

“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

社会
2009·6
Society
第29卷

龙书芹

摘要:本文以 666 份对南京企业员工调查的数据为基础,运用事件史分析方法,分析了社会转型过程中企业员工的职业流动问题,揭示了影响其职业流动的影响因素,以及他们在以单位所有制性质为区分的劳动力市场格局中的流动趋向。研究结果表明,社会转型所带来的机会结构的转变是企业员工职业流动的主要推动力量,而伴随着社会转型而改变的劳动力市场分割,则为他们的职业流动制定了游戏规则,个体的家庭背景和个人因素仅仅是这些游戏规则之下的筹码。因此,中国社会转型过程中,企业员工的职业流动是由社会结构决定的、非常有限的“自主选择”,换言之,这是一种身不由己的“自由选择”。

关键词:职业流动 事件史分析 时变性变量

一、问题与背景

自改革开放以来,随着社会、经济体制的改革,中国经济逐步从计划经济过渡到以市场经济为主的形态。伴随着这个过程,在传统的“单位”体制之外,大量新的组织类型长足发展,如个体经济、民营企业、三资企业等,个人选择工作单位类型趋于多元,为人们提供了职业自由流动和自主择业的可能性。这样,一般意义上的职业流动的概念逐渐地凸现出来。

但是,对于仍处于转型过程的中国社会,传统意义上的单位组织在中国仍占据垄断地位,它以国家为后盾,对社会资源和社会机会的占有具有垄断性优势。传统意义上的“单位组织”具有众所周知的所谓的

龙书芹 东南大学人文学院社会学系讲师 博士

作者感谢导师风笑天教授对本文初稿提出的修改意见,文责自负。

“多功能”性,它不仅是人们获得一份收入的工作场所,而且还向单位组织成员提供其他多项资源,显示出“非单位体制”几乎所不具有的优势。然而,不断深入的改革推动了整个社会的市场化,催生出一个与原有的国有/集体经济不同的经济成分——非国有/非集体经济,也改变了原先“单位体制”的单一性。同时,人们的机会结构开始改变,新的社会地位和流动渠道发展起来。但是,面对改革和市场化所带来的风险和不稳定,人们从最初的惊喜中冷静下来,开始重新认识到单位组织给他们带来的利益和资源(李路路、李汉林,2000:40)。因此,对于个人而言,他们的“自由行动”往往会受到整个社会结构所施加的、外在强制性力量的影响。虽然存在着一定程度的市场化或一定的体制外结构,但居于垄断地位的单位组织和国家,即使不是居于充分的垄断地位,对大多数人来说,仍然是一种“迫不得已”的“自由”选择(同上:37)。

而在完全的市场经济条件下,职业流动是劳动力自主的选择行为,劳动者通过职业流动来获得预期的职位、更高的收入,乃至合适的生活方式。

那么,在中国的社会转型过程中,“自主选择”和“迫不得已”在人们的职业流动究竟扮演着何种角色?本研究试图通过对最能充分反映社会转型的群体——企业员工的职业流动的分析,深入了解社会结构的力量,以及个人力量和意志在中国社会职业转型过程中的作用和变化趋势。

二、文献和问题的提出

长期以来,国外学者对职业流动问题给予了很大的关注,他们从各种不同的角度对职业流动进行了探讨,如格兰德等(Carlle Grand *et al.* 1998)研究了收入水平与职业流动之间的关系,发现不同收入水平的劳动者的职业流动存在差异性;一些学者(Jacobson *et al.*, 1993; Ruhm, 19919; 19916; Marjorie *et al.*, 2002)对残疾人的职业流动进行了研究,发现残疾人比健全人具有更高的非自愿职业流动;还有一些学者则研究了职业流动中的性别差异(Granqvist & Persson, [1998]2002)、种族差异,甚至行业差异。

从总体上看,国外学者较多从微观角度来研究职业流动,国内学者则侧重于从宏观角度进行研究,诸如劳动力从农村向城镇的转移、劳动

力在不同区域之间的转移等(李若建,1995;1997;1999;黄健,1995)。从微观角度进行的研究主要有边燕杰和张文宏(2001)、王春光(2003)、赵延东和王奋宇(2004)等等。还有些学者则研究了代内流动和代际流动问题(许欣欣,2000;郭凡,1995;严善平,2000;程丽香,2003)。

基于对国内外既有相关研究文献的简要回顾可知,尽管国内外学者对职业流动的分析角度、分析对象和分析方法各不相同,但其表现出来的一个最大特点是:他们都是从静态的角度来研究职业流动。就代际流动而言,通常研究的是父母和子女两代之间在同一年龄时的职业地位或其他地位;就代内流动而言,他们都是以个人最初职业和社会地位作为参照基点,以最后的职业地位或社会地位作为参照终点,他们比较的是个体在这两个时点之间职业或社会地位的变动。

与现有研究不同,为了更好地揭示社会转型过程中各种因素的影响和作用,本研究对职业流动的分析,不仅有静态的状态性分析,还有动态的过程性分析。同时,本研究所指的职业流动关注个体在不同工作单位之间的转换,不涉及流动方向、具体职业的转换和职业通道的转换等。

三、研究设计

(一) 研究方法

本文的研究资料来自 2006 年 8-10 月开展的“社会转型与个体职业生涯发展研究”定量调查。

本研究选择三种所有制性质企业的职工为研究对象,分别是:国有企业、民营企业和外资(含合资)企业。在抽样上,采用了多阶段分层抽样的方法。

第一阶段:抽取企业。由于无法得到一个包含所有企业的抽样框,因此,只能采取变通的方式,与南京最大的某咨询培训机构合作,该机构有 400 多家各类企业的人力资源部经理都是他们的培训客户,因此,就将这些培训客户所在企业的总体作为抽样框。然后运用随机抽样的方法分别抽得国有企业 6 个、三资企业 6 个、私营企业 8 个。第二阶段:抽取个人。对于具备一定规模的企业(30 人以上),采用简单随机方法抽取受访者。在抽中的企业中,企业规模 250 人以上的,从每个企

业中抽取 60 人;企业规模在 100~250 人之间的,从每个企业中抽取 50 人;企业规模在 100 人以内的,从每个企业中抽取一半的员工作为样本。而个别规模较小(30 人以内)的企业,则采取整群抽样的方法抽取所有对象。调查共抽取调查对象 1 000 人。

本次调查历时 3 个半月,共计发放问卷 1 000 份。调查资料的收集采用自填问卷的方式进行,最终回收问卷 781 份,回收率为 78.1%。除去填答不全等情况造成的废卷,最终获得有效问卷 666 份(有效回收率为 66.6%),其中,国有企业员工 295 人,民营企业员工 259 人,三资企业员工 112 人。

(二) 研究变量设计

1. 因变量

本研究将“工作转换”作为因变量,不仅分析总体的工作转换风险率,而且还关注个体在各种工作单位类型之间的转换。具体而言,就是关注个体在国有企业、三资企业、私营企业和其他类型单位之间的转换。

2. 自变量

根据研究假设和研究需要,将影响个体的动态职业转换的自变量分为非时变性变量和时变性变量两大类。其中,非时变性变量包含三组自变量:

第一组:结构性因素,主要指个体的第一个工作单位的性质;

第二组:个人因素,包括年龄、性别、文化程度和工作年限;

第三组:观念因素主要包括个体对自身的一种身份认同、生活方式导向、进取心和自信心。

身份认同指的是被访者的自我认定或者定位,是被访者自我认定的生活重心(工作、家庭还是两者兼顾),分值越高表明越以工作为重心。对生活方式导向、进取心和自信心的测量采用的是李克特量表,每一个问题都有“非常同意、比较同意、不太同意、非常不同意”4 个回答,分别记为 4、3、2、1 分,分值越高,说明个体越是工作导向的、进取心和自信心越强,为了避免被访者不负责任的含混态度,笔者有意将“一般”选项略去了。

对测量这些观念和性格的 10 个变量进行因子分析,得到如表 1 所

表 1:对性格与观念的因子分析

	具进取心的 工作导向	不具进取心的 家庭导向	做事能力的 自信	目标达成的 自信
我生活中的最大满足来自于我的家庭		0.843		
我生活中发生的重要事情都和我的家庭有关		0.827		
只要生活有保障,生老病死有依靠,生活水平低点没关系		0.318		
我生活中的最大满足来自于我的工作	0.769			
我生活中发生的重要事情都和我的工作有关	0.828			
我宁可冒失业的风险,也愿意挣高收入	0.564			
当我决定要做某件事情时,我会尽力做好它			0.713	
我有能力处理生活中遇到的大部分问题			0.750	
我很容易放弃某些事情				0.809
当我设定了重要的生活目标时,我很少能达到				0.817

示的 4 个因子。通过主成分分析法和最大方差正交旋转所得到的 4 个因子分别命名为“具有进取心的工作导向”、“不具有进取心的家庭导向”、“对做事能力的自信”和“对目标达成的自信”。

时变性变量则是指随时间变化的变量,包括年龄、学历、学历的改变、工作经历(工龄、每次工作转换之前的工作单位数量),以及职业转换的时间等。

(三) 基本研究方法

研究主要采用了事件史分析方法,在必要的地方使用了交叉分析和方差分析。

就职业流动而言,它不仅仅表现为最初和最终的职业状态,也表现在每一次的工作变动之中,本研究的关注点之一就是每一次工作变动的原因,并且有些原因可能是随着时间的变动而变化的,称之为“时变性解释变量”(time-varying explanatory variables),对这样的问题进行研究的最好方法是事件史分析(event history analysis)。这种分析模型的优点就在于,它可以将个案的历史信息与随时间而变化的变量结合进行统计分析。¹

根据山口(Yamaguchi)的定义,事件史分析是研究“事物发生的方式和相关因素”(转引自郭志刚,1999),事件史分析的主要目的是研究某一事件发生的方式和它的决定因素。李强等(1999)认为,事件史分析是生命历程研究中的一种,作为一套统计模型和方法,事件史分析在生命历程研究中的应用,可以被看成是理论视角与统计方法的结合。一些研究者认为,通过提供对社会生活中多重时间变量的恰当处理方法,事件史分析引致了生命历程研究领域的重大突破(转引自同上)。

四、分析结果

(一)系统性偏差检验

由于回溯性的工作经历调查比较繁琐,所以这部分调查内容存在严重的漏填现象,经过统计,有 31.4% 的人没有填写他们的工作经历,由于缺损的比例较大,为了防止出现系统性偏差(无反应偏差),即填答了工作经历的人与未填答的人在一些基本特征上有较大差异,所以,首先需要对这两部分群体进行检验,检验这两个群体在基本背景和工作经历方面是否存在显著性差异。为此,笔者将表示两类群体的变量与若干背景变量进行了交叉分析和方差分析,其检验结果如表 2 和表 3 所示。

1 笔者之所以运用事件史分析方法,得益于南京医科大学医学统计学系的陈峰教授和他的博士研究生柏建岭对我的帮助,他们在数据的预处理方面为我提供了极大的帮助和有益的建议,在此特表示最深切的感谢!

表 2: 系统性偏差的卡方检验

	X ²	df	Sig.(2 - sided)
年龄	8.008	4.000	0.091
性别	0.001	1.000	0.981
文化程度	8.010	4.000	0.091
工作单位数	11.256	12.000	0.507
工作年限	4.177	3.000	0.243

表 3: 系统性偏差的方差分析 (F 检验)

		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
年龄	组间变差	1.64	1	1.638	0.041	0.841
	组内变差	26491.17	655	40.445		
	总变差	26492.81	656			
性别	组间变差	0.00	1	0.000	0.001	0.981
	组内变差	164.86	664	0.248		
	总变差	164.86	665			
文化程度	组间变差	0.00	1	0.001	0.001	0.977
	组内变差	481.50	622	0.774		
	总变差	481.50	623			
工作单位数	组间变差	1.05	1	1.050	0.327	0.567
	组内变差	2046.44	638	3.208		
	总变差	2047.49	639			
工作年限	组间变差	1.05	1	1.053	0.896	0.344
	组内变差	750.87	639	1.175		
	总变差	751.92	640			

交叉分析的卡方检验结果表明,是否填答了工作经历这一变量与其背景及工作经历都不存在显著相关,而方差分析的 F 检验表明,所有的显著性水平都远远高于临界值 0.05,可以认为在 5% 的检验水平下,两类群体在年龄、性别、文化程度、工作年限和工作单位数的均值方面都不存在显著差异。因此,虽然有超过 31.4% 的人对其工作经历没有填答,但样本中有关工作经历的数据不存在系统性偏差。

(二) 工作转换风险率的影响因素分析

工作转换的风险率和个体在某个单位工作所持续的时间有很大关系,因此,在选择分析总体工作转换风险率的模型之前,首先需检查一

下根据实际数据计算的工作持续时间的分布形态,而生存分析中的Kaplan-Meyer 方法经常被用来估计并画出估计的生存函数,SPSS 所输出的个体在单位的持续时间的平均值和中位数如表 4 所示,其所输出的个体在单位的工作时间持续比例如图 1 所示。根据计算结果,个体在一个单位所工作时间的平均值为 7.46 年,中位数为 3 年,从这两个值可以看出,个体在一个单位的持续时间分布是一个比较严重的偏态,其中的奇异值大幅拉升了变量的平均值,因此,该变量分布的集中趋势的合适量度是中位数(3 年)。

表 4:Kaplan-Meyer 方法所估计的平均值和中位数

	持续时间	S.E.	95% 的置信区间	
			下限	上限
均值	7.46	0.49	6.51	8.41
中位数	3	0.25	2.52	3.48
Total N	784			
N of event	442(56.4%)			
censored	342(43.6%)			

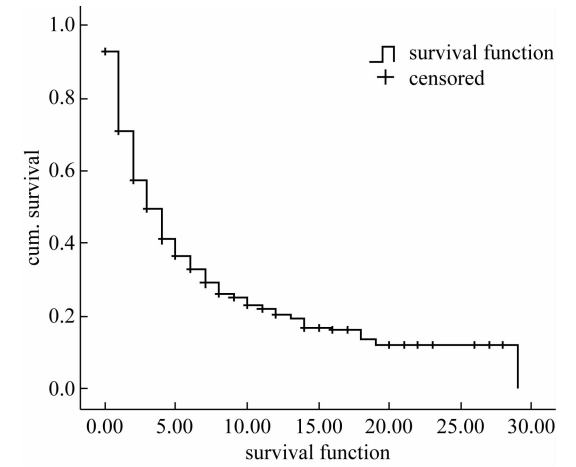


图 1:SPSS 输出的个体在工作单位持续时间的生存函数图

根据上述因变量的分布状况,笔者采用比较保险的 Cox 比例风险模型,其结果如表 5 所示。从模型拟合优度的检验看, X^2 检验的显著

性水平为 0.000,说明这个模型是显著的。在引入这个 Cox 比例风险模型的 4 组变量中,绝大多数变量都没有显著影响,仅有少数变量有显著影响。

表 5:工作转换风险率的 Cox 比例风险模型

变量	B	SE	Wald	df	Sig.	Exp(B)
组织因素						
第一个单位是国有企业(参照组)						
第一个单位是三资企业	0.100	0.186	0.291	1.000	0.589	1.105
第一个单位是私营企业	0.083	0.145	0.331	1.000	0.565	1.087
个人因素						
性别	0.107	0.122	0.763	1.000	0.382	1.112
父亲的文化程度	-0.036	0.077	0.215	1.000	0.643	0.965
母亲的文化程度	0.008	0.067	0.015	1.000	0.902	1.008
父亲的职业	-0.045	0.059	0.585	1.000	0.444	0.956
母亲的职业	-0.009	0.061	0.022	1.000	0.881	0.991
观念因素						
身份认同	0.037	0.075	0.240	1.000	0.624	1.037
具有进取心的工作导向	-0.028	0.066	0.182	1.000	0.670	0.972
不具有进取心的家庭导向	-0.024	0.065	0.131	1.000	0.718	0.977
对做事能力的自信	-0.019	0.060	0.098	1.000	0.754	0.981
对目标达成的自信	0.018	0.060	0.089	1.000	0.766	1.018
时变性变量						
每次转换工作时的年龄	-0.034	0.037	0.878	1.000	0.349	0.966
每次转换工作时文化程度的改变	-0.244	0.177	1.898	1.000	0.168	0.783
每次转换工作时的文化程度	0.137	0.088	2.414	1.000	0.120	1.147
每次转换工作时的工龄	-0.188	0.037	25.171	1.000	0.000	0.829
截至每次工作转换之前的工作单位数	0.440	0.048	84.609	1.000	0.000	1.552
- 2 Log Likelihood	3076.45					
Chi-square	136.08					
df	17					
Sig.	0.000					

从变量的层次来看,不随时间变化的组织因素、个人因素和观念因素都对个体工作转换风险率没有显著影响。在时变性变量中,个体每次转换工作时的年龄、文化程度对工作转换风险率也没有显著影响。

真正具有显著影响的只有 2 个变量:每次转换工作时的工龄、截至每次工作转换之前的工作单位数。从具体影响看,工龄对跳槽风险率的影响是负向的,即在跳槽时的工龄每增加 1 年,其跳槽风险率将减少 17.1%,这可能是由于工龄长的员工如果跳槽,他所失去的福利、机会成本等等都会增加,而这会促使个人在决定跳槽行为时更加慎重。

个体在每次跳槽之前的工作经历对其跳槽风险率有非常显著的正向影响,即个体在跳槽之前的工作单位数每增加一个,其跳槽风险率将增加 55.2%。这反映出惯性累积原理的另一面,即一个人的工作经历越多,他越有可能去尝试新的工作经历。

就时间性因素对工作转换风险率的影响而言,按照一般推断,似乎随着时间的推进,人们跳槽的次数越来越频繁,也就是跳槽的风险率越来越高。但是将时间因素引入模型之后发现,与参照组 1982 年相比,其后的各个年份的工作转换的风险率并没有显著性变化。由于将时间变量引入模型后,模型变得非常长,故在表 7 中略去。

(三)在不同单位类型之间流动的影响因素分析

本研究的另一个关注点是个体在不同所有制性质的单位之间的流动,出于分析的需要,笔者将个体的工作单位类型分为国有企业、三资企业、私营企业和其他类型单位。而分析的目的是估计各个层次的解释变量对发生在四大类型企业间的职业流动的影响。

1. 工作转换的基本情况

统计结果显示,在已经填答的被访者中,一共有 901 个工作,其中 399 个被删截,因为到调查时为止,他们尚未发生工作转换(即这 399 个工作是他们当时所在的工作),其余的 502 个工作都是从一个工作单位到另一个工作单位的转换,换言之,一共有 502 个工作转换,这些转换在各种性质的单位之间发生,因为有 4 种原始状态和 4 种目的地状态,所以可能的转换状态为 16 种,其基本情况如表 6 所示。

表 6:个体在各种性质的单位之间的工作转换

	国有企业		三资企业		私营企业		其他企业	
	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
从国有企业转向	41	8.17	17	3.39	33	6.57	9	1.79
从三资企业转向	6	1.20	21	4.18	26	5.18	10	1.99
从私营企业转向	12	2.39	21	4.18	150	29.88	46	9.16
从其他类型转向	8	1.59	18	3.59	52	10.36	32	6.37

注:百分比为总体百分比

从表 6 中可以看到,人们的工作转换类型非常分散,除了从私营企业向私营企业的转换频数达到 150 之外,其余的各种转换频数都在 100 之内。因此,似乎不太可能对每一种类型的工作转换的影响因素进行研究,而必须进行某种方式的合并。

合并有两种方式,第一种是合并目的地状态,即将从某种类型的单位转出的归为一类,不再区分目的地状态;第二种是合并原始状态,即将个体所进入的某种类型的单位归为一类,不再区分他们是从那种类型的单位转换过来的,其具体的分析过程如下。

2. 合并目的地状态的工作转换的影响因素模型

考察合并目的地状态的工作转换的方法是,先将所有的工作转换按照四种不同的原始状态分别归入四个不同的子样本,然后分别做 Cox 比例风险模型,具体如表 7 所示。在这些 Cox 比例风险模型中引入的自变量与表 7 中的自变量相同,但由于每个模型中有显著影响的变量并不多,因此就将没有显著影响的那些变量去除了。

(1)原始工作状态为国有企业的模型。在原始工作状态为国有企业的模型中,个人因素和观念因素对其工作转换的风险率都没有显著影响,而组织因素和时变性变量中也仅有三个因素对工作转换的风险率有显著影响,其具体情况为如下。

在组织因素中,与参照组(国有企业)相比,第一个单位是私营企业的人从国有企业中转出的风险率将减少 76.5% ($\exp[-1.449]=0.235$),其原因可能在于,私营企业作为利益格局中的边缘部门,从私营企业向国有企业转换的可能性本来就很小,而一旦从私营企业中转入国有企业后,因为其来之不易,因此从其中跳出的可能性就会大大减少。

表 7:合并目的地状态的 Cox 比例风险模型 (Method: Forward:LR)

	原始工作状态							
	国有企业		三资企业		私营企业		其他类型	
	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)	B	Exp (B)
组织因素								
第一个单位是 私营企业	- 1.449	0.235						
个人因素								
父亲的职业							- 0.207	0.813
观念因素								
时变性变量								
每次转换工作 时的年龄			- 0.101	0.904				
每次转换工作 时的工龄	- 0.447	0.639			- 0.147	0.864	- 0.247	0.781
截至每次工作转换 前的工作单位数	1.038	2.823			0.238	1.269	0.493	1.637
time1995							3.240	25.521
time2000							1.389	4.012
- 2 Log Likelihood	335.119		301.835		1236.968		414.872	
Chi-square	58.273		5.443		20.600		45.763	
df	3		1		2		5	
Sig.	0.000		0.020		0.000		0.000	

在时变性变量中,每次转换工作时的工龄对从国有企业中转出的风险率有显著影响,并且这种影响是负向的,即发生跳槽时的工龄每增加 1 年,其工作转换的风险率将减少 36.1% ($\exp[-0.447]=0.639$),这可能是因为国有企业最大的优越性就在于它的稳定性和高福利,且在国有企业中,是讲究论资排辈的,个体的工龄越长意味着其既得利益越多,同时工龄越长意味着年龄越大、对工作稳定性的需求越强烈,这一切都意味着工龄越长的人从国有企业中跳出的成本(或损失)越大,从

而造成了工龄对工作转换率的负向影响。

另一个时变性变量,即截至每次工作转换前的工作单位数(工作经历)对工作转换风险率有显著的正向影响,即工作经历越丰富,其工作转换的风险率越高,具体表现为在发生工作转换时的工作单位的数量每增加 1 个,其发生工作转换的风险率将增加 182.3% ($\exp[1.038]=2.823$)。

(2)原始工作状态为三资企业的模型。在原始工作状态为三资企业的模型中,仅有一个变量对其工作转换风险率有显著影响,并且这种影响是负向的,这个变量就是“每次转换工作时的年龄”,具体表现为转换工作时的年龄每增加 1 年,其从三资企业中转出的风险率将减少 9.6% ($\exp[-0.101]=0.904$)。

(3)原始工作状态为私营企业的模型。在原始工作状态为私营企业的模型中,仅有两个时变性变量对其工作转换风险率有显著影响:每次转换工作时的工龄、截至每次工作转换之前的工作单位数,其具体表现为:个体转换工作时的工龄每增加 1 年,其从私营企业中转出的风险将减少 13.6%;而工作经历对从私营企业中转出的风险率有显著的正向影响,即工作经历越丰富,其工作转换的风险率越高,具体表现为在发生工作转换时的工作单位数每增加 1 个,其发生工作转换的风险率将增加 26.9% ($\exp[0.238]=1.269$)。

(4)原始工作状态为其他类型单位的模型。在原始工作状态为其他类型单位的模型中,组织因素和个人因素对工作转换风险率仍然没有显著影响,而个人因素和时变性变量对其有显著影响,具体情况为,在个人因素中,仅有父亲的职业声望对子女从其他类型单位转出的风险率有显著的负向影响($\exp[-0.207]=0.813$)。

时变性变量的影响为:个体在每次转换工作时的工龄对其从其他类型单位转出的风险率也有显著的负向影响($\exp[-0.247]=0.781$);个体在发生工作转换时的工作单位数每增加一个,其从其他类型单位中转出的风险率将增加 63.7% ($\exp[0.493]=1.637$);另外,时间因素在这里发生了作用,具体表现为,与参照组(1982 年)相比,个体在 1995 年从其他类型单位中转出的风险率将增加 2452.1%,2000 年的工作转换风险率增加了 301.2%。

3. 合并原始状态的工作转换的影响因素模型

由于在合并了原始状态之后,工作转换就不存在删截问题了,因此,可用 logistic 回归模型进行分析,其分析结果如表 8 所示。

(1)目的地工作状态为国有企业的模型。在目的地工作状态为国有企业的模型中,一共有 6 个变量对工作转换的风险率有显著影响,具体情况如下。

身份认同对进入国有企业的工作转换风险率有显著的负向影响,即越是以工作为重心的人进入国有企业的风险率越低,具体表现为个体的身份认同向工作重心每倾斜一个档次,其进入国有企业的工作转换风险率将减少 39.6% ($\exp[-0.504]=0.604$)。

在时变性变量中,个体在每次转换工作时的年龄对进入国有企业的工作转换有正向的显著影响,即年龄越大进入国有企业的风险率越高,具体表现为个体在发生工作转换时的年龄每增加 1 岁,其进入国有企业的工作转换风险率将增加 41.9% ($\exp[0.350]=1.419$);而另一个时变性变量工龄对工作转换的风险率有显著的负向影响,具体表现为个体在发生工作转换时的工龄每增加 1 年,其进入国有企业的工作转换风险率将减少 22.3% ($\exp[-0.252]=0.777$)。

在时间因素中,有 3 个虚拟变量对进入国有企业的工作转换风险率有显著影响,与参照组(1982 年)相比,1992 年、1993 年和 1994 年进入国有企业的风险率急剧增加,其发生比的增加均超过了 10 倍以上。

(2)目的地工作状态为三资企业的模型。在目的地工作状态为三资企业的模型中,同样有 6 个变量对工作转换的风险率有显著影响,具体情况如下。

在组织因素中,和参照组(国有企业)相比,第一个单位在私营企业中的人进入三资企业的工作转换发生比将减少 65.9% ($\exp[-1.076]=0.341$)。

在个人因素中,母亲的职业声望对子女进入三资企业的工作转换风险率有显著的正向影响,即母亲的职业声望越高,其子女进入三资企业的发生比越高($\exp[0.259]=1.295$)。

在时变性变量中,个体在转换工作时的文化程度对进入三资企业的工作转换风险率有显著的正向影响,即个体的文化程度每提高一个档次,其进入三资企业的发生比将增加 54.3% ($\exp[0.434]=1.543$)。

表 8:合并原始状态的 logistic 模型 (Method: Forward:LR)

	目的地工作状态							
	国有企业		三资企业		私营企业		其他类型	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
组织因素								
第一个单位是 私营企业			- 1.076	0.341	0.533	1.703		
个人因素								
母亲的职业			0.259	1.295	- 0.170	0.843		
观念因素								
身份认同	- 0.504	0.604						
对目标达成的自信							- 0.507	0.602
时变性变量								
每次转换工作时 的年龄	0.350	1.419						
每次转换工作时文化 程度的改变								
每次转换工作时的文 化程度			0.434	1.543	- 0.415	0.660		
每次转换工作时的 工龄	- 0.252	0.777						
截至每次工作转换前 的工作单位数								
time1984	**	**						
time1986					- 22.371	0.000	23.810	**
time1989			22.512	**				
time1990			22.687	**				
time1992	2.861	17.471						
time1993	3.367	28.984						
time1994	2.459	11.694						
time1995			1.869	6.483				
time1999							- 19.704	0.000
time2000								
Constant	- 8.432	0.000	- 3.996	0.018	2.168	8.743	- 1.678	0.187
Chi-square	36.375		34.447		23.000		23.445	
df	7.000		6.000		4.000		3.000	
Sig.	0.000		0.000		0.000		0.000	
- 2 Log likelihood	216.547		261.455		438.153		275.734	
Cox & Snell R Square	0.103		0.098		0.066		0.068	
Nagelkerke R Square	0.194		0.167		0.089		0.114	

在时间性因素中,与参照组(1982年)相比,1989年、1990年和1995年进入三资企业的工作转换风险率都显著增加,其中,1995年转向三资企业的发生比增加了548.3% ($\exp[1.869] = 6.483$),而1989年和1990年转向三资企业的概率更是高得异乎寻常。

(3)目的地工作状态为私营企业的模型。在目的地工作状态为私营企业的模型中,有4个变量对工作转换的风险率有显著影响,其具体情况如下。

在组织因素中,和参照组(国有企业)相比,第一个单位在私营企业中的人进入私营企业的工作转换的发生比将增加70.3% ($\exp[0.533] = 1.703$)。

在个人因素中,母亲的职业声望对子女进入私营企业的工作转换风险率有显著的负向影响,即母亲的职业声望越高,其子女进入私营企业的发生比越低($\exp[-0.170] = 0.843$)。

在时变性变量中,个体在转换工作时的文化程度对进入私营企业的工作转换风险率有显著的正向影响,即个体的文化程度每提高一个档次,其进入私营企业的发生比将减少34% ($\exp[-0.415] = 0.660$)。

在时间性因素中,仅有1个虚拟变量有显著影响,和参照组(1982年)相比,1986年进入私营企业的概率几乎减少了100% ($\exp[-22.371] = 0.000$)。

(4)目的地工作状态为其他类型单位的模型。在目的地工作状态为其他类型单位的模型中,有3个变量对工作转换的风险率有显著影响,其具体情况如下。

在观念因素中,由因子分析产生的变量“对目标达成的自信”对进入其他类型单位的工作转换风险率有显著的负向影响,即个体的自信心越高,其进入其他类型单位的发生比越低($\exp[-0.507] = 0.602$)。

在时间性因素中,有2个虚拟变量有显著影响,和参照组(1982年)相比,1986年转向其他类型单位的概率高得异乎寻常($B = 23.81$),而1999年转向其他类型单位的概率又低得异乎寻常($\exp[-19.704] = 0.000$)。

五、结论

(一)“身不由己”的“自由选择”:社会转型所带来的机会结构的改变

从研究结果可以看出,结构因素对企业员工的职业流动的作用非

常明显,从企业员工的工作转换的动态分析看,劳动力市场分割对个体在不同类型单位之间的转换具有非常显著的影响。由于用事件史分析方法对工作转换进行分析的角度较多,故分析结果众多而复杂,为直观起见,将结果总结于表 9 之中。

表 9:工作转换的动态分析结果汇总

变 量	总体	转 出				转 进			
		国有	三资	私营	其他	国有	三资	私营	其他
组织因素									
第一个单位是私营		-					-	+	
个人因素									
性别									
父亲职业					-				
母亲职业							+	-	
观念因素									
身份认同						-			
对目标达成的自信									-
时变性变量									
每次转换工作时的年龄			-			+			
每次转换工作时的学历							+	-	
每次转换工作时的工龄	-	-		-	-	-			
转换工作时的工作经历	+	+		+	+				
时间因素(年)									
1986								-	++
1989							++		
1990							++		
1992						++			
1993						++			
1994						++			
1995					++		+		
1999									-
2000					+				

注:“-”表示有负向影响,“+”表示有正向影响,“++”表示正向影响超过了

10 倍以上。

从表 9 来看,如果换一个角度,将从某类企业出来视为一种“推力”,将到某类企业中去视为一种“拉力”,则可以得出一些很有意思的结论。

就国有企业而言,它推出的是那些资历尚浅、而又有过跳槽经历的人;它纳入的是那些事业心不强、年龄比较大、工龄比较短的人,总体来看,似乎是那种不具有事业心、不具备竞争力的人容易留在国有企业,也倾向于进入国有企业。

就三资企业而言,它推出的是那些年龄较小、尚未稳定的人,而纳入的则是那些有比较好的家庭背景、学历高的人,而有私营企业工作背景的人进入三资企业的概率明显减少。

就私营企业看,它似乎与三资企业正好相反,那些家庭背景不是很好、学历不高的人更容易进入私营企业,并且有私营企业工作背景的人进入私营企业的概率明显增加。

从时间上看,1992-1994 年似乎是国有企业的黄金时期,在这个时期进入国有企业的风险率明显增大,而 1989-1990 年和 1995 年进入三资企业的风险率则急剧增加,私营企业在任何时候似乎都不是人们特别青睐的对象。

这样的结果从另一个方面验证了李路路和李汉林(2000)的研究结论,即转型期的中国虽然存在着一定程度的市场化,但职业流动对于相当多数的人而言,仍然是一种“迫不得已”的“自由选择”。

在中国经济体制改革的过程中,个体、私营和三资企业等各种非公有制企业的出现和强大,意味着国家对资源控制在范围上的缩小和力度的弱化,而伴随着国有企业用工制度的改革,就形成了一种“自由流动资源”,即契约式的就业机会(孙立平,1993)。自由流动资源的出现及其与之相伴随的自由流动的空间的扩展,使人们的机会结构发生了极大的改变,即就机会结构的运作而言,人们的职业流动似乎具有无限可能性。但在现实中,个人的自由选择和自由行动往往受到整个社会结构所施加的外在强制性力量的影响。就个人而言,他们的家庭背景和自身条件仅仅是劳动力市场分割的游戏规则下的一些筹码,无论是在计划经济时代还是在转型时期,中国的就业市场一直存在着各种形

式的劳动力市场分割,其中最重要的一种劳动力市场分割就是以各种类型的单位对资源和权力的拥有及其相应的获利能力而形成的核心部门和边缘部门,但这种利益格局划分也有明显的时间性:在计划经济占主导的时代(1995年之前),核心部门包括国家机关、事业单位和国有企业,边缘部门则包括集体企业和私营企业;而1996-2002年,在国有企业进行改革、经历下岗、失业痛苦的时候,私营企业以其活力、高工资吸引了一批自愿吃螃蟹的人,让他们尝到了甜头,这时的人们对就业市场利益格局的划分有些模糊;2002年之后,随着国企改革的大局已定、包袱甩尽,国有企业的大部分成为垄断性国企,重新回到了核心部门的位置,但进入的门槛已经越来越高,而私营企业虽然急速扩张,但仍然处于边缘位置,所以依旧是人们不得已而为之的选择。

因此,正是这种随着改革的一步步深化而发生改变的劳动力市场利益格局的变化,在很大程度上决定了个人在这种利益格局中的职业流动,在看似自由的选择背后,实质是社会结构的力量对个人力量及意志的宰制。

(二)惯性累积:职业流动中不可忽视的力量

在研究结果中,还可以发现有一个很有意思的现象,即惯性累积在企业员工的职业流动中所表现出来的顽强力量:

首先,在单位所有制性质方面,个体在不同所有制类型的单位之间的流动对其第一个单位的所有制性质存在着某种状态依赖,这主要表现为第一个单位在私营企业的员工,他们在以后的历次职业流动中进入三资企业的风险率显著减少,进入私营企业的风险率却显著增加,即边缘部门的员工流动到边缘部门的可能性明显高于流动到其他企业的可能性。

其次,在职业经历方面,个体在每次跳槽之前的工作经历对其跳槽风险率有非常显著的正向影响,即个体在跳槽之前的工作单位数每增加一个,其跳槽风险率将有不同程度的增加。这反映出惯性累积原理的两面:一方面,一个人在某一状态下停留的时间越长,他离开那一状态的可能性就越小;另一方面,一个人的工作经历越多,他越有可能去尝试新的工作经历。另外,如果个体从未有过跳槽经历,则他在第一个单位的时间越长,他越容易呆在那个单位,换言之,他发生工作转换的

风险率越小。

因此,概而述之,企业员工的职业流动是其在社会转型所决定的社会结构中的非常有限的自主选择,一方面,个体的职业流动受到整个宏观背景和机会结构的制约,如计划经济向市场经济过渡的步伐(时间性)、劳动力市场分割及其变化、机会结构的改变等;另一方面,个人会根据既得利益、就业能力、就业机会、机会成本等各个方面因素的综合考虑来决定自己的职业流动,其目的是谋求某种程度的利益最大化。

参考文献

- 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).
- 陈成文、许一波. 2005. 当前中国职业流动问题研究综述[J]. 南华大学学报(社会科学版)(3).
- 程丽香. 2003. 沿海农村的社会流动——来自福建省福清市 18 个村庄的调查[J]. 福建省社会主义学院学报(3).
- 郭凡. 1995. 当前广州社会的代际流动[J]. 社会学研究(6).
- 郭志刚,主编. 1999. 社会统计分析方法-SPSS 软件应用[M]. 北京:中国人民大学出版社.
- 黄健. 1995. 界岸村农民的职业流动和阶层分化[J]. 江淮论坛(5).
- 李汉林、李路路. 1999. 资源与交换——中国单位组织中的依赖性结构[J]. 社会学研究(2).
- 李路路、李汉林. 2000. 中国的单位组织——资源、权力与交换[M]. 杭州:浙江人民出版社.
- 李强、邓建伟、晓箏. 1999. 社会变迁与个人发展:生命历程研究的范式与方法[J]. 社会学研究(6).
- 李若建. 1995. 当代中国职业流动研究[J]. 人口研究(2).
- . 1997. 广东职业流动分析[J]. 社会学研究 (03).
- . 1999. 1990~1995 年职业流动研究[J]. 管理世界 (05).
- 任远. 1997. 社会变革、机会结构变动和职业流动. 社会科学(1).
- 孙立平. 1993. 自由流动资源与自由活动空间[J]. 探索(1).
- 王春光. 2003. 中国职业流动中的社会不平等问题研究[J]. 中国社会科学(2).
- 吴永球、陈仲常. 2007. 中国城镇居民的职业流动性研究——来自微观数据的经验分析[J]. 市场与人口分析(5).

- 许欣欣. 2000. 从职业评价与择业取向看中国社会结构变迁[J]. 社会学研究(3).
- 严善平. 2000. 大城市社会流动的实态与机制——来自天津市居民问卷调查的实证分析[J]. 中国社会科学(3).
- 赵延东、王奋宇. 2004. 当前我国城市职业流动的障碍分析[J]. 人口与经济(5).
- Blossfeld, Hans-Peter and Karl Ulrich Mayer. 1988. “Labor Market Segmentation in the Federal Republic of Germany: An Empirical Study of Segmentation Theories from a Life Course Perspective.” *European Sociological Review*, Vol. 4, No. 2: 123 – 140.
- Carlle Grand. Michael Tahlin. 2002. “Job Mobility and Earnings Growth.” *European Sociological Review* Vol 18:381 – 400.
- Damian, Grimshaw, Huw Beynon, Jill Rubery and Kevin Ward. 2002. “The Restructuring of Career Paths in Large Service Sector Organizations: ‘Delaying’, Upskilling and Polarisation.” *The Editorial Board of The Sociological Review*: 89 – 115.
- Granqvist, Lena and Helena Persson. [1998]2002. “Career Mobility in the Private Service Sector——Are women trapped in ‘bad’ jobs?” *Revised version published in Review of Income and Wealth* (48):443 – 469.
- Jacobson, Louis S, Robert J. LaLonde and Daniel G, Sullivan. 1993. “Earnings Losses of Displaced Workers.” *American Economic Review*, Vol.83(4):685 – 709.
- Marjorie L. L. Baldwin and Edward J. Schumacher. 2002. “A Note on Job Mobility Among Workers with Disabilities.” *Industrial Relations*, Vol. 41:430 – 441.
- Rhodes, Susan R. and Mildred Doering. 1983. An Integrated Model of Career Change. *The Academy of Management of Review* (8):631 – 639.
- Ruhm, Christopher J, 1991a. “Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?” *American Economic Review*, vol. 81(1):319 – 24.
- . 1991b. “Displacement Induced Joblessness.” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73(3):517 – 22.
- Vardi Yoav. 1980. “Organizational Career Mobility: An Integrative Model.” *The Academy of Management Review* (5):341 – 355.

责任编辑:李 聆