

# 社区发展对中国农村生育率的影响\*

张晓辉 戴维 W·休斯 克利斯托弗·甘 马国中

[摘要]本文采用逻辑回归模型分析方法检验了农村社区发展程度与家庭规模(或子女数)之间的关系。文章讨论了某些发展指标对家庭规模的影响。结果表明,社区发展水平影响个人对家庭规模的选择,其中一重要因素是对男性后代的偏好,表明了中国农村地区相当缺少社会保障体系。

## 1 前 言

自70年代末,实行经济改革与开放政策以来,中国的经济在城乡地区得到了迅速的发展与增长。尽管有城镇地区经济的快速增长,1990年全国人口普查表明中国仍有79.8%的人口居住在农村地区。虽然1987年中国农村生育率已从历史的高水平降到了每对夫妇3个孩子,但仍高于城市的生育率(Tian等)。根据中国农村人口高比例这一事实,可以说国家人口控制政策的成功依赖于农村地区生育率的进一步下降。

家庭规模的确定受到许多因素的影响。它不仅依赖于家庭及生育妇女自身的社会和经济状态,而且也依赖于家庭及妇女居住所在地的社会、经济环境。

这里我们分析了社区的社会与经济发展对个人在家庭规模选择上的影响。基本的调查数据来源于分布在20个省、市、自治区中的30个村庄,年龄在15岁—60岁妇女的调查问卷。本文选取了其中的1454名年龄在40岁以下的已婚妇女的调查数据作为基本分析数据。文章首先从理论上讨论了经济与社会结构的改变对生育率的影响,然后给出了数据处理过程——一种逻辑回归分析方法。最后文章给出了模型结果的综合性讨论。

## 2 理论架构

在分析经济发展与生育率的关系中道斯高塔(Dasgupta)(1992)已作了基础性的工作。他指出居民对家庭规模的选择是与他们周围相对稳定的环境参数相联系的。这些参数实际是内生变量,并且取决于在整个社会系统中的变化。

在道斯高塔的模型中个人的社会观念起了非常重要的作用。一定社会环境下居民们放弃高生育率的传统文化习俗还是困难的甚至当这种习俗面临明显和不断增长的缺点时也是这样。这样一种观念可能在家庭规模和生育率之间导致一种多面性的社会均衡,社会可能被困扰

\* 本课题是联合国人口基金会资助项目的一部分,但其中观点只代表作者本人。

在一种特殊的均衡中,即“被自己的鞋带缠住了”(Dasgupta P. 351)。高生育率也常常发生在大批的贫困人口中,因为此种情况下孩子往往是一种财产收入(Dasgupta)。

有时一个社会可能冲破多子女家庭和高生育率的习俗束缚。这种情况下受教育妇女往往起了打破传统习俗的先锋作用。而父亲的受教育程度对生育率的影响就令人有更多的疑虑(Yang 1993)。

成功的经济发展政策可能也是生育率下降的一个几乎未预料到的因素。程和 Maxim (1992)讨论到中国城市地区的生育率下降应部分的归功于政府所提供的教育、医疗和其他公共服务事业。这些发展增加了就业机会尤其是妇女的就业机会,同时也极大的削弱了中国多子女家庭的基础。

中国经济发展的另一结果是老年社会保险事业的进展(尤其在城市地区)。社会保险主要以退休金和居民储蓄的方式存在。政府也向城市居民提供了部分社会保险。而目前大部分农村地区老年人还得不到足够的社会保险。

在中国、印度和其它一些传统的社会中,年老父母尤其是母亲的照顾与男性后代之间的关系是值得关注的(Nugent and Gillaspay 1983)。因此社会保险是尤为重要的,因为它的发展减少了男性后代照顾年老父母的必要性。对我们的研究尤为重要的是由程和 Maxim 所作的观察即与农村地区相比城市更易于获得各种形式的社会保障。因而,我们预料农村地区对男孩子的偏好在决定家庭规模时会占有相当重要的考虑。

### 3 模型的数据、设计和结果

#### 3.1 模型的数据

这项研究所用的主要数据来自于联合国人口基金会负责的一次抽样调查(CPR/91/P41项目)。这项 1992 年的调查包括了居住于 20 个省、市、自治区,30 个村庄,3200 名年龄在 15—60 岁的妇女的经济、社会、婚姻、生育等信息。其中年龄在 40 岁以下的已婚妇女(1454 个样本)的数据作为我们分析的基本数据。而妇女们所居住村庄的基本经济信息作为补充数据。其中村人均净收入作为代表村庄经济发展的最接近的变量,人均净收入由农户收入和集体收入两部分构成。中国目前经济增长和发展正以沿海地区最快,中部地区稍慢,西部地区最慢的速度进行。我们在研究中引进了一个假设变量来检验这三个区域中不同程度的经济发展对生育率的影响。

#### 3.2 模型的设计

我们在概率选择的基础上来分析与家庭规模(子女多少)选择这个依赖性变量。维持当前家庭规模的选择,令该变量取“0”值。扩大家庭规模的选择,令该变量取“1”值。具有多个离散值和两个离散值选择的逻辑分析模型被用来估计社区发展和个人特性对家庭规模的影响。此类逻辑分析方法曾被扩大用于检验各种类型的概率选择。Royolds(1990)利用住户调查数据检验社会、经济因素与消费者的蔬菜消费之间的关系。Holman 等人 1993 年采用一种逻辑回归来确定美国阿肯色州婴儿低出生重量与社会、经济因素之间的关系。Caffey 和 Kazmierzak (1991)采用此类方法研究了美国路易斯安那州农民在水产养殖中采用水再循环技术的各种影响。然而,据我们所知还从未有人用概率选择模型来研究家庭规模。

我们采用的顺序——响应模型是这样一类概率选择模型:它适应于研究中因变量具有几个离散的值且在特性上是类似的。我们的研究中因变量被分为一系列只有“0”和“1”选择的模型。这类顺序——响应模型基于这样一种假设,即在不同阶段影响响应的随机因素是独立的

(Maddala 1983)。我们的家庭规模分析模型有下列假设:假设无一胎多子生育,所以一位妇女有两个孩子之前必须先有一个孩子,类似一个家庭有三个孩子之前,须已有两个孩子,有大家庭之前,须先有小家庭。构造模型时,第一轮我们先分析无孩子(因变量值为“0”)相对于有一个以上孩子(因变量值为“1”)模型的最大概率函数;第二轮的分析只在有一个以上孩子的一组妇女中进行:分析有一个孩子(因变量值为“0”)与有两个以上孩子(因变量值为“1”)的概率分布函数;第三轮的分析只在有两个以上孩子的妇女中进行,以后几轮分析依次类推。

表 1 对逻辑分析模型不同运行中的描述

运 行	描 述
运行 1	无孩子(FSIZE=0)相对于有孩子(FSIZE=1)
运行 2	有一个孩子(FSIZE=0)相对于有多于一个孩子(FSIZE=1)
运行 3	有二个孩子(FSIZE=0)相对于有多于二孩子(FSIZE=1)
运行 4	有三个孩子(FSIZE=0)相对于有多于三个孩子(FSIZE=1)
运行 5	有四个孩子(FSIZE=0)相对于有多于四个孩子(FSIZE=1)

本文假设家庭、个人和社区经济发展状况都影响到每对夫妇对子女多少的选择。不论是社区发展还是个人特点的影响都包含在若干变量中。具体讲家庭规模选择被估计有下列线性关系:

$$FSIZE = F(\text{REGION}, \text{WANTBOY}, \text{EDWIFE}, \text{EDHUSB}, \text{FAMINC}, \text{VILINC}, \text{MINORITY}, \text{HOSPITAL}) \quad (1)$$

FSIZE 是一个具有双离散值的因变量,它对应是否扩大家庭规模的选择。“1”代表要更多的子女,“0”维持当前的家庭规模。REGION 是前边讨论过的假设变量,“0”代表中国最不发达的西部地区,“1”代表稍发达的中部地区,“2”代表最发达的沿海地区。

WANTBOY 是一个具有多离散值的变量,“1”表示被调查妇女有最弱的要男孩,最强的要女孩的愿望,“8”代表妇女有最弱要女孩,最强要男孩的愿望。全部变量值的判别是通过对一些性别偏好提问的回答图示出来的。我们假设该变量与家庭规模的关系是正相关的,即妇女拥有较强的男孩偏好将增大要更多孩子的可能性。该变量还代表了当地经济结构实际上缺乏变化的一种量度。在旧的年代,传统的中国社会及其它某些传统社会中男性后代是父母最基本的社会保障。然而,正如我们前边已讨论过的:朝向一个更现代的经济结构的转变会提供其它一些形式的社会保障,因而也就削弱了多子女家庭存在的基础。

EDWIFE 是妻子受教育程度。EDHUSB 是丈夫的受教育程度。这两个变量都是以上学年限计量的。推测它们对家庭规模的影响是负向的,即当父母受教育的程度提高时,拥有多子女的可能性会下降。

FAMINC 是家庭人均收入,而 VILINC 是村人均收入。预期两个收入变量都具有负向影响,即当家庭及社区收入水平提高时,多子女的可能性下降。

MINORITY 属于双离散值变量。“1”表示该妇女属于少数民族,“0”表示不是。预期它对因变量有正的影响,即少数民族家庭有较高的多子女可能性。

HOSPITAL 是一个多离散值变量,表示如果妇女生最后一个孩子是在医院,HOSPITAL=“0”;在诊所,HOSPITAL=“1”;在家里由接生婆助产,HOSPITAL=“2”;或其它,HOSPITAL=“3”。该变量在第一轮的回归分析,既无孩子相对有孩子的模型中被排除。接受先进医疗服务是社区发展的一个标志。但评价它一段时期内对家庭规模的影响是困难的。一方面接受较好的怀孕和早期童年医疗服务,提高了孩子的存活率可能导致多子女家庭。另一方面作为社区发展的一种标志,先进的医疗设施意味着家庭规模的缩小,尤其是先进的医疗设施暗示着采用了

生育控制技术。我们预期变量 HOSPITAL 与家庭规模的关系是正相关的。即较落后的医疗设施意味着家庭规模的扩大。

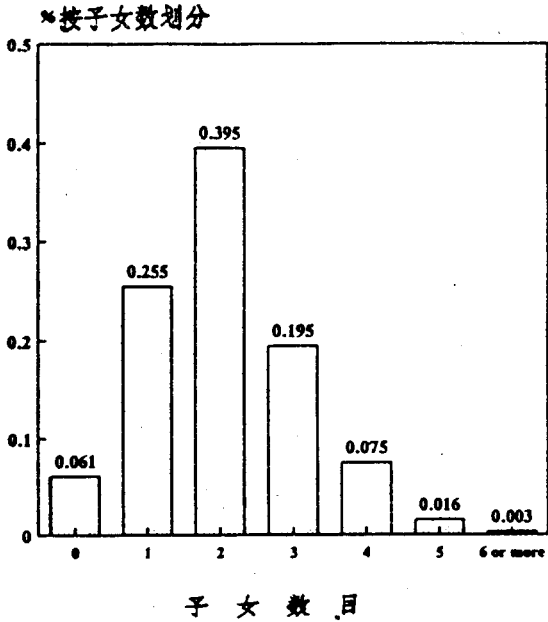


图 1 抽样人口按子女数目 (FSIZE) 的分布  
三个孩子 (FSIZE=0) 相对于有多于三个孩子 (FSIZE=1) 的选择; 依次类推。

表 2 农村家庭规模选择逻辑分析模型的结果

变量	运行 1 $\beta$ (S. E.)	运行 2 $\beta$ (S. E.)	运行 3 $\beta$ (S. E.)	运行 4 $\beta$ (S. E.)	运行 5 $\beta$ (S. E.)
区域	0.15404 (0.20952)	-0.35180 <sup>b</sup> (0.14083)	-0.29868 <sup>b</sup> (0.13651)	-0.41734 <sup>b</sup> (0.19792)	-0.74621 (0.42619)
生男孩意愿	0.01017 (0.06761)	0.11644 <sup>b</sup> (0.041667)	0.12609 <sup>b</sup> (0.41736)	0.171467 <sup>b</sup> (0.066262)	-0.042447 (0.13345)
妻子受教育程度	-0.074036 (0.040330)	-0.17064 <sup>a</sup> (0.024720)	-0.33157 <sup>b</sup> (0.0252)	-0.005898 (0.041022)	-0.12914 (0.093717)
丈夫受教育程度	0.047246 (0.042849)	-0.061906 <sup>b</sup> (0.027007)	-0.062407 <sup>b</sup> (0.026051)	-0.059596 (0.039339)	0.061728 (0.080614)
家庭人均收入	-0.12120 (0.090382)	0.0083258 (0.052631)	-0.042745 (0.057594)	-0.1447 (0.10538)	-0.12747 (0.23855)
村庄人均收入	0.065943 <sup>b</sup> (0.032641)	0.0001694 (0.018407)	-0.054899 <sup>b</sup> (0.020896)	-0.020109 (0.03784)	0.049415 (0.088313)
是否少数民族	-0.26623 (0.34029)	0.60032 <sup>b</sup> (0.29832)	1.0286 <sup>b</sup> (0.23677)	0.23774 (0.26383)	-0.38428 (0.49345)
医疗状况	—	0.58106 <sup>b</sup> (0.079841)	-0.060772 (0.10595)	0.0056588 (0.18711)	0.14786 (0.52407)
样本数	1454	1365	994	420	137
概率: 未加限制的 加限制的	-334.83 -328.93	-798.57 -689.94	-677.01 -592.41	-265.21 -246.40	-69.379 -65.943
概率检测	11.814 <sup>c</sup>	217.272 <sup>a</sup>	169.201 <sup>a</sup>	37.606 <sup>a</sup>	6.872
Maddala R <sup>2</sup>	0.018	0.136	0.125	0.071	0.045
预测成功率(%)	0.939	0.762	0.682	0.707	0.796

### 3.3 模型结果

我们的样本的家庭规模(子女数)的分布示于图 1。1454 个样本中 89 个(6.1%) 孩子。众数是两子女家庭,占全部样本的 39.5%,或 574 个。样本的分布集中于 1—3 个孩子的家庭。

我们用 SHAZAM 计算机软件对家庭规模变量进行了 5 轮分析。第一轮(RUN1)是无孩子 (FSIZE = 0) 相对于有孩子 (FSIZE = 1) 的选择;第二轮(RUN2)(只在上轮中 FSIZE = 1 的样本中进行,以后各轮分析类推)的选择是有一个孩子 (FSIZE = 0) 相对于有多于一个孩子 (FSIZE = 1) 的选择;第三轮(RUN3)的选择是有两个孩子 (FSIZE = 0) 相对于有多于两个孩子 (FSIZE = 1) 的选择;第四轮(RUN4)分析有

a—显著性在  $\alpha=0.005$  b—显著性在  $\alpha=0.05$  c—显著性在  $\alpha=0.15$

表 2 列出了以上介绍的 5 轮模型(RUN1—RUN5)的概率统计检验、Maddala R<sup>2</sup> 值、预测成功率、BETA 值及其标准差。结果表明:5 轮模型中有 3 轮达到了高水平的统计显著性(0.005 显著水平),RUN1 具有较低级的统计显著性。RUN2 和 RUN3 模型概率检验具有相当高的值,并且这两组模型占总样本数的 65%。总逻辑回归分析中 Maddala R<sup>2</sup> 值在 0.1—0.4 范围内。

鉴别一个逻辑模型好坏的最佳判据是因变量的预测值相对于实际值的精确性。从这点考虑我们的模型是相当好的。方程(1)所预测的家庭规模正确率约在 94%(RUN1)与 68%(RUN3)之间(表 2)

变量系数的符号肯定了这样一种假设,即当地社区发展程度越低,多子女的概率越高(表 2)。区域(REGION)变量暗示从中国落后的西部和中部到发达程度较高的沿海地区,大家庭(多子女)的概率是减少的。类似,模型结果表明,男孩偏好(WANTBOY)对扩大家庭规模是一个重要的正向因素(表 2)。结果肯定了我们的假设:在中国农村地区,拥有男性后代在决定家庭子女多少时仍然是一个非常重要的考虑。这种强烈的男孩偏好暗示了农民仍然缺少社会保障,或者说暗示了社区发展程度不高。

正如我们所预期的,受到较好教育的夫妇(变量 EDWIFE, EDHUSB)有较低的概率扩大家庭规模尤其是在模型 RUN2 和 RUN3 中。正如前面所陈述的教育水平是社区发展也是个人成就的衡量之一。模型结果也支持了这样一种假设,即受教育的夫妇尤其是受教育的妇女在使社会从传统的高生育率和多子女家庭状态脱离出来的过程中起了重要的作用。

不管是家庭收入还是村人均收入都表明了与家庭规模有弱的统计相关性(表 2)。结果显示了在所有发展中国家中观察到的生育率与收入之间的 U 型关系的区别。模型结果似乎支持这样一种暗示,即,在中国收入对家庭规模是一个弱的影响。

少数民族变量(MINORITY)在 RUN2(一孩与多于一孩)和 RUN3(2 孩与多于 2 孩)模型中是统计显著和正相关的。当统计显著时,变量支持我们前边的预计:少数民族成员具有较高的多子女概率。

医疗条件(HOSPITAL)变量除了在 RUN2 模型中,没有显示出统计显著性(表 2)。RUN2 模型中弱的和强的显著性关系意味着当先进的医疗设施减少时(变量值增大),大家庭概率增加。然而,总的模型结果意味着在先进的医疗设备的使用和家庭规模之间缺乏联系。

#### 4 综述与结论

中国的计划生育政策总的讲是成功的。但是拥有中国大多数人口的农村地区生育率仍高于城市地区。在住户调查数据的基础上,我们在概率选择的原理下检验了社区发展水平与家庭规模之间的关系。来自 5 个逻辑模型的结果支持我们的见解,即社区发展水平影响个人对家庭规模的选择;对男性后代的偏好是一个特别重要的影响;这种偏好表明,总的讲中国农村家庭缺少社会养老保障,这一观念进一步暗示中国农村地区相对城市是相当欠发达的。

#### 5 感 谢

感谢农业部农村经济研究中心魏唯、曹立群、何宇鹏先生在项目管理及调查数据的搜集工作中所作的努力。

(作者工作单位:张晓辉 马国中 农业部农村经济研究中心

David W. Hughes 美国路易斯安那州立大学农业经济学系副教授

Christopher Gan 新西兰林肯大学讲师。)

### 参考文献

- Birdsall, N. "Economic Approaches to Population Growth." in H. Chenery and T. N. Srinivasan (eds.). Handbook of Development Economics, i, North-Holland, Amsterdam 1988.
- Caffey, Rex H. and Richard F. Kazmierczak Jr. "Factors Influencing Technology Adoption in a Louisiana Aquaculture System". Louisiana State University, Dept. of Agricultural Economics and Agribusiness Staff Paper Sp94-01 Selected Paper, 1994 Southern Agricultural Economics Assoc. Annual Meetings, Nashville, TN February 7-9.
- Cheng, Chaoze and Paul Maxim. "socioeconomic Determinants of China's Urban Fertility." Population and Environment 14(June 1992);133-157.
- Dasgupta, Partha. "An Inquiry into Well-Being and Destitution". Calrendon Press, New York 1993.
- Holman, S. M. , F. L. Farmer ,B. L. Dixon and R. S. Kirby. "Infant Mortality in Rural and Urban Areas of Arkansas." Arkansas Farm Research, J. of the Arkansas Agricultural Experiment Station. 42(September/October 1993);14-15.
- Maddala, G. S. "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics." Cambridge University Press, New York 1983.
- Nugent, J. and J. Gillaspay. "Old Age Pension and Fertility in Rural Areas of Less Developed Countries; Some Evidence from Mexico." Economic Development and Cultural Change 31 (1983).
- Putler, D. S. and D. Zilberman. "computer Use in Agriculture; Evidence from Tulare County, California." Am. J. Agr. Econ. 70(November 1988);790-802.
- Reynolds, A "Analyzing Fresh Vegetable Consumption from Household Survey Data". South. J. Agr. Econ. 70(December 1990);31-38.
- Tuan , Francis C. "Recent Rural Development in China; Rich Coastal Versus Poor Inland Regions." Pages 40- 49 in International Agriculture and Trade Reports; China Situation and Out look Series, Economic Research Service, U. S. Department of Agriculture RS-93-4 July 1993.
- Tien ,H. Yuan, Zhang Tianlu, Ping Yu, Li Jingneng and Liang Zhongtang. "China's Demographic Dilemmas." Population Bulletin 47(June 1992).
- White, Kenneth J. , Shirley A. Haun, Nancy G. Horsman and S. Donna Wong. SHAZAM Econometrics computer Program Version 6. 1. McGraw-Hill Book Company, New York, 1988.
- Yang, Philip Q. "The Differential Effects of Husbands' and Wives' Status on Marital Fertility." Population and Environment 15(September 1993);43-58.