

经济转轨与劳动供给行为变化：理论、实证及含义^{*}

陆铭 葛苏勤

(复旦大学经济学系 200433)

一、引言

在改革以前，各个转轨经济国家普遍有着畸高的劳动参与率，这种现象在改革以后有所变化。¹就我国而言，居民的劳动供给行为自改革以来也发生了巨大的变化。一方面，农村人民公社制度的解体和非农产业的发展对农户劳动供给行为产生了重大影响(陆铭，1998)，另一方面，城镇就业体制的改革也影响着城镇居民的劳动供给行为。为什么在无外在强制力的情况下各个转轨经济国家在改革前都会有畸高的劳动参与率？转轨时期劳动供给行为的变化究竟受到哪些因素的影响？为这些问题找到具有选择性微观基础的答案，并从实证角度找到数据支持是转轨经济学和劳动经济学研究的重要课题。

我国当前的就业体制具有经济转轨时期特有的“二元”特征(李实，1997；陆铭等，1998b；陈钊等，1998)。而就业体制向一元化的市场就业体制转轨的进程，则对我国未来城镇失业率的变化趋势有着重要的影响(袁志刚等，1998b；1998c)。就业体制完全市场化的时机取决于我们何时能够将总体失业率控制于社会所能承受的水平之下，而从数量上估测未来城镇劳动力供给变化则是把握失业率变化趋势的基础工作。在劳动力资源总量受到一定控制的情况下，预测转轨过程中劳动供给行为的变化趋势就成为预测未来劳动力供给数量的关键。²

本文首先用劳动参与率的时序数据，以及劳动参与率数据横向的国际比较，展现我国改革以来城镇劳动者劳动供给行为的变化情况。之后，我们将从理论和实证两个方面剖析影响我国城镇劳动者劳动供给行为变化的诸种因素。我们的研究证明了经济体制转轨对城镇劳动者劳动供给行为的影响，并为预测今后劳动供给行为的变化趋势提供了依据。

^{*} 本文作者感谢复旦大学经济学系袁志刚先生的指导。感谢复旦大学经济学系宋铮先生促使我们对本文的主题进行深入的理论分析，并感谢他的一些富有启发性的评论以及在文献收集方面所提供的帮助。

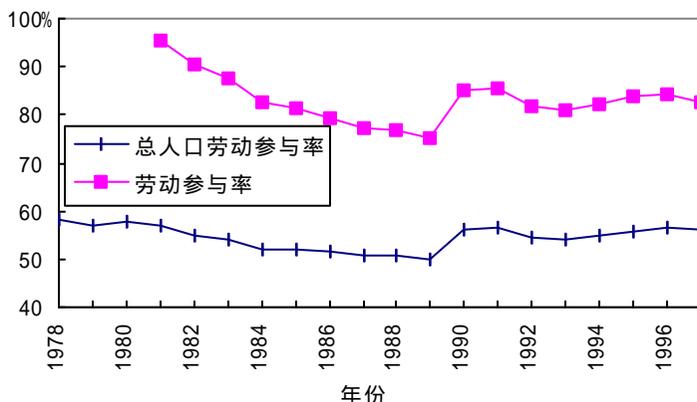
¹ 以俄罗斯为例，1992-1994年间，该国劳动参与率就下降了4.2个百分点(Commander and Yemtsov, 1997)。

² 劳动力需求的变化是决定失业率变化趋势的又一关键因素。劳动力的需求是与经济增长速度、经济增长吸纳就业的能力等因素有关的变量，在转轨时期，这些因素的变化规律性较弱。特别是大量隐性失业的存在使得我国的从业人员数据并不能反映我国经济真实的劳动力需求，使劳动力需求的预测变得非常困难(陆铭等，1998a)。

二、经济转轨对劳动供给行为的影响：理论分析

劳动参与率是用来反映居民的劳动供给行为的主要统计指标。在改革以来的二十年间，我国城镇的劳动参与率总体上呈现出缓慢下降的趋势，但目前仍然处于较高的水平上(见图一所示的我国城镇劳动参与率时序数据，以及表1中一些代表性国家的劳动参与率比较)。用总人口劳动参与率指标衡量，也显示出我国的劳动参与率大大高于其他国家的水平。改革开放之初，我国城镇总人口劳动参与率为58.2%，经过近二十年的发展变化，1997年这一指标仍达56.17%。而同一指标在发达国家约为40%，在发展中国家仅为30%。¹

转轨经济国家在改革前实行的是以“统包统配”为特征的计划就业体制，由政府部门负责给每一个愿意劳动的人安排一份工作。在这种制度下，各个转轨经济国家都具有畸高的劳动参与率，改革以后，转轨经济国家的劳动参与率均有所下降，但数据并不能告诉我们是什么因素导致了劳动参与率的下降。因此，我们提出如下假说：计划就业体制向市场化就业体制的转轨是导致劳动参与率下降的主要因素。这看似一个显而易见的命题，但为什么一部分劳动者会在改革前“选择”就业，而在改革后“选择”了退出劳动力市场却是一个耐人寻味的问题。下面我们就以我国的体制转轨过程为研究对象，从理论和实证两个方面验证这一假说，并得出一系列有关转轨时期劳动供给行为变化的结论。



图一：改革以来城镇(总人口)劳动参与率的变化

数据来源：历年的《中国统计年鉴》，中国统计出版社。

注：①我们以从业人员数据作为就业人口数据，以登记失业人数作为失业人口数据，以15-64岁人口比例乘以城镇总人口数近似地作为城镇劳动年龄人口

¹ 有时，出于数据计算简便的考虑，经济学家们也使用总人口劳动参与率指标来替代劳动参与率指标，劳动参与率指的是“经济活动人口”在劳动年龄人口中的比例，而总人口劳动参与率是“经济活动人口”在总人口中的比例。其中，“经济活动人口”为就业人口与失业人口数量之和。他国的数据参见《劳动报》1998年1月21日。

数据。

②由于缺少1980年以前的15-64岁人口比例数据，我们没有计算这几年的劳动参与率。

③1990年劳动参与率和总人口劳动参与率均有较大幅度的升高，这主要是因统计口径发生了变化，我们将在本文的第三部分对此作出详细的说明。

表1: 1995年世界各国劳动参与率的比较

国家	巴基斯坦	韩国	印度	日本	法国
劳动参与率(%)	55.29	58.75	61.58	68.56	70.01
国家	德国	美国	泰国	波兰	中国
劳动参与率(%)	72.23	72.87	76.43	77.45	88.27

注：①表中数据根据《世界经济年鉴1997》(中国社会科学出版社)第850页有关数据计算而成。

②表中劳动参与率为15-64岁年龄组中“经济活动人口”的比例，其中包括了军队人员和失业者。由于数据为全国总体数据，因此中国数据与图一中所示的1995年中国城镇劳动参与率稍有差异。

1、计划体制下的劳动供给行为

即使在计划就业体制下，也几乎没有外在强制力使得劳动者必须选择就业，因此我们将劳动者的劳动供给行为理解为劳动者在收入和闲暇之间进行理性选择的结果，并试图为解释劳动供给行为的变化建立选择性微观基础。为此，我们假定劳动者具有如下形式的效用函数：

$$U = I^a (T - L)^{1-a} \quad (0 < a < 1) \quad (1)$$

式中， U 表示效用， I 表示收入， T 表示劳动者可支配的最大时间， L 为劳动者的劳动时间，相应地， $(T-L)$ 就表示劳动者的闲暇时间。

进一步地，我们可以用(2)式表示一个就业者收入的组成，即：

$$I = I_U + \underline{w} + w(L - L_0), \text{ 当 } L \geq L_0 \text{ 时}, \quad (2)$$

在(2)式中， L_0 表示改革前企业对劳动者最低的劳动要求(例如准时上班)， w 表示就业后的单位工资， \underline{w} 表示企业为就业者支付的最低工资，所以 $\underline{w} + w(L - L_0)$ 表示的就是劳动者的就业收入。(2)式中的 I_U 表示的是劳动者的非就业收入(如财产收入等)。现在我们来考虑第一类劳动者的行为，这类劳动者的劳动时间超过了企业的最低劳动时间要求，这时他将在(2)式的约束下追求效用最大。由此，我们可获得如下—阶条件：

$$L = aT + L_0(1 - a) - \frac{(I_U + \underline{w})(1 - a)}{w} \quad (3)$$

实际上，(2)式表示的就是这类劳动者的劳动供给函数。相应地，这类劳动者的效用水平可以表示为：

$$U = I_{\max} a^a \left(\frac{1-a}{w} \right)^{1-a} \quad (4)$$

其中, I_{\max} 的含义是如果劳动者将所有时间用于劳动, 可获得的最大收入水平, 即:

$$I_{\max} = I_U + \underline{w} + w(T - L_0) \quad (5)$$

进一步地, 根据(3)式, 我们可以得到如下几个有意义的关系式:

$$\frac{\partial L}{\partial a} > 0, \quad \frac{\partial L}{\partial w} > 0, \quad \frac{\partial L}{\partial L_0} > 0, \quad \frac{\partial L}{\partial \underline{w}} < 0$$

这几个关系式的经济学含义是非常明显的。首先, 劳动者对收入偏好越大, 愿意提供的劳动就越多。其次, 如果企业提高劳动者的单位工资和最低劳动要求, 或降低就业者的最低工资, 则该类劳动者都将增加自己的劳动时间。我们发现, 就业体制的改革正是沿着这样的路径进行的, 所以, 至此我们实际上已经证明, 改革将促使部分就业者增加劳动供给, 从而增进企业的经济效率。但对于劳动者而言, 其改革前后的效用水平之间的大小却是不定的。改革使得一些较偏好收入(劳动)的劳动者效用提高, 却使一些较偏好闲暇的劳动者效用降低(当然也存在改革前后效用水平不变的劳动者), 从而使就业体制改革成为一种卡尔多式的改革。

我们所考虑的第二类劳动者恰好处于临界状态, 他们只供给了企业所要求的最低劳动时间。我们在(3)式的基础上, 令 $L=L_0$, 可以求得反映这类劳动者对收入偏好的 a 值, 即:

$$a = \frac{I_U + \underline{w}}{I_{\max}} \quad (6)$$

从(6)式我们可以清楚地看到, 临界状态的劳动者对于收入的偏好实际上就是一个企业内的收入差距指标, 即一个劳动者仅供给 L_0 时所得收入与供给 T 时所得收入之比。此外, 我们还可以看到, $\frac{\partial a}{\partial \underline{w}} > 0$, $\frac{\partial a}{\partial I_{\max}} < 0$ 。改革后企业内收入差距拉大, I_{\max} 有所上升, 而 \underline{w} 有所下降, 所以临界状态的劳动者对闲暇的偏好高于改革前, 也就是说, 改革激励了一些较偏好收入的劳动者超过企业的最低劳动要求供给劳动。

除了以上两类劳动者以外, 还有一部分劳动者在改革前就已经选择退出劳动力队伍。这时, 由于劳动者不愿提供企业要求的最低劳动时间($L < L_0$), 他将只能获得非就业收入 I_U , 其效用水平可以表示为:

$$U_U = I_U^a T^{1-a} \quad (7)$$

现在我们来研究怎样的劳动者会选择退出劳动力队伍, 从而揭示为什么在传统的计划就业体制下各国都会有畸高的劳动参与率。当一个劳动者考虑选择就业还是失业时, 他将在就业的效用水平 U 和失业的效用 U_U 水平之间进行比较。由此, 我们可以定义下式:

$$b = \frac{U}{U_U} = I_{\max} \left(\frac{1-a}{Tw} \right)^{1-a} \left(\frac{a}{I_U} \right)^a \quad (8)$$

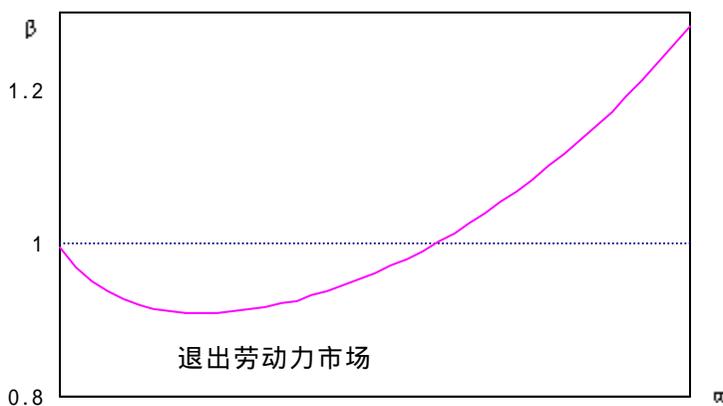
由于式中除 a 之外的一系列变量均为外生给定的，因此， b 可视为 a 的函数。显然，当 b 的值小于 1 时，劳动者将选择退出劳动力市场；而当 b 的值大于 1 时，该劳动者就会选择就业。劳动者的选择取决于他的偏好，即 a 的值。因为数学上 $b \leq 1$ 这一不等式是无法解出解析解的，所以为了了解满足 $b \leq 1$ 的 a 值域的性质，我们作如下的数学处理。首先，根据(8)式可求出：

$$\frac{db}{da} = b \left(\ln \frac{a}{I_U} - \ln \frac{1-a}{Tw} \right) \quad (9)$$

令 $\frac{db}{da} = 0$ ，可解出 $a^* = \frac{I_U}{I_U + wT}$ ，相应的 $b^* = \frac{I_{\max}}{I_U + wT}$ 。容易证明，当

$a < a^*$ 时， $\frac{db}{da} < 0$ ；当 $a > a^*$ 时， $\frac{db}{da} > 0$ 。由此我们可以判断， $b = f(a)$ 这

一函数的图像为 U 型(见图二)。由于函数图像为 U 型， b^* 为函数图像的最低点，因此 $b^* \leq 1$ 是 $b \leq 1$ 有解的充分必要条件，根据 b^* 的表达式，我们可以解出这一条件等价于 $w \leq wL_0$ ，这意味着一个劳动者工作 L_0 时所得收入还不足以弥补他以单位劳动收入作为衡量尺度的闲暇损失。我们知道，改革前企业实行的是“大锅饭”体制，最低工资(w)相对而言较高，而单位工资(w)和最低劳动时间要求(L_0)均较低，使得 b^* 的值接近于 1，从而满足 $b \leq 1$ 的 a 值域很小，也就是说，很少有人会选择退出劳动力市场。这样我们就说明了为什么在传统体制下会有劳动参与率畸高的现象出现。



图二

注：此图为一示意图。与此图相对应的一些外生变量的取值使得 $b \leq 1$ 有解，并且当 $a < a_0$ 时，均有 $b < 1$ 成立。为了突出图像的形状，我们对 a 作了范

围为(0, 0.4]的取值。

2、体制转轨时期的劳动供给行为

接下来我们再来考虑就业体制改革以后一些劳动者劳动供给行为的变化情况。在我们模型的分析框架内，我们将改革以后就业体制的变化表述为：(1)最低劳动时间要求提高；(2)仅供给企业最低劳动时间要求时的最低工资有所下降¹；(3)就业时的单位工资升高，“多劳多得”有了更为实质性的体现；(4)失业者在一定时期内可以领取一定量的失业救济金 I_{U1} 。

对一个劳动者来说，他需要在就业与失业给其带来的效用之间进行比较，从而决定其是否参与劳动。如果他选择就业，那么当他达到效用最大时，有类似于(4)式的(10)式成立：

$$U' = I_{\max}' a^a \left(\frac{1-a}{w'} \right)^{1-a} \quad (10)^2$$

其中， $I_{\max}' = I_U + \underline{w}' + w'(T - L')$

当他失业时，他的效用水平为：

$$U_{U1} = (I_U + I_{U1})^a T^{1-a} \quad (11)$$

但失业救济金的领取是有一定时限的，³如果一个失业者选择永远失业(退出劳动力市场)，那么他的效用水平最终为：

$$U_U' = I_U^a T^{1-a} \quad (12)$$

因此，当一个劳动者考虑选择就业还是失业时，他将在就业的效用水平 U' 和退出劳动力市场的效用水平 U_U' 之间进行比较。由此，我们可以定义下式：

$$b' = \frac{U'}{U_U'} = I_{\max}' \left(\frac{1-a}{Tw'} \right)^{1-a} \left(\frac{a}{I_U} \right)^a \quad (13)$$

与我们前文的分析相类似，当 b' 的值小于 1 时，劳动者将选择退出劳动力市场，从而导致劳动参与率下降；而当 b' 的值大于 1 时，该劳动者就业会选择就业。劳动者的选择取决于他的偏好，即 a 的值。容易证明，由于改革以后最低工资有所降低，而单位工资和最低劳动时间要求均有所升高，必然使得 $b'^* < b^*$ 成立，同时使得满足 $b' \leq 1$ 的 a 的值域很可能大于满足 $b \leq 1$ 的 a 值域。这里我们运用数学

¹ 这里我们从体制变革的角度来讨论企业最低工资的变化，因此我们不考虑最低工资在改革过程中随整体收入水平的提高而同步提高的情况，而把这种情况作为收入增长因素在后文中加以考虑。

² 这里，我们假定了改革前后劳动者非就业收入 I_0 不变。上标“'”表示改革后的变量值。

³ 显然，如果失业救济制度没有一定资格期限规定，就会有一部分偏好闲暇的人始终选择失业，骗取失业救济金。这就是失业救济制度的资格期限规定的意义所在。

软件对改革后的外生变量作一些可能的取值,并找出令 $b'=1$ 的 a 值(结果如表 2 所示),结果表明 a 的临界值最小也有 0.19。当然,严格地来说,由于我们无法确切地知道改革前后一些外生变量的取值,因此无法对改革前后的情况作精确的比较。¹ 因此,本文的这一部分说明了改革导致更多的人退出劳动力市场的可能性很大,而是否确实如本文所提出的假设那样,体制转轨本身导致了劳动参与率的下降,我们将在本文的第三部分中通过计量分析来加以说明。

表 2: 各种外生变量的取值及 a 的临界值

I_U	w'	w	T	L'	a 的临界值($b'=1$)
10	10	10	10	2	0.24
10	12	12	10	3	0.3
8	10	10	10	2	0.21
10	8	10	10	2	0.26
7	10	14	10	2	0.19
7	10	14	10	4	0.32

注:我们对外生变量的取值均满足 $I_U + w' < w' L'$ 这一条件,这意味着当 a 小

于其临界值时,一定有 $b' < 1$ 成立。

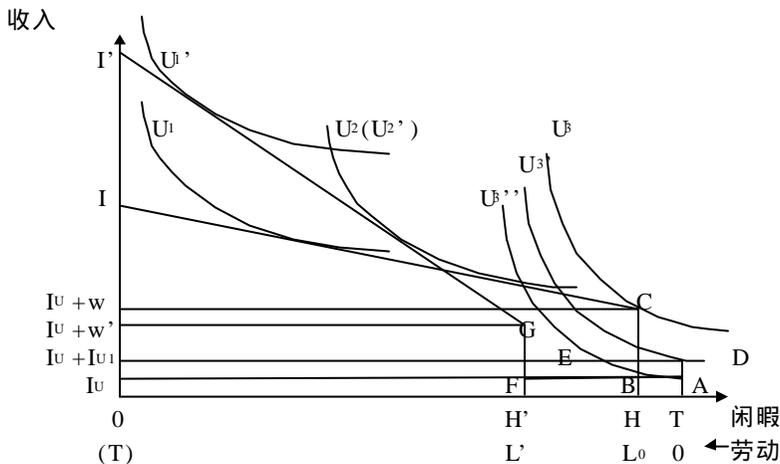
3、体制转轨对劳动供给行为影响的图解

以上我们用数学方法所揭示的部分结论用图示法更加易于理解。在图三中,纵轴表示收入 I ,横轴由左至右表示闲暇,由右至左表示劳动, T 为劳动者可以支配的最大时间。曲线 $TABCI$ 表示的是改革前劳动者所面对的“预算线”。这条线的含义是,在计划就业体制下,如果劳动者不劳动,则只能获得少量的非就业收入(I_U)。但是,只要劳动者愿意提供很少量的劳动 L_0 ,政府部门就会给他安排一份工作,并可以得到企业的最低工资 $BC(w)$ 。这条线 CI 段的斜率很小,这意味着企业的单位劳动收入水平较低。曲线 $TDEGI'$ 表示的是改革后劳动者所面对的“预算线”。这时,如果劳动者失业,则获得与改革前相同的非就业收入加上政府发放的失业救济金(I_{U1})。由于失业救济金有资格期限,当他失去领取失业救济金的资格时,选择失业就只能获得非就业收入 I_U ,“预算线”变为 $TAFGI'$ 。但是,劳动者要取得更高的收入水平则必须提供比改革前最低劳动要求高得多的劳动量 L' 。改革以后,企业内的工资差距有所拉大,最低收入降低至 $FG(w')$,而单位劳动收入则有所提高。表现在图三中, FG 要小于 BC ,而 GI' 段的斜率要大于 CI 段的斜率。

在图三中我们表示出了一些典型的劳动者改革前后劳动供给行为的变化。第一类劳动者是较偏好劳动的,他在改革后增加了劳动供给,收入水平也有所提高,效用水平也从 U_1 提高到 U_1' 。第二类劳动者较偏好闲暇,改革后他从原来选择供给 L_0 劳动转而选择享受充分的闲暇,从而成为失业人员,并领取失业救济金,在这一过

¹ 不能作出精确比较的原因是当外生变量发生变化时,函数图像发生了变化,验证了 $b'^* < b^*$,

程中他的效用水平从 U_3 下降到 U_3' 。由于失业救济金有资格期限，如果他在失去领取失业救济金的资格后选择继续失业，就退出了劳动力队伍，从而使得劳动参与率下降，同时其效用水平也进一步下降为 U_3'' 。 $U_2(U_2')$ 曲线表示的是改革前后劳动者劳动供给增加，但效用水平不变的情况。¹



图三：就业体制转轨与劳动者劳动供给行为变化

经济体制的转轨既表现为公有制经济内部的体制转轨，又表现为非公有制经济快速发展的过程，相应地，图三也可理解为在市场化的改革中，一个劳动者由公有制部门转向非公有制部门就业时劳动供给行为的变化。体制转轨因素对劳动参与率影响的分析也同样适用于分析家庭劳动供给行为的变化。郑也夫(1995)曾指出，在传统的就业体制下，政府通过实行两性间的平等就业，以一种强大的行政力量人为地抹去了男性与女性在生理与心理等方面天然存在的差距，同时也就干扰了家庭中的正常分工。实际上，在自由市场经济体制下，一部分妇女退出劳动力市场，从事家务劳动，或在特定的年龄段在家抚养孩子，是家庭内部成员合理分工，达到家庭满足程度最大的一种选择。²随着我国就业体制的市场化，上文中的分析也能够解释一部分妇女退出(或在特定年龄段退出)劳动力市场的现象。

4、其他因素对劳动参与率的影响

在经济转轨时期，除了体制转轨因素以外，一些在市场经济国家影响劳动供给行为的因素在我国也同样可能存在，主要包括以下一些方面：

(1)收入增长因素。收入因素对劳动参与率的影响有两方面。首先，劳动者单位就业收入的增加会加大闲暇的机会成本，从而诱使一些原来没有加入就业队伍的

只能说明满足 $b' \leq 1$ 的 a 的值域很可能(但不是一定)大于满足 $b \leq 1$ 的 a 值域。

¹ 第三类劳动者在改革前就选择了退出劳动力市场，出于简明，我们没有将这种情况在图中表示出来。

² 家务劳动不计入市场劳动供给，因此被作为家庭的“闲暇”，而在一个家庭中，妇女更加容易表现为“较偏好闲暇”者。

人开始选择工作，促使劳动参与率提高。特别是对于一些家庭收入水平不高的人来说，收入因素是增加劳动供给的因素。这种影响是收入增长对劳动供给的“收入效应”。另一方面，收入的增加又使一些家庭收入水平较高的劳动者退出劳动力队伍，从而降低劳动参与率。这种影响是收入增长对劳动供给的“替代效应”。

(2)产业调整因素。在60-70年代西方各国的高速增长时期，各国第三产业的增长较快，从而产生了大量的劳动力需求，特别是有很多第三产业的职业比较适合由女性来从事，在这期间女性劳动参与率普遍提高，从而带动了发达国家总体劳动参与率的上升(袁志刚，1997)。在我国，改革开放之后第三产业的发展也非常迅速，同样也可能吸引女性劳动力加入就业大军，从而提高劳动参与率。从另一角度来说，我国的产业结构调整速度非常快，三产的发展有相当大的一部分是由金融、贸易、信息、房地产等资本和知识密集型的产业所带动的。但从劳动力相对过剩的一产和二产中转移出来的劳动力又不能满足这些新兴三产发展的需要，这就使大量知识和技能水平较低的劳动力难以在产业结构调整过程中顺利实现就业，从而退出劳动力队伍，降低劳动参与率。

(3)教育发展因素。随着知识和技能在一国经济发展中的作用越来越重要，劳动年龄人口中受教育者的比例将有所升高，这也是经济发展水平提高的一个重要表现。在我国的城镇，受教育者的比例升高表现在两方面，一是青年人接受高等教育的人数和比例进一步提高，二是接受职业教育和成人教育的人也越来越多。目前我国已开始在全国部分城市实行就业预备制度的试点，主要对适龄青年进行三年左右就业前的职业培训。受教育者的比例升高，也成为使得劳动参与率下降的重要因素。

以上这些因素对劳动参与率作用的方向和大小需要进一步通过计量的方法加以确定。

三、各种因素对劳动参与率变化的影响：实证分析

为了确切地了解体制转轨、产业调整、收入增长以及教育发展等因素对我国城镇劳动参与率作用的方向和大小，我们构造了如下的回归方程：

$$LFPR = a_0 + a_1 ID + a_2 T + a_3 IN + a_4 EDU + a_5 DUM + m$$

其中， $LFPR$ 是城镇劳动参与率， $a_i (i = 0, \dots, 5)$ 分别为常数项和各解释变量的系数， m 为随机扰动项，其他符号表示的是回归方程的解释变量。下面我们对各解释变量的含义和指标选取进行说明。

1、市场化进程指标 ID 。

李实等人(1998)的研究证明，经济体制转轨是造成我国居民收入差距扩大的重要原因。很多文献采取基尼系数指标说明了，在转轨经济国家，收入差距扩大是一个普遍存在的现象(World Bank, 1996; Rimashevskaya, 1997; 赵人伟、李实, 1997)。我们前面的理论分析同样表明，经济体制转轨改变了原有的个人收入的决定机制，从而使收入差距扩大，而收入差距的扩大又会影响劳动者的劳动供给行为，因此我们用收入差距指标作为解释变量来分析经济转轨因素(即市场化进程)对我国城镇劳

动参与率的影响。*ID* 的定义如下：

$$ID = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n x_i p_i}{(x_1 + x_n) / 2}$$

其中 x_i ($i = 1, 2, \dots, n$) 表示某一年从低到高不同收入组别的城镇居民全部年收入， p_i 表示不同收入组别居民所占的百分比，因此 *ID* 实际上反映了加权平均收入与最高、最低收入的平均数之间的差距，这一差距越大，*ID* 的值就越大，表示居民收入差距越大。¹

2、反映产业结构调整指标 *T*。

T 是第三产业占 GDP 的百分比。产业结构调整最突出的表现就是第三产业的发展，这不仅使劳动需求的总量发生了变化，更为重要的是使劳动需求的结构发生了显著的变化。

3、收入指标 *IN*。*IN* 是剔除了物价因素的城镇居民全部年收入。

4、教育发展指标 *EDU*。这里我们选取了普通高等学校在校人数来反映教育的水平。

5、虚拟变量 *DUM*。这是由于中国国家统计局对就业人口的统计先后有两种不同的口径而设定的(胡鞍钢，1997)。我们使用的从业人口统计数据，1990 年以前是按经常性劳动人口统计得出的，这种统计口径把常年从事社会劳动的人规定为就业人口，并以 16 岁作为就业人口的初始年龄。而 1990 年以后各年统计的从业人员数是依据 1990 年全国人口普查资料推算的。按人口普查规定，凡在普查时点前一个月内从事社会劳动累计 16 天或以上的人就算是就业人口，而且 15 岁是就业人口的初始年龄。为了消除因统计口径变化而引起的数据非正常变动，我们引入了虚拟变量 *DUM*，其定义如下：

$$DUM_t = \begin{cases} 0 & t < 1990 \\ 1 & t \geq 1990 \end{cases}$$

根据上述回归方程，我们选取 1985-1997 年的有关数据进行回归(结果见表 3)。² 回归结果显示，变量 *EDU* 的系数为一负值，验证了我们对教育发展会降低劳动参

¹ 我们对 *ID* 的计算是基于历年《统计年鉴》对城镇居民收入水平的抽样调查。1985 年以后，城镇居民按收入水平由低至高共分为 7 组，依次分别占总样本的 10%、10%、20%、20%、20%、10% 和 10%。

² 我们所用的数据均取自历年的《统计年鉴》。之所以放弃 1978-1984 年间的的数据，有三点原因：(1) 70 年代末 80 年代初大量知青返城就业，可能导致城镇人口年龄结构的迅速变化，降低城镇劳动参与率变化的规律性，而到 80 年代中期这一因素的影响基本得以消除；(2) 我国 1978 年开始的经济体制改革最初开始于农村，城市的全面改革开始于 80 年代中期，因此考察体制转轨因素对城镇劳动参与率的影响也以从 80 年代中期开始为宜；(3) 用来计算 *ID* 的城镇居民收入水平的抽样调查数据在 1985 年前后使用的分组方法是不一样的，数据缺乏可比性。

与率的判断。但是回归结果显示，该变量系数太大，夸大了教育发展对劳动参与率变化的影响¹，同时变量的t检验值也不高。于是我们删去了教育这一解释变量，得到第二个回归结果，从中可以看到，总体上来说收入增长因素在转轨时期对劳动参与率有微弱的正的影响，由此可以判断，我国仍属于一个收入水平较低的国家。但由于收入变量的系数很小，t检验值也不高，我们删去了这一解释变量并得到了第三个回归结果。²回归的结果表明，我国劳动参与率变动对于收入差距变动非常敏感，而产业结构的调整(三产的发展)也是一个使得劳动参与率下降的因素。这样，我们就从实证的角度证明了本文第二部分所提出的假说。

表3：1985~1997年间诸因素对城镇劳动参与率的影响的回归结果

	(1)LFPR *	(2)LFPR	(3)LFPR
$C(a_0)$	114.66890 # (14.639448)	114.51898 (15.679933)	116.65980 (16.415370)
$ID(a_1)$	-114.72423 (-2.5444278)	-117.36901 (-2.9328403)	-77.988785 (-4.4968706)
$T(a_2)$	-0.9039518 (-3.5013782)	-0.9082507 (-3.7678818)	-1.0215451 (-4.6496419)
$IN(a_3)$	0.0052259 (0.6506298)	0.0039444 (1.0893459)	—
$EDU(a_4)$	-0.0077325 (-0.1819522)	—	—
$DUM(a_5)$	9.7293039 (608314543)	9.8646938 (8.6638554)	10.398605 (10.014846)
调整的 R^2	0.896957	0.909411	0.907532
回归的标准差	1.052957	0.987277	0.997464
D-W 检验值	2.122746	2.100021	2.043241
F 检验值	21.89124	31.11657	40.25818

注：* 此处括号内的数字表示回归结果的次序。

这是变量的系数，下面括号中的数值为t检验值。

四、结论、启示及政策含义

¹ 从理论上来说，增加一个受教育劳动年龄人口，等量地减少一个劳动供给，而根据回归结果的系数计算，则每增加一个受高等教育劳动年龄人口，约减少100个劳动供给。

² 通过计算简单相关系数矩阵，可知ID、EDU、IN这三个变量之间存在多重共线性问题，因此删去两个t检验值较小的变量是合理的，而且模型的各项指标都有所改进，表明回归结果趋于理想。运用斯皮尔曼(Spearman)秩序相关系数检验可证明，第三个回归结果的模型不存在异方差问题。此外，D-W值显示该模型无自相关问题。运用F检验可证明该模型变量间无多重共线性问题。

通过本文的理论分析和经验验证,我们所得到的最为重要的结果是验证了我们针对经济体制转轨对于劳动供给行为影响所提出的假说。同时我们还验证了,第三产业的增长是导致劳动参与率下降的另一个原因,我们认为这主要是因为我国三产的发展很大程度是由一些资本和知识密集型产业带动的,新兴第三产业的发展固然增加了对有知识有技能的劳动力的需求,但对一产和二产中游离出来的低技能劳动者的需求有限。此外,我们的计量结果还表明,收入水平的提高是导致劳动参与率上升的因素,而教育的发展是导致劳动参与率下降的因素,但这两个因素的显著性均较微弱。

我们对于劳动供给行为的研究并不只限于劳动参与率,本文模型对于体制转轨过程的模拟说明了,我国的就业体制改革对偏好收入(劳动)者具有激励的作用,而对偏好闲暇者则有惩罚作用,从而使改革具有“卡尔多改进”的性质。同时,就整个社会而言,改革过程中选择就业的劳动者供给的劳动时间普遍有所提高,从而提高了劳动力的使用效率,¹但也使一些偏好闲暇的劳动者效用水平有所下降。

本文的理论分析和实证分析为预测今后我国城镇劳动参与率的变化趋势提供了基础。在人口总量增长受到控制的情况下,劳动参与率将直接决定我国劳动力的供给规模。从今后的发展趋势来看,本文分析的各种影响劳动参与率的因素仍将继续发生作用。在今后的一段时间内,随着分配制度改革的深化,非工资收入在居民个人收入中所占的比重有上升的趋势,资本收入、经营风险收入的增长可能进一步扩大居民之间的收入差距。国有企业改革和非公有制经济的发展也会导致不同劳动者收入水平的分化。因此,总地来看,体制转轨因素仍将使城镇居民的收入差距拉大,从而使得劳动参与率进一步下降。²此外,劳动力市场的竞争有利于提高人力资本的回报率,从而促使更多的人接受教育和培训,这也符合经济发展对劳动者素质所提出的要求。教育的发展,尤其是对青年人、低技能劳动者和失业者的教育和职业培训,既能够提高劳动者的素质,又能够有效地降低劳动参与率从而缓解就业压力。

通过本文的实证分析,我们发现,我国第三产业的发展也是促使城镇劳动参与

¹ 这里我们还能够得到一个关于我国经济增长方式转变问题的启示。前些年,经济学界对改革以来我国的TFP(或劳动要素的生产率)是否在增长存在着一些争论(Chen et al., 1988; Chow, 1993; Dollar, 1990; Hu et al., 1997; Jefferson et al., 1992, 1996; Woo et al., 1994)。从其中持肯定观点的文献来看,似乎我国自改革以来的经济增长一直是以提高要素生产率为特征的集约型增长,而不仅是依靠投入要素增长实现的粗放型增长。Hu et al. (1997)认为以劳动力数量作为计量单位来计算TFP(或劳动要素的生产率)可能会高估这些指标的实际增长率,本文的模型从理论上证明了这一点。因此,在转轨时期提出实现经济增长方式的转变似乎仍有重大的现实意义。

² 虽然有数据显示我国当前的基尼系数已经超过美国(杨宜勇, 1997),但城乡间和地区间收入差距的扩大对此起到了很重要的作用(课题组, 1997; 李实等, 1998),而就地区内部而言,收入差距仍有进一步扩大的可能性。

率下降的因素。我们认为这主要是因为大量从一、二产业游离出来的非技能劳动者无法适应一些资本、知识密集型新兴产业的需要，于是在产业结构调整过程中不得不退出劳动力市场。我国发展劳动密集型服务行业仍大有潜力(袁志刚等，1998a)，政府部门应该积极帮助低技能劳动者转变就业观念，鼓励与人民生活息息相关的服务行业(尤其是社区服务业)采取灵活多样的就业形式，同时给予资金、技术等多方面的支持，增加第三产业吸纳就业的能力。

参考文献:

- 陈钊、陆铭，1998，《二元体制下的劳动力就业选择及其对经济效率的影响》，载《上海经济研究》1998年第12期。
- 国务院研究室课题组，1997，《关于城镇居民个人收入差距的分析和建议》，载《经济研究》1997年第8期。
- 胡鞍钢，1997，《中国就业状况分析》，载《管理世界》1997年第3期。
- 李实、赵人伟、张平，1998，《中国经济转型与收入分配变动》，载《经济研究》1998年第4期。
- 陆铭，1998，《制度变迁与农村隐性失业》，载《世界经济文汇》1998年第1期。
- 、陈钊，1998a，《上海市吸纳就业能力的计量分析》，载《上海经济研究》1998年第4期。
- 、，1998b，《就业体制转轨过程中的渐进改革措施——国有企业二层次内部劳动力市场的效率改进》，载《经济研究》1998年第11期。
- 袁志刚，1997，《失业经济学》，上海三联书店，上海人民出版社1997年9月。
- 、陆铭，1998a，《隐性失业论》，立信会计出版社1998年1月。
- 、，1998b，《上海市“九五”至2010年就业趋势研究》，载《上海经济研究》1998年第6期。
- 、，1998c，《对我国城镇失业率变动趋势的理论推断》，载《天津社会科学》1998年第5期。
- 赵人伟、李实，1997，《中国居民收入差距的扩大及其原因》，载《经济研究》1997年第9期。
- 郑也夫，1995，《代价论——一个社会学的新视角》，生活·读书·新知三联书店。
- Chen Kuan, Wang H., Zheng Y., G. H. Jefferson and T. G. Rawski, 1988, "Productivity Change in Chinese Industry: 1953-1985," *Journal of Comparative Economics* 12, 570-591.
- Chow G. C., 1993, "Capital Formation and Economic Growth in China," *Quarter Journal of Economics*, August, P.809-842.
- Commander, S. and R. Yemtsov, 1997, "Characteristics of the Unemployed," in Jeni Klugman (ed.) *Poverty in Russia: Public Policy and Private Responses*, The

