

## 国有企业、劳动力冗员与就业的增长

1986—1996年期间中国各省的经验

李果 徐立新\*

**摘要** 对于决定国有企业劳动力过剩和就业岗位的因素,人们所知甚少。这种知识上的差距使得决策者很难为中国劳动力冗员问题对症下药。本文运用1986—1996年中国各省的数据来对这个问题进行具体的估计。我们发现:(1)释放所有剩余劳动力将会使城市平均失业率升至25%;(2)国有企业劳动力过剩被证明是创造就业岗位的主要障碍;(3)创造就业岗位绩效主要由诸如国有企业劳动力过剩、受教育程度、铁路里程、与港口的距离等结构性变量来解释;(4)相反地,诸如GDP增长率、贸易依存度、外国直接投资(FDI)流入等需求变量的解释力度则不强。

**关键词** 国有企业, 劳动力过剩, 就业岗位

### 一、导言

尽管人们很关心就业岗位的创造和国企劳动力过剩问题,但我们对国企劳动力过剩的程度以及创造就业岗位的決定因素所知甚少。国家经贸委估计,国有企业的富余员工约占其员工总数的一半。<sup>1</sup>其他的一些估计,或者是基于非正式数据,或者是基于政府估计,则认为国企富余员工占其员工总数的20—30%(世界银行,1998)。

本文利用1986—1996年间中国各省(除港、澳、台以外)的数据来研究这些问题。在此期间,各省人均GDP增长率的变化范围是-2—25%,劳动力增长率的变化范围是-12—12%。更为显著的是城市就业增长率,其中位数为3%,标准偏差为3%,最低值是-19%,最高值是20%。比较保守地估计,各省城市失业率在0.4—7.4%之间变化。

根据《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》中的数据,本文将讨论以下问题:(1)中国各省国有企业劳动力过剩问题到底有多严重?失业率和劳动力参与率是如何随着时间而变化的?创造就业岗位的模式是什么(尤其对城市和农村部门来讲)?(2)什么因素能够解释失业和就业岗位的增加?我们将运用基本的劳动力供需理论来解释一些变量的作用,这些变量包括人均GDP增长率,FDI在GDP中所占比例,相对于GDP的贸易规模,人力资本(受教育程度),

\* 世界银行。通信作者及地址: Lixin Colin Xu, DECRG, the World Bank, MC 3-420, 1818 H Street, N.W., Washington, DC 20433; 电话: (202) 473-4664; Email: LXU1@worldbank.org. 作者感谢 Peter Fallen, Benu Bidani, Nina Olman, Bob Cull, 尤其是 Tamar Manuelyan-Atinc 和 Peter Fallen 所给予的建议与支持。此外,徐立新从与芝加哥大学的 George Tolley 的交往中获益匪浅。

Guofang Yi 非常出色地协助了本项研究工作,在此一并致谢。

<sup>1</sup> *International Herald Tribune*, March 9, 1998.

人口增长率,地理条件和基础设施因素(比如说各省省会与最近港口的距离,各省的铁路里程等地理因素)。

中国国有企业劳动力过剩问题非常严重。我们将要进行的估计表明,如果分流所有富余员工,城市平均失业率将会达到 25%;有些省份则会超过 40%。国有企业劳动力过剩被证明是创造就业岗位的一个主要障碍。我们的研究也发现,就业岗位的创造主要由诸如国有企业劳动力过剩、受教育程度、铁路里程、与港口的距离等结构性变量来解释。相反地,诸如 GDP 增长率、贸易依存度、FDI 流入等需求变量的解释力度则不强。

## 二、增加就业岗位绩效的动态变化

中国的失业率在 1986—1996 年间平稳上升(见图 1)。<sup>2</sup>但在 1990—1992 年间,各省平均失业率的变化并不显著(2.3—2.8%)。<sup>3</sup>到 1994 年,各省平均失业率平稳地上升到将近 3%,1996 年则上升到 3.3%。尽管与那些工业国家相比,这些数据看起来并不太糟糕——它们大约相当于美国 60 年代末 70 年代初的水平,并且远远低于美国在 80 年代的水平(1980—1985 年间约为 6.3%,见 Murphy and Topel, 1987)——但是,我们在下结论的时候需要谨慎一些。由于暂时失业工人(“下岗工人”)并没有被计入失业人口,失业率在中国被低估了。并且,正如本文即将揭示的,国有企业中存在着严重的隐性过度就业。

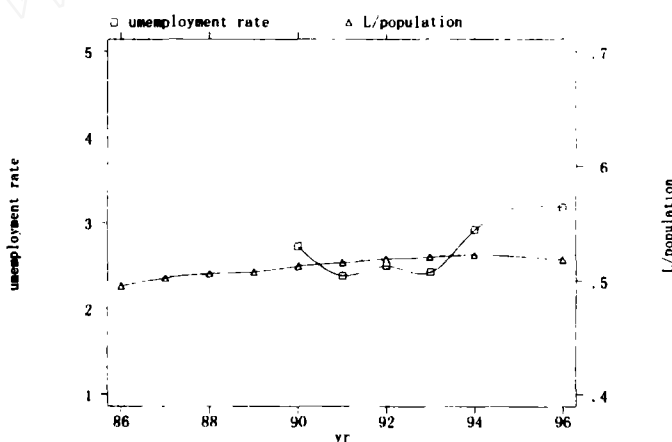


图 1. 失业率和劳动参与率

与此同时,就业岗位的增加放缓,尤其是在 1991 年以后(见图 2)。农村劳动力增长率从 2% 下降为 1%。<sup>4</sup>而城市的就业增长率波动剧烈,1994 年达到峰值,其均值为 5%;1995 年下降到 2.5%,1996 年则为 1.2%。

<sup>2</sup> 直到 1990 年,统计年鉴才提供了有关失业率的统计数据。并且,失业率仅度量城市的失业率。

<sup>3</sup> 我们无法获得 1990 年以前有关失业率的数据。

<sup>4</sup> 农村就业岗位增长的下降,并不应当成为关注的理由。经济发展过程通常是与农村就业岗位的减少和城市就业岗位的增加联系在一起。

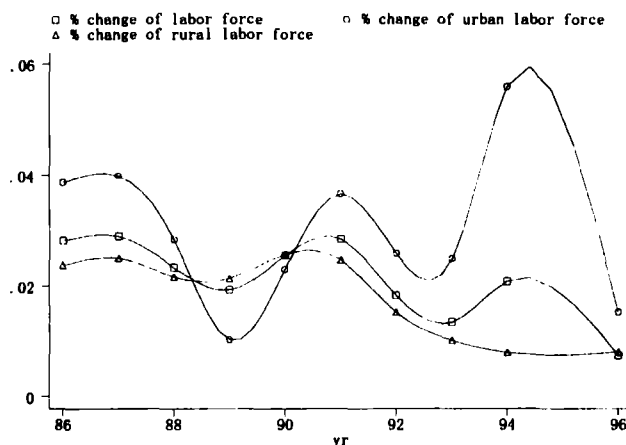


图 2. 就业增长率

对于不同的所有制企业，就业增长的绩效变化极大。相对来讲，省平均国有企业劳动力增长率比较稳定，在 1987—1996 年间约为 0.72%。但是，其波动非常巨大。国有企业就业增长的黄金年份为 1987 年和 1988 年，年均增长率超过 3%。但是这种扩张在这个时期未骤然下跌。国有企业就业净增长率在 1994 年和 1996 年为 -3%，1995 年为 0.1%。与此同时，集体所有制企业就业增长有所波动，并呈下降趋势。事实上，在 1990，1991，1993，1994 年，集体所有制就业岗位的绝对数值下降了（见图 3）。然而，就业增长波动最大的是乡镇企业（TVEs）。乡镇企业的就业增长在 1986—1988 年间和 1992—1993 年间达到高峰，在 1988—1992 年间以及 1994 年以后跌到低谷。事实上，乡镇企业在 1989—1991 年间经历了净就业数量的减少。

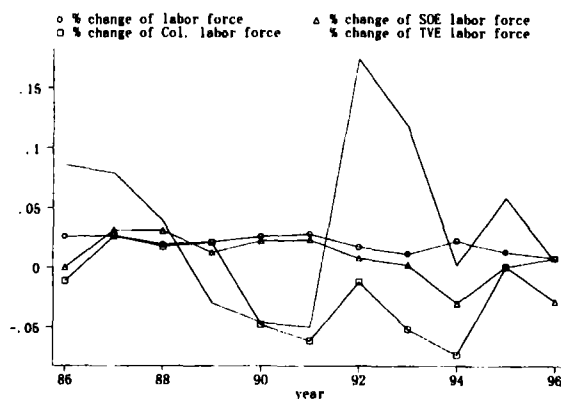


图 3. 不同所有制企业的就业岗位增长率

就业在不同产业中的分布也随着时间而变化。其中，就业在工业中的比例从 1988 年的 20.1% 下降到 1996 年的 16.9%。与此相比，就业在商业中的比例从 1986 年的 5.3% 上升为 1996 年的 7.8%（只有 1993 年略微下降）。就业在建筑行业中的比例相对稳定，尽管在此时期未有轻微的上升趋势。所有行业中，就业比例最稳定的是意料之中的政府部门，1986 年和 1996 年的比例都是 2.1%。

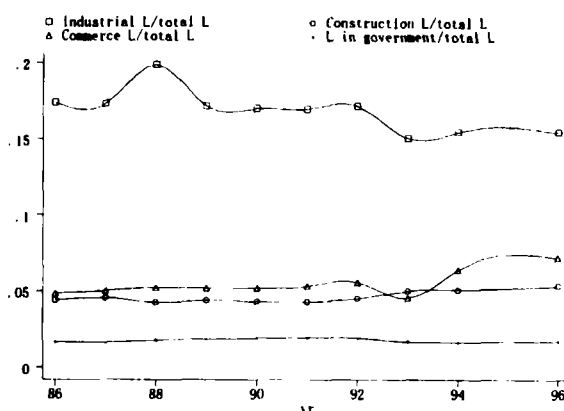


图4. 不同部门中的就业份额

### 三、国有企业的劳动力冗员

#### (一) 估算

正如前面所指出的, 我们所使用数据都来自各年度的《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。国有企业过剩劳动力的估算是基于用各省国有工业企业中“独立核算单位”(ICUs)来估计的生产函数。<sup>5</sup> 这些独立核算单位占有所有国有工业企业总产值的95%以上; 也只有对这些独立核算单位, 我们才有一致的数据。我们估算的是下面的附加值生产函数:

$$V_u = A_{it} e^{\delta t} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} E_{it}. \quad (1)$$

这里,  $V$  是总附加值;  $A$  是特定省份的全要素生产率;  $\delta$  表示生产力增长率的一般速率(代表技术进步或没有得到模型控制性的制度变迁);  $L$  表示员工数量;  $K$  表示总资本存量;  $E$  表示在  $t$  年对  $i$  省生产力的随机冲击。

我们选择附加值而非总产值来作为应变变量是由于两个原因。最重要的是, 估算产量总值的生产函数要求计量原料投入, 而我们的资料中没有关于原料投入的

<sup>5</sup> 我们之所以选择国有工业企业而非所有国有企业, 是因为我们仅仅有国有工业企业的所有数据, 如附加值, 员工数量, 净固定资产。国有企业包括以下部门: 工业、农业、建筑、运输、邮政、通信、商业、粮食、外贸、城市公共设施。1996年国有工业企业员工数量占有所有国有企业部门员工数量的39.1%(表4-10, 《中国统计年鉴》, 1997, 第108页)。

<sup>6</sup> 资本存量数据是基于净固定资产, 以永久存货的方法构建的。具体地, 以  $K_0$  为初始资本存量。  $t$  年的投资是通过  $K_t$  减  $K_{t-1}$  得到的。然后通过运用投资物品的价格指数来缩减投资数值。  $t$  年资本存量的计算方法为:  $K_0 + \sum_{s=1}^t I_s$ 。各省1991—1996年的投资价格指数可以从统计年鉴得到。对于其它年份, (a) 我们运用了 Jefferson et al. 的关于投资物品的估算, 它可以提供1988年及以前的数据; (b) 对于1989和1990年, 我们使用下面的方法进行推算。首先, 我们用有数据年份各省投资物品价格指数对综合消费价格指数、总零售物价指数, 以及农村和城市相应的消费物价指数和零售物价指数进行回归。通过这种方法得到的投资物价指数与实际物价指数的相关系数很高, 大约为0.82。然后, 我们据此推算出1989和1990年的投资物价指数。

数据。<sup>7</sup> 并且，中国国有企业存在大量存货，可能被计入总产值却不会被计入附加值；而拥有大量未售存货并不意味着该企业运营很好。然而，选择附加值也限制了样本空间的大小：总产值的数据从 1986 年到 1996 年的都可得到，而附加值的数据却只有从 1993 年到 1996 年的。

国有企业富余员工数量， $R_{it}$ ，可由用  $L_{it}$  表示的方程计算得到；其中，合意劳动力需求， $L_{it}^*$ ，是由令工资与边际劳动产品相等得到的：

$$w_{it} = MPL_{it} = aA_i e^{\delta t} E_{it} K_{it}^{\beta} / L_{it}^{1-\alpha},$$

$$\ln L_{it}^* = \frac{1}{1-\alpha} (\ln \alpha + \ln A_i + \delta t + \ln E_{it} + \beta \ln K_{it} - \ln w_{it}), \quad (2)$$

$$R_{it} = \ln L_{it} - \ln L_{it}^*.$$

由于结果对生产函数形式的不同假设可能比较敏感，我们尝试了许多不同的函数形式，以检验这些不同假设的适宜性。表 1 报告了两种形式：(i) 第一栏只包括资本要素  $K$ 、劳动要素  $L$  以及时间趋势；(ii) 第二栏则在此基础上增加了省份的虚拟变量，以表现各省份的全要素生产率水平。由于统计检验摒弃了模型 (i)，并且让各省拥有独特的全要素生产率水平是有意义的，因此我们主要依赖于模型 (ii) 的结果。

表 1. 1993—1996 省生产函数的估计

	(1)	(2)
No. Obs.	112	112
R. Square	0.914	0.987
Intercept	12.532** (1.826)	17.582** (1.866)
$\ln(L)$	0.278** (0.060)	0.217** (0.119)
$\ln(K)$	0.846** (0.058)	0.112** (0.119)
Trend	-0.134** (0.020)	-0.070** (0.022)
省份虚拟变量	No	Yes

注：括号中的是 heteroskedasticity-corrected 标准误差。\* 和 \*\* 分别表示 10% 和 5% 的显著性水平。样本不包括西藏和海南，这两个省份缺失更多数据。

图 5 描绘了对 1986—1996 年期间国有工业企业过剩劳动力的估算。由于 1993 年以前的数据是用回归的方法得到的（这里假定，1993 年以前所估算出来的生产函数与 1993—1996 年期间的有相同的技术，并且，我们对于附加值的估计是基于 1993 年的总产值）。<sup>8</sup> 因而，读者对于 1993 年以前的国有企业过剩劳动力的估

<sup>7</sup> 一些作者用流动资本来替代中间投入。我们也试图那样做，但得出的结果不令人信服——计算出的边际劳动产品比平均国有企业工资高出八、九倍。我们认为用流动资本来替代原料投入是不合适的。

<sup>8</sup> 具体地，我们用 1993—1996 年间各省的附加值相对于总产值的比率乘以 1993 年以前的总产值来得到 1993 年以前各省的附加值。

计应给予更多的谨慎。我们使用模型(ii)的估计值来进行我们的推算。1993—1996年间国有工业企业劳动力过剩率的均值是23.5%，其中位数是26.3%。1993年以前的数据要低一些，但低得不多：均值和中位数都约为20%。在1986—1988，1990—1993，1994—1995年间，劳动力过剩率在下降；但是，1988—1990，1993—1994，1995—1996年间，过剩率则在上升，在1996年达到最高值，可能预示着将来更多的劳动力问题。

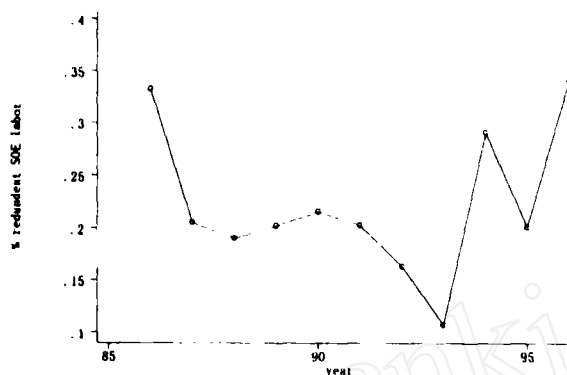


图5. 国有工业企业劳动力过剩率

失业问题的严重性在各省是不一样的。许多省面临着令人气馁的挑战。在三个大都市——北京、上海、天津，尤其是天津——过剩劳动力都有显著的上升趋势。而问题最严重的地区，看起来是一些内地省市（即甘肃、湖南、内蒙古、江西、吉林、宁夏、青海、陕西和山西）。但并不是每一个内地省都面临这样令人气馁的问题；一些省的劳动力问题看起来更小一些（如河南、黑龙江、云南和新疆）。

总的来说，沿海省市面临的问题虽不严重，但依然令人担忧。广东、福建、辽宁和浙江都存在相当可观数量的过剩劳动力；唯一几乎没有剩余劳动力的是山东，至少从加总的角度可以这样讲。<sup>9</sup> 从全国来看，过剩劳动力的数量是令人吃惊的。1993年国有企业过剩劳动力才只有820万，到了1996年就上升到3530万。<sup>10</sup> 1996年城市总劳动力数量约为17400万，<sup>11</sup> 这意味着过剩劳动力如果都释放的话，城市失业率将上升20多个百分点。图6描绘了修正后的城市平均失业率，其基数是城市就业年龄以内（男性为16—59岁，女性为16—54岁）的总人口。可以看到，如果国有企业分流所有富余人员，情况将变得非常严峻，平

<sup>9</sup> 应当注意的是，没有加总意义上的劳动力过剩并不意味着不存在过剩劳动力。当一些公司的边际劳动生产率高于工资率，而另外一些公司的情况正好相反时，净效应就会在一定程度上抵消。从这个角度上讲，对于劳动力的过剩，我们是低估了。

<sup>10</sup> 这里的隐含假定为，在整个城市国有企业部门与国有工业企业中，富余人员所占的比率是一样的（正如前面所提到的，我们的数据只能估算工业国有企业富余人员所占的比率）。国有企业部门富余人员数量的计算为： $(\text{国有企业员工数量} / \text{工业国有企业员工数量}) \times \text{企业富余员工数量}$ 。国有企业员工数量与工业国有企业员工数量的省平均比率为2.83。

<sup>11</sup> 其中，富余员工数量和城市劳动力数量都不包括西藏和海南。

均失业率将会达到 25%。有 14 个省的失业率超过 25% (青海、天津和北京超过 40%；江西、山西、陕西、宁夏、甘肃、吉林、四川和上海则在 30—40% 之间)。

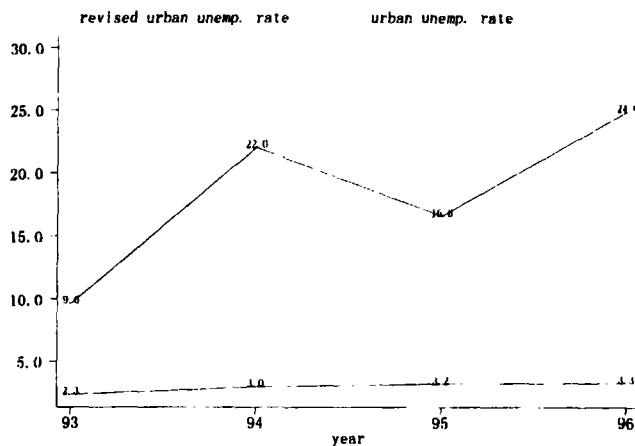


图 6. 1996 年修正过的失业率图

## (二) 加总问题

上述推算方法的核心是令各省的平均工资与其由生产函数结果计算出来的劳动边际生产率相等，从而推算出劳动力过剩。这可能会有加总问题。但是，我们运用了蒙特卡洛方法进行了模拟，发现加总并不会产生显著问题。

具体地，假定某省有 1000 个公司。每个公司劳动力数量的对数服从正态分布，即， $\ln(L_i)$  服从正态分布，其均值和方差事先设定。类似地，我们假定  $\ln(K_i)$  服从另一种正态分布。将  $\ln(L_i)$  和  $\ln(K_i)$  随机抽选出来之后，公司附加值就可以由以下生产函数计算得到：

$$\ln(Y_i) = 0.4 \ln(L_i) + 0.6 \ln(K_i) + u_i \quad (3)$$

这里， $u_i$  服从标准正态分布。全要素生产率水平被标准化为零（或者，每个公司的全要素生产率水平可理解为  $u_i$ ）。然后我们假定  $\ln(w_i)$  服从正态分布，其均值和方差都与各省实际数据相同。

用前面提到的程序（方程 2），我们得到了每个公司过剩劳动力的数量，加总起来得到一省的总水平，进而我们可以比较以省为单位和以公司为单位所估算的过剩率。特别地，（1）将总劳动力、总资本、总附加值加起来，我们就得到了一个新的省生产函数；（2）用省平均工资——将各公司数据以其员工数量加权计算得到——和省边际劳动生产率，我们可得到另一种计算劳动力剩余率的方法。通过这种方法，我们得到了一个比率：

$$\frac{\text{基于平均工资与省劳动边际生产率相等而估算的剩余劳动力数量}}{\text{基于企业工资与企业劳动边际生产率相等而估算的剩余劳动力数量}}$$

我们将以上过程重复了 10000 次。这 10000 个比率的均值为 1.059，标准差为 0.014，最小值为 1.001，最大值为 1.114。结果显示，加总问题——由加总数据估

算的剩余率——可能不会产生大的偏差。这个加总程序可能稍微有点夸大了劳动力剩余的程度(在这个例子里夸大的平均程度为6%)。因此,我们基于加总程序所得到的劳动力剩余率的定性结论是站得住脚的。

#### 四、失业、劳动力参与和就业岗位的決定因素

##### (一) 概念框架

创造就业岗位的经验框架是建立在标准的劳动力供给与需求的基础之上的。考虑如下劳动力供给与需求函数:

$$\begin{aligned} Q_D &= D(A_i, K_i, W_i, R_i), \\ Q_S &= S(W_i, \text{school}_i, R_i, \text{pop.growth}_i), \\ Q^* &= Q_S(W_i^*, \cdot) = Q_D(W_i^*, \cdot). \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $Q_S$  和  $Q_D$  分别表示劳动力供给和需求。 $A$  表示提高一省生产率的技术、体制或地理因素。 $K$  表示资本存量。 $W$  是工资。用于计算企业劳动力剩余的  $R_i$  也包含在上述供给和需求的方程中, 这是因为国有企业存在的剩余劳动力将会 (a) 降低国有企业劳动力需求, 如果它们不能瞬时将其劳动大军调整到均衡水平的话; (b) 打击人们从农村前往城市、加入城市劳动大军的积极性。劳动力供给函数中包含了人口增长率因素, 用以控制劳动力供给的外生变化。第三个方程表明, 均衡工资是由劳动力供需相等得到的, 从上述系统我们可以推出如下的均衡工资方程:

$$W_i^* = W(A_i, K_i, R_i, \text{school}_i, \text{pop.growth}_i). \quad (5)$$

将均衡工资代入劳动力供需方程中, 我们得到了均衡劳动力需求的简化式:

$$Q^* = D(A_i, K_i, R_i, \text{school}_i, \text{pop.growth}_i). \quad (6)$$

在以下部分, 我们将用等式右边的变量来解释对增加就业岗位的影响。表2列出了解释变量的定义。

##### (二) 数据

从各年《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》中, 我们选取了如下与就业增长绩效有关部门的变量: (1) 失业率; (2) 劳动参与率, 即, 劳动力总数与人口总数的比率; (3) 城市和农村就业岗位的年增长率。由于每个变量都解释创造就业岗位的不同方面, 我们将会考察每个变量的决定因素, 从而得出总体结论。但与就业岗位总量、城市就业岗位以及劳动力参与度相关的结论更重要一些。它们可以更为准确地计量就业岗位创造的幅度。而农村就业的增加则相对不太重要。这是因为, 根据长期的文件记载, 随着经济的发展, 农村就业岗位的数量将会减少, 更多的人会涌向城市 (Roenzweig, 1988)。



表 2. 用以解释就业岗位增加量的解释变量

变量	定义 (以省或直辖市为测量单位)
教育	具有初中文化水平的成人所占的百分比。
增长率	人均 GDP 增长速度。
贸易	贸易总量 (包括进口和出口) 占 GDP 的比重。 用官方汇率计算。
外国直接投资 ( FDI )	DI 与 GDP 的比率, 这里也用官方汇率。通常认为, FDI 是与不同的技术和管理联系在一起的。
过剩率	估计的国有企业过剩劳动力所占的比率 (参见本文上一节)。
铁路	以千公里为单位计量的铁路总里程。
距离	省会城市距最近的港口的距离。
产业结构:	参照组是工业中劳动力所占的份额。 用以控制不同产业增加就业岗位的能力。
% 商业	商业部门中劳动力所占比例
% 建筑	建筑行业劳动力所占比例
% 政府	政府部门中劳动力所占比例
所有制结构:	参照组为国有企业部门。比较不同所有制企业增加就业的能力和效率。
% 集体所有制	集体所有制部门劳动力所占比例
% 私有制	私有制部门劳动力所占比例
% 其它	其它部门劳动力所占比例

### (三) 城市失业率

城市失业率通常被低估。因为事前我们并不清楚选取什么函数形式最好, 我们检验了不同函数形式结果的可靠性, 并剔除了那些不能通过统计检验的函数形式。最后, 我们给出了固定影响估计 (FE)<sup>12</sup> 和两阶段最小二乘回归 (2SLS) 的结果。由于固定影响模型不能估计那些不变因素的影响, 我们将估计所得的各省固定影响对不变变量进行了回归 (结果见表 3)。

这两种回归方式各有其优劣。固定影响模型可以比较各省的虚拟变量, 却无法解决内生性问题。两阶段最小二乘回归则正好相反, 它解决了内生性问题, 却忽略了从比较各省虚拟变量中获得的发现。在两阶段最小二乘回归中, 我们假定初始的所有制结构和产业结构变量是预先设定的; 教育、距离、铁路是外生变量; 贸易、增长率、FDI、过剩率是内生变量。内生变量的工具变量是它们的滞后值。

表 3 的左边报告了失业率的结果。两种模型的大多数结果是显著的。尽管人口增长率对于失业率几乎没有影响, 但更高的学历会降低失业的可能性。两阶段最小二乘回归表明, 若其它变量都不改变, 增加受教育水平的一个标准差 (0.11) 将会使失业率降低将近 19%, 或者将近 0.6 个百分点。

需求变量和结构变量以不同的方式与失业率联系在一起。用以表示需求因素对失业率影响的变量, 增长率、贸易、FDI, 其显著性都不强。相反地, 国有企业劳动力过剩率的增加在两个模型中与失业率的增加都有明显的联系。后者也表明,

<sup>12</sup> Hausman 的检验结果表明, 固定影响模型对于计量城市失业率更合适。

过剩率一个标准差的增加将会使失业率升高将近9%。尽管关于铁路里程的结果并不显著,与港口的距离则对失业率有明显的影响,距离的一个标准差的增加(750千米)将会使失业率增加将近25%。由于距离可达3650公里,这种效应是很大的,其对失业率的隐性效应约为122%。

表 3. 失业率和劳动参与率

	失业率			参与率
	FE <sup>a</sup>	2SLS	RE	2SLS
样本数	185	183	264	235
R <sup>2</sup>	0.164	0.682	0.648	0.682
人口增长率	-0.003 (0.016)	-0.004 (0.025)	0.000 (0.003)	-0.007 (0.007)
教育	0.766 (1.473)	-1.725** (0.553)	0.195** (0.064)	0.321** (0.082)
增长率	0.118 (0.379)	0.653 (0.939)	0.107** (0.046)	-0.108 (0.266)
贸易	-0.030 (0.087)	-0.150 (0.100)	-0.017 (0.013)	0.021 (0.055)
FDI	0.450 (0.853)	0.911 (1.498)	0.057 (0.104)	0.284 (0.431)
过剩率	0.690** (0.175)	0.532** (0.267)	-0.087** (0.020)	-0.158** (0.038)
铁路	-0.108** (0.033)	0.033 (0.042)	-0.004 (0.004)	-0.020** (0.006)
与港口的距离	0.397** (0.044)	0.334** (0.063)	-0.038** (0.017)	-0.025** (0.009)
% 商业 (1986 年)	3.738* (2.002)	6.319* (3.762)	-3.728** (0.811)	-4.315** (0.687)
% 建筑 (1986 年)	-10.759** (3.053)	-3.212 (4.254)	0.469 (1.190)	-0.239 (0.522)
% 政府 (1986 年)	-30.307** (5.203)	-25.152** (5.499)	3.804* (2.061)	4.337** (0.921)
% 集体所有制 (1986 年)	0.861 (0.576)	0.338 (0.628)	0.420* (0.229)	0.554** (0.100)
% 其他所有制 (1986 年)	-1.673 (1.151)	4.345** (1.517)	2.338** (0.466)	1.856** (0.237)
% 私有制 (1986 年)	8.560** (2.952)	10.725** (3.065)	1.670 (1.160)	1.559** (0.499)

注: 括弧里的数表示经过异方差修正后的标准差, \* 和 \*\* 分别表示显著性水平为 10% 和 5%。

<sup>a</sup> 在固定影响模型中, 时间恒定变量, 如铁路、距离和与初始产业结构与所有制结构相关的变量的系数来自于估计的省固定影响对这些时间恒定变量的回归结果。

初始的部门结构也影响失业率。由于参照组是工业就业占劳动力的比例, 部门份额系数是相对于工业而言的。城市劳动力在商业中所占的份额与失业率呈正相关, 但在建筑行业所占的份额则与失业率呈负相关。与此同时, 在政府部门所

占份额与失业率呈很强的负相关性，一定程度上反映出政府部门工作的稳定。政府部门份额一个标准差的增加将会使失业率降低约 25%。

初始的所有制结构也有助于解释失业率。计算结果表明，私有部门和其它部门提高了失业率。<sup>13</sup> 在其它变量不变的情况下，私有部门劳动力比例的一个标准差的增加会使失业率提高将近 20%。

#### （四）劳动参与率

劳动参与率能很好地测量工作岗位的总存量，尤其是在失业率可能被低估的情况下。劳动参与率更高的省份，要么是创造了更多的就业岗位，要么是能够满足劳动力需求。并且，与失业人口相比，用就业岗位数量来测量，其测量误差更小一些——国有企业存在许多应该被计入失业人口的下岗员工，但实际并未计算入内。与在上一小节相同，我们使用了两种函数形式；2SLS 回归的内生变量和工具变量和以前相同。

需求变量与结构变量之间的对比非常明显。需求变量—增长率、贸易、FDI—与劳动参与率的联系都不稳定。相反地，结构变量对劳动参与率有显著影响。例如，计算结果显示，受教育程度的一个标准差的增加将会使劳动参与率提高 2.2—2.3%，或者 1.1—1.6% 个百分点。并且那些先天性因素变量，铁路里程、与港口的距离，与劳动参与率有很强的相关性。铁路里程一个标准差的增加将会使参与率降低 0.5—2.6%，或者 0.25—1.3 个百分点。这并不意味着基础设施降低了参与率，相反地，它可能反映了内地的一些特有原因。事实上，只要在 2SLS 中增加一个表示沿海省份的虚拟变量，变量铁路里程的作用便不再显著。与此同时，与港口的距离与较低的劳动参与率联系在一起。它的一个标准差的增加将会降低参与率约 2%。最后，劳动力的过剩降低了劳动参与率。变量过剩率与劳动参与率呈明显的负相关性。结果表明，过剩率一个标准差的增加将会使参与率降低 1.3—2.3%。从以上结果中，我们的结论是：劳动参与率更可能由那些长期的结构性变量而非短期的需求变量所决定。

#### （五）省、城市和农村的就业岗位增量

将城市、农村以及总就业岗位综合起来看有不少好处。例如，随着经济的发展，人们通常会从农村迁往城市（Mundlak, 1979；Rosenzweig, 1988）。因而，同时考察农村和城市的人口迁移可以帮助我们了解决定这种迁移的因素。表 4 所显示的结果表明了哪些解释变量对城市和农村就业增长产生影响。

人口增长率更高的省份，其总的就业增长率也更高。人口增长率的一个标准差的增加（0.092%）将会使总就业增长率提高约 0.6 个百分点，使城市就业增长率提高约 6 个百分点；对农村就业增长则没有显著影响。

需求变量对就业增长几乎没有影响。增长率对城市和农村就业增长都没有影响；2SLS 的结果表明增长率对总就业增长有较小的负面影响。与此同时，贸易对城市就业增长的影响则为负向的。贸易的一个标准差的增加会使城市就业增长率

<sup>13</sup> 非常重要的一点是，尽管私有部门劳动力比例与失业率呈正相关关系，我们不能仅凭这一点就认定，私有部门对创造就业岗位起消极作用。相反地，完全可能的是，这个结果可能是由于一个省过多的国有企业造成的。这是因为参照组是国有企业，其它所有制的计量结果都是相对于国有企业的。

提高 2.7% (2SLS 的结果), 使农村就业增长率降低 1.5—2%。总的来说, 贸易对就业增长的影响是负向的。最后, FDI 与就业增长没有任何关系。<sup>14</sup>

表 4. 城市、农村以及二者之和的就业增长

	整体就业增长		城市就业增长		农村就业增长	
	RE	2SLS	RE	2SLS	RE	2SLS
样本数	290	262	290	262	290	262
R <sup>2</sup>	0.222	0.076	0.036	0.039	0.398	0.269
人口增长率	0.004** (0.001)	0.003 (0.002)	0.006 (0.004)	0.007* (0.004)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
教育	-0.011 (0.022)	-0.151** (0.065)	0.148* (0.079)	0.174 (0.228)	-0.048** (0.021)	-0.204** (0.069)
增长率	-0.003 (0.005)	-0.013** (0.005)	-0.004 (0.018)	-0.016 (0.013)	-0.004 (0.005)	-0.004 (0.008)
贸易	-0.036** (0.017)	-0.013 (0.020)	0.002 (0.064)	0.090** (0.031)	-0.049** (0.019)	-0.065** (0.022)
FDI	-0.039 (0.044)	0.121 (0.101)	-0.027 (0.161)	0.106 (0.197)	-0.055 (0.043)	0.024 (0.078)
过剩率	0.000 (0.006)	-0.012 (0.009)	0.006 (0.023)	-0.022 (0.019)	0.000 (0.006)	-0.002 (0.009)
铁路	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
港口的距离	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004 (0.006)	-0.002 (0.011)	-0.003* (0.002)	-0.005** (0.002)
% 商业 (1986 年)	-0.088 (0.101)	-0.257 (0.213)	-0.175 (0.368)	-0.451 (0.441)	-0.101 (0.109)	-0.150 (0.151)
% 建筑 (1986 年)	-0.081 (0.125)	-0.038 (0.138)	-0.140 (0.455)	-0.186 (0.258)	0.085 (0.137)	0.162 (0.122)
% 政府 (1986 年)	0.270 (0.206)	0.252 (0.360)	0.143 (0.749)	0.130 (0.598)	-0.213 Z(0.228)	-0.275 (0.204)
% 集体所有制 (1986 年)	0.000 (0.023)	0.000 (0.029)	0.020 (0.084)	0.026 (0.096)	-0.027 (0.025)	-0.032 (0.026)
% 其他所有制 (1986 年)	-0.079 (0.052)	-0.096 (0.081)	-0.145 (0.189)	-0.223 (0.172)	-0.137** (0.057)	-0.125** (0.052)
% 私有制 (1986 年)	0.018 (0.120)	0.140 (0.134)	-0.178 (0.439)	0.075 (0.445)	0.175 (0.132)	0.184 (0.148)

注: 括弧里的数表示经过异方差修正后的标准差。\* 和 \*\* 分别表示显著性水平为 10% 和 5%。

相反地, 结构性变量对就业增长有显著影响。例如, 教育对城市就业增长有正面影响。运算结果表明, 受教育程度的一个标准差的增加会使城市就业增长率提高约 1.7 个百分点 (2SLS 的结果), 而使农村就业增长率降低 0.5—2.2 个百分点。受教育程度对城市和农村就业增长的不同影响可由迁移率和受教育程度的关系来解释, 关于这点是有仔细研究的 (Rosenzweig, 1988)。尽管铁路里程对就业增长没有明显影响, 但与港口的距离与总就业增长则负向相关, 并且其对就业增

<sup>14</sup> 初始部门结构和初始所有制结构对城市和农村创造就业岗位没有影响。

长的影响主要是对农村而非城市。铁路里程一个标准差的增加会使总就业增长率和农村就业增长率分别降低 0.3 个百分点，而对城市增长则无明显影响。因而，内地的农村创造就业岗位比沿海地区的要慢一些。这也许是因为沿海地区的乡镇企业有更大规模的市场或更高的生产增长率。

## 五、结束语

对国有企业劳动力过剩的估算向我们传递了关于中国劳动力问题的警告。我们的分析表明，失业问题主要是结构性的，也就是说，它的主要决定因素不是诸如增长率、贸易规模、外资数量等需求变量；相反地，最好的解释变量是国有企业劳动力过剩率、与港口的距离、铁路里程这样的结构性因素。

需要说明的是，估算国有企业劳动力过剩时令工资与劳动力边际产出相等可能是一个过于苛刻的条件。换句话说，即使是对于私有部门，这也未必真实。因而，我们需要更多的数据，尤其是关于中国城市私有部门的数据（包括工资和那些用于估算城市私有部门生产函数的变量），这种研究只好由后人来做了。

## 参考文献

- [1] Baldwin, John, John Haltiwanger, and Timothy Dunne., "A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and the United States", NBER working paper, No.26, 1994.
- [2] Blanchflower, David G., and Simon M. Burgess, "Job Creation and Job Destruction in Great Britain in the 1980s", *Industrial and Labor Relations Review*, 1996, 50, 17-38.
- [3] Borland, Jeff, "Job Creation and Job Destruction in manufacturing Industry in Australia", *Economic Record*, 1996, 72, 46-62.
- [4] Davis, Steven J., John Haltiwanger, and Scott Schuh, *Job Creation and Destruction*, Cambridge and London: MIT Press, 1996.
- [5] Katz, Lawrence F., and Kevin Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, 35-78.
- [6] Murphy, Kevin M., and Robert H. Topel, "The Evolution of Unemployment in the United States: 1968-1985", in Stanley Fisher, ed., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass and London: MIT Press, 1987, 11-58.
- [7] Jefferson, Gary H., Thomas Rawski, and Yuxin Zheng, "Growth, Efficiency, and Convergence in China's State and Collective Industry", *Economic Development and Cultural Change*, 1992, 239-266.
- [8] Jefferson, Gary H., Thomas Rawski, and zheng, Yuxin, "Chinese Industrial Productivity: Trends, Measurement Issues, and Recent Development", *Journal of Comparative Economics*, 1992, 23, 146-180.
- [9] Hausman, Jerry, "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 1978, 46, 1251-1271.
- [10] Lewis, Simon, and Levenson, Alec R, Labor Markets, *Employment Policy, and Job Creation*, Boulder and London: Westview Press, 1994.
- [11] Mundlak, Yair, "Intersectoral Factor Mobility and Agricultural Growth", research report 6, Washington D.C.: International Food Policy Research Institute, 1979.

- [12] Rosznweig, Mark R., "Labor Markets in Low-Income countries", in H. Chenery and T.N. Srinivasan editors, *Handbook of Development Economics*, volume 1. New York: North-Holland, 1988.
- [13] Summers, Lawrence, *Understanding Unemployment*, Cambridge: The MIT Press, 1990.
- [14] World Bank, "China: Urban Labor Adjustment Concept Paper", mimeo. Contact: Tamar Manuelyan-Atinc, 1998.

## State-Owned Enterprise, Labor Redundancy, and Job Creation

GUO LI AND LIXIN XU

(*The world Bank*)

**Abstract** This paper uses a panel data of Chinese provinces between 1986 to 1996 to estimate China's SOE labor redundancy and patterns and determinants of job creation. We find that (i) releasing all redundant workers would raise the average urban unemployment rate to 25%; (ii) SOE labor redundancy proved to be a major impediment for job creation; (iii) patterns of job creation performance were mainly explained by structural variables such as SOE labor redundancy, schooling, railway mileage, and distance to seaport; and (iv) demand variables such as GDP growth rates, trade exposure and FDI inflow, in contrast, did not explain much.

**JEL classification** J40, J60, P50