

# 中国就业弹性究竟有多大？\*

——兼论金融危机对就业的滞后冲击

□丁守海

**摘要** 本文以 Kumar-Mehl 理论为基础,通过引入劳动要素的准固定性假设以及对厂商调整劳动要素行为的修正,提出了一种估算就业弹性的动态模型。基于该模型的面板数据分析表明,如果只考虑产出变化对就业的即期影响,中国非农产业就业弹性确实较低,但在考虑到产出的滞后影响后,就业弹性会出现较大幅度的上升。特别是东部地区工业和中西部地区服务业,就业弹性分别升至 0.3 和 0.4 左右。进一步分析表明,造成就业滞后调整的主要原因是劳动管制和隐蔽性失业。这些结论能为评估当前金融危机背景下的就业形势提供新的视角,它提醒我们,更大的就业冲击可能会在后期爆发,特别是中西部地区服务业。

**关键词** 就业弹性 动态估算模型 滞后冲击

本轮金融危机究竟会对中国就业造成多大程度的冲击?这是当前人们普遍关注的问题。要对这个问题做出准确的回答,就必须知道就业弹性的可靠数据,因为就业弹性反应了产值变化对就业变化的传导程度。较高的就业弹性,意味着同等幅度的产值下降会带来较大的就业损失;反之,较低的就业弹性意味着就业损失会比较小。人们普遍认为,中国非农产业的就业弹性自 20 世纪 90 年代以来已经跌落到非常低的水平。按这个结论,除非中国经济出现极严重的倒退,否则就业损失不会很大。但事实并非如此。2008 年中国经济尽管出现了下滑,但增长速度仍保持在 9% 的高位,它所引发的失业危机却是有目共睹的。人力资源与社会保障部的最新数据表明,金融危机将使 2009 年城镇就业缺口增加 1200 万。中央财经领导小组副主任陈锡文也指出,金融危机将造成 2500 万农民工失业。这些数据表明中国非农产业的就业弹性似乎并不低,产值对就业的传导仍很强。现实的反思呼唤理论界对中国就业弹性重新进行一次认真而科学的估算。

## 一、就业弹性研究方法的回顾与简评

就业弹性是指一个百分点的产值变化所带来的就业变化率。根据这个定义,人们可以直接用考察期内的就业变化率除以产值变化率来计算就业弹性。根据考察期的不同,这种方法又可以分为 2 种:一种是计算某一具体年份内就业变化率对产值变化率的比率;另一种是计算连续多年内二者的平均比率。前者常被称作点弹性或算术计算方法,后者则常被称作弧弹性或几何平均方法(Kumar,1982)。由于简便易行,这些方法曾得到广泛的应用(Baer,1966)。

随着时间推移,人们发现这些方法存在重大的缺陷,比如,点弹性在年份间经常出现剧烈波动,因此很难依据它对就业弹性形成一个稳定的判断,这不仅削弱了就业预测功能,甚至还会误导政策的制定(Kumar,1982)。弧弹性方法虽然能得出一个相对稳定的结果,但它的科学性要高度依赖于考察期选择的合理性。如果基准年和结束年份在要素投入方式上发生了重大变化,那么,弧弹性就只能是一种统计游戏,既不能代表考察期内的要素投入特征,也不能预测就业变动。Lim(1976)以印度尼西亚为例说明,在结构性变迁经常发生的发展中国家,要慎用这种方法。点弹性和弧弹性方法的另一个重大缺陷就是无法控制影响就业的非产值因素,也不能对产值影响就业的机制做出描述,一旦非产值因素发生变动,产出影响就业的通道就

\* 本文为作者主持的国家自然科学基金“劳动规制对农民工的就业影响及管理政策研究:以提高最低工资标准为例”(70873128)的阶段性成果。

会发生漂移,就业弹性必然会随之发生变化,对此点弹性和弧弹性方法束手无策。所以在 Lim(1976)等看来,用点弹性或弧弹性方法来计算就业弹性,实在是一种没有办法的办法。只要条件成熟(比如积累起足够的时间序列数据),就应该利用一些更高级的回归方法来计算就业弹性。

最初人们只是用产出对就业进行简单的回归,而没有控制住任何变量。这种方法实际上与点弹性和弧弹性方法无异,都是从表面来草率地推断产出和就业间的关系(Kumar,1982)。后来的文献开始引入注重各种控制变量,比如 Wah(1997)在考察马来西亚出口的就业弹性时,引入资本劳动比和资本积累变量。Pehkonen(2000)在研究芬兰就业弹性时,为避免遗漏变量所带来的问题,引入了就业和产值的滞后变量。Sawtelle(2007)在分析美国的就业弹性时,引入了人均收入、雇佣成本指数和利率等变量。总的来看,这些文献在模型设置和控制变量的引入方面,是仁者见仁、智者见智,各行其是。究其原因,就在于缺乏一个理论分析框架来驾驭计量分析模型,模型变量的引入及其设置形式显得很随便。

以工资变量为例,过去人们并不单独引入工资变量,而是引入工资对利率的比率。结果发现,这个比率对就业并没有显著性影响。这是造成后来人们普遍忽视工资对就业影响的主要原因。但 Clark 和 Freeman(1980)认为,工资和利率对就业的影响并不是对称的,如果分别引入工资和利率就会发现,工资的影响并不是无足轻重的,其系数最高能接近-0.49。再看技术变量,由于技术可以从多个维度进行剖析,替代变量也有多种,比如资本劳动比(Wah,1997)、人均 GDP(Parikh,1980)。这些处理大多发现技术变量对就业的影响很微弱。这与 Nelson(1986)、Morley(1989)、Padalino(1997)等人关于技术类型在长期内不影响就业的判断不谋而合。但也有学者指出,技术的最好替代变量是时间趋势,它不仅能反映技术的动态特征,而且能回避其他替代变量的数据误差。如果用一次时间趋势来代替技术变量,就会发现,技术对就业的损害很严重(Clark & Freeman,1980)。但话说回来,即使能用时间趋势来表示技术变迁,是否一次项就是合适的呢? Michl(1986)指出,一次项代表恒定的技术进步率,实践中技术进步率的下降趋势是普遍存在的(Martin, 1982),所以还应该引入时间趋势的二次项。

模型设置的另一个问题是要不要引入劳动供

给因素。就业是劳动需求和供给两方面因素综合作用的结果,但是正如 Kumar(1982)所指出的,在就业模型中,人们往往只关注需求因素而忽视供给因素。不过他认为,在劳动剩余经济里忽视供给因素并不会带来严重的后果。在后来的一些研究文献中,人们又重新关注起劳动供给因素对就业的潜在影响,比如 Sawtelle(2007)和 Suryadarma(2007)在模型中就分别引入了劳动力供给数量以及劳动参与率等相关变量。

要避免模型设置的随意性,就必须用理论分析框架来驾驭计量模型的设置。Lim(1976)认为,理论分析的实质就是要对厂商调整劳动要素的行为做出说明。在这方面,Clark 和 Freeman(1980)、Kumar(1982)、Michl(1986)等都做出了有别于新古典范式的有益尝试。比如,当面临需求冲击时,他们认为,厂商对劳动投入的调整,既可以通过调整雇佣量来实现,也可以通过调整工时来实现。而厂商对雇佣量的调整,也不是一步到位的,换句话说,劳动具有准固定要素的特征。再比如,厂商在决定劳动投入时对资本价格和劳动价格的反应是不对称的。这些假设与现实更接近了一步,特别是对于劳动市场存在制度刚性和高解雇成本的经济体,适用性要更强一些,因此也构成了本文理论分析的重要参考。

即便有良好的理论分析基础以及科学的模型设置,还要有合理的数据结构。在这一方面,国外文献也经历了一个演变的过程。原来人们主要依赖于时间序列数据进行分析(Lim,1976;Parikh,1980;Kumar,1982;Michl,1986),但随着时间推移,人们发现单纯的时间序列数据是容易产生问题的,比如说单位根问题。另一个问题就是模型自由度与就业弹性变化的矛盾。为了提高模型自由度,人们不得不收集跨越数十年的数据。众所周知,在如此长的时间跨度内,经济的要素构成很可能会发生重大变化,因此就业弹性也极可能随之变动。早期的作者忽视了这一可能性,更没有给出补救办法。最近有些作者为了解决这一矛盾,开始利用面板数据来估算就业弹性(Islam,2000;Suryadarma,2007),有的甚至引入了较前沿的面板数据的协整分析技术(Abdulnasser,2006)。面板数据至少能带来两个好处:首先,由于是综列数据,它不需要长时间序列就能收集到足够的样本,缓解了长时间序列内就业弹性剧变的可能;其次,对于影响产值的遗漏变量所带来的内生性问题,可以通过除均值或部分除均值的方法来

加以遏制。但可惜的是,这些作者在引入高级的数据结构和分析技术同时,似乎又回到了以前的老路上,那就是忽视理论分析对模型设置的驾驭,变量设置过于随便,比如,很多都没有引入工资变量,也没有给出任何理由,似乎工资天然地不会影响就业。

目前中国学者对就业弹性的估算主要还是采用传统的点弹性(张车伟等,2002;李红松,2003;程连升,2007)、弧弹性(齐建国,2000;阎革,2002;张本波,2005;蔡昉等,2004;简新华等,2007)这两种方法。对于点弹性来说,正如国外的情况一样,最大的问题是就业弹性的不稳定性。按张车伟等(2002)的计算,仅在1989~1991年的3年时间里就业弹性就从0.45跌至0.15,人们根本无法判断就业弹性究竟是多少。而对于弧弹性方法来说,最主要的问题就是对考察期的选择很随意,人们从未证明过从基准年到结束年要素投入结构是否一致。

中国点弹性和弧弹性方法面临的另一个挑战就是“无就业增长”之谜。根据它们所计算出来的就业弹性序列在20世纪90年代初出现了一个明显的断点,在此前就业弹性还能维持在0.3~0.4的较高水平,而进入90年代后就急跌到0.1左右。我们很难把这一断点归因于要素投入结构在短短的一两年内发生了瞬间的剧变。除非能寻找到其他原因来解释“无就业增长”之谜,否则,就只能说明点弹性和弧弹性是毫无意义的事后统计指标,并不能真正反映经济增长的要素投入特征。对此国内学者进行了很多有益的尝试,比如龚玉泉等(2002)和简新华等(2007)从隐蔽性失业和有效就业的角度、蔡昉等(2004)从名义就业和实际就业的角度、宋小川(2004)从工资刚性和劳动生产提高的角度、程连升(2007)从雇佣量和劳动工时的角度来寻找原因。这些解释富有启发意义,但并不能完全消除“无就业增长”之谜。比如,就有效就业的解释来说,人们对有效就业率的处理本身就非常粗糙,许多学者甚至还在引用王诚(1996)等提供的早期数据来估算当今的隐蔽性失业程度,这显然是不合理的,也削弱了解释的可信力。

退一步说,即使“无就业增长之谜”能得到解释,点弹性和弧弹性方法还是无法回避预测功能弱的问题,因为它无法控制影响就业的非产值因素。国内学者已意识到这一问题,并开始转向计量分析方法来克服这一缺陷,但除少数学者(李红松,2003;邓燕萍,2006)外,大多数学者所使用的主要

还是简单回归方法,缺乏理论分析框架来支撑模型设置,模型设置过于随意和简单,很多学者只是用产出对就业进行简单的回归,这限制了回归的科学性及其功能发挥。

从数据结构看,国内学者使用的主要是时间序列数据,这会滋生前述的模型自由度和就业弹性变动的矛盾。少数学者对此采取了一些补救措施,比如王春雷(2007)采取分段回归的方法,但问题仍存在:首先,本来总样本容量就很少,分割后模型自由度小的问题更突出;其次,时间断点的选择缺乏依据。国内学者利用面板数据来估算就业弹性的还不多,在这些文献中,模型设置也过于简单,比如张江雪(2005)只用产出对就业进行回归,从而重蹈简单回归中出现的问题。本文正是要克服这些缺陷,通过理论分析来提高模型设置的科学性,然后再借助面板数据的优势进行计量分析,以此来提高就业弹性的估算精度。

## 二、就业弹性估算模型的理论推导

假设典型企业的生产函数为柯布—道格拉斯形式,要素包括资本 $K$ 和劳动 $L$ 。借鉴Kumar(1982)的处理,劳动投入为雇佣量 $E$ 和平均工时 $h$ 的乘积。而对于技术因子,则借鉴Michl(1986)的假设,令其为时间的二次项函数。

在传统的新古典厂商理论里,劳动投入与雇佣量视作等同,劳动需求的任何变化意味着同等程度的雇佣量的变化。但实际上劳动投入作为一种要素,反映为总的投入工时,它是雇佣量与工人平均工时的乘积。所以企业对劳动投入的调整,既可以通过调整雇佣量来实现,也可以通过调整平均工时实现。在当前经济萧条的背景下很多企业通过压缩平均工时来维持雇佣量,就是一个典型的例子。所以在生产函数中必须将雇佣量和工时区分开来。另一方面,就技术因子而言,在基期技术因子的基础上,只要知道技术进步率,就可以得出各期的技术因子。如前所述,许多实证分析发现,技术进步率并非恒定的,技术不应是时间的线性函数。引入时间的二次项,可以反映出技术随时间推移而非线性变化的特征。

企业的目标是在某一产出水平下追求成本最小化,要实现这一目标,首先要决定总的劳动工时投入,再依据它来决定工人的平均工时和雇佣量。

$$\begin{aligned} \text{Min} : C &= rK + wL \\ \text{st} : Q &= A_0 e^{c1+dt^2} L^a K^b \end{aligned} \quad (1)$$



式(1)中, $C$ 为总成本, $r$ 和 $w$ 分别为利率和小时工资, $Q$ 为产出水平, $A_0$ 为基期技术因子, $ct+dt^2$ 反映了非线性的技术进步率, $a$ 和 $b$ 分别为劳动和资本的产出弹性,令 $a+b=\theta$ ,它反映了企业的规模报酬水平。

根据式(1)可知,在生产者均衡的条件下,资本与劳动比满足: $(K/L)=(b/a)\times(w/r)$ ,将其带回到产出方程中,就可以得出厂商最优的工时需求量:

$$L^* = \left(\frac{a}{b}\right)^{\frac{b}{\theta}} A_0^{\frac{-1}{\theta}} e^{\frac{-ct-dt^2}{\theta}} \left(\frac{r}{w}\right)^{\frac{b}{\theta}} Q^{\frac{1}{\theta}} \quad (2)$$

在总工时确定后,企业还需要在雇佣量和平均工时之间做出选择。如果超时工资成本较低,企业主更倾向于通过加班来满足工时投入的需要,而不是增招新雇员(程连升,2007)。从这个例子可以看出,企业究竟是采取雇佣量调整还是平均工时调整的方式,取决于工资结构的特征,即随工时延长,工资成本的变化形态。很多经典假设认为,小时工资是工时数的二次函数(Ball,1966),由于小时工资随工时数而变,很难将二者分割开。基于这种考虑,我们不打算单独对小时工资做出假设,而是在Ball(1966)基础上对工资成本做出如下假设:

$$wh=p+qh+vh^2, p>0, q>0, v>0 \quad (3)$$

式(3)中 $w$ 为小时工资, $h$ 为每个工人的平均工时,所以 $wh$ 代表每个工人的工资成本。 $p$ 、 $q$ 、 $v$ 为常数,且大于零,说明每个工人的工资成本是工时的增函数,而且随工时增加,工资成本的增加速度不断增加。这与实践是相吻合的,比如企业要员工加班,就必须付出比正常工资更高的工资,加班时间越长,员工的厌恶、抵抗情绪和效率下降会越来越严重,这会带来更多的额外成本。

除了直接的工资成本外,企业在权衡雇佣量和平均工时,还必须考虑到另一个重要因素,那就是解雇成本。Ball(1966)提到了雇佣会产生某些固定成本,但并没有明确地与解雇成本联系起来。如果法律规定一个企业在解雇员工时必须支付高昂的解雇成本,那么企业宁愿更多地依赖于调整现有工人的平均工时,也不愿通过雇佣量的增量调整来实现总劳动投入的调整。假设解雇一个工人需付出成本 $F$ ,雇佣量为 $E$ ,解雇概率为 $m$ ,那么解雇成本为 $F \times E \times m$ 。在选择雇佣量和工时,企业的目标是使总的劳动成本(含工资成本和解雇成本)最低:

$$\begin{aligned} \text{Min} : C_E &= (p+qh+vh^2)E + F \times E \times m \\ \text{st} : Eh &= L^* \end{aligned} \quad (4)$$

将 $h=L^*/E$ 带入到 $C_E$ 中,并令 $\frac{\partial C_E}{\partial E} = 0$ ,则有:

$$E^* = L^* \sqrt{\frac{v}{p+Fm}} \quad (5)$$

从(5)式可以看出,解雇成本 $F$ 越大,企业的雇佣量就越小。工资成本的加速度 $v$ 越大,企业的雇佣量也越大。这些与我们的经验判断是一致的。

需要注意的是,企业虽然确定了最优雇佣量 $E^*$ ,但并不意味着它就立即将雇佣量调整到这个水平。按新古典理论假设,劳动要素是一种完全的可变要素,对它的调整可以在一瞬间无摩擦地完成。但实践是不是这样呢?很多学者发现,实践中劳动要素具有相当的准固定性,厂商对劳动要素的调整并不能随心所欲。Lim(1976)强调,劳动管制法案会对企业裁员行为做出各种限制。另外,当劳动要素调整到一定程度时,其他要素也必须调整,以形成合理的要素结构,但其他要素并不能无摩擦地调整,比如资本,资本的固定性反过来促成了劳动的准固定性。总的来看,对劳动的准固定性假设得到了很多学者的认同(Clark & Freeman,1980;Kumar,1982;Michl,1986)。在此基础上,人们一般假设企业从现有雇佣量向最优雇佣量的调整,并不是一步到位的,类似于投资分步原理,它也是分期进行的。为了简化起见,一般假设在两期内符合Koyck滞后过程:

$$\frac{E_t}{E_{t-1}} = \left(\frac{E^*}{E_{t-1}}\right)^\lambda, \quad 0 < \lambda < 1 \quad (6)$$

式(6)中, $E_{t-1}$ 和 $E_t$ 表示上一期和即期的雇佣量。 $\lambda$ 为调整系数,它越大,表示厂商从原雇佣量向最优雇佣量调整的速度越快。对(6)式变形可得:

$$\ln E_t^* = (1/\lambda)[\ln E_t - (1-\lambda)\ln E_{t-1}] \quad (7)$$

再将(2)式和(5)式分别带入到(7)式中,则有:

$$\begin{aligned} \ln E_t &= \alpha_0 + (\lambda/2)\ln v - (\lambda/2)\ln(p+Fm) - (\lambda c/\theta)t \\ &\quad - (\lambda d/\theta)t^2 + (\lambda b/\theta)\ln(r/w) + (\lambda/\theta)\ln Q_t \\ &\quad + (1-\lambda)\ln E_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $\alpha_0 = (\lambda b/\theta)\ln(a/b) - (\lambda/\theta)\ln A_0$

如前所述,Clark和Freeman(1980)认为,企业对利率和工资变量的反应是不对称的。这一判断非常符合中国当前的实际情况。中国的金融管制很严格,贷款流向主要是以国有企业为代表的体制内部部门,受软预算约束机制的影响,它们对资金成本的反应很不敏感。而对利率信号反应灵敏的体制外部部门,尤其是民营中小企业,又很难得到贷款。民营中小企业集中了中国70%以上的就业。这就在总体上削弱了利率作为一种价格信号对就业的调节作用。

与此相反,企业尤其是民营企业对工资信号的反应则要灵敏得多。因此,借鉴 Clark 和 Freeman(1980)的处理,我们将  $r$  和  $w$  分开设置,并对(8)式中各系数进行简化,得到:

$$\ln E_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + \alpha_2 Z_t + \alpha_3 t + \alpha_4 t^2 + \alpha_5 \ln r_t + \alpha_6 \ln w_t + \alpha_7 \ln Q_t + \alpha_8 \ln E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

这就是估算就业弹性的基本模型。其中,  $V$  为延长工时的工资加速度变量,  $Z$  为解雇成本的变量,  $\varepsilon$  为扰动项。从(9)式可以看出,短期就业弹性为  $\alpha_7$ , 对照于(8)式,就业调整速度为  $\lambda = 1 - \alpha_8$ , 长期就业弹性为  $\alpha_7 / (1 - \alpha_8)$ 。

### 三、计量模型的拓展、变量处理及数据说明

#### (一) 计量模型的拓展

不可否认,(9)式基本模型不可能穷尽影响就业的所有变量。正如 Parikh(1980)、Islam(2000)指出的,影响就业的除本产业(或本企业)产值因素外,最大的可能就是宏观经济因素,而度量宏观经济风向标的最好指标就是整个国民经济的 GDP 或人均 GDP,其中人均 GDP 指标又要更好一些,因为它与产值变量的共线性不会像 GDP 那样严重。所以,在(9)式基础上可以再引入人均 GDP 指标。设置该变量的另一个好处就是,通过观察人均 GDP 变量的系数,可以判断各产业就业变动的趋势是否符合经典的钱纳里—塞尔琨模式所总结的规律。

另外,(9)式主要从需求角度来考察就业,没有系统地考察供给因素的影响。尽管中国具有劳动剩余经济的典型特征,供给因素影响可能不大,但出于稳健性的考虑,我们还是准备在(9)式的基础上引入那些影响劳动供给的变量。2004年爆发的“民工荒”就提醒我们,这样做并不是没有现实意义的。中国非农劳动供给包括城镇劳动力和农村转移劳动力,影响城镇劳动力劳动供给的主要是失业收益,即失业保险金或最低生活保障,而在中国现有的“三道红线”的体系下,二者一般保持稳定的比例关系,所以对城镇劳动力的供给意愿,可以直接用城镇最低生活保障水平来加以反映。对于农村转移劳动力的供给意愿来说,则主要取决于进城务工的机会成本,即务农收入,所以我们也引入这个指标。

另一个需要注意的问题是,在(9)式中,滞后就业变量是依据两期 Koyck 过程来设立的,滞后期只有一年,但实践中就业滞后调整过程也可能会超过

一年。所以还可引入更长的滞后期。很多研究发现,就业的滞后调整一般在两年内就可以完成(Pehkonen,2000),所以我们再引入滞后两期的就业变量。

从(8)式和(9)式可以看出,不管是短期就业弹性还是长期就业弹性,都与规模报酬因子呈反比。如果不同规模的企业具有不同的规模报酬因子,那么,规模因素就会影响到就业弹性。在实践中,中小企业的就业功能强于大型企业,就似乎验证这一点。基于这种考虑,我们在(9)式中再引入规模变量。

最后,(9)式的推导是基于完全的市场经济假设的,也就是说劳动力资源配置完全取决于市场机制。但中国目前尚处于转型期,就业不仅取决于市场机制的作用结果,还取决于制度力量。比如,在其他因素相同的情况下,政府干预可能会扭曲企业的要素投入行为,并使产出——就业的传导过程受阻,就业弹性变形。所以,还需要在(9)式中引入度量政府干预力量的制度变量。

这样通过引入上述5个控制变量,就可以得到一个拓展的计量模型。不同产业的就业弹性存在很大差别,仅计算国民经济总就业弹性可能会掩盖这种差异,并削弱就业弹性的应用意义(Islam,2000;蔡昉等,2004)。因此我们将利用拓展模型分别估算第二、三产业以及工业、建筑业、生活服务业(批发零售、住宿餐饮业)、生产服务业(金融保险、房地产业)等4类行业的就业弹性。

#### (二) 变量处理及数据说明

本文将使用省际面板数据来进行分析。考虑到西藏和青海的特殊性,将其从截面单元中去除掉,这样截面单元为29个省份。时间序列为2002~2006年,之所以选择这个时间段,主要是考虑到自从2001年底中国加入世贸组织后,经济进入一个全新阶段,各年的要素投入结构可能会更加接近。使用面板数据的好处不仅在于它能增加样本容量,还在于能通过组内除均值(固定效应模型)或部分除均值(随机效应模型)的办法来消减扰动项中的遗漏变量,从而缓解它与产值变量的相关性所导致的模型内生性问题。数据取自各年《中国统计年鉴》、各省份《统计年鉴》以及《中国劳动统计年鉴》,有些数据经过简单的推算得出。

被解释就业量为各省份各产业(两次产业及前述的4个分行业)在对应年份的就业量,可从年鉴中获取。其中工业就业人数用第二产业就业总数减去建筑业就业人数得出。2003年之后,年鉴没有直



接提供各省份分行业的就业总数,但提供了各行业的职工数和个私单位就业人数,考虑到职工概念是相对于个私就业人员设立的,我们可以将这两部分加总,得到各行业就业总数的近似值。由于模型中包含了就业的滞后两期变量,所以上述各就业数据实际上前延至2000年。

解释变量的情况是:(1) $Q$ 为各省份各产业在对应年份的GDP值,可以从年鉴中直接获取。(2) $r$ 为年内一年期贷款利率的平均数乘以100。(3) $w$ 为各省份各产业在对应年份的平均工资。从年鉴中可以获取各省份分行业职工工资平均数,尽管这不能反映个私就业人员的工资水平,但在均衡条件下,个私就业人员工资应与职工工资保持一个相对稳定的比例关系,所以全体就业人员的平均工资应该为职工工资乘以某个稳定的系数,因此用职工工资来代替行业工资水平,不会带来严重的问题。对于工业部门工资来说,由于制造业的就业份额达70%以上,就用制造业工资来代替。两次产业的工资水平可以用产业内各分行业工资水平的加权平均数来表示,权为各分行业的就业比重。(4) $V$ 为延长工时的工资加速度,反映了延长劳动工时企业付出的代价,比如,加班工资系数。对于这个指标我们很难直接度量。尽管劳动法规对加班工资做出了明确规定,但很多企业仍然会通过各种手段来规避。一个常见手法就是把加班工资、基本工资、福利开销等各种支出混在一起(韩兆洲,2006),让员工陷入“工资幻觉”。但这种情况在2004年发生了一定的改观,2004年中国出台了新的《最低工资规定》,其中第十二条就明确规定,企业必须将延长工时的工资、福利支出与基本工资单列开来,以后者作为是否符合最低标准的依据。可以认为,这一规定是会增加加班成本的。所以作为一种替代处理办法,我们以2004年作为分界点设置时间哑元变量 $T$ ,在2004年之前 $T$ 取0;在2004年之后取1。显然,当 $T$ 取1时, $V$ 更大。(5) $Z$ 为解雇成本。这一指标同样无法获取。在2008年《劳动合同法》出台前,企业肆意解雇工人而不支付补偿的情形屡有发生,这加剧了度量解雇成本的难度。但可以间接考虑的是,对于拥有职工身份的就业者来说,其劳动权益受保护的肯定程度肯定要大于个私单位就业人员。比如,前者的劳动合同签订率就要普遍大于后者,一旦被解雇,索取赔偿可以得到更多的法律支持。基于这种考虑,可以用职工人数对个私就业人数的比率作为解

雇成本的替代变量。显然,它越大,解雇成本也越高。

5个控制变量的情况是:(1) $gdp$ 为各省份在对应年份的人均GDP指标。可以从年鉴中直接查得。(2) $low$ 为城镇居民的最低生活保障。对于各省份来说,就用省会城市的最低生活保障平均数来代替,虽然各地级市的标准与之会有所差别,但通常也会保持稳定的比例关系,并经常联调,所以这样的代替也是可以接受的。(3) $farm$ 为农民务农收入。用农民人均年收入乘以农村居民总数,再除以农林牧渔业的从业人数,可以得出。(4) $size$ 为规模变量,可以用国有及规模以上非国有工业企业的工业增加值占总工业增加值的比重来加以反映。它只适合于工业部门及第二产业。(5)制度变量,反映政府对劳动力市场的干预程度。常见的处理办法是按东中西3个经济带设置哑元变量来进行对比。比如对东部地区来说,由于市场化改革进行更深,政府干预一般要比中西部地区更少一些。具体地,以西部地区为基准,设置中部地区哑元变量 $D_{中}$ 和东部地区哑元变量 $D_{东}$ ,如某省份处于中部地区,则前者取1,后者取0;如处于东部地区,则相反;如处于西部,则全取0。设置地区哑元变量的另一好处是,中国东中西3个经济带在资源禀赋、经济技术水平等方面存在显著差异,因此要素投入结构和就业弹性也应不同。通过设置地区哑元变量与核心解释变量(如产值变量和滞后就业变量)的交叉项,可以比较不同地区在短期就业弹性、就业调整速度、长期就业弹性等方面的差异。这种地区分组的处理方法在国外文献中也得到了较多应用(Islam,2000)。

#### 四、就业方程的计量结果 及就业弹性估算

我们首先用固定效应模型和随机效应模型来分别估算两次产业的就业方程,再依据指标选择具体的估算方法及结果。估算结果见表1。

##### (一)第二产业的就业方程与就业弹性

$Hausman$ 值为92.35,说明固定效应模型和随机效应模型的估算结果存在显著性差异,出于无偏性的考虑,应选择固定效应模型。根据第2栏,西部地区产值变量的系数为0.105,中部地区哑元变量与产值变量的交叉项系数不显著,这说明中部地区产值变量的系数与西部地区没有区别。东部地区哑元变量与产值变量的交叉项系数为0.071,因此东

# 中国就业弹性究竟有多大？

## 中国就业·分配论坛

部地区第二产业的产值变量的系数为 0.176(0.105+0.071=0.176)。滞后一期的就业变量的系数情况是：西部地区为 0.512,中部地区与西部地区无显著差异,东部地区为 0.462(0.512-0.050=0.462)。对于滞后两期就业变量来说,东中西 3 地的系数均不显著。可见,产值对就业的滞后影响没有延续到第 3 年。这样东中西 3 地第二产业的短期就业弹性分别为 0.176、0.105 和 0.105。但在考虑到产值对就业的滞后影响后,长期就业弹性分别上升到 0.327 (0.176/(1-0.462)=0.327)、0.215 (0.105/(1-0.512)=0.215)和 0.215。

在就业方程中,利率和工资均没有对就业产生显著的影响。如前所述,中国信贷资源主要流向那些对市场信号反应迟钝的体制内部门,再加上严格的利率管制所导致的利率僵化,制约了利率作为一种价格信号对劳动资源配置的影响。而对于工资变量来说,之所以没有出现对就业的负向作用,可能的原因是,改革后,在刘易斯式工

表 1 两次产业就业方程的估算结果  
(被解释变量 lnE)

	第二产业		第三产业	
	固定效应模型	随机效应模型	固定效应模型	随机效应模型
lnQ	0.105**	0.078***	0.179**	0.237***
D <sub>中</sub> lnQ	0.223	0.259	0.023**	0.106*
D <sub>东</sub> lnQ	0.071*	0.111	0.009*	0.004
lnE <sub>t-1</sub>	0.512***	0.597**	0.452**	0.381***
D <sub>中</sub> lnE <sub>t-1</sub>	-0.024	-0.053*	0.291	0.073
D <sub>东</sub> lnE <sub>t-1</sub>	-0.050**	-0.112*	-0.146**	-0.190**
lnE <sub>t-2</sub>	0.191	0.163	0.083*	0.109
D <sub>中</sub> lnE <sub>t-2</sub>	0.121	0.109	0.3	0.271*
D <sub>东</sub> lnE <sub>t-2</sub>	-0.029	-0.015	0.155	0.183
lnr	0.001	0.006	-0.123	-0.094
lnw	0.319	0.202	-0.176**	-0.256*
V	0.118**	0.100*	0.028	-0.005
Z	-0.016*	-0.041	-0.115	-0.146
t	0.033	0.13	-0.229	-0.213
t <sup>2</sup>	-0.109	-0.115	0.311	0.192
lngdp	0.088***	0.062**	0.104	0.06
lnlow	-0.072	-0.01	-0.081	-0.097
lnfarm	0.041	0.097	-0.193**	-0.261*
size	0.018	0.044		
A-R <sup>2</sup>	0.261	0.272	0.243	0.251
ρ	1	0.643	1	0.732
Hausman	92.35		59.77	

注：(1)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性检验。(2)ρ 为估算过程中截面单元的组内除均值的比例,对固定效应模型来说,该系数恒定为 1。

业化模式指导下,中国工资上涨缓慢,特别是占工业劳动力比重越来越大的农民工群体,工资更是长期停滞不前。而近年来的工资上涨,主要是对以前工资欠账的补偿(黄泰岩,2005)。工资对就业的影响,过去只是通过需求来发挥作用,而在近年来随着“民工荒”的爆发,也开始通过供给渠道发挥作用。传统的工资上涨对劳动需求的抑制作用,可能会被供给的改善所抵消。

延长工时的工资加速度变量的系数显著为负,说明随加班工资支出的提高,企业倾向于招募更多新雇员。解雇成本的系数显著为负,说明随解雇成本的提高,企业倾向于减少雇员招募规模。这些结果与前述的理论推断是一致的。时间趋势及其二次项不显著,说明技术变迁尚未对就业产生明显影响。换句话说,第二产业的技术进步尤其是劳动节约型技术进步并没有大面积地推进。对这一点的解释是,自 2002 年之后,中国第二产业所面临的强劲的国内外需求抵消了技术进步的压力和动力。一个类似的情况是,马来西亚在 20 世纪 80 年代所推动的工业发展战略的转变也没有引发预期的技术升级,其原因也在于需求(Wah,1997)。另外,人均 GDP 的系数显著为正,这说明随经济发展,第二产业就业呈增加趋势,这与钱纳里—塞尔琨对工业化中期之前的就业演变模式的概括是吻合的。城镇最低生活保障和农民务农收入都没有对就业产生显著影响,可能的原因是,在中国现有的社会保障体系下,城镇最低生活保障标准太低,与务农收入太低一样,很难对劳动力供给决策形成明显的影响。这也说明,在中国当前劳动剩余的条件下,工业部门的就业主要还是取决于需求因素。最后,规模变量对第二产业就业的影响也是不显著的。由于在方程中引入了地区变量,而不同地区第二产业的规模结构是不同的,所以地区变量可能在一定程度上吸纳了规模变量的影响。

### (二)第三产业的就业方程及就业弹性

Hausman 值为 59.77, 同样应选择固定效应模型。第 4 栏表明,西部地区第三产业产值变量的系数为 0.179,中部地区哑元变量与产值的交叉项系数为 0.023,因此中部第三产业产值变量的系数为 0.202(0.179+0.023=0.202)。东部地区哑元变量与产值变量的交叉项系数为 0.009,因此产值变量的系数为 0.188 (0.179+0.009=0.188)。从滞后一期就业变量的系数看,西部地区为 0.452,中部地区与西部没有显著差别。东部哑元变量与滞后就业变量的交叉项系数为 -0.146,因此滞后一期就业变量的系数为 0.306 (0.452-0.146=0.306)。滞后两期就业变量系数的情况是,东中西 3 地没有显著差别,均为 0.083。可见,相对于第二产业,第三产业产值对就业的滞后影响要更长一些。即便如此,到第三年影响也很小了。这样,东中西 3 地第三产业的短期就业弹性分别为 0.188、0.202 和 0.179,但是在考虑到就业的滞后调整因素后,东部第三产业的长期就业弹性将上升至 0.308 (0.188/(1-0.306-0.083)=0.308),中西部地区的长期就业弹性则分别上升到 0.434(0.202/(1-0.452-0.083)=0.434)和 0.385(0.179/(1-0.452-0.083)=0.385)。

在就业方程中,利率同样没有对第三产业就业产生显著影响。对它解释是,第三产业很少能得到信贷资源的支持,因此利率对第三产业就业的影响很有限。工资变量的系数显著为负,说明工资上涨会损害就业,这是不同于第二产业的。究其原因,服务业尤其是生活服务业,大多属于微利行业,工资变化对其利润的影响要更大一些,所以企业对工资变化也要更敏感。延长工时的工资加速度变量和解雇成本变量对第三产业的就业均没有产生显著的影响。可能的原因是,中国服务业生产组织形式比较松散,很多属于非正规形式,是劳动监察的难点,关于加班工资、解雇补偿的法律法规得不到有效执行。这种情况即使是在像美国这样制度完备的国家也是普遍存在的(Ashenfelter & Smith,1979)。另外,时间趋势、人均GDP指标变量的系数也不显著,表明随时间推移以及经济发展,服务业就业并没有显示出明显的增加趋势,这与钱纳里—塞尔琨所概括的演变规律不吻合。这也从一个侧面反映了中国服务业发展滞后的现状。最后,务农收入对服务就业有显著的负向影响。原因在于,服务业工资水平比较低,相对于第二产业,务农收入对农民工的部门收益比较以及劳动供给决策的影响要更突出一些。

上述分析表明,如果只看产值变化对就业的当期影响,两次产业的短期就业弹性确实较小。就第二产业而言,除东部地区外,中西部地区均维持在0.1左右的较低水平。对于第三产业来说,就业弹性也没有人们预期的那么大,3个地区基本都小于0.2。这似乎验证了目前流行的“无就业增长”之谜。但如果考虑到产值变化的滞后影响就会发现,两次产业长期就业弹性并不低,特别是东部地区第二产业和中西部地区第三产业,将分别上升至0.3和0.4左右的较高水平。

## 五、对就业弹性估算结果的进一步解释

### (一)对较高的长期就业弹性的解释

决定长期就业弹性的主要是经济增长模式或要素投入结构。如果我们承认,自20世纪90年代以来中国经济增长模式并没有发生根本性变化,那么就不应该期望长期就业弹性会出现太大幅度的下滑,而是仍应维持在较高水平。

就第二产业来说,较高的长期就业弹性主要源自刘易斯式工业化模式的长期延续。由于劳动力供

给近乎无限弹性,中国工业化一直强调劳动要素的密集投入,而忽视技术进步的作用。21世纪初中国加入世贸组织,工业部门开始纳入世界经济循环体系,基于比较优势的工业发展战略获得了喘息的机会。强劲的出口需求和劳动剩余条件使刘易斯工业化模式再现活力,工业发展对劳动要素的强依赖性并没有被撼动。这一点对东部工业来说尤为明显。改革后,劳动力跨地区流动使东部工业获得源源不断的廉价劳动供给,低端劳动密集型技术成为工业部门的最优选择,以贸易加工业为代表的劳动密集型制造业长期占据工业主导地位,以至于出现了产业结构的地区粘性(罗浩,2003)。东部工业增加值占全国工业增加值的比重超过60%,东部工业较高的就业弹性在相当程度上带动了全国工业的就业弹性。进一步,在第二产业内部,工业增加值所占比重超过85%,较高的工业就业弹性又拉动了第二产业的就业弹性。相对而言,中西部地区工业部门的就业弹性相对小一些。究其原因,中西部地区工业部门的国有经济比重高,政府对资源配置的主导权更大。在GDP导向的政绩考核机制下,工业增长模式更倾向于GDP效应明显的资本密集型项目,资本积累速度更快。2002~2006年,东部地区国有及规模以上非国有工业企业固定资产净值的年增长率为15.7%,而中西部地区分别达到18.3%和19.7%。较快的资本积累及其对劳动的替代效应,削弱了中西部地区工业的就业弹性。对3个地区工业就业弹性的比较可参见表2。

对第三产业来说,较高的长期就业弹性是与人们的预期相吻合的。作为国民经济的就业海绵,第三产业是典型的劳动密集型产业。从服务对象看,第三产业包括生活服务业和生产服务业,前者的劳动密集型特征更明显,就业弹性更大(对2类服务业就业弹性的比较可参见表2)。目前中国第三产业主要还是以生活服务业为主,生产服务业并不发达。2002~2006年,金融保险、房地产等生产服务业增加值占第三产业的比重只有17.5%,而以批发零售和住宿餐饮业为代表的生活服务业超过80%。这种结构支撑了第三产业整体上较高的就业弹性。分地区来看,东部地区生产服务业的比重重要大于中西部地区,2002~2006年,其中生产服务业占第三产业增加值比重为21.4%,而中西部地区只有16.7%和14.4%。这一结构差异,能够解释为什么中西部地区第三产业的就业弹性会大于东部地区。



### (二)对较低的短期就业弹性的解释

短期就业弹性不仅取决于经济增长模式或要素投入结构,还取决于劳动市场的调整速度。即便在劳动密集型行业,如果存在企业延迟调整雇佣量的行为,产值变化对就业的影响也会被分割到不同时期,短期的就业变化可能并不大。

企业延迟调整雇佣量可能会出于 2 种原因:一是劳动管制政策对解雇行为的限制(Lim,1976)。比如,政府要求企业解雇人数超过一定规模,必须提前申报,只有经过批准才能付诸实施。这无疑会延缓企业的解雇计划。二是内部人契约与隐蔽性失业。出于经济或非经济动机(如友情制约),企业与雇员之间通常会形成一种默契:当产出增加时,雇员延长工时,雇主不必支付过多的额外工资,工资小于边际生产力,雇员替雇主分担了风险。当产出减少时,雇员减少工时,雇主不一定减少工资,工资大于边际生产力,雇主替雇员分担了风险。这种现象在熟人社会或非正规生产组织中是很常见的。内部人契约要发挥作用,要有一个前提条件,那就是工人的工时不饱和,即存在隐蔽性失业。只有存在隐蔽性失业,当产出增加时,雇主才能通过延长工时来索取工人的回馈,内部人契约才有存续的基础。所以 Bardhan (1979)发现,雇主宁愿平时多养一些“闲人”,也不愿意按边际原则来及时调整雇佣量。这样,当内部人契约和隐蔽性失业同时出现时,产值变化对就业的影响可能会被阻滞。但这种阻滞只能起到延缓作用,因为工时调整是有限度的,当产出增加时,企业首先考虑的是延长现有工人的工时,一旦工人满负荷作业,就必须转向增招雇员。同样,当产出减少时,企业可以在短期内不裁员,但一旦超过承受极限,企业将难以为继,就只能转向裁员。

企业的生产组织形式不同,劳动管制或隐蔽性失业(内部人契约)的作用效力也是不同的。在正规的生产组织中(比如工业企业、生产服务业企业),劳动投入会更严格地按照经济原则来进行规划,用工制度也更富有刚性。所以隐蔽性失业和内部人契约对就业的滞后调整作用可能会更弱一些。但也要注意,在这些正规组织中,劳动管制政策也更容易发挥作用。在严格的劳动管制环境下,企业更倾向于遵从管制法规中对雇佣或解雇行为的规定,从而延缓就业的调整速度。与此相反,在非正规的生产组织中(比如建筑业中的建筑队、生活服务业中的小吃店),劳动投入更多地按照熟人社会的内部人

契约来进行,由于聚集了大量的农村转移劳动力,就业不足和隐蔽性失业问题也比较严重。内部人契约和隐蔽性失业会加剧这些部门就业调整的滞后性。但反过来说,由于生产组织形式不正规,它们也往往是劳动监察的难点,对于劳动管制法规的顾虑和约束也要更少一些。这可能会在一定程度上弥补它们在就业调整速度上的劣势。

为了辨别这两种因素的作用大小,我们在第二产业内分工业和建筑业,在第三产业内分生活服务业(含批发零售业、住宿餐饮业)和生产服务业(含金融、保险业、房地产业),分别估算这 4 个行业的就业方程。基于就业方程,再分别比较它们的就业调整速度、短期就业弹性和长期就业弹性。结果见表 2。

从表 2 可以看出,在第二产业内,除了东部地区工业部门的就业调整速度要略快于建筑业外(前者为  $1-0.437=0.563$ ,后者为  $1-0.453=0.547$ ),其他地区均要慢于建筑业。这说明,在第二产业内,劳动管制因素对就业调整的影响并不亚于隐蔽性失业的影响。一直以来,中国政府对工业部门的劳动管制力度都很强,每逢经济衰退或结构调整周期,政府都会动用各种手段干预企业解雇行动,其中最具有代表性的就是在 1998 年的国企改革中,明确限定了下岗分流的速度,同时对不能下岗的 7 类人员也做出了划分。在以后的时间里,这种干预模式的惯性屡见不鲜,但凡就业形势不妙时,政府总是倡导企业从大局出发,不要轻易解雇员工。对国有企业来说,由于产权关系,政府只需一纸命令,就可以推延甚至冻结企业的解雇行动;而对民营企业来说,只要强化劳动管制政策、复杂化解雇程序,也能达到异曲同工的效果。在本轮金融危机中,这种行为就表现得非常明显。

在第三产业内部,不论是哪个地区,生活服务业的就业调整速度都要远慢于生产服务业。以西部地

表 2 4 个行业的就业调整速度和就业弹性

		工业	建筑业	生活服务业	生产服务业
东部	短期就业弹性	0.168	0.199	0.209	0.155
	滞后一年就业系数	0.437	0.453	0.431	0.275
	滞后两年就业系数	不显著	不显著	0.014	不显著
	长期就业弹性	0.298	0.364	0.377	0.214
中部	短期就业弹性	0.081	0.199	0.209	0.171
	滞后一年就业系数	0.491	0.42	0.51	0.396
	滞后两年就业系数	不显著	不显著	0.066	不显著
	长期就业弹性	0.159	0.343	0.493	0.283
西部	短期就业弹性	0.081	0.199	0.209	0.171
	滞后一年就业系数	0.491	0.442	0.51	0.396
	滞后两年就业系数	不显著	不显著	0.066	不显著
	长期就业弹性	0.159	0.357	0.493	0.283

区为例,在产值变化当年,生活服务业就业只能调整到新的最优水平的42.4%( $1-0.510-0.066=0.424$ ),而生产服务业可以调整到60.4%( $1-0.396=0.604$ )。此外,生活服务业的调整滞后期也要长于生产服务业,前者的就业滞后调整会延续到产值变化后两年,而后者只会延续一年。这些都说明,在第三产业内,隐蔽性失业对就业调整的影响要超过劳动管制因素。我们认为,这种影响差异不仅源自生活服务业自身严重的隐蔽性失业问题,同时也源自于生产服务业特殊的行业性质。生产服务业属于高智力、高附加值行业,同时也是高工资行业。雇员效率和雇员成本对运营效益影响很大,这就决定了劳动管制政策对它的利益诱导功能可能会比较弱。如果调整雇员规模会带来较大收益,企业就宁可承受繁杂的解雇程序和高昂的解雇成本。近年来金融业一直位居员工流动性最大的几个行业之列,就可以说明这个问题。从本轮金融危机来看,金融、房地产等行业在短时间内就遭遇了很大的就业冲击,也可以验证这个判断。

总的来看,不管是第二产业内劳动管制和隐蔽性失业的共同作用,还是第三产业内隐蔽性失业的主导影响,中国非农产业均存在比较明显的从产值到就业的滞后传导过程。其中,中西部地区第三产业中的生活服务业最为明显。这就导致了在这些产业中较高的长期就业弹性与较低的短期就业弹性并存的现象。

## 六、结论性评语

本文提出了一种估算就业弹性的动态模型,模型前提是对厂商调整劳动要素的行为做出了两个有别于新古典假设的处理:首先,厂商对劳动要素的调整既可以通过雇佣量的调整来实现,也可以通过人均工时的调整来实现;其次,劳动要素具有准固定性,厂商对雇佣量的调整并不是一步到位的。以这个模型为基础,我们分别估算了中国第二、三产业和4个行业的就业弹性。主要结论如下。

首先,如果只考虑产值变化对就业的短期影响,中国非农产业的就业弹性确实较小。以第二产业为例,除东部地区外,中西部地区均维持0.1左右的较低水平。第三产业的就业弹性也没人们预期的那么高,3个地区只接近于0.2。但是在考虑到产值变化对就业的滞后影响后,我们就会发现,非农产业的就业弹性能够得到较大幅度的提高,其中最为明显的是东部地区第二产业和中西部地区第三产业,长期

就业弹性分别提高到0.3和0.4左右的较高水平。

其次,产值之所以对就业产生滞后影响,主要在于企业对雇佣量的滞后调整,而这种滞后调整主要源自劳动管制和隐蔽性失业因素。在第二产业内部,政府对工业企业雇佣或解雇行为的强力干预,是造成就业滞后调整的主要原因;在第三产业内部,生活服务业严重的隐蔽性失业和非正规组织的内部人契约,则是滞后调整的主要诱因。我们利用工业、建筑业、生活服务业、生产服务业的面板数据,分别估算了它们的就业方程,并通过比较分析验证了上述判断。

本文结论可为解释“无就业增长之谜”提供一定的参考。当人们利用点弹性或弧弹性方法计算中国的就业弹性时,所考察的实际上只是产值变化对即期就业的影响,而忽视了产值变化的滞后影响。如考虑到滞后影响,非农产业的就业弹性并不低。从此角度讲,“无就业增长之谜”可能根本就不存在。

本文结论的另一层意义在于,它提醒我们,金融危机对就业的冲击可能会像金融危机本身一样远未见底。从产值到就业的传导,存在一个明显的时滞过程,本文的分析表明这个时滞很可能是一年左右。也就是说,即使金融危机见底了,失业问题要见底,还得再需要一年。在四大类行业中,就业滞后调整问题最明显的是中西部地区的生活服务业,这需要引起决策层的关注。尽管目前金融危机的重灾区在东部第二产业,但中西部地区的第三产业很可能会酝酿新一轮失业潮。随着返乡民工的增加、居民收入的减少,中西部服务业将面临巨大考验,众多的服务业企业很可能会在不裁员的义举下苦撑一段时间后集中倒闭,失业问题也将集中爆发。在1997年东南亚金融危机中,香港的就业困局就是在一年后迸发的,这对我们有一定的警示作用。面对这种局势,政府在就业治理政策上应做出相应的调整。目前政府对就业问题的关注主要集中在工业领域特别是沿海工业领域,对中西部地区服务业的关注相对较少。这种头痛医头脚痛医脚的治理方式,很可能会错失防范新一轮中西部失业潮的治理良机。如何结合庞大的4万亿政府投资计划来振兴中西部地区服务业,是需要认真考虑的。更进一步,即便是目前针对沿海工业的治理政策,也并不是得当的。时下政府主要通过劳动管制政策来限制企业裁员,强迫它们承担起就业的社会责任,在帮扶企业方面却没有太多的实质举动。这只能延缓失业问题

的爆发,而不能消灭问题本身。通过政策杠杆来改善企业的生存环境、增强它们承担社会责任的能力,才是根本的解决之道。

(作者单位:丁守海,中国人民大学农业与农村发展学院,责任编辑:蒋东生)

### 参考文献

(1)蔡昉、都阳、高文书:《就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济增长没有带来显性就业?》,《经济研究》,2004年第9期。

(2)程连升:《中国经济“高增长、低就业”的变化趋势和原因分析》,《教学与研究》,2007年第3期。

(3)邓燕萍、刘克纾:《江西就业弹性与劳动力就业增长路径分析》,《江西社会科学》,2006年第11期。

(4)龚玉泉、袁志刚:《中国经济增长与就业增长的非一致性及其形成机理》,《经济学动态》,2002年第10期。

(5)韩兆洲:《劳动工资与社会保障——广东省最低工资调研与统计测算模型研究》,经济科学出版社,2006年。

(6)黄泰岩:《“民工荒”对二元经济理论的修正》,《经济学动态》,2005年第6期。

(7)简新华、余江:《基于冗员的中国经济弹性估计》,《经济研究》,2007年第6期。

(8)李红松:《我国经济增长与就业弹性问题研究》,《财经研究》,2003年第4期。

(9)罗浩:《中国劳动力无限供给与产业区域粘性》,《中国工业经济》,2003年第4期。

(10)齐建国:《中国经济的最大威胁是就业弹性急剧下降》,《世界经济》,2000年第3期。

(11)宋小川:《无就业增长与非均衡劳工市场动态学》,《经济研究》,2004年第7期。

(12)王诚:《中国就业转型从隐蔽失业、就业不足到效率型就业》,《经济研究》,1996年第5期。

(13)王春雷:《促进扩大就业税收政策的路径选择——基于就业弹性方面的考察》,《财经问题研究》,2007年第1期。

(14)阎革:《我国就业弹性系数迅速下降的原因》,《广西社会科学》,2002年第6期。

(15)张本波:《我国就业弹性系数变动趋势及影响因素分析》,《经济学动态》,2005年第8期。

(16)张车伟、蔡昉:《就业弹性的变化趋势研究》,《中国工业经济》,2002年第5期。

(17)张江雪:《我国三大经济地带就业弹性的比较——基于面板数据模型的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,2005年第10期。

(18)Abdulnasser, H., 2006, “The Response of Industry Employment to Exchange Rate Shocks: Evidence from Panel Cointegration”, *Applied Economics*, Vol. 38, pp. 415-421.

(19)Ashenfelter, O., R. Smith, 1979, “Compliance with the Minimum Wage Law”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 333-350.

(20)Baer, W., H. Michel, 1966, “Employment and Industri-

alization in Developing Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 80, pp.88-107.

(21)Ball, R., Cyr, 1966, “Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry”, *Review of Economic Studies*, Vol. 33, pp. 179-207.

(22)Bardhan, P, 1979, “Wages and Unemployment in a Poor Agrarian Economy: A Theoretical and Empirical Analysis”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 479-500.

(23)Clark, K., R. Freeman, 1980, “How Elastic is the Demand for Labor? ”, *Review of Economics & Statistics*, Vol. 80, pp. 509-520.

(24)Islam, 2000, *Estimating Employment Elasticity for the Indonesian Economy*, ILO.

(25)Kumar, R., 1982, “Employment Elasticities and Speeds of Labour Adjustment: The Implications of Different Estimation Methods for Malaysian Commercial Agriculture and Forestry”, *Journal of Development Studies*, Vol. 18, pp. 497-510.

(26)Lim, D., 1976, “On Estimating the Employment-Output Elasticity for Malaysian Manufacturing”, *The Journal of Developing Areas*, Vol. 10, pp. 305-316.

(27)Martin, B., 1982, “The Productivity Growth Slowdown by Industry”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 423-454.

(28)Michl, T., 1986, “The Productivity Slowdown and the Elasticity of Demand for Labor”, *Review of Economics & Statistics*, Vol. 68, pp.532-536.

(29)Morley, S., Kumar, 1989, “Labor Intensity and Employment Creation in a Constrained Economy”, *Journal of Development Economics*, Vol. 30, pp.287-310.

(30)Nelson, G., 1986, “Labor Intensity, Employment Growth and Technical Change”, *Journal of Development Economics*, Vol. 24, pp.111-117.

(31)Padalino, S., M. Vivarelli, 1997, “The Employment Intensity of Economic Growth in the G-7 countries”, *International Labour Review*, Vol. 136, pp.191-213.

(32)Parikh, A., R., Edwards, 1980, “An Input-Output Approach to Forecasting Gross Domestic Output and Employment Intensities”, *Empirical Economics*, Vol. 5, pp.1-14.

(33)Pehkonen, J., 2000, “Employment, Unemployment and Output Growth in Booms and Recessions: Time Series: Evidence from Finland, 1970-1996”, *Applied Economics*, Vol. 32, pp. 885-900.

(34)Sawtelle, B., 2007, “Analyzing the Link Between Real GDP and Employment: An Industry Sector Approach”, *Business Economics*, Vol. 42, pp. 46-54.

(35)Suryadarma, D., Suryahadi, A., Sumarto, S., 2007, “Reducing Unemployment in Indonesia: Results from a Growth-Employment Elasticity Model”, SMERU Working Paper.

(36)Wah, L., 1997, “Employment Effects of Output and Technological Progress in Malaysian Manufacturing”, *Journal of Development Studies*, Vol. 33, pp. 411-420.

(22)Merton R. C. and Bodie Z., 1992, “On the Management of Financial Guarantee”, *Financial Management*, Vol.21, pp. 87-109.

(23)Ronald J. Mann, 1997, “The Role of Secured Credit in Small-Business Lending”, *Georgetown Law Journal*, Vol.86, pp. 20-22.

(24)Shleifer and Vishney, 1997, “A Survey of Corporate Governance”, *Journal of Finance*, Vol. 52(2), pp.737-783.

(上接第16页)

(20)Avery W. Katz, 1999, “An Economic Analysis of the Guaranty Contract”, *University of Chicago Law Review*, Vol.66, pp.47-116.

(21)Johnson, S., La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F. And Shleifer, A., 2000, “Tunneling”, *American Economic Review*, Vol. 90(2), pp.22-27.