

农村二孩生育间隔的分层模型研究^{*}

郭志刚 李剑钊

【内容摘要】2001年全国计划生育/生殖健康调查数据本质上是分层结构性质的,其中包括妇女个人数据和村级数据两个层次,比较适合采用分层模型分析。本文应用分层线性模型分析了这一原始数据,考察宏观的社会经济环境及计划生育氛围与微观的妇女个人特征如何共同影响二孩生育间隔。

关键词:二孩生育间隔;分层线性模型

【作者简介】郭志刚,北京大学中国社会与发展研究中心、北京大学社会学系教授;李剑钊,北京大学社会学系硕士研究生。北京:100871

1 研究背景和研究目的

生育间隔是测量个体生育密度的指标,其平均值又可以反映人口群体的生育密度水平。并且,平均生育间隔通常分别按不同孩次来计算。妇女生育间隔的影响因素很多,因为生育本身既是一种生理现象,又是一种社会现象,因此育龄妇女本身的社会特征及她们所处的社会环境(其中也包括生育政策及其执行力度)都会影响生育行为。生育间隔也不例外。

在国内关于生育间隔的研究中,大多数研究都侧重于生育间隔或婚育年龄的测量并描述了其变化趋势(宋元杰等,1983;乔斌和徐大同,1983;曾毅,1992;郭维明,2003;黎楚湘等,2005);还有一些研究探讨生育间隔或婚育年龄作为自变量对其他变量的影响(查瑞传和刘金蟾,1991;曾毅,1991a,1991b),但是并未对生育间隔本身的影响因素进行分析。

也有少数研究探讨了生育间隔的影响因素。涂平的研究表明,陕西妇女的初婚初育间隔与妇女的初婚年龄密切相关,而二孩生育间隔和三孩生育间隔与子女的性别构成、母乳喂养时间、及母亲本人的职业等因素有关,他还发现生育间隔存在着明显的地区波动(Tu Ping,1991)。郑真真对初婚初育间隔的研究发现,中国城市妇女和农村妇女初婚初育间隔模式相似,但前者的间隔略长(郑真真,1999)。生存分析显示出居住地(城乡)、教育程度、初婚年龄对初婚初育间隔有显著影响。郑真真还对外出经历对农村妇女初婚年龄的影响进行过专门分析(郑真真,2002)。

我们看到,以往对生育间隔影响因素的研究中,虽然已经注意到了社会环境因素影响的存在(比如地区差异和城乡差异的存在),然而却仅将分析局限于育龄妇女个人的社会及人口特征上,并未展开专门的社会环境因素的分析。

显然,研究生育间隔时不仅需要关注个人层次的解释变量,而且还应当关注社区层次的影响变量。这是因为,生育间隔不仅由妇女本人特征和家庭环境决定,还会受到所处社区中社会经济环境的影响。首先,社区之间的社会经济发展程度差异很大,在平均受教育程度、婚育习俗、生活方式等方面的差异也很大。其次,我国计划生育采取根据各地实际情况分类指导的原则,因此不同地区存在着不同的生育政策。^①生育政策不仅体现在对夫妇终身生育数量的限制上,也体现在对各孩次生育年龄或

* 本研究为国家社会科学基金资助课题“人口学方法论研究”(05BRK007)的成果之一。

① 参见郭志刚等(2003)关于中国生育政策多样化的定量研究结果。

孩次生育间隔的控制上。再有,各地区计划生育工作水平和力度存在着差异,因而生育政策实行效果也参差不齐。因此,育龄妇女并不是孤立地存在和生活着,她们势必受到所处社会环境的影响。不同社区的经济、社会、文化氛围、以及不同的生育政策和计生工作服务水平都会作用到育龄妇女身上,从而与其个人特征发生互动,并进而影响育龄妇女的生育间隔。

本文通过对实际调查数据的分层模型分析,力图将个人特征影响与社区环境影响结合在一体化的分析模型中,从育龄妇女生育间隔的总差异中将这两层不同性质的影响加以剥离和测量,并对各层解释变量的作用进行实证检验,探讨这两层解释变量之间的互动机制。

2 研究方法与研究数据

以往生育间隔影响因素的研究之所以未能在研究个人特征影响分析中同时考虑社会环境影响,主要是受无恰当统计模型可用的桎梏。然而近年来分层线性模型(Hierarchical Linear Models,简称HLM)的发展为这一类分层数据的研究提供了一种新的分析工具。

常规统回归计分析实际上仅能对单一分析单位进行处理,开展变量之间关系的研究。大多数其他统计方法也都默认这种平面数据结构。其实,这种分析背后存在一个重要假定,即各案例之间都是完全独立的。但这种假定其实与社会现实之间有很大出入,因为通常这些案例隶属于不同的组群。不同组群之内的案例相互影响、并不独立,往往存在很强的同质性,又可称为组内相关。而各组群之间又往往存在着明显的差别。比如学生隶属于班级,班级又隶属于学校,而同一学校、同一班级的学生由于面对同一处境(context),因而有很强的相似性。这就是分层数据结构。当常规回归应用于分层数据时,其关于案例之间独立的假定就会被违反,因此所得到的统计结果便会出现偏差,并且所有统计检验均丧失了有效性。

分层线性模型是一种具有普适性的新统计模型,正好适用于上述这种分层结构数据的分析。分层模型可以在一个模型中通过嵌套子模型来对不同层次的变量进行分析,因而这种方法比常规回归方法更有优势:1. 改进了对个体效应的估计;2. 对各层次之间的效应建立模型,并可进行假设检验;3. 分解各层次间的方差和协方差成分。鉴于目前已经有一些相关介绍文献,^①这里不再对该方法的原理做重复说明,下面仅就具体应用分析展开讨论。

本文主要利用分层线性模型来分析二孩生育间隔差异在不同层次间的分布,并尝试检验不同层次变量的影响。这种研究手段可以从生育间隔的角度展示社会中不同层次变量影响的复杂机制,为我们理解社会、理解人的行为提供新的视角和研究方向。

本研究采用数据是国家计划生育委员会于2001年进行的全国计划生育/生殖健康调查的数据。此次调查采取了分层、三阶段、整群和概率比例抽样法。该调查有四种问卷,即乡级计划生育服务站问卷、村级社区问卷、住户问卷和个人问卷。因为我们没有得到住户问卷数据,因此这部分信息并未在本研究中加以利用。个人问卷的调查对象包括了城乡育龄妇女两大类人群,而乡镇街道一级问卷其实只限于对农村样本点进行计划生育服务站问卷调查,并且每一个乡只调查一个村民小组。由于本研究使用分层线性模型,所用数据必须具有分层结构,因此对于调查样本中的城镇育龄妇女来说,就缺少了相应的上层调查单位(街道和居委会)的数据资料,无法满足这一模型的基本要求,所以本研究仅限于对农村的育龄妇女二孩生育间隔的分析。

首先,需要对农村妇女生育数据中那些无生育或只有一次生育的妇女案例进行删除,^②因为这些育龄妇女不存在明确完整的二孩生育间隔信息。这意味着本研究并未考虑删截问题,即在一孩妇女

^① 有关分层数据结构和分层模型的简介,参见郭志刚(2004)、杨菊华(2006)。较详细的介绍,参见张雷等(2003)所撰专著。该方法的原著参见H. Goldstein(1995),以及Raudenbush and Bryk(2002)。(注:后一原著已由郭志刚等翻译成中译本,即将由社会科学文献出版社出版。)

^② 数据中存在极少数多胞胎,但本研究只关注二孩生育间隔,因此将生育多胞胎只作为一次生育事件。

中肯定会有人继续生二孩的,甚至有人已经怀孕,但是本研究在研究二孩间隔时并未考虑这部分人的情况。

其次,这次调查的个人问卷直接询问了育龄妇女的所有的怀孕史和各次孕期相应的健康状况以及最后结果(如活产、人工流产、现孕等)。数据处理包括4项工作:第一,将原来每个妇女各次怀孕史的横向排列记录改变为每个妇女各次怀孕记录的纵向序次排列。第二,删除非活产结果(含多胞胎)怀孕记录,以及三孩及以上的生育记录。第三,根据一孩和二孩的生育年月之差计算出二孩间隔时间。这样我们就得到了因变量(Y)即以月为单位测量的育龄妇女二孩生育间隔。同时,还统计了其他一些变量,比如计算了一孩生育与二孩生育之间的人工流产次数,以作为层-1模型的自变量。第四,一孩生育信息利用完毕后,又从数据中删去所有一孩生育的记录。

最后,得到有二孩生育间隔测量值的农村育龄妇女15000多例。经过检查,发现这一数据样本中二孩生育间隔最短的只有5个月,这与常识相违。可以认为,个别案例的二孩生育间隔过短极有可能是出于调查或数据输入中发生的差错。通过检查农村二孩生育间隔的频次分布,只有很少案例的二孩生育间隔是小于10个月的,大概只占样本总量的0.4%。鉴于目前并没有对二孩生育间隔最短时间的明确界定,因此本研究以10个月作为二孩生育间隔的最短时间长度界限,删去了那些二孩间隔过短的案例。删除这些案例后我们得到样本描述统计与原来基本无异,只是二孩间隔最小值提高为10个月,最大值为250个月,平均值约39.6个月,即3年零3个月。样本二孩生育间隔时间长度呈单峰曲线分布,峰值大概在24个月左右,可认为是近似正态分布。这些数据就作为分层线性模型的层-1(即个人层次)数据。

我们除了得到本次调查的个人数据集以外,还得到了乡、村两级的数据集。但是如前所述,此次调查对抽中的每个乡中只抽取一个村民小组实施调查,因此所抽中的乡和村民小组其实是一一对应的。对于分层模型而言,每一个上级单位必须包含足够的下级单位样本量才能完成分析。因此,这一调查的乡级单位并不能满足作为一级分析单位的要求。于是,我们仅采用村级单位作为分层模型的第二层数据,放弃了乡级数据的应用。

3 分时期的农村二孩生育间隔的预分析

本次抽样调查的农村妇女二孩生育时间横跨30年(1970~2001),而在这30年中,我国在计划生育政策和经济、社会、文化等方面都发生了重大的变化。因此,十分有必要考察每个时期的具体情况。

分时期的二孩生育间隔描述性统计揭示出,从上世纪70年代至本世纪初以来,各时期农村二孩生育间隔的平均值和标准差均在明显递增,表明二孩生育间隔在不断加大,间隔分布的差异性也在不断加大(表1)。

表1 按时期分组的农村二孩生育间隔描述性统计

二孩出生时期	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
1974年及以前	283	10.0	53.0	25.4	8.37
1975年~1979年	1636	10.0	89.0	30.1	12.65
1980年~1984年	2880	10.0	155.0	31.1	15.90
1985年~1989年	4586	10.0	198.0	37.0	23.40
1990年~1994年	3248	10.0	232.0	38.8	25.37
1995年及以后	2915	10.0	260.0	60.2	30.09

零模型(null model)分析往往是应用分层模型分析的第一个步骤。零模型指各层方程中都不设自变量的模型,它又称为随机效应的单因素方差分析(One-way ANOVA with random effect)。通过零模型的分析,可以将农村妇女二孩生育间隔的总方差分解到不同层次,观察两层随机方差各占总方差的比例分布,便可以确定进行分层分析是否必要。

本研究采用HLM 6.01软件来进行农村二孩生育间隔的分层分析。根据该软件在分析二层线性

零模型时提供的第一层方差分量和第二层方差分量,便可以计算出村级方差在总方差中的比例来。这一指标在分层线性模型中又称为组内相关系数(intra-class correlation),^①其计算公式如下:

$$\text{组内相关系数} = \frac{\text{层-2 方差分量}}{\text{层-1 方差分量} + \text{层-2 方差分量}}$$

组内相关系数值越大,说明二孩生育间隔的总方差中层-2 村级方差所占比例越大,因此用村级变量来加以解释的可能性就越大。并且这种情况还意味着,仅对生育间隔进行个体层次变量的常规回归分析结果将会产生较大偏差,所以这时正是分层模型的用武之地。如果这一方差比例极小,便表明村级之间差异极小,那么意味着村级模型其实没有什么可以解释的余地,即这一层次的设立没有必要,便否定了社区特殊影响的存在,因而也就没必要采用分层模型,可以用常规回归模型直接分析个体案例数据。

HLM 软件还可以直接输出另一个重要指标:可靠性(reliability)。可靠性越高,说明误差的方差越小,表明模型拟合的估计值与妇女二孩生育间隔的真实值越接近。一般来讲,只有当可靠性小于 0.10 时,我们才将模型中的随机误差项设置成为固定值。

通过对上述时期分段的案例分别进行零模型的分析,得到了分时期的农村二孩生育间隔零模型结果(表 2)。

表 2 分时期农村二孩生育间隔零模型的方差分量表

二孩出生时期	随机效应	标准差	方差分量	组内相关系数	估计可靠性
1974 年及以前	层-2 随机项	0.461	0.213	0.003	0.004
	层-1 随机项	8.530	72.756		
1975~1979 年	层-2 随机项	2.674	7.151	0.045	0.097
	层-1 随机项	12.377	153.178		
1980~1984 年	层-2 随机项	4.156	17.272	0.068	0.205
	层-1 随机项	15.402	237.223		
1985~1989 年	层-2 随机项	12.583	158.344	0.282	0.639
	层-1 随机项	20.063	402.508		
1990~1994 年	层-2 随机项	15.006	225.171	0.334	0.619
	层-1 随机项	21.213	449.989		
1995 年及以后	层-2 随机项	20.399	416.132	0.378	0.631
	层-1 随机项	26.183	685.547		

注:此表格根据 HLM 分时期的零模型输出结果汇总,省略了自由度、卡方值、显著度等输出项,根据 HLM 输出文件,可知它们均统计性显著。组内相关系数系根据两层方差分量手工计算的。

观察表 2 中的结果,可以发现随着时间的推移,分时期的农村二孩生育间隔的零模型的组内相关系数呈不断提高的趋势,而且估计可靠性也不断提高。造成这种统计现象的主要原因有两点:第一,它反映出不同农村之间的生育间隔差异不断增大;这应该归结为社会经济取得了巨大发展但地区之间发展很不平衡,并且还体现出各地有不同的生育间隔要求,并且计划生育力度与成效也存在着巨大差异。第二、比较分时期的妇女个人数据集,我们发现 1974 年及以前、1975~1979 年的数据中每一个层-2 单位所拥有的案例数量过少,从分层线性模型的统计估计方法上讲,这会导致了每个层-2 单位的层-1 系数的可靠性降低。上表揭示出了这种情况,这两个时期的估计可靠性都不足 0.10,根本

^① 张雷等(2003)将此译为“跨级相关”,杨菊华(2006)则称为“群间关联度系数”。但是,从英文直译就是“组内”相关;就其统计原意,该系数数值较高是指组内相似性较高而组间差异较大的情况。因此,本文采用直译。

无法满足分层研究对于可靠性的基本要求,除非对随机项进行固定化处理才可以应用。

表2还反映出1995年及以后时期段的组内相关系数最大,达到了0.378,可靠性也比较高。因此,后面我们将主要分析1995年及以后的农村妇女二孩生育间隔,这不仅是因为它的零模型结果最理想,而且也因为调查数据所提供的村级信息其实是2000年时的信息。因此,我们假定这些变量与育龄妇女实际决策和生育二孩时的相应情况之间有高度相关,作为自变量纳入模型才比较合理。而这些信息的时点距离更早时期的二孩生育已经相隔久远,因而其作为解释的有效性会大大折损。

4 分层分析中个人与农村两级的自变量

2001年全国计划生育/生殖健康调查中关于妇女个人情况的调查项目有很多,包括妇女个人特征方面的信息,个人生育和生殖健康信息,以及其丈夫的有关信息。

妇女的生育行为是由个人特征和所处背景共同作用的结果,经济、社会和文化等方面都会对育龄妇女的生育行为产生一定的影响。村样本的背景变量包括该村2000年人均纯收入、村人口数、村总户数,这可以作为代表育龄妇女所在村的经济和社会状况指标。我们发现村样本的人均纯收入、人口数和户数的差别其实都是比较小的,反映出我国农村经济、社会、人口发展水平的不同。

在村级数据中,还包括了一些反映计划生育设施、服务等方面的变量,如有无计划生育服务室、有无咨询服务、计生人员的培训情况等,可以作为解释变量纳入分层模型进行分析。

我们还发现,按照东、中、西部的排序,农村二孩生育间隔均值有依次缩短的趋势,并且其标准差也有相应缩小。这反映出不同经济地带的社会经济发展和计划生育方面的差异很大。

由于各层的解释变量都比较多,我们先通过半条件模型(semi-conditional model)分别对各层解释变量进行初步试探和筛选。^①

表3 分层分析的两级模型中的解释变量的定义与描述性统计

变量	定义	平均值	标准差
二孩生育间隔	1995~2001年调查之间的二孩生育的间隔(月)	60.29	33.08
个人特征	个人案例数:2903		
出生年份	妇女出生年份	1969.66	3.73
初婚年份	妇女初婚年份	1991.40	3.12
初婚年龄	妇女初婚年龄	21.25	2.48
理想子女数	根据数据中理想子女数改造 ^a	1.97	0.55
教育	参照类:文盲		
小学	1=小学程度,0=其他	0.45	0.50
初中	1=初中及以上,0=其他	0.36	0.48
人口流产后	根据数据统计的二孩间隔内的人口流产后次数	0.25	0.62
村级特征	村级单位数:718		
村平均户规模	根据村人口与户数计算	4.49	5.94
有无村广播站	1=有,0=无	0.46	0.50
有无村小学	1=有,0=无	0.81	0.39
有无村计生员	1=有,0=无	0.99	0.09
地区	参照类:西部		
中部	1=中部,0=其他	0.36	0.48
东部	1=东部,0=其他	0.34	0.48

a. 原始数据中该变量的编码9与其他代表数量的编码值不同,只代表“无所谓要几个孩子”。由于在2903个案例中只有15人选择此项,所以对此种情况均按其他样本的平均值加以替补。

层一1半条件模型结果发现,由于统计性不显著而淘汰的有夫妻年龄差、民族、以及丈夫教育水平

① 即在分层模型的其他层次不设任何自变量,而只在的某一层内设自变量,以便对该层自变量进行筛选。

这三个变量。而育龄妇女的出生年份、初婚年份、初婚年龄、理想子女数、一孩至二孩间隔之内的人工流产数、以及个人的受教育水平都取得了统计性显著,因此将保留这些个人特征变量,在完全模型中再做进一步检验。

然后,在层-2 半条件模型设置多种自变量组合的筛选,发现代表村经济水平的两个变量(村人均收入和有无村办企业)、以及多个反映村中文化、卫生、计生方面的村级变量对二孩生育间隔的影响并不大,因此予以淘汰。而对生育间隔影响比较显著的村级变量包括:村的平均户规模、有无广播站、有无小学、村中是否有计生管理或技术人员、以及东中西部的地区属性。

表3 提供了各层保留的待检自变量的定义与描述性统计。

5 完全分层模型的分析

在完全模型中,将层-1 和层-2 分别筛选出的自变量同时纳入分层模型,以便反映出各层自变量作用的复杂结构。

层-1 模型:设置了在个人层次上各解释变量对二孩生育间隔的影响方式

为了使输出结果更好理解,在模型设置时将出生年份、初婚年份、初婚年龄、二孩间隔内的人工流产数、以及理想子女数均按村的平均值对中(centering)设置。

$$\begin{aligned} \text{二孩间隔} = & B_0 + B_1 \times \text{出生年份} + B_2 \times \text{初婚年份} + B_3 \times \text{初婚年龄} + B_4 \times \text{小学水平} \\ & + B_5 \times \text{初中以上} + B_6 \times \text{人工流产} + B_7 \times \text{理想子女数} + R \end{aligned}$$

注:其中 B_0 是层-1 模型的截距,由于各连续变量都按村的平均值对中,因此截距在这里代表着各村的平均二孩生育间隔。而其他各 B 系数分别代表个人特征变量的效应,它们体现着由于个人特征而导致每个妇女生育间隔对村平均水平的系统性偏离,与常规回归系数的理解方式相同。层-1 模型中的 R 代表某个妇女的随机误差,即不能由村平均水平及其个人特征的系统性影响所解释的那部分差异。

层-2 模型:设置了在村级层次上的各解释变量对个人层次自变量效应的影响方式

$$\begin{aligned} \text{村平均间隔: } B_0 = & G_{00} + G_{01} \times \text{村均户规模} + G_{02} \times \text{有村广播站} + G_{03} \times \text{有村小学} \\ & + G_{04} \times \text{有村计生员} + G_{05} \times \text{中部地区} + G_{06} \times \text{东部地区} + U_0 \end{aligned}$$

$$\text{出生年份效应: } B_1 = G_{10} + G_{11} \times \text{有村广播站} + G_{12} \times \text{中部地区} + G_{13} \times \text{东部地区}$$

$$\text{初婚年份效应: } B_2 = G_{20} + G_{21} \times \text{村均户规模} + G_{22} \times \text{中部地区} + G_{23} \times \text{东部地区}$$

$$\text{初婚年龄效应: } B_3 = G_{30} + G_{31} \times \text{有村小学}$$

$$\text{小学以下效应: } B_4 = G_{40}$$

$$\text{中学以上效应: } B_5 = G_{50}$$

$$\text{人工流产数效应: } B_6 = G_{60}$$

$$\text{理想子女数效应: } B_7 = G_{70}$$

注:由于层-1 模型中截距 B_0 其实是体现某村育龄妇女的平均二孩生育间隔的重要测量指标,因此我们有理由认为层-2 的所有村级变量对它都有一定的影响,因此在层-2 的截距模型(求解 B_0 的模型)中纳入了所有的层-2 自变量,以待定的各 G 系数反映各村级变量的效应。并且,层-2 截距模型还加上随机波动项,即模型允许各村存在自己的其他特殊性表现。

层-2 模型的其他方程决定了层-1 模型中的各自变量系数的效应方向及强度。如何纳入层-2 自变量,还有必要借助层-2 自变量如何影响层-1 自变量的有关理论和经验,并经过试算筛选。对于出生年份、初婚年份、和初婚年龄三种效应,假定某些村级变量对其有所制约。而对于教育程度、人工流产数、理想子女数对生育间隔的效应系数估计模型则采取十分简化的形式,直接将样本总平均效应代入层-1 模型。也就是说,假定各地农村妇女的这三个变量对生育间隔的影响是同样的。

出于样本规模有限,特别是相当一部分村中二孩生育数量很少,这对于分层研究是十分不利的。因此,我们必须将各层-2 单位中的所有斜率模型都设为固定效应模型,即它们都不存在随机效应,这样做的目的是尽量保持必要的统计显著性水平。

上述完全模型中各效应的系数估计和统计显著性等指标都在表4中提供。由于层—1模型中所有系数均由层—2模型制约,因而表4中没有单独输出层—1系数。表4提供了初始检验模型的结果,此模型代表了待检的关系结构假设。其中大多数关系都得到了统计性检验的肯定,但也有一部分假设关系因统计性不显著而不能肯定。通过逐步淘汰各项最不显著的效应,表4还提供了最终得到数据验证的结果。

表4 对农村二孩生育间隔的 HLM 完全模型分析的回归系数表

固定效应估计	初始解释模型		最终解释模型	
	系数估计	显著度	系数估计	显著度
层—1 村均间隔 截距, B0				
层—2 截距, G00	30.142721	0.001	30.815152	0.001
村户均规模, G01	-0.295315	0.049	-0.300491	0.045
有村广播站, G02	4.739989	0.007	4.751151	0.007
有村小学, G03	-8.814414	0.000	-8.882147	0.000
有村计生员, G04	28.243131	0.002	28.631195	0.002
中部地区, G05	10.262679	0.000	10.525293	0.000
东部地区, G06	16.096421	0.000	16.362724	0.000
层—1 出生年份 斜率, B1				
层—2 截距, G10	-2.990993	0.002	-2.985757	0.002
有村广播站, G11	-0.591974	0.036	-0.586715	0.037
中部地区, G13	1.389076	0.008	1.394905	0.007
东部地区, G14	1.680017	0.001	1.701994	0.001
层—1 初婚年份 斜率, B2				
层—2 截距, G20	-2.760650	0.004	-2.771510	0.004
村户均规模, G21	0.101445	0.022	0.104553	0.018
中部地区, G22	-1.570015	0.008	-1.568899	0.008
东部地区, G23	-2.551414	0.000	-2.549280	0.000
层—1 初婚年龄 斜率, B3				
层—2 截距, G30	-2.805109	0.007	-2.626810	0.004
有村小学, G31	0.176253	0.764		
层—1 小学水平 斜率, B4				
层—2 截距, G40	1.012393	0.426		
层—1 初中以上 斜率, B5				
层—2 截距, G50	1.922562	0.172		
层—1 人工流产 斜率, B6				
层—2 截距, G60	6.189865	0.000	6.206191	0.000
层—1 理想子女数 斜率, B7				
层—2 截距, G70	-0.186594	0.849		
层—1 截距的可靠性估计	0.715	0.716		

首先,表4初始模型的第一部分描述了层—2的村自变量对层—1模型截距(即村的平均二孩生育间隔)的影响。所有层—2的村自变量都是统计性显著的。结果表明,在控制其他因素条件下,所有个体案例的二孩间隔总平均值约为30个月(即2.5年)^①。并且结果还肯定了,村户均规模越大(往往体现本地生育水平高)将导致村平均二孩间隔越短;有村广播站可导致村平均间隔延长4.7个月;

^① 这里与前面提供的平均二孩间隔数值不同,是因为前面提供的是无条件均值,而这里则是条件均值,即在所有各自变量都处于平均水平时所能达到平均二孩间隔。

中部农村的二孩间隔比西部农村(参照类)长 10 个月,而东部农村比西部农村则长 16 个月。村里有无计生员对本村二孩间隔的影响非常大,有计生员能延长间隔 28 个月!由于此模型中没有直接代表生育政策和基层计划生育力度的村级变量,因此有无村计生员很可能在某种程度上代表这些因素的影响。但是有村小学却会缩短村平均二孩间隔的结果与我们当初的假设背道而驰,并且它的显著度还非常高。这可能意味着村小学直接服务的是生育的下一代,并不能促使生育间隔延长。

育龄妇女个人的出生年份其实一方面代表了年龄的影响,另一方面也代表了出生队列影响。这一层-2 斜率系数模型中的所有自变量也都是显著的。结果表明,出生年份总效应的斜率(G10)是负值。请注意,这并不是说越年轻的出生队列生育间隔越短,而是表明在特定时间段(1995~2001)内生育二孩的人越年轻(即较晚年份出生),其二孩间隔越短。在其他情况不变时,每年轻 1 岁意味着二孩间隔会缩短 3 个月。并且这一总效应实际上还受到村级处境的影响。很有意思的是,尽管在截距模型中有村广播站导致村平均二孩间隔延长 4.7 个月,然而在出生年份影响的系数模型中有村广播站反而使出生年份影响总的负斜率上又进一步降低 0.6 个月。这是就西部农村地区而言的,要是处于东、中部地区的农村又会将出生年份的对间隔的缩减效应分别抵消掉 1.7 个月和 1.4 个月。

再来看初婚年份的斜率模型。初婚年份代表了初婚队列效应。与出生年份的总效应一样,初婚年份也是负的总效应,即在 1995~2001 年期间生育二孩者中,初婚越晚其生育间隔越短。村户均规模较大时会略为抵消这种影响,而东、中部地区差异则反而进一步增强这种影响。值得注意的是,在这一斜率模型中,所有村变量对生育间隔的效应都与它们在截距模型中的效应方向相反。

如果说初婚年份考察从初婚至生育二孩之间的间隔,那么初婚年龄则是从另一个角度来考虑问题。即使是有同样的初婚至二孩间隔的育龄妇女,这一间隔在不同初婚年龄的人身上体现出来的意义是很不一样的。同样生育两个孩子,晚婚者就必须缩短所有生育间隔才能完成,而早婚者则有更大余地拉开间隔。从初婚年龄的斜率模型结果看出,初婚年龄的一般效应系数是负值,验证了晚婚导致缩短二孩生育间隔。该模型中是否有村小学的效应统计性很不显著,然而其影响方向却是正的,与我们的假设一致。

两个个体教育程度的斜率方程中都并未设任何层-2 自变量,只设了一般性效应。模型结果表明,尽管这两个代表不同教育程度差别效应系数都是正值(与文盲参照类相比,二孩间隔有所延长),与假设是一致的,但是均未达到统计显著水平。

在二孩间隔期间的人工流产数存在着十分显著的一般性效应,表明每一次人工流产会延长二孩间隔 6 个月以上。

最后,理想子女数表明有极微弱的缩短二孩间隔的一般性效应,但是统计检验极不显著。这种结果的产生,一是理想子女数数据可能不可靠,二是育龄妇女并未按理想计划来生育。

为了提供更为确切的估计系数,我们逐步将初始模型中最不显著的层-2 变量一一淘汰,取得了最终模型。可以看出,实际上最后取得显著的那些层-2 自变量与初始模型的检验结果完全相同,只是最终模型的系数估计值略有变化,一些自变量的显著水平有所提高。

最后再对模型整体情况做一些分析。在表 2 中曾提供了各层均不加解释变量的零模型的方差分量和组内相关系数,表明层-2 方差占总方差的 37.8%。但是由于有些自变量缺失,因此在完全分层模型分析中案例规模有少量损失。表 5 提供了根据解释模型所用数据重新计算的零模型方差分量,得到组内相关系数为 37.9%。

对于解释性模型(含有自变量的模型)并不能计算组内相关系数,但是可以对比零模型的相应方差来计算各层的解释变量对原有方差的削减比例,亦称为方差解释比例,计算公式为:

$$\text{各层的方差解释比例} = \frac{\text{原模型方差分量} - \text{现模型方差分量}}{\text{原模型方差分量}}$$

其意义类似于普通回归中的确定系数(R^2),但是它是按各层分别计算的。

表 5 随机效应方差分析表

零模型:	标准差	方差分量	自由度	卡方值	P-值	组内相关系数
层-2 随机方差, U0	20.42	417.05	717	2515.09	0.000	0.379
层-1 随机方差, R	26.12	682.17				
最终解释模型:						方差解释比例
层-2 随机方差, U0	19.55	382.16	711	3246.71	0.000	0.084
层-1 随机方差, R	20.14	405.64				0.405

我们看到最终解释模型其实对平均二孩生育间隔在层-2的总方差仅仅解释了8%而已。也就是说,由于本文使用二手数据,在村级自变量选择上受到很大局限,因而层-2方差解释比例很低。这说明,还存在着其他重要的村级解释变量,这一方面有待于理论上的探索,另一方面也有待于更多的村级可用数据。当地生育政策关于子女数和生育间隔的规定及其实施力度肯定会对二孩间隔有重大影响,但是目前有关调查数据中这些重要信息仍是空白,显然阻碍了对于生育政策作用的研究。

而平均二孩生育间隔在层-1的总方差则被所选的解释变量显著地削减了,方差削减量为 $687.17 - 405.64 = 276.52$,表明层-1方差被解释了40.5%。尽管如此,层-1方差也仍存留着很大的解释余地,有待进一步的分析。

总之,通过分层线性模型的建立,本文用实际调查数据验证了前面的主要研究假设,即妇女的二孩生育间隔是由妇女个人变量和所在的社区处境变量共同影响的结果。分析发现,实际上育龄妇女二孩生育间隔差异中属于社区层次的比例还比较高(达到38%),但是由于数据所限,本文对社区一级的影响因素发掘得还很不够。

6 小结

本文应用分层线性模型对2001年全国计划生育/生殖健康调查数据进行了研究,分析了农村妇女的二孩生育间隔在个人层面和社区层面的影响因素。主要研究结论概括如下:

(1)按不同时期对二孩生育间隔的分层零模型结果表明,不同农村社区之间的差异越来越大,证实了进行分层研究的必要性。妇女的生育行为并不是由其个人特征完全决定的,社区作为一个社会生态环境,体现着社会经济、文化风俗、计划生育政策、管理与服务等各方面的差异。当前,农村二孩生育间隔在社区层次的方差已经占到全部方差的1/3以上。

(2)通过解释性分层线性模型的分析,本文利用实际调查数据中的信息对二孩生育间隔在个人层次和社区层次的影响因素及互动机制进行了初步探索。结果表明,生育行为的确是多层次因素共同作用的结果,并且各层次影响因素之间还存在着复杂的互动机制。分析发现,社区因素存在着对个人特征效应的显著制约作用,并且还发现同一社区因素通过对不同个人特征效应的增强或削弱,往往同时存在对二孩间隔不同方向的最终影响。

(3)2001年全国计划生育/生殖健康调查数据所提供的个人特征信息对二孩间隔在个人层次方差的解释能力相对较强。尽管分析表明,实际上社区处境的影响占二孩生育间隔总方差的比例达到1/3以上,但是由于理论和数据的限制,本文对社区一级的影响因素发掘得还很不够,对社区一级方差的解释比例还相对较低。

(4)在本研究中,社区一级变量的解释能力有限,可能还有数据本身的原因。这一调查数据中所含的村级单位很多,但每一村级单位中一年内生育二孩的数量相对极少。为了满足分层线性模型对上层单位所要求的隶属下层案例的平均规模,在解释模型中所用二孩生育数据实际上横跨数年,而用来进行解释的多数社区自变量(仅所在地区类型除外)其实都是2000年时的状况。本研究假定调查时点上社区一层的解释变量信息与前几年的情况是高度相关的,因而可以作为替代指标用以解释前

几年的生育行为。这是本研究不得不采取的策略,但是在这些年中社区状况完全可能经历过很大变化,这种情况当然也会损失本文分析结果的有效性。

参考文献:

- 1 国家计划生育委员会. 2001 年全国计划生育/生殖健康调查技术文件, 2001
- 2 郭维明. 20 世纪 90 年代我国婚育模式的初步分析. 人口学刊, 2003; 5
- 3 郭志刚, 张二力, 顾宝昌, 王丰. 从政策生育率看中国生育政策的多样性. 人口研究, 2003; 5
- 4 郭志刚. 分析单位、分层结构、分层模型. 北京大学社会学学刊: 第一辑. 北京大学出版社, 2004
- 5 黎楚湘, 吴耀春, 汪涛, 徐玲, 高军. 1998—2003 中国妇女生育水平与生育模式. 中国卫生统计, 2005; 4
- 6 乔斌, 徐大同. 妇女生育胎次间隔的分布. 全国千分之一人口生育率抽样调查分析(人口与经济专刊), 1983
- 7 宋元杰, 石玉林, 张贵潮. 妇女生育胎次状况. 全国千分之一人口生育率抽样调查分析(人口与经济专刊), 1983
- 8 杨菊华. 多层模型在社会科学领域的应用. 中国人口科学, 2006; 3
- 9 曾毅(1991a). 提高平均生育年龄对我国人口发展的影响. 人口与经济, 1991; 2
- 10 曾毅(1991b). 全国及各省、市、自治区近年出生率回升成因的人口学分析. 人口研究, 1991; 1
- 11 曾毅(1992). 利用普查数据估算平均初婚年龄与平均初婚初育间隔的方法及其在四普资料分析中的应用. 人口与经济, 1992; 3
- 12 查瑞传, 刘金塘. 中国妇女结婚生育的时期分析和队列分析. 中国人口科学, 1991; 6
- 13 张雷, 雷雳, 郭伯良. 多层线性模型应用, 教育科学出版社, 2003
- 14 郑真真. 对 80 年代以来我国妇女初婚—初育间隔的分析. 人口与经济, 1999; 2
- 15 郑真真. 外出经历对农村妇女初婚年龄的影响. 中国人口科学, 2002; 2
- 16 Goldstein, H. (1995). *Multilevel Statistical Models*. (2nd ed). New York: John Wiley
- 17 Tu Ping. (1991): "Birth Spacing Patterns and Correlates in Shaanxi, China", *Studies in Family Planning*, Vol. 22, No. 4 (Jul. - Aug.), 255-263
- 18 Raudenbush S. W. and Anthony S. Bryk. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Second Edition. Sage Publications, Inc
- 19 Scientific Software International, Inc. (2004). *HLM6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*

Second Birth Intervals in Rural China: An HLM Analysis

Abstract: Using the original data of 2001 National Family Planning/ Reproductive Health Survey, this paper investigates how the community—level and individual—level characteristics affect the length of second birth intervals in rural China. Hierarchical linear models are applied for this purpose, as the 2001 survey data essentially are of a nested structure entailing multilevel approaches. Results show that community—level variance accounts for more than one—third of the total variance of the second birth intervals, and there are evident constraints of the community—level determinants on the individual—level variables.

Keywords: Second birth intervals; Hierarchical linear models (HLM); 2001 National Family Planning/ Reproductive Health Survey

Authors: Guo Zhigang is Professor, Department of Sociology, Peking University; Li Jianzhao is Graduate Student, Department of Sociology, Peking University.

(责任编辑: 陈 卫 沈 铭 收稿时间: 2006—07)