

# 市场化与性别工资差异研究<sup>\*</sup>

张丹丹

**【摘要】** 文章利用 1989、1991、1993 和 1997 年的中国营养健康调查数据,分析了市场化进程中性别工资差异及其变化趋势。主要的结论是从 1989 到 1997 年,随着中国经济转型和市场化水平的提高,在职女性和男性劳动力的工资差异拉大,对女性的工资歧视有扩大的趋势。并且通过进一步的分析发现性别工资差距的扩大主要表现在初中以下文化程度、40 岁以上年龄组、非国有部门和“蓝领”职业的人群中;而在高中以上教育程度、40 岁以下年龄组、国有部门和“白领”职业的劳动力中表现相对不明显。

**【关键词】** 市场化 性别工资差异 歧视

**【作者】** 张丹丹 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,研究实习员。

## 一、问题的提出

改革开放以来,中国从一个中央计划经济逐步走向市场经济,同时从一个追求平均的社会转变为追求效率的社会。但付出的代价是不平等现象的随之增加。性别是收入不平等源泉的重要方面。同时,中国改革以来不断变化的城市劳动力市场提供了一个很好地观察性别工资差异及其变化趋势的素材。总的来说,改革开放以来,女性获得了更多的就业选择。1978 年女性职工占职工总数的 32.9%,到 2000 年增长为 38.0%(国家统计局人口和社会科技统计司、劳动和社会保障部规划财务司,2001)。但诸多研究表明在中国经济转型过程中性别工资(或收入)差异显著扩大(Gustafsson 和 Li, 2000;李实,2002;汝信等,2002)。由全国妇联和国家统计局联合组织实施的第二期中国妇女社会地位抽样调查结果显示,从 1990 年到 2000 年城镇在职女性的经济收入有了较大幅度增长,但与男性收入的差距却明显拉大,城镇女性职工相当于男性的工资比例由 77.5%下降到 70.1%。从收入分布看,低收入的女性比男性高 19.3%,中等以上收入的女性比男性低 6.6%(第二期中国妇女社会地位调查课题组,2001)。中国社会科学院经济研究所的居民收入分配调查结果显示,城市女性相当于男性的工资比例由 1988 年的 84.4%下降到 1995 年的 82.5%(李实,2002)。

中国性别收入差异扩大的诱因是什么?市场化与性别收入差异及歧视的关系怎样?可以回答这些问题的研究文献相对有限。Maurer-Fazio 和 Hughes(2002)利用 1992 年城市劳动力调查资料分析了性别工资差距。他们的研究发现,在控制了个人特征变量之后,未被解释的性别收入差异部分在很大程度上与劳动力市场的制度变量有关,即外资企业部门的性别工资差距最大,国有企业部门的性别工资差距最小。同样戴园晨和黎汉明(1995)通过比较不同所有制部门的男女工资的差异发现,国有企业的女性相当于男性工资的 88.75%,集体企业为 83.9%，“三资”企业则下降到 76.47%。说明市

---

• 本文系笔者硕士论文的节选。笔者感谢张车伟老师的指导,以及中国社会科学院人口与劳动经济研究所的王德文、都阳、张翼给予的评论和张展新提供的资料;感谢北京大学中国经济研究中心赵耀辉老师的点评和美国密西根大学经济系施新政同学给予的帮助。

市场化程度越高的部门,不同性别之间工资差距越大;随着市场化改革,不同性别的工资差距呈现扩大趋势。此外,Liu 等(2000)通过比较代表不同市场化程度的所有制形式之间的性别收入差异,试图分析经济改革对性别工资歧视的影响。他们的实证研究发现从国有企业到集体、私营部门,城镇职工的性别工资差异扩大了,同时“无法解释的”性别工资差异(即歧视)的绝对数值也扩大了,但其相对数值(即歧视占收入差距的比例)缩小了;说明虽然市场化水平高的部门对女性的歧视明显,但教育等个人特征解释了更大程度的工资差异,因此经济体制改革带来的市场化程度的增加,实际上减少了对女性歧视的程度。以上的研究主要是利用截面数据分析代表不同市场化程度的所有制部门和性别工资差异的关系,缺乏对不同时间段的考察。Gustafsson 和 Li (2000)提供了时间趋势的分析。他们利用 1988 年和 1995 年的中国家庭户收入调查的数据,对这两年的性别收入差异的分解发现性别间的个人特征差异解释了不到一半的性别收入差异,性别歧视存在扩大的趋势;其中 1995 年最重要的缩小性别收入差异的变量依次是在一定程度上代表市场化程度的所有制、教育程度、年龄和政治面目。

本文利用面板数据估计从 1989 到 1997 年随着时间的推移和市场化程度的不断提高,性别工资差异和其中的歧视部分的变化趋势。

## 二、市场化与性别歧视

目前中国的劳动力市场尚未完善,存在城乡分割、社会保障体系不健全、缺乏市场就业意识、政府尚未顺应市场经济体制转变职能等问题(陆铭,2002)。在这种市场背景下研究性别歧视,不仅关注于女性的发展,而且可以为劳动力市场的市场化改革同收入分配、性别差异和歧视之间如何关联提供依据。

### (一)对歧视的认识

美国经济学家贝克尔在《歧视的经济学》一书中曾给出了他对劳动力市场性别歧视的界定:当只是由于性别原因使两个完全同质的人受到不同的对待时,劳动力市场上的性别歧视是存在的。在歧视不存在的情况下,追求利润最大化的雇主在竞争性的劳动力市场中,会根据劳动力的生产率支付工人工资。他们从个人经济利益的角度去做出关于雇用、安置或提升决定的时候也是基于这个基础,而不会考虑性别的因素。但当歧视存在时大体有三种情况:一是“同工不同酬”;二是“职业及职位歧视”(Ehrenberg 和 Smith,1999),指雇主有时会故意将与男性雇员具有相同教育水平和生产率潜力的女性雇员安排到低工资报酬的职业上或负较低责任水平的工作岗位上,而把高工资报酬的工作留给男性雇员;三是不明显的性别歧视是劳动力市场歧视的“反馈影响”或前市场歧视(Borjas, 1999)。当女性劳动力的人力资本回报偏低或受到培训、晋升等的不公平待遇时,这种劳动力市场上的歧视直接降低了女性劳动力及潜在女性劳动力的预期,使其减少对人力资本的投资或降低工作的积极性,从而降低了女性劳动力的劳动生产率和收入。

性别工资差异不等同于性别工资歧视,不能将所有观察到的工资待遇差别都归因于歧视。为了更清晰地分析性别工资差异,从而观察歧视,通常采取分解的办法将劳动力市场上“显示性的性别工资差异”分为两个层次:一是由个人特征引起的工资差异。二是由先入为主的性别偏好带来的工资差异,其中包括由于“识别困难”和“偏好性口味”引起的性别不平等。“识别困难”也就是“统计性歧视”,是指雇主在甄选劳动力的过程中,常面临在信息不完全或不确定的情况下做出决定,所以雇主通常会利用群体的特征来代替个人特征识别劳动力的能力。“偏好性口味”带来的工资差异或机会不平等是纯粹意义上的歧视,贝克尔关于劳动力市场歧视的定义就是在这个层次上给出的。

需要承认的是女性社会角色的定位和女性的劳动供给的特点和男性是不同的。女性会把更多的时间和精力放在家庭生活,而不同程度地减少参与劳动就业的时间,据估计,每个女性劳动力在她们的劳动就业期间要因生育而少工作 160 余天(蔡昉,2002)。因此,女性收入通常低于男性的一个重要原因是女性会因为生育子女中断工作;并且女性和男性同样参与工作的同时,女性是家务劳动的主

要承担者,导致女性对事业付出相对少的努力,从而影响其收入水平(Gustafsson 和 Li,2000)。

由于男性和女性生理的和社会分工的特点带来的劳动供给和劳动生产率的差异,导致对性别的偏好是否应被视为歧视呢?女权主义认为男性和女性应当是绝对平等,不应存在任何待遇的差别。经济学者则通常持不同观点,他们在研究性别歧视时首先承认男性和女性的差别,即认为性别本身是有价值的。也就是说在不存在歧视的情况下,具有完全相同的人力资本水平的男性和女性,其工资回报也可能是不同的(Oaxaca,1973)。但由于性别本身存在的价值难以定量判断,因此难以在计量研究过程中识别出来。对纯粹意义上歧视的衡量还存在其他困难。一是个人特征(如人力资本)的性别差异可以来解释性别工资差异,但其本身也可能是劳动力市场上潜在的歧视造成的,即前面提到的劳动力市场歧视的“反馈影响”或前市场歧视,如男女之间不平等的教育机会或教育回报可能导致女性减少教育投资,从而导致教育程度的性别差异。二是“统计性歧视”并不反映口味的偏好,因而不应视为严格意义上的歧视。但“统计性歧视”难以从狭义的偏好性口味带来的歧视中分离。

### (二)对性别工资差异和性别歧视变化趋势的判断

在市场不断完善的过程中,可以就性别工资差异做以下判断:(1)个人特征对工资差距的解释程度加强,也就是说如果女性劳动力的人力资本状况和劳动生产率的回报普遍低于男性劳动力,那么这部分性别差异会突显出来,导致女性和男性劳动力之间的收入差距扩大;(2)“统计性歧视”也会因识别手段的逐渐科学化而不断缓解。而对个人偏好性口味导致的歧视对工资的影响则无法明确判断,因为对这种真正意义上的歧视存在着两种影响力量。一方面,基于贝克尔的歧视理论,歧视现象源于社会文化背景对个人偏好的影响。市场化使用人单位特别是非国有部门拥有更多的自主权,在中国“重男轻女”、“男尊女卑”的文化历史传统影响下,具有性别偏好的用人单位和雇主在工资决定方面可能会显示出在传统经济体制下被压抑的对女性劳动力的歧视。另一方面,经济理论同样支持,完善的市场竞争环境排斥基于个人偏见的歧视,在完全竞争的市场条件下,性别工资歧视是不能长久存在的。从长期来看,市场将自动消除性别歧视。这种市场和性别歧视的不相容性,也可能会使中国城市劳动力市场维持传统经济体制下的低性别工资歧视。而伴随着经济改革和市场化的进程,性别工资歧视的变化将是两种力量较量的结果,短期内性别歧视可能由于雇主的显示性偏好增加,从长期来看,随着劳动力市场的规范化,市场经济的运作机制可能会自动消弱歧视的影响。

因此,在不同的市场化水平下,性别工资差异如何变化?性别工资差异中歧视的影响是扩大还是缩小?是有待于实证研究解决的问题。

## 三、数据和研究方法

### (一)数据来源

本文利用的是中国营养健康调查<sup>①</sup>数据。该调查是从1989年开始,由美国北卡罗莱那大学卡罗莱那人口研究中心资助的国际研究人员小组操作。此次调查利用多重随机整群抽样方法,调查对象为城镇及农村地区的常住人口,覆盖了中国不同地理和经济特点的八个省,包括:辽宁(1997年的调查换为黑龙江)、江苏、山东、河南、湖北、湖南、甘肃和贵州。调查包括了城镇和乡村的总共3800户、14000人。目前可以得到1989、1991、1993和1997年4年的数据。所有后续的调查都是基于1989年随机抽样的样本,并根据户人口的变动而增加或减少户样本数。该调查主要收集城乡营养健康方面的信息,但也包含有关就业和工资的信息。由于调查采用基本一致的指标体系,对变量的定义具有一致性,因而有利于跨时期比较分析。该调查数据作为“面板数据”结合了截面数据和时间序列数据的特点,有助于研究变革中的中国劳动力市场。本文重点关注城市劳动力市场,因此去掉了所有农村地区的样本,

<sup>①</sup> 有关“中国营养健康调查”的详细内容参见:[www.cpc.unc.edu/china/home.html](http://www.cpc.unc.edu/china/home.html)。

只保留了城市地区劳动年龄人口样本<sup>①</sup>,并去掉了遗漏的基本个人状况和就业及收入信息的观测,所剩的信息完备的样本数 1989 年为 1 773 个,1991 年为 1 530 个,1993 年为 1 273 个,1997 年为 1 290 个。

## (二)研究方法

1. 简单工资方程回归。主要利用 Mincer 的工资回归方程(Mincer,1974)。其半对数工资回归方程为: $\ln w = X\beta + u$ 。式中  $w$  代表小时工资率,  $X$  代表个人特征的向量,  $u$  为随机误差项。在 Mincer 的工资回归模型中反映性别差异的变量为性别哑变量,这里将男性定义为 1,女性定义为 0,如果性别系数显著大于 0 则说明:当控制了教育、工作经历等变量后,男性劳动力的工资显著高于女性。

这种用性别哑变量分析性别差异的方法之所以称之为“简单的工资方程回归法”,其中暗含的假定是男女两性解释变量的回归系数都是一样的。因此这种方法的局限性在于忽视了不同性别劳动力个人特征回报率(市场价格)的差异,只控制了与劳动生产率相关的个人特征的变量“数量”上的差别。而实际上,所有个人特征变量的“数量”和“价格”因素都会对回归方程中的性别系数产生影响。因此,考虑简单工资回归法的局限,只有在样本较少时比较常用,并且通常用这种方法判断是否存在显著的性别差异(对性别哑变量的  $T$  检验)。

考虑个人特征的市场价格的影响,可以在简单工资方程回归模型的基础上,加入了性别和感兴趣的变量的交叉项。此项系数反映的是控制了其他变量之后此类特征的性别差异。加入交叉项的工资回归方程形式如下: $\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 ED_i + \beta_3 ED_i D_i + \epsilon$ 。这里  $D_i$  代表性别哑变量,  $ED_i$  代表教育年限,  $ED_i D_i$  是用性别哑变量和教育相乘生成的交叉项。此时,系数  $\beta_1$  是考虑了不同性别教育回报的差别后的性别工资差异;而交叉项  $\beta_3$  体现了不同性别的教育回报差异,可以利用  $t$  检验看其是否显著。在本文的分析中,还将把受教育年限换成不同的教育组、以及年龄组、所有制部门组、职业组和地区,分析不同组间的性别工资差异状况。

2. Oaxaca 及 Cotton 性别工资差异分解法。利用 Oaxaca 和 Cotton 的方法,可以将粗的(观察到的)性别工资差异分解为特征的“数量”和“价格”对工资性别差异的影响。Oaxaca 的方法是衡量性别工资歧视经典的分解方法之一。其基本思路是将粗的性别工资差异分解为可以由个人特征解释的部分和无法由个人特征解释的部分,并将无法解释的部分认为是歧视,从而衡量出“歧视”的大小。分解方程推导为: $\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_f = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_f = (\bar{X}_m' - \bar{X}_f') \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$ 。式中,分解结果等号右边的第一部分代表可以被个人特征差异解释的“合理部分”,第二部分是无法由个人特征差异解释,由回报系数(市场价格)的性别差异带来的“歧视部分”。在计算过程中,用实际观察到的工资差异减去那部分由与工作相关的个人特征导致的工资差异,剩下的就是歧视的影响,可以用歧视系数<sup>②</sup>来反映。

另外,Cotton 对 Oaxaca 的方法进行了改进。Cotton(1988)认为,歧视的存在导致了一个群体的工资被压低,而另一个群体的收入被抬高,这时,应该把无歧视条件下的均衡收入水平先计算出来,然后在衡量被歧视的群体相对于无歧视时的均衡收入被压低的程度。如果用 Oaxaca 的方法将未得到解释的部分都理解为歧视的话,就高估了歧视的程度。因此,Cotton 的模型更可能是一个雇主歧视模型,一个群体按照边际产出水平支付报酬,另一个群体的收入被压低;而 Oaxaca 所用的可能是一个

① 调查对象为常住人口,城市样本中不包括流动人口。

② Oaxaca 用“歧视系数”来衡量歧视,“歧视系数”(  $D$  ) 的定义为:

$$D = \frac{\frac{W_m}{W_f} - \left( \frac{W_m}{W_f} \right)_0}{\left( \frac{W_m}{W_f} \right)_0}$$

即为真实世界里性别工资比和不存在歧视情况下的性别工资比的差占无歧视情况下的性别工资比的比例。

雇员歧视模型,雇主将被歧视雇员的收入转移支付给未被歧视的雇员。Cotton 将性别工资差异分解为个人特征差异导致的工资差异、男性劳动生产率被高估的部分(即作为男性的“收益”)、女性劳动生产率被低估的部分,(即作为女性的“成本”,也是更为纯粹的对女性的歧视)这三部分: $\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta^* + \bar{X}_m(\beta_m - \beta^*) + \bar{X}_f(\beta^* - \beta_f)$ 。 $\beta^*$ 表示不存在歧视时男性和女性的工资方程系数,其计算方法是现有的男性和女性工资回归方程系数利用男性和女性的比例分别加权。

这两种方法存在的问题是无法准确地界定真实的歧视,即衡量的“歧视部分”并非狭义的歧视概念。衡量的歧视中不仅包含了前面提到的“统计性歧视”的影响,还包括了一些会影响工资,但由于观察不到的或无法衡量而没有考虑的个人特征的影响。所以,由于无法剔除这些观察不到的或无法衡量的变量的影响,“歧视”部分会被高估;另一方面,由于个人特征差异中包含前劳动力市场歧视反馈的影响,而无法计算到歧视中,所以歧视又被低估了<sup>①</sup>。

#### 四、1989~1997年性别工资差异及变化趋势

对数据的描述性统计分析显示(见表1),从1989到1997观察到的性别工资差异有显著扩大的趋势,性别工资差异占女性工资水平的比例扩大了20%以上,女性工资水平占男性工资水平的比例下降了15%左右。下面进一步分析性别工资差异状况。

首先,利用简单工资方程回归模型中反映性别差异的变量(Male)分析在控制了个人特征和其他的控制变量及劳动力市场选择的影响后,性别工资差异的变化。简单工资回归模型的数学形式为:

$$\ln(\text{Hourly Wage})_i = (\beta_0 + \beta_1 \text{Male}_i + \beta_2 \text{Schooling}_i + \beta_3 \text{Experience}_i + \beta_4 \text{Experience}_i^2 + \beta_5 \text{Province}_i + \beta_6 \text{Occupation}_i + \beta_7 \text{Position}_i + \beta_8 \text{Ownership}_i + u_i,$$

被解释变量为小时工资的对数<sup>②</sup>,性别哑变量的系数反映性别工资差异,受教育年限系数反映教育对工资的回报;工作经验是指劳动者潜在的劳动力市场经验<sup>③</sup>;控制变量<sup>④</sup>包括地区、职业、工作状态和单位所有制形式<sup>⑤</sup>。

考虑到工资模型中的数据是实现就业并得到工资报酬的可以观察到的样本,而忽略了没有实现就业的人对工资的影响,这样的数据被认为是截断的,

表1 1989~1997年性别差异的变化趋势分析 %

	1989	1991	1993	1997
月工资的性别差异*	11.2	24.9	21.1	31.5
小时工资的性别差异	6.2	30.9	20.6	29.1
月工资比**	90.0	80.1	82.6	76.0
小时工资比	94.2	76.4	82.9	77.5

注:1991年的工资统计数据所有月收入1000元以上的工资水平都用“999”代替,因此可能导致工资数据被低估。因此在工资分析中只将1991年的数据作为参考。\*性别差异=(男性工资水平-女性工资水平)/女性工资水平;\*\*工资比=女性工资水平/男性工资水平。

① Oaxaca 归纳了衡量性别工资歧视的过程中会出现的一些问题。(1)在没有歧视的情况下,男性和女性的工资结构可能是不同的,而在衡量歧视的过程中,我们假定它是一致的(以男性或女性的工资结构为准)。(2)这种方法无法考虑到女性对劳动力市场歧视反馈的影响,用观察到的个人差异代替没有歧视的情况下的个人特征差异显然是不完全合理的。(3)控制变量的选取。如果把所有能够影响工资的因素都理解为人特征的话,工资回归方程的解释程度会增加,歧视的结果自然会非常小,大多数工资差距都能从个人特征上找到解释;如果个人特征不受控制,歧视的结果会很高,收入差别中的大部分会被归结为歧视。

② 1991、1993和1997年中国营养健康调查数据中有详细的工作时间指标,包括一年工作几个月,一周工作几天,一天工作几小时。

③ 工作经验的计算方法:  $\text{Experience} = \text{Age} - \text{Schooling} - 6$ 。

④ 由于数据中缺乏相应的信息,所以无法加入民族、党员、工会状况、孩子数、行业等控制变量。

⑤ 地区为所在省的哑变量,包括辽宁(1997年为黑龙江)、江苏、山东、河南、湖北、湖南、甘肃和贵州;职业包括中高级专业技术人员、一般专业技术人员、管理者、经理、政府官员及部门主管、办公室职员、从事农业劳动、技术工人、非技术工人、军官或警官、普通士兵或警员、司机、服务人员、运动员或艺术工作者以及其他;工作状态包括自雇经营主、自雇经营者、为他人或企事业单位工作及其他;所在单位的所有制类型包括国有、集体、私有部门及其他。

会导致对工资率回归结果有偏的估计,需要利用 Heckman 的方法<sup>①</sup>对回归结果加以矫正(Heckman, 1979)。

1989~1997 年的简单工资方程的回归结果显示(见表 2),控制了地区、职业、工作类型、所有制等变量和劳动力市场选择的影响,性别系数均大于 0,且 T 检验显示大多在 1%的水平上显著。这说明控制了其他变量,男性和女性劳动力存在显著的工资差异。性别系数表示,同样劳动生产率和就业特征的劳动力,作为男性小时工资会增加(或减少)的百分比。1989 年性别系数为 11.5%,1991 年为 8.7%,1993 年为 9.4%,1997 年增加到 13.2%,因此从总体上看,男性和女性劳动力之间的工资差异在这段时期内有扩大的趋势。

为进一步了解具有哪些特征的人群更可能表现出性别工资差异,我们利用交叉项分析,分不同教育程度、年龄、所有制部门、职业和地区看性别工资差异的变化趋势。分教育程度讨论时设定教育程度哑变量 1 为高教育程度组(高中和大学及以上),0 为低教育程度组(初中和小学及以下);在工资回归方程中引入教育程度和性别的交叉项,这里的交叉项反映的是高教育组和低教育组性别系数的差异。

回归结果显示(见表 3),在控制了其他变量和劳动力市场选择的影响后,1989 年交叉项的系数为 8.5%,说明高教育组的性别工资差异比低教育程度组高出 8.5%,而且在统计上不显著。在 1991 年后,情况发生了逆转,1991 年交叉项的系数为 -7.2%,1993 年系数为 -10.5%,1997 年为 -9%,并且 1991 和 1993 年差异系数在 10%的统计水平上显著,表明在这一阶段低教育组的性别工资差异大于高教育组,并有扩大的趋势,而到 1997 年组间的性别工资差异在统计上不显著。分组来看,1989~1997 年低教育程度组的性别工资差异显著扩大,从 1989 年的 2.8%,到 1991 年的 9.7%,1993 年的 11.6%,增加到 1997 年的 16.1%。高教育程度组的性别工资差异在 1989 年为 11.3%,1991 年缩小到 2.5%,1993 年为 1.1%,1997 年为 7%,说明高教育组的劳动力的性别工资差异从 1989 到 1993 年显著缩小,而从 1993 到 1997 年呈现扩大的趋势,这可能是因为大学以上和高中教育程度劳动力的性别工资差异逐渐拉开。总的来看,高教育程度劳动力的性别工资差异低于低教育程度的劳动力,并且在高教育组内呈现性别工资差异缩小的趋势,而低教育组内性别工资差异显著扩大。由此推断对女性劳动力的不公待遇可能更多地发生在

表 2 1989~1997 年工资回归方程

	1989	1991	1993	1997
性别	0.1145*** (0.0425)	0.0873*** (0.022)	0.0941*** (0.0337)	0.1321*** (0.0302)
教育年限	0.0084 (0.0084)	0.0135*** (0.0042)	0.0168** (0.0067)	0.0234** (0.0097)
工作经验	0.0299*** (0.0056)	0.0167*** (0.0031)	0.0168*** (0.0055)	0.0315*** (0.0056)
工作经验的平方	-0.0005*** (0.0001)	-0.00005 (0.00006)	-0.0001 (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)
Lambda 值	0.0694 (0.1534)	-0.1145** (0.0458)	-0.1424* (0.0773)	0.0661 (0.079)
Wald Chi2	384.34	911.93	601.17	691.65
观察样本/总样本	1773/2166	1530/2393	1273/1831	1290/3027

注:被解释变量为小时工资的对数。控制变量包括地区、职业、职位和单位所有制形式;工具变量包括婚姻状况、户 6 岁以下孩子数、身高、性别、教育年限。括号内数据为标准差。\* 在 10%的水平上显著;\*\* 在 5%的水平上显著;\*\*\* 在 1%的水平上显著。

表 3 不同教育程度的性别工资差异

	1989	1991	1993	1997
高中以上	-0.0708 (0.0632)	0.0776** (0.0342)	0.1139** (0.0519)	0.0435 (0.0529)
男性	0.0276 (0.0647)	0.0972*** (0.0357)	0.1158** (0.0548)	0.1608*** (0.044)
男性×高中以上	0.0852 (0.0742)	-0.0723* (0.0404)	-0.1048* (0.0602)	-0.0895 (0.0559)
Lambda 值	-0.2484 (0.2301)	-0.2587** (0.1053)	-0.342** (0.1683)	-0.1491** (0.0746)
Wald Chi2	386.14	1062.14	707.15	433.61
观察样本/总样本	1773/2166	1530/2329	1273/1813	1290/3027
高中以上文化程度劳动力占当年样本的百分比	39.65	42.88	44.15	53.95

注:控制变量包括地区、职业、工作状态和单位所有制形式。\* 在 10%的水平上显著;\*\* 在 5%的水平上显著;\*\*\* 在 1%的水平上显著。

① 本文所使用的工资回归方程,未加特殊说明均利用 Heckman 两阶段最小二乘的方法,考虑了劳动力市场自选择的影响。回归结果中报告的 lambda 值的显著程度表示在没有考虑自选择影响的原工资回归方程是否有偏的估计。

教育程度初中及以下的劳动力组中。

分年龄组的分析(见表4)结果表明,控制了其他变量和劳动力市场选择的影响,交叉项的系数为负,即40岁以上年龄组的性别工资差异大于40岁及以下年龄组,但总体上看并不显著。分组来看,40岁以上劳动力的性别工资差异在1989年不显著,为11.7%,到1991年迅速扩大到22.4%,此后出现下降趋势,到1997年下降到14%。40岁以下劳动力的性别工资差异总体上呈现性别差异扩大的趋势,从1993年到1997年略有下降。总的来说,不同年龄组间的性别工资距差异不显著;而40岁以上劳动力的性别工资差异较大,40岁及以下年龄组劳动力的性别工资差异相对小。

比较国有部门(指国有企业、事业单位)和非国有部门(包括集体、个体、私营和“三资”企业)的性别工资差异发现(见表5),国有部门和性别交叉项的系数均为负,非国有部门的性别工资差异大于国有部门。并且,从1989到1993年,随着国有部门职工比例的增加,国有和非国有部门之间的性别工资差异有扩大的趋势,同时差异的显著程度也在增加;而1993年后,出现相反的趋势,国有和非国有部门之间的性别工资差异显著缩小,并且在统计上趋于不显著。可能的解释是国有企业的市场化程度低于集体和私营企业,国有企业遵循相对平均的工资决定机制,性别工资差异要小。而集体和私营企业由于市场的作用和源自社会文化背景的个人性别偏见的影响,性别工资差异相对要大。因此,在1993年之前,国有部门的职工比例还处在上升阶段,市场化程度较低,非国有部门显示出的性别工资差异相

对国有部门要高。1993年后,国有企业加速改革,减员增效,市场化程度提高,国有和非国有部门用人和工资决定机制趋同,因而两部门间的性别工资差异的差别缩小。

分组来看,非国有部门的性别工资距在1989年为11.9%,且在统计上不显著,1991年后非国有部门中的性别工资差异显著,并有扩大的趋势,1991年为13.2%,1993年扩大到21.3%,到1997年缩小到16.2%。国有部门的性别工资距在1989年为11%,1991年为6.3%,1993年为7.3%,1997年为10.6%,可见国有部门的性别工资差异与非国有部门相反,呈现先缩小后扩大的趋势。

此外,分职业来看,控制了其他变量和劳动力市场选择的影响,“白领”职业中的性别工资差异要小于“蓝领”职业<sup>①</sup>。交叉项分析显示,从总体上看,职业间的差异有扩大的

表4 不同年龄组的性别工资差异

	1989	1991	1993	1997
40岁以下(16~39岁)	-0.1539*** (0.0762)	-0.0759* (0.0398)	-0.02 (0.0568)	-0.0204 (0.0479)
男性	0.1167 (0.0719)	0.2239*** (0.0366)	0.193*** (0.0531)	0.139*** (0.0482)
男性× 40岁以下(16~39岁)	-0.0388 (0.0775)	-0.1069** (0.0424)	-0.0503 (0.061)	-0.0197 (0.058)
Lambda值	-0.1314 (0.174)	0.1923*** (0.061)	0.2617** (0.1232)	0.0238 (0.1535)
Wald Chi2	481.08	1177.74	828.97	787.37
观察样本/总样本	1773/2166	1530/2393	1273/1831	1290/3027
“40岁以下”劳动力占 当年样本的百分比	67.85	66.67	62.61	58.91

注:控制变量包括地区、职业、工作状态和单位所有制形式。\*在10%的水平上显著;\*\*在5%的水平上显著;\*\*\*在1%的水平上显著。

表5 不同所有制部门的性别工资差异

	1989	1991	1993	1997
国有部门	0.004 (0.0568)	-0.0247 (0.033)	-0.1147*** (0.0479)	0.0133 (0.045)
男性	0.119 (0.0748)	0.1324*** (0.0418)	0.2131*** (0.0619)	0.1617*** (0.0487)
男性×国有部门	-0.0107 (0.0741)	-0.0696* (0.0421)	-0.1398** (0.061)	-0.056 (0.0569)
Lambda值	0.082 (0.2628)	-0.1241 (0.118)	-0.0261 (0.2101)	0.1615 (0.1562)
Wald Chi2	489.72	1179.28	800.76	806.67
观察样本/总样本	1737/2130	1516/2379	1236/1794	1235/2972
国有部门劳动力占 当年样本的百分比	63.79	65.83	66.59	62.22

注:控制变量包括地区、职业和工作状态。a这里的样本数与总样本数不一致,是由于去掉了一些所有制为“其他”的样本。\*在10%的水平上显著;\*\*在5%的水平上显著;\*\*\*在1%的水平上显著。

① “白领”职业包括中高级专业技术人员、一般专业技术人员、管理者、经理、政府官员及部门主管、办公室职员、军官或警官、运动员或从事艺术工作者;“蓝领”职业包括从事农业劳动、技术工人、非技术工人、普通士兵或警员、司机、服务人员。

趋势,到1997年,“蓝领”职业中存在的性别工资差异比“白领”职业高14.5%,并且统计显著。分组来看,“蓝领”职业中的性别工资差异显著,并且在总体上有扩大的趋势,1989年“蓝领”工人的性别系数为15.3%,1991年为12.3%,1993年为16.7%,1997年扩大到24.5%;“白领”职业中的性别工资距在1989年为5.9%,1991年为7.7%,1993年为9.8%,1997年为10%,也表现出扩大的趋势,而“白领”职业中性别工资差异增长的幅度明显小于“蓝领”职业。综上分析表明,“蓝领”职业中的劳动力性别工资差异显著,同时有显著扩大的趋势,相比之下,在“白领”职业中的劳动力的性别工资差异小于“蓝领”职业,并且其性别工资差异增长的幅度明显小于“蓝领”职业。可见,从事“蓝领”职业的女性更可能遭到不公的待遇。

最后,将地区分成东部沿海和中、西部地区<sup>①</sup>的讨论发现地区差别对性别工资差异没有显著影响。从1989到1993年中、西部地区的性别工资差异没有明显变化。而交叉项分析表明,东部沿海和中、西部地区的性别工资距差异在扩大,东部沿海地区的性别工资差异大于中、西部地区。这为不同地区之间的劳动力市场是整合的,且不存在明显的地区分割,提供了证据。而发展较快,人均GDP水平较高的东部沿海地区的性别工资差异相对中、西部地区有扩大的趋势。

## 五、衡量性别歧视

利用Oaxaca的分解方法,可以将性别工资差异分解为“特征”差异和“待遇”(即歧视)两部分,其中的特征差异可以理解为“量”的差别,待遇差异则反映的是“市场定价”的差别。一种思路是假设女性和男性的特征不存在差别,用男性的特征代替女性的特征向量,此时女性和男性的工资回报系数(即市场定价)的差别被认为是歧视的影响;其中暗含的假设是,在没有歧视的情况下劳动力市场上的工资结构以男性为基准,对女性的偏见会使雇主人为地降低女性的工资水平,被人为降低的部分视为歧视。另一种计算方法是假设男性和女性劳动力具有同样的人力资本等个人特征,其各项特征的系数和女性劳动力工资回报系数的差别,被看做是对不同性别的待遇差别;潜在的假设是,在没有歧视的情况下劳动力市场上的工资结构以女性为基准,对女性的偏见会使雇主人为地抬高男性的工资水平,而无法解释的被抬高的部分被视为歧视。

Cotton的方法是假设歧视会导致对男性的劳动生产率高估,从而抬高了男性的工资,歧视同时低估了女性的劳动生产率,降低了女性的劳动报酬。因此,Cotton认为在没有歧视的情况下,单纯地采用男性或女性的工资方程都是不合适的,而应当将男性和女性的工资回归方程利用性别比例加权后生成新的工资回归方程,这个所有回归系数被加权平均后的新的工资回归方程可近似认为是不存在歧视时的工资回归方程,并将男性和女性的工资回归系数与之比较。因此利用Cotton的方法计算出的歧视包含两部分内容,一部分是作为男性获得的“收益”,另一部分是作为女性所付出的“成本”,其中女性的“成本”部分是对女性歧视的更为严格的部分。

表6中的“女性系数”表示利用的方法并基于歧视存在时女性的工资被压低的假设;“男性回归系数”代表同样利用Oaxaca的方法而基于歧视存在时男性的工资被抬高的假设;采用Cotton加权后的工资回归系数则基于歧视存在时男性的工资被抬高的同时女性的工资被降低的假设。计算结果显示,1989年75%的性别工资差异被个人特征的差异解释了,到1993年只有20%的性别工资差异可以用特征的差异解释,1997年有30%的性别工资差异是可以解释的。总的来看,不能解释的部分显著增加,说明对女性的待遇有被降低的趋势。从1989到1997年,观察到的性别工资差异增长的同时,歧视系数也有所提高,特别是在1989到1993年间增长显著。不能解释的部分的绝对数值有所增加,而其

<sup>①</sup> 东部沿海地区包括:辽宁、江苏、山东;中、西部地区包括:河南、湖北、湖南、广西、贵州。1997年辽宁的样本换为黑龙江,因此这里不讨论1997年的性别工资差异状况。

表6 1989~1991年性别工资差异分解结果

	女性系数 <sup>a</sup>		男性系数 <sup>a</sup>		Cotton	
	系数	百分比	系数	百分比	系数	百分比
1989						
总的差异	0.0674	100	0.0674	100	0.0674	100
不能解释的部分	0.0129	19.14	0.0183	27.15	0.017	25.23
歧视系数	0.013		0.0185		0.0172	
1991						
总的差异	0.2708	100	0.2708	100	0.2708	100
不能解释的部分	0.1657	64.59	0.1942	75.72	0.1823	71.07
歧视系数	0.2116		0.2007		0.2054	
1993						
总的差异	0.1906	100	0.1906	100	0.1906	100
不能解释的部分	0.1533	80.43	0.1267	66.5	0.1499	78.67
歧视系数	0.1657		0.1351		0.1617	
1997						
总的差异	0.2565	100	0.2565	100	0.2565	100
不能解释的部分	0.1657	64.59	0.1942	75.72	0.1823	71.07
歧视系数	0.1802		0.2143		0.2	

注:总的差异为  $\ln(G+1)$ ;  $\ln(G+1) = \ln W_m - \ln W_f$ , 指女性平均工资的对数和男性平均工资的对数的差, 其中  $G = \frac{W_m - W_f}{W_f}$ 。a 在这里男性和女性工资回归系数未经过 Heckman 检验。

占总差异的比例有先增加后减少的趋势, 如利用 Cotton 方法的不能解释部分的百分比 1989 年为 25.23%, 1993 年增加到 78.67%, 到 1997 年下降为 71.07%; 说明 1993 年后, 虽然歧视部分的绝对数值有所增加, 而更大比例的性别工资差异被解释了。

不同的特征对性别工资差异的解释程度也有所变化(见表 7), 教育的解释程度从 1989 年的 2.7% 增加到 1993 年的 5%, 而后缩小到 1997 年的 2%, 1993 年后教育特征的性别差异有缩小的趋势, 这是因为 1993 和 1997 年教育的“量”的性别差异减小的程度大于“价格”(教育回报率)的增长幅度所致; 潜在工作经验和所有制分布的解释力度逐渐减少, 表明男性和女性劳动力的潜在工作经验和在所有制部门中的分布差异在缩小; 职业分布的性别差异的解

表7 1989、1997年 Oaxaca 和 Cotton 分解结果

	1989						1997					
	女性系数加权		男性系数加权		Cotton		女性系数加权		男性系数加权		Cotton	
$\ln(G+1)$	0.0674	100	0.0674	100	0.0674	100	0.2565	100	0.2565	100	0.2565	100
个人特征的解												
受教育年限	0.002	2.91	-0.0048	-7.12	-0.0018	-2.69	-0.0046	-1.78	-0.0055	-2.1522	-0.0051	-1.99
工作经验	-0.0118	-17.58	-0.0297	-44.12	-0.0218	-32.39	0.002	0.77	-0.0099	-3.8574	-0.0047	-1.81
婚姻状况	0.0007	1.03	-0.0001	-0.22	0.0002	0.33	-0.0002	-0.08	0.0000	0.0004	0.0001	-0.03
户 6 岁以下孩子数	0.0012	1.78	0.0008	1.13	0.001	1.41	-0.00003	-0.01	-0.00003	-0.0112	-0.00003	-0.01
所有制	-0.0314	-46.61	-0.0031	-4.67	-0.0156	-23.2	-0.00006	-0.02	-0.002	-0.7784	-0.0011	-0.45
职业	-0.012	-17.85	0.0188	27.97	0.0063	9.34	-0.0863	-33.65	-0.0407	-15.8638	-0.0602	-23.46
工作状态	-0.0005	-0.78	-0.0275	-40.79	-0.0156	-23.11	-0.0021	-0.82	-0.0035	-1.3486	-0.0029	-1.12
地区	-0.0025	-3.77	-0.0034	-5.03	-0.003	-4.47	0.0005	0.20	-0.0007	-0.2677	-0.0002	-0.06
不能解释的部分												
$\ln(D+1)^*$	0.0129	19.14	0.0183	27.15	0.017	25.23	0.1657	64.59	0.1942	75.72	0.1823	71.07
歧视系数	0.013		0.0185		0.0172		0.1802		0.2143		0.2	

注: 1993 年的分解结果表中略。另外, 由于 1991 年的工资数据可能被低估, 因此在工资差异分析中不讨论 1991 年的分解结果。  
\*  $\ln(D+1) = \ln(D+1) - \Delta Z \times \beta_f$ ,  $D$  为歧视系数。

释力度增强, 特别是从 1993 到 1997 年, 职业的解释程度增加了 20%, 表示男性和女性职业分布的差异有显著扩大的趋势, 有可能是职业分割加剧的表现。

由于不能解释的部分包含了一些看不到的因素的影响, 因此并不能完全解释为歧视, 但这一部分比例的扩大仍能说明, 从 1989 到 1997 年市场化的发展带来了效率的增长的同时, 歧视的影响和性别工资不平等加强了, 在劳动力市场上女性的待遇有被降低的趋势。说明伴随着中国经济改革, 市场似乎在短期内并没有消除歧视, 同时存在职业分割加剧的迹象。

## 六、结 论

本文利用 Oaxaca 及 Cotton 的方法,对工资差异的分解发现在性别工资差异扩大的同时,歧视的部分增加了,女性的待遇降低,同时教育的解释程度先加强后减弱。比较 1993 年和 1997 年的歧视分解结果发现更大比例的性别工资差异被解释了,这主要是因为职业分布的性别差异解释了更多的工资差异。而教育的解释程度下降主要是因为 1993 和 1997 年教育的“量”的性别差异减小的程度大于“价格”(教育回报率)的增长幅度所致。本文的实证检验说明,随着市场化发展,对女性的歧视有扩大的趋势。

在发展过程中对女性状况,特别是就业状况的改善,可以带来很多正的外部性,女性的发展可以同时增进效率与公平。那么如何在市场经济尚不完善的条件下,改善女性在劳动力市场上的待遇,消除性别之间不合理的差异?一方面,由于女性的教育程度越高遭到工资歧视的可能性越小。高中以上教育程度和“白领”职业中的性别工资差异要小于低教育程度和“蓝领”职业中的性别差异。因此,女性教育水平的提高和职业角色的转变,有助于改善女性在劳动力市场上的待遇。另一方面,减少性别歧视,应进一步打开市场壁垒,消除性别间的市场分割。此外,政府应在顺应市场运作机制的同时,更有效地监控劳动力市场上对女性的一些不公平行为,加强对女性劳动力的法律保护,为女性创造更多、更平等的社会参与机会,同时为市场经济发展创造更为公平和有效率的竞争环境。

### 参考文献:

1. 国家统计局人口和社会科技统计司、劳动和社会保障部规划财务司编(2001):《中国劳动统计年鉴(2001)》,中国统计出版社。
2. 蔡昉主编(2002):《人口与劳动绿皮书 2002 年:中国人口与劳动问题报告——城乡就业问题与对策》,社会科学文献出版社。
3. 戴园晨、黎汉明(1995):《双轨制下工资收入及其对劳动力供需的影响》,《经济学动态》,第 10 期。
4. 第二期中国妇女社会地位调查课题组(2001):《第二期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告》,《妇女研究论丛》,第 5 期。
5. 陆铭(2002):《劳动经济学——当代经济体制的视角》,复旦大学出版社。
6. 汝信等主编(2002):《社会蓝皮书 2002 年——中国社会形势分析与预测》,中国社科文献出版社。
7. 李实(2002):《中国个人收入分配研究回顾与展望》,中国经济信息网([www.cei.gov.cn](http://www.cei.gov.cn))。
8. Borjas, George (1999), *Labor Economics*, Irvin, McGraw Hill, 2nd edition.
9. Cotton, Jeremiah (1988), On the Decomposition of Wage Differentials, *Review of Economics and Statistics*, 70(2): 236—243.
10. Ehrenberg, Ronald G. and Smith, Robert S. (2000), *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, Addison, Welsley Longman, 7th edition.
11. Gustafsson, Bjorn and Shi Li (2000), Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China, *Journal of Population Economics*, 13, pp305—329.
12. Heckman, James (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*.
13. Liu, Pak — Wai, Xin Meng, and Junsen Zhang (2000), Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy, *Journal of Population Economics*, 13, 331—352.
14. Margaret Mauer—Fazio and James Hughes (1999), The Effect of Market Liberalization on the Relative Earnings of Chinese Women. *Journal of Comparative Economics* 30, 709—731.
15. Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press for NBER.
16. Oaxaca, R. (1973), Male—Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, 14: 693—709.

(责任编辑: 朱 犁)

## ABSTRACTS

### **Sex Ratio at Birth in China and the Cost of Low Fertility Reconsidered**

Ma Yingtong • 2 •

Various weakness on fundamental concept and theory existed in almost all of the Chinese and international literatures related to the problems of sex ratio at birth in China. This paper not only makes a better systematic exposition and a more in-depth understanding of the basic conception and mathematic analytical methodology, but also applies the new theory on sex ratio at birth to identify the earliest abnormal sex ratio at birth and the beginning of the ongoing abnormal sex ratio at birth. This paper also discusses the cost and consequences of higher sex ratio at birth in China, as well as human right related issues, re-estimates the status and trend of sex ratio at birth, and re-analyses problems related to sex structure of the population. The author argues that the artificially manipulated abnormal sex ratio at birth is a key determinant to the fertility decline since the mid-1980s.

### **Sex Preference, Sex Selection, and Sex Ratio at Birth**

Qiao Xiaochun • 14 •

The objective of this research is to explore the causes of the high sex ratio at birth, including the direct and indirect causes. Apart from the research background, theoretical hypothesis, research review, data and methods, quantitative analysis, and conclusions were involved in this study. The data come from the 1997 National Population and Reproductive Health Survey. People favor girls in urban areas and boys in rural areas. It was found that the proportion of pregnant women who only have girls was higher than that of pregnant women who have at least one boy. The rate of induced abortion of the former was significantly higher than that of the latter. Current sex ratio at birth is only determined by the number and sex of the previous live children, and has nothing to do with age, ethnic group, education, and marriage status. The high sex ratio at birth in China is mainly caused by the sex-selective abortion.

### **A Social Historical Analysis of "Red Packaging" in Medical Services in China**

Zhou Hong Zhang Jun • 23 •

"Red package" means gift money. It does not only play the role of material exchanges, but also contain cultural and social connotations. In terms of the organizational characteristics of Chinese society, "red package" carries various social, economic and political functions. "Red package" has been in existence in medical sector since the old regime. After 1949, with the establishment of the planning system, "red-packaging" was to large extent eliminated. Since the Opening-Up and Economic Reform, "red packaging" re-emerged in the medical sector. This may be attributed to the introduction of market elements in the managerial sectors of service providers before government functions as the end payer has been changed.

### **Marketization and Gender Wage Differentials**

Zhang Dandan • 32 •

By utilizing data from China Nutrition Survey in 1989, 1991, 1993 and 1997, this paper analyses the gender wage differentials in transitional China. The main findings of the paper are that wage gap between male and female workers and wage discrimination against female workers have been increasing with the process of marketization. Further analyses identify sub-groups with most increases in the gap: those with middle school or lower education, 40 years age or older, work in non-state sector or in blue-collar job; by contrast, among workers below 40-year-old, state sector workers or white-collar employees, gender gaps appear relatively insignificant.

### **Determinants of Rural Elderly Living Arrangement under the Context of Labor Migration**

Zhang Wenjuan Li Shuzhuo • 42 •

The migration of youth from rural area has a large impact on living arrangement of elderly. This study utilized multilogistic analysis and "Living and Welfare of Elderly Survey" data from Chaohu, Anhui, from two generations

• 79 •