事实”的方法, 即假设某一因素保持不变时(或去掉某一因素)考察总人口性别比会是多少。图 7 直观的考察了去掉某个因素对总人口性别比变动情况的影响。如果不考虑人口的年龄结构和性别选择性漏报因素, 则总人口性别比都应高于实际值。如果不考虑死亡率的性别差异变化因素, 则在 1990 年和 2000 年, 总人口性别比应低于实际值, 而在 2010 年则应高于实际值。而如果 30 年来出生性别比保持在 1982 年的水

表3 不同时期总人口性别比变动的因素分解(考虑女婴漏报)

时 期	总人口性别比			各因素变动			
	起始值	结束值	变动值	年龄结构	死亡率性别差异	出生性别比	女婴漏报
1982~1990	104.83	104.79	-0.03	-0.22	0.07	0.69	-0.58
1990~2000	104.79	105.62	0.82	-0.66	0.34	1.89	-0.75
2000~2010	105.62	105.48	-0.14	-1.04	-0.64	2.01	-0.47
1982~2010	104.83	105.48	0.65	-2.11	-0.33	4.75	-1.66

注:同表 2。

平不变，即不考虑出生性别比变动因素时，2010年总人口性别比将下降到101以下，略低于世界平均水平。因此，长期的出生性别比偏高所产生的累积效应对中国人口性别结构失衡的影响已经十分严重。

四、结 语

中国人口性别结构的演变伴随着中国人口的转型而变动。首先，在人口由高出生率、高死亡率和高增长率向低出生率、低死亡率和低增长率的转型过程中，女性的死亡率较男性有更大幅度的下降，死亡率的性别差异对总人口性别比的影响从20世纪70~80年代开始逐渐减弱，当前反而起着降低总人口性别比的作用。其次，20世纪90年代初，当生育率下降至低生育水平后，出生性别比偏高现象显现，出生人口性别结构失衡成为影响当前总人口性别结构失衡的主要原因。最后，受中国人口快速转型的影响，低龄人口比重迅速下降，老龄人口比重快速增长，人口的年龄结构对降低当前总人口性别比的影响越发显著。此外，人口普查中的性别选择性漏报、瞒报现象，特别是低龄段人口的漏报、瞒报现象在近三次人口普查中越来越明显，这也对人口性别结构的统计指标产生了一定影响。

从国际和历史的角度来看，中国的人口性别结构失衡问题已经十分严重，无论是总人口性别比还是出生性别比，在其数值持续偏高背后，各种驱动因素却在不断地发生变化。第六次全国人口普查数据表明，出生性别比对人口性别结构的全程性影响已经开始显现，其影响将贯穿相应人口队列的整个生命周期。因此，相应的社会保障和政策需要对这30年来的出生队列人口予以全方位的支持和保障。主要包括以下五方面：一是继续改善女性，特别是婴幼儿阶段的生存和健康条件；二是面对大规模的失婚男性，对其在教育、就业等方面提供政策支持和帮扶，增加其应对风险的能力；三是对于老年失婚男性，由于没有家庭和子女的支持，其健康情况较差、收入较低，需要对其出台相应的社会保障政策；四是对性别结构失衡带来的社会风险和人口安全问题要有充分的认识和准备，积极应对；五是进一步提高妇女地位，促进性别平等，从根本上转变重男轻女的思想观念，这也是最终解决中国人口性别失衡问题的根本途径。

最后，需要指出的是本文所使用的计算方法对基础数据的需求较多，特别是需要1950~2010年的出生性别比作为历年出生人口队列的性别比初始值，而这些数据的资料来源有所不同，因而会产生一定的误差。此外，死亡率性别差异因素的衡量指标所使用的是生命表中的男女存活概率之比，但由于本文制作的生命表往往都是依靠人口普查的截面数据，即时生命表，而非数据严格要求的队列生命表，这也会造成总人口性别比的计算结果出现一定的偏差。

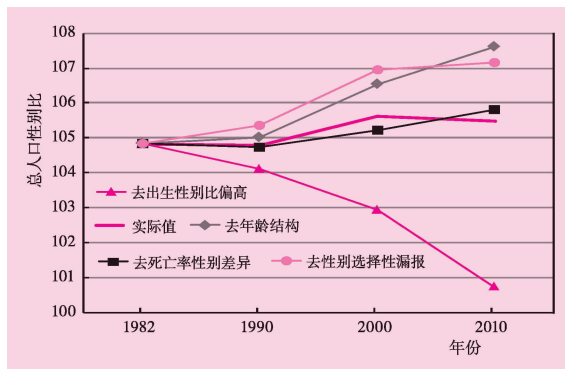


图7 “反事实”情况下的总人口性别比变动趋势

参考文献:

1. 国家人口计生委关爱女孩行动领导小组办公室专家组(2008):《中国的关爱女孩行动》,中国人口出版社。
2. 国务院人口普查办公室(2012):《中国 2010 年人口普查资料》,中国统计出版社。
3. 国家统计局(2012):《我国人口平均预期寿命达到 74.83 岁》(http://www.stats.gov.cn/tjgb/rkpcgb/qgrkpcgb/t20120921_402838652.htm)。
4. 李树苗、M.W.费尔德曼(1996):《中国婴幼儿死亡率的性别差异、水平、趋势与变化》,《中国人口科学》,第 1 期。
5. 李树苗、朱楚珠(1996):《中国出生性别比和女婴生存状况分析》,《人口与经济》,第 1 期。
6. 任强等(2005):《近 20 年来中国人口死亡的性别差异研究》,《中国人口科学》,第 1 期。
7. 戎寿德等(1981):《我国 1973~1975 年居民平均期望寿命的统计分析》,《人口与经济》,第 1 期。
8. 石人炳(2001):《世纪末的俄罗斯人口问题和发展展望》,《人口学刊》,第 3 期。
9. 王丰(2010):《全球化环境中的世界人口与中国的选择》,《国际经济评论》,第 6 期。
10. 查瑞传(1996):《中国人口的性别结构》,《西北人口》,第 1 期。
11. 张海峰、白永平(2008):《中国人口性别结构的区域差异及演变动态分析》,《西北人口》,第 6 期。
12. 赵晓歌(2006):《俄罗斯人口性别比失调问题探析》,《西北人口》,第 1 期。
13. 黄荣清、刘琰(1995):《中国人口死亡数据集》,中国人口出版社。
14. 国家卫生部(2012):《降低孕产妇和五岁以下儿童死亡率任务艰巨》(<http://www.chinanews.com/jk/2012/02-23/3693037.shtml>)。
15. Banister J.(1992), China: Recent Mortality Levels and Trends. *Paper Presented at the Annual Meeting of the Population Association of America*. May, Denver.
16. Chung W. J., Das Gupta M. (2007), The Decline of Son Preference in South Korea: The Roles of Development and Public Policy. *Population and Development Review*. 33(4): pp.757-783.
17. Coale A. J. (1991), Excess Female Mortality and the Balance of the Sexes in the Population: an Estimate of the Number of "Missing Females". *Population and Development Review*. 17(3): pp.35-51.
18. Das Gupta, M. (1987), Selective Discrimination Against female Children in Rural Punjab India. *Population and Development Review*. 13(1): pp.77-100.
19. Das Gupta M., Chung W. and Li S.Z. (2009), Evidence for an Incipient Decline in Numbers of Missing girls in China and India. *Population and Development Review*. 35(2): pp.401-416.
20. Das Gupta, P. (1991), Decomposition of the Difference between Two Rates and Its Consistency When More than Two Populations are Involved. *Mathematical Population Studies*. 3(2): pp.105-125.
21. George S. (1997), Female Infanticide in Tamil Nadu, India: From Recognition Back to Denial? *The International Women's Health Movement*. 11: pp.124-132.
22. Guillot M. (2002), The Dynamics of the Population Sex Ratio in India. *Population Studies*, 56(1): pp.51-63.
23. Hesketh T., Zhu W. X. (2006), Abnormal Sex Ratios in Human Populations: Causes and Consequences. *Proceeding of the National Academy of Sciences of the United States of America*. 103(36): pp.13271-13275.
24. Heligman L. (1983), Patterns of Sex Differentials in Mortality in Less Developed Countries. Sex Differentials in Mortality: Trends, Determinants and Consequences. pp.7-32.
25. United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2011), World Population Prospects: The 2010 Revision, CD-ROM Edition.

(责任编辑:朱 犁)