
中国的自然失业率水平及其含义

都阳 陆旻*

内容提要 “菲利普斯曲线”理论认为,通货膨胀与周期性失业之间存在短期的替代关系。在长期条件下,失业率将返回其“自然水平”,进而“自然失业率”成为了将失业与通货膨胀联系在一起的重要变量。本文采用卡尔曼滤波方法,在不变“自然失业率”和非线性置信区间估计的基础上,对中国时变自然失业率进行了测算,发现其呈现出先上升后下降的趋势。其峰值出现在 2003 年,约为 5.42%,此后逐步降低,2009 年回落到 4.13%。劳动力市场的结构性变化和劳动力供求关系的变化是影响自然失业率水平最重要的因素。此外,检验结果表明,虽然中国在 20 世纪 90 年代呈现出典型的“菲利普斯曲线”特征,但是自 2000 年以来,中国的周期性失业与通货膨胀之间的关系变得十分复杂。特别是 2007~2008 年,中国周期性失业上升的同时伴随着通货膨胀现象。

关键词 自然失业率 菲利普斯曲线 卡尔曼滤波 劳动力市场

一 引言

自然失业率给我们提供了理解劳动力市场的独特视角。自然失业率的存在告诉我们,治理失业的政策措施需要根据失业的性质不同而有所区别,这对于中国这样处于转型中的发展中国家尤其重要(蔡昉等, 2004)。周期性的经济波动、经济结构调整

* 都阳、陆旻:中国社会科学院人口与劳动经济研究所 北京市建国门内大街 5 号 100732 电子信箱:duyang@cass.org.cn(都阳); lusanmao2002@yahoo.com.cn(陆旻)。

作者感谢中国金融 40 人论坛月度圆桌学术会议“核心通货膨胀与自然失业率”的与会者对本文给予的评价和建议。

和劳动力市场摩擦都可能导致失业。治理周期性失业需要通过短期的宏观管理措施,而后者需要通过完善劳动力市场上的微观治理结构来解决。从失业治理政策的制定、执行的主体看,治理周期性失业,需要宏观经济管理部门的参与,而自然失业率水平和变化趋势,则更多地是由微观劳动力市场特征决定。这就需要我们了解中国自然失业率的真实水平。此外,考察中国的自然失业率另外一个重要性是,在中国劳动力市场不断发生体制变化和结构转换的情况下,自然失业率的变化是理解中国劳动力市场变化特征的一个重要维度。

在自然失业率概念被提出之初,学者主要关注的是自然失业率的真实水平。后来,自然失业率的变化以及引起自然失业率变化的因素,逐渐受到人们的重视 (Braun, 1990 Gordon, 1997, Apergis, 2005)。自然失业率随时间发生变化的现象在发展中国家或经济转型国家更为普遍,因为它们往往面临着更加剧烈的经济结构调整以及更为明显的体制转轨,并由此直接引发自然失业率的上升。

对自然失业率的测算,使我们有可能对实际观察到的失业率进行分解,从而了解失业率缺口,即周期性失业的水平。鉴于短期的周期性失业和价格水平之间可能存在着菲利普斯曲线所描述的此消彼长的关系,在对通货膨胀进行宏观调控决策时,就不可避免地考虑所可能付出的就业代价。但是,由于周期性失业并不像价格水平那样是一个可以直接观测的指标,因此,治理通货膨胀所要付出的就业代价就容易被忽视。从这一点看,对自然失业率的测算对于短期的宏观经济管理具有重要的政策含义。

本文的整体安排如下:第二部分回顾相关文献。第三部分主要对中国自然失业率进行估计。我们分别假定通货膨胀预期具有两种不同的设定形式: $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ 和 $\pi_t^e \neq \pi_{t-1}$, 并根据不同的供给冲击变量对中国自然失业率水平进行了各种模型形式的估计,最终得到中国 1987~2009年的不变自然失业率和时变自然失业率水平以及相应的置信区间。在此基础上我们又对中国自然失业率的形成原因和变化趋势进行相应解释,并预测了中国未来的自然失业率变化特征,同时,我们对 1990~1999年和 2000~2009年中国的菲利普斯曲线进行了统计描述,并给出了相关的政策建议。第四部分是本文的主要结论。

二 文献综述

1958年菲利普斯对英国的失业与货币工资之间的历史数据进行了分析,最终发现两者之间呈现反向的替代关系 (Phillips, 1958)。Samuelson和 Solow (1960)将这种世界经济* 2011年第4期 • 4 •

特殊的关系命名为“菲利普斯曲线”。此后,关于失业率对通货膨胀率的影响问题逐渐成为主流宏观经济学的研究论题之一。然而,从20世纪60年代末开始,“菲利普斯曲线”是否存在受到质疑。弗里德曼(Friedman, 1968)和菲尔普斯(Phelps, 1968)认为:通货膨胀与失业之间的权衡关系(trade-off)仅在短期内发挥作用,而长期失业率将返回其“自然水平”(natural level),进而提出了“自然失业率”(natural rate of unemployment)理论。由于自然失业率将不会引起通货膨胀的变化,因此自然失业率也被称为“不加速通货膨胀的失业率”(non-accelerating inflation rate of unemployment, NAIRU)。

Rogerson(1997)列出了主流文献对自然失业率不少于9种的定义,其中包括Friedman(1968)对自然失业率给出的一个著名解释:“自然失业率是这样一种失业水平:它可以由瓦尔拉斯一般均衡方程计算得出;假设一般均衡方程中包括劳动力市场和商品市场的真实结构特征;并且包括不完全的劳动力市场和商品市场、供给和需求随机变化、就业搜寻成本和工作转换成本等”。这一表述显然十分复杂,“也许这是弗里德曼写过的最长的句子”(Blanchard and Katz, 1997)。这个定义有三个核心内容(Grant, 2002):第一,自然失业率是均衡失业率。第二,自然失业率水平完全由制度特征决定,特别是人口特征和制度决定。其中暗含的意思是,即使一个经济体中的生产能力得到充分利用,失业也将存在,这是因为就业搜寻(摩擦性失业)以及就业匹配(结构性失业)存在时滞。^①因此自然失业率是一个正常运行中的经济体所不能避免的失业问题。第三,由于经济体固有的人口特征和制度特征会发生变化,因此自然失业率将随时间推移发生缓慢变化。此外,由于宏观经济处于周期波动中,经济衰退常常伴随着周期性失业;而经济相对高涨时,总需求增加,周期性失业得以缓解甚至出现真实失业率低于自然失业率的现象。^②因此,真实失业率由两部分组成:自然失业率和周期性失业率。对自然失业率的准确估计是进行宏观经济调控的基础:即真实失业率低于自然失业率将引起通货膨胀;相反将出现通货紧缩。

^① 首先,当劳动者从一种生产活动转移到另一种生产活动时,通常会出现一个时间和空间的滞后,由此而产生摩擦性失业。这种失业形式并不意味着工作岗位的缺乏,只是需要时间和信息把劳动者和岗位连接起来。其次,当技术进步或产业结构变动造成一部分劳动者的技能无法适应新的岗位要求时,便产生结构性失业。这种失业并不意味着岗位总数少于劳动者总数,只是后者的技能不能适应新的就业岗位的要求。由于劳动者永远是处于动态中的,而且经济发展本来就包含了不断的技术进步和产业结构调整,一个正常的经济体将不可能消除摩擦性失业和结构性失业,所以这两种失业合并起来被称为自然失业。

^② 这种周期性失业问题通常需要依赖菲利普斯曲线进行分析。

自然失业率理论自提出以来受到了一些学者的严厉批判。^①然而,大量的经济学家仍然将“菲利普斯曲线”作为主要的政策分析工具。同时,虽然我们不能从经济现实中直接观察自然失业率(需要通过经验分析估计自然失业率水平),但正如之前提到的那样,将自然失业率与其他经济指标结合在一起分析,将成为分析宏观经济的一个有效工具。此外,一个经济体中总失业由自然失业和周期性失业构成的相对比例,决定着宏观政策取舍的主要方向。因此,自然失业率已经逐渐成为很多国家制定宏观经济政策的一项重要参考指标。过去的40多年中,大量的文献都试图估计自然失业率或对其决定因素进行理论解释。

估计自然失业率的方法有3类(Tumer et al, 2001),分别是结构方法、统计方法和简化式方法。^②常用的方法是:对“菲利普斯曲线”进行简化式估计。然而,由于上世纪70年代石油危机的冲击,大量针对“菲利普斯曲线”的经验研究出现了“估计失败”问题。但正因如此,“菲利普斯曲线”也得到了以下两个方面的扩展:

(1)带有预期的“菲利普斯曲线”;(2)在分析中考虑供给冲击的影响(如进口商品价格、原油价格等)。目前估计自然失业率的最常用方法是:对附加预期的“菲利普斯曲线”进行简化式估计。这种方法需要以“菲利普斯曲线”的关系式来识别自然失业率,还需要对自然失业率的时间路径做出假设。其中最简单的方法是:假定自然失业率为常量,即自然失业率不随时间发生改变。然而,在20世纪70年代,很多学者开始认识到自然失业率是随机可变的。例如,当时欧盟失业率最高的国家有比利时、西班牙、希腊、法国、意大利和爱尔兰,而这些持续上升的高失业率是由不断上升的自然失业率引起的(Apergis, 2005)。受到当时计量方法的限制,研究者还不能从经验分析的角度对时变自然失业率进行检验。

最先估计“时变”(time-varying)自然失业率的是Elneskov(1993)。此后,随着卡尔曼滤波(Kalman filter)在时间序列计量经济学上的迅速发展和应用,越来越多的文献倾向于采用卡尔曼滤波方法对时变自然失业率进行估计。^③此后,相关研究开始放松了自然失业率不变的假设。例如,Apergis(2005)对1983~2000年希腊的自然失业率进行了估计,结果显示希腊的自然失业率从1983年5.0%上升到2000年的7.2%。Braun(1990)对美国自然失业率进行估计,发现美国自然失业率从1953年3月的5.3%上升到1979年4月的7.4%,随后又开始稳定下降,到1988年1月,美国的自

① 参见 Gordon(1988)、Galbraith(1997)、Stanley(2005)。

② 详细介绍见曾湘泉和于泳(2006)。

③ 参见 Gordon(1997)、Melihovs和Zasova(2009)。

然失业率回落到 6.4%。Gordon(1997)验证了 Braun(1990)的研究结果,并发现美国的自然失业率仍在不断下降,从 1990年的 6.2% 逐渐下降到 1996年的 5.6%。

事实上,自然失业率随时间发生变化的现象在发展中国家或经济转型国家更为普遍,因为发展中国家频繁的经济结构调整将直接引起“自然失业率”上升。一项针对转型经济体自然失业率的研究(Camarero et al., 2005)表明:转型国家的自然失业率是动态变化的。

中国自改革开放以来经济结构发生了根本性的变化,大致经历了如下几个阶段。1978~1984年实行农村经济体制改革;1985~1989年开始了中国城市经济体制改革;1989~1991年是中国宏观经济调控实行严格的“治理整顿”时期;1992~1996年中国正式引入市场经济体制,并开始了一轮高速经济增长;1997~2003年中国经济开始了国有经济体制改革,并遭受亚洲金融危机的冲击,城市劳动力市场受到巨大的负面影响;2004~2009年中国经济发展进入“刘易斯转折时期”,同时 2008年金融危机也对 中国劳动力市场造成了严重影响。可见,伴随着快速的经济发展和多变的劳动力市场冲击,影响中国自然失业率的因素也在不断发生变化。

在估计自然失业率的大量文献中,Staiger等(1997)的研究是迄今为止最具有学术影响的经验研究之一。通过各种模型设定形式,在对美国 1953~1994年的月度数据进行估计的基础上,Staiger等(1997)对估计自然失业率的准确性进行了总结,发现三个因素将制约自然失业率估计的准确性。第一,模型参数的具体形式;第二,自然失业率是否具有随机性;第三,模型的设定形式。除了这三个困难以外,中国自然失业率的估计还面临数据的限制。也许正是这一原因,导致了学者对中国自然失业率问题的研究文献相对较少。然而,作为一项制定宏观经济政策的重要参考指标,对中国自然失业率进行较为准确的估计,其意义是显而易见的。

此外,正如 Friedman(1968)和 Phelps(1968)所言,在长期条件下,通货膨胀预期将改变价格和工资的路径。但我们看到,虽然在研究自然失业率的大量文献中都采用了 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ 作为通货膨胀预期的具体形式,但是通货膨胀预期也是一个不可观测的变量。因此,我们在分析中放松了对通货膨胀预期 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ 的假设前提,并将通货膨胀预期视作不可观测的随机变量。

三 中国的自然失业率水平和影响因素

我们对中国自然失业率的估算方法采用了 Gordon(1997)提出的“三角模型”(tri-

angle model)。Gordon(1997)将其称为“三角模型”的主要原因是:通货膨胀主要由三个因素决定——通货膨胀的惯性、需求因素和供给因素。三角模型的简化式如下:

$$\pi_t = a(L)\pi_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + e_t$$

其中,被解释变量 π_t 代表每年的通货膨胀率;而通货膨胀的惯性是由滞后几期的通货膨胀 π_{t-1} 表示; D_t 是引起通货膨胀的需求因素; z_t 为供给冲击的代表性指标; e_t 为随机误差项; t 代表时间。一般情况, π_t 、 π_{t-1} 和 z_t 为一阶差分形式(含有通货膨胀预期的形式); L 为滞后算子;方程中可以包括若干个通货膨胀的滞后项。如果这些通货膨胀滞后系数之和等于 1,那么将存在一个需求变量 D_t^N 的“自然率”(natural rate),这个自然率将使通货膨胀保持不变,或者说它不会加速通货膨胀。

D_t 通常包括三类指标:产出缺口(实际 GDP 与潜在 GDP 之差);失业率缺口(实际失业率与自然失业率之差);产能利用率(rate of capacity utilization)。研究发现,失业率与制造业的产能利用率高度相关。因此,基于失业率数据估计得到的自然失业率可能揭示的是资本短缺或产能利用减少。当产能利用率与失业率同时引入模型时,估计得到的自然失业率符号为“正”,而不是理论预期的“负”向(Renshaw, 1996)。为了分析失业率偏移(周期性失业)对通货膨胀的影响,我们将采用失业率作为需求压力的代表性指标。同时,很多国外研究将石油价格和进口商品价格作为短期供给冲击(Melihovs and Zasova 2009)。一些研究也发现,中国近十几年来通货膨胀的形成主要来自于资本投入和原材料成本价格上涨等因素。为此,我们在供给冲击变量 z_t 中选择了“成本价格波动”因素的代表性指标:(1)原材料、燃料、动力购进价格增长率(π_t^{fuel});(2)燃料动力类价格增长率(π_t^{energy});(3)食品价格增长率(π_t^{food})。模型也试图包括影响“资本投入变化”因素的指标:(4)金融机构 1 年期年末贷款基准利率(Interest Rate);(5)中国固定资产投资增长率(Total Investment Rate)(去除通货膨胀因素)。我们将它们分别作为供给冲击变量对模型进行估计。数据均来自各年《中国统计年鉴》和《中国统计摘要》。

值得一提的是,目前获取与国际定义接轨的失业率数据非常困难,我们采用蔡昉(2004)的估算方法得到了 1978~2009 年中国的失业率数据。此外,在可获得的文献资料中,通货膨胀率通常由居民消费价格指数 CPI 和 GDP 平减指数计算得到 π_t^{CPI} 和 π_t^{GDP} 。我们将分别采用两个通货膨胀的代表性指标对自然失业率进行估计。

在下面的分析中,我们将首先假定自然失业率为常量。虽然这是一个最宽松的假设条件,但不变自然失业率仍然反映了过去一段时期中国劳动力市场的基本状况。而且,我们可以根据模型估计系数给出状态空间模型估计过程中必需的初始值。然后,

我们假定自然失业率将随时间(或经济状态)发生改变,进而采用卡尔曼滤波算法对此进行估计。在此基础上,我们还将按照不同的通货膨胀预期设定形式,估计中国的时变自然失业率。

(一) 不变自然失业率

研究自然失业率的文献,通常采用附加预期的通货膨胀形式对自然失业率进行估计,即假定通货膨胀预期 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, 进而 $\pi_t - \pi_t^e = \Delta\pi_t$ 。也就是说,通货膨胀预期大小和方向都等于前一期通货膨胀。因此,三角模型的一般形式将设定为式(1)的形式。其中, Δ 代表变量的一阶差分形式($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$):

$$\Delta\pi_t = a(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta(U_t - NAIRU) + \phi_1 \Delta z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta\pi_t = c + a(L)\Delta\pi_{t-1} + \beta U_t + \phi_1 \Delta z_t + \varepsilon_t \quad (1')$$

其中, $\Delta\pi_t$ 代表附加预期的通货膨胀(分别由 $\Delta\pi_t^{pi}$ 和 $\Delta\pi_t^{GDP}$ 表示); U_t 代表真实的失业率水平; $NAIRU$ 代表不变自然失业率; Δz_t 代表影响通货膨胀的供给冲击变量。事实上,在估计不变自然失业率时,由于 $NAIRU$ 为常量,我们可以将式(1)改写成式(1')的形式。此时, $c = -\beta(NAIRU)$ 。因此,我们可以根据模型(1')估计得到常数项 c 和失业率系数 β , 进而可以计算得到“不变自然失业率” $NAIRU = -c/\beta$ 。

在我们的研究中,将失业率的滞后变量 U_{t-1} 和 U_{t-2} 等作为解释变量时,估计得到的系数符号为“正”,这与我们的理论预期并不相符。可能的原因是,我们的研究采用的是年度数据(而非月度或季度数据),在模型中滞后1期的失业率缺口对通货膨胀的影响并不显著。因此,我们在模型的估计中只考虑当期的调查失业率“偏离”当期的自然失业率所产生的需求冲击。此外,由于贷款利率对通货膨胀的影响存在时滞,在模型中我们选择滞后2期的贷款利率增量作为冲击变量。在模型估计之前,我们需要对各变量进行 ADF 检验。结果显示,模型中的相关变量不存在单位根。在选择通货膨胀惯性的滞后期长度时,我们采用了逐步添加通货膨胀滞后期的方法,并根据 AIC 和 SC 准则确定模型中通货膨胀的滞后期长度。式(1)的估计结果见表 1。

估计结果表明:根据居民消费价格指数计算的通货膨胀率 $\Delta\pi_t^{pi}$ 使模型整体估计结果较为显著;相反,采用 GDP 平减指数计算的中国通货膨胀率 $\Delta\pi_t^{GDP}$ 的估计结果相对不理想。^① 在模型中表现为:除了混合供给冲击外,单个冲击变量作为解释变量时估计得到的 U_t 在模型中并不显著。此外,通过比较各种供给冲击变量,我们发现:“原材料、燃料、动力购进价格增长率”、“能源价格增长率”、“食品价格增长率”对通货膨

① 在此未列出,有兴趣的读者可与作者联系。

胀都起到了显著的解释作用, 并且其对通货膨胀的影响方向与理论预期相同; 相比之下, 虽然“滞后 2 期的利率增长率”得到了理论预期的“负”号, 但是, 仅在 $\Delta\pi_t^{GDP}$ 作为被解释变量的模型中通过了统计检验; 而“固定资产投资增长率”对两种通货膨胀的解释力都不强。根据上述结果, 我们在单变量供给冲击模型中逐步加入另一种类型的冲击变量。例如, 我们在“原材料、燃料、动力购进价格增长率”的基础上, 加入“滞后 2 期的贷款利率增长率”, 进而比较模型整体拟合结果是否发生了显著的变化 (说明新

表 1 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ 条件下的不变自然失业率估计结果: 通货膨胀率 $\Delta\pi_t^{pi}$

被解释变量 $\Delta\pi_t^{pi}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
时间	1987~ 2009	1987~ 2009	1979~ 2009	1982~ 2009	1981~ 2009	1987~ 2009
常数: c	5.337* (2.162)	6.413** (2.677)	1.258 (1.505)	4.517 (2.670)	5.017* (2.831)	6.241*** (2.042)
$\Delta\pi_{t-1}^{pi}$	0.158 (0.134)	0.196 (0.165)	-0.070 (0.105)	-0.007 (0.250)	0.056 (0.194)	0.161 (0.124)
$\Delta\pi_{t-2}^{pi}$	-0.551** (0.135)	-0.685*** (0.160)	-0.124 (0.125)	-0.634*** (0.193)	-0.601** (0.222)	-0.390** (0.148)
$\Delta\pi_{t-3}^{pi}$	0.249* (0.138)	0.176 (0.167)	-0.024 (0.101)	-0.058 (0.206)	0.024 (0.215)	0.456** (0.165)
$\Delta\pi_{t-4}^{pi}$	-0.638*** (0.132)	-0.679*** (0.165)	-0.041 (0.125)	-0.530*** (0.201)	-0.543** (0.193)	-0.601*** (0.123)
U_t	-1.259** (0.487)	-1.528** (0.601)	-0.341 (0.364)	-1.198* (0.639)	-1.317* (0.671)	-1.467** (0.460)
$\Delta\pi_t^{fuel}$	0.365*** (0.080)	—	—	—	—	0.377** (0.074)
$\Delta\pi_t^{energy}$	—	0.226** (0.078)	—	—	—	—
$\Delta\pi_t^{food}$	—	—	0.565*** (0.080)	—	—	—
ΔIIR (Investment Rate)	—	—	—	-0.046 (0.103)	—	—
$\Delta Interest Rate(-2)$	—	—	—	—	-0.550 (1.266)	-1.839* (0.932)
R^2	0.782	0.670	0.841	0.448	0.447	0.827
$NAIRU(\%)$	4.240	4.197	3.696	3.769	3.810	4.255
85%的置信区间(%)	[3.231, 5.281]	[3.135, 5.229]	—	[1.524, 5.571]	[1.865, 5.335]	[3.517, 5.016]
90%的置信区间(%)	[2.965, 5.568]	[2.836, 5.510]	—	—	[0.555, 6.038]	[3.360, 5.184]
95%的置信区间(%)	[2.268, 6.340]	[2.000, 6.270]	—	—	—	[3.041, 5.532]

说明: 括号中的数值为标准差; *, **, *** 表示系数分别在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

加入的供给冲击变量本身对通货膨胀的解释力), 以及每个解释变量的显著性变化(反映新加入变量与原始变量之间是否存在共线性)。最终发现: 在模型(1)的基础上加入“滞后 2 期的贷款利率增长率”变量后(模型 6), 不仅原始变量的显著性有所提高, 而且模型的整体拟合优度上升(R^2 从 0.782 上升到 0.827)。

根据 $NAIRU = -c/\beta$, 我们可以求出在各种模型设定形式下的不变自然失业率, 自然失业率的平均值大约在 4% 左右。以模型(1)为例, 中国在 1987~2009 年的不变自然失业率 $NAIRU = 4.24\%$ 。然而, 我们并不确定 $NAIRU$ 是否在统计上显著, 即估计得到的 $NAIRU$ 在多大程度上是可信的。遗憾的是, 置信区间分析以前很少受到中国学者的充分重视。我们需要计算 $NAIRU$ 的置信区间。在计算自然失业率的过程中($NAIRU = -c/\beta$)我们看到, 由于 β 位于分母, 分子为常量, 因此 $NAIRU$ 的置信区间是 β 的非线性函数。此时, 我们不能根据通常做法计算出置信区间, 而是采用 Fieiler (1954) 提供的方法估算 $NAIRU$ 的置信区间。首先将 $U_t - NAIRU$ 作为回归元, 并计算相应模型的残差平方和 $SSR(NAIRU)$ (即式(1)的残差平方和), 同时计算非受限的相应模型残差平方和 $SSR(\overline{NAIRU})$ (即式(1')的残差平方和), 可以构造 F 统计量, 即:

$$F_{NAIRU} = [SSU(NAIRU) - SSU(\overline{NAIRU})] / [SSR(\overline{NAIRU}) / d.f.]$$

这一统计量符合 $F_{1, d.f}$ 分布, 其中, $d.f$ 为非受限模型的自由度。图 1 描绘了当自然失业率为 4.24% 的零假设时, 各种可能的 $NAIRU$ 取值所对应的 F 统计值(图 1 中细线表示), 95% 置信水平下的 $F_{1, d.f}$ 值为 4.49 (图 1 中虚线所示)。自然失业率 4.24% 落在 [2.27, 6.34] 区间内的概率为 95%; 类似地, 我们也可以得到在 90% 的显著性水平下的置信区间是 [2.97, 5.57], 以及 85% 显著性水平下的置信区间 [3.23, 5.28]。通过比较发现, 模型(6)的置信区间范围相对最窄。因此, 我们将模型(6)估计得到的自然失业率作为不变自然失业率的参考指标。

模型(6)的结果表明, 中国的失业率缺口(周期性失业)与通货膨胀之间呈现了显著的负相关关系。当失业率缺口高于(低于)1% 时, 将带来当年 1.47% 的通货紧缩(通货膨胀)。根据我们的计算, 中国在 1987~2009 年平均的自然失业率水平为 4.26%, 自然失业率落在 3.04%~5.53% 范围内的可能性有 95%。从政策角度来看, 如果中国的真实失业率水平超过 5.53%, 将有 95% 的可能性引起通货紧缩, 相反, 如果中国真实失业率低于 3.04%, 中国出现通货膨胀的可能性有 95%。

虽然这一估计结果的置信区间相对较小, 但是这仅仅是 1987~2009 年平均自然失业率水平。我们更关注近几年中国自然失业率水平, 特别是自然失业率在未来的变化趋势。

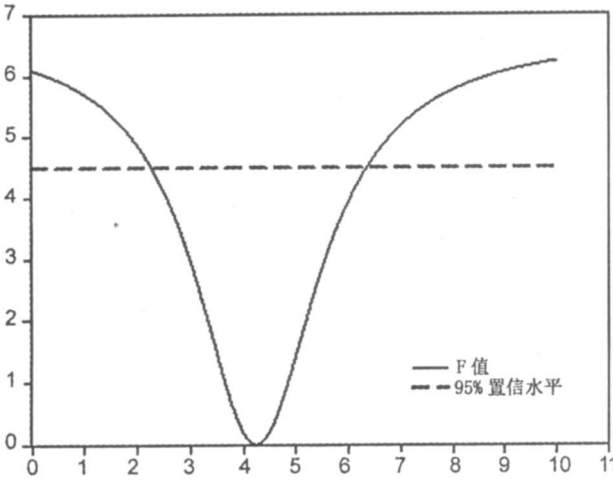


图 1 在 $\overline{NAIRU} = 4.24\%$ 假设条件下的 F 检验

此外,如前所述,如果将发展中国家在经济转型期的 $NAIRU$ 限定为一个常量的做法很可能导致估计结果更大的偏差。因此,我们下面将采用卡尔曼滤波的方法对中国时变自然失业率进行估计。

(二) 时变自然失业率:

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}$$

在 20 世纪 90 年代末,中国的国有企业改革导致了当时摩擦性失业和结构性失业上升。同时,中国的结构性失

业问题伴随着中国经济的高速发展和产业调整持续存在。因此,我们将失业率时间序列分解成随时间变化的趋势项(自然失业率)和周期项(周期性失业率),利用卡尔曼滤波算法获得那些不可观测的状态变量,进而获得时变自然失业率(*Time-Varying NAIRU*)。

首先,根据自然失业率理论,可以将“失业率”时间序列分解成两部分:长期失业率和短期失业率,进而形成第一个量测方程:

$$U_t = T_t^u + C_t^u \tag{2}$$

其中, U_t 为失业率; T_t^u 为失业率的长期组成部分,即长期的自然失业率 $NAIRU$; C_t^u 为失业率的短期组成部分,即引起通货膨胀的失业率。根据卡尔曼滤波方法可以分别估计出动态的 T_t^u 和 C_t^u 。此外,根据之前采用的三角模型可以得到第二个量测方程:

$$\Delta \pi_t^{p,i} = a(L) \Delta \pi_{t-1}^{p,i} + \beta C_t^u + \phi_1 \Delta x_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

同时,我们可以定义 T_t^u 和 C_t^u 的状态方程。与大多数文献一致,我们假定失业率的长期组成部分 T_t^u 符合随机游走过程,而失业率的短期组成部分 C_t^u 符合一阶自回归过程:^①

$$T_t^u = T_{t-1}^u + \theta_t \tag{4}$$

$$C_t^u = \alpha C_{t-1}^u + \eta_t \tag{5}$$

① 将失业率缺口定义为一阶自回归过程,不仅可以保证失业率缺口的特点(受滞后失业率缺口的影响),而且也尽量避免由于增加过多的估计系数而降低模型有效性的风险。

表 2 带有时变自然失业率的菲利普斯曲线估计结果 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$

变量	(7)	(8)	(9)
时间	1987~ 2009	1987~ 2009	1987~ 2009
$\Delta\pi_{t-1}^{cp_i}$	0.172 (0.132)	0.278 (0.189)	0.164 (0.149)
$\Delta\pi_{t-2}^{cp_i}$	-0.502 ^{**} (0.120)	-0.573 ^{**} (0.156)	-0.338 ^{**} (0.168)
$\Delta\pi_{t-3}^{cp_i}$	0.285 [*] (0.152)	0.277 (0.181)	0.489 [*] (0.244)
$\Delta\pi_{t-4}^{cp_i}$	-0.592 ^{**} (0.108)	-0.556 ^{**} (0.189)	-0.556 ^{**} (0.109)
C_t^u	-1.245 (1.374)	-3.182 (2.962)	-1.575 [*] (0.909)
$\Delta\pi_t^{fuel}$	0.375 ^{**} (0.118)	—	0.392 ^{**} (0.088)
$\Delta\pi_t^{energy}$	—	0.238 [*] (0.126)	—
$\Delta Interest Rate(-2)$	—	—	-1.835 (1.467)
R ²	0.760	0.644	0.783
Log Likelihood	-94.448	-98.150	-92.324
2009年 NAIRU (%)	3.893	2.991	4.132
95%置信区间 (%)	[2.357, 5.428]	[2.110, 3.872]	[2.774, 5.490]

说明：*、**、***表示系数分别在10%、5%、1%的显著性水平下显著。下表同。

回归误差项 θ_t 代表人口结构和制度变迁等因素对自然失业率的影响； α 代表前一期失业缺口对当期失业缺口的影响； η_t 代表随机误差项。我们根据状态空间模型 (2) ~ (5) 对各个参数和超参数进行估计，并分别采用不变自然失业率的参数估计结果作为状态空间模型的初始值，计算模型的相应残差方差的自然对数，将其作为状态空间模型残差对数的初始状态值；根据初步的滤波估计结果，可以计算得到模型 (4) 和 (5) 中的 θ_t 和 η_t 的方差自然对数，以及 α 的初步估算系数。

我们首先对 $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ 条件下的时变自然失业率进行估计。根据之前的分析，我们选择 $\Delta\pi_t^{fuel}$ ：“原材料、燃料、动力购进价格增长率”； $\Delta\pi_t^{energy}$ ：“燃料动力类价格增长率”； $\Delta Interest Rate(-2)$ ：“滞后2期的贷款利率增长率”分别作为供给冲击变量。卡尔曼滤波估计结果见表2。

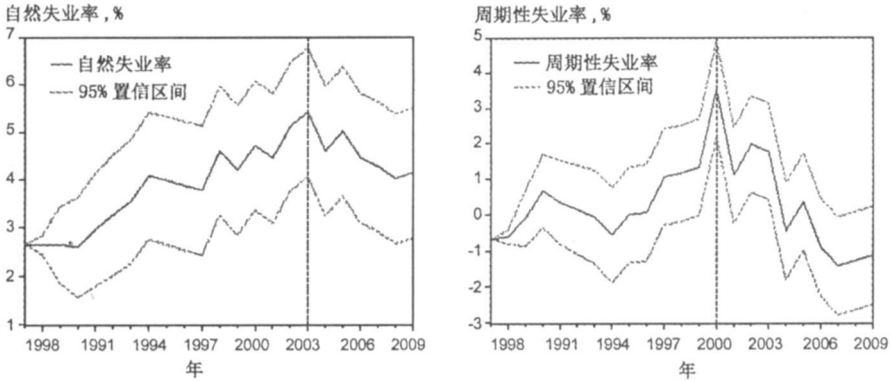


图 2 $\Delta\pi_t^{fuel}$ 和 $\Delta Interest Rate(-2)$ 冲击下的失业率卡尔曼滤波分解:

自然失业率和周期性失业率 ($\pi_t^c = \pi_{t-1}$)

估计结果表明,超参数 C_t^u 的系数为负,与理论预期相同,即中国的失业率缺口与通货膨胀之间具有负相关关系。模型 (9)中, C_t^u 通过了显著性检验。同时,模型中冲击变量的符号也与理论预期相同。对比三个模型的估计结果发现:模型 (7)和 (9)的拟合优度要大于模型 (8);对对数似然比统计量上也同样发现模型 (8)的值要高于其余两个模型。此外,与模型 (7)对比发现:模型 (8)中的供给冲击变量“能源价格增长率”的显著性也弱于模型 (7)中“原材料、燃料、动力购进价格增长率”的显著性。因而,我们将模型 (7)作为模型估计的基本设定形式,同时,我们也观察了“滞后 2 期的贷款利率增长率”加入模型时,对估计结果的影响,得到的周期性失业率系数通过了统计检验,因此,模型 (9)为卡尔曼滤波估计的最终形式。

模型 (9)的估计结果表明,2009年的自然失业率约为 4.13%,95%的置信区间范围是 [2.77, 5.49]。图 2给出了模型 (9)中,卡尔曼滤波分离出的时变自然失业率和周期性失业率(图 2中细线分别表示自然失业率和周期性失业率,虚线表示相应 95%置信区间)。其中,有两个历史阶段值得我们关注:

(1) 1990~ 2003年,中国的自然失业率大体上呈现出逐年增加的趋势。其中,1997~ 2003年,中国的自然失业率波动剧烈,从某种程度上反映出中国在这一特定历史时期复杂的外部冲击。其中,自然失业率从 1997年的 3.78%上升到 2000年的 4.71%,初步说明了 1997年亚洲金融危机加大了我国摩擦性失业和结构性失业规模,在这一时期,国有企业改革产生的大量下岗工人开始达到高峰,而中国经济结构调整的速度却明显加快,自然失业率水平逐年上升,2003年达到 5.42%。

(2)从 2003年开始,积极的劳动力市场政策效果逐步显现,劳动力市场上的供求

关系也明显改善,中国的自然失业率水平又开始逐渐回落,到 2009年中国的自然失业率水平为 4.13%。

(三)在 $\pi_t^e \neq \pi_{t-1}$ 条件下的时变自然失业率估计

在自然失业率估计过程中,对通货膨胀预期的不同设定形式将直接影响自然失业率估计的准确性。通货膨胀预期 $\pi_t^e \neq \pi_{t-1}$ 条件下,量测方程 (3) 将变为式 (6) 的形式:

$$\pi_t^{pi} = \pi_t^e + a(L) (\pi_{t-1}^{pi} - \pi_{t-1}^e) + \beta C_t^u + \phi_1 \Delta z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, π_t^e 代表通货膨胀预期。由于 π_t^e 也是无法直接观测和获得的数据,因此我们这里假设 π_t^e 也将随时间发生变化,进而在状态方程 (4) 和 (5) 的基础上增加 π_t^e 的状态方程 (7), 并假定通货膨胀预期也符合一阶自相关形式:

$$\pi_t^e = r\pi_{t-1}^e + \phi_t \quad (7)$$

表 3 带有时变自然失业率的菲利普斯曲线估计结果: $\pi_t^e \neq \pi_{t-1}$

变量	(10)	(11)	(12)
时间	1987~ 2009	1987~ 2009	1987~ 2009
$\pi_{t-1}^{pi} - \pi_{t-1}^e$	0.639** (0.266)	0.591* (0.322)	0.593** (0.279)
$\pi_{t-2}^{pi} - \pi_{t-2}^e$	-0.386 (0.258)	-0.520 (0.330)	-0.278* (0.169)
$\pi_{t-3}^{pi} - \pi_{t-3}^e$	0.377 (0.194)	0.393* (0.208)	0.377* (0.206)
$\pi_{t-4}^{pi} - \pi_{t-4}^e$	-0.677** (0.174)	-0.737** (0.305)	-0.808*** (0.188)
C_t^u	-1.647 (3.676)	-2.663 (3.483)	-1.308 (2.564)
$\Delta \mathcal{P}_t^{uel}$	0.301** (0.126)	—	0.218* (0.120)
$\Delta \pi_t^{energy}$	—	0.153 (0.176)	—
$\Delta Interest Rate(-2)$	—	—	-1.708 (2.303)
R ²	0.693	0.543	0.708
Log Likelihood	-98.786	-102.007	-97.196
2009年 NAIRU (%)	2.922	2.938	2.921
95% 置信区间 (%)	[1.979, 3.864]	[1.976, 3.900]	[1.947, 3.895]

为了估计 $\pi_t^e \neq \pi_{t-1}$ 时的自然失业率水平,我们将 (2) 和 (6) 式作为量测方程;

(4)、(5)和(7)式作为状态方程,卡尔曼滤波估计过程和初始状态值的选择方法与之前相同,我们得到的估计结果见表3。比较不同的供给冲击结果,我们发现当 $\Delta\pi_t^{fuel}$ 作为供给冲击变量时模型整体的拟合优度为0.693,同时供给冲击变量也通过了显著性检验;相反,在模型(11)中,不仅冲击变量 $\Delta\pi_t^{energy}$ 不显著,而且模型的拟合优度明显下降。因此,在模型(10)的基础上增加 $\Delta InterestRate(-2)$,并发现当 $\Delta\pi_t^{fuel}$ 和 $\Delta InterestRate(-2)$ 作为供给冲击变量时,模型的估计结果与模型(10)十分相似。此外,模型(10)、(11)和(12)中的周期性失业变量在模型中不再显著。存在的问题是:当通货膨胀预期设定为不可观测的变量时,将大大减少模型中的自由度。图3给出了根据模型(12)的卡尔曼滤波估计结果分离出的自然失业率、周期性失业率和通货膨胀预期(在图3中用细线表示;虚线代表相应95%置信区间)。

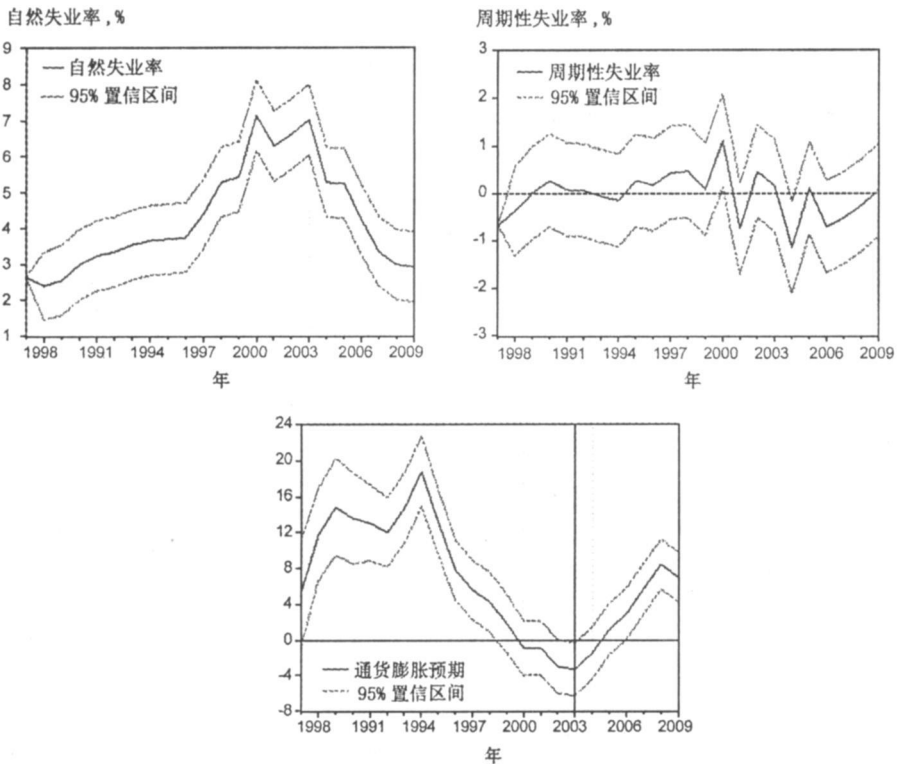


图3失业率卡尔曼滤波分解:自然失业率和周期性失业率($\pi_t^e \neq \pi_{t-1}$)

说明:冲击变量分别为 $\Delta\pi_t^{fuel}$ 和 $\Delta InterestRate(-2)$ 。

如果将通货膨胀预期设置成“不可观测的”、“时变的”状态方程后,估计得到的自然失业率也同样发生了一些变化。在 2000~2003 年的时间段内,中国的自然失业率达到了最高峰,分别为 7.14%、6.29%、6.62% 和 7.02% (见图 3)。从 2003 年开始,中国的自然失业率又开始逐步降低,到 2009 年下降到 2.92%。中国的通货膨胀预期变化幅度显著,大体出现以下三个阶段:第一阶段,1994~1999 年,中国的通货膨胀预期为正,但预期的增幅在逐年下降;第二阶段,2000~2004 年,通货膨胀预期开始为负值;第三阶段,2005 年至今,通货膨胀预期开始由负转正并逐年上升。

图 4 描述了中国的不变自然失业率(表 1 中模型 6)和时变自然失业率(表 2 模型 9)的趋势。我们发现,时变自然失业率呈现先上升后下降的趋势。但是,我们更关注的是导致自然失业率发生变化的原因。

事实上,很多文献不仅对时变自然失业率进行了验证,同时也对其形成原因进行了各种解释,如劳动生产率的变化(Blanchard and Katz 1997, Stiglitz 1997);人口统计特征变化和迁移(Hahn, 1996; Stiglitz 1997, Murphy and Payne 2003, Hughes, 1975, Weathers and Sullivan, 1991);劳动力市场制度等。这些影响因素也同样影响中国自然失业率的变化。

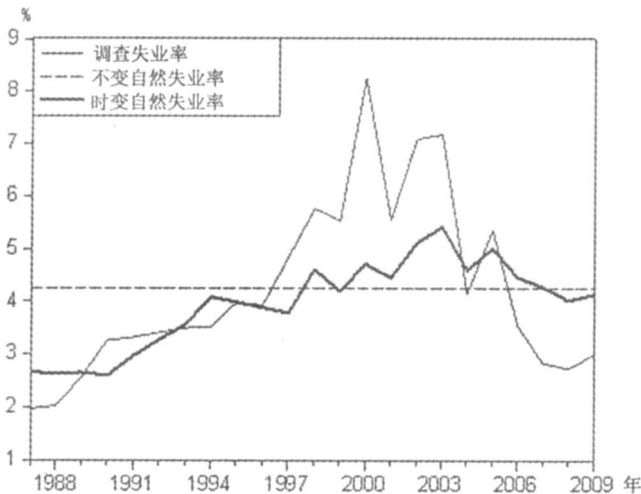


图 4 中国的自然失业率与调查失业率: 1987~2009

首先,劳动力市场制度的变化是影响中国自然失业率的重要因素。20 世纪 90 年代国有企业改革曾经引起了全国范围内大规模的工人下岗失业,就业在国有部门和非国有部门间的转化,不可避免地提高了摩擦性失业和结构性失业的水平,并成为 1987~2003 年中国自然失业率逐渐上升的最重要原因。

其次,人口结构变化的影响

业已传递到劳动力市场。由于中国逐步进入人口红利期的后期,新加入劳动力市场的人口开始下降,从劳动力供给面化解了劳动力市场的供求压力,甚至出现了不断加剧的劳动力短缺。随着中国经济发展越过刘易斯转折点,自然失业率也明显呈下降

趋势。

最后,正如 Hughes(1975)所指出的,大规模人口迁移可以提高就业匹配速度,进而降低自然失业率。中国正经历人类历史上和平时期最大规模的人口和劳动力迁移。由农村向城市转移的劳动力不仅失业率很低,而且也成为城市劳动力市场上越来越重要的组成部分,并由此使自然失业率的水平逐步降低。

(四)中国的菲利普斯曲线: 1990~2009年

我们根据表 2 中模型 (9) 的估计结果分解出中国的自然失业率和周期性失业率。由于菲利普斯曲线主要描述的是短期的周期性失业与通货膨胀之间此消彼长的关系,因此,我们主要观测卡尔曼滤波分离出的周期性失业率与通货膨胀率(消费者价格指数计算得到)之间的相关性。为了更清晰的描述两者之间的关系,我们将分别观测 1990~1999 年和 2000~2009 年两个不同历史时期的中国菲利普斯曲线变化特征和趋势。图 5 的左半部分描述的是 1990~1999 年之间的中国菲利普斯曲线(横轴代表失业率缺口,纵轴代表通货膨胀率)。我们看到,中国在 20 世纪 90 年代出现了典型的菲利普斯曲线特征,并大体出现了两个阶段:

(1) 1990~1994 年,中国的失业率缺口(实际失业率高于自然失业率)在逐年缩小,同时中国的通货膨胀也在逐年上升;

(2) 1994~1999 年,中国的失业率缺口在不断增大,而通货紧缩也随之出现。

图 5 的右半部分描述了本世纪以来失业率缺口与通货膨胀之间的变化趋势,这一趋势已不再呈现典型的菲利普斯曲线的特征。在这一时期,周期性失业率中包含的内容更加丰富,影响因素也更为错综复杂。其中,2000~2001 年和 2005~2006 年,周期性失业几乎没有引起通货膨胀率的变化;2001~2002 年和 2004~2005 年分别出现了周期性失业上升,并伴随了通货紧缩或通货膨胀增幅减弱的趋势;相反,2002~2004 年以及 2006~2007 年都出现了周期性失业下降,同时通货膨胀上升的情形。

值得注意的是,由于受国际金融危机的影响,2007~2008 年中国出现了周期性失业率上升与通货膨胀率提高并存的现象。由于数据的限制,尽管 2010 年中国整体通货膨胀开始加剧,我们也无法描述 2010 年中国菲利普斯曲线的变化趋势。不过,我们的经验分析和以前的研究表明,在控制供给冲击等因素的情况下,周期性失业和价格水平之间此消彼长的关系是存在的。从以往及目前的宏观调控政策看,由于周期性失业相对于价格水平的变化而言不是一个显性指标,因此控制价格水平可能导致的就业代价往往被忽视。对于政策制定者而言,分析评估价格水平和失业所带来的福利代价,以及调控政策可能产生的净影响是非常必要的。与此同时,我们从菲利普斯曲

线关系中已知,过度的低失业率(低于自然失业率)将加速通货膨胀。例如,在 20 世纪 90年代初,韩国的失业率水平在 2.3% ~ 2.8% 之间,而自然失业率为 2.7% ~ 2.8%,正因如此,韩国经济在 90年代初经历了过度就业和高通货膨胀时期(Hahn, 1996)。如果我们将失业率与通货膨胀目标联系在一起,那么中国的菲利普斯曲线将是权衡两项宏观经济目标的重要参考指标。对于中国来说,防止金融危机之后,经济出现滞胀现象将是宏观经济的重要着力点。

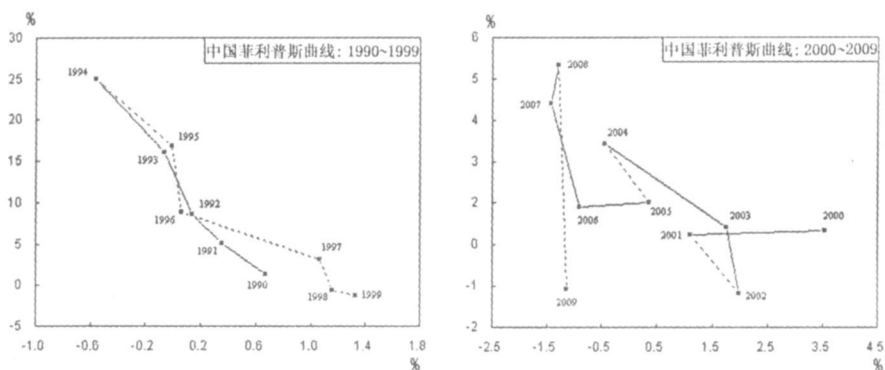


图 5 中国的失业率缺口与通货膨胀之间的关系
说明: 横轴代表失业率缺口, 纵轴代表通货膨胀率。

四 结论和政策建议

我们对 1987~ 2009 年的中国自然失业率水平进行估计, 并分析了中国的通货膨胀与失业率缺口之间的关系。通过设定各种模型的估计形式并加入不同的供给冲击变量, 我们得到了如下结论和政策建议:

首先, 本文发现中国的自然失业率呈现出了先上升后下降的变化趋势。中国的自然失业率从 1997 年的 3.78% 上升到 2003 年的 5.42%; 此后, 自然失业率开始下降, 2009 年中国的自然失业率又回落到 4.13%。

其次, 中国在 1990~ 1999 年出现了典型的菲利普斯曲线特征, 即短期失业率(失业率缺口)与通货膨胀之间存在负相关关系; 然而, 自 2000 年以来, 中国短期失业率与通货膨胀之间的关系变得十分复杂, 特别是受到 2008 年金融危机的影响, 中国短期失业率上升的同时伴随了通货膨胀的上涨。但除此之外, 中国的周期性失业率与通货膨胀之间依然存在着比较明显的替代关系。

再次,城镇自然失业率和城镇登记失业率的水平非常接近,这也意味着城镇登记失业人员很可能是自然失业的主要构成。考虑到国有企业改革带来的就业影响已经基本化解,在短期,他们仍然可能是相对稳定的失业群体。此外,通过失业预警,防范周期性失业对农民工就业的影响,通过完善社会保护制度,以消除就业的负面冲击对农民工群体的影响。

最后,考虑到宏观经济政策,如果宏观经济政策目标是保持经济体的充分就业,那么随时间变化的自然失业率就存在一个令人困惑的问题,自然失业率是一个不断变化的指标,很难根据变化的失业率做出政策上的及时反应。因此,如何将影响自然失业率的各种参数加入模型将成为一个重要的研究方向,例如,劳动生产率、人口结构、劳动力市场制度等。考虑到这些影响因素,中国未来的自然失业率可能还将持续下降。然而,更为准确的自然失业率估计值需要依赖于统计体系的完善,在这个方面,中国仍然任重道远。

参考文献:

蔡昉 (2004):《中国就业统计的一致性:事实和政策涵义》,《中国人口科学》第 3 期。

蔡昉、鄱阳和高文书 (2004):《就业弹性、自然失业和宏观经济政策》,《经济研究》第 9 期。

曾湘泉和于泳 (2006):《中国自然失业率的测量与解析》,《中国社会科学》第 4 期。

Apergis N. "An Estimation of the Natural Rate of Unemployment in Greece." *Journal of Policy Modeling*, 2005, Vol 27 pp 91- 99.

Blnchard, O. and Katz L. F. "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment" *Journal of Economic Perspectives* 1997, Vol 11, pp 51- 72

Braun, S. N. "Estimation of Current Quarter Gross National Product by Pooling Preliminary Labor-Market Data" *Journal of Business and Economic Statistics* 1990, Vol 8, pp 293 - 304.

Canareo M.; Carrion-i-Silvestre, J. L. and Tamarit C. "Unemployment Dynamics and NAIRU Estimates for Accession Countries: A Univariate Approach" *Journal of Comparative Economics* 2005, Vol 33 pp 584- 603.

Elneskov, J. "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and Its Causes" OECD Economics Department working paper No 132, 1993

Friedman M. "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review*, 1968, Vol 58, pp 1- 17

Fieller, E. C. "Some Problems in Interval Estimation." *Journal of the Royal Statistical Society*, 1954, Vol 16 pp 175- 185

Galbraith J. K. "Time to Ditch the NAIRU." *Journal of Economic Perspectives* 1997, Vol 11, pp 93- 108

Gordon, R. J. "The Time-varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy" *Journal of Economic Perspectives* 1997, Vol 11 pp 11- 32

Gordon, D. M. "The Un-natural Rate of Unemployment: an Econometric Critique of the NAIRU Hypothesis"

sis” *American Economic Review*, 1988, Vol 78, pp 117–123

Grant A. P. “Time-varying Estimates of the Natural rate of Unemployment: A Revisitation of Okun’s Law.” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2002, Vol 42, pp 95–113

Hahn J. “The Natural Rate of Unemployment in Korea: Estimation and Implications” *Journal of Comparative Economics*, 1996, Vol 22, pp 63–76

Hughes B. “The UV Displacement” *Australian Bulletin of Labor*, 1975, Vol 1, pp 39–76

Melihovs A. and Zasova A. “Assessment of the Natural Rate of Unemployment and Capacity Utilisation in Latvia” *Baltic Journal of Economics*, 2009, Vol 9, pp 25–46

Murphy, K. J. and Payne, J. E. “Explaining Change in the Natural Rate of Unemployment: A Regional Approach.” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2003, Vol 43, pp 345–368

Phelps E. “Money-wage Dynamics and Labor Market Equilibrium.” *Journal of Political Economy*, 1968, Vol 76, pp 678–711

Phillips A. W. “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957.” *Economica*, 1958, Vol 25, pp 283–299

Renshaw, E. “The Natural Rate of Unemployment: Can it be Estimated with any Confidence?” *Journal of Policy Modeling*, 1996, Vol 18, pp 203–215.

Rogerson, R. “Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment” *Journal of Economic Perspectives*, 1997, Vol 11, pp 73–92

Samuelson, P. A. and Solow, R. M. “Analytical Aspects of Anti-inflation Policy.” *American Economic Review*, 1960, Vol 50, pp 177–194

Staiger D.; Stock J.H. and Watson, M. W. “How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?” in C. D. Romer and D. H. Romer eds., *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, Chicago and London, 1997, pp 195–242.

Stanley, T. D. “Integrating the Empirical Tests of the Natural Rate Hypothesis: A Meta-Regression Analysis” *Kyklos*, 2005, Vol 58, pp 611–634

Stiglitz J. “Reflections on the Natural Rate Hypothesis” *Journal of Economic Perspectives*, Vol 11, 1997, pp 3–10.

Tumer D.; Boonç L.; Gionq C.; Meacci M.; Raç D. and Richardson P. “Estimating the Structural Rate of Unemployment for the OECD Countries” *OECD Economic Studies*, 2001, Vol 33, pp 171–216.

Weithers T. M. and Sullivan E. J. “Demographic Effects on the Natural Rate of Unemployment or Baby Booms and Unemployment” *Economics Letters*, 1991, Vol 37, pp 465–470

(截稿: 2011年2月 责任编辑: 李元玉)