

# 城市劳动力市场中性别工资差异的变动

## ——基于固定效应模型的研究途径

张世伟 郭凤鸣\*

**摘要:** 本文建立了工资方程的固定效应模型,提出了性别工资差异变动的分解方法,并依据1991-2006年中国健康和营养调查数据对城市劳动力市场中性别工资差异的变动进行了分解分析。研究表明,在1991-1993年和1997-2004年期间,性别工资差异呈缩小趋势;而在1993-1997年和2004-2006年期间,性别工资差异呈扩大趋势。在1991-2006年期间,性别工资歧视一直呈不断上升趋势,而性别间个体特征差异一直呈不断缩小趋势,性别工资差异变动是二者联合作用的结果。因此,政府通过实施公平的就业制度和工资制度扭转性别工资歧视不断上升的趋势,将有助于性别工资差异的缩小。

**关键词:** 劳动力市场 工资差异 性别歧视 固定效应模型

### 一、引言

在计划经济时代,由于中国政府推行男女性别平等的就业制度和工资分配制度,因而城市劳动力性别工资差异并不明显。经济改革以来,伴随着由计划经济向市场经济的转型,工资分配机制发生了根本改变,性别工资差异问题逐渐显露出来,性别工资差异的变动趋势及其成因逐渐受到经济学界的关注。然而,经济改革以来性别工资差异是扩大还是缩小?性别工资差异扩大或缩小是源于市场竞争机制的增强还是源于性别歧视程度的上升?相关的研究尚未给出基本一致的结论(Gustafsson and Li, 2000; 边燕杰、张展新, 2002; 张丹丹, 2004; 郝大海、李路路, 2006; 李春玲、李实, 2008)。

目前,关于性别工资差异变动趋势及其成因得出不同结论的原因主要源于样本选取的时间段存在差异。在经济改革过程中,城市劳动力市场需要逐渐发育完善,不同时期劳动力市场对男性和女性的劳动需求存在差异,男性和女性人口结构特征存在差异,男性和女性的劳动供给存在差异,导致不同时期性别工资差异存在较大的波动,选取不同时间段的工资数据作比较并分析成因可能就会得到不同的结论。

然而,即使上述研究选取相同时间段的样本并得到基本一致的研究结论,关于性别工资差异变动成因的研究结果也未必准确,这主要源于国内现有的研究均采用截面数据分析方法,无法解决工资方程估计中出现的缺失变量和样本选择偏差问题(Kim and Polachek, 1994)。1993年,Choudhury基于收入动态行为的面板数据(Panel Study of Income Dynamics, PSID),应用工资方程的固定效应模型和Oaxaca(1973)工资差异分解方法度量了性别工资歧视的程度,指出传统的截面分析方法高估了性别歧视的作用。基于面板数据的工资方程固定效应模型的主要优势体现在能够有效解决缺失变量问题,因为在现实经济中存在一些影响工资但不可观测的因素,如智力和动机等,它们的量化非常困难,且没有合适的替代变量,缺失这些变量将导致工资方程的错误设定,而固定效应模型可以有效地考虑这些因素的影响。当然,尽管固定效应模型具有明显的方法优势,但由于多期的面板数据较难获取,相关的应用研究在20世纪90年代以前并不多见(Heckman,

\*张世伟,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:swzhang64@yahoo.com.cn;郭凤鸣,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:41976724@qq.com。

本研究为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“收入再分配政策机理和效应的微观模拟”(05JJD790079)和吉林大学研究生创新基金资助项目“城镇劳动力市场中性别工资差异问题研究”(20101003)的阶段性成果。

1998)。

21 世纪初,Polachek 和 Robst(2001)建立了一个工资方程的固定效应模型,应用女性(虚拟变量)和年份(虚拟变量)刻画某一时间段性别工资差异的变动趋势,但该研究既无法准确地度量性别工资差异变动的程度,也无法度量性别歧视对性别工资差异的作用程度。尽管近年来一些西方学者陆续建立了一些工资方程的固定效应模型,但研究问题的焦点并非性别工资差异的变动趋势(Booth and Wood,2006;Ahituv and Lerman,2007)。

基于上述分析,本文拟建立工资方程的固定效应模型,提出性别工资差异变动的分解方法,并依据 1991-2006 年中国家庭营养与健康调查(CNHS)的面板数据分析中国城市劳动力市场中性别工资差异的变动趋势及其成因。<sup>①</sup> 本文的第二部分将对数据进行统计描述,第三部分论述工资方程的设定,第四部分给出性别工资差异变动的分解方法,第五部分进行结果分析,最后给出本文的研究结论。

## 二、数据的统计描述

本文应用的数据来自 1991-2006 年中国家庭营养与健康调查(CNHS),调查覆盖的省份包括辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州,由于这些省份在经济发展、地理位置、自然资源和人口状况上高度分散,因此基本上可以反映中国总体的人口和经济状况。调查涉及的内容包括年龄、性别、受教育年限与婚姻状况等人口统计学特征和职业、雇佣类型与工资等劳动经济学特征。本文选择其中的 18 岁~60 岁男性和 18 岁~55 岁女性劳动年龄人口纵列数据(非平衡面板数据)作为分析的样本。

表 1 给出了 1991-2006 年间不同年份男性和女性小时工资对数水平,可以发现随着时间的推移,男性和女性的工资水平一直呈现出明显上升的趋势,这是中国城市劳动力市场中个体劳动生产率不断提升的结果。但在劳动力工资水平不断上升的同时,女性的平均工资水平一直低于男性的平均工资水平,男性和女性之间一直存在明显的性别工资差异。在 1991-1993 年和 1997-2004 年期间,性别工资差异呈缩小趋势;而在 1993-1997 年和 2004-2006 年期间,性别工资差异呈扩大趋势。总体来看,1991-2006 年期间,性别工资差异扩大,但并不存在明显的规律性变动趋势。

表 1 男性和女性小时工资对数(1991-2006 年)

	1991 年	1993 年	1997 年	2000 年	2004 年	2006 年
男性	-0.5942	-0.1978	0.8798	1.1754	1.5203	1.7471
女性	-0.7713	-0.3591	0.7059	1.0034	1.3673	1.5295
工资差异	0.1771	0.1613	0.1739	0.1720	0.1530	0.2176

性别工资差异一方面取决于性别间个体特征的差异,另一方面取决于劳动力市场中性别歧视的程度。表 2 和表 3 分别给出男性和女性个体特征的统计描述结果,可以发现随着时间的推移,体现个体人力资本水平的受教育年限一直呈现出不断上升的趋势,这是中国政府改革开放以来大力发展教育的结果,人力资本水平的提升是个体劳动生产率提升和工资水平提升的基础。在 1991-1997 年期间,男性的受教育年限一直大于女性,且男性与女性受教育年限差距呈现出不断扩大趋势,对性别工资差异的缩小起到抑制作用;在 1997-2000 年期间,尽管男性受教育年限仍大于女性,但男性与女性受教育年限差距却呈现出轻微下降态势,对性别工资差异的缩小起到促进作用;在 2004-2006 年期间,女性的受教育年限一直大于男性,且女性与男性受教育年限差距呈现出不断扩大趋势,对性别工资差异的扩大起到抑制作用。总体来看,在 1991-2006 年期间,女性受教育年限的增长速度远高于男性,对性别工资差异的扩大起到明显的抑制作用。

男性的平均经验一直大于女性,在 1991-1997 年期间,男性与女性间平均经验差距呈缩小趋势,对性别工资差异的缩小起到促进作用;而在 1997-2006 年期间,男性与女性间平均经验差距呈扩大趋势,对性别工资差异的扩大将起到促进作用。总体来看,1991-2006 年期间,性别间经验差距呈正 U 型扩大,对性别工资差异的扩大起到促进作用。从职业分布的角度,男性作为单位负责人或技术人员从事高工资职业的比例一

<sup>①</sup> 中国家庭营养与健康调查是目前中国学者可获得的比较权威的微观数据资源,一些学者曾应用该数据研究了中国劳动力市场中性别工资差异问题,这些研究或关注于工资分布上的性别工资差异(陈建宝、段景辉,2009),或关注于不同部门性别工资差异(尹志超、甘犁,2009;元寿伟、刘智强,2009),并未关注性别工资差异变动及其成因。

直高于女性,但随着时间的推移,男性与女性从事高工资职业比例的差异一直在缩小,这将对性别工资差异的扩大起到抑制作用。婚姻状况和雇佣状况没有明显的变动趋势,不会对性别工资差异的变动产生明显的影响。从工作单位类型分布的角度,男性工作于国有部门的比例一直高于女性,但男性和女性在国有部门工作的比例差却基本呈现出正U型变动趋势,与性别工资差异的变动并非一致。

表2 男性的个体特征(1991-2006年)

个体属性	1991年	1993年	1997年	2000年	2004年	2006年
受教育年限(年)	9.65	9.87	10.19	10.62	11.07	11.32
经验(年)	21.80	22.72	23.01	24.2	25.71	26.01
已婚	81.09%	81.60%	80.84%	81.52%	85.99%	85.77%
单位负责人	15.99%	16.10%	16.47%	15.76%	16.38%	15.06%
技术人员	16.24%	15.18%	15.80%	16.49%	18.53%	17.15%
生产人员	51.27%	51.53%	48.91%	40.40%	42.46%	41.21%
办事人员	9.26%	8.90%	8.57%	9.42%	9.27%	11.30%
服务人员	3.81%	3.99%	5.55%	9.60%	8.41%	10.04%
其他职业人员	3.43%	4.29%	4.71%	8.33%	4.96%	5.23%
自我雇佣	3.81%	3.83%	6.05%	8.15%	5.17%	6.90%
被雇佣	94.16%	95.09%	92.77%	88.77%	93.32%	92.26%
其他雇佣类型	1.78%	0.61%	0.84%	1.99%	0.86%	0.63%
国有企事业	69.92%	68.56%	60.00%	53.62%	56.25%	52.30%
集体企业	24.49%	23.47%	26.55%	25.54%	12.28%	9.41%
个体或私营企业	0.38%	1.53%	0.50%	1.27%	0.00%	0.42%
其他类型企业	4.31%	5.37%	10.08%	16.12%	28.23%	34.94%
样本量	788	652	595	552	928	478

表3 女性的个体特征(1991-2006年)

个体属性	1991年	1993年	1997年	2000年	2004年	2006年
受教育年限(年)	9.54	9.67	9.94	10.38	11.16	11.70
经验(年)	18.97	20.14	20.82	21.81	22.58	22.42
已婚	78.53%	79.18%	81.51%	77.03%	81.69%	83.33%
单位负责人	8.65%	6.42%	10.11%	9.33%	12.68%	9.32%
技术人员	18.91%	18.87%	18.71%	20.81%	20.28%	22.88%
生产人员	47.28%	44.75%	39.35%	29.90%	25.35%	23.45%
办事人员	10.42%	10.51%	14.19%	17.46%	16.06%	18.64%
服务人员	13.78%	17.12%	14.19%	16.27%	18.59%	22.88%
其他职业人员	0.96%	2.33%	3.44%	6.22%	7.04%	2.82%
自我雇佣	2.24%	3.89%	4.30%	8.13%	5.92%	6.78%
被雇佣	95.83%	95.14%	94.41%	89.71%	93.52%	90.96%
其他雇佣类型	1.60%	0.19%	0.65%	1.20%	0.00%	2.26%
国有企事业	64.42%	62.45%	58.06%	52.39%	51.55%	48.02%
集体企业	31.25%	30.93%	26.67%	23.44%	12.39%	12.99%
个体、私营企业	0.48%	1.17%	0.43%	1.20%	0.56%	0.00%
其他类型企业	2.88%	5.06%	11.83%	18.90%	30.70%	34.75%
样本量	634	514	465	418	355	354

由于性别间受教育年限差异、经验差异和职业分布差异的变动趋势对性别工资差异变动趋势的作用方向存在差异,且在统计分析中无法度量性别歧视对工资差异的影响,需要应用经济计量模型对个体异质性加以控制,以度量个体特征差异变动和性别歧视变动对性别工资差异变动的的作用效果,准确识别出不同时期性别工资差异变动的成因。

### 三、工资方程设定

工资方程是度量性别工资差异的基础,本文将工资方程设定为一个固定效应模型:

$$\ln W_{it} = X_{it}'\beta + A_i'\gamma + u_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln W_{it}$ 表示个体*i*在*t*期的小时工资对数, $X_{it}$ 表示在*t*期影响个体*i*工资可观测的个体特征向量, $A_i$ 表示影响个体*i*工资但不可观测的个体特征向量(这些特征对于个体来说在短期内不变,可以视为固定效

应),  $\beta$  和  $\gamma$  表示相应变量的回归系数,  $u_{it}$  是随个体和时间变化的扰动项, 且满足  $E(u_{it}) = 0$ , 在  $i \neq j, t \neq s$  时,  $E(u_{it}u_{jt}) = 0$ 。

如果仅应用就业个体的样本估计工资方程可能会带来样本选择偏差问题。根据 Heckman (1979) 两步骤估计方法, 在工资方程设定中要考虑参与决策的影响以消除样本选择偏差。首先, 估计劳动参与方程:

$$P_{it}^* = Z_{it}'\delta + v_{it}$$

$$P_{it} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } P_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } P_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中,  $P_{it}^*$  表示不可观测的决定个体  $i$  在  $t$  期是否劳动参与的变量,  $P_{it}$  表示个体劳动参与的状态 (1 表示参与, 0 表示未参与),  $Z_{it}$  表示可观测的个体属性特征向量,  $\delta$  表示相应变量的回归系数,  $v_{it} \sim N(0, 1)$  表示随机扰动项。

如果样本只选择就业且有工资收入的个体, 则个体  $i$  在  $t$  期小时工资对数的期望可以表示为:

$$E(\ln W_{it}) = X_{it}'\beta + A_i\gamma + E(u_{it} | P_{it} > 0)$$

$$= X_{it}'\beta + A_i\gamma + E(u_{it} | v_{it} > -Z_{it}'\delta)$$

$$= X_{it}'\beta + A_i\gamma + \lambda_{it}\sigma_{12}/\sigma_2 \quad (3)$$

其中,  $\lambda_{it} = [\phi(Z_{it}^0)] / [\varphi(-Z_{it}^0)]$ ,  $Z_{it}^0 = -(Z_{it}'\delta) / \sigma_2$ ,  $\phi(\cdot)$  和  $\varphi(\cdot)$  为标准正态分布的概率密度函数和概率分布函数。假定  $u_{it}$  和  $v_{it}$  服从二元正态分布, 即  $E(u_{it}^2) = \sigma_1^2$ ,  $E(v_{it}^2) = \sigma_2^2$  且  $E(u_{it}v_{it}) = \sigma_{12}$ 。  $\lambda_{it}$  的一致估计量  $\hat{\lambda}_{it}$  (逆米尔斯比) 可以由劳动参与方程的估计结果得到:

$$\hat{\lambda}_{it} = \frac{\phi(Z_{it}'\delta)}{\varphi(Z_{it}'\delta)} \quad (4)$$

其次, 将逆米尔斯比作为解释变量加入工资方程中以修正样本选择偏差, 工资方程 (1) 转换为:

$$\ln W_{it} = X_{it}'\beta + A_i\gamma + \hat{\lambda}_{it}\eta + u_{it}^* \quad (5)$$

其中,  $\eta$  为逆米尔斯比的系数, 且  $\eta = \sigma_{12}/\sigma_2$ ,  $u_{it}^* \sim (0, \sigma_{it}^*)$ 。

尽管  $A_i$  是不可观测的, 但由于它在时间上是不变的, 其作用可以用均值离差变换来消除:

$$\ln \tilde{W}_{it} = \tilde{X}_{it}'\beta + \tilde{\lambda}_{it}\eta + \tilde{u}_{it}^* \quad (6)$$

其中,  $\tilde{\cdot}$  定义为变量对于均值的离差, 如:

$$\tilde{X}_{it} = X_{it} - \sum_{i=1}^T X_{it} / T$$

根据相关的经验研究结果, 女性劳动参与的弹性较大, 而男性劳动参与的弹性较小, 本文仅考虑女性的样本选择偏差, 而不考虑男性的样本选择偏差。因此, 对男性工资方程均值离差变换得到:

$$\ln \tilde{W}_{mt} = \tilde{X}_{mt}'\beta_m + \tilde{u}_{mt}^* \quad (7)$$

根据人力资本理论, 个体的就业和劳动收入主要取决于其知识和技能, 其中知识通常用受教育年限来描述, 而技能通常用工作经验来描述。需要指出的是, 考虑到教育回报可能随时间推移发生变化, 因此需要将其与时间做交叉, 以度量不同时期的教育回报率。从数据统计描述结果中可以发现, 个体的婚姻状况、职业和所处省份等都可能对工资收入产生影响。因此, 本文选择受教育年限、经验、经验平方、婚姻状况 (虚拟变量, 以未婚为参照组)、职业类型 (虚拟变量, 以单位负责人作为参照组)、工作单位类型 (虚拟变量, 以国有企业作为参照组)、省份 (虚拟变量, 以辽宁省作为参照组)、雇佣类型 (虚拟变量, 以自我雇佣为参照组) 和年份 (虚拟变量, 以 1991 年作为参照组) 等作为个体工资方程的解释变量。

#### 四、工资差异变动分解方法

由于工资方程的固定效应模型考虑到短期内不随时间变化且不可观测的因素对个体工资的影响, 使得对工资方程回归系数的估计比传统的截面模型更加准确。本文认为, 由于存在不可观测的因素, 应用固定效应模型度量工资歧视程度也将存在一定程度的偏差, 但却可以被用来准确度量工资歧视程度的变化。利用方程 (6) 和 (7) 分别对男性和女性样本进行 OLS 估计可以得到男性和女性工资方程的回归系数  $\hat{\beta}_m$  和  $\hat{\beta}_f$ 。第

$t$  年男性和女性的平均对数工资可以表示为:

$$\begin{aligned}\ln \bar{W}_m &= \bar{X}'_m \hat{\beta}_m + \bar{A}'_m \gamma_m \\ \ln \bar{W}_f &= \bar{X}'_f \hat{\beta}_f + A_f \gamma_f + \bar{\lambda}_f \hat{\eta}_f\end{aligned}$$

由于  $\gamma_m$  和  $\gamma_f$  是不可求得的, 此处仅作为一个符号来保证方程的完整性。根据歧视理论 (Oaxaca, 1973), 性别工资歧视系数可以表示为:

$$D = \frac{W_m/W_f - (W_m/W_f)^0}{(W_m/W_f)^0} \quad (8)$$

其中,  $(W_m/W_f)^0$  表示不存在性别歧视时男性与女性工资之比, 而  $W_m/W_f$  表示男性与女性实际工资之比。进而, 设  $\ln W_f^0$  为没有性别歧视时女性的工资对数, 则:

$$\begin{aligned}\ln(1+D) &= \ln(W_m/W_f) - \ln(W_m/W_f)^0 \\ &= \ln W_m - \ln W_f - \ln W_m + \ln W_f^0 \\ &= \ln W_f^0 - \ln W_f\end{aligned} \quad (9)$$

针对女性的工资歧视可以用没有歧视时女性的工资对数与女性实际工资对数的差来度量。如果劳动力市场不存在歧视, 则女性的工资决定结构和男性的工资决定结构应该相同, 女性的平均小时工资为:

$$\ln \bar{W}_f^0 = \bar{X}'_f \hat{\beta}_m + A_f \gamma_m$$

现实经济中, 劳动力市场可能存在歧视, 女性实际的平均小时工资为:

$$\ln \bar{W}_f = \bar{X}'_f \hat{\beta}_f + A_f \gamma_f + \bar{\lambda}_f \hat{\eta}_f$$

根据方程(9)可以求得劳动力市场中针对女性的工资歧视:

$$\begin{aligned}\ln(1+D_t) &= \ln \bar{W}_f^0 - \ln \bar{W}_f \\ &= \bar{X}'_f \hat{\beta}_m - \bar{X}'_f \hat{\beta}_f + A_f \gamma_m - A_f \gamma_f - \bar{\lambda}_f \hat{\eta}_f \\ &= \bar{X}'_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) + A_f (\gamma_m - \gamma_f) - \bar{\lambda}_f \hat{\eta}_f\end{aligned} \quad (10)$$

需要指出的是, 尽管方程(10)中  $A_f(\gamma_m - \gamma_f)$  不可求得, 但利用  $A_f$  不随年份变化的特点, 即每期歧视度量公式中均包含  $A_f(\gamma_m - \gamma_f)$ , 则可以通过做差得到歧视在不同年份间的变化:

$$\begin{aligned}\ln(1+D_t) - \ln(1+D_{t-1}) & \\ &= \bar{X}'_{f,t} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) - \bar{X}'_{f,t-1} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) - (\bar{\lambda}_{f,t} - \bar{\lambda}_{f,t-1}) \hat{\eta}_f\end{aligned} \quad (11)$$

性别工资差异变化为性别歧视变化和个体特征差异变化联合作用的结果, 即:

$$\Delta \ln \bar{W}_t - \Delta \ln \bar{W}_{t-1} = [\ln(1+D_t) - \ln(1+D_{t-1})] + (B_t - B_{t-1}) \quad (12)$$

其中,  $B_t$  表示  $t$  期男性和女性个体特征差异导致的性别工资差异, 则  $(B_t - B_{t-1})$  表示从  $t-1$  期到  $t$  期个体特征差异变化导致的性别工资差异的变化。由于个体特征中存在不可观测的属性,  $(B_t - B_{t-1})$  不可直接通过回归估计求得, 只能通过方程(12)间接计算得出。

## 五、结果分析

依据 1991-2006 年的 CHNS 数据, 本文对男性和女性工资方程的固定效应模型进行了回归(回归结果参见表 4<sup>①</sup>)。从回归结果中可以发现, 随着时间的推移, 男性和女性的教育回报率呈现出明显的上升趋势, 这与国内相关的研究结果是一致的, 说明知识在劳动力市场中发挥的作用越来越大。经验回报率显著为正, 说明经验有助于个体工资水平的上升。已婚对男性的工资收入明显具有激励作用, 主要源于男性结婚以后需要承担更多的家庭责任, 增加劳动供给且工作更加勤奋, 进而导致工资水平的上升。与单位负责人相比, 男性从事生产、办事、服务人员和其他职业的工资水平依次降低, 男性职业对工资的贡献率与男性职业平均工资水平排列次序基本一致; 女性从事服务职业的工资水平明显较低, 从事其他职业的工资水平明显较高, 这与女性职业平均工资水平排列次序基本一致。与自我雇佣人员相比, 男性被雇佣人员和其他类型雇佣人

<sup>①</sup>表 4 中已删去不显著的解释变量(如工作单位类型和省份)回归系数, 这些因素之所以不显著, 主要源于其很少发生变动, 被固定效应模型离差变换差掉了。

员工工资水平较低,主要源于自我雇佣人员需要在工作中投入更大的精力和一定的资本;而雇佣类型对女性的工资水平没有明显影响。女性逆米尔斯比的系数显著为负,说明对女性工资方程进行样本选择偏差修正是必要的,且影响女性劳动参与的不可度量因素对女性工资水平的影响是负向的,暗示着劳动力市场存在针对女性的就业歧视。

表 4 工资方程回归结果

解释变量	男性	女性	解释变量	男性	女性
受教育年限(1991)	0.2461***	0.2548***	其他职业人员	-0.2164***	0.1574*
受教育年限(1993)	0.2343***	0.2383***	被雇佣	-0.2261***	0.0738
受教育年限(1997)	0.2780***	0.2552***	其他雇佣类型	-0.4284***	-0.1165
受教育年限(2000)	0.2980***	0.2910***	1997	-0.4091*	-0.2628
受教育年限(2004)	0.3344***	0.3329***	2000	-1.0802***	-1.1730***
受教育年限(2006)	0.3637***	0.3359***	2004	-2.1720***	-2.4638***
经验	0.2474***	0.2958***	2006	-2.7939***	-2.9145***
已婚	0.0839*	0.0150	逆米尔斯比		-0.1795*
生产人员	-0.0778*	-0.1046	常数项	-7.13741***	-7.6208***
办事人员	-0.0975**	-0.0503	R <sup>2</sup>	0.7268	0.7536
服务人员	-0.2828***	-0.1990***			

注: \*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%和1%水平上显著;受教育年限(1991)表示相应年份受教育年限对工资获得的贡献。

应用工资差异变动分解方法,本文度量了不同时期性别歧视变化和个体特征变化对性别工资差异变化的影响程度(参见表5),可以发现随着时间的推移,性别工资歧视程度一直呈上升态势,性别歧视加剧将导致性别工资差异呈不断扩大的趋势;而性别间个体特征差异一直呈缩小态势,个体特征差异缩小将导致性别工资差异呈不断缩小的趋势;性别工资差异的变动方向是它们联合作用的结果。

在1991-1993年期间,性别歧视程度轻微上升,但性别间个体特征差异下降,导致性别工资差异有所缩小;在1993-1997年期间,性别歧视程度明显上升,尽管个体特征差异缩小幅度也较大,但仍无法完全补偿性别歧视上升幅度,导致性别工资差异有所上升;在1997-2000年期间,性别歧视上升的幅度略小于个体特征下降的幅度,导致性别工资差异轻微下降;在2000-2004年期间,尽管性别歧视程度明显上升,但个体特征差异下降幅度更大,导致性别工资差异有所缩小;在2004-2006年期间,性别歧视程度明显加剧,导致性别工资差异明显扩大。总体上看,在1991-2006年期间,个体特征差异的缩小无法补偿性别歧视的扩大,导致性别工资差异扩大。

表 5 性别工资差异变动的分解结果

时期	1991-1993年	1993-1997年	1997-2000年	2000-2004年	2004-2006年
工资差异变动	-0.0159	0.0126	-0.0020	-0.0189	0.0646
性别歧视变动	0.0016	0.0914	0.0508	0.0867	0.1489
个人特征变动	-0.0175	-0.0788	-0.0528	-0.1056	-0.0843

## 六、结论

对中国经济改革以来性别工资差异的变动趋势的度量及其成因的解释,一方面取决于样本的选取,另一方面取决于分析方法的选择。依据1991-2006年中国家庭营养与健康调查的非平衡面板数据,本文对不同时期性别工资差异的变动趋势进行了统计分析,发现随着时间的推移,城市劳动力工资水平一直呈现出明显上升的趋势,但女性工资水平却一直明显低于男性工资水平,说明中国城市劳动力市场中存在明显的性别工资差异。通过对不同时间段的分析,发现在1991-1993年和1997-2004年期间,性别工资差异呈缩小趋势;而在1993-1997年和2004-2006年期间,性别工资差异呈扩大趋势。虽然在1991-2006年期间性别工资差异有所扩大,但不存在明显有规律性的变动趋势,暗示着仅使用一个时间段分析性别工资差异变动趋势将得出武断的结论。

为了准确识别性别工资差异变动的成因,本文应用工资方程固定效应模型和工资差异变动分解方法对不同时间段性别工资差异变动进行了分解分析,发现随着时间的推移,性别歧视程度一直呈上升趋势,性别歧视一方面来自部门内部针对女性工资的歧视,另一方面来自劳动力市场中针对女性的就业歧视;性别间个体特征差异一直呈缩小趋势,个体特征差异的缩小主要源于中国近年来教育的发展导致女性受教育水平明

显提高,进而导致更多的女性能够从事工资水平较高的职业。性别歧视和个体特征差异的变动决定了性别工资差异变动的方向,性别工资差异扩大,说明个体特征差异的缩小无法补偿性别歧视的上升;而性别工资差异缩小,则说明个体特征差异的缩小足以补偿性别歧视的上升。

虽然根据歧视理论,随着市场竞争日益充分,偏好歧视的企业将处于竞争的劣势,进而退出充分竞争的市场。但中国经济改革以来,随着市场化进程的推进,城市劳动力市场中性别歧视程度不但没有表现明显下降,反而呈现出明显上升趋势,说明仅靠市场自身的调节,即使最终性别歧视程度能够明显降低,也可能需要一个漫长的过程。因此,政府应在通过发展经济拉动劳动需求的同时,在继续提升女性人力资本和鼓励女性转变就业观念的同时,设计和实施公平的就业制度和工资分配制度,扭转性别歧视不断上升的趋势,使得性别歧视不断下降,性别工资差异不断缩小,进而达到缩小城镇居民收入差距的政策目标。

#### 参考文献:

1. 边艳杰、张展新,2002:《市场化与收入分配——对1988年和1995年城市住户收入调查的分析》,《中国社会科学》第5期。
2. 陈建宝、段景辉,2009:《中国性别工资差异的分位数回归分析》,《数量经济技术经济研究》第10期。
3. 郝大海、李路路,2006:《区域差异改革中的国家垄断与收入不平等——基于2003年全国综合社会调查资料》,《中国社会科学》第2期。
4. 李春玲、李实,2008:《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》,《社会学研究》第2期。
5. 元寿伟、刘智强,2009:《“天花板效应”还是“地板效应”——探讨国有与非国有部门性别工资差异的分布与成因》,《数量经济技术经济研究》第11期。
6. 尹志超、甘犁,2009:《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》,《经济研究》第4期。
7. 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。
8. Ahituv, A., and R. Lerman. 2007. "How Do Marital Status, Work Effort, and Wage Rates Interact?" *Demography*, 44(3): 623 - 647.
9. Booth, A., and M. Wood. 2006. "Back - to - front Down - under? Part - time/Full - time Wage Differentials in Australia." *Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Institute for the Study of Labor, IZA DP 2268*.
10. Choudhury, S. 1993. "Reassessing the Male - Female Wage Differential: A Fixed Effects Approach." *Southern Economic Journal*, 60(2): 327 - 340.
11. Gustafsson, B., and S. Li. 2000. "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China." *Journal of Population Economics*, 13(2): 305 - 329.
12. Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1): 153 - 162.
13. Heckman, J. 1998. "Detecting Discrimination." *Journal of Economic Perspectives*, 12(2): 101 - 116.
14. Kim, M., and S. Polachek. 1994. "Panel Estimates of Male - Female Earnings Functions." *Journal of Human Resources*, 29(2): 406 - 428.
15. Oaxaca, R. 1973. "Male - female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14(3): 693 - 709.
16. Polachek, S., and J. Robst. 2001. "Trends in the Male - Female Wage Gap: The 1980s Compared with the 1970s." *Southern Economic Journal*, 67(4): 869 - 888.

## Change in Gender Wage Gap in Urban Labor Market: An Analysis Based on Fixed - effect Model

Zhang Shiwei and Guo Fengming

(Center for Quantitative Economics, Jilin University)

**Abstract:** In this paper, we establish a fixed - effect model of wage equation, and propose the decomposition method of the changes in gender wage gap. Based on the data of China Health and Nutrition Survey from 1991 to 2006, the changes in gender wage gap in urban labor market are decomposed. The results show that during the periods from 1991 to 1993 and from 1997 to 2004, the gender wage gap is narrowing, while from 1993 to 1997 and from 2004 to 2006, the gender wage gap was widening. From 1991 to 2006, gender wage discrimination has shown a rising trend, while gender differences in individual characteristics has been shrinking; both of the two effects act in combination to lead to the changes in gender wage gap. Therefore, the implementation of fair employment system and wage system can help to narrow the gender wage gap.

**Key Words:** Labor Market; Wage Gap; Gender Discrimination; Fixed - effect Model

**JEL Classification:** J31, J71

(责任编辑:陈永清)