

人口学综合

农村一孩户再生育意愿研究 ——基于三省农村已婚有偶育龄妇女调查

伍海诚¹, 乔天宇²

- (1. 北京市人民政府研究室, 北京 100744;
2. 北京大学社会学系, 北京 100871)

摘 要: 本文从生育决策行为的序次模式的视角出发, 将农村一男户和一女户的再生育意愿在数量和性别两个维度上进行比较, 使用中国人民大学人口与发展研究中心 2010 年采集的三省六地“家庭及生育状况研究调查”数据, 运用样本选择的 Probit 模型, 对其影响因素进行分析。研究发现一男户和一女户的意愿再生育孩子数量没有显著差异, 都希望再生一个孩子; 二者在意愿再生育孩子性别上表现出显著的差异, 一女户更想再生一个男孩, 而一男户更有可能想再生一个女孩。中国农村中“一儿一女”的孩子结构诉求仍是主流。理想孩子数量与性别结构、婚育新观念等文化因素显著影响再生育意愿。

关键词: 一孩户; 再生育意愿; 序次模式; 样本选择 Probit 模型

中图分类号: C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2013) 06-0030-09

A Study of Rural One-child Family's Reproductive Desire: Based on Surveys of Women of Childbearing Age from Three Provinces

WU Hai-cheng¹, QIAO Tian-yu²

- (1. Research Office of the People's Government of Beijing Municipality, Beijing 100744, China;
2. Department of Sociology, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: This article compares reproductive desire between one-boy-family and one-girl-family based on Sequential Decision Model, using sample survey data of rural women from 3 provinces. Selection Probit Model has been used to analyze the factors associated with reproductive desire. The results show no difference between one-boy-family and one-girl-family in desired quantity of marginal child while huge difference in desired sex. "One Boy and One Girl" is still the ideal children structure for rural women. From the results this article also finds that factors representing culture such as ideal children structure and new sense of marriage, influence reproductive desire significantly.

收稿日期: 2013-05-24; 修订日期: 2013-08-01

作者简介: 伍海诚 (1988-), 广东广州人, 北京市人民政府研究室工作人员。研究方向: 人口、资源与环境经济学。

Keywords: one-child family; reproductive desire; sequential decision model; Selection Probit Model

一、问题的提出

生育意愿是个人在生育子女方面的愿望和要求,包括数量(意愿生育孩子数)、性别(意愿生育孩子性别)和时间(意愿初育年龄和生育间隔)三个维度^[1]。尽管生育意愿和生育行为往往并不一致^[2],但生育意愿是生育观的直接体现,是生育行为的心理基础和动力源泉^[3],对生育行为存在不可忽视的影响^[4],和生育水平的普遍降低有密切关系^[5]。在生育行为抉择模式的应用上国内研究大多属于同步模式假设(One-Decision Model),即假定夫妻在第一个孩子出生以前就已经决定要生几个孩子、什么时候生育,从序次模式假设(Sequential Decision Model)出发对生育行为或生育意愿进行考察的研究较少。序次模式假定生育意愿不是一个恒定的常数,而是一个变数,人们往往在生育了第一个孩子之后才会决定是否生育以及什么时候生育下一个孩子,因为对下一个孩子的成本和收益的评估、婚姻前景、目前孩子质量等因素会对人们再生育下一个孩子的决定产生影响^[6]。序次模式对数据的要求较高,一般需要纵向数据来支撑该模式的论证,因而难以在实际操作中使用,但其视角提供了一个重新审视生育意愿的契机。

本文试图通过对已经育有一个孩子的农村已婚有偶育龄妇女的生育意愿进行考察,以序次模式的视角对比一男户和一女户再生育意愿的异同及其影响因素,分析已生育孩子的性别对于一孩户再生育意愿的影响。一方面,育有一孩的农村已婚有偶育龄妇女是计划生育工作关注的对象,在“一孩半”政策下,一男户已达到政策边界,一女户则还有再生一孩的生育空间,无论是一男户还是一女户,他们的再生育意愿和再生育行为同生育政策之间的博弈密切关系着人口形势的变化;另一方面,这部分育龄妇女已经生育了一个孩子,她们对于生育一个孩子所付出的成本(如分娩的痛苦、经济的付出、抚养的精力、职业发展的滞缓等)以及可能获得的收益(如亲子关系的心理抚慰、家庭与社区的认同、未来的经济和养老保障等)有一定程度的认识,因此,对于生育下一个孩子的打算有着比生育第一个孩子时更为理性、真实,更少“幻想”成分的考虑。询问一个育有一孩的妇女“是否愿意再生一个孩子”和询问一个没有生育过孩子的妇女“是否愿意生两个孩子”,从最终结果所代表的生育数量上来看似乎可以等量齐观,但实际上两种设问情境有着相当不一样的分量。

二、文献回顾

1. 生育意愿状况研究

我国当前农村居民平均意愿生育孩子数已经低于更替水平,但是仍与平均政策生育数之间存在差距。“儿女双全”似乎是农村居民在有条件生育二孩基础上的最高理想,而在只能生一孩的条件下农民的男性偏好强度最大^[7]。“多子多福”观念已被大大削弱,“一个太少,两个正好”则成为了普遍的想法,而恰恰是养育孩子较少的群体内部有更大的比例认为“只生一个孩子太少”,一孩户的这一比例高达70.9%^[8]。城乡居民意愿生育子女数的差异也不断缩小,普遍的理想子女结构为一儿一女^[9],双峰偏好这一新提法也是对生育意愿的数量形式多样化的一个补充^[10]。

在生育底线的探讨方面,“一个男孩”的“农民生育文化边际性”^[11]试图划出一条农民的生育底线。然而“生男即止”虽然突出,但是“生男不止”现象也值得关注,农村地区的生育意愿可以总结为基于“男孩偏好”和“儿女双全”的理想结构,有学者归纳为“两孩至少有一男”的“生育极限空间”^[12]，“男孩偏好”只是生育意愿被生育政策干预和约束后的一种下限表达,实际中国人的“性别偏好”更为复杂^[13]。上述的探讨关注生育意愿的底线位置到底是左一点还是右一点,对于底线条件得到满足之后的进一步生育行动策略未予涉足。本文将对“农民生育文化边际性”的满足是否抑制再生育意愿的一个必要不充分条件进行检验。

2. 生育意愿影响因素研究

(1) 人口经济学经典效用分析框架。西方人口经济学和新家庭经济学理论在分析夫妻生育选择时采用“效用最大化”取向,假设夫妻是理性的“经济人”,对有限的资源进行合理分配和运用以实现家庭效用最大化。莱宾斯坦认为,孩子的成本包括直接成本,如孩子的生活、教育、娱乐等费用,此外还有间接成本,即父母的受教育机会和增收机会的减少,又称“机会成本”(Opportunity Cost);而孩子的效用在于消费、劳动和保险,因为孩子既可以看作一种能给父母带来精神愉悦的耐用消费品,也能视为进行生产增加收入的劳动力,还能作为一座安全的靠山为年老的父母提供养老保障。通过对第 n 个孩子带来的效用和成本进行比较和权衡,一对理性的夫妻能做出是否需要这个边际孩子的决定,这就是“边际孩子理性选择模型”^[14]。伊斯特林提出夫妻生育决策的影响因素有对孩子的需求、可能的孩子数和控制生育的成本^[15]。其他如贝克尔和舒尔茨的理论在框架上与前所述及的研究有异,然而基本假设皆为“效用最大化”,这一理论取向对国内人口研究影响最大^[16]。

(2) 社会学-人类学的文化视角。社会学和人类学关注生育在亲子关系中的社会文化意义而非经典的成本-效用。采取文化视角的研究认为,在中国人,特别是中国农民的生活世界中,生育不能简单看作一宗可以算计的买卖,而是一个生命逻辑中不可或缺的一环,一种不可推卸的生命任务,是对祖先的“还债”,因而生育除了是一种现实性需求,更是一种价值性需求,一种精神性的满足,经济发展所能消解的只是现实性需求,对于价值性部分没有构成实质性削弱^[17~19]。介于从传统向现代转型进程中的农民不是人口经济学经典分析框架所假设的理性的“经济人”^[20],他们的“市场理性”还没有得到充分培养,充其量只是“市场边缘人”,而且生育决策的决定单位并非“个人本位”,而是“家本位”的。农民所生活的社区是由礼俗传统构成的“日常生活世界”和由组织制度构成的“系统世界”的双重叠加^[21]。农民生育需求二重性和农民所处的社区文化环境的二重性不啻是在中国情境中解读生育愿望的一个重要角度。

(3) 其他因素。研究还发现诸如外出、户口、教育、职业、收入、妇女地位等其他影响生育意愿的因素。外出这一变量降低生育率^[22~23],对农村妇女意愿生育数量的减少有显著作用,但对性别偏好的作用微乎其微,或者说外出的妇女意愿生育数量的变迁快而意愿生育性别的变迁是滞后的^[24~25]。户口、职业的影响一直存在,而教育对妇女生育意愿的影响作用不断增大^[26~27]。不同经济收入的妇女对子女的数量、性别、质量和动机都存在显著差异^[28]。妇女社会地位的提高对生育意愿影响不大,而妇女的家庭地位对其则有显著影响^[29]。

三、研究设计

1. 概念界定

(1) 再生育意愿。再生育意愿是人们再生育孩子的意愿和要求,同生育意愿的三个维度相对应,包括意愿再生育孩子数量、意愿再生育孩子性别和意愿再生育孩子时间。由于数据所限且对生育意愿的考察重点在于数量和性别,本文中所指的再生育意愿只包括意愿再生育孩子数量和性别两个维度。问卷设计中在“您现在有几个男孩,几个女孩?”后紧接着提出“您希望再生几个男孩,几个女孩?”而非简单地直接询问“您想生几个男孩,几个女孩?”本调查的设问方式有利于提醒被访者其所面临的已有生育环境和生育空间,以更好地切合序次模式的立意。

(2) 一孩(男/女)户。一孩户是指到调查时点为止只生育有一个孩子(男孩/女孩)的家庭,在本文中用育龄妇女代表一个家庭,一孩(男/女)户即为育有一孩(男孩/女孩)的育龄妇女。

2. 研究假设

一男户已达到“一孩半”政策的边界,一女户则还有一孩的空间,二者面临着不同的政策生育空间。基于一男户和一女户在“文化边际性”上得到满足情况的不同,一男户在现有的制度约束及“文化边际性”得到了满足的条件下如果再生育将面临违反政策而带来的经济制裁,由此推断一男户

不愿承担政策风险继续生育，而一女户仍将努力实现“文化边际性”这一底线诉求，故作如下假设。

假设一：一男户和一女户在意愿再生育孩子数量上存在显著差异。

假设二：一男户和一女户在意愿再生育孩子性别上存在显著差异，一女户生男孩的意愿将明显强于一男户。

假设三：已生育孩子性别是一孩户再生育意愿（数量、性别）的重要影响因素，已生育女孩的家庭将不仅更可能希望再生育孩子，而且更可能希望再生育男孩。

假设四：“成本－效益”经济因素对一孩户的再生育意愿发挥影响。

假设五：文化因素对一孩户的再生育意愿发挥影响。

四、数据及方法

1. 数据来源

本研究使用的数据来自中国人民大学人口与发展研究中心 2010 年进行的“家庭及生育状况研究调查”。调查对象为浙江（温州、绍兴）、湖北（黄石、洪湖）、河北（保定、廊坊）三省六市的农村已婚有偶育龄妇女（15～49 周岁），总样本量为 2079，其中一孩户样本量 1176，一男户样本量 772，一女户样本量 404。

2. 数据分析方法

本文先使用列联表分析和卡方检验的方法对一男户和一女户在再生育意愿上是否有显著性差异做出检验，然后建立统计模型考察再生育意愿的影响因素。由于本文关注的是农村一孩户的再生育意愿，因此，非一孩户的样本并没有包含在我们关注的因变量中，若直接将非一孩户从样本中排除，单独对一孩户的再生育意愿建立回归模型进行估计将可能会出现“样本选择偏差”（Sample Selection Bias）的问题，为避免样本选择偏差的发生，使得参数的估计更为准确，本文将采用样本选择的 Probit 模型，分别对一孩户的再生育意愿以及意愿再生育孩子性别这两个因变量建立模型。

样本选择模型是由计量经济学家 Heckman 在 1979 年首次提出的，其模型的基本形式为：

$$E(y_i | z_i = 1, x_i, w_i) = x_i' \beta + \rho \sigma \lambda(w_i' \gamma)$$

其中， λ 代表逆米尔斯比率。

该模型由两部分组成，第一部分为选择模型，通过 Probit 模型估计 $w_i' \gamma$ ，得到逆米尔斯比率，并将其放入回归模型加以“控制”，利用普通最小二乘法（OLS）求解回归模型的参数，回归模型即为样本选择 Heckit 模型的第二部分，这样一种参数估计的方法即为海克曼（Heckman）的两步估计法。

上述的样本选择 Heckit 模型主要是对线性回归的扩展，它要求模型左边的因变量为连续型变量，而如果方程左边的变量为分类变量，建立模型的方法自然也就有所差异，不过基本逻辑类似，样本选择 Probit 模型是对其进一步的拓展，不仅使用一个 Probit 选择模型，还有一个 Probit 结果模型。该模型使用最大似然法进行参数估计。

3. 变量

（1）因变量。本研究涉及到的主要因变量有以下两个：①一孩户意愿再生育数量：1 = 再生育一孩；0 = 不再生育。②一孩户意愿再生育一孩性别：1 = 男；0 = 女。

（2）解释变量。①社区压力：农村差序格局中的人际网络会形成一种评价网络，对网络中的个体施加评价压力^[30]。选用问卷中的“村里没有儿子的妇女是否会被人瞧不起”作为衡量社区文化的评价对妇女形成压力的指标。②婚育新观念：选用“您是否接受自己的儿子去做上门女婿”作为反映育龄妇女是否具有婚育新观念的指标。③成本－效益比较：使用“您认为现在父母与儿子之间是父母投入多还是儿子/女儿回报多”构造一个孩子的成本－效益分析指标。④理想孩子结构：理想孩子结构是对家庭孩子数量、性别结构的理想化表述，和“生育极限空间”不同，反映农村妇女的最佳心理预期而非压力下的有限选择。对问卷中“您认为一个家庭中最理想的子女组合是几子几女”

进行合并和维度（数量、性别）划分，理想孩子结构反映的结构与模型分析的因变量的维度挂钩。

⑤已生育孩子的性别：作为本文待考察的影响因素，在对一孩户的分析模型中采取逐步进入法放入。

（3）控制变量。模型中纳入了年龄、户口、职业、受教育程度、外出、夫妻年总收入的自然对数值、省份为控制变量。

五、分析结果

1. 变量基本情况描述

分析单位的基本情况如表 1 所示，一孩户多处于 15~29 岁和 30~39 岁年龄段。有意愿再生育一孩的一孩户则相对年轻，且职业以务农为主，其他工作（包括乡村干部）的从业比例和非农户口比例也较高，没有工作的比例和无外出比例是最低的，拥有大专及以上学历的比例也最高。一男户是小学及以下学历比例最高而高等学历和其他工作从业比例最少的，却拥有较高的年收入。愿意再生育一个孩子的一孩户最反对让儿子当上门女婿。一女户理想孩子数较少，愿意再生育一孩的一孩户的理想子女性别结构绝大部分是没有性别偏好的。

表 1 变量基本情况频率分布表 %, 个

自变量	分类项	一孩户	一男户	一女户	意愿再生一孩的一孩户
年龄	15~29 岁	42.5	38.6	49.8	53.9
	30~39 岁	48.3	50.6	44.1	42.9
	40~49 岁	9.2	10.8	6.2	3.2
户口	农业户口	90.9	90.5	91.8	89.2
	非农业户口	9.1	9.5	8.2	10.8
职业	务农	37.2	38.2	35.5	41.5
	务工	30.7	30.6	30.8	25.5
	经商	13.4	13.2	13.9	11.9
	其他工作	4.8	4.6	5.2	15.2
	没有工作	13.9	13.5	14.6	6.0
受教育程度	小学及以下	13.0	14.3	10.6	9.8
	初中	62.4	62.1	62.9	62.3
	高中或中专	18.0	17.9	18.3	19.3
	大专及以上学历	6.6	5.7	8.2	8.7
外出打工	外出	48.3	47.5	49.9	47.1
	无外出	51.7	52.5	50.1	52.9
收入	夫妻年总收入的自然对数值	10.1	10.1	10.0	10.1
社区压力	无子妇女被瞧不起	23.8	24.4	22.8	26.3
	无子妇女不被瞧不起	76.2	75.6	77.2	73.3
婚育新观念	接受儿子当上门女婿	40.6	41.5	38.9	37.4
	不接受儿子当上门女婿	51.7	55.6	43.8	57.4
	其他	7.7	2.9	17.3	5.2
成本-效益	子女回报大于投入	9.8	9.7	10.3	9.8
	子女回报小于投入	74.7	73.9	76.1	74.3
	子女回报视性别而定	15.5	16.4	13.6	14.9
理想孩子数	一个	31.5	31.0	32.4	—
	两个	68.5	69.0	67.6	—
理想孩子性别	偏男	—	—	—	3.2
	偏女	—	—	—	3.6
	无偏	—	—	—	93.2
已生育孩子性别	已生育男	65.6	—	—	65.5
	已生育女	34.4	—	—	34.5
省份	浙江	37.1	35.1	40.8	23.8
	湖北	29.7	32.2	25.0	37.1
	河北	33.2	32.7	34.2	39.2
样本量		1176	772	404	623

注：夫妻年总收入的自然对数值为连续变量，取其均值。

2. 一男户和一女户的再生育意愿有差异吗? ——二者的差异性检验

对一男户和一女户的再生育意愿的两个维度分别进行列联表分析和卡方检验(见表2)。发现一男户和一女户的意愿再生育孩子数量并没有显著差异,而意愿再生育孩子性别则有显著差异,否定了假设一。具体来说,“再生一个”是一孩户再生育意愿数量维度的主流表达。而一男户和一女户的意愿在生孩子性别上的显著差异支持了假设二,一女户的再生男意愿显著强于一男户,同时也可以看到一男户也有较强的再生女意愿。由此关于一男户由于在“文化边际性”上得到满足而导致的再生育孩子数量显著低于一女户的猜想被分析结果否定;而关于一女户追求“文化边际性”而有强烈再生男意愿的推断得到支持。

表 2 再生育意愿频率分布			% , 个
变量	一孩户	一男户	一女户
意愿再生孩子数量			
0 个	41. 71	42. 7	39. 7
1 个	55. 53	54. 5	57. 6
2 个	2. 76	2. 8	2. 7
样本量	1122	749	373
意愿再生孩子性别			
生男	30. 8	1. 6	86. 2
生女	64. 7	93. 9	9. 3
生一男一女（无偏）	4. 5	1. 4	4. 4
样本量	623	408	215

注: 1. 一男户和一女户的意愿再生育孩子数量交互分析, 卡方值为 1.017, Sig 值为 0.601; 2. 一男户和一女户的意愿再生育孩子性别交互分析, 卡方值为 504.821, Sig 值为 0.000。

3. 一孩户还想再生吗? ——意愿再生育一孩的影响因素

依研究设计, 笔者先设定了一个影响农村一孩户再生育意愿的样本选择 Probit 模型, 包括上述所有的自变量与控制变量, 参数估计结果见表3。模型1的回归模型与选择模型之间的相关系数统计检验不显著, 说明不能拒绝两个模型之间相关系数为0的原假设, 因此, 不存在样本选择偏差。对回归模型进行 Wald 检验的结果表明, 年龄、职业、受教育程度、理想孩子数这三个变量对意愿再生育一孩有显著影响。具体而言, 在控制其他变量不变的情况下, 随着受访育龄妇女年龄的增加, 想再生育一孩的意愿越来越低。职业为经商的受访育龄妇女意愿再生育一孩的可能性最低, 务工的其次, 职业为务农的受访育龄妇女意愿再生育一孩的可能性最高。受访者的受教育程度越高, 其意愿再生育一孩的可能性就越高。

表3 一孩户意愿再生育数量影响因素样本选择 Probit 模型参数的最大似然估计

变量	模型1		模型2	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
年龄	-0.071 ***	0.010	-0.103 ***	0.019
户口 (1 = 农业)	-0.065	0.186	0.478	0.344
职业 (参照组: 没工作)				
务农	0.118	0.173	0.157	0.174
务工	-0.296 +	0.152	-0.252	0.155
经商	-0.301 +	0.179	-0.263	0.182
其他工作	-0.014	0.312	0.126	0.319
教育程度 (参照组: 大学及以上)				
小学	-0.801 **	0.281	-0.826 **	0.286
初中	-0.540 *	0.243	-0.553 *	0.248
高中	-0.366	0.253	-0.398	0.260
收入的自然对数	0.048	0.041	0.059	0.043
外出	-0.042	0.109	-0.043	0.111
社区压力 (无子被瞧不起)	-0.047	0.122	-0.066	0.123
婚姻新观念 (参照组: 其他)				
不接受儿子做上门女婿	0.277	0.230	0.231	0.241
接受儿子做上门女婿	0.130	0.230	0.073	0.242
成本 - 收益 (参照类: 子女回报视性别而定)				
子女回报小于投入	0.011	0.140	0.028	0.141

表3 一孩户意愿再生育数量影响因素样本选择 Probit 模型参数的最大似然估计 (续)

变量	模型 1		模型 2	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
子女回报大于投入	0.004	0.183	0.008	0.185
理想孩子数				
两个孩子最理想	0.917 ***	0.111	1.341 ***	0.207
已生育一男	-0.069	0.116	-0.220	0.785
省份 (参照组: 河北省)				
湖北	-0.276	0.170	-0.262	0.171
浙江	-0.866 ***	0.174	-0.814 ***	0.176
年龄* 已生育一男			0.040 +	0.021
户口* 已生育一男			-0.762 +	0.399
两个孩子最理想* 已生育一男		-0.608 *	0.244	
截距	2.533 ***	0.619	2.633 **	0.865
选择模型: 已生育一孩户				
年龄	0.272 ***	0.032	0.273 ***	0.032
理想子女数	0.652 ***	0.183	0.646 ***	0.184
截距	-6.825 ***	0.893	-6.837 ***	0.887
Athrho 系数	-3.709	39.317	-5.645	443.624
N	876		876	
BIC	1196.796		1203.639	
df_m	20		23	
Ll	-513.706		-506.964	

注: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

为了考察再生育意愿的可能影响因素对于一男户和一女户是否发挥了不同的作用,笔者将已生育孩子性别与上述各自变量以及控制变量的交互项纳入回归方程进行估计和检验,再逐步剔除没有通过显著性检验的交互项,得到了一个最佳模型(经检验,去掉不显著交互项的模型与加入全部交互项的模型没有显著差别)。结果发现,年龄、户口以及理想孩子数与已生育孩子性别变量有着显著的交互效应:说明年龄、户口以及理想孩子数等因素对意愿再生育一孩的影响在一男户与一女户之间有显著差异。

4. 谁想生男孩?——意愿再生育孩子性别的影响因素

对一孩户的意愿再生育孩子性别影响因素分析(见表4中的模型3)的拟合优度不佳,而加入已生育孩子性别这一变量后,模型的拟合优度大大提高,模型解释力度大大增加(见表4中的模型4),已生育孩子性别对一孩户意愿再生育孩子性别施加了显著影响,一男户有极大可能希望再生女孩,假设三得到证实。接受儿子做上门女婿的一孩户更有可能想再生一个女孩。经济上的成本效益比较和社区压力对意愿再生育孩子的性别没有影响。理想孩子性别、已生育孩子性别和省份对意愿再生育孩子性别影响显著,认为性别结构偏女更理想的家庭有更高的再生育女孩意愿,已经生育一男的不倾向于希望再生育男孩。另外,浙江一孩家庭再生育女孩的意愿更强。

六、结论

1. 再生育意愿并非简单的“生男即止”,“一儿一女”仍是普遍追求

本文所要检验的假设一被拒绝,达到“文化边际性”并不是不再希望生育的充分条件,中国农民的生育意愿不仅仅是“生男即止”,很有可能“生男不止”,本文发现超过半数的一男户仍希望再生一个孩子,几乎没有人想生第三个,可见“生两个”仍是大多数农村育龄妇女的心声。

在意愿再生孩子性别方面,假设二得到证实。不但一女户有明确的再生育性别要求,一男户也有同样强烈的要求,那就是再生女孩。由此可知一孩户普遍希望再得到一个与已有孩子性别相异的孩子。从一男户和一女户的交互列联表卡方检验来看,一男户再生女孩和一女户再生男孩的意愿相比几无二致(见表2),而在一孩(男/女)户的理想子女结构中“一儿一女”占主要地位,尤其是在有意愿再生育的妇女中更是如此(见表5)。已生育孩子的性别是解释再生育意愿的重要因素,假设三得到支持。

表4 一孩户意愿再生育孩子性别影响因素样本选择 Probit 模型参数的最大似然估计

变量	模型 3		模型 4	
	回归系数	标准误	回归系数	标准误
年龄	-0.017	0.026	0.015	0.045
户口 (1 = 农业)	0.367 +	0.206	-0.054	0.469
职业 (参照组: 没工作)				
务农	0.073	0.179	-0.810	0.532
务工	-0.109	0.171	-0.654	0.489
经商	0.182	0.207	0.608	0.553
其他工作	-0.159	0.311	-0.867	0.931
教育程度 (参照组: 大学及以上)				
小学	-0.294	0.282	1.100	0.769
初中	-0.363	0.229	0.234	0.580
高中	-0.320	0.241	0.241	0.614
外出	-0.071	0.130	0.483	0.365
收入的自然对数	-0.113 *	0.051	0.071	0.156
社区压力 (无子被瞧不起)	0.201	0.132	0.404	0.359
婚姻新观念 (参照组: 其他)				
不接受儿子做上门女婿	-0.889 **	0.293	0.712	0.734
接受儿子做上门女婿	-0.971 **	0.310	-0.958	0.661
成本-收益 (参照类: 子女回报视性别而定)				
子女回报小于投入	0.213	0.159	0.519	0.435
子女回报大于投入	0.280	0.215	0.149	0.552
理想孩子性别 (参照类: 无偏好)				
偏男最理想	0.510 +	0.297	0.682	0.695
偏女最理想	0.193	0.317	-1.861 **	0.682
省份 (参照组: 河北省)				
湖北	-0.223	0.157	-0.689	0.424
浙江	-0.215	0.193	-1.708 **	0.586
已生育一男			-5.382 ***	0.780
截距	2.582 **	0.974	1.675	2.178
选择模型: 意愿再生育的一孩户				
年龄	-0.082 ***	0.006	-0.081 ***	0.006
理想子女数	0.644 ***	0.086	0.647 ***	0.085
截距	1.684 ***	0.218	1.679 ***	0.218
Athrho 系数	-0.698 +	0.386	-0.171	0.530
N	1551		1551	
BIC	1959.172		1959.172	
df_m	20		21	
Ll	-1101.753		-884.079	

注: + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

表5 理想孩子结构频率分布表

%

理想孩子结构	一男户 (n = 722)	一女户 (n = 404)	意愿再生育的一 男户 (n = 429)	意愿再生育的一 女户 (n = 225)	一孩户 (n = 1176)
一个孩子, 无所谓男女	24.05	25.44	14.45	12.50	24.53
一个男孩	5.78	0.25	1.66	0.45	3.87
一个女孩	1.18	6.73	0.47	0.89	3.10
两个, 无所谓男女	6.83	11.72	9.48	12.50	8.52
两个, 至少一个男孩	1.45	1.75	1.66	3.13	1.55
两个, 至少一个女孩	1.45	2.99	2.37	4.02	1.98
两个, 一男一女	59.26	51.12	69.91	66.52	56.45

2. “成本－效益”还是“文化视角”？

假设五得到模型支持，文化因素不同程度地影响着一孩户的再生育意愿，特别是理想孩子数量和性别结构这一生育文化观念的最直观反映的指标，对再生育意愿影响显著。

成本－效益经济分析框架是在西方工业社会市场机制完善的情境下提出的，有其特定的社会背景和时代条件，不能指望其完全解释中国农村的情况。成本－效益因素如何找到更好的指标测量，在哪些条件下更有解释力，文化因素和经济因素相互作用的机制是什么，是否在一定条件下发生相互替代，都值得进一步研究。

（感谢中国人民大学社会与人口学院翟振武教授对本文写作的帮助，感谢匿名评审人的宝贵意见，本文曾经在第五届京津冀人口学研究生论坛上宣读，文责自负。）

参考文献：

- [1] 顾宝昌. 论生育和生育转变：数量、时间和性别 [J]. 人口研究, 1992, (6).
- [2] 茅倬彦. 生育意愿与生育行为差异的实证分析 [J]. 人口与经济, 2009, (2).
- [3] 谭克俭. 我国农村居民生育意愿转变分析 [J]. 南京人口管理干部学院学报, 2004, (4).
- [4] 覃民, 李伯华, 齐嘉楠. 育龄妇女生育意愿对生育行为影响的纵向追踪研究 [J]. 中国计划生育学杂志, 2010, (9).
- [5] Morgan, S. P. and R. B. King. Why Have Children in the 21st Century?: Biological Predisposition, Social Coercion, Rational Choice [J]. European Journal of Population, 2001, (17).
- [6] J. R. Udry. Do Couple Make Fertility Plans One Birth at a Time? [J]. Demography, 1983, (2).
- [7] 莫丽霞. 当前我国农村居民的生育意愿与性别偏好研究 [J]. 人口研究, 2005, (2).
- [8] 陈岱云, 高功敬, 于晓丽, 刘静. 生育意愿调查研究报告 [J]. 济南大学学报, 2007, (6).
- [9] 马忠东, 王建平. “子女组合偏好”与选择生育：1990年代中国生育水平下降和子女组合序列的变化 [J]. 人口研究, 2009, (5).
- [10] 李铮. 生育意愿的双峰偏好研究 [J]. 人口研究, 2010, (6).
- [11] 陈震, 陈俊杰. 农民生育的文化边际性 [J]. 人口研究, 1997, (6).
- [12] 李建新. 剩余空间与生育政策挤压 [J]. 人口学刊, 1996, (5).
- [13] 刘爽. 中国育龄妇女的“生育偏好” [J]. 人口研究, 2005, (5).
- [14] Havey Leibenstein. Economic Backwardness and Economic Growth: Studies in the Theory of Economic Development [M]. New York: Wiley Press, 1957.
- [15] 伊斯特林. 生育分析的经济框架 [J]. 计划生育研究, 1975, (3).
- [16] 陈俊杰, 陈震. 农民生育研究：理论的反思与展望 [J]. 人口研究, 1997, (3).
- [17] 陈俊杰. 亲子关系中的代际倾斜与农民生育观念——浙东越村的社会人类学研究 [J]. 人口研究, 1995, (1).
- [18] 解振明. 中国农民生育需求的变化 [J]. 人口研究, 1997, (2).
- [19] 穆光宗. 生育文化的现代化和生育控制机制的转变 [J]. 中国人口科学, 2000, (3).
- [20] 穆光宗, 陈俊杰. 中国农民生育需求的层次结构 [J]. 人口研究, 1996, (3).
- [21] 同 [17].
- [22] 周祖根. 人口迁移流动与生育 [J]. 人口学刊, 1993, (2).
- [23] 陈卫, 吴丽丽. 中国人口迁移与生育率关系研究 [J]. 人口研究, 2006, (1).
- [24] 尤丹珍, 郑真真. 农村外出妇女的生育意愿分析——安徽、四川的实证研究 [J]. 社会科学研究, 2002, (6).
- [25] 刘爱玉. 流动人口生育意愿的变迁及其影响 [J]. 江苏行政学院学报, 2008, (5).
- [26] 陈华, 朱中仕. 从富阳实例看浙江富裕农村育龄妇女生育意愿转变 [J]. 南京人口管理干部学院学报, 1999, (1).
- [27] 李波平, 向华丽. 不同代际育龄妇女生育意愿及影响因素研究——以武汉城市圈为例 [J]. 人口与经济, 2010, (3).
- [28] 黄丽华, 周长洪. 农村家庭经济收入对妇女生育意愿影响研究 [J]. 南京人口管理干部学院学报, 1995, (2).
- [29] 周俊山, 尹银, 潘琴. 妇女地位、生育文化和生育意愿——以拉萨市为例 [J]. 人口与经济, 2009, (3).
- [30] 李银河. 生育与中国村落文化 [M]. 呼和浩特：内蒙古大学出版社, 2009.

[责任编辑 方志]