

中国城市正规就业与非正规就业的工资差异 ——基于非正规就业异质性的收入差距分解

屈小博*

摘要:本文使用2010年中国城市劳动力抽样调查数据,考虑非正规就业内部异质性分解了不同就业类型的工资差距来源。结果表明:在控制了就业的选择偏误和个人特征后,虽然不能解释正规就业者与非正规受雇者工资差异来源的全部,但两类就业群体工资差异的大部分被个人可观测特征所解释。其中,特征效应占79.3%,分割效应解释了20.7%的工资差异来源;正规就业者和自我经营者的收入差异则完全可以由两类就业群体之间的特征差异来解释。这在一定程度上反映出劳动力市场是竞争且具有一定效率的,政策调节的重点应根据劳动者的可观测特征,实施市场为导向的措施来减少劳动力市场上的工资性收入差距。

关键词:非正规就业 异质性 收入差距分解

JEL 分类号:J21, J42 **中图分类号:**F244

文献标识码:A **文章编号:**1000-6249(2012)04-0032-011

一、引言

经济转型、市场竞争的结果之一是传统的国有集体经济部门比重明显减小,新兴部门则发展壮大。这使得劳动力资源配置效率提高和劳动力市场灵活性上升同时发生。其他转型国家也都无一例外地经历了这种灵活性上升、安全性下降的劳动力市场变化(卡则斯等,2005)。新兴部门内这个日渐增大的劳动群体,被广泛称为“非正规就业者”或“灵活就业者”。蔡昉等(2004)利用中国官方统计体系的数据,对非正规就业的规模进行了推算,虽有误差,由于口径一致,还是能从中看出非正规化的变动方向:非正规就业者在2002年达到峰值,在所有的城镇就业中,大约占39%。还有研究者利用微观数据,描述了非正规就业群体的就业特征:工作时间长、工资水平低、岗位不稳定且缺少社会福利(吴要武、蔡昉,2006)。

许多文献将非正规就业视为双层劳动力市场的从属或弱势部分(如Mazumdar,1983)。非正规就业也被视为经济的缓冲部门,尤其是出现失业增加、经济波动或经济衰退的时候(Portes and Schaunffler,1993)。这两种观点都暗含地认为,正规就业与非正规就业之间存在着分割。然而,这种观点逐渐受到了来自转型国家的经验研究的挑战。许多研究表明,在拉美地区,非正规就业被发现是人们的理性选择。由于劳动者的个人禀赋和素质方面的特征,人们愿意选择从事非正规就业,接受灵活的就业形式,从事的工作是非全日制、工作时间不固定,有的甚至是较低的工资水平(Carneiro and Henley,2001;Maloney,1999;Marcouiller *et al.*,1997;Saavedra and Chong,1999)。

关于从事非正规就业是劳动者的自愿选择还是无法进入正规就业的无奈选择。这一问题,过去10年出现了截然不同的观点。新自由主义强调灵活的劳动力市场带来的有利方面,认为个人和企业通过“非正规”就业这一理性的选择来逃避过度的政府监管,非正规部门可能是不断创造就业机会的源泉(Chen,2001)。尤其是为正规经济部门或传统经济提供服务的非正规就业形式,可能也是促进中国第三

* 屈小博,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,劳动与人力资本研究室,Email:quxb@cass.org.cn;通讯地址:北京建国门内大街5号中国社会科学院,邮编:100732;本文是中国社会科学院青年科研启动基金项目“非正规就业对城镇收入差距的影响”(2011-129)的研究成果;感谢两位匿名审稿人的建议和评论。当然,文责自负。

产业迅速发展的一个源泉。这一现象是经济中长期存在的结构性特征(蔡昉,2007),需要对不同制度和发育特征的非正规就业现象本身进行深入的认识和分析。对非正规就业的评价不同则有着不同的政策含义。如果非正规就业劣于正规就业,那么非正规就业的兴起和扩大就意味着劳动力市场的效率损失或市场扭曲。相反若非正规就业主要是人们的自主选择而非市场分割所致,那么,从一个侧面则能反映出劳动力市场是有一定效率并具有灵活性的。

大多数研究普遍描述的非正规就业的特征是就业中缺乏就业稳定性。如,非正规就业可以包括受雇佣的工作(通常是非全日制或工作时间不固定),没有劳动合同或社会保障,也可以包括进入门槛较低、资本投入较少而投资回报较低的自主经营的工作(Chen,2008)。虽然自我经营者通常被划为非正规经济范畴,但其可能属于非传统的动态部门或为正规经济服务的部门。针对中国的经验研究也表明,自我经营者通过延长工作时间,获得了高于工资收入者的月收入(王德文和蔡昉,2008)。

评价非正规就业主要是由于劳动力市场的分割或市场扭曲而无法进入正规就业的无奈选择,还是劳动者自主的选择,检验正规就业与非正规就业之间的分割程度,是评判这两种观点的关键所在(Dickens and Lang,1985)。同时,不同就业类型工资收入差异的主要来源,可以为判断劳动力市场的分割或有效程度提供一定的佐证。本文下面的部分使用2010年中国城市劳动力抽样调查数据实证分析正规就业者与非正规就业者的工资差异,有助于从一个侧面来理解中国劳动力市场的发育程度。

二、数据来源、说明与描述

本文使用2010年中国城市劳动力抽样调查(CULS3)数据。中国城市劳动力抽样调查(CULS)于2001、2005、2010年已经进行了三轮。这个调查采用了国际劳工组织(ILO)对就业的定义,CULS3更加系统地把非正规就业识别包含在调查设计中。由于第三轮中国城市劳动力调查在就业者的工作单位类型、劳动合同签订、社会保障、工作身份、工作地点、工作单位人数规模等指标上有更为系统地测量,更好的反映了中国劳动力市场就业的特征。因此,CULS3是目前识别与非正规就业相关变量和指标的最好数据来源。

CULS3调查包括上海、武汉、沈阳、福州、西安和广州6个城市,CULS1和CULS2调查包括前5个城市,第三轮调查增加了广州市。广州是遭受2008年国际金融危机冲击比较严重的城市,也是外来迁移劳动力就业比重较大的城市。CULS3抽样是在国家统计局的协助下采用多阶段整群概率抽样,6个城市共调查了本地家庭4273户,外来家庭3637户,本地个人12335个样本,外来个人8094个样本。抽样同时考虑了每个城市人口规模差异的因素,其中上海抽样41个社区、武汉20个社区、沈阳20个社区、福州14个社区、西安14个社区、广州25个社区。每个户主都被问及关于家庭的信息,同时每个家庭成员都接受了单独访问。

CULS3数据可用来考察城镇劳动力市场的就业选择和工资收入的决定因素,诸如个人和家庭特征等因素作为控制变量,在影响劳动力市场结果(就业选择、工资及其收入差距)时是否起到了主要作用。正规与非正规就业之间工资差距主要由个人和家庭特征解释还是主要由两类就业者就业类别差异所解释(即工资决定因素的系数),考察劳动力市场分割对劳动者进入非正规就业选择的影响程度,有助于在一定程度上理解劳动力市场转型和发育的结果。同时,CULS3样本数据还提供了分别考察非正规就业内部两类不同就业群体——非正规受雇者和自我经营者的就业选择和工资决定因素,有助于理解非正规就业及其工资差距所反映的劳动力市场发育状况及政策含义。

分析非正规就业及其工资差距时面临的第一个困难是如何根据现有数据识别非正规就业者^①。本文

^① 已有研究关于非正规的定义有基于企业的,也有基于就业的。本文是基于与就业相关的定义,并且这一识别标准在世界银行和国际劳工组织(ILO)组织的有关非正规就业的研讨会上多次论证。

对非正规就业的定义采用 CULS3 调查数据的一组指标来识别。首先,非正规就业内部分为两类:非正规受雇者和自我经营者。根据 CULS3 调查,自我经营者很容易识别,即根据调查问卷“您的工作身份?”选项中的“自我经营者”来识别。其次,非正规受雇者由于存在多种情况,我们用一组指标来进行识别,使各类就业者在识别时做到不重不漏。具体包括:(1)如果就业者的工作身份是单位或个体雇员,并且没有签订劳动合同或者签订的是劳务派遣合同,定义为非正规受雇者;(2)如果就业者的工作身份选择单位或个体雇员,并且同雇主签订的是以完成一定工作任务为期限的劳动合同,并且合同期限在一年以下的,定义为非正规受雇者;(3)如果就业者的工作身份选择单位或个体雇员,并且工作单位人数为 1 人或 2-7 人以下,定义为非正规受雇者;(4)如果就业者的工作身份是家庭帮工,定义为非正规受雇者。需要说明的是,如果就业者的工作身份是机关(事业)单位正式职工,定义为正规就业者。

表 1 CULS3 样本数据的描述性统计(16-60 岁)

	正规就业者	非正规受雇者	自我经营者
年龄(岁)	38.3	34.1	37.8
男性(%)	58.7	51.0	56.2
已婚(%)	80.8	75.3	90.1
小学及小学以下(%)	1.94	6.88	11.74
初中(%)	16.7	45.9	55.5
高中(%)	36.8	31.5	27.6
大专(%)	22.1	10.9	3.70
大学及以上(%)	22.5	5.01	1.60
父亲或母亲上过高中(%)	22.52	14.20	14.06
家中 6 岁以下小孩(%)	12.02	13.35	16.20
家中 7~16 岁小孩(%)	27.52	15.26	21.34
家中 65 岁以上的老人(%)	6.56	8.12	1.76
受教育年限(年)	13.1	10.5	9.5
工作经验(年)	19.2	17.3	21.9
月工资性收入(元/月)	2654.8	2576.5	2590.5
小时工资(元/小时)	14.7	12.1	10.7
月工作小时(小时/月)	185.5	212.3	242.1
样本数	5278	3867	1890

注:表中各变量的统计结果均经过加权处理,以下回归估计同样。

表 1 是根据上述定义对样本数据三种类型就业者进行的描述性统计结果。其中,非正规就业者在所调查城市全部劳动者(16-60 岁)^①样本的比例为 48.6%,其中非正规受雇者为 32.7%,自我经营者为 15.9%。从表 1 样本变量描述性结果可以看出,正规就业者与自我经营者的年龄基本接近,高于非正规受雇者的平均年龄。在性别方面,男性和女性在就业特征方面存在差异,男性在三类就业类型中比例均稍高于女性,相对而言,男性更有可能成为正规就业者和自我经营者。在正规就业者、非正规受雇者和自我经营者中,已婚者都占了较大比例,自我经营者已婚比例最高。

表 1 显示,不同就业类型者的受教育程度存在较大差异。正规就业者的整体受教育水平最高,其中,正规就业者中,小学及以下比例仅为 1.94%,明显低于非正规受雇者、自我经营者的 6.88%、11.74%。正规就业者中初中文化程度的比例为 16.7%,远低于非正规受雇者和自我经营者的 45.9% 和 55.5%,初中

^① 全部劳动者(16-60 岁)的样本为 11831,包括正规就业者、非正规受雇者、自我经营者以及退出劳动力市场者。

受教育程度是这两类就业者中教育程度比重最高的。高中教育水平的比重在三种就业类型之间所占比重分别为 36.8%、31.5% 和 27.6%。而大专和大学及其以上受教育水平,在正规就业者中 22.1% 和 22.5% 的比重就远高于非正规受雇者的 10.9% 和 5.01%、自我经营者的 3.7% 和 1.6%,统计结果表明受教育程度越高的就业者越容易成为正规就业者。非正规受雇者和自我经营者小学及高中以上受教育程度的比重小,初中和高中教育水平的比重大。从受教育年限也能看出,正规就业者的受教育年限为 13.1,分别高于非正规就业者和自我经营者。正规就业者月工资性收入为 2654.8 元,分别高于非正规受雇者的 2576.5 元和自我经营者的 2590.5 元。虽然自我经营者月收入高于非正规受雇者,但自我经营者的工作时间最长,月工作小时为 242.1,非正规受雇的工作时间为 212.3 小时/月,而正规就业者的工作时间只有 185.5 小时/月。正规就业者的小时工资分别高于非正规受雇者和自我经营者的小时工资。

表 1 还考察了不同类型就业者的人口和家庭结构的差异,在抚养幼儿方面,自我经营者的比例高于其他就业类型。在学龄孩子方面,正规就业者的比例最高。在抚养老人方面,自我经营所占比例最低,正规就业者和非正规受雇者差异较小。

三、分解与估计方法

由于正规就业者与非正规就业者在工作时间方面存在的明显差异,以及非正规就业内部非正规受雇者与自我经营者之间的异质性,本文将正规就业与非正规就业工资差距分解细分为正规就业者与非正规受雇者、正规就业者与自我经营者来分别考察。估计小时工资方程时,由于存在自选择性问题,产生这类问题的原因是由于不同就业类型的劳动者的分布并不是随机的,不同的就业类型很有可能是自选择性的结果,导致 OLS 结果的不一致。因此,必须纠正自选择性问题产生的估计偏差。

根据本文的研究目的,劳动力市场就业类型可分为四种选择:正规就业者、非正规受雇者、自我经营者及其他(退出劳动力市场者)。^① 当考虑多元就业类型时,Heckman(1979)纠正选择偏误的方法就不再适用。Lee(1983),Gordan B. Dahl(2002),Bourguignon *et al.* (2001) 针对多元就业类型扩展了纠正自选择性偏差的计量方法。这些学者提出的纠正选择偏误方法,对小时工资方程的误差项与就业选择方程的误差项的协方差是否线性有着不同假设,因而这些处理方法各有优劣。相对而言, Lee(1983) 的处理方法在操作上更容易实现,并且这种纠正多元选择偏误的方法在小样本估计中效果较好(Bourguignon *et al.*, 2004)。Lee(1983) 处理方法是不同就业类型选择的误差项归在一起,并假设小时工资方程的误差项与所有就业类型的误差项都具有同方向的相关性。应用 Lee(1983) 提出的纠正样本选择偏误方法,第一步首先用多元 Logit 模型估计劳动者选择不同就业类型的概率,然后,在估计就业选择概率模型的基础上,计算出选择项,第二步将选择项加入到要估计的小时工资方程,从而得到一致的估计。就业选择概率模型可表示为:

^① 关于劳动力市场的就业类型选择问题,若坚持就业选择是按“次序”的(如 Meng and Schmidt, 1985),即进入劳动力市场与否同进入后选择哪种就业形式顺序是序贯的。这种观点,以本文为例,我们可以有这样研究思路:劳动者个体首先选择是从事工资性就业还是自营性就业,在此基础上再决定是选择在正规部门工作还是非正规部门工作,则可应用二分 probit 模型估计就业选择。若为了说明工资性劳动者与非工资参与者的就业决定及其在正规部门或非正规部门的两种不同类型的就业选择,即正规部门工资性工作、非正规部门工资性工作和其他(包括退出劳动力市场者和自营性劳动者等)三种就业选择(例如 Aslam and Kingdon, 2009),则可应用多元 logit 模型来纠正选择偏误。本文现在的研究思路本质上属于后者,与以往研究文献不同的是,首先,正规部门与非正规部门是基于企业或单位类型特征定义和识别的,正规就业与非正规就业则是基于就业特征定义和识别的,因为在中国的国有企业甚至事业单位等正规部门存在着许多的非正规就业,如保洁、保安、后勤服务人员等,按照不同就业特征更能反映中国劳动力市场的特征。其次,本文想更深入的分解非正规就业内部的差异;因而采用 Lee(1983) 多元选择方法估计正规就业者、非正规受雇者、自我经营者及其他(劳动力市场非参与者)等四种就业选择,这种思路是对 Lee(1983) 研究方法的一种应用和尝试。

$$P_s = \alpha_{0s} + \alpha_s Z_s + \delta_s$$

其中, $s = 1, 2, 3, 4$, 分别表示非正规就业、非正规受雇就业、自我经营和退出劳动力市场者(劳动力市场非参与者)四种就业类型。当 $P_s > \text{Max}P_j$ 时, $P_s = 1$, 也就是选择的就业类型, $s, j = 1, 2, 3, 4, j \neq s$ 。

不同就业类型的小时工资方程仍然采用扩展的 Mincer 工资方程:

$$W_s = \beta_{0s} + \beta_s X_s + u_s$$

x_s 为一组解释变量, 包括性别、受教育年限、经验和经验平方项以及控制了地区差异的虚拟变量。因为退出劳动力市场者没有工资收入, 因此, $s \neq 4$ 。对 $s = 1, 2, 3$ 就业类型的从业人员来说, 小时工资的条件期望为:

$$E(W_s) = E(\beta_{0s} + \beta_s X_s + u_s | \varepsilon_s > \text{Max}I_j)$$

令 $\varepsilon_s = \text{Max}P_j - \delta_s$, 有 $E(W_s) = E(\beta_{0s} + \beta_s X_s + u_s | p_s < \alpha_{0s} + \alpha_s Z_s)$ 。假设 $\delta_s (s = 1, 2, 4)$ 服从极值 I 分布。应用 $\varepsilon_s^* = \Phi^{-1}(F_s(\varepsilon))$, 可以将 ε_s 转换为服从标准正态分布的随机变量, 则小时工资的条件期望可以改写为:

$$E(W_s) = E(\beta_{0s} + \beta_s X_s + u_s | \varepsilon_s^* < \Phi^{-1}(F(\alpha_{0s} + \alpha_s Z_s)))$$

从而小时工资方程可以表示为:

$$W_s = \beta_{0s} + \beta_s X_s - \kappa_s \rho_s \phi[\Phi^{-1}(F(\alpha_{0s} + \alpha_s Z_s))] / F(\alpha_{0s} + \alpha_s Z_s) + \sigma_s$$

$F(\alpha_{0s} + \alpha_s Z_s)$ 为选择就业类型的 s 概率, ρ_s 为 u_s 和 ε_s^* 的相关系数, $\phi[\Phi^{-1}(F(\alpha_{0s} + \alpha_s Z_s))] / F(\alpha_{0s} + \alpha_s Z_s)$ 为选择项 λ 。

估计三种不同就业类型的小时工资方程后, 第三步需要对不同就业类型的工资差距进行分解。常用的 Blinder - Oaxaca 分解方法将两组人群的收入差异分解为特征差异(由解释变量数量差异可解释的部分)和系数差异(不可观测因素解释的部分)。但是考虑到正规就业者和非正规就业者在工作时间上的较大差异(表 1), 可能进而影响到两类就业者之间的工资差异, 所以分析工作时间对工资差距的影响是非常必要的。Bourguignon *et al.* (2001) 对 Blinder - Oaxaca 分解方法进行了扩展, 将两类人群的收入差距进一步分解为三个部分: 特征效应、就业效应和工作时间效应。本文采用这一分解方法分析正规就业者与非正规受雇者、正规就业者与自我经营者、非正规受雇者与自我经营者的工资收入差距。

根据 Bourguignon *et al.* (2001) 提出的分解方法, 分别估计正规就业者、非正规受雇者和自我经营者的工资方程。这里, 用下标 F, I 和 R 分别代表正规就业者、非正规受雇者和自我经营者, i 代表不同个体。非正规受雇者的月工资收入可以表示为:

$$y_I^i = h_I^i \times w_I^i = H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I) \times W(X_I^i, u_I^i; \beta_I)$$

这里, y_I^i, h_I^i, w_I^i 分别表示非正规受雇者的月工资收入、月工作小时和小时工资。其工作小时方程可以表示为: $H_I = \varphi_0 + \varphi_I Z_I + \omega_I$, 即 $h_I^i = H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I)$ 。其中, Z_I^i 和 ω_I^i 分别表示非正规受雇者 i 可观测的特征变量和不可观测的因素, φ_I 为工作小时方程估计的系数。小时工资可以从前面的 $W_s = \beta_{0s} + \beta_s X_s + u_s$ 中得到, 即 $w_I^i = W(X_I^i, u_I^i; \beta_I)$ 。同理, 正规就业者的月工资收入也可以表示为:

$$y_F^i = h_F^i \times w_F^i = H(Z_F^i, \omega_F^i; \varphi_F) \times W(X_F^i, u_F^i; \beta_F)$$

因此, 根据 Bourguignon *et al.* (2001) 的分解方法, 对正规就业者与非正规受雇者的工资差异可以分解为以下三个部分:

- (1) 特征效应: $H(Z_F^i, \omega_F^i; \varphi_F) \times W(X_F^i, u_F^i; \beta_F) - H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I) \times W(X_I^i, u_I^i; \beta_I)$;
- (2) 就业类别效应: $H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I) \times W(X_F^i, u_F^i; \beta_F) - H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I) \times W(X_I^i, u_I^i; \beta_I)$;
- (3) 工作时间效应: $H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I) \times W(X_I^i, u_I^i; \beta_I) - H(Z_I^i, \omega_I^i; \varphi_I) \times W(X_I^i, u_I^i; \beta_I)$;

其中, 特征效应用来衡量正规就业者与非正规受雇者因可观测特征差异而导致的工资差距, 就业类别效应用来衡量正规就业者与非正规受雇者在拥有相同的特征并工作时间相等的情况下, 两类就业者的工资差异。工作时间效应用来衡量正规就业者与非正规就业者在具有相同特征和小时工资的情况下, 由

于工作时间差异而产生的工资差异。从上述理论模型可以看出,由于就业类别效应和工作时间效应是由估计系数差异所造成的,而这反映了劳动力市场的分割程度,因此,就业类别效应和工作时间效应之和就构成了分割效应。

四、考虑非正规就业内部异质性的工资差距分解

分解方法中第一步是对劳动者就业选择的多元 logit 概率模型进行估计,以退出劳动力市场者为参照。需要说明的是,在我们的样本中真正失业的比例很低,只有 1% 左右,我们将主动退出劳动力市场和被动退出劳动力市场者共同归为退出劳动力市场者(即劳动力市场非参与者),并作为其他就业类型的参照。从表 2 估计结果可以看出,女性从事正规就业的边际效应的概率低于男性 9.3 个百分点,而女性从事非正规受雇就业的可能性高与男性 3.9 个百分点。与女性相比较,男性成为自我经营者的概率只略高于女性 0.6%。已婚特征对就业类型的选择也有一定的解释作用,相对未婚者而言,已婚劳动者从事非正规受雇工作的概率降低 5.9 个百分点,而从事正规就业的概率会增加 3.8 个百分点,成为自我经营者的可能性只略微提高 1.2%。因此,已婚者对就业的稳定性也高于未婚者,从事正规就业的概率高于非正规受雇者和自我经营者。

受教育水平的提高能够显著增加选择正规就业的概率。而随着受教育年限的增加,从事非正规就业的可能性会有所降低。从表 2 可以看出,受教育年限每增加一个百分点,劳动者从事正规就业选择概率会增加 3.9 个百分点,而从事非正规受雇者的选择概率会减小 2.8 百分点,成为自我雇佣者的可能性也会降低 1.3 个百分点。这说明随着劳动者人力资本的提高会显著降低就业的非正规性选择的可能性。因此,提高劳动者的受教育程度即人力资本水平是增强劳动力市场正规性的一个有效措施,而且是符合市场机制的措施。这在一定程度上反映了劳动力市场配置作用与劳动者自主选择的结果。

表 2 就业类型的多元 Logit 模型估计(边际效应)

	正规就业者	非正规受雇者	自我经营者
性别(男性=1)	0.093*** (0.009)	-0.039*** (0.008)	0.006** (0.003)
已婚	0.038* (0.022)	-0.059*** (0.018)	0.012*** (0.003)
受教育年限	0.039*** (0.002)	-0.028** (0.012)	-0.013* (0.007)
年龄	0.057*** (0.005)	-0.027*** (0.007)	-0.008** (0.004)
年龄平方	-0.0001*** (0.00003)	0.0002*** (0.00005)	2.07e-06(0.00001)
健康状况(健康状况好=1)	0.074** (0.036)	-0.082* (0.046)	0.014** (0.006)
父亲或母亲上过高中	0.024*** (0.006)	-0.012(0.010)	-0.007(0.005)
家中 6 岁以下小孩	0.004(0.012)	0.021(0.018)	-0.011** (0.005)
家中 7-16 岁小孩	-0.015(0.013)	0.014(0.012)	-0.007** (0.003)
家中 65 岁以上老人	-0.035*** (0.011)	0.003(0.017)	-0.002(0.004)
沈阳(上海=0)	-0.05*** (0.013)	-0.031*** (0.010)	-0.025* (0.015)
福州(上海=0)	-0.027*** (0.008)	-0.034*** (0.010)	-0.013*** (0.003)
广州(上海=0)	0.031*** (0.010)	0.072*** (0.008)	0.014*** (0.003)
武汉(上海=0)	-0.041*** (0.005)	-0.039*** (0.008)	-0.003(0.002)
西安(上海=0)	-0.044*** (0.010)	-0.057*** (0.014)	-0.002(0.003)
伪 R ²		0.1356	
观察值数		11831	

注:括号内为标准误;***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的显著性水平。

除了劳动者的受教育年限对就业选择的显著影响外,父母的受教育程度对就业者就业类型的选择也有显著地影响。表2显示,如果父母接受过高中程度的教育水平,那么子女选择从事正规就业的概率会增加2.4%,而从事非正规就业的劳动者,包括非正规受雇者和自我经营者都会有所降低。另外,工作经验的代理变量年龄也显著影响一个家庭经济活动人口的就业类型。其中,从事正规就业的概率随着年龄的增长而提高,并且增加的比例为5.7%。同时,年龄对劳动者从事非正规受雇工作和自我经营工作的选择的影响显著为负。

表2的估计结果显示,家庭人口结构中6岁以下小孩数量和7~16岁小孩数量对劳动者选择正规就业和非正规受雇工作没有显著影响,但对选择自我经营工作有影响,这可能因为成为自我经营者与照顾6岁以下小孩或7~16岁小孩在时间上会有所冲突。家庭人口结构中65岁以上老人数量显著影响劳动者从事正规就业的可能性。而对选择非正规受雇者和自我经营者没有影响,这可能因为从事非正规就业主要源于劳动者自身特征选择。表2还显示,即使控制了个人和家庭特征之后,劳动者就业类型选择的地区差异依然存在。

表3 不同就业类型者的月工作时间估计结果

	正规就业者	非正规受雇者	自我经营者
性别(男性=1)	6.41*** (1.622)	15.25*** (5.372)	-1.419 (1.613)
已婚	3.231 (2.923)	7.445 (6.041)	-9.506 (10.23)
受教育年限	-13.25*** (3.410)	-18.92*** (2.591)	23.93** (11.62)
年龄	0.415* (0.217)	1.058*** (0.215)	-0.866* (0.505)
年龄平方	-0.0017 (0.067)	-0.0257*** (0.0021)	0.0193 (0.635)
健康状况	4.253 (6.258)	7.642 (5.823)	-3.206 (7.241)
家中6岁以下小孩	-0.482 (0.534)	0.106 (12.01)	-2.249** (0.876)
家中7-16岁小孩	-1.079 (1.182)	0.336** (0.148)	-4.248* (2.294)
家中65岁以上老人	0.342 (3.406)	3.274 (4.710)	-2.852 (17.650)
常数项	167.84*** (11.73)	136.47*** (15.20)	202.52*** (39.42)
观察值数	5278	3867	1890

注:括号内为标准误;***代表1%的显著性水平,**代表5%的显著性水平。为了简洁期间,城市虚拟变量的估计值略去。

根据前述分解不同就业类型就业者工资差异的方法,表3是月工作小时方程的估计结果。由于难以找到排除性的约束,本文选择OLS方法估计月工作小时方程。从工作小时的估计结果可以看出,在正规就业者和非正规受雇者中,男性的工作时间要长于女性。但是,在自我经营者中,性别的系数估计不显著,即男性与女性的工作时间之间不存在明显的差异。对于正规就业者和非正规受雇者,受教育程度的提高能够显著缩短工作时间。而对于自我经营者,受教育水平的作用反而会增加工作时间,可能因为相对于受教育水平较低自我经营者,受教育水平高的自我经营者从事的投资和经营活动规模较大。因而投入在自我经营活动中的工作时间相对较高,这与受教育程度与自我经营者工资收入呈正相关有关。年龄对正规就业者和非正规受雇者工作时间的影响为正,但是这种影响到达一定年龄后,年龄对工作时间的的影响就会出现降低作用。家庭人口结构中6岁以下小孩或7-16岁小孩对正规就业者工作时间没有影响,而对自我经营者的工作时间产生显著地负面影响,可能因为自营劳动者工作时间自主安排的可能性较大,劳动者可能会减少工作时间而照顾小孩。健康状况只对非正规受雇者的产生正的影响。

表4是采用Lee(1983)纠正选择性偏差后的小时工资方程估计结果,在纠正了自选择偏差之后,正规就业者内部并不存在显著的小时工资性别差异。可能的解释是,相比女性而言,男性从事正规就业的自

我选择性更强,因此在不纠正选择性偏差时,男性的工资水平更高。如果自选择性偏差纠正,男性和女性随机地被指派为正规就业者,那么,男性和女性之间的小时工资差异就会消失(估计系数不显著)。同时,我们也能看出非正规受雇者中,男性的小时工资水平要高于女性,说明在非正规受雇者内部显著存在小时工资性别差异。

受教育年限对正规就业者的小时工资影响显著为正,工作经验和工作经验平方项的估计系数表明工作经验与小时工资的关系是倒“U”形的。因此,工作经验对正规就业者小时工资的作用是显著为正。而受教育程度对非正规受雇者的小时工资也具有显著的促进作用,尽管受教育水平影响幅度要低于正规就业者。工作经验的增长也会增加非正规受雇者的小时工资。地区虚拟变量不仅对正规就业者的小时工资有显著地影响,同样对非正规受雇者的小时工资也有显著地影响。对自我经营者来讲,与正规就业者和非正规受雇者相比,其小时工资方程估计的系数显著性相对较低。其中,工作经验对自我经营者的小时工资水平也呈现出倒“U”形关系,同时,相对上海来讲,沈阳、武汉、西安等内陆城市的小时工资水平相对较低。

表4 不同就业类型劳动者的小时工资估计(纠正自选择偏差)

	正规就业者	非正规受雇者	自我经营者
性别(男性=1)	0.043(0.045)	0.864*** (0.179)	0.479(0.393)
受教育年限	0.232*** (0.032)	0.167*** (0.045)	0.159* (0.084)
工作经验	0.107*** (0.028)	0.245** (0.125)	0.357* (0.187)
工作经验平方	-0.001** (0.0005)	-0.002*** (0.0001)	-0.004(0.003)
沈阳(上海=0)	-1.562*** (0.512)	-1.464*** (0.328)	-1.655(1.513)
福州(上海=0)	-0.985*** (0.325)	-0.972*** (0.136)	-0.339(0.625)
广州(上海=0)	0.198* (0.105)	0.721*** (0.126)	0.876*** (0.212)
武汉(上海=0)	-1.168*** (0.342)	-1.357*** (0.245)	-0.293(1.123)
西安(上海=0)	-1.953*** (0.632)	-2.598*** (0.325)	-1.462*** (0.464)
选择项	1.767*** (0.332)	-1.105*** (0.257)	-1.432(2.324)
常数项	7.137*** (0.678)	4.411*** (0.252)	4.254* (0.711)
调整后的 R ²	0.186	0.145	0.049
观察值数	5278	3867	1890

注:括号内为标准误;***、**、*分别表示系数在1%、5%、10%的显著性水平。

选择项估计系数及其显著性可以判断小时工资的 OLS 估计是否存在选择性偏差并确定选择性偏差的幅度。根据前述分解方法,由于 ρ_s 是度量 u_s 和 ε_s^* 的相关性,如果 ρ_s 为正,就意味着就业者对就业类型 s 的自选择是负向的。若选择项 λ 为负,说明对就业类型 s 的小时工资被低估了。从表4可以看出,自我经营者不存在自选择性,而正规就业者的选择性系数显著为正,说明正规就业者存在着负向自选择性,这表明正规就业者的小时工资被低估了。如果正规就业者是随机分布的,那么正规就业者的小时工资会更高些。相反,非正规受雇者具有正向的自选择性,说明其小时工资被高估了。

根据引言部分的文献,相对非正规就业而言,正规就业具有较高人力资本和收入水平,往往会成为城镇劳动力市场上的优势部门。这意味着对正规就业的需求更大,但正规就业往往也存在一定的进入“门槛”。劳动者的可观测特征,如受教育程度、工作经验、家庭特征等能够影响劳动者是否能跨越正规就业的“门槛”,但由于无法观测到劳动者的所有特征,影响就业状态的不可观测特征和影响工资收入的不可观测因素之间可能存在相关性,这会导致选择性偏差。一些不可观测的特征(如社会关系、社会资本)可能有利于正规就业工作的获得。而这些特征可能与工资收入的影响因素负相关,从而出现正规就业者的

负选择性。相比之下,从事非正规工作所面临的进入“门槛”低且容易进入,但是否接受非正规雇佣的不可观测影响因素同时也可影响劳动生产率相关的因素,这些因素与工资收入的不可观测影响因素之间存在正相关性,从而会出现非正规受雇者的正选择性。从表 4 的结果来看,自我经营者的工作选择决定及其收入不存在显著地自选择性问题,这说明可以由可观测的因素得到解释。

表 5 不同类型就业者工资收入差距的分解结果

	正规就业者与非正规受雇者	正规就业者与自我经营者	非正规受雇者与自我经营者
特征效应	79.28	123.23	13.85
分割效应	20.72	-23.23	86.15
其中:			
就业类别效应	47.84	67.04	16.35
工作时间效应	-27.12	-90.27	69.8
全部	100	100	100

表 5 是根据 Bourguignon *et al.* (2001) 的方法对不同类型就业者之间小时工资差距的分解结果。可以看出,正规就业者与非正规受雇者之间的工资差距主要部分是由两类就业者之间的特征差异所贡献。表 5 显示,特征效应占两类就业者工资差异的比重为 79.28%,分割效应解释了 20.72% 的工资差异来源,其中,就业类别效应占 47.84%,劳动时间占 -27.12%,说明非正规受雇者的劳动时间普遍高于正规就业者。相对于正规就业者而言,非正规受雇者因延长工作时间而缩减了与正规就业者的工资差距。而正规就业者与自我经营者的工资差异则完全可以由两类就业群体之间的特征差异来解释。因此,非正规受雇者与自我经营者还是存在明显的差异,有必要进行细分。对待非正规受雇者和自我经营者要有不同的政策侧重,对自我经营者政策的重点是培育劳动力的综合素质和提供公平的市场竞争环境,使自我经营者能从政策中得到更多益处。

表 5 的分解结果与有关研究结果也可相互印证。如金城武(2009)使用国家统计局城调队和农调队大样本的住户调查数据分解农村外出务工人员与城镇就业人口的收入差异,结果表明由个人特征差异解释了农村外出劳动力与城镇本地劳动力工资差距的 80.85%,由工资方程系数差异(也就是由市场分割造成的工资差异)所解释的部分占 13.43%,行业差异解释的部分占 5.7%。这说明农民工与城镇本地劳动力之间的工资收入差距主要由劳动者个人特征所决定。这些研究结果也反映出劳动力市场上不同就业类别群体的工资收益存在较小的区别对待,劳动力市场的分割程度已明显减弱。事实上,中国城镇地区非正规化就业的过程也是与一定的产业结构调整 and 所有制变化相关联的,与经济改革和产业结构调整方向相一致。劳动力市场化配置资源下的出现这种新生的就业形式及其特殊机制,有利于尚未完全成熟的劳动力市场配置劳动力资源、解决经济波动带来的失业。因此,劳动力市场机制还是发挥了主要作用,在一定程度上人们的就业选择是竞争性且具有一定效率的。从这一点来说,劳动力市场发育程度在逐渐提高,劳动力市场向一体化方向转变和完善。

上述的实证结果和分析表明,不同就业类型的劳动者的可观测特征(如人力资本、个人和家庭特征等)成为影响工资差异的主要来源。这些特征我们可以视为区别于制度之外的市场因素,因此,从劳动者的可观测特征,实施市场为导向的措施可以减少劳动力市场上的工资差距。在正规就业和非正规就业两类就业群体的工资收入上,虽然非正规就业处在收入相对较低的部分,但是相对于退出劳动力市场者,非正规就业提供了劳动者获得工资收入的机会,特别是更广泛地人口参与了就业,平均工资可能增长不快,但总体人均收入水平仍然可以借以提高,有利于改善总体收入分配。非正规就业的许多形式和制度安排有利于减小劳动者进入劳动力市场的“门槛”成本,有利于帮助劳动者尤其人力资本水平低的劳动者获得就业机会,使得大量的非正规就业者参与了社会经济活动和收入分配。

五、结论与讨论

关于中国劳动力市场发育是否成功和有效,需要更多有说服力的证据和事实,尤其是需要从时间变化的动态过程考察。本文从一个截面数据对城市正规就业者与非正规受雇者、自我经营者的就业选择和工资差异的实证结果,还不能以此就断定中国劳动力市场的有效性。但从一个侧面反映了劳动力市场在一定程度上是竞争且有一定效率的。正如本文实证分析所揭示的,受教育水平的提高能够显著提高获得正规就业工作的概率,随着受教育年限的增加,从事非正规就业的可能性会有所降低。正规就业者与非正规受雇者之间的工资差距主要部分是由两类就业者之间的可观测特征差异所贡献。这些也反映出中国劳动力市场表现出了成熟劳动力市场所具有的一些典型特征。

因此,虽然劳动力市场还存在分割和效率损失,在控制了就业选择偏误和个人特征后,并不能解释正规就业者与非正规受雇者工资差异来源的全部,但两类就业者工资差异的大部分可以由特征效应所解释。这说明尽管劳动力市场上不同类别就业群体的工资决定机制还存在一定被区别对待的事实,但市场分割效应已不是主要效应,劳动力市场机制在其中发挥了主要作用,人们的就业选择主要表现为竞争性且有一定效率。这说明劳动力市场上进入正规就业类别的壁垒已不是决定劳动者是否能从事正规就业的最主要因素,劳动力市场的发育程度在提高。因此,中国劳动力市场资源配置不是无效的,总体上劳动力市场的灵活性有利于促进竞争和效率,没有较大的“歧视”或“分割”效应。这一方面体现在劳动力市场的发育较 90 年代已经有了很大提高,影响劳动者就业选择的制度性、壁垒性、不公平的非市场性因素在显著减少,另一方面体现了劳动力市场配置资源的市场机制作用日益明显。

参考文献

- Bourguignon, F., M. Fournier and M. Gurgand, 2001, “Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan: 1979 – 1994,” *Review of Income and Wealth*, 47 (2), pp. 139 – 163.
- Bourguignon, F., M. Fournier and M. Gurgand, 2004, “Selection Bias Correction Based on the Multinomial Logit Model: Monte – Carlo comparisons,” *DELTA Working Paper*, No. 200420.
- Carneiro, F. G. and A. Henley, 2001, “Modeling Formal vs. Informal Employment and Earnings: Micro – econometric Evidence for Brazil,” *University of Wales at Aberystwyth Management & Business Working Paper*, No. 200115.
- Chen, Martha., 2001, “Women in the Informal Sector: A global Picture, the Global Movement,” *SASI Review*, 21 (1): 71 – 82.
- Chen, M. and D. Doane, 2008, “Informality in South Asia: a Review,” *WIEGO Network Working Paper*, No. 20080910.
- Chun – Lo Meng and Peter Schmidt, 1985, “On the Cost of Partial Observability in the Bivariate Probit Model,” *International Economic Review*, 26 (1), pp. 71 – 85.
- Dahl, G. B., 2002, “Mobility and the Return to Education: Testing a Roy Model with Multiple Markets,” *Econometrica*, 70 (6), pp. 2367 – 2420.
- Dickens, W. T. and L. Kevin, 1985, “Testing Dual Labor Market Theory: A Reconsideration of the Evidence,” *NBER Working Papers*, No. 1670.
- Heckman, J. J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47 (1), pp. 153 – 161.
- Lee, L. F., 1983, “Generalized econometric models with selectivity,” *Econometrica*, 51 (2), pp. 507 – 512.
- Mazumdar, D., 1983, “Segmented Labor Markets in LDCs.” *American Economic Review*, 73 (2), pp. 254 – 259.
- Maloney, W. F., 1999, “Does Informality Imply Segmentation in Urban labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico”, *World Bank Economic Review*, 13 (3), pp. 275 – 302.
- Marcouiller, D., V. R. Castilla and C. Woodru, 1997, “Formal Measures of the Informal – Sector Wage Gap in Mexico, El Salvador, and Peru,” *Economic Development and Cultural Change*, 45 (2), pp. 367 – 392.
- Monazza, A. and G. Kingdon, 2009, “Public – private Sector Segmentation in the Pakistani Labour Market,” *Journal of Asian Economics*, 20, pp. 34 – 49.
- Portes, A. and R. Schauffler, 1993, “Competing Perspectives on the Latin American Informal Sector,” *Population and Development Review*, 19 (1), pp. 33 – 60.

Saavedra, J. and A. Chong, 1999, "Structural Reforms, Institutions and Earnings: Evidence from the Formal and Informal Sectors in Urban Peru," *Journal of Development Studies*, 35 (4), pp. 95 - 116.

蔡昉和王美艳, 2004, 《非正规就业与劳动力市场发育——解读中国城镇就业增长》, 《经济学动态》第7期24-28页。

蔡昉, 2007, 《中国劳动力市场发育与就业变化》, 《经济研究》第7期4-14(22)页。

金城武, 2009, 《城镇劳动力市场上不同户籍就业人口的收入差异》, 《中国人口科学》第4期32-41页。

王德文、蔡昉和张国庆, 2008, 《农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性》, 《经济学(季刊)》第4期1131-1148页。

吴要武和蔡昉, 2006, 《中国城镇非正规就业: 规模与特征》, 《中国劳动经济学》第2期67-84页。

桑德林·卡则斯, 2005, 《转型中的劳动力市场: 平衡灵活性与安全性——中东欧的经验》, 中国劳动社会保障出版社2005年8月第一版。

Wage Gap between Formal Employment and Informal Employment: in Urban China Based on income inequality decomposition of informal heterogeneity

Xiaobo Qu

Abstract: This paper, using latest China urban labor survey (CULS3), examines those sources of wage gap in different employment type based on income inequality decomposition of informal heterogeneity. Research results show, after control error of employment selection and individual characteristics, though it is not explained all resources of wage difference between formal employment and informal employment, major portion wage gap of formal employment and informal employment is explained by individual characteristics which is individual characteristic effects account 79.3%, and segmental effects account 20.7%. While income difference between formal employment and self-employed is totally explained by individual characteristic effects. It shows that employment selection is competitive and effective in China urban market. Therefore, the emphasis of adopted policy is to implement strategies of oriented market to decrease income inequality on China labor market in term of observable individual characteristics.

Keywords: Informal Employment; Informal Heterogeneity; Income Inequality Decomposition

(责任编辑: 聂海峰)