

# 流动人口初职时间间隔及其影响因素的性别差异 ——基于生存分析的视角<sup>①</sup>

林李月, 朱宇\*

(福建师范大学地理科学学院/地理所, 福建 福州 350007)

[摘要] 基于福建省2977个流动人口职业流动的个体历时数据, 应用Kaplan-Meyer方法和Cox比例风险模型方法, 对不同性别流动人口的初职时间间隔及其影响因素的异同进行分析。研究发现, 与男性流动人口相比, 女性流动人口离开初职的概率略小, 但在初职的时间间隔偏短。在初职时间间隔的影响因素中, 初职收入、教育年限、婚姻状态、家庭迁移类型和流入地城镇等级规模的影响存在性别共性, 而家庭抚养比、职业类型、企业性质和来源地类型的影响存在性别差异。

[关键词] 流动人口; 初职时间间隔; 性别差异; 生存分析

[中图分类号] C92-05 [文献标识码] A [文章编号] 1004-1613 (2014) 01-0039-08

## 1 问题的提出

人口流动过程至少包括从乡村流向城市、在不同城市或工作单位间的后续流动、以及回流或定居等一系列环节。早期关于女性流动人口流动过程的研究多集中于探讨其乡城流动过程(Hare, 1999; 李实, 2001; 袁霓, 2009), 近年来其定居或回流趋势逐渐引人关注(刘华、苏群, 2005; 石智雷, 徐映梅, 2010; 余驰, 石智雷, 2011), 但对其进城后职业流动过程的研究始终明显不足。关于流动人口整体职业流动的文献由于受到使用的数据多为截面数据的限制, 大多从静态或均质的视角研究其职业流动的结果或方向(李强, 1999; 符平等, 2012; 梁雄军等, 2007; 白南生, 李靖, 2008), 尚不能对其多阶段的职业流动历程展开更为准确和细致的定量分析。同时, 近年来以男性流动为主的人口迁移结构已发生明显的变化, 女性已占据半壁江山并呈逐渐扩大的趋势(段成荣等, 2009; 郑真真, 2013)。男性与女性流动人口在人力资本、收入水平、家庭角色分工、城市适应能力和对制度的抗压能力等方面都存在差异(李实, 杨修娜, 2010; 胡宏伟等, 2011), 且这种性别差异显著地影响到二者的社会融合或定居意愿等社会心理特征或行为选择方式(宋月萍, 2010; Zhu and Chen, 2010)。此外, 从一般劳动者职业流动的研究结果看, 男性与女性劳动者间的确在职业流动强度上存在显著的性别差异, 通常表现为男性的职业流动性大于女性的职业流动性(陈芳, 2006; 宋月萍, 2007; 唐美玲, 2007; Cao and Hu, 2007; 刘金菊, 2011)。然而, 迄今研究鲜有涉及在户籍和社会性别双重制度隔离的城市劳动力市场环境下的流动人口职业流动过程的性别差异与影响因素。因此, 本文拟基于随机抽样问卷调查获取的流

<sup>①</sup>本文受加拿大国际发展研究中心(IDRC)资助项目(Grant No.:105447-001);福建省科技厅公益类项目(2013R06);福建省哲学社会科学规划青年项目(2010C16)的资助。

\*[收稿日期] 2013-11-22

[作者简介] 林李月(1985-),女,博士,福建师范大学地理科学院/地理所助理研究员,主要研究方向为人口迁移流动与城镇化;朱宇(1961-),男,博士,福建师范大学地理科学院/地理所研究员,博士生导师,主要从事人口迁移流动、城镇化和区域发展研究。

动人口职业流动的个体历时数据,利用生存分析方法,从时间动态的角度定量地比较分析男、女流动人口职业流动过程中初职时间间隔的模式差异及其形成机制,以进一步认清不同性别流动人口职业流动过程中行为选择的规律,深化对人口迁移流动过程及其影响因素的认识,并为政府部门的相关制度评价与设计提供依据。

## 2 理论分析与研究框架

尽管影响流动人口职业流动的主要因素目前尚无一致结论,且无完整的分析框架,但同人口迁移决策行为和劳动者的职业流动决策类似,流动人口职业流动行为的背后也应该有可以解释的关系和逻辑。首先,人口迁移理论和职业流动理论都无一例外的强调预期收入差异在人口迁移和职业流动过程中的作用,而在竞争相对公平的劳动力市场中,劳动者所能够获得的经济收益主要取决于其个体人力资本存量的丰富程度。按此逻辑,流动人口的职业流动也应是其权衡利弊以实现目标最大化的相应结果,而这主要受其人力资本存量的影响,即人力资本存量的高低决定着职业流动的发生与否及其发生的频率与强度。

作为个人初级社会化的场所,家庭已经成为微观个体行为决策的重要影响因素之一(邵岑,张翼,2012)。实际研究中,许多学者发现婚姻状态、家庭结构以及家庭背景等家庭层面因素是影响流动人口迁移和劳动者职业流动的重要因素(蔡昉,都阳,2002;宋月萍,2007)。流动人口的职业流动也不例外,因此在解释其发生机制时必须考虑家庭层面因素。此外,在中国,已有研究发现人口迁移流动决策和劳动者的职业流动决策,除了受个体特征和家庭因素的影响外,还受到宏观结构性因素的制约,其中户籍制度和公司性质被认为是影响意义最为深远且最为重要的制度因素(边燕杰,张文宏,2001;朱宇,2004;龙书芹,2009;吴愈晓,2011)。同时,对于地域面积广阔、人口流迁模式多元化的中国而言,区域经济环境差异与微观决策中的任一个人和家庭的利益密切相关,其影响作用亦不容忽视。这种共性显然不会因为流动人口的身份而发生变化。而且由于流动人口的多重地域身份特征(朱宇,林李月,2011),其个体决策不仅受制于流入地的社会经济差异,还将与其流出地的社会经济发展水平及其与流入地间的差异密切相关。

以上的相关理论和实证研究成果为本文提供了直接的理论援引,以此为基础,构建了解释流动人口职业流动的分析框架(图1)。本文将在此基础上,从初职时间间隔的角度比较分析上述各因素对男性与女性流动

人口职业流动的影响作用及其可能存在的性别差异。

## 3 研究设计

### 3.1 数据来源

本文使用的数据来自加拿大国际发展研究中心(IDRC)资助的《女性迁移人口在迁移过程中的分化与其权益问题:中国福建的个案研究》课题组与福建省人口和计划生育委员会

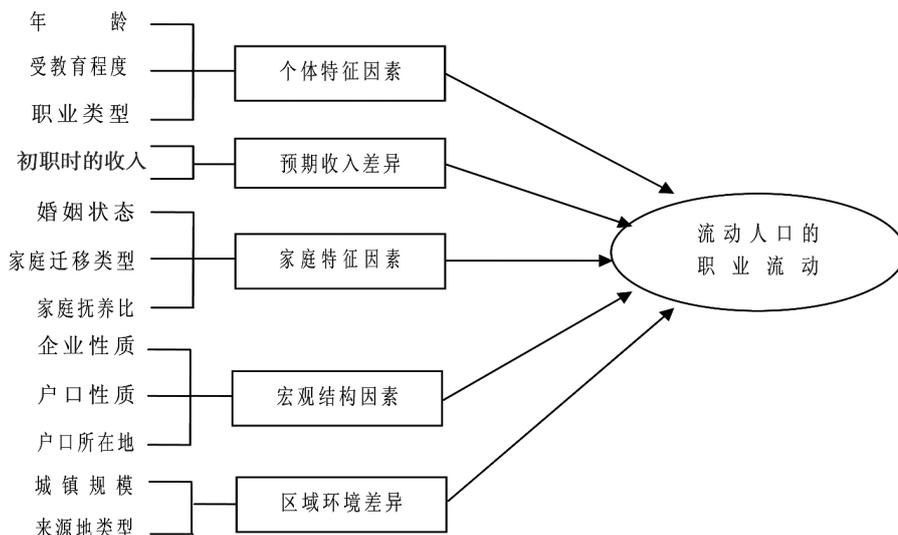


图1 流动人口职业流动的分析框架

合作的于 2009 年 12 月在福建省进行的一项涵盖全省 17 个县（市、区）的流动人口入户问卷调查。该调查以在流入地居住满一个月、年龄在 15-64 周岁的跨县市务工经商的流动人口为调查对象，以 2009 年福建省全员流动人口数据库为基本抽样框，抽样调查采用分层设计和多阶段概率比例抽样（PPS）相结合的方法。此次调查共获得 3011 份个体样本（1994 份为女性样本、1017 份为男性样本），去掉不符合要求的问卷，余下有效问卷 2977 份（女性 1963 份，男性 1014 份）<sup>②</sup>，问卷有效率为 98.77%。

### 3.2 变量选择

与其他研究采用职业流动次数或职业流动结果等静态指标作为衡量职业流动的方式不同，本文将流动人口在初职的时间间隔作为因变量。这是一个以“年”为单位具有时间属性的动态变量，需要通过生存分析方法加以处理与获得。

而自变量包括上文讨论的可能会对职业流动产生影响的流动人口个体特征、预期收入差异、家庭特征、宏观结构因素和区域环境差异等因素。变量的界定和描述见表 1。由于不少个体和家庭特征变量（如年龄、受教育程度、婚姻状态等）具有历时动态特征，若用调查实施时的截面状况替代事件发生时的状况，其分析结果可能存在偏差（郭志刚，2001）。因此，不同于以往采用调查实施时的截面状况直接纳入模型的研究，本文根据调查时设置的回顾性问题将具有历时动态特征的自变量“倒推”回流动人口初职的状况后方才纳入模型，以提高模型分析的准确性。

### 3.3 研究方法

因变量是一个以“年”为单位具有时间属性的动态变量，以往传统的统计分析模型无法分析这类变量（郭志刚，2001），因此本文使用生存分析方法中的 Kaplan-Meier 方法和 Cox 比例风险模型来估计不同性别流动人口

表 1 模型自变量的描述统计

	女性流动人口		男性流动人口	
	均值	标准差	均值	标准差
初次流动时的年龄（岁）	23.712	7.728	22.756	7.904
受教育年限（年）	7.528	3.371	8.561	2.749
初职的职业类型				
公司管理技术人员	0.065	0.247	0.126	0.332
商业服务办事人员	0.192	0.394	0.135	0.342
生产运输设备操作人员	0.570	0.495	0.562	0.496
其他类型	0.173	0.379	0.177	0.381
初职的企业性质				
国有企业	0.057	0.232	0.097	0.296
私营企业	0.539	0.499	0.557	0.497
外资或合资企业	0.164	0.370	0.110	0.314
个体经营户或其他	0.240	0.427	0.236	0.425
初次迁移未婚	0.565	0.496	0.711	0.454
家庭抚养比	0.272	0.214	0.264	0.226
举家迁移（是=1）	0.227	0.419	0.218	0.413
省内迁移（是=1）	0.399	0.490	0.360	0.480
初次流入地的城镇等级规模				
大城市	0.331	0.471	0.347	0.476
中等城市	0.271	0.444	0.282	0.450
小城镇	0.394	0.489	0.371	0.483
户口在乡村	0.819	0.385	0.818	0.386
户口为农业户口	0.917	0.276	0.898	0.302
初职时的收入对数	6.859	0.578	6.871	0.737

注：职业类型变量的“其他类型”主要指的是个体经营户、街头摊贩、摩托车经营者和街头待业人员等非正规就业类型。

② 女性样本的问卷数多于男性是因为课题组最早的设计是以女性流动人口为研究对象，男性流动人口为参照组。

的初职时间间隔与其影响因素。在生存分析方法中，因变量不仅是某一事件是否发生，而是在某一个特定生存时间点上事件发生的概率。本文因变量为截止到调查时点时流动人口在初职的时间间隔，在引入模型时，“是否离开初职”作为事件状态，被编码为“1=是，0=否”。

#### 4 结果与分析

##### 4.1 流动人口初职时间间隔的性别差异

根据 Kaplan-Meyer 方法所估计的结果看，截止到调查时点为止，男性流动人口发生过职业流动（即离开初职）的概率高于女性流动人口的相应值；但这并不意味着女性流动人口职业流动的频率就偏低，毕竟女性流动人口到调查时点为止初职转职率已达到 60.78%。然而，男性流动人口在初职时间间隔的均值为 6.92 年，略大于女性流动人口，但从中位数来看，男性流动人口的均值则略小于女性流动人口（见表 2）。

表 2 Kaplan-Meyer 方法所估计的平均值和中位数

	男性流动人口		女性流动人口	
	持续时间	标准误	持续时间	标准误
均值	6.92	0.38	6.88	0.41
中位数	3.25	0.18	3.83	0.17
样本数	1014		1963	
事件数	685 (67.55%)		1193 (60.78%)	
截尾数	329 (32.45%)		770 (39.22%)	

从不同性别流动人口在初职的生存函数曲线可见，男性与女性流动人口在初职的生存函数均呈现出单调下降的趋势：随着时间的推移，换工作的可能性迅速上升，到了一定时间之后，上升的速度才逐渐下降。这说明女性流动人口的职业流动性并没有表现出显著地弱于男性流动人口的态势。相对而言，女性流动人口在初职的生存率在早期（0-7 年）比男性流动人口高，到中期（7-22 年）时又略低于男性流动人口，但到了晚期（22 年以后），女性流动人口又开始略高于男性流动人口（见图 2）。

综上所述，女性流动人口与男性流动人口具有较为一致的职业流动倾向，尽管女性流动人口发生职业流动（即离开初职）的概率略低于男性流动人口，但其在初职的时间间隔却短于男性流动人口，且在初职的生存率上并不存在明显的性别差异。

##### 4.2 初职时间间隔影响因素的性别差异

本文分别针对男、女性流动人口构建模型以比较各因素影响作用的异同，结果如表 3。模型 1 和 2 的  $\chi^2$  值都在 1% 水平上具有显著性，说明基于模型结果分析得出的结论是有效的。

##### 4.2.1 初职时的收入对初职时间间隔影响的性别差异

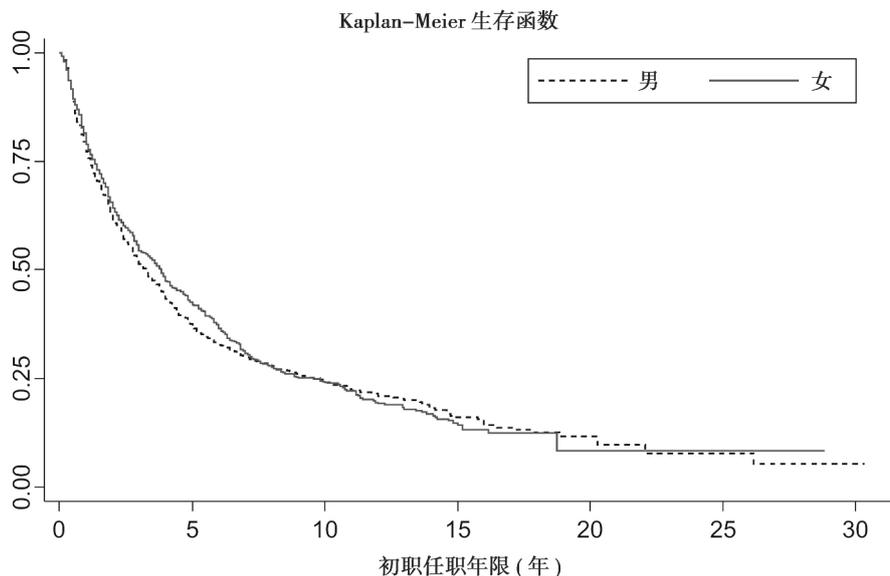


图 2 不同性别流动人口离开初职的生存函数曲线图

体现个体经济理性追求的初职时的收入水平对男、女流动人口的初职时间间隔产生显著影响作用。初职时的收入每增加 1 个等级，女性和男性流动人口初职转换的相对风险分别降低了 45.1% 和 24.6%<sup>②</sup>，由此可见初职时的收入对流动人口的初职离职行为具有抑制作用，且对女性流动人口的抑制作用更为明显。这可能是因为，尽管大多数男性与女性流动人口离开家乡外出寻找工作最初的追求就是为了获得比在家乡更好的经济效益，但是相对于男性流动人口，女性流动人口外出的动机更聚焦于经济追求，因此初职时的收入水平对其初职时间间隔的影响作用更为明显。当然，还可能有一种解释，即劳动力市场中存在的性别歧视使得在同等条件下女性流动人口的收入水平通常低于男性流动人口，即身为双重弱势群体的女性流动人口想要获得理想中的高收入并不十分容易，因此初职时的收入水平越高，越能够抑制她们离开初职。

### 4.2.2 个体特征因素对初职时间间隔影响的性别差异

在表征个体特征的 3 个变量中，受教育年限对男性与女性流动人口初职时间间隔的影响均具有统计意义，而初次流动年龄的影响作用则恰恰与此相反。第一，流动人口的受教育年限每增加 1 年，女性和男性流动人口离开初职的风险率都相应增加 1 倍左右。这一关系易于理解，因为受教育程度更高的流动人口，对劳动力市场供需状况的信息掌握更为清晰，在劳动力市场中的竞争力更强且对收入有更高的期望，为了追求经济效益最大化，更容易发生离职行为。第二，初职时的职业类型仅对女性流动人口的初职时间间隔产生显著影响，而对男性流动人口则不产生显著影响。与从事其他职业类型的女性流动人口相比，初职的职业类型为商业、服务人员和制造加工业人员更有可能发生离职行为。这可能是因为尽管其他职业女性流动人口的劳动时间长、劳动强度大，但她们所获得的经济收入要明显高于商业、服务业人员和制造加工业人员，从而使得以追求经济效益为核心动机的职业流动行为频繁发生在商业、服务业人员和制造加工业人员中。

### 4.2.3 家庭特征因素对初职时间间隔影响的性别差异

模型结果显示，家庭特征变量在流动人口初职时间间隔中发挥了较为重要的影响作用，表现为除了家庭抚养比变量仅对女性流动人口有显著影响之外，其他两个特征变量对男性与女性流动人口的初职时间间隔都带来显著影响。

第一，相对于已婚者，无论是男性还是女性，初职时属于单身者离开初职的风险率都相对增加了 1.5 倍左右。这是因为单身者大都年龄小且多为未婚者，没有家庭的羁绊，更容易发生流动行为；而随着年龄的增加，越来越多的人走进婚姻生活，家庭的生活压力和经济负担使其流动时需要更为充分地计算其流动成本与效益，且流动模式逐渐趋于稳定。第二，家庭抚养比每增加 1 个等级，女性流动人口转换初职的风险率就下降 30%。这是因为在传统的“男主外、女主内”家庭性别角色分工模式下，家庭抚养比越大，意味着女性所要承担的家庭责任越多，职业搜寻以及流动的机会成本增加，故发生离职行为的可能性降低。第三，相对于尚未举家迁移的流动人口，举家迁移者离开初职的风险率下降了至少 25%。这一方面是因为举家迁移者通常是在外流动时间较长的已婚者，多处于流动的沉淀时期且思想行为更为成熟，因此发生职业流动的可能性更弱；另一方面，举家迁移者在做流动决策时不仅需要考虑流动对个体带来的成本和收益，还需考虑流动对家庭所造成的影响，故在做流动就业决策时会显得更为谨慎，从而降低了发生职业流动的可能性。

### 4.2.4 宏观结构因素对初职时间间隔影响的性别差异

---

<sup>②</sup>在 Cox 比例风险模型中，自变量系数的变化方向与瞬时概率的变化方向相反，即系数值越小，Hazard 函数的值越大。更确切地说，在模型的估计结果中，某个变量的系数值为负，意味着该变量正向作用于流动性；反之，当系数值为正时，变量对流动性起负向作用。

模型结果显示,宏观结构因素在男性流动人口模型中全部失效,而女性流动人口也仅受到户籍制度以外的企业性质的微弱影响。相对于在个体工商户及其他企业就业的女性流动人口,在私营企业就业者离开初职的风险率显著增加,这与前文职业类型的影响作用具有异曲同工之妙。这说明,尽管流动人口在流入地劳动力市场内的不利地位是社会结构和制度安排中社会资源与福利分布不均衡所造成的,但这种不均衡现象并不会对男性流动人口的职业流动造成影响。

#### 4.2.5 区域环境差异对初职时间间隔影响的性别差异

模型结果显示,区域环境差异对流动人口的初职时间间隔产生较为深刻的影响,对男性流动人口的影响作用更强。第一,无论是男性还是女性,相对于初次流入地为小城镇的流动人口,初次流入地为大城市和中等城市者离开初职的风险率都至少增加了1.3倍。一般来讲,在社会经济更为发达的大城市,劳动力市场上的需求更加旺盛,能够为不同特征的流动人口提供更多的就业

表3 流动人口离开初职的Cox比例风险模型的估计结果

	模型1: 女性流动人口		模型2: 男性流动人口	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)
初职收入的自然对数	-0.599***	0.549	-0.282***	0.754
初次流动年龄	-0.003	0.997	-0.003	0.997
受教育年限	0.046***	1.047	0.060***	1.062
初次流动的婚姻状态 (已婚)				
未婚	0.361**	1.435	0.507***	1.66
家庭抚养比	-0.353**	0.703	-0.232	0.793
家庭迁移类型 (未举家迁移)				
举家迁移	-0.268***	0.765	-0.340***	0.712
初职职业类型 (其他职业)				
管理、技术人员	0.179	1.196	-0.024	0.977
商业服务、办事人员	0.350**	1.419	0.287	1.333
制造加工人员	0.448**	1.566	0.321	1.378
初职企业性质 (个体经营户与其他)				
国有企业	-0.195	0.823	0.155	1.168
私营企业	0.220*	1.247	0.160	1.174
外资或合资企业	0.016	1.017	-0.180	0.835
户口性质 (非农业户口)				
农业户口	-0.083	0.920	0.238	1.268
户口所在地 (市镇地区)				
乡村地区	-0.074	0.928	-0.163	0.849
初次流入地城镇等级规模 (小城镇)				
大城市	0.405***	1.499	0.391***	1.478
中等城市	0.347***	1.415	0.294**	1.342
来源地类型 (跨省流动)				
省内流动	-0.073	0.930	-0.217*	0.805
-2倍对数似然值		15810.129		8240.637
卡方值		418.090***		176.639***
样本数/事件数		1963/1193		1014/685

注: ①括号内的变量为该自变量的参照组; ②\*\*\* $P < 0.01$ , \*\* $P < 0.05$ , \* $P < 0.1$ 。

机会。在此背景下，流动人口用于搜寻就业信息和就业机会的经济成本和心理成本相对偏低，如此一来，通过职业流动就能够获得更高的比较效益。第二，相对于跨省流动，省内流动明显地抑制了男性流动人口的职业流动性，但对女性流动人口不产生影响。这可能是因为跨省流动人口中男性流动人口克服空间距离带来的经济成本和心理成本的能力更强，在流动过程中获得的社会资源等更为丰富，因此更有可能做出离开初职的行为选择决策。此外，相对于省际流动者，省内流动者举家迁移的可能性更大，因而长期地滞留的倾向特征更为突出。

## 5 结论与讨论

本文利用在福建省抽样调查获得的个体历时数据，运用 Kaplan-Meier 估计方法和 Cox 比例风险模型，对男、女流动人口在职业流动过程中初职时间间隔的模式差异及其形成机制进行分析，研究发现：

第一，在初职时间间隔的性别差异方面，与以往研究中认为女性劳动者职业流动性比较弱的既定印象不同，本文的研究结果说明女性流动人口的职业流动强度丝毫不逊色于男性流动人口，其表现出的职业流动模式与男性流动人口颇为接近。这一结果充分说明区分考察女性与男性流动人口职业流动的重要性和必要性，如果不加以区分就进行笼统地回归，得到的便可能是一个模糊而有误的结论。

第二，在初职时间间隔的影响因素方面，引入模型的相关变量对男性与女性流动人口初职时间间隔的影响作用在存在着性别差异的同时，也存在性别共性，但共性大于差异。具体来讲：①由于男性与女性流动人口在职业流动过程中所做出的选择主要基于经济理性的思量，因此初职收入的影响作用表现出一致性。②男性与女性流动人口初职时间间隔的长短都是受教育年限长短竞争的结果。③婚姻状态和迁移类型的影响作用存在性别共性，但是家庭劳动分工的性别差异使得家庭抚养比仅对女流动人口具有解释力。④户籍制度和企业制度安排所导致的社会资源与福利分布的不均衡并没有提供主要的解释，但是劳动力市场中存在的“挑选性歧视”导致在私营企业中从事加工制造和低层次服务的女性流动人口初职转职的可能性明显偏高。⑤流动人口的职业流动行为在某种程度上是其对区域的社会经济环境差异所做出的回应，但来源地类型仅对男性流动人口产生显著影响。

本文研究结果依据一次性回顾调查获得的个体历时数据，尽管数据库中已包含了流动人口多次职业流动经历的数据，但是一次性的追溯式调查所获得的数据多少还是存在一些漏洞。今后还需要通过对具有较长时间段的时间序列式的数据的分析来全面、系统地反映流动人口的职业流动过程。对此，现行的统计系统显然准备不足，这就需要相关政府部门建立专门的流动人口动态、监测系统，以提供数据进行这方面研究。

## [参 考 文 献]

- [1] Hare, D. 'Push' versus 'Pull' Factors in Migration Outflows and Returns [J]. The Journal of Development Studies, 1999 (3).
- [2] 李实. 中国农村女劳动力流动行为的经验分析[J]. 上海经济研究, 2001(1).
- [3] 袁霓. 中国农村女性劳动力迁移的实证分析[J]. 南方人口, 2009(1).
- [4] 刘华, 苏群. 农村女性劳动力留城意愿实证分析——以江苏省为例[J]. 中国农村经济, 2005(5).
- [5] 石智雷, 徐映梅. 城乡女性就业流动性及其决定机制[J]. 经济评论, 2010(4).
- [6] 余驰, 石智雷. 往复式流动还是永久性回流: 农村女性就业流动性差异及决定因素研究[J]. 南方人口, 2011(1).
- [7] 李强. 中国大陆城市农民工的职业流动[J]. 社会学研究, 1999 (3).
- [8] 符平, 唐有财, 江立华. 农民工的职业分割与向上流动[J]. 中国人口科学, 2012 (6).

- [9] 梁雄军,刘平青,林云.农村劳动力二次流动模型及政策含义——以浙江、福建、天津三地 1702 个个体样本为例[J].经济前沿,2009(3).
- [10] 白南生,李靖.农民工就业流动性研究[J].管理世界,2008(7).
- [11] 段成荣,张斐,卢雪和.中国女性流动人口状况研究[J].妇女研究论丛,2009(4).
- [12] 郑真真.中国流动人口变迁及政策启示[J].中国人口科学,2013(1).
- [13] 李实,杨修娜.农民工工资的性别差异及其影响因素[J].经济社会体制比较,2010(5).
- [14] 胡宏伟,曹杨,吕伟.心理压力、城市适应、倾诉渠道与性别差异——女性并不比男性新生代农民工心理问题更严重[J].青年研究,2011(3).
- [15] 宋月萍.社会融合中的性别差异:流动人口工作搜寻时间的实证分析[J].人口研究,2010(6).
- [16] Zhu, Y. and W. Z. Chen.The Settlement Intention of China's Floating Population in The Cities: Recent Changes and Multi-Faceted Individual-Level Determinants [J].Population, Space and Place, 2010(4).
- [17] 蔡昉,都阳.迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说[J].中国人口科学,2002(4).
- [18] 宋月萍.职业流动中的性别差异:审视中国城市劳动力市场[J].经济学(季刊).2007(2).
- [19] 陈芳.职业流动的性别差异及其成因——江苏省第二期妇女地位调查数据分析[J].青年研究,2006(7).
- [20] 唐美玲.青年白领的职业获得与职业流动——男性与女性的比较分析[J].青年研究,2007(12).
- [21] 刘金菊.中国城市的职业流动:水平与差异[J].人口与发展,2011(2).
- [22] Cao, Y. and C. Y. Hu.Gender and Job Mobility in Post socialist China: A Longitudinal Study of Job Changes in Six Coastal Cities [J].Social Forces,2007(4).
- [23] 邵岑,张翼.“八零前”与“八零后”流动人口家庭迁移行为比较研究[J].青年研究,2012(4).
- [24] 边燕杰,张文宏.经济体制、社会网络与职业流动[J].中国社会科学,2001(2).
- [25] 朱宇.户籍制度改革与流动人口在流入地的居留意愿及其制约机制[J].南方人口,2004(3).
- [26] 龙书芹.自主选择,还是“身不由己”:对南京企业员工职业流动的事件史分析 [J].社会,2009(6).
- [27] 吴愈晓.劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J].中国社会科学,2011(1).
- [28] 朱宇,林李月.流动人口的流迁模式与社会:从“城市融入”到“社会融入”[J].地理科学,2011(3).
- [29] 郭志刚.历时研究与事件史分析.中国人口科学,2001(1).

### Event History Analysis of the Gender Differences of Migrants' Duration of the First Job and its Determinants: Case Studies of Fujian Province

LIN Li-yue, ZHU Yu

School of Geography, Fujian Normal University, Fuzhou 350007

**Abstract:** Based on the individual event-history data from a representative survey of 2977 migrants in Fujian Province, this paper examines the differences in occupational mobility and its determinants between male and female migrants by employing Kaplan-Meier and Cox's Proportional Hazard Model. The results show that compared to male migrants, the rate of quitting the first job for female migrants is lower, but the duration of the first job for female migrants is much shorter, and there is no obvious gender difference in the survival rate of the first job. The determinants of the duration of first-job such as income of first job, education years, marriage status, type of family migration and the type of the immigration area are effective to both female and male migrants, while the factors such as the dependency ratio of the family, type of occupation and type of enterprises have significant effects only on the female migrants, while the type of original region only affects the male migrants.

**Key words:** Migrants; Duration of the first-job; Gender differences; Event history analysis