

工作特征对性别工资差距的作用

卿石松*

摘要: 补偿性工资是解释性别工资差距的理论之一。本文利用 2006 年中国综合社会调查 (CGSS2006) 数据同时考察了人力资本和工作特征的工资效应, 并采用 Jann (2008) 提出的无歧视工资机制的估计方法, 对性别工资差距进行了分解分析。研究发现, 我国城镇劳动力市场两性的工作特征存在显著的差异, 但部分工作特征对工资的作用方向并不符合补偿性工资理论的预期。管理职务上的差异对性别工资差距具有一定的解释作用, 但加入大量的工作特征变量后, 性别工资差距中总的可解释部分没有明显提高。由此推论, 性别歧视可能是形成工资差距的重要因素。促进性别平等和妇女发展必须采取更加积极的公共政策和反歧视措施。

关键词: 性别工资差距 工作特征 补偿性工资

一、引言

促进性别平等和妇女发展是我国的基本国策, 但 20 世纪 80 年代以来, 我国的劳动、工资制度发生了一系列市场化变革, 我国逐渐从“统包统配”的就业制度、“平均主义”的工资制度转向市场就业制度。在这个转型过程中, 城镇劳动力市场性别工资差距不断扩大 (Gustafsson and Li, 2000; Zhang, et al., 2008, 等等)。因此, 研究性别工资差距的成因及来源, 对于理解劳动力市场运行机制和构建针对性的性别平等政策具有现实意义。

性别工资差距的成因问题已经引起了国内外学者的广泛关注。一些研究发现性别歧视是形成性别工资差距的重要因素 (葛玉好、曾湘泉, 2011; 王美艳, 2005; 李春玲、李实, 2008; 张世伟、郭凤鸣, 2010, 等等)。在这些研究中, 性别歧视被定义为男女工资差异中不能被教育程度和工作经验等可观测的人力资本特征所解释的部分, 但难免遗漏重要或无法观察的生产力特征变量而夸大性别歧视 (Altonji and Blank, 1999)。

另外一些文献则利用补偿性工资理论来解释性别工资差距的来源。^① 已有研究发现, 工作特征对性别工资差距具有非常重要的作用。例如, Filer (1985) 利用 1977 年就业质量调查数据研究发现, 男性和女性的工作条件存在差异, 加入工作条件变量之后, 性别工资差距可解释部分的比例显著提高。Hersch (1991) 则同时考察了人力资本、家庭责任和工作条件对性别工资差距的影响, 研究发现加入工作条件变量之后, 尽管性别工资差距中总的可解释比例没有大大提高 (以男性工资系数为基准), 但工作条件变量仍然能够解释 10.5% 或 33.5% 的性别工资差距。^② Jaume 和 Carmen (2008) 对西班牙的研究也发现, 工作特征能够解释约四分之一的性别工资差距。

由于缺乏详细的工作特征变量, 国内现有的性别工资差距文献还没有考虑工作特征的作用。在此背景下, 本文利用 2006 年中国综合社会调查 (CGSS2006) 数据 (包含数十个工作特征变量), 对工作特征的性别差

* 卿石松, 华东师范大学社会发展学院人口研究所, 邮政编码: 200241, 电子信箱: qshisong@163.com。

① 按照补偿性工资理论, 除了生产力特征, 劳动者所在的工作岗位特征也是工资水平的重要影响因素。由于角色分工和社会偏见等, 男性和女性对工作特征的偏好存在系统差异 (Konrad, et al., 2000), 因此, 衡量性别工资差距而不考虑工作特征的作用, 即使能够完全控制个体生产力特征变量, 对性别歧视的估计也会存在偏误。

② 结果差异是由于差距分解中基准选择差异造成的, 以男性工资系数为基准得到 10.5%, 而以女性工资系数为基准发现工作条件能够解释 33.5% 的性别工资差距。

异及其工资效应,以及工作特征差异对性别工资差距的解释程度进行探索性分析。研究结果发现,尽管工作特征存在显著的性别差异,但在控制了人力资本等因素之后,部分工作特征变量(主要是工作条件)对工资的影响并不符合补偿性工资理论的预期。加入工作特征变量后,性别工资差距中可以解释的部分仅仅提高约为6%,仍有大部分差距无法由人力资本特征和工作特征变量解释。

文章余下部分的结构安排是:第二部分介绍了本文所使用的模型和工资差距分解方法;第三部分对数据来源和工作条件等变量进行了说明,并做了变量均值比较;工作特征对工资及性别工资差距作用的检验结果报告于第四部分;第五部分给出了结论和政策建议。

二、模型与方法

为了检验工作特征的工资效应及其对性别工资差距的影响,本文在标准的明赛尔工资方程中加入工作特征变量,检验工作特征变量对工资的影响,并分性别样本进行了回归,以便检验工作特征的工资回报是否存在性别差异。在此基础上,再做工资差距的分解分析。基于回归的工资差距分解方法,主要有经典的Oaxaca - Blinder 平均工资差距分解方法和整个工资分布层次上的分解方法(最新的综述见 Fortin, et al., 2010)。工资分布层次上的分解方法可以得到更多的信息,如比较不同分位数上的工资差距(葛玉好、曾湘泉,2011),分析性别工资差距的变化趋势(Zhang, et al., 2008),但分解结果的稳定性和有效性受限于样本量和一些特殊假定。基于本文的研究目的,我们采用文献中广泛使用的平均工资差距分解方法,但对经典的Oaxaca - Blinder 方法做了改进:一是利用 Neumark (1988) 的方法解决了指数基准问题(index number problem);二是根据 Jann (2008) 的方法,在混合样本工资方程中加入性别虚拟变量,对反事实的无歧视工资机制的估计方法做了改进^①;三是利用 Heckman (1976) 的方法纠正了女性样本的选择性偏差问题。

为了解决 Oaxaca - Blinder 方法中的指数基准问题或找到一种逼近反事实的、没有歧视发生情况下的工资机制,Neumark (1988) 从歧视理论出发,在雇主效用函数满足零齐次条件下,即雇主的效用只与男性和女性员工的比例相关而与数量无关,把男性样本和女性样本混合在一起(全样本)估计出来的工资系数就是无歧视状况下的工资机制 $\hat{\beta}^*$ 。此时,工资差距分解方程为:

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \bar{X}_m \hat{\beta}_m - \bar{X}_f \hat{\beta}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}^* + \bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_f (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$$

其中, $\ln \bar{W}_m$ 和 $\ln \bar{W}_f$ 分别表示男性和女性的平均(对数)工资, $\bar{X}_m$ 和 $\bar{X}_f$ 分别表示男性和女性劳动者生产特征变量的均值向量,包括人力资本、个体特征以及工作特征变量, $\hat{\beta}_m$ 和 $\hat{\beta}_f$ 分别表示男性和女性工资方程的系数向量。总的工资差距被分成三部分^②,第一项表示由于资源禀赋差异所产生的工资差距(可解释部分),不可解释的部分是第二项与第三项的和(通常被当作性别歧视),其中第二项表示劳动力市场对男性的优待,第三项表示劳动力市场对女性的歧视。

就像 Oaxaca 和 Ransom (1994) 指出的那样,Neumark 给出的这种无歧视情况下的工资机制仍然是男性工资机制和女性工资机制的一种加权形式,即 $\hat{\beta}^* = \Omega \hat{\beta}_m + (I - \Omega) \hat{\beta}_f$,且 $\Omega = (X_m' X_m + X_f' X_f)^{-1} (X_m' X_m)$,其中 X_m 和 X_f 分别是男性和女性工资方程的变量向量。^③

尽管 Neumark 的方法由于利用了更多的样本信息,有效性也高于其他方法,但存在一个问题,即他假定人力资本特征是固定的,而事实上歧视状况会改变人力资本投资决策。也就是说,性别虚拟变量与人力资本等解释变量的协相关系数并不等于零,如果不把性别虚拟变量纳入全样本工资方程,则全样本工资方程存在遗漏变量偏误问题,得到的工资机制并不是“真实”的无歧视状态的工资系数,从而导致不恰当的工资差距分解,高估工资差异中可解释的部分。^④因此,我们根据 Jann (2008) 的建议,在混合样本工资方程中加入性别虚拟变量,以便更好地控制与性别相关的其他因素对工资机制的影响。

此外,由于工资方程,特别是女性工资方程可能存在选择性偏差问题,忽视这个问题有可能导致工资系数存在偏误,因此,本文利用 Heckman (1976) 提出的方法来纠正女性工资方程的选择性偏差问题。

①一般意义上的讨论见郭继强、陆利丽,2009《工资差异均值分解的一种新改进》,《经济学(季刊)》第4期。

②Oaxaca - Blinder 方法是 $\hat{\beta}^*$ 等于 $\hat{\beta}_f$ 或等于 $\hat{\beta}_m$ 情况下的特殊形式。

③事实上,Oaxaca - Blinder 分解方法可以看做 Ω 为零矩阵或单位矩阵的一种特殊加权形式。

④具体的论证请参见 Jann (2008)。

三、数据与变量

本文的数据来源于 2006 年中国综合社会调查 (CGSS2006)。调查采用全国分阶段抽样调查的方法,调查范围涵盖 28 个省、自治区和直辖市的城镇和农村居民。该调查最大的特点是包涵工作条件的信息,比如工作场所、工作强度和工作时间的灵活性等,这为本文研究检验补偿性工资理论,即工作条件对性别工资差距的影响提供了数据支持。其他信息包括个体基本特征、就业失业状况、工资收入、人力资本特征和工作职务等变量。由于城镇和农村问卷是分开调查的,需要考虑的个别变量存在差异,且考虑到农村劳动力非农就业需求与城镇劳动力存在差别、农村居民可能同时拥有农业收入和非农就业收入。为了保持就业方式和收入方式的一致性和可比性,在删除了家庭企业工作人员、自我雇佣者、个体经营户和雇主之后,我们选取 16 ~ 60 岁城镇样本(但保留户籍为农村的样本)中的就业^①和失业人员作为研究对象。失业定义为下岗/失业后正在找工作或初次进入劳动力市场且正在找工作的劳动力。^②保留失业样本的原因是为了在工资方程中纠正选择性偏差(selection bias)问题。

本文的核心变量是月工资,被定义为劳动收入、奖金和福利的总和。其他主要变量分为三大类:人力资本、个体特征变量和工作特征变量。此外,我们还控制了行业(按照第五次全国人口普查行业分类标准分为 16 个行业大类)和省/直辖市虚拟变量。

表 1 描述了变量定义及其样本均值。其中,男性和女性平均的自然对数月工资(平均月工资)分别为 7.131(1 685 元)和 6.938(1 345 元)。问卷涉及人力资本变量的有正规学校教育年限、在职培训、工作经验(第一份非农工作开始时间至 2006 年期间的年份数^③)、目前工作单位的任职期限,及劳动者所拥有的技术职称(以无技术职称为基准的虚拟变量)。从表 1 可以得到,在就业样本中,男性的在职培训经历、工作经验和任职期限、拥有中级技术职称和高级技术职称的比例显著地高于女性,但两者在教育程度方面没有显著差异(女性的教育年限略高于男性)。个体特征变量包括已婚、农村户口和中共党员 3 个虚拟变量。

早在 200 年前,亚当·斯密就在《国富论》中提出了五大类补偿性工资因素,包括工作难易程度、污洁和尊卑;学习掌握相关技能的难易和学费多寡;工作稳定性;工作责任大小和职业成功概率等。在此基础上,本文主要借鉴 Brown(1980)及其他前期相关研究文献所列出或研究的工作条件变量,选取了 CGSS2006 中一系列可能导致补偿性工资差异的工作特征,如职位、工作环境、工作单调性、工作自主性、体力/脑力要求、上下班时间灵活性等。

平均来说,男性担任管理职务的比例普遍高于女性,其中在“班组长/工段长”、“基层管理”和“中层管理”这三个级别上具有显著的差异。^④户外/车间工作、脏活、体力劳动,以及需要长时间劳动的工作更多的由男性劳动力承担,其平均周工作时间也显著地多于女性劳动力,而内容单调的工作更多的由女性劳动力承担。男性劳动力所从事的工作要求专业培训的比例显著较高,掌握主要技能所花费的时间也显著多于女性劳动力。但男性劳动力所从事工作在上下班时间的灵活性、工作时间打私人电话,以及因处理私事而离开工作岗位的待遇等方面具有优势,工作自主性和上司监督程度则不存在显著差异。

职务高低是影响工资水平的重要变量,职务越高,一方面是因为工作责任大,另一方面是掌握高层职位所需的知识和技能等要求,需要投入更多、难度也更大,因而得到正的补偿。环境较差的工作应该得到一定的工资补偿,比如户外和车间工作;上下班时间较灵活的工作会得到负补偿;另外一项重要的工资补偿是掌握工作技能所需培训费用或时间的差别。此外,由于生理方面的差异,一般情况是体力劳动的性别工资差距较大,而脑力劳动的性别工资差距较小。

以上情形表明,工作特征存在显著的性别差异。因此,我们在标准的明赛尔工资方程中加入工作特征变量,检验工作特征变量对工资的影响,并分性别样本进行回归,以便检验工作特征的回报是否存在性别差异。

①删除调查时点有工作但工资数据缺失,以及回答“不清楚”、“不适用”和“拒绝回答”的样本。

②失业人员不包含正在上学、参军或服兵役、长期休假、离/退休、从事家务劳动、丧失劳动能力和下岗失业后不再工作的样本。

③由于调查限制,存在劳动者中途可能接受继续教育和失业等退出劳动力市场行为,因此这个方法得到的工作经验是不精确的,但已经是我们能够得到的最合理的衡量方法。

④问卷调查了劳动者的管理职务,以没有任何管理职务为基准,我们构建“班组长/工段长”、“基层管理”、“中层管理”和“主要领导”这四个职位虚拟变量。

在此基础上,再对性别工资差距进行分解。

表 1 变量定义与样本均值 T 检验

变量名	定义	男性	女性
工资	劳动收入(包括月工资、奖金和补贴)的对数	7.131***	6.938
教育年限	正规学校教育年数	11.381	11.548
在职培训	工作后是否接受过培训或职业训练	0.455**	0.391
工作经验	第一份非农工作至 2006 年的工作年份数	17.544***	14.322
任职期限	目前工作单位任职年数	11.573***	8.462
初级技术职称	1 为拥有初级技术职称,否则为 0	0.119	0.125
中级技术职称	1 为拥有中级技术职称,否则为 0	0.215**	0.185
高级技术职称	1 为拥有高级技术职称,否则为 0	0.068***	0.038
已婚	1 为已婚且有配偶,否则为 0	0.762**	0.725
农村户口	1 为户籍是农村,否则为 0	0.138	0.169**
中共党员	1 为中共党员,否则为 0	0.166***	0.081
工作特征			
班组长/工段长	1 为单位的班组长/工段长,否则为 0	0.062**	0.044
基层领导	1 为单位的基层管理人员,否则为 0	0.080***	0.051
中层领导	1 为单位的中层管理人员,否则为 0	0.084***	0.043
主要领导	1 为单位的主要领导人员,否则为 0	0.017	0.012
户外/车间	1 为工作场所在户外或车间,否则为 0	0.499***	0.252
脏污度	4 值(1-4)定序变量,数值越大表示工作越脏	2.036***	1.636
工作单调性	由 4 值量表示得到的工作单调性指标	3.401	3.470***
工作姿势	1 表示可以随意变换工作姿势而不需站着或坐着,否则为 0	0.487	0.442
工作自主性	由 3 值量表示得到对工作内容、工作进度和工作量自我决定程度的指标	1.688	1.694
上级监督	上司对工作进度或工作质量的监督、检查频率,1-8 分别表示没有监督和日常工作都是在上司监督下完成	5.034	5.117
时间灵活性	3 值定序变量,数值越大上下班时间越灵活	1.548***	1.497
长时间工作	长时间工作频率(1-5 表示从不到总是)	3.104***	2.904
体力劳动	繁重体力劳动程度(1-5 表示从不到总是)	2.436***	1.984
脑力劳动	快速思考或脑力劳动要求(1-5 表示从不到总是)	3.324	3.323
专业培训	1 表示该工作需要专门的培训,否则为 0	0.711***	0.642
技能培养时间	掌握工作所需主要技能花费的时间(1-8 表示 1 天到 3 年以上不等的时间)	4.602***	3.956
私人电话	1 表示工作时间不征求直接主管同意可以打私人电话,否则为 0	0.619**	0.572
工作卸责	1-4 分别表示工作时间不能处理私事、处理私事离岗 30 分钟、离岗 1 小时以内和 1 小时以上	1.673***	1.534
单位规模	单位雇员人数的对数	4.943***	4.458
样本量		1172	936

注:(1)***、**和* 分别表示在1%、5%和10%显著性水平两者的差异显著,且标注在较大的数值上。(2)工作内容单调性的测量是让调查对象对以下三个方面进行打分“每天重复同样的事情”、“清楚知道每一天工作要做什么”和“必须遵循标准程序做”。我们根据三个问题的得分得到“工作单调性”指标, α 系数为0.730。(3)工作自主性(autonomy)主要由“做什么”和“如何做”等方面的自由度来衡量。调查问卷有“以下事情在多大程度由自己决定”,即工作任务的安排、工作进度的安排和工作量/工作强度的安排。根据三个问题的得分得到“工作自主性”指标,信度较高(α 系数为0.864)。

四、检验结果

(一)工资方程回归

为了检验管理职务和工作条件对工资机制的影响,第一步我们只在工资方程中纳入反映人力资本因素的变量、个体特征和控制变量(行业和省份)。以此为基准,第二步和第三步的工资方程相继纳入管理职务变量和反映工作条件的变量。由于我们仅能够观察到参与劳动力市场的就业人员的工资数据,如果就业不是随机的,那么利用就业人员样本得到的工资估计是不一致的,尤其是利用女性子样本进行工资估计的时候。因此,我们采用 Heckman(1976)提出的方法来纠正女性工资方程的选择性偏差问题,选择性方程变量

包括教育年限、已婚和(对数)家庭收入等变量。^① 回归结果见表2,其中男性工资系数是OLS回归结果,而女性工资系数是纠正了选择性偏差之后的回归结果。女性工资回归方程的似然比检验结果都显著,且Heckman λ 值显著为负,这说明对女性工资方程进行样本选择偏差修正是必要的,影响女性就业参与的不可度量因素对女性工资水平的影响是负向的。

表2 工资(lnwage)方程回归结果

变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
教育年限	0.069 *** (0.007)	0.066 *** (0.007)	0.062 *** (0.007)	0.062 *** (0.007)	0.047 *** (0.007)	0.048 *** (0.008)
在职培训	0.014 (0.036)	0.085 ** (0.040)	-0.005 (0.035)	0.072 * (0.040)	-0.034 (0.038)	0.041 (0.042)
工作经验	-0.001 (0.007)	-0.000 (0.009)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.009)	-0.007 (0.007)	0.006 (0.009)
工作经验平方	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
任职年限	0.006 *** (0.002)	0.004 (0.003)	0.006 ** (0.002)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)
初级技术职称	0.053 (0.053)	0.047 (0.059)	0.055 (0.053)	0.054 (0.058)	0.021 (0.056)	0.006 (0.061)
中级技术职称	0.110 ** (0.044)	0.213 *** (0.055)	0.066 (0.044)	0.183 *** (0.055)	0.007 (0.047)	0.101 * (0.057)
高级技术职称	0.355 *** (0.071)	0.311 *** (0.098)	0.308 *** (0.070)	0.257 *** (0.099)	0.232 *** (0.077)	0.218 ** (0.101)
已婚	0.080 * (0.047)	-0.149 *** (0.054)	0.091 * (0.046)	-0.146 *** (0.053)	0.086 * (0.049)	-0.126 ** (0.054)
农村户口	0.037 (0.056)	-0.021 (0.058)	0.021 (0.055)	-0.024 (0.057)	0.072 (0.060)	0.009 (0.062)
中共党员	0.045 (0.050)	0.097 (0.073)	-0.039 (0.051)	0.061 (0.072)	-0.081 (0.053)	0.104 (0.072)
班组长/工段长			0.111 (0.069)	0.097 (0.090)	0.067 (0.069)	0.084 (0.092)
基层管理			0.227 *** (0.063)	0.190 ** (0.086)	0.155 ** (0.070)	0.140 (0.088)
中层管理			0.391 *** (0.064)	0.361 *** (0.097)	0.219 *** (0.070)	0.179 * (0.093)
主要领导			0.199 (0.130)	0.370 ** (0.161)	-0.159 (0.141)	0.211 (0.165)
户外/车间					-0.107 *** (0.041)	0.054 (0.055)
脏污度					-0.033 (0.022)	-0.020 (0.026)
工作单调性					-0.020 (0.035)	-0.020 (0.038)
工作姿势					0.002 (0.036)	0.157 *** (0.040)
工作自主性					0.066 ** (0.030)	0.067 ** (0.033)
上级监督					-0.006 (0.009)	-0.014 (0.010)
工作时间灵活性					0.052 * (0.028)	-0.014 (0.031)
长时间工作					0.013 (0.020)	0.003 (0.020)
体力劳动					-0.028 (0.021)	-0.004 (0.023)

①前期研究发现,丈夫的收入是决定女性是否参与劳动力市场的重要变量,本文数据也有这个变量,但考虑到已婚女性仅占部分样本,因此,我们采用家庭收入而不是丈夫的收入作为选择方程的变量。

续表 2

工资(*lnwage*) 方程回归结果

变量	模型(1)		模型(2)		模型(3)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
脑力劳动					0.039 ^{***} (0.018)	0.059 ^{***} (0.020)
专业培训					0.024 (0.049)	0.019 (0.049)
技能培训时间					0.023 ^{**} (0.011)	0.034 ^{***} (0.012)
工作时私人电话					0.116 ^{***} (0.038)	-0.031 (0.040)
工作卸责					0.024 (0.018)	-0.028 (0.020)
周工作时间					-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)
单位规模					0.059 ^{***} (0.010)	0.057 ^{***} (0.012)
常数项	6.247 ^{***} (0.213)	6.232 ^{***} (0.235)	6.345 ^{***} (0.210)	6.268 ^{***} (0.232)	6.101 ^{***} (0.281)	6.022 ^{***} (0.312)
样本量	1 147	861	1 147	861	945	718
R^2	0.356		0.381		0.448	
lambda		-0.314 ^{***}		-0.316 ^{***}		-0.258 ^{***}
LR 检验(χ^2)		22.25		22.40		15.34

注:括号中的数字是标准误,***、**和* 分别表示显著性水平为 1%、5%和 10%。控制变量包括行业和省份虚拟变量。女性工资方程的选择性变量有教育程度、年龄、婚姻状况和家庭收入。

与预期一致,在控制了教育年限、任期和技术职称等人力资本因素后,管理职务对工资水平仍然具有显著影响。班组长或工段长与一般员工之间的工资差距并不明显,“基层领导”对男性和女性工资都具有正作用,但控制工作条件之后,对女性工资水平的影响不再显著。“中层领导”在所有模型设定下都对男性、女性的工资水平具有显著正作用;而“主要领导”只在模型(2)中对女性工资水平有显著的正作用,其他情况下不显著的原因可能是由于单位主要领导的样本较少造成的。

模型(3)中加入了与工作条件相关的因素。就男性工资方程而言,上班时间可以打私人电话,其工资水平也显著较高,而户外/车间工作则与工资水平显著负相关,这些结果无法用补偿性工资理论来解释。此外,上下班时间灵活的工作,其工资水平较高,这一点也尽管与补偿性工资理论不符,但却与 McCrate(2005)的结果是一致的,男性工作时间的灵活性反而比女性工作时间的灵活性要高,而且弹性工作的工资水平也较高。^① 主要原因是,只有具备一定权力(authority)的工作,如管理层岗位,才具有灵活的上下班时间,权力对工资的正回报可能远远大于灵活工作时间对工资的负影响。工作自主性对工资水平有显著正作用,脑力劳动程度越高和技能培训时间越长的的工作,其工资水平显著地较高,这与补偿性工资理论是一致的,但人力资本理论也能解释这一点。其他工作条件变量则与男性工资水平没有显著关系。从女性工资方程的回归结果来看,(随意变换)工作姿势与工资水平正相关,这一点与补偿性工资理论也不一致。与男性工资一致,工作自主性、脑力劳动程度、工作所需技能培训时间和单位规模对女性的工资水平也具有显著的正向影响。其他工作条件变量都对女性工资没有显著影响。

以上回归结果表明,与人力资本相关的工作特征,如职位、脑力劳动和技能培训时间等,对工资水平具有显著的正作用。而工作条件变量,如脏污和户外工作等,与工资的回归系数要么不显著,要么与补偿性工资理论预期的符号相反。工作条件变量对工资没有显著作用,可能的原因是:(1)不可观察能力存在异质性,即高工资个体其能力也较高,因无法控制不可观察能力而低估补偿性工资的作用。就像 Schumann 等(1994)指出的那样,高能力的个体既要求较高的货币工资,也要求较高的非货币工资(良好的工作条件);(2)补偿性工资理论基于完全竞争的前提假设,但由于信息不对称、失业和歧视等,劳动力市场并不符合补偿性工资关于完全竞争市场的假定,使得补偿性工资理论没有得到一致的验证(早期的综述见 Brown, 1980)。例如危险性工作(以工作中的死亡概率衡量),由于工会会员能够通过工会的作用更好地了解工作

^①就工作时间灵活性来说,现有文献也没有一致的发现,更多关于工作时间灵活性的性别差异及其对工资的影响请见 McCrate(2005)综述部分。

的危险程度等信息,工会会员得到工资补偿,而非工会会员得不到补偿甚至是负补偿(Fairris, 1989; Dorman and Hagstrom, 1998)。在我国更是如此,由于失业和社会保障制度不完善等问题,面对失业和生活无着落的困境,部分劳动者不得不从事工资水平低且工作条件较差的工作。^①

虽不是文章重点,但另外几个有意思的发现也值得讨论。工作经验通常也被看作人力资本因素,但我们发现工作经验及其平方项对男性和女性的工资水平都没有显著影响。可能的解释是:(1)自1980年代以来,通过一系列劳动、就业和工资制度的改革,市场化的工资机制取代了以往注重资历的工资分配机制,正如夏庆杰等(2010)发现的,1988-2002年间,工作经验的工资回报不断下降;(2)大量研究,包括本文的研究结果表明,技能对工资水平具有重要影响,但随着新的技术和新的生产工具的使用,年长工人的知识和技能有可能出现陈旧和老化,因而体现在工作经验背后的不可观察的特征已不再具有生产性,而具有较高教育程度和掌握了新技能的年轻人工资水平更高;(3)本文定义的收入仅限于货币工资,而年长工人可能具有更高的非货币福利等,这一点也会造成工作经验没有显著的工资回报,因而值得利用其他数据做进一步的验证。

农村户口对工资没有显著影响,由于农村户口并不与生产力水平直接相关,从某种程度上来说,户口对工资影响不大是我国劳动力市场改革已取得一定成果的表现。但需要谨慎和进一步分析的是,在城镇劳动力市场,农村外来户籍人员与本地工人之间的工资福利待遇差异更多的体现在社会保险等方面,农村户口对货币工资收入没有显著影响是可以理解的。此外,由于本文的数据是通过社区居民进行入户调查得到的,样本中的农村户籍劳动力并不能够完全代表城镇外来农村劳动力,他们尽管还是农村户口,但完全有可能早已融入本地城市生活。类似的,党员身份对工资水平也没有显著作用。这可能是因为,随着党员人数的增多和结构的变化,党员与非党员在不可观察的生产力特征方面可能已经没有任何显著差异,因而在控制了教育和技能等级等变量后,党员身份也就不存在工资溢价。

婚姻状况对工资的影响在所有模型中得到一致估计,即婚姻对女性的工资水平具有显著的负作用,但对男性工资却有正的影响。这一点可能是由男性和女性的家庭分工不同造成的,由于女性承担的家务、老人和小孩的照顾等活动要多于男性,已婚女性投入市场工作的时间和精力就会减少、劳动生产率下降,从而导致工资水平下降。而已婚男性则可以在市场工作中投入更多的精力,从而劳动生产率和工资水平都得到提升(Becker,1991)。当然也有可能是收入水平高的男性更容易得到女性的青睐,从而具有更高的结婚概率(Nakosteen and Zimmer,1987; Ginther and Zavodny,2001)。

(二)工资差距分解

以上分析表明,尽管部分工作特征变量对工资水平的影响不显著或作用方向与预期不一致,但工作特征对男性和女性工资水平的影响存在差异,即具有不同的工资机制,这为分析工作特征对性别工资差距的影响提供了理论基础。

表3报告了人力资本和工作特征(包括管理职务和其他工作条件)对工资差距的解释程度(%),其余的可解释部分是个体特征、常数项、行业及省份控制变量的贡献。分解结果显示,如果不纳入工作特征变量(模型(1)),以女性工资系数、男性工资系数和混合样本工资系数(加入了性别虚拟变量)为基准,平均的性别工资差距能够由禀赋差异解释的比例分别为23.33%、21.23%和24.88%。加入工作特征变量后(模型(3)),结果发现工资差距可解释部分相应地提高到49.22%、21.75%和31.14%。

工作特征变量对工资差距的解释程度,采用女性工资系数为权数得到的结果与采用男性工资系数为权数得到的结果存在较大的差异,以女性工资系数为基准得到的结果较大(40.88%),而以男性工资系数为基准得到的结果较小(10.23%),这就是工资差距分解文献中提到的基准选择问题或分解次序问题。因此,接下来主要讨论以混合样本工资系数作为无歧视工资机制的分解结果。

纳入工作特征变量之后,尽管性别工资差距总的可解释比例没有显著提高(约提高6%),但工作特征对性别工资差距的解释程度达到21.27%。其中,管理职位因素对性别工资差距的解释程度为8.61%,除职位因素外的工作特征差异对性别工资差距的贡献为12.66%。

工作特征对性别工资差距有重要作用但总的可解释部分没有明显提高的原因,主要是有些工作特征也是人力资本的表现,因为控制工作特征变量后,教育和培训等人力资本变量对性别工资差距的解释程度下降

^①关于我国劳动力市场状况不满足补偿性工资理论前提假设的讨论请见余桔云,2007:《农民工职业安全困境的经济学分析——基于享乐主义工资理论的视角》,《江西社会科学》第12期。

了,这与控制工作特征变量后人力资本变量的回报率降低的现象是一致的。

表 3 工作特征对性别工资差距的解释作用 (%)

	女性工资系数		男性工资系数		混合样本系数	
	模型(1)	模型(3)	模型(1)	模型(3)	模型(1)	模型(3)
人力资本	11.44	1.18	8.26	-1.83	9.97	-0.79
工作特征		40.88		10.23		21.27
其中:管理职务		8.64		8.13		8.61
工作条件		32.24		2.10		12.66
总体解释部分	23.33	49.22	21.23	21.75	24.88	31.14

五、主要结论与建议

本文同时检验了人力资本和工作特征变量对工资水平及性别工资差距的作用。研究结果表明,工作特征存在显著的性别差异。男性担任管理职务和从事技能工作的比例普遍高于女性,而户外/车间工作、脏活、体力劳动,以及需要长时间劳动的工作更多的由男性劳动力承担,但内容单调的工作更多的由女性劳动力承担。从工作条件的工资回报来看,脏活、累活并没有得到工资补偿,男性上下班时间的灵活性高于女性且能够得到正的工资效应。

在性别工资差距可以解释的部分中,管理职务等工作特征对性别工资差距具有一定的解释作用,但纳入工作特征变量之后,性别工资差距中总的可解释部分仅提高了约 6%,仍有 70% 左右的性别工资差距无法由人力资本和工作特征的差异所解释。尽管本文仍然有可能遗漏影响工资水平的能力变量或没有真正找到影响工资水平的工作特征变量,如工伤和职业病发生概率,以及工作死亡率(秦雪征等,2010)等,但与前期研究相比,控制了大量的工作特征变量后,大部分性别工资差距仍然得不到解释,这被认为是劳动力市场存在性别歧视的有力证据。

基于以上研究结论,本文为促进性别平等和妇女发展提出以下政策建议:(1) 提高女性在高层管理职位上的比例。“同酬”必须“同工”,提高女性在高层职位上的比例,这本身就是性别平等的议题,而且由于女性可能更具平等观念,提高女性在高层职位的代表性,有利于更好地实施性别平等政策和减少性别偏见。(2) 完善有利于性别平等的公共政策,激励雇主提高对女性的在职培训力度。考虑到妇女因生育而中断工作,以及较男性早退休等原因,雇主可能不愿为女性提供在职培训,妇女自我的培训意愿也可能不高。因此,需要完善基于生理差异的保护性政策,发展公共托幼事业等与妇女发展关系密切的公共服务,减轻作为家庭主要照料者的女性的负担,努力推进家务劳动社会化的进程。对女性的在职培训进行鼓励和补贴,以激励雇主提高对女性的培训力度,从而为女性创造更好的晋升条件和机会。同时,政府可以采取一些措施,如在妇女怀孕、生育和哺乳期间给予企业一定补贴等,对女性就业和职业发展进行有效的保护。(3) 完善反歧视立法、加强执法和司法的可操作性。我国劳动力市场性别差距,以及性别歧视的产生与法律缺失有关,立法分散而没有专门的《反性别歧视法》。《妇女权益保障法》和《就业促进法》等现有法律、法规条文过于空泛,识别和判定性别歧视没有实施细则,缺乏执法的可操作性。此外,性别歧视受害者缺乏司法救助的途径,对违法者缺乏必要的追究和处罚,是我国有关歧视立法的一个显著特征。因此,立法机关要进一步完善现有的法律法规,制定出切实可行的实施细则指导劳动力市场行为。一是要尽快制定专门的《反性别歧视法》;二是加强执法和司法的可操作性,对性别歧视的判定依据、举证责任和司法程序等都进行细则规定;三是要明确规定违法责任,提高法律效力。

参考文献:

1. 葛玉好、曾湘泉,2011:《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》,《经济研究》第 5 期。
2. 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。
3. 秦雪征、刘阳阳、李力行,2010:《生命的价值及其地区差异:基于全国人口抽样调查的估计》,《中国工业经济》第 10 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. 夏庆杰、宋丽娜、Applet Simon,2010:《国有企业改革与工资支付结构变革的面板数据分析》,《统计研究》第 3 期。
6. 张世伟、郭凤鸣,2010:《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》,《经济评论》第 4 期。
7. Altonji, Joseph G., and Rebecca M. Blank. 1999. "Race and Gender in the Labor Market." In *Handbook of Labor Economics*,

Volume 3, ed. Ashenfelter Orley and D. Card, 3143 – 3259. North Holland: Elsevier.

8. Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Enlarged Edition; Cambridge, Mass. and London: Harvard University Press.
9. Brown, Charles. 1980. "Equalizing Differences in the Labor Market." *Quarterly Journal of Economics*, 94(1) : 113 – 134.
10. Dorman, Peter, and Paul Hagstrom. 1998. "Wage Compensation for Dangerous Work Revisited." *Industrial and Labor Relations Review*, 52(1) : 116 – 135.
11. Fairris, David. 1989. "Compensating Wage Differentials in the Union and Nonunion Sectors." *Industrial Relations*, 28(3) : 356 – 372.
12. Filer, Randall K. 1985. "Male – Female Wage Differences: The Importance of Compensating Differentials." *Industrial & Labor Relations Review*, 38(3) : 426 – 437.
13. Fortin, Nicole, Thomas Lemieux, and Sergio Firpo. 2011. "Decomposition Methods in Economics." In *Handbook of Labor Economics*, Volume 4, ed. Ashenfelter Orley and D. Card, 1 – 102. North Holland: Elsevier.
14. Ginther, Donna K. , and Madeline Zavodny. 2001. "Is the Male Marriage Premium Due to Selection? The Effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage." *Journal of Population Economics*, 14(2) : 313.
15. Gustafsson, Bjorn, and Shi Li. 2000. "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China." *Journal of Population Economics*, 13(2) : 305 – 329.
16. Heckman, James J. 1976. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for such Models." *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4) : 475 – 492.
17. Hersch, Joni. 1991. "Male – Female Differences in Hourly Wages: The Role of Human Capital, Working Conditions, and Housework." *Industrial & Labor Relations Review*, 44(4) : 746 – 759.
18. Jann, Ben. 2008. "The Binder – Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models." *The Stata Journal*, 8(4) : 453 – 479.
19. Konrad, Alison, J. Ritchie, Pamela Lieb, and Elizabeth Corrigan. 2000. "Sex Differences and Similarities in Job Attribute Preferences: A Meta – Analysis." *Psychological Bulletin*, 126(4) : 593 – 641.
20. McCrate, Elaine. 2005. "Flexible Hours, Workplace Authority, and Compensating Wage Differentials in the US." *Feminist Economics*, 11(1) : 11 – 39.
21. Nakosteen, Robert A. , and Michael A. Zimmer. 1987. "Marital Status and Earnings of Young Men: A Model with Endogenous Selection." *Journal of Human Resources*, 22(2) : 248 – 268.
22. Neumark, David. 1988. "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination." *Journal of Human Resources*, 23(3) : 279 – 295.
23. Oaxaca, Ronald L. , and Michael R. Ransom. 1994. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics*, 61(1) : 5 – 21.
24. Schumann, Paul L. , Dennis A. Ahlburg, and C. B. Mahoney. 1994. "The Effects of Human Capital and Job Characteristics on Pay." *The Journal of Human Resources*, 29(2) : 481 – 503.
25. Jaume, García Villar, and Rubio Castaño Carmen. 2008. "Job Characteristics and Gender Wage Differences Revisited: Evidence From Spain." The 1st Annual Workshop on Gender Economics. Granada, Spain: FEDEA, June 30.
26. Zhang, Junsen, Jun Han, Pak – Wai Liu, and Yaohui Zhao. 2008. "Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China, 1988 – 2004." *Industrial and Labor Relations Review*, 61(2) : 224 – 243.

The Role of Job Characters on Gender Wage Differentials in Urban China

Qing Shisong

(School of Social Development, East China Normal University)

Abstract: Theory of compensating differentials is one of explanations for the gender wage gap. This paper uses a unique data set from Chinese General Social Survey in 2006 (CGSS2006) to examine simultaneously the effects of human capital and job characters on gender wage differentials in urban China. The study shows that there are significant differences in job characteristics between men and women, but some findings are inconsistent with the expectations of the compensating differentials hypothesis. Although the hierarchical position, which as a set of job character variables, can explain more than eight percent of the gender wage gap, the explained difference between the monthly wage of men and women is not significantly increased after the inclusion of lots of job characters. It suggests that discrimination should be responsible for the gender wage gap in urban China. In this sense, Chinese government is expected to take affirmative act and anti – discrimination legislation to promote gender equality.

Key Words: Gender Wage Gap; Job Characters; Compensating Differentials

JEL Classification: J71, J31, J16

(责任编辑: 彭爽)