

# 中西部农村地区婚育人群的生育意愿研究

李建新, 张春泥

(北京大学 社会学系, 北京 100871)

**摘要:** 本文以2002年底国家人口和计划生育委员会对我国中西部地区农村抽样调查数据为基础, 分别对湖北、黑龙江、四川和甘肃四个中西部不同类型地区的农村婚育妇女生育意愿的差异性进行了描述, 并对影响生育意愿的各类因素进行了地区间的对比分析。研究结果表明, 在生育意愿及其影响因素上, 不仅存在着中西部之间的差异, 而且在同一地区内部如西部的四川与甘肃也存在着较大的差异。

**关键词:** 中西部; 婚育妇女; 生育意愿

**中图分类号:** C923    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1000-4149(2010)01-0087-06

## 一、研究问题的提出

国内许多研究表明, 城市居民的生育意愿子女数普遍低于农村居民, 而在理想性别结构上, 城市居民比农村居民表现出更弱的男孩偏好。以往对城乡及东、中、西部地区生育意愿研究的一个基本结论是: 东部地区无论城乡, 其生育意愿最为“现代”<sup>①</sup>, 其次是中西部的城市地区, 而中西部农村地区的生育意愿最为传统。本文将以2002年底国家人口和计划生育委员会对我国中西部地区农村抽样调查数据为基础, 分别对中西部不同类型地区农村家庭户的生育意愿进行多元分析, 以描述和分析中西部之间及其内部农村生育意愿的差异性及各种因素对生育意愿的影响。

## 二、数据与方法

本文的数据来自2002年11月国家人口和计划生育委员会主持的农村计划生育家庭养老保障制度的抽样调查。该项调查采用了分层和整群随机抽样的方法。该调查分别抽取了黑龙江省、湖北省、四川省与甘肃省。在四个省内按照农民人均纯收入高低将各县分为高、中、低三个等级, 在每个等级中随机抽取一个县, 每县调查1000户。调查对象为调查样本点现居住家庭(包括外地迁入, 在本地居住半年以上的家庭)。共调查了1.2万户, 其中有效样本数量为11618份。调查所涉及的研究对象为家庭中至少有一孩的婚育人群, 因此在剔除年龄在20岁以下, 尚未生育

收稿日期: 2009-03-19; 修订日期: 2009-05-17

作者简介: 李建新, 北京大学社会学系教授(其他因素暂缺)。

① 生育意愿的“现代”指晚生、少生、无男孩偏好的生育意愿, 相对于“传统”的早生、多生、有强烈男孩偏好的生育意愿。

的人群以及含缺失值的个案后，最终分析的个案数为 10666 个，占有有效样本量的 92%。

本文研究的因变量是生育意愿。严格地说，生育意愿是由生育数量、生育性别和生育时间三个维度构成的概念<sup>[1]</sup>。在本次调查中，由于没有关注生育时间变量，所以我们仅以理想子女数和理想性别结构测量生育意愿。在我国农村地区，对子女数的理想通常与对孩子性别的理想相联系，因此，本文研究的因变量即农村家庭生育意愿具体操作化作为一个三分类变量：一孩、一男一女、二孩不分男女，这一分类同时包含了生育数量和生育性别的信息。

经济因素用家庭经济水平作为测量指标。一般来说，生活越贫困的家庭越难以负担抚养孩子的经济成本，也越不倾向于持多生育的意愿<sup>①</sup>。

计划生育政策在不同农村地区存在一定差异，对不同类型的农村家庭也设有不同的生育指标。本文用家庭在当地生育政策下允许生育的数量作为对计划生育政策因素的测量指标。

本文中的生育文化特指与生育相关的观念文化和非正式制度（如习俗）。生育需求或生育动机是生育文化的直接反映。我们着重考虑两类生育需求（或动机）：精神性需求和物质性需求。

影响生育意愿的社会人口学变量包括年龄、性别、现有子女数、教育程度和从业类型，这些都是在国内生育意愿研究中屡被提及的变量。这些变量在以往的研究中被证明对生育意愿有着不同的影响。

表 1 给出了自变量在总样本和在中西部四个地区子样本中的分布情况。此外，我们对各自变量与因变量分别进行了卡方检验，结果均在 0.01 水平上显著，即在统计上表明各个自变量<sup>②</sup>与

表 1 各自变量分别在总样本、中西部四个地区农村子样本中的百分比分布 %

变量	总样本 (N = 10666)	四川 (N = 2661)	甘肃 (N = 2601)	湖北 (N = 2744)	黑龙江 (N = 2660)
年龄					
20 ~ 30 岁 (参照组)	12	15	10	7	17
30 ~ 40 岁	40	39	45	39	38
40 岁以上	47	46	45	54	45
性别					
男	56	46	82	50	49
女 (参照组)	44	54	18	50	51
现有子女数					
1 个 (参照组)	47	58	21	56	51
2 个	37	29	55	33	34
2 个以上	16	14	24	11	16
教育程度					
小学及以下 (参照组)	48	53	59	35	44
中学及以上	52	47	41	65	56
从业类型					
务农	86	82	89	84	89
其他 (参照组)	14	18	11	16	11
家庭经济水平					
贫困	14	10	20	10	17
不贫困 (参照组)	86	90	80	90	83
政策生育数					
1 孩 (参照组)	43	68	19	41	45
2 孩及以上	39	15	64	41	36
不知道	18	18	17	18	19
生育需求					
物质性需求	26	20	27	21	38
精神性需求	55	55	68	44	53
其他 (参照组)	19	25	5	35	9
总计	100	100	100	100	100

注：表中各自变量与因变量分别进行卡方检验，均在 0.01 水平上显著。

① 经济因素主要是指微观经济因素，如家庭收入是否能够支付抚养孩子的成本，这不同于宏观社会经济因素降低生育意愿的作用。

② 与因变量进行两两相关检验的自变量包括：年龄、性别、现有子女数、教育程度、从业类型、家庭经济水平、政策生育数、生育需求。

因变量之间存在两两相关关系。

由于因变量是一个三分类变量，本研究将采用多分 logit 模型（Multinomial Logit Model）。该模型可视为是对二项 logit 模型的扩展，但却是“同时对因变量所有类别可能产生的配对进行二项 logit 参数估计”<sup>[2]</sup>。本文最终将建立 5 个多分 logit 模型：第一个是基本模型，是以总样本为基础建立的以生育意愿三分类为因变量的多分 logit 模型，后四个是分地区模型，是根据基本模型，分别以四个地区子样本为基础建立的 4 个多分 logit 模型。本研究使用 Stata 统计软件，关于多分 Logit 模型的具体方法、参数假设和解释请见参考文献<sup>[3]</sup>。

### 三、结果分析

#### 1. 模型筛选

表 2 显示的是调查所涉及的中西部四个省份各自农村生育意愿的百分比分布。在表达生育一孩的意愿上，黑龙江的比例最高，甘肃的比例最低，四川和湖北的比例相同且居中；在表达生育一男一女的意愿上，从高到低依次为甘肃、黑龙江、四川、湖北。在表达无性别结构要求的二孩生育意愿上，依次为湖北、四川、黑龙江和甘肃。经卡方检验，中西部内部各农村地区在一孩和二孩的生育意愿上，以及在二孩性别结构的意愿上存在显著差异。

表 2 2002 年中西部四省份农村生育意愿

生育意愿	百分比分布				%
	四川	甘肃	湖北	黑龙江	
一个孩子	33	7	33	43	
一男一女	39	79	29	44	
两个孩子	27	15	38	13	
总计	99	101	100	100	
样本规模	2661	2601	2744	2660	

注：卡方值 = 1.9e + 03，显著度 = 0.000。

进一步地，我们需要在总样本的基础上构建各因素对生育意愿影响的基本模型。基本模型的确立过程是变量筛选和模型比较的过程，在这一过程中，我们构建了 6 个模型（见表 3），前两个模型是对社会人口学变量的筛

表 3 模型比较

模型类型	说明	似然比卡方	自由度	BIC <sup>①</sup>
1	年龄 + 性别 + 已生育数	1143	10	-1050
2	模型 1 + 教育 + 从业类型	1213	14	-1083
3	模型 2 + 政策生育数	1236	18	-1069
4	模型 2 + 家庭经济水平	1227	16	-1079
5	模型 2 + 生育需求	1481	18	-1314
6	模型 2 + 政策生育数 + 家庭经济水平 + 生育需求	1519	24	-1297
模型对比				
	模型 2: 模型 1	67	4	-33
	模型 3: 模型 2	23	4	14
	模型 4: 模型 2	14	2	4
	模型 5: 模型 2	268	4	-231
	模型 6: 模型 2	307	10	-214
	模型 6: 模型 5	39	6	17

注：所有模型对比结果均统计显著。

选，模型 3 到 5 是在模型 2 的基础上分别加入经济、政策、生育文化变量，模型 6 是综合模型，是在模型 2 的基础上同时加入经济、政策、生育文化变量。根据模型之间的嵌套关系，我们可以比较纳入新变量后的模型与原有模型在解释力上的差别，并根据 BIC 值比较模型与真实数据的拟合程度。经比较，我们将综合模型（模型 6）作为最终选择的基本模型<sup>②</sup>。

① BIC 是贝叶斯信息标准（Bayesian Information Criterion）的缩写，该指标用于评价不同模型的拟合优度。在模型比较中，BIC 值越小的模型越优越。

② 虽然模型 6 的 BIC 值不如模型 5 的 BIC 值小，但模型 6 加入的变量后与模型 5 相比解释力有显著提高，而且模型 6 有较强的理论基础，在这种情况下，仅凭 BIC 值来选择模型过于保守，故我们最终选择了模型 6。

## 2. 基本模型结果分析

最终选择的基本模型是纳入了全部经济、政策、生育文化及社会人口学变量的综合模型，模型结果如表 4 所示，描述如下：

表 4 农村生育意愿的基本模型及西部地区模型

	基础模型	四川	甘肃	湖北	黑龙江
一男一女					
年龄：30~40 岁	0.013	-0.207	-0.822**	0.591**	0.328*
40 岁以上	-0.379**	-0.485**	-1.010**	0.483*	0.336*
性别：男性	0.505**	0.318**	0.308	0.094	0.061
现有子女数：2 个	1.442**	1.573**	1.573**	0.818**	1.131**
2 个以上	1.276**	0.995**	1.284**	0.760**	0.654**
教育：中学及以上	-0.266**	-0.269*	-0.185	-0.171	0.060
从业类型：务农	0.356**	0.556**	0.723**	0.060	0.255
家庭经济：贫困	-0.209**	0.126	-0.486*	-0.255	-0.525**
政策生育数：2 孩	0.129*	-0.481**	0.369	-0.565**	0.279**
不清楚	-0.046	0.066	0.715*	-0.443*	0.089
生育需求：精神性需求	0.524**	0.052	-0.726	0.812**	0.281
物质性需求	0.836**	0.527*	0.103	0.853**	0.168
常数项	-1.083**	-0.795**	1.461**	-1.164**	-1.233**
两个孩子（不分性别）					
年龄：30~40 岁	0.396**	0.188	-0.600	0.466*	0.126
40 岁以上	0.439**	-0.027	-0.693	0.642**	0.137
性别：男性	0.025	0.178	0.272	-0.280**	-0.120
现有子女数：2 个	0.819**	0.870	1.512**	0.705**	1.068**
2 个以上	0.522**	0.742	0.892**	0.752**	0.679**
教育：中学及以上	-0.179**	-0.463	-0.562**	-0.143	0.326*
从业类型：务农	0.348**	0.475	0.891**	0.202	0.557*
家庭经济：贫困	-0.306**	-0.034	-0.416	-0.155	-0.340*
政策生育数：2 孩	0.304**	-0.110	1.053**	0.135	0.714**
不清楚	0.024	-0.028	1.266**	-0.373*	0.206
生育需求：精神性需求	-0.453**	-0.409	-1.354**	0.073	-0.453*
物质性需求	0.043	0.279	-0.649	0.463**	-0.322
常数项	-1.090**	-0.833	-0.230	-0.697**	-2.259**
似然卡方值	1519.80	305.19	187.86	209.04	285.29
自由度	24	24	24	24	24
BIC	-1297	-116	0.868	-19	-96
样本规模	10666	2661	2601	2744	2660

注：基准类：一个孩子。 \*\*表示  $P < 0.00$ ； \* 表示  $P < 0.05$ 。

(1) 在基础模型中，如果以一孩意愿作为基准类，在控制其他变量的情况下，年龄为 30~39 岁者与 20~29 岁参照组相比，在表达一孩意愿还是一男一女意愿上没有差别，但 40 岁以上者却比参照组更倾向于表达一孩意愿。而在表达不分男女的两孩意愿上，年龄越大，越可能表达不分男女的两孩意愿。这说明年龄对生育意愿的影响主要体现在数量上而不是结构上。

(2) 男性比女性更偏好一男一女，但男性在偏好不分男女两个孩子上与女性没有显著差别，这说明性别对生育意愿的影响主要体现在结构上而不是数量上。

(3) 已有子女数对表达一男一女的生育意愿和不分男女两个孩子的生育意愿均有显著正影响：现有子女数为二孩的被访者最倾向于表达一男一女或不分男女两个孩子的意愿，但现有子女数超过二孩时，这种倾向略有降低。

(4) 教育程度为中学及以上者对表达一男一女和不分男女两个孩子的意愿均有显著副影响，即教育程度较高者较倾向于持一孩意愿。

(5) 农业劳动者比非农劳动者更倾向于表达一男一女意愿，同时更倾向于表达不分男女的二孩意愿，这符合我们先前关于农业劳动者生育意愿更传统的假定。

(6) 家庭经济水平对生育意愿的影响也符合我们先前的假定, 家庭经济为贫困者与非贫困者相比, 更不倾向于表达任何有性别结构要求或无性别结构要求的二孩意愿。

(7) 家庭政策生育数为二孩者比政策生育数为一孩者在表达一男一女和不分男女的二孩意愿上有显著影响, 这表明农村生育意愿的表达与政策规定相关联。

(8) 生育的精神性需求和物质性需求均鼓励一男一女的生育意愿。精神性需求与其他生育需求相比更不倾向于鼓励不分男女生育二孩。这表明, 生育的精神性需求和物质性需求对二孩生育意愿的影响均体现在性别构成上。

### 3. 地区模型结果的比较分析

若以一孩意愿为基准类, 在控制其他变量的情况下, 年龄在表达一男一女的生育意愿时在西部两地区和中部两地区中作用相反: 四川模型中, 40 岁以上者表达一男一女意愿的发生比仅是参照组 20~29 岁者的 62% ( $e^{-0.485} = 0.62$ ); 在甘肃模型中, 年龄越大者越不倾向于表达一男一女的生育意愿。相比之下, 中部地区年龄较大者更倾向于表达一男一女的生育意愿。湖北模型中, 30~39 岁者和 40 岁以上者表达一男一女生育意愿的发生比分别是 20~29 岁者的 1.8 倍和 1.6 倍。在黑龙江模型中, 这两个数字均为 1.4 倍。在表达不分男女的二孩意愿上, 年龄变量在四川、甘肃和黑龙江省模型中均不显著, 仅湖北模型中反映出年龄越大越倾向于表达不分男女的二孩意愿。由此可见, 年龄较大者生育意愿较传统的现象主要体现在中部农村, 尤其是湖北。

性别在四个模型中的影响也不同: 在四川模型中, 男性比女性更倾向于表达一男一女的生育意愿, 但两性在表达不分男女的二孩意愿上没有显著差异。在甘肃和黑龙江模型中, 性别对表达一男一女或不分男女的二孩意愿均无显著影响。在湖北模型中, 两性对表达一男一女的生育意愿没有显著影响, 但较之女性, 男性更不倾向于表达不分男女的二孩意愿, 男性表达此意愿的发生比仅是女性的 75%。

在四个地区中, 现有子女数为两个或两个以上者比现有子女数仅为一个者更倾向于表达一男一女和不分男女的二孩意愿。总的来说, 西部两个地区现有子女数为二孩者较之一孩者对二孩的性别结构偏好更强烈, 在四川, 已育有两个及两个以上孩子者在表达一男一女生育意愿的发生比分别是只有一个孩子者的 4.8 倍和 2.7 倍, 在甘肃, 这两个数字分别为 4.8 倍和 3.6 倍。其中, 甘肃农村现有子女数为二孩者较之一孩者对二孩的数量偏好也较强烈。

教育程度的提高显著降低了四川农村的二孩偏好。在四川模型中, 教育程度为中学及以上者表达一男一女和不分男女的二孩意愿的发生比分别仅是小学及以下者的 76% 和 63%。在甘肃模型中, 教育程度对表达一男一女的生育意愿没有显著影响, 但却显著降低了不分男女的二孩意愿。教育程度变量在湖北模型没有显著影响。在黑龙江模型中, 教育程度为中学及以上者甚至比小学及以下者更倾向于表达不分男女的二孩意愿。由此说明, 教育程度的提高对降低中部农村的二孩偏好并不起明显作用。

西部地区的农业劳动者与非农业劳动者相比, 生育意愿较传统。在四川模型中, 农业劳动者表达一男一女和不分男女的二孩生育意愿的发生比分别是非农业劳动者的 1.7 倍和 1.6 倍, 在甘肃, 这两个数字分别为 2.1 倍和 2.4 倍。相比之下, 农业劳动者生育意愿较传统的现象在中部两个地区体现得并不明显。在湖北模型中, 从业类型对两种生育意愿均无显著影响。在黑龙江模型中, 从业类型仅对表达不分男女的二孩意愿有显著影响。由此说明, 农业劳动者生育意愿较传统的现象更多体现在西部农村。

家庭经济水平对四川和湖北农村的生育意愿没有显著影响。对甘肃农村的影响仅体现于表达一男一女的生育意愿上, 即家庭贫困者表达一男一女的生育意愿的发生比仅是家庭不贫困者的 61%。在黑龙江模型中, 家庭贫困者表达一男一女和不分男女的二孩意愿的发生比分别是家庭不贫困者的 59% 和 71%。也就是说, 在四个地区中, 家庭经济拮据更可能对黑龙江和甘肃的二孩

意愿产生制约作用。

在四川和湖北的模型中，家庭政策生育数为二孩者表达一男一女意愿的发生比分别仅是政策生育数为一孩者的62%和57%。在黑龙江和甘肃的模型中，家庭生育数为二孩较之一孩是更促进了二孩意愿的表达，也就是说，宽松的生育政策对黑龙江和甘肃的二孩意愿的影响不同于对四川和湖北的影响。

生育需求对四个地区生育意愿的影响并不相同。在四川和甘肃模型中，精神性需求对表达一男一女的生育意愿没有显著影响，但对表达不分男女的二孩意愿有显著副作用。持物质经济性需求者更倾向于各类二孩意愿。但物质经济性需求在甘肃模型中却对表达各类二孩意愿均无显著影响。在湖北模型中，精神性和物质性需求都更倾向于表达一男一女的生育意愿，但精神性需求对表达不分男女的二孩意愿没有显著影响，持物质性需求者更倾向于表达不分男女的二孩意愿。在黑龙江模型中，精神性需求和物质性需求均对表达一男一女的生育意愿没有显著影响，物质性需求对表达不分男女的生育意愿也无显著影响，但持精神性需求者更不倾向于表达不分男女的二孩意愿。

#### 四、小结与讨论

通过对上述中西部四个地区农村生育意愿差异的分析，我们可以得到以下的初步结论。

其一，总体上讲，中西部各地区在农村生育意愿的具体表现形式上有显著差异。在四个地区中，黑龙江农村居民较倾向于表达一孩生育意愿，甘肃农村居民较倾向于表达一男一女生育意愿，而湖北农村居民较倾向于表达无性别结构要求的二孩生育意愿。

其二，社会人口学诸因素对中西部农村生育意愿的影响方式存在差异。年龄较大者生育意愿较传统的现象主要体现在中部（尤其是湖北）而不是西部。性别的生育意愿在四个地区各不相同。在西部两个地区，现有子女数为二孩者较之一孩者对二孩的性别结构偏好更强烈。教育程度的提高（中学程度及以上）显著降低了西部农村的二孩偏好，但对降低中部农村的二孩偏好不起明显作用。农业劳动者生育意愿的传统现象更多体现在西部农村，而不是中部。

其三，经济因素对四川和湖北农村的生育意愿没有显著影响，而家庭经济拮据较可能对黑龙江和甘肃的二孩意愿产生制约作用。

其四，宽松的生育政策在四川和湖北农村会降低二孩意愿的表达，但在黑龙江和甘肃农村却增加了二孩意愿的表达。

最后，生育文化观念对生育意愿的影响在中西部农村存在内部差异性。

过去不少一般性的研究会笼统地认为提高教育水平、发展经济、制定和宣传生育政策会通过影响人们的生育意愿来影响实际的生育水平，不过在本文中我们则更强调各种影响生育意愿的因素在不同区域中是存在着差异性的，并不是所有的因素对所有地区的生育意愿都有着同等的影响。总之，围绕生育意愿的各种差异性都是值得研究的，而这些研究也必将为今后生育政策的调整提供有益洞见。

#### 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] Long, J. Scott. Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables. SAGE Publications, 1997: 149.
- [3] Powers, D. A. & Yu Xie. Statistical Methods for Categorical Data Analysis. Academic Press, 2000.

[责任编辑 董玉芬]