

转型经济下中国的城市失业及劳动力流动

吴忠民*

摘要 本文的目的是要建立一个关于劳动力流动的模型。用模型解释劳动者在城乡间的迁移行为,也将解释各省的城乡收入差别是如何影响各省的失业率。在中国的统计数据中,关注的常常是那些有着当地户口的居民。而在本文里,模型不仅深入分析了当地居民的劳动力市场,还分析了农村外来人口的劳动力市场。而且文章不仅对劳动力市场进行了理论化,模型化的分析,还进行了深入的实证检验。文中的实证研究关注了年龄为16—25岁的年轻劳动者。因为这些年轻的劳动者通常刚刚离开学校,所以关于他们失业的统计数据不会因为考虑到大量的下岗工人而存在巨大的偏差。

关键词 失业,劳动力流动,收入差距

一、引言

中国从1978年开始实行经济体制改革,从一个计划经济体制向市场经济体制进行转型。在经济转型期间,东部沿海地区受益于改革开放政策,经济发展速度超过了中部地区和西部地区。在这期间,西部地区的失业率大大高于东部地区的失业率。这一现象已经持续了二十年之久。尽管这种大范围的失业现象持续多年,却很少有学者试图去解释为什么经济转型会造成地区间失业率的差别。

本文的目的就是要解释中国的失业率为什么会存在这种情况。在中国的统计数据里,受到关注的常常是那些有着当地户口的居民。但是在本文中,模型将区分当地居民的劳动力市场和农村外来人口的劳动力市场。而且文章不仅对劳动力市场进行了理论化,模型化的分析,还对此进行了实证检验。文中的实证研究关注年龄为16—25岁的年轻劳动者。这些年轻的劳动者通常刚刚离开学校,因此关于他们失业的统计数据不会因为考虑到大量的下岗工人而存在巨大的偏差。

文中所使用的数据集为1988年到1998年的各省的面板数据。数据横跨11年和29个省份。我们同时使用了固定影响的模型和随机影响的模型,并且进行了适当的统计检验。

文中的第二部分引入了失业和外来人口在中国的定义。因为中国的情况

* Kent 大学 Canterbury 商学院。通讯地址: Canterbury, Kent, CT2 7PE UK; Email: Z. Wu-3@kent.ac.uk。

和其他国家有着很大的差别,所以这项工作是进行深入研究的基础。文章的第三部分建立了一个理论模型。文章的第四部分为实证研究的结果。我们在文章的第五部分提出了一些政策建议并对全文做了总结。

二、中国的地区性失业

从1988年到1998年11年间,六个平均失业率最高的省份是青海,宁夏,甘肃,贵州,四川和内蒙古。这些省份都是内陆省份。其中五个位于西部地区,一个位于中部地区。而八个平均失业率最低的省份是北京,山西,天津,河北,吉林,上海,江苏和广东。其中六个属于东部沿海地区,两个属于中部地区,没有一个属于西部地区。在年轻的失业者中也存在着相同的情况。为什么中国的失业会具有这种情况?对这个问题的深入研究是本文的目的所在。

在中国的关于失业率的定义里,农村失业人口是不在失业统计的范围内的。因此,当我们提到中国的失业率时,它通常指的是城镇失业率。(中国统计年鉴,1999)。

因为隐性失业人口和下岗工人和企事业单位间还保持着一定的联系,所以这一部分人没有被计算为失业人口。他们还住在单位提供的住房里,或者还领取着企业提供的生活补助。因此在国家的统计数据中没有将这一部分人计算为失业人口(Gu,1999)。

在中国,政府要求每个家庭登记他们的居住地点,这就是我们经常提及的户口政策。外来人口被定义为那些已经发生迁移但还没有改变户籍所在地的人口。在目前,人们常常指那些离开户籍所在地外出寻找工作的人。绝大多数的外来人口是从农村迁移到城市的。在城市里,绝大多数正式的工作都要求就业者具有当地的户口,所以这些外来人口所能够从事的工作通常是那些当地人认为比较低级的工作。

一些学者使用了一些传统的经济学理论,例如,Phillips曲线,来研究中国的地区性失业问题。为此我们画出了中国的通货膨胀和失业率的散点图,以检验这种关系是否存在。数据集使用省际面板数据,共29个省份,11年,319个观测点。结果画在图1中。从图中我们看不出任何曲线。这表明 Phillips

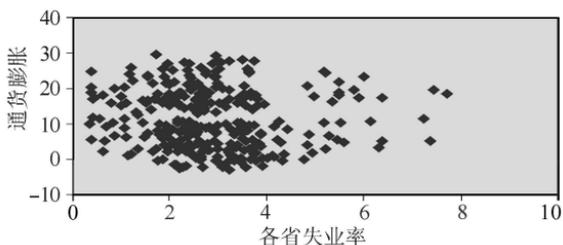


图1 中国是否存在 Phillips 曲线

曲线在中国是不能运用的。

效率工资有一个基本假设，就是工人的劳动生产率取决于工人的工资。但是在“文化大革命”期间，工人的工作和劳动报酬间不存在明显的联系。从那以后，社会各方面都一直要求将劳动报酬和个人的劳动绩效相联系起来（Knight 1995）。学术界试图发现中国的工资曲线，但是结果却不令人满意。从图 2 我们可以看出，中国的工资曲线只有一个比较弱的趋势。Blanchflower 和 Oswald (1995) 做的“工资曲线”使用的是各部门的微观数据，而本文使用的是各省的面板数据。

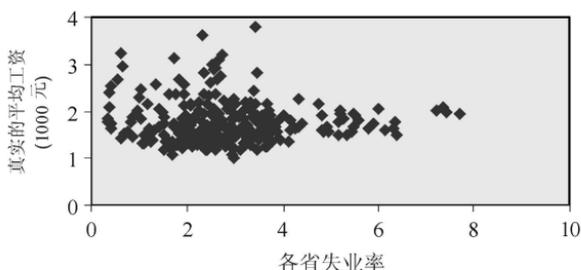


图 2 中国是否存在工资曲线

然而，在中国存在着另外一种曲线，如图 3 所示，我们称之为差距曲线。我们将各省失业率作为横轴，非农民的消费比上农民消费作为纵轴。从图中我们可以看出这两者之间的关系。从消费函数上看，非农民消费和农民消费的比值能够很好的代表非农民收入和农民收入的比值。因此这个比值能够很好的表示城乡收入间的差距。

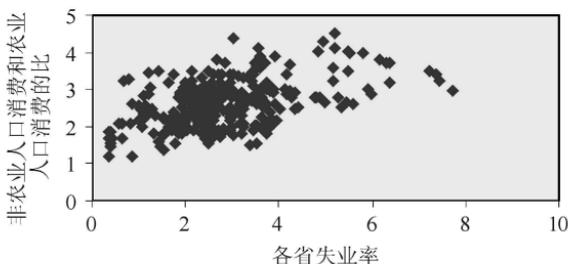


图 3 差距曲线

图 3 显示了各省的失业率和这个比值间存在着正相关的关系。即城乡间的收入差距越大，失业率就越高。在实证分析部分，我们将对这个问题进行深入研究。

宏观经济学中的几个关键法则之一是失业和 GNP 缺口间的关系。该问题由 Arthur Okun 进行了深入研究, 并且被 Kennedy-Johnson 的经济顾问委员会广泛使用。它的具体表述如下:

$$U - \bar{U} = -\alpha(Y - Y_p), \quad \alpha > 0.$$

Okun 发现, 在短期内, 失业率变化一个百分点, 通常伴随着三个百分点的 GNP 缺口的变化。我们从图 4 也可以发现中国也适用于 Okun 法则。

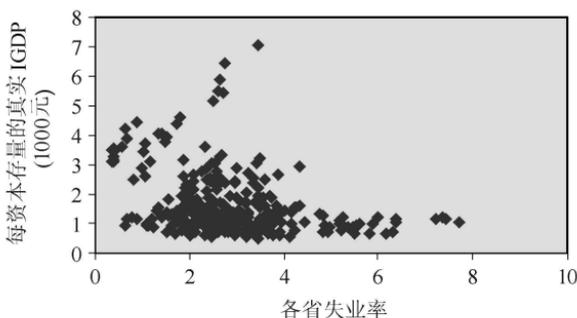


图 4 Okun 法则

Okun 法则仅仅是一个经验法则, 并不是每时每刻都能够得到严格的满足。尽管这样, 在研究经济增长如何促进就业目标的实现上, 它还是得到了广泛的应用。

Fleisher 认为中国的经济并不是一个劳动力市场满足均衡条件的经济。相反, 他认为一个传统的两部门经济模型能够更好的解释中国经济。在这个两部门中, 非农业生产部门获得比较高的收入, 因而更愿意留在当前的工作上, 而同时, 农业部门的收入水平非常的低 (Fleisher 1997)。

三、理论模型

我们建立一个模型以对中国的地区性失业问题进行理论分析。在模型里, 我们分析了农村和城镇间的劳动力流动, 解释了地区收入的差别如何影响城镇失业率。我们考虑的经济是一个同时具有城镇地区和农村地区的经济。在城镇, 有着各种正式和非正式的工作机会。通常情况下, 正式的工作机会要好于非正式的工作机会 (正式的工作机会能够提供较好住房, 医疗, 养老金, 失业救济, 孩子教育等等), 但是这些工作机会只提供给城镇居民。现在, 在城镇中存在大量来自农村的外来人口。这些外来人口因为不具有当地的户口, 所以只能能够在非正式的工作机会上和当地居民进行竞争。那些在非正式工作

的城市居民只能领取较低的工资。他们通常是无法立刻找到正式工作的年轻人和下岗的成年人。准备开始工作的年轻人无法获得社会福利保障，他们必须选择或者冒失业的危险去寻找一份正式的工作，或者去获得一份非正式的工作。在每个省份的农村地区，农民都有各自的收入。同样，农民也会选择是否进入城市工作。在中国，户籍制度将中国的劳动人口分为城镇劳动人口和农村劳动人口。

设： F 为城镇中正式工作的就业数。 F_y 为城镇中正式工作的就业年轻人人数。 U 为城镇中的失业人数。 U_y 为城镇中年轻人的失业人数。 U_a 为城镇中成年人的失业人数。 W 为城镇中正式工作的最低工资。 W_l 为城镇中非正式工作的最低工资。 W_r 为农村地区农民的最低工资。 G 为城镇里的社会福利，在中国，它包括住房，医疗，养老金，失业救济，孩子教育等等。 T 为从农村向城镇迁移的成本，包括政府向他们征收的税费。

在中国，一个人如果想获得城镇中的一个正式的工作，他必须具有这个城镇的户口。对于农民而言，他们很难将他们的户口变成城镇户口。因此，那些正式的工作通常只有城镇居民才能够获得。外来人口只能够在非正式工作上和城镇居民进行竞争。当外来人口的流动处于均衡状态时有：

$$W_l = W_r + T. \quad (1)$$

中央政府和地方政府决定正式工作的工资 W ；而拥有正式工作的人数 F 由提供正式工作的部门的劳动力需求所决定。即

$$F = F(W), \quad F'(W) < 0. \quad (2)$$

在这个模型中，整个生命周期被分成三个阶段。年轻人，成年人 1 和成年人 2。在城镇，工作又分为正式的工作和非正式的工作。

第一阶段，那些刚刚进入就业阶段的年轻人要么寻找一个非正式的工作，要么寻找一个正式的工作。搜寻在第一阶段开始的时候进行。最后这些年轻人要么获得一份正式的工作，要么处于失业状态。在第一阶段，获得正式工作的年轻人数量为 F_y ，处于失业状态的年轻人数量为 U_y 。

现在我们考虑第二阶段。我们假设在第一阶段处于失业的年轻人将不得不在第二阶段从事非正式的工作。我们还假设，在第一阶段结束的时候，那些提供正式工作的部门要发生重组。我们假设此时有百分比为 α ($0 < \alpha < 1$) 的人会下岗。中国在决定 α 时通常要从政治经济等各个方面进行考虑，因此我们假设 α 是外生给定的。这样在第二阶段，正式工作的部门里处于就业状态的人数为 $(1 - \alpha) F_y$ ，而处于失业状态的人数为 αF_y 。

在第三阶段，因为处于失业状态的成年人可以享受一些社会福利待遇，所以处于失业状态的成年人要么选择继续失业，要么从事一个非正式的工作。

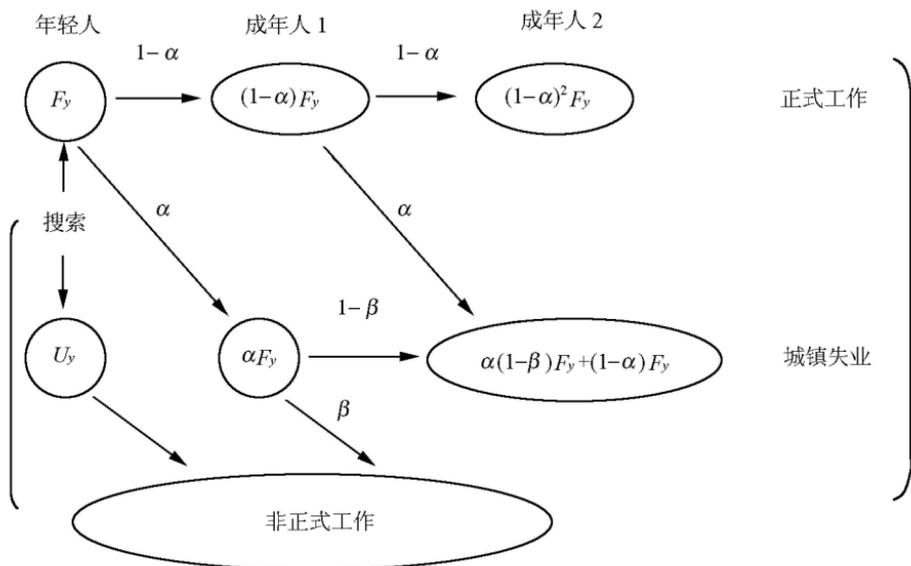


图5 转型经济下中国的城镇劳动力市场

我们假设在这个阶段有百分比为 β ($0 < \beta < 1$) 人选择从事非正式的工作。这里我们假设 β 也是一个外生给定的变量，也是由当时的政治经济情况所决定的。我们还要假设，在本阶段里，生产部门的重组仍然在继续，所以仍然有百分比为 α 的拥有正式工作的工人下岗。这样，在第三阶段里，拥有正式工作的人数为 $(1-\alpha)^2 F_y$ ，处于失业状态的工人数目为 $\alpha(1-\beta)F_y + \alpha(1-\alpha)F_y$ 。

我们将三个阶段里的就业数目加总，可以得到整个劳动力市场的正式工作的数目，即

$$F = F_y + (1-\alpha)F_y + (1-\alpha)^2 F_y = (3-3\alpha+\alpha^2)F_y.$$

为了求出年轻人在整个正式的工作中所占的比例，我们求得：

$$F_y = \frac{F}{3-3\alpha+\alpha^2} = \frac{F}{k}. \quad (3)$$

这里有 $k = 3-3\alpha+\alpha^2$, $1 < k < 3$ 。

为了求得城镇中失业的成年人，我们将失业的后两个时期相加，得到：

$$F = F_y + (1-\alpha)F_y + (1-\alpha)^2 F_y = (3-3\alpha+\alpha^2)F_y,$$

求得成年失业者的数目为：

$$U_a = \frac{\alpha(3-\alpha-\beta)F}{3-3\alpha+\alpha^2} = \frac{eF}{k}. \quad (4)$$

这里 $e = \alpha(3 - \alpha - \beta)$, $0 < e < 2.25$ 。

这样成年失业者的数量就取决于一些外生给定的变量：下岗比例 α ，成人失业者中选择非正式工作的比例 β ，以及提供正式工作的部门的总的就业数量 F 。

现在求解年轻人的失业数目：这里我们考虑一个搜寻问题。一个准备开始工作的年轻人可以立刻在提供非正式工作的部门获得一份工作，这时他的工资为 W_I 。年轻人也可以以概率 $\frac{F_y}{F_y + U_y}$ 在提供正式工作机会的部门获得一份工作，这时他的工资为 W ，但此时他有以概率 $\frac{U_y}{F_y + U_y}$ 失业的危险。在均衡状态下，这两种选择的效用是相同的。我们设贴现率为 δ ($0 < \delta < 1$)，则第一期对当前的贴现率为 δ ，第二期对当前的贴现率为 δ^2 。

先获得一份非正式工作的效用为：

$$W_I + \delta W_I + \delta^2 W_I.$$

处于失业状态的效用为：

$$\frac{U_y}{F_y + U_y} [0 + \delta W_I + \delta^2 W_I].$$

获得一份正式工作的效用为：

$$\begin{aligned} & \frac{F_y}{F_y + U_y} [W + \delta(1 - \alpha)W + \delta\alpha G + \delta^2(1 - \alpha)^2 W + \delta^2\alpha(1 - \alpha)G \\ & + \delta^2\alpha(1 - \beta)G + \delta^2\alpha\beta W_I]. \end{aligned}$$

在均衡状态下冒失业危险而寻找一份正式工作的效用和获得一份非正式工作的效用应该相同，即

$$\begin{aligned} & \frac{F_y}{F_y + U_y} [W + \delta(1 - \alpha)W + \delta\alpha G + \delta^2(1 - \alpha)^2 W \\ & + \delta^2\alpha(1 - \alpha)G + \delta^2\alpha(1 - \beta)G + \delta^2\alpha\beta W_I] \\ & + \frac{U_y}{F_y + U_y} [0 + \delta W_I + \delta^2 W_I] = W_I + \delta W_I + \delta^2 W_I, \end{aligned}$$

这样，年轻人的失业数量就为：

$$\begin{aligned} U_y = F_y \{ & [1 + \delta(1 - \alpha) + \delta^2(1 - \alpha)^2] \frac{W}{W_I} \\ & + \delta\alpha [1 + \delta(1 - \alpha) + \delta(1 - \beta)] \frac{G}{W_I} + [\delta^2\alpha\beta - 1 - \delta - \delta^2] \}. \end{aligned}$$

上面的等式可以写成：

$$U_y = F_y \left[a \frac{W}{W_I} + b \frac{G}{W_I} + c \right],$$

这里有：

$$\begin{aligned} a &= 1 + \delta(1 - \alpha) + \delta^2(1 - \alpha)^2, \quad 1 < a < 3, \\ b &= \delta\alpha[1 + \delta(1 - \alpha) + \delta(1 - \beta)], \quad 0 < b < 2.25, \\ c &= \delta^2\alpha\beta - 1 - \delta - \delta^2, \quad -3 < c < -1, \end{aligned}$$

所以年轻人的失业数量最后为：

$$U_y = \frac{F}{k} \left[a \frac{W}{W_r + T} + b \frac{G}{W_r + T} + c \right]. \quad (5)$$

这样，我们将年轻人的失业数量最终都表示成外生变量的函数：正式工作的工资 W ，农民的工资 W_r ，社会福利 G ，外来人口的迁移成本 T ，拥有正式工作的人的数目 F 。

全部的失业数目为：

$$U = U_a + U_y = \frac{F}{k} \left[a \frac{W}{W_r + T} + b \frac{G}{W_r + T} + c + e \right]. \quad (6)$$

同样的，全部的失业数量也被表示成外生变量的函数：正式工作的工资 W ，农民的工资 W_r ，社会福利 G ，外来人口的迁移成本 T ，拥有正式工作的人的数目 F 。

为了进一步的理论分析，我们计算了失业变量的偏导数，得到：

$$\text{性质 1} \quad \frac{dU_a}{d\alpha} = \frac{(9 - 6\alpha - 3\beta + \alpha^2\beta) F}{(3 - 3\alpha + \alpha^2)^2} > 0.$$

α 的增加会引起成年人失业的增加，即更多的工人下岗，就会有更多的成年人处于失业状态。

$$\text{性质 2} \quad \frac{dU_a}{d\beta} = \frac{-\alpha F}{3 - 3\alpha + \alpha^2} < 0.$$

增加 β 能够减少成年人的失业，即更多的成年人选择从事非正式的工作，就会有更少的成年人处于失业状态。

$$\text{性质 3} \quad \frac{dU_y}{dG} = \frac{bF}{k(W_r + T)} > 0, \quad \frac{dU}{dG} = \frac{bF}{k(W_r + T)} > 0.$$

政府提供越多的社会福利（住房，医疗，养老金，失业救济，孩子教育等等），就会有越多的年轻人处于失业状态。社会福利减少了失业者到非正式部

门工作的动力。结果，增加了总的失业人数和年轻人中的失业的数目。所以，养老金，住房和医疗保险的改革对于解决当前的失业问题十分关键。

$$\text{性质 4} \quad \frac{dU_a}{dF} = \frac{e}{k} > 0,$$

$$\frac{dU_y}{dF} = \frac{1}{k} \left[a \frac{W}{W_r + T} + b \frac{G}{W_r + T} + c \right],$$

$$\frac{dU}{dF} = \frac{1}{k} \left[a \frac{W}{W_r + T} + b \frac{G}{W_r + T} + c + e \right] = \frac{dU_y}{dF} + \frac{e}{k} > \frac{dU_y}{dF}.$$

这个性质说明增加正式的工作机会会引起成年人失业的上升，但是它对于年轻的失业者而言影响更小一些。其中的原因是，增加正式的工作机会会给年轻的劳动者带来更多的就业机会，但是对于成年人而言，由于就业的人数的增加，使得失业的人数也相应增加。增加正式的就业机会对于整个就业市场的影响要大于对于年轻人就业市场的影响。

$$\text{性质 5} \quad \frac{dU_a}{dT} = 0,$$

$$\frac{dU_y}{dT} = \frac{-(aW + bG)F}{k(W_r + T)^2} < 0,$$

$$\frac{dU}{dT} = \frac{-(aW + bG)F}{k(W_r + T)^2} < 0.$$

外来人口所承担的迁移成本对于城市中的年轻人的就业和整个市场的就业的影响为负。通过对外来人口进入非正式工作部门进行限制，城市里的年轻人获得更多的工作机会。然而，外来人口无法到正式工作部门工作，所以外来人口的迁移成本的变化不会对成年人的就业产生影响。

$$\text{性质 6} \quad \frac{dU_a}{dW_r} = 0,$$

$$\frac{dU_y}{dW_r} = \frac{-(aW + bG)F}{k(W_r + T)^2} < 0,$$

$$\frac{dU}{dW_r} = \frac{-(aW + bG)F}{k(W_r + T)^2} < 0.$$

增加农村地区的收入水平能够减少整体的失业水平和年轻人的失业水平。因为它会减少农民对城镇中非正式工作的兴趣。农村地区的收入水平越低，整体的失业水平和年轻人的失业水平就越高。产生这种情况的原因是由于巨大的收入差距，会使大量的农民进入城镇的非正式工作部门工作。外来人口无法进入正式工作部门工作，因此农村地区收入的变化不会影响城镇地区成年人的失业率。

四、实证研究

Harris-Todaro 的模型中就曾指出,农村人口向城镇迁移的原因是迁移带来的期望收入。在大多数情况下,人口是从经济发展比较缓慢的地区向经济发展比较迅速的地区迁移。因此,城镇和农村间巨大的收入差距有可能导致比较高的城镇失业率。这是我们的第一个假设,也因此引入模型中第一个外生变量。我们使用非农民的消费量同农民的消费量的比值来表示非农民的收入同农民收入的比值。在这里,我们假设消费函数是成立的。我们将这个变量称为差距,表示城市和农村在收入上的差距。差距的大小影响着农民向城市的迁移,并通过迁移影响城镇失业率。

城市化和工业化是不可阻挡的社会发展潮流,也是社会发展进步的标志。在中国,每个省都有城镇地区和农村地区。因此,我们很容易猜想,那些农业人口比重比较大的省份面临着较大的外来人口压力。在这种情况下,这些省份也容易面临较大的城镇失业率。在这种想法下,我们引入实证模型中的第二个外生变量。

中国的经济改革是从社会主义计划经济向市场经济的转型。经济改革的目的是提高经济中的生产率和效率。经济改革的结果可能是私营经济的发展和私营经济的产出在经济中占到更大的比重。目前,中国的私营经济所提供的税收在国家总税收中的所占比重逐年增加,并且提供了越来越多的就业机会。从1988年到1998年,国有企业的产出在全国总产出中所占比重从57%减少到26%,集体所有制企业所占份额没有变化,而其他所有制企业的份额从7%跃升为38%。这些数据的变化也部分的解释了中国经济迅速发展的原因。在这里,我们引入我们的第3个和第4个外生变量。

1998年,中国政府尽全力保证经济保持8%的年增长率。为此政府增加了公共开支,并且力图刺激内需。年增长率目标的重要性在于它能够帮助缓解失业问题的压力。因为政府认为,经济增长的减速会引起失业的增加,从而影响社会的稳定。这种想法来源于Okun法则。在本文的第二部分,我们已经知道中国满足Okun法则。我们将在实证研究部分进一步检验这个法则,因此我们引入第5个外生变量。

实证模型中将包括职工的平均实际工资。在中国,工资水平是由中央政府和地方政府的政策所决定的。在过去,工人的工作和他的工资报酬间没有什么关系。然而,在中国实行改革开放政策之后,各个企业拥有越来越多的自主权,他们能够更加自由的决定工人的工资和奖金。社会也更希望能够将工资和个人努力相挂钩。在实证模型中我们将对这一点进行检验,并且引入

第 6 个外生变量。

以下是关于这些变量的一个列表：

UPR ——登记的城镇失业率；

UYR ——登记的城镇里的年轻人的失业率；

Gap ——非农民的消费同农民消费的比；

Farm ——农村就业人数占整个就业人数的比例；

State ——国有企业的工业产出占整个工业产出的比例；

Colle ——集体企业的工业产出占整个工业产出的比例；

Wage ——职工的平均实际工资（1000 元）；

GDP ——人均实际国内生产总值（1000 元）；

$IGDP = (GDP - GDPI) / GDPI$ 。

我们在每个变量前面加上大写字母 L 以表示该变量的对数形式。假如需要使用该变量的滞后变量，我们就在该变量的后面加上小写字母 l。

	均值	标准差	最小值	最大值
UPR	2.87560	1.25458	0.34986	7.42843
UYR	9.18666	4.45225	0.89943	26.26492
Gapl	2.59509	0.61468	1.19164	4.50000
Farml	0.52987	0.17144	0.08975	0.78237
Statel	0.53922	0.19268	0.09414	0.84427
Collel	0.29332	0.12600	0.08100	0.69647
IGDP	0.06504	0.07131	-0.12239	0.35914
Wagel	1.67990	0.37912	1.00796	3.20110

观测点的数目：290(29 省,10 年)

我们使用面板数据法估计整体的失业率和年轻人的失业率。我们对这两个值取对数之后进行估计。估计的结果列在表 1 和表 2 中。Hausman 检验中的零假设为 RE 或者 FE。我们将通过假设检验的结果决定是选择带使用固定影响的模型还是选择随机影响的模型。数据集使用的是各省的面板数据(共 29 个省,10 年)。每一次,我们都对固定影响的模型和随机影响的模型分别估计。我们首先对整个数据集进行估计,然后将数据分成 3 个部分分别进行估计。这 3 个部分是:东部沿海地区,中部地区和西部地区。估计的结果列在表 3 和表 4 中。

表 1
因变量: $\log(\text{UPR})$
样本: 1989年至1998年 29个省

变量	无年度哑变量			有年度哑变量		
	OLS	随机影响模型	固定影响模型	OLS	随机影响模型	固定影响模型
LUPRI	0.806 (16.6)	0.655 (16.6)	0.448 (4.78)	0.843 (19.0)	0.722 (18.7)	0.485 (5.15)
LGapl	0.007 (0.12)	0.168 (1.96)	0.452 (3.65)	-0.041 (-0.78)	0.007 (0.09)	0.203 (1.44)
LFarml	0.106 (1.78)	0.170 (2.76)	-0.898 (-2.31)	0.074 (1.38)	0.149 (2.64)	-0.295 (-0.76)
LStatel	-0.059 (-1.14)	-0.049 (-0.81)	0.108 (1.56)	-0.042 (-0.80)	-0.037 (-0.59)	0.084 (0.93)
LCollet	-0.061 (-1.25)	-0.109 (-1.82)	-0.122 (-1.35)	-0.064 (-1.48)	-0.116 (-2.09)	-0.224 (-2.26)
LGDP	-0.886 (-5.22)	-0.877 (-5.14)	-0.838 (-4.92)	-0.052 (-0.20)	-0.025 (-0.11)	-0.108 (-0.43)
Lwagel	0.034 (0.31)	0.130 (1.04)	-0.067 (-0.37)	-0.029 (-0.30)	0.030 (0.23)	-0.171 (-0.70)
R-squared	0.846	0.835	0.890	0.874	0.869	0.906
Adjusted						
R-squared	0.842	0.831	0.875	0.867	0.861	0.889
LM het. Test	0.22 [0.636]	0.24 [0.625]	0.01 [0.909]	0.67 [0.414]	2.54 [0.111]	0.41 [0.524]
Durbin-Watson	1.66	1.33	1.69	1.72	1.46	1.69
F test of			3.62			2.94
A B= Ai B :			[0.0000]			[0.0000]
Hausman test			38.2			23.5
H ₀ : RE vs. FE			[0.0000]			[0.0006]

括号中为 t 检验值。

表 2
因变量： $\log(\text{UYR})$
样本：1989 年至 1998 年 29 个省

变量	无年度哑变量			有年度哑变量		
	OLS	随机影响模型	固定影响模型	OLS	随机影响模型	固定影响模型
LUYRl	0.763 (13.3)	0.617 (14.1)	0.418 (4.00)	0.795 (15.1)	0.659 (15.1)	0.439 (4.23)
LGapl	0.017 (0.21)	0.124 (1.27)	0.397 (2.71)	-0.004 (-0.06)	0.074 (0.73)	0.320 (2.04)
LFarml	0.172 (2.46)	0.251 (3.50)	0.197 (0.36)	0.152 (2.29)	0.252 (3.67)	0.743 (1.42)
LStatel	-0.043 (-0.80)	-0.050 (-0.72)	-0.069 (-0.76)	-0.023 (-0.43)	-0.022 (-0.29)	-0.031 (-0.31)
LCollel	-0.064 (-1.25)	-0.138 (-2.03)	-0.341 (-3.12)	-0.051 (-1.13)	-0.105 (-1.59)	-0.237 (-2.16)
LGDP	-0.813 (-4.19)	-0.780 (-3.77)	-0.762 (-3.75)	-0.207 (-0.71)	-0.185 (-0.65)	-0.191 (-0.70)
Lwagel	-0.076 (-0.66)	-0.145 (-1.00)	-0.432 (-2.07)	-0.040 (-0.37)	-0.023 (-0.15)	-0.124 (-0.42)
R-squared	0.831	0.822	0.873	0.856	0.849	0.890
Adjusted						
R-squared	0.827	0.820	0.856	0.847	0.840	0.871
LMhet. Test	3.17 [0.075]	7.32 [0.007]	5.39 [0.020]	3.64 [0.056]	8.33 [0.004]	3.55 [0.059]
Durbin-Watson	1.74	1.42	1.66	1.82	1.52	1.73
F test of			2.98			2.76
$A \beta = A_i \beta$			[0.0000]			[0.0000]
Hausman test			81.8			28.3
$H_0 : REvs. FE$			[0.0000]			[0.0001]

括号中为 t 检验值。

LGapl 在估计结果中很显著。一个省份的城乡收入差距越明显,该省份的整体失业率和年轻人失业率越高(见表 1 到表 4)。贫困的农村地区会增加城镇地区的失业率。这个结果和我们的理论分析的结果是一致的。城乡收入差距的减少和农村经济的发展能够减轻城镇的失业状况。这是因为较大的城乡差距会使更多的农村外来人口到城镇工作,从而引起城镇失业率的上升。Roberts (2001) 提出证据证明,城市中失业的工人很难同来自农村的外来人口进行竞争。他的研究显示,因为来自农村的外来人口的存在,减少了上海下岗工人再就业的机会。

表 3
组内固定影响回归结果
样本量 :1989 年至 1998 年
因变量 : $\log(\text{UPR})$

变量	无年度哑变量			有年度哑变量		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
LUPRI	0.420 (2.88)	0.565 (5.36)	0.307 (1.52)	0.474 (3.58)	0.560 (4.80)	0.394 (2.45)
LGapl	0.343 (1.86)	0.665 (3.60)	0.883 (3.76)	0.141 (0.58)	0.493 (2.33)	0.237 (0.99)
LFarmI	-0.443 (-0.84)	-0.846 (-1.49)	-6.052 (-3.70)	-0.321 (-0.62)	-0.200 (-0.36)	-2.101 (-1.28)
LStatel	0.139 (1.36)	0.065 (0.49)	1.849 (4.37)	0.259 (3.17)	0.273 (2.17)	0.830 (2.51)
LColleI	-0.030 (-0.24)	-0.204 (-0.97)	-0.147 (-0.78)	-0.035 (-0.20)	-0.189 (-1.11)	-0.244 (-1.13)
LGDP	-1.007 (-3.97)	-0.555 (-1.86)	-0.769 (-2.03)	-0.044 (-0.07)	0.265 (0.84)	-0.392 (-0.91)
Lwagel	0.257 (0.88)	-0.060 (-0.21)	-0.097 (-0.29)	-0.004 (-0.01)	-0.557 (-1.18)	-0.281 (-0.81)
NOB	120	90	80	120	90	80
R-squared	0.915	0.850	0.719	0.929	0.891	0.847
LM het. Test	6.54 [0.011]	8.77 [0.003]	0.82 [0.366]	6.26 [0.012]	6.69 [0.010]	0.60 [0.439]
Durbin-Watson	1.87	1.83	1.80	1.97	1.83	1.70
F test of	5.33	3.35	3.73	4.22	2.19	2.30
A B= Ai B :	[0.0000]	[0.0025]	[0.0019]	[0.0000]	[0.0392]	[0.0392]
Hausman test	3.07	127	29.5	10.5	15.0	3.31
H ₀ : RE vs. FE	[0.3806]	[0.0000]	[0.0000]	[0.1035]	[0.0105]	[0.6527]

括号中为 t 检验值。

因为外来打工人员的存在,那些具有较高的农业人口比例的省份通常会具有较高的城镇失业率。然而这个结果只是在东部沿海省份的年轻人失业率上表现得比较明显(见表4)。在西部地区,实际和这个结论刚好相反。这个情况的一个可能的解释是 Theodore Schultz 的 IU 假设。就是在接近工业化地区的农民通常能够在农业上比其他地方具有优势,因为他们能够较方便的获得工业投入品,较好的非农就业机会和较好的培训和教育。而那些偏远地区的农民则一直保持较低的收入,因为他们“无法克服文化上的障碍进行迁移”(Benziger, 1996)。在中国,受迁移影响最大的是年轻人的失业状况。因为在中国的制度下,那些成年人的工作机会得到了最多的保护。这样,外来人口虽然减少了城

市中的年轻人的就业机会 却无法取代那些成年人的正式的工作。

表 4
组内固定影响回归结果
样本量：1989 年至 1998 年
因变量： $\log(\text{UYR})$

变量	无年度哑变量			有年度哑变量		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
LUYRI	0.434 (2.80)	0.495 (2.81)	0.256 (1.21)	0.488 (3.26)	0.487 (2.86)	0.192 (0.98)
LGapl	0.421 (1.97)	0.446 (1.74)	0.861 (2.46)	0.206 (0.80)	0.480 (1.68)	0.687 (2.27)
LFarmI	1.377 (1.75)	-0.346 (-0.40)	-4.889 (-2.99)	1.534 (1.92)	0.242 (0.26)	-3.401 (-1.84)
LStatel	-0.027 (-0.25)	0.055 (0.30)	1.609 (3.67)	0.194 (1.79)	0.210 (1.18)	0.922 (1.69)
LColleI	-0.452 (-2.37)	-0.220 (-0.90)	-0.090 (-0.43)	-0.268 (-1.15)	-0.253 (-1.18)	-0.031 (-0.14)
LGDP	-1.252 (-4.03)	-0.503 (-1.46)	-0.150 (-0.39)	-0.066 (-0.11)	-0.032 (-0.07)	-0.166 (-0.29)
Lwagel	0.251 (0.69)	-0.341 (-0.86)	-0.946 (-3.28)	0.012 (0.02)	-0.570 (-0.95)	0.081 (0.19)
NOB	120	90	80	120	90	80
R-squared	0.897	0.760	0.673	0.918	0.809	0.808
LM het. Test	2.70 [0.100]	21.4 [0.000]	0.01 [0.993]	4.19 [0.041]	14.1 [0.000]	0.69 [0.405]
Durbin-Watson	1.68	1.75	1.85	1.83	1.91	1.90
F test of	3.98	1.38	4.67	3.56	1.08	3.97
$A \cdot B = A_i \cdot B_i$	[0.0001]	[0.2197]	[0.0003]	[0.0003]	[0.3894]	[0.0014]
Hausman test	6.30	4.03	7.722	29.9	4.06	6.31
H_0 : RE vs. FE	[0.0978]	[0.4020]	[0.0522]	[0.0000]	[0.3976]	[0.2768]

括号中为 t 检验值。

LStatel 在所有地区带时间虚拟变量的模型中都有很高的显著性水平（见表 3）。国有企业的工业产出占全部产出的比例每增加 1 个百分点，东部沿海地区的失业率就会增加 0.26%，中部地区的失业率会增加 0.27%，西部地区的失业率会增加 0.83%（见表 3）。特别是在西部地区，LStatel 的影响超过了 LGapl，成为导致高失业的最关键的因素。中国从 1978 年开始改革开放，在改革开放的过程中，非国有经济在整个经济中所占比重越来越大，并且在中国经济的飞速发展中起着重要的作用。我们的研究表明，中国的经济改革对于减少失业起了积极的作用。非国有部门正在创造着越来越多的就业机会。

假如某个省份对国有部门过分地依赖,则这个省份比较容易面临失业的压力,特别是面临成年劳动力失业的压力。这些实证检验的结果和前面理论分析是相一致的。在文中的第三部分我们指出,在正式的劳动部门工作的人越多,则成年劳动力中失业的人越多,并且,成年人所受的影响大于年轻人所受的影响。

集体所有制企业能够缓解年轻人的失业状况和整体的失业状况(见表1和表2)。减少年轻人的失业的最佳途径对于各个省份是不一样的。在东部沿海地区,应该发展集体所有制企业。然而对于中西部地区,最佳途径是发展私营经济和外资经济。集体所有制企业在东部沿海地区获得了相当大的成功,然而对于西部地区而言,目前最需要的是发展私营经济和外资经济。

从我们的实证分析中可以看到,增加GDP能够减少整体失业水平和年轻人的失业水平(见表1和表2)。这个结果支持了政府的决策依据。但是这个结果在带有时间虚拟变量的模型中不够显著。在实证研究中,我们很难确定工资和失业水平间的关系。我们只发现,在西部地区,较高的真实工资水平对应着较低的年轻人的失业水平。

五、结 论

我们在文章中建立了一个关于劳动力流动的模型。模型主要用来解释农民收入,正式工作的工资,社会福利和正式工作部门的大小如何影响着各省的城镇失业水平。通过比较静态分析,我们发现增加正式工作部门的规模会提高成年人的失业水平,但是对于年轻人的失业水平却没有显著的影响。这其中的原因可能是,增加正式工作部门的规模会为年轻人提供更多的就业机会,同时,年轻人也更愿意寻找在正式部门的工作。然而,较大的正式工作部门会带来较多的下岗人员,这会增加成年人的失业水平。而增加正式工作的工资能够减少成年人的失业水平,因为它减少了正式工作的部门的规模。增加农村地区的收入能够降低失业水平,因为它会降低非正式工作对于外来人口的吸引力。这会鼓励年轻人选择一份非正式的工作,而不是等待一份正式的工作。当社会提供的福利(包括住房,医疗,养老金,失业救济,孩子教育等等)越多时,整体失业水平和年轻人的失业水平就越高。

文中还对中国的地区性失业情况进行了实证分析。在中国,西部地区的失业水平远高于东部地区。同时,从1978年中国开始进行改革开放之后,东部沿海地区的经济发展水平就大大高于西部地区。我们在实证研究中发现,一个省份如果具有较高的城乡收入差距,那么它通常也会具有较高的失业水平。因为较高的收入差距是农村人口向城市流动的主要原因。

中国在1978年开始改革开放,非国有制经济的比重逐渐上升,他们对中国经济的发展起了重要的作用。实证分析的结果表明,经济改革有助于减轻

失业的压力。那些对于国有企业过度依赖的省份常常面临沉重的失业压力，特别是面临沉重的成年劳动力的失业压力。这些实证分析的结果和理论解释是相符的。

Okun 曾经指出，在实践中，短期里失业率变化 1 个百分点，通常伴随着 GNP 缺口变化 3 个百分点。我们在实证分析中发现，中国的失业状况也适合这个规律。

当前，中国政府必须找到控制失业人数增长的办法，因为不断增加的失业人群已经威胁到国家的经济和社会的进一步发展。从我们的研究中，我们可以清楚地看到，政府在不同的地区应该使用不同的方法去缓解失业。在东部地区，增加 GDP 和集体所有制的规模能够较好的缓解失业的压力。在中部地区和西部地区，鼓励私营经济的发展是一个更好的办法。当然，对每个地区而言，减少城乡收入差距都是很重要的。

参 考 文 献

- [1] Benziger, Vincent, "Urban Access and Rural Productivity Growth in Post-Mao China", *Economic Development and Culture Change*, 1996, 44(3), 539—570.
- [2] Blanchflower, David G. and Andrew J. Oswald, "An Introduction to the Wage Curve", *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(3), 153—167.
- [3] Dong, Xiao-yuan, "Employment and Wage Determination in China's Rural Industry: Investigation Using 1984—1990 Panel Data", *Journal of Comparative Economics*, 1998, 26, 485—501.
- [4] Fleisher, Belton M., Yong Yin, and Stephen M. Hills, "The Role of Housing Privatising and Labour Market Reform in China's Dual Economy", *China Economy Review*, 1997, 8(1), 1—17.
- [5] Fu, Gangzhan, Athar Hussain, Stephen Pudney, and Limin Wang, "Unemployment in Urban China: An Analysis of Survey Data from Shanghai", *Labour*, 1993, 7(1), 93—123.
- [6] Gu, Edward X., "From Permanent Employment to Massive Lay-offs: The Political Economy of 'Transitional Unemployment' in Urban China (1993—1998)", *Economy and Society*, 1999, 28(2), 281—299.
- [7] Harris, John and Michael Todaro, "Migration, Unemployment and Development", *American Economic Review*, 1970, 60, 126—142.
- [8] Knight, John and Lina Song, "Towards a Labour Market in China", *Oxford Review of Economic Policy*, 1995, 11(4), 97—117.
- [9] McCormick, Barry, "Regional Unemployment and Labour Mobility in the UK", *European Economic Review*, 1997, 41, 581—589.
- [10] Meng, Xin and Junsen Zhang, "The Two-Tier Labour Market in Urban China", *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29, 485—504.
- [11] Roberts, K. D., "The Determinants of Job Choice by Rural Labour Migrants in Shanghai", *China Economic Review*, 2001, 12, 15—39.
- [12] State Statistics Bureau, P. R. of China, *China Statistical Yearbook*. Beijing: China Statistical Publishing House, 1989—1998.

- [13] State Statistics Bureau and Ministry of Labour , P. R. of China , *China Labour Statistical Yearbook* . Beijing : China Statistical Publishing House , 1989—1997.
- [14] Wang , Feng and Xuejin Zuo , “ Inside China 's Cities : Institutional Barriers and Opportunities for Urban Migrants ” , *American Economic Review* , 1999 , 89(2) , 276—280.
- [15] Wu , Harry X. and Li Zhou , “ Rural-to-Urban Migration in China ” , *Asian-Pacific Economic Literature* , 1996 , 11 , 54—67.
- [16] Wu , Zhongmin , “ Regional Unemployment , Rural-to-Urban Migration and the Economic Reforms of China ” , Department of Economics , University of Southampton *PhD Thesis* , 2001.
- [17] Wu , Zhongmin , “ The Persistence of Regional Unemployment : Evidence from China ” , *Applied Economics Letters* , forthcoming.
- [18] Wu , Zhongmin and Shujie Yao , “ Inter-migration and Intra-migration in China : A Theoretical and Empirical Analysis ” , *China Economic Review* , forthcoming.
- [19] Yin , Xiangkang , “ The Macroeconomic Effects of Waiting Workers in the Chinese Economy ” , *Journal of Comparative Economics* , 1998 , 26 , 150 —164.
- [20] Zhao , Yaohui , “ Labour Migration and Earnings Differences : The Case of Rural China ” , *Economic Development and Cultural Change* , 1999 , 47 , 767—782.

Urban Unemployment and Labor Mobility in Transitional China

ZHONGMIN WU
(*University of Kent*)

Abstract In this paper a model is developed to focus upon labour mobility , which equalizes the benefits to migrants from working in urban and rural areas , and to explore how the uneven income bundle for rural peasants across provinces helps to explain the unevenness of urban provincial unemployment. The model distinguishes the labour market experience of registered urban residents from that of rural migrants to urban areas. In addition , it is also distinguished in the theoretical model and the empirical analysis : between young workers aged 16-25 , and older workers. Most of the young workers are recent school-leavers , so that these measures of regional differences in the labour market are not distorted by the exclusion of significant numbers of laidoff workers from the more familiar unemployment statistics.

JEL Classification J64 , R23 , J23