

劳动力市场分割、户口与 城乡就业差异^{*}

乔明睿 钱雪亚 姚先国

【摘要】文章利用 2006 年 CHNS 数据，根据切换回归模型的结果检验中国劳动力市场是否存在分割，并分析了分割状态下户口对城乡劳动者就业的影响。研究表明，目前中国的劳动力市场依然存在二元分割；户口是限制农村劳动者进入主要劳动力市场的重要因素之一；拥有城镇户口的劳动者不仅几乎垄断了主要劳动力市场上的就业，而且在次要劳动力市场中也处于有利地位。

【关键词】二元劳动力市场 户口 就业 切换回归模型

【作者】乔明睿 浙江大学经济学院，博士研究生；钱雪亚 浙江大学公共管理学院，教授；姚先国 浙江大学公共管理学院院长、教授。

一、引言

中国因户籍制度而导致劳动力市场分割的状况由来已久，这个问题也一直是学界关注的重点。现有研究(蔡昉等，2001；张展新，2004；姚先国、赖普清，2004；陆益龙，2008)表明，户口对于不同劳动群体在就业、工资、晋升和劳动关系等方面的差异有着显著影响。这些研究大都是基于 2003 年或之前的调查数据展开的，但此后，中国劳动力市场又出现了一些新变化。自 2002 年起，部分省市相继出台户籍改革方案，取消“农业户口”，建立城乡统一的户口登记制度。至 2008 年底，已有 13 个省、自治区、直辖市进行了户籍管理制度改革(龚志言，2008)。随着改革的推进，有舆论认为户口已经越来越不重要了。那么在当前的转型期内，户口是否还有作用？它对劳动者就业有着怎样的影响？这是本文试图回答的问题。

关于劳动力市场分割的一个代表性论述是二元劳动力市场理论(Doeringer 等，1971)。该理论认为，劳动力市场可以分为主要劳动力市场和次要劳动力市场。前者具有工资高、工作条件好、工作稳定、晋升机会较多等特征，而后者恰与此相反。一些学者(Osberg 等，1987；

^{*} 本文是教育部“建立城乡统一的劳动力市场，实现城乡劳动者平等就业研究”项目(批准号：06JZD0014)及浙江省第二次农业普查课题“浙江省农村劳动力流动中的城乡分割研究”的阶段性成果。

Osterman,1975 ;Boston ,1990 ;Oster ,1979)运用人力资本模型、聚类分析、因子分析等多种方法,验证了二元劳动力市场的存在。关于中国劳动力市场分割的实证研究(张展新,2004;郭丛斌,2004)则大多基于人力资本模型进行估计。这些方法有助于简化复杂的劳动力市场分割问题,可以客观反映分割的结构和特征,解释某种因素(如教育)在分割中的作用,或者分解出影响分割的关键因素。然而,这些方法自身也存在着一些缺陷,如基于人力资本模型的估算需要按照事先设定的标准(如按一定的工资金额、行业或职业等)划分样本类别,从而不可避免地导致截断偏差(Cain,1976)和样本选择问题(Heckman,1979);聚类分析结果高度依赖于所选用的变量及变量的类别;因子分析法在因子解释上主观性较强,难以进行统计验证(Leontaridi,1998)。此外,许多研究简单地将某一种行业(职业)完全归入主要劳动力市场或次要劳动力市场,这显然是不符合现实的。

1985年,Dickens和Lang首次运用切换回归模型证明了美国劳动力市场存在二元分割,并在之后的一系列论文中发展了这一方法(Dickens等,1985、1987、1988、1992)。该方法可以在未知分类的情况下估计工资方程,有效避免了截断偏差和样本选择问题,同时又保证了较强的客观性和解释力。本文借鉴这一研究方法,使用2006年中国健康和营养调查数据(CHNS),结合第二次农业普查资料,检验中国劳动力市场分割的状况并重新审视户口对城乡劳动者就业的影响,以期能对现有研究有所改进。

二、模型设定

假定劳动者在进入劳动力市场前能够充分了解各种工作的相关信息;一生中对工作的非经济回报(如工作条件、是否稳定、声誉等)的偏好不变;工作的非经济回报只与工作岗位有关,与个人特征无关。工作的效用来自经济回报和非经济回报两部分,劳动者以效用最大化为原则选择进入主要或次要劳动力市场。在二元劳动力市场下,模型可以概括为:

$$Z_i = X_i \beta_{wi} + \varepsilon_{wi} \quad (1)$$

$$Y_i = \log(w_{pi}) = X_i \beta_{pi} + \theta_{pi} t_i + \varepsilon_{pi} \quad Z_i > 0 \quad (2)$$

$$Y_i = \log(w_{si}) = X_i \beta_{si} + \theta_{si} t_i + \varepsilon_{si} \quad Z_i \leq 0 \quad (3)$$

其中, Z 表示劳动者在主要和次要劳动力市场中工作所获得效用的差额, w 为工资率, X 表示可观测的劳动者个人特征, t 为工作年限, ε 是误差项且服从均值为0的正态分布, β 和 θ 为相应变量的系数。式(1)即所谓的切换方程(或选择方程),式(2)和式(3)分别为主要劳动力市场和次要劳动力市场的工资方程。若 $Z_i > 0$,劳动者选择进入主要劳动力市场,此时其工资由式(2)决定;若 $Z_i \leq 0$,劳动者选择进入次要劳动力市场且工资由式(3)决定。该劳动者进入主要劳动力市场的概率 λ_i 可以表示为:

$$\lambda_i = P(Z_i > 0) = P(\varepsilon_{wi} > -X_i \beta_{wi}) = 1 - \Phi(-X_i \beta_{wi}) \quad (4)$$

Y_i 的概率分布函数为:

$$\begin{aligned} F(Y_i) &= F_p(Y_i | Z_i > 0) \cdot \lambda_i + F_s(Y_i | Z_i \leq 0) \cdot (1 - \lambda_i) \\ &= P(Z_i > 0 | Y_i) \cdot G_p(Y_i) + P(Z_i \leq 0 | Y_i) \cdot G_s(Y_i) \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $F(Y_i)$ 为 Y_i 的分布函数, $G(Y_i)$ 为关于 Y_i 的边缘分布函数。

所以, 样本的对数似然函数为:

$$LF = \ln \left(\prod_{i=1}^n F(Y_i) \right) = \sum_{i=1}^n \ln(F(Y_i)) \quad (6)$$

运用最大似然估计方法, 可以得到 β_p , β_s , β_w 和 σ 的估计值, 进而计算出劳动者进入主要劳动力市场的概率 λ_i 和模型的对数似然函数值 LFV ^①。

三、数据说明及描述

本文使用的数据来自美国北卡罗来纳大学 2006 年进行的中国健康和营养调查 (CHNS), 选用其中的成人和社区数据。这次调查覆盖中国东、中、西部 9 个省份^②的城市和农村, 采用多段随机抽样的方法, 抽样时兼顾不同大小和收入水平的城市或县城, 因而数据具有一定的代表性。数据不仅包含家庭成员健康和营养状况的内容, 还包含有关其个体特征、职业、工作单位、工资等方面的信息, 符合本文研究的需要。

由于不同的人对工作的非经济回报的偏好可能不同^③, 从而会影响其就业选择。为了降低这一因素对分析结果可能造成的影响, 本文选取的样本为年龄在 18~59 周岁、有工作且主要职业为非农业的男性劳动者。同时, 由于切换回归分析要求各观测样本的信息必须是完全的, 本文又剔除了 630 个样本^④。最终, 本文的样本总量为 1 090 个, 几个主要变量的统计描述如表 1 所示。

本文的研究对象是城乡就业差异, 这里“城乡”的概念既可能是地域上的(城市和农村), 也可能是户籍上的(城镇户口和农村户口)。特别是在中国的城市化过程中, 大量居住在农村的劳动者获得了城镇户口, 还有大批的农村户口劳动者进入城镇务工经商, 使得这两种“城乡”更加不易区分。本文将居住地和户籍两个变量都纳入分析当中, 以考察哪一个

① 现实中, 无法观测到 Z_i 的值。但根据式(5), 本文模型在估计参数时并不需要 Z_i 的具体值。因而实际估计过程中, 本文使用了一个代理变量 Y_w , 对于工资较高的样本, 令 $Y_w=1$; 反之, $Y_w=0$ 。根据模型假设, 并在劳动者对非经济回报的偏好相同且能够自由选择工作的条件下, Z_i 的大小主要反映了工资的高低, 故 Y_w 分布的趋势与 Z 接近。这里, Y_w 的值并不是划分主要劳动力市场和次要劳动力市场的标准, 也不参与实际估计过程, 只是作为联系式(1)、式(2)和式(3)的“纽带”。对式(6)运用最大似然估计法, 将同时估计出式(1)、式(2)和式(3)的参数值。这样就避免了采用某些具体指标(如某一工资额, 是否签订劳动合同等)划分主次劳动力市场进行估计所导致的截断偏差和样本选择问题, 对于现有的研究方法是一种改进。

② 具体包括: 辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州。其中, 江苏、山东、湖北、湖南和广西已在 2005 年之前开始户籍改革。

③ 比如, 女性劳动者可能更偏好稳定、有较多闲暇时间的工作, 以照顾家庭。

④ 这些样本主要是缺乏工资数据和社区数据。当然, 这不可避免地会导致样本选择问题。这也是本文的不足之一。

表 1 主要变量的统计描述

变 量	观测量	比例(%)	均值	标准差	变 量	观测量	比例(%)	均值	标准差
居住地					工作经验(年)				
城市=1	495	45.41	0.454	0.498	0~10	167	15.32	23.431	10.986
农村=0	595	54.59			11~20	253	13.21		
户口					21~30	359	32.94		
城镇=1	733	67.25	0.672	0.470	31~40	253	23.21		
农村=0	357	32.75			41~50	58	5.32		
是否未婚					受教育年限				
是=1	116	10.64	0.106	0.309	≤6 年	115	10.55	30.905	10.846
否=0	974	89.36			7~9 年	370	33.95		
是否比同龄人健康					10~12 年	423	38.80		
是=1	808	74.13	0.741	0.438	12 年以上	182	16.70		
否=0	282	25.87			所在社区普通男工日工资*(元)				
小时工资*(元)					20	-	0.10		
2.68	-	0.10			30	-	0.50	30.905	10.846
6.25	-	0.50	8.267	11.739	50	-	0.90		
13.23	-	0.90							

注：* 表示该项在表中列出的是样本分布中变量值及对应的分位点。

意义上的“城乡”更明显地影响劳动力市场分割。婚姻状况也是影响人们就业选择行为的一大因素，结过婚（除未婚外，已婚、离婚、丧偶等情况）的人们可能更倾向于从事高收入、稳定的工作，本文用“是否未婚”这一变量衡量该因素的影响。同时，定义那些“与同龄人相比，感觉自己健康状况非常好或好”的人较为健康。

样本中，56.9%的人具有高中及以上学历。由于 CHNS 调查了个体的具体受教育年限，因而本文无须使用受教育程度换算成受教育年限，样本平均受教育年限为 10.6 年，相当于高中水平。“工作经验”变量按照年龄减去受教育年限再减入学年龄^①进行估算，平均具有 23.4 年的工作经验。样本个体的小时工资^②差距显著，位于 90%分位点的小时工资约为 10%分位点工资的 5 倍。由于省际、城乡之间的经济发展和物价水平各不相同，因而各地的社会平均工资水平也不相同。本文将样本所在社区普通男工的日工资水平作为解释变量之一，以控制地区经济状况对个体工资水平的影响。

四、实证结果及分析

本文首先采用切换回归模型对目前中国劳动力市场的分割状况进行检验，然后对比劳

① 本文假设入学年龄均为 7 岁。
② 小时工资=月平均工资/(4×平均每周工作天数×平均每天工作小时数)。这里，工资指从主要职业工作单位获得的收入，包含了奖金和各种补贴。

动力市场分割状态下的城乡就业差异。

(一) 中国劳动力市场分割的验证

根据二元劳动力市场理论 ,如果劳动力市场是分割的 ,存在主要和次要两个子劳动力市场 ,那么该分割的劳动力市场应当具有以下 3 个特征 ,本文将依次予以检验。

1. 两个子劳动力市场存在两套不同的工资决定机制 ,即两个工资方程比单一个工资方程有更强的解释力。

若劳动力市场是统一的 ,则只存在一个工资方程 ,即 $H_0:\beta_p=\beta_s, \theta_p=\theta_s, \varepsilon_p=\varepsilon_s, \sigma_p=\sigma_s$ 。此时相当于根据人力资本模型进行 OLS 估计 ;若存在两个工资方程 ,本文采用切换回归模型进行估计。估计结果如表 2 所示。

变 量	OLS	Switching Model		
		Primary	Secondary	Switch
受教育年限	0.079*** (0.008)	0.157*** (0.019)	0.044*** (0.007)	0.172** (0.020)
工作经验	0.004 (0.002)	0.013** (0.006)	-0.006*** (0.002)	
居住地	0.151*** (0.039)	0.118 (0.096)	0.006 (0.036)	0.165 (0.145)
户口	0.224*** (0.045)	0.164 (0.129)	0.076** (0.037)	0.045 (0.147)
未婚	-0.184** (0.074)	-0.272 (0.203)	-0.070 (0.058)	-0.098 (0.222)
健康	0.101** (0.044)	0.105 (0.110)	0.107*** (0.038)	-0.045 (0.141)
社区工资	0.228*** (0.048)	-0.040 (0.105)	0.140*** (0.051)	0.300 (0.210)
常数项	-0.138 (0.206)	-1.224** (0.498)	0.647*** (0.201)	-3.500*** (0.743)
对数似然值	-1613.145	-1490.933		

注 :工资方程的被解释变量为小时工资的对数。“社区工资”是所在社区普通男工日工资的对数。***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。括号中为标准误。

地、户口、婚姻、健康等因素都影响工资。因而 ,表现出来只有教育影响了人们的就业选择。

本文采用似然比统计量对特征 1 进行检验。似然比统计量 $LRT=-2(-1613.145+1490.933)=244.424$,且服从自由度为 18 的 χ^2 分布^②。在 1%的显著性水平上 $\chi^2(18)=34.805<$

从 OLS 回归结果看 ,工作经验的系数并不显著 ;未婚的系数显著为负 ,说明未婚的人工资相对更低 ;其他各个解释变量系数均显著为正。从切换回归模型来看 ,主要和次要劳动力市场的工资方程中教育和工作经验的系数都是显著的 ,但主要劳动力市场中的教育回报率约为次要劳动力市场的 3.8 倍 ,并且次要劳动力市场中工作经验的回报为负值。在主要劳动力市场中 ,其他解释变量的影响都不显著 ;而在次要劳动力市场中 ,城镇户口和健康对工资的影响分别为 7.9%和 11.3% ,社区普通男工日工资高 1% ,样本的小时工资约高 14.0%^①。在切换方程中 ,只有教育的系数是显著的 ,说明人们在进入劳动力市场时 ,只认识到教育水平会对今后的工资产生影响 ,并未觉得居住地

① 当被解释变量为对数形式时 ,回归结果的解释参见 Wooldridge , Jeffrey M. , Introductory Econometrics:A Modern Approach (2 edition) , South-Western College Pub , 2002 , p184。

② LRT 服从自由度为 r 的 χ^2 分布 , r 为约束条件的个数。

244.424, 拒绝 H_0 。因此, 两个工资方程比单一个工资方程有更强的解释力, 劳动力市场可能存在分割。

2. 相对于人力资本因素(教育和工作经验), 主要劳动力市场的工资方程是向上倾斜的, 而次要劳动力市场的工资方程相对平缓, 且基本位于主要劳动力市场工资方程下方。

表 2 显示, 主要劳动力市场上的教育回报比整个市场的教育回报要高, 而次要劳动力市场上的教育回报则低于整个市场。同样, 主要劳动力市场上工作经验的回报也相对较高, 而次要劳动力市场上甚至出现了随工作经验增长, 小时工资下降的趋势。图 1 和图 2 直观地反映了主次要劳动力市场及整个市场上小时工资的估计值与教育、工作经验之间的关系。可见, 这也符合劳动力市场分割的特征。

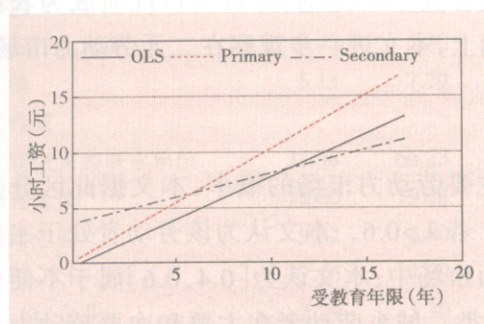


图 1 小时工资的估计值与教育

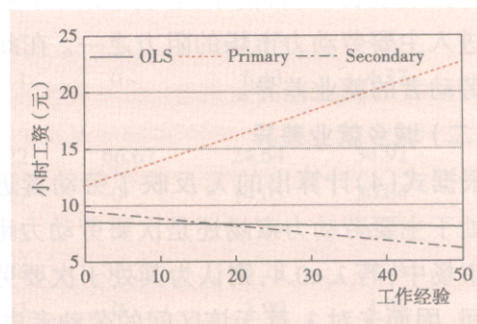


图 2 小时工资的估计值与工作经验

3. 由次要劳动力市场向主要劳动力市场的流动受到限制。若流动是自由的, 分割也将不复存在。

鉴于中国劳动力市场分割的主要形式是城乡分割, 本文重点考察劳动者是否因其“城乡”身份而在这种流动中遇到障碍。表 2 中“居住地”变量在工资方程及切换方程中均不显著, 因而本文主要分析户籍因素对流动的影响。如果假设一城乡劳动者对工作的非经济回报的偏好相同且假设二能够自由选择工作, 那么 Z_i 反映了劳动者在主次要劳动力市场中的工资差。此时, 对于式(1)、式(2)和式(3)中“城镇户口”变量的系数 β_{uw} 、 β_{up} 和 β_{us} , 有:

$$\beta_{up} - \beta_{us} = \beta_{uw} \quad (7)$$

通过检验式(7), 可以推测假设一和假设二是否成立。如果式(7)成立, 说明假设可能成立; 但若式(7)不成立, 则说明假设条件一定不成立, 即影响城乡劳动者选择劳动力市场的因素不仅在于工资差异, 还可能由于他们对主次要劳动力市场的偏好不相同, 或者是存在基于户口的进入障碍。

仍然使用似然比估计进行检验。令切换方程中户口的系数等于工资方程中户口系数之差, 再次估计模型, 此时得到的对数似然函数值为 -1502.207。LRT = $-2(-1502.207 + 1490.933) = 22.548$, 服从自由度为 1 的 χ^2 分布。在 1% 的显著性水平上, $\chi^2(1) = 6.635 < 22.548$, 拒绝系数相等的假设。因而, 工资差异并不是城乡劳动者在选择劳动力市场时的唯一考虑, 还有 4 种

情形在理论上是可能的:(1)城镇户口劳动者更倾向于在次要劳动力市场工作;(2)城镇户口劳动者进入主要劳动力市场时面临障碍;(3)农村户口劳动者更倾向于在次要劳动力市场工作;(4)农村户口劳动者进入主要劳动力市场时面临障碍。然而,结合中国国情和社会常识,前两种情况并不符合实际;第三种情况与国家统计局农民工生活质量调查(国家统计局服务业调查中心,2006)所反映的情况不符,农民工并没有偏好于在次要劳动力市场工作,万向东(2008)的研究也显示60.3%的农民工是被迫选择非正规就业的。因此本文认为,选择工作的“自由度”不足是影响城乡劳动者就业选择的又一重要原因,具体表现为:对于具有相同条件(如教育、健康)的劳动者,农村户口成为限制其中一部分人进入主要劳动力市场的重要因素之一。

检验结果表明,目前中国的劳动力市场的确存在二元分割,并且户口性质成为农村劳动者进入主要劳动力市场的阻力之一。在此基础上,本文进一步观察在二元劳动力市场下,城乡劳动者的就业差异。

(二) 城乡就业差异

根据式(4)计算出的 λ_i 反映了劳动者进入主要劳动力市场的概率,本文据此区分劳动者是处于主要劳动力市场还是次要劳动力市场。若 $\lambda_i > 0.6$,本文认为该劳动者处于主要劳动力市场中;若 $\lambda_i < 0.4$,则认为其处于次要劳动力市场中;本文认为 $[0.4, 0.6]$ 属于不便分类的区间,因而未对 λ_i 落于该区间的劳动者进行分类。城乡劳动者在主要和次要劳动力市场上的就业分布如表3所示。

在1090个样本中,7.61%的人就业于主要劳动力市场,77.06%的人处于次要劳动力市场^①。在主要劳动力市场上,95.18%的劳动者具有城镇户口,仅4.82%的农村户口劳动者进入了该市场;而在次要劳动力市场上,城镇户口劳动者的比例下降到60%,农村户口劳动者的比例则上升至40%。

相对于样本总体的职业分布,主要劳动力市场的就业人员以专业技术人员、企业管理者或行政官员、办公室人员为主,这3种职业的劳动者所占比例约为85.71%;次要劳动力市场上非技术工人、技术工人、服务行业人员和司机所占比例则高于样本平均水平。这与人

① 该结果似乎有悖常理,对此可以从两个方面来理解。一方面,对于许多单位或职业来说,人们通常以为它们属于主要劳动力市场,但实际并非如此。例如,电信业作为国有垄断行业,其员工一般被认为处于主要劳动力市场。但根据我们对某电信公司的了解,其中仅有1/5左右的员工是正式员工,享受高工资高福利;其余大部分员工是合同工或劳务派遣,虽然也有签订劳动合同,但工资和福利待遇都不高,并且与公司不是长期劳动关系。另一方面,本文中影响 λ_i 的主要因素是工资,而中国大部分劳动者的工资是偏低的。以本文为例,样本总体的平均小时工资为8.27元,显著低于主要劳动力市场的15.90元,略高于次要劳动力市场的7.01元。这样的工资分布使得大量劳动者被划入次要劳动力市场。另外,本文的研究目标是观察中国劳动力市场是否存在分割及分割下的就业构成差异, λ_i 仅提供一个划分主、次要劳动力市场的标准,并不是用来测量每个市场的规模。

表 3 城乡劳动者就业分布差异

%

	总体	主要劳动力市场			次要劳动力市场		
		合计	城镇户口	农村户口	合计	城镇户口	农村户口
观测量 (个)	1090	77*	74	3	840*	504	336
构成	100	7.61	95.18	4.82	77.06	60.00	40.00
职业构成							
专业技术人员	17.25	45.45	43.24	100	11.55	15.67	5.36
企业管理者或行政官员	12.29	28.57	29.73	0	9.40	12.50	4.76
办公室人员	10.18	11.69	12.16	0	7.86	10.32	4.17
技术工人	15.50	3.90	4.05	0	18.21	18.65	17.56
非技术工人	22.48	0	0	0	27.38	18.85	40.18
司机	6.42	1.30	1.35	0	7.74	8.33	6.85
服务行业人员	9.72	1.30	1.35	0	11.43	11.31	11.61
其他	6.15	7.79	8.11	0	6.43	4.37	9.52
部门构成							
政府机关和事业单位	31.38	66.23	66.22	66.67	24.64	34.92	9.23
国有企业	15.60	19.48	20.27	0	14.05	20.04	5.06
集体企业	9.82	3.90	4.05	0	11.07	10.91	11.31
私营、个体企业	37.16	7.79	6.76	33.33	44.29	29.76	66.07
“三资”企业	2.29	1.30	1.35	0	1.90	1.98	1.79
其他	3.76	1.30	1.35	0	4.05	2.38	6.55

注：* 表示有 173 个样本的 λ_i 的值落在 $[0.4, 0.6]$ 区间内，本文认为对他们不便进行分类，故而主要劳动力市场和次要劳动力市场的样本数之和不等于样本总数。

们对职业的一般认识也是一致的。再从城乡户口的差别来看，在主要劳动力市场的各个职业上，具有城镇户口的劳动者都占据了绝对优势；而在次要劳动力市场中，与平均就业状况相比，城镇户口劳动者也更多的为技术人员、企业管理者或行政官员、办公室人员、司机、技术工人等，非技术工人和服务行业人员则在农村户口劳动者中所占比例较高。

从工作单位的性质看，主要劳动力市场中政府机关、事业单位和国有企业的比例要高于样本总体的平均水平，集体企业、私营和个体企业所占比例则低于平均水平；而次要劳动力市场中的情形恰好相反。就城乡户口差别而言，在主要劳动力市场中，城镇户口劳动者在各种类型工作单位中的人数均多于农村户口劳动者，且主要在政府机关、事业单位和国有企业工作；而在次要劳动力市场中，城镇户口劳动者在政府机关、事业单位和国有企业工作的比例也高于农村户口劳动者，后者则多集中在集体企业、私营和个体企业。

总之，基于户口，城乡劳动者在就业的职业和工作单位上都体现出了巨大差异。主要劳动力市场几乎被城镇户口劳动者所垄断。拥有城镇户口，不仅对于进入主要劳动力市场工作来说是必要的，甚至对于在次要劳动力市场中的就业也更有利。相对于平均水平而言，城镇户口劳动者从事更“好”的职业，在更“好”的单位工作。

另外值得注意的是,表 3 还反映出,同一职业或同一性质工作单位的劳动者可能处于不同的子劳动力市场上。以国有企业为例,一般认为其员工处于主要劳动力市场。但本文的估计结果显示,仅 8.82% 的国有企业员工处于主要劳动力市场,69.41% 处于次要劳动力市场^①。与一些研究简单按照职业或工作单位性质划分主要和次要劳动力市场的做法相比,本文的结果可能更接近现实。

五、结 论

本文利用 2006 年 CHNS 数据并采用切换回归模型,对中国劳动力市场状况及户口的作用进行了判断。研究结果表明,目前中国劳动力市场依然具有二元分割的特征;户口对劳动力市场分割的作用也还不可忽视,户口是限制农村劳动者进入主要劳动力市场的重要因素之一,拥有城镇户口的劳动者在从事职业和工作单位上都具有明显优势,他们不仅几乎垄断了主要劳动力市场上的就业,而且在次要劳动力市场中也处于有利地位。

由此可见,在当前户籍管理制度的转型期间,户口的影响依然存在,劳动力市场分割的状况也未得到根本性的改善。但要彻底消除户口对城乡劳动者就业差异的影响并不仅仅是取消“农业户口”就可以实现的。假设 2006 年全国各地都取消了“农业户口”,统一为“居民户口”,虽然本文中“户口”变量不能再被检验,但只要劳动者的其他个人特征和全国就业环境不变,有理由相信本文所验证的分割依然存在。户口只是一个符号,却有着丰富的含义:城镇户口意味着享受国家在资源配置政策、就业政策、社会保障政策和价格政策上的优惠。如果户籍改革只是将户口由显性符号变为隐形符号,而不改变其含义,那么改革的目标也将不能实现。因此,建立城乡统一的劳动力市场不是一个一蹴而就的过程,需要政府多方面政策的配套改革和城乡劳动者人力资本的共同提升。

本文还存在一些局限和不足。比如,由于数据的局限和模型的要求,本文删除了信息不完全的样本,不可避免地会存在样本选择问题;估计模型比较简单,未包含非线性变量;模型中方程误差项的同方差性还需进一步检验。此外,本文仅处理了分割是二元时的情形,虽然能较好地简化模型,便于分析问题,但劳动力市场现实的分割状况可能是多元的(朱镜德,2001;李建民,2002)。这些都是我们在未来研究中需要改进的。

参考文献:

1. 蔡昉等(2001):《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》,第 12 期。
2. 郭丛斌(2004):《二元制劳动力市场分割理论在中国的验证》,《教育与经济》,第 3 期。
3. 国家统计局服务业调查中心(2006):《农民工生活质量调查》,国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn>),10 月。

① 一般认为,专业技术人员、企业管理者、行政官员、办公室人员,以及在政府机关、事业单位和国有企业工作,拥有较高的工资和福利,较好的工作条件和社会声誉。

4. 龚志言(2008):《中国出台系列户改措施 13 省市区取消农业户口》,中新网(<http://www.Chinanews.com.cn>)。
5. 李建民(2002):《中国劳动力市场多重分割及其对劳动力供求的影响》,《中国人口科学》,第 2 期。
6. 陆益龙(2008):《户口还起作用吗——户籍制度与社会分层和流动》,《中国社会科学》,第 1 期。
7. 万向东(2008):《农民工非正式就业的进入条件与效果》,《管理世界》,第 1 期。
8. 姚先国、赖普清(2008):《中国劳资关系的城乡户籍差异》,《经济研究》,第 7 期。
9. 朱镜德(2004):《现阶段中国劳动力流动模式、就业政策与经济发展》,《中国人口科学》,第 4 期。
10. 张展新(2004):《劳动力市场的产业分割与劳动人口流动》,《中国人口科学》,第 2 期。
11. Boston, T. D.(1990),Segmented Labour Markets: New Evidence from a Study of Four Race-gender Groups. *Industrial and Labour Relations Review*. 44(1),99-115.
12. Cain, G.(1976),The Challenge of Segmented Labor Market Theories to Orthodox Theory. *Journal of Economic Literature*.14(4),1215-1257.
13. Dickens, W. T. and Lang, K.(1985),A Test of Dual Labour Market Theory.*American Economic Review*. 75(4),792-805.
14. Dickens, W. T. and Lang, K.(1987),A Goodness of Fit Test of Dual Labour Market Theory,NBER Working Paper, No.2350.
15. Dickens,W.T.and Lang, K.(1988),Labor Market Segmentation and the Union Wage Premium. *Review of Economics and Statistics*.70(3),527-530.
16. Dickens, W. T. and Lang, K.(1992),Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering the Evidence, NBER Working Paper, No. 4087.
17. Doeringer, P. B. and Piore, M. J.(1971),Internal Labor Markets and Manpower Analysis,Lexington: Lexington Books.
18. Heckman, J. J.(1979),Sample Selection as a Specification Error. *Econometrica*.47(1),153-161.
19. Leontaridi, M. R.(1998),Segmented Labour Markets: Theory and Evidence.*Journal of Economic Surveys*.12(1),63-101.
20. Osberg, L., Apostle, R. and Clairmont, D.(1987),Segmented Labour Markets and the Estimation of Wage Functions. *Applied Economics*.19(12),1603-1624.
21. Oster, G.(1979),A Factor Analytic Test of the Theory of the Dual Economy.*Review of Economics and Statistics*.61(1),33-39.
22. Osterman, P.(1975),An Empirical Study of Labour Market Segmentation. *Industrial and Labour Relations Review*. 28(4),508-523.
23. Wooldridge,J. M.(2002),Introductory Econometrics: A Modern Approach(2 edition), South-Western College Pub.

(责任编辑 朱 犁)

ABSTRACTS

China's Future Demographic Dividend Digging New Source of Economic Growth

Cai Fang • 2 •

This paper starts with the retrospect of demographic dividend as a significant contributor to China's economic growth during the past 30 years. It intends to discuss how China will retain the sustainability of fast growth at the new development stage characterized by slow-down of increase of working age population, gradual disappearance of surplus rural labor force, and acceleration of population aging. The proposition of the paper is that while the first demographic dividend diminishes as a result of demographic transition, the second type of demographic dividend can be created and obtained and the so-called demographic debt can be avoided if the following conditions can be created: (1) deepening education to enhance labor productivity (2) extending competitive advantage of Chinese industries to sustain economic growth, (3) establishing fully funded pension scheme to dig new source of savings, and (4) activating labor market institutions to expand stock of labor resource and human capital.

Technological Progress, Endogenous Population Growth and Structural Change

Xu Zhaoyang Justin Yifu Lin • 11 •

This paper studies the Industrial Revolution, endogenous population growth and structure change in a unified theoretical framework. It shows that the Industrial Revolution changed the relative prices of necessities to unnecessities and thus determined the transition of population and industrial structure as well as the great jump of human being from "Malthus trap" to modern economic growth.

The Impact of Structural Change and Diversity of China's Industry on Unemployment

Huang Qian • 22 •

This paper uses the 1997–2006 provincial industrial and employment data to examine the impact of industrial structure change and diversity on the employment. The findings indicate that the structure changes of the manufacturing sector raise unemployment rate, but the structure changes of the services sector lower unemployment rate. The structure changes of the whole industry raise unemployment rate. Industrial diversity is negatively related to unemployment rate. The specialization of manufacture industry is positively related to unemployment rate, while the specialization of construction and wholesale and retail industries are negatively related to unemployment rate. In addition, the growth of economy, the average education of labor force and the size of private sector are negatively related to unemployment rate.

Labor Market Segmentation, Hukou and Urban-Rural Difference in Employment

Qiao Mingrui Qian Xueya Yao Xianguo • 32 •

Using the CHNS data and switching regression model, the paper tests whether Chinese labor market is segmented, and analyzes how hukou system influences urban-rural difference in employment. The results indicate that dual labor market exists in China at present, and hukou is one of the most important factors that prevent rural workers from being employed in primary labor market. In addition, urban hukou holders have big advantage over rural hukou holders not only in primary labor market but also in secondary labor market, and the differences in employment between the two groups of labor force are obvious.

The Impact of Dependence Ratio on Household Savings Rate

Zhong Shuiying Li Kui • 42 •

By using dynamic provincial panel data with two-step system GMM method, this paper estimates and analyzes the effect of dependence ratio on savings rate on the basis of Life-cycle Hypothesis. It is found that the decline of dependence ratio of raising children is one of the important reasons for the enhancement in household savings rate. The dependence ratio of the elderly does not significantly affect savings rate. The increase of savings rate was mainly due to the rapid decline of the load of raising children.

An Estimate of the Burdens Workers Will Shoulder in the Aging Future

Zhou Weibing • 52 •

This paper constructs an actuarial model to predict the theoretical dependency ratio and the real dependency ratio. The result shows that