

## 人口与社会

# 中国的婚居模式与生育行为

杨菊华 Susan E. Short

**【内容摘要】** 本文使用 1993、1997 和 2000 年“中国健康与营养调查”纵向追踪数据,探讨在社会转型、经济转轨、人口转变的社会环境下,婚姻居住模式或家庭结构与生育行为之间的关系。运用事件史分析技术(event history analysis),采用离散时间事件模型(discrete time hazard model),我们发现,居住模式影响妇女的生育行为,但其影响因孩次和居住制度而异:对二孩递进的作用大于对一孩递进的影响;从妻居对生育行为的影响不同于从夫居。家庭结构与生育行为的关系反映了代际之间的互动和影响,也反映了不同居住制度下妇女在家庭、家族中的地位和家庭权力结构关系。

**关键词:** 家庭结构;婚居模式;生育行为

**【作者简介】** 杨菊华,中国人民大学人口与发展研究中心副教授; Susan E. Short, 布朗大学社会学系副教授。

## 1 前言

在过去的 20 多年中,人口学对中国生育行为的研究往往着眼于生育政策。该政策无疑对人们的生育行为和生育水平产生了重大影响。与限制性的生育政策不同的是,发展中国家的大家庭居住(已婚夫妻与父母同住)可能提高生育水平(Burch and Gendell, 1970; Chi et al., 1996; Davis, 1955; Weinstein et al., 1990)。这一现象在包括中国在内的重家庭、轻个体的某些亚洲国家或地区尤其如此。然而,由于以往研究偏重生育政策对生育行为的影响,也由于因现代化和都市化而引起的大家庭居住现象逐渐少见,有关婚居模式与生育行为关系的研究明显不足,许多相关问题尚未有答案:比如,在现行生育政策环境下,婚居模式是否、如何、在多大程度上影响夫妻的生育行为和生育水平?对这些问题的回答不仅具有学术价值,而且对计划生育工作的展开也具有参考借鉴作用。

本文探讨在现行生育政策、社会经济转型和家庭变迁的环境下,居住模式与已婚妇女生育行为之间的关系。使用 1993、1997 和 2000 年“中国健康与营养调查”(CHNS)数据,我们利用先期的婚居模式预测两期调查之间的生育行为。本文旨在回答以下问题:(1)与父母同住是否影响生育行为;(2)与父母为邻是否影响生育行为;(3)从夫居(婚后移居夫家附近)和从妻居(婚后移居妻家附近)是否对生育行为产生不同影响;(4)婚居模式对生育行为的影响是否因胎次而异。由于 CHNS 包含生育政策、婚居模式和其它相关资料,我们得以分析婚居模式对妇女生育行为的独立影响。

## 2 家庭结构、婚居模式和代际影响

### 2.1 家庭结构和婚居模式

有关中国传统的家庭结构,学界存在两种不同看法。其一,由于中国社会的家庭观念以多子女为福,传统的家庭结构以多代同堂为主,父母与已婚子女共同居住,组成(主要是)从夫居的直系或联合家庭(Cohen, 1976; Lee and Campbell, 1998; Wolf, 1985)。其二,由于经济的制约(Parish and Whyte,

1978) 或过高的死亡率 (Lee and Wang, 1999), 数代同堂的大家庭在中国从来都不普遍 (Fairbank, 1979; Freedman, 1979; Zhao, 2000); 它只是一种理想的、特殊的形式 (Fairbank, 1979), 仅存在于家道殷实的环境中 (Goode, 1963)。

1936 年, 费孝通 (1998) 在江村发现, 49% 的家庭为联合家庭, 父母与已婚子女一起居住; 半个世纪后, 当他再度回到该村时, 已婚子女与父母同住的比例仅下降了 6 个百分点。1980 年代早期, 不同年龄群的妇女的居住模式变化甚微 (Tsui, 1989)。近年来, 经济的发展、观念的转变、生育率的降低等使传统的家庭观念受到挑战, 婚居模式也面临变革。研究表明, 生育率的高、低影响家庭结构。高生育率家庭可能过于拥挤, 促使新婚夫妇在婚后组成自己的核心家庭 (Hirschman and Minh, 2002)。相反, 生育水平的降低减少了与父母同住的人选, 提高已婚子女与父母同住的可能性。然而, 从长远的角度看, 子女数量的减少将最终降低直系家庭在所有家庭中所占的比例 (Zhao, 2000)。因此, 1982、1990 和 2000 年的人口普查资料显示, 二代家庭户的比例较高, 多代家庭户的比例较低 (曾毅, 2004); 联合家庭的比例也大大降低。然而, 在 1982~2000 年间, 三代或四代直系家庭的比例基本保持不变 (王跃生, 2006): 在这三次人口普查中, 三代直系家庭的比例分别为 16.63%、16.65%、16.63%; 四代直系家庭的比例分别为 0.52%、0.59%、0.64%, 表现出这类家庭相对稳定的特征 (王跃生, 2006)。不过, 这些比例因城市化的进程而异 (王跃生, 2006)。

由此可见, 虽然在社会变革时期, 联合直系家庭的比例大大降低, 但已婚妇女与父母同住的现象仍旧普遍。2000 年普查数据表明, 约 21%、59% 和 19% 的家庭分别为一代、二代和多代家庭。表 1 描述了 2000 年黑龙江、辽宁、山东、河南、江苏、湖北、湖南、广西和贵州等九省多代家庭比例 (这些省份是 CHNS 的调查省份, 详见本文“数据”一节)。显而易见的是, 社会经济发展与多代家庭之间缺乏明确的线性关联。比如: 江苏和山东的经济都很发达, 但江苏多代家庭的比例最高, 山东的最低。因此, 经济发展程度和居住模式之间的相关性并不强; 家庭类型的区域差异是由包括社会经济水平在内的多方面复杂因素的综合作用决定的。而且, 由于部分二代家庭户包括与父母居住的已婚子女, 已婚子女与父母同住的实际比例无疑更高。此外, 普查数据虽然没有区分从夫居和从妻居, 但绝大部分多代家庭和部分二代家庭无疑为从夫居家庭。

对 CHNS 的初步分析结果也显示, 1990 年代已婚妇女与父母同住的比例依旧较高 (表 2)。除去父母双亡的受访者外, 1993、1997 和 2000 年都有 32% 以上的妇女与公婆同住, 3%~5% 的妇女与父母同住。这表明, 在社会经济转型的过程中, 由于儿子在父母生活中的重要作用及根深蒂固的传统习俗, 妇女婚后居住模式并没有发生相应变化。从夫居制十分稳定, 从妻居现象仍旧罕见, 且有所降低。表 2 还显示, 大约一半和 20% 的妇女分别与公婆或父母为邻 (邻居或同村)。

## 2.2 代际影响

婚居模式作用于妇女生育行为的途径之一就是通过对代际互动。近年的人口学研究强调生育理念和价值在人口行为中的作用 (Barber and Axinn, 1998)。父母对生育的态度以及对孙子女的偏好在很大程度上影响子女的生育数量和孩次递进 (Coombs 1978, 1979)。地理上的邻近促进代际交流, 父母

表 1 2000 年多代家庭在所有家庭中所占比例 %

省份	全部	按城乡居住		
		农村	城市	乡镇
全国	18.98	22.07	13.49	15.12
黑龙江	14.77	18.16	11.95	11.92
辽宁	16.09	19.53	13.32	14.21
山东	12.90	13.79	11.22	11.75
河南	20.13	21.60	14.64	16.77
江苏	21.14	24.71	15.41	18.03
湖北	20.53	24.62	14.91	14.97
湖南	20.31	23.17	12.97	13.93
广西	19.54	21.44	13.77	16.36
贵州	18.47	20.06	12.63	15.43

数据来源: 中国 2000 年人口普查资料, 表 1-11

(国务院人口普查办公室和国家统计局 2002)。

表2 1993、1997和2000年CHNS调查区域已婚妇女(20~45岁)居住模式的发展趋势

居住模式	1993		1997		2000	
	公婆	父母	公婆	父母	公婆	父母
同住	34.69	4.92	34.41	3.16	32.57	3.57
邻居	31.52	4.86	28.74	5.33	31.84	7.37
同村/社区	17.22	16.56	17.21	15.56	16.31	15.65
同县	11.96	61.79	14.72	62.95	14.37	61.73
样本情况(户)						
有效样本量	1665	1744	1822	1703	1608	1732
双亲已故的样本量	412	314	277	376	351	256
其它样本缺失	10	29	36	56	81	52
总样本量	2087	2087	2135	2135	2040	2040

数据来源:1993、1997和2000年“中国健康与营养调查”。

注:上检百分比是按下检的有效样本计算的。

可以更有效地将自己的生育理念灌输给子女,并对子女的生育行为进行监督和制约(Weinstein et al., 1990),因而,代际影响在同住或邻近居住的场所尤其强烈。在发展中国家,长辈的生育观念更传统,故代际同住往往提高妇女的生育率(Davis, 1955; Davis and Blake, 1956)。相反,核心家庭的婚居模式减弱长辈对晚辈生育理念和行为的影响(Weinstein et al., 1990),从而降低生育水平。

具体而言,大家庭婚居模式影响妇女生育行为的潜在机制可能包括以下方面。其一,对传宗接代的需求驱使父母鼓励已婚子女早生、多生。长辈的生育态度和价值观通过影响子女的生育理念作用于子女的生育行为(Barber and Axinn, 1998; Davis, 1955)。其二,即便父母对孙子女的盼望和偏好没有转化为子女本人的生育理念,后者可能迫于长辈的压力,或考虑到长辈可能提供的经济和非经济资助而加快生儿育女的步伐(Barber and Axinn, 1998)。在一些传统社会,父母与已婚子女共同分担生育的负担,减轻年轻夫妇在子女养育和照料方面的担忧和代价(Zheng, 2000),促使子女早生儿女,提高生育水平(Davis, 1955; Davis and Blake, 1956)。其三,大家庭居住还驱使妇女为建立、巩固、提高或改善自己在家庭或家族中的地位而更快地步入生育妇女的行列。这一点对从夫居制下的妇女更是如此。因此,文化、经济和家庭权利关系等多种因素共同作用于妇女的生育行为。

### 2.3 现存研究综述

然而,实证研究表明,婚居模式与生育行为关系的分析结果并不一致:(1)大家庭居住提高生育率(Guo and Li, 1995; Weinstein et al., 1990);(2)二者之间的关系因文化和地域(Morgan and Rindfuss, 1984)、与父母同住时间的长短以及妇女的年龄(Burch and Gendell, 1970)而异;(3)与父母同住对生育行为并无直接影响(Zheng, 2000),或对头胎的递进缺乏明确影响(Morgan and Rindfuss, 1984);(4)代际同住妨碍夫妻之间的亲密接触,影响夫妻的私生活,减少性生活频度(Fricke and Teachman, 1993),从而降低生育率(Fricke and Teachman, 1993; Qian, 1997)。

本文建立在现有研究基础上,并补充和发展以往研究。其一,定义的创新。除使用传统方法衡量婚居模式外,我们还根据与父母距离的远近定义居住模式:同住,相邻,外村。邻近居住的妇女可以与父母频繁接触;无论是父母对自己生育行为的影响,还是参与家族事务的频度和程度,邻近居住与同住之间的差异可能不大。“家庭户”概念并不能充分体现家庭界限之外的亲属之间的交流和互动(Chen et al., 2000)。户外亲属之间的接触也可能影响生育行为。传统的婚居模式定义可能过于简单。将邻近居住纳入研究中可以更好地把握代际互动对妇女生育行为的影响。此外,邻近居住还可以保持夫妻生活的私密性,避免私生活受到干扰,从而加快孩次递进速度。

其二,区分从妻居和从夫居体制。从妻居的罕见和资料的阙如使以往研究多关注从夫居,忽略从妻居(例外请见:Chamrathirong et al., 1988; Morgan and Rindfuss, 1984)。然而,这两种制度对应

着不同的家庭权利关系,故对妇女的生育行为也可能产生不同影响。一方面,刚过门的媳妇在一个新环境里尚未找到自己的位置、建立自己的地位,且需要适应婆家生活,故地位较低。这一现象可能驱使妇女尽快生儿育女。子女的诞生有助于改善婆媳关系,提高妇女在婆家及亲属网络中的地位和身份(Fricke and Teachman, 1993)。另一方面,住在娘家的妇女所面临的包括生儿子在内的方方面面的压力都比从夫居的妇女要小得多。当与丈夫发生冲突时,她们的家人可以随时提供帮助。在这种环境下,妇女能够更好地把握自己的生活,具有更大的生育决策权和自主性。

其三,因果关系更明确。我们使用先期的居住模式探讨此后的生育行为。绝大部分相关研究使用同期的婚居模式。然而,当前的居住模式不能作为过去生育之因(Morgan and Rindfuss, 1984),相反,在探讨婚居模式与生育行为之间的关系时,必须同时具有不同生命历程的生育和婚居资料(Morgan and Rindfuss, 1984)。通过将时间引入分析之中,我们的方法可以解决因果关系问题。

传统中国社会信仰多子多福,且偏好儿子。自1949年,尤其是近20~30年来,生育理念随社会经济的发展和转型、生育政策的推行而发生了巨大变化。然而,在农村地区,从夫居大家庭的居住模式及其影响生育行为的潜在机制似乎并未发生相应变化:养儿防老、传宗接代继续构成生儿育女的主要动因;长辈仍旧在力所能及的范围内为子女提供经济和非经济资助,以缓解年轻夫妇在生育过程中出现的一些不确定因素,分担生育负担;不少妻子依然需要通过生儿育女来找到自己在从夫居大家庭家族中的位置。因此,一方面,长辈会鼓动已婚子女快生、多生子女;另一方面,子女也会因为种种原因加快孩次递进的步伐。同时,鉴于头胎在家庭建设、妇女地位的确立和家庭血统的延续等方面的重要性,无论居住何方,夫妻也可能在婚后很快生育。这意味着,居住模型对生育行为的影响可能因孩次而异。基于上面的思路,我们假定:(1)与父母同住提高生育率;(2)与父母邻近居住提高生育率;(3)从夫居和从妻居对生育行为的作用不同;(4)婚居模式对头胎的影响小于对其他胎次的影响。

### 3 数据与方法

#### 3.1 样本

本文使用“中国健康与营养调查”(CHNS)数据来检验上面的假定。CHNS为纵向跟踪调查,本文采用1993、1997和2000年的调查资料,<sup>1</sup>以1997和2000年“曾婚妇女调查”为基线(该调查提供15~52岁妇女详细的生育史信息),并将1993和1997年的社区和家庭调查资料与曾婚妇女调查资料进行整合,生成一个适合事件史分析的基本数据。本文采用事件史分析方法(详下)。我们的样本包括20~45岁妇女。从可能怀孕的那天开始到删截<sup>④</sup>日期为止,每个妇女每月贡献一个记录,故分析对象为妇女-月份。观察时间起于1993年或1997年。然而,不少妇女在1993年或1997年之前就已经开始了怀孕的可能性,于是出现左删截现象——换言之,妇女可能开始怀孕的时间是不一样的,有的在调查期间,而有的则在调查之前。为了保有具有左删截特征的样本,并避免可能因此而起的参数估计误差,本文采用“条件可能性方法”(conditional likelihood approach)(Guo, 1993)。我们将结婚日期作为头胎递进的起点,将头胎诞生日期作为二胎递进的起点。孩子的出生(即事件的发生)是我们的关注点,也是一个观察阶段结束的标志。然而,不少妇女在调查期间并未生育(即没有事件发生),出现

<sup>1</sup> 最初的调查没有黑龙江;1997年,黑龙江取代辽宁;2000年的调查同时包括黑龙江和辽宁及其它7省。

<sup>④</sup> 事件史分析技术的一个优势就在于它能够处理删截(censoring)。删截是个比较复杂的概念,包括左删截(left censoring)和右删截(right censoring)。右删截主要是指在观察期内(比如,在1993~1997,1997~2000年调查期内), (1)事件尚未发生(比如,妇女一直没有生育),或(2)主体不再具有发生事件的能力(比如,夫妻的一方做了节育手术,等)。左删截也包括不同的情形:(1)事件或(2)事件发生的风险(risk/hazard)发生在调查研究之前,但不知道具体的起始时间。这几种左删截和右删截是我们在研究过程中最常遇到的,可以通过统计分析软件和技术予以处理和解决。就右删截而言,在最大似然估计和部分似然估计的统计分析中,我们首先需要清楚删截的观察案例对似然估计产生怎样的影响。处理左删截常常需要采用一些额外的假定或特定方法(Guo, 1993)。

右删截现象。右删截还包括以下情形: (1) 妇女或配偶在调查期间接受了节育手术, 故在一般情况下, 不再有怀孕的可能性; (2) 妇女超过了 45 岁, 故在一般情况下受孕的能力减弱, 怀孕的可能性很小; (3) 如果在调查期间, (1) 和(2) 均未发生, 则观察期终于调查日期(1997 或 2000 年)。由于 CHNS 没有提供前夫、分居丈夫、亡夫情况, 我们的分析仅限于在婚妇女(大约占全部样本的 97%)。基于上述限制, 最后的总样本量包含 1410 位妇女, 72110 个人-月观察值(person-month observations)。

### 3.2 变量

本文的因变量为 1993~1997、1997~2000 年生孩子的可能性[在事件史分析中, 这种可能性被称为“风险”(risk 或 hazard)]: 从结婚开始到生育头胎的概率, 从头胎诞生 9 个月后至生育二胎的概率。孩子诞生的月份标志着事件的发生, 定义为 1, 否则为 0。

主要自变量为婚居模式。CHNS 的“曾婚妇女调查”询问 15~52 岁妇女的父母、公婆是否健在、住在那里(同住; 邻居; 同村/社区; 同县; 外县)。本文将婚居模式定义为三种形式: (1) 与父母公婆同住; (2) 区分从妻居和从夫居, 按距离的远近衡量。就从夫居而言, 婚居模式衡量为与公婆同住、为邻(邻居或同村)和他乡居住(同县和外县)。由于从妻居比较少见, 故将其定义为与父母邻近居住(同住、邻居和同村)、同县和外县; (3) 从妻居和从夫居的相对衡量——靠近公婆, 靠近父母, 到双方父母的距离类似。婚居模式为因时而异变量(time-varying covariate)。

当然, 如果婚居模式是一种选择的话, 那么, 夫妻双方必须至少各有一位父母健在(Morgan and Rindfuss, 1984)。故最后的样本只包括至少有一位公婆和一位父母健在的妇女。

一系列其它因素作为控制变量也纳入模型中, 包括妇女的初婚年龄, 婚龄, 生育头胎的年龄, 头胎出生后的时间间隔(都以年衡量), 夫妻的教育( $< =$  小学, 初中和 $> =$  高中), 家庭经济状况(贫困、一般、良好), 生育政策(一孩政策、一孩半政策和二孩政策), 农业人口比例(低于 1/3, 1/3~2/3, 多于 2/3)和省份(东北, 中部, 南部)(都衡量为二分类变量)。生育政策和农业人口比例的数据来自 1993 和 1997 年。婚龄、教育、家庭经济、生育政策和农业人口比例均为因时而异变量, 在不同调查时间可能数值不同。过往研究显示, 这些因素对生育行为具有重要的影响力。同时, 鉴于依旧普遍的性别偏好, 头胎性别对二胎生育具有重大意义。所以, 我们在分析二胎递进时, 控制头胎的性别(衡量为女儿)。此外, 由于妇女进入调查的时间不一, 本文也将进入样本的时间纳入模型中。

按次区分的描述性统计结果(本文设有列出)显示, 在一孩递进样本中, 63% 的妇女与父母或公婆同住; 就远近的衡量指标而言, 59%、25%、16% 的妇女与公婆同住、为邻或居住他乡。大约 28% 的妇女住在父母附近, 58% 的妇女与父母住在同一县市, 14% 的妇女远离父母; 就相对衡量指标而言, 82% 的妇女靠近公婆, 约 8% 的妇女靠近父母, 其余 10% 的妇女到公婆和父母家庭的距离大致相近。

在二孩递进样本中, 婚居情况有所不同: 与父母同住的比例降低到 35%。其中, 约 32% 的妇女与公婆同住, 4% 的妇女与父母同住。当婚居模式以远近来衡量时, 约 32%、39% 和 29% 的妇女与公婆同住、相邻或他乡居住; 约 25%、61% 和 14% 的妇女住在父母附近、同县或它县。当婚居模式定义为相对距离时, 2/3 的妇女靠近公婆, 11% 的妇女靠近父母, 其余 23% 的妇女到双方父母的距离大体类似。

### 3.3 方法

本文采用事件史分析技术。事件史分析研究事件发生的方式、事物之间的相关关系和事件发生的决定因素(Yamaguchi, 1991)。事件史分析也称“生存分析”或“失败分析”, 其适用范围很广。就人口学而言, 事件几乎涉及到该学科领域的全部研究范畴: 同居, 结婚, 生育, 离婚, 死亡, 迁移等。我们往往探究不同事件之间的联系及先后顺序。比如, 结婚以后等待多久生育子女。由于事件史类型的数据常常包含相关事件的明确的时间顺序, 故事件的因果关系就被确定地揭示出来(梁在, 2003)。

事件史分析技术更适合我们研究的问题和 CHNS 数据的性质。CHNS 提供的妇女生育历史使

我们可以将因时而异的时间(以月计算)变量纳入模型中。本研究使用 1993 和 1997 年的婚居模式预测 1993~1997、1997~2000 年间妇女的生育行为,同时控制其它相关的个人、家庭和社区因素。我们使用 STATA(第 8 版)统计软件,运用事件史方法,对数据进行离散时间模型分析。模型写为:

$$\text{Log} \left( \frac{p_{it}}{1-p_{it}} \right) = \alpha + x_{it1}\beta_1 + \dots + x_{itk}\beta_k$$

其中,  $t=1, 2, 3$ 。该模型适用于以常规、离散方式发生的事件史分析(Allison, 2000)。

等式的意义是,孩子在某月的诞生(即事件的发生)是调查期间婚姻居住模式和其它个人、家庭和社区环境因素共同作用的结果。个人-月份数据结构无疑增多了每个妇女的观察量。普遍模型将低估标准误(Goldstein et al., 1997)。而且,由于数据的采集采用了多阶段、分步骤的设计方案,传统的分析方法也会低估标准误。我们使用 Huber-White 方法来予以纠正。

本分析采用几个步骤:先探讨与父母同住是否影响妇女的生育行为;再分析与父母虽不同住,但相互为邻的居住模式是否影响妇女的生育概率;最后,探讨与公婆或父母的远近对因变量的作用。由于婚居模式对不同胎次可能产生不同影响,我们将这三个步骤分别应用于头胎递进(即从结婚到头胎的诞生或右删截日期)和二胎递进(即从第一胎的诞生到第二胎的诞生或右删截日期)。

## 4 分析结果

### 4.1 头胎递进概率

为预测头胎递进概率,妇女-月份样本仅限定于满足以下所有条件的妇女:在婚,46 岁以下,在 1993~1997 年或 1997~2000 年之间生育头胎,或在此间不曾生育。最后的样本包括 147 位妇女,5908 个月观察值。其中,80 位妇女在上述时间生育头胎。

先回答与父母或公婆同住是否影响头胎递进概率。如表 3 的模型 1 所示,结果是否定的。再分析邻近居住是否影响头胎递进概率。模型 2 的系数数值表明,从夫居制与因变量无显著关联,但从妻居影响妇女的生育行为:住在父母附近的妇女一孩递进的概率低于他乡居住妇女。最后,我们检验相对衡量指标——靠近父母或公婆是否与妇女的头胎递进相关(模型 3)。与靠近父母的妇女相比,靠近公婆和到双方父母距离相近的妇女生育头胎的概率虽然偏高,但程度并不显著。

### 4.2 二胎递进概率

二胎递进的样本必须是已有、且仅有一孩的妇女。此外,该妇女还必须满足以下所有条件才能成为我们的分析对象:在婚,46 岁以下,在 1993~1997 年或 1997~2000 年间生育第二胎,或未曾生育二胎,配偶双方都没有接受节育措施。换言之,样本中的妇女必须具有怀孕二胎的风险。这些标准生成 997 位妇女的 50004 个观察值。其中,72 位妇女在 1993~1997 年或 1997~2000 年之间生育二胎。

与头胎生育一样,我们也顺次回答与父母同住、与父母相邻、与双方父母的相对远近是否影响妇女的生育行为(模型结果见表 4)。如其所示,婚居模式对二胎的作用不同于头胎:大家庭居住与二胎生育呈负关联,降低生育二胎的概率(模型 4)。换言之,与核心家庭居住的妇女相比,代际同住延长生育二胎的等待时间。该发现与我们预期的假定(假定 1)恰恰相反。

模型 5 旨在回答第二个问题,即与父母或公婆各自距离的远近是否影响生育二胎。结果表明,从夫居和从妻居对二胎生育影响不一致。同与公婆同住的妇女相比,邻近居住的妇女二胎递进的速度更快。相反,同与父母邻近居住的妇女相比,远离父母的妇女生育二胎的概率高出 2.7 倍。最后,我们比较从夫居和从妻居的相对衡量指标对二胎生育的影响。模型 6 的分析表明,同与父母邻近的妇女相比,靠近公婆的妇女生育二胎的可能性高出 8 倍。这些发现与前面提出的假定基本一致。

此外,如预期一样,头胎生女儿的妇女步入二胎的速度超过头胎生儿子的妇女。社区环境也显著影响二胎生育:生活在一孩半生育政策社区的妇女生二胎的可能性超过一孩制地区的妇女;农业人口

表 3 1993~ 2000 年 20~ 45 岁妇女一孩递进概率的离散时间事件史分析

	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<b>居住模式</b>						
<u>传统衡量方式</u>						
与父母/ 公婆同住	- 0. 08	0. 34	-	-	-	-
<u>按距离的远近衡量</u>						
从夫居: 与公婆同住( 对照组)						
与公婆相邻	-	-	- 0. 26	0. 39	-	-
远离公婆	-	-	- 0. 40	0. 53	-	-
从妻居: 邻近父母( 对照组)						
与父母同县	-	-	0. 68	0. 45	-	-
父母在外县	-	-	1. 13*	0. 53	-	-
<u>相对衡量</u>						
靠近父母( 对照组)						
靠近公婆	-	-	-	-	0. 16	0. 55
到双方距离大致相等	-	-	-	-	- 0. 50	1. 03
<b>夫妻特征</b>						
<u>妻子的人口特征</u>						
初婚年龄	- 0. 95*	0. 43	- 0. 97*	0. 44	- 1. 00*	0. 43
婚龄	- 0. 51***	0. 13	- 0. 56***	0. 13	- 0. 54***	0. 13
初婚年龄的平方	0. 02*	0. 01	0. 02*	0. 01	0. 02*	0. 01
婚龄的平方	0. 02**	0. 01	0. 02***	0. 01	0. 02***	0. 01
<u>妻子的教育( &lt; = 小学= 对照组)</u>						
初中	- 0. 25	0. 43	- 0. 08	0. 50	- 0. 14	0. 52
> = 高中	0. 02	0. 52	0. 14	0. 54	- 0. 01	0. 59
<u>丈夫的教育( &lt; = 小学= 对照组)</u>						
初中	0. 35	0. 49	0. 55	0. 64	0. 36	0. 64
> = 高中	0. 37	0. 54	0. 67	0. 61	0. 56	0. 58
<u>家庭经济( 贫困= 对照组)</u>						
一般	- 0. 27	0. 40	- 0. 57	0. 42	- 0. 37	0. 41
良好	- 0. 39	0. 37	- 0. 87*	0. 42	- 0. 68 <sup>^</sup>	0. 39
<b>社区特征</b>						
<u>生育政策( 一孩制= 对照组)</u>						
1. 5 孩制	- 0. 20	0. 37	- 0. 43	0. 47	- 0. 36	0. 42
二孩制	- 0. 92 <sup>^</sup>	0. 49	- 1. 39*	0. 61	- 1. 11*	0. 52
<u>农业人口比例( 低于 1/ 3= 对照组)</u>						
1/ 3~ 2/ 3	- 0. 54	0. 60	- 0. 78	0. 65	- 0. 80	0. 67
多于 2/ 3	0. 46	0. 33	0. 65 <sup>^</sup>	0. 37	0. 50	0. 35
<u>省份( 地区)( 南部= 对照组)</u>						
东北	- 0. 90 <sup>^</sup>	0. 53	- 0. 87	0. 55	- 0. 89	0. 58
中部	- 1. 35**	0. 52	- 1. 31*	0. 55	- 1. 34*	0. 55
仅参与 1997 和 2000 年调查	- 0. 21	0. 36	- 0. 05	0. 39	0. 00	0. 38
常数	10. 51	5. 23	10. 48*	5. 22	11. 15*	5. 20
样本量	5128		5017		5017	
Log likelihood	- 328. 6		- 310. 5		- 312. 8	
Wald chi square	81. 85		71. 5		74. 90	
Pseudo R2	0. 09		0. 11		0. 10	
DF	18		20		19	

数据来源: 同上。<sup>^</sup>p < . 10; \* p < 05; \*\* < . 01; \*\*\* p < . 001。

表 4 1993~ 2000 年 20~ 45 岁妇女二孩递进概率的离散时间事件史分析

	模型 4		模型 5		模型 6	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<b>居住模式</b>						
<u>传统衡量方式</u>						
与父母/公婆同住	- 0.78*	0.41	-	-	-	-
<u>按距离的远近衡量</u>						
从夫居: 与公婆同住(对照组)						
与公婆相邻	-	-	0.74 <sup>^</sup>	0.42	-	-
远离公婆	-	-	- 0.75	0.83	-	-
从妻居: 邻近父母(对照组)						
与父母同县	-	-	0.99*	0.42	-	-
父母在外县	-	-	0.54	0.70	-	-
<u>相对衡量</u>						
靠近父母(对照组)						
靠近公婆	-	-	-	-	2.27*	1.10
到双方距离大致相等	-	-	-	-	1.75	1.16
头胎是女儿	0.64*	0.29	0.87**	0.32	0.86**	0.31
<b>夫妻特征</b>						
<u>妻子的人口特征</u>						
头胎年龄	- 0.23***	0.05	- 0.22***	0.05	- 1.25***	0.06
生育头号胎后的时间(年)	- 0.44***	0.06	- 0.42***	0.07	- 0.39***	0.07
<u>妻子的教育(&lt; = 小学= 对照组)</u>						
初中	0.21	0.38	0.22	0.39	0.10	0.39
> = 高中	- 0.15	0.87	- 0.05	0.86	- 0.09	0.87
<u>丈夫的教育(&lt; = 小学= 对照组)</u>						
初中	- 0.60 <sup>^</sup>	0.33	- 0.64 <sup>^</sup>	0.35	- 0.49	0.37
> = 高中	- 0.35	0.58	- 0.10	0.56	- 0.04	0.59
<u>家庭经济(贫困= 对照组)</u>						
一般	- 0.23	0.32	- 0.27	0.34	- 0.38	0.32
良好	- 0.23	0.37	- 0.42	0.44	- 0.57	0.42
<b>社区特征</b>						
<u>生育政策(一孩制= 对照组)</u>						
1.5 孩制	1.01**	0.34	0.83*	0.37	1.00	0.35
二孩制	- 0.03 <sup>^</sup>	0.48	- 0.18	0.50	- 0.01	0.49
<u>农业人口比例(低于 1/3= 对照组)</u>						
1/3~ 2/3	1.60***	0.40	1.63***	0.43	1.49***	0.41
多于 2/3	0.91*	0.43	0.84 <sup>^</sup>	0.44	0.73 <sup>^</sup>	0.41
<u>省份(地区)(南部= 对照组)</u>						
东北	- 0.99*	0.44	- 0.61	0.43	- 0.33	0.45
中部	- 1.45**	0.47	- 1.14*	0.48	- 1.12*	0.50
仅参与 1997 和 2000 年调查	- 0.74***	0.38	- 1.51***	0.43	- 1.46***	0.37
常数	3.20*	1.47	1.05	1.16	0.34	1.39
样本量	43370		41655		41655	
Log likelihood	- 357.80		- 336.30		- 338.40	
Wald chi square	156.65		139.42		128.90	
Pseudo R2	0.23		0.23		0.22	
DF	17		20		18	

数据来源: 同上。<sup>^</sup>p < .10; \* p < 0.05, \*\* p < .01; \*\*\* p < .001。



比例越高, 二胎生育的概率越大; 南方省份的妇女生育二胎的概率大于其它省份的妇女。<sup>1</sup>

## 5 讨论与结论

本文使用 1993、1997 和 2000 年“中国健康与营养调查”数据, 运用事件史分析中的离散时间事件模型技术, 探讨了社会转型和人口转变时期居住模式与生育行为之间的关系。分析结果表明: 首先, 与父母同住仅作用于二孩递进, 降低二胎递进速度和生育概率。其次, 当婚居模式以距离的远近衡量时, 从夫居体制下的距离仅作用于二胎(与同公婆居住的妇女相比, 邻近居住加快二孩递进速度), 而从妻居体制下的距离对头胎和二胎都有影响(与父母的距离越远, 孩次递进速度愈快, 一孩和二孩的生育概率越大)。其三, 从妻居和从夫居的相对衡量指标对头胎生育亦无显著影响, 但对二孩递进的作用却相反——对于已有一孩的妇女而言, 靠近公婆的妇女二孩递进的概率大于靠近父母的妇女。

根据上述发现, 我们可以得出以下几点结论: 在其他条件等同的情况下, (1) 1990 年代的婚居模式依然作用于妇女的生育行为; (2) 无论婚居模式如何衡量, 它对二孩递进的作用明显大于对一孩递进的影响; (3) 婚居模式对生育行为的影响因居住制度(从妻居制和从夫居制)而异。

因此, 当同时考虑从夫居制和从妻居制, 并从不同角度定义婚居模式(包括同住, 按距离的远近衡量, 相对衡量等)时, 婚居模式与生育行为之间的关系比较复杂。这些发现与我们的假定 2~4 基本相符, 但不支持假定 1。那么, 为什么与父母同住与一孩递进无显著关联, 而降低二孩生育的概率? 回答该问题需要从家庭关系, 婚姻关系和夫妻生活等方面着手。在传统社会, “早生贵子”是父母/公婆的期待。然而, 婚居模式影响夫妻的亲密程度。如果一个社会的主导理念是家庭本位, 婚姻家庭中的结构性因素将不利于夫妻之间亲密关系的形成; 南亚的相关研究表明, 大家庭居住延缓夫妇的交流与融合(Fricke and Teachman, 1993)。Rindfuss and Morgan (1983) 发现, 性生活频度是头胎递进的最主要决定因素, 但大家庭居住可能降低该频度, 导致孩次递进速度的减缓。若妇女在头胎后仍与长辈同住, 二孩递进速度也会受到影响。但由于头胎在家庭建设中的重要性, 同住的影响不够显著。

邻近公婆居住增加二孩递进概率, 但邻近父母居住与孩次递进呈负关联, 即从妻居与从夫居对生育行为的作用相反。其原因可能与家庭权力关系有关。嫁入夫家不久的妇女自主性、安全感都较差, 且这些不利因素随着与娘家距离的延伸而增强。于是, 她们也许需要利用生殖能力来建立自己在婆家的地位。二胎生育对某些妻子仍旧重要。女儿的来临有时使妻子面临公婆和丈夫更大的压力, 以求生育一子。即便头胎是儿子, 妇女还有欲望再生一个孩子。在 1970 年代, 农村妇女希望生 2 男 1 女(Parish and Whyte, 1978)。虽然 Merli and Smith (2002) 发现, 生育意愿因头胎的性别而异, 但 1980 年代(Whyte and Gu, 1987) 和 1990 年代(Greenhalgh et al., 1994), 理想的子女数量为一儿一女, 导致二孩递进速度的加快, 印证了其它国家的相关发现(Fricke and Teachman, 1993)。

相反, 从妻居制保持了妇女与娘家的亲密关系和纽带。现存研究显示, 新婚妇女的安全感来源于她们与娘家的联系程度, 联系越紧密, 安全感越强、福利状况越好(Axinn and Fricke, 1996)。在中国的农村地区, 从妻居制的发生往往有着特殊的原因: 父母没有儿子, 妇女没有兄弟。招赘的女婿通常来自贫困家庭, 或来自外地, 或有其他不利条件。丈夫的权力在家庭中受到制约。相反, 妻子却具有更大的优势, 经济上可能更为独立, 生儿育女的压力较小, 安全感更强。当夫妻之间发生冲突时, 她可以得到家人更及时和更大的帮助。因而, 住在娘家的妇女比住在婆家的妇女对自己的生活拥有更大的自主权和决断能力, 从而降低孩次递进概率。

<sup>1</sup> 在控制变量中, 我们还探寻了夫妻的年龄差异和教育程度的高低与因变量之间的关系, 也探究了婚居模式与生育政策、头胎性别、妇女教育等因素的互动及其对生育行为的影响, 但结果既不显著, 也不影响居住模式对因变量的作用。出于简洁的目的, 我们不再讨论这些结果。

模型结果也显示,居住模式对二孩递进的作用大于对一孩递进的影响。头胎与家庭的构建、血统的延续、妇女身份地位的确认密切相关;第一个孩子的诞生还是家庭生命周期新起点的标志。无论妇女身居何方,对头胎的态度和认识都大体一致,从而降低婚居模式对一孩递进的作用。二孩递进情况则大不相同。并不是所有妇女都被允许生育二胎;符合二孩生育的妇女也需要在生育头胎后等待几年。在这种情形下,婚居模式才能对妇女的生育行为发挥作用,尤其对靠近父母的妇女而言。

最后,需要指出的是,由于 CHNS 调查仅仅收集已婚妇女的现驻地,而没有收集在现居地居住时间的长短,我们无法确定目前婚居模式的具体起始时间。在前面我们提到,与长辈同住时间的短长对生育行为的影响也很重要,因为它直接涉及到长辈对晚辈生育行为影响的大小。此外,该研究结论的普遍性也因 CHNS 抽样省份的非随机性而受到局限。尽管如此,本文突破了现存生育行为研究领域多着眼于生育政策和经济因素的局限,在理论和方法上对家庭结构与生育行为的关系做了探索性分析,是进一步了解社会转型时期二者关系、了解家庭权力结构对生育行为影响的初步尝试。

#### 参考文献:

- 1 费孝通. 乡土中国 生育制度. 北京大学出版社, 1998
- 2 国务院人口普查办公室和国家统计局. 2000 年中国人口普查数据(上、中、下册). 中国统计出版社, 2002
- 3 梁在. 事件史分析. 载郭志刚主编. 社会统计分析方法——SPSS 软件应用. 中国人民大学出版社, 2003
- 4 王跃生. 当代中国家庭结构变动分析. 中国社会科学, 2006; 1
- 5 曾毅. 中国人口分析. 北京大学出版社, 2004
- 6 Allison, P. 2001. *Survival Analysis Using the SAS System*. SAS Publishing
- 7 Axinn, W. G., & Fricke, T. 1996. Community context, women's natal kin ties, and demand for children: Macro-micro linkages in social demography. *Rural Sociology* 61: 249- 271
- 8 Barber, J., & Axinn, W. G. 1998. The impact of parental pressure for grandchildren on young people's entry into cohabitation and marriage. *Population Studies* 52: 129- 144
- 9 Burch, T., & Gendell, M. 1970. Extended family structure and fertility: some conceptual and methodological issues. *Journal of Marriage and the Family* 32: 227- 236.
- 10 Chamrathirong, A., Morgan, S. P., & Rindfuss, R. R. 1988. Living arrangements and family formation. *Social Forces* 66: 926- 950
- 11 Chen, F., S. Short, and B. Entwisle. 2000. The impact of grandparental proximity on maternal childcare in China. *Population Research and Policy Review* 19: 571- 590
- 12 Chi, P., & Hsin, P. 1996. Family structure and fertility behavior in Taiwan. *Population Research and Policy Review* 15: 327- 339
- 13 Cohen, M. L. 1976. *House United, House Divided: the Chinese Family in Taiwan*. New York: Columbia University Press
- 14 Coombs, L. 1978. How many children do couples really want?" *Family Planning Perspectives* 10: 303- 308- 1979. Reproductive goals and achieved fertility: a fifteen-year perspective. *Demography* 16: 523- 534.
- 15 Davis, K. 1955. Institutional patterns favoring high fertility in underdeveloped areas. *Eugenics Quarterly* 2: 33- 39
- 16 Davis, K., & Blake, J. 1956. Social structure and fertility: an analytical framework. *Economic Development and Cultural Change* 4: 211- 235
- 17 Fairbank, J. 1979. *The United States and China* (4th ed.). Cambridge, MA: Harvard University Press
- 18 Freedman, M. 1979. The Chinese domestic family: models. In G. W. Skinner (ed.), *The Study of Chinese Society: Essays by Maurice Freedman* (pp. 235- 239). Stanford: Stanford University Press
- 19 Fricke, T., & Teachman, J. D. 1993. Writing the names: marriage style, living arrangements, and first birth interval in a Nepali society. *Demography* 30: 175- 188
- 20 Goldstein, A., White, M., & Goldstein, S. 1997. Migration, fertility, and state policy in Hubei Province, China. *Demography* 34: 481- 491

- 21 Goode, W. J. 1963. *World Revolution and Family Patterns*. New York: Free Press of Glencoe
- 22 Greenhalgh, S., Zhu, C., & Li, N. 1994. Restraining population growth in three Chinese village, 1988– 93. *Population and Development Review* 16:337– 354
- 23 Guo, G. 1993. Event– history analysis for left– truncated data. *Sociological Methodology*, San Francisco, CA: Blackwell Publishers, pp. 217– 243
- 24 Guo, Z., and Y. Li. 1996. Influencing factors on rural fertility. *Collection of Research Papers of 1992 Fertility Sampling Survey in China*, edited by Jiang, Z. China Population Publishing House, Beijing, China
- 25 Hirschman, Charles, and Nguyen Huu Minh. 2002. Tradition and change in Vietnam family structure in the Red River Delta. *Journal of Marriage and the Family* 64(4):1063– 1079
- 26 Lee, J. Z., & Campbell, C. D. 1998. Headship succession and household division in three Chinese banner serf populations, 1789– 1909. *Continuity and Change* 13:117– 141
- 28 Lee, J. & Wang, F. 1999. *One Quarter of Humanity, Malthusian Mythology and Chinese Realities 1700– 2000*. Cambridge: Harvard University Press. 1999
- 29 Merli, M. G., & Smith, H. L. 2002. Has the Chinese family planning policy been successful in changing fertility preferences? *Demography* 39: 557– 572
- 30 Morgan, S. P., & Rindfuss, R. R. 1984. Household structure and the tempo of family formation in comparative perspective. *Population Studies* 38:129– 139
- 31 Parish, W. L., and Whyte, M. K. 1978. *Village and Family in Contemporary China*. Chicago, IL: The University of Chicago Press
- 32 Qian, Z. 1997. Progression to second birth in China: a study of four rural counties. *Population Studies* 51: 221– 228
- 33 Rindfuss, R. R., & S. P. Morgan. 1983. Marriage, sex, and the first birth interval: the quiet revolution in Asia. *Population and Development Review* 9:259– 278
- 34 Short, S., Linmao, M, and Wentao Y. 2000. Birth planning and sterilization in China. *Population Studies* 54(3): 279– 291
- 35 Tsui, M. 1988. Change in Chinese urban family structure. *Journal of Marriage and the Family* 51:737– 47
- 36 Weinstein, M., Sun, T., Chang, M., & Freedman, R. 1990. Household composition, extended kinship, and reproduction in Taiwan: 1965– 1985. *Population Studies* 44: 217– 239
- 37 Whyte, M. K., and Gu, S. Z. 1987. Popular response to China's fertility transition. *Population and Development Review* 13: 71– 493
- 38 Wolf, A. P. 1985. *Family and Population in East Asian History*, edited by Susan B. Hanley and Arthur Wolf. Calif.: Stanford University Press
- 39 Yamaguchi, Kazuo. 1991. *Event History Analysis*. Applied Social Science Research Methods Series, Volume 28. Newbury Park, CA: Sage Publications, Inc: 1
- 40 Zhao, Z. 2000. Coresidential patterns in historical China: a simulation study. *Population and Development Review*, 26: 263– 293
- 41 Zheng, Z. 2000. Social– demographic influence on first birth interval in China, 1980– 1992. *Journal of Biosocial Science* 32: 315– 327

(责任编辑:沈 铭 收稿时间:2007– 01)