

中国近年经济增长与就业增长间数量关系解释

孙文凯

摘要：本文尝试解释为何中国就业变化和经济增长间数量关系并不稳定，两个问题尝试被处理：（1）就业数据是否有偏误（2）一些中国特色的因素在就业和增长关系间是否有调节作用。本文的研究发现：（1）统计局公布的城镇增加就业数据大致可靠；（2）经济增长对就业有显著拉动作用，也就是说从另一个角度看的奥肯定律是合理的；（3）国有经济部门在就业和增长间起到了调节作用，并且对经济周期不同阶段影响有对称性。

引言

由于国际环境不佳和国内对房地产市场的持续打压，中国面临经济增速下滑的短期问题。2012年前三季度同比增速只有7.7%，远低于去年同期。并且从环比上看也低于去年同期水平。2012年1-9月，全国税收总收入完成77410.08亿元，同比增长8.6%，相比于去年同期大幅回落（去年同期增幅27.4%）。这些特征都说明经济增速在放慢。对于中国，一个很自然的担心就是经济增速放慢会降低就业创造，造成社会问题。

但是，2012年10月25日人力资源社会保障部召开新闻发布会，介绍2012年第三季度人力资源和社会保障工作进展情况。人力资源和社会保障部新闻发言人表示，1—9月，全国城镇新增就业1024万人，完成全年900万人目标的114%。也就是说，三个季度就已经完成了全年的就业增长目标。三季度末，城镇登记失业率为4.1%，与二季度末持平，也没有出现增加趋势。这些现象意味着就业问题并未因为经济减速而恶化。

这不可避免地让人们陷入疑惑。实际上，2005年以来，城镇每年新增就业人数平均超过1200万，这一趋势虽然在2007年受国际金融危机冲击而有一次短暂下降，但之后迅速恢复了就业增加趋势。总体上说，我国的就业增长和经济增长间虽然存在正相关关系，但是就业增长的稳定性要远远强于经济增长稳定性。在经济危机冲击后的几年，国外出现“无就业复苏”苗头，而我国则是就业和经济双增长。我国城乡二元的经济体制为劳动力流动与经济增长间关系增加了一个新的分析视角，我国国有经济占经济总量相当大比重的事实也使得我们分析中国数据不能照搬国外模式，我国仍处于发展中阶段，这使得就业市场表现也不同于发达国家。总之，有很多中国特色的因素，需要总结，并在分析中国经济增长与就业关系变动中考虑。

本文意在分析我国经济增长率和城镇就业增长率间的关系。首先，我们将通过几个数据来源，验证新增就业量的可信性；其次，我们引入几个假设，尤其是有中国特色的因素，来解释经济增长放缓的同时为何就业量持续大量增长，并且有时出现违背奥肯定律的情况。本文的价值有几点：第一，描述清楚中国劳动力市场表现与经济表现间关系的表象；第二，对于中国这样仍带有计划色彩的转型新兴经济体，有自己的影响劳动力市场表现的独特因素，不考虑这些因素是不能真正了解中国劳动力市场表现的；第三，随着经济持续发展，中国的长期经济增长率不可避免地将下降，这对劳动力市场也会产生长期影响，认清在中国经济增长和劳动市场间关系，有利于把握今后中国就业趋势。

一、中国经济增长与就业增长变动趋势引起的疑惑

从图1我们可以看到，从1991年到2010年，中国经济大体上经历了两个经济周期，低谷分别在1998年左右和2009年左右，高峰出现在1993年和2007年左右。与之对应的，中

国的就业市场也表现出一定变动。从总就业增长率看，1997 年国企改革前一直不断增加，之后，总就业增长出现长期增速不断下降的趋势。城镇就业增长率与经济增长率的相关关系更加明显。这缘于大规模的城市化，使得城镇经济已经成为经济发展的最主要推动力。经济发展引导的就业多半在城镇实现，而农村地区就业总量在逐渐减小。

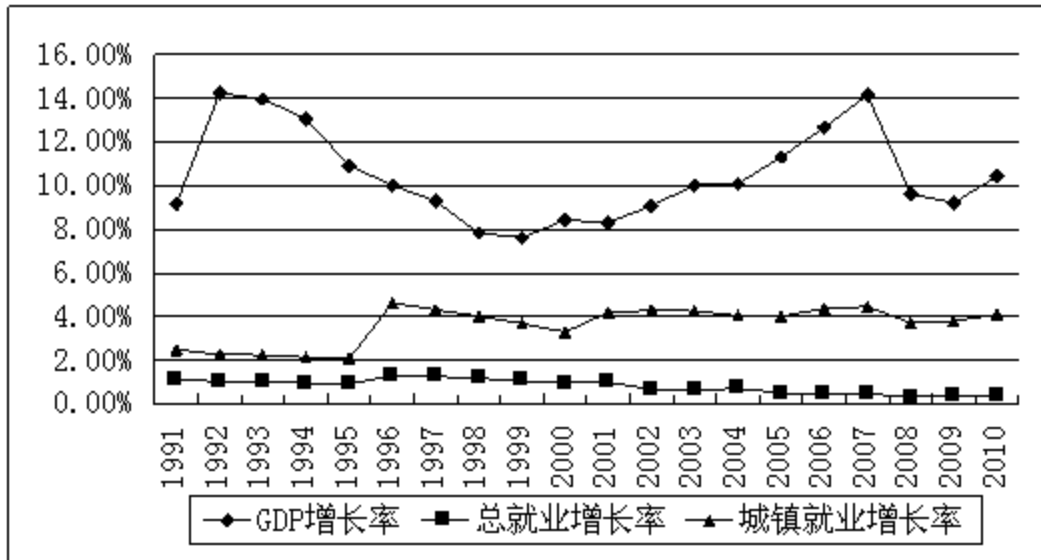


图 1 实际经济增长率与城镇就业和全部就业增长率变化

从图 1 也可以看到，经济增长存在较大波动，但就业增长率和城镇就业增长率波动较小。城镇就业增速则比较平稳，在国企改革前尤其如此。虽然从短期微小波动上看，近年城镇就业增速和经济增速存在正相关，但是其变化幅度差异较大，甚至部分时间段二者呈现相反方向变动。比如 2008 至 2009 年，就业增长率上升，而经济增长率下降。同样现象的还有 2002-2005 年期间。

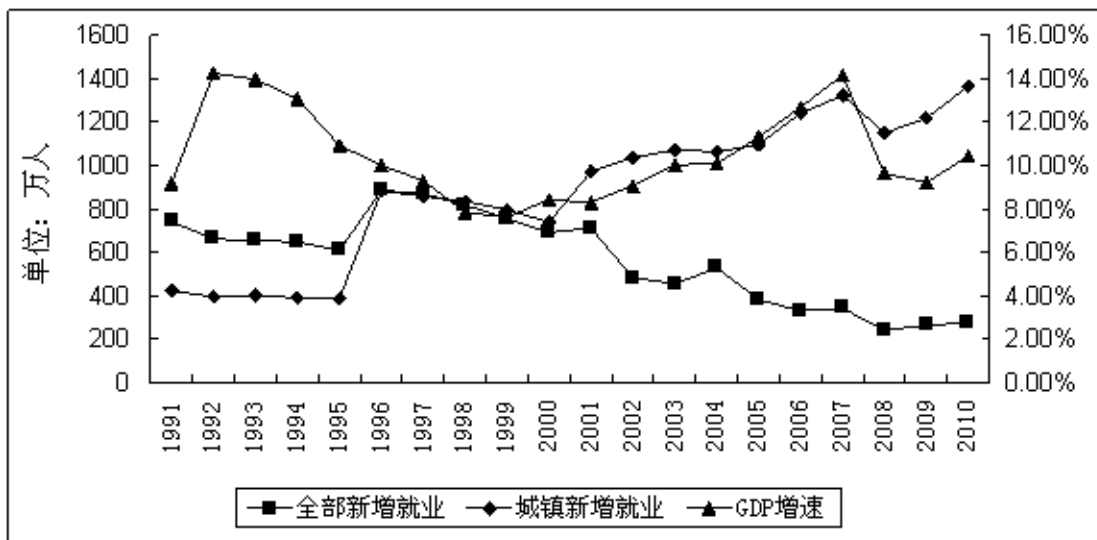


图 2 经济增长与就业增加绝对值变动趋势

图 2 观察新增就业绝对值和经济增长关系。仍然可以看到，全部新增就业总量在国企改革后出现逐年下降趋势，而城镇新增就业和经济增长率间在近年呈现正相关，只是仍然在绝对波动程度上存在差异。尤其值得注意的是，在美国等发达国家经受危机期间出现了无就业复苏 (Jobless Recovery) 现象，即经济增长虽然由负转正，但就业市场并未有大起色，失业率甚至没有下降。Berger(2011)总结了两个现象：劳动就业恢复速度慢于经济增长；劳动生

产率的反周期性。这两个现象和无就业复苏本质相同。Berger 提出的理论模型的解释是：企业在经济景气的时候雇用了过多人员从而变得“臃肿”，在经济衰退时通过解雇缺乏生产力的人员增强竞争力，从而可以有更强能力复苏和扩张，即使没有增加就业。从逻辑上看，这个解释是符合事实的，有很强的解释力。但是，在此次金融危机冲击中，中国就业出现了先于经济增长而恢复的情况，让人难以理解。

另外的角度，蔡昉利用自己 2004 年提出的简单算法¹，对各年实际失业率进行了大致估计。他的结论是：虽然登记失业率每年稳定，并且相比于实际失业率偏低，但是实际失业率从 2002 年之后至 2011 年不断下降，并且只比登记失业率高大约 2 个百分点。即使 2007 年到 2008 年，失业率仍然在下降。这大致印证了统计局公布的就业增长趋势。以上事实，包括我们在引言部分回顾的 2012 年前三季度就业形势，都让人不能不感到疑惑：为什么中国的就业市场和经济增长间关系的表现和发达国家有一定不同？

一个可能的解释是，中国的宏观统计数据质量不高使得以上观察到的就业和经济发展间数量关系并不真实，也就是说数据测度的误差导致了我们的图形的不一致性。这个解释有一定的道理，因为对中国统计数据的质疑，从来都没有停息过。但是，我们也不能不考虑中国特色的一些因素，在解释以上数据特征中可能发挥作用。比如，中国有很大成分是国有经济，是否在经济波动过程中对就业市场起到一定稳定作用？中国的很多非正规就业部门就业，可以在经济衰退时通过减少劳动时间而非减少就业量来应对？中国的产业结构仍然在调整，在经济波动过程中，不同产业的变动对应吸收劳动变动可能导致经济增长和就业间关系不是简单线性关系。另外，劳动力地区流动普遍，可能导致就业选择多样性，比如在衰退期，可以在其他地域找到收入低的工作从而保证就业。总之，有很多中国特色的因素，使我们分析中国问题时不能简单照搬国外经验或变量间数量关系模式。

以上现象给我们提出了本文要研究的两个问题：（1）就业增长数据是否可信？（2）哪些因素在我国就业增长和经济增长间产生调节作用？本文将首先根据其他数据来源简要估测新增就业量可信度，之后对经济增长和就业波动间关系的偏离进行统计分析，验证几个我们可以估计的假说。

二、对增长与就业关系迷惑的一些研究

对我国就业市场表现和经济增长间关系呈现出的异常现象已经有很多研究。除了早期通过对经济改革提高效率导致经济增长和就业下降的制度性解释外，近年的研究集中在对奥肯定律的验证上。奥肯定律是宏观经济学中一个重要的经验法则，表征经济增长和就业间的相关关系，对理解就业和增长间关联变化特征很重要。奥肯定律指出的失业率和经济增长间的相对稳定关系，主要是经济增长拉低失业率。

蔡昉（2007）认为：中国早年失业率升高的起因，除了经济周期和产业结构调整外，有一个与美国这样的市场经济国家截然不同的因素，即“减员增效”的企业劳动制度改革。在 20 世纪 90 年代后期以来职工大规模下岗和失业之前，国有企业存在着严重冗员问题，冗员率一般在 1/3 到 2/5 之间。而这种情况在市场经济国家，在企业完全自主做出雇用和解雇决定的条件下，是不可能长期存在的。由减少冗员引发的失业率提高，会提高留在工作岗位上的劳动者的工作时间和劳动生产率。蔡昉的这个解释，和 Berger(2011)对美国无就业复苏的解释逻辑相似，虽然时代背景差异较大。蔡昉（2007）认为中国的高失业率主要是由结构变化和劳动力市场功能不健全造成的长期自然失业现象(类似的有蔡昉等（2004）的研究结论)。

¹ 蔡昉的统计基于以下步骤：由于农村家庭承包制保证了农民至少可以从事农业生产，因而在不能有效获得农村真实失业率的情况下，近似假设农村失业率为零。然后，用国家统计局提供的城乡加总经济活动人口数减去农村就业人口得出城镇经济活动人口，再减去城镇就业人口，最终得出失业人口。具体见：蔡昉. 中国就业统计的一致性：事实和政策涵义，中国人口科学，2004，（3）

基于中国独有的特征，蔡昉预期在中国，“奥肯定律”的作用受到限制，即在经济增长率与失业率变化之间不存在显著的负相关关系。蔡昉（2007）的数据分析显示，当应用蔡昉（2004）的方法，使用公开统计数据，结合 ILO 标准，计算出来的失业率和与经济增长率间没有显著影响关系。这也意味着奥肯定律在中国不成立，从而治理失业必须作为独立任务，不应将治理失业作为过度追求 GDP 的理由。

在 Okun(1962)的研究最初提出劳动与经济增长关系时，有不同的表达。最直接地，奥肯定律可以看做就业和经济增长的直接关联。但是，如奥肯本人指出的，在他的研究中，失业率变动也可以是指实际失业率对自然失业率的偏离。由于失业率是由相对稳定的自然失业率和随宏观经济变化的周期性失业率组成的，对自然失业率的偏离意味着宏观周期性失业。奥肯定律中的另一个变量即经济增长率，有时也指对潜在增长率的偏离。奥肯定律本身表达的不确定性使得经验分析采用不同的模型形式和数据表达。

在中国，验证奥肯定律的部分学者仍然在使用登记失业率进行研究。如尹碧波、周建军（2010）使用登记失业率估计奥肯定律。由于登记失业率波动很小，检验发现奥肯定律失效是理所当然的。正如张车伟（2003）、Giles et al (2005)指出的，中国的登记失业率不能很好地反应实际失业状况，存在大量漏记以及不合理的登记条件限制情况。因此，验证奥肯定律需要对数据进行适当修正，比如推算实际失业率，或者从行业角度分析而非全国视角。邹薇、胡翮(2003)对中国的奥肯定律适用性进行过简单修正，他们使用登记失业率发现奥肯定律在中国并不适用，修正后的失业率分行业研究发现一二产业符合奥肯定律，第三产业不符合。尹碧波、周建军（2010）对奥肯定律验证的修正则是在原有单变量方程中加入其他解释变量。庄腾飞（2006）认为奥肯定律在一定范围内会失效，并运用技术进步，人力资本和资本深化等使要素生产率提高的因素对失效进行解释。方福前，孙永君（2010）发现即使使用蔡昉（2004）的方法，估算的各种形式奥肯定律在中国也都不适用。陈宇峰等（2011）发现“传统的线性奥肯定律在我国已经失效，但呈现出明显的非线性特征，经济扩张和经济收缩对失业的影响具有截然不同的非对称效应。考虑到外部供给冲击的影响，奥肯定律会出现一定程度的偏移，而且呈现出线性与非线性特征的频繁转换。”即对奥肯定律的表达形式进行了修正来描述中国就业和增长间关系。

实际上，随着经济条件变化，就业和增长间的数量关系也在变化。比如，Okun（1962）根据美国的经验发现，1个百分点的失业率下降与3个百分点的额外产出增长率相联系。而 Altig et al (1997) 则估计美国的这种关系为1个百分点的失业率下降与2个百分点的额外产出增长率相联系。这说明随着时间推移美国的就业和增长间数量关系在变化。奥肯定律实际上是一个拇指发则，即仅仅反映在经济增长率变化与失业率变化之间的一种相关关系，而在经验检验时，通常并不考虑影响经济增长率变化或失业率变化的其他因素，这导致不同背景的国家或同一国家不同时期奥肯定律表现形式不同。既然如此，在理解中国就业和增长间数量关系时，就有必要考虑其他因素的调节作用。

其他关于就业与增长关系的验证还涉及就业弹性估算（蔡昉等，2004；方明月等，2010），这可以看做奥肯定律的另一种表达。

总之，奥肯定律只是一个总结就业和增长关系的经验法则，发生作用的前提是成熟的市场经济，在中国这样的新兴转轨经济中，就业和增长间数量关系应该是不断变动的。

在实证分析中，有一些变量需要考虑，才能更准确理解奥肯定律，比如劳动参与率、平均劳动时间等，但这些数据在实际分析中难以准确获取，也对分析中国劳动与增长间准确关系带来一定困难。

三、就业增长来源分析

数据准确是进行进一步统计分析的前提,本节尝试从另外的数据来源验证统计局公布城镇就业增量可靠度。

我们从几个可能新增就业来源观察城镇新增就业数量可信度。根据经验,一般有三个可能的就业增加来源:(1)农民工进入城镇务工;(2)大学和中学毕业生;(3)除了以上两者,城镇人口自动进入劳动年龄的新增劳动力。这三种就业加总,和统计局公布的城镇新增就业对比,可以大致验证城镇新增就业可信度。

(一) 农民工新增数量

对于农民工的统计,并没有统一得到认可的口径和权威数据。不同的统计往往得到不同数量的农民工数量。相比之下,统计局作为全国性统计机构,有自己独特的统计资源优势,于2008年底开始进行每年农民工监测,并发布当年的检测报告。从这些报告中,可以得到一些相对可靠的数据。

统计局监测农民工信息来自于按季度进行的抽样调查,抽样范围包括全国31个省市自治区,899个调查县,7500多个村和近20万农村劳动力,基于此进行全国范围内的推算。

统计局定义了两个概念:(1)外出农民工:指调查年度内,在本乡镇地域以外从业6个月及以上的农村劳动力;(2)本地农民工:指调查年度内,在本乡镇内从事非农活动(包括本地非农务工和非农自营活动)6个月及以上的农村劳动力。另外,举家外出农民工指:农村劳动力及家人离开其原居住地,到所在乡镇区域以外的地区居住。

表 1: 农民工数量

单位: 万人

	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年
农民工总量	22542	22978	24223	25278
1. 外出农民工	14041	14533	15335	15863
(1) 住户中外出农民工	11182	11567	12264	12584
(2) 举家外出农民工	2859	2966	3071	3279
2. 本地农民工	8501	8445	8888	9415

数据来源: 2011 年我国农民工调查监测报告

http://www.stats.gov.cn/tjfx/fxbg/t20120427_402801903.htm

从表 1 我们可以容易知道 2009 和 2010 年新增外出农民工数量,分别为 436 万和 1245 万。但是,由于这些农民工并不是全部到城镇工作,而有一些到本地或外地农村甚至国外打工,因此需要大致估算进入城镇的比例。根据我们拥有的 RCRE 数据库(该数据库也是统计局的统计数据之一,和监测数据有高度一致性),2006 年,农民工大概有 68% 进入城镇地区务工。如果认为这个比例稳定,我们可以估算 2009 年和 2010 年由于农民工入城而新增的城镇就业为 296 万和 847 万。

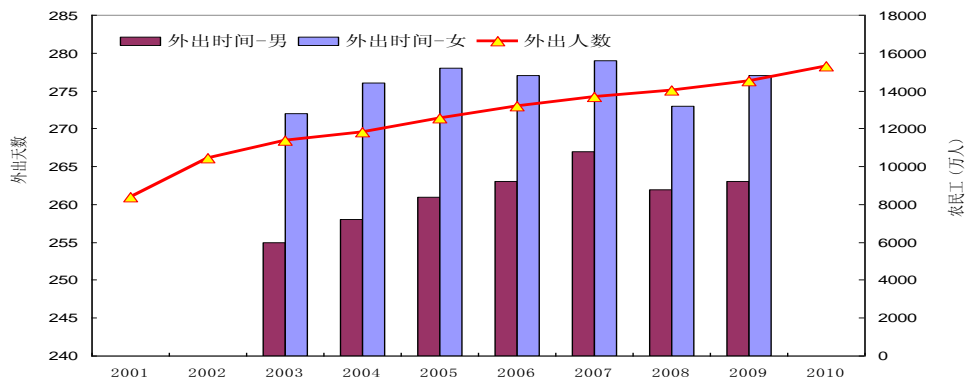


图 3 农民工工作时间变化

当然，还要考虑的一个问题是部分农民工并非全年工作，尤其是经济不好的时候，他们只能在外打工一段时间。这可能会对农民工占用工作岗位数量造成低估。如图 3 所示。在 2008 年和 2009 年相比于 2007 年，农民工平均劳动时间明显下降。也就是说，在经济衰退期间，劳动平均时间减少，这可能导致在衰退时，劳动力就业减少不多。

另外，图 3 也可以反映另一个问题，就是低于六个月的农民工数量可能在 2009 年增加比重，而低于半年外出务工的农民工是不被统计局检测系统统计在内的。但是，统计局的城镇新增就业则包括所有在城镇工作的人员。因此，经济衰退期间，由于农民工这种工作时间灵活的群体而导致的二者直接比较的偏误会增大。

(二) 大学和中学毕业生数量

统计局公布每年各类学校毕业生数以及升学率数据。我们可以知道中学、高校的进入劳动力市场的毕业生数量。我们给未升学中学生（包括城镇和农村中学生）进入城镇就业市场的数量赋以与城市人口相同比例。然后乘以未升学人数得到城镇中学生进入劳动力市场人数。另外，普通高校和特殊高校毕业生数赋 90% 权重进入劳动力市场，其他学生可能去农村工作、继续读研究生或出国等。结合这部分新形成的城镇劳动力，以及蔡昉计算的不同学历失业率（如图 4），我们可以计算由于毕业生而导致的劳动力市场供给。2009 年和 2010 年分别为 634 万和 628 万。

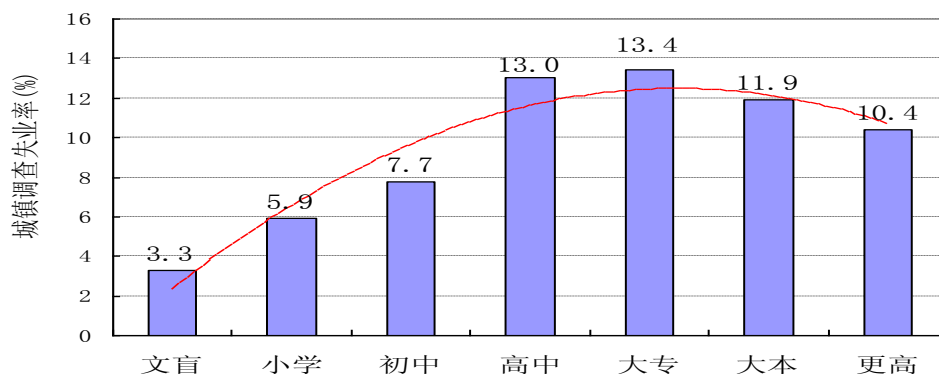


图 4 不同学历失业率

我们上文提到的第三类进入劳动力市场的人口，即其他城镇新增劳动力应该已经包含在这部分里面，因为城镇子女基本都能完成中学教育。所有我们直接计算新增农民工和新增毕业生就业数之和，即可得到新增劳动力之和。这样得到的结果分别为 2009 年的 930 万人和

2010 年的 1475 万人。而统计局公布的城镇新增就业分别为 1219 万人和 1365 万人。前者高估，后者低估。

需要说明的是，统计局的数据很可能是正确的，这主要基于以下理由：第一，从 2009 和 2010 年数据看，因为不存在一致的高估或低估，所以作假的可能性小；第二，如前文介绍，我们计算的进入城镇的农民工只考虑在城镇工作 6 个月以上的，而在 2009 年，应该有大量工作 6 个月以下的农民工，他们计入城镇新增就业，而未计入外出农民工统计。虽然对农民工来说，在正常年份外出半年以上占据绝对主体，从而导致类似 2010 年估计偏误很小，但经济衰退期如 2009 年这个偏差会增大。总之，我们的估算比较粗略，忽略了或者不能估计更多细节。从经验上看，如果细节数据翔实，这两个数据来源得到的城镇新增就业应该是一致的。下文分析中，我们可以先承认统计局新增城镇就业数据的准确性，之后分析经济波动和就业波动间关系的调节机制。

四、可能的调节因素描述

通过以上的回顾，我们看到中国的就业市场相对于经济波动要平稳。这里，我们认为可能有几个原因，导致了我国就业的相对稳定性。

(一) 工资率保持不变或增速下降。可能使得增长同时就业上升。

如果在经济增长的同时，工资上升较慢，经济下降同时，工资增速下降，那么工资的弹性调整会使得就业增速更加稳定。如图 5，整体上看，我国的工资增速在国企改革后普遍高于 GDP 增速，在 2004 年以后，工资的增长率一般高于 GDP 增长率，反应了“民工荒”对应的劳动回报提高。从实际回报变化看，2007-2008 年和 2009-2010 实际工资指数在下降，意味着在经济下行过程中，工资可能是一个就业和增长关系的调节因素。

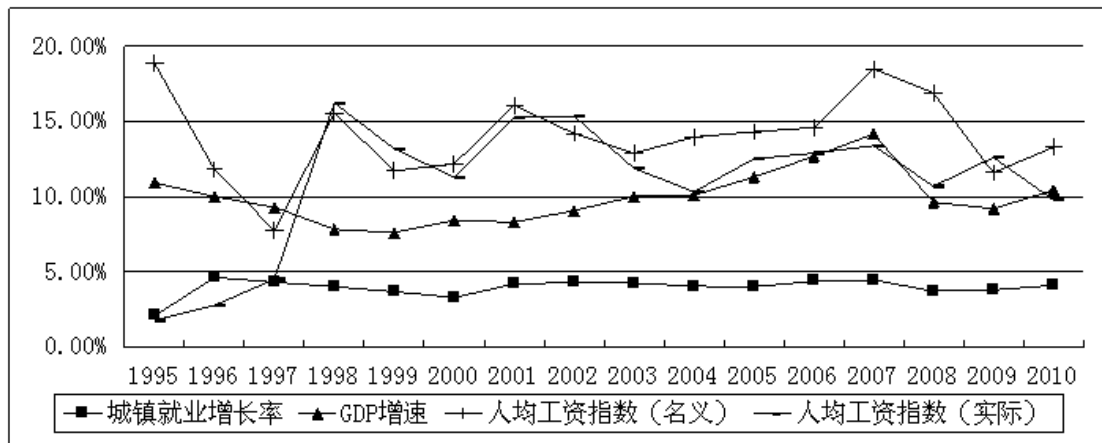


图 5 工资率在经济增长率下降时下降趋势

(二) 劳动力地区分布变动

劳动力地区分布变动可能使得 GDP 下降同时，就业上升。以农民工为例，虽然中西部农民工工资要少于东部，对应产出和效率也低，但近年农民工有回流趋势，如表 2 所示。

表 2 只列出了 2010 年至 2011 年农民工分布变动，可以看到到东中西部的农民工外出省外比例在明显下降，从而整体跨省流动农民工比例下降。实际上，我们没有列出的 2009 年到 2010 年也有同样的趋势。劳动力的地区分布变动，可以使得就业不减少的情况下产出变动，即二者可能在一定程度上减弱相关性。

表2：不同地区外出农民工在省内外务工的分布

地区	单位：%			
	2011年		2010年	
	省内	省外	省内	省外
全国	52.9	47.1	49.7	50.3
东部地区	83.4	16.6	80.3	19.7
中部地区	32.8	67.2	30.9	69.1
西部地区	43.0	57.0	43.1	56.9

数据来源：同表 1。

（三）劳动力在不同产业间的变动

劳动力在不同产业间进行重新分配，也可能导致经济增长率与就业增长率波动程度不一致。如表 3 显示，农民工从事务工的行业在不断发生变化。由于不同行业产出效率不同，相同就业带动经济增速不同，因此，农民工行业间变动可能导致就业与增长间数量关系变动。

表 3：农民工从事的主要行业分布

	单位：%			
	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年
制造业	37.2	36.1	36.7	36.0
建筑业	13.8	15.2	16.1	17.7
交通运输、仓储和邮政业	6.4	6.8	6.9	6.6
批发零售业	9.0	10.0	10.0	10.1
住宿餐饮业	5.5	6.0	6.0	5.3
居民服务和其他服务业	12.2	12.7	12.7	12.2

数据来源：同表 1。

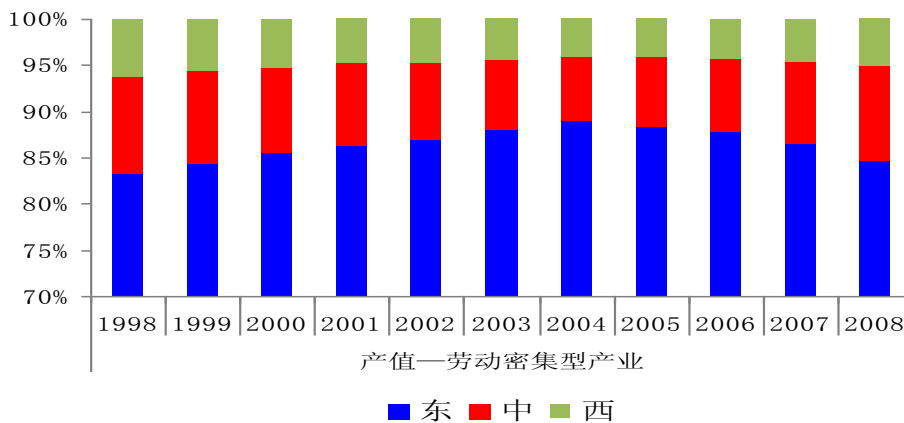


图 6：地区间产业转移

劳动力在不同行业 and 不同地区间就业的变动，与产业的地区转移紧密相连。图 6 显示了劳动密集型产业近年正在向中西部转移，对应的劳动力流动和产出变化成为必然。

（四）劳动力年龄结构变化对应工作时间缩短

目前农村可提供劳动力市场的的剩余劳动力以 40 岁以上人口为主，如图 7 所示。

可以想象，他们的工作倾向于更短时间、产出更少的工作。即同样的就业数量，年龄更大的供给只能提供相对少的产出。不同于之前供给充分时期的劳动力供给结构和产出，从而导致经济产出和劳动供应间的波动不一致。这是从长期趋势上的特点。

从短期经济波动看，在经济增长较好期间，人均劳动时间会提高，而经济下行期间，平均劳动时间会下降，从而就业量在经济增长时涨幅不太高而在经济下行时降幅不太高。这可能是就业相对经济波动更平稳的一个原因。图 3 实际上证明了这一点，即增速下降使得劳动力平均劳动时间下降。

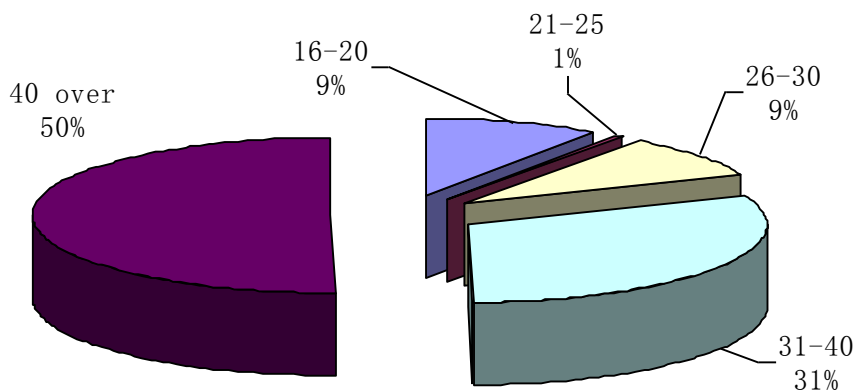


图 7: 农村剩余劳动力年龄结构

(五) 国有企业的稳定器作用

虽然国有经济占国民经济比重在下降，但至今仍有举足轻重的地位。国有企业的政策性很强，目前发展国有企业的原则保证了在经济较好的时候不会过度扩大，在经济衰退时能有一定政策扶植作用。因此，国有经济较强的特点可能是我国就业和增长间关系的一个重要缓冲因素。

(六) 其他因素

技术进步、资本替代劳动程度、人力资本增长等也无疑会影响就业和产出间的关系，这些不再一一述说。

五、统计分析

本节对上文提出的几个就业和增长间的调节因素进行检验。首先，限于数据的可得性，我们只能检验关心的几个假说如下：

假说一：工资增长率对就业与增长间关系有负向调节作用；

假说二：产业结构由第二产业向第三产业变动过程中对就业有调节作用；

假说三：国有经济比例对就业和增长间关系有调节作用。

我们使用 2005 年至 2011 年的中国省级面板数据判断以上假说正确性，数据来自中经网。使用这段期间数据的原因来自于两点：首先，1998 年前后国企改革导致的下岗，使得国内出现就业量增速下降和经济快速增长的情况，属于制度性改革的转轨时期，不是经济体的自发行行为，其影响一直蔓延到 2002 年及以后一段时间；其次，我们希望得到更多样本以便于计量估计准确性，因此使用更多年和省级数据而非全国数据。由于我们使用地区数据，因此我们不检验劳动力地区流动的作用。

我们没有检验劳动时间、资本深化、技术进步等影响，这些因素我们将其通过加入

时间趋势和地区固定效应控制。

我们采用的基本计量方程如下：

$$\ln L = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1 * w + \beta_2 * s + \beta_3 * i) \alpha_1 * \ln Y + \alpha_2 * t + \varepsilon \quad (1)$$

公式（1）中，L 代表城镇就业总量，我们不采用失业率，因为公布失业率或估计失业率都有很大的误差；Y 代表地区 GDP 水平；w 代表工资增长率，s 代表国有部门就业占城镇就业量比重，i 代表产业结构变化因素，用第三产业与第二产业就业比代表，t 代表时间因素，引入过程中采用多个年度哑变量形式。 ε 为随机扰动项。

对数据的描述性统计如表 4 所示。

表 4 变量描述性统计

	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
对数 GDP	217	8.86	1.06	5.53	10.88
对数就业量	186	6.21	0.86	3.45	7.76
三产/二产	155	1.65	0.74	0.75	3.54
实际工资增长率	155	0.14	0.05	0.00	0.37
国有部门就业比	186	0.66	0.08	0.42	0.84

从表 4 可以看到，我们关注的三个调节变量都有一定变异，也就是说在这段时间发生了变化，可能影响劳动与经济间的关系。

对模型（1），我们采用面板数据固定效应模型，估计结果如表 5 所示。

表 5 模型（1）估计结果

变量	ols	fe1	fe2	fe3	fe4	fe5
lnY	0.79** (0.02)	0.31** (0.02)	0.32** (0.02)	0.28** (0.01)	0.31** (0.02)	0.29** (0.02)
inter_w_g			0.002 (0.01)			-0.01 (0.01)
inter_s_g				-0.15** (0.02)		-0.14** (0.02)
inter_i_g					0.004 (0.004)	0.004 (0.01)
常数项	-0.71** (0.14)	3.48** (0.15)	3.38** (0.18)	4.60** (0.17)	3.45** (0.17)	4.46** (0.25)
样本	186	186	155	186	155	124
R2	0.93	0.93	0.94	0.71	0.94	0.78

注：ols 代表使用普通最小二乘法估计，fe1 至 fe5 均采用固定效应，时间项控制。**代表 1% 显著性水平。

表 5 中，inter_w_g 代表工资增长率与对数 GDP 交互项，inter_s_g 代表国有企业份额与对数 GDP 交互项，inter_i_g 代表产业结构与对数 GDP 交互项。

由表 5 可见，不管采用何种方法，经济增长对就业的促进作用都是显著的，即经济增长有利于拉动城镇就业。但带动效果如果使用普通最小二乘法则会明显高估，说明遗漏变量影

响显著。我们更应该信任固定效应估计结果。在调节因素方面，只有国有企业份额对二者关系起到了显著调节作用，而工资增长、产业变动并没有大的影响。可以想象，产业变动和工资变动都属于市场自动调节，只有国有企业份额属于政策范畴。这意味着，政策影响了就业和增长间的数量关系。

还有一点必须提到的是，在经济周期的不同阶段，不同因素的调节作用可能不同。在我们的数据中，恰好可以看做一个经济周期，我们把 2007 年以前（含 2007 年）设定为周期的上升阶段，之后为经济下行阶段，观察不同调节因素的效果变动。

我们采用如下模型观察经济周期不同阶段的因素调整效应：

$$\ln L = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1 * w + \beta_2 * s + \beta_3 * i + \beta_4 * w * d + \beta_5 * s * d + \beta_6 * i * d) \alpha_1 * \ln Y + \alpha_2 * t + \varepsilon \quad (2)$$

模型（2）中大部分变量与模型（1）相同，我们进一步加入了几个交叉项以观察不同经济周期阶段的调整因素效应。其中 d 代表是否 2007 年以后的哑变量。估计结果如表 6 所示。

表 6 模型（2）估计结果

	fe6	fe7	fe8	fe9
lnY	0.37** (0.04)	0.33** (0.03)	0.34** (0.03)	0.39** (0.04)
inter_w_g	0.02 (0.02)			-0.01 (0.02)
inter_w_d_g	-0.02 (0.01)			0.02 (0.03)
inter_s_g		-0.15** (0.02)		-0.13 ** (0.02)
inter_s_d_g		-0.01 (0.003)		-0.01 (0.01)
inter_i_g			0.01 (0.004)	0.01 (0.01)
inter_i_d_g			-0.002 (0.001)	-0.001 (0.002)
常数项	2.98** (0.33)	4.22** (0.26)	3.11** (0.30)	3.41** (0.37)
样本	155	186	155	124
R2	0.95	0.78	0.95	0.90

注：**代表 1% 显著性水平。括号内为标准误差。

表 6 中回归方程的拟合程度都比较好，但是并没有看到在不同经济周期阶段调整变量的效应变化，只有国有企业份额的调整作用仍然显著。这也说明此变量影响的结论比较稳健。同时，经济增长对就业的带动效应与表 5 结果比较一致。

六、讨论与总结

本文针对近年我国就业相对于经济波动更平稳的特点，尝试两个问题：首先，通过其他数据来源验证就业数据可靠性，然后，在得出城镇就业数据可用的前提下，分析几个调节就业与增长关系的变量效应。我们发现，国有企业吸纳就业份额在稳定我国就业市场中起到了一定作用。这可能是由于政府的反周期操作，比如四万亿投资较大比例是通过国有企业和政

府部门投放,从而带动了相关部门就业增长,起到了稳定就业市场作用。其他调节作用的影响没有得到证实。

本文对于认识中国特色的就业市场和经济表现具有一定意义。但是,本文的意义仅限于此,并不意味着应该加大政府和国企份额。从本质上说,中国仍然处于转轨经济阶段,经济发展并未达到成熟阶段,包括行业变化、人口地区流动和技术进步等因素都有可能间接或直接地影响就业和增长关系,有待一一深化验证。

参考文献:

Altig, D., Fitzgerald, T and Rupert, P. (1997) Okun's Law Revisited: Should We Worry about Low Unemployment? Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Commentary, May 15.

Berger, D., Countercyclical Restructuring and Jobless Recoveries, Department of Economics, Yale University. Working paper.

Okun, A. (1962) Potential GNP: Its Measurement and Significance, American Statistical Association, Proceedings of Business and Economics Section, pp. 98-103.

Giles J., Albert, P. and Zhang, J.W. (2005) What is China's True Unemployment Rate? China Economic Review, Vol. 16, No. 2, 2005, pp. 149-170.

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

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。

陈宇峰, 俞剑, 陈启清, 外部冲击与奥肯定律的存在性和非线性,《经济理论与经济管理》2011年第8期。

方福前, 孙永君, 奥肯定律在我国的适用性检验,《经济学动态》2010年12期。

方明月, 聂辉华, 江艇, 谭松涛, 中国工业企业就业弹性估计,《世界经济》2010年第8期。

尹碧波, 周建军, 中国经济中的高增长与低就业——奥肯定律的中国经验检验,《财经科学》,2010年第1期。

张车伟, 失业率定义的国际比较及中国城镇失业率,《世界经济》,2003年第5期

庄腾飞, 一定范围内奥肯定律失效原因的初探,《人口与经济》2006年第2期。

邹薇,胡翮, 中国经济对奥肯定律的偏离与失业问题研究,《世界经济》,2003年第6期。