## 乡城流动人口的生育间隔及其影响因素

——以上海市为例

### 梁同贵

(复旦大学 人口研究所, 上海 200433)

摘 要:采用原国家人口和计划生育委员会 2012 年组织调查的北京、上海、广州特大城市流动人口动态监测数据的上海部分进行了乡城流动人口生育间隔的分析,研究发现流动确实延迟了初婚年龄、一胎二胎三胎的生育年龄,延长了一胎二胎三胎的生育间隔,证明了中断理论的存在。Cox 回归实证结果显示上一胎生育地为流出地的育龄妇女下一胎在流入地的生育间隔将会被延长。这主要是因为迁移人口在陌生的地方重新开始新生活使他们常常处于一种紧张、疲劳和不安定的状态,生理和心理的双重负担使他们无暇顾及或者不愿意在此阶段生孩子,从而干扰了妇女的生育行为。

关键词:流动人口;生育间隔;Cox回归

中图分类号: C92-05 文献标识码: A 文章编号: 1000-4149 (2016) 05-0012-11

**DOI**: 10. 3969/j. issn. 1000 – 4149. 2016. 05. 002

# The Analysis of the Birth Intervals and Its Effecting Factors of the Rural-Urban Floating Population: A Case Study of Shanghai City

LIANG Tonggui

(Population Research Institute, Fudan University, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** This article analyzes the birth intervals of the rural-urban floating population based on the data of megacities dynamic monitoring data of the floating population organized by National Health and Family Planning Commission of the People's Republic of China. The result which proves the Disruption Theory's existing shows that floating delays the first marriage age, the first, the second and the third birth age, also the first, the second and the third birth interval truly. The empirical result of Cox regression shows the women of childbearing age who have the former child in the original area will delay the latter birth after floating into the destination. This is mainly because of the feeling of tension, fatigue and unsteady state introduced by the strange place when they start the new life in

the floating destination. The double burden of physiology and psychology interfere with the fertility behavior of women through making them busy and losing the will of having children in this stage.

**Keywords:** floating population; birth interval; Cox regression

#### 一、研究背景

生育间隔是指两个相继出生的孩子之间的时间长度,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<sup>[1]</sup>。生育间隔的研究已经引起了人口学与公共健康领域的注意,因为生育间隔与育龄妇女的生育率有关,又与母婴的健康有关。在一个高生育率的国家或地区中,胎次间隔对于生育率的高低起着决定性的作用。妇女不同的生育间隔暗示了不同的生育方式,更为重要的是,一个详细的生育过程步骤的分析将更全面地揭露生育转变的过程<sup>[2]</sup>。另外国外一些基于大样本抽样数据的统计分析结果显示孩子的生育间隔对母婴的健康与营养状况有影响,如果妇女生育胎次间隔适中,则会降低孩子的死亡率而提高孩子的生存率<sup>[3-7]</sup>。一个比较长的生育间隔使母亲放弃了生育更多的孩子而去更好地促进现有孩子的发展,一些研究结果显示一个较短的生育胎次间隔将使这个孩子有着较高的患病率甚至死亡<sup>[8-11]</sup>。鲁茨坦(Rutstein)的研究结果显示育龄妇女在生完一个孩子两年后再怀孕,则孩子的死亡率降低 13%;如果三年后再怀孕,则孩子的死亡率会降低 28%<sup>[4]</sup>。而另一方面从进化论的角度看,生育间隔同时又是父母对孩子投资多少的测量标度。父母的投资是父母所给予该孩子的用于提升后代再繁殖质量的任何一项花费<sup>[12]</sup>。生育间隔的变化通常被理解为父母投资的变化,有过男孩后的生育间隔变长说明了父母在男孩身上的投资多于女孩。

伴随着流动人口不断涌入城市,国内流动人口的生育问题也逐渐引起了学者的关注,不少学者就流动人口生育率降低还是升高分别进行了论证<sup>[13-17]</sup>,如石人炳教授对我国流动人口生育问题的研究进行了总结与归纳,认为"中国'流动人口生育水平更低'的结论有待进一步检验"<sup>[18]</sup>,但目前对流动人口生育问题的研究还没有涉及生育间隔这一层面上来,从生育间隔的角度去研究流动人口的生育问题也是一个不可或缺的方面,通过生育间隔可以发现流动人口生育行为的变化。那么流动人口与非流动人口各胎次的生育间隔是否出现差异?存在着什么样的差异?影响流动人口生育间隔的因素是什么?这些影响因素的背后又有着什么样的社会政策寓意?这些正是本文所要探究的问题。

#### 二、研究回顾与假设

邦戈茨(Bongaart)的研究发现育龄妇女的生育率主要受到四个中介变量的影响,即已婚比例、产后不孕、避孕与流产<sup>[19]</sup>。社会学家认为生育间隔的不同主要是因为哺乳方式、避孕、性交频率、流产几率与绝育<sup>[20]</sup>。但赫希曼(Hirschman)和兰福斯(Rindfuss)认为生育不仅仅只是夫妇的决定,同时与社会、经济、人口以及健康情感等因素有关,影响生育的因素同样也影响着生育间隔<sup>[2]</sup>。郭志刚等以分层模型方法对农村二孩生育间隔进行了研究,发现妇女个体的出生年份、初婚年份和初婚年龄等社会人口特征及理想子女数、间隔内人工流产数等对生育间隔的影响将会受到社区经济、文化风俗、计划生育政策、管理和服务等社区环境的调节<sup>[1]</sup>。

妇女的受教育程度经常被作为影响生育间隔的因素来分析,受教育程度对生育间隔有影响已经被证实<sup>[2,21]</sup>。然而,也有研究表明妇女的受教育程度对怀孕几率的影响微乎其微,男性的受教育程度与职业对印度尼西亚与菲律宾的生育率有重要作用<sup>[20]</sup>。其他的一些研究中也证实了妇女的教育、雇佣机会、存活子女的数量与性别也将影响着生育间隔<sup>[22-24]</sup>。

初婚年龄通常被认为是一个影响生育过程的重要因素。如果妇女结婚时年龄较小,那么对于孩子数量、避孕以及其他类似的考虑将会不成熟,因此将影响着生育间隔<sup>[25]</sup>。但阿卜杜勒-阿齐兹 (Abdel-Aziz) 的研究发现,一个约旦的妇女结婚越晚,生育第一个孩子的时间就越快<sup>[26]</sup>。另一项对塔芒族的研究也发现了类似的结论,塔芒族 19 岁及以后结婚的妇女比更年轻的妇女生孩子的概率大<sup>[27]</sup>。巫锡炜的研究发现在控制个体特征和所处文化背景特性的情况下,对于有可能生育二胎的妇女,初婚年龄的推迟、初育为女孩的情况都将导致二胎生育间隔的缩短;所属初育队列越晚、初育孩子健康、初育后哺乳时间越长、间隔期内人工流产次数越多则都会显著延长二胎生育间隔<sup>[28]</sup>。

涂平的研究发现二胎生育间隔和三胎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,而且生育间隔存在着明显的地域差异<sup>[29]</sup>。李蕾(Lei)和崔(Choe)以我国 1988 年 2‰ 生育节育调查数据对已婚妇女的二孩生育间隔进行研究,发现对生育政策的遵从、居住地类型、妇女的受教育程度、初育孩子的性别和初育时的年龄都对二孩生育间隔有显著影响<sup>[30]</sup>。在伊朗的研究中,哈健(Hajian)的研究显示生育的胎次间隔与妇女的年龄、哺乳期、孩子的性别、存活孩子数、避孕方式、进入家庭计划诊所的频率有关。而另一项研究显示家庭计划政策对一胎的生育并不产生影响,也不会延迟一胎的生育,但在延迟与阻止其他胎次生育方面的作用明显<sup>[31]</sup>。欧嘉(Ojha)的研究证实了前一胎是男孩的生育间隔比前一胎是女孩的生育间隔要长<sup>[32]</sup>,这个结论在布兰查德(Blanchard)和博格特(Bogaert)的研究中也得到验证<sup>[33]</sup>。

国外在研究流动迁移对生育率的影响时常常会用到中断理论(Disruption Theory),中断理论认为 夫妻之间的分离或者流动迁移过程中遇到的困难将会导致生育孩子行为的中断<sup>[34]</sup>,流动迁移人口迫 于迁移后的压力而延缓生育孩子<sup>[35]</sup>。这个理论背后的思想是说当育龄妇女在经历迁移过程中的困难 时,她们生育第一孩次的年龄将会被推迟。因此,本文假设相比较于非流动人口,流动人口各胎次的 生育年龄将会延缓,各胎次的生育间隔将会延长。

#### 三、数据来源与研究方法

#### 1. 数据来源与调整

2012 年原国家人口和计划生育委员会组织调查的流动人口动态监测项目包含了流动人口生育史的回顾,本文研究数据来自《北京、上海、广州特大城市流动人口动态监测调查问卷》中的上海部分,数据库中样本量为14993 份,男性7100 份,女性7893 份。从样本户籍地来源分布看,在所有女性样本中户籍地为安徽的占28.82%,户籍地为江苏的占17.18%,两省份女性样本数占全部样本的46%,所以就全国流动育龄妇女的角度而言,"以上海市为例"代表全国性的范围可能会存在偏差,但限于数据的可获得性,笔者仍然采用该数据对乡城流动人口生育间隔的及其影响因素进行研究。

我们根据问卷中所生子女情况,将孩次与胎次对应起来,在所生一孩与二孩中共有70对双胞胎,我们在计算第二胎生育间隔时将对应的育龄妇女剔除在外,70对双胞胎的育龄妇女中又有14人生育了第三个孩子,那么我们将这14个生育第三个孩子的样本放到了二胎生育间隔的计算中。这14个样本都没有生育第四个孩子,关于二孩是双胞胎的样本调整结束。生育三胎、四胎与五胎的样本量数据太少,在此不做调整与统计分析。

因为此次调研对象的年龄范围为 15-59 周岁,因此所有的女性属于育龄妇女。在本文的研究中 我们只选取其中的女性作为研究生育间隔的对象,样本范围缩小至 7893 份。另外根据问卷中的信息, 有一部分在来上海前就已经流动过的育龄妇女,我们暂且没有办法确定这一部分被访者生育孩子是在 原住地还是流入地,因此我们根据问卷第二部分中的题目"\*201\_1 请按时间顺序列举出除本市与户籍地以外,您曾经居住过半年以上的城市名称"将这一部分育龄妇女剔除,本文的研究对象缩小为只流动过一次且流入地为上海的那一部分育龄妇女,样本量为5847份。接着我们在5847份样本中选择婚姻状况为初婚的那一部分育龄妇女,样本量缩小至4443份。因为本文的研究对象为乡城流动人口,我们再从户口性质中选取农业户口,样本量缩小至3901份。

从初婚年龄看,679 份样本的初婚年龄低于法定结婚年龄,占3898 份样本(比3901 份减少了3份)的17.42%,其中低于15 岁结婚的样本数28 份,占3898 份样本的0.72%。分受教育程度看,低于法定婚龄的样本主要集中在初中及以下受教育程度群体中,所占比例为16.32%,高中中专学历占1.08%,大专及以上受教育程度所占比例可以忽略不计。因为受教育程度低的妇女往往结婚都比较早,所以我们不再根据初婚年龄对样本数据进行调整,依然认为调查样本数据是真实的。

在 3898 份问卷中共有 3668 份样本生育过一胎, 230 份样本没有生育, 这 230 份样本也构成了后面进行 Cox 比例风险回归样本的组成部分。在 3668 份生育过一胎的样本中有 10 份样本生育年龄低于 15 岁,占生育过一胎样本量的 0.3%,我们在研究中将这 10 份样本删去,则生育过一胎的样本量变成了 3658 份。在生育过一胎的育龄妇女中,有一部分属于未婚先育,样本数 224 份,所占比例为 6.1%,我们在研究一胎生育间隔时将这部分育龄妇女剔除,在研究二胎生育间隔时仍然保留,这样生育过一胎的样本范围缩减至 3434 份。接着我们根据一胎生育时间与流入上海的时间,将生育过一胎的育龄妇女分为来上海前生育与来上海后生育,由于本次调查中,题目"q10112 本次流入本地时间"只统计到年份,而相应的"子女的出生年月 q303b1, q303b2, q303b3, q303b4 与 q303b5"却统计到了月份,所以在两者年份相同的情况时,我们没有办法判定该胎次生育时发生在流入地上海还是原居住地,我们将流入本地时间与子女出生年份相同的这一部分样本舍弃。

这样得到一胎来上海前生育的样本数 2350 份,一胎来上海后生育的样本 876 份,这两个数据构成了我们通过单因素方差分析来研究一胎生育年龄与一胎生育间隔的基础。一胎来上海后生育的样本 876 份与前述的 230 份共计 1106 份样本构成了我们通过 Cox 比例风险回归来研究流动人口一胎生育间隔影响因素的基础。

在所有生育过一胎的 3658 份样本中,共有 1563 份生育二胎,其中一胎流动前生育的样本共有 1251 份生育了二胎,一胎流动后生育的样本共 251 份生育了二胎。在一胎流动前生育的 1251 份样本中有 60 份是在流动当年生育,907 份是在流动前生育,284 份是在流动后生育。一胎流动后生育的 251 份样本与一胎流动前生育但二胎流动后生育的 284 份样本构成了我们通过单因素方差分析来研究 二胎生育间隔与生育年龄的基础。2691 份(3658 - 60 - 907)样本构成了我们通过 Cox 比例风险回归来研究流动人口二胎生育间隔影响因素的基础。

在 1563 份生育二胎的样本中, 共有 193 份生育三胎, 1354 份没有生育三胎。在生育三胎的样本中有 1 份是在流动当年生育, 136 份是在流动前生育, 56 份是在流动后生育。1410 份 (1354 + 56)样本构成了我们通过 Cox 比例风险回归来研究流动人口三胎生育间隔影响因素的基础。

#### 2. 研究方法

Cox 回归模型曾经被用来研究影响生育间隔的因素与协变量<sup>[36]</sup>。相比较于多元线性模型或其他的模型, Cox 回归模型最独特的地方就是对于一些截尾数据处理。很多的人口学家已经使用 Cox 回归模型来研究生育间隔,尤其是在生存时间分布未知的情况下<sup>[20,37-38]</sup>。

Cox 回归模型通常也被称为持续时间模型。对于两种个体而言风险函数的比率是有一个比例的,

h(t,x) 表示当各协变量值 X 固定时的风险函数,它与 $h_0(t)$  成比例。由数个解释变量  $X=(x_1,x_2,\cdots,x_m)$  组成的风险函数被定义为  $h(t,X)=h_0(t)*exp(eta_1x_1+eta_2x_2+\cdots+eta_mx_m),x_1,x_2,\cdots,x_m$  是协变量, $eta_1$ , $eta_2,\cdots,eta_m$  是回归系数,由样本数据估计而得。 $eta_i>0$ ,表示该协变量是危险因素,越大使得生存时间越短; $eta_i<0$ ,表示该协变量是保护因素,越大使得生存时间越长; $h_0(t)$  是基础风险函数,它是全部协变量  $x_1,x_2,\cdots,x_m$  都为 0 或者标准状态下的风险函数,一般是未知的。Cox 回归模型一般不用于估计生存率,主要用于因素分析。

本文采用 Cox 比例风险回归时,分别采取一胎二胎三胎生育间隔作为生存时间,将是否生育一胎、是否生育二胎、是否生育三胎作为事件,基于偏最大似然估计向前逐步回归分析。协变量中选取人口学因素: 年龄、初婚年龄、受教育程度、民族性质、丈夫受教育程度、丈夫年龄、丈夫民族性质、丈夫户口性质、一胎生育年龄、一胎生育间隔、一胎是否符合政策生育、流动时间选择(婚前流动、婚后流动或结婚当年流动)、流动方式选择(妻子后流动、夫妻一起流动、妻子先流动)、一胎生育地类型(流入地、流出地)、一二胎生育地类型(一胎二胎原住地三胎流入地、一胎原住地二胎三胎流入地、一胎三胎均流入地)、居留时间、一胎是否有男孩、前两胎是否有男孩; 协变量中选取社会交往与社会融合因素: 是否参加社区文体活动、是否参加社会公益活动、是否参加计划生育协会活动、业余时间与谁来往最多、是否愿意融入本地人中、是否打算在本地长期居住; 协变量中选取经济因素:整个家庭每月总收入、是否在本地享有城镇职工养老保险。

#### 四、结果分析

1. 流动使一胎二胎三胎的生育间隔与生育年龄均延长,初婚年龄也延迟

表1中的生育间隔的单因素方差分析的结果显示,流动人口的一胎二胎生育间隔比非流动人口有所延长,一胎生育间隔由流动前的1.41年延长至1.59年,延长了0.18年。二胎生育间隔由流动前的3.80年延长至6.42年,延长了2.62年。在二胎生育间隔内部,一胎原住地二胎流入地的育龄妇女平均生育间隔较长,为8.01年,一胎二胎均流入地的育龄妇女生育间隔稍短,为4.63年,但仍高于非流动人口的二胎生育间隔。流动也会提高三胎的生育间隔,非流动人口的三胎生育间隔为2.85年,流动后的三胎生育间隔为3.80年。从三胎生育间隔内部结构看,一胎二胎原住地三胎流入地的生育间隔最长,为5.59年,一胎原住地二胎三胎流入地的生育间隔其次,为3.74年,一胎二胎三胎均流入地的生育间隔最短,为2.47年,低于流动后三胎生育间隔的平均值。对流动后一胎二胎三胎生育间隔的检验,验证了我们的假设是正确的,流动确实会推迟胎次的生育间隔。

表1中生育年龄的单因素方差分析的结果显示,流动人口的一胎二胎生育年龄比非流动人口有所延长,一胎生育年龄由流动前的23.25岁延长至24.41岁,延长了1.16岁。二胎生育年龄由流动前的26.32岁延长至29.77岁,延长了3.45岁。在二胎生育年龄内部,一胎原住地二胎流入地的育龄妇女生育年龄较大,为31.26岁,一胎二胎均流入地的育龄妇女生育年龄相对较小,为28.43岁,但仍高于非流动人口的二胎生育年龄。流动也会提高三胎的生育年龄,非流动人口的三胎生育年龄为28.11岁,流动后的三胎生育年龄为30.92岁。从三胎生育年龄内部结构看,一胎原住地二胎三胎流入地的生育年龄最长,为32.61岁,一胎二胎三胎均流入地的生育年龄其次,为30.25岁,一胎二胎原住地三胎流入地的生育年龄最小,为30.19岁,但也高于非流动人口的三胎生育年龄。对流动后一胎二胎三胎生育年龄的检验,验证了我们的假设是正确的,流动确实会推迟胎次的生育年龄。

胎次及类型		非流动		流动			
	生育间隔 (年)	生育年龄(岁)	样本量(个)	生育间隔 (年)	生育年龄(岁)	样本量(个)	
一胎	1. 41 **	23. 25 ***	2350	1. 59 **	24. 41 ***	876	
二胎							
一胎二胎均原住地	3. 80 ***	26. 32 ***	907				
二胎流入地总体				6. 42 ***	29. 77 ***	535	
一胎原住地二胎流入地				8. 01 ***	31. 26 **	284	
一胎二胎均流人地				4. 63 ***	28. 43 **	251	
三胎							
一胎二胎三胎均原住地	2. 85 ***	28. 11 **	136				
三胎流入地总体				3. 80 ***	30. 92 **	46	
一胎二胎原住地三胎流入地				5. 59 ***	30. 19 ***	13	
一胎原住地二胎三胎流入地				3. 74 ***	32. 61 ***	16	
一胎二胎三胎均流入地				2. 47 ***	30. 25 ***	17	

表 1 上海市乡城流动人口生育间隔与生育年龄的单因素方差分析

注: 1. \*\*\*代表  $p \le 0.005$ , \*\*代表  $p \le 0.010$ ; 2. 此处的非流动人口不是指上海本地人口,而是指来自全国各地的在原住地生育完一胎、二胎之后才流入上海的人口; 3. 四胎与五胎生育年龄由于样本量较小,不再进行计算。

图1显示结婚前流动的妇女初婚年龄最大,为23.40岁,结婚后流动的妇女初婚年龄为21.95岁,结婚当年流动的妇女初婚年龄为22.89岁。流动确实导致了初婚年龄的延迟。

2. 年龄、受教育程度等多因素对胎次间隔产生显著性影响

表 2 显示了 Cox 回归模型分析的结果,模型采用逐步回归的方式计算,将不显著的协变量逐一剔除。

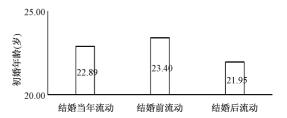


图 1 按照婚前婚后流动计算的初婚年龄 (N=3898, p=0.000)

流动育龄妇女的年龄对一胎二胎三胎的生育间隔都产生显著性影响,年龄越大短时间内生育一胎二胎的风险越小,风险比分别为 0.969 与 0.868;但短时间内生育三胎的风险越大,风险比为 1.106。生育年龄不仅解释了受孕因素而且解释了生育最接近因素(proximate determinants of fertility)的影响作用<sup>[39-40]</sup>,这些最接近的因素通常是不可测量的。有着相同胎次的育龄妇女,年轻的妇女由于某种不可测量的原因仍会有较强的生育能力,年龄大的妇女生育能力比较弱。如年龄越大的妇女性交的频率会越低,哺乳期会延长,避孕药具使用的越多,流产次数也多。短时间内生育三胎的风险变大,主要是因为对于想要生育三胎的育龄妇女,尤其是一胎二胎没有男孩的想要生育三胎的育龄妇女,相比较于那些年龄较小的育龄妇女,一胎二胎生育间隔的延长缩短了她们在健康生育年龄中的选择范围。

受教育程度对一胎生育间隔有着积极影响,受教育程度越高,则一胎生育间隔越长,因为较高的受教育程度往往隐含着较高的健康意识<sup>[41-42]</sup>、更加注重孩子的教育、知道更多的避孕节育的知识与措施以及价值观的改变等。受教育程度对二胎生育间隔的综合检验显著但哑变量的检验全不显著,从风险比来看,本科及以上受教育程度的育龄妇女短时间内生育二胎的风险最高。可能的解释是一些受教育程度较高的育龄妇女如果确实想要生育第二个孩子,将会加速二胎的生育,如果一个家庭想要两个孩子后停止生育,在等待生育二孩的过程中就会有一种焦急。邦帕斯(Bumpass)等的一项研究中提到教育、包办婚姻的改变与性交频率的相互作用可以用来解释这一现象<sup>[39]</sup>。亚洲国家包办婚姻模式的改变将会增加性交频率,而婚姻模式的改变与教育有着很大关系,这就加速了受教育程度较高的妇女在低胎次生育上的转变。而从本文的研究结果看,也有可能是因为受教育程度较高的妇女收入水平也较高,这样就较早的拥有了生育二胎的经济条件。

表 2 上海市乡城流动人口生育间隔的 Cox 比例风险回归分析										
协变量	一胎生育间隔		二胎生育间隔		三胎生育间隔					
	Exp (B)	显著性	Exp (B)	显著性	Exp (B)	显著性				
年龄	0. 969	0.000	0.868	0.000	1. 106	0.085				
受教育程度 (本科及以上)		0.000		0.074						
初中及以下	2. 363	0.007	0. 521	0. 270						
高中中专	2. 231	0.013	0.387	0.114						
大专	1.218	0. 568	0.752	0.690						
丈夫户口性质 (其他/非农业)		0.010	2. 130	0.038						
农业	1. 733	0.448								
非农业	1. 192	0.811								
是否参加社区文体活动 (否)	1. 210	0.055								
是否参加社会公益活动 (否)	1. 209	0.015			0.580	0.040				
在本地是否有城镇职工养老保险 (不清楚)		0.002		0.000						
是	1.771	0.014	1.072	0.838						
否	1. 983	0.002	1.805	0.067						
全家月收入	1. 375	0.033	1. 364	0.069	0. 241	0.054				
流动时间选择 (婚后流动)		0.000		0.000						
结婚当年流动	3. 557	0.000	1. 253	0. 149						
婚前流动	4. 920	0.000	0.488	0.000						
居留时间	1.061	0.000	1. 157	0.000	1. 166	0.000				
一胎是否有男孩 (没有)	_		0.310	0.000						
一胎生育间隔	_		0. 953	0.060						
一胎生育地类型 (流出地)	_		0. 341	0.000						
初婚年龄	_		1. 101	0.000						
丈夫年龄	_		0. 946	0.002	0. 831	0.001				
流动方式选择 (妻子后流动)	_			0.044						
夫妻一起流动	_		0. 931	0.490						
妻子先流动	_		0.600	0.017						
前两胎是否有男孩 (没有)	_		_		0.043	0.000				
二胎生育间隔	_		_		0. 799	0.003				
一二胎生育地类型 (一胎二胎均流入地)	_		_			0.000				
一胎流出地二胎流出地	_		_		0. 200	0.000				
——胎流出地二胎流入地			_		1.814	0. 143				

表 2 上海市乡城流动人口生育间隔的 Cox 比例风险回归分析

注:空白单元格中横线"—"表示该协变量不参与某胎次生育间隔 Cox 比例风险回归的计算,其余空白单元格表示该协变量对某胎次生育间隔的 Cox 比例风险回归不具有显著性影响,故省去。

丈夫户口性质这个变量对一胎二胎生育间隔影响显著,均表现为农业户口在短时间内生育一胎二胎的风险均大于非农业户口。参加社会公益活动与社区文体活动妇女与不参加的相比有着较高的一胎生育风险,风险比分别为 1. 209 与 1. 210。这主要是因为流动人口本身的初婚年龄相对非流动人口要大,她们有着较为迫切的生育需求,而育龄妇女参加社会公益活动与社区文体活动社会融合度往往较高,这为他们提供了一个熟悉的生育环境。但是否参加社会公益活动对三胎生育间隔产生负向影响,参加社会公益活动会降低短时间内生育三胎的风险,风险比为 0. 580,社会融合的逐步深入将改变人们的生育观念。在本地是否有城镇职工养老保险对一胎二胎生育间隔产生显著性影响,有城镇职工养老保险的妇女比没有城镇养老保险的妇女在较短时间内生育一胎的风险要小,前者的风险比为 1. 771,后者的风险比为 1. 983。有着城镇职工养老保险的妇女可能会淡化 "养儿防老"这种观念而延缓了一胎二胎生育,从而将更多的时间与精力暂时先放到个人能力提升与财富积累的层面上去。

整个家庭在本地每月总收入对一胎二胎三胎生育间隔有着显著性影响,一胎生育间隔的风险比为 1.375, 二胎生育间隔的风险比为 1.364, 这主要是因为对于确实想要生育孩子的育龄妇女而言, 生育与抚养孩子需要一定的经济基础做支撑。而另一个原因可能是为了避免在收入水平提高后由于违背

计划生育政策的超生而缴纳更多的社会抚养费。但三胎生育间隔的风险比为 0. 241, 流动人口家庭月收入高则会延缓三胎的生育。

流动时间选择对一胎二胎生育间隔具有显著性影响,其中婚前流动的在短时间内生育一胎的风险最高,风险比为 4.920;结婚当年流动的生育间隔相对也较短,风险比为 3.557;婚后流动的在短时间内生育一胎的风险比最低。这主要是因为婚前流动的妇女在流入地居留的时间较长,工作相对稳定,同时也积攒了生育与抚养孩子的资本并增进了对流入地的适应。流动时间选择这一协变量对二胎生育间隔也有着显著性影响,但出现了相反的结果,婚后流动的妇女比婚前流动的妇女更倾向于在短时间内生育。这主要是因为婚后流动的育龄妇女一胎有男孩的比例为 62.6%,婚前流动的育龄妇女一胎有男孩的比例为 48.6%,而根据计算一胎有男孩的育龄妇女在短时间内生育二胎的风险较小。居留时间越长,短时间内生育一胎二胎三胎的风险越高。

一胎是否有男孩与前两胎是否有男孩分别对二胎生育间隔与三胎生育间隔产生显著性影响,有过 男孩的在短时间内生育二胎三胎的风险要小于没有男孩的,生育间隔在生育一个男孩后明显延长,暗 示了一个更有价值的投资在男孩身上。海默钱德拉(Hemochandra)等认为这主要是心理与情感上的 压力所致<sup>[38]</sup>;梅绰(Maitra)与帕尔(Pal)则认为由于存在性别偏好,生育女孩之后将提供更多的 生育男孩的机会<sup>[43]</sup>;也有学者认为与男孩相比,女婴往往会受到歧视,其中的表现之一就是母乳哺 育期将会缩短,因此下一胎次生育间隔将会缩短<sup>[44]</sup>。

一胎二胎生育间隔分别对二胎生育间隔与三胎生育间隔产生显著性影响,两者的风险比分别为 0.953 与 0.799, 一胎二胎生育间隔越大则短时间内生育二胎三胎的风险越小。因为一胎中没有男孩 的育龄妇女往往倾向于有着较小的二胎生育间隔,同样前两胎没有男孩的育龄妇女在短时间内生育三 胎的风险也就越大。一胎生育地的分类对二胎生育间隔有着显著性影响作用,一胎流出地生育的育龄 妇女在短时间内生育二胎的风险比一胎流入地生育的育龄妇女小,风险比为0.341。这主要是因为流 动人口在流入地需要有一个适应、稳定、融入的过程。同理一二胎生育地分类中, 一胎流出地二胎流 出地生育的育龄妇女短时间内生育二胎的风险相比一胎流入地二胎流入地生育的育龄妇女也要小,风 险比为 0. 200。一胎生育间隔本应该与初婚年龄的关系最为密切,但研究发现一胎的生育间隔并不受 初婚年龄的影响,也就是婚姻与一胎生育间隔之间的关系不再紧密。原因主要是流动人口中婚前性行 为与未婚先孕的增多,婚姻不再是生育的前提。吴鲁平实施的"中国农村青年状况调查"结果显示 有婚前性行为(性交)的比例,在异地打工青年中为 20.8% ,比本地从业青年的 16.8% 要多出 4 个 百分点[45]。如果单独考察农村已婚青年的状况,其婚前性行为(性交)的发生率更高。在本地从业 青年中,这一比例为17.3%,在异地打工青年中,这一比例为29.1%。原国家人口和计划生育委员 会公布的《中国流动人口发展报告 2012》中关于我国新生代农民工婚育行为分析研究结果显示,新 生代农民工第一胎为婚前怀孕的比例占 42.7%,比老一代农民工高 16 个百分点[46]。而本次调查的结 果显示流动育龄妇女未婚先育的比例分别为7.7%。初婚年龄越大则二胎的生育间隔越小,这与前述 中巫锡炜的研究结果一致。

此外,丈夫年龄对二胎三胎生育间隔产生显著性影响,二胎与三胎生育间隔的风险比分别为 0.946 与 0.831,年龄越大则短时间内生育二胎三胎的风险越小。这或许与妇女年龄对二胎生育间隔 影响的部分机理是一致的。夫妻流动方式选择对二胎生育间隔有着显著性影响。妻子先流动的二胎生育风险比低于妻子后流动的,风险比为 0.600。这或许是因为丈夫的先流入为二胎的生育奠定了坚实的经济基础。

#### 五、结论与讨论

对流动人口生育问题的研究不能仅仅停留在生育水平上,生育间隔的研究可以帮助我们进一步地认识流动人口生育密度水平,流动人口与非流动人口生育间隔差异的分析可以帮助我们发现流动人口生育行为的变化,而对影响流动人口生育间隔因素的分析又可以帮助我们找到生育行为变化的内在机理。因此,本文采用原国家人口和计划生育委员会 2012 年组织调查的北京、上海、广州特大城市流动人口动态监测数据的上海部分,使用单因素方差分析与 Cox 回归对乡城流动人口的生育间隔进行了分析。在单因素方差分析中,笔者不只是简单地比较了乡城流动人口与非流动人口在各胎次生育间隔上的差异,更是比较了乡城流动人口各胎次分生育地的内部生育间隔差异,从而更具创造性地考察了中断理论在乡城流动人口与非流动人口之间、乡城流动人口内部之间生育间隔差异的存在。在 Cox 回归模型中笔者同样加入了一胎生育地类型、一二胎生育地类型这样的因素考察了乡城流动人口内部之间生育间隔的差异。

单因素方差分析的结果显示,相比较于非流动人口,流动确实延迟了流动人口的初婚年龄,延迟了一胎二胎三胎的生育年龄,并延长了一胎二胎三胎的生育间隔,这证明了我们的假设是正确的,从而也证明了中断理论的存在。在二胎生育间隔内部,一胎原住地二胎流入地育龄妇女的生育间隔比一胎二胎均流入地的妇女要长;从三胎生育间隔内部结构看,一胎二胎原住地三胎流入地的育龄妇女生育间隔最长。可见中断理论不只是在乡城流动人口与非流动人口之间的生育间隔问题上,也是在乡城流动人口内部之间得到验证,这主要是因为流动人口在陌生的地方重新开始新生活使他们常常处于一种紧张、疲劳和不安定的状态,因此生理和心理的双重负担使他们无暇顾及或者不愿意在此阶段生孩子。从理论上,流动人口各胎次生育年龄的延迟与各胎次生育间隔的延长对降低流动人口生育率起着重要的作用,因此中断理论可以作为我国流动人口生育率低的原因用以解释。

Cox 回归实证结果表明协变量年龄、受教育程度等对各胎次的生育间隔有着显著性的影响作用。协变量一胎生育地类型与一二胎生育地类型分别对二胎、三胎生育间隔的影响作用也印证了通过单因素方差分析对二胎生育间隔内部结构与三胎生育间隔内部结构的结果,也证明了中断理论的解释。一胎是否有男孩与一二胎是否有男孩分别对二胎生育间隔与三胎生育间隔产生影响,有过男孩则二胎、三胎生育间隔将会延长,这主要还是体现了性别偏好对生育间隔的影响,间接影响了生育率水平,同时也暗示了一个较高的价值投资在男孩身上,因此淡化性别偏好将会延长生育间隔与降低生育率。而社会交往与社会融合中的因素"是否参加社会公益活动"与经济因素"在本地是否有城镇职工养老保险"对二胎、三胎生育间隔的影响也在启示政府与社区管理应进一步促进流动人口的社会融合并完善流动人口的社会保障制度。

限于本次调查统计资料,本文的研究仍存在着一些不足。不足之一在于从理论上还可以进一步验证与完善,如本文没有对邦戈茨提出的已婚比例、产后不孕、避孕与流产这四个直接影响生育间隔的协变量进行分析。不足之二在于只选取了唯一流动过一次且流入地为上海这一特大城市的流动人口,这样的研究使得我们没有办法计算那些在经历过多次流动而最后流动到上海的流动人口的生育间隔情况。而且从比较的对象上看,那些非流动人口最终还是流出的人口,并非完全意义上的非流动人口。不足之三是缺少对于上海这一特大城市特有的影响生育间隔因素的分析。不足之四在于计划生育政策这一强制性干扰因素对二胎生育间隔的影响没有办法体现在研究中。这些不足之处都需要笔者在日后的相关研究中进一步跟踪与完善。

#### 参考文献:

- [1] 郭志刚,李剑钊. 农村二孩生育间隔的分层模型研究 [J]. 人口研究,2006 (4): 2-11.
- [2] HIRSCHMAN C, RINDFUSS R. Social, cultural and economic determinants of age at birth of first child in Peninsular Malaysia [J]. Population Studies, 1980, 34 (3): 507-518.
- [3] RUTSTEIN S O. Effects of preceding birth intervals on neonatal, infant and under-five years' mortality and nutritional status in developing countries; evidence from the demographic and health surveys [J]. International Journal of Gynecology and Obstetrics, 2005, 89 (S1); s7 s24.
- [4] RUTSTEIN S O. Further evidence of the effects of preceding birth intervals on neonatal, infant, and under-five-years mortality and nutritional status in developing countries; evidence from the demographic and health surveys [R/OL]. The United States Agency for International Development, 2008 [2016 05 24]. http://pdf. usaid. gov/pdf\_ docs/PNADM649. pdf.
- [5] DEWEY K G, COHEN R J. Does birth spacing affect maternal or child nutritional status? a systematic literature review [J]. Maternal and Child Nutrition, 2007, 3 (3): 151 173.
- [6] YIGZAW M, ENQUSELASSIE F. Birth spacing and risk of child mortality at Kalu district South Wollo zone of Amhara region, Ethiopia.

  [J]. Ethiopian Medical Journal, 2010, 48 (2): 105 115.
- [7] ABDOLRAHMAN RASEKH, MAJID MOMTAZ. The determinants of birth interval in Ahvaz-Iran: a graphical chain modeling approach [J]. The Journal of Data Sciences, 2007, 5 (4): 555 576.
- [8] JONES N B. Bushman birth spacing: a test for optimal interbirth intervals [J]. Ethology & Sociobiology, 1986, 7 (2): 91-105.
- [9] CLELAND J G, SATHAR Z A. The effect of birth spacing on childhood mortality in Pakistan [J]. Population Studies, 1984, 38 (3): 401-418.
- [10] HOBCRAFT J N, MCDONALD J W, RUTSTEIN S O. Demographic determinants of infant and early child motality: a comparative analysis [J]. Population Studies, 1985, 39 (3): 363-385.
- [11] ALAM N. Birth spacing and infant and early childhood mortality in a high fertility area of Bangladesh; age-dependent and interactive effects [J]. Journal of Biosocial Science, 1995, 27 (4); 393-404.
- [12] ROBERT L T. Parental investment and sexual selection [EB/OL]. [2014 02 24]. http://roberttrivers.com/Publications\_ files/ Trivers% 201972. pdf.
- [13] 武俊青,姜综敏,李成福,李昊. 我国流动人口的避孕节育现况[J]. 人口与发展,2008(1):54-63.
- [14] 陈颐. 流动人口实际生育规模与人口控制——基于厦门市与全国的调查样本的比较分析 [J]. 福州大学学报 (哲学社会科学版), 2008 (1): 94-98.
- [15] 杨子慧. 论流动人口的生育行为 [J]. 人口与经济, 1991 (3): 3-13.
- [16] 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): 13-20.
- [17] 郭志刚. 流动人口对当前生育水平的影响 [J]. 人口研究, 2010 (1): 19-29.
- [18] 石人炳,熊波. 迁移流动人口生育特点及相关理论 [J]. 人口与发展,2011 (3):73-79.
- [19] BONGAARTS J. A framework for analyzing the proximate determinants of fertility [J]. Population and Development Review, 1978, 4 (1): 105-132.
- [20] TRUSSELL J, MARTIN L G, FELDMAN R, et al. Determinants of birth-interval length in the Philippines, Malaysia, and Indonesia: a hazard-model analysis [J]. Demography, 1985, 22 (2): 145-168.
- [21] RINDFUSS R, PARNELL A, HIRSCHMAN C. The timing of entry into motherhood in Asia; a comparative perspective [J]. Population Studies, 1983, 37 (2): 253-272.
- [22] CHAKRABORTY N, SHARMIN S, ISLAM M A. Differential pattern of birth interval in Bangladesh [J]. Asia-Pacific Population Journal, 1996, 11 (11): 73 86.
- [23] SUFIAN A J. Socioeconomic factors and fertility in the Eastern Province of Saudi Arabia [J]. Biology and Society, 1990, 7 (4): 186-193.
- [24] POLO V, LUNA F, FUSTER V. Determinants of birthinterval in a rural Mediterranean population (La Alpujurra, Spain) [J]. Human Biology, 2000, 72 (5): 877-890.
- [25] BUMPASS L L, RINDFUSS R R, JAMOSIK R B. Age and marital status at first birth and the pace of subsequent fertility [J].

- Demography, 1978, 15 (1): 75 86.
- [26] ABDEL AZIZ. A study of birth intervals in Jordan [R/OL]. International Statistical Institute, 1983 [2016 05 24]. http://www.popline.org/node/403348.
- [27] FRICKE T, TEACHMAN J D. Writing the names: marriage style, living arrangements, and first birth interval in a Nepali society [J]. Demography, 1993, 30 (2): 175-188.
- [28] 巫锡炜. 初婚初育史对育龄妇女二孩生育间隔的影响[J]. 中国人口科学, 2010 (1): 36-45.
- [29] TU Ping. birth spacing patterns and correlates in Shanxi, China [J]. Studies in Family Planning, 1991, 22 (4): 255-318.
- [30] LI LEI, CHOE MINJA KIM. A mixture model for duration data; analysis of second births in China [J]. Demography, 1997, 34 (2): 189-197.
- [31] HAJIAN-TILAKI K O, ASNAFI N, ALIAKBARNIA-OMRANI F. The patterns and determinants of birth intervals in multiparous women in Babol, Northern Iran [J]. Southeast Asian Journal of Tropical Medicine & Public Health, 2009, 40 (4): 852 860.
- [32] OJHA A. The effect of sex preference on fertility in selected states of India [J], The Journal of Family Welfare, 1998; 44 (1), 42 48.
- [33] BLANCHARD R, BOGAERT A F. Additive effects of older brothers and homosexual brothers in the prediction of marriage and cohabitation [J]. Behavior Genetics, 1997, 27 (27): 45 54.
- [34] CARTER M. Fertility of Mexican immigrant women in the U. S.; a closer look [J]. Social Science Quarterly, 2000, 81 (1): 404-420.
- [35] NADJA MILEWSKI. Fertility of immigrants: a two-generational approach in Germany [M]. Heidelberg; Springer, 2010: 141-144.
- [36] COX D R. Regression models and life-tables [J]. Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological), 1972, 34 (2): 187-220.
- [37] EINI ZINAB H, AGHA H Z. Demographic and socio-economic determinants of birth interval dynamics in Iran: a hazard function analysis [EB/OL]. [2016 05 24]. http://www.demoscope.ru/weekly/knigi/tours\_2005/papers/iussp2005s50792. pdf.
- [38] HEMOCHANDRA L, SINGH N S, SINGH A A. Factors determining the closed birth interval in rural Anipur [J]. The Journal of Human Ecology, 2010, 29 (3): 209 213.
- [39] BUMPASS L L, RONALD R R, JAMES A P. Determinants of Korean birth intervals; the confrontation of theory and data [J]. Population Studies, 1986, 40: 403-423.
- [40] CHAKRABORTY N, SHARMIN S, ISLAM M A. Differential pattern of birth interval in Bangladesh [J]. Asia Pacific Population Journal, 1996, 11 (4):73-86.
- [41] AL NAHEDH N N. The effect of sociodemographic variables on child spacing in rural Saudi Arabia [J]. Eastern Mediterranean Health Journal, 1999, 5 (1): 136-140.
- [42] BASCHIERI A, HINDE A. The proximate determinants of fertility and birth intervals in Egypt; an application of calendar data [J]. Demography Research, 2007, 16 (3): 59-96.
- [43] MAITRA P, PAL S. Birth spacing and child survival: comparative evidence from India and Pakistan [EB/OL]. [2016 05 24]. http://arrow.monash.edu.au/vital/access/manager/Repository/monash: 2209.
- [44] NATH D C, LEONETTI D L, STEELE M S. Analysis of birth intervals in a non-contracepting Indian population: an evolutionary ecological approach [J]. Journal of Biosocial Science, 2000, 32 (3): 343-354.
- [45] 吴鲁平. 正确认识和评价中国青年的性存在 [J]. 中国青年政治学院学报, 2002 (4): 27-32.
- [46] 李木元. 未婚先育流动人口不应被遗忘 [N]. 人民政协报, 2012-09-12 (B02).

[责任编辑 方 志]