

# 中国的产业结构变动、 多样化与失业

黄 乾

【摘 要】文章利用 1997~2006 年的中国省级面板数据,检验了产业结构变动和多样化对失业率的影响。研究结果显示,工业部门的结构变动导致失业率上升,并与失业率波动显著正相关;服务业部门的结构变动与失业率及失业率波动显著负相关;总体产业的结构变动造成失业率上升。产业多样化能显著降低失业率及波动;制造业的专业化与失业率显著正相关,建筑业和批发零售业与失业率显著负相关。另外,劳动力受教育水平和非公有经济比重与失业率以及失业率波动显著负相关。

【关键词】产业结构变动 多样化 失业率

【作 者】黄 乾 南开大学人口与发展研究所副所长、副教授。

## 一、引 言

改革开放 30 年来,中国处于经济增长产业升级或转型的过渡期,因此,中国的失业问题不仅是“总量”问题,而且是“结构”问题。转型时期产业结构如何影响失业、影响程度多大等问题值得关注,这些问题的研究对于揭示产业结构和失业的内在关系,以及失业治理对策的选择具有理论上和政策上的重要意义。

产业结构对失业的影响主要表现在两个方面:一是产业结构变动影响失业,即当产业结构变动速度超过劳动力技能转换速度时,导致结构性失业,失业率随之上升;二是产业结构特征也会影响到失业,产业结构特征一般用产业专业化程度和产业多样化程度来反映。产业专业化是指某一产业的就业或产出在地区经济中所占的比重或相对于全国平均水平而言的相对比重(即区位商);产业多样化是指地区产业的种类数和各产业在地区中所占比例所反映出来的产业分布的差异性或均衡性。国外围绕产业结构与失业之间的关系展开了理论研究和相关的经验研究,但结果存在较大差异。

关于产业结构变动与失业的关系, Lucas 等(1974)最早通过构建劳动力市场模型说明,

产业结构变动造成不同部门(产业)劳动需求的改变,并影响劳动力在不同部门间的转移,而使经济在稳定均衡状态时,失业率仍高于自然失业率。Lilien(1982)利用上述模型论证了失业率与劳动力部门转移之间的关系,提出了部门转移假说,即当产业所需的技术改变,或劳动力与工作所需技术不匹配时,促使劳动力在产业部门间进行重新分配,当产业吸收劳动力的速度慢于劳动力重新分配的速度时,失业便会产生。Lilien的实证研究发现,跨部门间劳动力需求的转移对不同部门间的失业变动具有显著的影响,显示产业结构变动对于失业率具有明显的影响。Rissman(2003)、Groschen等(2003)、Aaronson等(2004)、Groschen等(2004)利用部门转移假说研究了自2001年美国遭遇经济衰退后的“无就业机会的景气复苏”现象,发现无就业机会的景气复苏是由于美国遭遇经济衰退时不同产业结构变动所导致的。Robson(2005)利用英国劳动力市场数据,利用部门转移假说检验部门劳动力转移效应与就业专业化对失业的影响,研究发现劳动力面临的失业期限越长、年龄越大、原工作的职位越高,越不利于找到新工作。此外,Johnson等(1986)、Lilien等(1986)和Rissman(1986)等的研究发现,一国产业结构变动确实会影响其失业水平。

关于产业结构特征与失业的关系,现有的理论和实证研究得出了截然不同的结论。Barth等(1975)运用传统资产组合理论从理论上证明了区域产业多元化与就业、失业的关系,他认为通过对就业具有不同关联度的产业进行最优组合,可以使区域总就业的波动达到最小。如果发生了随机的失业,只有单个产业的区域的失业率会提高,而产业多样化程度高的区域的失业率低,尤其摩擦性失业率将更低。Simon(1988)利用1977~1981年美国91个城市的分行业就业数据对上述理论进行了经验研究,研究发现产业多样化程度高的城市,其失业率越低。Malizia等(1993)通过1972~1988年美国城市季度数据研究发现,产业多样化程度越高的城市,失业率越低,并且就业稳定性越高。Duranton等(2000)利用美国城市数据,经验指出产业多元化和竞争导致城市规模的扩大和城市吸纳就业人员能力增加,进而降低失业率;而产业专业化则会导致城市吸纳就业人员能力的下降,使得就业人员需求数量的减少及城市规模缩小。Izraeli等(2003)发现美国各州产业多样化与失业也存在负相关关系。Tarzwell(1999)通过1989~1994年加拿大省区年度数据也发现产业多样化与失业率为负相关。

在另一些理论和实证研究中,区域产业多样化与失业率存在正相关关系。Barkume(1982)认为产业多样化程度高的城市,工资分布的离散程度越高,人们倾向于花更多的时间来寻找工作,因而失业的时间会更长。Simon(1987)的实证研究支持了上述理论,但认为总体而言,产业多样化引起的失业率下降的效应要大于引起失业率上升的效应。与此同时,一些研究发现,产业多样化与失业率及其波动没有显著关系,如Attaran(1986)利用1972~1981年美国城市年度数据,采用熵方法研究发现虽然产业多样化与失业率存在非常弱的负相关,但与失业率的波动并无关系;Mizuno等(2006)对1995年日本118个城市数据的研究发现产业多样化与失业率存在不显著的负相关。

产业的性质及其专业化程度影响结构性失业和周期性失业,一个区域在何种产业上专业化对于该区域的失业有重要影响。Malizia等(1993)研究发现,在美国采矿业和运输业比重越高的区域,其失业率的波动越大。Mizuno等(2006)研究发现日本城市的建筑业、制造业和批发零售业的专业化程度与失业率呈显著的负相关关系。

国内学者对于中国失业问题进行了大量的研究,如王诚(2000)认为行业垄断是造成结构性失业的重要原因。蔡昉等(2004)分析了中国就业弹性和自然失业率,认为由于国有企业改革和加入世贸组织后产业结构调整加剧,中国当前阶段失业率的重要特征是自然失业率高,并且构成较大份额;曾湘泉等(2006)研究发现,由于产业结构变动,中国自1992年以来自然失业率不断升高。

基于以上文献可以看出,国外关于产业结构与失业率的研究大多采用截面数据,虽然Izraeli等(2003)采用面板数据研究了美国各州产业多样化对失业率的影响,但没有考虑产业结构变动、专业化与失业率的关系。尽管国内部分学者指出产业结构是中国失业趋于严重的重要原因,但对此进行实证研究的文献并不多见。因此,本文利用中国1997~2006年30个省级面板数据,通过反映产业结构变动的斯托可夫指数(Stoikov, 1966)和反映产业结构特征的多样化指数与专业化指数,采用面板数据计量方法进行实证研究,探讨中国产业结构对失业率的影响。

## 二、计量模型、数据来源及变量的统计描述

### (一) 模型、变量和计量方法

这里重点关注产业结构变动、产业多样化和专业化对于失业率的影响,采用面板数据模型来控制观测不到的不随时间变动的省际特征和观测不到的宏观经济冲击。计量模型为:

$$UR_{it} = \alpha_0 + \gamma_i + T_t + \alpha_1 sto_{it} + \alpha_2 div_{it} + \alpha_3 X_{it} + \mu_{it}$$

其中,下标*i*表示省份,*t*表示年份。模型的被解释变量为 $UR_{it}$ (%),即各省份*t*年的失业率(由于受失业率数据限制,本文用各省份城镇登记失业率来代替失业率)。 $\gamma_i$ 为省份固定效应(省份哑变量),用来控制观测不到的不随时间变化的省份特征; $T_t$ 为时间固定效应(年度哑变量),用来控制每年发生的观测不到的对所有身份都相同的外来冲击; $sto$ 为斯托可夫指数,它主要是用于测度就业变动离散的程度,如果产业间劳动需求没有变动,则某个产业的就业增长率偏离所有产业加权平均就业增长率将等于零,斯托可夫指数因此等于零。某一产业的就业比重越大,其就业变动对总体就业的影响也越大。因此,利用各产业的就业比重作为权重,求出总的加权平均就业增长率,并与各产业就业增长率比较,以观察就业变动的离散程度。如果产业间的劳动需求相对偏离程度越大,斯托可夫指数也就越大。利用斯托可夫指数作为产业结构变动的代理变量,来进行产业结构变动对失业率影响的实证分析,并从总体产业结构变动、工业结构变动和服务业结构变动三方面加以考察。斯托可夫指数的计算公式为:

$$sto = \sum_{j=1}^n |g_j - g_t| \frac{N_{jt}}{N_t}$$

其中  $N_{jt}$  为  $j$  产业在  $t$  期的就业人数,  $N_t$  为所有产业在  $t$  期的就业人数,  $g_{jt}$  为  $j$  产业在  $t$  期的就业增长率,  $g_t$  为所有产业在  $t$  期的加权平均就业增长率。 $sto_w$ 、 $sto_m$  和  $sto_s$  分别代表总体产业、工业和服务业的斯托可夫指数。

$div$  为产业多样化程度。本文采用赫希曼—赫芬达尔指数的倒数, 公式为:  $div_i = 1 / \sum_j s_{ij}^2$ , 其中  $s_{ij}$  为  $j$  产业在省份  $i$  中的就业比重。

为了控制区域产业专业化对该地区失业的影响, 我们选取了 6 个主要产业, 用产业区位商来衡量其专业化程度,  $lq_{mm}$ 、 $lq_{co}$ 、 $lq_{tr}$ 、 $lq_{re}$ 、 $lq_{fi}$  和  $lq_{es}$  分别代表制造业、建筑业、交通运输业、批发零售业、金融保险业和房地产业的区位商。区位商的计算公式为:

$$lq_j = \frac{e_{ij}/e_i}{e_j / \sum_i e_i}$$

式中  $e_{ij}$  为省份  $i$  的  $j$  产业的就业人数,  $e_i$  为省份  $i$  的总就业人数,  $e_j$  为全国  $j$  产业的就业人数,  $\sum_i e_i$  为全国的总就业人数。 $X$  是控制变量, 反映各省经济和劳动力市场状况, 主要包括  $\ln GDP$  是国内生产总值的对数, 用来反映各省的经济增长水平。经济的快速增长是增加就业、降低失业的基础, 因此本文引入该变量。各省份的国内生产总值以该省的 GDP 平减指数进行平减, 基年为 1997 年。 $edu$  是平均受教育年限, 反映各省份劳动力的人力资本水平, 按照各省份 6 岁及以上人口中各种受教育程度人口的比重, 将劳动力受教育程度分为小学、初中、高中和大专及以上学历, 并将其平均受教育年数定为 6、9、12 和 16, 以此计算出各

省份 1990~2006 年平均受教育年限, 计算公式为:  $E_i = \frac{\sum_k w_k L_k}{L}$ 。其中  $k$  表示各类教育,  $w_k$  表示各类教育的受教育年数,  $L_k$  为接受各类教育的人数,  $L$  为 6 岁及以上人口总数。

$mar$  是非国有投资占总投资的比重, 反映各省份的市场化水平, 市场化改革促进了非国有经济的发展和吸纳就业, 因此该变量控制了省份间市场化水平对失业的影响。

$resi$  是城镇就业人数占总就业人数比重, 快速城市化是中国改革开放以来的重要社会经济现象, 城市化促进了经济发展, 但也增加了城镇劳动力供给, 城市化速度较快的省份, 其城镇就业比重较大, 可能面临较大的就业压力和较高的城镇失业率, 因此这个变量用来控制各省城镇就业规模增长对失业的影响。

我们采用混合横截面数据回归和面板数据回归方法对模型进行计量回归。由于随机扰动项  $\mu_{it}$  可能具有异方差和序列相关, 我们在省份固定效应模型中采用了按省份聚类的 Huber/White 方差估计办法来得到一致的标准差。表 1 是各变量的描述性统计。

表1 模型变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
UR	3.517	0.937	0.6	7.4
$sto_w$	1.442	0.660	0.552	3.478
$sto_m$	2.504	1.233	0.826	7.223
$sto_s$	0.808	0.376	0.291	2.615
$div$	3.869	1.787	1.673	9.688
$lq_{ma}$	1.014	0.572	0.314	2.991
$lq_{co}$	0.936	0.277	0.442	2.050
$lq_v$	1.181	0.388	0.456	2.952
$lq_{rs}$	1.080	0.321	0.455	2.084
$lq_f$	1.201	0.532	0.459	3.408
$lq_{es}$	1.503	2.166	0.218	13.329
lnGDP	7.4	0.981	4.793	9.706
$edu$	7.757	0.992	4.693	10.95
$mar$	0.489	0.171	0.092	0.843
$resi$	0.318	0.159	0.115	0.809

(二) 数据来源和处理

本文数据使用的是 1997~2006 年 30 个省份的面板数据。由于西藏的部分数据缺省,将其排除在样本外,因此一共是 30 个样本省份。数据主要来自 1997~2007 年《中国统计年鉴》和各省历年统计年鉴。

关于产业分类,1997~2003 年《中国统计年鉴》产业分类采用的是《国民经济行业分类与代码》(GBT4754-94) 分类标准为 15 个行业,而 2004 年起采用的是《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002)分类标准,为 19 个行业。在计算斯托可夫指数时,为了数据的一致性和可比性,我们将相关产业进行了归并,2003 年以后的《中国统计年鉴》中“批发和零售业”与“住宿和餐饮业”合并为 1998~2003 年《中国统计年鉴》中“批发零售贸易和餐饮业”,“教育”与“文化、体育和娱乐业”合并为“教育、文化、艺术和广播电影电视业”,“公共管理和社会组织”合并为“国家机关、政党机关和社会团体”。2003 年以后的《中国统计年鉴》中“信息传输、计算机服务和软件业”、“租赁和商务服务业”、“居民服务和其他服务业”、“科学研究、技术服务和地质勘察业”和“水利、环境和公共设施管理业”,与 1995~2002 年《中国统计年鉴》中“社会服务业”、“地质勘察业、水利管理业”和“科学研究和综合技术服务业”无法合理归并,而这些产业在各地总就业中占比例小,因此在计算中没有考虑。在计算多样化指标时,产业采用的是一位数产业分类,1997~2002 年为 15 个行业,2003 年后为 19 个行业。

三、估计结果与分析

估计结果如表 2 所示。模型一没有包括省份固定效应,可以发现,许多变量回归系数的符号与其他模型的回归符号相比都变反了,尤其是产业结构变动和产业多样化的回归系数变得很小且不显著。因此,忽略省份固定效应导致估计偏差很大。模型二的变量包括总体产业结构变动、多样化和控制变量,模型三在模型二的基础上加入了产业专业化变量,模型四的变量包括工业产业结构变动、服务业产业结构变动、多样化和控制变量。

模型二、模型三和模型四的估计结果表明产业结构变动对失业率有显著影响。从工业结构变动看,失业率与工业斯托可夫指数存在显著的正相关,即工业结构变动导致失业率增加。可见最近几年工业特别是制造业的产业结构调整速度过快,超过劳动力技能转换的

表 2 产业结构变动、多样化对失业率影响的回归结果

解释变量	模型一	模型二	模型三	模型四
$sto_w$	0.404(0.383)	4.171*** (1.463)	3.825*** (1.374)	
$sto_m$				4.048*** (1.396)
$sto_s$				-3.604*** (1.321)
$div$	0.143(0.096)	-7.016*** (3.837)	-6.048*** (2.954)	-6.377*** (3.124)
$lq_{ma}$	-0.256(0.158)		0.804** (0.541)	0.759** (0.446)
$lq_{co}$	-0.726** (0.273)		-0.377*** (0.324)	-0.281** (0.193)
$lq_{ir}$	0.133(0.169)		-0.159(0.144)	-0.176(0.231)
$lq_{re}$	0.206(0.332)		-0.711** (0.383)	-0.752** (0.391)
$lq_{fi}$	0.801** (0.237)		0.709(0.231)	0.694(0.658)
$lq_{es}$	-0.243(0.049)		0.206(0.082)	0.311(0.167)
$\ln GDP$	0.054(0.099)	-1.569*** (0.311)	-1.274*** (0.197)	-1.656*** (0.317)
$edu$	0.696(0.385)	-0.373** (0.174)	-0.295** (0.166)	-0.374** (0.173)
$mar$	-1.358*** (0.811)	-2.149** (0.577)	-1.753*** (0.423)	-2.102** (0.578)
$resi$	0.120(0.081)	1.245 (1.576)	1.688(0.339)	0.749(1.619)
常数项	2.473*** (0.602)	5.175*** (1.536)	6.575*** (1.843)	5.904*** (1.635)
年份固定效应	否	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
观测值	300	300	300	300
R <sup>2</sup>	0.112	0.505	0.528	0.516
备注	Pooled OLS	固定效应	固定效应	固定效应

注 :\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著 ,括号内为标准差。

速度,导致结构性失业增加和失业率升高。从服务业结构变动看,失业率与服务业斯托可夫指数存在显著的负相关,显示服务业结构变动导致失业率下降,由于服务业的就业“门槛”较低,因此产业结构变动趋向以服务业为主时,将有助于就业的增加和失业的减少。从总体产业结构变动看,失业率与总体产业斯托可夫指数存在显著的正相关,即总体产业结构变动导致失业率上升。这表明,中国服务业的产业结构变动多增加的就业空间,无法完全吸纳工业结构变动所释放出的失业劳动力,再加上就业转移所需的技能差异,从而造成结构性失业劳动力呈现逐年上升的趋势。因而产业结构变动是影响中国失业率上升的重要原因,劳动力无法在产业间有效转移将造成劳动力市场出现持续失衡现象。

产业多样化程度与失业率呈显著的负相关关系,模型三显示,当产业多样化程度提高 10 个百分点时,失业率会降低 0.6 个百分点,并且在 1%水平上显著。这表明随着产业多样化程度的提高,失业率将下降,即产业多样化能降低失业率,这一研究结果与国外的实证研究结果一致(Simon, 1988; Malizia 等, 1993)。因此,提高区域产业多样化水平将有效促进就业增长和降低失业率。

从就产业专业化与失业率的关系看,制造业的回归系数显著为正,表明制造业的专业化将显著提高失业率,模型三显示,如果制造业的区位商值增加 1 单位,失业率将提高 0.8

个百分点;建筑业和批发零售业的回归系数显著为负,显示这两个行业的专业化能显著降低失业率,模型三显示,如果建筑业和批发零售业的区位商值增加1个百分点,失业率分别下降0.4和0.7个百分点。其他行业的专业化程度对失业率的影响不显著,其中交通运输业的回归系数为负,金融业和房地产业的回归系数为正。笔者也对模型三和模型四进行了多重共线性检验,发现产业多样化和专业化不存在多重共线性问题。

从控制变量看,经济增长变量和劳动力的受教育水平变量的回归系数显著为负,说明经济增长和劳动力人力资本水平的提高能降低失业率,这与理论预测相一致。非国有投资占全部投资比重的回归系数也显著为负,表明非国有经济的发展和市场化水平的提高将能有效降低失业率水平,模型三显示,如果非国有投资比重每增加10个百分点,失业率会下降0.17个百分点。城镇就业人数占总就业人数比重的回归系数为正,但都不显著,这意味着城镇就业规模的扩大在一定程度上并不是失业率上升的重要因素。

国外的实证研究表明,区域产业多样化程度的提高可以增加就业稳定性,降低失业率的波动(Malizia等,1993)。笔者把失业率波动作为被解释变量,并以1997~2006年间失业率的标准差来衡量失业率的波动,以上述模型中相同的解释变量的1997年的值作为失业率波动的解释变量。估计结果显示(见表3),总体产业结构变动和工业结构变动显著增加了失业率的波动,服务业结构变动显著降低了失业率波动。产业多样化水平与失业率的波动显著负相关,这表明产业多样化能降低失业率波动。另外,建筑业专业化程度的提高将增

表3 产业结构变动、多样化对失业率波动的影响

	模型一	模型二
$sto_w$	3.531*** (1.097)	
$sto_m$		2.171*** (0.708)
$sto_s$		-3.059** (1.101)
$div$	-1.627*** (0.308)	-1.886*** (0.323)
$lq_{ms}$	0.075 (0.081)	0.064 (0.060)
$lq_{co}$	1.942** (0.416)	2.015*** (0.587)
$lq_{tr}$	-0.553 (0.489)	-0.564 (0.531)
$lq_{re}$	0.767 (0.710)	0.844 (0.901)
$lq_{fi}$	0.159 (0.205)	0.142 (0.145)
$lq_{es}$	0.086 (0.073)	0.106 (0.099)
$\ln GDP$	-0.228 (0.196)	-0.252 (0.217)
$edu$	-0.091** (0.033)	-0.108** (0.042)
$mar$	-5.025* (1.748)	-5.122** (1.776)
$resi$	0.006 (0.010)	0.012 (0.011)
省份固定效应	是	是
$R^2$	0.323	0.319

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为标准差。

加失业率的波动,可能的主要原因是建筑业从业人员的受教育水平比较低,在经济波动导致建筑业不景气时容易失业。同时,劳动力受教育水平和非国有投资占全部投资比重能显著降低失业率的波动。

在实证研究得到了产业结构变动提高了失业率的基本结论后,对其中原因进行探讨是有意义的。一方面,工业的资本深化排挤劳动力,导致失业率上升。近几年来,随着其他发展中国家的兴起,中国工业特别是制造业的升级速度加快,与此同时,产业升级伴随着资本深化,2000~2007年,在整个工业总产值中,重工业所占比重明显高于轻工业,在整个工业增加值中,重工业所占份额也远远高于轻工业。资本密集化程度不断提高的行业,不仅不能吸纳更多的劳动力就业,反而出现

了资本对劳动的替代,挤出大量劳动力。因此,工业在推动经济高速增长的同时,由于资本吸纳就业能力的弱化和资本对就业的排挤问题,结果造成该产业的就业弹性偏低。表4显示,中国第二产业的平均就业弹性比世界平均就业弹性低。同时,中国第三产业的平均就业弹性也低于世界平均水平,说明中国第三产业创造就业机会不足。因此,虽然第三产业的就业弹性高于第二产业,但第三产业的发展对于带动整体产业劳动力吸收的能力仍比较有限。

表4 三次产业就业弹性的国际比较

	第一产业	第二产业	第三产业
中国平均(1997~2006年)	-0.05	0.16	0.34
世界平均(1991~2003年)	0.41	0.28	0.57

注:世界平均水平来自 Kapsos, 2005;中国平均水平由作者根据《中国统计年鉴》公布的数据计算而得。

另一方面,劳动力供需匹配失衡,劳动力产业转移困难。近年中国产业结构变动导致对低技能劳动力需求的减少,而对高技能劳动力需求增加,我们可以通过不同等级技能人才的求人倍率来反映这种趋势(见图)。但在中国失业人口中,绝大部分的受教育程度为初中及以下,表5显示,1997~2006年初中及以下的失业人口占总失业人口的比重一般维持在55%以上。因此,在产业结构变动的同时,劳动力供需结构矛盾突出,传统产业出现大批失业劳动力,许多劳动力面临再就业的困难,而新兴行业和技术职业所需要的高技能劳动力则出现供不应求的现象,这种现象是中国在产业结构变动和转型期间所面对就业问题的困境。

表5 1997~2006年中国失业人口的教育结构特征

年份	失业比重(%)		
	初中及以下	高中	大专及以上
1997	62.3	33.6	4.1
1998	60.5	34.8	4.7
1999	61.4	33.9	4.7
2001	57.5	36.4	6.1
2002	58.9	35.2	5.9
2003	57.3	36.1	6.6
2004	56.6	34.9	8.5
2005	57.8	32.2	10.0
2006	53.7	33.7	12.6

资料来源:《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》(1998~2007年)。

#### 四、结论与政策启示

产业结构变动和产业结构特征对就业增长和失业率造成重要影响。我们利用1997~2006年的面板数据,以斯托可夫指数作为产业结构变动的代理变量,利用面板数据方法研究了产业结构变动对失业率的影响。研究发现,在中国产业结构变动中,工业结构变动提高了失业率,而服务业结构变动降低了失业率,但前者的不利影响大于服务业的有利影响,从而造成整体产业结构变动对失业率的不利影响,这是中国近些年来失业率逐渐上升的重要原因。

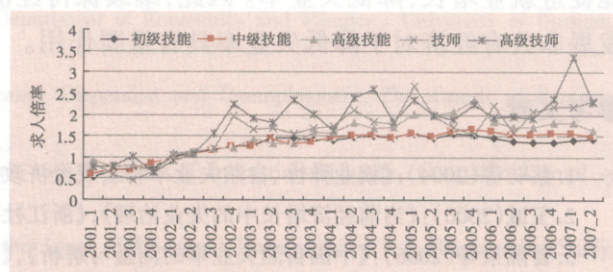


图 2001~2007年分季度不同技能等级的劳动力求人倍率

资料来源:中国劳动力市场信息网监测中心,中国劳动力市场网(<http://www.lm.gov.cn>)。



未来一个时期中国劳动力供给总量仍将上升,加上农村剩余劳动力转移和经济社会体制改革的进一步深化,因此经济转型时期中国就业压力依然很大,并且失业率将呈上升趋势,在这种背景下,中央政府和地方政府应该充分考虑产业结构调整和产业政策的就业效应。首先,针对工业结构变动对失业率的不利影响,可以从三方面消除这种不利影响:一是在工业结构调整升级的同时应该加大人力资本投资,提高劳动力技能素质,改善劳动力市场的供给与需求的匹配效率,从而增加工业就业机会;二是促进传统工业知识化,提高工业的就业含量;三是发展高科技产业,提供高素质劳动力更多的就业机会。其次,针对服务业结构变动对失业率的有利影响,应该大力发展服务业,并引导和扶助被工业排挤出的失业劳动力顺利进入劳动密集型服务业,同时推动知识密集型服务业及新兴产业发展,以提高整体经济的就业机会。第三,加快劳动力市场建设和相关制度改革,促进劳动力的产业流动和区域流动,对“衰退”行业和失业严重区域的劳动力进行产业结构和区域结构的双向配置,以缩短失业时间和降低失业率。第四,制定针对“衰退”行业失业劳动力的法规和措施,以解决该行业衰退过程中产生的就业转移问题。最后,采取各种措施加强劳动雇佣关系的稳定性,以提高劳动者的就业稳定性和就业质量。当前,中国劳动雇佣关系的稳定性由于产业结构快速变动等多方面原因而明显降低,政府应该采取一系列稳定就业的政策,控制失业总量。

最近几年地方政府都强调产业集聚和产业专业化所带来的集聚效应,本文的实证研究发现产业多样化能有效降低失业率,因此,从促进就业增长和降低失业率的角度看,各地在发展产业集聚和专业化的同时,也应该考虑到产业多样性,以防止过度的产业集聚和专业化所带来的就业波动。另外,各产业对失业的影响存在较大差异,因此,政府在出台产业政策时应避免相关产业发展对失业的消极作用。由于不同地区的劳动力市场状况不同,特别是劳动力规模、素质和结构不同,各地应该根据就业效应和相应的劳动力实际状况选择地区专业化的主导产业。

本文的实证结果也表明保持经济稳定增长、提高劳动力受教育水平和发展非公有经济能促进就业增长,降低失业率。因此,继续保持经济增长,提升劳动者技能和素质,以及大力发展非公有经济对于降低失业率具有重要作用。

#### 参考文献:

1. 蔡昉等(2004):《就业弹性、自然失业率和宏观经济政策》,《经济研究》,第9期。
2. 王诚(2000):《当前经济增长中的失业治理》,《浙江社会科学》,第5期。
3. 曾湘泉等(2006):《中国自然失业率的测量与解析》,《中国社会科学》,第4期。
4. Aaronson, D., E. R. Rissman, and D. G. Sullivan (2004), Can Sectoral Reallocation Explain the Jobless Recovery? Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, 2:36-49.
5. Attaran, M.(1986), Industrial Diversity and Economic Performance in U.S. Areas. *The Annals of Regional Science*. 20:44-54.

6. Barkume, A. (1982), Differentiating Employment Prospects by Industry and Returns to Search in Metropolitan Areas. *Journal of Urban Economics*. 12: 68-84.
7. Barth, J., Kraft, J., Wiest, P. (1975), A Portfolio Theoretic Approach to Industrial Diversification and Regional Employment. *Journal of Regional Science*. 15: 9-15.
8. Duranton, G., Puga, D. (2000), Diversity and Specialization in Cities. Why, Where and When Does It Matter? *Urban Studies* 37: 533-555.
9. Groshen, E. and S. Potter (2003), Has Structural Change Contributed to a Jobless Recovery? *Current Issues in Economics and Finance*. 9(8): 1-7.
10. Groshen, E., S. Potter, and R. P. Sela (2004), Was the 2001 Recession Different in the Labor Market? [http://www.aeaweb.org/annual\\_mtg\\_papers/2005/0109\\_0800\\_0402.pdf](http://www.aeaweb.org/annual_mtg_papers/2005/0109_0800_0402.pdf).
11. Izraeli, O., Murphy, K. (2003), The Effect of Industrial Diversity on State Unemployment Rate and Per Capita Income. *The Annals of Regional Science*. 37: 1-14.
12. Johnson, G. E. and P. R. G. Layard (1986), The Natural Rate of Unemployment: Explanation and Policy. in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics* (Amsterdam: North-Holland), 2: 921-999.
13. Kapsos, S. (2005), The Employment Intensity of Growth: Trends and Macroeconomic Determinants. Employment Strategy Paper.
14. Lucas, R. E. and Prescott (1974), Equilibrium Search and Unemployment. *Journal of Economic Theory*. 77: 721-754.
15. Lilien, D. M. (1982), Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment. *Journal of Political Economy*. 90(4): 777-793.
16. Lilien, D. M. and R. E. Hall (1986), Cyclical Fluctuations in the Labor Market. in O. Ashenfelter and R. Layard, (eds.), *Handbook of Labor Economics* (Amsterdam: North-Holland): 1001-1035.
17. Malizia, E., Ke, S. (1993), The Influence of Economic Diversity on Unemployment and Stability. *Journal of Regional Science*. 33: 221-235.
18. Mizuno, K., Mizutani, F., Nakayama, N. (2006), Industrial Diversity and Metropolitan Unemployment Rate. *The Annals of Regional Science*. 40: 157-172.
19. Rissman, E. (1986), What is the natural rate of unemployment? *Economic Perspectives*, issue Sep 3-17.
20. Rissman, E. (2003), Can Sectoral Labor Reallocation Explain the Jobless Recovery? *Chicago Fed Letter*, No. 197.
21. Robson, M. (2005), Sectoral Shifts, Employment Specialisation and Efficiency of Matching: An Analysis Using UK Regional Data. Working paper, Department of Economics and Finance, University of Durham. <http://www.dur.ac.uk/20final.pdf>.
22. Simon, C. (1987), Industrial Diversity, Vacancy Dispersion and Unemployment. *The Annals of Regional Science*. 21, 60-73.
23. Simon, C. (1988), Frictional Unemployment and the Role of Industrial Diversity. *Quarterly Journal of Economics*. 103, 715-728.
24. Stoikov, V. (1966), Some Determinants of the Level of Frictional Unemployment: A Comparative Study. *International Labor Review*. 93(5): 530-549.
25. Tarzwell, G. (1999), Canadian City Unemployment Rates and the Impact of Economic Diversity. *Canadian Journal of Regional Science*. 20, 389-399.

(责任编辑 朱犁)

## ABSTRACTS

**China's Future Demographic Dividend Digging New Source of Economic Growth**

Cai Fang·2·

This paper starts with the retrospect of demographic dividend as a significant contributor to China's economic growth during the past 30 years. It intends to discuss how China will retain the sustainability of fast growth at the new development stage characterized by slow-down of increase of working age population, gradual disappearance of surplus rural labor force, and acceleration of population aging. The proposition of the paper is that while the first demographic dividend diminishes as a result of demographic transition, the second type of demographic dividend can be created and obtained and the so-called demographic debt can be avoided if the following conditions can be created: (1)deepening education to enhance labor productivity (2)extending competitive advantage of Chinese industries to sustain economic growth, (3)establishing fully funded pension scheme to dig new source of savings, and(4)activating labor market institutions to expand stock of labor resource and human capital.

**Technological Progress, Endogenous Population Growth and Structural Change**

Xu Zhaoyang Justin Yifu Lin·11·

This paper studies the Industrial Revolution, endogenous population growth and structure change in a unified theoretical framework. It shows that the Industrial Revolution changed the relative prices of necessities to unnecessities and thus determined the transition of population and industrial structure as well as the great jump of human being from "Malthus trap" to modern economic growth.

**The Impact of Structural Change and Diversity of China's Industry on Unemployment**

Huang Qian·22·

This paper uses the 1997-2006 provincial industrial and employment data to examine the impact of industrial structure change and diversity on the employment. The findings indicate that the structure changes of the manufacturing sector raise unemployment rate, but the structure changes of the services sector lower unemployment rate. The structure changes of the whole industry raise unemployment rate. Industrial diversity is negatively related to unemployment rate. The specialization of manufacture industry is positively related to unemployment rate, while the specialization of construction and wholesale and retail industries are negatively related to unemployment rate. In addition, the growth of economy, the average education of labor force and the size of private sector are negatively related to unemployment rate.

**Labor Market Segmentation, Hukou and Urban-Rural Difference in Employment**

Qiao Mingrui Qian Xueya Yao Xianguo·32·

Using the CHNS data and switching regression model, the paper tests whether Chinese labor market is segmented, and analyzes how hukou system influences urban-rural difference in employment. The results indicate that dual labor market exists in China at present, and hukou is one of the most important factors that prevent rural workers from being employed in primary labor market. In addition, urban hukou holders have big advantage over rural hukou holders not only in primary labor market but also in secondary labor market, and the differences in employment between the two groups of labor force are obvious.

**The Impact of Dependence Ratio on Household Savings Rate**

Zhong Shuiying Li Kui·42·

By using dynamic provincial panel data with two-step system GMM method, this paper estimates and analyzes the effect of dependence ratio on savings rate on the basis of Life-cycle Hypothesis. It is found that the decline of dependence ratio of raising children is one of the important reasons for the enhancement in household savings rate. The dependence ratio of the elderly does not significantly affect savings rate. The increase of savings rate was mainly due to the rapid decline of the load of raising children.

**An Estimate of the Burdens Workers Will Shoulder in the Aging Future**

Zhou Weibing·52·

This paper constructs an actuarial model to predict the theoretical dependency ratio and the real dependency ratio. The result shows that