

生育政策与经济水平对出生性别比偏高的分析

汤兆云, 郭真真

(河北大学 经济学院, 河北 保定 071002)

摘 要: 本文以 2005 年全国 1% 人口抽样调查的出生性别比为基础数据, 分析它和人口生育政策以及经济发展水平之间的关系。研究发现, 我国人口生育政策以及经济发展水平与出生性别比偏高不是简单的负相关关系, 而是三次曲线关系。

关键词: 生育政策; 经济水平; 出生性别比; 相关关系

中图分类号: C924.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 01-0010-06

China's Sex Ratio at Birth and Fertility Level of the Relationship between Policy and Economic

TANG Zhao-yun, GUO Zhen-zhen

(The College of Economics, Hebei University, Baoding 071002, China)

Abstract: Based on the sex ratio calculated by the 1% sample of the population in 2005, this paper analyzes the relation of it with fertility policy and economic development. The study found that the policy of population growth and economic development level and the high sex ratio at birth follows three order curve, not a simple negative correlation.

Keywords: fertility policy; economic level; sex ratio at birth; the relevant relationship

一、出生性别比研究视角与进展

20 世纪 80 年代以前我国出生性别比基本上是正常的。根据 1953 年普查的各年龄组的 0 岁人口数得出 1953 年我国出生性别比为 104.88^[1]; 根据 1988 年 2‰ 全国人口生育节育抽样调查资料计算, 1950、1960 年代, 我国出生性别比平均值分别为 105.92、106.66^①; 根据 1982 年全国 1‰ 人口生育率抽样调查数据, 1970 年代为 106.10^[2]。1950~1983 年间, 我国出生性别比最大值为 112.2, 最小值为 102.5, 其变动范围为 9.7, 算术平均数为 107.26, 基本上属于出生性别比正常值域; 描述数据变异大小的标准差为 1.96, 反映样本均值与总体均值之间的差异程度的均值标准误为 0.34, 表明此时期出生性别比波动性不大^[3]。

收稿日期: 2010-09-17; 修订日期: 2010-11-10

作者简介: 汤兆云 (1971-), 湖南怀化人, 河北大学经济学院副教授, 博士, 研究方向为人口社会学。

①人口与经济编辑部. 中国 1‰ 人口生育率抽样调查分析 [M]. 北京经济学院人口经济研究所, 1983. 342.

从1980年代中后期开始,我国出生性别比呈现出稳定的上升趋势,且都高于出生性别比正常值域10个百分点以上(见图1)。2000年以后,我国连续数年新出生人口性别比均超过115.0,即每年出生的男婴比女婴多15%以上,且呈现第一胎出生人口性别比偏低,第二胎严重偏高的趋向;表现出三个方面特点:①出生人口性别比在较长的时间内处于高位,并持续地运行;②出生人口性别比波动性比较大;③出生人口性别比高位运行的趋势还非常明显,有可能在将来较长的一段时间内持续下去。

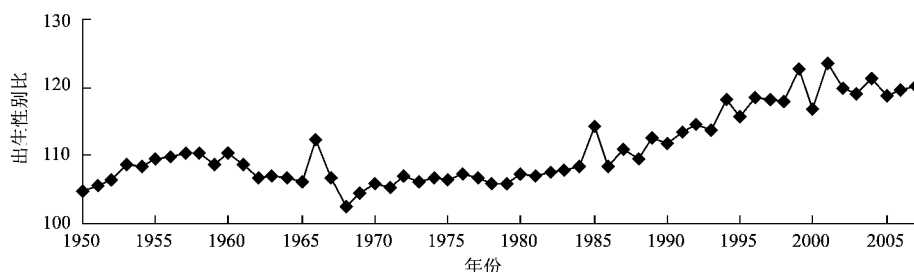


图1 1950~2007年我国出生性别比曲线

特别是1984~2007年间,我国出生性别比的最大值为123.6,最小值为108.5,其变动范围为15.1,算术平均数为116.17,已经远远超过了出生性别比的正常值域;标准差为4.37,均值标准误为0.47,表明此时期出生性别比波动性比较大^[4]。

一般认为,人类出生性别比在男女两性染色体结合后的第一次细胞分裂时就已经确定。医学研究也表明,男性胎儿怀孕的概率略大于女性,受孕性别比(也称第一性别比)大约在120.0~130.0之间。但是在整个孕期,男性胎儿早产、流产概率远大于女性,因而到出生时婴儿性别比就下降到110.0以下。也就是说,生物因素不会对出生性别比产生负面影响。1940~1960年美国生育调查结果也说明了这一点:怀孕前期(受孕20周)胎儿死亡数性别比为119.8,而活产婴儿性别比为105.2^[5]。也就是说,出生性别比值域是一种相对独立、稳定、少受人为因素之外其他因素影响而发生变化的、具有很强生物属性倾向特征的自然化指标。因此,我国出生性别比长时间、大范围的异常现象反映了基本人口过程中的人口性别结构异常,也反映了男女两性所具有的社会生存条件的异常,其背后内含着深刻的经济、社会和文化因素。

关于我国出生性别比偏高问题的原因,许多研究尽可能翔实地统计论证并提出了各自的推测和结论。综合起来,有如下几个方面:①传统的生育文化;②社会经济发展水平、传统家庭养老模式;③限制子女生育数量的生育政策;④非法运用B超进行胎儿性别鉴定而引起的性别选择性流产;⑤溺、弃女婴和较高水平的女婴死亡率。此外,还有一些“假性”的影响因素,如:出生统计中的瞒、漏、错报等^[6]。

二、研究变量的选择

影响出生性别比的因素是复杂的,它是多种因素综合作用的结果,有人口过程的因素,也有社会、经济、文化和政治因素。主要包括生育文化、生育政策、社会经济发展水平、父母自身因素(包括其受教育程度、年龄、居住区域、职业、胎次、家庭年收入等)、胎儿性别鉴定手段获得的难易程度,等等。出生性别比与这些因素形成互动关系,相互影响,相互作用。

我们知道,出生性别比是一个群体属性的概念(即观察样本量要足够大)。要定量研究影响出生性别比偏高的因素,需要找出相应的群体属性的概念。以上影响出生性别比的因素中只有生育政策(主要是指对子女生育数量的规定)、经济发展水平(通过人均地区生产总值、城镇居民家庭人均可支配收入、农村居民家庭人均收入等指标体现出来)是群体属性的概念。其他的因素基本上属于个

体属性的概念（即一个样本量就可以表现出来）。因此，我们用不同地区的生育政策（通过政策生育率定量测算分析）、经济发展水平和相应地区的出生性别比进行关联，找出其中的内在关系。

1. 生育政策

我国人口生育政策中关于子女生育数量的规定，主要是由各地区根据国家生育政策的宏观指导，并结合各地实际情况所制定出来的。目前，各地区关于生育子女的数量大致可分为 5 种情况：①城镇地区和京、津、沪、渝、苏、川等 6 省、市的农村基本实行汉族居民一对夫妇生育一个孩子政策。②除上述 6 省、市外，对农村居民有 5 个省、区规定可以生育两个孩子，有 19 个省、区规定第一个孩子是女孩时，间隔几年可以再生育一个孩子。③有 26 个省、市、区规定夫妇同为独生子女的，可以生育两个孩子，其中有 5 个省（不含上述农民普遍生二孩的 6 个省）还规定农村夫妇一方为独生子女间隔几年可以生育第二个孩子。④各地条例还对少数民族、残疾、再婚、归侨和特殊职业等各种情况作出具体规定，可以生育两个或更多的孩子。⑤西藏藏族农牧民（占西藏人口的绝大多数）没有限制生育数量的要求^[7]。可见，我国生育政策包含了多个类型的多元政策：一孩政策、一孩半政策和二孩政策。

可以政策生育率^①对不同地区生育子女的数量进行定量测算。研究发现，全国人口大多数处于 1.13 ~ 2.10 之间的政策生育率地区，实行“1.15 孩”政策生育率的人口占全国人口的一半以上，1.13 ~ 1.15 之间的政策生育率在全国占主导地位。如果按照平均政策生育率的大小对我国各地区生育率进行分类，属于第一类政策生育率的省份有 6 个（上海、江苏、北京、天津、四川、重庆），属于第二类的政策生育率的省份有 12 个（辽宁、黑龙江、广东、吉林、山东、江西、湖北、浙江、湖南、安徽、福建、山西），属于第三类政策生育率的省份有 7 个（河南、陕西、广西、甘肃、河北、内蒙古、贵州），属于第四类政策生育率的省份有 5 个（云南、青海、宁夏、海南、新疆）^[8]（见表 1）。

表 1 我国不同地区的政策生育率	
相关政策	地区及平均政策生育率
独生子女为主的地区	上海 (1.060)、江苏 (1.060)、北京 (1.086)、天津 (1.167)、四川 (1.188)、重庆 (1.273)
独生子女政策与独女户可生二孩政策的地区	辽宁 (1.383)、黑龙江 (1.392)、广东 (1.413)、吉林 (1.450)、山东 (1.453)、江西 (1.464)、湖北 (1.466)、浙江 (1.467)、湖南 (1.479)、安徽 (1.480)、福建 (1.481)、山西 (1.487)
独女户与二孩政策的地区	河南 (1.505)、陕西 (1.514)、广西 (1.527)、甘肃 (1.559)、河北 (1.592)、内蒙古 (1.602)、贵州 (1.667)
二孩及以上政策的地区	云南 (2.006)、青海 (2.104)、宁夏 (2.116)、海南 (2.137)、新疆 (2.366)
没有子女生育数量规定的地区	西藏 (—)

2. 经济发展水平

由于地域辽阔和自然资源条件的不同，我国不同地区的经济发展水平有比较大的差异。这可以从各地区的人均地区生产总值，以及各地区城镇居民家庭人均可支配收入、各地区农村居民家庭人均收入定量反映出来。各地区的经济情况差异是比较大的，2005 年我国人均地区生产总值的最小值为 4441.0 元，最大值为 51583.0 元，极差为 47142.0 元，均值为 14807.7 元，均值的标准误为 1731.1 元^[9]。

三、我国出生性别比偏高的地区差异

我国出生性别比偏高的地区差异情况比较明显（见表 2）。1982 年我国大部分地区出生性别比基本正常，中度偏高（110.0 ~ 119.0）的地区只有安徽（112.5）、河南（110.3）、广东（110.5）和

① 政策生育率，即一个地区如果完全按照政策的规定生育，该地区平均每个妇女终身生育的孩子数。

广西（110.7）4省区。1989年基本正常（低于109.0）的有11个，而其他19个省区均高于109.0，最高的是经济较为发达的东部省份浙江，为117.1。2000年基本正常的只有6个，而其他25个省区均高于109.0；超过120的有7个省份，海南高达135.6，广东为130.3。2005年基本正常的只有西藏区，其他的地区都高于正常值域。该年各地区出生性别比的最大值为137.31，最小值为105.15，均值为119.12，极差为32.16，均值的标准误为1.29。

表2 1982~2005年我国出生性别比偏高的地区差异					
		1982年	1989年	2000年	2005年
正常	107.0以下	蒙、藏、黑、甘、 沪、青、鄂、宁、 黔、疆、滇	沪、青、黔、宁、 藏、疆	黔、青、藏、疆	藏
轻度偏高	107.0~109.9	京、浙、津、闽、 冀、赣、晋、鲁、 辽、湘、吉、川、 苏、陕	京、闽、晋、鄂、 蒙、滇、吉、甘、黑	吉、宁、蒙、黑	吉、辽、疆
中度偏高	110.0~114.9	皖、豫、粤、桂	津、湘、辽、粤、 苏、琼、皖、川、 赣、陕、鲁	京、浙、津、鲁、晋、 滇、辽	宁、渝、浙、滇、 鲁、黑
	110.0~119.9		冀、浙、豫、桂	冀、沪、渝、川、甘	京、滇、津、川、 冀、甘、晋、青、 蒙、粤
重度偏高	120.0~124.9			苏、闽	沪、琼
	125.0~129.9			鄂、滇、湘、陕	苏、鄂、闽、湘、 豫、黔
	130及以上			皖、粤、赣、琼、豫	皖、赣、陕

四、生育政策、经济状况对出生性别比的影响

通过对2000年、2005年我国出生性别比与政策生育率、人均地区生产总值的重叠散点图分析可以看出，政策生育率低和高的地区出生性别比相对来说较低；而政策生育率处于1.5的地区出生性别比偏高程度为较为严重。2005年出生性别比在103.0~107.0之间的地区，只有西藏、新疆的出生性别比较低，其原因是这两个地区的生育政策率较高；出生性别比超过120.0的地区，其政策生育率都在1.5左右（除海南以外）。

出生性别比与人均地区生产总值的关系也表现出相似的特征，即以人均地区生产总值为10000元（1500美元）作为分界线，低于该值时逐渐上升；在10000元（1500美元）时出生性别比达到最高值；高于该值时逐渐出现下降的态势，趋于正常值域。

为了弄清我国人口出生性别比与政策生育率、人均地区生产总值之间的关系，我们计算出它们之间的相关系数。数据显示，人口出生性别比与政策生育率之间的Pearson相关系数为-0.200，人口出生性别比与人均地区生产总值之间的Pearson相关系数为-0.100，两两之间表现出较弱的负相关关系。从偏相关系数来看，当人均地区生产总值固定时，人口出生性别比与政策生育率之间的Pearson相关系数为-0.265。

如果控制变量改为政策生育率，那么人口出生性别比与人均地区生产总值之间的Pearson相关系数为-0.203。人口出生性别比与人均地区生产总值表现出负的相关关系，但相关强度较弱^①。相对于人口出生性别比与政策生育率之间的相关关系没有太大的区别。

① 笔者分析了2005年福建省出生性别比与城镇居民可支配性收入、农民人均纯收入、国民生产总值、人均生产总值等主要经济指标的相关关系，得到相同的结论：第一，出生性别比与城镇居民可支配性收入之间的相关系数r为-0.417；第二，出生性别比与农民人均纯收入之间的相关系数r为-0.417；第三，出生性别比与国民生产总值之间的相关系数r为-0.132；第四，出生性别比与人均生产总值之间的相关系数r为-0.538（汤兆云：我国出生性别比问题研究[M]。北京：中国言实出版社，2008）。

由于出生性别比与政策生育率、人均地区生产总值两两之间存在着一定的非线性关系。且对变量之间的关系不是十分确定，我们选择线性（Linear）、指数（Exponential）和三次（Cubic）模型，用曲线估计来进行非线性模型的分析。

表3是综合人口出生性别比与政策生育率之间线性、指数和三次三类模型所得出的重要指标列表，包括三类模型的回归方程、解释量（ R^2 ）、F统计量观测值、相应的概率 ρ 值。从表中可以看出，解释量（ R^2 ）最高的是三次曲线模型（ $R^2 = 0.106$ ），最低的是指数模型（ $R^2 = 0.040$ ）。虽然三次曲线模型的解释量最大，但其F统计量的概率 ρ 值却略大于指数模型的概率 ρ 值。也就是说，出生性别比与政策生育率三种模型中三次曲线模型的拟合效果较好一些。其函数关系可用 $y = 109.898 + 13.464x^2 - 5.705x^3$ 来表示。

表3 三类模型的指数比较

曲线模型	方程	R^2	Std. Dev	F 值	Sig.
线性	$126.736 - 4.681x$	0.040	7.422	1.209	0.281
指数	$126.82e^{-0.04x}$	0.042	0.061	1.274	0.268
三次	$109.898 + 13.464x^2 - 5.705x^3$	0.106	7.291	1.653	0.210

表4是综合出生性别比与人均地区生产总值之间线性、指数和三次三类模型所得出的重要指标列表。从表中可以看出，解释量（ R^2 ）最高的是三次曲线模型（ $R^2 = 0.036$ ），最低的是指数模型（ $R^2 = 0.002$ ）。虽然三次曲线模型的解释量最大，但其F统计量的概率 ρ 值却略大于指数模型的概率 ρ 值。

表4 三类模型的指数比较

曲线模型	方程	R^2	Std. Dev	F 值	Sig.
线性	$119.779 - (4.743E-5)x$	0.003	8.003	0.098	0.757
指数	$119.779e^{(-4.743E-5)x}$	0.002	0.067	0.067	0.797
三次	$128.26 - 0.001x + (4.913E-8)x^2 - (5.117E-13)x^3$	0.036	8.159	0.332	0.802

综合以上分析可知，出生性别比与人均地区生产总值三种模型中三次曲线模型的拟合效果相对来说要好一些。其函数关系可用 $y = 128.26 - 0.001x + (4.913E-8)x^2 - (5.117E-13)x^3$ 来表示。

五、结论与讨论

综上所述，我们可以得出以下结论。

一是我国出生性别比偏高与政策生育率之间并不是简单的负相关关系，而是表现出较为复杂的三次曲线关系。即：以政策生育率为1.5~2.0作为分界线，政策生育率等于该值时，出生性别比出现偏高的态势；高于或者低于该值时，出生性别比逐渐趋于正常值域。

统计数据也证明了这一点（见表5）。2005年我国各地区的平均出生性别比为121.77，实行一孩政策地区、三孩及以上政策地区的出生性别比远低于全国平均水平，分别为115.66、112.79；而实行一孩半政策地区、二孩政策的地区其出生性别比高于全国平均水平，分别为129.66、129.90。0~4岁出生性别比、5~9岁出生性别比也表现出相同的态势^[10]。

表5 2005年我国不同地区生育政策类型地区的出生性别比

政策类型地区	出生性别比	0~4岁出生性别比	5~9岁出生性别比
一孩政策	115.66	112.00	108.04
一孩半政策	129.66	121.11	114.97
二孩政策	129.90	119.68	112.91
三孩及以上政策	112.79	104.05	103.51
合计	121.77	117.28	117.76

二是我国出生性别比偏高并不是与人均地区生产总值呈现出简单的负或者正的相关关系，也表现出复杂的三次曲线关系。即：以人均地区生产总值为 10000 元（1500 美元左右）作为分界线，人均地区生产总值低于该值时，出生性别比逐渐上扬，两者之间是正相关关系；人均地区生产总值等于该值时，出生性别比达到最大值；高于该值时出生性别比逐渐减少，趋于正常值域。

这一结论可以用 2005 年城镇平均出生性别比^①与城镇居民家庭人均可支配收入、乡出生性别比与农村居民家庭人均收入之间的相关系数来检验。2005 年城镇平均出生性别比与城镇居民家庭人均可支配收入的 Pearson 相关系数为 0.177，表现出较弱的正相关关系。

乡出生性别比与农村居民家庭人均收入之间 Pearson 相关系数为 0.069，也表现出较弱的正相关关系。这是因为 2005 年全国 31 个地区的城镇居民家庭人均可支配收入有 22 个地区低于 10000 元（1500 美元左右）、全国 31 个地区的农村居民家庭人均收入全部低于 10000 元（1500 美元左右）的缘故。

由以上结论，可继续做以下的讨论。

首先，一段时间内的出生性别比失衡现象并不是中国大陆特有的现象，在儒家文化较浓的韩国、中国台湾地区等地发展到与中国大陆目前相同、相似阶段中也曾出现过。韩国、中国台湾地区自 1980 年代起出现的出生性别比持续攀升现象及其特征^②和中国大陆目前有许多相似之处。但是当社会经济发展到一定水平，并经过综合治理后，韩国、中国台湾地区出生性别比在 1990 年代初达到高峰后逐渐下降，目前已经基本趋于正常。我们因此不应恐慌。

由此，我们可以做这样的假设：出生性别比偏高是儒家文化较浓国家在社会经济发展阶段中所出现的特定人口现象，并不是以人的意志所能转移的；同样，它也会随着社会经济的发展、养老保障制度的建立健全而逐渐下降并趋于正常值域^③。

其次，基于以上的假设讨论，我们认为，我国出生性别比偏高问题还将继续存在一段时间。由于它是在社会经济发展阶段中所出现的特定的人口现象，外在的治理措施虽必不可少，但并不一定会取得相应的明显成效。这也可以从自 1980 年代前期开始^④国家边采取措施综合治理，出生性别比边升高的“悖论”中得到证明。因此，我们能否再做这样的假设：在重视出生性别比偏高的前提条件下，能够做到“无为而治”呢？

最后，出生性别比升高与人口生育政策存在着一定的相关关系。从理论上说，生育两个子女在一定程度上可以实现出生性别的自然平衡。而我国目前生育政策对子女生育数量（一孩、一孩半政策）的紧缩打破了其自然平衡。在传统男孩性别偏好^⑤的催化下，“性别选择”、“人工流产”等非自然现象就应运而生了。因此，要真正实现出生性别比的自然平衡，国家实行适度宽松可行的生育政策是势在必行的。

（下转第 21 页）

① 城镇平均出生性别比 = (城市出生性别比 + 镇出生性别比) / 2。

② 1990 年韩国出生性别比为 116.9，其中一孩、二孩、三孩和四孩出生性别比分别为 108.7、117.3、193.2 和 228.1；1992 年韩国出生性别比为 114.0，其中一孩、二孩、三孩和四孩出生性别比分别为 106.4、112.8、195.7 和 228.6。1990 年中国台湾出生性别比为 110.0，其中一孩、二孩、三孩和四孩出生性别比分别为 107.0、109.0、119.0 和 128.0；1991 年中国台湾出生性别比为 110.0，其中一孩、二孩、三孩和四孩出生性别比分别为 107.0、109.0、118.0、130.0。

③ 儒家文化中的性别偏好较为明显。爱米尔·涂尔干认为，性别偏好是个社会事实，那它只能用别的社会事实来解释。之所以存在男孩偏好与性别选择，根本原因在于男孩所具有的社会功能（比如养老功能），由此，国家就应该建立某一种功能替代男孩所具有的养老等功能（比如建立健全社会保障制度）。这样，就可以解决出生性别比偏高现象。

④ 1983 年 7 月 3 日，《人民日报》就发表了“一个值得引起重视的大问题”的评论员文章。文章说：为了对国家的后代负责，我们一定要重视男女比例失调的问题；对于相关的违法犯罪行为，一定要依法制裁。随后，在不同时期，党中央、国务院、各级地方政府以及人口和计划生育基层工作部门陆续出台了数以百计的文件、法律法规以及规章制度，就出生性别比偏高问题进行综合治理。

⑤ 印度的经验数据证明，男孩偏好对家庭出生孩子的性别有两个明确、可预测的影响：小家庭比大家庭有更高的男孩比例；在家庭规模受到控制的情况下，社会和经济地位低下或来自印度北方的夫妇不仅主观上更想要男孩，而且达到了其目的（Shelley Clark, 2000）。

第一，计划生育政策已经实行了 30 年，中国少儿抚养比短期内上升或下降的幅度都会非常小，未来少儿抚养比变化对中国居民消费的影响将是有限的。因此，可以积极推动教育产业多元化，加大儿童的教育投资，加强劳动者的技能培训，扩大居民的教育消费投入，并借此培养高素质的劳动者，加快人力资本积累的速度，提高核心竞争力，确保经济社会持续健康发展。

第二，中国人口老龄化呈现出三个特点：一是老年人口数量多，二是老龄化速度快，三是老龄人口中的高龄人口所占比重不断上升。中国是世界上人口最多的国家，由于人口基数大，老龄化会使中国成为世界上老年人口最多的国家。随着人口老龄化的加深，它对居民消费的影响也会越来越突出。因此，在未来若干年的快速增长期，应集中精力建立适合中国国情的可持续养老保障模式和医疗保障模式，降低人们的预防性储蓄动机，并且围绕医疗、护理和娱乐发展和老年人相关的产业，刺激“银发经济”的发展，形成经济新的增长点。

第三，大力发展个人消费信贷，降低中青年人群所面临的流动性约束，发展多元化、多层次的消费产品市场，满足各年龄阶段人群的不同消费需求，刺激消费水平的提升。

参考文献：

- [1] Modigliani Franco. Life Cycle , Individual Thrift and the Wealth of Nations [J]. New York: American Economic Review , 1986 , (8).
- [2] 王德文, 蔡昉, 张学辉. 人口转变的储蓄效应和增长效应 [J]. 人口研究, 2004 , (5).
- [3] Charles Yuji Horioka , Junmin Wan. Why Does China Save so Much? [R]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research , INC , 2006 , Sumer Institute.
- [4] 李文星, 徐长生, 艾春荣. 中国人口年龄结构和居民消费: 1989 ~ 2004 [J]. 经济研究, 2008 , (7).
- [5] 康建英. 人口年龄结构变化对我国消费的影响 [J]. 人口与经济, 2009 , (2).