

中国性别工资差异的分位数回归分析

陈建宝^{1,2} 段景辉²

(1. 厦门大学宏观经济研究中心; 2. 厦门大学经济学院)

【摘要】 本文首先考察了中国健康和营养调查数据库 (CHNS) 中的有关中国城市男性和女性工资抽样调查数据 (1988 ~ 2005 年) 的分布特征; 然后, 分别应用分位数回归建模和分解方法对中国性别工资状况进行了分析, 以期发现在不同时期、不同分位数下, 影响性别工资的关键因素、演变过程以及它们对性别工资差异的贡献大小, 并提出了解决我国性别工资差异的相关政策和建议。

关键词 性别工资 分位数回归 政策和建议

中图分类号 F033 **文献标识码** A

Quantile Regression Analysis of Gender Wage Gap in China

Abstract : We firstly use some descriptive statistical methods to investigate the distributional characteristics of the related gender wage data from 1988 to 2005 in cities of China , the data set comes from the database of CHNS. Then , we employ approaches of quantile regression modeling and decomposition respectively to do analysis. The research aims on finding the key influential factors of gender wage and their evolution processes and how big of the contributions of them to gender wage gaps under different quantiles and periods. Finally , some policies and suggestions for solving gender wage gaps in China are proposed.

Key words : Gender Wage ; Quantile Regression ; Policy Suggestion

男女平等是衡量社会文明程度的一个重要尺度, 也是人类社会追求的一个重要目标。男女平等的理念已得到了世界各国政府的认可和支持, 但是男女不平等问题在现实生活中仍然存在, 尤其男女劳动力在市场上经济地位的不平等, 成为各国学者研究的热点问题。研究性别工资问题可以帮助我们理解造成性别工资歧视的原因, 并为相关政策的制定提供可靠的依据。

本文获得教育部人文社科重点研究基地基金项目“我国地区间收入分配差异与劳动力转移的经济增长效应分析”(07JJD790145) 和人文社科基金研究项目“数据挖掘中关联规则的统计研究和应用”(06JA910003) 的资助。

从现有文献来看,国外关于性别工资领域的前沿研究已经把研究重点从平均工资转移到了整个工资分布上,如 Albrechet 等(2003)研究了瑞典男女工资分布上的差别;Rica 等(2004)研究了西班牙男女工资分布上的差别;Albrechet 等(2006)研究了荷兰男女工资分布上的差别;Kunze(2006)对工资分布层次上性别工资差异的研究做了很好的总结。但是,关于中国性别工资差异的研究基本上都是集中在平均工资方面,如 Meng(1998)、Gustafsson 和 Li(2000)、Meng(2004)、王美艳(2005)等。姚先国(2007)、Liu 等(2005)使用 JMP 分解方法研究中国工资性别的变化趋势时,提出性别工资变化趋势在不同的分位数上表现形式不同。但是,他们的做法是把总样本按照工资分位数的高低分成很多小样本,然后在这些小样本中再研究平均工资,得出各个分位数上性别工资差异的情况。使用这种分析方法,选择性偏差问题会比较严重,也会造成大量相关信息的损失。

在中国劳动力市场上,性别工资差异的严重程度显然会随着工资分布位置的不同而不同,但已有的关于中国性别工资差异的研究对这种现象没有给予足够的重视。本文利用中国健康和营养调查数据库(CHNS)中“中国健康和营养调查——成人调查表”的成人收入抽样调查微观数据,对处于经济转型期中(1988年、1996年和2005年)的我国男性和女性,研究性别工资分布上的影响因素以及差别来源和影响度的大小,之所以选用这3年的样本,目的在于考察其演变过程。所使用的主要研究方法是基于分位数回归建模方法和分解方法,前者通过分位数回归模型估计工资方程,能够考察性别工资分布上的影响因素和影响大小,而后者能够在反事实分析的基础上进行分位数分解,估计出各影响因素对性别工资差异的影响度大小。其主要优点体现在该方法突破了传统回归方法只能研究平均解释变量、平均性别工资的局限,因而分析更全面、更深入。

一、性别工资的分布特征

本文数据来源于 CHNS 中“中国健康和营养调查——成人调查表”的成人工资抽样调查数据。该数据通过采用多层次随机抽样方法在全国 9 个省份(辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西和贵州)进行抽样调查。在此样本中我们选取了 1988 年、1996 年和 2005 年的数据来考察中国性别工资,其中男性样本分别为 2312 个、1332 个和 1251 个,女性样本分别为 1499 个、911 个和 831 个。

表 1 1988~2005 年男女工资分布的描述性统计分析

年份	性别	样本数	均值	标准差	峰度	偏度	正态性检验 P 值
1988	男性	2312	1968.02	55501.66	575.29	18.73	<0.0001
	女性	1499	1391.43	3225.89	122.54	9.12	<0.0001
1996	男性	1332	2891.11	3547.76	124.83	9.96	<0.0001
	女性	911	2316.34	2235.66	233.18	12.28	<0.0001
2005	男性	1251	6685.44	8385.71	61.71	7.05	<0.0001
	女性	831	5463.27	13589.87	615.31	23.32	<0.0001

依据每个年份的抽样调查数据,分别计算男女工资的均值、标准差、峰度和偏度,并做 JB 正态性检验,结果列于表 1,而相应的各个年份的男女工资样本分布情况见图 1。由表 1,

可看到从 1988 ~ 2005 年, 男性人均工资和女性人均工资都越来越高, 并且男性人均工资都高于女性人均工资。又由于男女工资的 JB 正态检验 P 值都小于 0.0001, 所以男女工资分布都不服从正态分布。并且依据图 1, 我们观察到 1988 年, 女性工资分布相对于男性工资分布是高峰度, 说明女性工资收入相对较为集中, 中高收入阶层中男性所占比重较大; 1996 年和 2005 年, 女性工资分布相对男性工资分布都是低峰度且左偏, 说明在这一时期女性中低收入人数较多, 中高收入阶层中男性依然占了较大比重。

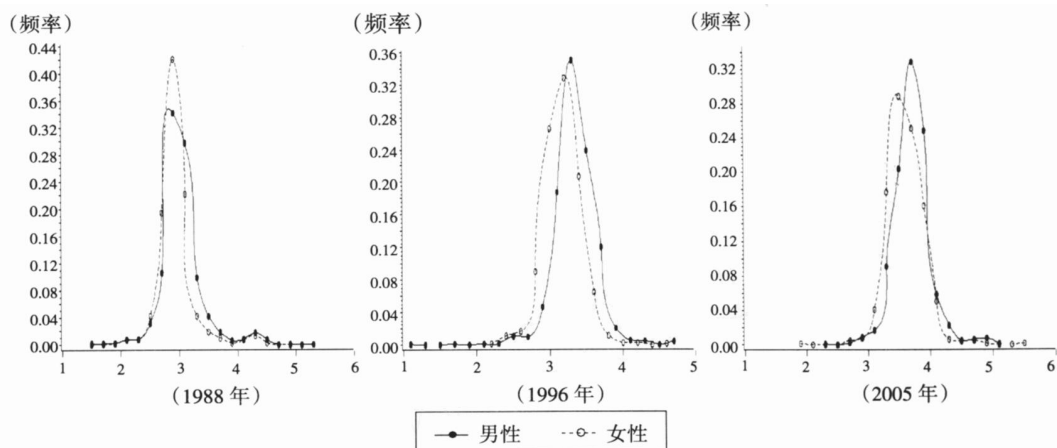


图 1 中国男女工资 (对数序列) 的样本分布

进一步, 从均值和分位数上观察 1988 ~ 2005 年间男女工资差异情况, 结果见表 2。1988 ~ 2005 年我国男女性别的平均工资都有了较大幅度的提高, 但在各分位数上男性的工资水平均高于女性的工资水平, 并且差距越来越大; 在低分位数上 (工资分布末端) 性别工资差距小, 在高分位数上 (工资分布顶端) 性别工资差距大, 但变化趋势不同, 前者的差距越来越大, 后者的差距越来越小。

表 2 1988 ~ 2005 年各分位数上男女工资差异情况

年份	性别	0.95	0.90	0.75	0.50	0.25	0.10	0.05
1988	男性	5040	2520	1440	979	720	576	374
	女性	2880	1555	1094	806	604	460	345
1996	男性	5463	4966	3228	2284	1548	1200	983
	女性	4966	3973	2696	1986	1460	993	794
2005	男性	13803	9968	7361	4946	3604	2300	1840
	女性	11119	9087	5981	3746	2760	1840	1380

二、性别工资的影响因素建模分析

分位数回归的思想最早由 Koenker 和 Bassett (1978) 提出, 这一思想是对普通最小二

乘法的扩展,它依据因变量 y 的条件分位数对自变量 x 进行回归,可以得到所有分位数下的回归模型。我们将年平均工资的对数作为被解释变量,将影响年平均工资收入的因素作为解释变量,建立如下分位数回归模型:

$$Q[y|x] = \alpha + \beta x + \text{occupation} \times \gamma + \text{character} \times \delta + \text{area} \times \epsilon$$

其中, y 表示年平均工资的对数; x 表示影响 y 的各个因素,它包括受教育年限 (education)、工作年限 (year) 和工作经验的边际效率 (year \times year/100); occupation 表示职业,设置了管理人员 (manager)、专门技术人员 (technician)、办事人员 (clerk)、服务业人员 (service)、农林牧渔人员 (farm)、制造业和运输人员 (industry)、军人 (army man) 共 7 个虚拟变量; character 表示工作单位属性,设置了政府机关 (office)、国有企事业单位 (ncorp)、集体企事业单位 (ccorp)、私有制企业 (pcorp) (包括私营企业、个体户和“三资”企业) 共 4 个虚拟变量; area 表示地区,将 9 个省份按照所处的地理位置分为东部、中部和西部地区,共设置了东部地区 (east) 和中部地区 (mid) 两个虚拟变量。、 、 、 分别表示对各个变量进行参数估计的第 i 个分位数的回归参数。

我们分别对 1988 年、1996 年和 2005 年的男女年平均工资的对数在分位数 1%~99% 上采用平滑算法 (smoothing method) 做分位数回归,得到各个变量在第 i 个分位数下的相应回归参数估计,由于篇幅所限,我们仅将 2005 年的有关结果放在正文中 (见表 3、表 4、图 2 和图 3),其他年份的有关结果只作解释,而不放在正文中 (下同)。

1988~2005 年男性工资分位数回归的地区因素、受教育年限、工作年限和工作经验的参数估计结果绝大部分在 5% 水平上显著,其中,地区因素和受教育年限的参数估计值有增大的趋势,而工作年限的参数估计值有减小的趋势,尤其 2005 年的工作经验的参数估计结果在中高分位数上并不显著,说明近些年来男性工作经验的边际工资的高低对男性工资的影响较小。在男性所从事的职业中除了 1988 年农林牧渔人员和中高分位数上的服务人员、制造业和运输人员的参数估计结果绝大部分在 5% 水平上显著,1996 年处在分位数两端上的办事人员、分位数顶端的专门技术人员以及处在分位数低端上的制造业和运输人员、军人的参数估计在 5% 水平上显著,2005 年管理人员、专门技术人员和中低分位数上的办事人员、制造业和运输人员的参数估计结果绝大部分在 5% 水平上显著外,其他因素均不显著,其中,近年来管理人员和专门技术人员这两个职业对男性工资的影响最大,办事人员、制造业和运输人员这两个职业仅对中低收入的男性影响较大,农林牧渔人员这一职业对中高收入的男性影响较大,其他职业对男性工资的影响较小。1988~2005 年男性工作单位性质上,政府机关和国有企事业单位参数估计的显著性越来越弱,而私有制企业的参数估计显著性增强。

年平均工资 = 基本工资 + 补贴 + 奖金。在统计中,不包括转移性收入和财产性收入。

受教育年限与我国现行的教育体制一致,文盲、小学、初中、高中、技校或中专、大专、本科、研究生相对应的教育年限分别为 0 年、6 年、9 年、12 年、12 年、15 年、16 年和 19 年。

工作年限的计算方法为男 (女) 的实际年龄减去受教育年限再减去 6 [此方法参考葛玉好 (2007)],另外对于文盲或受教育年限太少的人,我们参考劳动法认为其参加工作的年龄为 16 岁,则工作年限为男 (女) 的实际年龄减去 16。

工作经验的边际效率 = 工作年限的平方除以 100 [此方法参考 T. N. Binh (2007)]。

根据《中华人民共和国职业分类大典》,中国职业被分成管理人员、专门技术人员、办事人员、服务业人员、农林牧渔人员、制造业和运输人员、军人以及其他职业等 8 种类型。

表 3 2005 年中国男性工资分位数回归参数估计结果

分位数	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95
截距项	2.487*	2.721*	2.85*	3.025*	3.081*	3.129*	3.171*	3.286*	3.403*	3.616*	4.030*
东部地区	0.008	0.008	0.044	0.055*	0.089*	0.056*	0.065*	0.057*	0.084*	0.097*	0.137*
中部地区	0.046	0.035	0.065*	0.076*	0.086*	0.051*	0.059*	0.072*	0.107*	0.131*	0.141*
受教育年限	0.030*	0.025*	0.029*	0.026*	0.024*	0.026*	0.026*	0.025*	0.023*	0.022*	0.031*
管理人员	0.158*	0.132*	0.161*	0.137*	0.166*	0.116*	0.124*	0.087*	0.117*	0.1490*	0.247*
专门技术人员	0.268*	0.239*	0.232*	0.189*	0.183*	0.145*	0.128*	0.073*	0.093*	0.088	0.084
办事人员	0.222*	0.169*	0.123*	0.083*	0.073*	0.050	0.036	-0.011	0.000	-0.034	-0.071
服务业人员	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
农林牧渔人员	0.144	0.041	0.028	0.068	0.042	0.149	0.257*	0.4849*	0.5251*	0.5934*	0.481
制造业和运输人员	0.148*	0.109*	0.125*	0.089*	0.073*	0.049*	0.040*	-0.010	-0.003	-0.046	-0.064
军人	0.304*	0.185*	0.131	0.092	0.109	0.116	0.210*	0.130	0.154*	0.115	0.057
政府机关	0.098	0.1703*	0.138*	0.047	0.018	0.046	0.028	0.031	-0.052	-0.058	-0.455*
国有企事业单位	0.316*	0.240*	0.130*	0.079	0.058	0.0732*	0.076	0.092*	-0.010	-0.020	-0.368*
集体企事业单位	0.215*	0.198*	0.071	0.001	-0.001	0.008	0.001	0.009	-0.095	-0.099	-0.431*
私有制企业	0.312*	0.217*	0.115*	0.057	0.048	0.060	0.077*	0.096*	0.027	0.057	-0.267*
工作年限	0.009	0.008*	0.009*	0.008*	0.010*	0.010*	0.008*	0.006	0.009*	0.000	-0.005
工作经验	-0.018	-0.023*	-0.019*	-0.014	-0.018*	-0.016*	-0.011	-0.005	-0.011	0.005	0.013

注：* 表示在 5% 显著水平下显著。下同。

表 4 2005 年中国女性工资分位数回归参数估计结果

分位数	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	0.95
截距项	2.814*	2.906*	2.983*	3.053*	3.081*	3.174*	3.245*	3.274*	3.322*	3.723*	4.392*
东部地区	-0.063	-0.079*	-0.041	0.001	0.000	-0.023	0.010	0.025	0.047	0.074*	0.060
中部地区	-0.024	-0.005	0.052*	0.088*	0.066*	0.014	0.032	0.042	0.056*	0.070*	0.060
受教育年限	0.023*	0.028*	0.023*	0.022*	0.022*	0.019*	0.020*	0.020*	0.023*	0.023*	0.028*
管理人员	0.062	0.140*	0.167*	0.159*	0.141*	0.150*	0.177*	0.143*	0.065	0.010	0.232*
专业技术人员	0.105*	0.142*	0.166*	0.166*	0.186*	0.178*	0.172*	0.150*	0.116*	0.102*	0.052
办事人员	-0.024	0.031	0.086*	0.122*	0.128*	0.141*	0.164*	0.143*	0.124*	0.163*	0.077
服务业人员	0.176	0.112	0.068	-0.027	-0.090	-0.142	-0.186	-0.246	-0.377	-0.554	-0.652
农林牧渔人员	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
制造业和运输人员	0.029	0.049	0.090*	0.072*	0.076*	0.052*	0.038	0.039	0.014	-0.010	-0.029
军人	0.533	0.551	0.547*	0.475*	0.336	0.292	0.278	0.151	0.007	-0.204	-0.458
政府机关	0.148	0.020	-0.002	0.003	0.1102*	0.138*	0.021	0.100	0.1476*	0.014	-0.470*
国有企事业单位	0.145*	0.081	0.103*	0.108*	0.123*	0.168*	0.111*	0.123*	0.127*	-0.141*	-0.766*
集体企事业单位	-0.026	-0.056	-0.056	-0.030	-0.009	0.014	-0.040	-0.034	-0.004	-0.264*	-0.883*
私有制企业	0.096	0.035	0.022	0.024	0.057	0.079	0.009	0.024	0.044	-0.193*	-0.814*
工作年限	0.012*	0.008	0.005	0.002	0.002	0.002	0.003	0.004	0.000	-0.010*	-0.010
工作经验	-0.033*	-0.021	-0.010	-0.006	-0.004	-0.001	-0.004	-0.005	0.006	0.0308*	0.037

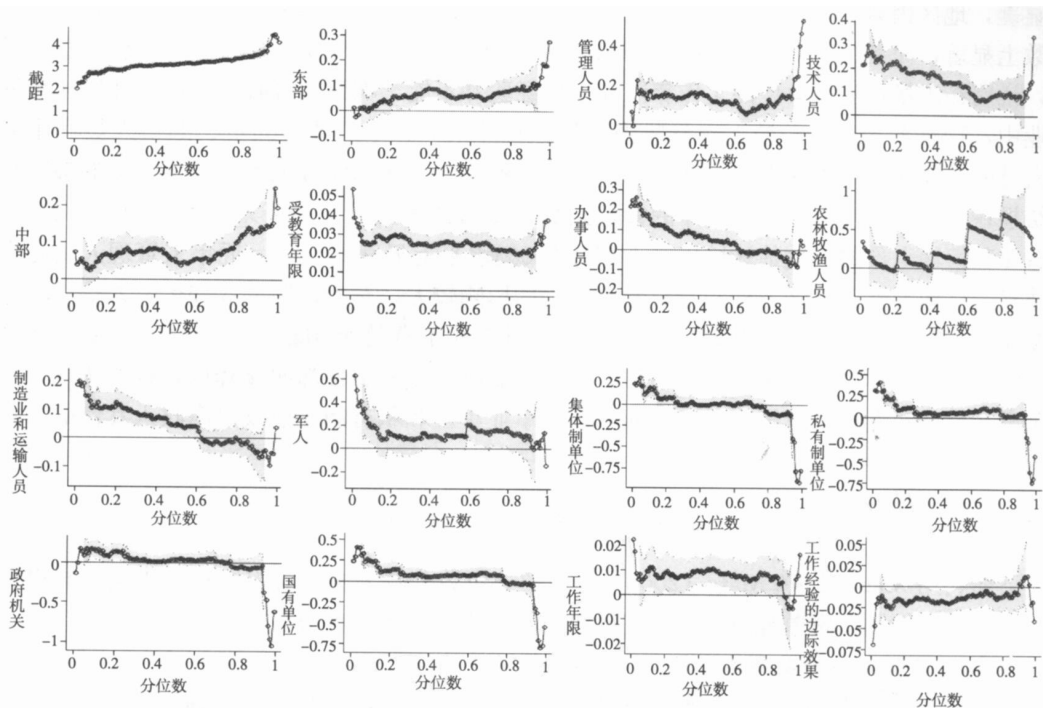


图2 2005年中国男性工资的影响因素对应的参数估计变化情况

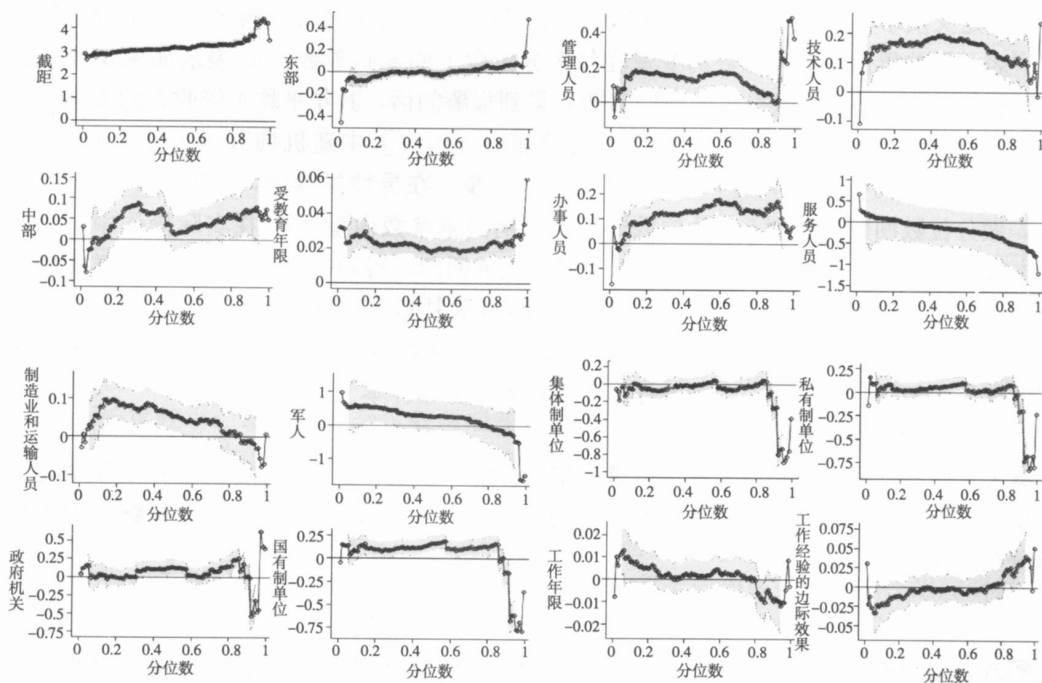


图3 2005年中国女性工资的影响因素对应的参数估计变化情况

1988~2005年, 女性工资分位数回归的受教育年限的参数估计结果绝大部分在5%水平

上显著,地区因素、工作年限和工作经验的参数估计结果的显著性在1988年的绝大部分分位数上显著,而到2005年显著性明显降低,尤其工作年限和工作经验这两个因素几乎不显著,说明在市场经济中女性的工作年限和工作经验并不能影响到工资收入。在女性所从事的职业中,1988年的低分位数上农林牧渔人员、管理人员、专门技术人员、办事人员和服务业人员的参数估计结果绝大部分在5%水平上显著,1996年的低分位数上办事人员的参数估计结果在5%水平上显著,2005年的管理人员、专门技术人员、办事人员和中低分位数上,制造业和运输人员的参数估计结果绝大部分在5%水平上显著,其中,近年来管理人员、专门技术人员和办事人员这三种职业对女性工资的影响较大,军人、制造业和运输人员这两种职业仅对中低收入的女性影响较大,其他职业对女性工资的影响较小。女性工作单位性质上,国有企事业单位的显著性明显增强,而私有制企业的显著性却明显降低,近些年来,国有企事业单位对女性工资影响最大,而集体企事业单位和私有制企业仅对高收入女性的工资影响较大。

三、性别工资差异的分位数分解

下面利用Machado和Mata(2005)提出的分位数分解方法,对中国性别工资差异进行研究。首先对性别工资差异进行反事实分析,然后做工资差异的分位数分解。

1. 性别工资差异的反事实分析

利用Machado和Mata分位数分解方法的关键是进行反事实分析(the counter-factual analysis)。我们最关心的一种反事实分析是基于分位数回归参数的反事实分析,即如果女性按男性各种技能的回报率(男性分位数回归参数)得到工资报酬的话,女性的工资分布会如何?这里定义反事实分布为 $F(y^* | Z^W, M)$,其中 Z^W 表示影响女性年平均工资的变量分布, M 表示影响男性年平均工资的变量在每个分位数上的回归参数, y^* 表示如果女性按男性各种技能的回报率(男性分位数回归参数)得到报酬的话,其年平均工资收入的大小。

y^* 的具体计算步骤为:第一步,从均匀分布 $U[0, 1]$ 中随机抽取一个样本容量为 l (本文取 $l=11$)的样本 $u_1, u_2, u_3, \dots, u_l$;第二步,在男性样本中,分别以 u_1, u_2, \dots, u_l 做分位数回归,得到 l 个分位数回归的影响因素参数向量 M 。在实际操作中,用男性样本数据分别在分位数 $= 0.01 \sim 0.99$ 下做分位数回归,得到每个分位数上男性样本的参数估计值 M ;第三步,从女性样本数据中有放回地重复随机抽样,抽取一个样本容量为 l 的子样本,表示为 Z^W ;第四步,把第二步中得到的分位数回归参数和第三步中得到的女性样本变量分布相结合,得到一个新的样本,即反事实分布样本 $y^* = Z^W M$ 。

2. 性别工资差异分解

有了上面的反事实分布后,便可以进行工资分解。假定在 u 分位数下男性样本年平均工资、反事实分布工资和女性样本年平均工资分别为 y^M 、 y^* 和 y^W ,则不同分位数下的男女工资分布差异可表示为:

$$y^M - y^W = (y^M - y^*) + (y^* - y^W)$$

等式右边的第一项称为“特征差异”,表示由于男性和女性个人特征不同所引起的工资分布的差异部分;等式右边第二项称为“性别歧视”,表示由于回归参数不同所引起的工资分布的差异部分,2005年的有关结果见表5(其余年份的具体结果略,只做简单说明)。

由分解结果可知:1988年男女性别工资差异分别在低分位数、中低分位数和中高分

位数上随着分位数的提高而增加,说明在不同的收入阶层中工资越高的群体,男女工资的差距越大;1996年男女性别工资差异在分位数的中间和两端较大,而在其他工资人群中的差异较小;2005年男女性别工资差异在低收入阶层、中等收入阶层和高收入阶层中都呈现倒“U”形,说明在不同的收入阶层中分位数的两端差异小,而中间差异大。1988年在绝大部分分位数上男女特征差异影响度大于性别歧视影响度,说明工资人群中的男女工资差异主要是由男性和女性个人方面的特征差别引起的,而性别歧视引起的工资差异较小。1996年和2005年,中低工资人群和高工资人群中女性受到的歧视影响度普遍较高,其他工资人群中随着收入的增加,性别歧视有下降的趋势。总之,男女工资差异是“特征差异”和“性别歧视”共同作用的结果。

表 5 2005 年各分位数上男女工资差异分解

分位数	男女工资差异	特征差异	特征差异影响度 (%)	性别歧视	性别歧视影响度 (%)
0.05	- 0.0807	- 0.1534	190.06	0.0727	- 90.06
0.10	0.2561	0.1175	45.89	0.1386	54.11
0.20	0.2674	0.1856	69.41	0.0818	30.59
0.30	- 0.0977	- 0.2398	245.59	0.1422	- 145.59
0.40	0.1878	0.1488	79.25	0.0390	20.75
0.50	0.3660	0.3293	89.97	0.0367	10.03
0.60	0.0150	0.0204	135.60	- 0.0053	- 35.60
0.70	0.1382	0.1893	136.94	- 0.0510	- 36.94
0.80	- 0.0229	0.0016	- 6.97	- 0.0245	106.97
0.90	- 0.2259	- 0.2555	113.10	0.0296	- 13.10
0.95	- 0.0320	- 0.2450	764.94	0.2129	- 664.94

进一步,我们可以分析各个因素的影响度,其中2005年的结果见表6。由计算结果我们发现:在不同的分位数上,女性工作年限的长短对男女工资差异的影响不同。1988年和2005年在绝大部分分位数上,女性工作年限的长短对工资的影响度较大,而在高端分位数上影响度较小;1996年在分位数两端的女性工作时间长短对工资的影响较小,而中间部分的影响较大。1988~2005年工作经验的影响度绝大部分都是负值,说明女性在工作经验方面处于劣势地位,女性就业后工资增加的幅度小于男性。女性受教育年限变量的影响度较大,尤其1996和2005年的影响度明显增加,说明教育因素在决定女性工资中起了积极作用。1988年的中低分位数和2005年的大部分分位数上的地区因素影响作用较明显,说明女性所居住的位置对男女工资差异存在一定的影响。工作单位属性这一因素在1988年的影响度较大,而到1996年和2005年其影响度明显减弱,说明近些年来女性就业多元化,就业面有所拓宽。职业因素在高工资人群中影响作用明显,说明男女工资差异和女性所选择的职业有很大关系。总之,男女本身的特征差异是导致男女工资差异的重要原因,其中女性所受的教育和职业选择在缩小男女工资差异中起着积极的作用。

表6 2005年各分位数特征差异变量的影响度(%)

分位数	工作年限	工作经验	地区因素	受教育年限	工作单位性质	职业因素
0.05	- 78.48	88.20	- 24.83	173.64	- 203.49	144.96
0.10	- 148.60	173.11	- 30.04	105.53	0.00	0.00
0.20	67.12	- 79.01	23.43	30.92	0.00	57.53
0.30	72.47	- 36.47	31.73	32.27	0.00	0.00
0.40	52.15	- 9.68	2.15	0.00	6.59	48.79
0.50	- 26.51	26.45	0.00	79.57	0.00	20.50
0.60	1072.90	- 574	- 320.30	- 510.91	0.00	432.30
0.70	81.05	- 25.28	0.00	0.00	0.00	44.22
0.80	7009.40	- 4796.55	0.00	- 4231.97	2263.32	- 144.20
0.90	- 0.39	2.22	- 38.01	52.61	31.20	52.37
0.95	25.96	- 24.39	3.96	75.19	- 41.15	60.42

继续分析男女工资的“性别歧视影响”，其中2005年的结果见表7。(1)女性在工作年限和工作经验方面受到歧视，1988年性别歧视影响度普遍较低，1996年性别歧视影响度明显增加，到2005年性别歧视影响度又有所下降；(2)不同地区的性别歧视影响度以1996年普遍较高，到2005年虽然歧视度有所下降，但是随着分位数的增加有加大的趋势，说明近些年女性工资歧视在各个地区是非常普遍的现象；(3)女性教育的回报率在消除女性工资歧视中依然起着积极的作用，近些年来在低工资和高工资女性中，性别歧视影响度较小，而对于中等收入女性的歧视较大；(4)工作单位属性和职业因素依然是女性工作中受到歧视的重要原因，近些年来工作单位属性的歧视影响度有所降低，有利于女性收入提高，而中高收入女性的职业歧视程度反而有增大的趋势，不利于女性收入提高。总之，我国劳动力市场上女性工资歧视是不可忽视的问题。

表7 2005年各分位数性别歧视变量的影响度(%)

分位数	工作年限	工作经验	地区因素	受教育年限	工作单位属性	职业因素
0.05	- 17.54	14.84	17.62	23.31	0.00	61.78
0.10	18.89	- 5.35	12.47	- 0.96	56.16	18.79
0.20	36.36	- 16.73	0.00	22.50	42.05	15.82
0.30	80.94	- 31.27	- 7.12	28.26	19.37	9.83
0.40	19.24	- 0.36	51.22	53.04	- 23.14	0.00
0.50	339.09	- 217.93	44.51	54.00	- 115.3	- 4.38
0.60	61.76	- 6.62	79.96	142.01	9.76	- 186.87
0.70	- 25.58	0.08	- 47.18	- 121.53	50.04	244.17
0.80	- 177.34	70.30	- 47.82	7.69	129.05	118.13
0.90	197.51	- 170.52	0.00	- 5.49	88.59	- 10.10
0.95	10.85	- 7.05	15.19	6.26	69.18	5.58

四、结论和建议

本文利用分位数回归技术对中国性别工资进行了分析，发现1988~2005年间男性和女性工资都有了较大幅度的提高，但是男女工资依然存在不可忽视的差异，其工资差异是各个

因素的“特征差异”和“性别歧视”共同作用的结果。第一，将工资收入分为低、中、高三三个阶层，从1988~2005年的纵向变化趋势来看，在每个收入阶层内，1988年性别工资差异随着工资的增加而增加，1996年性别工资差异两端大、中间小，而2005年性别工资差异两端小、中间大。第二，从横向来看，在工资分布不同位置上，导致性别工资差异程度不同的原因是变量特征差异和工资歧视的影响程度不同。1988年在大部分收入阶层中，变量特征差异对性别工资差距的影响较大，1996年和2005年在中低收入阶层和高收入阶层中，性别歧视对性别工资差距的影响较大。第三，虽然较高的教育程度和收入较好的职业（如管理人员、专门技术人员）可以增加女性工资收入，但是女性在劳动力市场上依然处于不利地位，在相同的条件下雇主给女性较低的工资，甚至有些职业对女性存在进入障碍。

由于男女社会分工的不同和生理上的客观差异，要做到男女工资的绝对平等在短期较难实现。为了增加女性收入，减小甚至消除女性在劳动力市场上的工资歧视，我们可以采取如下措施：提高女性的教育水平和转变职业角色，这将有利于改善女性在劳动力市场上所受到的待遇，原因在于女性的教育程度越高遭遇到工资歧视的可能性越小；进一步取消市场壁垒，消除行业障碍，给女性提供更多的公平竞争的机会；政府需有效地监控劳动力市场上对女性的不公平行为，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] Albrecht, J., A. Bjorklund and S. Vroman, 2003, *Is There a Glass Ceiling in Sweden?* [J], *Journal of Labor Economics*, 21 (1), 145~177.
- [2] Albrechet, J., A. Vuuren and S. Vroman, 2006, *Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and Application to the Netherlands* [R], Working Paper.
- [3] Gustafsson, B. and S. Li, 2000, *Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China* [J], *Journal of Population Economics*, 13 (2), 305~329.
- [4] Meng, X., 1998, *Male-Female Wage Determination and Gender Wage Discrimination in China's Rural Industrial Sector* [J], *Labor Economics*, 5, 67~89.
- [5] Meng, X., 2004, *Gender Earnings Gap: the Role of Firm Specific Effects* [J], *Labor Economics*, 11, 555~573.
- [6] Koenker, R. and G. W. Bassett, 1978, *Regression Quantiles* [J], *Econometrica*, 46, 33~50.
- [7] Kunze, 2006, *Gender Wage Gap Studies: Consistency and Decomposition* [R], Working Paper.
- [8] Liu, P., J. Zhang, Y. Zhao and C. Kung, 2005, *What Has Happened to the Gender Wage Differential in Urban China During 1988~2001* [R], Working Paper.
- [9] Machado, J. and J. Mata, 2005, *Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression* [J], *Journal of Applied Econometrics*, 20, 445~465.
- [10] Nguyen, B. T., 2007, *A Quantile Regression Decomposition of Urban and Rural Inequality in Vietnam* [J], *Journal of Development Economics*, 2007, 83, 466~449.
- [11] Rica, S., J. Dolado and V. Llorens, 2004, *Ceilings or Floors? Gender Wage Gaps by Education in Spain* [R], Working Papers.
- [12] 王美艳：《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》[J]，《经济研究》2005年第12期。
- [13] 姚先国等：《工资不平等的上升：结构效应和价格效应》[J]，《中国人口科学》2007年第1期。
- [14] 葛玉好：《工资分布的性别差异：分位数分解方法》[J]，《上海经济研究》2007年第4期。

(责任编辑：王 静；校对：吕小玲)