

中国劳动力市场均衡及失业问题研究

赵凯 高友笙 黄志国

内容提要: 本文首先通过匹配方程研究各种因素对劳动力市场的影响,然后基于2004Q1~2014Q4中国季度数据,使用ARDL-UECM模型探究我国在长期和短期中就业人数、空岗数量、薪资水平、市场利率、政府失业补助对失业率的影响差异。研究发现无论从长期还是短期来看,就业人数、薪资水平和市场利率对我国失业率的弹性系数始终为负,说明这三个因素对失业率总是存在抑制作用;而失业补助和空岗数量对我国失业率的弹性系数长期为正、短期为负,说明这两个因素对失业率短期存在抑制作用,而长期存在促进作用。此外,本文结合理论与实证结果,在以不损失效率、不影响整体发展的情况下,提出相应的政策建议。

关键词: 匹配方程; 失业率; 岗位空缺; ARDL-UECM模型

中图分类号: C812

文献标识码: A

文章编号: 1002-4565(2016)05-0069-08

Chinese Labor Market Equilibrium and Unemployment: Based on ARDL-UECM Model

Zhao Kai Gao Yousheng Huang Zhiguo

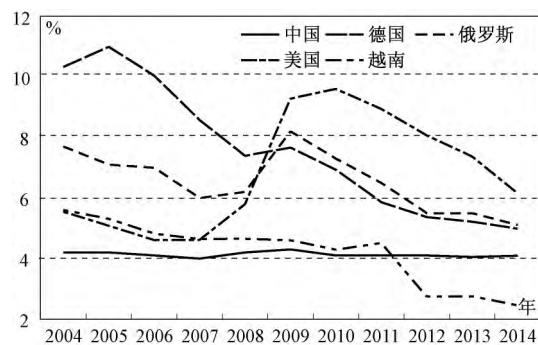
Abstract: This paper studies the impact of various factors on the labor market by matching equation, and then explores how employment, job vacancy, wage level, interest rate and unemployment allowance affect the unemployment rate in the long term or short term, based on quarterly China data (2004Q1~2014Q4) using ARDL-UECM model. It is found that the increase of employed population, the improvement of income and the increase of interest rate always generate the negative impact on unemployment rate; however, the increase of job vacancies and unemployment allowance generate the positive effect in the long term, but the negative impact in the short term. Combining theoretical and empirical results, this paper gives the appropriate policy recommendations.

Key words: Matching Function; Unemployment Rate; Job Vacancy; ARDL-UECM Model

一、引言

失业不仅是一个经济学问题,还关系到社会的发展与稳定。自2008年美国爆发金融危机以来,失业问题便越发突出。2008年金融危机不仅使一直以低失业率为傲的美国陷入困境,还让饱受高失业率困扰的欧洲雪上加霜。但就中国来讲,失业率差不多一直保持在4%,该数字仅在2009年第1季度出现过短暂攀升(见图1)。为何世界金融风暴并没有明显地影响到中国的劳动力市场?究竟哪些因素在影响我国失业率?这些因素如何影响我国劳动力市场?政府应如何控制这些因素?为解答上述问题,本文首先运用匹配方程,从理论上分析影响劳动力市场的各种因素以及各因素间的均衡关系,然后

利用近10年的相关数据,使用ARDL-UECM模型实证研究我国在长期和短期中劳动者薪资水平、企业空缺岗位数量、利率、政府失业补助等因素对我国失业率的影响差异。



注: 资料来源于《IMF》

图1 中国及世界其他主要国家失业率

关于失业问题的理论研究最早起源于西方的古典失业理论。该理论由于缺乏宏观分析基础,在20世纪30年代遭受到世界性经济危机的严重冲击,随后强调政府干预有效性的凯恩斯主义失业理论逐渐形成。到20世纪60年代中后期,凯恩斯主义失业理论由于难以解释西方国家出现的失业与通胀并存的现象,其弊端开始显现。直至20世纪80年代,工资粘性理论的出现解决了此弊端,实现了失业理论从宏观到微观的深化,形成了新凯恩斯主义失业理论。然而,从古典失业理论、凯恩斯主义失业理论到新凯恩斯主义失业理论的研究多从增加劳动力市场需求的角度来促进就业,倾向于从劳动力市场以外的因素来改善失业问题,仍不利于解释劳动力市场中空缺岗位与失业者共存的问题。在这一背景下,匹配理论应运而生,并成为研究劳动力市场失业问题的主流模型。Andolfatto (1996)^[1]首次将DMP (Pissarides 2000^[2])模型引入RBC框架,研究美国的宏观经济波动。近年来,随着动态随机一般均衡模型(DSGE)的发展,Gertler等(2008)^[3]、Blanchard和Gali(2010)^[4]、Cacciatore等(2012)^[5]等学者先后在DMP和DSGE模型相结合的框架下,研究宏观经济中的产出、就业和通货膨胀波动等问题。

国内对失业问题的研究主要以实证分析居多。钱小英(1998)^[6]通过分析我国失业率的特征,证实我国失业率的变动主要受经济波动、结构调整、农村劳动力等因素的影响。付海峰(2002)^[7]从理论和实证两个方面证明了利率与失业率之间存在负相关关系的可能性。蔡昉和王美艳(2004)^[8]利用Probit和Multinomial Logit模型研究了我国劳动者就业、失业和退出劳动市场的相关因素。李实和邓曲恒(2004)^[9]根据劳动者特征及地区差异等因素,重新估计了我国的失业率结构。林秀梅和王磊(2007)^[10]研究了失业率与经济增长的非线性关系,明晰了经济增长对失业率的影响途径。赵永亮和徐勇(2006)^[11]证实结构转型是经济增长不足和失业率上升的Granger原因。徐晓莉等(2012)^[12]则基于误差修正模型证实我国失业补助的增加会导致失业率升高,而失业率升高又会引起失业补助水平提高,失业率与补助呈双向因果关系。此外,马忠东和王建平(2011)^[13]基于劳动力流动的角度探讨了我国失业率变化。陈利锋(2012)^[14]采用工资加成方式,将失业问题研究引入DSGE货币政策理论分析

框架中,探讨了技术、偏好、货币政策等各类冲击对我国失业持续性的影响。丁守海和蒋家亮(2013)^[15]利用1992—2012年宏观季度数据研究我国失业回滞现象,并为消除失业回滞提出了相关政策建议。

概括而言,国内外学者对失业问题进行了较为深入的研究,但仍存在许多不足之处。首先,多数研究仅通过计量模型或者理论探讨对失业问题进行分析,缺乏理论与实证相结合的研究方式,无法验证理论与实证结果的一致性。其次,对于我国失业问题的研究多基于单一层面,未能实现“劳动者—企业—政府”三者关联,忽略了我国劳动力市场的作用。

鉴于此,本文首次对匹配理论中各类因素对劳动力市场均衡的影响进行系统归纳和分析,并以匹配模型框架下劳动力市场中各经济变量之间的均衡关系及其政策影响为理论基础,运用ARDL模型及其修正模型,通过结合我国劳动力市场的实际情况,对市场压力、失业补助、薪资水平与失业率进行动态分析。此研究不仅为进一步研究各因素对我国失业率的长短期影响提供了重要的线索和路径,还为我国政府制定和实施有效控制失业率的政策提供坚实可信的理论基础。

二、匹配理论归纳分析

(一) 匹配函数及其性质

假设劳动力市场的匹配函数为Cobb-Douglas形式: $M_t = m(U_t, V_t) = mU_t^\beta V_t^{1-\beta}$, 其中 M_t 是 t 时期内达成的匹配个数, V_t 表示经济周期内企业公布的空缺岗位数量, U_t 表示周期内正在寻找工作的劳动者数量, m 表示匹配效率并且为正值常数。

匹配函数具有以下几个性质:

性质1: 当匹配过程是完美且有效率的, 那么 $m(U_t, V_t) = \min(U_t, V_t)$; 否则 $m(U_t, V_t) < \min(U_t, V_t)$ 。

性质2: $m(0, V_t) = m(U_t, 0) = 0$, 这表明只有在失业人口和空缺岗位同时存在的情况下, 才能产生新的就业人口。

性质3: $\frac{\partial M_t}{\partial V_t} > 0$, $\frac{\partial M_t}{\partial U_t} > 0$, 随着失业人口和空缺岗位数量的增加, 匹配个数也将增加。

性质4: $\frac{\partial^2 M_t}{\partial V_t^2} < 0$, $\frac{\partial^2 M_t}{\partial U_t^2} < 0$, 匹配函数是凹的。

性质5: $m(\partial U_t, \partial V_t) < \partial m(U_t, V_t)$, 规模收益不变(齐次函数1次)。

使用 $\theta = \frac{V}{U}$ 来刻画劳动力市场的压力。 θ 值越高, 表示市场中存在相对较多的空缺岗位和相对较少的失业人数, 致使劳动力市场较为松弛, 有利于劳动者就业; 反之 θ 值越低, 说明失业人数相对较多, 致使劳动力市场较紧绷, 有利于企业填补空缺岗位。

另外, 劳动力市场中存在以下两种概率:

$$\textcircled{1} \text{ 企业填补空缺岗位的概率: } f(\theta) = \frac{M(U, V)}{V} \\ = \frac{mU^\beta V^{1-\beta}}{V} = m\left(\frac{V}{U}\right)^{-\beta} = m\theta^{-\beta}$$

$$\textcircled{2} \text{ 失业者就业的概率: } h(\theta) = \frac{M(U, V)}{U} \\ = mU^{\beta-1} V^{1-\beta} = m\left(\frac{V}{U}\right)^{1-\beta} = m\theta^{1-\beta} = \theta f(\theta)$$

(二) 市场均衡

用 V_E 表示就业者的收益, V_U 表示待业者收益, δ 表示就业者的离岗率, ω 表示就业者薪资水平, γ 表示利率水平, 根据 Bellman 方程, 就业者的利润函数为:

$$V_E(t) = \frac{1}{1 + \gamma dt} [\omega(t) dt + \delta dt V_U(t + dt) + (1 - \delta dt) V_E(t + dt)]$$

$$\text{变换整理后得 } \gamma V_E(t) = \omega(t) - \delta [V_E(t + dt) - V_U(t + dt)] + \frac{V_E(t + dt) - V_E(t)}{dt} \cdot dt$$

$$\gamma V_E(t) = \omega(t) - \delta [V_E(t + dt) - V_U(t + dt)] + \dot{V}_E$$

$$\text{当市场处于稳态时, } \dot{V}_E = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{V_E(t + dt) - V_E(t)}{dt} = 0$$

由此, 就业者的跨期利润函数为:

$$\gamma V_E = \omega - \delta (V_E - V_U) \quad (1)$$

用 b 表示失业补助, 通过类似方法, 可得稳态时失业者跨期利润函数为:

$$\gamma V_U = b + h(\theta) (V_E - V_U) \quad (2)$$

假设 V_P 、 V_V 分别代表“空岗已填”和“空岗未填”的企业利润, c 为企业空职成本, 稳态时空岗已填的企业跨期利润函数为:

$$\gamma V_P = y - \omega - \delta (V_P - V_V) \quad (3)$$

稳态时空岗未填的企业跨期利润函数为:

$$\gamma V_V = -c + f(\theta) (V_P - V_V) \quad (4)$$

根据“自由进入”条件, 岗位未填满的企业将继续留在劳动力市场中, 直到企业跨期利润为 0, 可得:

$$V_P = \frac{c}{f(\theta)} \quad (5)$$

将式(5)代入到式(3)中, 可得:

$$V_P = \frac{y - \omega}{\gamma + \delta} = \frac{c}{f(\theta)} = \frac{c}{m\theta^{-\beta}} \quad (6)$$

通过纳什谈判原则, 对 $\max_{\omega} (V_P - V_V)^\beta (V_E - V_U)^{1-\beta}$ 进行最大化:

$$(1 - \beta) (V_P - V_V) \left(\frac{\partial V_E}{\partial \omega} - \frac{\partial V_U}{\partial \omega} \right) + \beta (V_E - V_U) \left(\frac{\partial V_P}{\partial \omega} - \frac{\partial V_V}{\partial \omega} \right) = 0 \quad (7)$$

$$\text{联立式(1)和式(2)得: } \frac{\partial V_E}{\partial \omega} = \frac{1}{\gamma + \delta}, \frac{\partial V_U}{\partial \omega} = 0;$$

$$\text{联立式(3)和式(4)得: } \frac{\partial V_P}{\partial \omega} = -\frac{1}{\gamma + \delta} \text{ 和 } \frac{\partial V_V}{\partial \omega} = 0。 \text{ 将}$$

上述所得代入到式(7)中:

$$(1 - \beta) (V_P - V_V) = \beta (V_E - V_U) \quad (8)$$

然后, 再将式(1)和式(2)结合, 得到:

$$V_E - V_U = \frac{\omega - b}{\gamma + \delta + h(\theta)} \quad (9)$$

由式(8)和式(9)得:

$$V_P - V_V = \frac{\beta}{1 - \beta} (V_E - V_U) = \left(\frac{\beta}{1 - \beta} \right) \left(\frac{\omega - b}{\gamma + \delta + h(\theta)} \right) \quad (10)$$

根据“自由进入”条件和式(5), 上式可写为:

$$\omega = \beta b + \gamma (1 - \beta) + c (1 - \beta) \theta \quad (11)$$

假设失业率为 u , 稳态时, 失业人群中流出和流入的数量应相等, 则 $h(\theta) u = \delta (1 - u)$ 。公式变换后可得:

$$u = \frac{\delta}{\theta^{1-\beta} m + \delta} \quad (12)$$

$$\text{对式(12)求导, 可得 } \frac{\partial u}{\partial V} = -\frac{\frac{\partial \lambda}{\partial V}}{\frac{\partial \lambda}{\partial u}} < 0, \frac{\partial u}{\partial \theta} = -\frac{\frac{\partial \lambda}{\partial \theta}}{\frac{\partial \lambda}{\partial u}}$$

< 0 。这表明随着劳动力市场上的空岗数量增多和市场压力的增大, 失业率会随之降低。将式(11)和式(6)联立得:

$$m [\beta (y - b + c\theta) - c\theta] = c (\gamma + \delta) \theta^\beta \quad (13)$$

通过求解上式得到劳动力市场压力均衡。假设式(13)左边为一条斜率为 $-mc(1 - \beta)$ 且截距为

$g(0) = m\beta(y - b) > 0$ 的直线 $g(\theta) = m[\beta(y - b + c\theta) - c\theta]$; 右边为曲线 $k(\theta) = c(\gamma + \delta)\theta^\beta$ 且 $k(0) = 0, k'(\theta) = c\beta(\gamma + \delta)\theta^{-(1-\beta)} > 0, k''(\theta) = -c\beta(1 - \beta)(\gamma + \delta)\theta^{-(2-\beta)} < 0$, 由图2可以清晰地看出仅存在单一均衡值。

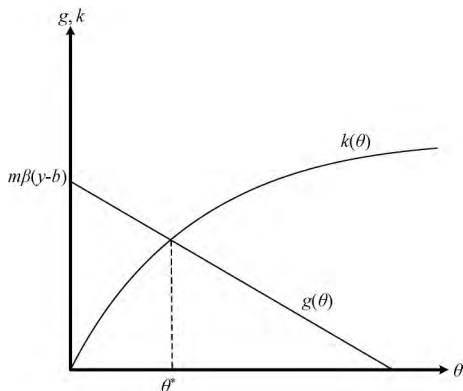


图2 劳动力市场压力均衡

将所得 θ^* 分别代入式(11)和式(12)中,可计算出失业率均衡 u^* 和薪资均衡 ω^* 。将式(13)变换为 $\psi = m[\beta(y - b + c\theta) - c\theta] - c(\gamma + \delta)\theta^\beta = 0$, 则:

$$\frac{\partial \theta^*}{\partial b} = - \frac{\frac{\partial \psi}{\partial b}}{\frac{\partial \psi}{\partial \theta}} = - \frac{m\beta}{m\beta c + mc + \beta c(\gamma + \delta)\theta^{-(1-\beta)}} < 0$$

可见,随着政府对失业补助水平的提高,将有越来越少的企业会有动机留在劳动力市场中,从而导致空岗越来越少,致使劳动力市场压力变小。同时,由 $\frac{\partial u^*}{\partial b} = \frac{\partial u^*}{\partial \theta^*} \times \frac{\partial \theta^*}{\partial b} > 0$ 可知,失业补助的提高也会降低劳动者求职的积极性,从而导致失业率升高。由于 $\frac{\partial \omega^*}{\partial b} = \beta + (1 - \beta) \frac{\partial \theta^*}{\partial b}$ 且 $\frac{\partial \theta^*}{\partial b} < 0$, 可知失业补助对劳动者薪资均衡的影响是模糊的。一方面,随着失业补助增加,失业者有动机继续保持失业,存在空岗的企业不得不依靠提高薪资待遇吸引劳动者来填充空岗,此“直接效应”为正;另一方面,失业补助的提高会使企业有激励离开劳动力市场,导致市场压力减小,失业者获得工作的几率变小,从而不得不通过降低其薪资待遇来获得职位,此“间接影响”为负。

(三) 各因素对劳动力市场的影响

为便于研究各因素对市场压力、失业率、薪资水平等造成的影响,本文通过静态比较分析得到表1。

表1 各因素对劳动力市场均衡的影响

| 因素 \ 均衡 | θ 市场压力 | u 失业率 | V 空缺岗位 | ω 薪资水平 |
|--------------|---------------|---------|----------|---------------|
| δ 离岗率 | 负 | 正 | 正 | 负 |
| b 失业补贴 | 负 | 正 | 负 | 正 |
| y 生产力 | 正 | 负 | 正 | 正 |
| m 匹配效率 | 正 | 负 | 负 | 正 |

当离岗率升高时,由于就业所需的平均周期缩短,使得企业已填岗位的跨期利润减少,因此企业倾向于减少空岗数量。然而,由于在每一时期内,岗位变空的数量总是多于岗位减少的数量,因此,净空职数量会增加。每一时期都有劳动者失去工作,于此同时,失业者再就业的周期也增加了^①,这就导致了失业率的增高。失业率增高会使企业有动机降低劳动者薪资水平,从而减弱了失业者求职的动力。

研究由政府失业补助变化所引发的劳动力市场变化尤为重要,因为失业补助的发放涉及到国家制度和政策。当失业补助增加时,失业者的收益相对于在职者而言是增加的,这样就减弱了失业者求职的动力和积极性,致使劳动力市场中的失业人数增多、失业率增高。失业补助对薪资水平的总体影响为正,它是前文提到的正的“直接效应”和负的“间接效应”相互作用后的净效应。此外,失业补助的提高,还会给企业带来负的外部性(求职者积极性下降和薪资水平提高),导致市场中空岗数量的减少。

生产力的提高增加了企业已填岗位的跨期利润,从而加大了企业对劳动力的需求,使企业有动机开设更多职位,从而降低了失业率。由生产力提高带来的利润增加在企业 and 劳动者间得以分配,从而提高了劳动者的薪资水平。

匹配效率对劳动力市场均衡的影响主要是通过参数 m 的变动来体现。该参数也可视为测量匹配难易程度的一种指标,可用于衡量空岗和失业者间距离是否过远、岗位招聘要求和应聘者实际情况是否差距过大^②等。匹配效率的降低,无疑会提高失业率和增加劳动力市场的压力,并且还会降低劳动

① 这里的失业周期增加是由于空职数量增多引起的,劳动力市场压力变小使得失业者找到工作的概率减小,从而加长了失业周期。

② 例如在 Layard、Nickell 和 Jackman(1991)中,他们就建立了此种指标。

者薪资水平。此外,匹配效率降低可视为一种负外部性。对于劳动者来说,它相当于减弱了失业者求职的积极性;对企业而言,相当于减少了开设岗位的数量。然而,由于匹配效率的降低能延长失业跨度,使得单位时间内的空岗数量不降反增,因此,匹配效率对空岗数量的影响是不确定的。

三、计量分析方法

(一) 变量选择

为描述匹配方程中各变量间的静态结构性关系,进一步了解就业人数(E)、空岗数量(V)、薪资水平(ω)、利率(γ)及失业补助(b)与失业率(u)之间的长期和短期关系,本文引进 Pesaran 和 Shin (1999) 与 Pesaran 等(2001)提出的 ARDL-UECM 模型。首先采用 ARDL 模型来研究动态结构下失业率的长期均衡,然后基于 ARDL 模型建立无约束的误差修正 UECM 模型,使用 ARDL-UECM 模型来分析各影响因素与失业率之间的短期动态关系。

实证部分选取就业人数、空岗数量、收入、利率及失业补贴 5 个变量及其滞后项和失业率滞后项作为解释变量,而未直接选取理论部分涉及的离职率和生产力的原因在于:根据定义,公司的离职率=离职人数/在册员工数,对于整个社会而言,离职率可定义为离职人数/就业人数,而离职人数与空岗数量应当高度相关,由于离职人数没有相应的统计数据,离职率可以由空岗数量和就业人数代表;生产力虽然无法具体衡量,但根据效率工资理论,工资越高,工人积极工作的激励越大,劳动生产率越高,因此,工资收入可以在很大程度上解释劳动生产力。

(二) 长期均衡方程

根据 ARDL 模型,可将静态效应基准方程写成下面形式:

$$\ln u_t = s + \sum_{i=1}^p \sigma_i \ln u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} \ln E_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i} \ln V_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varphi_{3i} \ln \omega_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \varphi_{4i} \ln \gamma_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \varphi_{5i} \ln b_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

由式(14)可以得到各变量与失业率之间的长期均衡,如下:

$$\ln u_t = (\hat{s} + \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} \ln E_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i} \ln V_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varphi_{3i} \ln \omega_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \varphi_{4i} \ln \gamma_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \varphi_{5i} \ln b_{t-i}) / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\sigma}_i) \quad (15)$$

根据式(15)可得到各因素对失业率长期弹性系数,具体公式如下:

$$\hat{\varphi}_{kLong} = \sum_{i=0}^{q_k} \hat{\varphi}_{ki} / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\sigma}_i) \quad (16)$$

式(16)中 $\hat{\varphi}_{kLong}$ ($k = 1, 2, 3, 4, 5$) 分别为就业人数、空岗数量、薪资水平、利率和失业补助对失业率长期弹性系数。当 $\hat{\varphi}_{kLong} > 0$ 时,说明 k 因素对失业率的长期影响存在促进作用,反之则说明存在抑制作用。

(三) 各因素与失业率的误差修正模型

为研究各因素对失业率影响的长短期差异,需在式(14)的基础上引进误差修正项,即建立 ARDL-UECM 模型,其结构如下

$$\begin{aligned} \Delta \ln u_t = & s + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta \ln u_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} \Delta \ln E_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i} \Delta \ln V_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varphi_{3i} \Delta \ln \omega_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_4} \varphi_{4i} \Delta \ln \gamma_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^{q_5} \varphi_{5i} \Delta \ln b_{t-i} + \rho_0 \ln u_{t-1} + \rho_1 \ln u_{t-1} + \rho_2 \ln V_{t-1} \\ & + \rho_3 \ln \omega_{t-1} + \rho_4 \ln \gamma_{t-1} + \rho_5 \ln b_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

式(17)中 Δ 表示一阶差分。研究各因素对失业率的长短期差异性特征,首先需要采用边限检验方法对各因素与失业率的协整关系进行检验,如果存在协整关系,就可以进一步分析各因素对失业率的长短期差异性特征。边限检验是通过式(17)一阶滞后变量系数的 Wald 联合检验(包含 F 统计量与 χ^2 统计量)来实现的,检验的原假设是变量间不存在协整关系,其原假设如下:

$$H_0: \rho_i = 0 (i = 0, 1, 2, 3, 4, 5)$$

$$H_1: \rho_i (i = 0, 1, 2, 3, 4, 5) \text{ 不全为 } 0$$

当水平变量之间存在协整关系时,观察水平值滞后一期的系数也可以判断该变量对应的因素在长期中对失业率是产生促进还是抑制效应,当 $\rho_i > 0$ 时,说明各因素在长期中分别对失业率有促进作用,反之则存在抑制作用;另外系数 ρ_i 符号应和长期弹性系数 $\hat{\varphi}_{kLong}$ 符号保持一致;观察各因素差分项及对应滞后期值,可以进一步研究它们对失业率短期弹性系数,记为 $\hat{\varphi}_{kShort}$ ($k = 1, 2, 3, 4, 5$) 公式如下:

$$\hat{\varphi}_{kShort} = \sum_{i=0}^{q_k} \hat{\varphi}_{ki} / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\sigma}_i) \quad (18)$$

当式(18)中 $\hat{\varphi}_{kShort} > 0$ 时,说明对应的影响因素对失业率有短期促进作用;反之,则存在抑制作用。

四、实证分析

(一) 数据来源及变量描述

本文样本区间为第 1 季度至 2014 年第 4 季度 (2004Q1 至 2014Q4), 所用宏观变量来源于《CCER 经济金融数据库》和国家统计局官方网站, 根据《全球贸易与经济数据库》^①得到空岗数量, 并从《中经网宏观经济数据库》整理得到城镇单位就业人数、城镇单位从业人员平均工资收入, 以银行同业拆借利率的季度平均作为市场利率的代理变量, 通过《中国民政统计年鉴》获取城镇居民最低生活保障线标准, 并将其作为失业补助金标准。使用上述变量及其滞后项和失业率滞后项作为解释变量, 以失业率作为被解释变量建立 ARDL 模型。

给出了我国劳动力市场相关变量的描述统计量。由于受金融危机影响, 我国失业率由 2008 年第 3 季度的 4.0% 上升到 2009 年第 1 季度的 4.3%, 但金融危机对我国失业率的影响仅持续了 3 个季度, 至 2009 年第 4 季度失业率回落到 4.2% 水平后一直保持稳步下降态势。

表 2 失业状况描述统计表

| 变量 | E 就业人数 (亿) | ω 平均工资 (千元) | u 失业率 (%) | γ 利率 (%) | V 空职数量 (百万) | b 失业补助 (百元) |
|---------|--------------------|--------------------------|-------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
| 均值 | 1.3114 | 8.3498 | 4.1357 | 2.8413 | 4.8409 | 8.3498 |
| 中值 | 1.2196 | 8.1275 | 4.1000 | 2.7463 | 4.9034 | 8.1275 |
| 最大值 | 1.8173 | 15.741 | 4.3000 | 4.7565 | 6.6825 | 15.741 |
| 最小值 | 1.0825 | 3.5300 | 4.0000 | 1.0106 | 3.0375 | 3.5300 |
| 标准差 | 0.2177 | 3.3512 | 0.0913 | 1.0083 | 1.0028 | 3.3512 |
| 偏度 | 1.1332 | 0.2831 | 0.3860 | 0.0870 | 0.0162 | 0.2831 |
| 峰度 | 3.1800 | 2.0285 | 2.3027 | 2.0341 | 1.9326 | 2.0285 |
| J-B 检验值 | 9.4766 | 2.3180 | 1.9841 | 1.7660 | 2.0909 | 2.3180 |
| 显著性 | 0.0088 | 0.3138 | 0.3708 | 0.4135 | 0.3515 | 0.3138 |
| 离差和 | 2.0375 | 482.91 | 0.3583 | 43.718 | 43.242 | 482.91 |
| 观测量 | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 |

(二) 数据处理及平稳性检验

上述解释变量与被解释变量 (失业率) 序列数据的平稳性是进行实证分析的前提, 如果直接用 OLS 对变量之间进行回归分析, 可能出现“伪回归”现象而造成错误的结论, 因此应先进行单位根检验。对就业人数、空岗数量、薪资水平、利率、失业补助与失业率的水平值及其一阶差分分别进行 ADF 检验, 结果见表 3。由表 3 的 P 值列可知所有变量水平序列都接受原假设, 是不平稳的。而对不平稳变量序列的一阶差分进行 ADF 检验, 发现其一阶差分值均

拒绝原假设, 是平稳的, 即空岗数量、就业人数、薪资、利率、失业补助与失业率的时间序列数据满足一阶单整, 即 $I(1)$ 过程。单位根检验结果表明所有序列水平值的检验都未拒绝原假设, 而一阶差分值都拒绝了原假设, 这说明本文研究的时间序列均是一阶平稳的, 可以采用该样本数据进行实证研究。

表 3 各变量水平值及其一阶差分的 ADF 检验结果

| 变量 | 检验类型 | P 值 | 结论 |
|-----------------|-------------------|-----------|-----|
| u | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.1605 | 非平稳 |
| Δu | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.000*** | 平稳 |
| E | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.9998 | 非平稳 |
| ΔE | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.000*** | 平稳 |
| V | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.5153*** | 非平稳 |
| ΔV | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.0202** | 平稳 |
| ω | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.8653 | 非平稳 |
| $\Delta \omega$ | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.000*** | 平稳 |
| γ | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.4132 | 非平稳 |
| $\Delta \gamma$ | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.000*** | 平稳 |
| b | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.9833 | 非平稳 |
| Δb | 检验方程中含截距项 不包含时间趋势 | 0.000*** | 平稳 |

注: ***表示在 1% 的显著性水平拒绝有单位根的原假设, **表示在 5% 的显著性水平拒绝有单位根的原假设。

(三) 长期均衡及误差修正估计结果及分析

在估计各影响因素与失业率之间的长期均衡及短期动态时, 首先要确定各解释变量的滞后阶数。检验过程中, 以 SIC 准则为标准时, 得到最优滞后阶数模型为 $ARDL(3, 1, 1, 3, 1, 3)$; 以 AIC 准则为标准时, 最优模型为 $ARDL(3, 1, 1, 3, 3, 3)$ 。结合经济理论并考虑模型的简洁性, 本文最终选择 $ARDL(3, 1, 1, 3, 1, 3)$ 模型, 其估计结果如表 4 所示。

表 4 显示模型拟合效果较好, 基本满足各因素与失业率长短期关系的进一步分析。通过 ARDL 模型, 可以计算在长期均衡方程中, 就业人数、空岗数量、薪资、利率及失业补助对失业率的长期弹性系数 $\hat{\varphi}_{kLong}$ ($k = 1, 2, 3, 4, 5$), 见表 5。

由表 5 长期弹性系数计算结果可知, 就业人数、薪资水平及利率对失业率长期弹性系数为负, 对失业率存在抑制作用, 即我国就业人口的增多、劳动者薪资水平的提高和利率上升都能降低我国的失业

① 《全球贸易与经济数据库》(<http://www.tradingeconomics.com/>) 是以监控和预测全球经济与贸易状况为目的而建立的数据库, 包含了全球五大洲 193 个国家和地区的主要经济和商业状态指标, 数据来源于各国官方公布的数据和一些主要国家经济机构的调查数据, 数据可信度较高, 数据覆盖面较广, 时间序列完整, 数据质量较好。

表 4 失业率 ARDL 模型估计结果

| 变量 | 系数 | 标准误 | t 统计量 | 显著性 |
|-----------|---------|----------------|---------|---------|
| UNER(-1) | 0.5216 | 0.3052 | 1.7090 | 0.1015 |
| UNER(-2) | -0.2312 | 0.3136 | -0.7374 | 0.4687 |
| UNER(-3) | 0.0196 | 0.2247 | 0.0873 | 0.9312 |
| EMPL | -0.3951 | 0.2607 | -1.5155 | 0.1439 |
| EMPL(-1) | 0.0731 | 0.2773 | 0.2634 | 0.7947 |
| INSU | -0.0156 | 0.0209 | -0.7462 | 0.4634 |
| INSU(-1) | 0.0407 | 0.0211 | 1.9235 | 0.0675 |
| JOBV | 0.0037 | 0.0218 | 0.1707 | 0.8660 |
| JOBV(-1) | -0.0674 | 0.0222 | -3.0385 | 0.0060 |
| JOBV(-2) | -0.0154 | 0.0271 | -0.5699 | 0.5745 |
| JOBV(-3) | 0.0005 | 0.0219 | 0.0221 | 0.9826 |
| RATE | -0.0498 | 0.0199 | -2.5031 | 0.0202 |
| RATE(-1) | -0.0120 | 0.0206 | -0.5811 | 0.5671 |
| WAGE | 0.0341 | 0.0108 | 3.1638 | 0.0045 |
| WAGE(-1) | -0.0057 | 0.0133 | -0.4278 | 0.6730 |
| WAGE(-2) | -0.0005 | 0.0126 | -0.0361 | 0.9716 |
| WAGE(-3) | -0.0051 | 0.0107 | -0.4779 | 0.6374 |
| C(1) | 3.3882 | 1.0407 | 3.2556 | 0.0036 |
| R 平方 | 0.8832 | 因变量均值 4.1270 | | -3.3191 |
| 修正 R 平方 | 0.7930 | 因变量标准差 0.0870 | | |
| 回归标准差 | 0.0396 | 赤池信息(AIC) 准则 | | |
| 残差平方和 | 0.0345 | 施瓦茨信息(SIC) 准则 | | |
| 对数似然函数值 | 84.383 | HQ 信息(HIC) 准则 | | |
| D-W 检验值 | 2.0277 | | | -3.0443 |

注: uner 为失业率 , empl 为就业人数 , insu 为失业补助 , jobv 为空岗数量 , rate 为市场利率 , wage 为平均薪资

表 5 各因素影响我国失业率的长期弹性系数

| $\hat{\varphi}_{kLong}$ (长期弹性) | $k = 1$ | $k = 2$ | $k = 3$ | $k = 4$ | $k = 5$ |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| $\sum_{i=0}^{q_k} \hat{\varphi}_{ki} / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\sigma}_i)$ | -0.8259 | 0.0850 | -0.1408 | -0.1042 | 0.0714 |

率,且前者作用较强,而后两者作用效果相对较弱。空岗数量和失业补助对失业率的长期弹性系数为正,说明它们对失业率存在促进作用,即空岗数量和失业补助的增加会引起我国失业率的升高。

为比较各因素对失业率的长短期影响的差异,需要在反映长期关系的 ARDL 模型的基础上引进误差修正项,即建立 ARDL-UECM 模型来反映各因素对失业率的短期影响,然后再比较长短期弹性的差异,ARDL-UECM 模型的估计结果见表 6。

根据表 6 的 ARDL-UECM 方程估计结果可知,各影响因素滞后一期变量系数符号与其对应的长期弹性系数符号基本保持一致,说明误差修正模型与长期均衡模型估计的各因素与失业率之间关系具有一致性。利用误差修正方程,可以计算就业人数、空岗数量、薪资、利率及失业补助对失业率的短期弹性系数 $\hat{\varphi}_{kShort}$ ($k = 1, 2, 3, 4, 5$),见表 7。

表 6 失业率 ARDL-UECM 模型估计结果

| 变量 | 系数 | 标准误 | t 统计量 | 显著性 |
|------------------|---------|----------------|---------|---------|
| D(UNER(-1) ,1) | 0.1000 | 0.1700 | 0.5885 | 0.5656 |
| D(UNER(-2) ,1) | -0.0902 | 0.1598 | -0.5645 | 0.5813 |
| D(UNER(-3) ,1) | 0.6385 | 0.1533 | 4.1659 | 0.0010 |
| D(EMPL ,1) | -0.7881 | 0.2491 | -3.1637 | 0.0069 |
| D(EMPL(-1) ,1) | -0.0017 | 0.2129 | -0.0079 | 0.9938 |
| D(INSU ,1) | 0.0089 | 0.0229 | 0.3874 | 0.7043 |
| D(INSU(-1) ,1) | -0.0281 | 0.0160 | -1.7596 | 0.1003 |
| D(JOBV ,1) | -0.0237 | 0.0195 | -1.2187 | 0.2431 |
| D(JOBV(-1) ,1) | -0.0259 | 0.0320 | -0.8091 | 0.4320 |
| D(JOBV(-2) ,1) | -0.0318 | 0.0221 | -1.4409 | 0.1716 |
| D(JOBV(-3) ,1) | -0.0198 | 0.0217 | -0.9144 | 0.3760 |
| D(RATE ,1) | -0.0372 | 0.0147 | -2.5240 | 0.0243 |
| D(RATE(-1) ,1) | -0.0542 | 0.0181 | -3.0020 | 0.0095 |
| D(WAGE ,1) | -0.0785 | 0.0445 | -1.7628 | 0.0997 |
| D(WAGE(-1) ,1) | -0.1073 | 0.0498 | -2.1572 | 0.0489 |
| D(WAGE(-2) ,1) | -0.0938 | 0.0501 | -1.8704 | 0.0825 |
| D(WAGE(-3) ,1) | -0.1127 | 0.0513 | -2.1967 | 0.0454 |
| UNER(-1) | -0.7870 | 0.1943 | -4.0504 | 0.0012 |
| EMPL(-1) | -0.3572 | 0.1924 | -1.8571 | 0.0845 |
| INSU(-1) | 0.0375 | 0.0163 | 2.2961 | 0.0376 |
| JOBV(-1) | -0.0359 | 0.0455 | -0.7877 | 0.4440 |
| RATE(-1) | -0.0246 | 0.0250 | -0.9873 | 0.3403 |
| WAGE(-1) | 0.0012 | 0.0208 | 0.0589 | 0.9539 |
| C(2) | 3.7110 | 1.0054 | 3.6911 | 0.0024 |
| R 平方 | 0.9208 | 因变量均值 | | -0.0032 |
| 修正 R 平方 | 0.7907 | 因变量标准差 | | 0.0528 |
| 回归标准差 | 0.0241 | 赤池信息(AIC) 准则 | | -4.3452 |
| 残差平方和 | 0.0082 | 施瓦茨信息(SIC) 准则 | | -3.3109 |
| 对数似然函数值 | 106.56 | HQ 信息(HIC) 准则 | | -3.9772 |
| D-W 检验值 | 0.0241 | | | |

表 7 各因素影响我国失业率的短期弹性系数

| $\hat{\varphi}_{kShort}$ (短期弹性) | $k = 1$ | $k = 2$ | $k = 3$ | $k = 4$ | $k = 5$ |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| $\sum_{i=0}^{q_k} \hat{\varphi}_{ki} / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\sigma}_i)$ | -2.1802 | -0.0778 | -0.0880 | -0.2529 | -1.0854 |

对比表 5 和表 7,可知各因素对失业率的长短期弹性的差异。失业补助和空岗数的长期弹性为正,而短期弹性却为负,这表明长期来说失业补助和空岗数的增加会导致失业率上升,但短期来说却可以抑制失业率上升。就业人数、薪资和利率对失业率的长期弹性为负,短期弹性仍为负,这说明就业人数的增加、利率的上升、薪资的提高无论在长期还是短期都能够增大劳动力市场的压力,使 Beveridge 曲线向左移动并同时降低我国失业率。

五、结论与建议

本文首先从经济理论出发,研究了在匹配模型框架下我国劳动力市场中各经济变量之间的均衡关系及对失业率的影响,随后运用 ARDL-UECM 模型

分析了在长短期中就业人数、空岗数量、劳动者薪资水平、市场利率和政府失业补助对我国失业率的影响差异,并对影响差异形成机制进行了探索,得到以下结论:无论从长期还是短期来看,就业人数、薪资和利率这三个因素对我国失业率的弹性系数总为负,说明其对失业率总是存在减弱作用。失业补助和空岗数对失业率的弹性系数长期为正而短期为负,说明这两个因素对失业率短期来说存在抑制作用,而长期来说存在促进作用。

通过研究和分析,本文提出以下政策建议。第一,增加就业和降低失业率的根本途径是提高生产力。生产力的提高虽然不会直接增加就业(短期内还会增加失业),但从长期来看,能创造和积累更多的财富,不仅为扩大就业提供物质条件,还能提高劳动者对失业的承受力。第二,适当推迟劳动者就业年龄和压缩劳动者工作时间。前者可通过增加工作前的学习和培训时间来推迟就业年龄,减少每个人一生中在岗劳动的时间;后者则可通过降低《劳动法》中工时制度的上限来压缩在岗劳动的时间。这两种途径实质上都是增加单位时间内就业的人数。第三,健全劳动力市场。劳动力市场本身无法增加就业,但可为劳动供求双方提供信息和接触的机会,从而缩短劳动者滞留在市场中的时间。第四,完善失业者培训和再就业机制,对那些文化低、知识少、能力差的劳动者进行再培训,使其尽快提高再就业能力。最后,应减少对我国劳动力市场的直接行政干预,增强失业补助金等市场化手段的作用。

参考文献

- [1] Andolfatto D. Business cycles and labor-market search [J]. American Economic Review, 1996: 112 - 132.
- [2] Pissarides C. Equilibrium Unemployment Theory [M]. MIT Press, 2000.
- [3] Gertler M, Sala L, Trigari A. An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2008(8): 1713 - 1764.
- [4] Blanchard O, Gali J. Labor markets and monetary policy: A new Keynesian model with unemployment [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010(2): 1 - 30.
- [5] Cacciatore M, Duval R, Fiori G. Short-term gain or pain? A DSGE model-based analysis of the short-term effects of structural reforms in labor and product markets [C]. OECD Economics Department Working Papers 2012, No. 948. OECD Publishing.
- [6] 钱小英. 我国失业率的特征及其影响因素分析 [J]. 经济研究, 1998(10): 29 - 37.
- [7] 付海峰. 利率与失业率相互关系的理论分析与经验研究 [J]. 世界经济, 2002(2): 27 - 33.
- [8] 蔡昉, 王美艳. 中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义 [J]. 中国社会科学, 2004(4): 68 - 79.
- [9] 李实, 邓曲恒. 中国城镇失业率的重新估计 [J]. 经济动态, 2004(4): 44 - 47.
- [10] 林秀梅, 王磊. 我国经济增长与失业的非线性关系研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007(6): 47 - 55.
- [11] 赵永亮, 徐勇. 劳动力的结构转型与长期失业率——对高增长率与高失业率的反思 [J]. 工业技术经济, 2006(2): 57 - 60.
- [12] 徐晓莉, 张玲, 马晓琴. 我国失业保险支出与城镇失业率关系研究——基于误差修正模型的分析 [J]. 人口与经济, 2012(2): 49 - 53.
- [13] 马忠东, 王建平. 劳动力流动对城镇失业的影响研究 [J]. 中国人口科学, 2011(3): 2 - 15.
- [14] 陈利锋. 新凯恩斯主义视域下中国失业的持续性——理论研究与数值模拟分析 [J]. 财经研究, 2012(12): 95 - 107.
- [15] 丁守海, 蒋家亮. 中国存在失业回滞现象吗? [J]. 管理世界, 2013(1): 56 - 66.

作者简介

赵凯,男,33岁,山东青岛人,2012年毕业于法国曼恩大学经济管理学院,获经济学博士学位,现为华侨大学统计学院讲师。研究方向为计量经济学理论及其应用。

高友笙,男,36岁,台湾人,2011年毕业于台湾淡江大学财务金融研究所,获经济学博士学位,现为华侨大学统计学院讲师。研究方向为数理经济学模型及应用。

黄志国,男,27岁,安徽阜阳人,2012年毕业于东华理工大学理学院,获理学学士学位,现为华侨大学统计学院在读硕士研究生。研究方向为宏观经济统计分析。

(责任编辑:程 晔)