

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？

蔡 都 阳 高文书

(中国社会科学院人口与劳动经济研究所 100732)

内容提要: 尽管通常的计算低估了中国的就业弹性,但调整后的弹性数值仍属偏低。为什么经济的增长没有带来相应的就业增长呢?首先,反周期的宏观经济政策对解决自然失业是无能为力的;其次,在反周期的宏观经济政策所能调节的周期性失业方面,由于宏观经济政策所引导的投资方向往往是就业密集度较低的行业,进而导致反周期措施拉动就业的能力大为降低。因此,完善劳动力市场机制、加强职业培训体系建设、推动高就业产业发展,应成为经济政策的重点。

关键词: 就业弹性 自然失业率 宏观经济政策

随着国有企业改革的深入、加入世界贸易组织后产业结构调整的加剧,以及宏观经济周期性成为一个显著的现象,城镇失业和下岗现象日益严重。1995—2002年期间,城镇失业率从4.0%提高到6.1%,劳动参与率从72.9%下降到66.5%(蔡 等,2004)。一方面,由于以失业、就业和劳动参与率等为特征的劳动力市场变化已经成为经济周期现象,另一方面,扩大就业和治理失业已成为政府的重要政策目标,所以,从一般的角度理解劳动力市场的周期性波动和长期变化趋势,从特殊的方面揭示失业产生的原因和特点,具有理论上和政策上的迫切性。

伴随着经济波动现象的频繁出现,中国的宏观经济问题讨论充斥了经济学刊物,但绝大多数的讨论都忽视了宏观经济问题中最重要的主题——就业及其与宏观经济政策的关系。在就业问题日益严峻并产生对经济学研究巨大需求的情况下,劳动经济学研究也日趋活跃,但大多数讨论却不能揭示就业、失业问题的宏观经济学含义,从而降低了这些研究成果的政策实用性。例如,许多研究表明,在劳动力市场状况日益严峻化的同时,中国经济增长的就业弹性趋于下降,由此产生的推论是经济增长未能带来相应的就业增加(龚玉泉、袁志刚,2002;李红松,2003)。如何从理论上解释这种现象,关系到治理失业和扩大就业的政策选择,或者说关系到如何评价宏观经济反周期政策的效果。本文以回答为什么近年来的经济增长没有带来显性就业的增加为问题出发点,将更深入探讨就业弹性,分解城镇失业原因,并从促进就业的角度评价近年来的宏观经济政策,提出对症的政策建议。

一、就业结构和就业增长模式

由于关于中国劳动力市场状况的统计信息令人扑朔迷离,许多发表的统计数字又往往与实际观察到的情形不一致,所以,在对于中国劳动力市场状况的理解上面形成诸多误导。有三个代表性的观点值得关注。第一是置疑官方的城镇失业率数字。由于公布的数字是登记失业率,而不是具有可比性并且更接近实际情况的调查失业率,许多研究者进行了各种间接的估计,得出远比官方统

计数字高的失业率。^① 第二是认为 20 世纪 90 年代后期以来, 城镇就业没有增长, 甚至可能绝对减少。例如, 罗斯基(Rawski, 2001) 就把“就业增长几乎为零”, 作为置疑中国经济实际增长速度的依据之一。第三是通过计算就业弹性, 得出经济增长带动就业越来越少的结论(李红松, 2003)。

本文作者之一已经对实际失业率数字和就业是否增长的问题给予了回答(蔡, 2004), 指出由于口径的不同, 城镇实际失业率的确大大高于登记失业率, 2002 年达到 6.1%。由于劳动参与率的下降和就业不足造成的在统计上的影响, 实际失业率并不象许多估计数字那样高(见表 1)。同时, 由于经济成分日益多样化, 就业结构也发生了巨大的变化, 传统的统计体系不再能够涵盖全部城镇就业, 因而“单位就业”统计范围内的数字也不再能够充分反映就业的增长状况。劳动力市场发育的增量性质, 使得大量新增就业(如农村转移劳动力的就业和失业、下岗职工的再就业)是通过一些传统统计不能涵盖的渠道实现的。例如, 2003 年城镇全部就业人数为 2.56 亿, 而统计的单位就业人数只有 1.1 亿, 两者之间的差额达 1.47 亿。而这种情况使得我们不能仅仅依据传统统计渠道的就业增长数字, 妄下关于经济增长创造就业减少的判断。

表 1 城镇劳动力市场变化(百万, %)

	劳动年龄人口	就业人口	失业人口	失业率	劳动参与率
1995	272	190	7.9	4.0	72.9
1996	284	199	8.2	3.9	72.9
1997	301	208	9.8	4.5	72.2
1998	324	216	14.5	6.3	71.2
1999	327	224	14.0	5.9	72.9
2000	366	232	19.1	7.6	68.5
2001	377	239	14.1	5.6	67.3
2002	397	248	16.2	6.1	66.5

资料来源: 作者根据国家统计局《中国人口统计年鉴》相应年份, 国家统计局《中国统计年鉴 2003》数字估算。

由于使用的就业数字不当, 目前关于就业弹性的计算都得出了日益减小的结论。这里存在两个问题。第一, 总体就业弹性的计算反映的是城乡全部就业和 GDP 总量之间的增长关系。一方面, 在统计上, 农业起到的是就业蓄水池的作用, 凡是非农产业未能吸纳的就业都被计入农业中了。所以, 这个总量分析的意义是有限的。另一方面, 分部门计算就业弹性, 所使用的就业数字不包括单位就业渠道之外的就业, 这样, 大量的就业增长被排除在计算之外, 就业弹性被大大低估。实际上, 我们关心的是城镇的经济增长是否带来相应的城镇就业, 以及弹性有多大。因此, 依据全部城镇就业和 GDP 数字, 单独估算城镇的就业弹性更能够反映真实的情况。

如果我们仅仅考察城乡总体的就业弹性和分第一、二、三次产业的就业弹性的话, 我们会得出与大多数其他研究相同的结论, 即就业弹性呈现明显的下降趋势。虽然第一产业的就业弹性从 1979—1981 年平均 -0.21 提高到 2001—2003 年平均 0.15, 第二产业则从 1.00 下降到 -0.04, 第三产业也从 0.88 降低到 0.44, 城乡全部就业的 GDP 弹性从 0.44 降低为 0.13。但是, 一旦把全部城镇就业作为分析对象, 观察其增长率与城镇 GDP 增长率之间的关系, 就看到不同的景象。我们首先从 GDP 总量中减去农业增加值, 再减去乡镇企业中非农产业的增加值, 通过适当的价格调整, 就可

^① 例如, 联合国发展计划署(UNDP, 1999, p. 99)在其《中国人类发展报告 1999》中, 把登记失业、下岗和农民工的失业合并起来, 估计当时的城镇失业率为 7.9%—8.5%。另外, 请见苏黛瑞(Solinger, 2001)的有关综述。

以得到实际的城镇 GDP 年度增长率。用城镇就业年度增长率与城镇 GDP 增长率相比, 就得到了城镇就业弹性这个指数。我们按照三年移动平均的方式将其绘于图 1。

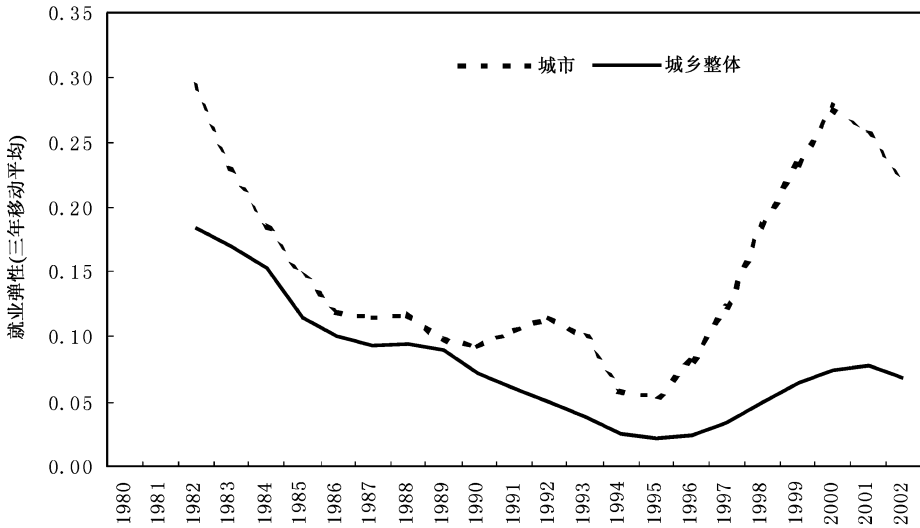


图 1 城镇就业弹性与城乡整体就业弹性有不同的变化趋势

资料来源: 国家统计局《中国统计年鉴》相应各期; 何康主编《中国的乡镇企业》, 中国农业出版社, 2004 年, 附表 3。

与城乡整体的就业弹性下降趋势不同, 城镇就业弹性从 20 世纪 90 年代初以来总体上呈现上升趋势, 并且于 90 年代后期向早期的水平接近, 2000 年达到 0.31, 只是在本世纪又有所降低, 2002 年为 0.19。也就是说, 城镇 GDP 每增长 1 个百分点, 就业增长 0.19 个百分点。这个就业弹性比按照城乡整体和分三次产业的方式所计算的结果, 都显示更大的经济增长就业弹性。由于这个计算与以往计算所使用的就业数字不同, 所以, 这个较大的就业弹性来自于单位外就业的作用。换句话说, 以往的研究得出的经济增长没有带来就业的结论并不准确, 而只能说经济增长没有带来显性就业。

二、自然失业率与治理方向

尽管依据全部城镇就业数字估算的就业弹性表明, 经济增长并非没有带来就业增长, 但 0.2 左右的就业弹性, 与发展中国家平均 0.3—0.4 的水平相比仍然较低。所以, 经济增长没有带来相应的就业增长这个命题, 从理论和政策的角度仍然有意义。为了回答为什么会出现这种现象, 我们需要对目前的失业率进行分解, 以便观察其对经济增长反应灵敏程度。

在宏观经济学中, 失业通常被分解为摩擦性失业、结构性失业和周期性失业三种形式, 前两种形式的失业因其不可避免的性质而被称作自然失业。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。由于经济活动从而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。^①第三,宏观经济处于周期波动中,当相对衰退发生时,就产生周期性失业。随着宏观经济相对高涨,总需求增加,这种失业现象得以缓解甚至消失。

因此,自然失业是一种持续存在的现象,但诸多可变因素都可以影响到自然失业的水平。例如,如果技术进步和产业结构变化的幅度和速度较快,就可能比较经常和较大幅度地引发自然失业。但是,如果信息传递、职业培训、政府规制状况等反映劳动力市场发育水平和运行效率的条件良好,就可以通过劳动者对变化的更快适应而降低自然失业率。此外,社会保障覆盖率和水平等一系列因素可能会通过影响劳动者寻找岗位的激励,而影响自然失业水平和持续时间。可见,自然失业实际上并不是“自然的”和不可变的(Ottosen 等, 1996)。因此,除了我们熟知的可以通过宏观经济政策抑制或刺激需求的作用影响周期性失业之外,也可以通过一系列作为改变自然失业的水平。而一个经济中总体失业由自然失业和周期性失业构成的相对比例,决定着政策的主要方向和效果。

在计划经济条件下,不存在劳动力市场,就业是通过计划配置的,虽然在企业层次上存在着严重的冗员现象,但这并不表现为宏观经济意义上的失业。改革以来,特别是触动存量调整的改革在 20 世纪 90 年代后期发动以来,国有企业违背比较优势的产业结构在竞争中失去了市场生存能力,一方面产生大量亏损和破产企业,另一方面谋求生存的企业也开始削减冗员,使得一部分城市职工的铁饭碗被打破,离开原来的工作岗位,处于下岗和失业状态。与此同时,虽然劳动力市场与改革前相比有了长足的发育,但工资水平适应供求变化进行及时调整的市场机制仍然不完善,市场信息、职业介绍和职业培训等劳动力市场服务也不完善,仍然不能适应重新配置劳动力的需要。由此产生自然失业,并在时间上得以延续。虽然在同一期间,宏观经济也处于相对紧缩状态,因而周期性失业也推动总体失业率的上升,但自然失业率高并且构成较大份额,应该是这一时期总体失业率的一个重要的特征。

自然失业率虽然无法直接在现实生活中观察,但可以通过观察失业与其他经济现象之间的联系进行估算。菲利普斯曲线描述的就是这种相互关系,即名义价格水平的变化和反映需求的实际指标(如失业率)之间的关系(Phillips, 1958)。通过解释菲利普斯曲线,可以间接地估算自然失业率。从通货膨胀率取决于三类基本因素——需求、供给和惯性出发,这种估计方法被称为三角模型(Triangle Model, 参见 Staiger 等, 1997)。用于经验估计的三角模型可以用简单表示为:

$$\pi_t = \delta(L)\pi_{t-1} + \beta(L)D_t + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中被解释变量为通货膨胀率。在等式的右边,通货膨胀的滞后变量表示价格水平变动惯性的影响,即前期的通货膨胀率对当期的通货膨胀水平的影响。 D_t 表示需求方面的因素。 X_t 则表示导致供给波动的因素,如价格控制措施等。 $\delta(L)$ 、 $\beta(L)$ 和 $\gamma(L)$ 表示各个参数,它们都是滞后 L 期的多项式。 ε_t 为没有序列相关的扰动项。

要对公式(1)进行具体估算,还需要对通货膨胀预期的序列形式进行假设。根据以前的一些经验研究,例如 Gorden(1990), Congressional Budget Office(1994), Weiner(1993), Tootel(1994), Fuhrer(1995)以及 Staiger 等(1997),我们采用随机行走模型(Random Walk)表示对通货膨胀的预期。所以有, $\pi_t^e = \pi_{t-1}$, 即 $\pi_t - \pi_t^e = \Delta\pi_t$ 。^② 如果假定自然失业率不随时间的变化而变动,也可以将回归的估计式表达为:

$$\Delta\pi_t = \beta(L)(u_{t-1} - u_t) + \delta(L)\Delta\pi_{t-1} + \gamma(L)X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

① 由于自然失业率是指这样一种失业率水平,它可以维持稳定的或非加速的通货膨胀,因此也称为非加速通货膨胀的失业率(nonaccelerating inflation rate of unemployment)或简称 NAIRU(参见 Ottosen et al., 1996, p. 11)。

② 其他的通货膨胀预期形式如,一阶自回归(AR(1))预期,即 $\pi_t^e = \mu + \alpha\pi_{t-1}$; 多阶递归预期,即 $\pi_t^e = \mu + \alpha(L)\pi_{t-1}$ 等。

上述方程的左边为被解释变量, 它表示实际的价格水平和通货膨胀预期之间的差异。等式右边的第一项是以前的实际失业率中不属于自然失业率的部分对价格变动的影 响, 第二项是以前的价格变动对当前价格变化的影响, 第三项是供给波动因素对价格水平波动的影响。在公式(2)中, $\beta(L)(u_{t-1} - u) = \beta(L)u_{t-1} - (\sum_{i=0}^p \beta_i)u$ 。因此, 公式中的第一项可以分解为两个部分, 第一部分是以前各期的实际失业率, 第二部分是自然失业率部分。根据自然失业率的定义, 它不对价格水平的变动产生影响, 因此, 这一部分应该是一个常数项。所以, 可以令:

$$\mu = (\sum_{i=0}^p \beta_i)u$$

在对下式进行回归之后, 可以根据估计出的截距项推算出不随时间变化的自然失业率:

$$\Delta\pi_t = \mu + \beta(L)u_{t-1} + \delta(L)\Delta\pi_{t-1} + \gamma(L)X_t + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $u = -\mu/\beta$, 而 $\beta = \sum_{i=1}^l \beta_i$ (4)

由于使用了动态回归模型, 所以确定各个变量合理的滞后期对估计结果非常重要。^① 公式(3)中的失业率、通货膨胀率的滞后期均为4期。回归结果如表2所示。我们可以根据公式(4)计算出不变的自然失业率为1.0%。

然而, 社会经济条件是处于不断变化中的, 所以, 自然失业率也不是一成不变的。例如, 对美国经济的经验观察表明, 至少从1984年开始到20世纪末, 美国的自然失业率处于稳定下降的阶段。由于劳动力年龄构成变化, 劳动力市场和产品市场的竞争性增强, 以及工资预期与实际生产率增长更加协调等因素, 美国的自然失业率较之20世纪80年代初期的高峰值, 下降了约1.5个百分点(Stiglitz, 1997)。

就处于转轨过程中的中国经济来说, 劳动力市场条件乃至整个经济体制都处于不断变化之中。特别是近年来产业结构变动速度加快, 劳动力市场改革力度加大, 都会导致自然失业率的提高。因此, 我们应该按照变化的假设对自然失业率进行估计。Stager等(1997)提供的方法, 根据数据的可获得性, 我们估计断点^②的自然失业率。估计结果列于表3。

根据上述回归结果, 用上文计算不变自然失业率类似的方法, 我们可以计算出不同时段的自然失业率: 1978—1984年为3.79%, 1985—1988年为0.33%, 1989—1995年为1.77%, 1995年以后为4.43%。为了观察自然失业率与总体失业率的关系及其变化, 我们将两者绘于图2。通过对总体

表2 假定NAIRU不变的回归结果

$\Delta\pi_t$	t 值	系数
u_{t-1}	2.52	- 6.73
u_{t-2}	0.24	.54
u_{t-3}	1.98	7.96
u_{t-4}	1.95	- 5.94
$\Delta\pi_{t-1}$	0.69	- 0.15
$\Delta\pi_{t-2}$	3.67	- .82
$\Delta\pi_{t-3}$	0.55	- 0.11
$\Delta\pi_{t-4}$	3.67	- .82
非国有投资比重	0.84	26.35
μ	0.49	4.17
Durbin-Watson		2.33
Adj R-squared		0.36
观察值数		21

① 如果滞后期过短, 不能准确地反映解释变量的动态影响, 会产生一般的变量缺失所导致的估计式有偏的问题。而如果包括了过多的滞后期, 不仅会影响估计式的无偏性, 也会损失自由度, 在观察值有限的情况下, 增加了估计的成本。选择滞后期的一般的方法是采用所谓“由繁至简”的原则(General-to-Simple Rule)。即先在回归方程中包含较高的滞后期, 然后逐渐减少滞后期, 并比较各个估计式的参数, 如 Adj R-squared, AIC(Akaike information criterion), SC(Schwarz's criterion)等。在各个估计结果中, 选取 Adj R-squared 最大者, 或者 AIC、SC 最小者, 为合理的滞后期。根据这些标准, 公式(3)中的失业率、通货膨胀率的滞后期均为4期。

② 我们根据改革阶段, 选取不同时间段的虚拟变量, 即把1985年作为城市经济改革的开始年份, 把1988年作为全面价格改革的开始年份, 而把1996年作为触及就业的国有企业改革开始年份。

失业率的分解和对自然失业率的量化,^① 可以使我們更深入地分析中国失业率变动的构成及其性质的变化, 因而对于治理失业具有重要的政策涵义。总体来说, 中国经济具有较高的并且继续升高的自然失业率, 表明单纯依靠宏观反周期政策不能完全消除或缓解失业现象, 扩大就业和治理失业, 要求综合一系列政策手段。

三、为什么宏观经济政策不促进就业?

从1998年开始, 中央实施的财政政策和货币政策具有了明显的扩张性, 旨在刺激消费和投资需求, 推动经济增长。然而, 无论是调控取向还是调控措施, 都不具有显著的推动就业效果。

扩张性的财政政策的显著特点是大规模发行国债, 并将银行信贷与国债投资密切配合, 重点投向基础设施领域。而货币政策的主要内容之一, 就是与积极财政政策相配合, 在财政投资尤其是国债主要投向基础设施建设的同时, 予以贷款配套, 加大对这些领域的信贷投入。在1998—2002年实施积极财政政策的五年间, 国债项目累计投资3.28万亿元, 除财政增发国债6600亿元外, 其余大部分为银行贷款。仅2000年一年, 金融机构直接增加对国债项目的贷款就达2000亿元。扩张性政府支出对经济增长起到了明显的拉动作用, 每年拉动经济增长分别为1998年1.88个百分点, 1999年2.96个百分点, 2000年1.78个百分点, 2001年2.17个百分点, 2002年1.83个百分点, 对经济增长率的贡献度分别达到30.62%、43.92%、22.22%、24.89%和17.94%, 明显高于1998年以前各年。在这种政策下, 政府主导和引导的投资行业取向非常明显, 主要是将农林水利、交通通信、环境保护、城乡电网改造、粮食仓库和城市公用事业等作为重点投资领域, 而这些投资领域恰恰是吸纳就业能力较弱的行业, 也就是说, 扩张性政府投资具有逆就业倾向。

以2002年为例, 当年国债投资实际完成额约933亿元, 按照投资比重由高到低排列, 分别为农林牧渔业(25.5%)、交通运输邮电业(18.8%)、电力及水的生产和供应业(16.0%)、制造业(13.9%)、建筑业(8.7%), 累计占全部国债投资的83%(刘如海等, 2003)。为了更好地观察这些行业的就业吸纳特点, 我们构造一个行业就业密集度指数。该指数系特定行业的劳动—资本比与平

表3 假定NAIRU阶段性变化的回归结果

$\Delta\pi_t$	系数	t 值
u_{t-1}	- 4.91	1.70
u_{t-2}	0.75	0.29
u_{t-3}	6.56	1.58
u_{t-4}	- 7.13	1.67
$\Delta\pi_{t-1}$	- 0.39	1.35
$\Delta\pi_{t-2}$	- 0.95	4.02
$\Delta\pi_{t-3}$	- 0.17	0.78
$\Delta\pi_{t-4}$	- 0.69	2.72
1978—1984	- 17.90	1.01
1985—1988	- 1.57	0.2
1990—1995	- 8.36	0.77
1996—2002	- 20.93	1.53
非国有投资比重	110.37	1.81
Durbin-Watson	2.57	
Adj R-squared	0.36	
观察值数	21	

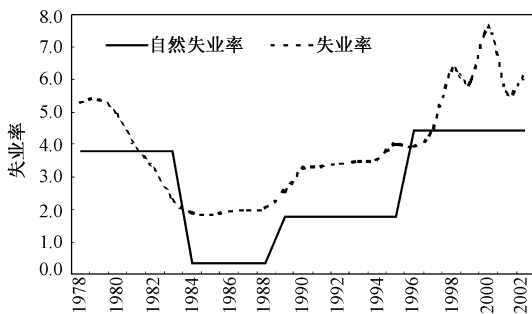


图2 总体失业率和自然失业率

资料来源: 作者根据表1数字和表3估计结果计算。

^① 由于相关统计资料的缺乏, 例如, 无法获得关于失业率和通货膨胀的周期更长的时间序列数据, 我们无法对自然失业率进行更加精确的估计, 估算的置信区间也较大。

均劳动—资本比的比值。计算表明^①, 交通邮电、电力及水的生产供应业、制造业、建筑业和商贸餐饮业的就业密集度指数依次大幅度提高, 但在国债投资中的优先序却恰好相反, 即积极财政政策所引导的重点投资领域, 却恰恰是就业密集程度低的行业(图3)。

除加大对国债项目的信贷投入之外, 货币政策的另一个显著特征是持续下调利率, 以刺激居民消费和企业投资。1998年至2002年间, 法定存款利率和贷款利率经历了6次下调, 以1年期法定存款利率为例, 由1998年初的5.67%, 持续下调到2002年2月的1.98%, 5年间下调了65.08%; 贷款利率由8.64%持续下调到5.31%, 5年间下调了38.54%。利率不断降低, 并不意味着中国的资本已经成为丰裕的生产要素。中国刚刚达到人均GDP1000美元, 远远没有超越发展经济学认为存在

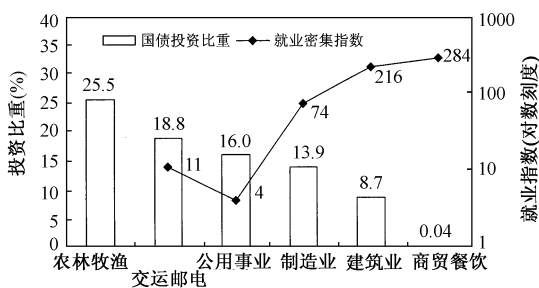


图3 财政性投资的逆就业倾向

资料来源: 作者根据历年《中国统计年鉴》以及第五次人口普查长表抽样数据计算。

资本和外汇双缺口的发展阶段。因此, 调整利率所导致的资本相对价格下降只是一种周期性现象。

究竟应该如何理解中国持续的低利率现状呢? 首先, 从资金供给来看, 由于处于体制转轨阶段, 居民对社会保障、子女教育、医疗、失业等的不稳定预期增加, 因而形成了相当高的储蓄倾向。数据表明, 伴随存款利率的持续下降, 居民储蓄存款不仅未减反而增加, 由1998年的53407.50亿元增加到2002年的86910.70亿元, 5年内增加了62.73%。从每年的增长幅度看, 呈现不断加快的趋势。银行必须为其吸收的庞大储蓄额寻找贷款出路。从资金需求来看, 一方面, 1996年以来宏观经济持续处于通货紧缩状态, 投资和消费需求都不足。另一方面, 作为金融机构改革的内容以及为防范金融风险, 各银行和非银行金融机构对发放贷款规定了严格苛刻的条件。这样, 实际上形成了金融机构强烈的放贷动机和谨慎的放贷责任之间的矛盾。这时, 仍然享受政府软预算保护并受到干预的国有企业, 特别是大型企业、大型项目便成为国有商业银行放贷的首选对象。而中小企业尤其是民营企业贷款非常困难, 资本需求被人为持续压低。供需两方力量的共同作用, 使利率长期处于低的水平, 周期性现象演化成持续长期的现象, 资本作为稀缺的生产要素, 价格被人为扭曲。此外, 地方政府在追求GDP增长的动机驱动下, 往往压低土地价格, 以此吸引项目和外商投资, 这产生进一步压低资本形成成本的效果。

与此同时, 由于城市形成了二元化的劳动力市场, 以国有企业为代表的工资的形成机制仍然是制度性的, 即使在失业现象已经十分严峻的情况下, 传统体制内的工资水平仍然呈现较快的上升趋势。1997—2002年, 国有单位职工平均实际工资年均增长分别达到4.2%、6.7%、12.9%、10.9%、16.2%和16.3%, 明显高于其他单位。这样, 对于那些容易得到贷款的大型国有企业来说, 资本变得相对便宜, 劳动相对昂贵, 从而诱导出产业和技术选择中用资本替代劳动的倾向, 产值增长不能带来相应的就业扩大。

生产要素被人为扭曲的判断, 可以从资本在不同部门的边际报酬差异得到印证。如果资本价格没有扭曲, 并且按照市场原则进行配置的话, 资本的流动遵循边际报酬递减规律, 最后会在各部门间形成趋于均等的边际报酬率。否则, 在那些易于获得资本, 并且使用成本较低的部门, 资本边际报酬就相对低, 而那些获得资本有困难, 并且使用成本较高的部门, 资本边际报酬就相对高。世

^① 我们首先计算出1985—2002年间各行业新增固定资产投资(2002年不变价)累计值, 并按年均10%进行折旧, 以此作为各行业的资本存量, 然后再将其分别除以该行业就业人数, 便得到各行业的劳动—资本比例。由于农业实际上充当剩余劳动力蓄水池的特征, 其就业人数并不是真正的劳动需求, 所以, 我们没有计算农业的就业密集度指数。

界银行(2004)的一项研究表明,20世纪90年代中国农村非农产业的资本边际收益率远远高于城市工业,而且超出的幅度呈现越来越大的趋势。1990年农村非农产业的资本边际收益率是城市工业的2.1倍,1995年提高到3.7倍,2001年提高到5.2倍。这一期间农村非农产业资本边际收益率的增长速度是城市工业的4.3倍。这里,城市工业可以代表受到资本供给优惠,从而存在价格被低估倾向的部门,农村非农产业因企业规模小和民营性质,从银行贷款则因金融机构严格的贷款条件而往往被拒之门外,因而资金需求只能从其它渠道获得,成本高昂,接近于以真实市场价格获得资本。

劳动力市场的分割进一步强化了这种资本替代劳动的倾向。劳动力市场的分割,主要表现为农村劳动力难以进入城市正规部门就业,一般劳动力难以进入国有部门尤其是国有垄断部门就业。正如上文分析的那样,这些正规部门、国有垄断部门恰恰是具有充足廉价资本供应的部门,在资本的价格长期被压在均衡水平之下、就业存在体制性障碍的条件下,这些部门必然进一步使用资本替代劳动,导致高投资、低单位就业的经济增长模式。

四、政策结论

20世纪90年代以来,中国的就业增长主要是通过中小企业、民营经济以及非正规经济,通过逐渐发育起来的劳动力市场机制所创造的(蔡,2004)。另一方面,城镇实际失业率也持续提高,劳动参与率逐年下降,政府主导投资带动的就业增长效果十分不显著,从而导致在经济增长的同时没有显性的就业增长。目前的高失业率,有很大的部分是自然失业率,主要由于劳动力市场不健全、产业结构调整和各种不利于就业扩大的规制而产生。这个失业组成部分并不能通过宏观反周期政策予以消除。而在宏观经济政策可以有所作为的范围内,又由于政策导向不是就业最大化,以致当宏观经济政策刺激起经济增长时,就业增长效果并不显著。

因此,了解目前中国城镇失业产生的原因和组成部分,可以有针对性地制订和实施治理措施。失业是由周期性失业和自然失业两部分构成的。相应地,治理失业也需要从两个方向着眼,即一方面改变宏观经济政策的单纯GDP取向,而以扩大就业作为首要目标,治理周期性失业,另一方面从降低经济活动成本等角度治理自然失业。具体来说,在引导政府和社会投资时,参照各行业的就业吸收能力确定重点投资领域的优先序。信贷政策需要改变那种偏好大项目、大企业、国有经济的倾向,应充分重视中小企业、农村非农产业的资金需求,取消不合理的人为障碍,让这些部门能够获得平等的机会获得资本要素。进一步发育和完善劳动力市场,矫正生产要素价格的扭曲。政府的扶助就业政策应着眼于完善劳动力市场功能,帮助提高劳动者的职业转换能力。此外,加强对具有就业吸纳倾向的小企业、非正规部门的政策扶持,从投资、税收、融资、技术改造等多方面予以扶持。

参考文献

- 蔡,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、王美艳,2004:《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》,《中国社会科学》第4期。
- 龚玉泉、袁志刚,2002:《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》第10期。
- 李红松,2003:《我国经济增长与就业弹性问题研究》,《财经研究》第4期。
- 廖常勇,2003:《对国债投资的理性思考》,《经济体制改革》第4期。
- 刘如海、张宏坤,2003:《国债项目投资的拉动效应分析》,《投资研究》第9期。
- 世界银行,2004:《全国产品和要素市场分割:经济成本和政策建议》,世界银行驻中国代表处备忘录。
- Congressional Budget Office, 1994, "Reestimating the NAIRU" in *The Economic and Budget Outlook*, August 1994.
- Futher, J., 1995, "The Phillips Curve is Alive and Well," *New England Economic Review of Federal Reserve Bank of Boston*, March/April 1995.
- Gorden, R., 1990, "What is New-Keynesian Economics?" *Journal of Economic Literature*, Vol. 28, 1115—1171.

Reconsideration of the Velocity of Money ——A analysis of the relationship between fictitious economy and real economy from 1993 to 2003 in China

Wu Chaoming

(Research Center of Virtual Economy & Management, Nankai University)

Abstract: With the development of fictitious economy and the instability of money demand, the velocity of money is not a constant any more. So we first build a new formula of money velocity on the base of the changed economic environment, and then advance “dichotomy” about the velocity of money according to the flow of money circulation model. After having analyzed the facts in China from 1993 to 2003, we find that the relationship between fictitious economy and real economy has not been in harmony since 2000. The reason is that the great fluctuation of fund in fictitious economy. At last we design long and short indexes to supervise the flow of fund on the base of the new formula of money velocity.

Key Words: Velocity of Money; Real Economy; Fictitious Economy; Flow of Money Circulation

JEL Classification: E300, E410, E440

(责任编辑: 晓 喻) (校对: 晓 鸥)

(上接第 25 页)

Otosen, Gary K. and Douglas N. Thompson, 1996, *Reducing Unemployment: A Case for Government Deregulation*, Westport, Connecticut • London: Praeger Publishers.

Phillips, E., 1958, “the Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1861—1957,” *Economica*, Vol. 25 283—299.

Rawski, Thomas G., 2001, “What’s Happening to China’s GDP Statistics?” *China Economic Review*, Vol. 12, No. 4, December, pp. 298—302.

Solinger, Dorothy J., 2001, Why We Cannot Count the Unemployed? *The China Quarterly*, No. 167 (August), pp. 671—688.

Stager, D., Stock, J. and Watson, M., 1997, “How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?” *NBER Working Paper Series*, No. 5447.

Stiglitz, J., 1997, “Reflections on the Natural Rate Hypothesis.” *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, pp. 3—10.

Tootell, G., 1994, “Restructuring, the NAIRU, and the Phillips Curve,” *New England Economic Review of Federal Reserve Bank of Boston*, September/October 1994.

United Nations Development Program (UNDP), 1999, *China Human Development Report—1999: Transition and the State*, New York.

Weiner, S., 1993, “New Estimates of the Natural Rate of Unemployment.” *Economic Review of Federal Reserve Bank of Kansas*, Fourth Quarter, 53—69.

Employment Elasticity, NAIRU and Macroeconomic Policies

Cai Fang, Du Yang & Gao Wenshu

(Institute of Population and Labor Economy, CASS)

Abstract: This paper explains why economic growth has not brought about revealed employment growth. First, anti-cycle macroeconomic policies are incapable of solving natural unemployment, which dominates the overall unemployment in China. Second, the investments driven by expansive macroeconomic policies since 1998 have overwhelmingly concentrated in low employment sectors. Therefore, the policy efforts should be made to improve labor market, strengthen occupational training system, and promote high employment sectors.

Key Words: Employment Elasticity; NAIRU; Macroeconomic Policies

JEL Classification: E240, J210

(责任编辑: 雪 甫) (校对: 晓 鸥)