

失业保险金与再就业行为

吴永球 冉光和 曹跃群*

摘要 现有的失业理论及实证研究都认为失业保险金的提高会增加失业者的失业持续时间。在本文中,我们试图从失业者面临工作机会的工资分布结构出发,对失业保险金与失业者再就业工资分布的关系进行描述。通过对传统工作搜寻理论模型的扩展,我们证明失业保险金对失业持续时间的影响存在三种不同的传导路径,同时我们得到两个推论:失业保险金的增加一方面将提高失业者接受“高”工资工作机会的概率;但另一方面对失业者从事“低”工资工作机会的影响是不确定的。如果将正式工作视为“高”工资的工作机会,而将非正式工作视为“低”工资的工作机会;则基于微观层面的数据所进行的实证研究结果验证了我们的推论。

关键词 失业保险金, 保留工资, 失业持续时间, 非正式工作

一、引言与综述

失业问题已成为影响各国经济发展和社会稳定的重大问题之一,当前各国政府都已将降低失业作为宏观经济政策的基本目标之一。虽然失业问题已经受到了人们的重视,然而国内有关失业的理论研究却不多,相关理论的研究并没有能很好地为失业政策的制定提出可靠的依据。在本文中,我们将着重讨论失业保险金将如何对失业者的再就业行为产生影响,试图通过对失业者行为的分析,为失业保险金政策的制定提供理论上的支持。在最近的几十年,国外关于失业理论的研究取得了很大的进展。有关失业保险金与再就业行为的关系,最早进行系统分析的是 Mortensen (1977) 提出的动态搜寻理论,该理论认为失业保险金的增加会提高失业者接受工作的保留工资,从而延长了失业持续时间。后来 Mortensen (1989)、Boone and van Ours (2000) 等建立了考虑雇主需求变化的搜寻模型,即在失业保险对失业者和雇主的搜寻行为同时发生影响的条件下,失业保险金变化将如何影响再就业和失业持续时间。Moffitt and Nicholson (1982) 建立了失业者失业行为的静态收入闲暇理论,同样认为失业保险金支付会提高失业的持续时间。Ben-Horim and Zuckerman (1987) 提出的失业者搜寻决策理论认为,失业保险会增加失业者

* 重庆大学贸易与行政学院。通讯作者及地址:吴永球,重庆市沙坪坝区沙正街174号重庆大学贸易与行政学院,400030;电话:(023)65102591;E-mail:wurod@163.com。作者感谢匿名评审人的意见,当然文责自负。

的工作搜寻资本,降低了搜寻成本,从而使失业者更加努力地搜寻工作,缩短了失业持续时间。在实证研究方面,Ehrenberg and Oaxaca (1976)分析了失业保险对失业持续时间和再就业工资的影响,发现失业救济金在提高了失业持续时间的同时,也提高了再就业后的工资。Nickell (1979)采用 Logit 模型估计了失业者个体特征对再就业概率的影响。Narendranathan *et al.* (1985)采用 Weibull 模型验证了失业保险金将会提高失业持续时间。Meyer (1990)则利用半参数估计方法分析了决定失业持续时间的因素,发现失业保险金提高了失业持续时间。此外,Ham and Rea (1987)、Atkinson and Micklewright (1991)、Carling *et al.* (2001)、Roed and Zhang (2003)等也都分别采用不同数据论证了失业保险金的负激励效应。Katz and Meyer (1990)、Hunt (1995)、Holmlund (1998)的实证研究表明当失业保险给付期限到期时,再就业概率有明显的上升。以上文献重点分析了失业保险金对失业持续时间的影响。另外,Anderson and Meyer (1994)、Štěpán (2002)等验证了失业保险金对厂商雇用行为的负面效应;Chrisofides and McKenna (1996)、Baker and Rea (1998)等分析了失业保险金对在业者离职行为的影响,发现失业保险金提高了在业者离职的概率。

在国内,对我国失业持续时间与失业救济金关系问题的定量研究还不是很多,Appleton *et al.* (2002)的研究认为在中国失业救济金对再就业概率无显著影响,Cai *et al.* (2004)、杜凤莲和刘文忻 (2004)分析了中国城镇失业者的再就业概率,证实了失业保险金对就业的负向激励作用,马驰骋 (2005)研究了失业保险金的享受时间长短与失业持续时间之间的关系,也肯定了失业保险金对再就业行为的负向激励效应。

与已有的研究不同,本文将重点放在了失业保险金对再就业行为及工资分布影响的研究中,我们对原有的失业保险金与失业持续时间关系的相关理论进行了扩展,将厂商行为以及失业者的搜寻成本引入了工作搜寻理论中,并由此推导出了关于失业保险金与失业者再就业工资分布之间的关系:失业保险金的增加一方面将提高失业者接受“高”工资工作机会的概率;但对失业者从事“低”工资工作机会的影响是不确定的。在实证检验中,我们以非正式工作代表“低”工资的就业机会,以正式工作代表“高”工资就业机会。基于微观层面数据进行的实证研究表明:一方面失业保险金增加降低了失业者参与非正式工作的概率;另一方面,失业保险金的增加缩小了失业者搜寻正式工作的持续时间,也就是提高了失业者的“高”工资工作机会的概率。显然,这一结论也与传统的片面强调其对失业持续时间的负面效应的失业保险金理论具有很大的差异。

本文余下部分的结构安排为:第二部分为理论模型,我们在对传统的工作搜寻理论进行了扩展基础上,论证了失业保险金支付对再就业影响的传导机制及作用效果。在第三部分中,我们对本文实证检验中所采用计量方法与

数据来源进行了说明，重点介绍了内生性样本选择模型的估计方法，并对因变量指标的选择以及自变量、控制变量和工具变量的有关指标进行定义与说明，同时也对各变量进行了统计上的描述。第四部分是实证检验部分，我们采用了 Heckman 两阶段模型、生存模型就失业保险金对失业者非正式工作参与及失业持续时间的影响进行了实证检验。文章的第五部分则总结了我们的研究结果，并提出了相应的政策建议。

二、理论模型

假定存在一个代表性的厂商与失业者，他们的行为将遵循以下的规则：

(一) 代表性厂商行为

假定厂商的产出方程为 C-D 生产函数：

$$Y = F(K, L, A) = AK^\alpha L^\beta, \quad (1)$$

其中， Y 为产出水平， K 为资本存量， L 为劳动投入， A 反映了技术进步水平， α 和 β 分别表明资本和劳动的产出弹性。

厂商面临以下预算约束式：

$$(\gamma + \delta)K + (\omega + \eta u)L = B. \quad (2)$$

式中 γ 为资本利息率， δ 为资本折旧率， ω 为劳动者工资水平，假定失业保险金由政府 and 雇主共同分担， u 为失业保险金水平¹， η 为雇主承担的失业保险金比例， B 为投资规模。

建立如下产出方程的拉格朗日函数：

$$H = AK^\alpha L^\beta - \lambda[B - (\gamma + \delta)K + (\omega + \eta u)L]. \quad (3)$$

最大化产出的拉格朗日函数一阶条件为：

$$\frac{\partial H}{\partial K} = A\alpha K^{\alpha-1} L^\beta + \lambda(\gamma + \delta) = 0, \quad (4)$$

$$\frac{\partial H}{\partial L} = A\beta K^\alpha L^{\beta-1} + \lambda(\omega + \eta u) = 0, \quad (5)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = B - (\gamma + \delta)K - (\omega + \eta u)L = 0. \quad (6)$$

联立式(4)、(5)和(6)，解得：

¹ 这里，虽然失业者领取的失业保险金与缴纳的失业保险金(主体包括厂商、工人和政府)概念上是不同的，由于假设只有一个代表性厂商，所以二者在总量上却必须保持平衡关系，因此在本文中，都用 u 表示，二者不作区分。

$$K = \frac{aB}{(\gamma + \delta)(\alpha + \beta)}, \quad (7)$$

$$L = \frac{\beta B}{(w + \eta u)(\alpha + \beta)}. \quad (8)$$

假定雇主承担的失业保险金比例 η 为常数, 根据式(8)得 $\frac{\partial L}{\partial w} < 0$ 、 $\frac{\partial L}{\partial u} < 0$, 从而可知失业补贴的增加会引起劳动需求的下降。

(二) 失业者行为

Ben-Horim and Zuckerman (1987) 证明, 当资本市场不完善时, 失业保险金的提高会增加失业者的工作搜寻资本, 从而激励失业者更加努力地搜寻工作, 以失业搜寻成本 c 表示工作搜寻力度, 则有 $c'_u > 0$ 。² 令 f 为失业工人面临的密度函数, 于是可以将失业者所面临各种工资的工作机会的密度 f 表示为厂商劳动需求 L 和工作搜寻力度 c 的增函数³, 根据式(8), 可将 L 表示为 w 和 u 的函数, 所以失业者所面临各种工资的工作机会的密度函数 f 可表示为:

$$f = f\{L(w, u); c(u)\}, \quad (9)$$

其中, $f'_L > 0$, $f'_c > 0$ 。

上面已证明: $\frac{\partial L}{\partial w} < 0$ 、 $\frac{\partial L}{\partial u} < 0$, 所以 $f'_w(w, u, c) < 0$, $f'_u(w, u, c) < 0$ 。

将 $F(w, u)$ 视为失业工人所面临的以 u 为外生变量的关于工资的分布 w 的函数, 则有:

$$F(w) = \int_0^w f\{(w, u); c(u)\} dw. \quad (10)$$

工人每期都面临一份工资分布为 $F(W) = \text{prob}(w \leq W | w, u)$ 的工作机会, 上式中, $F(0) = 0$; $F(D) = \int_0^D f\{(w, u); c(u)\} dw$, 其中 D 为最大可能的工资水平, $D < \infty$, $F(D)$ 是 u 的函数。

在第 t 期工人面临的选择有两个: 一是接受工资为 w 的工作, 且一直干下去, 以后各期都得到工资 w ; 二是拒绝这份工作, 则他在第 t 期将得到 u 数量的失业补助。可以证明, 工人不会选择先工作然后辞职再搜索的策略, 因为无论失业者选择接受工作的保留工资多高, 选择先工作然后辞职再搜索的策略的收益总是介于接受该工作并一直干下去的策略和当期拒绝工作并在下

² 限于篇幅, 本文中并没有进行推导, 我们直接利用了这结果。

³ 无论是厂商对劳动需求的提高还是失业者工作搜寻力度的加大, 都将增加失业工人所面临的各种工作机会概率。

期重新搜寻的策略的收益之间。⁴

失业的工人寻求一个策略以最大化各期收入的现值 $E \sum_{t=0}^{\infty} \tau^t y_t$ ，其中， y_t 为失业者第 t 期的收入， $\tau \in (0, 1)$ 为贴现因子。令 $V(w)$ 是手中握有工资为 w 的工作机会的失业者对 $E \sum_{t=0}^{\infty} \tau^t y_t$ 的期望值，该失业者通过选择拒绝或者接受此工作以最大化期望收益。则该失业者面临的问题可以用下式表示：

$$V_t(w_t) = \max \left\{ \frac{w_t}{1-\tau}, u + \tau \int_0^D V_{t+1}(w_{t+1}) dF(w_{t+1}) \right\}. \quad (11)$$

式 (11) 表示失业者在以下两种可能的行动中作出最有利于自身的选择：
 ① 接受当期既定工资为 w_t 的工作，并一直工作下去，从而获得各期的总收益 $\frac{w_t}{1-\tau}$ ；
 ② 在第 t 期拒绝工资为 w_t 的工作，并获得失业保险金 u ，同时在下一期面临新的相同的选择，第 $t+1$ 期面临工资用 w_{t+1} 表示。令 \bar{w} 表示失业者最低的保留工资，如果失业者面临的工资 w 大于保留工资 \bar{w} ($w > \bar{w}$)，则失业者会接受工资为 w 的工作，从而实现就业；如果失业者面临的工资 w 小于保留工资 \bar{w} ($w < \bar{w}$)，则失业者就会拒绝工作，并保持失业状态；于是我们可以把 (11) 式中的泛函方程写成：

$$V_t(w_t) = \begin{cases} \frac{\bar{w}}{1-\tau} = u + \tau \int_0^D V_{t+1}(w_{t+1}) dF(w_{t+1}), & w_t \leq \bar{w}, \\ \frac{w_t}{1-\tau}, & w_t \geq \bar{w}. \end{cases} \quad (12)$$

根据式 (12)，可以写出在 $t+1$ 期失业者所面临的收益函数：

$$V_{t+1}(w_{t+1}) = \begin{cases} \frac{\bar{w}}{1-\tau} = u + \tau \int_0^D V_{t+2}(w_{t+2}) dF(w_{t+2}), & w_{t+1} \leq \bar{w}, \\ \frac{w_{t+1}}{1-\tau}, & w_{t+1} \geq \bar{w}. \end{cases} \quad (13)$$

从式 (13) 中，我们可以得到如下的等式：

$$\int_0^D V_{t+1}(w_{t+1}) dF(w_{t+1}) = \int_0^{\bar{w}} \frac{\bar{w}}{1-\tau} dF(w_{t+1}) + \int_{\bar{w}}^D \frac{w_{t+1}}{1-\tau} dF(w_{t+1}). \quad (14)$$

将式 (14) 代入式 (12) 的第一项中，可将原泛函方程式 (12) 转化为普通方程求解，并得到有关保留工资 \bar{w} 的方程：

⁴ 对于这一问题的证明需要利用下文中推导的均衡结果进行分析，限于篇幅，本文中并没有给出具体的论证过程。

$$\frac{\bar{w}}{1-\tau} = u + \tau \int_0^w \frac{\bar{w}}{1-\tau} dF(w_{t+1}) + \tau \int_w^D \frac{w_{t+1}}{1-\tau} dF(w_{t+1}). \quad (15)$$

对式(15)右边做恒等变化,有:

$$\begin{aligned} & \frac{\bar{w}}{1-\tau} \cdot \frac{1}{F(D)} \cdot \left(\int_0^w dF(w_{t+1}) + \int_w^D dF(w_{t+1}) \right) \\ & = u + \tau \int_0^w \frac{\bar{w}}{1-\tau} dF(w_{t+1}) + \tau \int_w^D \frac{w_{t+1}}{1-\tau} dF(w_{t+1}). \end{aligned} \quad (16)$$

移项得到:

$$\frac{\bar{w}}{1-\tau} \left[\frac{1}{F(D)} - \tau \right] \int_0^w dF(w_{t+1}) = u + \frac{1}{1-\tau} \int_w^D \left[\tau w_{t+1} - \frac{\bar{w}}{F(D)} \right] dF(w_{t+1}). \quad (17)$$

等式两边同加上 $\frac{\bar{w}}{1-\tau} \left[\frac{1}{F(D)} - \tau \right] \int_w^D dF(w_{t+1})$, 得到:

$$\frac{\bar{w}}{1-\tau} [1 - \tau F(D)] = u + \frac{\tau}{1-\tau} \int_w^D [w_{t+1} - \bar{w}] dF(w_{t+1}). \quad (18)$$

对 $h(\bar{w})$ 作如下的定义:

$$h(\bar{w}) = \frac{\tau}{1-\tau} \int_w^D (w_{t+1} - \bar{w}) dF(w_{t+1}). \quad (19)$$

将 $h(\bar{w})$ 对 \bar{w} 求导, 根据莱布尼茨法则有:

$$h'_w = -\frac{\tau}{1-\tau} [1 - F(\bar{w})] < 0. \quad (20)$$

同时, 可得到 $h(\bar{w})$ 对 \bar{w} 的二阶导数:

$$h''(\bar{w}) = \frac{\tau}{1-\tau} f(\bar{w}) > 0. \quad (21)$$

将 $h(\bar{w})$ 代入式(18), 得:

$$\frac{\bar{w}}{1-\tau} [1 - \tau F(D)] = u + h(\bar{w}). \quad (22)$$

根据式(22)的保留工资方程, 我们分析失业保险金 u 变化将对保留工资 \bar{w} 所产生的影响, 将式(22)对 u 求导, 得到:

$$\left[\frac{1}{1-\tau} - \frac{\tau}{1-\tau} F(D) - h'(\bar{w}) \right] \frac{\partial \bar{w}}{\partial u} = 1 + \frac{\tau \bar{w}}{1-\tau} F'_u(D). \quad (23)$$

根据 $F(D) = \int_0^D f\{\omega, u; c(u)\} d\omega$, 将 $F(D)$ 对 u 求导得到:

$$F'_u(D) = \int_0^D (f'_L L'_u + f'_c c'_u) d\tau. \quad (24)$$

将式 (24) 代入式 (23) 得到：

$$\frac{\partial \bar{w}}{\partial u} = \frac{1 + \frac{\tau \bar{w}}{1 - \tau} \int_0^D (f'_L L'_u + f'_c c'_u) d\tau}{\frac{1}{1 - \tau} - \frac{\tau}{1 - \tau} F(D) - h'(\bar{w})}. \quad (25)$$

因为 $F'_u(D)$ 大小及符号未定，所以我们无法准确预知 u 对 \bar{w} 影响的方向以及大小。⁵

(三) 失业的持续时间

对于失业持续时间问题的阐述，是从分析失业者对工作机会拒绝的概率着手的。根据上面的分析，失业者对工作选择是以保留工资为标准的，当失业者面临的工资 w 小于保留工资 \bar{w} 时，失业者就会拒绝当前的工作机会，而选择继续失业。所以失业者拒绝工作的概率应该是面临工资低于保留工资的工作机会可能域与所有工作机会可能域的比：

$$p = \frac{\int_0^{\bar{w}} f\{L(\tau, u); c(u)\} d\tau}{\int_0^D f\{L(\tau, u); c(u)\} d\tau} = \frac{\int_0^{\bar{w}} f\{L(\tau, u); c(u)\} d\tau}{F(D)}. \quad (26)$$

其中 p 表示一个工作机会被拒绝的概率，将 p 对 u 求导，根据莱布尼茨法则有：

$$\begin{aligned} \frac{\partial p}{\partial u} = \frac{1}{F^2(D)} \left\{ \left[f(L, c) \frac{\partial \bar{w}}{\partial u} + \int_0^{\bar{w}} (f'_L L'_u + f'_c c'_u) d\tau \right] F(D) \right. \\ \left. - \int_0^{\bar{w}} f(L, c) d\tau \int_0^D (f'_L L'_u + f'_c c'_u) d\tau \right\}. \end{aligned} \quad (27)$$

从式 (25) 中，我们可以看出失业保险金 u 的增加对工人拒绝所面临的工作的概率 p 存在三种不同的效应：

一是 u 的变化导致了厂商对劳动需求 L 的变化，影响工人所面临各种工资的可能域的分布，从而对拒绝概率 p 产生影响，从式 (27) 中可以分解出这一效应的大小为

$$\frac{1}{F^2(D)} \left\{ \int_0^{\bar{w}} f'_L L'_u d\tau F(D) - \int_0^{\bar{w}} f(L, c) d\tau \cdot \int_0^D f'_L L'_u d\tau \right\}.$$

⁵ 这一结论与传统的 Mortensen (1977) 动态搜寻理论的不同之处在于，Mortensen 的模型没有考虑 u 对 F 的影响，即假定 $F'_u = 0$ ；同时将 $F(D)$ 设定为常数，从而得到 u 的增加会提高保留工资 \bar{w} 的结论。

二是 u 的变化导致了失业者对工作寻找投入的变化, 从而影响所面临各种工资的工作分布及拒绝概率 p ; 从式 (27) 可分解出这一作用的大小为

$$\frac{1}{F^2(D)} \left\{ \int_0^{\bar{w}} f'_c c'_u d\omega F(D) - \int_0^{\bar{w}} f(L, c) d\tau \omega \cdot \int_0^D f'_c c' d\tau \omega \right\}.$$

三是面失业保险金 u 的变化又会导致保留工资水平 \bar{w} 的变化, 这将改变工人拒绝所面临的工作机会的概率, 从式 (27) 可分解出这一效应的大小为 $\frac{1}{F^2(D)} \left\{ f(L, c) \frac{\partial \bar{w}}{\partial u} \cdot F(D) \right\}$ 。显然, u 对 p 的影响视三种效应的大小和方向而定。

由于不同时期的工资分布和工人行为是相互独立的, 所以工人失业时间服从几何分布, 令 N 表示失业持续时间, 则期望的失业持续时间 N 可表示为:

$$E(N) = \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot \text{prob}\{N = n\} = \sum_{n=1}^{\infty} n(1-p)p^{n-1}. \quad (28)$$

对上式进行整理, 可得:

$$E(N) = (1-p)^{-1}. \quad (29)$$

将上式对 u 求导, 有:

$$\frac{\partial E(N)}{\partial u} = \frac{\partial E(N)}{\partial p} \cdot \frac{\partial p}{\partial u} = \frac{1}{(1-p)^2} \cdot \frac{\partial p}{\partial u}. \quad (30)$$

因为 $\frac{\partial p}{\partial u}$ 符号无法确定所以, u 对失业持续时间的的影响仍然不确定, 但因为 $\frac{1}{(1-p)^2}$ 大于 0, 所以, 可以肯定 u 对 N 的影响方向与 u 对 p 的影响方向一致。

(四) 工资分布

为了更好地阐述失业保险金 u 对失业持续时间 $E(N)$ 的影响, 并对失业保险对失业者再就业工资分布影响作出判断, 下面我们将通过几何方法分析二者之间的作用效果及机制。

假定最初存在如图 1 中 $f(w_i)$ 曲线所示的工作机会的工资分布密度函数。⁶ \bar{w} 表示失业者的保留工作水平, 当实际工作 w 处于 $(0, \bar{w})$ 区间时, 失业者会拒绝接受工作; 而当实际工资处于 (\bar{w}, D) 时, 失业者会接受工作; 因此失业

⁶ 关于工作机会密度函数的完整表达式为 $f\{L(w, u); c(u)\}$, 在 f 关于 u 关系的图形中, u 是外生的; 所以简称为 $f(w)$ 。

者拒绝工作概率的期望水平为 $\int_0^{\bar{w}} f(\omega_1) d\omega$ 。另外，为了分析 u 的变化对失业者工作机会的工资分布的影响，我们假定存在一条“高”、“低”工资水平的分界线 $\bar{\omega}^7$ ，若 $\omega < \bar{\omega}$ ，为“低”工资；当 $\omega > \bar{\omega}$ 时，为“高”工资。下文中，我们将分别分析失业保险金变化对失业者拒绝工作概率及工资分布影响的三个不同的传导机制及作用效果⁸；在此基础上，我们将三个效应结合起来，分析失业保险金对再就业影响的各种可能性以及前提条件。

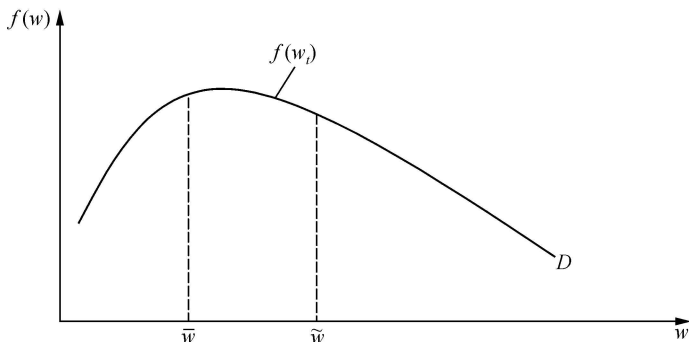


图 1 再就业工资分布特征

1. 厂商需求变化对工资分布密度的影响

在上文中，我们已经分析了由失业保险金变化引起厂商需求变化所产生的对失业者拒绝工作的概率大小的影响，其代数表达式为

$$\frac{1}{F^2(D)} \left\{ \int_0^{\bar{w}} f'_L L'_u d\omega F(D) - \int_0^{\bar{w}} f(L, c) d\omega \cdot \int_0^D f'_L L'_u d\omega \right\};$$

下面，我们将借助几何方法对这一效应进行更加细致的分析。根据 $f'_L > 0$ 和 $L'_u < 0$ 可知， u 的增加必然将使 f 曲线向下方移动，但这一过程并非是平移的。根据式 (8) 我们可以推导出：

$$\frac{\partial L}{\partial u} = - \frac{\beta B \eta}{(\alpha + \beta)(\omega + \eta u)^2}. \quad (31)$$

从式 (31) 可知， ω 值越大， L'_u 的绝对值越小；也就是说，随着 ω 的增大， u 对劳动需求 L 的影响在减小。这一结论的经济意义是，对工资较高的工作职位来说，失业保险金的提高不会对该职位的需求造成很大的影响；对工资较低的工作职位而言，失业保险金的提高将会对该职位的需求造成更大的影响。因此，随着 ω 的提高，曲线 $f(\omega_1)$ 向下移动的幅度在减小，如图 2

⁷ 这里只是为了更好地分析失业保险金变化对失业者再就业工资分布的影响而做的虚拟假定；另外，我们还要求分界线 $\bar{\omega}$ 至少要大于保留工资 $\bar{\omega}$ 。

⁸ 在单独分析某一传导过程的效果时，假定其他传导效应不变。

所示。在图2中, $f(w_t)$ 表示初始的工资分布密度函数, $f(w_{t+1})$ 表示由于失业保险金增加导致了劳动需求减少,从而形成的新的工资分布密度函数。为了研究劳动需求变动对再就业工资分布的影响,在图2中我们将 $f(w_t)$ 曲线向下平移,作出一条新的曲线 $f'(w_{t+1})$,使得 $\int_0^D f(w_{t+1})d\tau = \int_0^D f'(w_{t+1})d\tau$ 。

从图中可以看出, $\int_{\bar{w}}^D f(w_{t+1})d\tau > \int_{\bar{w}}^D f'(w_{t+1})d\tau$, 因为 $f'(w_{t+1})$ 是由曲线 $f(w_t)$ 向下平移得到的, 所以有:

$$\frac{\int_{\bar{w}}^D f(w_{t+1})d\tau}{\int_0^D f(w_{t+1})d\tau} > \frac{\int_{\bar{w}}^D f'(w_{t+1})d\tau}{\int_0^D f'(w_{t+1})d\tau} = \frac{\int_{\bar{w}}^D f(w_t)d\tau}{\int_0^D f(w_t)d\tau}. \quad (32)$$

上式表明, 厂商需求的变化提高了工人从事“高”工资工作的概率。同样, 我们可以对失业者从事“低”工资工作的概率进行分析, 由于无法对 $\int_{\bar{w}}^w f(w_{t+1})d\tau$ 与 $\int_{\bar{w}}^w f'(w_{t+1})d\tau$ 大小进行比较, 所以, 我们无法对从事“低”工资工作的概率变动方向进行判定, 也就是说需求变化对失业者从事“低”工资工作概率的影响是不确定的。

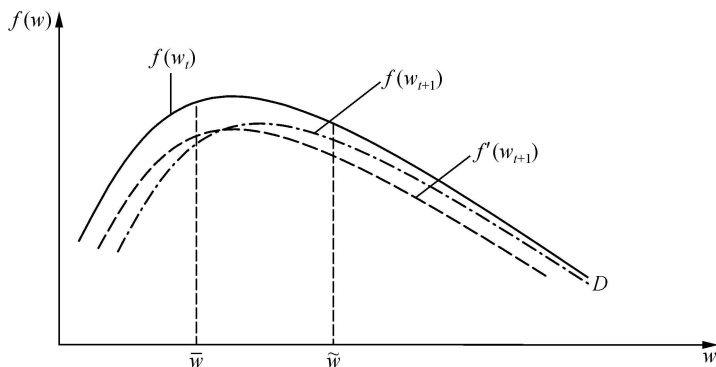


图2 厂商需求变动对再就业工资分布的影响

2. 工作搜寻力度的影响

在前面, 我们已经分析了由失业保险金变化引起厂商需求变化所产生的对失业者拒绝工作的概率大小的影响, 其代数表达式为

$$\frac{1}{F^2(D)} \left\{ \int_0^w f'_c c'_u d\tau F(D) - \int_0^w f(L, c) d\tau \cdot \int_0^D f'_c c' d\tau \right\};$$

同样, 我们可以借助几何方法对这一效应进行更加细致的分析, 以考察搜寻力度变化对失业者再就业工资分布的影响。根据 $f'_c > 0$ 和 $c'_u > 0$ 可知, u 的增加必然将使 f 曲线向上方移动, 另外, 由于 w 不是 c 的函数, 所以 c 变动对 f 的影响与 w 值大小无关, 因此 f 曲线的变动幅度与 w 的大小并无任何关系,

最终表现为 f 曲线将向上方平移, 如图 3 所示。在图 3 中, $f(w_t)$ 表示初始的工资分布密度函数, $f(w_{t+1})$ 表示搜寻力度增加后新的工资分布密度函数。由于 $f(w_{t+1})$ 是由曲线 $f(w_t)$ 向上平移得到, 所以有:

$$\frac{\int_{\bar{w}}^{\bar{w}} f(w_{t+1}) dw}{\int_0^D f(w_{t+1}) dw} = \frac{\int_{\bar{w}}^{\bar{w}} f(w_t) dw}{\int_0^D f(w_t) dw}, \quad (33)$$

$$\frac{\int_{\bar{w}}^D f(w_{t+1}) dw}{\int_0^D f(w_{t+1}) dw} = \frac{\int_{\bar{w}}^D f(w_t) dw}{\int_0^D f(w_t) dw}. \quad (34)$$

式 (33)、(34) 表明, 工作搜寻的变化, 不会对失业者从事“高”工资与从事“低”工资工作的概率产生影响。

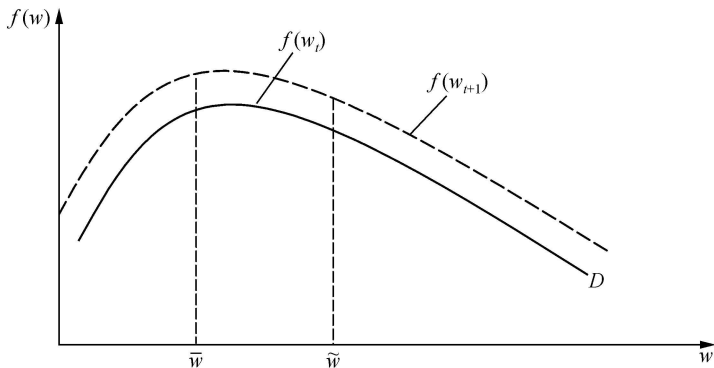


图 3 工作搜寻对再就业工资分布的影响

3. 保留工资的影响

在工资分布函数 f 给定的条件下, 保留工资 \bar{w} 对拒绝工作概率的影响是确定的, 即随着保留工资水平的提高, 失业者拒绝接受工作的概率也会提高。但根据上文中的分析我们已经知道, 失业保险金 u 对保留工资 \bar{w} 的影响却是不确定的, 有可能是正向的也有可能是负向的, 所以, 随着 u 的提高, \bar{w} 有可能向左移动, 也有可能向右移动。在图 4 中, 我们给出了 \bar{w} 变动对拒绝工作概率影响的两种可能模式。 \bar{w}' 表示 \bar{w} 提高, 从而向右移动; \bar{w}'' 表示 \bar{w} 降低, 从而向左移动。从图中可以看出, 当 \bar{w} 提高到 \bar{w}' 时, 失业者从事“低”

工资工作机会的概率 $\frac{\int_{\bar{w}}^{\bar{w}} f(w_t) dw}{\int_0^D f(w_t) dw}$ 将降低; 而当 \bar{w} 降低到 \bar{w}'' 时, 失业者从事

“低”工资工作机会的概率将提高。另外, 从图 4 中可以看出, 因为保留工资要小于“高”工资的标准线 \bar{w} , 所以 \bar{w} 的变化不会对失业者从事“高”工资工作概率产生影响。

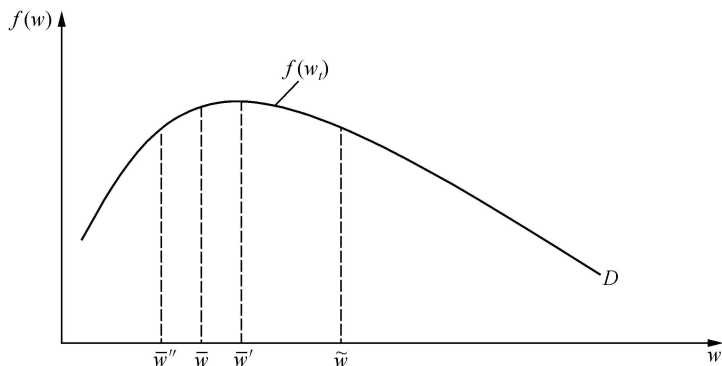


图4 保留工资变化对再就业工资分布的影响

4. 综合效应

根据上文中的分析,我们考察了失业保险金对再就业工资分布影响的各种传导机制及作用效果,下面我们将把这些传导过程及结果结合起来进行综合分析。在图5中,我们将图2至图4中关于失业保险金对再就业影响的各种效应综合起来,其中 $f(w_t)$ 表示初始的工资分布密度函数, $f(w_{t+1})$ 表示失业保险金增加导致了 $f(w_t)$ 变动而形成的新的工资分布密度函数,它包括了厂商需求的变动及工作搜寻力度变动的影响; \bar{w} 为原有的保留工资水平, \bar{w}' 为失业保险金提高之后的新的保留工资水平。

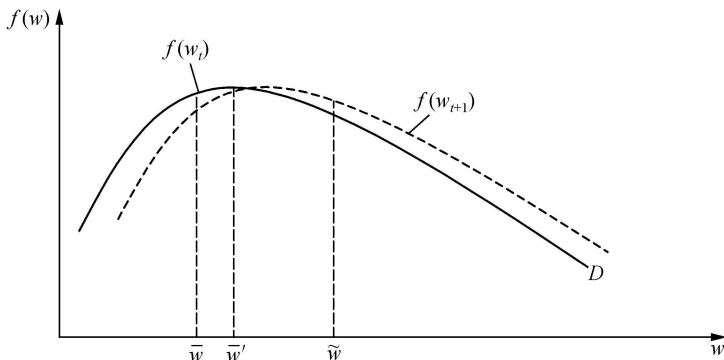


图5 失业保险金对再就业工资分布的影响综合效应

根据上面的分析,我们可以得出有关失业保险金与再就业工资分布之间关系的两个基本的推论:

(1) 失业保险金的提高对失业者从事“低”工资工作概率的影响是不确定的;上面已经分析,在失业保险金对工资分布影响的三种渠道中,虽然工作搜寻力度改变对“低”工资工作概率无影响,但工厂商需求及保留工资的变化影响则是不确定的,所以,我们无法确定失业保险金提高对“低”工资工作概率的影响方向。

(2) 失业保险金的增加将提高失业者从事“高”工资工作机会。根据上文

中的分析，失业保险金对再就业工资分布影响的三个渠道中，厂商需求变动将提高失业者从事“高”工资工作的机会；而工作搜寻力度及保留工资的变动都不会对“高”工资工作机会产生影响。所以，失业保险金的增加将提高失业者从事“高”工资工作的概率。

三、数据说明

本文研究的实证数据来源于社科院 2000 年的城镇失业（下岗）人员调查问卷数据，该调查由国家统计局城调队实施，使用了国家统计局的抽样样本户进行调查，调查的地区包括辽宁、江苏、北京、河南、四川及甘肃 6 个地区的 13 个市。在本文中，样本总体的观测对象为再就业者、待业青年、下岗职工和失业人员四种身份的所有个体，而其他非在职人员或离退休人员则被排除在研究范围之外。由于直接检验失业保险金对再就业“高”、“低”工资分布影响存在困难，为此，本文在实证检验中将失业者的就业分为正式就业与非正式就业；并依照常识，将从事正式工作视为“高”工资水平，而非正式就业视为“低”工资水平。⁹所以下文中，我们分别论证的是失业保险金变化对失业者参与非正式工作和正式工作的影响。现将本文中实证研究所涉及的相关变量的指标选择作出如下说明：

被解释变量：本文中我们要分别分析失业保险金对失业者参与非正式以及正式就业的影响。在研究失业保险金与非正式就业关系时，采用的是失业工人在失业期间是否参与了非正式作为被解释变量¹⁰；而在研究失业保险金对正式就业的影响时，我们采用失业工人从失业到实现正式就业所持续的时间作为被解释变量。以上两个因变量的观测对象为曾经有失业经历的人。

测试变量：关于失业保险金的指标确定，考虑到虽然有些对失业工人的补助是非失业保险金性质的，但由于这些补助与失业保险金对就业的影响具有相同效应，所以在本文中，我们将失业工人因失业而在下岗期间从政府及原工作单位获得各种补助都纳入失业保险金的范畴。

除了以上的测试变量和被解释变量外，实证分析中还涉及以下的一些变量（包括其他解释变量与工具变量）：

性别：反映失业者的性别特征，虚拟变量，男性=1，女性=0。

年龄：失业者的年龄大小。

民族：失业者的种族特征，虚拟变量，少数民族=1，汉族=0。

⁹ 对于这一点，我们也可以从统计数据中得到论证：利用所调查的样本数据进行的分析表明，正式工作的工资水平确实要显著地高于非正式工作。

¹⁰ 参与非正式工作在主观上并不被失业者认为是实现了就业，同样，在实际的就业统计中也没将非正式就业计算在内。

婚姻状况：失业者是否已婚，在这里我们将丧偶、离异都视为已婚；虚拟变量，已婚=1，未婚=0。

政治面貌：失业者的政治面貌，以是否党员为判断标准，虚拟变量，党员=1，非党员=0。

文化水平：以失业者的受教育年限表示。

健康状况：反映失业者的身体情况，以是否健康来表示，虚拟变量，健康=0，不健康=1。

户籍 1：显示了失业者的农业与非农户籍身份，虚拟变量，非农户籍=0，农业户籍=1。

户籍 2：显示了失业者的本地与外地户籍身份，虚拟变量，本地=0，外地=1。

平均收入：反映了该失业者所在的家庭的每个成员年平均收入水平，在实证分析中采用了对数的形式。

平均消费：反映了该失业者所在的家庭每个成员年平均消费支出水平，在实证分析中采用了对数的形式。

平均住房面积：反映了该失业者所在的家庭每个成员的平均住房面积。

地区虚拟变量：我们以甘肃作为参照系，按照不同的省份设置了 5 个地区虚拟变量。

在表 1 中，给出了对各指标相关的统计描述结果。

表 1 各指标的统计描述特征

变量	样本数	均值	标准差	备注
是否参与非正式工作	1 176	0.4761905	0.4996453	参与=0,没有参与=1
失业持续时间	1 108	27.69765	28.14897	单位:月
失业补助	1 181	88.41355	112.3593	单位:元/月
性别	7 519	0.5389014	0.4985175	男=1,女=0
年龄	7 520	38.16449	10.87405	单位:周岁
民族	7 520	0.0413564	0.1991264	其他民族=1,汉族=0
婚姻	7 460	0.8475871	0.3594447	已婚=1,未婚=0
是否党员	7 498	0.2396639	0.4269068	党员=1,非党员=0
教育年限	7 467	10.99036	2.873699	单位:年
健康状况	7 511	0.0495274	0.2169808	健康=0,不健康=1
户籍 1	7 520	0.0101064	0.1000279	非农=0,农业=1
户籍 2	7 520	0.0042553	0.0650982	本地=0,外地=1
平均收入	7 083	8 530.419	6 363.204	元/人年
平均消费	7 478	5 042.875	3 931.338	元/人年
平均住房面积	7 478	15.38507	8.928464	平方米/人

四、实证检验

在第三部分中,我们已经对计量检验涉及的指标进行了说明,下面我们将

基于微观调查数据就失业保险金对再就业的影响进行实证检验。

(一) 失业保险金与非正式工作的参与

由于再就业问题很可能存在着样本的选择问题,即失业群体与正在就业群体行为之间存在差异,普通的参数估计方法估计很可能产生样本选择性偏误,所以在本文中,我们采用了 Heckman 两阶段估计模型进行分析。

对于一般的全部样本可观测数据问题的计量模型是:

$$y = \beta X + v. \quad (35)$$

上式中 y 为因变量, X 为解释变量。

现出于某种原因,导致了某些因变量无法被观测到,此时,应将式(35)中的模型改写为:

$$y = \begin{cases} y^* = \beta X + v, & \delta Z + \epsilon > 0, \\ 0, & \delta Z + \epsilon \leq 0. \end{cases} \quad (36)$$

上式中, Z 为影响样本选择的外生因素, y^* 为可观测的样本。

在观测样本为断尾数据(truncation data)中,由于因变量可能与某些可能观测不到的因素相关,因此普通的估计方法可能会使式(36)的参数估计产生偏误。Heckman(1976)年提出了在 X 外生条件下对式(36)分两阶段进行估计的方法。

第一阶段:首先,根据 y 的可观测性,构造样本参与的虚拟变量 d ,若 y 可以被观测到, $d=1$;若 y 无法观测,则取 $d=0$ 。然后,以样本参与的虚拟变量 d 为因变量,使用全部样本以 Probit 模型估计样本选择方程:

$$d = \delta Z + \epsilon^{11}. \quad (37)$$

采用最大似然法对式(37)参数进行估计,并据以计算逆米尔斯比率(inverse mills ratio):

$$\lambda = \frac{\varphi(Z, \hat{\delta})}{\Phi(Z, \hat{\delta})}. \quad (38)$$

第二阶段:使得选择样本(即可观测样本),做如下的回归:

$$y^* = \beta X + \gamma \lambda + v. \quad (39)$$

从式(39)中,可得到对 β 的一致估计,同时,我们可以从系数 γ 的显著性水平检验是否存在选择性偏误。

¹¹ 为了防止严重的共线性问题,一般要求 Z 包括 X 以外的一些外生变量,这些变量要求与样本选择 d 相关但与可观测因变量 y^* 不相关。

在进行参数估计时,为了防止出现上文所说的共线性问题(Wooldridge¹², 1999),我们需要寻找一组外生变量,这组外生变量应该必须与样本选择相关但与非正式工作参与无关,也就是说要求它只影响样本选择 d ,但与 y^* 无关;通过测试,我们选择婚姻与政治面貌作为只影响样本选择但与 y^* 无关的外生变量;在表2中,我们给出了关于失业保险金对非正式工作参与的Heckman两阶段参数估计的结果,LR和Wald统计量表明方程总体估计效果较好,逆米尔斯比率 λ 说明模型存在样本选择偏差问题,出于比较目的,在表2中我们同时给出了不考虑样本选择问题的Probit模型的参数估计结果。

表2 失业保险金对非正式工作参与影响的参数估计

解释变量	因变量:非正式工作参与(没有参与=1)			
	Heckman 二阶段估计		Probit 估计	
	第一阶段	第二阶段	全部变量	逐步回归
常数项	6.089795*** (0.3689341)	2.826736*** (0.9371689)	2.776004*** (0.7340243)	2.924156*** (0.4318586)
失业补助金		0.0006653*** (0.0001474)	0.001784*** (0.0004187)	0.0017296*** (0.0003989)
性别 (男性=1)	-0.0892512** (0.0426856)	-0.0809333** (0.0387976)	-0.1402829 (0.0873988)	-0.1402467* (0.083974)
年龄	-0.0011908 (0.0028283)	-0.0007769 (0.0024927)	-0.0011646 (0.006487)	
民族 (少数民族=1)	0.1215552 (0.1002945)	0.07566 (0.0792462)	0.1111568 (0.1975099)	
教育年限	-0.0428309*** (0.0087836)	-0.0056247 (0.0109721)	0.0154727 (0.0206464)	
健康状况 (不健康=1)	0.2174037*** (0.0794162)	0.0925062* (0.0550283)	0.2164368* (0.1285578)	0.2146718* (0.1247751)
户籍1 (农业=1)	-0.0995349 (0.1953292)	-0.0929724 (0.1436816)	-0.2206224 (0.388689)	
户籍2 (外地=1)	0.1369047 (0.279254)	0.0578901 (0.1979757)	0.039225 (0.5053858)	
平均住房面积	0.0031766 (0.002762)	0.0030263 (0.0022299)	0.0058282 (0.0055633)	
平均消费支出的对数	-0.2031632*** (0.0447788)	-0.0702939 (0.0525876)	-0.0206782 (0.0820929)	
平均收入的对数	-0.6649594*** (0.0306498)	-0.3053219*** (0.1179508)	-0.3708795*** (0.7340243)	-0.3712486*** (0.0532798)
辽宁	0.3565378*** (0.0742236)	-0.1634621*** (0.0611375)	-0.5068693*** (0.1537214)	-0.4595159*** (0.1097843)
江苏	0.4685655*** (0.0807108)	-0.0035647 (0.1069806)	-0.3450464** (0.168563)	-0.315701** (0.1237057)

¹² Wooldridge J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1999, pp. 560—570.

(续表)

解释变量	因变量:非正式工作参与(没有参与=1)			
	Heckman 二阶段估计		Probit 估计	
	第一阶段	第二阶段	全部变量	逐步回归
北京	0.4728141*** (0.088728)	0.081143 (0.1134549)	-0.1181875 (0.1876865)	
河南	-0.0447552 (0.0775856)	-0.117613* (0.0623206)	-0.2831358* (0.1600092)	-0.2349126* (0.1211648)
四川	0.3154785 (0.072965)	0.0845256 (0.0815766)	-0.0064418 (0.144772)	
婚姻 (已婚=1)	0.6254025*** (0.0857658)			
是否党员 (党员=1)	-0.3902917*** (0.062096)			
Mills λ		-0.3079065** (0.133508)		
Wald		970.89		
LR	1030.70		105.20	99.00
总样本	6938	6938	1008	1008
非截断样本		1008		
截断样本		5930		

注:① 括号内为标准差,*、**、*** 分别表示通过 10%、5%和 1%水平的显著性检验;

② 逆米尔斯比率 λ 的显著性表明了样本选择性偏差是否存在。

根据参数估计结果,我们得到以下结论:

1. 失业保险金对非正式工作的影响:由于失业保险金系数显著为正,参数的 t 统计量通过了 0.01 显著性水平的检验,所以我们有充分的理由相信:失业保险金的提高增加了失业者拒绝参与非正式工作的概率。如果我们将非正式工作视为工资较低的工作,而将正式工作视为工资水平较高的工作,这一结论表明:失业保险金提高了失业都拒绝“低”工资工作机会的概率。

2. 从表 2 的估计结果可以看出男性与女性的非正式工作参与也是存在显著差异的,相对于女性而言,男性拥有更高的非正式工作参与概率。我们认为,导致这一现象的原因可能是男性相对拥有更高的工作需要;关于健康状况与非正式工作参与的关系,参数估计结果表明,身体健康状况较差的工人拥有更低的非正式工作参与概率;另外,失业者所在的家庭成员平均收入水平与对非正式工作产生影响,家庭成员平均收入水平越高的其非正式工作参与概率越大。

3. 关于地区虚拟变量,从参数估计结果看,北京、四川、江苏与甘肃地区之间工人的非正式工作参与不存在显著差异,而辽宁、河南拥有的非正式工作参与概率要比其他地区大。

4. 没有显著证据表明年龄、民族、婚姻、教育、户籍等因素对工人的非正式劳动参与概率产生影响。

(二) 失业保险金与失业持续时间

在对失业持续时间进行计量分析中,目前通常都采用生存模型来进行分析,主要原因在于生存模型即考虑到了样本删截问题以及被解释变量的持续时间问题。所以,在本文中,我们也将用生存模型分析失业工作的失业持续时间以及相关的影响因素。根据上文的理论模型分析可知,当一个工人离开自己的工作岗位后只可能有两种选择的状态:继续失业与选择再就业。如果他在工作搜寻中,遇到工资大于其保留工资水平 \bar{w} , 失业者将选择接受其工作结束失业状态;而如果失业者遇到工资小于其保留工资水平 \bar{w} , 就会放弃当前工作机会,而继续处于失业状态。假定失业者失业的持续时间 T 具有连续的概率密度函数 $f(t)$, t 是 T 的一个观测值,则其失业持续时间分布可表示为:

$$P(T \leq t) = F(t) = \int_0^t f(z) dz. \quad (40)$$

失业持续时间不少于 t 的概率为:

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T \geq t). \quad (41)$$

通常将 $S(t)$ 称为生存函数。令 $\lambda(t)$ 表示在失业持续时间 t 之后,失业者在单位时间内结束失业的概率,则有:

$$\begin{aligned} \lambda(t) &= \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta \mid T \geq t)}{\Delta} = \lim_{\Delta \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta) - F(t)}{\Delta S(t)} \\ &= \frac{f(t)}{S(t)}. \end{aligned} \quad (42)$$

通常将 $\lambda(t)$ 称为 Hazard 比率。可以推导出 $S(t)$ 与 $\lambda(t)$ 间具有如下关系:

$$\ln S(t) = - \int_0^t \lambda(z) dz. \quad (43)$$

可以看出, $S(t)$ 、 $\lambda(t)$ 以及 $f(t)$ 之间相互决定。在生存分析中,便是以 $\lambda(t)$ 作为解释变量,以影响失业持续时间的各个因素作为协变量来进行建立模型,但在作参数估计之前,还必须对 $S(t)$ 或者 $\lambda(t)$ 的函数形式作出假定,这里我们假定失业持续时间的 Hazard 函数为 Log-Logistic Hazard 函数(马骏等, 2004):

$$\lambda(t) = \frac{\beta x_i \alpha t^{\alpha-1}}{1 + \beta x_i t^\alpha}. \quad (44)$$

根据式(44)可算出 $S(t)$ 函数与密度函数 $f(t)$ 。

将失业持续时间的样本观测值分为两类,令:

$$\theta = \begin{cases} 1, & \text{被观测样本结束失业,} \\ 0, & \text{被观测样本继续失业.} \end{cases} \quad (45)$$

于是可建立如下的对数似然函数：

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [\theta_i \ln \lambda(t | (\lambda, p)) + (1 - \theta_i) \ln S((t | (\lambda, p)))] \quad (46)$$

将 $S(t)$ 与 $\lambda(t)$ 函数式代入式 (46) 中，采用最优化方法，便可求出待估参数 β 。

在表 3 中，我们给出了基于 Log-Logistic 函数的 Hazard 模型参数估计结果。模型 1 中的协变量包含了所有可能影响失业持续时间的因素以及地区虚拟变量，参数估计结果表明，失业补助金对失业持续时间具有显著的负面效应，但有许多解释变量没有通过显著性检验；所以在模型 2 中，我们采用了逐步回归方法将不显著的变量剔除，逐步回归的显著性控制在 0.1 水平；在模型 3 中，我们剔除了所有其他控制变量，只留下失业补助金作为解释变量进行单因素回归，并将其结果与模型 1 与模型 2 结果进行比较，从而保证估计出的失业补助金的系数与显著性水平的可靠性。另外在图 6 中，作出了模型 2 估计的 Hazard 曲线图。

表 3 失业保险金与失业持续时间

解释变量	因变量：失业持续时间		
	模型 1	模型 2	模型 3
常数项	7.72696*** (0.9627451)	8.125549*** (0.8737211)	4.053159*** (0.0775191)
失业补助金	-0.0009362** (0.0004569)	-0.000986** (0.0004464)	-0.001405 (0.0004341)***
性别 (男性=1)	-0.3842131*** (0.1240019)	-0.3536781*** (0.1202022)	
年龄	0.0107838 (0.0091806)		
民族(少数民族=1)	-0.0923155 (0.2963946)		
婚姻(已婚=1)	-0.1244025 (0.2950334)		
是否党员(党员=1)	-0.1433773 (0.1802536)		
教育年限	0.0254796 (0.0289317)		
健康状况(不健康=1)	0.7678746*** (0.2562152)	0.7814652*** (0.2508169)	
户籍 1(农业=1)	0.5839752 (0.4552332)		

(续表)

解释变量	因变量:失业持续时间		
	模型 1	模型 2	模型 3
户籍 2(外地=1)	-0.8286505 (0.7569062)		
平均消费支出的对数	-0.5572566*** (0.1122308)	-0.5436877*** (0.1062606)	
平均住房面积	0.008287 (0.0074561)		
辽宁	-0.1116172 (0.1973526)		
江苏	-0.3348915* (0.2008871)		
北京	0.7564103*** (0.2292085)	0.9099238*** (0.1901453)	
河南	0.8459709*** (0.1971636)	1.001012*** (0.1659254)	
四川	0.2778696 (0.1996226)	0.4294865** (0.1681199)	
gamma	0.9563038 (0.031327)	0.9620553 (0.0311828)	1.016503 (0.0329265)
Wald	122.70	109.48	10.47
No. of subjects	1243	1243	1265
No. of failures	482	482	489

注:① 括号内为标准差,*、**、***分别表示通过10%、5%和1%水平的显著性检验;

② No. of subjects 表示总观测样本数量,No. of failures 表示已经结束失业状态的被观测样本数量。

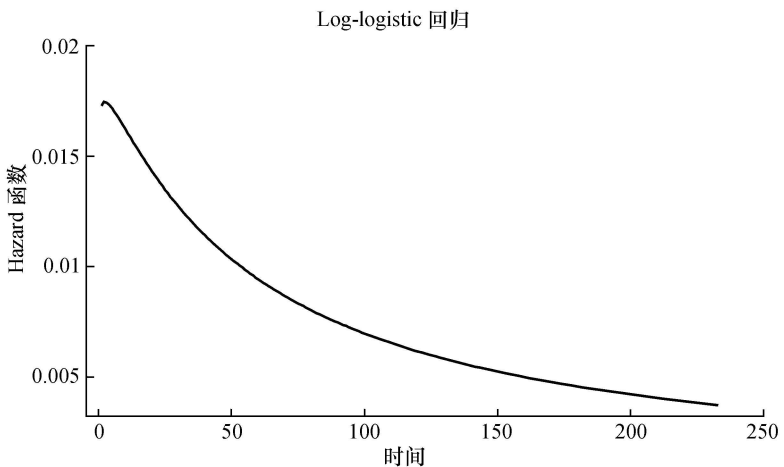


图 6 模型 2 中 Log-logistic 估计的 Hazard 曲线图

根据表 3 的参数估计结果,我们可以得到如下的结论:

1. 失业保险金对非正式工作的影响:由于失业保险金系数显著为负,参数的 t 统计量通过了 0.01 显著性水平的检验,所以我们有充分的理由相信:

失业保险金减少了失业者的失业持续时间。如果我们将非正式工作视为工资较低的工作，而将正式工作视为工资水平较高的工作，则这一结论证实了上文中理论分析的推论：失业保险金提高了失业者从事“高”工资工作机会的概率。正如上文理论推导所分析：失业保险金的提出导致了失业者保留工资的提高，而保留工资水平的提高又会导致工人拒绝低工资工作机会概率增加，所以，失业保险金的提高会导致工人降低从事非正式工作的概率。

2. 从表 3 中模型 2 的参数估计可以看出性别、健康以及消费支出水平等因素与失业者的失业持续时间具有显著的因果联系。性别的估计系数为负表明，相对于女性而言，男性失业都拥有更低的失业持续时间；健康水平的系数为正表明，身体健康状况较差的失业者比身体健康较好的失业者拥有更长的失业持续时间；而消费支出水平的系数为负表明，生活消费开支较高的失业者有较短的失业持续时间。

3. 关于地区虚拟变量，从参数估计结果看，辽宁、江苏与甘肃之间不存在显著差异，而北京、四川、河南地区的平均失业持续时间显著地高于甘肃地区。

4. 没有证据表明年龄、民族、婚姻、政治面貌、教育、户籍等因素对失业者的失业持续时间有显著影响。

五、结 论

本文对原有的工作搜寻理论进行了发展，在研究失业持续时间中，将厂商的行为及失业者工作搜寻力度纳入了模型分析范畴中，研究了失业保险金的变化对厂商劳动需求行为及失业者再就业行为及工资分布所可能产生的影响。我们结合动态搜寻理论和 Ben-Horim and Zucherman (1987) 的研究结果，论证了失业保险金对再就业行为的正反两方面效应。理论研究表明，失业保险金对失业持续时间的影响主要体现在以下三个方面：首先，失业保险金的提高会减少厂商的劳动需求，这导致了对失业者从事“低”工资工作机会的减少，而从事“高”工资工作机会的概率相对增加；其次，失业保险金的增加会提高工人的工作搜寻力度，由于工作搜寻与工资分布无关，所以，搜寻力度的改变对失业再就业工资分布的影响是中性的；再次，失业保险金的增加会改变失业者的保留工资水平，在理论上我们无法确定其对工资分布的影响，但许多研究 [Carling *et al.* (2001) 等] 都证实失业保险金提高会提高保留工资，从而减少了失业者从事“低”工资工作机会的概率，但对“高”工资工作并无影响。综上所述，我们得出如下推论：失业保险金一方面提高失业者从事“高”工资工作的概率，但另一方面对“低”工资工作的影响是不显著的。

此外，本文的实证研究工作也与传统结论存在很大的差异，不同于传统

的方法, 本文的实证工作将失业者的就业行为分为两种不同的模式: 一种是就业于收入工资水平较低的非正式工作; 另一种是就业于收入水平相对较高的正式工作中。我们发现, 失业保险金的支付对这两种不同的就业模型的影响是存在很大差异的。基于微观个体数据所进行的实证研究表明: 失业保险金的提高对工作从事非正式工作具有显著的负面效应, 同时我们还发现, 在影响失业工人从事收入水平较高的正式的工作中, 失业保险金与工人参与正式工作概率之间存在着显著的正面效应。

本文的研究结果, 否定了传统理论中片面强调失业保险金对失业持续时间只有纯粹负面效应的悲观结论, 我们一方面承认失业保险金提高将不利于工人接受低收入工作的概率, 但另一方面肯定了失业保险金在对提高失业者参与“高”工资工作概率中的正向作用。

参考文献

- [1] Anderson, P., and B. Meyer, “The Effects of Unemployment Insurance Taxes and Benefits on Layoffs Using Firm and Individual Data”, NBER Working Paper, No. 4960, 1994.
- [2] Appleton, S., J. Knight, L. Song, and Q. Xia, “Labor Retrenchment in China: Determinants and Consequences”, *China Economic Review*, 2002, 13(2—3), 252—275.
- [3] Atkinson, A., and J. Micklewright, “Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, 1991, 29(4), 1679—1727.
- [4] Baker, M., and S. Rea, “Employment Spells and Unemployment Insurance Eligibility Requirements”, *Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(1), 80 - 94.
- [5] Ben-Horim, M., and D. Zuckerman, “The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment Duration”, *Journal of Labor Economics*, 1987, 5(3), 386—390.
- [6] Boone, J., and J. van Ours, “Modeling Financial Incentives to get Unemployed back to Work”, Tilburg University Working Paper, 2000.
- [7] Cai, F., J. Giles, and A. Park, “The Impact of Institutions, Information and Demographics on the Re-employment of China’s Laid-off Workers”, Working Paper, 2004.
- [8] Card, D., and P. Levine, “Extended Benefits and the Duration of UI Spells: Evidence from the New Jersey Extended Benefit Program”, *Journal of Public Economics*, 2000, 78(2), 107—138.
- [9] Carling, K., P. Edin, A. Harkman, and B. Holmlund, “Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labor Market Programs in Sweden”, *Journal of Public Economics*, 1996, 59(3), 313—334.
- [10] Chrisofides, L., and C. McKenna, “Unemployment Insurance and Job Duration in Canada”, *Journal of Labor Economics*, 1996, 14(2), 286—312.
- [11] 杜凤莲、刘文忻, “失业救济金与中国城镇人口失业持续时间”, 《经济科学》, 2005年第4期, 第18—28页。

- [12] Ehrenberg, R., and R. Oaxaca, "Unemployment insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain", *American Economic Review*, 1976, 66(5), 754—766.
- [13] Ham, J., and S. Rea, "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", *Journal of Labor Economics*, 1987, 5(3), 325—353.
- [14] Holmlund, B., "Unemployment Insurance in Theory and Practice", *Scandinavian Journal of Economics*, 1998, 100(1), 113—141.
- [15] Hunt, J., "The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany", *Journal of Labor Economics*, 1995, 13(1), 88—120.
- [16] Katz, L., and B. Meyer, "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, 1990, 41(1), 45—72.
- [17] Krueger, A., and B. Meyer, "Labor Supply Effects of Social Insurance", NBER Working Paper, No. 9014, 2002.
- [18] Lippman S., and J. McCall, "Job Search in a Dynamic Economy", *Journal of Economic Theory*, 1976, 12(3), 365—390.
- [19] 马驰骋, "失业保险是否会造成长期失业? ——运用生存模型对青岛市失业者的经验研究", 第五届中国经济学年会论文, 2005。
- [20] 马骏、今村弘子、赵国庆, "北京市下岗职工的再就业分析", 《经济学(季刊)》, 2004 年第 3 卷第 3 期, 第 657—678 页。
- [21] Meyer, B., "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, 1990, 58(4), 757—782.
- [22] Mortensen, D., "Unemployment Insurance and Job Search Decisions", *Industrial and Labor Relations Review*, 1977, 30(4), 505—517.
- [23] Mortensen, D., "The Persistence and Indeterminacy of Unemployment in Search Equilibrium", *Scandinavian Journal of Economics*, 1989, 91(2), 347—370.
- [24] Moffitt, R., and W. Nicholson, "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits", *Review of Economics and Statistics*, 1982, 64(1), 1—11.
- [25] Narendranathan, W., S. Nickell, and J. Stern, "Unemployment Benefits Revisited", *Economic Journal*, 1985, 95(378), 308—329.
- [26] Nickell, S., "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal*, 1979, 89(353), 34—49.
- [27] Roed, K., and T. Zhang, "Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?", *Economic Journal*, 2003, 113(484), 190—206.
- [28] Štěpán, J., "Estimating the Effect of Unemployment Insurance Compensation on the Labor Market Histories of Displaced Workers", *Journal of Econometrics*, 2002, 108(2), 227—252.

Unemployment Insurance and Reemployment Behavior

YONGQIU WU GUANGHE RAN YUEQUN CAO
(*Chongqing University*)

Abstract The literature on job search indicates that better unemployment insurance will increase workers' unemployment durations. In this article, we study how unemployment insurance affects the distribution of wage distribution and reemployment. In a job search model, we find three paths for unemployment insurance to affect reemployment. Then we obtain the following hypothesis: with better unemployment insurance, there is a larger probability for unemployed workers to accept "high" wage jobs, but the effect on "low" wage jobs is uncertain. Taking informal jobs as "low" wage jobs and formal jobs as "high" wage jobs, our empirical result has verified the theoretical hypothesis.

JEL Classification J31, J33, J64