

失业回滞、非对称就业弹性与宏观调控目标失衡

丁守海

摘要：本文试图检验中国劳动力市场是否存在失业回滞现象，并对其进行解释。文章首先用单位根方法考察了修正失业率的波动形态，结果发现，它存在一定的记忆功能，初步证明了失业回滞迹象。进一步，我们用就业弹性分析方法强化了对回滞的验证。基于经济周期不同波段的比较分析表明，在萧条周期中产出回落对就业的遏制能力要远大于繁荣周期中产出增加对就业的拉动能力，从产出回落到就业回落的传导速度也明显快于从产出回升到就业回升的传导速度，它使萧条周期下失业率的冲击在经济回复阶段难以彻底消退。进一步分析表明，造成经济周期中就业弹性非对称性的主要原因是繁荣周期中增长引领型产业的就业弹性大于萧条周期中衰退引领型产业。失业回滞可能会加剧政府对通过高增长来维持高就业的路径依赖，限制宏观调控其他目标的作用空间。本文从增长引领型产业重新布局、积极与消极就业政策体系重构等角度提出了政策建议。

关键词：失业回滞 就业弹性 调控目标失衡

一、引言

宏观调控有四大目标，即充分就业、经济增长、物价稳定、国际收支平衡。这四个目标并不是完全相容的，特别是充分就业与物价稳定之间经常发生冲突。如何在四个目标之间寻求平衡、避免偏废，是宏观调控的焦点。就以美国为例，当失业率低于6%的警戒线时，调控重心转向物价稳定目标，这时允许出现一定的失业和低增长。欧洲拟定的失业率警戒线比美国更高一些，只要没有突破底线，政府就不会过多地放弃其他目标来盲从就业目标。一个典型的例子就是，在本轮金融危机中，尽管欧洲失业率突破10%，但并没有因为治理失业而带来大面积的通胀风险。2010年8月份，欧元区通胀率只有1.6%，比上个月还下降了1%。欧洲央行还一再表示，如果通胀风险加剧，将立即采取处理措施。

反观中国，近年来的宏观调控尽管名义上是四个目标并存，但实际上，就业目标已被置于最重要的位置，并对其他目标形成挤兑。就拿本轮金融危机来说，政府为保就业不惜动用一切资源，4万亿投资在相当程度上可以说就是为了保900万就业。保就业与保增长天然联系到一起，于是经济很快出现了亢奋式复苏，通胀风险也随之滋生，就业付出了很大的代价。今天就业形势已明显好转，甚至一度出现了“民工荒”现象，政府对失业问题仍然是心有余悸，须臾不敢放松，调控目标也没有及时转向稳定物价等目标上来。允许负利率长期存在，却不加以果断的干预，就说明中国宏观调控的目标体系确实是存在失衡的。

为什么就业目标会对中国宏观调控的其他目标构成掣肘？这是值得思考的一个问题。除了对于中国这个人口大国来说就业问题具有极特殊的重要性之外，可能还有另一层原因，那就是在经济周期中产出波动对就业波动的传导具有某种独特性，它使政府对经济波动的就业后果高度警惕，并产生了通过高增长来维系高就业的路径依赖，限制了其他目标。通过考察失业回滞现象可以阐释了这一点。单位根检验表明中国修正失业率是一个一阶单整的随机游走过程，这初步证明了回滞迹象。进一步，通过比较分析我们发现，在繁荣周期产出回升对就业的拉动

能力远小于萧条周期产出回落对就业的遏制能力，且传导速度也慢于后者，它使萧条周期的失业率冲击很难在复苏阶段得到彻底修复，这对回滞假说构成了补充验证。接下来的分析表明，经济周期中就业弹性的非对称性主要源于繁荣周期中增长引领型产业的就业弹性小于萧条周期下的衰退引领型产业。失业回滞将宏观调控置入一种窘境：经济要时刻保持高速增长，否则，一旦回落，就会立即引发大规模的失业，而它又很难在复苏周期得到迅速、完全的弥补。

本文提醒我们，中国宏观调控目标要避免滑向唯高增长、高就业是举的极端，做到多目标的平衡，就必须破解回滞现象，提振复苏阶段产出对就业的拉动能力。这就要求加快产业结构调整，提升增长引领型产业的就业弹性，“十二五”期间十大产业振兴规划的实施有望使这一问题得到缓解。另一方面，还要从人的方面来推动就业政策的改革，发挥积极型就业政策的作用，通过推动人力资本培训来提高复苏阶段劳动者的再就业能力。最后就是发挥消极型就业政策的作用，通过构建安全网来提高社会对失业的承受力，避免失业问题绑架全局。

二、文献综述

传统理论认为，劳动需求是一种引致性需求，当产出波动时，劳动需求也会发生同向波动，这种传递会在瞬间无摩擦地完成，因此，就业周期与经济周期的波动形态不仅在时间上是完全一致的，在周期的不同波动也应是完全对称性的，特别是繁荣周期产出增加对就业的拉动能力与萧条周期产出回落对就业的遏制能力应该一样。实践中这种理想化图式遭遇了越来越多的挑战，其中，最突出的就是就业周期相对于经济周期的滞后性与回滞（丁守海，2010a）。

自熊彼特以来，回滞理论一直被或明或暗地引入到经济领域，特别是投资、贸易领域。失业回滞理论肇始于 Phelps(1968)的思想，后经 Blanchard & Summers (1986, 1988)、Hargreaves & Heap (1980)、Layard & Nickell (1986) 等人发展，它有两层内涵：1、产出增加与下降对就业的影响是非对称的。相对而言，产出下降对就业的冲击更猛烈更快一些，而产出增加的影响要缓和很多。2、产出下降对就业的冲击会一直持续下去，失业率的瞬间冲击信号有一部分可能会演变为永久性冲击。相应地，持续的周期性失业可能使自然失业率出现向上漂移的倾向。这一假说最初源于对欧洲就业市场的观察，人们发现，失业率并不像自然率假说描述的那样围绕着某一均衡值作对称波动，萧条周期中急速攀升的失业率在经济转入繁荣期后很难再回落到以前的水平（Blanchard & Summers, 1986）。此后，人们又陆续找到了一些失业回滞的证据（Jaeger & Parkinson, 1994）。

为了证明失业回滞假说，人们使用的主要手段是单位根检验。这种方法固然可以检验失业率的冲击信号是否具有记忆功能，但也存在一些问题：1、单位根检验存在诸多缺陷，比如，难以区分趋势平稳和漂移过程（Pierse & Shell, 1995）。因此，我们很难单独依靠它来对失业回滞问题做出稳定的判断。就拿西欧劳动力市场来说，尽管多数人认为它存在回滞现象，但 Song & Wu (1998) 在使用面板数据进行单位根检验（LLC）后发现回滞现象并不明显。2、即便单位根检验结果稳健，也不能完全证明失业回滞现象。从定义来看，失业回滞是指产出下降对失业率的冲击具有永久影响，但永久究竟有多久？目前多数文献使用的是二战后劳动力市场的数据，它最多只能说明产出波动的影响能持续几十年，但离永久的定义还差很远，毕竟，谁能保证若干年后这种影响就不会消失呢？

正因为如此，一些学者尝试了其他的研究方法，在他们看来，失业回滞只是

一个相对概念，是在多大程度上或在多长时间内失业率冲击信号具有记忆功能，而不是传统意义上的绝对概念。比如，Gordon（1989）利用变形的菲利普斯曲线，通过检测通货膨胀率和失业率之间的关系测度了回滞的程度。Maidorn（2003）则利用向量自回归模型和脉冲响应分析考察了失业率冲击的时间。

但这些改进仍不足以证明失业回滞假说。试想，即便产出对失业率的冲击像这些研究者证明的那样具有记忆功能，但如果经济周期不同波段这种冲击具有对称性，那么在经济繁荣周期中，产出增加所导致的失业率下降也具有记忆功能，它完全可以抵消掉萧条阶段产出下降对失业率冲击的记忆功能，并使自然失业率并不会呈现出累积性递增的趋势，而后者恰是失业回滞假说的核心。由此可见，要证明失业回滞假说并不是一件易事。它迫使很多学者在分析模型中有意无意地回避这个令人挠头的话题（袁东明，2003）。我们认为，问题并非不可以解决的，关键是不能只停留于失业率冲击具有记忆功能这个表象上的定义，而必须深入到本质内涵上，证明在经济周期的萧条阶段产出回落对失业率的影响强于繁荣阶段产出增加对失业率的影响。显然，这要结合就业弹性分析来进行。

接下来的问题是，如果失业回滞现象确实是存在的，该怎么解释它？目前的主流观点是：1、结构性因素论。比如内部人协议（Blanchard & Summers, 1986）、工会力量以及失业保险制度（Phelps, 1968）。它们导致的共同结果就是工资具有向下刚性，它助推了萧条时期的失业，削弱了繁荣时期的就业。常见的证据是，在劳动管制严格的欧洲就存在严重的回滞现象，而在倡导自由市场体制的美国并没有那么明显。2、人力资本贬值论。Shimer（2005）指出的，失业期间劳动者技能退化是妨碍再就业的主要因素，它削弱了产出回复对就业的拉动能力。对照一下现实我们就会发现，每一轮经济危机过后都会出现固定资本更新和结构调整的浪潮，它对劳动者技能提出了更高的要求，即便技能没有下降，只要没有提升，也难以适应经济复苏后的产业要求。3、物质资本减少论。Blanchard & Summers（1986）认为经济萧条减少了资本积累，出于要素组合比例的要求，当经济走向复苏时，需求的增加很难再大幅度地带动就业的回升。4、岗位创造速度与毁灭速度的非对称性波动论。一般而言，岗位毁灭速度的波动性大于岗位创造。繁荣周期对应于呆滞的岗位创造，萧条周期对应活跃的岗位毁灭，二者结合使衰退时的就业回落甚于复苏时的就业回升（Campbell & Fisher, 2000）。

Campbell & Fisher（2000）为我们解释失业回滞提供了一个非常重要的视角，那就是，失业回滞很可能源于萧条阶段产出对失业的传导机制与复苏阶段不同，只不过他们是基于企业微观行为来进行论证的，而这很难在宏观层面得到检验。可以设想，如果在萧条周期中引领经济衰退的那些产业与繁荣周期引领经济增长的那些产业不同，而前一类产业产值变动对就业的传导能力又强于后一类产业，那么，失业回滞现象就是不难理解的。不论是从理论研究还是从实践情况来看，这种可能性都值得我们关注：1、从实践角度来看，至少就中国而言，经济周期不同波段确实是由不同产业引领的。就以本轮金融危机为例，引领衰退的主要是出口导向型制造业，而在随后的经济刺激计划中引领复苏的主要是以重化工业为代表的基础产业。在既往的经济周期中，也有明显的类似痕迹。2、不同产业间的就业弹性存在巨大差异，这一点在中外研究中已得到广泛证明（蔡昉等，2004；Sawtelle, 2007）。可惜的是，理论界并没有正视经济周期中引领型产业就业弹性差异对失业回滞现象的可能解释力，而过于关注传统因素的作用。

目前中国学者对失业回滞现象进行系统研究的还不多见，在少数几篇文献中人们发现中国是确实存在失业回滞现象的（宋旺等，2004；杨子晖等，2009）。

这些研究存在几个严重的问题：1、研究数据局限于国家统计局公布的城镇登记失业率，这类数据的研究价值已遭到普遍质疑，研究的科学性难以得到保证。2、在研究方法上，这些研究只停留于失业回滞的表象定义，仅靠单位根检验就试图证明失业回滞假说，并没有从本质上考察经济周期不同波段产出波动对失业率的影响差异。3、在对中国失业回滞现象进行解释时，没有结合中国具体国情特别是就业传导中的结构性差异来进行，只是照搬国外的经典解释。

鉴于上述缺陷，本文将分三个步骤改进我们的研究工作：首先根据中国非农产业的就业数据重新估算失业率，并利用单位根检验来考察失业率的波动形态，对失业回滞现象进行初步检验。然后，从失业回滞本质内涵的角度考察萧条周期产出回落对失业率的影响程度是否强于繁荣周期产出增加对失业率的影响程度。如果通过，则证明失业回滞确实是存在的。进一步，我们将通过比较衰退周期和繁荣周期中引领型产业的就业弹性差异来阐释失业回滞的机理。

三、对修正失业率波动形态的初步检验

（一）失业回滞假说下失业率波动形态的检验原理

既然理论上的失业回滞现象是指产出的暂时下降会对失业率造成永久冲击，那么自然失业率必然会表现出向上漂移的特征，检验自然失业率的波动形态也就成为人们最容易想到的验证回滞假说的方法。借鉴 Brunello（1990）在研究日本失业回滞现象时所使用的方 法，我们构建如下的自然失业率方程：

$$u_t^* = u_{t-1}^* + \beta(u_{t-1} - u_{t-1}^*) \quad (1)$$

（1）式中， u_t^* 、 u_{t-1}^* 为当期以及上一期的自然失业率， u_{t-1} 为上一期的真实失业率。上式表示，本期自然失业率取决于上一期的自然失业率以及上一期失业率对自然失业率的偏离。如果 $\beta = 1$ ，说明上一期失业率相对于自然失业率的短暂偏离会全部转移到本期的自然失业率上，（1）式化为 $u_t^* = \beta u_{t-1}$ ，自然失业率完全取决于上一期的实际失业率，具有典型的漂移特征，这时存在明显的回滞现象。相反，如果 $\beta = 0$ ，则 $u_t^* = u_{t-1}^*$ ，说明自然失业率在两期相等，没有受实际失业率的干扰，具有稳定性，具备自然率假说的典型特征。进一步，如果 $0 < \beta < 1$ ，则说明既不存在严格意义上的失业回滞，也不能绝对地验证自然率假说，而是介于二者之间。这时回滞现象变成了一个程度的问题（Gordon, 1989）。

问题是，自然失业率本身就是一个臆测的概念，很难捕捉到它真实的影子，相应地，我们也很难用（1）式来直接检验失业回滞现象。通常情况下，人们能直接观察的是失业率的数据，如果能改造（1）式并通过考察失业率的波动情况来检验失业回滞，问题将迎刃而解。按 Phelps（1968）的经典理论，在含有通货膨胀预期因素的情况下，菲利普斯曲线具有如下修正的数量特征：

$$\pi_t = E_{t-1}[\pi_t] - \alpha(u_t - u_t^*) \quad (2)$$

在（2）式中， π_t 为通货膨胀率， $E_{t-1}[\pi_t]$ 为上一期对本期通胀率的预期值。

上式表示, 本期的通货膨胀率取决于上一期对本期的通胀预期以及本期失业率对自然失业率的偏离程度。将 (1) 式代入 (2) 式, 可得如下结果:

$$u_t - u_{t-1} = \frac{1}{\alpha} (E_{t-1}[\pi_t] - \pi_t) + (\beta - 1)(u_{t-1} - u_{t-1}^*) \quad (3)$$

在长期均衡状态下, 社会公众通过调整自己的预期, 通胀预期值和实际通胀率总会相互逼近的, 所以 (3) 式右边第一项是一个期望值为零的变量。关键是右边第二项, 如果存在失业回滞, 由于 $\beta = 1$, 将化为零。这时 $u_t - u_{t-1}$ 的期望值也化为零, 如不考虑其他因素, 可以将它视作一个白噪声扰动项, 失业率演变为一阶单整的随机游走过程。对此, 可以用单位根方法进行检验。

(二) 对中国非农部门失业率的修正估算

一直以来, 由于我国就业统计体系存在诸多问题, 我们很难依靠政府公布的城镇失业率数据来反应中国失业率的真实状况, 这为检验工作带来了很大难度。为解决这一问题, 我们将分三步来重估非农产业失业率的数据。

第一步, 估算非农产业的劳动力总量。非农产业的劳动力供给不仅包括城镇劳动力还包括农民工, 后者正扮演着越来越重要的角色。最近的一项调查显示, 农民工占城市第二产业就业的 57%, 其中占加工制造业的 70%、建筑业的 80%, 在第三产业中农民工也占很大比重, 在商业和餐饮业达到 52%。城镇劳动力可以直接用城镇经济活动人口的数量来表示。至于农民工的数量, 考虑到他们既属于农村户籍, 又在非农业部门就业。因此, 可以用农村劳动力中以非农产业为主要职业的人数来代替。这两项数据可以从《中国劳动统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》中方便地查阅到。第二步, 计算非农产业的就业人数, 不管是城镇劳动力还是农民工, 可以从《中国统计年鉴》中查阅到第二产业和第三产业的就业人数。第三步, 用非农产业的就业人数除以劳动力总量, 得到就业率, 再用 1 减去它就可以得到非农产业的失业率。历年失业率的演变情况如图 1 所示:

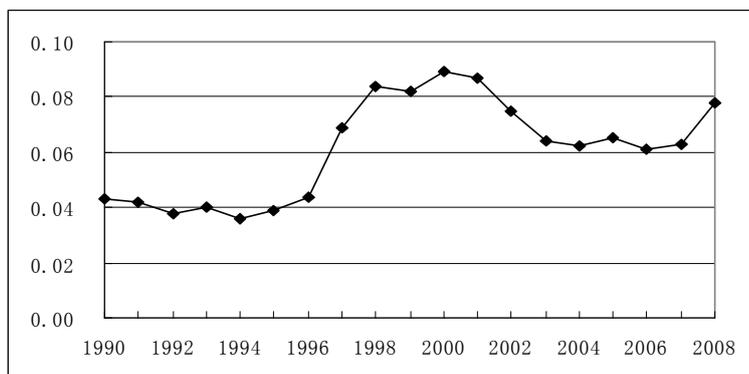


图 1: 中国非农产业失业率的演变轨迹 (1990-2008)

从图 1 可以看出, 自上个世纪 90 年代以来, 我国非农产业失业率总体上呈向上抬升的趋势。在 90 年代前半期, 由于小平同志南巡讲话以及 14 大的刺激, 我国经济形势保持繁荣的势头, 失业率维持在 4% 左右的低点, 但过热经济引发了严重的通胀问题, 从 1993 年自政府致力于通胀治理, 1996 年基本实现软着陆, 紧缩性政策使失业率有所抬头, 更严重地, 1997 年东南亚金融危机加剧了中国就业状况的恶化, 随后推进的国企改革与分流下岗更是将失业问题推向浪尖, 1998-2001 年失业率超过 8%, 其中 2000 年更是接近 9% 的峰值。自 2002 年起,

入世效应带动工业生产恢复元气，失业问题有所缓解，2003 年底一场始料未及的“民工荒”在东南沿海爆发并迅速席卷全国，失业率回落，2004 年降至 6.2%，但经济井喷并没有使失业率恢复到 1996 年以前的水平，2004-2007 年一直维持在略高于 6%的水平，与 1996 年前的繁荣周期相比，失业率抬高了近 2 个百分点。2008 年随着世界金融危机以及经济下滑，失业率又急速升至 8%。

（三）对修正失业率的单位根检验

上述演进轨迹似乎与失业回滞假说相吻合，但要具体验证，还需结合单位根检验方法来考察失业率的动态特征。单位根检验结果如表 1 所示：

表 1：修正失业率的单位根检验结果

变量	检验形式	ADF 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	AIC
原序列	(C,0,3)	-1.67	-3.89	-3.05	-2.67	-6.58
一阶差分	(0,0,3)	-2.13**	-2.71	-1.96	-1.61	-6.61

注：（1）检验形式为常数项、时间趋势和滞后阶数。滞后阶数按 AIC 最小原则选择。（2）*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平上拒绝单位根假设。下同。

由表 1 可见，修正失业率的 ADF 值为-1.67，即便在 10%的显著性水平上也不能拒绝原序列为非平稳序列的原假设。失业率一阶差分序列的 ADF 值为-2.13，在 5%的显著性水平上能拒绝原假设，并具有平稳性。综合来看，修正失业率为一阶单整序列，具有随机游走的基本特征。这在一定程度上证明经济对失业率的短暂冲击确实具有持久影响。但光靠单位根检验还不足以证明失业回滞现象，还必须结合其他一些手段特别是就业弹性手段来做更深入的论证。

四、对经济周期中不同波段就业弹性非对称性的进一步检验

失业回滞的本质是指萧条周期中产出回落对就业的遏制能力大于繁荣周期中产出回升对就业的刺激能力，这为我们提供了另一种检验思路，那就是，通过考察萧条周期的就业弹性是否大于繁荣周期来检验回滞是否存在。

（一）就业弹性估算方法的简要说明

这里有两个问题：1、如何选择萧条周期和繁荣周期？2、如何估算就业弹性？我们以上个世纪 90 年代以来的经济周期为例，1992-1996 年，中国经历了典型的繁荣周期，各年 GDP 增长率均超过 10%，年均达到 12.4%。1997-2002 年，中国又经历了 6 年的经济萧条，各年 GDP 增长率跌至 10%以内，年均只有 8.4%。2003-2007 年中国再次步入复苏通道，GDP 增长率都稳超 10%，年均达到 11.0%。我们选择这三个波段作为样本，分别估算其就业弹性并进行比较。

关于估算方法问题，长期以来，人们主要依赖点弹性、弧弹性、简单回归等方法来估算就业弹性，这些传统方法存在严重的缺陷，比如，点弹性方法计算的结果在不同年份之间存在很大的波动性、弧弹性方法难以反映样本期内各年要素投入结构的变化、简单回归方法不能反应从产出到就业的传导全貌。基于对传统方法的反思，丁守海（2009）提出一种基于面板数据的动态估算方法。该方法有如下几个优点：1、通过面板数据扩张样本容量，克服传统模型样本不足的问题。2、通过引入截面效应来缓解遗漏变量所带来的问题。3、动态模型考虑到从产出波动到就业波动的时滞，兼顾了短期就业弹性和长期就业弹性两套指标。我们将利用它来估算上述三个阶段的就业弹性。具体地，模型设置如下：

$$\ln E_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{i,t} + \alpha_2 \ln E_{i,t-1} + \beta z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

式中下标 i 为截面单元，本文使用省际面板数据，包括29个省市自治区（不含西藏和青海）。下标 t 为时间序列，对应于考察期内的各个年份。

被解释变量 $\ln E$ 为非农产业（第二产业和第三产业）就业人数的对数，包括城镇劳动力和农村转移劳动力。解释变量 $\ln Q$ 为非农产业产值的对数。它们可以方便地从《中国统计年鉴》中查阅到。系数 α_1 反应当产出变化1%时当期就业变化的百分比，可视作短期就业弹性。 $\ln E_{t-1}$ 为非农产业滞后一期的产值变量，将它引入模型主要是为了反应从产出变化到就业变化的滞后传导过程，其系数 α_2 越大，说明调整的滞后性越大。 $1-\alpha_2$ 为就业调整速度。 $\alpha_1/(1-\alpha_2)$ 则反应在滞后调整完成后产出变化所引起的全部就业变化，即长期就业弹性。

z 为控制变量，主要包括：1、时间的二次方程，即时间变量以及时间变量的二次方，引入它们主要是为了反应随时间推移技术构成的非线性变化过程及其对就业的影响。2、利率变量，用以反应资本对劳动的替代作用。3、工资变量。它与利率变量一起反应资本对劳动的相对价格。这里用社会平均工资来代替。4、劳动管制政策特别是政府对解雇的规定很可能对就业产生影响。鉴于2004年前我国劳动管制政策还基本处于盲区，在1992-1996和1997-2002年的两次周期我们并不引入劳动管制变量。但在2003-2007年的周期中引入该变量，具体地，由于自2004年新的《最低工资规定》出台起，我国劳动管制开始逐渐强化，我们通过设置一个哑元变量来度量管制强度。2003年该变量取0；2004年及之后均取1。5、城镇居民的最低生活保障。我们用各省会城市的最低生活保障水平来代替。6、农民务农收入。用农民人均年收入中来自农业生产经营部分乘以农村居民总数，再除以农林牧渔业的从业人数，即可以得出。7、东中西三个地区的哑元变量，用以反应各个地区资源禀赋、技术因素、制度差异对就业的影响。

（二）经济周期中不同波段就业弹性估算结果的比较

表2：三个波段就业方程分析结果的比较（被解释变量： $\ln E$ ）

	1992-1996年		1997-2002年		2003-2007年	
	(1) 栏	(2) 栏	(3) 栏	(4) 栏	(5) 栏	(6) 栏
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
$\ln Q$	0.139**	0.081**	0.174*	0.175*	0.122***	0.296**
$\ln E_{t-1}$	0.440***	0.600***	0.359**	0.361**	0.469***	0.580***
$A-R^2$	0.221	0.227	0.208	0.211	0.194	0.196
<i>Hausman</i>	85.50		-0.26		61.13	

注：（1）FE为固定效应模型、RE为随机效应模型。（2）各栏均控制住利率、时间变量及二次项、当地的社会平均工资、省会城市的最低生活保障、当地农民的务农收入、东中西三地的哑元变量。另外，第5、6栏还分别引入以2004年为临界点的时间哑元变量。

从表2可见，在1992-1996年的样本中，*Hausman*指标值为85.50，它在1%的显著性水平上拒绝固定效应模型和随机效应模型的估算结果没有系统性差异的原假设，出于一致性考虑，应选择固定效应模型。从第1栏 $\ln Q$ 的系数看，短期

就业弹性为0.139。再从 $\ln E_{t-1}$ 的系数看，就业调整速度为0.560 ($1-0.440=0.560$)，相应地，长期就业弹性为0.248 ($0.139/0.560=0.248$)。就1997-2002年的样本来说，*Hausman*指标值为-0.26，即便在10%的显著性水平下也不能拒绝固定效应模型和随机效应模型没有系统性差异的原假设，出于有效性的考虑，应选择随机效应模型。从第4栏 $\ln Q$ 的系数看，短期就业弹性为0.175，就业调整速度为0.639 ($1-0.361=0.639$)，长期就业弹性为0.273 ($0.175/0.639=0.273$)。对于2003-2007年的样本，*Hausman*指标值为61.13，它在1%的显著性水平下拒绝原假设，出于一致性考虑应选择固定效应模型，从第5栏结果看，短期就业弹性为0.122，就业调整速度为0.531 ($1-0.469=0.531$)，长期弹性为0.230 ($0.122/0.531=0.230$)。

总的来看，上述结果告诉我们：1、在1997-2002年的衰退周期中，不论短期就业弹性还是长期就业弹性，都要大于1992-1996年以及2003-2007的繁荣周期，特别是大于后一繁荣周期。这也再次验证了萧条周期产出下降对就业的遏制能力要大于繁荣周期产出回升对就业的拉动能力。2、在1997-2002年的衰退周期中，产出对就业的传导速度要快于1992-1996年和2003-2007的繁荣周期。换句话说，在萧条周期下产出下降能较快地引起就业回落，而在繁荣周期产出回升需要经过较长的时滞才能拉动就业回升。3、就两个繁荣周期来看，2003-2007周期的短期就业弹性比1992-1996周期下降不少，但长期弹性下降幅度很小。

五、基于引领型产业就业弹性比较的进一步解释

对于经济周期中不同波段就业弹性的非对称性，可以从多个角度进行解释，比如人力资本的不适应性、物质资本积累减少等。另一个长期以来为人们所忽视的可能原因是，如果经济周期不同波段的引领型产业的就业弹性存在明显差异，比如在萧条周期中引领衰退的那些产业的就业弹性大于繁荣周期中引领增长的那些产业，那么也可能会导致萧条周期的就业弹性大于繁荣周期。

(一) 经济周期中引领型产业的识别

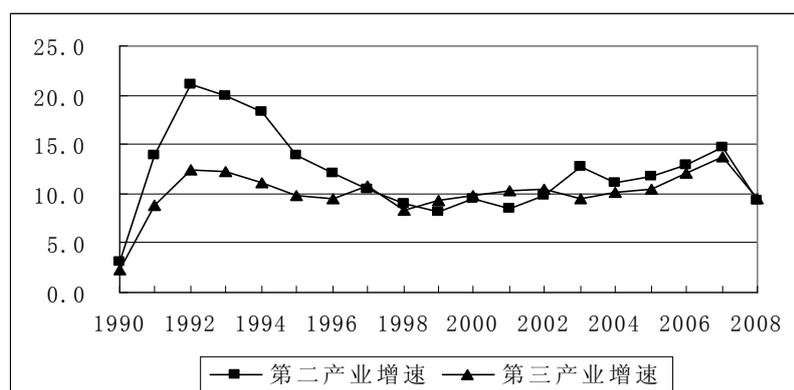


图2：经济周期中第二产业和第三产业的增速比较

如图2所示，在1992-1996年的繁荣周期中，第二产业的产值增长率始终远远高于第三产业，前者年均达到17.1%，后者只有11.0%，第二产业是引领增长的主要力量。而在1997-2002年的萧条周期中，二者倒挂，第二产业剧降至年均9.2%，第三产业为9.8%，第二产业变成了引领衰退的主要力量。在2003-2007年的繁荣

周期中，第二产业增速重新超过第三产业，前者达到12.6%，后者只有11.2%，第二产业再次成为引领增长的力量。可见，单从三次产业分类的角度，第二产业既是引领增长的力量，也是引领衰退的力量，我们很难看出差异。

进一步，我们将第二产业区分为建筑业、轻工业和重工业。从图3可以看出，在1992-1996年的繁荣周期中，除1992年外，其余年份轻工业增速均超过重工业，前者年均达23.5%，后者为22.4%。建筑业最低，只有14.7%。到了1997-2002年的萧条周期，轻工业增速出现了急速回落，跌至年均13.3%的水平，降幅达43.5%。建筑业回落的更深，跌至年均6.2%，降幅达57.9%。重工业的回落则比较缓慢，跌至年均14.9%，降幅只有33.5%。可见，在经济从繁荣周期转向萧条的过程中，轻工业和建筑业是引领衰退的主要力量。当经济转入2003-2007年的繁荣周期时，重工业又迅速拉升，年均增速猛增至33.2%，与1997-2002年相比，增加了1.24倍，其中2004年重工业产值的同比增速就达到50.3%。与此相反，轻工业的回复速度要缓和的多，2003-2007年的年均增速为22.2%，只比1997-2002年增加了67.4%。建筑业的年均增速回升至11.9%，比1997-2002年增加了91.4%。可见，在经济从萧条转向繁荣的过程中，重工业是拉动增长的主导力量。从实际情况看，近年来我国每一轮经济衰退确实肇始于加工业，再蔓延到其他部门，而每一轮复苏主要是依靠政府密集投资实现的，典型地表现为重化工业的率先复苏。

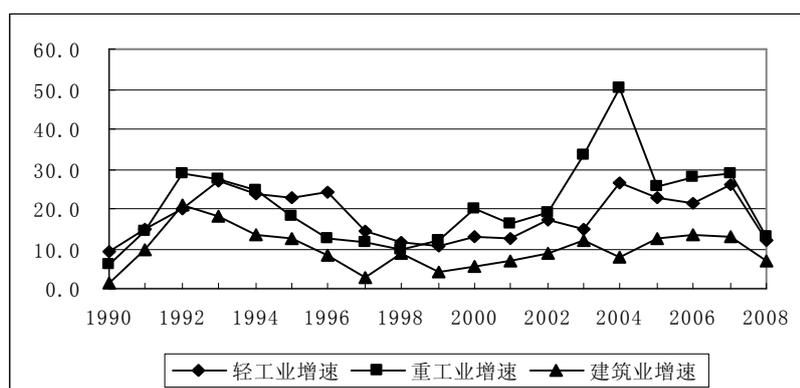


图3：经济周期中建筑业、轻工业、重工业的增速比较

(二) 对引领型产业就业弹性的比较分析

基于上述对引领型产业的区分，我们将通过比较建筑业、轻工业、重工业的就业弹性来阐释经济周期中就业弹性非对称性的机理。建筑业容易区分，关键是轻重工业，它们只是一个宽泛的概念，根据国家统计局公布的轻重工业划分标准，我们在轻工业中选择食品制造、纺织、造纸及纸制品、化学纤维制造、金属制品等5个行业为代表。同时在重工业中选择石油加工及炼焦加工、化学原料及化学制品制造、黑色金属冶炼及压延加工、电子及通信设备制造、交通运输设备制造等5个行业作为代表。我们将计算并比较这11个行业的就业弹性。

基于29个省、市、自治区（不含西藏和青海）各行业产值和就业的面板数据，仍用模型（4）来估算各行业的就业弹性。对工业部门的10个行业，数据均取自各年《中国工业经济统计年鉴》。由于2000年前该年鉴只提供各地区各工业行业的职工人数，并不能反应行业内的就业全貌，此后才提供全部就业人数，因此，我们取2000-2007年作为样本期。对于建筑业来说，利用《中国统计年鉴》可以方便地查阅到各地的建筑业产值指标和建筑业企业的从业总人数。

表3：第二产业11个行业就业弹性的估算结果

		短期就业弹性	长期就业弹性	就业调整速度
建筑业		0.270	0.333	0.811
轻工业	食品制造	0.143	0.252	0.567
	纺织	不显著	—	0.703
	造纸及纸制品	0.177	0.268	0.660
	化学纤维制造	0.126	0.228	0.553
	金属制品	0.200	0.305	0.656
重工业	石油加工及炼焦加工	不显著	—	0.329
	化学原料及化学制品	0.091	0.183	0.497
	黑色金属冶炼及压延	0.078	0.155	0.503
	电子及通信设备制造	0.182	0.271	0.672
	交通运输设备制造	0.104	0.198	0.525

注：短期就业弹性是指一年内产出波动对就业造成的影响，长期就业弹性是指产出波动对就业造成的全部影响。就业调整速度是指产出波动所引起的就业总变化有多大比例在一年时间内能完成。由于长期就业弹性是根据就业方程中短期就业弹性及就业调整速度计算的，如果就业方程中短期就业弹性不显著，长期就业弹性也就无从计算。

从表3我们至少可以看出以下几点规律：

第一，就短期就业弹性而言，在第二产业中建筑业最大，达到0.270。而在工业内部，除少数几个产业外，轻工业的就业弹性普遍大于重工业，多数轻工业产业的就业弹性均能达到或接近0.15，化学纤维制造业略低一些，也能达到0.126。这里唯一的例外是纺织业，在就业方程中产值变量不显著，说明就业弹性不明显。这可能与近年来纺织业的资本密集化改造有关，资本有机构成大幅度提高。在重工业中，石油加工及炼焦加工业的短期就业弹性也不明显，这与其资本密集度高的行业特征相符。化学原料及化学制品业的短期弹性只有0.091，黑色金属冶炼及压延工业只有0.078，交通运输设备制造业略高一些，但也不足0.104。这里有一个例外，那就是电子及通信设备制造业的短期就业弹性达到0.182，比轻工业多数行业的就业弹性还要高。这可能与该行业复合的要素特征有关，电子及通信行业融资本密集型、技术密集型、劳动密集型特征于一体，现代化生产线集中了大量的操作工人。就以富士康为例，仅生产线工人就多达50万。

第二，就长期就业弹性来说，在第二产业中建筑业也是最大的，达到0.333。而在工业部门内部，轻工业部门各行业的长期就业弹性也要普遍大于重工业。在轻工业部门，除纺织工业外，其余四个行业的长期就业弹性均能达到或接近0.25，其中最低的是化学纤维制造业，也能达到0.228。在重工业部门，除电子及通信设备制造业达0.271外，其余均不足0.2，其中交通运输设备制造业为0.198，化学原料及化学制品业只有0.183，黑色金属冶炼及压延工业只有0.155。石油加工及炼焦工业由于短期就业弹性不明显，长期就业弹性肯定也很小。

不管短期就业弹性还是长期就业弹性，轻重工业之间之所以存在上述差异，原因是多方面的，除要素投入结构的差异外，另一个重要因素就是所有制差异。重工业是以提供生产资料为己任的，被视作国民经济的基础型行业，历来是国家投资的重点，国有经济比重很高。而在国有部门，用工机制的市场化程度比较低，还带有相当的计划色彩，就业对产出波动的反应要更迟钝一些（丁守海，2010b）。而对于象电子通讯等个别的重工业行业，由于对民营资本的开放程度更大，用工机制中引入了较多的市场机制，产出对就业的传导能力就比较强。

第三,从就业调整速度来看,在第二产业中建筑业最快,达0.811,就是说,对于产值变化所引起的就业总变化,建筑业能在一年内完成81.1%。这与该行业主要雇佣农民工,招用与解雇手续简单、解雇成本低有很大的关系。再来看工业部门内部,轻工业的就业调整速度普遍快于重工业,多数行业能达到0.55,其中纺织业超过70%,造纸及纸制品业、金属制品业接近66%。而在重工业部门,除电子及通信设备制造业能达到0.672外,其余几个行业只有0.5左右,石油加工及炼焦工业更是低到0.329。上述差异的原因在于,重工业生产过程比较复杂,员工组成也多样化,除生产型工人外,还包括大量的管理人员。产出波动虽会直接冲击生产型工人的需求量,但对管理人员不会产生直接影响,只有等到一定时间,比如产出减产到一定程度以至于日常管理需求减少时,对管理人员的就业冲击才会显现出来。相对而言,轻工业部门的生产比较简单,人员以生产型工人为主,产出波动对员工需求乃至就业的冲击要更直接一些,响应也更快。

总的来看,上述分析表明除纺织、电子及通信设备制造业等少数几个行业外,不论短期就业弹性还是长期就业弹性,轻工业以及建筑业都要普遍大于重工业,且前者就业对产出波动的反应速度明显快于后者。由于萧条周期中引领经济衰退的主要是轻工业和建筑业,而在繁荣周期中引领经济增长的主要是重工业部门,这在相当程度上促成了萧条周期的就业弹性大于繁荣周期,同时,从产出回落到就业回落的传导速度明显快于从产出回升到就业回升的传导速度。

六、结论性评语

从中国近年来的宏观调控实践来看,四大调控目标是严重失衡的,就业目标对其他目标特别是物价稳定目标形成了掣肘。社会对失业的脆弱的承受能力以及通过高增长来维持高就业的路径依赖,使就业目标付出了很大的代价。本文试图从失业回滞的角度来探讨造成上述现象的原因,并寻求相应的对策。

(一) 本文的主要结论

我们从失业回滞的定义及本质内涵出发,分两个步骤检验了失业回滞现象:首先,从理论定义的角度,失业回滞是指失业率的瞬间冲击具有永久的记忆功能。通过计算中国非农产业的修正失业率,结合单位根检验方法,我们发现,失业率是一个一阶单整的随机游走过程,这在一定程度上证明了失业率具有记忆功能,但尚不足以完全证明失业回滞现象,因为失业回滞的本质内涵是指在经济周期的萧条阶段产出下降对就业的遏制能力大于繁荣阶段产出回升对就业的拉动能力。为检验这一点,我们进入第二个步骤,那就是利用动态就业弹性的估算方法估算经济周期不同波段的就业弹性,结果表明,不论是1992-1996年还是2003-2007年的繁荣周期,短期就业弹性和长期就业弹性都要小于1997-2002年的萧条周期,并且萧条周期中从产出波动到就业的传导速度明显快于繁荣周期。

上述结论从两个维度证明中国劳动力市场确实存在失业回滞现象,进一步,我们从经济周期中不同波段引领型产业就业弹性的差异对这一现象进行了解释。回顾一下上个世纪90年代以来中国经济周期的波动轨迹可以发现,在萧条周期中轻工业和建筑业一般是引领衰退的主要部门,而在繁荣周期中重工业是引领复苏的主要部门。按国家统计局的分类标准,在轻重工业中各挑选了5个代表性行业,结合建筑业,我们估算并比较了11个行业的就业弹性,结果发现,除纺织、电子及通信设备制造等少数几个行业外,建筑业及多数轻工业行业的短期就业弹性和长期就业弹性都大于重工业部门,就业对产出波动的调整速度也明显快于后者。

这种差异促成了萧条周期的就业弹性大于繁荣周期，以及萧条周期下产出回落对就业的传导速度快于繁荣周期下产出回升对就业的传导速度。这些结论既强化了对失业回滞现象的检验，也为它提供了一种基于产业视角的解释。

中国是一个人口大国，出于政治、经济、社会等各方面因素的考虑，政府对失业问题予以高度关注，而失业回滞现象在相当程度上加剧了失业治理的难度，因为一旦经济回落，失业问题将很快爆发，更严重的是，即便日后经济出现同等力度的复苏，也很难在短期内将失业率降到萧条前的水平，除非经济以一个更大的力度出现亢奋式复苏。这样政府在进行宏观调控时就会陷入一种循环的困境，那就是为了保就业，须臾不敢放松经济增长率，如果经济回落引发失业，就必须通过更强劲的刺激手段来拉动经济增长以缓解失业问题。这种通过高增长来保证高就业的路径依赖，大大削弱了宏观调控其他政策目标的作用空间。通货膨胀、结构型产能过剩等问题变得日益严重，成为就业目标的高昂代价。

（二）政策建议

在“十二五”期间，为了缓解就业目标对其他调控目标掣肘，提高宏观调控的综合效果，可以从化解失业回滞现象入手做好以下几方面工作：

1、优化主导产业布局，提高增长引领型产业的就业弹性。

失业回滞现象的一个重要原因就是复苏阶段增长引领型产业的就业弹性小于回落阶段衰退引领型产业。当经济出现衰退时，政府一般通过最容易控制的主导产业特别是重化工业来刺激增长，而在这些产业中，除电子通信等少数几个产业外，多数产业的就业弹性都比较小。这与主导产业选择原则有关，一直以来，在经济赶超思维下，中国强调主导产业的增长效应（罗斯托基准）、需求效应和生产率效应（筱原基准）以及产业关联效应（赫希曼基准），而忽视了对其就业弹性的要求。只有提高主导产业的就业弹性，才能从根本上提高经济复苏周期的就业拉动能力，从根本上遏制失业回滞现象。日本在上个世纪五十年代确立主导产业选择原则时，就根据当时就业压力和环境困境，在传统的筱原基准的基础上补充了“就业弹性基准”和“环境承载力基准”，成功地解决了重工业化阶段的就业难题。这也说明，就业弹性基准完全可以与传统基准兼容。

“十二五”期间，我国有望在这一方面取得突破，特别是随着十大产业振兴规划的出台与实施，纺织、电子、物流等劳动密集型特征明显的产业以及汽车、船舶等融劳动密集型特征与资本密集型特征于一体的产业的崛起，将对主导产业就业弹性的提升起到重要作用，并有望带动国民经济总的就业弹性。

2、逐步放开对重化工业的准入限制，引入更多的市场机制。

增长引领型产业的就业弹性之所以较低，除了行业自身的要素投入特征外，另一个重要的原因就是这些产业多为国有经济控制，民营资本进入较少，在用人机制方面，传统的行政色彩浓厚，就业对产出波动的反应迟钝。电子通信等行业的就业弹性较高，在相当程度上就是由于更多地引入市场调节机制的结果。随着改革的推进，国有经济对主导产业的把控应当逐渐从数量上的优势转向质量上的优势。有步骤地放开重化工业部门，允许民间资本涉足，既不会改变国家对它们的控制力，也能在相当程度上提高就业机制的灵活性及就业弹性。

3、制定适合中国国情的技术路径，审慎对待传统产业的资本密集化改造。

近年来，以纺织业为代表的一些传统制造业经历了较快的资本密集化改造，就业弹性急剧下滑，这是需要引起我们注意的。尽管纺织业等衰退引领型产业的就业弹性下降可以在一定程度上弥补经济周期中就业弹性的非对称性以及失业回滞现象，但它是损害就业容量为代价的。在处理就业弹性非对称性问题上，

我们宁可做“加法”而不做“减法”，即更多地通过提高增长引领型产业的就业弹性来促成经济周期中不同波段就业弹性的对称性，而不是通过削减衰退引领型产业的就业弹性来做到强制平衡。上个世纪五六十年代，印度以纺织业为代表的一批传统的劳动密集型产业过快地滑入资本密集化的改造通道，一度把失业问题拖向泥潭，这个教训是值得我们汲取的。近年来我国工资上涨趋势非常明显，且有进一步强化的趋势，在劳动与资本比价不断偏离的情况下，如果单凭市场力量，资本对劳动的替代会日益明显，如何引导企业选择合适的技术进步路径，不至于过快地步入资本密集化的改造通道，是当前面临的一个迫切问题。

4、调整积极就业政策体系，突出人力资本投资的核心作用。

除了产业结构的差异外，失业回滞还有一个重要因素，就是人力资本贬值。萧条过后一般都伴随着大规模的固定资本更新，相应地，复苏后的产业结构将与以前大不相同，如果在此期间，失业者不能得到有效的培训，人力资本不能更新，甚至退化或贬值，那么将加剧结构性失业，并削弱经济复苏阶段的就业拉动能力。正因为如此，许多国家在设计积极就业政策体系时往往以人力资本投资为核心。比如，欧洲和日本通过向企业提供补贴来提高他们对员工进行培训的积极性，而对失业者来说，在领取失业救济金时也必须以参加培训为前提。反观我国的积极就业政策体系，并不是以促进人力资本投资为核心的，而是侧重于一些头痛医头、脚痛医脚的临时性措施，比如创业补贴，效果十分有限。将有限的政策资源重新瞄准于人力资本投资领域，不仅能通过提高劳动者的就业能力来化解就业难题，也有利于通过减少复苏阶段的结构性失业来遏制失业回滞现象。

5、强化消极就业政策体系，提高社会对失业的承载力。

中国对于失业问题之所以敏感，除了失业自身对一个人口大国来说具有非同寻常的意义外，另一个原因就是全社会对失业的承受能力很脆弱。即便在欧美日这样发达的经济体，失业甚至严重失业也是经常出现的，它们之所以能泰然处之，关键就在于有健全的社会保障体系，能向失业者提供足够的安全网。相比之下，中国的失业保障制度还很不健全，对于失业者特别是农民工失业者，尚不能提供有效的救济和庇护，失业问题很容易演变为社会问题。一个正常的经济体，应当具备一定的失业承载力，这样才不会出现因为一定程度的失业问题而就大动干戈甚至矫正过枉，这样才能为其他调控目标腾出更多的空间。诸多研究表明，对于像中国这样的发展中国家，构建社会安全网并没有想象的那么困难，财政部门只要注入适量的资金并结合相应的制度创新，是完全可以做到的。

参考文献

- [1] Campbell.G, & J.Fisher,2000, “Aggregate Employment Fluctuations with Microeconomic Asymmetries”, *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 5, pp. 1323-1345.
- [2] Clark, T. E, 1998, “Employment Fluctuations in US Regions and Industries: the Roles of National, Region-specific,and Industry-specific Shocks”, *Journal of Labor Economics*, Vol.16, pp. 202-229.
- [3] Blanchard. O & L.H. Summers, 1986, “Hysteresis in Unemployment”,NBER Macroeconomics Annual, Vol.1, pp. 15-78.
- [4] Blanchard. O & L.H. Summers,1988, “Beyond the Natural Rate Hypothesis”, *American Economic Review*, Vol. 78, No. 2, pp. 182-197.
- [5] Brunello.G, 1990, “Hysteresis and the Japanese Unemployment Problem: a Preliminary

- Investigation”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 42, pp.483-500.
- [6] Gordon. R, 1989, “Hysteresis in History: Was There Ever a Phillips Curve?”, *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 220- 225.
- [7] Hargreaves.S. & Heap,1980, “Choosing the Wrong Natural Rate: Accelerating Inflation or Decelerating Employment and Growth?”,*The Economic Journal*, Vol.90, No.359, pp. 611-620.
- [8] Jaeger.A.& M. Parkinson, 1994, “Some Evidence on Hysteresis in Unemployment Rates”, *European Economic Review*, Vol. 38, pp. 329-342.
- [9] Layard.R & S. Nickell, 1986, “Unemployment in Britain”, *Economica*, Vol. 53, No. 210, pp. 121-169.
- [10] Maidorn. S, 2003, “The effects of shocks on the Austrian unemployment rate – a structural VAR approach”, *Empirical Economics*, Vol. 28, No. 2, pp. 387-402.
- [11] Phelps.E.S, 1968, “Money- Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, Vol. 76, pp. 687- 711.
- [12] Pierse. R.G & A. J. Snell, 1995, “Temporal Aggregation and the Power of Tests for Unit Root”, *Journal of Econometrics*, Vol. 65, pp. 335-345.
- [13] Sawtelle,B, 2007, “Analyzing the Link Between Real GDP and Employment: An Industry Sector Approach”, *Business Economics*, Vol. 42, pp. 46-54.
- [14] Shimer.R,2005, “The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies”, *The American Economic Review*, Vol. 95, No.1, pp.25-49.
- [15] Song. F. M. & Y. Wu, 1998, “Hysteresis Unemployment Evidence from OECD Countries”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 38, pp.181-192.
- [16] 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。
- [17] 丁守海：“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”，《管理世界》，2009年第5期。
- [18] 丁守海：“就业周期与经济周期的波动形态和结构性差异”，《经济学动态》，2010年第8期(a)。
- [19] 丁守海：“最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响”，《中国社会科学》，2010年第1期（b）。
- [20] 宋旺、钟正生：“我国劳动力市场失业回滞现象初探”，《统计与决策》，2004年第1期。
- [21] 杨子晖、张光南、温雪莲：“我国是否存在失业回滞效应？——基于第一、二代面板单位根检验的实证分析”，《南方经济》，2009年第10期。
- [22] 袁东明：“回滞理论及其在当代西方经济学中的应用”，《经济评论》，2003年第2期