

我国就业稳定性的变迁及其影响因素

——基于中国综合社会调查数据的分析

孟凡强¹, 吴 江²

- (1. 仲恺农业工程学院 管理学院, 广东 广州 510225;
2. 暨南大学 经济学院, 广东 广州 510632)

摘 要: 基于 2008 年中国综合社会调查数据, 本文考察了我国就业稳定性的变迁及其影响因素, 研究发现改革开放以来我国就业稳定性呈现下降趋势, 并且这种下降主要归因于工人主动离职风险的提高, 这虽然是劳动力市场流动性提高的表现, 但这种流动是一种低层次的流动, 低学历工人、低职位工人、私企工人、女性工人等弱势群体成为劳动力市场上流动劳动力的主体。出现这种现象的原因在于利益诉求机制的缺失导致“用脚投票”成为多数弱势工人实现利益诉求的主要途径。这一低层次的流动形式不利于工人人力资本的积累, 有可能造成劳动力市场的低水平均衡状态, 并带来失业及劳资冲突等一系列问题。因此, 提高就业稳定性, 保护劳动力市场上弱势工人利益, 构建富有弹性的雇佣关系是我国劳动力市场改革的新目标。

关键词: 就业稳定性; 任职期; 离职

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2013) 05-0079-10

Changes and Influencing Factors of Employment Stability in China: Analysis Based on Data of Chinese General Social Survey

MENG Fan-qiang¹, WU Jiang²

- (1. School of Management, Zhongkai University of Agriculture and Engineering,
Guangzhou 510225, China; 2. School of Economics, Jinan University,
Guangzhou 510632, China)

Abstract: Based on data of China General Social Survey conducted in 2008, changes and influencing factors of employment stability in China are explored. The results show that: the employment stability has declined since the reform and opening up and this trend is mainly attributed to voluntary turnover. Although this means the increasing mobility of labor market, the fluidity is

收稿日期: 2012-12-20; 修订日期: 2013-04-09

基金项目: 广东省社科规划项目 (GD10CYJ003、GD12CGL02); 广东省普通高校人文社会科学重大攻关项目 (11ZGM79002); 广东教育厅人文社科基金项目 (K1124610)。

作者简介: 孟凡强 (1982-), 山东德州人, 经济学博士, 仲恺农业工程学院管理学院讲师。研究方向: 劳资关系、人力资源管理。

low level, workers who are less educated, in lower position, in private enterprise or female become the main body of mobility in labor market. Interpretation to this phenomenon lies in the lack institutionalized mechanism for interest demands of workers that leads to “vote with their feet”. This low level mobility is not conducive to the accumulation of workers’ human capital, may leads to low level equilibrium in the labor market, and brings about a series of problems such as unemployment and labor conflict. Therefore, improving the employment stability, protecting of vulnerable groups of workers, and constructing flexible employment relationship become the new target of China’s labor market reform.

Keywords: employment stability; job tenure; separation

劳动力市场中的就业稳定性与流动性问题一直是西方成熟市场经济国家理论界和政策制定者关注的重要问题。如果劳动力市场中的就业群体不能获得高质量、稳定的工作,始终在就业和失业的边界上转换,那么劳动力市场上随时会产生大量的失业人群。人力资本理论认为稳定的雇佣关系是员工人力资本(尤其是企业专用性人力资本)积累的必要条件,而专用性人力资本则是企业赖以生存的关键性资源,同时也是地区经济发展的重要推动力。因此,就业稳定性问题不仅会影响到劳动者自身的收入水平和福利状况以及企业的竞争力,而且还将影响到整个社会的稳定与经济的发展。

在改革开放以前的传统经济体制下,我国并不存在严格意义上的劳动力市场,国家通过行政指令进行劳动力资源的配置,僵化的就业体制带来的是经济的低效率。始于20世纪80年代的劳动力市场改革旨在消除计划经济体制下形成的劳动力资源配置刚性,以双向选择取代固定用工制度,增加劳动力资源配置的灵活性和合理性,提高劳动力资源配置的效率和整体经济运行效率^[1]。这是中国30多年来经济快速增长的秘诀之一,但由此带来的另一后果是劳动力的高流动性和劳动者就业的不稳定性。就业的不稳定性增加了企业与员工专用性人力资本投资的风险,降低了专用性人力资本投资的动力,人力资本投资的不足有可能使经济陷入“低技能、低产品质量”的陷阱。因此,如何提高就业稳定性,构建富有弹性的雇佣关系,成为我国劳动力市场改革的新目标。本文将尝试通过对个体工作经历调查数据的实证研究,分析我国劳动力市场上就业稳定性的形态变化及其影响因素,为劳动力市场改革的进一步推进提供意见参考。

一、文献回顾与理论假设

在西方发达国家,关于就业稳定性问题研究的文献较多,不同国家的学者对本国就业稳定性的变迁进行了大量研究,大多数研究都是实证性质的。早期美国学者考察了20世纪70年代至90年代早期美国就业稳定性的变化趋势,并未发现明显的下降趋势^[2~3]。但其后相关学者的研究则发现了美国就业稳定性的下降趋势^[4~6]。英国学者对本国就业稳定性研究也存在不同的结论。伯吉斯和瑞斯(Burgess & Rees)运用英国综合住户调查数据(GHS)发现20世纪70年代中期到90年代中期,英国的就业稳定性并未改变^[7]。然而,格雷格和沃兹沃思(Gregg and Wadsworth)运用英国劳动力调查数据(BLFS)研究了同一时期的就业稳定性,却得出了就业稳定性下降的结论^[8]。格雷格和沃兹沃思进一步将样本观察期扩展到2000年,同样发现了就业稳定性的下降趋势^[9]。其他国家的学者也对本国的就业稳定性进行了研究。吉沃尔和莫林(Givor and Maurin)分析了1982~2002年间法国非自愿离职风险的变化,发现20世纪90年代非自愿离职的风险高于80年代,即使在控制了宏观经济因素之后,法国劳动力市场中的就业稳定性仍然有明显的下降趋势^[10]。曹和克姆(Cho and Keum)运用韩国劳动力与收入的面板数据实证研究了1997年金融危机及复苏期间韩国就业稳定性的动态变化,发现1997年危机期间韩国就业稳定性大幅下降,并且再也未能恢复到危机前的水平。非正规就业、短期工和低学历水平工人的就业稳定性恢复比其他群体更慢,从而导致就业稳定性两极化问题恶

化^[1]。罗卡宁和乌西塔洛 (Rokkanen and Uusitalo) 运用终身工作历史数据考察了芬兰 1963 ~ 2004 年间就业稳定性的变化, 研究发现工作终止风险在 20 世纪 90 年代早期有所上升, 但目前 (21 世纪 10 年代) 已恢复到 20 世纪 70 年代的水平^[2]。布拉特贝格 (Bratberg) 运用挪威 1986 ~ 2002 年雇主雇员数据库分析了挪威的就业稳定性, 发现在这一期间工作任职期只有轻微的变化, 公共部门的短期任职期比例有所上升, 超过 8 年的任职期比例有所下降, 但是就业稳定性的轻微下降并未导致失业的增加或劳动力退出市场^[3]。

国内关于就业稳定性^①的研究尚处于开始阶段, 相关文献较少。翁杰等利用 2006 年的调查数据研究了大学毕业生就业稳定性的现状和演变趋势, 以及导致就业稳定性变迁的原因。研究发现, 20 世纪 90 年代以来, 大学毕业生的就业稳定性在不断下降, 尤其是 2003 年以后。1999 年开始的高等教育规模扩展改变了大学毕业生劳动力市场的供需状况, 导致了工作转换概率的上升和就业稳定性的下降。另外, 以就业率为导向的就业政策也是引致就业不稳定的一个因素^[4]。陈昭玖等对新生代农民工就业情况进行了调研, 并对调研数据采用 Logit 模型对新生代农民工就业稳定性的影响因素进行实证分析。结果表明, 新生代农民工的就业特征与传统农民工相比存在较大的差异, 普遍表现出就业稳定性差的现象; 新生代农民工就业稳定性受年龄、择业机会识别、工资、企业用工环境等多种因素的影响。其中, 年龄、工资、企业用工环境与新生代农民工就业稳定性呈正相关, 择业机会识别与新生代农民工就业稳定性呈负相关^[5]。

通过文献的回顾可以发现, 由于数据的可得性国外关于就业稳定性的研究较为丰富。不同学者运用不同的数据库对不同国家不同阶段就业稳定性的变迁进行了深入的研究。但国内关于就业稳定性研究的文献相对较少, 现有研究多是对于某一特定群体如大学生、新生代农民工的就业稳定性的研究, 尚缺乏对我国工人整体就业稳定性问题的实证研究。针对这一问题, 本文拟采用 2008 年中国综合社会调查 (CGSS) 数据库对我国工人就业稳定性的变迁问题进行尝试性研究。中国综合社会调查数据库是一项全国范围内的、大型的抽样调查数据库, 样本涉及全国 28 个省市, 这使得我们可以从总体层面上考察我国工人的就业稳定性问题。

相比就业稳定性变化趋势的分析, 就业稳定性影响因素的研究显得更为复杂。本文根据前人的研究, 提出以下假设。

假设 1: 进入劳动力市场时间^②越晚的工人群体, 其整体就业稳定性越低。

我国于 20 世纪 80 年代开始进行劳动力市场改革, 改革的方向是为过于刚性的劳动力市场注入灵活性, 以双向选择取代固定用工制度, 提高劳动力资源配置的效率和整体经济运行效率。制度的变迁将从供给和需求两个方面影响就业稳定性, 鉴于我国劳动力市场改革的方向性, 本文认为开始工作时间越晚的工人群体, 其整体就业稳定性越低。

假设 2: 工人个体特征对就业稳定性有显著影响。

从供给的角度来看, 当工人终止一份工作的预期效用大于当前工作获得的效用水平加上工作转换的成本的时候, 理性的工人将选择离开当前的工作。由于男性和女性在工作转换的机会和成本方面存在差异, 因此, 就业稳定性可能会存在性别差异^[6], 如女性工人由于照顾家庭的原因主动离职的可能性更大; 根据工作搜寻理论, 为更多地了解劳动力市场, 探寻个人更适合哪一种工作, 年轻工人转换工作的可能性更大, 因此, 年龄越大的工人主动离职的可能性越小^[7]。

假设 3: 企业特征对就业稳定性有显著影响。

从需求的角度来看, 当企业终止一份工作的收益大于继续这份工作的收益加上终止成本时, 企业将选择终止这份工作, 不同类型 (如行业、所有制等) 的企业在终止工作方面的收益与成本不同, 因此, 企业

① 本文使用的就业稳定性 (employment stability) 概念, 与国外文献中工作稳定性 (job stability) 的概念基本相同, 国内学者用就业稳定性概念较多, 因此, 本文沿用这一概念。

② 工人进入劳动力市场的时间是指工人开始从事第一份工作的时间。

类型也是影响就业稳定性的重要因素之一。根据人力资本理论,工人专用性人力资本的积累与任职期正相关,专用性人力资本投资的利益共享机制降低了工人的离职倾向^[18~19]。与政府和社会组织的培训相比,企业组织的培训更具专用性人力资本投资的特征,因此,企业培训与工人的主动离职负相关。

二、数据、模型与方法

1. 数据来源

本文选取工作任职期作为就业稳定性的衡量指标,这一指标是国际上较为常用的用于衡量就业稳定性的指标^[20]。任职期的数据来自2008年中国综合社会调查(CGSS)数据库中关于工人工作经历的调查数据。CGSS 2008关于工人工作经历的调查是通过工人对其工作经历的回顾来完成的,每个样本有十份备选工作经历,每份工作经历均涉及开始年份与结束年份,以及所在单位及个人的其他特征变量。这种工作历史数据提供了工人从开始第一份工作到调查时的所有工作经历,这使得我们可以考察不同群体的任职期。由于本文的研究对象是工作任职期,因此,只选取了有过正式工作经历的样本,共3626个,样本涉及全国28个省市,其中男性样本1903个,女性样本1723个。

2. 模型与方法

本文选取工作任职期作为就业稳定性的测算指标,由于部分工作在调查的时候还未结束,工人任职期的数据存在截尾,因此,本文采用乘数极限法估计每份工作任职期的均值和中位数,据此来研究就业稳定性的变化趋势。在就业稳定性影响因素的分析方面,本文区分了三种不同的离职方式,并分别考察了三种离职方式的影响因素,第一种为主动离职(quit),主要是指工人的主动辞职行为,样本数为1311个;第二种为被动离职(layoff),该类别的离职方式包括组织调动、单位劝离和单位开除,样本数为433个;第三种为其他原因的离职(others),主要包括合同到期、健康问题、离/退休以及其他原因的离职,样本数为774个。

在就业稳定性影响因素的分析方面,由于存在三种竞争性的离职方式,因此,本文选用竞争风险模型(competing risk model)半参数估计方法估计三种离职方式的影响因素,模型形式如下:

$$h_{ei}(t, X_i) = h_{e0}(t) \exp(X_i' \beta_e)$$

$h_{ei}(t, X_i)$ 是不同退出原因, $e = q, l, o$ ($e = q$ 代表主动离职, $e = l$ 代表被动离职, $e = o$ 代表其他原因的离职) 的风险函数, $h_{e0}(t)$ 代表基准风险函数, t 代表任职期(以年为单位), X_i 代表样本 i 的协变量向量, β_e 为待估参数向量。

根据前面的假设,劳动力市场改革的政策效应、工人个体特征及企业特征都是影响就业稳定性的因素,本文以进入劳动力市场的时间(4个虚拟变量,以1978年以前进入劳动力市场的工人为基准)来衡量劳动力市场改革的政策效应。以进入劳动力市场的年龄、性别、受教育程度(4个虚拟变量,以初中及以下教育程度为基准)和职业类型(8个虚拟变量,以初级职员为基准)作为工人个体特征变量。而企业方面的特征变量则包括单位所有制(5个虚拟变量,选取集体或集体控股企业为基准)、单位培训(4个虚拟变量,选取完全没有培训为基准)^①。表1为变量的描述性统计。

三、我国的就业稳定性在下降吗

我们首先用乘数极限法对工作任职期进行了估计,出于研究就业稳定性变化趋势的需要,

① 根据研究需要,本文对数据库中的变量进行了分类处理,受教育程度分为初中及以下、高中学历、大学学历和研究生及以上四个层次,其中初中及以下包含没有受过教育、私塾、小学、初中四类样本,高中学历包括职业高中、普通高中、中专、技校四类样本,大学学历包括成人大专、普通大专、成人本科和普通本科四类。在职业类型方面,本文将专业人员和专业技术人员合并为一组,另外,由于军人职业的特殊性质,本文未将其考虑在内。在单位所有制方面,本文将港澳台资合并到了外资样本中,不做区分。由于数据的限制,本文未能将行业和工资等影响因素包含在内,从而使估计结果不可避免地存在一定程度的偏差。

本文将工人样本按进入劳动力市场的时间进行了分组。由于重点研究的是 20 世纪 80 年代劳动力市场改革之后就业稳定性的变迁，因此，将 1978 年以前开始工作的作为第一组，将 1978 年以后进入劳动力市场的样本分为三组：1979 ~ 1988 年为一组，1989 ~ 1998 年为一组，1999 ~ 2008 年为一组。

1. 总体任职期的估计

由于样本的限制，本文只估计了前三份工作的平均任职期和中位任职期^①（估计结果见表 2）。从表 2 可以看出，进入劳动力市场的时间越晚的群体，其每份工作的任职期（无论是平均任职期还是中位任职期）越短。对于第一份工作，1978 年以前进入劳动力市场的工人平均任职期为 21.65 年，1978 年之后的第一个十年工人的平均任职期下降为 15.54 年，第二个十年下降为 9.89 年，进入新千年后工人平均任职期下降到 5.20 年，这说明随着我国劳动力市场改革的推进，工人的任职期不断缩短，就业稳定性不断下降。从相同群体不同工作序数的比较来看，随着工作数的增加，任职期不断缩短，这也印证了就业稳定性下降的结论。

2. 不同性别、不同离职类型任职期的估计

本文进一步对不同性别、不同离职类型的任职期进行了估计，估计结果见表 3。从表 3 我们可以看出，总体上看，进入劳动力市场的时间越晚的工人，其整体的工作任职期越短，这一结论对于不同性别的三种离职类型均成立。被动离职的工人任职期比主动离职的工人任职期长，这一点对于所有男性工人和 1978 年以后进入劳动力市场的女性工人均成立。通过不同性别相同离职类型任职期的比较，我们没有发现明显的时间趋势。从离职比例数据来看，无论是男性工人还是女性工人，进入劳动力市场的时间越晚的工人，其主动离职的比例越高；另外，女性工人主动离职的比例始终高于男性工人。在被动离职方面，被动离职的比例随时间的推移呈现下降趋势，男性工人被动离职的比例高于女性。

表 1 变量描述性统计

变量名称	均值	标准误	变量说明
年龄	20.780	5.480	工人年龄
性别	0.475	0.499	1 = 女性，0 = 男性
进入劳动力市场时间			
1978 年以前	0.293	0.455	1 = 1978 年以前开始工作，0 = 其他
1979 ~ 1988	0.230	0.421	1 = 1979 ~ 1988 年开始工作，0 = 其他
1989 ~ 1998	0.234	0.424	1 = 1989 ~ 1998 年开始工作，0 = 其他
1999 ~ 2008	0.243	0.429	1 = 1999 ~ 2008 年开始工作，0 = 其他
教育程度			
初中及以下	0.484	0.500	1 = 初中及以下，0 = 其他
高中学历	0.316	0.465	1 = 高中学历，0 = 其他
大学学历	0.195	0.396	1 = 大学学历，0 = 其他
研究生及以上	0.005	0.068	1 = 研究生及以上，0 = 其他
单位所有制			
国有或国有控股	0.503	0.500	1 = 国有或国有控股，0 = 其他
集体或集体控股	0.184	0.388	1 = 集体或集体控股，0 = 其他
私有	0.261	0.439	1 = 私有，0 = 其他
外资	0.036	0.187	1 = 港澳台资，0 = 其他
合资	0.015	0.123	1 = 合资，0 = 其他
单位培训			
完全没有培训	0.654	0.476	1 = 完全没有培训，0 = 其他
单位组织的培训	0.313	0.464	1 = 单位组织的培训，0 = 其他
政府组织的培训	0.024	0.153	1 = 政府组织的培训，0 = 其他
社会组织的培训	0.008	0.091	1 = 社会组织的培训，0 = 其他
职业类型			
管理人员	0.031	0.173	1 = 管理人员，2 = 其他
专业技术人员	0.265	0.441	1 = 专业技术人员，2 = 其他
一般职员	0.044	0.206	1 = 一般职员，2 = 其他
服务人员	0.159	0.365	1 = 服务人员，2 = 其他
农渔业工人	0.021	0.142	1 = 农渔业工人，2 = 其他
工艺工人	0.226	0.418	1 = 工艺工人，2 = 其他
操作工人	0.176	0.381	1 = 操作工人，2 = 其他
初级职员	0.079	0.269	1 = 初级职员，2 = 其他

① 本文对样本工人的工作经历数进行了统计，拥有四份工作经历的工人比例在 3% 左右，这一数值并不足以支持乘数极限法的估算，因此，本文只对前三份工作的任职期进行了估计，但本文认为，这已足以说明我们要考察的问题。

首职开始时间	第一份工作			第二份工作			第三份工作		
	均值	中位数	观察值	均值	中位数	观察值	均值	中位数	观察值
1978 年以前	21.65 (0.424)	24 (0.808)	1063	17.83 (0.573)	18 (0.845)	435	15.99 (1.067)	14 (1.007)	127
1979 ~ 1988	15.54 (0.349)	15 (0.694)	833	14.77 (0.653)	14 (1.244)	294	9.62 (1.074)	7 (1.384)	77
1989 ~ 1998	9.89 (0.244)	8 (0.560)	849	9.16 (0.435)	8 (0.966)	324	8.62 (0.885)	4 (1.493)	95
1999 ~ 2008	5.20 (0.128)	5 (0.368)	881	4.17 (0.278)	3 (0.295)	232	3.46 (0.350)	3 (0.663)	57
总体	16.53 (0.251)	12 (0.521)	3626	14.58 (0.393)	12 (0.721)	1285	12.77 (0.760)	10 (1.093)	356

注：括号内报告的是标准误。

离职类型	1978 年以前			1979 ~ 1988			1989 ~ 1998			1999 ~ 2008			总体		
	任职期 均值	任职期 中位数	离职 比例	任职期 均值	任职期 中位数	离职 比例	任职期 均值	任职期 中位数	离职 比例	任职期 均值	任职期 中位数	离职 比例	任职期 均值	任职期 中位数	离职 比例
主动离职 男	13.2	10	22.2	8.6	8	44.5	4.9	4	70.2	2.2	1	87.6	6.7	4	46.4
女	12.3	10	23.4	8.1	6	52.0	5.0	4	82.7	2.5	2	96.9	6.0	4	57.8
被动离职 男	9.6	6	29.9	9.2	6	23.9	6.0	5	14.7	4.7	6	6.2	8.9	6	22.1
女	10.1	8	19.9	12.0	11	16.4	8.8	10	6.3	8.0	8	0.4	10.5	9	12.3
其他离职 男	29.0	32	47.8	14.0	15	31.6	5.9	4	15.1	2.7	2	6.2	22.7	24	31.5
女	28.2	30	56.8	17.5	18	31.5	8.7	9	11.0	4.8	3	2.6	23.4	25	29.9

注：表内任职期部分是用乘数极限法对第一份工作任职期的估计结果；表内不同离职类型发生的比例，由于所取小数点位数原因，对应比例相加可能不等于100。

四、就业稳定性的影响因素及性别差异

哪些因素导致了就业稳定性的下降，哪些因素影响了不同离职行为的发生，就业稳定性是否存在性别差异，为回答上述问题，下面利用竞争风险模型对不同性别三种离职方式的影响因素进行了估计，估计结果见表4^①。

1. 就业稳定性的影响因素分析

(1) 劳动力市场改革的政策效应。从估计结果可以看出，在控制了其他因素之后，进入劳动力市场的时间对于所有形式的离职都是一个显著的决定因素（基组是1978年以前进入劳动力市场的工人群体），无论是男性还是女性这一因素都有很高的显著性。在主动离职的样本中，总体上来看，进入劳动力市场的时间越晚，其回归系数越大，这表明无论是男性还是女性，进入劳动力市场的时间越晚，主动离职的可能性越大。对于被动方式的离职，所有回归系数均为负值，这表明与1978年以前进入劳动力市场的群体相比，1978年以后进入劳动力市场的群体更不易于以被单位解雇的方式结束工作，并且进入劳动力市场越晚，被动离职的风险越低，对于其他方式的离职，我们也可以得到与被动离职相同的结论。这说明我国就业稳定性的下降趋势主要表现为工人主动离职风险的提高。

(2) 年龄、受教育程度及职业类型。在其他因素中，年龄对于主动离职和其他原因离职（无论是男性还是女性）的影响都是显著的，并且年龄对主动离职的影响是负向的，这说明年龄越大，越不易于以主动离职的方式结束工作，这也验证了前面的假设。年龄对于其他原因的离职的影响是正向的，这是由于其他原因的离职中包含了离/退休、健康原因等因素，这些因素均与年龄有较强的相关性。而对于被动离职来说，年龄越大的男性工人被动离职的风险越高。在受教育程度方面，与初中及

① 由于数据的限制，估计的结果仅针对第一份工作。

表4 工作中止影响因素的估计结果

变量	主动离职		被动离职		其他离职	
	男	女	男	女	男	女
年龄	-0.0360*** (-4.53)	-0.0492*** (-5.90)	0.0320** (2.16)	-0.0162 (-0.83)	0.0462*** (4.02)	0.0873*** (7.69)
1978~1988	0.639*** (4.79)	0.689*** (5.39)	-0.341* (-1.94)	-0.348* (-1.75)	-0.383*** (-2.85)	-0.442*** (-3.36)
1989~1998	1.320*** (9.86)	1.414*** (10.97)	-0.772*** (-3.47)	-1.005*** (-3.50)	-1.353*** (-5.40)	-1.291*** (-6.05)
1999~2008	1.864*** (11.82)	1.976*** (13.31)	-1.440*** (-3.90)	-16.95*** (-63.39)	-2.242*** (-5.45)	-3.158*** (-5.67)
高中学历	-0.161 (-1.59)	-0.244*** (-2.73)	0.0628 (0.37)	0.395** (2.01)	-0.0851 (-0.73)	-0.132 (-1.11)
大专学历	-0.334** (-2.26)	-0.621*** (-4.15)	0.127 (0.58)	0.729** (2.24)	-0.418** (-2.30)	-0.786*** (-2.85)
研究生及以上	-17.06*** (-44.86)	-0.821 (-0.80)	-13.21*** (-29.17)	-15.91*** (-23.07)	-17.42*** (-30.09)	-17.01*** (-29.88)
国有企业	-0.616*** (-5.01)	-0.620*** (-5.32)	0.0425 (0.24)	0.663*** (2.94)	0.135 (1.05)	0.180 (1.37)
私有企业	0.264** (2.11)	0.451*** (4.06)	-1.166*** (-3.27)	-1.319** (-2.41)	-0.847*** (-3.05)	-0.722*** (-2.84)
外资企业	-0.456* (-1.74)	0.328* (1.78)	-0.460 (-0.89)	0.373 (0.50)	0.288 (0.93)	-0.360 (-0.75)
合资企业	0.241 (0.62)	0.513** (2.13)	-0.875 (-0.84)	-16.04*** (-42.79)	0.516 (0.98)	-0.357 (-0.91)
企业培训	-0.464*** (-4.49)	-0.0981 (-1.16)	-0.218 (-1.33)	-0.340 (-1.59)	0.166 (1.53)	0.111 (1.00)
政府培训	-0.270 (-0.65)	-0.427 (-0.98)	0.132 (0.31)	0.304 (0.71)	-0.252 (-0.52)	-0.171 (-0.45)
社会培训	-0.671 (-1.50)	-0.0144 (-0.03)	0.181 (0.24)	-16.35*** (-21.05)	0.551** (1.97)	-14.46*** (-30.28)
管理人员	-0.663** (-2.26)	-0.774 (-1.62)	0.707 (1.63)	-1.278 (-1.14)	-0.577* (-1.67)	-0.0929 (-0.20)
专业技术人员	-0.380** (-2.17)	-0.387** (-2.21)	0.687** (2.03)	0.0179 (0.05)	-0.329 (-1.61)	0.160 (0.70)
一般职员	-0.915** (-2.19)	0.0258 (0.12)	0.670 (1.43)	-0.650 (-0.98)	-0.425 (-1.35)	0.357 (1.18)
服务人员	-0.115 (-0.70)	-0.234 (-1.41)	0.0318 (0.08)	0.265 (0.73)	-0.0520 (-0.24)	0.102 (0.43)
农渔业工人	-0.0692 (-0.23)	-0.150 (-0.36)	0.952** (2.17)	-0.0302 (-0.05)	-0.650* (-1.85)	0.140 (0.35)
工艺工人	-0.102 (-0.70)	-0.172 (-1.07)	0.572* (1.74)	0.0921 (0.25)	-0.216 (-1.15)	0.325 (1.44)
操作工人	-0.320* (-1.92)	-0.153 (-0.93)	-0.0644 (-0.17)	-0.0638 (-0.18)	0.0823 (0.41)	0.343 (1.54)
Log Likelihood	-3600.8078	-4491.5914	-1376.2631	-977.76041	-2031.8083	-2259.1903
observations	1650	1617	1650	1617	1650	1617

注: ***表示结果在1%的置信水平下显著; **表示结果在5%的置信水平下显著; *表示结果在10%的置信水平下显著; 括号内报告的为z值; Log Likelihood代表Log pseudolikelihood。

以下教育程度相比, 更高的教育程度降低了工人主动离职的风险, 这一结论对男性工人和女性工人均适用, 并且这一结果总体是显著的。通过系数间的比较我们可以发现, 受教育程度越高, 主动离职的风险就越低。在被动离职方面, 研究生及以上学历的工人被动离职的风险较低。在其他方式的离职方面, 与初中及以下学历相比, 更高的学历降低了工人其他方式离职的风险,

这一点对于研究生及以上学历的工人尤为明显。另外，职业类型也是影响工人离职行为的一个因素。男性管理者、专业技术工人、一般职员和操作工人、女性专业技术人员的主动离职风险均显著低于基组（初级职员）。

（3）企业特征因素。在企业特征的影响因素中，与集体企业相比，国有企业工人主动离职的风险相对较低，但工人被动离职和其他方式离职的风险较高，本文认为出现这一结果的原因是我国劳动力市场改革过程中，国有企业的改制导致大批工人下岗。而私有企业工人主动离职的风险高于集体企业，被动离职和其他方式离职的风险低于集体企业，关于这一结果的解释，本文认为，由于私有企业中工人组织力量（如工会）的弱小，从而使得私有企业不断通过压低工人待遇的方式来增加利润空间，最终导致工人以“用脚投票”的方式离开企业。在单位培训方面，企业组织的培训降低了工人主动离职和被动离职的风险，这说明作为人力资本投资重要形式的企业培训能够降低工人的流动性，提高工作的稳定性，但这一结果仅对男性工人的主动离职影响显著。政府和社会组织的培训都降低了工人主动离职的风险，但这种影响并不显著。

2. 就业稳定性的性别差异

男性工人与女性工人在就业稳定性方面存在差异，比如女性更容易因照顾孩子或其他家庭因素停止工作，通过前面对原始数据的分析我们已经发现，女性主动离职的比例高于男性，被动离职的比例低于男性，并且这种性别差异在我们考察的整个期间（包括劳动力市场改革以来的30年）均存在。但当我们控制其他因素之后，这种性别差异是否仍然存在？为考察这一问题，本文利用混合样本重新估计了一组方程。首先，我们在基本模型变量的基础上加入了性别虚拟变量，估计结果见表5中的a组^①。从a组方程我们可以看出，女性工人主动离职的风险显著高于男性，而被动离职的风险显著低于男性，这进一步印证了前面对原始数据分析的结果。

为进一步考察不同群体之间男女工人在就业稳定性方面的差异，b组方程在基本模型的基础上加入了性别与进入劳动力市场时间的交乘项，结果显示女性工人的离职行为（包括主动离职、被动离职和其他离职）与男性工人的差异并没有明显的时间趋势。相比对应群体的男性工人而言，女性工人的主动离职风险相对较高，这一结果对于1989~1998年和1999~2008年两个时间段的群体而言是显著的，但是不同时间段相对风险之间的差别并不明显。在被动离职方面，女性工人比对应男性群体的离职风险小。另外，1978年以前进入劳动力市场的女性工人以其他方式离职的风险显著高于对应的男性群体。

3. 稳健性检验

在考察就业稳定性的性别差异部分，本文在基本模型的基础上分别加入了性别虚拟变量和性别与进入劳动力市场时间的交乘项，利用混合样本重新估计了a组和b组两组方程，方程估计结果与基本模型估计结果的基本结论一致，因此，基本模型所得结论是稳健的。

表5 就业稳定性的性别差异

变量	主动离职	被动离职	其他离职
a组			
性别	0.214 *** (3.72)	-0.238 ** (-2.16)	0.248 *** (3.40)
Log pseudolikelihood	-8943.977	-2608.905	-4772.916
b组			
性别与1978年以前交乘项	0.106 (0.76)	-0.192 (-1.29)	0.292 *** (3.61)
性别与1979~1988年交乘项	0.178 (1.52)	-0.119 (-0.60)	0.173 (1.04)
性别与1989~1998年交乘项	0.272 *** (2.73)	-0.362 (-1.22)	0.260 (0.88)
性别与1999~2008年交乘项	0.236 ** (2.18)	-15.420 *** (-42.44)	-0.549 (-0.83)
Log pseudolikelihood	-8943.469	-2603.775	-4771.907

注：***表示结果在1%的置信水平下显著；**表示结果5%的置信水平下显著；*表示结果在10%的置信水平下显著；括号内报告的为Z值。

① 由于篇幅限制，表5只列出了性别及性别与进入劳动力市场时间的交乘项。

五、结论与讨论

本文运用 CGSS 2008 关于工人工作经历的调查数据考察了我国工人就业稳定性的变化趋势,重点考察了 1978 年改革开放以后就业稳定性的变化。在就业稳定性衡量指标方面,本文选取了国际上常用的任职期指标。由于任职期数据的截尾特征,本文选取了乘数极限法估计任职期均值和中位数,并利用竞争风险模型考察了就业稳定性的影响因素和性别差异,所得结论基本验证了前面所提假设。这些结论主要包括:进入劳动力市场时间越晚的工人群体,其整体的工作任职期越短;随着工作经历数的增加,工人每份工作的任职期不断缩短,这些都表明改革开放以来我国就业稳定性呈现下降的趋势;无论是对于男性工人还是女性工人,进入劳动力市场的时间越晚,主动离职的风险越高,被动离职及其他离职的风险越低,这说明我国就业稳定性的下降主要是由于工人主动离职风险的提高。另外,年龄越大,主动离职的风险就越低;受教育程度越高,主动离职的风险越低;男性管理者、专业技术工人、一般职员和操作工人,女性专业技术人员的主动离职风险均显著低于初级职员;与集体企业相比,私有企业工人主动离职的风险较高;在单位培训方面,企业组织的培训降低了男性工人主动离职的风险;就业稳定性存在性别差异,女性工人主动离职的风险显著高于男性,而被动离职的风险显著低于男性,但女性工人的离职行为与男性工人的差异并没有表现出明显的时间趋势。

总体上看,随着劳动力市场改革的推进,我国的就业稳定性呈现明显的下降趋势,并且这种下降主要表现为工人主动离职风险的提高,这虽然是劳动力市场流动性提高的表现,但这种流动是一种低层次的流动,低学历工人、低职位工人、私企工人、女性工人等弱势群体成为劳动力市场上流动劳动力的主体,出现这种现象的原因在于利益诉求组织与机制(如工会组织、工资协商机制)的缺失导致“用脚投票”成为多数弱势工人群体利益诉求的主要途径。这种低层次的流动不利于工人人力资本尤其是专用性人力资本的积累,有可能造成劳动力市场的低水平均衡状态,同时也会带来失业及劳资冲突等一系列问题。因此,如何提高就业稳定性,保护劳动力市场上弱势工人群体的利益,构建稳定、和谐的劳资关系成为我国劳动力市场改革的新目标。2008 年《劳动合同法》的实施标志着我国劳动力市场的改革进入一个新的阶段,改革的方向由灵活性向灵活安全性转型,鉴于目前我国劳动力市场上劳资双方“强资弱劳”的力量格局,《劳动合同法》的出台更多的是为了保护劳动者的相关权益,提高劳动力市场上的就业保护力度,平衡劳资双方的力量对比,构建和谐、稳定的劳资关系。但需要注意的是,这一改革方向与目前欧洲发达国家的改革方向相反,欧洲劳动力市场中过度的就业保护被认为是导致持续高失业率的原因,因此,从 20 世纪 80 年代起绝大多数欧洲国家开始降低就业保护力度,增加劳动力市场的灵活性,构建富有弹性的雇佣关系。因此,在进一步改革的过程中应借鉴欧洲发达国家劳动力市场改革的经验,避免过度就业保护问题及高失业率的问题。如何构建富有弹性的雇佣关系,实现劳动力市场的灵活安全性转型是一个有待进一步研究的问题。

本文由于数据的限制使得分析结果可能存在一定的偏差。如本文所使用的数据属于回顾数据,并且在任职期方面只有年份数据而没有月份数据,同时行业和工资数据的缺乏也使得本文的分析存在一定的误差。另外由于样本的限制,本文在就业稳定性影响因素分析的部分用对第一份工作影响因素的考察来代替整体就业稳定性的考察也使得研究的结论有可能存在偏差。上述问题有待在今后的研究中进一步改善。

(致谢:本论文使用数据全部来自中国社会科学基金资助的“中国综合社会调查(CGSS)”项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会学部执行,项目主持人为李路路教授、边燕杰教授。作者感谢上述机构及其人员提供数据协助,本论文内容由作者自行负责。)

参考文献:

- [1] 翁杰,周必或,韩翼祥.发达国家就业稳定性的变迁:原因和问题[J].浙江工业大学学报(社会科学版),2008,(2).

- [2] Farber, H. S. Are Lifetime Jobs Disappearing? Job Duration in the United States: 1973 - 1993 [R]. National Bureau for Economic Research, 1995.
- [3] Diebold, F. X., D. Neumark, and D. Polsky, Job Stability in the United States [J]. Journal of Labor Economics, 1997, 15 (2) .
- [4] Neumark, D., D. Polsky, and D. Hansen. Has Job Stability Declined Yet? New Evidence from the 1990s [J]. Journal of Labor Economics, 1999, 17 (4) .
- [5] Jaeger, D. A. and A. H. Stevens. Is Job Stability in the United States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey and Panel Study of Income Dynamics [J]. Journal of Labor Economics, 1999, 17 (4) .
- [6] Stevens, A. H. The More Things Change, the More They Stay the Same: Trends in Long-term Employment in the United States, 1969 - 2002 [R]. NBER Working Paper, No. 11878, 2005.
- [7] Burgess, S. and H. Rees. Job Tenure in Britain 1975 - 92 [J]. The Economic Journal, 1996, 106 (435) .
- [8] Gregg, P. and J. Wadsworth. A Short History of Labour Turnover, Job Tenure, and Job Security, 1975 - 93 [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1995, 11 (1) .
- [9] Gregg, P. and J. Wadsworth. Job Tenure in Britain, 1975 ~ 2000: Is a Job for Life or just for Christmas? [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2002, 64 (2) .
- [10] Givord, P. and E. Maurin. Changes in Job Stability and Their Causes: An Empirical Analysis Method Applied to France, 1982 ~ 2000 [J]. European Economic Review, 2004, 48 (3) .
- [11] Cho, J. and J. Keum. Dualism in Job Stability of the Korean Labour Market: The Impact of the 1997 Financial Crisis [J]. Pacific Economic Review, 2009, 14 (1) .
- [12] Rokkanen, M. and R. Uusitalo. Changes in Job Stability: Evidence from Lifetime Job Histories [R]. Government Institute for Economic Research (VATT) and IZA Discussion Paper, No. 4721, 2010.
- [13] Bratberg, E. Has Job Stability Decreased? Population Data from a Small Open Economy [J]. Scandinavian Journal of Economics, 2010, 112 (1) .
- [14] 翁杰, 周必或, 韩翼祥. 中国大学毕业生就业稳定性的变迁——基于浙江省的实证研究 [J]. 中国人口科学, 2008, (2) .
- [15] 陈昭玖, 艾勇波, 邓莹, 朱红根. 新生代农民工就业稳定性及其影响因素的实证分析 [J]. 江西农业大学学报 (社会科学版), 2011, (1) .
- [16] Booth, A. L., M. Francesconi, and C. Garcia-Serrano. Job Tenure and Job Mobility in Britain [J]. Industrial and Labor Relations Review, 1999, 53 (1) .
- [17] Stigler, G. J. Information in the Labor Market [J]. Journal of Political Economy, 1962, 70 (1) .
- [18] Becker, G. S. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis [J]. Journal of Political Economy, 1962, 70 (5) .
- [19] Parsons, D. O. Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates [J]. Journal of Political Economy. 1972, 80 (6) .
- [20] Heisz, A. The Evolution of Job Stability in Canada: Trends and Comparisons with U. S. Results [J]. Canadian Journal of Economics, 2005, 38 (1) .

责任编辑 方 志