

# 正规就业与非正规就业工资差异研究\*

张抗私 刘翠花 丁述磊

**【摘要】**文章使用 2014 年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,利用不同的工资差异分解方法对正规就业与非正规就业工资差异进行分析。结果显示,非正规就业的教育收益率在 0.25、0.50 和 0.75 分位点上明显低于正规就业。将非正规就业分为自我经营者和非正规受雇者后发现,在 3 个代表性分位数上正规就业的教育收益率最高,其次是自我经营者,最后是非正规受雇者。工资差异分解结果显示,正规就业与非正规就业群体的特征差异可以解释工资差异的 70%左右,而系数差异约占 30%,随着工资分位数水平的上升,特征差异的占比越来越大,系数差异占比越来越小,正规就业者与非正规就业者工资差异呈逐渐缩小的趋势。

**【关键词】**工资差异 正规就业 非正规就业 分位数回归 分位数分解

**【作者】**张抗私 东北财经大学经济学院,教授;刘翠花 东北财经大学经济学院,博士研究生;丁述磊 东北财经大学经济学院,博士研究生。

## 一、引言

当今各国劳动力市场中非正规就业已成为普遍的就业形式。改革开放以来,中国非正规就业占城镇就业人口的比重从接近于零增至 50%以上,规模不断扩大,并逐渐成为我国新增就业的主要途径。非正规就业者是由一些异质性较高的群体构成。国际劳工组织认为,非正规就业不仅要考虑劳动者的单位类型,同时还要考虑劳动者的就业状况(ILO, 2003)。与正规就业者相比,非正规就业者往往在低端行业就业,面临工资薪酬低、工作时间长、劳动强度大、工作环境差等问题(王桂新、胡健, 2015),而且缺乏必要的养老保险、医疗保险等社会保障(任海霞, 2016)。在当前劳动力市场分割不断加深、市场歧视依旧存在的背景下,关注非正规就业者的薪资水平十分必要,尤其是非正规就业者与正规就业者之间不断扩大的收入差距更是亟待解决的问题。

国外学者基于不同国家的微观调查数据发现,正规就业者的工资水平会明显高于非正规就业者。Tansel(2000)和 Pagan 等(2000)分别利用土耳其家庭消费调查数据和墨

\* 本文为国家社会科学基金项目“大学毕业生就业质量与政策研究”(编号:14BSH107)的阶段性成果。

西哥微观调查数据进行实证研究,发现正规部门就业的工资溢价现象对于男性劳动者较为明显,但对于女性劳动者不明显。Gong 等(2002)利用微观数据研究发现,受教育年限是造成群体工资差异的主要原因之一,非正规就业群体的教育收益率水平明显低于正规就业群体,二者工资差异随受教育年限的增加呈扩大趋势。同时,一些学者认为,劳动力市场中存在一定的“门槛”准入限制,特别是在正规就业市场中“门槛”限制更加明显。“门槛”障碍使两种就业形式之间的工资差异明显,如西班牙两群体间工资差异高达47%,德国则为17%左右,而且“门槛”之外的非正规就业者的失业率明显高于正规就业者(Farber, 1999; Dolado 等, 2002)。Bargain 等(2011)研究发现两种就业群体间工资差异呈分位数效应,在工资分布的中低端水平上正规就业工资溢价现象更加显著。Günther 等(2012)基于科特迪瓦的微观数据,利用反事实估计方法,分析非正规就业的选择行为,发现一些收入较低的群体属于“生存选择”,迫于生活压力和生存困境而选择从事非正规就业,该比例约为44.8%。Radchenko(2014)基于埃及劳动力市场的相关数据进行实证分析,发现人力资本收益率和就业选择机制是造成两种就业形式存在工资差异的重要原因。

薛进军、高文书(2012)实证研究发现,正规就业小时工资收入约为非正规就业的1.65倍,其中近25%是由劳动力市场歧视造成的,而其余的部分可由受教育年限、工作经验等人力资本特征差异来解释,并指出当前中国收入分配差距的主要来源是非正规就业。闫海波等(2013)指出,非正规就业群体在劳动力市场上仍属于工资劣势的一方,而且城乡人均收入差距、经济垄断程度、伪城镇化是驱动非正规就业规模及工资差异不断扩大的主要因素。丁述磊(2016)基于CGSS数据分析发现,市场歧视造成的差异占总差异的比例高于特征差异。王学军(2017)基于CHNS数据分析发现,两个就业群体间的工资差距不断扩大,并存在不对称的现象,正规就业的个体禀赋优势在工资决定中发挥重要作用。也有一些学者提出了相反的观点,如吴要武(2009)基于人口抽样调查数据,通过工具变量法研究分析发现中国城镇正规就业者的教育回报率低于非正规就业者,劳动力市场非正规化并没有导致劳动力资源配置的缺失。胡凤霞、姚先国(2011)认为,如果劳动力从正规就业市场向非正规就业市场流动,其工资水平将显著上升。张彦吉、秦波(2015)基于CGSS截面数据实证分析指出,从总体小时工资和月收入水平看,非正规就业者并未显著低于正规就业者。

已有文献多数以非正规就业整个群体为研究对象,鲜有文献考虑非正规就业的异质性问题,且在工资差异分解时大多是基于均值回归的均值差异分解,而基于分位数回归基础上的分位数分解法的实证研究较少。鉴于此,本文使用2014年中国劳动力动态调查数据(CLDS),采用Machado等(2005)提出的构造反事实工资分布分解方法(简称

MM 方法),考察在工资分布的不同分位数上正规就业与非正规就业群体工资差异的变化趋势。

## 二、分解方法

劳动力市场分割理论将整个劳动力市场分割为主要和次要两个市场,主要劳动力市场通常称为一级劳动力市场,一般拥有较好的工作环境、较高的工资水平和较完善的福利保障条件;次要劳动力市场通常称为二级劳动力市场,一般工作环境较差、福利待遇和薪资水平相对较低。许多学者在探究劳动力市场中的问题时通常使用正规部门代表主要劳动力市场,用非正规部门代表次要劳动力市场。改革开放以来,随着市场经济的发展和劳动力需求的持续增加,大批农村剩余劳动力进入城市就业,但受户籍和自身知识水平、工作经验等制约,被迫在城市中从事工资水平低、稳定性差的工作。事实上,农村剩余劳动力向城市逐渐转移的同时,削弱了城乡分割程度,但强化了城市内部劳动力市场的二元分割趋势。

Oaxaca(1973)和 Blinder(1973)最初开始关注分析不同群体特征工资差异的问题,并在此基础上首次提出了 Oaxaca-Blinder 差异分解方法。具体可以表示为:

$$\ln W_f - \ln W_i = [\bar{X}_f - \bar{X}_i] \beta_i + \bar{X}_f [\beta_f - \beta_i] \quad (1)$$

式(1)中, $f$ 代表正规就业, $i$ 代表非正规就业。 $\ln W_f - \ln W_i$ 表示正规就业与非正规就业的工资差异, $[\bar{X}_f - \bar{X}_i] \beta_i$ 代表特征差异,主要是由群体不同个体特征造成的工资差异, $\bar{X}_f [\beta_f - \beta_i]$ 代表系数差异,在已有相关文献中也称为歧视差异,主要是由一系列非市场因素造成的。Oaxaca-Blinder 分解方法还存在一种分解形式:

$$\ln W_f - \ln W_i = [\bar{X}_f - \bar{X}_i] \beta_f + \bar{X}_i [\beta_f - \beta_i] \quad (2)$$

式(1)和式(2)两种差异分解方法的区别在于 $(\beta_f - \beta_i)$ 的加权系数不同,即存在“指数基准”问题。关于如何有效解决该问题,Cotton(1988)和 Neumark(1988)曾分别提出了较具代表性的解决方法。Cotton 分解方法的核心思路是,将不同群体回归系数进行加权平均,然后把加权平均后得到的系数作为基准进行分解,具体可以表示为:

$$\overline{\ln W_f - \ln W_i} = (\bar{X}_f - \bar{X}_i) \beta + \bar{X}_f (\beta_f - \beta) + \bar{X}_i (\beta - \beta_i) \quad (3)$$

其中, $\beta = \alpha \beta_f + (1 - \alpha) \beta_i$ , $\alpha$ 为正规就业的占比。Neumark 分解方法和 Cotton 分解方法类似,只不过式(3)中的 $\beta = \omega \beta_f + (1 - \omega) \beta_i$ ;  $\omega = (X'X)^{-1}(X_f'X_f)$ , $X$ 为全样本的控制变量, $I$ 为单位矩阵。

上述3种分解方法均为 OLS 回归的均值差异分解,若在工资分布的不同分位数上进行差异分解,需要利用分位数分解法。在分位数分解过程中,本文使用 Machado 等(2005)的 MM 法,该方法能够更加精准地描绘出基于解释变量分布的反事实分析。本文

分位数分解公式为：

$$Q_{\theta}(\ln w_f) - Q_{\theta}(\ln w_i) = [Q_{\theta}(\ln w_f) - Q_{\theta}(\ln w_{f-i})] + [Q_{\theta}(\ln w_{f-i}) - Q_{\theta}(\ln w_i)] \quad (4)$$

其中,  $Q_{\theta}(\ln w_{f-i})$  表示反事实工资条件分布, 其含义为对正规就业群体赋予非正规就业的工资结构时的正规就业的工资分布。 $Q_{\theta}(\ln w_f) - Q_{\theta}(\ln w_{f-i})$  由于报酬率不同所导致的工资差异即系数差异,  $Q_{\theta}(\ln w_{f-i}) - Q_{\theta}(\ln w_i)$  为由个体特征不同造成的工资差异即特征差异。

为了确保分解结果的可靠性和稳健性, 本文分别给出了正规就业与非正规就业工资差异的 Oaxaca-Blinder 分解结果、Cotton 和 Neumark 分解结果和分位数分解结果。

三、数据来源、变量选择和样本特征

(一) 数据来源

本文使用中山大学社会科学数据库提供的 2014 年中国劳动力动态调查数据。该数据库包括劳动力、家庭和社区 3 个层面的相关调查, 涵盖就业、居民人口学特征及经济活动等方面的数据, 是研究个体微观行为的重要数据来源。本文选取数据库中的劳动力个体数据, 研究对象为年龄为 18~65 岁。基于异质性角度, 本文将非正规就业者定义为非正规受雇者和自我经营者。非正规受雇者主要包括在非正规部门中领取工资的家庭帮工、临时工和正规部门中的短期临时工、非全日制就业和劳务派遣工。删除无效样本后, 最终得到 3 883 个样本, 其中 2 121 个为正规就业样本, 1 762 个为非正规就业样本, 非正规就业占 45.4%(自我经营者占 18.4%, 非正规受雇者占 27.0%)。

(二) 变量选择

本文的被解释变量为劳动者月工资水平对数, 解释变量主要包括受教育水平、工作经验、工作经验的平方、性别、户籍状况和婚姻状况。对于受教育程度, 本文用受教育年限 0、6、9、12、16、19 分别表示文盲、小学、初中、高中、大学、研究生及以上; 对于工作经验年限, 本文用劳动者年龄减去受教育年限, 再减 6 表示; 对于性别、户籍和婚姻变量,

本文将男性、城镇户籍和已婚劳动者赋值为 1, 将女性、非城镇户籍和未婚劳动者赋值为 0。不同就业类型的样本特征如表 1 所示。

从表 1 可以看出, 就平均月工资水平而

表 1 样本特征的描述性统计

解释变量	正规就业	非正规就业	自我经营者	非正规受雇者
平均月工资(元)	4519.19	3310.76	3478.98	3214.22
受教育程度(年)	14.15	10.08	12.80	9.82
工作经验(年)	19.72	23.32	23.10	23.44
男性占比(%)	57.22	61.02	65.14	59.00
城镇占比(%)	74.59	45.11	49.66	41.10
已婚占比(%)	80.52	76.19	74.30	76.88
样本量	2121	1762	714	1048

注: 根据 CLDS(2014)数据计算。

言,正规就业者平均月工资水平比非正规就业者高 1 208 元,两类就业群体之间存在明显的工资差异,在区分非正规就业群体异质性后,正规就业者比自我经营者高 1 040 元,比非正规受雇者高 1 305 元。由此可知,劳动力市场中不同就业群体间存在明显的工资差异,正规就业者通常能够获得更高的工资水平,其次为非正规就业中的自我经营者,非正规受雇者的工资水平最低。

就学历水平而言,正规就业者平均受教育年限为 14.15 年,高于自我经营者的 12.80 年,更高于非正规受雇者的 9.82 年,正规就业者与非正规就业者间的受教育年限差别最大为 4.33 年。说明劳动力市场中非正规受雇者的平均受教育程度最低,通常为初中水平,而自我经营者多为高中水平,由于非正规就业者提前终止学业使其更早进入劳动力市场,进而增加其相应的工作经验年限。这也与样本工作经验的实际观测结果一致,描述性统计显示,非正规就业者平均工作经验为 23.32 年,明显高于正规就业者的 19.72 年。

就性别变量而言,自我经营者中男性样本占 65.14%,非正规受雇者中男性样本占 59.00%,均高于正规就业者中男性样本占比(57.22%),这可能是由于非正规就业市场中有相对更严重的性别歧视问题,从而更偏爱雇用男性劳动者。就户籍状况而言,在正规就业者中城镇户籍占 74.59%,明显高于自我经营者的城镇户籍占比(49.66%)和非正规受雇者的城镇户籍占比(41.10%),这表明在正规就业群体中拥有城镇户籍的劳动者比例高于非正规就业者,意味着目前劳动力市场中仍存在严重的户籍“门槛”障碍。就婚姻状况而言,非正规就业者中已婚占 76.19%,低于正规就业者中的已婚占比(80.52%),区分非正规就业异质性,非正规受雇者中已婚者占 76.88%,要高于自我经营者中已婚占比(74.30%),这表明就业条件的稳定性、工资水平的高低与劳动者的婚姻状况存在强相关。

#### 四、实证分析

##### (一) OLS 回归结果

本文首先采用 OLS 回归方法对正规就业群体与非正规就业群体的工资决定方程分别进行回归,以比较不同解释变量对不同就业群体工资均值水平的影响。具体结果如表 2 所示。

表 2 正规就业与非正规就业工资方程的 OLS 回归结果

变 量	正规就业	非正规就业	变 量	正规就业	非正规就业
受教育程度	0.092*** (0.011)	0.071*** (0.006)	婚 姻	0.452*** (0.061)	0.259*** (0.065)
工作经验	0.021*** (0.005)	0.015*** (0.004)	户 籍	0.135** (0.058)	0.326*** (0.043)
工作经验平方	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	常数项	10.000*** (0.103)	9.779*** (0.174)
性 别	0.074*** (0.016)	0.086* (0.046)	样本量	2121	1762

注:括号内数字为标准误。\*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5%和 1%水平上显著。



表2显示,正规就业者和非正规就业者的教育收益率水平分别为9.2%和7.1%,且均在1%水平上显著,这表明受教育程度对正规就业者的工资水平影响大于非正规就业者,正规就业者的教育回报率更高,教育收益率在不同就业群体间存在较大差异。这是由于受市场歧视、户籍“门槛”障碍、劳动力市场分割等因素的影响,平均受教育程度较高的正规就业者更容易受到一级劳动力市场中雇主的青睐,获得更高的工资;而那些平均受教育程度较低的非正规就业者通常会受到一级劳动力市场中雇主的歧视,被迫在工资水平较低的二级劳动力市场中工作。工资水平与教育收益率之间存在正向变动关系,不断扩大的工资差距造成了两类就业群体间教育收益率的悬殊。

无论是对正规就业者还是非正规就业者而言,工作经验的回归系数均为正值,而工作经验平方项的回归系数均为负值,表明两类就业群体的工作经验与工资水平之间均呈倒“U”形关系。对此,可以用生命周期理论来解释,当在劳动者事业初期,随着工作经验年限增加,劳动者的工资水平和晋升空间会随之提升;到中年阶段,劳动者的事业发展达到顶峰,工资水平也会达到最高值;当超过该阶段,由于劳动者年龄增加、体力下降及晋升空间的缩小,劳动者的工资水平也会随之下降。性别变量的回归系数显著为正,即在控制其他变量不变的条件下男性工资水平显著高于女性,且非正规就业者性别变量回归系数数值为8.6%,高于正规就业者的7.4%,这表明在劳动力市场中性别歧视一直存在,在非正规就业市场中更加严重,因此,相关部门应建立和完善反性别歧视的法律法规、就业机构以有效保护女性劳动者的合法就业权益。

正规就业者婚姻变量系数为正且在1%水平上显著大于非正规就业者,这表明与非正规就业相比,正规就业市场中会更加关注劳动者的婚姻状况。可能是正规部门会考虑到未婚职工的工作转换率较高、未来可能的婚假及产假等问题,这在一定程度上会影响企业的效益,所以更偏爱已婚劳动者,而非正规就业者离职率较高,工作岗位转换相对频繁,婚姻状况对非正规就业者工资水平的影响相对较小。对于户籍变量而言,回归结果显示,在同等条件下与正规就业者相比,城镇户籍对于提升非正规就业者工资水平的作用更大,这与中国劳动力市场上的户籍歧视现象密切相关,即与农村户籍相比,用人单位更倾向于雇用城镇户籍的劳动者,这表明消除劳动力市场中的户籍“门槛”等就业障碍仍然刻不容缓。因此,努力加快推进户籍制度改革,不断降低中国劳动力市场二元分割程度,对缩小两种就业形式间工资差异具有现实意义。

## （二）分位数回归结果

为了探究在工资分布的不同分位数上两种就业形式间的工资决定方程及回报率差异,本文基于分位数回归的方法对其进行回归分析。从本质上说分位数回归是OLS回归方法的拓展,可以有效避免个别样本极端值对总体回归结果的影响,即在被解释变量

不同分位数上通过最小化残差绝对值的加权平均来有效拟合,以得到更准确和更稳健的回归结果。本文的分位数回归模型为:

$$Q_{j\theta}(\ln W_f|X_j)=X_j\beta_{j\theta}+u_{j\theta} \tag{5}$$

其中, $j=1$  表示正规就业, $j=0$  表示非正规就业, $X$  表示劳动者的个体特征向量(如学历、婚姻和户籍等), $\beta$  为系数向量, $u$  为随机扰动项, $Q_{j\theta}(\ln W_f|X_j)$  表示给定  $X$  的条件下,正规就业或非正规就业的工资对数在不同分位数上相应的值。本文选择 0.25、0.50 和 0.75 共 3 个代表性分位点,并通过式(6)得到相应的回归系数值。具体的回归结果如表 3 所示。

$$\min \left\{ \sum_{j:\ln W_j \geq X_j\beta(\theta)} \theta |\ln W_j - X_j\beta(\theta)| + \sum_{j:\ln W_j < X_j\beta(\theta)} (1-\theta) |\ln W_j - X_j\beta(\theta)| \right\} \tag{6}$$

由表 3 可知,在 0.25、0.50 和 0.75 分位点上,正规就业者的教育收益率分别为9.1%、10.6%和 8.8%,均高于非正规就业者的 6.5%、7.8%和 6.7%,这表明教育收益率的差异是造成两类就业群体工资差异的重要原因之一。而且无论是正规就业者还是非正规就业者,随着工资分位数的增加,其教育收益率水平均呈现出先上升后下降的倒“U”形变动趋势。在 3 个分位点上,两类就业群体的工作经验回归系数均为正,其平方项系数均为负,与表 2 中的 OLS 回归结果相一致,即两种就业群体的工作经验与工资水平之间存在较明显的倒“U”形关系。对于性别变量而言,在 0.25 和 0.75 分位点上两类就业群

表 3 正规就业与非正规就业工资方程的分位数回归结果

解释变量	0.25 分位点		0.50 分位点		0.75 分位点	
	正规就业	非正规就业	正规就业	非正规就业	正规就业	非正规就业
受教育水平	0.091*** (0.017)	0.065*** (0.011)	0.106*** (0.014)	0.078*** (0.007)	0.088*** (0.017)	0.067*** (0.006)
工作经验	0.005 (0.004)	0.006 (0.004)	0.012*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.016*** (0.005)	0.013*** (0.004)
工作经验平方	-0.000 (0.011)	-0.000 (0.001)	-0.000*** (0.000)	-0.015*** (0.004)	-0.000*** (0.000)	-0.004** (0.002)
性别	0.042* (0.022)	0.108** (0.045)	0.011** (0.005)	0.137*** (0.052)	0.038* (0.0202)	0.076** (0.037)
婚姻	0.482*** (0.101)	0.241*** (0.075)	0.385*** (0.072)	0.143 (0.090)	0.260*** (0.090)	0.221** (0.086)
户籍	0.195** (0.087)	0.410*** (0.063)	0.146** (0.069)	0.287*** (0.039)	0.117 (0.076)	0.200*** (0.052)
常数项	9.493*** (0.190)	9.243*** (0.254)	10.020*** (0.113)	9.758*** (0.251)	10.440*** (0.098)	10.26*** (0.288)
样本量	2121	1762	2121	1762	2121	1762

注:同表 2。

体的性别变量系数值均显著大于 0.50 分位数上的回归系数值,这表明在工资分布的低分位数和高分位数处,性别歧视较为严重,这与现实高收入群体中男性占大多数,低收入群体中女性为主的事实相吻合。在 3 个代表性分位点上,正规就业者的性别系数分别为 0.042、0.011 和 0.038,明显低于非正规就业者的 0.108、0.137 和 0.076,进一步证实了非正规就业者往往会面临更加严重的性别歧视。对于婚姻状况而言,正规就业者婚姻变量的回归系数值在 3 个分位数上均显著大于非正规就业者,该结果与表 2 中的 OLS 回归结果一致。对于户籍变量而言,两类就业群体的户籍回归系数均随工资分位数的上升而逐渐减少,表明户籍歧视程度随着工资分位数的上升而逐渐减弱,在收入较高的群体中户籍“门槛”障碍得到弱化。但在 3 个代表性分位点上非正规就业者的户籍歧视问题更为严重。无论正规就业还是非正规就业,只要收入水平较高,支付“户籍门槛费”的能力就强,其户籍差异效应也不明显,而且收入不稳定,收入水平不高。比如,大部分的非正规就业,“户籍门槛费”会明显降低这部分劳动者的福利水平。一部分人的境况变好是以另一部分人为代价,或者不能改善另一部分人的境况,都不是帕累托改进。因此,进一步深化户籍制度改革,使劳动力市场更趋于市场化竞争,达到要素资源有效配置是十分必要的。

(三) 异质性的非正规就业回归分析

为了探究异质性的非正规就业工资决定方程及回报率与正规就业的差异,本文将非正规就业者进一步区分为自我经营者和非正规受雇者两类,并对异质性的非正规就业进行了分位数回归,具体结果如表 4 所示。

由于自我经营者和非正规受雇者的经验、性别、婚姻和户籍变量结果和表 3 中非正规就业的结果基本一致,因此,表 4 只给出了受教育水平变量的回归结果。从表 4 可以看出,在非正规就业群体内部,教育收益率存在显著的异质性。在 0.25、0.50 和 0.75 分位点上自我经营者的教育收益率分别为 8.3%、9.1%和 8.5%,明显大于非正规受雇者的 6.1%、6.9%和 6.4%,且两种不同就业类型的教育收益率均表现出先上升后下降的倒“U”形变化趋势。相比之下,受教育程度较高的自我经营者就业形式更具有自主性和灵活性,薪资水平存在较大弹性空间。总体而言,自我经营者的工资水平高于非正规受雇者。

表 4 不同类型非正规就业工资方程的分位数回归结果

解释变量	0.25 分位点		0.50 分位点		0.75 分位点	
	自我经营者	非正规受雇者	自我经营者	非正规受雇者	自我经营者	非正规受雇者
受教育水平	0.083***	0.061***	0.091***	0.069***	0.085***	0.064***
	(0.021)	(0.020)	(0.029)	(0.017)	(0.018)	(0.013)
样本量	714	1048	714	1048	714	1048

注:所有控制变量均已控制。括号内数字为标准误。\*\*\* 表示在 1%水平上显著。



同时,在工资分布的较低分位点上,两类就业群体的教育收益率处于较低水平,随着工资分位点的上升,教育收益率会随之增加,在工资分布的 0.50 分位点时,教育收益率达到最高值;当超过该工资分位点继续上升时,由于存在教育收益率的边际贡献率递减作用,教育收益率反而会有所下降,因此会呈现出倒“U”形特征。

五、工资差异分解结果

表 5 给出了基于均值回归的均值差异分解结果。结果显示,正规就业者与非正规就业者两群体间月工资对数总差异值为 0.311,即表明从事正规就业的劳动者月工资总水平比非正规就业劳动者高 36.5%( $e^{0.311}-1$ )。具体来看,采用 Oaxaca-Blinder 分解、Cotton 分解、Neumark 分解方法得到的两群体间特征差异值分别为 0.226、0.203、0.216,即特征差异对工资差异的解释能力依次为 72.7%、65.3%、69.5%。通过这 3 种工资差异分解方法得出的结果可以看出两类就业群体的工资差异约有 70%是由劳动者自身的特征差异造成的。此外,Oaxaca-Blinder、Cotton、Neumark 分解显示系数差异分别占总差异的 27.3%、34.7%、30.5%。所谓系数差异主要由劳动力市场分割、户籍障碍、性别歧视等一系列非市场因素造成的,通常称为“同工异价”现象。如果在工资差异中该部分的所占比重越高,则表明劳动力市场中存在的二元分割现象和就业歧视程度越严峻。以上分解结果显示,中国劳动力市场中系数差异约占工资差异的 30%,在一定程度上仍存在劳动力市场分割和就业歧视等问题。

表 5 Oaxaca-Blinder、Cotton 和 Neumark 分解结果

分解方法	特征差异		系数差异		总差异
	差异值对数	占比(%)	差异值对数	占比(%)	差异值对数
Oaxaca-Blinder 分解	0.226	72.668	0.085	27.332	0.311
Cotton 分解	0.203	65.273	0.108	34.727	0.311
Neumark 分解	0.216	69.453	0.095	30.547	0.311

表 6 给出了基于分位数分解方法得出的正规就业与非正规就业两群体间工资差异分解结果。从中可以看出,在工资分布的较低端分位数上正规就业者与非正规就业者两群体间的工资差异值较大,随着分位

表 6 分位数分解结果

	分位点				
	0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
特征差异					
差异值对数	0.196	0.201	0.219	0.217	0.221
占比(%)	55.840	61.280	70.192	70.684	76.470
系数差异					
差异值对数	0.155	0.127	0.093	0.090	0.068
占比(%)	44.160	38.720	29.808	29.316	23.530
总差异					
差异值对数	0.351	0.328	0.312	0.307	0.289

数的提高,两群体间工资差异呈逐渐减小的趋势。具体来看,在 0.10、0.50 和 0.90 分位点上,工资总差异分别为 0.351、0.312 和 0.289,正规就业比非正规就业工资水平分别高 42.0%、36.6%和 33.5%。可能的原因是:在工资分布的较低端分位点上,非正规就业群体更多是非正规受雇的形式,通常从事临时工、小时工等缺乏必要的社会保障和稳定性较差的工作,市场歧视程度相对严重,从而只能获得较低水平的工资报酬。然而,在工资分布的较高分位点处,非正规就业群体以自我经营者为主,其就业形式存在一定的灵活性、稳定性和相对较高的工资水平,与同等分位点上的正规就业群体工资水平差异值相对较小。

随着工资的升高,特征差异占比越来越大,对工资差异的解释能力越来越强,而系数差异占比越来越小,表明歧视差异的解释能力越来越弱。在 0.10 分位点上,特征差异占比为 55.8%,在 0.5 分位点上,特征差异占比为 70.2%;在 0.90 分位点上,特征差异占比为 76.5%(见表 6)。这表明随着工资的升高,正规就业人群比非正规就业人群拥有更高的人力资本优势,人力资本回报率差异更加明显,但在较低端工资分位数上系数差异占比较高,也意味着低端收入水平的两就业群体中存在较为严重的“门槛”障碍、就业歧视劳动力二元市场分割等一系列非市场因素。

表 7 正规就业与不同类型非正规就业工资差异分解结果						
分位点	正规就业与自我经营者			正规就业与非正规受雇者		
	总差异	特征差异	系数差异	总差异	特征差异	系数差异
0.10	0.320	0.181	0.139	0.393	0.201	0.192
0.25	0.307	0.189	0.118	0.360	0.207	0.153
0.50	0.299	0.196	0.103	0.341	0.211	0.130
0.75	0.286	0.207	0.079	0.316	0.219	0.097
0.90	0.271	0.210	0.061	0.303	0.242	0.061

表 7 是基于非正规就业的异质性,利用分位数分解方法对正规就业与异质性的非正规就业进行了工资差异分解,其中非正规就业分为自我经营者和非正规受雇者。

由表 7 可知,工资越低,正规就业与自我经营者工资差异越大,而工资越高,两者之间工资差异越小,而且正规就业者与非正规受雇者的工资差异存在同样的变化趋势。随着工资的升高,特征差异占比越来越大,对工资总差异的解释能力越来越强,而系数差异占比越来越小。在 0.25、0.50、0.75、0.90 分位点上,与自我经营者相比,非正规受雇者与正规就业者之间的工资差异更大。可能的原因是:与就业形式更为自主、灵活自我经营者相比,非正规受雇者的人力资本回报率更低,工作稳定性更差,晋升空间更小,所受到的市场歧视更为严重。

六、结论与政策建议

本文使用 CLDS(2014)数据,对正规就业与整体非正规就业的工资差异及正规就业

与不同类型非正规就业的工资差异进行了实证检验。得出以下主要结论:(1)整体而言,正规就业工资水平显著高于整体非正规就业。在非正规就业领域,自我经营者工资水平显著高于非正规受雇者。工资分位数越低,正规就业与不同类型的非正规就业之间的工资差异越大,这表明中国正规就业与非正规就业工资差异主要是由工资分布低分位水平上的差异造成的。(2)中国劳动力市场仍然存在歧视现象。利用不同的工资差异分解方法得出的分解结果表明,正规就业和非正规就业群体的特征差异可以解释工资总差异的70%左右,歧视差异可以解释工资总差异的30%。工资水平越高,市场歧视现象越弱,人力资本特征差异的解释能力越强。(3)教育收益率在正规与非正规就业群体之间存在差异。正规就业的教育收益率最高,自我经营者次之,非正规受雇者最低。随着工资水平的上升,正规就业者、自我经营者和非正规受雇者的教育收益率水平均呈先上升后下降的倒“U”形变化趋势。(4)非正规就业性别歧视和户籍歧视现象较为严重。性别和户籍是影响劳动者工资水平的重要因素,严重的性别歧视和户籍“门槛”障碍是自我经营者和非正规受雇者工资水平显著低于正规就业的主要原因。

根据以上相关结论,本文提出以下政策建议:(1)相关部门应该积极推进劳动力市场规范化和正规化改革进程,尽可能最大限度地减少当前劳动力市场中存在的户籍“门槛”障碍和性别歧视等不合理的非市场化因素,并努力削弱这些因素对广大非正规就业者造成的不利影响。(2)在相关政策制定过程中应重点关注非正规就业人群。基于非正规就业的异质性,政策制定者应重点关注工资分布低分位数水平上的非正规受雇者面临的就业问题,给予非正规受雇者必要的劳动权益保护和基本社会保障。对于自我经营者,相关政府部门应出台对个体工商户和小型微利企业的扶持政策,给予更多税收优惠,为个体工商户和小型微利企业的生存发展提供优良的市场环境。(3)提高非正规就业群体受教育水平和职业技能水平。政府应在职业技术教育和培训方面加强力度,自我经营者和非正规受雇者也应通过自身的努力,不断提高人力资本禀赋,从而增强竞争能力。

#### 参考文献:

1. 丁述磊(2016):《正规就业与非正规就业工资差异的实证研究——分位数回归的视角》,《财经论丛》,第4期。
2. 胡凤霞、姚先国(2011):《城镇居民非正规就业选择与劳动力市场分割——一个面板数据的实证分析》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》,第1期。
3. 任海霞(2016):《非正规就业人员社会保障的困境与抉择——以内蒙古为例》,《经济经纬》,第3期。
4. 王桂新、胡健(2015):《城市农民工社会保障与市民化意愿》,《人口学刊》,第6期。
5. 王学军(2017):《中国城镇正规就业与非正规就业的工资差异演变研究——基于非条件分位数回归的

- 分解方法》,《财经理论与实践》,第4期。
6. 吴要武(2009):《非正规就业者的未来》,《经济研究》,第7期。
7. 薛进军、高文书(2012):《中国城镇非正规就业:规模、特征和收入差距》,《经济社会体制比较》,第6期。
8. 闫海波等(2013):《非正规就业部门的形成机理研究:理论、实证与政策框架》,《中国人口·资源与环境》,第8期。
9. 张彦吉、秦波(2015):《城镇正规就业与非正规就业的收入差异研究》,《人口学刊》,第4期。
10. Bargain, O. and Kwenda, P. (2011), Earnings Structures, Informal Employment, and Self-employment: New Evidence from Brazil, Mexico, and South Africa. *The Review of Income and Wealth*. 57(1): 100-122.
11. Blinder, A.S. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*. 8(4): 436-455.
12. Cotton, J. (1988), On the Decomposition of Wage Differentials. *The Review of Economics and Statistics*. 7(2): 236-243.
13. Dolado, J.J., García-Serrano, C. and Jimeno, J.F. (2002), Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain. *The Economic Journal*. 112(480): 270-295.
14. Farber, H.S. (1999), Alternative and Part-time Employment Arrangements as a Response to Job Loss. National Bureau of Economic Research Working Paper No.w7002.
15. Gong, X., Soest, A. (2002), Wage Differentials and Mobility in the Urban Labor Market: A Panel Data Analysis for Mexico. *Labour Economics*. 9(4): 513-529.
16. Günther, I. and Launov, A. (2012), Informal Employment in Developing Countries: Opportunity or Last Resort?. *Journal of Development Economics*. 97(1): 88-98.
17. ILO (2003), Guidelines Concerning a Statistical Definition of Informal Employment. Geneva, Working Paper.
18. Machado, J. and Mata, J. (2005), Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Economics*. 20(4): 445-465.
19. Neumark, D. (1988), Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. *The Journal of Human Resources*. 23(3): 279-295.
20. Oaxaca, R. (1973), Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14(3): 693-709.
21. Pagan, J.A., Jose, A. and Tijerina-guajardo J.A. (2000), Increasing Wage Dispersion and the Changes in Relative Employment and Wages in Mexico's Urban Informal Sector: 1987-1993. *Applied Economics*. 32(3): 335-347.
22. Radchenko, N. (2014), Heterogeneity in Informal Salaried Employment: Evidence from the Egyptian Labor Market Survey. *World Development*. 62(5): 169-188.
23. Tansel, A. (2000), Wage Earners, Self Employed and Gender in the Informal Sector in Turkey. Policy Report Research on Gender and Development, Working Paper.

(责任编辑:李玉柱)