

# 城镇职工收入性别差异的影响因素分析

王志娟

(中国工商银行河北省分行)

刘爱玉

(北京大学社会学系 教授)

## 一、引言

改革前后,女性劳动力的工资水平与男性相比一直存在差距。经济改革前,城镇劳动年龄内女性劳动力基本实现了普遍就业,女性就业者的平均工资是男性的84%。<sup>①</sup>改革后,在向市场经济转型过程中,两性收入差距拉大。根据2000年第二期中国妇女社会地位抽样调查,10年间男女两性收入差距呈扩大趋势。1999年城镇在业女性包括各种收入在内的年均收入为7409.7元,是男性收入的70.1%。从收入水平的分布看,城镇在业女性年收入低于5000元的占47.4%,低收入的女性比男性高19.3个百分点,而年收入高于1.5万元的女性为6.1%,中等以

<sup>①</sup> 李春玲、李实:《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》2008年第2期,第94—117页。





上收入的女性比男性低 6.6 个百分点。<sup>①</sup> 根据 2009 年中国教育发展报告调查显示,初中及以下文化程度的女性劳动者工资水平为男性的 68%,高中程度的为 76%,大专程度的为 80%,大学本科及以上程度的为 83%。<sup>②</sup> 教育程度对女性群体收入水平的提高作用明显,但工资的性别差距依然存在。那么,本文研究的问题就是工资性别差异的影响因素。

工资差距与性别不平等有着密切关系。相关学者以社会性别理论和人力资本理论为理论依据,对之有不少经典研究。一些学者研究了在转型期背景下,究竟是市场竞争还是性别歧视导致收入性别差距的扩大。<sup>③</sup> 以及工资在不同市场化程度下,即体制内与体制外的性别差异。<sup>④</sup> 还有一些学者研究了劳动力市场性别

① 中国妇女地位调查课题组:《第二期中国妇女社会地位调查主要数据报告》,《妇女研究论丛》2001 年第 5 期,第 4—12 页。

② 杨东平、柴纯青:《教育蓝皮书:中国教育发展报告(2009)》,北京:社会科学文献出版社 2009 年版。

③ Liu, Pak-Wai, Xin Meng & Junsen Zhang. 2000, "Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy," *Journal Population Economics*:13; Zhou, Xueguang. 2000, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data," *American Journal of Sociology*: 4, p. 105; Bian, Yanjie, John Logan & Shu Xiaoling. 2000, "Wage and Job Inequality in the Working Careers of Men and Women in Tianjin," In Barbara Entwisle & Gail Henderson (eds.) *Redrawing Boundary: Gender, Households, and Work in China*. Berkeley: U. C. Press; Shu, Xiaoling & Bian Yanjie. 2002, "Intercity Variation in Gender Inequalities in China: Analysis of a 1995 National Survey," *Research in Social Stratification and Mobility*:19; Hauser, Seth M. & Yu Xie. 2005. "Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition Between 1988 and 1995," *Social Science Research*:34; 郝大海、李路路:《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》2006 年第 2 期,第 110—124 页; Gustafsson, B, Li Shi & Terry Sicular (eds.). 2008, *Income Inequality and Public Policy in China*. Cambridge: Cambridge University Press; 李春玲、李实:《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》2008 年第 2 期,第 94—117 页。

④ 戴园晨、黎汉明:《双轨体制下工资收入及其对劳动力供需的调节》,《经济学动态》1995 年第 10 期,第 11—21 页;王天夫、赖扬恩、李博柏:《城市性别收入差异及其演变:1995—2003》,《社会学研究》2008 年第 2 期,第 23—53 页;张展新:《市场化转型中的城市女性失业:理论观点与实证发现》,《市场与人口分析》第 10 卷 2004 年第 1 期,第 1—9 页;吴愈晓、吴晓刚:《城镇的职业性别隔离与收入分层》,《社会学研究》2009 年第 4 期,第 88—111 页。





歧视和行业、职业性别隔离对收入性别差异的影响。<sup>①</sup>

已有研究主要从不同市场化水平下体制内与体制外的差异以及劳动力市场职业分割等方面分析了劳动力市场上工资收入的性别差异及其原因。不过,已有研究主要集中于“公共领域”——工作场所,而劳动过程虽然发生在公共领域,但其影响因素却绝对离不开“私人领域”——家庭。弗里丹在《女性的奥秘》一书中曾指出,家庭事务与公共事务的分离和妇女被局限于家庭的现象是妇女经济边缘化和社会依附化的根源。<sup>②</sup> 中国男女两性在家务劳动上承担的劳动时间的性别差异非常明显。调查显示,85%以上的家庭做饭、洗碗、打扫卫生、洗衣等日常家务劳动主要由妻子承担,女性平均每天用于家务劳动的时间比男性多2.7小时。<sup>③</sup> 建国后,国家通过敦促妇女就业,把妇女纳入了“就业—单位—国家”的模式,完成了对传统家庭关系的改造,从而实现了国家对全社会的整合控制<sup>④</sup>,形成“家国同构”的社会结构状态。<sup>⑤</sup> 此时,国家暂时代替了家庭的作用,“家本位”的传统观念被暂时

<sup>①</sup> Barbara Reskin. 1993, "Sex Segregation in the Workplace." *Annual Review of Sociology*: 19: 241—270; 谭琳、卜文波:《中国在业人口职业、行业性别隔离状况及其成因》,《妇女研究论丛》1995年第1期,第24—28页; Matt L. Huffman and Philip N. Cohen. 2004, "Occupational Segregation and the Gender Gap in Workplace Authority: National versus Local Labor Markets," *Sociological Forum*: 19(1), pp. 121—147; 王美艳:《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》2005年第12期,第35—44页; 李实、马欣欣:《中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析》,《中国人口科学》2006年第5期,第2—13页; 吴愈晓、吴晓刚:《1982—2000:我国非农职业的性别隔离研究》,《社会》第28卷2008年第5期,第128—152页; 李晓宁:《职业分割、性别歧视与工资差距》,《财经科学》2008年第2期,第88—96页; 杨菊华:《两性收入差异的长期变动趋势及影响因素分析》,《妇女研究论丛》2008年第4期,第10—19页。

<sup>②</sup> 贝蒂·弗里丹著,程锡麟、朱微、王晓路译:《女性的奥秘》,成都:四川人民出版社1990年版,第15—18页。

<sup>③</sup> 中国妇女地位调查课题组:《第二期中国妇女社会地位调查主要数据报告》,《妇女研究论丛》2001年第5期,第4—12页。

<sup>④</sup> 李小江:《性别角色与社会发展笔谈(二)——男女平等:在中国社会实践中的失与得》,《社会学研究》1995年第1期,第92—97页。

<sup>⑤</sup> 左际平、蒋永萍:《社会转型中城镇妇女的工作和家庭》,北京:当代中国出版社2009年版,第26页。





压缩。改革后,随着国家逐渐撤离对劳动力市场的全面控制,社会结构呈现“家国分离”的状态。<sup>①</sup> 家庭作为一个重要因素,对劳动者尤其是女性劳动者的影响作用逐渐置于显性位置,而其最直接的体现就是家务劳动。当前女性需要兼顾工作和家庭的双重责任,在家务劳动上承担更多的时间;并更有可能选择就业间断、对就业时间要求不高的工作。那么家务劳动的影响就不是一个简单的变量,其重要性与劳动力市场上形成的性别分割是同等的。

根据已有的研究,中国本土化情境下的市场化和再分配制度中对体制内和体制外的区分能够反映并解释收入的性别差异。不管是对男性劳动力还是女性劳动力而言,拥有较高的人力资本是获得较高收入的重要因素。缺乏人力资本的劳动者(包括男性和女性),都不太可能获得较高的工资收入。社会性别理论亦是解释工资收入性别差异的基本理论。因此,本文将以转型期中国社会为研究背景,从以下几方面研究影响收入性别差异的影响机制:(1) 市场机制,即人力资本理论,市场化水平的高低与人力资本水平的应用相关,市场化水平越高,人力资本越有利于提高工资收入水平。以人力资本理论为基础,可以分析再分配制度下,体制内与体制外单位工资决定模式的差异,也即性别因素和人力资本在两种所有制单位中解释力所存在的差异。(2) 社会性别机制,包括① 劳动力市场上的分工产生的职业性别隔离,即以“男性工作”为代表的一级劳动力市场和以“女性工作”为代表的二级劳动力市场;② 家庭内部的家务劳动分工的性别差异对收入性别差异的解释力,家务劳动时间分工对两性的工作类型与工作时间产生影响,对两性的收入水平也产生影响。

<sup>①</sup> 左际平、蒋永萍:《社会转型中城镇妇女的工作和家庭》,北京:当代中国出版社2009年版,第88—90页。





## 二、研究假设

本研究旨在探析城镇职工收入的性别差异及其影响机制。文章将以市场机制、社会性别机制作为理论分析和操作化的基础。市场机制遵循通过竞争达到最高效率的原则,而竞争力的表现之一就是人力资本水平。个体的人力资本水平越高,则越有可能获得较高的工资收入。社会性别机制意味着:无论是在家务劳动上还是在劳动力市场上,男性劳动力都比女性劳动力更具优势,有可能获得更高的工资收入。

研究经验显示,人力资本与性别机制在国有单位与非国有单位之间的解释力存在差异。<sup>①</sup>不论是在国有单位还是在非国有单位中,女性劳动力较低的工资水平一方面性别因素的影响,另一方面则可能是女性群体相对偏低的人力资本水平。在劳动力市场上,存在着一级劳动力市场和二级劳动力市场,工资收入也存在高低之分;在家务劳动分工上,家庭内成员对家务劳动时间的承担也有长短之分,一般情况下,女性劳动力可能处于劣势。但在实际情况中,低级劳动力市场中不乏男性劳动者处于较低的工资水平,高级劳动力市场中亦不乏女性劳动者处于较高的工资水平;在家务劳动分工上也有男性承担了大部分家务劳动,但这些现象并非否认了性别机制的存在。收入的性别差异需要综合考虑人力资本因素、性别机制。

若性别因素不存在,那么女性较低的工资水平不在于性别歧视,而可能源于其较低的人力资本,或其在家务劳动上的偏好以及在劳动力市场上的职业偏好。在国有单位中,劳动者较高

<sup>①</sup> 吴愈晓、吴晓刚:《城镇的职业性别隔离与收入分层》,《社会学研究》2009年第4期,第88—111页。





的工资水平取决于资历和职业等级以及人力资本水平。在非国有单位中,处于高度竞争下的劳动者,拥有较高的工资水平则主要源于人力资本和个人能力。在性别因素存在的前提下,在非国有单位中,人力资本是影响工资收入的重要因素;但由于中国仍然处于转型期,短期内由于市场经济的滞后性性别歧视还将暂时存在。在国有单位中,再分配制度与非国有部门不同,年龄资历对于工资收入的提高具有显著作用;人力资本对工资水平的提高具有正向作用,但却不一定如非国有单位显著;另外,由于国有部门对资历的强调,女性劳动力受到国家的保护可能更多一些。总之,在市场经济效益最大化的原则下,体制外人力资本的回报和性别歧视都比体制内要突出。据此提出假设1:假如性别歧视存在,在国有单位中,人力资本和性别因素对工资收入的影响作用显著,工作资历有助于提高工资收入水平;在非国有单位中,人力资本和性别因素对工资收入的影响作用都更加显著。在收入的不同分位点上,性别因素和人力资本的影响作用不同。

若性别因素不存在,那么女性较低工资水平就不能认为是存在着性别歧视,而可能源于其在家务劳动上的偏好。这意味着:如果承担家务劳动的时间较短或不承担家务劳动,则可能拥有相对高的工资水平。但是当存在性别歧视时,由于女性劳动者实际承担了更多的家务劳动,则其工资收入水平将可能不及男性劳动者<sup>①</sup>。所以,劳动者投入的家务劳动时间越长,则越可能降低其工资水平。因此提出假设2:如果性别歧视存在,则在家庭内的家务劳动分工中,女性投入的家务劳动时间较长;且投入的家务劳动时间越长,工资收入越低。在收入的不同分位点上,家务劳动的

<sup>①</sup> 斯蒂芬·鲁斯、海迪·哈特曼著,蔡文之译:《长期的性别差异》,美国《挑战》杂志2004年第9/10月号。





影响是不同的。

劳动力市场分为一级劳动力市场和二级劳动力市场。若不存在性别歧视,所谓的“男性工作”和“女性工作”的职业分割及其工资水平差异可能源于个体劳动者的人力资本水平,或者个人职业选择的偏好。这意味着:如果拥有较高的人力资本,就可能进入一级劳动力市场,并获得较高的工资水平。反之则进入二级劳动力市场。若性别因素存在,劳动力市场分割表现为:在同等人力资本水平下,存在着女性工作和男性工作的职业性别隔离——职业间性别歧视,且两种工作的工资水平是存在差异的,所以作为女性更有可能进入二级劳动力市场。即使处于同一劳动力市场内部,两性的工资水平也存在差异——职业内性别歧视。由于研究所限,本文并不检验劳动者进入二元劳动力市场的过程,而主要分析性别因素和人力资本在二元劳动力市场中对工资水平的作用。因此提出假设3:在二级劳动力市场中,性别因素对工资收入的负向作用较大,且人力资本的正向作用较小;在一级劳动力市场中,性别因素对工资收入的负向作用较小甚至不明显;人力资本的正向作用则比较明显。性别因素和人力资本在收入的各分位点存在着差异。

### 三、数据、方法与模型

#### (一) 数据

本研究数据来自于2006年中国城乡居民生活综合研究调查(CGSS2006),该调查包含城市卷和农村卷两部分,本文的研究对象是有工作经验、有工资收入的城镇雇用劳动者。表1是对CGSS2006城镇职工样本的基本描述。





表 1 城镇职工样本的统计描述(单位:%)

		频数(Frequency)	百分比(Percent)
性别	男性	2510	45.0%
	女性	3063	55.0%
年龄	25岁及以下	337	6.0%
	26—35岁	1108	19.9%
	36—55岁	2489	44.7%
	56岁及以上	1639	29.4%
婚姻状况	已婚有配偶	4226	75.8%
	其他状态	1347	24.2%
教育程度	初中及以下	2704	48.5%
	高中、中专、技校等	1768	31.7%
	大专及以上	1101	19.8%
单位所有制性质	国有单位	1938	66.9%
	非国有单位	957	33.1%

## (二) 分位数回归

本研究使用分位数回归分析(Quantile Regression, QR)。回归分析以最小二乘法(Ordinary Least Squares, OLS)为基本思想, OLS通过最小化残差的平方和寻找数据的最佳函数匹配,须满足正态性、等方差性、独立性、无自相关性、 $\varepsilon$ 与 $x$ 的不相关性等条件。在实际经济生活中,上述假设通常难以完全满足。且OLS只描述了各自变量对因变量均值的总体影响,不能充分体现各自变量对因变量不同分位点的影响。对于样本中的一些异常值也较难处理。而条件更宽松、挖掘信息更丰富的分位数回归则能较好解决这一不足。Koenker和Bassett 1978年提出了分位数回归理论,它是在最小二乘法的基础上进行的一种扩展,它提供了因变量的条件分位数和自变量之间线性关系的估计方法,其本质是通过分位数取0—1之间的任何值,调节回归平面的位置和转向,让自变量估计不同分位数的因变量,它也能在一定程度上代表所有数据的信息,但更侧重于特定区域的数据,如极端位置的数据







(Koenker, 1978)。分位数回归的参数估计方法是“最小绝对误差估计法(Least Absolute Deviation (LAD) estimator)”。分位数回归方程模型表达式为: $Y = X'\beta_0 + \mu_0$ ,  $\text{Quant}_0(Y|X) = X'\beta_0$ 。<sup>①</sup>

本研究中,通过对城镇职工月工资分布作直方图,发现收入呈明显的右偏态分布趋势。那么,各自变量对不同位置的影响程度或者说显著水平可能是不同的,因此要挖掘更全面的信息,就需要研究各自变量对不同的分位点的影响。考虑到收入分布存在的偏态性,本研究使用分位回归分析方法,以 0.10、0.25、0.50、0.75、0.90 代表收入条件分布的低、中、高分位点。

### (三) 模型设置

#### 1. 变量设置

**因变量** 本文研究的是收入的性别差异,因变量是与工作有关的收入,包括工资、奖金、福利和其他收入在内的总收入。CGSS2006 提供了被调查者的月总收入信息(其中包括工资、奖金、福利和其他收入),所以本文将其作为分析的因变量,并对收入变量取对数值。

**自变量** 根据前文的研究假设,对市场机制、性别机制等进行操作化。

人力资本包括年龄(连续变量,年龄的平方除以 100);教育年限(连续变量,属于人力资本。小学 6 年,初中 9 年,高中 12 年,职高、技校、中专 13 年,成人专科 14 年,大学专科 15 年,成人本科 15 年,大学本科 16 年,研究生 19 年);技术职称(虚拟变量,属于人力资本。分为无技术职称、低技术职称、中级技术职称、高级技术职称四类。以无技术职称为参照组);外语水平(虚拟变量,属于人力资本。分为一点也不懂、一般外语水平、熟练外语水平,以一点也不懂为参照组);党员(虚拟变量,党员 = 1、非党员 = 0)。

<sup>①</sup> 张维迎、周黎安、顾全林:《高新技术企业的成长及其影响因素:分位回归模型的一个应用》,《管理世界》2005 年第 10 期,第 94—101、112 页。





性别是虚拟变量(女性 = 1; 男性 = 0)。婚姻是虚拟变量(已婚 = 1; 未婚以及其他状态 = 0)。家务劳动时间是虚拟变量, CGSS2006 以“频次”来测量家务劳动时间, 本文设置为从不做家务劳动、做少量家务劳动、每天都做家务劳动三类, 以从不做家务劳动为参照组。

管理位置是虚拟变量, 本文设置为非管理人员、基层管理人员、中高层管理人员三类。以非管理人员为参照组。

单位所有制是虚拟变量(国有单位 = 1; 非国有单位 = 0), 其中非国有单位包括集体企业、私营企业、外企、合资企业等。

职业类别是虚拟变量。按照国家规定, 我国职业分为 9 类。需要说明的是: (1) 本文关注的是城镇职工的工资收入, 因此不含“农、林、牧、渔、水利业生产人员”职业; (2) “警察及军人”类样本量很小, 所以将其并入第一类; (3) 经过统计发现, 样本中第八类“不便分类人员”数据为零, 所以剔除掉。那么, 最终共分为五类职业, 以国家机关、党群组织、企事业单位负责人为参照组。

## 2. 模型设置

本文将建立三个模型来检验前文的三个假设, 由于是对收入的性别差异的影响因素作出假设, 所以模型的因变量设定为 Y。

假设 1 检验不同单位所有制性质下, 性别因素和人力资本对工资收入的影响。在国有单位中, 性别因素和人力资本对工资收入的作用是显著的, 个人工作资历对工资的作用较高。在非国有单位, 人力资本和性别因素对工资收入水平的影响更显著。本文基于国有单位和非国有单位的收入影响因素建立两个模型。基本自变量包括: 性别、家务劳动、年龄、教育年限、技术职称、外语水平、父代收入、党员、婚姻状况、工作类型、管理位置和职业类





别。国企模型 1<sup>①</sup> 和非国企模型 2<sup>②</sup> (公式中  $\beta$  表示系数, 其中  $\beta_0$  代表截距项,  $\varepsilon_i$  为残差项, 下同。) 是:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{education} + \beta_3 \text{technical} + \beta_4 \text{language} + \beta_5 \text{parent} + \beta_6 \text{political} + \beta_7 \text{sex} + \beta_8 \text{marriage} + \beta_9 \text{housework} + \beta_{10} \text{jobstyle} + \beta_{11} \text{management} + \beta_{12} \text{profession} + \varepsilon_i$$

假设<sup>③</sup> 2 主要是为了检验家务劳动时间对工资收入的影响。

在二级劳动力市场中, 就业岗位对劳动者人力资本水平的要求并不十分严格, 能达到要求的人数较多, 所以供给大于需求, 竞争激烈。而一级劳动力市场则相反。一般情况下, 女性工作多在二级劳动力市场, 且易形成性别集聚。

假设 3 就是为了检验在不同劳动力市场内, 性别因素和人力资本对工资收入水平的影响作用, 本研究将基于二级劳动力市场和一级劳动力市场建立两个模型<sup>④</sup>。

## 四、模型结果

### (一) 单位所有制下 OLS 估计和分位数回归的分析结果

在表 2 中, 比较 OLS 回归分析中体制内与体制外的收入差异影响因素。在体制内, 年龄、教育年限、一般的外语水平、熟练的外语水平对收入有正向影响; 性别、每天都做家务劳动则会降低工资收入。在体制外, 教育年限、高级技术职称、熟练的外语水

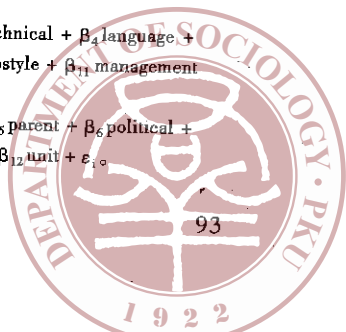
① 家务劳动、婚姻状况、职业类别等自变量在纳入具体模型时是以虚拟变量的形式出现的, 为了表达简洁, 此处的公式并不具体表现这些变量的具体处理方式。

② 同 1。

③ 模型 3:  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{education} + \beta_3 \text{technical} + \beta_4 \text{language} + \beta_5 \text{parent} + \beta_6 \text{political} + \beta_7 \text{sex} + \beta_8 \text{marriage} + \beta_9 \text{housework} + \beta_{10} \text{jobstyle} + \beta_{11} \text{management} + \beta_{12} \text{unit} + \beta_{13} \text{profession} + \varepsilon_i$ 。

④ 模型 4 和模型 5:  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{education} + \beta_3 \text{technical} + \beta_4 \text{language} + \beta_5 \text{parent} + \beta_6 \text{political} + \beta_7 \text{sex} + \beta_8 \text{marriage} + \beta_9 \text{housework} + \beta_{10} \text{jobstyle} + \beta_{11} \text{management} + \beta_{12} \text{unit} + \varepsilon_i$ 。

$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{age} + \beta_2 \text{education} + \beta_3 \text{technical} + \beta_4 \text{language} + \beta_5 \text{parent} + \beta_6 \text{political} + \beta_7 \text{sex} + \beta_8 \text{marriage} + \beta_9 \text{housework} + \beta_{10} \text{jobstyle} + \beta_{11} \text{management} + \beta_{12} \text{unit} + \varepsilon_i$ 。

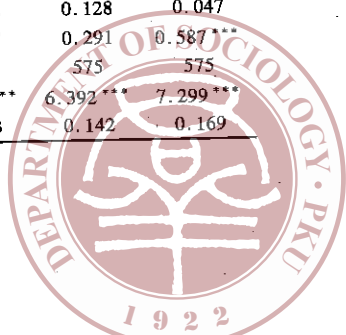




平、父代收入、管理位置对收入有正向影响;性别、服务人员、生产运输工人等有关人员则降低了工资收入。综合而言,(1) 年龄在体制外劳动力市场中对劳动者的收入影响并不显著,但在体制内则比较显著。说明在市场经济体制下,工作资历在决定城镇在业职工的工资收入水平方面的作用已经非常微弱;在计划经济体制下,工资水平则与年龄有显著的相关,这正是体制内与体制外的差别之一。(2) 人力资本对体制内外工资收入的贡献分别是 0.474 与 0.456;在体制内对工资收入的影响大于体制外的影响,但差异并不十分明显。(3) 无论是在体制内还是在体制外,性别都会降低工资收入水平,但在体制外,性别因素的影响更大一些。

表 2 单位所有制下 OLS 估计和分位数回归分析结果

变量	体制内——模型 1					
	OLS (Beta)	Quantile10	Quantile25	Quantile50	Quantile75	Quantile90
年龄	0.121***	0.016*	0.004	0.010*	0.013	0.011
教育年限	0.244***	0.076***	0.038***	0.050***	0.058***	0.026
技术职称:以“无技术职称”为参照组						
初级技术	-0.041	-0.087	0.001	-0.065	-0.127	-0.146
中级技术	-0.004	-0.045	0.106*	-0.065	-0.046	-0.004
高级技术	0.069*	0.117	0.165*	0.077	0.138	0.221
外语水平:以“一点也不懂”为参照组						
一般	0.098**	0.162	0.102*	0.102	0.062	0.071
熟悉	0.132***	0.196	0.319***	0.325**	0.292	0.339
父代收入	0.028	-0.007	-0.001	0.001	0.006	0.012
党员	-0.023	0.014	-0.071	-0.042	-0.064	0.037
性别	-0.094**	-0.147	-0.144***	-0.140**	-0.199*	-0.100
婚姻	0.055	0.022	0.085	0.103	-0.010	-0.006
家务劳动:以“从不做家务”为参照组						
少量	-0.126	-0.018	-0.135	-0.138	0.001	-0.224
每天做	-0.265***	-0.211	-0.279***	-0.269*	-0.039	-0.343
工作类型	0.109***	0.065	0.140	0.248**	0.232	0.334**
管理位置:以“非管理人员”为参照组						
基层	0.079**	0.309**	0.094	0.122	0.128	0.047
中高层	0.100**	0.207	0.104	0.157	0.291	0.587***
样本量	575	575	575	575	575	575
截距项	6.190***	5.185***	6.123***	6.337***	6.392***	7.299***
R <sup>2</sup>	0.233	0.153	0.125	0.113	0.142	0.169





(续表)

变量	体制外——模型 2					
	OLS (Beta)	Quantile10	Quantile25	Quantile50	Quantile75	Quantile90
年龄	0.055	0.011	-0.00004	0.007	0.003	0.018
教育年限	0.192***	0.053	0.042**	0.031*	0.043***	0.064**
技术职称:以“无技术职称”为参照组						
初级技术	0.028	0.094	0.107	0.092	0.032	0.052
中级技术	0.083*	0.047	0.147	0.103	0.186**	0.138
高级技术	0.093**	0.238	0.141	0.187	0.312*	0.322
外语水平:以“一点也不懂”为参照组						
一般	0.081	-0.025	0.132	0.119	0.082	0.056
熟练	0.171***	0.313	0.520**	0.518***	0.402**	0.712**
父代收入	0.189***	0.045	0.036**	0.038***	0.041***	0.065***
党员	-0.087*	-0.045	-0.184	-0.115	-0.164	-0.189
性别	-0.141***	-0.214	-0.217**	-0.096	-0.117	-0.387***
婚姻	-0.037	-0.172	0.020	-0.060	-0.025	-0.321*
家务劳动:以“从不做家务”为参照组						
少量	-0.112	-0.352	-0.183	-0.161	-0.095	-0.370
每天做	-0.173*	-0.323	-0.267*	-0.275*	-0.231	-0.299
工作类型	0.116**	0.043	0.014	0.269**	0.198*	0.309
管理位置:以“非管理人员”为参照组						
基层	0.114**	0.181	-0.014	0.283***	0.284***	0.191
中高层	0.181***	-0.276	0.114	0.408***	0.643***	0.742***
样本量	346	346	346	346	346	346
截距项	6.226***	6.170***	6.575***	6.567***	6.474***	6.513***
R <sup>2</sup>	0.387	0.189	0.189	0.230	0.273	0.308

从分位回归的统计结果来看,相较于 OLS 估计,它对诸多因素对收入的影响的刻画更加细致。在 0.10 分位上,在体制内,教育年限、基层管理人员对收入有显著影响;在体制外,则无因素对收入形成显著影响。在 0.25 分位上,在体制内,教育年限、熟练的外语水平、性别、几乎每天都做家务劳动对收入有显著影响,在体制外,教育、熟练的外语水平、父代、性别对收入形成显著影响。可知(1)在 0.25 分位上,性别对体制外工资收入的影响比在体制内更大一些;人力资本对体制外工资收入的影响也比对体制内更大一些。在 0.50 分位上,在体制内,教育年限、熟练的外语水平、





性别、工作类型对收入有显著影响；在体制外，熟练的外语水平、父代收入、工作类型、管理位置对收入形成显著影响。可知(2)在0.50分位上，性别对体制内工资收入的影响显著，在体制外不显著；而人力资本对体制外工资收入的影响也比对体制内更大一些。在0.75分位上，在体制内，教育年限对收入形成了显著的影响。在体制外，教育年限、中级技术职称、熟练的外语水平、父代收入、管理位置均对收入有显著的影响。可知(3)在体制内，处在计划经济体制和市场经济体制转型过程中的国有单位，还遗存计划经济时期的特征，在较高水平的工资收入上，人力资本对体制外工资收入的影响也比对体制内更大一些。在0.90分位上，在体制内，工作类型、中高层管理位置对收入具有显著影响。在体制外，教育年限、熟练的外语水平、父代收入、性别、中高层管理位置均对收入形成显著的影响。可知(4)在高工资水平上，性别在体制内工资的影响并不显著，对体制外则是显著的；人力资本对体制外工资的影响显著。

综上所述，模型检验基本验证了假设1。当前情况下，无论是在体制内还是体制外，人力资本对工资收入都具有显著的影响，但是人力资本对体制外工资收入的正向回报更高。工作资历有助于提高体制内工资收入水平，在体制外工作资历的作用则不显著。虽然性别因素仍旧比较显著，但从长期发展来看，随着人力资本水平贡献率的上升，性别歧视会随着市场化水平的提高而逐渐降低。

## (二) 家务劳动与工资收入水平的 OLS 估计和分位回归模型结果

表2中 OLS 分析结果如下：(1) 教育年限、熟练的外语水平在  $P < 0.01$  水平上显著，表明其对收入水平的正向作用。高级技术职称在  $P < 0.05$  水平上显著，表明其对收入水平具有正向作用。(2) 性别在  $P < 0.01$  的水平上显著，在劳动力市场上，若以男性为参照组，女性的工资收入水平降低 9.2%。(3) 家务劳动





时间和收入显著相关。假设 2“家务劳动时间越长,则工资收入越低”得到证实。在控制其他变量的前提下,以“从不做家务劳动”为参照组,“做少量的家务劳动”使工资收入降低 14.9%;“几乎每天都做家务劳动”使工资收入降低 23.4%,因此家务劳动频次越高,家务劳动时间越长,则收入水平越低。

表 3 城镇职工工资收入(自然对数)影响因素分析——模型 3

自变量	OLS(Beta)	Quantile 10	Quantile 25	Quantile 50	Quantile 75	Quantile 90
年龄	0.060	0.011	0.002	-0.0002	0.009*	0.007
教育	0.216***	0.072***	0.041***	0.042***	0.040***	0.039***
技术职称:以“无技术职称”为参照组						
初级	-0.027	0.014	0.008	-0.018	-0.083	-0.191**
中级	0.033	0.077	0.107**	-0.011	0.032	0.015
高级	0.079**	0.187	0.203**	0.084	0.162*	0.139
外语水平:以“一点也不懂”为参照组						
一般	0.057	0.072	0.135***	0.089*	0.062	-0.029
熟练	0.138***	0.244	0.286***	0.431***	0.604***	0.460***
父代收入	0.072**	0.012	0.005	0.010	0.020***	0.021**
性别	-0.092***	-0.135	-0.127***	-0.113**	-0.144***	-0.194***
婚姻	0.016	0.112	0.041	0.026	-0.041	-0.199***
家务劳动:以“从不做家务”为参照组						
少量	-0.149**	0.069	-0.314***	-0.138	-0.119	-0.204
每天做	-0.234***	-0.081	-0.409***	-0.262***	-0.142	-0.235*
工作类型	0.088***	0.083	0.126*	0.198***	0.152**	0.209**
管理位置:以“非管理人员”为参照组						
基层	0.111***	0.200*	0.194***	0.188***	0.182***	0.216**
中高级	0.141***	0.232	0.186**	0.266***	0.397***	0.866***
单位所有制	-0.096***	-0.083	-0.124***	-0.091**	-0.075*	-0.071
样本量	921	921	921	921	921	921
截距项	6.500***	5.136***	6.430***	6.654***	6.955***	7.407***
R <sup>2</sup>	0.272	0.140	0.135	0.140	0.173	0.218

注:1. \*\*\*代表  $p < 0.01$ ; \*\*代表  $p < 0.05$ ; \*代表  $p < 0.1$ ; 2. 括号内为标准误。

分位回归中,在 0.10 分位上,教育年限、基层管理人员对收入具有正向影响,这说明在收入水平较低的情况下,提高人力资本对于工资收入的增长具有重要的作用。在 0.25 分位上,对工





资收入构成正向的显著影响的因素包括:教育年限、中级技术职称、高级技术职称、外语水平、管理位置;而与工资收入负相关的变量是:性别、家务劳动。其中,家务劳动与工资收入的负相关非常高,系数为 $-0.409$ 。在 $0.50$ 分位上,通过检验的正相关变量有:教育年限、熟练的外语水平、工作类型、管理位置;通过检验的负相关变量包括:性别、几乎每天都做家务劳动、单位所有制。在 $0.75$ 分位上,通过检验的正相关变量有:教育年限、熟练的外语水平、父代收入、工作类型、管理位置;通过检验的负相关变量包括:性别。在 $0.90$ 分位上,通过检验的正相关变量包括:教育年限、熟练的外语水平、父代收入、工作类型、管理位置;而通过检验的负相关变量包括:低技术职称、性别、婚姻。可知(1)在人力资本方面,教育年限在收入的 $0.10$ 、 $0.25$ 、 $0.50$ 、 $0.75$ 、 $0.90$ 分位上均具有显著的影响,其系数分别是 $0.072$ 、 $0.041$ 、 $0.042$ 、 $0.040$ 、 $0.039$ ,且均在 $P < 0.01$ 的水平上显著,再次证明了人力资本中教育资本对提高工资水平的重要作用。“熟练的外语水平”在 $0.25$ 、 $0.50$ 、 $0.75$ 、 $0.90$ 分位上均对收入具有显著的影响。其系数分别为 $0.286$ 、 $0.431$ 、 $0.604$ 、 $0.460$ ,且在 $P < 0.01$ 的水平上显著。(2)性别对工资收入的系数在 $0.25$ 、 $0.50$ 、 $0.75$ 、 $0.90$ 分位上均比较显著,其非标准化系数分别为 $-0.127$ 、 $-0.113$ 、 $-0.144$ 、 $-0.194$ 。家务劳动中,“每天都做家务劳动”在 $0.25$ 、 $0.50$ 、 $0.90$ 分位上通过检验,其非标准化系数分别为 $-0.409$ 、 $-0.262$ 、 $-0.235$ ,数据显示随着收入水平的提高,家务劳动时间的影响力在逐渐下降。

综上,统计结果验证了假设2。在性别因素存在的前提下,家庭内的家务劳动的分工中,女性投入的家务劳动时间较长,并且投入的家务劳动时间越长,工资收入越低。在收入的不同分位点上,家务劳动的解释力不同,但都对工资收入具有负向作用。

### (三) 劳动力市场职业分割下回归分析模型结果

在模型中,劳动力市场的职业分割根据职业类别来进行分类,将国家机关、党群组织、企事业单位负责人,专业技术人员,办



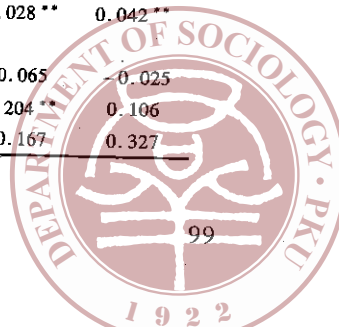




事人员和有关人员纳入一级劳动力市场；服务人员，生产运输工人等有关人员则纳入二级劳动力市场。

表 4 劳动力市场职业分割下 OLS 估计和分位数回归分析结果

一级劳动力市场——模型 4						
变量	OLS (Beta)	Quantile10	Quantile25	Quantile50	Quantile75	Quantile90
年龄	0.179***	0.011*	0.008	0.016**	0.021***	0.011
教育年限	0.334***	0.086***	0.078***	0.085***	0.088***	0.097***
技术职称：以“无技术职称”为参照组						
初级技术	-0.075*	-0.042	-0.050	-0.173	-0.258**	-0.351**
中级技术	-0.016	-0.0004	-0.026	-0.026	-0.053	-0.058
高级技术	0.086**	0.119	0.193*	0.141	0.070	0.096
外语水平：以“一点也不懂”为参照组						
一般	0.125**	0.265**	0.211***	0.191*	0.152	0.031
熟悉	0.157***	0.329**	0.308**	0.361**	0.462***	0.173
父代收入	0.065*	-0.012	-0.011	0.020	0.020	0.043***
党员	-0.073*	-0.050	-0.069	-0.150	-0.117	-0.087
性别	-0.045	-0.085	-0.044	-0.010	-0.068	-0.176*
婚姻	-0.023	0.050	0.048	-0.115	-0.131	-0.122
家务劳动：以“从不做家务”为参照组						
少量	-0.094	0.270	-0.160	-0.110	-0.037	-0.155
每天做	-0.190**	0.008	-0.269**	-0.217	-0.077	-0.298
工作类型	0.085**	-0.067	0.147	0.249	0.174	0.380**
管理位置：以“非管理人员”为参照组						
基层	0.175***	0.216**	0.403***	0.346***	0.319***	0.437***
中高层	0.192***	0.169	0.241***	0.354***	0.389***	0.699***
单位所有制	-0.163***	-0.029	-0.107*	-0.240***	-0.255***	-0.203**
样本量	478	478	478	478	478	478
截距项	5.621***	5.053***	5.682***	5.639***	5.922***	6.169***
R <sup>2</sup>	0.335	0.207	0.173	0.188	0.200	0.252
二级劳动力市场——模型 5						
变量	OLS (Beta)	Quantile10	Quantile25	Quantile50	Quantile75	Quantile90
年龄	0.008	0.011	-0.0004	0.001	-0.0002	0.002
教育年限	0.113**	0.055**	0.027**	0.018	0.028**	0.042**
技术职称：以“无技术职称”为参照组						
初级技术	0.058	-0.025	0.059	0.106	0.065	-0.025
中级技术	0.126***	0.121	0.101	0.106	0.204**	0.106
高级技术	0.051	0.145	0.015	0.076	0.167	0.327





(续表)

二级劳动力市场——模型 5						
变量	OLS (Beta)	Quantile10	Quantile25	Quantile50	Quantile75	Quantile90
外语水平:以“一点也不懂”为参照组						
一般	0.033	-0.048	0.070	0.143 **	0.082	-0.054
熟练	0.116 **	-0.035	0.293	0.170	0.507 **	0.224 ***
父代收入	0.139 ***	0.045 *	0.020 *	0.012	0.025 **	0.021
党员	0.017	-0.034	-0.068	-0.038	0.049	0.215
性别	-0.175 ***	-0.169	-0.334 ***	-0.232 ***	-0.196 **	-0.184
婚姻	0.055	0.172	0.161 **	0.119 *	0.013	-0.101
家务劳动:以“从不做家务”为参照组						
少量	-0.134	-0.210	-0.244 **	-0.173 *	-0.159	0.010
每天做	-0.227 **	-0.450	-0.307 **	-0.282 ***	-0.215 *	-0.013
工作类型	0.113 **	0.267	0.106	0.131	0.158	0.289 **
管理位置:以“非管理人员”为参照组						
基层	0.048	0.190	0.175 **	0.094	0.133	0.102
中高层	0.019	-0.226	0.157	0.066	-0.220	0.702 ***
单位所有制	-0.002	-0.007	-0.058	-0.016	-0.005	0.082
样本量	450	450	450	450	450	450
截距项	6.353 ***	5.210 ***	6.338 ***	6.617 ***	6.727 ***	6.653 ***
R <sup>2</sup>	0.186	0.139	0.126	0.104	0.107	0.116

在表 4 中,比较 OLS 分析下二元劳动力市场的收入影响因素。在一级劳动力市场中,年龄、教育年限、高级技术职称、一般的外语水平、熟练的外语水平对收入有正向影响;每天都做家务劳动、单位所有制则会降低工资收入。在二级劳动力市场中,教育年限、中级技术职称、熟练的外语水平、父代收入、工作类型对收入有正向影响;性别、每天都做家务劳动则降低了工资收入。综合而言,(1) 人力资本在一级劳动力市场和二级劳动力市场中都对收入具有显著的正向作用,但人力资本在一级劳动力市场中对工资收入的影响大于在二级劳动力市场中的影响,并且差异比较明显。(2) 在二级劳动力市场中,性别与工资收入水平呈现明显的负相关,系数为 -0.175,说明相对于男性,女性的工资水平可能降低 17.5%。这说明在性别集聚的二级劳动力市场中,性别因素对收入的负影响作用是存在的,这验证了本文的假设 3。





分位回归统计结果在一定程度上表现出了与 OLS 估计的差异性。在 0.10 分位上,在一级劳动力市场中,教育年限、一般外语水平、熟练的外语水平对收入有显著的影响;在二级劳动力市场中,教育年限对收入形成显著的影响。可知(1)在一级劳动力市场中,人力资本对于相关职业工资收入水平的贡献比在二级劳动力市场中较大。在 0.25 分位上,在一级劳动力市场中,教育年限、一般的外语水平、熟练的外语水平、几乎每天都做家务劳动对收入有显著的影响。在二级劳动力市场中,教育、性别、婚姻、少量的家务劳动、几乎每天都做家务劳动均对收入形成显著的影响。可知(2)在 0.25 分位上,二级劳动力市场中,在控制其他变量的情况下,以男性为参照组,女性的工资收入将可能降低 33.4%,但是在一级劳动力市场中性别因素则不显著。并且,在一级劳动力市场中,人力资本对工资收入的贡献比在二级劳动力市场中要高。在 0.50 分位上,在一级劳动力市场中,年龄、教育年限、熟练的外语水平对收入有显著的影响。在二级劳动力市场中,一般的外语水平、性别、几乎每天都做家务劳动对收入形成显著的影响。可知,在中等工资收入水平上,在一级劳动力市场中,在控制其他变量的情况下,熟练的外语水平令工资水平提高 36.1%,管理位置的提高也有助于工资水平的提高。而在二级劳动力市场中,一般的外语水平令工资提高 14.3%,性别的因素令女性的工资水平降低了 23.3%。可知(3)在 0.50 分位上,人力资本在一级劳动力市场对收入的影响高于二级劳动力市场;性别对工资收入的影响在二级劳动力市场中检验显著,在一级劳动力市场中则不显著。在 0.75 分位上,在一级劳动力市场,年龄、教育年限、初级技术职称、熟练的外语水平对收入有显著影响。在二级劳动力市场,教育年限、中级技术职称、熟练的外语水平、性别对收入有显著影响。可知(4)在较高水平的工资收入水平上,人力资本对两个劳动力市场的工资水平均有显著的正向回报;在二级劳动力市场中,性别的负向影响依然存在。在 0.90 分位上,在





一级劳动力市场上,教育年限、初级技术职称等对收入具有显著的影响。在二级劳动力市场中,教育、熟练的外语水平等均对收入形成显著的影响。

综上所述,模型4和模型5的检验结果验证了假设3。在二级劳动力市场中,性别因素对工资收入的负向作用较大,且人力资本的正向作用较小;在一级劳动力市场中,性别因素对工资收入的负向作用较小甚至不明显;人力资本的正向作用则比较明显。性别因素和人力资本在收入的各分位点存在着差异。

## 五、结论

本文从人力资本理论和社会性别理论出发,旨在探讨性别视角下城镇职工工资收入的影响因素。通过OLS估计和分位数回归模型的检验,数据结果总结如下:

人力资本水平越高,则越有助于提高收入水平。在本研究中,人力资本主要包括教育程度、技术职称、外语水平,它们在不同分位点上影响程度不同。人力资本在不同情境下表现不同。(1)无论是在体制内还是在体制外,人力资本都对工资水平具有正向回报作用;在体制内,年龄对工资收入的影响比较显著,而在体制外,年龄的影响作用则不显著。在分位回归分析下,收入水平越高,人力资本对收入的正向作用越明显。说明,随着市场化水平的提高,人力资本水平越高,对收入的正向作用也越高,这是我们预见的积极的发展趋势。(2)无论是在一级劳动力市场还是在二级劳动力市场中,人力资本都对工资收入具有显著的正向作用,但是人力资本在一级劳动力市场中对工资收入的正向回报要高于二级劳动力市场。

性别对工资收入的负向作用仍然普遍存在。但其对工资收入的影响在不同情境下表现出差异性特征。(1)无论在体制内还是在体制外,以男性为参照系,女性都对工资收入具有明显的





负向作用。但本文的数据结果表明,体制外女性的工资收入受到的性别歧视比体制内更严重。但参考体制外人力资本对工资收入的更高的回报率,我们有理由认为,随着改革的深入,性别因素对收入的负向作用将会逐渐降低。(2)在一级劳动力市场中,性别对收入的负向作用并不显著,在各个分位点上也并不显著;而在二级劳动力市场中,性别对收入的负向作用比较显著,除了10%和90%分位点,性别的负向作用在各个分位点上都比较显著。

家务劳动与性别显著相关,家务劳动仍旧是“女性的工作”。在控制其他变量的情况下,以“从不做家务劳动”为参照组,家务劳动频次越高,时间越长,则工资收入越低。在收入的不同分位点上,其影响程度有所不同。

以上诸点结论基本上支持了本文提出的三个假设,同时也概括了劳动力市场上工资收入的一些特点。首先,本文证实了在家务劳动分工上,家务劳动时间越长则工资收入越低。本文对家务劳动的理论假设以及实证分析,弥补了当前研究对这一部分的疏漏。更重要的意义在于将家务劳动视为劳动分工的一部分,意味着将其解释力和代表意义置于更重要的位置。劳动分工分为公共领域和私人领域,对应着公共领域的劳动力市场,私人领域——家庭内部的劳动分工,也应对收入具有重要的影响作用。

回顾最初的疑问,为何在市场转型过程中收入性别差距会逐渐拉大呢?一是由于转型过程中,在市场高效率原则的影响下,由于性别刻板印象的存在,在缺乏国家保护的完全竞争的劳动市场中,女性的劳动效率被认为是低于男性的,因而形成了劳动力市场职业隔离,进而影响了女性的工资收入;二是由于改革后“家庭”因素的凸显,亦影响了劳动者尤其是女性劳动者的群体特征,进而造成对工资收入的影响。

本文认为,在不同的劳动市场,劳动者的工资收入同时受到人力资本、性别因素的影响。社会性别作为一种意识形态的长期





存在,无论是在私人领域——家庭内的家务劳动分工,还是在公共领域——劳动力市场中,性别依旧作为一个独立的因素影响两性工资收入水平,其根本的影响机制就是性别的不平等。由于性别不平等,即使在同等人力资本存量下,受到劳动力市场职业性别隔离的影响,女性职工的工资收入也会低于男性;同等人力资本水平下,在家庭内部家务劳动分工上,家务劳动通常也是属于“女性的工作”,降低了女性在劳动力市场的优势,从而影响女性的工资水平。当然,随着社会不断向现代化发展,有更多的女性在追求职业上的发展,但是不可否认的是,带有性别色彩的家务劳动分工,始终作为一个重要影响变量影响着两性的收入水平。

### 参考文献

贝蒂·弗里丹著,程锡麟、朱微、王晓路译:《女性的奥秘》,四川人民出版社1990年版,第15—18页。

戴园晨、黎汉明:《双轨体制下工资收入及其对劳动力供需的调节》,《经济学动态》1995年第10期,第11—21页。

郝大海、李路路:《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》2006年第2期,第110—124页。

李春玲、李实:《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》2008年第2期,第94—117页。

李实、马欣欣:《中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析》,《中国人口科学》2006年第5期,第2—13页。

李小江:《性别角色与社会发展笔谈(二)——男女平等:在中国社会实践中的失与得》,《社会学研究》1995年第1期,第92—97页。

李晓宁:《职业分割、性别歧视与工资差距》,《财经科学》2008年第2期,第88—96页。

斯蒂芬·鲁斯、海迪·哈特曼著,蔡文之译:《长期的性别差异》,美国《挑战》杂志2004年第9/10月号。





谭琳、卜文波:《中国在业人口职业、行业性别隔离状况及其成因》,《妇女研究论丛》1995年第1期,第24—28页。

王美艳:《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》2005年第12期,第35—44页。

王天夫、赖扬恩、李博柏:《城市性别收入差异及其演变:1995—2003》,《社会学研究》2008年第2期,第23—53页。

吴愈晓、吴晓刚:《1982—2000:我国非农职业的性别隔离研究》,《社会》第28卷2008年第5期,第128—152页。

吴愈晓、吴晓刚:《城镇的职业性别隔离与收入分层》,《社会学研究》2009年第4期,第88—111页。

杨东平、柴纯青:《教育蓝皮书:中国教育发展报告(2009)》,社会科学文献出版社2009年版。

杨菊华:《两性收入差异的长期变动趋势及影响因素分析》,《妇女研究论丛》2008年第4期,第10—19页。

张维迎、周黎安、顾全林:《高新技术企业的成长及其影响因素:分位回归模型的一个应用》,《管理世界》2005年第10期,第94—101、112页。

张展新:《市场化转型中的城市女性失业:理论观点与实证发现》,《市场与人口分析》第10卷2004年第1期,第1—9页。

中国妇女地位调查课题组:《第二期中国妇女社会地位调查主要数据报告》,《妇女研究论丛》2001年第5期,第4—12页。

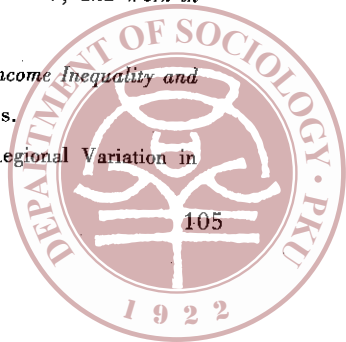
左际平、蒋永萍:《社会转型中城镇妇女的工作和家庭》,当代中国出版社2009年版,第26、88—90页。

Barbara Reskin. 1993, "Sex Segregation in the Workplace," *Annual Review of Sociology*: 19, pp. 241—270.

Bian, Yanjie, John Logan & Shu Xiaoling. 2000, "Wage and Job Inequality in the Working Careers of Men and Women in Tianjin," In Barbara Entwisle & Gail Henderson (eds.) *Redrawing Boundary: Gender, Households, and Work in China*. Berkeley: U. C. Press.

Gustafsson, B, Li Shi & Terry Sicular (eds.). 2008, *Income Inequality and Public Policy in China*. Cambridge: Cambridge University Press.

Hauser, Seth M. & Yu Xie. 2005, "Temporal and Regional Variation in





Earnings Inequality: Urban China in Transition Between 1988 and 1995," *Social Science Research*:34.

Hochschild, Arlie. 1989, *The Second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*. New York: Viking Home.

Liu, Pak-Wai, Xin Meng& Junsen Zhang. 2000. "Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy," *Journal Population Economics*:13.

Matt L. Huffman and Philip N. Cohen. 2004, "Occupational Segregation and the Gender Gap in Workplace Authority: National versus Local Labor Markets," *Sociological Forum*: 19(1), pp. 121—147.

Roger, Koenker. 2005, *Quantile Regression*. Cambridge: Cambridge University Press.

Shu, Xiaoling& Bian Yanjie. 2002, "Intercity Variation in Gender Inequalities in China: Analysis of a 1995 National Survey," *Research in Social Stratification and Mobility*:19.

Zhou, Xueguang. 2000, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data," *American Journal of Sociology*: 4, p. 105.

