

# 分位数上的性别工资歧视

## ——基于东北城市劳动力市场的经验研究

张世伟 郭凤鸣

**【摘要】**文章依据东北城市劳动力市场的微观数据,分别对男性和女性工资方程进行分位数回归,并对分位数回归结果进行性别工资差异分解。研究结果表明,在工资分布的所有分位数上,东北城市劳动力市场中存在着明显的性别工资差异;在工资分布的底部,性别工资差异一部分是由个人特征差异造成的,一部分是由性别歧视造成的;在工资分布的中部以上,性别工资差异完全是由性别歧视造成的;随着分位数的提高,性别工资差异不断缩小,但性别工资歧视程度却不断扩大。因此,政府在提升低收入女性人力资本的同时,应设计和实施公平的工资制度以逐渐消除针对女性的工资歧视。

**【关键词】**性别歧视 工资 工资分布 分位数回归

**【作者】**张世伟 吉林大学数量经济研究中心,教授;郭凤鸣 吉林大学数量经济研究中心,博士研究生。

### 一、引言

工资歧视的度量一直是劳动经济学研究的主题之一。早在 20 世纪 70 年代初,Oaxaca (1973)、Blinder(1973)就分别提出了度量工资歧视的方法。随后,Brown 等(1980)提出度量职业间和职业内部工资歧视的方法,Choudhury(1993)提出当工资方程估计中出现缺失变量、内生性和样本选择偏差情况下的工资歧视度量方法,Kim 等(1994)提出应用面板数据度量工资歧视的方法,Neal 等(1996)提出分解工资歧视市场前和市场后成分方法。随着工资歧视度量方法的不断发展与应用,经济学家对工资歧视程度的度量越来越准确(Heckman, 1998)。

然而,上述方法仅适合于度量不同劳动力群体间的平均工资歧视程度,无法度量工资分布中不同分位数上的歧视程度。度量不同分位数上的工资歧视,不仅有助于比较不同群体工资歧视的程度,而且可以使公共政策设计具有针对性。20 世纪 90 年代中期,国外学者应用分位数回归方法分析了劳动力市场中的工资分布特征(Buchinsky, 1994; Abadie, 1997; Buchinsky 等, 1998)。借鉴他们的研究思路,Garcia 等(1998)进行了在工资分布不同分位数上度量性别工资差异的尝试,但其应用总体特征均值来分解各分位数上性别工资差异的方

法遭到质疑。2005年,Gardeazabal等提出在工资分布的不同分位数上对工资歧视进行度量的方法,为工资歧视的精细化度量开辟了一个新的研究途径。

关于中国劳动力市场中歧视问题的研究起步较晚,其主要原因是微观数据的匮乏。近年来,随着微观数据的日益丰富,一些学者开始对性别(或户籍)工资歧视进行研究。然而,目前关于中国城市劳动力市场中性别工资歧视的研究主要集中于应用Oaxaca-Blinder方法或Brown等方法度量工资歧视的平均程度(Gustafsson等,2000;张丹丹,2004;王美艳,2005;李实、马欣欣,2006)。尽管葛玉好(2007)、刘生龙(2008)分别应用分位数回归方法分析了工资分布上的性别差异,但他们并未度量出不同分位数上的性别工资歧视程度。

东北地区是老工业基地,国有大中型企业占很大比重。在计划经济时代,由于政府在国有企业中推行男女“同工同酬”的工资分配制度,因而劳动力性别工资差异不大,性别歧视不明显。但在计划经济向市场经济转型过程中,一方面市场机制在劳动力市场资源配置效率方面发挥的作用越来越大,另一方面东北地区国有企业生存和发展存在较大困难,导致性别工资差异不断增大,且针对女性的就业歧视和工资歧视日渐突出(张世伟等,2007)。

基于上述分析,在考虑女性劳动参与样本选择偏差的基础上,本文拟借鉴Gardeazabal等(2005)的研究思路,对东北地区城市劳动力市场中不同收入群体的性别工资歧视进行分析。

## 二、数据统计描述

本文使用的数据来源于2006年东北地区劳动力抽样调查。数据涵盖了东北三省的大部分城市,每个个体包括年龄、性别、受教育程度、职业类型、工作单位类型、工作时间和工资等个人属性。其中,辽宁省、吉林省和黑龙江省的男性样本量分别为4 654、2 922和3 143,女性样本量分别为4 710、2 892和3 048。男性劳动力和女性劳动力小时平均工资分别为5.27元和4.51元,女性平均工资为男性平均工资的86%,说明东北城市劳动力市场存在性别工资差异。男性劳动力和女性劳动力的就业率分别为87.63%和62.55%,说明东北城市劳动力市场存在针对女性的就业歧视。

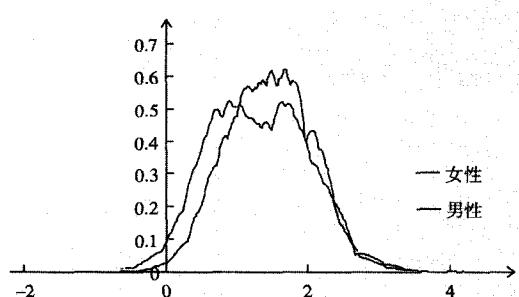


图1 男性和女性对数小时工资密度函数

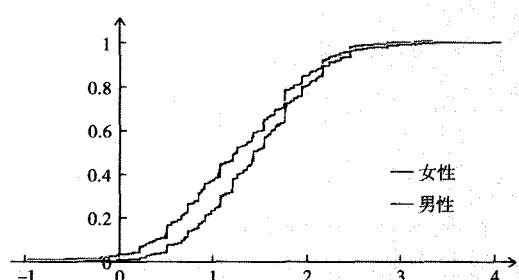


图2 男性和女性对数小时工资累积密度函数

图1和图2分别给出应用Epanechnikov非参数估计方法得出的男性和女性对数小时工资密度函数和累积密度函数,从密度函数中可以发现,男女之间工资密度函



数存在明显的差异。男性工资密度函数位于女性工资密度函数的右侧,说明在较低工资水平上女性的比例高于男性,而在较高工资水平上女性的比例低于男性。累积密度函数水平上的距离显示了在某一分位数上的性别工资差异,可以发现在任一个分位数上男性的工资均高于女性的工资。

为了更清晰地描绘性别工资分布上的差异,本文在男性和女性工资分布的百分位点上取值,应用核加权局部多项式平滑方法将各分位点上的相对工资差异拟合成一条曲线(见图3),可以发现工资分布上的性别工资差异是一条向右下倾斜的曲线,说明低收入群体的性别工资差异较大,而高收入群体的性别工资差异较小,这与同期全国性别工资相对差异的运动趋势基本一致<sup>①</sup>。

根据工资理论,个体工资收入主要取决于人力资本(即个体的知识和技能,通常用受教育程度和经验描述),同时又与个体的职业和工作单位类型密切相关。表1给出了样本收入五等分组的统计描述结果,其中职业类型和工作单位类型按样本平均收入水平由高到低进行排列。从男性和女性样本的统计结果中均可以发现,从低收入组到高收入组,个体经验逐渐降低,而受教育年限逐渐升高,教育收益率通常明显高于经验收益率,这符合人力资本理论预期;高收入组从事高工资职业和在高工资工作单位就业比例明显高于低收入组,而低收入组从事低工资职业和在低工资工作单位就业比例明显高于高收入组,这符合工资理论预期。此外,与图3的运动趋势一致,从低收入组到高收入组,女性平均小时工资与男性平均小时工资的差距在逐渐缩小。

与同期全国劳动力市场相比,东北地区城市劳动力受教育年限明显高于全国平均水平,说明东北地区劳动力素质较高;但东北地区城市劳动力经验明显低于全国平均水平,这主要源于在东北地区国有企业转制过程中出现了许多下岗、失业和提前退休现象。

通过对比男性和女性样本的统计结果可以发现,男性平均经验略高于女性(相差近1年),而女性平均受教育年限略高于男性(相差近0.6年),如果根据以往的研究经验,教育收益率明显高于经验收益率,则劳动力市场中可能存在对女性的工资歧视。从低收入组到高收入组,随着男性与女性受教育年限差距的上升,性别工资相对差距不断缩小。男性在高工资工作单位就业比例高于女性,暗示着东北城市劳动力市场上对女性可能存在就业歧视。男性从事高工资职业比例明显高于女性从事高工资职业比例,而女性从事低工资职业

<sup>①</sup> 全国劳动力市场状态根据2006年中国健康和营养调查(CHNS)数据计算,下同。

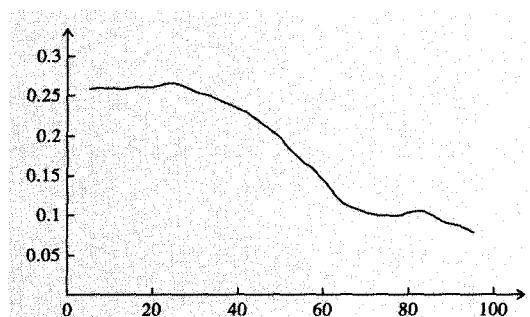


图3 工资分位数上的性别差异

表1 样本五等分统计结果

个体属性	收入组				
	低	中低	中等	中高	高
<b>男性</b>					
小时平均工资(元)	1.93	3.10	4.36	6.11	10.93
经验(年)	22.21	21.51	20.52	19.66	18.88
受教育年限(年)	9.76	10.14	10.88	12.31	13.63
<b>职业类型(%)</b>					
单位负责人	0.92	1.36	3.14	5.68	14.29
技术人员	3.55	5.24	12.26	18.52	24.56
办事人员	4.47	5.50	7.67	15.77	20.49
生产人员	60.63	61.77	52.90	43.64	28.21
服务人员	30.43	26.13	24.03	16.38	12.46
<b>工作单位类型(%)</b>					
国有集体企业	22.87	32.41	50.54	76.41	75.56
个体私营企业	52.78	50.84	41.06	18.64	17.75
其他类型企业	24.36	16.75	8.39	4.89	6.69
<b>女性</b>					
小时平均工资(元)	1.41	2.44	3.70	5.43	9.83
经验(年)	22.00	21.34	19.57	17.44	17.38
受教育年限(年)	9.81	10.19	11.35	13.23	14.15
<b>职业类型(%)</b>					
单位负责人	0.94	1.69	2.77	3.85	6.40
技术人员	4.17	8.86	21.87	44.88	48.25
办事人员	2.89	4.88	8.90	12.21	17.98
生产人员	27.57	29.58	25.61	15.95	11.75
服务人员	64.43	54.88	40.84	23.10	15.61
<b>工作单位类型(%)</b>					
国有集体企业	15.40	26.39	51.74	74.70	83.16
个体私营企业	67.74	59.96	39.35	19.91	12.81
其他类型企业	16.85	13.55	8.90	5.39	4.04

注:根据2006年东北地区劳动力抽样调查数据计算。

观测到的工资对数可以表示为:

$$\ln Y = d(\ln Y^*) = d(X'\beta_\theta + u_\theta) \quad (2)$$

其中,  $d=I[\ln Y^* > \ln Y^R]$ ,  $I(\ln Y^* > \ln Y^R)$  是一个指示函数,  $\ln Y^R$  表示保留工资, 则观测到的工资条件分位可以表示为:

$$\begin{aligned} Q_\theta(\ln Y|X) &= X'\beta_\theta + Q_\theta(u_\theta|X, d=1) \\ &= X'\beta_\theta + h_\theta[g_0(w)] \end{aligned} \quad (3)$$

其中,  $h_\theta[g_0(w)] = Q_\theta(u_\theta|X, d=1)$ , 假定  $h_\theta[g_0(w)]$  是劳动参与指示量  $g_0(w)$  的一个函数。



比例明显高于男性从事低工资职业比例, 暗示着东北地区城市劳动力市场上对女性可能存在明显的职业分割。

### 三、回归模型设定

工资方程的设定和估计是度量工资歧视的基础。工资方程的分位数回归形式可以表示为:

$$\ln Y^* = X'\beta_\theta + u_\theta \quad (1)$$

其中,  $\ln Y^*$  表示个体  $i$  小时工资的自然对数,  $X$  表示影响个体工资的因素,  $\beta_\theta$  为工资的第  $\theta$  个分位的回归系数,  $u_\theta$  为相应的随机扰动项。对于  $0 \leq \theta \leq 1$ ,  $\ln Y^*$  在  $X$  条件下的条件分位为:  $Q_\theta(\ln Y^*|X) = X'\beta_\theta$ ,  $Q_\theta(u_\theta|X) = 0$ 。

根据劳动供给理论, 男性和女性对劳动参与的选择存在较大差异, 男性劳动参与弹性非常小, 而女性劳动参与弹性较大, 特别是东北地区针对女性的就业歧视较为明显。因此, 应用女性工作群体代替女性劳动力总体势必会存在样本选择偏差问题(Buchinsky, 1998), 即人们通常只能观测到超过其保留工资的个体工资水平,

$w$  表示个体劳动参与的影响因素,通常  $h_\theta[g_0(w)] \neq 0$ ,则观测到的工资可以表示为:

$$\ln Y = X' \beta_\theta + h_\theta(g_0) + \varepsilon_\theta \quad (4)$$

其中,  $Q_\theta(\varepsilon_\theta | X, d=1) = 0$ 。

对女性工资方程进行估计,首先应该求得  $g_0(w)$  的估计值,假定  $g_0(w)$  为线性形式:  
 $g_0(w) = w'\gamma$ 。其中,  $\gamma$  表示  $w$  的系数。根据 Ichimura(1993)的思想,  $\gamma$  的一个估计量(非参数最小二乘估计量)可以表述为:

$$\hat{\gamma} \equiv \arg \min_{\gamma \in R'} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [d_i - \hat{E}(d_i | w_i, \gamma)]^2 \quad (5)$$

其中,  $d_i$  表示个体  $i$  是否参与劳动,  $\hat{E}(d_i | w_i, \gamma)$  为  $E(d_i | w_i, \gamma)$  的非参数估计量。

对于每个个体,应用  $\gamma$  的估计值可以求得  $g_0$  的估计值  $\hat{g}_0$ ,进而可以求得  $\hat{h}_\theta(g_0) = Ps(\hat{g}_i)' \hat{\delta}_\theta$ 。而  $Ps(\hat{g}_i)' \hat{\delta}_\theta$  可以用  $\sum_{k=1}^K (m_i)^k \delta_{\theta k}$  来近似,其中  $m_i = \lambda(\hat{u} + \hat{\sigma}\hat{g}_i)$ 。 $\lambda(\hat{u} + \hat{\sigma}\hat{g}_i) = \phi(\hat{u} + \hat{\sigma}\hat{g}_i)/\Phi(\hat{u} + \hat{\sigma}\hat{g}_i)$  为通常定义的逆米尔斯比,  $\hat{u}$  和  $\hat{\sigma}$  分别表示 Probit 回归的常数项和系数,  $\delta_{\theta k}$  表示  $\theta$  分位上  $m_i$  的  $k$  次方的系数。

对于存在选择偏差的样本,  $\ln Y$  在  $X$  和  $Ps(\hat{g}_i)$  上的分位数回归可以得到一致估计量。因此,男性和女性工资的分位数回归模型分别可以表示为:

$$\ln Y_m = X'_m \beta_{m\theta} + \varepsilon_{m\theta} \quad (6)$$

$$\ln Y_f = X'_f \beta_{f\theta} + Ps(\hat{g}_f)' \delta_{f\theta} + \varepsilon_{f\theta} \quad (7)$$

其中,下标  $m$  和  $f$  分别代表男性和女性个体,  $Q_\theta(\varepsilon_{m\theta} | X_m) = Q_\theta(\varepsilon_{f\theta} | X_f) = 0$ 。

根据 Mincer 方程的思想,个人收入主要取决于其知识和技能,知识通常用受教育程度描述,而技能通常用经验来描述。根据一般经验,个体婚姻状况、所从事的职业、就业的工作单位类型和地区经济发展水平均会对个体工资水平产生影响。因此,本文选择受教育程度、经验、经验平方、婚姻状况、职业类型、工作单位类型和所处省份作为工资方程的解释变量。

此外,女性工资方程中需加入修正样本选择偏差的逆米尔斯比( $K=3$ )。在估计工资方程之前,需要应用半参数回归方法估计女性劳动参与方程。根据人力资本理论,受教育程度较高的个体,其劳动生产率较高,因此预期受教育程度较高的个体劳动参与率较高。根据生命周期理论,劳动参与倾向随年龄的增加呈现倒 U 形变化趋势。根据劳动供给理论,已婚个体劳动参与倾向高于未婚个体。根据区域经济理论,区域经济发展水平与劳动参与率正相关。因此,本文选择受教育程度、经验、婚姻状况和所处省份作为女性劳动参与方程的解释变量。

#### 四、性别工资差异分解方法

根据 Gardeazabal 等(2005)工资差异分位数回归分解思路,本文考虑到样本选择偏差,对分位数上的性别工资差异进行分解。由于男性和女性工资对数的预期值与其工资对数的第

$\theta$  个非条件分位数相等,  $\ln Y_{m\theta} = E(X_m | \ln Y_m = \ln Y_{m\theta})\beta_{m\theta} + E(u_{m\theta} | \ln Y_m = \ln Y_{m\theta})$ ;  $\ln Y_{f\theta} = E(X_f | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})\beta_{f\theta} + \sum_{k=1}^K E((m_f)^k | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})\delta_{f\theta k} + E(u_{f\theta} | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})$ 。其中,  $E(X_m | \ln Y_m = \ln Y_{m\theta})$  和  $E(X_f | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})$  可以由  $X_m$  和  $X_f$  在  $\ln Y_m$  和  $\ln Y_f$  上的回归预测得到。因此, 男性和女性工资在第  $\theta$  个非条件分位数上的差异可以表示为:

$$\begin{aligned}\ln Y_{m\theta} - \ln Y_{f\theta} &= A_\theta + B_\theta + M_\theta + U_\theta \\ A_\theta &= (\beta'_{m\theta} - \beta'_{f\theta})E(X_f | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta}) \\ B_\theta &= [E(X_m | \ln Y_m = \ln Y_{m\theta}) - E(X_f | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})]\beta_{m\theta} \\ M_\theta &= -\sum_{k=1}^K E((m_f)^k | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})\delta_{f\theta k} \\ U_\theta &= E(u_m | \ln Y_m = \ln Y_{m\theta}) - E(u_f | \ln Y_f = \ln Y_{f\theta})\end{aligned}\quad (8)$$

式(8)将分位数上的性别工资差异分解为 4 项之和,  $A_\theta$  度量个体特征回报的差异, 通常被视为歧视;  $B_\theta$  度量个体特征上的差异;  $M_\theta$  度量女性劳动参与的影响, 可以视为就业歧视的影响<sup>①</sup>;  $U_\theta$  是由于分位数回归的误差项条件均值非 0 而导致的偏差, 需要通过以下方法进行修正。

$$\begin{aligned}\min(Z_\theta - X_\theta)'(Z_\theta - X_\theta) \\ s.t. Q_\theta(\ln Y | X = Z_\theta) = \ln Y_\theta\end{aligned}\quad (9)$$

其中,  $X_\theta = E(X | \ln Y = \ln Y_\theta)$ ,  $Z_\theta$  表示式(9)最小化问题的解, 则男性和女性非条件分位工资可以分别表示为:  $\ln Y_{m\theta} = Z_{m\theta}^* \beta_{m\theta}$ ,  $\ln Y_{f\theta} = Z_{f\theta}^* \beta_{f\theta} + \sum_{k=1}^K (m_f)^k \delta_{f\theta k}$ 。进而分位数上的性别工资差异可以重新表示为:  $\ln Y_{m\theta} - \ln Y_{f\theta} = A_\theta + B_\theta + M_\theta$ ;  $A_\theta = (\beta'_{m\theta} - \beta'_{f\theta})Z_{f\theta}^*$ ;  $B_\theta = \beta'_{m\theta}(Z_{m\theta}^* - Z_{f\theta}^*)$ ;  $M_\theta = -\sum_{k=1}^K (m_f)^k \delta_{f\theta k}$ 。其中,  $A_\theta$  和  $M_\theta$  之和表示由性别歧视导致的工资差异,  $B_\theta$  表示由个人特征差异导致的工资差异。进而性别工资歧视对性别工资差异的影响程度可以表示为:

$$G_\theta = \frac{A_\theta + M_\theta}{A_\theta + B_\theta + M_\theta} \quad (10)$$

## 五、回归结果分析

依据 2006 年东北地区劳动力抽样调查数据, 本文首先对男性和女性工资方程进行分位数回归。表 2 给出了男性工资方程在部分分位数上回归的结果, 可以发现从工资分布的低分位到高分位, 影响工资变量的系数都有明显变化。在各分位数上, 随着受教育程度的提高, 工资水平均不断提高, 这与理论预期一致; 而随着分位数的提高, 教育回报率基本呈现上升的趋势, 说明在东北城市劳动力市场中, 与低收入群体相比, 受教育程度对高收入群体贡献较大, 知识得到更充分的利用。在各分位数上, 随着经验的上升, 工资水平呈现先上升

① 非参与会削弱女性的劳动技能, 从而导致女性工资降低。



后下降的倒 U 形趋势,与理论预期一致;而随着分位数的提高,经验回报率不断下降,说明经验的积累对于低收入群体较对高收入群体更加重要<sup>①</sup>。知识在高收入群体中比较重要,而技能在低收入群体中比较重要,主要源于东北国有企业中重化工企业占较大比重,对高端劳动力更加强调知识水平,对低端劳动力更加强调技能水平。已婚男性工资明显高于未婚男性,而且这一特征在低收入群体表现得较明显,说明已婚男性由于承担更多的家庭责任而更加努力地工作。随着职业平均工资水平的提高,职业对个体工资的贡献基本呈现出逐渐增大的趋势;而随着分位数的提高,职业对工资贡献的差距越来越大,说明在高收入群体

表 2 男性工资方程在分位数上的回归结果

解释变量	分位数					
	5	25	45	55	75	95
<b>受教育程度(小学及以下)</b>						
初中	-0.0775	0.0294	0.0538*	0.0478*	0.0549**	0.2148***
高中	0.0264	0.1934***	0.2424***	0.2357***	0.2822***	0.3946***
大学专科	0.3652***	0.4443***	0.4214***	0.4340***	0.4579***	0.6272***
大学本科	0.5948***	0.6133***	0.6404***	0.6418***	0.6405***	0.8435***
研究生	0.8429***	0.8969***	0.9219***	0.8971***	1.0490***	1.1333***
经验	0.0236***	0.0122***	0.0084**	0.0097***	0.0060**	0.0096
经验平方	-0.0007***	-0.0003***	-0.0002***	-0.0002***	-0.0001*	-0.0002
<b>婚姻状况(未婚)</b>						
已婚	0.1009***	0.0850***	0.0984***	0.0787***	0.0747***	-0.0184
<b>职业类型(单位负责人)</b>						
技术人员	-0.1736***	-0.2477***	-0.2984***	-0.3280***	-0.3465***	-0.6102***
办事人员	-0.2312***	-0.2448***	-0.2994***	-0.2673***	-0.3151***	-0.5285***
生产人员	-0.2921***	-0.3548***	-0.3619***	-0.3976***	-0.4542***	-0.6948***
服务人员	-0.3645***	-0.3674***	-0.3604***	-0.3968***	-0.4157***	-0.6341***
<b>工作单位类型(其他类型企业)</b>						
国有集体企业	0.4288***	0.4032***	0.4014***	0.3960***	0.3491***	0.1633***
个体私营企业	0.1310***	0.0473**	0.0476**	0.0457***	0.0260*	-0.0228
<b>所处地区(辽宁)</b>						
吉林	-0.1523***	-0.1759***	-0.1636***	-0.1178***	-0.0539***	0.0039
黑龙江	-0.1515***	-0.2182***	-0.2188***	-0.1693***	-0.1537***	-0.1836***
常数项	0.4351***	0.9831***	1.2572***	1.3665***	1.6728***	2.3741***
R <sup>2</sup>	0.1642	0.2207	0.2376	0.2369	0.2219	0.1737

注:括号内为参照组。\*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

<sup>①</sup> 教育回报率随收入上升不断上升的趋势与张车伟(2006)关于东部省份的研究结果一致,与刘生龙(2008)关于全国的研究结果正好相反。经验回报率随收入不断下降的趋势也与刘生龙的研究结果正好相反。但刘生龙的样本容量仅为 458,而本文的样本容量为 18 911,显然本研究的样本更具代表性,结果更具稳健性。

中不同职业间工资差距更加明显。随着工作单位类型平均工资的提高,工作单位类型对个体工资的贡献呈现出逐渐增大趋势;而随着分位数的提高,工作单位类型对个体工资贡献的差距越来越小,说明在低收入群体中不同类型工作单位间工资差距比较明显,主要源于东北地区国有企业占较大比重,在低收入群体中国有企业工资明显较高,而在高收入群体中效益好的私有企业等工资水平与国有企业相差不大。随着地区经济发展水平的提高,个体工资水平呈现上升趋势;在第25个百分位到第75个百分位之间,随着分位数的提高,不同地区的个体工资差距逐渐降低,但差异变动不明显,说明不同收入群体在不同地区工资分布没有明显差异。

表3给出了女性工资方程在工资分布的部分分位数上回归的结果,可以发现受教育程

表3 女性工资方程在分位数上的回归结果

解释变量	分位数					
	5	25	45	55	75	95
<b>受教育程度(文盲)</b>						
初中	-3.1826**	-1.1795	0.6319	0.6004	1.7554*	1.8585
高中	-3.8223*	-1.3272	1.2669	1.2227	2.9876**	3.1680
大学专科	-5.3160*	-1.4933	2.3303	2.2368	5.0246**	5.5502
大学本科	-6.0202	-1.5374	2.9695	2.8493*	6.1576**	6.8430
研究生	-5.9710	-1.2140	3.4327*	3.3198**	6.7562***	7.3997*
经验	0.0161*	0.0217***	0.0188***	0.0132**	0.0192***	0.0388***
经验平方	-0.0005**	-0.0005***	-0.0004***	-0.0002**	-0.0004***	-0.0008***
<b>婚姻状况(未婚)</b>						
已婚	-0.5729	-0.2058	0.1915	0.1767	0.4694**	0.5661
<b>职业类型(单位负责人)</b>						
技术人员	-0.0542	-0.1043***	-0.2177***	-0.1866***	-0.3853***	-0.4214***
办事人员	-0.1618*	-0.1452***	-0.2211***	-0.1817***	-0.3737***	-0.4173***
生产人员	-0.1853**	-0.2995***	-0.3937***	-0.3257***	-0.4776***	-0.5207***
服务人员	-0.3424***	-0.3515***	-0.4272***	-0.3600***	-0.4936***	-0.4987***
<b>工作单位类型(其他类型企业)</b>						
国有集体企业	0.4010***	0.3634***	0.3635***	0.3641***	0.3744***	0.2139***
个体私营企业	0.0396	0.0125	-0.0121	-0.0178	0.0068	-0.0051
<b>所处地区(辽宁)</b>						
吉林	0.2548	0.0574	-0.1521	-0.1137	-0.2119*	-0.2903
黑龙江	0.3085	0.0235	-0.3557**	-0.3294**	-0.6067***	-0.7772**
Mills	-12.3639**	-2.7376	4.4183	4.2770	9.7411**	12.5439*
Mills 平方	9.2802**	1.2714	-2.5771	-2.5385*	-5.2009**	-7.4211*
Mills 立方	-3.0042***	-0.3896	0.5547	0.5461	1.0681*	1.6306
常数项	9.1122*	3.4676	-1.9430	-1.6968	-5.5954*	-6.3605
R <sup>2</sup>	0.1584	0.2603	0.2921	0.2935	0.2587	0.1705

注:同表2。



度对女性工资的影响不如男性显著,在第5个百分位上低收入群体中教育回报率逐渐降低;在第75个百分位上中高收入群体中教育回报率逐渐上升,在其他百分位上则许多未通过显著性检验;通过显著性检验的回归结果的变动趋势与男性类似,即随着分位数的提高,教育回报率呈上升趋势。与男性类似,在各分位数上,随着经验的上升,工资均呈现出先上升后下降的倒U形趋势,与理论预期是一致的;而随着分位数的提高,经验回报率并没有明显的变化。婚姻状况对女性工资的影响一般不显著。与男性类似,随着职业平均工资水平的提高,职业对个体工资的贡献基本呈现出逐渐增大的趋势;而随着分位数的提高,职业对工资贡献的差距越来越大。与男性不同,与其他单位类型中女性相比,国有集体企业中女性的工资水平较高,个体私营企业中女性的工资水平没有明显差异;而随着分位数的提高,国有集体企业对女性工资的贡献逐渐降低。与辽宁省相比,黑龙江省中高收入群体的女性工资水平较低。逆米尔斯比系数基本显著,说明对女性样本进行选择偏差修正时是必要的。

## 六、性别工资歧视度量

工资方程的回归结果表明,解释变量对男性和女性工资的影响程度存在明显差异。本文应用基于分位数回归的工资差异分解方法对工资分布的各分位点上的性别工资差异进行分解。表4给出了工资分布的部分分位点上性别工资差异的分解结果,可以发现随着分位点的提高,性别工资差异逐渐降低,但性别歧视导致的工资差异呈现出不断上升的趋势,说明随着收入的提高,性别歧视越来越严重。同时,在所有分位点上性别歧视均是导致工资差异的主要决定因素。特别是,在中高收入群体中,特征差异导致的工资差异均为负值,说明女性的个人特征(人力资本等)优于男性,如果女性能按照男性的特征回报来获得工资,则女性的平均工资将高于男性。

为了更准确地度量性别特征差异和歧视导致的工资差异在整体工资分布上的变化,本文将工资分布5%~95%每间隔1%的分位数回归结果拟合成性别工资差异曲线和性别歧视导致工资差异曲线(见图4)。如果工资差异曲线在性别歧视曲线上方,则说明男性个人特征优于女性个人特征,性别工资差异一部分是由男女间个人特征差异造成的,一部分是由性别歧视造成的,两条曲线距离越近意味着歧视程度越严重。如果工资差异曲线在性别歧视曲线下方,则说明女性个人特征优于男性。

表4 分位数上的工资差异及其分解

分位数	工资差异	性别歧视导致部分		特征差异导致部分	
		数值	百分比	数值	百分比
5	0.2877	0.2030	70.55	0.0847	29.45
25	0.3365	0.3090	91.84	0.0275	8.16
45	0.2311	0.2348	101.58	-0.0037	-1.58
55	0.1335	0.1643	123.06	-0.0308	-23.06
75	0.1335	0.1517	113.61	-0.0182	-13.61
95	0.0513	0.1169	227.90	-0.0656	-127.90

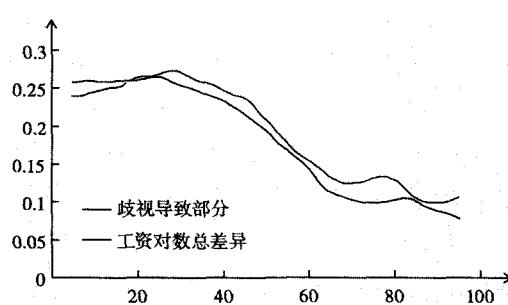


图4 性别工资差异及其分解

分是由性别歧视造成的；在第 25 个百分位到第 95 个百分位之间，女性个人特征优于男性个人特征，性别工资差异完全是由性别歧视造成的。总体上，随着分位数的提高，性别工资差异呈现出不断下降趋势，而导致工资差异的性别歧视却基本呈现出不断上升的趋势。

## 七、结 论

依据 2006 年东北地区劳动力抽样调查数据，本文应用微观经济计量方法分析了工资分布的不同分位数上的性别差异。研究结果表明，在每个分位数上，随着个体受教育程度的提升，教育回报率不断上升；随着分位数的提升，教育回报率不断上升，说明在东北城市劳动力市场的高收入群体中知识将得到更充分的利用，这主要源于东北地区作为国家重工业基地对于高素质人才需求较大，进一步暗示着一方面通过发展教育将提高个体的工资水平，另一方面高收入群体收入增幅较大将导致收入差距的扩大，当然这是东北地区工业现代化(振兴东北老工业基地)进程初期的必然结果。

在东北城市劳动力市场中，随着职业平均工资水平的提高，职业对个体工资的贡献基本呈现出逐渐增大的趋势；而随着分位数的提升，职业对工资贡献的差距越来越大，说明东北城市劳动力市场存在明显的职业分割，主要是由于东北地区国有企业所占比重较高，计划经济色彩较重，人事制度不对称，导致劳动力不能充分流动。特别是东北国有企业中重工业和化工企业所占比重较大且工资水平较高，而服务业发展较慢且工资水平较低，使得男性从事高工资职业比例明显高于女性，说明职业分割是造成性别工资差异的一个重要原因。

在东北城市劳动力市场中，存在明显的性别工资差异，在工资分布的所有分位数上，男性工资水平均明显高于女性工资水平。其中，在工资分布的底部(低收入群体)，影响工资收入的男性个人特征优于女性个人特征，性别工资差异一部分是由个人特征差异造成的，一部分是由性别歧视造成的，主要源于近年来东北地区许多企业经营出现困境，出现大量下岗、失业和提前退休的现象，甚至存在一些零就业家庭，政府在实施就业扶持政策过程中，无论是企业还是家庭，均在一定程度上优先考虑男性就业；在工资分布的中部以上(中高收入群体)，影响工资收入的女性个人特征优于男性个人特征，性别工资差异完全是由性别歧视造成的；随着工资分布分位数的提升，性别工资差异不断缩小，但性别工资歧视程度却不断扩大。性别工资歧视一方面是由针对女性的就业歧视造成的，即对于很多高工资行业女性进入非常困难，另一方面是由行业内部针对女性的工资歧视造成的，即女性在工作岗位安排、职务晋升和工资水平方面受到歧视。

因此，东北地方政府一方面应通过国家振兴东北的财政政策支持大力发展地方经济，通过扩大劳动需求带动就业，同时通过教育和培训提升低收入群体女性人力资本水平；另一方面

应致力于设计和实施公平的就业制度和工资制度,提高东北地区城市劳动力市场的市场化程度以促进劳动力的充分流动,逐渐消除针对女性的就业歧视和工资歧视,有助于逐渐缩小性别间的工资差距。

### 参考文献:

1. 葛玉好(2007):《工资分布的性别差异:分位数分解方法》,《上海经济研究》,第4期。
2. 李实、马欣欣(2006):《中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析》,《中国人口科学》,第5期。
3. 刘生龙(2008):《教育和经验对中国居民收入的影响——基于分位数回归和审查分位数回归的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,第4期。
4. 王美艳(2005):《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》,第12期。
5. 张丹丹(2004):《市场化与性别工资差异研究》,《中国人口科学》,第1期。
6. 张车伟(2006):《人力资本回报率变化与收入差距:马太效应及其政策含义》,《经济研究》,第12期。
7. 张世伟、罗胤、汪宁宁(2007):《吉林省城镇劳动力市场中的性别工资差异》,《东北亚论坛》,第6期。
8. Abadie, A. (1997), Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980's: A Quantile Regression Approach. *Investigaciones Económicas*. 21(2):253~272.
9. Blinder, A. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*. 8:436~455.
10. Brown, R., M. Moon and B. Zoloth (1980), Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials. *Journal of Human Resources*. 15:3~28.
11. Buchinsky, M. (1994), Changes in the U.S. Wage Structure 1963~1987: Application of Quantile Regression. *Econometrica*. 2: 405~458.
12. Buchinsky, M. and J. Hahn (1998), An Alternative Estimator for the Censored Quantile Regression Model. *Econometrica*. 66(3):653~671.
13. Choudhury, S. (1993), Reassessing the Male-Female Wage Differential: A Fixed Effects Approach. *Southern Economic Journal*. 60(2):327~340.
14. Garcia, J., J. Pedro and H. Nicolás (1998), How Wide Is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression. *Economics Working Papers* 287. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.
15. Gardeazabal, J. and A. Ugidos (2005), Gender Wage Discrimination at Quantiles. *Journal of Population Economics*. 18(1):165~179.
16. Gustafsson, B. and S. Li (2000), Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China. *Journal of Population Economics*. 13(2):305~329.
17. Heckman, J. (1998), Detecting Discrimination. *Journal of Economic Perspectives*. 12(2):101~116.
18. Kim, M. and S. Polacheck (1994), Panel Estimates of Male-Female Earnings Functions. *Journal of Human Resources*. 29:406~428.
19. Neal, D. and W. Johnson (1996), The Role of Pre-market Factors in Black-White Wage Differences. *Journal of Political Economy*. 104:869~895.
20. Oaxaca, R. (1973), Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14:693~709.

(责任编辑:朱犁)