

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

丁述磊

(东北财经大学经济学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 基于 CGSS 数据, 本文利用分位数回归方法对中国正规就业与非正规就业的工资差异进行估计并对工资差异分解分析, 发现正规就业工资水平显著高于非正规就业, 在三个代表性分位数上正规就业的教育收益率均高于非正规就业, 同时两种就业方式的教育收益率随工资分位数水平由低到高而呈现先升后降的趋势。相比于正规就业, 非正规就业的性别歧视更为严重并随着工资分位数水平由低到高而愈强。工资差异分解表明市场歧视造成的差异占总差异的比例显著高于特征差异。

关键词: 工资差异; 正规就业; 非正规就业; 分位数回归

中图分类号: F244

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)04-0003-08

一、引言及文献评述

非正规就业最早是由国际劳工组织提出的, 即在大多数发展中国家存在许多“有工作的穷人”。伴随现代社会经济的高速发展和行业分工的日益深化, 由于非正规就业能吸纳大量的剩余劳动力, 非正规就业在越来越多的国家呈现规模不断扩大的趋势, 并已成为各国劳动力市场不可分割的一部分。在中国经济转型和结构调整的过程中, 巨大的就业压力促使政府鼓励劳动者采取多种形式实现就业, 其中就包括非正规就业, 非正规就业在中国得到了快速发展, 已成为中国城镇就业的一种重要就业方式。但在非正规就业迅速发展的同时, 由于非正规就业者的就业稳定性和工作环境较差、工资收入低及缺乏社会保障, 劳资矛盾也日益凸显出来。

正规就业与非正规就业工资差异问题已成为学者关注的话题。国外学者对正规就业与非正规就业之间的工资差异进行了大量实证研究, 认为正规就业工资显著高于非正规就业, 他们给出的经济学解释主要基于劳动力市场分割的观点, 认为正规部门存在进入的高门槛障碍而使在非正规部门工作的劳动者只能获得更低的工资水平^[1]。正规就业者与非正规就业者的教育收益率也不同, Pradhan 和 van Soest(1995)发现正规部门就业人员教育收益率显著高于非正规部门^[2]。Funkhouser(1996)也得出了一致的结论^[3]。这些研究结果表明非正规就业是一种缺乏效率的就业方式, 存在一定程度上的资源浪费。

近年来, 国内学者对正规就业与非正规就业的工资差异也进行了一些实证研究, 得出的结论基本一致, 即中国城镇正规就业工资显著高于非正规就业。常进雄等(2010)发现近年来正规就业者

收稿日期: 2016-04-04

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(14BSH107); 辽宁省哲学社会科学规划基金资助项目(L13ASH001)

作者简介: 丁述磊(1991-), 男, 山东聊城人, 东北财经大学经济学院博士生。

的教育收益率和经验收益率显著高于非正规就业并逐年扩大,认为人力资本配置向正规就业倾斜是造成两者工资差异逐渐扩大的主要原因^[4]。杨凡(2015)发现正规就业者的工资显著高于非正规就业者,两者间的工资差异不仅与就业者个人特征差异(如受教育水平、工作经验等)有关,还与劳动力市场分割及市场对非正规就业者的歧视有关^[5]。屈小博(2012)发现两类就业群体工资差异的79.3%能被个人可观测的特征差异解释,这表明人力资本差异是造成两者之间工资差异的最主要原因^[6]。

已有文献在估计工资决定方程时主要考察的是正规就业与非正规就业工资条件均值差异,很少有学者考察不同工资分布上的差异。然而,在工资分布的不同分位数上,个人特征差异对工资水平的影响也有所不同。因此,本文基于历年CGSS数据,利用分位数回归方法对中国正规就业与非正规就业的工资差异进行估计,然后采用Oaxaca-Blinder分解、Cotton分解和Neumark分解方法对中国正规就业与非正规就业的工资差异进行分解,试图得出符合中国国情的有意义的结论。

二、概念界定与理论分析

(一)概念界定

非正规就业的概念最早是由国际劳工组织在20世纪70年代提出来的,不同的国家根据本国国情又进行了界定。本文借鉴王海成等(2015)的做法,将正规就业定义为单位(雇主)同劳动者签订劳动合同并为其提供养老保险,否则视为非正规就业^[7]。

(二)理论分析

新古典经济学派和新制度经济学派从不同的角度阐述了工资的决定机制。新古典经济学派提出了“同质同价”,即人力资本相同的劳动力工资相同,人力资本含量越高,劳动力获得的工资越高^[8]。而新制度经济学派则提出了“同质异价”,即人力资本相同的劳动力工资却不相同,人力资本对工资的作用会因劳动力市场分割而被弱化。由于制度性因素或经济内生性因素使劳动力市场划分为具有不同特征和不同运行规则的主要劳动力市场和次要劳动力市场,不同劳动力市场在工资决定机制方面具有明显的差别^[9]。已有文献主要是基于劳动力市场分割的观点分析非正规就业,中国非正规就业主要是由城乡差异造成的二元劳动力市场分割和所有制造成的体制性分割体现的^[5]。在中国城镇化过程中,大量流动人口迅速涌入城市,他们希望在城市找到理想的工作,但由于户籍管理制度的制约及城市中正规部门的就业岗位有限且存在进入的高门槛障碍,使进城中的许多就业者只能从事工作环境较差、工作稳定性较低并缺乏社会保障的工作。长此以往,中国劳动力市场就形成了正规的主要劳动力市场和非正规的次要劳动力市场。正规就业与非正规就业的工资差异主要由两个原因造成:一是劳动力的人力资本差异造成的特征差异;二是劳动力市场分割造成的歧视差异。因此,本文在估计两种就业方式的工资差异的基础上,运用工资差异分解方法估算特征差异和歧视差异占总差异的比例。

三、数据来源、研究模型与变量选择

(一)数据来源

本文使用的数据来自CGSS,即中国综合社会调查数据。该调查始于2003年中国人民大学社会学系和香港科技大学社会科学部发起的一项全国性、综合性、连续性的学术调查项目。为研究不同年份正规就业与非正规就业工资水平差异的变化趋势,本文使用CGSS的2006、2008、2010、2011、2012和2013年共6个年份的数据。为方便不同年份数据的比较,本文利用消费物价指数(CPI)将每一年的工资水平转化为按照2006年不变价格衡量的实际工资水平。本文的研究对象为

年龄在 18~60 岁的居民。剔除数据缺失的样本后,本文最终得到 17768 个有效微观样本,其中正规就业者样本 7738 份、非正规就业者样本 10030 份。同时,该有效样本包含了 25 个省(自治区、直辖市),这表明本文的研究样本基本涵盖了全国各个地区,具有较为理想的代表性。

(二)模型选择

本文采用分位数回归方法(Quantile Regression),考察在条件分布的不同位置中正规就业与非正规就业工资决定及其报酬率差异。分位数回归方法是均值回归(OLS)的拓展,可在不同分位数水平上通过最小化残差绝对值的加权平均来拟合被解释变量与解释变量的线性函数,其优点是不易受极端值的影响而得到更稳健的结果。正规就业与非正规就业工资决定方程为:

$$\ln W_j = X_j' \beta_j + u_j \quad (j=1 \text{ 或 } 0) \quad (1)$$

其中, $j=1$ 时表示正规就业工资决定方程, $j=0$ 时表示非正规就业工资决定方程, $\ln W$ 表示实际工资对数, X 表示个人特征向量(如受教育年限、工作经验等), β 为相应系数向量, u 为随机误差项。在考察正规就业与非正规就业工资决定方程及个人特征变量对工资水平的报酬率时,运用分位数回归方法能更好地观察在工资条件分布的不同位置上个人特征变量对工资水平的影响方向、大小及趋势。因此,本文将分位数回归模型设定为:

$$Q_{j\theta}(\ln W_j | X_j) = X_j \beta_{j\theta} + u_{j\theta} \quad (j=1 \text{ 或 } 0) \quad (2)$$

其中, $Q_{j\theta}(\ln W_j | X_j)$ 表示给定解释变量 X 的情况下第 j 个就业方式的被解释变量 $\ln W$ 在第 θ 个分位数水平上的值。分位数回归可选取任意特定分位数进行参数估计,其中代表性的分位数为 0.25、0.5 和 0.75,并通过最小化方程(3)得到系数估计值。

$$\min \left\{ \sum_{j: \ln W_j \geq X_j \beta(\theta)} \theta | \ln W_j - X_j \beta(\theta) | + \sum_{j: \ln W_j < X_j \beta(\theta)} (1 - \theta) | \ln W_j - X_j \beta(\theta) | \right\} \quad (3)$$

(三)变量描述

本文的被解释变量为正规就业与非正规就业的实际工资对数,解释变量为受教育年限、工作经验、性别、婚姻及户籍状况。为考察经验-工资曲线是否存在倒“U”型特征,本文加入工作经验平方项。对教育年限变量,本文将小学、初中、高中、大学、研究生及以上分别赋值 6、9、12、16 和 19 年;对工作经验变量,本文用年龄减去受教育年限再减去 6;对性别变量,本文将女性赋值为 1、男性为 0;对婚姻状况变量,本文将已婚赋值为 1、其他为 0;对户籍情况变量,本文将城镇户口赋值为 1、其他为 0。

表 1 变量的描述性统计

变量		2006	2008	2010	2011	2012	2013
平均工资(元)	正规就业	1482.032	1944.799	3223.703	3489.708	3890.188	4428.934
	非正规就业	1303.399	1512.520	2229.506	2843.499	3072.665	3245.268
平均学历(年)	正规就业	11.983	12.199	13.165	13.049	13.215	13.467
	非正规就业	10.181	9.649	10.182	10.047	10.025	10.218
平均经验(年)	正规就业	19.976	20.530	18.879	19.749	19.708	18.829
	非正规就业	23.922	24.387	23.654	23.975	24.075	24.213
女性占比(%)	正规就业	46.676	46.256	42.215	43.879	41.723	41.889
	非正规就业	51.706	45.463	39.864	43.066	37.410	38.948
已婚占比(%)	正规就业	77.887	80.811	80.067	78.679	81.588	78.298
	非正规就业	81.855	83.666	84.013	85.938	85.335	84.634
城镇占比(%)	正规就业	83.205	80.109	82.819	77.166	81.588	77.000
	非正规就业	65.155	51.724	50.261	46.094	46.486	44.976
正规就业		1429	1282	1490	727	1423	1387
非正规就业		2491	1102	1914	1024	1807	1692

注:根据 CGSS 的 2006~2013 年数据计算而得。以下同此。

由表 1 可知, 正规就业与非正规就业的平均实际工资总体上基本呈逐年上升的趋势, 同时所有年份正规就业者的平均实际工资都高于非正规就业者且两者工资差距呈扩大趋势, 在 2013 年正规就业者平均实际工资比非正规就业者平均实际工资高出了 39.54%。为更直观地观察正规就业与非正规就业平均实际工资变动趋势, 本文绘制了正规就业与非正规就业平均实际工资变化趋势图(见图 1 所示)。对平均受教育年限变量, 正规就业者的平均受教育年限每年都高于非正规就业者, 且 2010 年以来正规就业者的平均受教育年限比非正规就业者高出了 3 年, 这说明平均受教育年限越多的求职者更倾向于选择正规就业。对工作经验变量, 非正规就业者的平均工作经验高于正规就业者, 这可能是由于非正规就业者很早就退学, 提前进入了劳动力市场, 从而与正规就业者相比拥有更多的工作经验。对户籍情况变量, 正规就业者的城镇户籍占比在 80% 左右, 而非正规就业者的城镇户籍占比平均在 50% 左右, 这表明更多的非城镇户籍劳动者从事着非正规就业, 从而揭示现实劳动力市场上存在户籍歧视现象。

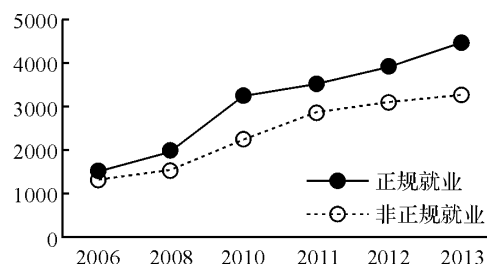


图 1 正规就业与非正规就业平均实际工资

四、实证研究结果及分析

(一) 正规就业与非正规就业工资决定方程的 OLS 及分位数回归结果

本文利用 stata 软件对正规就业与非正规就业的工资决定方程进行分位数回归, 为便于比较, 本文也对其进行了 OLS 回归。由于分位数回归能全面刻画在工资分布的不同分位数上受教育水平和经验等个人特征差异的报酬率, 因此本文选取 3 个具有代表性的分位数(0.25、0.5 和 0.75)给出正规就业与非正规就业工资决定方程的分位数回归结果(见表 2 所示)。

表 2 正规就业与非正规就业工资决定方程的 OLS 及分位数回归结果

变量	OLS		分位数回归					
	正规就业	非正规就业	0.25		0.50		0.75	
			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
学历	0.074 *** (0.004)	0.061 *** (0.003)	0.074 *** (0.005)	0.069 *** (0.004)	0.093 *** (0.004)	0.072 *** (0.004)	0.089 *** (0.005)	0.063 *** (0.004)
经验	0.011 *** (0.003)	0.015 *** (0.003)	0.006 (0.004)	0.007 (0.004)	0.011 *** (0.004)	0.012 *** (0.004)	0.016 *** (0.004)	0.018 *** (0.004)
经验平方	-0.000 *** (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 (0.021)	-0.000 (0.001)	-0.000 *** (0.000)	-0.021 *** (0.001)	-0.000 *** (0.000)	-0.002 *** (0.001)
性别(女性=1)	-0.170 *** (0.019)	-0.235 *** (0.018)	-0.184 *** (0.026)	-0.259 *** (0.021)	-0.198 *** (0.021)	-0.274 *** (0.021)	-0.213 *** (0.024)	-0.231 *** (0.024)
婚姻(已婚=1)	0.089 *** (0.029)	0.022 (0.028)	0.078 ** (0.037)	0.016 (0.032)	0.069 ** (0.031)	0.037 (0.032)	0.087 ** (0.035)	0.051 (0.038)
户籍(城镇=1)	0.032 (0.0277)	0.023 (0.020)	0.046 (0.036)	0.004 (0.023)	0.020 (0.029)	0.011 ** (0.005)	0.050 (0.034)	0.043 ** (0.022)
常数项	6.490 *** (0.063)	6.483 *** (0.050)	6.037 *** (0.081)	5.892 *** (0.058)	6.288 *** (0.066)	6.317 *** (0.058)	6.821 *** (0.077)	6.951 *** (0.068)
观测值	7,738	10,030	7,738	10,030	7,738	10,030	7,738	10,030

注:括号内数值为标准误差;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计学意义上显著。

第一, 无论正规就业还是非正规就业, 学历变量都在 1% 的统计学意义上显著为正, 这表明增

加受教育年限对正规就业与非正规就业的工资水平都具有显著的提升作用。由于在 0.25、0.5 和 0.75 分位数上正规就业的学历系数都大于非正规就业，这表明在三个代表性的分位数上正规就业的教育收益率高于非正规就业，与 OLS 的估计结果是一致的。在 0.25、0.5 和 0.75 分位数上，正规就业的教育收益率分别为 7.4%、9.3% 和 8.9%，非正规就业的教育收益率分别为 6.9%、7.2% 和 6.3%，这表明两种就业方式的教育收益率随工资分位数水平由低到高而呈先升后降的趋势（见图 2 所示）。也就是说，在工资水平达到一定程度之前，员工增加受教育水平会显著提升教育收益率，但工资超过一定水平之后，受教育年限对工资水平的提升程度会下降，教育收益率随之降低。一种可能的解释是正规就业在薪酬安排上具有一定的教育信号效用，而非正规就业在薪酬安排上一般遵从劳动生产率原则，工资具有较强的竞争性。

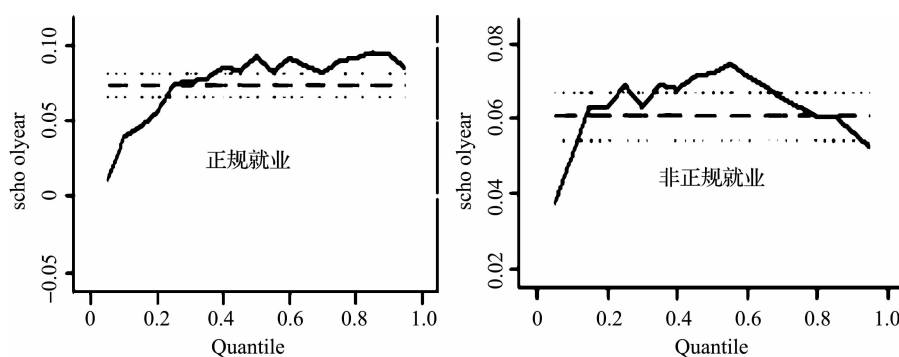


图 2 正规就业和非正规就业教育收益率变化趋势

第二，对经验变量而言，在 0.25、0.5 和 0.75 分位数上，正规就业的经验收益率分别为 0.6%、1.1% 和 1.6%，非正规就业的经验收益率分别为 0.7%、1.2% 和 1.8%，这表明正规就业与非正规就业两种就业方式的经验收益率随工资分位数水平由低到高而逐渐提升（见图 3 所示），这说明工资水平达到一定程度后，如果工作年龄增加，那么工作经验的收益率也会提升。除 0.25 分位数上正规就业与非正规就业的经验变量都不显著外，在 0.5 和 0.75 分位数上正规就业与非正规就业的经验变量都在 1% 的统计学意义上显著为正，而且非正规就业的经验变量系数在不同分位数上都大于正规就业，这表明非正规就业相比于正规就业更注重员工的工作经验。由经验系数为正、经验平方系数为负可知，正规就业与非正规就业的经验-工资曲线均存在倒“U”型特征。

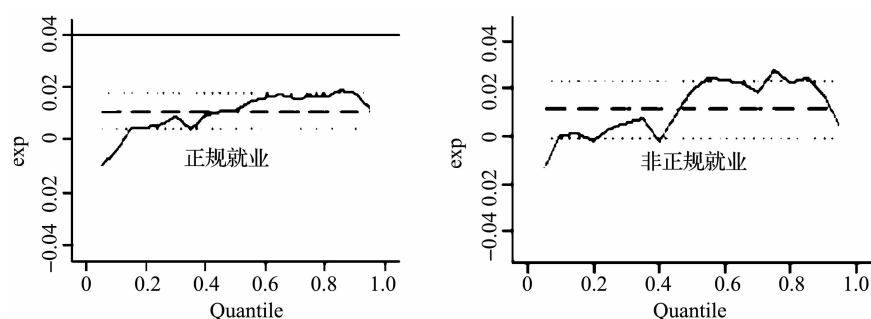


图 3 正规就业和非正规就业经验回报率变化趋势

第三，对性别变量而言，在 0.25、0.5 和 0.75 分位数上，正规就业的性别变量的系数分别为 -0.184、-0.198 和 -0.213，即随工资分位数水平由低到高，性别变量系数的绝对值逐渐增加

(见图4所示),这表明随着工资水平的提升,性别歧视程度越强,在一定程度上揭示高薪阶层中女性占比相对较小的原因。正规就业与非正规就业的性别变量系数都在1%的统计学意义上显著为负,这与OLS的估计结果是一致的。因此,无论正规就业还是非正规就业都存在性别歧视现象,而且在3个代表性分位数上,非正规就业的性别变量系数的绝对值都大于正规就业,这表明非正规就业相比于正规就业的性别歧视更为严重。

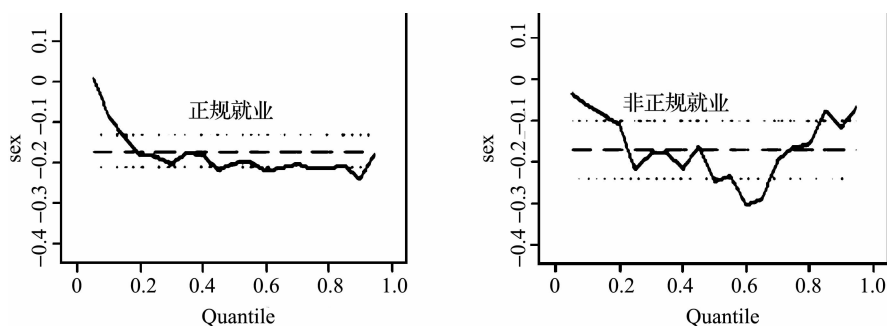


图4 正规就业和非正规就业性别变量变化趋势

第四,对婚姻状况变量而言,在0.25、0.5和0.75分位数上,只有正规就业的婚姻状况变量在5%的统计学意义上显著为正,非正规就业的系数虽然为正但不显著,这表明已婚员工工资水平高于相同条件下的未婚员工工资水平,而且正规就业的婚姻状况系数大于非正规就业,与OLS的估计结果是一致的。因此,相比于非正规就业,正规就业更注重员工的婚姻状况。同时,婚姻状况变量系数为正表明劳动力市场更倾向于招聘已婚员工,这在一定程度上揭示一些企业优先招聘已婚求职者尤其是相同条件下的女性求职者,一个可能的解释是已婚求职者相对来说更稳定、跳槽机率更小。

第五,对户籍变量而言,在0.5和0.75分位数上,只有非正规就业的户籍变量系数在5%的统计学意义上显著为正,但在三个代表性分位数上正规就业与非正规就业的户籍变量系数都为正,这表明无论正规就业还是非正规就业,城镇户籍人员的工资显著高于相同条件下的非城镇户籍人员,从而在一定程度上反映了中国劳动力市场存在的户籍歧视现象。户籍变量系数越大,表明劳动力市场的户籍歧视程度越高。

(二)工资差异分解方法

关于两个不同群体工资差异的分解方法是在Oaxaca(1973)和Blinder(1973)的框架下展开的^{[10][11]}。Oaxaca-Blinder分解方法可表示为:

$$\ln W_f - \ln W_i = [\bar{X}_f - \bar{X}_i] \beta_i + \bar{X}_f [\beta_f - \beta_i] \quad (4)$$

其中,下标 f 和 i 分别表示正规就业和非正规就业, $\ln W_f$ 和 $\ln W_i$ 分别表示正规就业与非正规就业的工资对数, \bar{X} 表示工资决定方程中解释变量的均值向量, β_f 和 β_i 分别表示正规就业与非正规就业工资决定方程中的系数向量。(4)式右边第一项表示工资差异中个人特征因素能解释的部分,第二项表示个人特征因素不能解释的部分,在已有文献中一般认为这部分是由劳动力市场上的歧视造成的。Oaxaca-Blinder分解还存在另一种分解方法:

$$\ln W_f - \ln W_i = [\bar{X}_f - \bar{X}_i] \beta_f + \bar{X}_i [\beta_f - \beta_i] \quad (5)$$

由于分析次序不同而导致结果也不同的问题在已有文献中被称为“指数基准”(index number)问题。为解决指数基准问题,一些学者提出了不同的分解方法。按照Cotton(1988)的方法^[12],本文将正规就业与非正规就业的回归系数予以加权平均,将平均后得到的系数作为基准给出一种解决

指数基准问题的方法：

$$\overline{\ln W_f} - \overline{\ln W_i} = (\overline{X_f} - \overline{X_i})\beta + \overline{X_f}(\beta_f - \beta) + \overline{X_i}(\beta - \beta_i) \quad (6)$$

其中, $\beta = \alpha\beta_f + (1 - \alpha)\beta_i$, α 为正规就业样本占全样本的比例。关于解决指数基准问题的方法, Neumark (1988) 给出了一种与 Cotton 相似的解决方法^[13], 只不过(6)式中的 $\beta = \omega\beta_f + (1 - \omega)\beta_i$, $\omega = (X'X)^{-1}(X_f'X_f)$, X 是指所有样本(正规就业与非正规就业)的控制变量, I 是单位矩阵。

(三) 工资差异分解结果

为便于比较, 本文给出了不同分解方法得到的分解结果(见表3所示)。

表3 正规就业与非正规就业的工资差异分解结果

分解方法	总差异(log)	特征差异		系数差异	
		差异值(log)	占比(%)	差异值(log)	占比(%)
Oaxaca-Blinder1	0.404	0.212	52.599	0.193	47.411
Oaxaca-Blinder2	0.404	0.170	42.156	0.234	57.844
Cotton 分解	0.404	0.183	45.353	0.221	54.647
Neumark 分解	0.404	0.172	42.602	0.232	57.398

表3中的 Oaxaca-Blinder1 是利用(4)式进行分解的结果, Oaxaca-Blinder2 是利用(5)式进行分解的结果。由表3可知, 正规就业与非正规就业对数工资的总差异为0.404。由 Oaxaca-Blinder1 分解得出的特征差异为0.212, 占总差异的52.6%; 由 Oaxaca-Blinder2 分解得出的特征差异为0.170, 占总差异的42.2%; 由 Cotton 分解方法得出的特征差异为0.180, 占总差异的45.4%; 由 Neumark 分解方法得出的特征差异为0.172, 占总差异的42.6%。这四种分解方法都得出特征差异占总差异的45.0%左右, 表明两种就业人群的工资差异的45.0%是由就业人员的学历水平和工作经验等个人特征因素造成的, 此差异是市场机制发挥作用而产生的合理差异, 属于“同工同酬”部分。另外, 55.0%的差异是市场无法解释的, 在相关文献中也被称为市场歧视造成的差异, 这部分比重偏高说明中国存在较为严重的劳动力市场分割和就业歧视现象, 也是相关收入分配政策制定者需重点解决的问题。

五、结 语

基于 CGSS 数据, 本文利用分位数回归方法对中国正规就业与非正规就业的工资差异进行估计, 并对正规就业与非正规就业的工资差异进行分解分析, 最终得出了以下几点结论: 第一, 无论正规就业还是非正规就业, 学历变量都在1%的统计学意义上显著为正, 这表明增加受教育年限对正规就业与非正规就业的工资水平都具有显著的提升作用, 正规就业的教育收益率高于非正规就业, 两种就业方式的教育收益率随工资分位数水平由低到高而呈现先升后降的趋势; 第二, 相比于正规就业, 非正规就业的性别歧视更为严重并随工资分位数水平由低到高而愈强; 第三, 正规就业工资水平显著高于非正规就业, 工资差异分解表明市场歧视造成的差异占总差异的比例显著高于特征差异, 这表明中国仍存在较为严重的劳动力市场分割和就业歧视现象。

因此, 为缩小两种就业方式的工资差异, 中央和地方政府首先应重点关注非正规就业人群的教育问题, 提升非正规就业者的教育质量。其次, 劳动力市场应取消行业或职业壁垒, 降低一些行业或职业的进入门槛。最后, 对目前劳动力市场存在的性别和户籍歧视现象, 政策制定者应通过针对性的社会保护政策, 以解决非正规就业者在劳动力市场上受到的歧视问题, 最终使非正规就业走向正规化并成为中国城镇就业的一个发展方向。

参考文献:

- [1] Fields, Garry S. Rural-urban Migration, Urban Unemployment and Underemployment and Job-search Activity in LDC's [J]. Journal of Development Economics, 1975, 12(1), pp. 165 – 187.
- [2] Menno Pradhan and Arther van Soest. Formal and Informal Sector Employment in Urban Areas of Bolivia [J]. Labor Economics, 1995, 19(2), pp. 275 – 297.
- [3] Edward Funkhouser. The Urban Informal Sector in Central America: Household Survey Evidence [J]. World Develop, 1996, 24(11), pp. 1737 – 1751.
- [4] 常进雄, 王丹枫. 我国城镇正规就业与非正规就业的工资差异 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (9): 94 – 106.
- [5] 杨凡. 流动人口正规就业与非正规就业的工资差异研究——基于倾向值方法的分析 [J]. 人口研究, 2015, (6): 94 – 104.
- [6] 屈小博. 中国城市正规就业与非正规就业的工资差异 [J]. 南方经济, 2012, (4): 32 – 42.
- [7] 王海成. 非正规就业对主观幸福感的影响——劳动力市场正规化政策的合理性 [J]. 经济学动态, 2015, (5): 50 – 59.
- [8] 晋利珍. 劳动力市场双重二元分割下工资决定机制研究 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2010. 102 – 103.
- [9] 李强, 林勇. 劳动力市场学 [M]. 北京: 中国劳动社会保障出版社, 2006. 137 – 139.
- [10] Oaxaca R. Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets [J]. International Economic Review, 1973, 14(3), pp. 693 – 709.
- [11] Blinder A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates [J]. Journal of Human Resources, 1973, 8(4), pp. 436 – 455.
- [12] Cotton J. On the Decomposition of Wage Differentials [J]. Review of Economics and Statistics, 1988, 7(2), pp. 236 – 243.
- [13] Neumark D. Employer's Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination [J]. Journal of Human Resources, 1988, 23(3), pp. 279 – 295.

Wage Differentials Between Formal Employment and Informal Employment ——The Perspective of Quantile Regression

DING Shulei

(School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: Based on the CGSS data, this paper uses the quantile regression method to estimate and decompose the wage differentials of formal employment and informal employment. The results show that the wage of formal employment is signally higher than that of informal employment, and on the three representative quantiles, the rate of return to education is higher in formal employment than in informal employment. At the same time, in both formal and informal employment, the rate of return to education has a tendency to rise first and then fall with wage quantile changing from low to high. Compared with formal employment, the gender discrimination in informal employment is more serious and becomes more and more serious with wage quantile rising from low to high. Wage decomposition shows that market discrimination is significantly higher than feature differences.

Key words: Wage Differentials; Formal Employment; Informal Employment; Quantile Regression

(责任编辑: 化 木)