

城镇居民性别收入差距及其演变：1991 ~ 2009

李雅楠，廖利兵

(南开大学 经济学院，天津 300071)

摘 要：本文利用 1991 ~ 2009 年的中国营养与健康调查数据，使用基于 RIF 的分位数回归分解方法分析了我国城镇居民的性别收入差距及其演变。基于 RIF 的分位数回归及分解表明：城镇居民低收入分位数上的性别收入差距不断扩大，高收入分位数上的性别收入差距有所降低。不同分位数上，特征效应对性别收入差距解释的比重不断下降；由系数效应带来的性别歧视对性别收入差距解释比重持续上升，系数效应成为造成低收入分位数性别收入差距扩大的重要因素。此外，教育的特征差异有利于性别收入差距的降低，但教育、职业及地区的系数差异对性别收入差距的扩大有重要的贡献。

关键词：性别收入差距；RIF 分位数回归

中图分类号：F244.2 **文献标识码：**A **文章编号：**1000 - 4149 (2014) 02 - 0086 - 10

DOI：10.3969/j.issn.1000 - 4149.2014.02.010

The Research on Gender Wage Gap and Its Evolution: 1991 ~ 2009

LI Yanan, LIAO Libing

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Based on the CHNS data during the period of 1991 and 2009, this paper analysis the gender wage differential by using the decomposing method which is based on the RIF regression. The results show that the gender wage differential is getting large in the lower quantile, but the gap is declining in the highest quantile since the reform and opening up; the part of gap which can be explained by the “quality effect” is gradually declining, while the part of differential which can be explained by the “coefficient effect” is rising; in addition to that the difference in the education characteristic between the male-female group is conducive to the reduction of the gender wage gap, but the coefficient differences in education, occupation and district make great contribution to the rising gender wage differential.

Keywords: gender wage gap; decomposition method based on RIF regression

收稿日期：2013 - 05 - 08；修订日期：2013 - 08 - 01

基金项目：教育部人文社会科学基金青年项目“我国行业间工资差距的变动特征及决定因素”（11YJC790245）。

作者简介：李雅楠，南开大学经济学院人口与发展研究所博士研究生；廖利兵，南开大学经济学院博士研究生。

• 86 •

一、引言

男女平等是我国的一项基本国策，也是现阶段建设社会主义和谐社会的一项重要内容。男女平等体现在政治、经济、文化、社会和家庭等多个方面，体现在劳动经济学研究中主要表现为研究男女在劳动力市场的经济地位是否平等。改革开放前，中国政府在劳动力就业和工资领域保持较高的性别平等程度，这主要是由于在计划经济体制下，政府统一安排就业和分配工资。改革开放以后，伴随着市场在资源配置过程当中发挥着越来越重要的作用，政府对劳动力市场的干预越来越小，从而男女劳动力的性别收入差距也开始发生变化。国内外的文献使用不同的方法分析我国改革开放以来的性别收入差距，其中大部分研究发现我国改革开放以来城镇居民的性别收入差距有了不同程度的扩大。古斯塔夫森（Gustafsson）与李实（Li）使用1988、1995年的城镇住户调查数据发现1988~1995年的性别收入差距有所上升^[1]。张俊森等使用1998~2004年的城镇住户调查数据发现男性女性收入差距在这一阶段下降了10.1%^[2]。迟巍则使用1987、1996及2004年的城镇住户调查数据分析了我国城市的性别收入差距，发现20世纪80年代我国的性别收入差距较小，90年代以后性别收入差距不断扩大且主要集中在低收入群体中^[3]。

但对于性别收入差距扩大的原因，不同的学者持有的观点是不同的。古斯塔夫森与李实使用Blinder-Oaxaca分解方法，分析认为1988~1995年的性别收入差距主要是由系数效应引起的，只有不到一半的差距可以由特征效应解释^[4]。王天夫等使用1995~2003年的CHIP数据及CGSS数据分析了城市的性别收入差距，他们认为城市的性别收入差距随个体与再分配中心距离的远近而发生变化，远离再分配中心的女性收入低，性别收入差距大，断裂的社会主义分配理论是造成性别收入差距的重要原因^[5]。王美艳使用五城市（上海、武汉、沈阳、福州和西安）的劳动力调查数据，从行业进入的角度入手，运用Brown分解方法分析得出行业内工资差异是造成性别收入差异的主要原因^[6]。葛玉好针对上述文献未解决的指数基准和选择偏差问题，使用Appleton分解方法从部门选择的角度对这一问题进行了分析，结果表明，部门选择对性别收入差距的影响不大，部门内工资差异对性别收入差异的影响比较大^[7]。

前面提到的三种性别收入差距分解方法（Blinder-Oaxaca、Brown以及Appleton分解方法）主要关注性别的条件均值差异，并没有考察整个收入分布不同区间的性别收入差异^[8]。而在整个收入的不同区间内，个人禀赋特征和收益率特征分布是不同的，因此，在不同的收入分位数上，性别收入差距可能会表现出不同特征。那么，改革开放至今，我国的男女性别收入差距在不同的收入分位数上是扩大还是缩小了？这种性别收入差距扩大或缩小的原因是由什么因素引起的？现有的文献少有从这个角度探讨，本文运用1991~2009年的中国营养与调查数据，使用基于RIF回归的分解方法试图对上述问题做出解答。

二、研究方法

经典的明瑟收入回归方程为：

$$\ln w_i = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， $\ln w_i$ 是劳动者的小时收入对数； X_i 代表一组特征变量，既包括个体特征变量，如年龄、性别、教育程度、所在的地区等，也包括企业特征的变量，如企业的所有制性质、企业规模等； ε_i 为误差项。要考察工资的性别差距，一般可以通过设置虚拟变量（例如设男性=1）来考察性别收入差距的大小。但要考察性别收入差距产生的原因，需要分别对男女分组进行收入回归分析，收入回归方程分别如下：

$$\overline{\ln(w_m)} = \gamma_m \overline{X_m} \quad (2)$$

$$\overline{\ln(w_f)} = \gamma_f \overline{X_f} \quad (3)$$

其中, $\overline{\ln(w_m)}$ 、 $\overline{\ln(w_f)}$ 分别为男性、女性小时工资对数的平均值; $\overline{X_m}$ 、 $\overline{X_f}$ 则为男性、女性特征变量的均值; γ_m 、 γ_f 为男性、女性收入方程的估计系数。对公式 (2) 和 (3) 相减得到常用的 Blinder-Oaxaca 的分解式子:

$$\hat{\Delta}_o^\mu = \underbrace{\gamma_m (\overline{X_m} - \overline{X_f})}_Q + \underbrace{(\gamma_m - \gamma_f) \overline{X_f}}_U \quad (4)$$

等式右边的第一项常被称为特征效应, 它反映了由男女可观测的个人特征差别如年龄、教育程度等而导致的工资差异, 一般被认为是可以解释的部分。第二项 U 为系数效应, 指男女收入方程中由于回归系数的差异如教育回报率、经验回报率等导致的收入差距, 这部分一般被视为性别歧视, 被称为不可解释的部分。事实上, 工资分布是非线性的, 在工资分布的不同区间, 性别收入差距可能是不同的, 而 Blinder-Oaxaca 分解方法是基于线性回归的均值分解, 仅能观察不同因素对工资均值的影响, 对于不同分位数的影响却尚未提及。因此, 本文选择使用基于 RIF 回归的分解方法 (FFL) 考察城镇居民的性别收入差距, 该分解方法借助重置权重函数构造反事实收入分布, 对不同分位数的再集中影响函数 (recentered influence function, RIF) 回归的基础上使用 Oaxaca-Blinder 分解方法分解性别收入差距。

基于 RIF 回归的分解方法是菲尔波 (Firpo) 等在 2007 年改进其 1996 年研究成果时提出的一种新的分解方法^[8]。不同于 Oaxaca-Blinder 分解方法, 该分解方法的被解释变量不是 y , 而是任意分布 $v(F_Y)$ 的再集中影响函数 $RIF(y; \nu)$ 。其中, ν 为刻画分布 $F(y)$ 的各种统计量, 包括均值、方差、分位数及基尼系数等, $RIF(Y; \nu) = \nu(F_Y) + IF(Y; \nu)$, $IF(Y; \nu)$ 为特定统计量 Y 对应的影响函数。就分位数而言, $IF(Y; \nu)$ 被定义为 $(\tau - \{Y \leq Q_\tau\}) / f_Y(Q_\tau)$, 其中, $f_Y(\cdot)$ 为 Y 的边际密度函数, Q_Y 为在 Y 分位点的非条件分布^[9]。 Q_τ 分位数的 RIF 方程为:

$$RIF(Y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - \{Y \leq Q_\tau\}}{f_Y(Q_\tau)} \quad (5)$$

$RIF(Y; Q_\tau)$ 可以线性地表示为其他被解释变量的函数: $E[RIF(Y; Q_\tau) | X] = \gamma X$, 方程中的参数 γ 可以使用 OLS 方程估计。不同群体非条件分位数回归得到的参数 γ 可以表示为:

$$\hat{\gamma}_{g,\tau} = \left(\sum_{i \in G} \right) \widehat{RIF}(Y_{gi}; Q_{g,\tau}) \cdot X_i \quad g = m, f \quad (6)$$

在此基础上, 非条件分位数的 Oaxaca-Blinder 分解可以表示为:

$$\hat{\Delta}_o^\tau = \underbrace{\hat{\gamma}_{m,\tau} (\overline{X_m} - \overline{X_f})}_Q + \underbrace{(\hat{\gamma}_{m,\tau} - \hat{\gamma}_{f,\tau}) \overline{X_f}}_U \quad (7)$$

后面实证程序可以分成两个阶段: 第一阶段, 由于各分位数能够全面地刻画工资分布状况, 文中选择 5 个有代表性的分位点 (0.1、0.25、0.5、0.75、0.9), 在控制影响工资的其他因素的基础上, 使用再中心影响函数 RIF 回归得到性别在不同阶段不同分位数上对工资的影响; 第二阶段, 使用 Blinder-Oaxaca 的分解方法对性别收入差距进行分解, 计算各解释变量对性别收入差距产生的影响。

三、数据来源和统计描述

1. 数据来源及变量描述

本文分析使用的数据是美国北卡罗莱纳大学组织的中国健康和营养调查 (CHNS) 的调查数据。

到目前为止 CHNS 网站公布的调查年份包括 1989、1991、1993、1997、2000、2002、2004、2006 和 2009 年。虽然该调查的主要目的是了解中国居民的健康和营养状况，但也包含教育、就业和收入的信息，因而这些数据对本文的研究非常有用。为了比较全面地考察我国城镇居民性别收入差距及其变化趋势，本文选取 1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2006 年和 2009 年六次调查的数据，参考黄乾、周兴的研究分别将 1991 年和 1993 年的数据合并，1997 年和 2000 年的数据合并，2006 年和 2009 年的数据合并，即把六个调查年份划分为三个阶段，改革第一阶段（1991~1993 年）、改革第二阶段（1997~2000 年）、改革第三阶段（2006~2009 年），这有助于扩充样本量^[1]。本文分析的数据将年龄控制在 16~65 岁，计量分析使用的变量主要有以下几个。

（1）收入。文中所使用的收入为小时收入，计算方法为年收入除以年工作小时数，并取对数。其中，年收入为月工资加上月补贴后乘以 12，再加上奖金；年工作小时数为年工作月数乘以 30/7，再乘上周工作天数和天工作小时数计算得到的。计量分析中使用的是小时收入的对数。

（2）教育。CHNS 调查问卷中将受教育程度定义了 6 个类别：小学毕业、初中毕业、高中毕业、中等技术学校和职业学校毕业（下文简称为中专及技校）、大专或大学毕业、硕士及以上，本文的计量分析中将大专或大学毕业与硕士及以上合并为一个类别。

（3）单位性质。CHNS 调查问卷中工作单位类型有 8 种，包括政府部门、国有事业单位和研究所、国有企业、小集体企业（如乡镇所属）、大集体企业（县、市、省所属）、家庭联产承包农业、私营和个体企业、三资企业。本文将前三种单位类型定义为 1，后五种单位类型定义为 0。

（4）单位规模。CHNS 调查问卷中的“单位规模”总共有三种：20 人以下、20~100 人、100 人以上。本文把单位职工在 100 人以上的定义为 1，100 人以下的定义为 0。

（5）自我雇佣。CHNS 调查问卷中“工作地位”中有两项为有雇工的个体经营者及无雇工的个体经营者，文中将这两项定义为 1，其他工作地位定义为 0。

（6）固定合同。CHNS 调查问卷中“你在此工作中的地位”有三项分别为：为他人或单位工作的长期工、为他人或单位工作的合同工及临时工。文中将前两项定义为 1，最后一项定义为 0。

（7）职业。文中参考周兴、张鹏的职业排序方法^[2]，将 CHNS 调查问卷中的职业从高往低依次定义为：高级管理者（高级专业技术工作者、管理员、行政官员和经理以及军官和警官）定义为 1；专业技术人员（一般专业技术工作者、办公室一般工作人员、士兵及警察）定义为 2；工人（技术工人或熟练工人、非技术工人或熟练工人）定义为 3；服务人员（司机、服务行业人员、运动员、演员、演奏员）定义为 4；农业人员（农民、渔民、猎人）定义为 5。

（8）地区。文中将辽宁、黑龙江、山东、江苏定义为东部地区；河南、湖北、湖南定义为中部地区；广西、贵州定义为西部地区。

各主要变量的描述性统计情况见表 1。

表 1 给出了三个阶段计量分析中使用的主要变量的均值。从表 1 中可以发现，三个阶段中男性的小时工资均大于女性的小时工资，第三阶段中，男性的小时工资是女性小时工资的近两倍；此外，从时间上看，两个群体中第二阶段的小时工资大于第一阶段的小时工资，而第三阶段的小时工资大于第二阶段的小时工资。文中仅分析两个群体中大专及大学学历所占比重的变化，其他学历比重的变化不再详述；随着大众教育的普及，两个群体中该学历所占的比重逐渐增加；从教育的性别差异上看，第一阶段中，男性该学历所占的比重（0.099）远大于女性该学历所占的比重（0.049），但随着女性受教育程度的日益提高，在第三阶段中，女性大专及大

学学历所占的比重甚至超过了男性该学历所占的比重。从单位性质上看,随着市场改革的逐步深入,两个群体在国有单位工作的比重均有了大幅度的下降;从性别差异角度看,第一阶段中女性在国有单位工作的比重大于男性,但在后两个阶段中,男性在国有单位工作的比重均低于女性,且与第二阶段相比,第三阶段中性别差异更大。从单位规模上看,两个阶段中男性在大规模单位工作的比重均大于女性的比重。从固定合同上看,改革开放以来,与单位性质的变化趋势一致,固定合同在两个群体中所占的比重都有较大幅度的下降,第一阶段中,两个群体中固定合同所占的比重均在90%以上,但在第三阶段中,该比重已下降至60%以下。从性别差异上看,第一阶段中,女性群体中拥有固定合同的比重大于男性群体中拥有该合同的比重,但在后两个阶段中,男性群体中拥有固定合同的比重均大于女性拥有该合同的比重。从职业角度看,每个阶段中,男性在高级管理者中所占的比重均远大于女性在该职业中所占的比重;而女性在专业技术人员及服务人员中所占的比重大于男性在该类职业中所占的比重;在工人职业中,第一阶段,男性在该职业中的比重大于女性,在其他两个阶段中,女性在该职业中所占的比重均大于男性;农民职业中,前两阶段,男性所占的比重大于女性,最后一个阶段中,女性的比重大于男性。

表1 主要变量统计描述

变量	1991/1993		1997/2000		2006/2009	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
小时收入	1.119	0.837	4.189	4.151	18.328	9.374
年龄	38.059	35.075	39.650	36.720	45.768	45.081
小学	0.139	0.124	0.099	0.089	0.105	0.121
初中	0.363	0.362	0.313	0.309	0.341	0.277
高中	0.227	0.243	0.273	0.271	0.203	0.177
中专及技校	0.081	0.106	0.120	0.160	0.134	0.145
大专及大学	0.099	0.049	0.148	0.117	0.151	0.157
研究生及以上	0.007	0.001	0.003	0.001	0.002	0.001
单位性质	0.898	0.919	0.802	0.799	0.385	0.350
自我雇佣	0.074	0.060	0.108	0.083	0.294	0.291
固定合同	0.913	0.930	0.835	0.833	0.569	0.551
职业1	0.251	0.126	0.264	0.156	0.204	0.135
职业2	0.156	0.205	0.160	0.286	0.133	0.232
职业3	0.450	0.472	0.358	0.332	0.259	0.165
职业4	0.100	0.163	0.174	0.194	0.229	0.267
职业5	0.042	0.033	0.043	0.032	0.175	0.200
东部	0.420	0.430	0.367	0.365	0.314	0.363
中部	0.400	0.384	0.474	0.459	0.456	0.412
西部	0.181	0.186	0.159	0.176	0.230	0.224
观测值	1692	1379	1601	1270	1872	1742

资料来源:根据 CHNS 历年数据整理计算而得。

2. 工资分布

为了观察不同性别的工资在三个阶段的纵向变化情况,文中给出了三个阶段分性别的核密度工资分布图,如图1所示。可以看出,第二阶段的工资分布在第一阶段工资分布的右侧,而第三阶段的工资分布在第二阶段的右侧,这说明随着我国经济的发展,城镇居民的工资不断上升;但工资分布的离散程度不断增加,方差上升,这说明工资在增长的同时,内部收入差距不断扩大。此外,图1中每个阶段女性的工资分布均位于男性工资分布的左侧,这意味着整体上女性的工资分布低于男性的工资分布;与第一、第二阶段相比,第三阶段女性的工资分布与男性工资分布的差距更大。为了更详细观察

不同阶段性别收入差距的变化，将图 1 中不同分位数上男性的小时收入对数减去女性的小时收入对数可以得到每个阶段不同分位数点上的性别收入差距，如图 2 所示。从图 2 中可以发现，第一阶段、第二阶段不同分位数点上的性别收入差距分布趋势大致相同，且第二阶段最高分位数上的性别收入差距略低于第一阶段的高分位数上的工资差距；但第三阶段低收入分位数上的性别收入差距远大于前两阶段，而高分位数上的性别收入差距低于前两阶段，即性别收入差距在低收入群体里更大。

四、计量分析结果及讨论

1. 收入的决定因素

表 2 报告了 1991/1993 年、1997/2000 年、2006/2009 年三个阶段城镇居民收入方程的回归分析结果。文中主要关注性别对收入的影响，从表 2 中可以看出，性别对三个阶段所有分位数上的收入影响均在 1% 的显著性上显著为正，但该影响系数在不同阶段、不同分位数上的系数存在较大差异。表 2 仅给出三个分位数的变化情况，为了更清楚地观察不同分位数上性别对收入的影响系数，图 3 画出了三个阶段更多分位数上性别对收入影响的 RIF 回归系数。从图 3 中可以看出，性别在不同分位数上对收入的影响系数的变化趋势在三个阶段是不一致的：在前两个阶段中，随着分位数的提高，性别对收入的影响系数逐渐上升，在最高分位数（90%）上略有下降，但在第三阶段中，随着分位数点的提高，性别对收入的影响系数逐渐下降，在 65%~85% 的分位数上最低，但之后略有上升，这意味着前两个阶段中性别对高分位数上收入的影响系数大于其对低分位数的影响系数，而第三阶段与之相反。此外，三个阶段中，在中低分位数上，前两个阶段性别对收入的影响系数均低于第三阶段的影响系数，而在高分位数上，第三阶段的影响系数低于前两个阶段的影响系数，这意味着随着市场开放的深入，低分位数上性别对收入的影响程度逐渐上升，高分位数上性别所起的作用有所下降，这进一步说明了近年来相对于高收入群体的性别收入差距，低收入群体的性别收入差距问题愈发严重。

年龄对工资的影响系数在三个阶段的所有分位数上均显著为正，而年龄的平方在绝大多数分位数上对工资的影响系数显著为负，这与传统的明瑟方程一致；且三个分位数上年龄对工资的影响系数在三个阶段中均经历了先上升再下降的变化趋势，年龄对各分位数的影响系数均在第二阶段达到最大。三个阶段中教育程度的相关虚拟变量对绝大多数分位数上的工资有显著的正影响；但在第一阶段，高中学历对低分位数（25%）收入没有影响，第二阶段中高中学历对高分位数（75%）收入无影响；在中分位数（50%）上，随着我国经济发展，高中学历对收入的影响系数逐渐增加，在其他分位数上，高中学历对收入的影响略有下降；对于中专学历而言，该学历仅在第一阶段中对高分位数（75%）无显著影响，但在第二、三阶段对所有的分位数均有显著的正的影响，且影响系数逐渐增加，在第三阶段中达到最大；此外，大专及以上学历在三个阶段中仅对中分位数（50%）有显著的正的影响，但在后两个阶段对所有的分位数有显著的正的影响，且第三阶段的大学及以上学历对收入

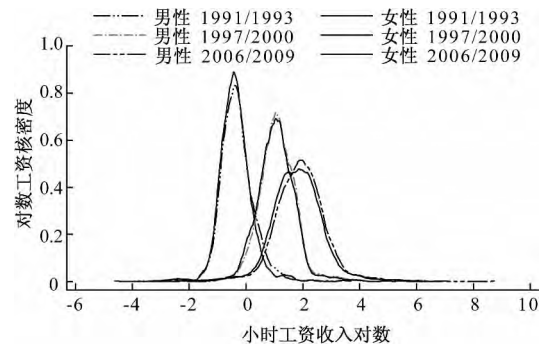


图 1 不同阶段分性别的工资分布

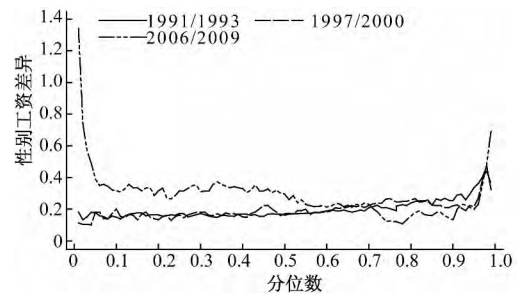


图 2 不同时期各分位数点性别收入差距

表 2 RIF 分位数回归结果

变量	1991/1993			1997/2000			2006/2009		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
年龄	0.052 *** (7.365)	0.035 *** (5.352)	0.047 *** (5.479)	0.060 *** (5.756)	0.032 *** (3.698)	0.015 (1.375)	0.026 * (1.805)	0.041 *** (3.181)	0.042 *** (3.326)
年龄 ²	-0.000 *** (-5.624)	-0.000 *** (-3.335)	-0.000 *** (-4.303)	-0.001 *** (-5.051)	-0.000 *** (-3.014)	-0.000 (-0.670)	-0.000 * (-1.933)	-0.000 *** (-3.071)	-0.000 *** (-2.762)
性别	0.108 *** (4.455)	0.128 *** (5.539)	0.181 *** (5.815)	0.148 *** (4.823)	0.168 *** (6.348)	0.216 *** (6.673)	0.367 *** (8.954)	0.253 *** (6.692)	0.139 *** (3.363)
高中	0.032 (1.073)	0.058 ** (2.092)	0.094 ** (2.412)	0.211 *** (5.689)	0.159 *** (4.766)	0.025 (0.624)	0.087 (1.476)	0.165 *** (2.986)	0.086 (1.551)
中专	0.126 *** (3.308)	0.099 ** (2.337)	0.096 (1.558)	0.232 *** (4.921)	0.200 *** (4.563)	0.194 *** (3.396)	0.206 *** (3.357)	0.301 *** (4.812)	0.240 *** (3.564)
大专以上	0.063 (1.595)	0.116 *** (2.647)	-0.009 (-0.130)	0.233 *** (5.004)	0.247 *** (5.495)	0.350 *** (5.616)	0.283 *** (4.929)	0.453 *** (6.956)	0.470 *** (6.273)
单位性质	-0.100 (-1.482)	-0.267 *** (-4.074)	-0.406 *** (-4.005)	-0.128 ** (-2.418)	-0.062 (-1.371)	-0.123 ** (-2.177)	0.153 *** (3.214)	0.309 *** (6.266)	0.169 *** (3.409)
固定合同	0.116 (1.013)	0.243 ** (2.110)	0.266 * (1.752)	0.277 *** (3.745)	0.168 *** (3.078)	0.081 (1.232)	0.375 *** (5.327)	0.329 *** (6.059)	0.122 ** (2.479)
自我雇佣	0.210 ** (1.692)	0.358 *** (2.823)	0.594 *** (3.440)	0.082 (0.880)	0.080 (1.148)	0.101 (1.173)	0.125 (1.323)	0.342 *** (4.608)	0.239 *** (3.314)
职业 1	0.234 *** (2.648)	0.195 ** (2.188)	0.196 (1.294)	0.231 ** (2.104)	0.328 *** (3.781)	0.373 *** (3.364)	0.522 *** (4.138)	0.391 *** (3.535)	0.310 *** (2.601)
职业 2	0.133 (1.483)	0.097 (1.086)	0.067 (0.450)	0.211 ** (1.907)	0.277 *** (3.196)	0.282 *** (2.602)	0.594 *** (4.628)	0.190 ** (1.654)	0.089 (0.754)
职业 3	0.091 (1.063)	0.162 ** (1.900)	0.138 (0.938)	0.068 (0.631)	0.142 ** (1.732)	0.074 (0.724)	0.270 ** (2.123)	-0.072 (-0.686)	-0.140 (-1.335)
职业 4	0.160 ** (1.888)	0.169 ** (2.012)	0.169 (1.170)	0.056 (0.531)	0.133 ** (1.703)	0.117 (1.209)	0.149 (1.232)	-0.152 (-1.545)	-0.164 (-1.625)
东部	0.084 ** (2.436)	0.093 *** (2.975)	0.150 *** (3.648)	0.253 *** (5.492)	0.217 *** (5.696)	0.272 *** (6.293)	0.087 (1.481)	0.095 ** (1.788)	0.063 (1.084)
中部	0.186 *** (5.532)	0.162 *** (5.180)	0.136 *** (3.279)	0.123 *** (2.717)	0.101 *** (2.726)	0.200 *** (4.816)	0.172 *** (3.125)	0.132 *** (2.702)	0.044 (0.794)
常数项	-2.183 *** (-11.424)	-1.544 *** (-8.438)	-1.255 *** (-5.131)	-1.213 *** (-5.400)	-0.279 (-1.609)	0.442 ** (2.095)	-0.193 (-0.611)	0.195 (0.709)	1.007 *** (3.740)
N	2840	2840	2840	2649	2649	2649	2316	2316	2316
r ²	0.120	0.110	0.078	0.104	0.108	0.105	0.217	0.256	0.140
r ² _a	0.115	0.105	0.073	0.099	0.103	0.100	0.212	0.251	0.134
F	30.146	27.103	16.717	21.582	26.573	21.783	45.898	77.768	24.660

注：括号内为 t 值；**，*** 分别代表在 10%，5% 和 1% 上显著。

的影响系数大于前两个阶段；最后，大多数分位数上大专及以上学历在各阶段的影响系数均大于其他两种学历的影响系数。国有单位在前两个阶段对大多数分位数上收入的影响显著为负，但对第三阶段的多数分位数的影响显著为正，这意味着与改革的前两个阶段相比，改革的第三阶段国有部门的优势有了恢复性的增长。自我雇佣对第一阶段、第三阶段所有分位数上收入的影响显著为正，但对第二阶段的收入无显著影响，这主要是因为第二阶段位于

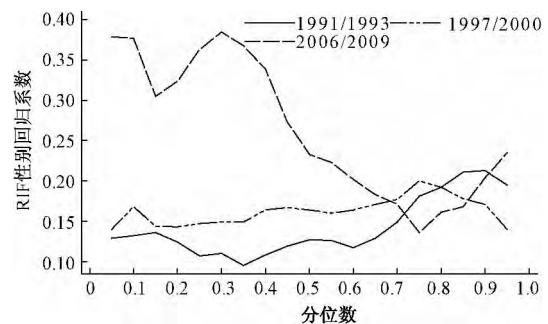


图 3 性别 RIF 分位数回归系数

1998 年金融危机时期，不利于中小企业的发展；且自我雇佣对第一阶段收入的影响系数大于其对第三阶段收入的影响，这从侧面反映了第三阶段改革步伐放慢后，非国有部门的优势有所下降，这同张义博 2012 年的研究一致^[3]。固定合同对多数分位数上的收入影响显著为正，值得注意的是，每个阶段中固定合同对低收入分位数的影响系数均大于其对高分位数的影响系数。职业 1 对三个阶段所有分位数的影响系数均显著为正，而另外三种职业对多数分位数上收入的影响系数并没有那么显著。东部及中部地区对前两个阶段的工资影响显著为正，就东部地区而言，第二阶段其对工资的影响系数大于第一阶段的影响系数，而中部地区，第一阶段的影响系数大于第二阶段的影响系数，但中部地区在第三阶段仅对中低分位数（25%、75%）收入有显著影响。

2. 性别收入差距分解

表 2 给出了性别在各阶段各分位数对收入的影响，在此基础上，表 3 使用基于 RIF 回归的分解方法给出了性别收入差距的分解结果。为了后面分析的方便，文中在分解时对相关变量进行了合并，主要合并为以下几个类别：①将年龄和年龄的平方合并为年龄；②将中专、高中等教育虚拟变量合并为教育；③固定合同、单位性质与前面计量回归中使用的变量相同；④将所有职业分类虚拟变量及自我雇佣合并为职业；⑤将东部、中部地区虚拟变量合并为地区。

表 3 性别收入差距分解

变量	1991/1993			1997/2000			2006/2009		
	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75	Q25	Q50	Q75
总差异	0.1610	0.1565	0.2015	0.1563	0.1707	0.2732	0.3201	0.2990	0.1211
特征效应	0.0636	0.0593	0.0303	0.0281	0.0263	0.0430	0.0130	0.0281	0.0191
系数效应	0.0970	0.0972	0.1712	0.1282	0.1444	0.2302	0.3071	0.2709	0.1020
特征效应									
年龄	0.0432	0.0393	0.0169	0.0193	0.0151	0.0267	0.0024	0.0146	0.0204
教育	0.0025	0.0029	-0.0021	0.0000	0.0009	0.0068	-0.0184	-0.0278	-0.0289
固定合同	-0.0034	-0.0048	-0.0054	-0.0004	-0.0002	-0.0001	-0.0017	-0.0015	-0.0002
单位性质	0.0049	0.0079	0.0106	0.0001	-0.0001	-0.0003	0.0071	0.0067	0.0046
职业	0.0151	0.0132	0.0099	0.0037	0.0051	0.0030	0.0188	0.0341	0.0232
地区	0.0013	0.0009	0.0003	0.0054	0.0055	0.0069	0.0048	0.0020	0.0000
系数效应									
年龄	-0.2052	0.2707	0.8226	-0.3017	-0.6168	-0.3174	0.5483	0.4640	-0.2154
教育	-0.0360	-0.0242	-0.0559	-0.0210	-0.0417	0.0126	0.0574	0.0306	0.0136
固定合同	0.0468	-0.0616	-0.1258	0.0071	0.0172	-0.0340	-0.0444	-0.1164	-0.1508
单位性质	-0.0856	-0.0747	0.1794	0.1991	0.0977	0.0505	0.0400	-0.0472	0.0179
职业	-0.0393	0.0332	0.2377	-0.0522	0.0806	0.0975	0.4702	0.3494	0.3625
地区	0.0392	0.0431	0.0648	0.0787	0.0855	0.1065	0.1104	0.0102	0.0569
常数项	0.3772	-0.0892	-0.9517	0.2182	0.5218	0.3146	-0.8749	-0.4197	0.0175

从表 3 中可以看出，中低分位数（25%、50%）上的性别收入的总差异持续增加，在第三阶段达到最大，而高分位数上的总差异经历了先增加再降低的变化趋势；此外，前两个阶段中，高分位数上的性别收入总差异均大于中低分位数上的总差异，而第三阶段中，低分位数（25%）上的性别收入总差异最大，高分位数（75%）上的性别收入差异最小，这与文中前面的统计描述一致，即伴随着我国经济的高速发展，低收入组的性别收入差距持续扩大，而高收入组的性别收入差距有所降低。从特征效应上看，第一阶段中，特征效应解释了较大部分的总差异，在中低分位数（25%、50%）上，特征效应解释了近 40% 的总差异，但在高分位数（75%）上，特征效应解释了 15% 的总差异；第二阶段特征效应对各分位数上总差异的解释均在 15% 左右，远低于第一阶段特征效应解释的比重；

与第二阶段相比,第三阶段中低分位数(25%、50%)对总差异的解释较低,分别为4%和9%,在第75%的分位数上,特征效应解释的比重略低于第二阶段。

年龄、职业、单位性质是造成各阶段各分位数上性别收入差异特征效应的重要因素。具体而言,第一阶段中,年龄对各收入分位数上特征效应的影响最大,各收入分位数上年龄对特征效应的解释均在55%以上;职业、单位性质的特征差异对第一阶段各收入分位数上特征效应的影响次之,各收入分位数职业对特征效应的解释在20%以上,而单位性质对低收入分位数的特征效应解释较低,仅解释了特征效应的4%,但在第75%的分位数上,职业对特征效应的贡献度达到了35%;教育及地区差异对特征效应的解释较低;此外,固定合同在第二阶段各分位数上有助于缩小性别收入差距。第二阶段中年龄对各收入分位数上特征效应的影响依旧最大;不同于第一阶段的是,地区、职业差异对第二阶段的特征效应有重要的影响,而教育对第25%分位数上特征效应的影响为负,单位性质则有助于降低中高收入分位数(50%、75%)上的性别收入差异。不同于前两个阶段,职业在第三阶段中是影响特征效应的最重要因素;年龄对特征效应的影响次之,其中,年龄特征差异仅是影响中高分位数特征效应的重要因素,但对低收入分位数特征效应的影响不大;地区对第三阶段特征效应的影响较低;最后,教育及固定合同在第三阶段各收入分位数上都有助于降低性别收入差距。

特征效应的另一面就是系数效应,特征效应是由个体自身所拥有的特征差异所引起的,这部分差异是合理的,而系数效应是当个体拥有同样特征时收益率的不同造成的,这部分差异一般被认为是由市场对弱势群体歧视引起的。系数效应是导致各阶段性别收入差距的最主要原因。第一阶段中,年龄及地区两个因素是造成系数效应的重要因素,在第25%分位数上,年龄的系数差异利于缩小性别收入差距,但在后两个分位数上,年龄对系数效应的贡献度远大于其他因素对系数效应的贡献度;此外,职业在第25%分位数上有助于缩小性别收入差距,但在第50%、75%分位数上是造成系数效应的重要因素;固定合同在第25%分位数上对系数效应的影响为正,但对第50%、75%分位数上的系数效应影响为负;教育的系数差异在所有分位数上均利于缩小性别收入差距,即第一阶段女性教育收益率高于男性的教育收益率,刘泽云认为这种现象是由女性教育程度提高引起的^[4]。不同于第一阶段,年龄的系数差异在第二阶段各分位数上均有助于缩小性别收入差距,单位性质的系数差异在各收入分位数上却是影响系数效应的重要因素,地区对系数效应的影响次之;而职业在第25%分位数上对系数效应的影响为负,对其他分位数的系数效应影响为正;此外,教育在中低分位数上对系数效应的影响为负,但在高分位数(75%)上对系数效应的影响为正。第三阶段中,地区、职业及教育的系数差异对系数效应的影响较大;年龄在中低分位数上对系数效应有重要的影响,但在高分位数上对系数效应的影响为负;单位性质对中位数(50%)上的系数效应影响为负,但对其他分位上的系数效应影响为正;最后,固定合同在所有分位数上对系数效应的影响均为负,是降低第三阶段系数效应的重要因素。

综上所述:随着市场化的逐步深入,各收入分位数上由特征效应解释的性别收入差距比重不断降低,而由性别歧视所引起的不可解释的性别收入差距比重有增大的趋势;尤其是低收入分位数上由特征效应解释的比重下降速度更快。

五、结论与政策建议

本文利用中国营养健康调查数据分阶段分析了我国城镇居民性别收入差距及其演变。文中将1991~2009年样本划分为三个阶段,改革第一阶段(1991、1993年)、改革第二阶段(1997、2000年)和改革第三阶段(2006、2009年),并使用RIF分位数回归分析了三个阶段中不同分位数上性别对收

入的影响,在此基础上使用基于 RIF 分位数回归的分解方法分析了不同阶段不同分位数上性别收入差异的大小及其产生的原因,主要研究结论有以下几点。

第一,性别对各阶段各分位数上的收入都有显著的正向影响。就性别影响系数在不同收入分位数上的变化趋势而言,前两个阶段,影响系数随分位数的上升呈倒 U 型的变化趋势,而第三阶段,影响系数随分位数的上升呈 U 型的变化趋势;此外,伴随着经济的发展及市场化的深入,性别对低收入分位数的影响系数不断增加,对高收入分位数上的影响系数略有下降。

第二,随着我国经济的高速发展,低收入分位数上的性别收入总差异持续扩大,而高收入组的性别收入总差异有所降低。此外,各收入分位数上的性别收入差距可以用特征效应进行解释的比重不断降低,而由性别歧视所引起的不可解释的比重有增大的趋势,低收入分位数上可以由特征效应解释的比重下降速度较快。

第三,三个阶段中,不同因素对不同收入分位数上性别收入差距影响的重要性程度在三个阶段变化不大。年龄、职业及地区的特征差异是影响特征效应的重要因素;此外,随着女性教育程度的增加,性别收入差距略有下降。地区的系数差异是影响系数效应的重要因素,但随着市场化的深入,年龄成为影响低收入分位数系数效应的重要因素,职业及教育的系数差异也日益成为影响性别收入扩大的重要原因。

基于上述结论,本文提出以下几点政策建议:首先,近年来,处于低收入分位数的女性是劳动力市场歧视的对象,且这种歧视程度不断增加。因此,应当取消针对低收入分位数上女性劳动者的工资歧视,依靠法律增加对低收入群体的关注和保护,这有利于缩小逐渐增加的性别收入差距。其次,由于教育特征差异是降低各分位数上性别收入差距的重要因素,而职业及教育回报率的差异是性别收入差距扩大的重要因素。因此,应进一步提高女性的教育水平,尤其是提高低收入分位数女性的教育水平,这对于缩小性别收入差距有重要的意义。此外,政府应当大力提倡同工同酬,矫正企业针对女性的就业歧视和工资歧视行为。

参考文献:

- [1] Gustafsson, B., Li S. Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China [J]. Journal of Population Economics, 2000, 13 (2).
- [2] Junsen Zhang, Jun Han et al. What Has Happened to the Gender Earnings Differential in Urban China during 1988 - 2004 [R]. Working paper, 2007.
- [3] 迟巍. 中国城市性别收入差距研究 [J]. 统计研究, 2008, (8).
- [4] 同 [3].
- [5] 王天夫, 赖扬恩, 李博柏. 城市性别收入差异及其演变: 1995 - 2003 [J]. 社会学研究, 2008, (2).
- [6] 王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别收入差距 [J]. 经济研究, 2005, (12).
- [7] 葛玉好. 部门选择对性别收入差距的影响: 1988—2001 年 [J]. 经济学 (季刊), 2007, (1).
- [8] 邓峰, 丁小浩. 人力资本、劳动力市场分割与性别收入差距 [J]. 社会学研究, 2012, (5).
- [9] Firpo, S., N. Fortin, T. Lemieux. Unconditional Quantile Regressions [J]. Econometrica, 2009, 77 (3).
- [10] Fortin, N., T. Lemieux, S. Firpo. Decomposition Methods in Economics [J]. Handbook of Labor Economics, 2011, (4).
- [11] 黄乾, 周兴. 城镇职工与农民工收入差距的变迁: 1989 ~ 2009 [R], 2013.
- [12] 周兴, 张鹏. 代际间的职业传承与收入流动 [R], 2013.
- [13] 张义博. 公共部门与非公共部门收入差异的变迁 [J]. 经济研究, 2012, (4).
- [14] 刘泽云. 女性教育收益率为何高于男性? ——基于工资性别歧视的分析 [J]. 经济科学, 2008, (2).

责任编辑 方 志