

工资粘性：基于中国不同行业的比较研究*

刘培林 宋 湛

摘要: 本文认为, 由于现金流量方面等因素的制约, 实际支付的工资在向合意的工资水平调整的过程中, 存在粘性。基于该判断, 本文做了三方面的工作: 第一, 把工资粘性进一步划分为合意工资自身调整过程中的粘性和实际支付的工资向合意的工资水平调整过程中的粘性; 第二, 基于尼洛夫提出的存量调整模型, 构造了可以用来对这两种粘性进行经验分析的计量方程式; 第三, 用中国工业、建筑业、交通运输仓储邮电业和批发零售餐饮服务业的资料, 对工资粘性进行了经验分析, 并概括了相应的政策结论。

关键词: 工资 工资粘性 劳动力流动

一、引言: 工资粘性的再考察

工资调整过程的粘性特征, 一直是近来宏观经济学的一个研究热点。当代主流宏观经济学不同观点对于工资粘性, 从多个角度给出了解释。如工资合同的交叠期限解释 (Taylor, 1980), 再如工资和价格变动成本的解释 (Mankiw, et al, 1991), 又如效率工资的解释 (Akerlof, 1985)。工资粘性概念在主流宏观经济学当中的作用, 主要是用来解释失业的持续存在现象。这就决定了主流宏观经济学强调的工资粘性, 在相当程度上着眼于工资的向下调整的粘性。因为正是这种向下调整的粘性导致了劳动力的需求小于供给, 进而导致失业。

本文试图借助于已有的计量分析技术, 从另外的角度对粘性的概念给出解释。我们的切入点是这样的。在我们 (刘培林, 宋湛, 2001) 关于中国国有和集体企业工资增长的比较研究中, 把工资的调整分解为两个过程: 即合意工资水平本身的调整过程和实际支付的工资向合意水平的调整过程。我们认为, 如果说主流宏观经济学文献主要着眼于工资的向下调整的粘性的话, 我们的研究主要着眼于工资的向上调整粘性; 如果说主流的宏观经济学文献从多个角度解释了合意工资水平本身的调整过程的粘性的话, 那么我们认为, 出于下面的原因, 实际支付的工资向合意水平的调整过程中, 也存在粘性。

原因在于: 劳动的边际生产率提高之后, 并不会立即变为企业的现金流量的增加, 这期间存在一个滞后, 比如至少有一个产品的销售周期。即使劳资双方在任何信息上都是对称的, 这个事实往往也会迟滞真实工资水平向劳动的边际生产率靠拢过程。不难理解, 企业很少会提前垫付一定的现金流量, 或者进行债务融资, 来克服这种迟滞。因为如果企业这样做的话, 意味着一定的资金的时间成本。

本文后面部分的安排是这样的: 第二部分, 基于尼洛夫提出的存量调整模型, 构造出研究工资调整粘性的计量方程式; 第三部分介绍本研究中使用的数据; 第四部分报告计量分析结果; 第五部分是结论。

二、模型

1 合意工资率和劳动边际生产率之间的关系

从理论原则上讲, 竞争条件下合意工资水平 (以及实际支付的工资水平) 时时都等于真实的劳动边际生产率。然而现实当中, 观察到真实劳动边际生产率的水平 p_t 之后, 资方心目中工资率的合意水平 w_t^* 就可以立即形成。由于工资合同的交叠期限、菜单成本等等原因, 或者由于工人和雇主之间关于劳动的边际生产率变化的信息不对称等原因, 合意工资水平的调整会落后于劳动边际生产率的变化。前者在朝向后者进行调整的过程中, 存在粘性。由于这个原因, 实际工资水平与劳动的边际生产率之间, 总是存在差距。我们把合意的实际工资水平与劳动的边际生产率之间粘性关系刻画为下式 ((1) 式):

$$w_t^* = f(p_t) \dots\dots\dots (1)$$

(1) 式中, p_t 代表时期 t 的真实劳动边际生产率水平, w_t^* 代表时期 t 的合意的工资率水平。 $f(\cdot)$ 代表真实劳动边际生产率和合意工资率的粘性关系。一般而言, 随着真实的劳动边际生产率的提高, 工资率的合意水平也会相应提高。

如果我们进一步假定 w_t^* 和 p_t 之间呈现线性关系, 那么, 可以得到下式:

$$w_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + u_t \dots\dots\dots (2)$$

(2) 式中, α_1 代表真实劳动边际生产率对于工资率合意水平的边际影响。

现实生活中, 影响工资率合意水平的因素, 除了真实劳动边际生产率以外, 还有众多其他因素。在计量实证研究中, 这些因素的影响通常假定为一个随机变量。遵照通常的做法, 我们引进一个 u_t , 它服从独立同分布 (i i d) 过程:

$$E(u_t) = 0; \text{Var}(u_t) = \sigma^2; E(u_t u_s) = 0 \text{ (其中 } t \neq s \text{)}$$

2 真实工资率向其合意水平调整的机制

按照经济理论的分析, 在无摩擦的竞争世界里, 不仅合意的工资水平等于劳动的边际生产率; 而且合意工资水平和实际支付的工资水平之间, 从来就暗含地被认为是一致的, 甚至合意工资和实际支付的工资之间的一致性问题, 从来就

* 感谢文魁教授对本文的指导。本文可能存在的错误, 由作者本人负责。

没有被列入分析的视角。现实当中,由于我们前面提到的现金流量滞后的事实,实际支付的工资水平和合意工资水平之间从来就不是一致的,前者向后者的靠拢过程中存在粘性。

这种粘性的强度,其实就是实际支付的工资向合意的工资率的调整速度。尼洛夫提出的存量调整模型(Stock Adjustment Model),或者称为部分调整模型(Partial Adjustment Model),为我们理解和刻画这种粘性提供了理论基础。我们按照该模型的原理,来表示实际支付的工资水平向合意水平的调整机制:

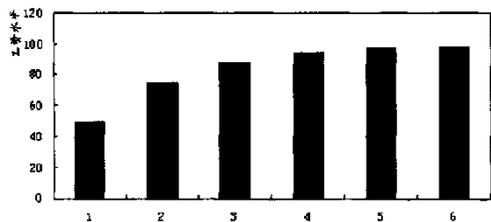
$$w_t - w_{t-1} = \delta(w_t^* - w_{t-1}) \dots\dots\dots (3)$$

(3)式中, w_t 和 w_{t-1} 的含义显而易见。 δ 是刻画实际工资水平向合意工资水平调整的粘性强度的系数。

δ 的取值范围是: $0 < \delta < 1$ 。

(3)式的含义是这样的: 给定了 $t-1$ 期实际支付的工资率水平条件下,当 t 期由于真实劳动边际生产率发生变化之后,相应决定了 t 期的合意的工资率水平 w_t^* 。这样, t 期合意的工资率水平 w_t^* 和 $t-1$ 期实际支付的工资率水平 w_{t-1} 之间,就产生了一个缺口: $w_t^* - w_{t-1}$ 。

对于这个缺口而言,要通过 t 期(和以后多期)的实际支付的工资水平进行调整,而调整的速度有快有慢。具体而言,是一步到位地把缺口补齐,还是逐步地补齐缺口,则决定于调整速度。刻画这个调整速度的指标则是 δ 。显然,调整系数的值越大则调整的速度越快,否则反之。当 $\delta = 1$ 时,就是一步到位地进行调整;当 $\delta < 1$ 时,调整是逐步到位的。图 1 给出了这种粘性($\delta = 0.5$)的一个示意图。



合意工资水平为 100, 起点工资为 50, 调整系数为 0.5 时, 调整期内的工资动态变化

图 1 工资调整动态过程示意图

但是,合意的工资水平 w_t^* 是不可观察的。那么我们在经验实证研究中,为了估计出调整系数的大小,就需要进行相应的数学处理。

首先,把(2)式代入(3)式得到:

$$w_t - w_{t-1} = \delta(w_t^* - w_{t-1}) = \delta[(\alpha_0 + \alpha p_t + u_t) - w_{t-1}]$$

整理得到:

$$w_t - w_{t-1} = \delta\alpha_0 + \delta\alpha p_t + \delta u_t - \delta w_{t-1}$$

$$w_t = \delta\alpha_0 + \delta\alpha p_t + (1 - \delta)w_{t-1} + \delta u_t \dots\dots\dots (4)$$

(4)式中 w_t , p_t 和 w_{t-1} 在现实中是可以直接观察到的,经过这个简单的代数变换,我们就可以在实证研究中把不可观察的因素 w_t^* , 间接地经由可观察的因素来进行刻画。

在前面我们对随机扰动项 u_t 的性质进行了假定。(4)式中的 u_t 乘以一个常数项系数 δ 之后,不会从根本上改变 u_t 的性质。如果原来的 u_t 满足古典的最小二乘假定,那么 u_t 乘以 δ 之后,仍然满足最小二乘的古典假定。

如果我们能够对(4)式进行估计,那么,就可以求出相应的各个系数。

实际经验研究中,我们估计的方程式是:

$$w_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 w_{t-1} + \epsilon_t \dots\dots\dots (5)$$

从(4)式和(5)式的对比容易看出:

$$1 - \beta_2 = \delta \dots\dots\dots (6)$$

$$\beta_0 / (1 - \beta_2) = \alpha_0 \dots\dots\dots (7)$$

$$\beta_0 / (1 - \beta_2) = \alpha_0 \dots\dots\dots (8)$$

基于这些关系式,我们得到(5)式的估计结果之后,就可以进一步推算出所有的有关参数的估计。

三、数据

基于上面的理论准备,我们对中国的情况进行分析。从 1978 年以来,中国的劳动力市场逐步发育,国家对于劳动力市场的干预也经历了一个逐渐取消的过程。不过到今天为止,真正意义上的劳动力市场应该说还没有形成。国家对于劳动力市场的干预,反映在我们的研究主题中,其效果有几个方面。其一,企业的工资,尤其是国有和集体企业的工资增长受到政府的控制,除了考虑劳动生产率之外,还受到对于宏观经济周期等经济因素以及维持社会稳定等非经济因素的影响。如此干预的结果既可能是工资的过快增长,也可能是工资的过慢增长。其二,国家出于社会稳定等因素的考虑,也会要求企业承担冗员(Lin, et al, 1998)。这样一来,观察到的劳动生产率数据,低于实际有效劳动力的劳动生产率,尽管这些因素都会扭曲我们对于问题的分析结果,然而我们无法剔除这些因素的影响。

劳动的边际生产率是不可观察的,为了研究前述问题,首先应该针对特定的研究对象,估计其生产函数,进而得到其劳动的边际生产率,再进行分析。然而限于资料,我们无法估计中国有关行业的生产函数。这样也就无法得到劳动的边际生产率的数据。不过,从经验研究的角度来看,劳动的平均生产率是劳动的边际生产率的一个较好的表征(Proxy)变量,两者在变化趋势上大体一致。所以我们这里用中国的劳动的平均生产率来进行分析。我们分析的时间段从 1978 年到 1999 年。这不仅是出于资料可得性的考虑,也是出于尽可能回避改革之前上面提到的政府对于劳动力市场的更加严重的干预,而造成的研究结果扭曲的考虑。

1 原始数据

在《中国统计年鉴》中,我们可以得到按照行业划分的可比价格 GDP 时间序列指数,按行业划分的职工平均货币工资时间序列和物价指数序列。在《中国劳动统计年鉴》中,可以得到按照行业划分的职工货币工资总额时间序列数据。运用这些资料我们可以得到计量分析所需要的数据。

需要进一步指出的是,有意义的分析实际上应该使用全部的劳动成本,而不仅仅是货币性的工资。然而,我们无法得到关于职工货币性的工资和福利之外的其他报酬的数据。比如我们无法把企业提供给职工的住房、医疗、子女教育等方面等服务,折算为流量,记入职工的薪酬。忽视这些方面的薪酬会扭曲对有关参数的估计。具体来讲,由于国有企业职工比城镇集体企业职工享有更高的工资以外的福利,而且前者的增长往往也较后者快,所以彻底把这些因素排除在分析视野之外,会低估国有企业占主导地位的那些行业中的工资随劳动生产率相应增长的系数 α ; 非货币性方式的福利变动,实际上也是对缺口($w_t^* - w_{t-1}$)进行调整的办法,分析中忽视非货币性福利的变动,也会扭曲(往往是低估)调整系数 δ 。

2 原始数据的处理

为了进行分析,需要对原始数据进行进一步的处理。

首先,求出按行业划分的平均劳动力的时间序列。方法是将《中国劳动统计年鉴》中的按行业报告的职工货币工资总额时间序列,除以《中国统计年鉴》中的按行业报告的职工平均货币工资时间序列,就可得到职工平均人数序列。

在研究样本期内,国家劳动工时制度发生变化。精细的研究应该据此调整平均人数序列。不过我们的研究不是在“人时”这样的水平上计算劳动生产率和“人时”工资率,而是

“人年”水平的劳动生产率和“人年”工资率,所以没有进行这样的调整。

其次,求得真实劳动生产率指数序列。方法是用GDP时间序列除以职工平均人数序列。

再次,求得年度真实工资率的时间序列。须将职工的按行业的人均名义工资时间序列除以物价指数,折算为真实平均工资序列。由于GDP时间序列中只报告工业的整体数据,而没有对之进一步划分,所以平均工资序列应该加总为工业职工的平均工资。加总的办法是,对于采掘业、加工业和公用事业企业的平均工资序列,以职工平均人数为权重进行加权平均。

图2至图5是最终在计量分析中使用的指数数据的概貌。

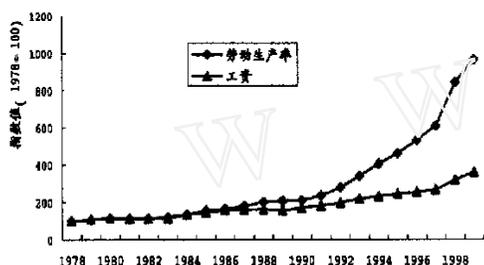


图2 工业的真实劳动生产率和真实平均工资序列

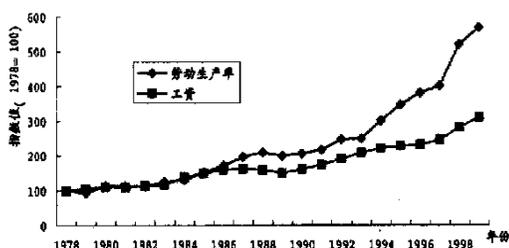


图3 建筑业的真实劳动生产率和真实平均工资序列

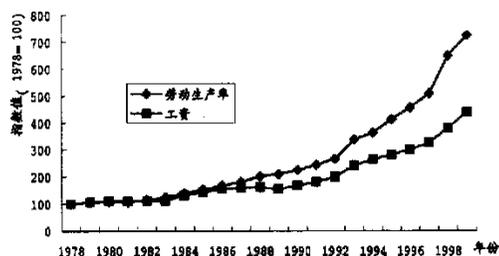


图4 交通运输仓储邮电业真实劳动生产率和真实平均工资序列

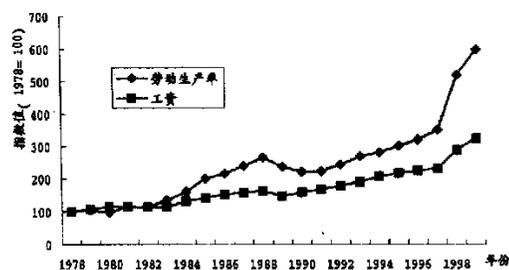


图5 批发和零售贸易餐饮业的真实劳动生产率和真实平均工资序列

有一个值得特别指出的问题。我国的统计中,报告两个人数序列,一个是从业人数序列,另外一个是在职人数序列,前者大于等于后者。严格地说,统计报告中的国内生产总

值(GDP)是所有从业人员共同创造的。因此,计算劳动生产率时,应该按照从业人数序列来计算,相应地,平均工资也应该按照这个口径来计算。然而现行的统计制度中并没有明确指出报告的职工货币工资总额是对应于全部从业人员还是仅仅对应“职工”这个口径。笔者自己对于资料的推算,认为是针对“职工”这个口径的。而与“职工”平均实际工资率数据对应的劳动生产率数据,应该是相应口径的GDP除以“职工”人数的结果。然而不幸的是,我们无法从GDP总额当中,剔除由非属于“职工”而属于“从业人员”的那部分人创造的成果。其结果,我们只能以GDP总额序列,除以“职工人数”序列。由于我们研究的是增长趋势,并不是特别关注各个变量的绝对水平值,所以,如果“从业人员”和“职工”两个时间序列各期比值稳定的话,不会对研究造成太大的影响。但是,在我们研究所涉及的几个行业中,“职工年末数”除以“从业人员年末数”的比值,基本上是呈现下降趋势的。其中,工业的比值由1978年的0.71下降为1999年的0.49;建筑业由0.73下降到0.23;交通运输仓储和邮电通信业由0.89下降为0.34;批发零售贸易和餐饮业由0.95下降为0.23。考虑到这个系统性的数据扭曲,GDP除以“职工人数”得到的劳动生产率序列,在分析的样本区间的后半期与前半期相比,后半期会系统地高估“职工”的劳动生产率。即使考虑到在前半期以冗员形式存在的隐性失业没有显性化,从而报告的人数高于实际有效人数;而在后半期因为冗员显性化等改革而使得报告的人数接近于实际的有效人数,这样的事实对于问题有一定程度的矫正,但是仍然不能从根本上扭转数据质量对于分析结果的严重影响。

这种扭曲反映在我们后面的图2至图5中,就是劳动生产率的曲线的前半期的部分应该更加高于工资,而后半期的部分应该更加接近于工资。也即图中的劳动生产率绕着中心顺时针转动之后,才接近于实际的情况。这意味着劳动生产率曲线应该更加“平坦”。综合这些可以认为,我们的最终估计结果中,由于数据质量问题,会低估工资的增长。

四、计量估计结果

基于上述数据,和前面关于模型方面的讨论,我们进行计量分析。

1 选用的计量方法

首先可资考虑的计量方法,就是普通最小二乘法。即分别对四个行业的数据进行最小二乘估计。但是,由于我们假定了各个行业之间的工资调整机制相同,所以,四个行业具有相同的模型结构。如果分别估计,就丧失了“结构相同”这个重要的信息。为此我们在估计时采用了“似乎不相关方法”。

2 估计的结果

我们运用LMDEP7.0程序对方程(5)进行了估计。估计结果摘要报告于表1。在表1中,我们除了报告 β_1 、 β_2 和 β_3 以外,还报告了根据(8)和(6)式计算得到的“劳动生产率对合意工资水平的影响系数 α_1 ”和“实际工资向合意工资的调整速度 δ ”。从表1中报告的数字来看,估计的结果比较理想,除了批发和零售贸易餐饮业的解释变量——工资滞后项 β_3 的p值比较高以外,其他所有系数的p值都非常低。

从表1中得到的主要结果是,四个行业中实际支付的工资向合意的工资水平调整的速度,由快到慢依次为:批发零售餐饮服务、交通运输仓储邮电业、建筑业和工业;而合意工资随着劳动生产率进行调整的速度由快到慢依次为:交通运输仓储邮电业、批发零售餐饮服务、建筑业和工业。

如果上面的分析成立的话,至少可以从中导出一个政策含义。尽管粗糙,但是劳动生产率可以作为劳动边际生产率的

一个近似指标。从而劳动生产率提高代表对于劳动的需求增加。按照我们的分析,劳动生产率的提高在不同的行业之间,对于工资水平的含义不一样。限于资料,我们的分析中没有把其他行业纳入进来。不过可以预期,其他的行业的工资行为,与所分析的四个行业之间,一定也存在着比较大的区别。

表 1 1978- 1999 年间指数数据分析结果

	似乎不相关方法							
	工 业		建筑业		交通运输仓储及邮电通信业		批发和零售贸易餐饮业	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
常数项(β)	104.63	.0000	83.261	.0000	61.989	.0000	67.974	.0000
劳动生产率(β)	.2484	.0000	.3723	.0000	.4966	.0000	.4178	.0000
工资滞后项(β)	.0384	.0038	.0279	.0119	.0169	.0328	.0152	.1501
劳动生产率对合意工资水平的影响系数(α)	.2583		.3830		.5051		.4242	
实际工资向合意工资的调整速度(δ)	.9616		.9721		.9831		.9848	

说明: p 值的含义是能够使原假设被拒绝的最小的显著性水平。

按照理论分析,竞争性的劳动力市场,意味着工资调整速度在行业之间不会存在重大的差别。反过来讲,由于我国的行业之间工资调整机制存在重大差别,所以可以推断,我国的劳动力市场分割状况比较严重¹⁰。这种分割或许来自劳动力的地区间流动障碍,或许来自产业间流动障碍,或许来自所有制之间的流动障碍。现实中这几方面的障碍的确存在。

要对这些结果在中国的具体含义给出令人信服的进一步的解释比较困难。首先是前面提到的数据质量问题导致的估计结果的可靠性问题;其次,我们采用的数据是加总数据,背后隐藏的各个行业内企业的所有制构成、企业面临的市场竞争状况、企业地区分布结构差异导致的要素流动性差异,以及其对于劳动力市场的影响,等等,都限制了我们进一步深入分析的空间。我们这里的分析的意义,更主要的在于所提出的概念和相应的方法论方面。

五、结束语

1. 通过全文的分析可以得到结论:由于现金流量方面的考虑,可以把工资粘性进一步分解为合意工资水平本身的调整过程中的粘性,和实际支付的工资向合意水平的调整过程中的粘性。

2. 中国经济改革的根本出路是按照当前的要素禀赋结构,调整产业和技术结构,大力发展劳动密集型的产业和技术。¹¹一个基本的条件是劳动力市场的统一化,惟其如此,才可以使要素价格真正反映要素的相对稀缺性,最终使包括国有企业在内的中国企业,在激烈的国际竞争中站稳脚跟。本文分析的结果表明,中国在统一的劳动力大市场的发育方面,还需要有更快的步伐。

注释:

关于这方面的文献介绍,无论是在国外还是在国内,都已经相当多,这里不拟花费更多的笔墨进行文献综述。有关这方面的一个简明的概要,可以参见 Rudiger Dornbusch and Stanley Fischer (1994): *Macroeconomics*, 第 8 章和 Robert E. Hall and John B. Taylor (1986): *Macroeconomics*, 第 14 章。

Marc Nerlove, *Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities*, *Agricultural Handbook*, No. 141, U. S. Department of Agriculture, 1958

我们在研究中使用的所有时间序列,都是定基时间序列,而且把基年都换算为 1978 年,即 1978 年= 100。

1999 年的年度职工工资总额得不到,所以不能按照和其他年份一样的办法得到该年度的平均职工人数。我们利用《中国统计年鉴》中的 1999 和 1998 年的年末职工人数的简单平均数,作为 1999 年的平均人数。为了适应 GDP 时间序列的行业划分,我们把职工平

均人数序列中的采掘业、加工业和公用事业企业的平均人数相加,作为工业的平均人数。

GDP 对应于企业水平的增加值,所以,我们计算的劳动生产率数据就是人均增加值劳动生产率,这个指标要比总产值劳动生产率更加符合我们的研究目的。

这里的物价指数,应该用“居民消费价格指数”。但是 1984 年以前没有报告这个指标,只报告城市居民消费价格指数和商品零售价格指数。而居民消费价格指数和商品零售价格指数两个物价指数序列的年度之间的变化,非常接近,所以我们这里的价格指数就采用商品零售价格指数。

该方法的具体原理,参见 Green, William H., *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, Inc., 1993。

有一个需要说明的问题,我们的研究把工资水平和劳动生产率都换算为 1978= 100 的指数序列。当然我们也可以进行各个数据的绝对水平序列的分析,下面说明之。

记按 1978 年价格计算的工资水平和劳动生产率为 w_{1978} 和 p_{1978} ; 其他年份为 w_t 和 p_t 。那么,我们所估计的方程(5)实际上等价于:

$$(w_t/w_{1978}) = \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1(p_t/p_{1978}) + (1-\delta)(w_{t-1}/w_{1978}) + \delta\alpha_t \quad (5.0)$$

现在对上面的方程(5.0)两边同时乘以 w_{1978} 得到:

$$w_t = w_{1978}\delta\alpha_0 + [\delta\alpha_1(w_{1978}/p_{1978})]p_t + (1-\delta)w_{t-1} + w_{1978}\delta\alpha_t \quad (5.1)$$

从中可以容易地导出绝对水平值方程的估计系数。由于是线性变换,所以系数的显著性不会改变。

由于前面提及的多种方面的数据质量问题,对于这里的结果的解释应该非常谨慎。

10 当然,由于分析涉及的样本期有相当部分处于改革刚刚起步的时候,所以实际的劳动力市场分割状况可能不如我们的结果显示的那样严重。

11 参见林毅夫、蔡昉、李周:《充分信息与国有企业改革》,上海,上海三联书店、上海人民出版社,1997;林毅夫等:《加入 WTO 与国有企业改革》,载《管理世界》,2001(2)。

参考文献:

1. Akerlof, George A. and Janet L. Yellen, 1985. A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia, *Quarterly Journal of Economics*, Supplement, 1985.
2. Dornbusch, Rudiger and Stanley Fischer, 1994. *Macroeconomics* McGraw-Hill, Inc., 1994.
3. Greene, William H., 1993. *Econometric Analysis* Prentice-Hall, Inc., 1993.
4. Gujarati, Damodar N., 1995. *Basic Econometrics* Third Edition, McGraw-Hill, Inc., 1995.
5. Hall, Robert E. and John B. Taylor, 1986. *Macroeconomics: Theory, Performance and Policy*, W. W. Norton & Company, Inc., 1986.
6. Lin, J. Y., Cai, F., and Li, Z., 1998. Competition, Policy Burdens, and State-Owned Enterprises Reform. *American Economic Review*, Vol 88(2), pp. 422-427, 1998.
7. Mankiw, Gregory N. and David Romer (ed), 1991. *New Keynesian Economics* Vol 2, Cambridge: MIT Press, 1991.
8. Nerlove, Marc, 1958. Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other Commodities, *Agricultural Handbook*, No. 141, U. S. Department of Agriculture, 1958.
9. Taylor, John, 1980. Aggregate Dynamics and Staggered Contracts. *Journal of Political Economy*, Feb., 1980.
10. 国家统计局, 1995:《中国劳动统计年鉴(1995)》,北京,中国统计出版社, 1995。
11. 国家统计局, 1999:《中国劳动统计年鉴(1999)》,北京,中国统计出版社, 1999。
12. 国家统计局, 2000:《中国统计年鉴(2000)》,北京,中国统计出版社, 2000。
13. 林毅夫、蔡昉、李周, 1997:《充分信息与国有企业改革》,上海,上海三联书店、上海人民出版社, 1997。
14. 林毅夫、蔡昉、李周, 1999:《中国的奇迹:发展战略和经济改革》(增订版),上海,上海三联书店、上海人民出版社, 1999。
15. 林毅夫、刘培林, 2001:《加入 WTO 与国有企业改革》,载《管理世界》, 2001(2)。
16. 刘培林、宋湛, 2001:《中国国有和集体企业工资调整机制的比较》,载《管理世界》, 2001(5)。

(作者单位: 北京大学中国经济研究中心 北京 100871
首都经济贸易大学劳动经济学院 北京 100000)
(责任编辑: N)