

探索积极就业政策在治理失业中的作用 ——关于福建省的实证研究

吴晓琪

(清华大学深圳研究生院, 广东深圳 518055)

摘要: 本文采用福建省的失业者抽样调查数据, 应用Cox比例风险回归模型验证了积极的就业政策对提高失业者再就业的有效性, 并对这种作用进行了测量。分析发现年龄、文化程度、失业前就业单位的性质以及是否参与过积极的就业政策项目的实施, 是影响失业者失业持续期长短的主要因素。其中参与过积极就业政策项目的实施可以使失业者再就业几率提高到71%, 是否参与过积极就业政策项目的实施成为除文化程度外对失业者失业持续期的最大影响因素。

关键词: 积极的就业政策; 失业持续期; Cox比例风险回归模型; 生存时间

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2010)05-0027-05

The Empirical Study of the Effect of Active Employment Policies in Tackling Unemployment: An empirical research on Fujian province

WU Xiao-qi

(Graduate School at Shenzhen, Tsinghua University, Shenzhen 518055, China)

Abstract: In this paper, we use Cox's proportional hazard regression model with the survey data from Fujian province to analyze whether the active employment policies are effective in improving the possibility of reemployment. We found that there are four main factors which affect the unemployment duration; they are age, degree of education, the character of their former company and the active employment polices. Joining in the policies will enormously improve the chance of being employed for the unemployed person by more than 71% compared with those not joining in. And the active employment policies become the second effectual factor besides the degree of education.

Keywords: active employment policies; unemployment duration; Cox's proportional hazard regression model; survival time

当今, 积极的就业政策^①在全世界范围内被广泛用来治理失业。而积极的就业政策作为治理失业的手段是否有效, 国外一些学者的研究证实了其是治理失业的有效措施^[1-2]。然而一些学者却持截然相反的观点, 他们认为积极的就业政策是无用的或只有微小的作用, 尤其是与高额的支

收稿日期: 2010-01-27; 修订日期: 2010-06-29

作者简介: 吴晓琪(1981-), 女, 山东安丘人, 清华大学深圳研究生院博士后, 研究方向为产业规划、人口和就业问题。

① 国外普遍称为积极劳动力市场政策, 本文不对两个概念进行区分, 认为我国的积极就业政策等同于积极劳动力市场政策。

出相比较^[3]。此外,国外还有学者对各项积极就业政策的效果进行比较^[4-5]。国内在该领域的研究是缺乏的。我国劳动力市场建立较晚,相关的统计数据更是匮乏。大多数现存的研究都是通过分析我国国情,提出我国该如何建立劳动力市场政策,很少涉及关于各种政策法规效果的评价。关于积极就业政策在治理失业中作用的实证研究则很少见。

本文应用实际调查所掌握的第一手资料,用Cox比例风险回归模型来检验积极就业政策是否对缩短失业持续期、促进再就业产生了积极影响,并对这种影响力的大小进行实证分析。

一、调查样本的数据分析

本次调查是由福建省劳动就业和社会保障协会、厦门大学和福州师范大学为完成福建省社会科学规划重点项目“福建省统筹城乡就业问题研究”,于2008年7~9月共同组织实施的。课题组成员对福州、厦门的失业者^①进行实地调查,分别选择了失业问题比较严重、失业人员比较集中的12个社区的失业人员进行随机抽样调查,发放问卷1300份,回收合格问卷1232份,其中合格样本1198份。

1. 失业者对于积极就业政策的了解程度和参与情况

在问卷调查中,积极就业政策被设计成以下六项:①由有关部门直接创造或者开发就业机会(公共建设工程计划、公共服务职业等)。②提供免费培训或再培训。③鼓励自主创业,提供小额贷款和税收优惠政策。④向雇用下岗、失业人员的企业提供减免税收、社会保障金等优惠政策。⑤公共就业服务部门提供免费服务(职业指导、职业介绍、政策咨询、就业信息服务)。⑥发放“再就业优惠证”。

从积极就业政策的宣传力度来看,劳动者对政策的了解程度并不高。知道或者了解至少其中一项积极就业政策的失业者有63.6%,对积极就业政策一无所知的占36.4%。从失业者对积极就业政策参与情况来看,积极就业政策的覆盖面仍比较低,曾经参与过积极就业政策(一项或者多项)的失业者仅占10.4%。

2. 失业者的失业持续期情况分析

截至2008年8月,调查对象中成功再就业的人数占45.4%,在调查时刻仍处于失业状态的劳动者占54.6%。成功再就业人员的失业持续期平均值为10.8个月,而仍处于失业状态的失业者的右截断失业持续期平均值为25.4个月,远远高于前者,而其失业持续期的不完全性决定了在今后一段时间内,这部分样本的失业持续期还会继续延长。从总体上看,样本的失业持续期较长,其中女性失业者的失业持续期相比更长,但女性、男性失业者在失业持续期上差别不大。本次课题组的调查数据分析结果与国家统计局2003年的专项调查数据^②以及马骏等人独自收集到的有关北京市下岗职工的样本数据结果相类似^③。

通过对失业者按参加与未参加积极就业政策进行分类,并对两类失业者的失业持续期进行卡普兰-梅尔(Kaplan-Meier)生存分析,可以发现似乎积极就业政策并不是那么有效,参与过积极就业政策的失业者的生存曲线落在未参与过任何项目的失业者曲线上,说明参与者的再就业成果还不如那些未参与过任何项目的失业者,因为其在相同时点上继续处于失业状态的比例更高。前者的失业持续期平均值为20个月,后者的平均值为17个月。当然这可能是我们前面分析的失业持续期的右截断性造成的,所以我们再看一下两种人群的再就业率,参与过积极就业政策的失业者的再就业率为42.5%,而没有参加的失业者的再就业率明显高出前者,为54.9%。经分析,可能有两种原因导致这种现象发生,一是目前出台的积极就业政策在政策制定上有所偏差,还不

① 通常意义的失业是指有工作能力,且有工作意愿,暂时失去工作,但积极寻求就业的劳动者。本研究分析的是正处于失业状态的失业者或曾经历过失业但已成功再就业的劳动者在失业期间是否受到积极就业政策的影响,为了方便分析,本研究中将这两类人统称为失业者。且要求调查对象中男性年龄需介于16~59岁、女性年龄需介于16~54岁,调查对象中仍处于失业的劳动者是经济活动人口,需有就业意愿,在被调查时间的前3个月中有再就业行为。

② 杜凤莲、刘文忻在其“失业救济金与中国城镇人口失业持续时间”一文中计算得出,失业者的平均失业持续时间为7.5个月。

③ 在北京,半数以上的下岗者处于下岗状态的时间在18个月到两年之间。

能达到治理失业的作用；二是制定积极就业政策的初衷在于帮助那些在劳动力市场上处于劣势的渴望就业的劳动者就业，由于这些人本身处于劣势，所以其失业持续期较长，再就业率较低。

二、Cox 比例风险回归模型的设计和回归结果分析

1. Cox 比例风险回归模型设计

首先，我们将生存时间定义为失业者的失业持续时间。设有 n 名失业者 ($i = 1, 2, \dots, n$)，第 i 名失业者的生存时间（将失业开始视为生存时间的开始，成功再就业为生存时间的结束）为 t_i ，同时该失业者具有一组个性变量 $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi}$ ，传统 Cox 比例风险回归模型中的死亡风险度，在本研究中为“失业死亡”，即再就业的可能性，则模型为：

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p)$$

在模型中， $h_0(t)$ 是 X 的全部分量为 0 时基础生存分布的风险率函数。风险率函数两边同时除以 $h_0(t)$ 并取对数后，得到的就是回归方程。不同个体具有成比例的风险率函数，即对于任意两个协变量 $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi})$ 和 $x_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{pj})$ ， $h(t/x_i) / h(t/x_j)$ 不随时间 t 的改变而改变。因此，给出协变量 $x_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi})$ ，风险率函数可以表示为：

$$h(t/X) = h_0(t) \times g(X),$$

其中 $g(X)$ 是 X 的函数，称为相对风险度，即：

$$g(X) = \frac{h(t, X)}{h_0(t)} = \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p)$$

$$\text{风险比 (risk ratio)} = RR_1 = \frac{Risk_2}{Risk_1} = \frac{\exp[\beta_1(a+1) + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p]}{\exp[\beta_1(a) + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p]} = \exp(\beta_1)$$

故回归系数 β_j 反映了其他自变量固定不变的情况下， X_j 改变 1 个单位所引起的风险比改变量 $\exp(\beta_j)$ 。考克斯 (Cox) 提出使用极大似然法来估计 β 的值。其意义与多元线性回归模型或 Logistic 回归模型中的偏回归系数的意义相似，表示在控制其他因素的影响下，各个因素对回归方程的独立贡献程度。

失业持续期的可能影响因素很多，但失业持续期的主要影响因素有以下几个。

第一，劳动者的个人特征。一是失业持续期（受访者再就业时的年龄减去最近这次失业时的年龄，为完全数据；若受访者接受采访时还处于失业，则为受访者接受调查时的年龄减去其失业时的年龄，为右截断数据）。二是失业者的年龄和工龄。三是失业者的文化程度。

第二，失业之前工作单位的性质（如国有或集体企业、私营企业等）。

第三，失业者是否参加有关部门提供的积极就业政策项目。

2. 回归模型检验及结果输出

通过卡普兰-梅尔生存分析图显示，参加过与没有参加过积极就业政策的失业者的生存曲线虽然没有交叉，但随着失业持续时间的持续，两条曲线相对于生存时间并不是平行的，两者的差距逐渐扩大。可见，本文的样本不满足 Cox 比例风险回归模型的 PH 假设，可能是一个或者多个协变量的值随时间而变化。经分析，失业者的年龄和工作经验有可能为时间依存变量。首先利用偏残差模型诊断指标，来分析两个变量是否是时间依存变量，对年龄和工作经验两个变量分别拟合 Cox 比例风险回归模型，所得残差值再与生存时间做散点图。其中由工作经验变量拟合的 Cox 比例风险回归模型，没有通过 χ^2 (Chi-square) 等检验，表明该变量应该在模型中被剔除。而年龄的偏残差与失业持续期构成的散点图并不是杂乱无章的，而是存在一定正相关性，说明年龄是时间依存变量，必须将模型进行修正。

在构造了时间依存变量后建立时间依存变量的 Cox 比例风险回归模型，我们默认强迫引入法，即所有自变量强制进入回归方程，通过模型系数综合检验 (Omnibus Test of Model Coefficients) 的结果发现全体自变量与因变量的关系显著，可以用模型拟合自变量和因变量之间的关系。而 Cox 比例风险回归模型最后一步的输出结果如表 1 所示。

表 1 模型中通过检验的系数统计值

变量名称	系数 β	显著性	$\exp(\beta)$
年龄	(β_1) -0.05	0.00	0.95
文化程度 (以从未上过学为基础变量)	(β_2) —	0.00	—
研究生	(β_{21}) 2.82	0.00	16.80
大学本科	(β_{22}) 0.24	0.73	1.28
大专	(β_{23}) 1.08	0.06	2.94
高中 (中专、职校、技校)	(β_{24}) 1.12	0.04	3.06
初中	(β_{25}) 0.78	0.16	2.17
小学	(β_{26}) 0.41	0.47	1.51
失业前工作单位性质 (从未就业过为基础变量)	(β_3) —	0.01	—
国有或集体企业	(β_{31}) -0.18	0.72	0.84
外资或私营企业	(β_{32}) -0.45	0.37	0.64
个体经营者	(β_{33}) -0.74	0.13	0.48
企业临时工	(β_{34}) -0.93	0.06	0.40
是否参与任何一个或多个积极就业政策项目	(β_4) 0.53	0.08	1.71

表 1 中文化程度、失业前工作单位性质、是否参与任何一个或多个积极就业政策项目，这 3 个变量在问卷中设计为定性变量，所以可以作为虚拟变量引入模型中，例如，对于文化程度对失业持续期影响的分析中，将文化程度为从未上过学视为参照组，其他文化程度视为比较组，具体地说，其他文化水平的回归系数说明的是其与参照组相比的差异程度。

3. 模型回归系数的解释

除了个别指标，模型中 4 个变量基本上都通过了检验。年龄这一变量的系数为 -0.05 ，小于零，说明这一变量是保护因素，即维持失业状态的因素， $\exp(-0.05) = 0.95$ ，失业者的年龄每增加 1 岁，其再就业的可能性就降低 5%。通过前面的基本数据分析我们知道，失业者的年龄虽然不算大 (33.7 岁)，但失业者的年龄跨度较大，从十几岁到 50 多岁，那么年龄稍大些的劳动者在劳动力市场上想要获得就业机会，显然是较困难的。失业前工作单位性质这一变量的参照组为“从未就业过”的失业者，而所有其他对比变量的系数均为负，说明从未就业过的劳动者几乎都为新生劳动力，虽无工作经验，但亦无失业经验，相对于其他求职者更具竞争力。而有失业经历的劳动者中，来自国有或集体企业的失业者再就业的可能性最高，为从未就业过的失业者再就业可能性的 84%，其次为曾经就职于外资或私营企业劳动者或者个体经营者，他们再就业的可能性分别为从未就业过的失业者再就业可能性的 0.64% 和 0.48%，再就业可能性最低的是失业前工作为企业临时工的失业者。

当其他因素一定时，从未上过学的失业者作为参照组，其再就业的可能性最低，而其他文化程度的失业者的再就业可能性均有不同程度的提高。其中，再就业可能性最高的是拥有研究生学历的失业者，为参照组的 16.8 倍。之后，是高中 (中专、职校、技校) 学历的失业者，他们的再就业可能性为参照组的 3.06 倍左右。接下来为拥有大专学历的失业者，相对于参照组，其再就业可能性也提高了 1.94 倍之多。其他文化程度 (大学本科、初中及小学) 的失业者与参照组的再就业可能性并不存在明显差异。

$\beta_4 = 0.53 \geq 0$ ，说明是否参与任何一个或多个积极就业政策项目变量是风险变量，即能增加失业者结束失业状态可能性的变量，表示曾经参加过积极就业政策项目的经历将提高失业者脱离失业状态的可能性。 $\exp(\beta_4) = 1.71$ 表明参加过积极就业政策项目的失业者的再就业可能性提高了 71%，远高于未参加过任何积极就业政策项目的失业者的再就业可能性。该结论证实了前面基本资料分析中的第二种假设，即从表面看，参加过积极就业政策项目的失业者的就业、再就业成果不是很好，但这可能是由于政策针对的对象重点是再就业困难的人群，而相对于同等条件 (包含年龄、学历、失业背景三个因素) 的未参加积极就业政策的失业者，参加某项或者多项政策，极大地促进了失业者摆脱失业的可能性，说明我国的积极就业政策发挥了积极的促进再就业

的功效。

综上,很多因素都能影响失业者再就业的可能性,而是否参加过积极的就业政策项目,成为除失业者的文化水平外,最能影响其再就业可能性的因素。

三、启示

虽然关于积极的就业政策养懒汉和无用说的声音经常出现,但本文通过实证研究证实了积极就业政策的有效性,并对某些现象给出了合理的解释,即将年龄、教育程度等因素纳入模型分析,参加过积极就业政策项目的失业者的再就业率是同等背景条件下(包括失业者的年龄、性别、失业持续期长度及文化程度等),但未参加过任何积极就业政策项目的失业者的1.71倍。可见我国积极的劳动力市场政策在失业者再就业过程中确实发挥着至关重要的积极作用,应该给予充分重视。

但本研究的调查数据显示:我国的积极就业政策被劳动者所了解的程度并不高,失业者中对该政策一无所知者占36.4%,而积极就业政策项目的参与率也较低,仅有10.4%的失业者参与过积极就业政策项目。说明我国应继续加大对积极就业政策项目的人力和物力的投入,扩大对积极的劳动力市场政策的宣传力度和政策的覆盖范围。

参考文献:

- [1] Michael Fertig, Christoph M. Schmidt, Hilmar Schneider. Active Labor Market Policy in Germany—Is There a Successful Policy Strategy? [J]. Regional Science and Urban Economics, 2006, (36).
- [2] Michele Belot and Jan Van Ours. Unemployment and Labor Market Institutions: An Empirical Analysis [J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2001, (15).
- [3] Kluge J., Schmidt C. M. Can Training and Financial Incentives Combat European Unemployment? A Survey of Recent Evaluation Studies [J]. Economic Policy, 2002, (35).
- [4] Sianesi B. Differential Effects of Active Labour Market Programs for the Unemployed [J]. Labour Economics, 2008, (3).
- [5] Carling K., Richardson, K. The Relative Efficiency of Labour Market Programs: Swedish Experience from the 1990s [J]. Labour Economics, 2004, (11).

[责任编辑 董玉芬]



(上接第19页)

- [13] 同 [4].
- [14] 赵慧珠. 中国农村社会政策的演进及问题 [J]. 东岳论丛, 2007, (1).
- [15] 同 [2].
- [16] 张秀兰, 徐月宾等. 改革开放30年: 在应急中建立的中国社会保障制度 [J]. 北京师范大学学报, 2009, (2).
- [17] 李迎生. 中国社会保障制度的模式选择 [J]. 科学社会主义, 2004, (04).
- [18] 韩央迪. 农民社会保障的制度实践与发展困境: 基于北京市三区县的实证研究 [J]. 人口与经济, 2009, (1).
- [19] 郑杭生, 李棉管. 中国扶贫历程中的个人与社会: 社会互构论的诠释理路 [J]. 教学与研究, 2009, (6).
- [20] 徐月宾, 刘风芝, 张秀兰. 中国农村反贫困政策的反思: 从社会救助向社会保护转变 [J]. 中国社会科学, 2007, (3).
- [21] 李迎生, 七琪. 社会政策与反贫困: 国际经验与中国实践 [J]. 教学与研究, 2009, (6).
- [22] 同 [20].
- [23] 党国英. 以市场化为目标改造农村社会经济制度——当前农村政策的一个评论 [J]. 中国农村观察, 2002, (3).
- [24] 同 [1].
- [25] 同 [10].
- [26] 关信平. 建立社会政策基本制度体系中的若干重要问题 [J]. 中国社会导刊, 2008, (24).
- [27] 同 [8].
- [28] 同 [2].
- [29] 同 [1].
- [30] 王思斌. 社会政策实施与社会工作的发展 [J]. 江苏社会科学, 2006, (2).
- [31] 贺雪峰. 什么农村, 什么问题 [M]. 北京: 法律出版社, 2008, 36.

[责任编辑 王树新]