

# 个人与家庭因素对中国儿童 生存性别差异的影响研究

韩世红 李树苗

**摘要** 本文在对1990年第四次人口普查1%抽样数据进行处理的基础上,分析了个人与家庭因素与儿童生存风险性别差异的关系,并应用生存分析方法对1990年1月出生队列的早期婴儿生存风险进行了跟踪研究。结果表明中国女孩生存风险高于男孩,这种现象几乎在所有特征的母亲与家庭中普遍存在,而歧视对象具有高度的选择性。

**作者** 韩世红,西安交通大学人口与经济研究所博士生。(西安 710049)

李树苗,西安交通大学人口与经济研究所所长、副教授。

## 一、背景

儿童死亡性别模式异常是中国人口发展中出现的最重要的问题之一,它表现在女孩生存环境相对恶化从而导致了偏高的女孩死亡水平,而且80年代后期以来有进一步发展的趋势<sup>[1,2]</sup>。近年来,随着生育率的下降,出生性别比持续升高,产生了一系列的社会问题,例如未来的婚姻市场挤压现象等<sup>[3]</sup>。而偏高的女孩死亡水平使这一问题更加严峻,影响社会的稳定与发展<sup>[4]</sup>。这个现象引起了国内外学者的广泛注意,并对其决定因素进行了一些研究。例如Das Gupta和Li<sup>[5]</sup>通过对中国历史上四次普查数据的深入分析,发现偏高的女孩死亡水平在中国20世纪历史中一直存在,尤其在战争和饥荒等资源约束期,儿童生存性别比显著上升。李树苗和Feldman<sup>[6]</sup>曾经利用全国性的宏观数据和男女孩死亡水平性别比,分析了中国50~80年代偏高女孩死亡水平的空间趋势和空间差异,以及与一些社会经济文化变量的关系。郝虹生等<sup>[7]</sup>利用中国1988年2%生育节育抽样调查的数据,深入分析了性别对中国儿童早期死亡率的影响。Ren<sup>[8]</sup>利用1985年中国深入生育力抽样调查数据,对陕西、辽宁和广东的儿童生存中的性别差异进行了分析。这些研究认为,偏高的女孩死亡水平与儿童生存环境中的男孩偏好有很大关系,而男孩偏好又与儿童生存环境中个人与家庭等因素紧密相关。

到目前为止,利用人口普查个案记录分析个人和家庭因素对儿童生存性别差异的影响尚未有报导。为此,本文利用1990年人口普查1%抽样数据个案记录,从性别角度分析个人和家庭两个层次的因素对儿童生存的影响。所做的工作包括两个方面:按个人和家庭特征的儿童死亡率性别差异;个人和家庭因素对婴儿早期生存的影响分析。本文分析的目的在于确定偏高女孩死亡水平更易在具有何种特征的女孩中发生,在什么样的人群中发生,在什么样的家庭中发生。我们希望本文的分析能够丰富已有的研究成果,增进我们对这一问题的认识,从而有助于制定适宜的政策措施来实际地改善女孩生存。

## 二、数据与方法

### 1. 数据来源及处理

如前所述,本文的数据来自1990年人口普查1%抽样数据带。由于本文的主要目的在于探讨儿童死亡率的性别差异,因此在选择数据时,除考虑到死亡数据的可靠性外,还需特别注意男、女性儿童生存与死亡报告的相对完整性。根据已有的研究结果,1990年人口普查中死亡报告存在相当程度的漏报现象,特别是对女

性、儿童和1989年的死亡数据,但1990年上半年的死亡人口漏报情况不是很严重<sup>[9,10]</sup>。因此,在1990年1%抽样数据带中,本研究只分析1990年上半年的情况,以减轻死亡漏报对分析结果的影响。根据我们的研究结果,尽管1%抽样数据在总体上有一些问题,但在进行1%抽样时无显著性别差异,这样经过一定的数据处理,它还是可以用来分析中国儿童死亡水平性别差异。

根据1990年人口普查所设立的普查项目,本文能够分析的个人和家庭因素有以下三个层次:死亡儿童个人因素:性别、出生年月、死亡年月、死亡时年龄;死亡儿童母亲个人因素:母亲的文化程度、职业、民族、生育年龄、居住地;死亡儿童家庭因素:家庭类型(家庭代次)、死亡时家庭构成(兄弟姐妹数)。但从1990年人口普查的登记表中,并不能直接得到以上个案记录。为得到以上个案数据,需要将户人口登记表与死亡人口表结合起来,进行死亡儿童与其母亲和家庭的匹配。在数据处理过程中,实际上进行了以下四个步骤的工作:第一步是删除1%数据带中存活人口和死亡人口的重复个案;第二步是处理户口登记中的集体户;第三步是将户人口登记表与死亡人口登记表结合起来,在一定的程序和假定下,进行存活和死亡儿童与其母亲和家庭的匹配;第四步是在一定的假设条件下,确定死亡儿童的家庭类型。限于篇幅,有关四普1%数据质量评价、个案数据处理方法及结果不能详述,具体内容可参见有关研究报告<sup>[11]</sup>。

## 2 方法

在分析按个人和家庭特征的儿童死亡率性别差异时,是根据1990年人口普查1%抽样数据中1990年上半年的出生数、儿童死亡数和1990年年中的1—4岁存活儿童数,分别按各种个人和家庭因素,计算1990年分性别的儿童死亡率及其性别比。由于四普只包含1990年上半年的儿童死亡数,在计算1990年儿童死亡率时,是假定1990年下半年的儿童死亡数与上半年的儿童死亡数相等来进行的。这实际上是一种单变量分析,可以用来分析每个因素对儿童死亡率性别差异的粗影响。但由于1990年上半年儿童死亡报告中女孩漏报要高于男孩<sup>[2]</sup>,因此这个分析结果略微低估了儿童死亡率的性别差异。

分析个人和家庭因素对儿童生存的净影响需要进行多变量分析。最理想的情况是选定1989年7月1日的出生队列,观察该出生队列在1990年6月30日的存活状况,并分析性别及个人和家庭等协变量对婴儿生存的影响。但实际上,四普只登记了每个出生婴儿的年和月,不包括日;另外在1989年女孩死亡漏报要比1990年上半年严重得多,不利于分析儿童死亡的性别差异。因此最终选定了1990年1月的出生队列,按他们在1990年6月30日的存活状况,分析他们在出生后平均5个半月内的存活概率。这样的处理有两方面的缺陷:一方面使本文的多变量研究集中在儿童出生后前5个半月,不能覆盖0—4岁的儿童生存。因为根据其它发展中国家的情况,儿童生存在出生后前6个月生物学因素起更多的作用,男婴死亡率往往高于女婴,不利于分析儿童生存的社会性别差异<sup>[13]</sup>。另一方面所观察的婴儿生存的起点和终点在长度上并不对应,这对分析结果的可靠性有一定影响。但中国的情况有一定的特殊性,偏高的女孩死亡水平在80~90年代已逐渐从集中于1—4岁儿童转向婴儿<sup>[14]</sup>。从这个意义上,本文所选定的策略应能更集中地反映儿童生存中的社会性别差异。

本文使用生存分析中的Cox比例风险模型进行多变量分析。生存分析模型最大的特点是既能够处理截尾数据,又能够处理与时间有关的变量。本文对1990年1月出生队列进行风险分析时,把时间变量定义为婴儿出生后的存活时间。在Cox比例风险模型中,采用了三个模型来逐步分析个人和家庭特征对婴儿生存的影响。

## 三、按个人与家庭因素的儿童生存性别差异

### 1. 母亲个人因素

#### 生育年龄

表1中按母亲生育年龄的儿童死亡率性别差异表现出三大特征:第一,19岁以下母亲所生儿童的死亡率性别比较为正常;第二,20—27岁和28<sup>+</sup>岁两组母亲的儿童死亡率性别比均低于1,存在偏高的女孩死亡水平;第三,对三组母亲来说,1—4岁儿童死亡率性别比要高于婴儿,这说明在所有年龄组的母亲中,女婴的生存劣势均比1—4岁女孩严重。

表 1 1990 年按母亲生育年龄的儿童死亡率及性别比

母亲生育年龄	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
	男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
0—19	0.0435	0.0389	0.0033	0.0026	1.118	1.269
(N)	2553	2316	24978	23702		
20—27	0.0253	0.0306	0.0020	0.0022	0.827	0.909
(N)	40734	35162	329612	297083		
28—	0.0306	0.0407	0.0019	0.0020	0.752	0.950
(N)	10426	8733	117831	105771		

资料来源: 1990 年四普 1% 数据汇总。

注: 在本文各表中, (N) 表示相应特征总人口的样本量

表 2 1990 年按母亲民族的儿童死亡率及性别比

母亲民族	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
	男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
汉族	0.0239	0.0292	0.0018	0.0019	0.818	0.947
(N)	49643	42558	429755	386675		
少数民族	0.0505	0.0553	0.0045	0.0047	0.913	0.957
(N)	5431	5008	42666	39881		

资料来源: 1990 年四普 1% 数据汇总。

表 3 1990 年按母亲文化程度的儿童死亡率及性别比

母亲文化程度	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
	男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
不识字或识字很少	0.0423	0.0521	0.0035	0.0037	0.812	0.946
(N)	8543	7740	84562	77620		
小学	0.0296	0.0344	0.0020	0.0024	0.860	0.833
(N)	21654	18663	182380	164280		
初中	0.0202	0.0244	0.0016	0.0014	0.828	1.143
(N)	19154	16305	151544	135906		
高中及以上	0.0124	0.0161	0.0011	0.0009	0.770	1.222
(N)	5723	4858	53935	48750		

资料来源: 1990 年四普 1% 数据汇总。

#### 民族

表 2 表明儿童死亡率性别比表现出以下特征: 首先, 汉族与少数民族的儿童死亡率性别比均低于 1, 显示出偏高的女孩死亡水平在汉族与少数民族母亲中普遍存在; 其次, 少数民族的儿童死亡率性别比均高于汉族, 说明汉族母亲中存在相对更高的女孩死亡风险, 但性别比的主要差异在婴儿段; 最后, 汉族和少数民族母亲的 1—4 岁儿童死亡率性别比均高于婴儿, 反映了汉族与少数民族的婴儿段问题均比 1—4 岁儿童严重。

#### 文化程度

表 3 显示出所有文化程度的母亲群体均存在偏高的女婴死亡风险, 而偏高的 1—4 岁女孩死亡水平只发生在文化程度较低的母亲人群中。此外, 与 1—4 岁女孩相比, 女婴的相对死亡风险更高。从数字上看, 母亲文化程度的提高有助于改善女孩的相对生存, 但这种影响不很明显, 需要多变量分析继续研究。

#### 职业

从表 4 可以看出, 偏高的女孩死亡风险在农业母亲中最高; 除不在业母亲外, 其他母亲中偏高的女婴死亡风险均高于 1—4 岁女孩。在非农业和不在业母亲中, 性别差异的模式不明显。

#### 居住地

本文以四普第二口径为标准来确定居住地类型。表 5 中除母亲居住在城镇的 1—4 岁儿童死亡率性别比基本正常外,其他死亡率性别比均低于 1。偏高的女孩死亡水平在农村母亲中更为严重。此外,女婴相对死亡风险均比 1—4 岁女孩高。

表 4 1990 年按母亲职业的儿童死亡率及性别比

母亲职业	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
	男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
非农业	0.0129	0.0141	0.0011	0.0005	0.915	2.200
(N)	7958	7037	71393	65685		
农业	0.0296	0.0370	0.0023	0.0026	0.800	0.885
(N)	40920	35084	354386	317635		
不在业	0.0234	0.0230	0.0015	0.0016	1.017	0.938
(N)	6196	5445	46642	43236		

资料来源:1990 年四普 1%数据汇总。

表 5 1990 年按母亲居住地的儿童死亡率及性别比

母亲居住地	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
	男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
城镇	0.0148	0.0160	0.0011	0.0010	0.925	1.1
(N)	11207	9550	96599	88379		
乡村	0.0294	0.0360	0.0023	0.0025	0.817	0.92
(N)	44047	37976	375822	338177		

资料来源:1990 年四普 1%数据汇总。

## 2 家庭因素

### 家庭类型

家庭类型是家庭主要特征之一。在此,家庭类型被简单地划分为两种:两代户与多代户,即核心家庭与大家庭。根据中国的社会经济状况和文化传统,大家庭中的儿童可能会受到更好的照料,其死亡风险应低于核心家庭中的儿童。然而,家庭类型对儿童死亡风险性别差异的影响是多方面的:首先,大家庭中的女孩可能会被更好的照料;其次,老一辈人一般有更强的男孩偏好,女孩的相对生存条件也许会比核心家庭中的女孩更差,因此,他们的关系不是非常明晰。表 6 中,偏高的女孩死亡水平存在于所有类型的家庭中。其中,女婴的相对死亡风险均比 1—4 岁儿童高,核心家庭要比大家庭的问题更严重。

表 6 1990 年按家庭类型的儿童死亡率及性别比

家庭类型	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
	男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
两代	0.0320	0.0415	0.0022	0.0025	0.771	0.880
(N)	31825	27117	343293	311200		
三代及以上	0.0274	0.0329	0.0024	0.0026	0.833	0.923
(N)	23249	20449	148914	136373		

资料来源:1990 年四普 1%数据汇总。

### 孩次与已有子女构成

对发展中国家的研究表明,若女孩歧视有选择性,则儿童死亡性别比与孩次及家庭已有子女构成密切相关;若歧视是一般性的,则相关程度不大<sup>[15,19]</sup>。从表 7 可以看出,没有男孩的家庭中的高孩次儿童死亡性别比很低,即此类家庭中的高孩次女孩的死亡风险要远高于男孩,并且孩次越高,女孩相对死亡风险越大;同时,高孩次的婴儿死亡性别比均比 1—4 岁儿童低得多。这些表明,在中国,对女孩的歧视有选择性,即当家

庭中没有男孩时, 女孩死亡风险将会很高, 这是家庭组建策略的具体表现。

表 7 1990 年按已有子女构成的儿童死亡率及性别比

孩次	已有 男孩数	婴儿死亡率		1—4 岁儿童死亡率		死亡率性别比	
		男	女	男	女	婴儿	1—4 岁
1 孩 (N)	0	0.0260 26147	0.0227 24505	0.0019 226123	0.0017 216580	1.145	1.118
2 孩 (N)	0	0.0288 9958	0.0591 6884	0.0016 85007	0.0029 62514	0.487	0.552
2 孩 (N)	1	0.0241 7753	0.0242 7527	0.0023 70472	0.0023 71138	0.996	1.000
3 孩+ (N)	0	0.0223 4178	0.0764 1936	0.0016 35250	0.0032 18928	0.292	0.500
3 孩+ (N)	1+	0.0368 5511	0.0413 5229	0.0031 53890	0.0025 55894	0.891	1.240

资料来源: 1990 年四普 1% 数据汇总。

以上分析结果表明母亲个人和家庭特征与儿童死亡率性别差异有一定的关系, 作用方向与国内外已有的研究结果基本一致<sup>[17~21]</sup>。具体说来, 偏高的女孩死亡风险几乎存在于各种类型的母亲和家庭中, 偏高的女婴死亡风险要高于 1—4 岁女孩。而且以下特征的母亲与家庭, 其女孩相对死亡风险更高: 高生育年龄母亲、汉族母亲、农业职业母亲、农村母亲、核心家庭与无男孩家庭。

#### 四、个人与家庭因素对婴儿早期死亡水平性别差异的影响

图 1 是 1990 年 1 月出生队列到 1990 年 6 月 30 日分性别的存活概率曲线。对于 1990 年 1 月出生队列, 从一开始到观测期结束, 男婴的存活曲线就显著高于女婴, 而且男婴和女婴存活曲线之间的差距随年龄的增长不断增大。这是中国儿童生存性别差异中一个重要特点, 即婴儿自出生后开始, 女婴死亡风险就一直高于男婴。这同其他发展中国家完全不同, Muhuri 和 Preston<sup>[22]</sup> 发现, 在孟加拉国 Matlab 地区婴儿出生 6 个月后, 女婴死亡风险才高于男婴。

对 1990 年 1 月出生队列, 本文分三步逐次建立相应的 Cox 比例风险模型, 分别讨论性别、母亲个人与家庭特征对婴儿生存及其性别差异的影响, 结果见表 8。

模型 1 分析了性别对婴儿生存的粗影响。它表明, 婴儿死亡风险在性别上有显著差异, 女婴在前 5 个半月中的死亡风险要比男婴平均高 33%。这个结果与图 1 所描述的结果是完全一致的, 所不同的是模型 1 给出了平均的死亡风险性别差异, 而图 1 给出了随时间变化的死亡风险性别差异。

模型 2 是在模型 1 的基础上, 加入了母亲个人和家庭特征变量。在加入新的因素后, 性别对婴儿生存的影响增加了, 在出生后前 5 个半月内, 女婴的死亡风险比男婴平均高 39%。就个人因素而言, 少数民族母亲的婴儿死亡风险高于汉族母亲; 母亲教育水平的提高能降低婴儿死亡风险; 不在业母亲的婴儿死亡风险最低。就家庭因素而言, 大家庭的婴儿死亡风险显著低于核心家庭; 没有男孩的家庭中的高孩次婴儿死亡风险显著高于一孩。

模型 3 在模型 2 的基础上, 加入了一系列性别和母亲个人与家庭特征的交叉效应项。同模型 1 与模型 2 不同, 模型 3 的目的在于分析哪些个人与家庭因素会显著影响婴儿生存性别差异, 也即在具有何种特征的母亲和家庭中更易发生对女婴的歧视而影响女婴生存。在加入了性别交叉项后, 母亲个人与家庭因素中的民族、教育与孩次及已有孩子性别结构仍然对婴儿死亡风险有显著的影响。在那些交叉项中, 除生育年龄和居住地外, 其他因素与性别的交叉效应均有一定显著性。这说明汉族、非农业、不识字的母亲以及大家庭, 其女婴死亡风险显著高于男婴, 也即尽管偏高的女婴死亡水平在各种人群中均存在, 但它更易在上述特征的母亲人群与家庭中出现, 性别歧视是有选择性的, 集中于没有男孩家庭中的女婴和高孩次女婴。此外, 对于那些家庭中没有男孩的三孩及以上孩次的女婴其死亡风险更高, 她们的死亡风险显著高于相同家庭特征的男孩风险, 反映出我国存在非常严重的女婴生存劣势。

表 8 1990 年 1 月出生队列在出生后 5 个半月内的生存风险

	Cox 比例风险模型		
	模型 1	模型 2	模型 3
<b>个人因素</b>			
<b>性别</b>			
女	0.284(1.328)**	0.332(1.394)**	0.613(1.846)
<b>母亲因素</b>			
<b>生育年龄</b>			
20—27		-0.161(0.851)	-0.105(0.900)
28+		0.033(1.034)	0.460(1.585)
<b>民族</b>			
少数民族		0.429(1.635)***	0.778(2.176)***
<b>文化程度</b>			
小学		-0.508(0.602)***	-0.195(0.823)
初中		-0.537(0.584)***	-0.482(0.617)*
高中及以上		-0.749(0.472)**	-0.567(0.567)
<b>职业</b>			
农业		-0.116(0.890)	0.110(1.116)
不在业		-0.657(0.518)*	-0.219(0.803)
<b>居住地</b>			
农村		0.292(1.340)	0.118(1.125)
<b>家庭因素</b>			
<b>孩次与已有孩子性别结构</b>			
二孩、已有男孩		-0.288(0.750)	-0.608(0.544)*
二孩、已有女孩		0.515(1.674)***	0.068(1.070)
三孩+、已有男孩		-0.033(0.967)	-0.539(0.583)+
三孩+、只有女孩		0.489(1.631)*	-0.593(0.553)+
<b>家庭类型</b>			
多代户		-0.227(0.797)*	-0.036(0.965)
<b>性别与其它因素交叉效应</b>			
女性×生育年龄 20—27			-0.097(0.908)
女性×生育年龄 28+			-0.758(0.469)
女性×少数民族			-0.590(0.555)*
女性×小学文化程度			-0.589(0.555)*
女性×初中文化程度			-0.056(0.945)
女性×高中以上文化程度			-0.339(0.713)
女性×农业职业			-0.447(0.640)
女性×不在业			-0.934(0.393)+
女性×农村居住地			0.368(1.445)
女性×二孩、已有男孩			0.607(1.835)+
女性×二孩、已有女孩			0.859(2.360)**
女性×三孩+、已有男孩			0.928(2.529)*
女性×三孩+、已有女孩			2.020(7.538)***
女性×多代户家庭			0.377(0.686)+
-2lnL	7538.862	7441.098	7394.343
样本数	20127	20127	20127
存活人数	19746	19746	19746

注：(1)括号内数字为风险比；

(2)+、\*、\*\*、\*\*\* 分别指在 0.1、0.05、0.01、0.001 水平上显著

总之,模型 1—3 的结果说明,对于 1990 年 1 月出生队列,男婴的死亡风险要远低于女婴,而且母亲个人与家庭因素对婴儿死亡风险及其性别差异有重要的影响。对女婴的歧视是有选择性的,它更易发生在汉族、农业和低文化程度的母亲和没有男孩的家庭中,歧视对象集中于没有哥哥的二孩及以上孩次女婴。这些结果与第 3 部分按个人与家庭因素的儿童生存性别差异的结果略有不同。

### 五、小结

母亲个人与家庭因素对儿童生存风险的性别差异有十分重要的影响。与其他发展中国家相比,中国偏高的女孩死亡风险出现在生命周期的更早阶段,即出生后 1 个月内已很显著,且婴儿段更加严重。同时,这种现象几乎在所有特征的母亲与家庭中普遍存在。性别歧视是有选择性的,没有男孩的家庭中的高孩次女孩更容易遭到歧视,从而死亡风险更高。总的来说,母亲自身素质的提高有助于降低儿童特别是女孩的生存风险。因此,目前要降低偏高的女孩生存风险,除提高母亲乃至整体人口素质外,要严格控制多孩生育,重点保护无男孩家庭的女孩生存。而彻底改善女孩的相对生存状况根本上需要消除男孩偏好。受人口普查数据的限制,一些重要的个人与家庭因素如收入、医疗保健、食物与营养等,本文尚未涉及。这需要更详细的微观调查和微观研究来补充。

### 参考文献:

- 1 郝虹生等. 性别与其它因素对中国儿童早期死亡率的影响. 中国人口科学, 1994(1)
- 2 李树茁, M. W. Feldman. 中国婴幼儿死亡水平的性别差别: 水平、趋势与变化. 中国人口科学, 1996(1)
- 3 李树茁, Das Gupta. 性别歧视和婚姻挤压: 中国、韩国和印度的比较研究. 中国人口科学, 1998(6)
- 4 同 2
- 5 Das Gupta, Monica, and Li Shuzhuo. Gender Bias and Marriage Squeeze in China, South Korea and India 1920—1990: The Effects of War, Famine and Fertility Decline. *Development and Change*. Forthcoming, 1999
- 6 同 2
- 7 同 1
- 8 Ren, S Xinhua. Sex Differences in Infant and Child Mortality in Three Provinces in China. *Social Science and Medicine*, 1995, 40(9): 1259 ~ 1269
- 9 李南、孙福滨. 死亡漏报的一种新的估计方法. 人口研究, 1994(5)
- 10 李树茁. 80 年代中国人口死亡水平和模式的变动分析. 人口研究, 1994(3)

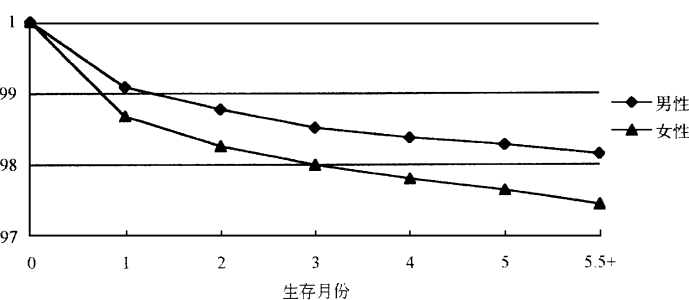


图 1 分性别的 1990 年 1 月出生队列存活曲线

- 11 李树茁, 朱楚珠. 中国儿童生存性别差异的研究与实践. 课题研究报告, 1998
- 12 同 10
- 13 Muhuri, Pradip K, and Samuel H. Preston. Effects of Family Composition on Mortality Differentials by Sex among children in Matlab, Bangladesh. *Population and Development Review*, 1991, 17(3): 415 ~ 434
- 14 同 11
- 15 Das Gupta, Monica. Selective Discrimination Against Female Children in Rural Punjab, India. *Population and Development Review*, 1987, 13(1): 77 ~ 100.
- 16 同 13
- 17 同 1
- 18 同 15
- 19 同 13
- 20 Li Yongping. Sex Ratios of Infants and Relations with Some Socioeconomic Variables: The Results of China's 1990 Census and Implications. Paper Presented at the International Seminar on China's 1990 Population Census, 1992, October 19 ~ 23, Beijing.
- 21 同 8
- 22 同 13