

# 影响流动人口流动间隔的社会经济因素分析： 以深圳为例

尹德挺<sup>1</sup> 陆杰华<sup>1</sup> 忽新泰<sup>2</sup> 向 玮<sup>2\*</sup>

(1. 北京大学人口研究所, 北京 100871; 2. 深圳市人口与计划生育局, 广东 深圳 518026)

[摘要] 本文利用2004年深圳市封闭小区流动人口调查数据, 构建并测算了流动人口的“流动间隔”, 同时运用COX比例风险模型, 分析了影响流动间隔的社会经济因素。研究发现, 居住在封闭小区中的流动人口, 其流速已经明显减弱; 经济利益诱导和社会关系状况显著地影响着流动人口的流动行为, 而生育行为和生育意愿并没有在很大程度上影响到他们流速的快慢。

[关键词] 流动人口; 流动间隔; 影响因素; 深圳

[中图分类号] C92-05 [文献标识码] A [文章编号] 1004-1613(2005)01-0010-08

随着全球经济一体化和国内外经济格局的逐步形成, 我国户籍制度的“屏蔽功能”逐步弱化, 人口的流动性随之增强。全国流动人口总量已从1982年的3000万人<sup>①</sup>猛增到2000年的1.2亿人<sup>②</sup>, 并且在未来的5至10年内, 还将以每年500万的速度持续增长<sup>③</sup>。面对这样的现实, 准确把握流动人口的动态发展规律至关重要。我们必须在注重调控流动人口流量的同时, 对流动人口的流速状况给予高度重视。然而遗憾的是, 以往的研究多侧重于从流量、流向、动因、流入时间以及其他个体特征等方面探讨人口流动的性质问题(段成荣, 2001; 江亦曼, 2001; 李强, 2003), 仅有为数不多的研究文献着重考察了京、沪两市流动人口的滞留时间和滞留强度(朱宝树, 1999; 王广州等, 2000)。

在全国范围内除京、沪两市外, 深圳也备受流动人口的青睐, 其流动人口已逾常住人口的八成。近些年来, 随着流动人口规模增大以及流动频率的巨大变化, 深圳政府职能部门迫切地了解特定流动人口群体的流动速度及其相关特征, 以便于有效地调整流动人口管理模式, 更好地对流动人口进行分类管理。基于此目的, 本文试图通过利用深圳市高层楼宇和封闭小区流动人口的调查数据, 对流动人口流动间隔进行分析和探讨, 从而引发对流动人口问题可操作性政策的深入思考, 以期政府部门提供决策依据。

\* [收稿日期] 2004-12-22

[作者简介] 尹德挺(1978—), 男, 湖南沅陵人, 北京大学人口研究所博士研究生, 研究方向为人口与经济; 陆杰华(1960—), 男, 辽宁沈阳人, 北京大学人口研究所教授, 博导, 研究方向为人口经济学、人口与可持续发展。

① 江亦曼. 全国流动人口计划生育管理研究[J]. 南方人口, 2001(2).

② 源于全国第五次人口普查数据。

③ 吴学安. 户籍“变法”势不可挡在世纪之初终于露出晨曦[N]. 新华网, 2003 06 16.

## 一、数据来源与研究方法

由于一般的调查或普查很少涉及完整的流动史数据的收集,因此,以往的研究主要是利用调查得到的不同队列的流动人口数据计算滞留时间,进而粗略地反映流动人口的流速状况。在此基础上,本文试图通过利用回溯式的调查问卷,构建出“流动间隔”指标(两次流动之间的时间间隔),更为精确地描述流动人口的流动频率。

### 1. 数据来源

本文数据来源于2004年8月深圳市人口与计划生育局组织的高层楼宇和封闭小区流动人口调查。调查中高层楼宇和封闭小区的房价在1400元—5000元/平方米不等。本次调查主要以户为调查单位,以已婚育龄妇女为调查对象,在深圳市龙岗区118个高层楼宇和封闭小区的103030户中随机抽取了1200户,抽样比为1.16%。最终共收回有效问卷1196份,其中流动人口和户籍人口数分别占有效问卷数的90.10%和9.90%;已婚和同居中的育龄妇女数占有效问卷数的90.55%。

### 2. 研究方法

本文的研究对象是此次调查中近5年发生过流动的已婚(包括初婚和再婚者)和同居中的育龄妇女所在的家庭,共计602户,其中有效问卷580份,有效率为96.35%。本文之所以未将那些在近5年没有发生流动的流动人口列为研究对象,是因为这一部分流动人口的流动性质已经非常模糊,很多特征已接近于常住的户籍人口,如果将这一部分人也纳入分析,那么研究结果将会发生较大的偏差。

在580份有效问卷中,近五年发生过一次和两次流动的家庭户分别占有效问卷的79%和21%。如果利用传统的回归分析方法,那么那些由于仅发生过一次流动而无法计算出一个完整的流动间隔的样本则不能被纳入模型进行分析,这些样本的信息就被严重浪费了。然而值得庆幸的是,事件史的分析方法能够通过将样本定义为“删截”(censoring)和“未删截”两种类型而充分地利用样本信息。

基于以上理由,本文最终选择事件史分析中的Kaplan-Meier生存分析以及COX比例风险模型作为研究方法,其中通过前者比较不同特征流动人口的流动间隔差异以及流动概率随时间的分布状况;通过后者在统计控制的条件下,考察影响流动间隔的若干因素的单独作用及其显著性。COX比例风险模型假设时间 $t$ 的风险函数表示为:

$$h(t) = [h_0(t)] e^{BX}$$

其中 $BX$ 为 $B_1X_1 + B_2X_2 + \dots$ ①,  $h(t)$ 为时间 $t$ 发生流动的概率。

根据模型要求,本文定义:在近5年内发生了两次流动的流动人口称为“未删截”案例,因为这样的案例可以计算出一次完整的流动间隔,单位用“月”表示;而在近5年内,仅发生过一次流动的流动人口称为“删截”案例,因为这样的案例无法计算出一个完整的流动间隔,其流动间隔用滞留时间(此次流动的时间和调查时点之间的时间间隔)替代,单位同样也用“月”表示。被研究对象流动间隔的频率分布状况如表1所示。

表1 被研究对象流动间隔的频率分布

流动间隔(月)	总案例数 (例)	“删截”案例 (例)	“未删截”案例 (例)
1—12	151	105	46
13—24	135	97	38
25—36	112	91	21
37—48	85	73	12
49—60	97	94	3
合计	580	460	120

① 郑真真. 自80年代以来我国妇女初婚—初育间隔的分析[J]. 人口与经济, 1999(2).

此外,由于受到问卷设计的严密性和调查数据可得性的限制,本文的研究结果基于以下三个基本的前提条件:①流动人口到达深圳之后,既可以在深圳和其他城市、地区之间进行“单摆式”的流动,也可以在深圳各区或各城镇之间往返流动,但不在深圳一个镇内进行内部流动;②流动人口从家乡外出之后,如果流动期间返乡探亲、办事等(如春节、节假日、办证等),那么他们仅在家乡做短暂停留,不影响其流动间隔;③从最近一次流动到调查时点之间的期间里,流动人口的职业、教育状况、生育意愿、性别偏好等因素不发生根本性变化。

## 二、理论假设

大城市的流动人口按其停留时间的长短一般可以分成三类:长期就业型流动人口、长期非就业型流动人口和短期流动人口(赵曼,1995)。然而,对于各种类型的流动人口来说,他们流动速度的快慢受到很多因素的影响,例如年龄、文化程度、婚姻状况、职业、来源地、流动原因、住所的稳定性以及流入地、流出地的经济状况等(王广州等,2000;顾大男等,2000)。本文把这些因素大致归纳为以下几个方面:个人特征(如年龄、自己的职业、受教育程度、生育意愿、性别偏好等)、家庭特征(如共居家庭成员数、家庭收入、丈夫的职业、丈夫的受教育程度等)、社会关系(如与老乡交往的频繁程度、回老家的频率等)以及流动性质(城市内部流动或者从别的城市或地区流入深圳)等。

基于以上研究框架,本研究进而做出三个理论假设:

首先,追求经济利益是人口产生流动的重要原因,它会在很大程度上影响流动间隔。具有较低经济收入的流动人口,通过流动获得就业和发展的机会,因而流动间隔短。由于调查数据中“家庭收入”一项缺失率达到25%,数据质量不高,因此,本研究借助妇女自身的职业、教育状况以及丈夫的职业、教育状况,间接地反映流动人口家庭的经济状况。

其次,流动人口的社会关系会影响流动间隔。与老家的亲人和朋友保持密切联系的流动人口,很难具有较强城市归属感的内在倾向,流动间隔有可能较短。

最后,流动人口的生育意愿和生育行为会影响流动间隔。有关资料显示,违法生育主要发生在流动人口中,约占各地计划外生育总量的50%—80%<sup>①</sup>,而且有性别偏好的妇女,其生育行为也明显不同于无性别偏好的妇女(陈卫,2002)。因此我们可以假设,当生育意愿高于妇女实际生育数,或者意愿中的性别偏好没有得到很好的满足时,流动人口会通过加速流动来获得生育的机会。

## 三、研究结果

### 1. 被研究对象的基本情况

表2列出了被研究对象的基本情况。由于受到样本量及显著性的影响,本研究对各变量的类型进行了重新归类分组,具体分类情况见表2所示。

### 2. 流动人口的“平均”流动间隔及其单因素检验

应用Kaplan—Meier生存分析方法,计算出深圳市高层楼宇和封闭小区中流动人口的“平均”流动间隔为48.36个月,标准差为0.92,95%的置信区间为(46.55, 50.18)。这里算出的“平均值”不是常用的算术平均值,而是用特定方法估计出来的,因为有删截案例。因此,此处的平均值只供比较用,不能看作确切的平均流动间隔(郑真真,1999)。从这项分析结果我们发现,居住在深圳高层楼宇和封闭小区里这一特定类型的流动人口,其流动性已经明显减弱,滞留时间也有逐步增长的趋势,这与国内其他大城市研究的结论(朱宝树,1999;王广州等,2000)基本吻合。

① 人口计生委表示违法生育主要发生在流动人口中。http://solang.com.cn/news/c/2004-11-1/49657.htm.

表 2 被研究对象的基本情况及相关变量的单因素检验

变量			样本数	样本比例 (%)	“平均”流动间隔(月)	Log-rank 检验的 P 值
个人特征	生育意愿	1 小于 2	126	21.7	44.82	0.0944 > 0.05
		2 等于 2	391	67.4	49.71	
		3 大于 2	63	10.9	44.53	
	性别偏好	1 无	421	72.6	49.53	0.0368
		2 有	159	27.4	44.76	
	年龄	1 25 岁及以下	73	12.5	36.07	0.0005
		2 26 岁—30 岁	190	32.8	46.42	
		3 31 岁及以上	317	54.7	50.95	
	妻子职业	1 打工	148	25.5	42.55	0.0170
		2 个体	124	21.4	47.90	
		3 无业	227	39.1	50.52	
		4 其他	81	14.0	51.30	
妻子教育程度	1 小学及以下	53	9.1	45.99	0.0364	
	2 初中	195	33.6	50.76		
	3 高中、中专	249	43.0	45.83		
	4 大专及以上学历	83	14.3	51.37		
家庭特征	共居家人数	1 大于 2	480	82.8	49.22	0.0287
		2 等于 2	100	17.2	42.90	
	孩子数	1 没有孩子	68	11.7	39.35	0.0335
		2 1 个孩子	329	56.7	48.30	
	丈夫教育程度	3 2 个及以上孩子	183	31.6	50.58	0.0264
		1 大专以下	408	70.3	49.80	
		2 大专及以上学历	172	29.7	45.29	
	丈夫职业	1 打工	213	36.7	45.24	0.0227
		2 个体、自营企业	321	55.3	50.19	
3 其他		46	8.0	50.0		
社会关系特征	回老家的频率	1 大于或等于半年	463	79.8	49.64	0.0027
		2 小于半年	117	20.2	43.21	
	与老乡交往的频繁程度	1 经常	182	31.4	48.36	0.9317 > 0.05
		2 一般	207	35.7	47.93	
		3 很少或从不	191	32.9	48.59	
流动性质	是否为城市	1 城市内部流动	175	30.2	36.28	0.000
	内部流动	2 从城市外流入	405	69.8	55.24	

注: 由于职业、教育、流动间隔等若干变量的缺失率在 1% 以内, 因此, 连续变量的缺失值用该变量的平均值代替, 而分类变量的缺失值用该变量中位数所在组的组值代替。

为了进一步明确影响流动间隔的各种因素及其作用程度, 我们需要对各种影响因素进行综合分析。然而, 在进行多因素综合检验之前, 首先应该考察单因素的显著性。本研究使用了 Log-Rank 检验法(对数秩检验)进行单因素分析, 逐一检验各变量组间差异的显著性, 并且运用 Kaplan-Meier 生存分析方法, 计算各变量每组的“平均”流动间隔。单因素检验以及各组流动间隔的计算结果如表 2 所示。

(1) 在所有变量中, 由于流动性质和年龄的不同而造成流动间隔的差异最为显著。结果表明, 城市内部流动者的“平均”流动间隔仅为 36.28 个月, 而城外流入者的平均流动间隔达到了 55.24 个月, 相差近 20 个月(如表 2 所示)。从图 1 中我们还可以进一步发现, 城外流入深圳者产生流动的概率曲线比较平缓, 下降并不明显, 5 年内有 80% 以上的城外流动人口并没有发生流动。而在深圳各区、镇之间流动的内部流动者, 其流动的概率明显高于前者。造成这种现象的原因有二: 一方面, 可能是因为刚刚流入的流动人口对于环境并不熟悉, 信息渠道不畅通造成的; 另一个原因可能是由于部分妇女是等待丈夫在深圳稳定了之后, 才产生随迁行为(蔡昉, 1997), 所以她们继续流动的可能性并不大。

从“年龄”变量看, 不同年龄组之间流动间隔的长短差异非常显著, 并且呈现出随年龄增高, 流动间隔逐步增长的变化趋势。通常对于年轻的流动人口来说, 他们不仅具有更多的就业机会, 而且家庭负担也较轻, 因此, 年轻型流动人口的流动频率较快。

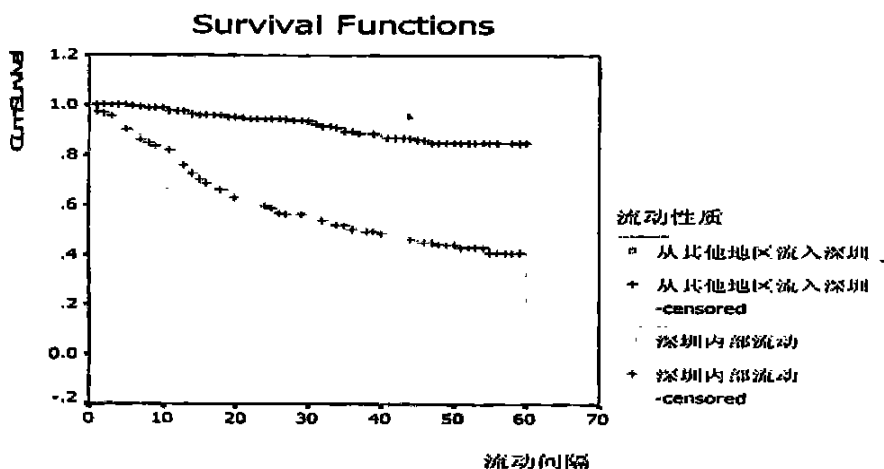


图 1 按照流动性性质(城市内部流动和从外市流入)分的流动“生存函数”

(2) 在单因素检验中, 反映家庭经济状况的“妻子教育”、“妻子职业”、“丈夫教育”、“丈夫职业”这些变量都表现出了明显的组间差异。具体说来, 在“妻子教育”中, 没有发现教育程度与流动间隔形成完全正向或负向相关的规律, 但在“丈夫教育”中发现, 丈夫学历在大专及以上学历的家庭, 其流动间隔要明显低于丈夫学历不及大专的家庭; 在“妻子职业”和“丈夫职业”的分析中发现, 妻子或丈夫职业类型为“打工”的家庭, 其流动性较强。不过, 这些差异的显著性还有待在多因素的统计控制中, 特别是在控制“教育程度”的条件下进行深入检验。

(3) 妇女“回老家的频率”对流动间隔也产生了显著影响, 即经常回老家的妇女, 在城市里流动的可能性也较大。这些结论都是与常规相符的。而反映社会关系的另一个变量“与老乡交往的频繁程度”组间差异并不显著。由于本文研究的封闭小区流动人口的平均家庭收入已经接近 5000 元/月, 那么对于这类流动人口群体来说, 大部分人可能正在发生由以生存动机为主的流动阶段向以发展动机为主的流动阶段的转变。因此, 估计会有更多、更为复杂的社会关系影响着流动人口的流动, 相比之下, 与老乡联系的频繁状况对流动人口的影响也就没有那么明显了。

(4) 反映妇女生育意愿和生育行为的多个变量, 在单因素检验中并未得到完全一致的显著结果。然而, 此时并不能排除生育意愿和生育行为会对流动间隔产生影响的可能性, 这些变量

确切的作用程度需要在进行了多因素检验之后才能得出。

首先,生育意愿的差别对流动间隔的影响并不显著。然而,通过计算我们发现,愿意生育2个孩子的妇女,其流动间隔比其他组明显要长。我们对此的可能解释是:生育意愿少于2的妇女,其生育观念发生了明显的转变,更加追求个人的发展,劳动参与率更高,更加可能在不断流动中寻求自我的发展机会,因此,这类妇女流动间隔短;而对于想生育2个以上孩子的妇女,其生育观念可能还没有发生内生性的转变,孩子的价值对于她们家庭效用的影响还是巨大的,因此,她们有可能企图在流动中寻求超生的机会,造成流动间隔较短。由于生育意愿单因素检验不显著,所以我们需要继续考察实际生育行为对流动间隔的影响状况。

“实际生育的孩子数”在单因素检验中却表现出了统计上的显著性。计算结果显示,孩子数目越多,家庭流动性越小。这与“共居家人数”这个变量表达的统计含义是一样,即共居家人越多,家庭流动性越小。造成这种现象的原因,一方面可能是因为孩子数目越多,家庭规模越大,流动的成本和负担就越高;另一方面可能是因为生育了较多孩子的家庭,生育意愿已经得到满足,没有必要再通过流动获得超生机会。在对调查数据进一步分析之后,我们还发现,在近5年流动期间,发生过超生行为的流动人口比例不足2%。可见,为了超生而产生流动的现象在封闭小区里的流动人口群体中并不普遍。

其次,单因素检验还显示,有性别偏好的妇女比没有性别偏好的妇女,其流动间隔要短。本文将希望生育同等数量男孩和女孩的妇女,定义为“无性别偏好”,而将其余各类型的妇女归为“有性别偏好”。有性别偏好的妇女,很有可能在未实现其生育目标之时,通过流动获得超生的机会。不过,在孩子数目相同的家庭中,性别偏好是否还会对流动间隔产生影响,这有待于多因素的检验分析。

### 3. COX 比例风险模型的多因素检验

由于“共居家人数”与“生育孩子数”相关系数达到0.568,为了避免共线性,在两者中仅选择前者进入模型,因为它不仅能部分反映生育孩子数量的多少,而且还能体现其他共居家庭成员数量的大小。

除“生育孩子数”以外,把所有单因素检验显著的变量全部纳入COX模型,得到回归参数及其显著性如表3所示。回归结果显示,在控制了其他因素以后,妇女的年龄、职业、教育、共居家人数、回老家的频率、是否为城市内部流动等变量依然具有统计上的显著性,而性别偏好、丈夫的职业和教育等变量统计上不显著。利用相对风险比进行具体分析发现,与各自的参照组相比,妇女的“年龄”、“教育”、“职业”、“流动性质”变量中,大部分分类组的相对风险比都远小于1,而“共居家人数”和“回老家的频率”两个变量,各分类组的相对风险比都远大于1,这充分说明这些变量对于流动概率的影响是非常显著的。

## 四、结论与讨论

目前,我国政府职能部门正在全国部分城市开展封闭住宅小区流动人口管理与服务的试点工作。本文作为此次试点工作成效的佐证,归纳出以下几点结论,并引发若干思考。

第一,小区中流动人口的流速已经明显减弱。本研究发现,居住在高层楼宇和封闭小区里的流动人口,其流动频率并没有想象的那么迅速。流动人口流速的下降,在很大程度上降低了封闭住宅小区中流动人口的管理难度,为在小区中建立集社区、部门、物业及业户于一体的长效工作机制提供了有利条件。由于本次调查并未涉及居住在高层楼宇和封闭小区之外(例如出租屋等)的流动人口,无法取得不同居住地中流动人口流动频率的对比情况,因此,如果希望了解其他流动人口群体的流动频率状况,那么必须依赖于另外的调查研究。

第二,经济利益诱导以及社会关系状况显著影响流动人口的流动行为。在研究中我们发现,流动人口育龄妇女的许多经济特征(如职业和受教育状况等)在很大程度上影响了她们及其家庭的流动速度。例如,在统计控制的条件下,职业为“打工”的妇女,其流动性明显要高于

无业的妇女;此外,流动人口的社会关系状况也明显影响了流动人口的流速。封闭小区中仍有部分流动人口,其个人发展依然依靠的是以血缘和地缘为基础的初级关系,不容易形成很强烈的城市归属感,于是他们更加倾向于多次、快速流动。而那些不经常回老家,个人发展依托更为复杂的社会网络的流动人口,其流动速度有所减弱。模型结果显示,与长于半年时间才回老家一次的妇女相比,不足半年即回老家一次的妇女,其发生流动的概率是前者的 1.79 倍。

表 3 对流动间隔的 COX 回归参数估计及显著性

变量	B	Sig.	EXP(B)
性别偏好	无(参照组)		
	有	0.899	0.973
年龄	25 岁-(参照组)	0.000	
	26 岁-30 岁	0.000	0.373
	31 岁+	0.000	0.328
妻子的职业	打工(参照组)	0.014	
	个体	0.922	1.032
	无业	0.006	0.522
	其他	0.203	0.635
妻子教育程度	小学及以下(参照组)	0.041	
	初中	0.047	0.486
	高中、中专	0.170	0.626
	大专及以上	0.011	0.311
共居家人数	大于 2(参照组)		
	等于 2	0.029	1.709
丈夫教育程度	大专以下(参照组)		
	大专及以上	0.263	1.271
	丈夫的职业	0.354	
	打工(参照组)		
其他	个体、自营企业	0.198	0.736
	-0.411	0.663	
回老家的频率	等于及大于半年(参照组)		
	小于半年	0.006	1.794
是否为城市内部流动	城市内部流动(参照组)		
	从城市外流入	0.000	0.136
n	580		
-2Log Likelihood	1243.946		

第三,封闭住宅小区中流动人口的管理模式值得借鉴、推广。研究结果还显示,高层楼宇和封闭小区中的流动人口,不仅流动性不强,而且其生育行为和生育意愿并没有在很大程度上影响到他们流速的快慢,这类群体出现超生的比例也控制在了 2% 以内。因此,我们有理由相信,封闭住宅小区中流动人口的管理模式,特别是流动人口的计划生育管理与服务模式,值得借鉴和推广。

最后,城市内部流动人口管理数据库亟待建立。从模型结果中我们发现,与刚从深圳以外其他地区流入的流动人口相比,在深圳各区、镇之间内部流动的流动人口,他们的流动间隔更短,产生流动的概率更大。因此,对于流动人口的职能部门来说,应将管理重点放在城市内部流动的流动人口上,并逐步由原来单个区域静态的防范式管理向跨区域动态的服务式管理转变。基于目前的现状,政府职能部门可以首先选择市内的一个区建立流动人口数据库,进行试点,然后待时机成熟后,在全市内全面推广和完善。这样,一方面有利于提高流动人口的管理效率,另一方面也有利于准确地掌握流动人口的最新信息。

[参考文献]

- [ 1 ] 蔡昉. 迁移决策中的家庭角色和性别特征[ J ]. 人口研究, 1997(2).
- [ 2 ] 陈卫. 性别偏好与中国妇女生育行为[ J ]. 人口研究, 2002(2).
- [ 3 ] 段成荣. 流动人口流入时间分析:以北京市海淀区为例[ J ]. 市场与人口分析, 2001(1).
- [ 4 ] 顾大男,黄润龙,仇莉. 80年代后期中国女性省际流动 Logistic 回归分析[ J ]. 市场与人口分析, 2000(4).
- [ 5 ] 江亦曼. 全国流动人口计划生育管理研究[ J ]. 南方人口, 2001(2).
- [ 6 ] 李强. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[ J ]. 中国社会科学, 2003(1).
- [ 7 ] 王广州,童玉芬,陆杰华. 北京流动人口滞留时间及影响强度分析[ J ]. 人口与经济, 2000(2).
- [ 8 ] 赵曼. 大城市流动人口实证分析[ J ]. 中南财经大学学报, 1995(3).
- [ 9 ] 郑真真. 自80年代以来我国妇女初婚—初育间隔的分析[ J ]. 人口与经济, 1999(2).
- [ 10 ] 朱宝树. 上海市流动人口滞留态势分析[ J ]. 中国人口科学, 1999(3).
- [ 11 ] 郭志刚. 社会统计分析方法——SPSS 软件应用[ M ]. 中国人民大学出版社, 2003.

**Analysis of the Socio-economic Factors Affecting the Migration Interval of Floating Population: A Case Study of Shenzhen**

*YIN De-ting<sup>1</sup> LU Jie-hua<sup>1</sup> HU Xin-tai<sup>2</sup> XIANG Wei<sup>2</sup>*

- 1. The Institute of Population Research, Peking University, Beijing, 100871;
- 2. Bureau of Population and Family Planning of Shenzhen City, Shenzhen, 518026

**Abstract:** Based on a survey of the floating population in Shenzhen, this paper constructs and measures the migration interval of floating population, and further explores the socio-economic factors affecting it by Cox Hazard Model. The finding shows that: the migration velocity of the floating population living in urban communities has obviously decreased, and their floating behaviors are mostly affected by the economic benefits and their social networks instead of by their childbearing willingness or childbearing behavior.

**Key Words:** Floating Population, Floating Interval, Socio-economic Factors, Shenzhen