人口与社会

生育政策的地区差异与儿童性别比关系研究

杨菊华

【内容摘要】自 20 世纪 80 年代中期以来, 中国的出生性别比持续攀升。由于该现象发生在现行的生育政策推行以后, 所以政策被认为是造成或加剧性别比偏高的主要原因之一。然而, 直接衡量生育政策, 并探讨它对出生性别比影响的研究十分缺乏。本文使用"中国健康和营养调查"(1989~ 2000) 数据, 分析生育政策的地区差异与社区层次儿童性别比之间的关系。结果显示, 在其它条件相同的情况下, 趋于平衡的性别比更可能在政策被严格推行的地点和时间出现; 政策的性别特征激化儿童性别比, 但政策仅仅作用于第二胎。因此, 在夫妻控制子女性别的能力超过控制子女数量的能力、在部分人群尚不能同等对待男性胎儿和女性胎儿的时候, 若要获得相对平衡的出生性别比, 政府必须完善现行的生育政策, 并对人们的生育行为进行行政干预。

关键词: 生育政策; 儿童性别比; 性别偏好; 固定效果模型

【作者简介】杨菊华, 中国人民大学人口与发展研究中心副教授。北京: 100872

1 引言

研究表明, 在社会转型、人口转变但男孩偏好习俗依然流行的环境中, 两种相互抗衡的力量影响着出生性别比:"胎次效果"和"激化效果"(Das Gupta and Bhat 1997)。由于高胎比例随生育率的降低而减少, 前者可能缓解性别歧视; 相反, 由于理想子女数量下降的速度超过男孩偏好减弱的速度, 低胎女婴可能不受欢迎, 从而强化性别偏好(Das Gupta and Bhat 1997)。同时, 鉴定胎儿性别的现代技术的普及使性别选择性人工流产更为廉价、便捷, 使夫妻在保持理想子女数量的同时, 可以控制子女的性别构成, 从而导致出生性别比失衡。

自 1980 年代中期以来, 我国的出生性别比持续攀升, 从 1982 年的 108. 5 上升到 1989 年的 113. 8 (Gu and Roy 1995)、2000 年的 116. 9(国务院人口普查办公室和国家统计局 2002)、2004 年的 121. 2(国家统计局 2005), 大大超出正常范围, 造成出生人口性别结构严重失衡。

由于该现象出现在"独生子女"政策开始实施以后, 所以政策被认为是造成或加剧出生性别比偏高的主要原因之一(Assche 2004; Banister 2004; Greenhalgh et al. 1994; 李树茁等 2006)。然而, 也有人认为,"中国出生性别比偏高和推行计划生育政策并没有直接关系, 二者不是因果关系"(原新、石海龙 2005)。还有人认为, 出生性别比因生育政策类型的不同而异(张二力 2005): 在实行一孩半生育政策的农村地区, 出生性别比失衡问题显得尤为严峻, 显著地超过其它生育政策类型的地区(张二力 2005)。鉴于目前学术界对二者关系不同的认识, 生育政策与出生性别比之间是否存在关联, 以及存在怎样的关联尚待进一步探讨。

本文使用"中国健康和营养调查"数据(1989~ 2000), 探讨生育政策与社区层次儿童性别比之间的关系, 重点在于政策类型的强弱和推行手段的有无对性别比失衡的影响。由于我国生育率的下降在很大程度上取决于生育政策的推行, 而生育政策又缺乏有效措施和手段限制性别选择性人工流产行

为,因此,夫妻控制子女数量的能力弱于控制子女性别的能力。[①] 那么,在生儿育女的过程中,夫妻是如何应对生育政策的?在社会经济转型但性别偏好依然强烈的环境下,夫妻又是如何实现对子女性别构成需求的?

本研究是对现存其它研究的补充和发展。首先,直接利用政策的地区差异来探讨生育政策与儿童性别比之间的关系。过往研究虽不乏创新见解,但由于缺乏数据,专门把性别比与生育政策的地区差异相结合的研究很少(例外请见:Qian 2004;张二力 2005)。我国目前的生育政策主要存在三大类型(郭志刚等 2003;翟振武 2005,面谈;彭　云 1997;张二力、陈建利 1999):在城市、发达的农村地区以及江苏和四川全省推行的严格的一孩制,在少数民族集居地推行的二孩或多孩制,在其余农村地区推行的一孩半制。由于一孩半制推行的范围很广,对一半以上家庭的生育行为产生影响,关注政策的地区差异有助于客观地把握生育政策是否、如何、在多大程度作用于人们的生育行为,并影响儿童性别比的。因此,在探讨生育政策与儿童性别比关系时,一个必须回答的问题是,在社会转型、人口转变但性别偏好尚存的社会环境中,生育政策是否独立地造成或加剧儿童性别比的失衡。

其次,本文采用纵向分析方法。"中国健康与营养调查"的优势之一在于它是一个纵向调查,收集了从 1989 年到 2004 年之间的相关信息。虽然性别比的时间变化为相关研究所关注,但是,现存研究多是横向的,提供了性别比在某个具体时间的特征。纵向研究可以科学地把握政策的变化与性别比之间的动态关系,克服横向研究中难以避免的方法论方面的问题。

下面,我们首先简单回顾该问题的研究现状,然后介绍数据和研究方法,再后陈述描述性和回归分析结果,最后总结和讨论分析结果,提出政策启示和建议。

2　文献回顾

对我国出生性别比偏高问题的探讨始于 20 世纪 80 年代中;近年来更成为研究热点之一(《人口研究》编辑部,2003)。概而言之,导致出生性别比偏高的直接原因(表层原因)被归纳为漏报女婴和流产女胎(Banister 2004;乔晓春 2004),而其潜在机制(根本原因)则在于基于经济和文化因素的性别偏好(Gu and Roy 1995;刘爽 2005;原新、石海龙 2005)、旨在控制人口增长速度的生育政策(Assche 2004;Greenhalgh et al. 1994;Murphy 2003)、社会和人口的转型以及之间的互动。

我国的历史资料和他国研究表明,在男孩偏好习俗并不突出的时间和地点,无论经济结构如何,通过出生性别比表现出来的性别歧视并不明显:比如,在 1960 年代和 1970 年代的中国(Coale and Banister 1994)、北朝鲜(Goodkind 1999)和印度尼西亚、斯里兰卡和泰国(Park and Cho 1995),出生性别比基本平衡。相反,在经济比较发达、但偏好男孩的韩国和台湾,出生性别比一样失常。所有这些都指出性别偏好在出生性别比失衡方面的作用。

同时,社会经济的发展和生育政策无疑也会作用于出生性别比。当中国经济开始腾飞、生育率持续下降时,出生性别比不断攀升。社会经济的转型提高了养儿育女的成本,增强了夫妻培养高质量子女的需求。同时,生育政策的推行加速了人口转变。然而,社会和人口的转型并没有从根本上改变男孩偏好的传统,大部分中国人的理想生育意愿依然是两个子女,最好是一男一女;在只能生育一个孩子的情况下,最好生一个儿子(楚军红 2000;刘爽 2002)。在经济尚不发达、且缺乏限制性生育政策的社会环境中,男孩偏好的结果是家庭规模较大,子女数量较多。如今,生育意愿的下降速度超过对儿子需求欲望的减弱速度,导致"激化现象"。许多夫妻为了家庭血统的延续、老年赡养和财产继承(解振明 2002)以及母亲的地位(Gu and Roy 1995),选择生儿子,导致了出生性别比失衡。因此,失衡的性别比与男孩偏好习俗的延续、但生育意愿的降低和生育水平的下降密切相关,它在某种程度上既满足

---

① 这一特征与其它缺乏严格限制性生育政策、但同样经历人口转型、且具有儿子偏好的国家和地区显然不同:在这样的国家或地区,夫妻基本能够按照自己的愿望来平衡对子女性别构成和子女数量的需求。

了人们的性别偏好, 又满足了低生育意愿(Park and Cho 1995)。所以, 从理论上看, 生育政策的推行可能激化了出生性别比。但实际情况如何呢? 政策的地区差异又是否与出生别比相关呢?

表 1 按生育政策类型[1]、年龄、胎次和城乡居住地区分的儿童性别比

	年龄群[2]			胎次[3]				居住地[4]		
	0	1-4	5-9	所有胎次	1	2	3	城区	镇	村
全国平均	117.8	120.8	115.4	119.9	107.1	151.9	160.3	114.2	119.9	121.7
一孩制										
北京	110.5	110.9	109.6	114.6	112.5	130.3	122.7	116.8	109.1	110.9
天津	112.5	112.6	110.7	113.0	106.3	137.7	134.5	108.7	104.9	123.8
上海	110.6	110.2	108.5	115.5	111.4	152.8	206.7	112.7	124.5	123.5
重庆	115.1	117.0	112.3	115.8	107.6	134.5	198.0	103.9	111.0	120.6
江苏*	116.7	124.2	119.5	120.2	112.2	196.9	268.2	113.0	121.7	123.2
四川	116.1	115.1	112.2	116.4	109.5	133.7	141.9	111.2	108.6	118.8
平均[5]	113.6	115.0	112.1	115.9	109.9	147.6	178.7	111.0	113.3	120.1
一孩半制										
河北	114.1	116.2	110.2	118.5	104.4	147.3	186.8	113.3	116.5	119.8
山西	112.8	110.4	108.2	112.8	104.7	121.1	146.3	109.6	114.6	113.3
内蒙	108.8	109.7	109.3	108.5	104.1	128.0	118.7	105.0	103.1	111.8
黑龙江*	109.6	108.6	107.1	107.5	106.0	115.2	157.8	108.7	110.0	106.0
辽宁*	112.9	113.1	110.7	112.2	106.4	136.3	170.6	107.7	112.2	115.3
吉林	111.3	110.7	108.8	109.9	107.1	122.5	153.7	110.7	112.7	108.6
浙江	114.1	113.7	112.6	113.1	107.3	132.4	176.6	112.7	112.9	113.4
安徽	129.4	129.9	119.7	130.8	109.9	205.5	257.6	112.9	125.9	134.8
福建	118.7	125.2	120.5	120.3	108.9	157.7	222.2	113.5	116.9	123.7
江西	118.9	136.8	121.3	138.0	115.5	203.6	204.3	126.4	133.7	140.8
山东*	112.5	114.9	115.6	113.5	106.3	132.8	159.5	110.8	116.1	114.0
河南*	119.6	136.4	122.1	130.3	104.4	194.0	214.6	116.7	133.7	132.3
湖北*	128.7	129.1	120.0	128.0	110.5	206.0	199.0	122.3	124.5	131.8
湖南*	127.1	123.8	117.5	126.9	108.7	173.8	167.8	113.0	119.6	131.3
广东	131.3	129.2	116.3	137.8	117.3	179.7	183.9	128.1	144.0	143.7
广西*	127.3	128.0	124.3	128.8	109.8	160.6	184.1	122.7	137.0	128.3
贵州*	108.5	115.4	114.9	105.4	88.2	122.5	138.2	106.7	114.6	104.1
甘肃	116.3	120.0	110.6	119.4	101.1	157.7	165.3	111.3	116.6	121.9
陕西	123.6	126.6	117.1	125.2	105.9	184.8	234.5	114.9	118.4	129.3
平均[5]	118.2	120.9	115.1	120.3	106.7	156.9	181.1	114.1	120.2	122.3
二孩制										
青海	110.6	108.1	105.8	103.5	95.8	118.3	100.7	98.1	108.8	103.9
海南	137.1	135.7	121.5	135.0	111.6	166.9	186.1	138.6	144.5	131.5
云南	110.4	113.6	113.0	110.6	102.9	117.6	128.9	104.8	107.5	111.6
西藏	102.6	101.1	102.8	97.4	93.4	100.4	102.1	89.1	84.4	99.4
宁夏	108.7	109.0	106.9	108.0	103.2	119.4	103.7	102.9	98.4	110.4
新疆	105.8	105.6	104.9	106.7	105.4	104.5	109.9	105.9	108.0	106.7
平均[5]	112.5	112.2	109.2	110.2	102.1	121.2	121.9	106.5	108.6	110.6

注释: 1. 政策分类基于彭 云(1997)。

2. 根据国务院人口 普查办公室和国家统计局(2002)表 1-7 计算而来。

3、4. 1999 年 11 月 1 日 - 2000 年 10 月 31 日之间出生的儿童性别比(国务院人口 普查办公室和国家统计局 2002, 表 6.1、表 6.1a, 1b 和 1c)。

5. 未经加权的分析单位平均值。

* "中国健康与营养调查"省份; 该调查是本文的数据来源。

表 1 描述了根据 2000 年的人口普查数据计算出来的、在不同的政策类型下, 按年龄、胎次和城乡居住地分的各省儿童性别比。如其所示, 无论政策类型的强弱, 除新疆和西藏等几个少数民族集中聚居省份外, 儿童性别比都超出正常范围。其中, 一孩半制省份的性别比最高(第一胎除外), 次为一孩制省市, 最后为二孩制省区。但是, 即使是在二孩政策地区, 某些省份的儿童性别比依然偏高。由此可见, 政策的地区差异的确与出生和儿童性别比相关。但这种关联在统计学上是否显著、且构成因果关系呢?

3　数据和方法

3.1　数据

本文使用"中国健康与营养调查"(CHNS)数据来回答上述问题。CHNS 是由美国北卡罗来那大学和中国预防科学医学院联合进行的调查。该调查旨在探讨中国社会和经济转型与计划生育政策对人们健康和营养的影响。调查涉及到九个省份, 包括黑龙江、辽宁、山东、河南、江苏、湖北、湖南、广西和贵州。CHNS 是一纵向调查, 于 1989 年到 2004 间前后进行了 6 次。每期调查大约访问 180~ 215 个城乡社区(居民区或村庄), 每个社区大约访问 20 个家庭户, 共 4000 左右家庭。生育政策的问题是由地方熟悉或负责该政策的官员直接回答的。CHNS 的一个优势就在于它提供较为详细的生育政策资料。加上常见的个人、家庭和社区的人口、社会和经济诸多变量, 为探讨生育政策是否、怎样和在多大程度上独立地影响了儿童性别比提供了截止目前为止最好的数据。

3.2　因变量

本文的分析单位是社区。因变量是社区层次的儿童性别比, 衡量为 1986 年后出生的 0~ 15 岁男孩的平均比例。[①] 使用男孩比例, 而不是性别比的原因在于, 样本中的少数社区仅有男孩或女孩。数值 100% 表示社区内所有的样本都是男孩; 相反, 数值 0 表示社区内所有的样本都是女孩。数值 51.7% 相当于性别比 107。国内现存研究多关注出生性别比, 但本文的样本中包括 15 岁以下的儿童, 以避免女童漏报现象和增加样本量。

本文纵向分析 1989、1993、1997 和 2000 年数据。这四期调查分别包括 179、181、188 和 215 个社区。每个社区大约包含 4~ 30 个不等的孩子。[②] 总样本量(社区数量)为 763; 其中, 第一胎为 763, 第二胎 671, 第三胎及以上为 386。

3.3　主要自变量

为了分析生育政策对儿童性别比的独立影响, 首先有必要确定衡量政策的合适指标。如前所述, 中国的生育政策并不要求所有育龄夫妇只生一个孩子; 相反, 政策因地而异。同时, 政策的推行手段在被调查区域也不尽相同。二者可能都会影响儿童性别比的高低。因此, 主要自变量包括社区层次的政策类型和推行手段。

政策类型: 社区问卷直接询问当地干部, 他们的社区是否允许夫妻在一般情况下生两个孩子、第二胎或只能生一个孩子。根据地方官员的回答, 本文区别三类政策类型: 一孩制、一孩半制和二孩制, 即强政策、中强政策和弱政策(Short and Zhai 1998)。政策的差异直接影响地方妇女的生育行为, 最终作用于儿童性别比(男孩比例)。

---

① 由于 CHNS 仅提供 1989 年以来的政策资料, 样本中包括 1986– 1988 年间出生的孩子必须假定, 在被调查社区, 政策类型在这几年间基本稳定, 且与 1989 年的政策类似。但如前所述, 政策在 1984 年后逐渐放宽, 越来越多的地区允许夫妻生育第二胎。因此, 该假定存在一定的不足。一个解决办法是, 使用"滞后方法", 即使用先期的政策数据预测此后出生的男孩比例。但是, 由于数据的局限(样本量偏小), 该研究设计难以实施。

② 在计算出生性别比时, 样本量的大小对所得计算结果的稳定性有重大影响(陈卫2006, 面谈)。样本量偏小也是本文所遭遇的问题。但是, 因为本文使用的是男孩比例, 而不是直接的性别比, 规模较小的儿童数量对社区级计量结果不会产生明显不利影响。

推行手段: 现行的生育政策是通过一系列的、经过精心设计的策略和手段来推行的, 包括奖惩制度和计划生育责任制。政府向领取了“独生子女证”、并承诺只生一个孩子的夫妻发放独生子女补助, 对计划外超生的夫妻进行行政和经济处罚。后者对生育行为的控制似乎更为有效(McElroy and Yang 2000)。此外, 不少地区还采取了“一票否决制”的计划生育责任制。推行策略是生育政策的有机组成部分。与政策类型一起, 极大地限制了夫妻的生育行为和生育结果, 影响了家庭的形成过程, 父母对子女的期望, 最终影响儿童性别构成。

CHNS 询问地方计划生育干部, 他们的社区是否为独生子女提供独生子女补助或医疗补助。提供其中任何一种补助的社区被附值为 1, 以与没有提供任何补助的社区相对(附值为 0)。大约 85% 以上的社区实行计划生育责任制, 但并不是所有社区都将该制度与“一票否决制”挂钩, 从而使其对生育行为的影响十分有限。因此, 本文将这些社区和不推行该制度的社区合并, 附值为 0, 与推行该制度、且与“一票否决制”挂钩的社区(附值为 1) 进行比较。①

3.4 控制变量

探讨生育政策与儿童性别比之间的独立关系需要同时控制其它与因变量相关的因素。然而, 数据的局限使任何一个研究者都不可能把所有理论上相关的因素都纳入模型。基于 CHNS 提供的资料, 并参考现存其它研究成果, 本文控制以下因素(均为社区特征, 有的为儿童或家庭因素, 集合成社区特征):

头胎为女孩比例: 该变量由头胎儿童的性别集合而成。研究显示, 头胎的性别对后出生的子女的性别十分重要(Gu and Roy 1995)。从社区角度看, 现存孩子的平均性别比反映地方的性别观念和对男孩的需求。因此, 在分析第二胎男孩比例模型中, 我们控制头胎是女孩的比例。

母亲的教育: 该变量由个体母亲所受的教育年限集合而成, 衡量为连续变量。母亲的平均教育程度反映社区的人文资本和传统观念。但是, 它对性别比的影响可能不是单一的。一方面, 教育增加工作机会和收入, 提高生育成本, 削弱传统的性别观念和男孩偏好(Clark 2000)。因此, 教育程度可能与男孩比例呈负关联。另一方面, 母亲的教育程度越高, 对鉴定胎儿性别的技术越了解, 也拥有更多的机会进行性别选择性人工流产。因此, 教育程度可能与男孩比例呈正关联。

家庭财富: 本文使用家庭耐用消费品的拥有量衡量社区平均家庭经济状况, 由 12 项没有加权的物品构成, 包括电视、电话、电冰箱、洗衣机等。国外的一些研究显示, 家庭财富与儿童性别比并不相关(Das Gupta 1987; Haughton and Haughton 1998)。

社区农业人口比例: 该变量用来衡量地方经济资本和性别观念。农业人口比重较高的社区往往不够发达, 生儿育女的成本较低, 传统性别偏好较强(解振明 2002; Yang 1994), 因而出生性别比较高(Lavely and Freedman 1990; Schultz and Zeng 1995)。然而, 发展程度和性别比之间的关系不是线形的, 发展不一定保证出生或儿童性别比平衡(Gu and Roy 1995)。

城乡居住: 该变量用来衡量城市化程度。我国城乡之间在许多方面都存在巨大差异, 控制该变量有助于甄别政策对儿童性别比的独立影响。②

地区(省份): 同样, 我国各省之间也差异颇大。因此, 在现有样本的基础上, 我们将被调查省份划

---

① “计划外超生罚款”也可能影响儿童性别比: 具有儿子偏好的夫妻或许认为, 只要能生一个儿子, 放弃独生子女补助, 甚至遭到罚款也是值得的。但是, 由于 1997 和 2000 年的调查数据不包含相关资料, 出于样本的兼容性目的, 本文没有纳入该变量。我们认为, 该因素对因变量的影响是累加的, 不会干扰其它因素对因变量的作用, 也不会使分析结果产生偏差。

② 需要指出的是, 社区农业人口比例、家庭财富和城市居住之间的关联度较高。城市化程度越高, 社区越发达, 家庭财富越多。换言之, 它们可能同时衡量某些相同因素。但是, 初步模型结果显示(本文没有列出), 每个变量依然代表独特的内涵。因此有必要将它们同时纳入模型中。

分为北方(黑龙江、辽宁、河南和山东)、中部(江苏、湖北和湖南)和南部(广西和贵州),使用它们衡量跨越省界的地域因素、宏观生育理念和性别偏好等文化传统对社区男孩比例的影响。

3.5　分析方法

使用 1989、1993、1997 和 2000 年 CHNS 数据,分析采取两个步骤。首先,对数据进行描述性分析,以了解在 CHNS 调查区域内政策与儿童性别比之间的相关关系。只有二者之间相互关联,进一步的分析才有意义。在此基础上,对数据进行回归分析,以探明二者之间的独立关系。由于因变量为连续变量,需要采用线性回归模型。我们首先利用 OLS 模型,探讨生育政策对社区男孩比例的影响。然后使用"固定效果模型",分析政策类型和推行手段的变化是否导致社区男孩比例的相应变化。

本文既对全部样本进行分析,又将样本按胎次区分,使用平行模型,分别探讨政策对第一胎和第二胎的影响,以便把握生育政策和其它社会经济因素对不同胎次潜在的不同影响。由于三胎及以上的样本量较小,分析结果不够稳定,我们将不讨论生育政策与多胎的关系。

4　分析结果

4.1　描述性结果

表 2 描述了按胎次区分的变量的平均值和标准差或比例。社区内男孩的比例随胎次而增高,从第一胎的 51.47% 变为第二胎的 53.84%,分别相当于性别比的 106 和 117。由此可见,第一胎的性别比处于正常范围之内,但第二胎的比例严重失常。

表 2　1989~ 2000 年社区男孩比例样本描述性统计结果(比例或平均值和标准差)

	所有胎次	第一胎	第二胎
社区男孩比例	52.80	51.47	53.84
政策类型			
一孩制(强政策)	0.53	0.53	0.48
一孩半制(中强政策)	0.28	0.28	0.32
二孩制(弱政策)	0.19	0.19	0.21
推行手段			
计划生育责任制	0.81	0.81	0.81
独生子女补助	0.64	0.63	0.61
头胎是女孩比例	–	–	0.52
			(0.31)
母亲的教育(年)	5.48	5.48	5.17
	(2.32)	(2.32)	(2.10)
家庭财富(件)	4.77	4.77	4.42
	(2.07)	(2.07)	(1.87)
社区农业人口比例	0.42	0.42	0.47
	(0.35)	(0.35)	(0.34)
城市居住	0.33	0.33	0.26
地区(省份)			
北方	0.39	0.39	0.37
中部	0.36	0.36	0.35
南部	0.25	0.25	0.27
调查年份			
1989	0.23	0.23	0.23
1993	0.24	0.24	0.24
1997	0.25	0.25	0.25
2000	0.28	0.28	0.28
社区总样本量	763	763	665

数据来源:1989、1993、1997 和 2000 CHNS。

图 1 描述了按政策类型和计划生育责任制的有无区分的儿童性别比。显而易见的是,在推行一孩半制但不执行计划生育责任制的社区,性别比最高(123.7)。相反,在推行强政策和执行计划生育责任制社区、以及推行弱政策但执行计划生育责任制社区,性别比较低,分别为 111.7 和 110.4。这一规律与 2000 年人口普查数据得出的结论相似。因此,在被调查区域,生育政策的确与儿童性别比相关。但它们之间的关系是否受到其它因素的干扰呢? 下面,我们通过回归模型来分析这一问题。

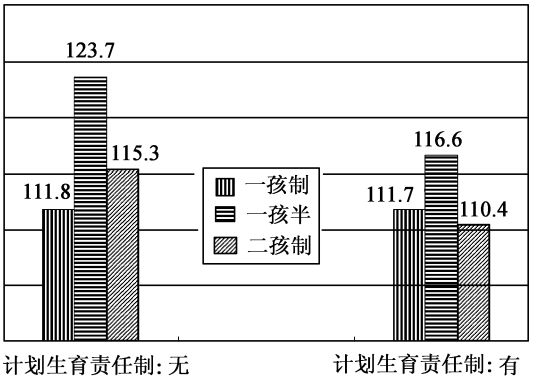

图 1 按政策类型和计划生育责任制区分的儿童性别比

4.2 纵向模型分析结果

全部样本: 表 3 展示了社区平均男孩比例的纵向分析结果。如其所示,在包括所有胎次的模型中,政策类型、独生子女补助和计划生育责任制等政策变量均与社区层次的男孩比例无显著关系。虽然与严格的一孩制社区相比,一孩半制社区男孩的比例略高,而二孩政策社区男孩的比例略低,但它们之间不存在显著差别。同样,虽然计划生育责任制降低男孩比例,但其程度并不显著。

表 3 社区层次男孩比例的 OLS 模型分析结果

	所有胎次		第一胎		第二胎	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策类型						
一孩制(参照组)						
一孩半制	1.62	1.32	0.42	1.65	6.66*	2.59
二孩制	-1.37	1.54	-1.74	1.93	3.49	3.03
推行手段						
计划生育责任制	-0.43	1.32	0.43	1.66	-4.53^	2.71
独生子女补助	1.05	1.11	1.78	1.39	1.35	2.19
头胎是女孩比例	-	-	-	-	10.14**	3.92
母亲的教育	-0.95**	0.31	-1.01**	0.38	-0.35	0.65
家庭财富	1.15**	0.41	1.32**	0.52	1.85*	0.85
社区农业人口比例	4.64*	1.99	4.88^	2.50	7.26^	3.95
城市居住	0.07	1.42	0.65	1.78	-0.93	2.87
地区(省份)						
北方(参照组)						
中部	2.14^	1.20	0.14	1.51	7.53**	2.47
南部	3.58**	1.38	1.14	1.73	9.54***	2.80
调查年份						
1989(参照组)						
1993	1.56	1.48	0.32	1.86	2.19	3.00
1997	1.99	1.49	4.17	1.87	1.89	3.04
2000	1.37	1.44	0.67	1.81	1.04	2.96
截距	48.10***	2.92	45.85***	3.67	32.57***	6.37
经过调整的 R^2	0.06		0.03		0.07	
社区总样本量	763		763		671	

数据来源: 1989、1993、1997 和 2000 CHNS。

^p< 0.10; * p< 0.05; ** p< 0.01; *** p< 0.001。

在控制变量中, 社区农业劳动人口比例越高(地方经济资本越低、越不发达) , 男孩比例也越高, 性别比越失衡; 相反, 社区平均家庭财富越多, 男孩也越多, 性别比越失衡。由于农业劳动人口和家庭平均财富所衡量的潜在因素有重合之处, 它们对因变量的反向影响似乎令人不解。然而, 该发现恰恰证实了其它研究结果: 虽然发展通常降低性别比, 使其趋于平衡, 但发展并不能保证平衡的儿童性别结构(Das Gupta 1987) 。生育个体依然按照自己的生育意愿和家庭观念对子女的性别进行选择。韩国和台湾的例子可见一斑。虽然二者的经济十分发达, 但它们的出生和儿童性别比同样失衡。社区提供个人活动、与他人交流、传播与政策相关的信息、宣扬新的家庭和子女观念的场所和背景; 个人根据接受的信息决定生育行为。然而, 虽然个人行为受制于社会场景, 但同样受制于家庭环境。家庭景况越好, 夫妻养育子女的经济能力就越强。在现有性别观念的支配下, 这样的家庭更可能违反生育政策规定, 计划外生育或有目的地进行性别选择性流产, 以便生育一个男孩。从财产继承的角度来看, 富有的家庭尤其希望生育一个男孩。

相反, 母亲的平均教育程度显著降低男孩比例。教育传达两个信息: 理想子女数量和理想子女性别构成。一方面, 教育程度越高, 女性的社会劳动价值越高, 养儿育女的成本也越高, 从而鼓励母亲限制生育水平。另一方面, 教育程度与妇女的自主能力和在家庭内的协商能力呈正关联, 因此, 她们可以更好地抵御外来生男孩的压力(Clark 2000) 。此外, 对教育程度偏高的女性而言, 她们的生育行为可能受到更大的行政和现代生育理念的制约, 致使母亲教育程度越高, 社区男孩比例越低, 儿童性别比越趋于平衡。

在其它条件等同的情况下, 城乡居住地与儿童性别比无显著关联。但是, 地区(省份) 却是儿童性别比一个十分重要的预测变量。与北方社区相比, 位于中部和南部省份社区的男孩比例更高。该发现印证了现存研究结果(解振明 2002) , 也与表 1 描绘的 2000 年普查数据的结果类似。北方省份处于更强和更严格的政策压力之下、性别观念相对而言也比较平等(除河南外) 。因此, 政治因素也对人们的生育行为和儿童性别比产生影响。

按胎次区分的次样本: 虽然全部样本模型的分析结果表明, 政策类型和推行手段均与社区男孩比例无显著关联, 但如表一和表二所示, 无论是全国还是 CHNS 的调查区域, 儿童性别比和男孩比例因胎次的不同而存在巨大差异。因此, 按胎次区分样本, 并分别对它们进行回归分析将有助于探讨政策类型和推行手段以及其它因素对性别比的影响是否因胎次而异。分析结果(表 3) 显示, 就第一胎而言, 无论社区推行强政策、中强政策还是弱政策, 也无论社区是否发放独生子女补助、实行计划生育责任制, 第一胎的性别比不受显著影响。但是, 母亲的教育程度降低社区男孩比例, 但家庭耐用消费品的增加则反之。

然而, 政策类型和推行手段均与第二胎的男孩比例显著相关。与强政策社区相比, 在一孩半制社区, 第二胎男孩的比例显著偏高, 大约高出 7%。但是, 虽然在弱政策社区, 男孩的比例也比强政策社区男孩的比例高出 3%, 但该差异并不显著。同样, 计划生育责任制也降低第二胎男孩比例(5%) 。因此, 在其它条件同等情况下, 政策类型和推行手段越强, 第二胎儿童的性别比越趋于平衡; 相反, 政策的性别特征(一孩半制) 恶化性别比。

与预期一致, 社区第一胎女孩比例与第二胎男孩比例呈正关联: 第一胎的女孩比例越高, 第二胎的男孩比例越高。同样, 社区农业劳动人口比例、平均家庭财富和地区(省份) 等变量对第二胎男孩比例的影响与前面的模型结果一致, 故不再重复解释。但是, 母亲的教育程度却与第二胎的性别比无显著关联。

4.3　固定效果模型分析结果

上述模型发现, 生育政策的确与儿童性别比相关, 但政策的影响因儿童胎次而异, 仅仅作用于第二胎(不过, 需要指出的是, 本文没有检验生育政策与高胎的关系, 故不清楚二者之间是否存在显著关联) 然而, 由于模型没有控制社区之间的变异, 其结果可能受到质疑。控制地区和社区发展水平不一

定能够完全控制社区之间的差异对儿童性别比的影响。这是因为,有些差异很难量化。为了克服这一问题,我们进一步利用数据的纵向追踪特征,通过固定效果模型检验上面的发现。

固定效果模型的主要优势在于,它可以分析某些理论上十分重要但却无数据检验或难以准确衡量的因素是否会给模型结果带来偏差。对本文而言,最有可能被遗漏的重要变量包括男孩偏好和生育观念。众所周知,二者都影响儿童性别比。偏低的生育意愿与性别偏好的结合很可能导致性别比失常。因此,如果我们假定这些被忽略的因素在被调查期间基本稳定的话,那么,没有被观察到的社区之间的变异可以自动并有效地从模型中去掉,从而提供精确的参数估计;参数估计的结果也可以更好地反映模型中包括的自变量对因变量的影响。

固定效果模型的另一个优势在于,它可以使我们了解自变量不同时期的变化是否导致因变量相应的变化。因此,该模型仅仅包括在1989年到2000年间可能发生变化的变量。表4列出包括所有样本和按胎次区分的次样本的固定效果模型结果。如其所示,分析结果与表3的平行模型结果十分一致,从而表明了本文分析结果的可靠性。政策的时间变化对二胎尤其重要。从不执行计划生育责任制到执行该制度且与奖惩挂钩,社区内第二胎男孩的平均比例下降4%。相反,从强政策向一孩半政策的演变使社区内男孩的平均比例上升5%,向弱政策的转变也使男孩的比例上升3%,但后者并不显著。政策与其它胎次的性别比无显著关联。

表4 社区层次男孩比例的"固定效果模型"分析结果

	所有胎次		第一胎		第二胎	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策类型						
一孩制(参照组)						
一孩半制	0.45	1.11	0.26	1.55	4.97*	2.28
二孩制	0.18	1.22	0.59	1.69	3.26	2.49
推行手段						
计划生育责任制	-1.25	0.93	0.97	1.29	-4.13*	1.98
独生子女补助	1.76	3.18	0.97	3.18	-1.14	1.70
头胎是女孩比例	-	-	-	-	11.86*	4.91
母亲的教育	-0.61	0.45	0.22	0.49	1.47**	0.55
家庭财富	0.53	0.33	1.17**	0.37	-0.58	0.50
社区农业人口比例	1.19	2.09	7.43**	2.89	0.57	4.19
截距	53.48***	1.31	40.14***	3.86	41.31***	5.25

数据来源:1989、1993、1997和2000 CHNS。

^p< 0.10; * p< 0.05; ** p< 0.01; *** p< 0.001。

值得一提的是,在OLS模型中,母亲的平均教育程度与社区第二胎的男孩比例无显著关联,但在固定效果模型中,与第二胎男孩比例呈正关联。该发现也许表明,虽然教育程度的提高使母亲受到更大的性别平等理念的压力和影响,自愿或被迫限制生育水平,但性别偏好尚存。对于坚决想要第二胎(尤其是男孩)的母亲而言,较高的教育程度赋予了她们更多的知识和更广的社会网络,增强了她们违反政策规定、应付超生处罚的能力。当然,为了充分了解母亲的教育与儿童性别比之间的关系,还需要进一步的定量和定性分析。

5 总结和讨论

在具有严格限制性的生育政策实施后不久,我国的儿童性别比开始失衡。由于二者在时间上相重合,因此,不少学者认为,该政策导致或加剧了性别比的失常。本文的目的不在于比较政策推行前后的儿童性别比,而在于分析政策推行后,不同的政策类型和推行手段是否导致社区层次不同的儿童性别比(衡量为社区男孩比例)。使用四次"中国健康和营养调查"数据,突出政策类型和推行手段的地区差异,本文探讨了社会转型时期的生育政策对1986年后出生的儿童性别比的影响。模型结果显

示, 政策类型和推行手段都与儿童性别比相关, 但其影响受制于胎次, 仅见于第二胎。具体而言, 首先, 强政策类型和强推行手段降低儿童性别比; 相反, 一孩半制增加性别比。其次, 从强政策向中强政策的过度激化性别比; 相反, 从不推行计划生育责任制到推行该制度并与"一票否决制"挂钩缓解性别比。显然, 在其它条件等同的情况下, 政策的性别因素(一孩半制) 提高儿童性别比, 使其更加失常; 相反, 趋于平衡的性别比更可能在推行严格的生育政策和执行严格的计划生育责任制的社区出现; 或在政策被严格推行的时期出现。这一结果证实了 Secondi's (2002) 的结论。

导致上述发现的原因可能在于, 首先, 在推行严格生育政策和强执行手段的地区, 制度、组织、行政以及观念等方面的诸多因素对人们生育行为的制约更为强烈和有效, 使瞒报、漏报、以及选择性人工流产现象难以隐瞒, 促使社区居民遵从政策规定, 阻止或延缓社区居民坚持第二胎生育儿子的行为。其次, 这样的社区可能还会进行更强的鼓励性别平等的宣传教育活动, 向居民灌输"生儿生女一个样"的理念, 以对抗传统的男孩偏好, 从而缓解儿童性别比。相反, 无论其动机如何, "一孩半制"本身具有性别倾向(Greenhalgh 1986; Murphy 2003)。虽然其推行在很大程度上是为了满足人们的经济需求, 但在客观上对人们的生育行为可能有一定的误导作用。最后, 对于允许生二胎的人群来说, 头胎的性别并不十分重要。事实上, 在一孩半制社区, 夫妻或许宁愿头胎生女儿。因为这样的话, 他们可以在不受惩罚的情况下, 名正言顺地生二胎, 达到儿女双全的目的。然而, 第二胎的情况截然不同。无论第二胎是男是女, 按政策规定, 夫妻都必须停止生育。因此, 头胎生女儿、却坚持生育一个儿子的夫妻会想方设法地保证第二胎生儿子。所以, 政策仅对第二胎发生作用, 致使一孩半制社区二胎的性别比最高。

当然, 由于数据的局限(比如: 样本量偏小和一些重要因素的缺失), 本文发现的生育政策的地区差异与儿童性别比之间的关系还不能算作定论。必须有更多的研究、采用大规模的数据分析和个案调查相结合的方法, 进一步确认二者之间的关系, 探究生育政策影响性别比的潜在机制。

基于以上分析结果, 我们认为, 既然"一孩半制"的生育政策激化儿童性别比, 那么, 缓解儿童性别比的途径之一就是修改该政策。但问题是, 政策该如何修改。本文发现, 一孩半制和弱推行手段提高性别比, 且二者的结合导致最高的性别比; 相反, 严格的政策和强推行手段降低性别比, 且二者的结合带来最低的性别比, 即便性别比依然超出正常范围。不过, 弱政策和强推行手段的结合与强政策和强推行手段的结合对性别比的影响并无显著差异。因此, 两种方法可以缓解儿童性别比: 其一, 强化政策、强化执行手段。我国依然是一个人口众多、但自然资源相对有限的国家。性别比在社会经济相对落后、而生育率相对较高的地区尤其失常。因此, 人口政策必须考虑到该情形。但是, 其弊端是, 这种做法要求采用相应的、强硬的行政措施, 无疑会遭到部分群众的强烈抵抗。同时, 由于我国现行的社会保障制度方面的缺陷和不足, 也由于现行的生育率已经低于替代水平, 在农村地区重新实行强政策似乎既不太现实, 也无必要。

其二, 取消一孩半制、缓解政策强度、强化政策推行手段。如果只有前者, 而忽视后者, 要想在依然具有强烈男孩偏好、但生育水平低下的国度实现性别比平衡只能是纸上谈兵。否则, 只能允许夫妻随意生育, 直到生一个儿子为止。因此, 如果政府决定在全国普遍实行二孩制, 那么, 必须同时采取严格的推行手段, 大力倡导性别平等, 强化和完善计划生育服务, 严格禁止性别选择性人工流产。只有这样, 才能在可以预见的未来缓解出生性别比异常现象。

但无论是第一种方法, 还是第二种方法, 都非长久之策, 也多非治本之策。获得正常出生性别比的最终途径必须是三 P 制度(父权体制、父系继承制和从夫居制) 的弱化和社会保障制度的健全。传统的家庭政治制度, 文化传承和经济因素相互交织, 使儿子在家庭中的地位超过女儿, 形成男孩偏好, 引发一孩半制生育证策的实施, 激化出生和儿童性别比失衡。那么, 如何在社会和人口转型的背景下缓解男孩偏好? 该习俗基础深厚, 很难在短期内根除。但是, 我国过去的和邻国的经验表明, 政府的干预和决心可以成功地缓解这一习俗。比如, 北朝鲜政府持续不懈的努力在很大程度上帮助其民众

缓解了男孩偏好。同样, 毛泽东“妇女能顶半边天”的政治口号和实际行动也在一定程度上缓解了性别不平等现象, 成为我国 1960 和 1970 年代的出生性别比基本平衡(Coale and Banister 1994) 的因素之一。然而, 在改革时期, 原本弱化的性别歧视在我国却得以恢复。因此, 如何在社会改革和发展时期, 继续有效地倡导性别平等是我国政府面临的挑战, 也是必须努力做到的事情。只有这样, 人们才会形成自觉自愿的平等性别观念, 性别比也才可能在没有外力的情况下趋于正常。

但是, 在现行社会经济发展阶段, 在夫妻控制子女性别的能力超过控制子女数量的能力时, 在部分人群尚不能同样对待男性胎儿和女性胎儿的时候, 政府有必要通过行政手段对人们的生育行为进行干预。

参考文献:

1 楚军红. 我国农村生育率与出生性别比关系探讨. 市场与人口分析, 2000; 6

2 《人口研究》编辑部. 透视出生性别比偏高现象. 人口研究, 2003; 5

3 国家统计局. 2004 中国人口. 中国统计出版社, 2005

4 国务院人口普查办公室和国家统计局. 2000 年中国人口普查数据(上、中、下册). 北京: 中国统计出版社, 2002

5 郭志刚, 张二力, 顾宝昌, 王丰. 从政策生育率看中国生育政策的多样性. 人口研究, 2003; 5

6 解振明. 引起中国性别比偏高的三要素. 人口研究, 2002; 5

7 李树茁, 韦艳, 姜保全. 中国女孩的生存: 历史、现状和展望. 市场与人口分析, 2006; 1

8 刘爽. 生育转变过程中家庭子女性别结构的变化. 市场与人口分析, 2002; 5
刘爽. 中国育龄夫妇的生育“性别偏好”. 人口研究, 2005; 3

9 彭 云(主编). 中国计划生育全书. 北京: 中国人口出版社, 1997

10 乔晓春. 性别偏好, 性别选择与出生性别比. 中国人口科学, 2004; 1

11 原新, 石海龙. 中国出生性别比偏高与计划生育政策. 人口研究, 2005; 3

12 张二力. 从“五普”地市数据看生育政策对出生性别比和婴幼儿死亡率性别比的影响. 人口研究, 2005; 1

13 张二力, 陈建利. 现行独生子女政策下的模拟终身生育水平. 中国人口科学, 1999; 5

14 Assche, Simona Bignami- Van. 2004. A different perspective on the imbalance of reported sex ratio at birth in rural China. *Stanford Journal of East Asian Affairs* 4(2) : 50- 67

15 Banister. Judith. 2004. Shortage of Girls in China today. *Journal of Population Research* 21(1) : 19- 45

16 Clark, S. 2000. Son Preference and Sex Composition of Children: Evidence from India. *Demography* 37(1) : 95- 108

17 Coale, A. J. and J. Banister. 1994. Five Decades of Missing Females in China. In *Demography* 31(3) : 459- 79

18 Das Gupta, M. 1987. Selective discrimination again female children in rural Punjab, India. *Population and Development Review* 13(3) : 77- 100

19 Das Gupta, M., and P. N. Mari Bhat. 1997. Fertility decline and increased manifestation of sex bias in India. *Population Studies* 51: 307- 315

20 Goodkind, Daniel. 1999. Do parents prefer sons in North Korea? *Studies in Family Planning* 30(3) : 212- 218

21 Greenhalgh, S. 1986. Shifts in China's population policy, 1984- 86: views from the central, provincial, and local levels. *Population and Development Review* 12(3) : 491- 515

22 Greenhalqh, Susan, and John Bongaartz. 1987. Fertilitg policy in Chna: future options. Science 235(4793) : 1167- 1172.

23 Greenhalgh, S., Zhu, C., & Li, N. 1994. Restraining population growth in three Chinese village, 1988- 93. *Population and Development Review* 16: 337- 354

24 Gu, B. and K. Roy. 1995. Sex ratio at birth in China, with reference to other areas in East Asia: What we know. *Asia- Pacific Population Journal* 10(3) : 17- 42

25 Haughton, Jonathan, and Dominique Haughton. 1998. Are simple tests of son preference useful? An evaluation using data from Vietnam. *Journal of Population Economics* 11(12) : 495- 516

26 Lavely W and R Freedman 1990 The origins of the Chinese fertility decline *Demography* 27(3) : 357- 67

27 McElroy, M. and D. T. Yang 2000. Carrots and Sticks: Fertility Effects of China's Population Policies. *American Economic Review 90(2): 389-92*

28 Murphy, R. 2003. Fertility and distorted sex ratios in a rural Chinese county. *Population and Development Review* 29(4): 595-626

29 Park, C. B. and N.-H. Cho. 1995. Consequences of Son Preference in a Low-Fertility Society: Imbalance of the Sex Ratio at birth in Korea. In *Population and development review* 21(1): 59-84

30 Qian, Nancy. 2005. Quantity-Quality: the Positive Effects of Family Size on School Enrollment in China. MIT working paper.

31 Schultz, T. P. and Y. Zeng 1995. Fertility of rural China: effects of local family planning and health programs. *Journal of Population Economics* 8(4): 329-50

32 Secondi, Giorgio S. 2002. Biased childhood sex ratios and the economic status of the family in rural China. *Journal of Comparative Family Studies* 33(2): 2002

33 Short, Susan, and Zhai Fengying. 1998. Looking locally at China's one-child policy. In *Studies in Family Planning* 29: 373-87

34 Yang, Quanhe. 1994. Provincial Patterns of Contraceptive Use in China. *Asia Pacific Population Journal* 9(4): 23-42.

Regional Diversity of Fertility and Child Sex Ratio in China

Abstract: High sex ratio of children in China has been observed since the mid-1980s, and the one-child policy has been suggested as a cause. Using CHNS data(1989-2000) and highlighting local variations in policy rules and enforcement I find that (1) a strict policy(both policy rule and enforcement) reduces sex ratio of children, while a girl-exception policy contributes to excessive boys, and(2) shifting from a strict policy into a girl-exception policy exacerbates, while shifting into a stronger enforcement alleviates, sex ratio. Thus more balanced sex ratio of children is achieved in places where and at times when the policy is enforced more strictly. However, policy effect is contingent on parity, and it is the gendered nature of the policy that generates excessive boys. Findings suggest that in settings where couple's ability to control the ideal number of children, external pressures should be adopted to reduce son proclivity and sex ratio of children.

Key Words: Fertility policy; Child sex ratio; Sex preference; Fixed effect models.

Author: Yang Juhua, associate professor, Center for Populapion and Development Stndies, Renmin University of China.

(责任编辑: 陈　卫　收稿时间: 2006-03)