

# 婚居模式对农村妇女生育 孩子性别的影响\*

张现苓 翟振武

**【摘要】**文章利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据分析婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响。结果显示,与夫妻独立居住相比,与公婆同住的妇女生育男孩的比例更高,与女方父母同住则影响不显著;从孩次上看,婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响主要集中在二孩及以上孩次生育中。从不同地区看,出生性别比在 110~120、120 以上的三类、四类地区婚居模式的影响更为明显。此外,农村妇女的受教育程度对其生育孩子性别的影响表现为倒 U 形;已育孩子性别结构显著影响妇女再次生育时的孩子性别;参加养老保险的妇女生育男孩的比例明显更低。

**【关键词】**婚居模式 出生性别 孩次

**【作者】**张现苓 中国人民大学社会与人口学院,博士研究生;翟振武 中国人民大学社会与人口学院,教授。

与中国传统的父权、夫权的社会文化、制度环境相对应,在婚姻家庭中一直占主流地位的婚居模式是“从夫居”模式。但是,近几十年中国家庭结构发生了明显变化,夫妇核心家庭比例显著提高(王跃生,2006),平均家庭户规模缩减,家庭居住模式受到冲击。传统的“从夫居”婚居模式虽仍占很大比例,但“新户居”(夫妇不与双方父母居住、独立成户)及“从妻居”(与女方父母同住)比重日渐上升,一些特殊地区“招赘婚姻”盛行,比例甚至高达 18.5%(严福梅,1995)。在此背景下,研究根植于中国传统文化的婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响有重要意义。

## 一、相关文献回顾

针对中国出生人口性别比失衡现象,有学者从文化的角度进行了研究。刘爽(2006)认为,在中国男孩具有女孩不具备的家庭和社会价值,“男孩偏好”是一种源于家庭制度和个

\* 本研究为教育部社科司重大课题攻关项目“中国性别失衡与社会稳定研究”(项目批准号:08J2D0025)的阶段性成果。

体行为模式、制度化的社会价值取向。受中国数千年来“不孝有三,无后为大”的儒家文化、氏族制度、宗法制度的影响,男孩偏好强烈,尤其是在农村地区,类似观念束缚着人们的生育行为,影响家庭在生育决策时的性别选择偏好(李冬莉,2000)。从文化因素的具体体现看,一个十分重要的文化传统体现就是婚嫁模式。严福梅(1995)认为嫁娶与招赘两种婚嫁模式下妇女对子女性别的偏好存在显著差异,嫁娶模式下妇女的男孩偏好更强。在这种婚嫁模式下女儿出嫁后不仅不能给家里带来经济效用,而且还可能从家里带走一部分嫁妆,而生男孩不仅意味着家庭劳动力没有丧失,同时还带来新的劳动力和财产(辜胜阻、陈来,2005)。靳小怡等(2004)针对陕西省3个村的调查得到同样的发现,在“男到女家落户”、“上门女婿”、“入赘婚姻”等婚姻形式盛行的地区男孩偏好并不明显,而盛行嫁娶婚姻的地区则存在明显的男孩偏好。“男到女家”的婚居模式可以有效改变生育观念,降低和削弱男孩偏好(陈军、吴洁,2011)。

以往关于婚居模式对出生性别的影响多集中于根据对部分盛行“招赘婚姻”的地区展开的实地调查进行分析,区域性研究较多,缺乏利用全国数据进行的实证分析。此外,以往研究均是针对孩子总出生性别比的研究,缺少对孩次的细分,不能看出婚居模式对不同孩次出生性别比的影响。本文利用2005年全国1%人口抽样调查数据,分孩次研究不同婚居模式对孩子性别比的影响,比较不同孩次间婚居模式影响的方向及大小,并观察婚居模式影响在不同区域之间是否存在差异,有助于更加清晰地认识婚居模式对妇女生育孩子性别的影响。

## 二、研究假设、数据和方法

### (一) 研究假设

由于父母与子女的代际互动是婚居模式对妇女生育行为产生影响的重要途径,尤其是在子女与父母共同居住的大家庭中,代际互动对子女一代生育行为的影响更加明显(杨菊华,2007)。基于此,本文分析婚居模式对妇女生育孩子性别的影响的因果假设在于:与独立居住的夫妻相比,与父母同住的夫妻在日常生活中与父母一代的互动更加频繁和直接,更容易受到父母一代“重男轻女”、“传宗接代”等传统生育观念的影响。这种影响通过日常的代际互动直接或间接地影响妇女的生育观念和行为,使两代人的生育观念趋同倾向更强。此外,在与父母同住的家庭中,妇女会希望通过生育男孩来提高个人在家庭中的地位,更倾向生育男孩。综上所述,本文提出的研究假设为,与公婆同住的农村妇女生育男孩的比例显著高于夫妻独立居住和与女方父母同住的农村妇女。

### (二) 数据来源及样本选择

在利用2005年全国1%人口抽样调查数据进行分析前,需要对数据进行处理以甄选出符合条件的样本。根据调查问题中与户主关系、性别和调查时点居住地将妇女的居住信息与其父母和公婆的居住信息进行匹配,确定妇女的婚居模式;根据调查问题中“最近一年生育状况”确认妇女的生育信息。由于本文侧重分析居住模式对不同孩次的影响,而城市地区

一孩以上生育较少,故剔除城市样本,仅考虑农村样本。最终本文共筛选出样本 19 551 人。

### (三) 因变量设置

根据妇女在调查前一年是否生育及子女性别等信息,设定因变量为调查前一年妇女所生育子女的性别。该变量为二分类变量,取值 0 表示出生婴儿性别为女,取值为 1 表示性别为男。在中国,不同孩次的出生性别比异常程度不一,孩次越高出生性别比也越高(陈卫、吴丽丽,2008)。因此在研究妇女婚居模式对其生育孩子性别影响时,有必要对所生育孩子的孩次进行细分。因此,本文对因变量进行进一步处理,根据妇女生育孩子的孩次及性别,得到不同孩次的性别变量(具体分为一孩性别和二孩及以上性别,均为二分类变量)。

### (四) 自变量

妇女婚居模式是本文的主要自变量。这里将妇女婚居模式划分为:夫妻独立居住、与父母同住和与公婆同住三类。在总样本中“夫妻独立居住”的样本量为 9 883 人,占总样本的 50.55%,是农村妇女婚后的主要居住方式;“与公婆同住”的样本量为 8 383 人,占 42.88%;“与父母同住”的样本量为 1 285 人,仅占 6.57%。以往研究表明,妇女已生育孩子的性别结构是影响孩子性别及性别偏好的重要因素,如“纯女户”家庭显著高于“纯男户”(王广州、傅崇辉,2009)。因此,本文对妇女在调查前生育的孩子性别结构进行定义和分类,将该变量设定为六类:取值 0 表示没有孩子,1 表示只有女孩,2 表示只有男孩,3 表示男、女孩数量一样,4 表示男孩多于女孩,5 表示女孩多于男孩。

由于中国出生性别比在不同地区之间存在较为明显的差异,同时本文使用的数据为 2005 年人口抽样调查数据,本研究根据《2005 年全国 1%人口抽样调查资料》,对各地区进行分类:出生性别比在 103~107 的省份定义为第一类地区,108~110 的省份定义为第二类地区,110~120 的省份定义为第三类地区,120 以上的省份定义为第四类地区<sup>①</sup>,并将该变量作为控制变量纳入模型。另外,妇女年龄、受教育程度、户口、民族、工作情况及社会保障情况等变量可以反映妇女的社会经济状况,也可能对妇女的生育观念和行为产生影响,因此有必要将其纳入模型。

### (五) 方法

本文主要利用描述统计和 Logistic 回归方法分析妇女婚居模式对其生育孩子性别的影响。在描述统计中,先利用双变量分析法分析重要自变量与孩子性别之间的关系,初步观察各个变量对孩子性别的影响方向及强度。但是,双变量分析仅能反映两个变量之间的关系,这种关系还可能受到其他变量的影响,因此,本文还将建立二分类 Logistic 回归模型,观察

<sup>①</sup> 根据出生性别比水平对各省进行分类依据《2005 年全国 1%人口抽样调查资料》(国家统计局,2006)表 8-1。第一类地区仅包括西藏,由于样本量较小(247),进行回归分析结果不可靠,后文在进行回归分析时将此类删去;第二类包括吉林、新疆、辽宁 3 个省份,样本量为 1 133;第三类包括黑龙江、宁夏、重庆、云南、浙江、山东、甘肃、四川、山西、青海、内蒙古、北京、河北、广西、天津和广东 16 个省份,样本量为 11 914;第四类包括上海、海南、河南、福建、江苏、贵州、湖南、湖北、陕西、安徽和江西 11 个省份,样本量为 6 257。

在控制了一些变量后主要自变量对因变量的影响。

在分析婚居模式对妇女生育孩子性别的影响时,如果父母存在一定的男孩偏好,在妇女生育男孩后搬入其家庭提供孩子照料帮助,生育女孩则分开居住,这时观察到的婚居模式与孩子性别之间的关系可能不是因果联系,从而对文章的分析基础提出挑战。为验证这种情况不会对文章的分析框架产生致命影响,本文利用双重差分,针对不同孩次妇女生育孩子的性别与婚居模式进行回归分析。假若父母一代,尤其是公婆,因妇女生育男孩而进入其家庭同住是普遍存在的,那么在妇女的各孩生育中都应该有所体现。文章分别针对妇女的不同孩次生育进行模型分析,对比不同孩次下的差异,若不同孩次间差异显著,可推断认为公婆因妇女生育男孩、为提供照料而增加同住的情况并不会影响本文结论的方向性。

### 三、数据结果与分析

#### (一) 样本描述

##### 1. 不同婚居模式下妇女年龄分布

从年龄维度看,与父母同住和与公婆同住的农村妇女样本的年龄分布十分接近(见图)。夫妻独立居住的农村妇女年龄分布相对分散,呈梯形分布。

##### 2. 不同婚居模式下的孩次分布

从不同婚居模式下的孩次分布看,与父母同住的农村妇女和与公婆同住的农村妇女生育孩子的孩次分布非常类似,但与夫妻独立居住的妇女差异显著(见表1)。

##### 3. 婚居模式与地区

在二至四类地区中,夫妻独立居住均是农村妇女婚后居住的主要方式,其次为与公婆同住,与父母同住的比例最小。这三类地区不同婚居模式的比例分配非常接近。

#### (二) 双变量分析

根据研究问题,对农村妇女婚居模式与生育孩子性别进行双变量列联表分析。分析结果显示,对孩次细分前,不同婚居模

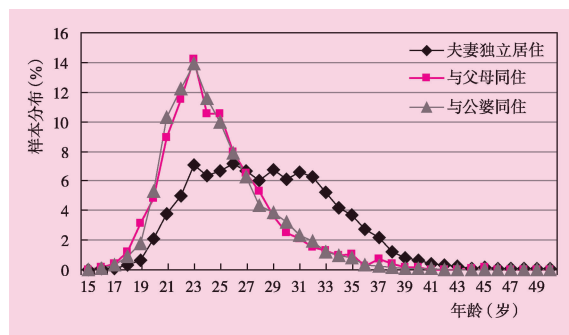


图 不同婚居模式下妇女的年龄分布

表 1 不同婚居模式下的孩次和婚居模式分布

居住模式	一孩		二孩及以上		第二类		第三类		第四类		总体	
	样本量	百分比	样本量	百分比	样本量	百分比	样本量	百分比	样本量	百分比	样本量	百分比
夫妻独立居住	4329	43.80	5554	56.20	598	52.78	6124	51.40	3047	48.70	9883	50.55
与父母同住	992	77.20	293	22.80	65	5.74	808	6.78	354	5.66	1285	6.57
与公婆同住	6452	76.97	1931	23.04	470	41.48	4982	41.82	2856	45.64	8383	42.88
总体	11773	60.22	7778	39.79								

注:第一类地区样本量较小,表中未列出。

式下农村妇女生育男孩的比例非常接近,差异较小(见表2)。细分后可以看出,在一孩生育中,不同婚居模式下农村妇女生育男孩的比例很接近,出生性别比水平相当,属于轻微失衡,可以初步判断婚居模式对一孩的性别不存在显著影响。在二孩及以上生育中,不同婚居模式下农村妇女生育男孩的比例差异明显,通过卡方检验,可初步判断婚居模式与二孩及以上孩次性别之间存在关联。夫妻独立的农村妇女生育男孩的比例相对最低(56.49%),与父母同住的妇女其次(57.20%),与公婆同住的农村妇女生育男孩的比例最高(62.09%)。相比一孩生育,在任一种婚居模式下,二孩及以上孩次生育中农村妇女生育男孩的比例均明显提高,与公婆同住的农村妇女提高最明显,增加了近10个百分点(见表2)。

表2 不同婚居模式下妇女生育男孩的比例

居住模式	合计		一孩		二孩及以上	
	男孩比例(%)	性别比	男孩比例(%)	性别比	男孩比例(%)	性别比
夫妻独立居住	55.03	122.38	52.59	110.95	56.49	129.84
与父母同住	53.00	112.77	51.89	107.87	57.20	133.64
与公婆同住	54.67	120.61	52.43	110.23	62.09	163.75

### (三) 回归分析

通过对妇女婚居模式与不同孩次性别的双变量分析可知,不同婚居模式对孩子性别的影响不同。夫妻独立居住和与父母同住的妇女生育男孩的比例相对较小,在整体上表现为出生性别比失衡程度较小;与公婆同住的妇女生育男孩的比例较大,对出生性别比异常偏高的推动作用更强。孩次不同,婚居模式对孩子性别的影响不同,尤其是与公婆同住,对二孩及以上孩次的影响显著增强。但由于列联表分析不能控制其他变量,这种关系并不是独立的,因此下面将建立 Logistic 回归,分析在控制了妇女的个人社会经济特征、已育孩子性别结构等变量后,婚居模式对孩子性别的影响。

#### 1. 婚居模式影响的孩次差异

从表3可以看出,在控制了妇女的个人社会经济特征变量后,不同婚居模式对妇女生育孩子性别的影响方向及强度不同。与夫妻独立居住的妇女相比,与父母同住的农村妇女生育男孩的比例提高了1.8%,与公婆同住的妇女生育男孩的比例提高了6.4%。不论是与夫妻双方哪方父母同住,都增加了农村妇女生育男孩的概率,其中与公婆同住的影响更加明显。回归结果验证了本文的研究假设,与理论分析结果一致。夫妻独立居住的农村家庭,在日常生活中妇女自主性更强,受到来自父母一辈的约束和影响更少,因此生育男孩的欲望相对较弱。而与父母同住的妇女,更可能受到来自父母的影响和督促,生育男孩的欲望相对较强。与公婆同住的妇女,不仅会受公婆在日常生活中更为强烈和直接的影响,妇女在家庭生活中面临的挑战和压力也强于另外两种婚居模式下的妇女,为获得在家庭中的话语权、提升家庭地位,妇女更希望生育男孩,因此,这类家庭中的妇女生育男孩的概率最大。

其他变量也会影响农村妇女生育孩子的性别。如年龄每增加1岁,生男孩的概率下降

1%。观察妇女的生育史可以发现,年龄越大的妇女,已经生育过男孩的比例越高,如30岁以下的农村妇女在调查前已育男孩的比例仅有10.7%,40岁及以上的农村妇女52.9%都已生育过男孩。因此,对于年龄较大的农村妇女而言,已育男孩的历史生育行为部分满足了其男孩偏好,在大样本中表现出生育男孩的比例随年龄增加出现轻微下降,但这并不代表妇女的男孩偏好随年龄增加而下降。妇女的受教育程度对生育孩子性别的影响

较为复杂。与小学及以下受教育程度的妇女相比,初中受教育程度的妇女生育男孩的概率增加了8.6%,高中及以上文化程度的妇女生育男孩的比例与小学及以下文化程度的妇女差异不显著。妇女受教育程度与生育孩子的性别之间并非单调递增的过程,而是呈倒U形关系。在调查前妇女已育孩子的性别结构是影响农村妇女生育孩子性别的另一重要因素。回归结果表明,中国农村妇女对孩子的性别偏好是有条件和非单调的,并非一味追求男孩,在有了男孩后妇女也希望能够生育女孩,实现“儿女双全”的生育意愿。其他变量,如妇女的户口性质、民族、社会保障情况等对因变量的影响均不显著。

模型1并未区分孩子的孩次,模型2、模型3分别以一孩性别、二孩及以上孩子性别作

表3 婚居模式对不同孩次孩子性别影响的二分类 Logistic 回归模型结果

变 量	模型 1		模型 2		模型 3	
	发生比	标准误	发生比	标准误	发生比	标准误
婚居模式(夫妻独立居住)						
与父母同住	1.018	0.065	0.988	0.072	1.003	0.133
与公婆同住	1.064*	0.036	0.997	0.041	1.204***	0.072
年龄	0.990***	0.004	1.006	0.005	0.983***	0.006
民族(少数民族)						
汉族	1.026	0.044	0.992	0.057	1.056	0.070
受教育程度(小学及以下)						
初中	1.086**	0.037	1.100**	0.050	1.042	0.053
高中	1.045	0.071	1.005	0.079	1.100	0.168
大专及以上	1.037	0.204	1.054	0.225	0.649	0.345
是否工作(没有工作)						
有工作	0.974	0.031	0.950	0.037	1.042	0.058
地区类型(第四类)						
第二类	0.848**	0.058	0.983	0.086	0.665****	0.072
第三类	0.862****	0.028	0.928*	0.038	0.741****	0.040
孩子性别结构(没有孩子)						
只有女孩	2.106****	0.092			2.166****	0.353
只有男孩	0.808****	0.041			0.828	0.137
男、女孩数量一样	1.215	0.149			1.285	0.255
男孩多于女孩	0.129****	0.052			0.141****	0.061
女孩多于男孩	7.034****	1.801			6.910****	2.086
是否参加养老保险(未参加)						
参加	1.060	0.109	1.107	0.135	0.925	0.178
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0243		0.009		0.052	
样本量	19015		11501		7514	

注:括号内为参照组。\*、\*\*、\*\*\*和\*\*\*\*分别表示在0.1、0.05、0.01和0.001的水平上显著。

为因变量,观察妇女婚居模式对不同孩次孩子性别的影响。在模型2中,各变量对孩子性别的影响几乎都不显著,同时模型卡方值和 Pseudo  $R^2$  也非常小,表明模型拟合非常不理想。该回归结果与预期是一致的,中国出生人口性别比的失常在不同孩次之间差异非常显著,一孩出生性别比失衡程度较小,可推论一孩生育性别受人为因素的干扰和影响较弱,妇女个体社会经济特征等对其生育孩子性别的影响不大。

模型3的回归结果表明,婚居模式对农村妇女二孩及以上孩次生育的孩子性别存在影响。模型结果表明,与夫妻独立居住相比,与公婆同住的妇女生育男孩的概率显著增加,增幅达20.4%,该结果验证了本文的研究假设。正如前文所述,在与公婆同住的农村家庭中,妇女作为“外来者”,比夫妻独立居住或者与父母同住的妇女受到的约束更多,想在家庭生活中获得更稳定、更高的家庭地位,通过生育男孩满足公婆“传宗接代”、“传递香火”的愿望更强,同时与公婆同住的妇女,在日常生活中受到来自公婆男孩偏好观念的耳濡目染,这种文化和生活环境通过代际互动作用于妇女自身的生育观念,影响妇女的生育行为。

表3中3个回归模型的结果反映出不同婚居模式对农村妇女生育孩子性别的作用主要表现在二孩及以上孩次生育中,对一孩生育影响并不显著。不同婚居模式对妇女生育孩子的性别影响不一,与公婆同住的农村妇女生育男孩的比例最大,与女方父母同住和夫妻独立居住的农村妇女差异不显著,可见与女方父母同住或者夫妻独立居住可以削弱或者至少不会强化妇女对男孩的性别偏好。

## 2. 婚居模式影响的地区差异

考虑到中国不同区域之间差异显著,出生性别比失衡程度不一,因此有必要对不同地区分别进行分析,观察婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响是否存在区域差异。

表4中分别给出了出生性别比二至四类地区的回归结果,重点考察与公婆同住对不同地区农村妇女生育二孩及以上孩子性别的影响。模型1中,居住模式对妇女生育男孩的影响并不显著,这可能是由于回归的样本量过少,结果不稳定。模型2与模型3为出生性别比中度与重度失衡的地区的回归结果,与夫妻独立居住相比,与公婆同住的农村妇女生育男孩的比例在这两类地区均增加了23.4%,且分别通过1%和10%的显著性检验,即在出生性别比中度和重度失衡的地区,与公婆同住会显著增加农村妇女生育男孩的比例。与模型1对比可见,在出生性别比严重失衡的地区,农村妇女在二孩及以上生育中生育男孩的比例显著增加。

表4的结果显示,农村妇女婚居模式对其生育孩子性别的影响在不同区域间存在明显差异,出生性别比失衡程度较高的地区,婚居模式的影响更为明显,其中与公婆同住的妇女生育男孩的比例更高。前文的列联表分析显示,二至四类地区农村妇女婚后居住模式的分布较为接近,但出生性别比失衡越严重的地区,农村妇女独立居住的比例越低,与公婆同住的比例也明显更高(四类地区高出二类和三类地区约4个百分点)。结合回归结果,可以从一个侧面理解婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响机制。在出生性别比失衡严重的

地区,人们的男孩偏好更为明显,尤其是四类地区,多数为中西部省份(如安徽、河南、陕西、贵州等),社会经济发展相对落后,传统文化观念氛围更为浓厚,这些地区公婆对子女一代生育男孩“传宗接代”的愿望更为强烈,妇女在家庭中的地位可能更弱,更加无法反抗公婆的“权威”,希望通过生育男孩提升其地位

表 4 不同地区婚居模式对农村妇女生育孩子性别影响的二分类 Logistic 回归模型结果

变 量	模型 1(二类地区)		模型 2(三类地区)		模型 3(四类地区)	
	发生比	标准误	发生比	标准误	发生比	标准误
婚居模式(夫妻独立居住)						
与父母同住	0.373	0.258	1.193	0.193	0.775	0.196
与公婆同住	1.033	0.243	1.234***	0.092	1.234*	0.139
年龄	0.997	0.023	0.987*	0.007	0.977**	0.011
民族(少数民族)						
汉族	0.846	0.194	0.998	0.081	1.296*	0.179
受教育程度(小学及以下)						
初中	0.787	0.156	1.098	0.072	0.987	0.094
高中	0.510	0.282	1.272	0.239	0.984	0.314
大专及以上	—		1.032	0.710	1.076	1.360
是否工作(没有工作)						
有工作	1.176	0.242	0.987	0.069	1.138	0.118
孩子性别结构(没有孩子)						
只有女孩	0.552	0.382	2.621****	0.545	1.987**	0.608
只有男孩	0.232**	0.164	1.130	0.237	0.564*	0.175
男孩等于女孩	0.371	0.285	1.697**	0.426	0.848	0.326
男孩多于女孩	0.086*	0.115	0.218***	0.105	—	
女孩多于男孩	2.382	3.098	7.179****	2.525	12.350****	9.744
是否参加养老保险(未参加)						
参加	0.943	0.323	0.886	0.189	0.703	0.339
Pseudo R <sup>2</sup>	0.01		0.041		0.072	
样本量	467		4737		2292	

注:“—”为样本量过少,模型自动剔除。同表 3。

的想法也随之更为强烈,而男孩偏好的整体社会环境氛围挤压妇女在生育时的决策,这些因素共同导致在出生性别比失衡严重的地区,与公婆同住的农村妇女从外界及自身感受到的生育男孩的压力更大,因此也更加倾向生育男孩。

#### 四、主要结论

中国农村地区一直盛行“男婚女嫁”、“嫁女娶媳”的传统习俗,“从夫居”的婚居模式一直占据社会主流,但是伴随着社会经济的发展和人们婚姻观念的变化,妇女婚居模式也在悄然改变,并对妇女生育的孩子性别产生影响。本文通过对不同婚居模式下妇女生育孩子性别分布的观察,得出以下主要结论:

第一,与夫妻独立居住相比,与公婆同住的农村妇女生育男孩的比例明显更高。农村妇女婚居模式通过多种途径发挥作用,影响妇女生育孩子的性别。妇女婚后进入男方家庭生



活,各方面感受到的压力比与自己父母同住或者与配偶独立居住更大,更倾向于通过生育男孩提升自己的家庭地位,与公婆同住,增加了公婆将其“男孩偏好”的理念通过代际传递给妇女的机会和途径,从外部环境影响妇女的生育行为;与公婆同住可以自然实现家庭的传统养老功能,“养儿防老”的观念得以继续延存,但是与父母分开居住,空间距离的存在使得子女对父母的养老支持减弱,或者更多地转变为经济支持形式,这种情况下“养儿防老”与“养女防老”并无本质区别,这也在一定程度上削弱了人们的男孩偏好。

第二,婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响主要表现在二孩及以上孩次的生育中,在一孩生育中作用不明显。我国目前多数农村地区实行“一孩半”政策,对于想要男孩的家庭,第一个孩子为女孩仍有第二次机会,因此即使父母、公婆或者夫妻本身存在强烈的男孩偏好,在一孩生育中更可能是“满怀希望”地“顺其自然”,但在二孩及以上生育中,随着符合政策的生育机会减少,得不到满足的性别偏好愈趋强烈,婚居模式对妇女生育的影响也更为明显。

第三,婚居模式对农村妇女生育孩子性别的影响存在地区差异。与轻度失衡的地区相比,中度失衡和重度失衡的地区,婚居模式对农村妇女生育男孩的影响更显著,其中与公婆同住显著增加了妇女生育男孩的比例。

第四,社会保障参与情况对妇女生育孩子性别有显著影响。模型结果表明良好的社会保障能够在一定程度上对男孩效用产生替代效应,减弱人们对男孩的需求和偏好,可见加强社会保障建设可以减弱农村家庭对男孩的预期效用,降低人们的男孩偏好。这一观念已在中国出生性别比偏高的实际治理工作中得以运用,如广东《计划生育条例》加大了对农村双女户养老保障的支持,通过对这类家庭提供全方位的政策倾斜,在很大程度上抵消了男孩高于女孩的效用,缓解了人们的性别偏好,其出生性别比偏高的问题得到一定程度的改善。

#### 参考文献:

1. 陈军、吴洁(2011):《湖北孙桥镇的“男到女家落户”婚居模式》,《南京人口管理干部学院学报》,第3期。
2. 陈卫、吴丽丽(2008):《外来人口对中国城市地区出生性别比的影响》,《人口学刊》,第2期。
3. 辜胜阻、陈来(2005):《城镇化效应与生育性别偏好》,《中国人口科学》,第3期。
4. 靳小怡等(2004):《婚姻形式与男孩偏好:对中国农村三个县的考察》,《人口研究》,第5期。
5. 李冬莉(2000):《儒家文化和性别偏好:一个分析框架》,《妇女研究论丛》,第4期。
6. 刘爽(2006):《对中国生育“男孩偏好”社会动因的再思考》,《人口研究》,第3期。
7. 王广州、傅崇辉(2009):《中国出生性别比升高的孩次性别递进过程分析》,《人口学刊》,第1期。
8. 王跃生(2006):《当代中国家庭结构变动分析》,《中国社会科学》,第1期。
9. 严福梅(1995):《妇女婚居模式与计划生育相关性研究》,《湖北大学学报(哲学社会科学版)》,第5期。
10. 杨菊华(2007):《中国的婚居模式与生育行为》,《人口研究》,第2期。

(责任编辑:李玉柱)