

性别工资差异缘何扩大? ——基于职业分割的分析视角

郭凤鸣 张世伟*

摘要 基于职业分割的视角,本文建立了中国城镇居民的就业方程和工资方程,提出工资差异变动分解方法,并依据中国城镇家庭收入调查数据,对城镇劳动力市场中的性别工资差异变动进行分解分析。研究表明,1995年至2002年间,性别工资差异呈扩大趋势;性别工资差异的扩大完全是由性别歧视的加剧造成的;性别歧视的加剧不仅体现在职业内部针对女性工资歧视的加剧,而且体现在针对女性职业分割的就业歧视的加剧。因此,政府设计和实施公平的就业制度和工资分配制度,将有助于抑制性别工资差异的持续扩大。

关键词 职业分割 性别歧视 工资歧视 工资差异

一、引言

在计划经济时代,由于中国政府推行男女性别平等的就业制度和工资分配制度,城镇劳动力性别工资差异并不明显。经济改革以来,伴随着计划经济向市场经济的转型,就业体制和工资分配机制发生了根本改变,男性和女性在就业和工资方面的性别差异逐渐显露出来。现有的许多研究表明,在中国城镇劳动力市场中,一方面,性别工资差异呈现出逐渐扩大的趋势(Gustafsson and Li, 2000; 张丹丹, 2004; 李春玲和李实, 2008);另一方面,处于竞争劣势的女性劳动力就业越来越困难(朱镜德, 2005; 姚先国和谢嗣胜, 2006; 姜向群, 2007)。性别工资差异的扩大是主要来源于性别间人力资本特征等个体特征差异的扩大,还是主要来源于针对女性的性别歧视的加剧?性别歧视的加剧是主要表现为职业内部同工不同酬的工资歧视的加剧,还是主要表现为针对女性职业分割的就业歧视的加剧?关于这些问题的解答,不仅有助于我们对劳动力市场运行规律的理解,而且有助于我们对劳动力市场制度的评价和设计。

根据职业拥挤假说^①,女性常常被有意地分割在某些特定的职业范围内,这些职业由于女性劳动供给的增加形成职业拥挤,职业拥挤导致职业工资水平降低,进而导致女性工资水平低于男性(Bergmann, 1971)。从20世纪70年代开始,一些经济学者陆续提

* 郭凤鸣:吉林大学商学院, E-mail: fengming3210@yahoo.cn, 通讯地址:长春市前进大街2699号,邮编:130012;张世伟:吉林大学数量经济研究中心, E-mail: swzhang64@yahoo.com.cn, 通讯地址:长春市前进大街2699号,邮编:130012。作者感谢吉林大学博士科研启动基金项目的支持;感谢匿名审稿人的宝贵修改意见,文责自负。

① 职业拥挤假说认为,雇主或者雇员由于存在偏见或出于维护个人利益等将某群体成员限制在某些职业之外,使得他们不得不选择其他职业,该群体成员在较少类型职业中的“拥挤”直接导致他们工资水平的降低,从而形成了与其他群体间的工资差异(Bergmann, 1974)。

出一些依据截面数据分析职业分割对性别工资差异影响的方法,如 Bergmann(1971)提出通过在工资方程中引入职业内部女性比例变量分析职业分割对性别工资差异影响的方法,Brown等(1980)提出能够度量职业分割和职业内部工资歧视对性别工资差异影响的全因素分解法,Appleton等(1999)提出无歧视就业结构和工资结构分析方法。如果将截面数据分析方法直接应用于不同的年份,并通过对不同年份结果的比较来分析职业分割对性别工资差异变动的影响,将会由于无法考虑价格因素变动和职业分布变动对工资决定的作用而影响研究结论的准确性。为此,Juhn等(1993)提出了一个工资差异变动的趋势分解方法,但该方法并没有考虑职业分割对工资差异的影响。随后,Carrington等(1996)将Juhn等(1993)方法和Brown等(1986)方法相结合,提出性别工资差异的趋势分解方法,为分析职业分割对工资差异变动的影响提供了研究思路。然而,Carrington等(1996)方法只能分解出职业分布变动对工资差异变动的影响,无法分析特征差异变动和就业歧视变动对工资差异变动的影响(Zveglic and Rodgers 2004)。

目前,关于中国劳动力市场中职业分割对性别工资差异影响的研究主要应用Brown等(1986)方法,大多数研究结果表明,职业分割对性别工资差异产生了重要影响(Meng and Miller,1995; Meng,1998; 李实和马欣欣,2006; 李晓宁,2008),但仍有一些研究认为职业分割对性别工资差异的影响较弱(杜凤莲和范幸丽,2005; 姚先国和黄志岭,2008; Wang and Cai,2008)。研究结果之所以产生较大差异,主要缘于数据存在时间和空间差异。事实上,由于中国劳动力市场发育不成熟,职业分割将会在相当长的时期存在,职业分割作为性别歧视的主要方面势必会对性别工资差异产生影响。因此,研究职业分割对性别工资差异变动影响就显得更具意义。

本文拟借鉴Carrington等(1996)方法,提出分解性别工资差异变动的方法,并依据1995年和2002年中国城镇家庭收入调查数据,对中国城镇劳动力市场中的性别工资差异变动进行分解分析,度量职业分割对性别工资差异变动的影响。本文的第二部分对数据进行统计描述,第三部分论述分析方法,第四部分对回归结果进行分析,第五部分对性别工资差异变动分解结果进行分析,最后给出本文的研究结论。

二、数据的统计描述

本文使用的数据来自中国社会科学院经济研究所“中国城乡居民收入分配”课题组1995年和2002年住户抽样调查数据(CHIP),调查覆盖了中国东部、中部和西部的12个省和直辖市,调查内容涉及个人(和家庭)的基本人口信息、收入与财产信息和劳动力市场状态信息。根据研究的需要,本文首先将样本限定于在城镇居住的16岁至60岁之间的劳动年龄人口,其次在样本中删除了退休、离休、正在求学和没有劳动能力的个体,得到1995年样本12331个,2002年样本11065个。

表1给出了1995年和2002年各职业男性和女性的平均小时工资^①,可以发现,在1995年和2002年,男性平均工资和女性平均工资的差异分别为0.42元和0.82元,女

性平均工资与男性平均工资之比由 0.88 下降到 0.86,性别工资差异明显增大。在 1995 年,女性负责人和技术工人的工资水平略高于男性相应职业人员的工资水平,可能由于女性成为单位负责人和技术人员需要付出更多的努力和具有更高的人力资本水平,从而导致只有能力较高的女性才能进入这两类职业的缘故。而对于其他职业,女性的工资水平均低于男性的工资水平。在 2002 年,所有职业中男性的工资水平均高于女性,表明职业内部的性别工资差异对总体性别工资差异具有重要的影响。

与 1995 年相比,2002 年所有职业的平均工资水平都有明显提高,主要缘于中国经济的持续增长。从各职业内部来看,负责人和专业技术人员工资水平提高最多,而工人和其他职业人员工资水平提高最少。比较男性和女性的工资水平变化可以发现,除专业技术人员外,其他职业内部性别工资差异均有所扩大,进而导致了总体性别工资差异的扩大。

表 1 1995 年和 2002 年各职业男性和女性的平均小时工资

职 业	1995 年		2002 年	
	男 性	女 性	男 性	女 性
负责人	3.83	3.96	7.55	7.34
专业技术人员	3.78	3.48	7.15	6.63
办事人员	3.25	3.04	5.89	5.42
技术工人	3.11	3.53	4.99	4.31
非技术工人	2.63	2.34	4.01	3.55
其他职业人员	2.99	2.55	3.98	3.31
总体	3.36	2.94	5.78	4.96

性别工资差异变化不仅取决于职业内部工资水平性别差异变化,而且取决于性别职业分割差异变化。表 2 给出了 1995 年和 2002 年男性和女性就业状况的统计结果,可以发现,在 1995 年,男性和女性失业率分别为 8.08% 和 13.06%,即男性失业率明显低于女性,这意味着劳动力市场中可能存在针对女性的就业歧视;从职业分布来看,女性负责人的比例仅为 4.78%,远低于男性负责人的比例 15.31%;男性技术工人的比例高于女性 8.03 个百分点;而女性办事人员和非技术工人的比例分别高于男性 2.02 个百分点和 7.92 个百分点,这说明男性在高工资职业中代表性过重,而女性在低工资职业中代表性过重。Duncan 和 Duncan(1955)提出了度量职业分割的 Duncan 系数^①:

$$s = 1/2 \sum_i |u_i - r_i| \quad (1)$$

其中, u_i 和 r_i 分别表示两类劳动力在第 i 类职业的比例,可以计算得出 1995 年男性和女性的职业分割 Duncan 系数为 0.1883。这说明 1995 年城镇劳动力市场存在明显的性别职业分割。

在 2002 年,男性失业率较 1995 年没有明显变化,但女性失业率上升了 0.81 个百分

^① Duncan 系数描述的是如果一类劳动力继续留在现有的工作岗位上,为了使两类劳动力具有相同的职业分布,另一类劳动力不得不改变自己职业的比例。Duncan 系数越大,职业分割越严重。rights reserved. <http://www.cnki.net>

点,这说明女性就业更加困难。从职业分布来看,虽然男性和女性负责人的比例均较1995年有所降低,但女性负责人的比例仍低于男性9.8个百分点;女性专业技术人员的比例高于男性1.05个百分点,办事人员和非技术工人的比例分别高于男性4.07和1.59个百分点,而技术工人的比例低于男性11.77个百分点;男性和女性职业分割的Duncan系数为0.2238,这说明性别职业分割与1995年相比更加严重,职业分割和职业内部工资差异是导致性别工资差异扩大的重要原因。

表2 1995年和2002年男性和女性就业状况

就业状态	1995年		2002年	
	男性	女性	男性	女性
失业人口	512	783	480	709
负责人	970	292	826	208
专业技术人员	1 243	1 186	1 091	990
办事人员	1 125	1 185	971	1 041
技术工人	1 493	931	1 328	538
非技术工人	710	1 146	475	489
其他职业人员	284	471	784	1 135
样本量	6 337	5 994	5 955	5 110

根据工资理论,个体工资获得主要取决于个体的人力资本水平,个体特征变化是导致性别工资差异变化的原因之一。表3给出了1995年各职业中男性和女性个体特征的统计结果^①,可以发现,负责人和专业技术人员平均受教育年限较高,而非技术工人和其他职业人员平均受教育年限较低;负责人和专业技术人员平均经验较高,而非技术工人和其他职业人员平均经验较低。较高的人力资本水平意味着较高的收入,这是负责人和专业技术人员工资高于非技术工人和其他职业人员的重要原因。从工作单位类型来看,负责人和专业技术人员在国有企业就业的比例明显高于非技术工人和其他职业人员在国有企业就业的比例^②。这是由于国有企业具有垄断性质导致了负责人和专业技术人员工资水平要高于非技术工人和其他职业人员。在每个职业内部,男性的平均受教育年限、平均经验和国有企业从业人员比例均明显高于女性,意味着男性的工资水平要高于女性。

表4给出了2002年男性和女性个体特征的统计结果,可以发现,与1995年相比,劳动力受教育年限明显提高,这主要缘于改革开放带来中国教育事业的持续发展,有利于劳动生产率的提高;负责人和专业技术人员的平均经验水平下降,而办事人员、技术工人和非技术工人的平均经验水平均有所提高,这有助于抑制职业间工资差距的扩大;家

① 在1995年和2002年,关于职业分类存在差异。为了使两年结果具有可比性,本文将2002年较详细的职业分类归并为与1995年一致的6大类。

② 按照1995年统计数据分类,将中央、省级和地方全民所有制企业归为国有企业。为使数据具有可比性,将2002

庭人口数明显减少,这与中国人口结构是一致的;非劳动收入水平明显提高,意味着劳动力的家庭负担减轻;男性和女性在国有企业和集体企业就业的比例都明显下降,而在其余类型部门就业的比例明显上升,这一特征可能与中国经济体制改革有关,其对个体工资的影响是不确定的。

表3 1995年男性和女性个体特征统计

个体特征	负责人		专业技术人员		办事人员		技术工人		非技术工人		其他职业人员	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
受教育年限	12.39	11.93	13.08	12.42	11.22	10.88	9.73	9.47	9.11	8.81	10.50	9.56
经验	25.95	24.34	22.28	20.23	19.65	17.31	20.04	17.81	18.20	17.17	18.52	16.67
已婚	0.98	0.99	0.93	0.92	0.90	0.89	0.84	0.88	0.83	0.91	0.83	0.84
家庭人口数	3.27	3.30	3.23	3.22	3.34	3.26	3.37	3.30	3.36	3.33	3.32	3.35
非劳动收入	6.29	8.68	6.45	8.28	5.94	7.16	5.83	7.01	5.32	6.58	6.36	6.75
国有企业(%)	92.30	86.96	93.12	91.01	90.13	83.49	84.15	75.50	82.91	66.15	80.57	67.32
集体企业(%)	7.31	11.74	6.45	8.11	8.92	14.95	13.99	23.41	16.24	32.56	12.95	25.68
个体私营(%)	0.00	0.43	0.00	0.11	0.12	0.00	0.09	0.16	0.00	0.00	2.16	1.17
外资合资(%)	0.26	0.87	0.32	0.55	0.83	1.44	1.58	0.62	0.64	0.90	3.60	3.11
其他类型(%)	0.13	0.00	0.11	0.22	0.00	0.12	0.19	0.31	0.21	0.39	0.72	2.72
样本量	766	230	946	913	841	836	1079	645	468	774	139	257

注:非劳动收入指家庭其他成员年收入(单位:千元),下同。

表4 2002年男性和女性个体特征统计

个体特征	负责人		专业技术人员		办事人员		技术工人		非技术工人		其他职业人员	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
受教育年限	13.05	13.07	13.40	13.12	12.16	12.11	9.99	10.36	9.52	9.37	9.95	10.09
经验	25.80	23.36	20.52	18.47	21.04	18.78	22.53	19.06	21.69	18.24	18.78	16.03
已婚	0.98	0.93	0.90	0.86	0.87	0.86	0.89	0.92	0.88	0.92	0.83	0.84
家庭人口数	3.03	2.97	3.11	3.08	3.20	3.12	3.19	3.16	3.23	3.18	3.27	3.24
非劳动收入	13.23	17.10	14.40	17.98	13.53	17.42	11.02	13.80	10.26	13.18	12.28	13.54
国有企业(%)	83.68	83.18	78.06	79.13	78.69	77.28	63.84	59.66	59.22	51.35	23.84	33.06
集体企业(%)	4.99	6.25	3.66	6.31	4.54	6.04	6.64	13.13	10.41	17.73	6.25	10.18
个体私营(%)	1.46	0.96	5.72	3.67	5.38	4.3	10.3	6.57	11.5	11.13	58.14	43.65
外资合资(%)	1.34	1.92	3.09	1.93	1.79	2.66	3.2	1.88	2.17	2.47	2.03	2.2
其他类型(%)	8.53	7.69	9.47	8.96	9.6	9.72	16.02	18.76	16.7	17.32	9.74	10.91
样本量	821	208	1067	982	948	977	1311	533	461	485	688	953

与1995年相比,在所有职业中女性受教育年限提高的幅度均大于男性,在负责人、技术人员和其他职业人员中女性受教育年限超过了男性;在女性受教育水平快速提升的同时,男性和女性平均经验差距却有所增大。由于教育回报率通常远高于经验回报率,因此理论预期女性知识水平的提升有助于抑制性别工资差异的扩大。

三、分析方法

为了度量职业分割对性别工资差异变化的影响,首先需要应用工资方程对个体异质性加以控制,然后对工资差异进行分解分析。

(一) 工资方程设定

工资方程是度量性别工资差异的基础,工资方程通常设定为如下形式:

$$\ln W_{ij} = X_{ij}\beta_j + u_{ij} \quad (2)$$

其中 $j=1, 2, \dots, J$ 表示职业类型, $\ln W_{ij}$ 表示个体 i 小时工资对数, X_{ij} 表示影响个体 i 的特征变量, β 表示相应变量的回归系数, $u_i \sim N(0, \sigma^2)$ 为随机误差项。

由于个体就业选择(和职业选择)可能具有非随机性,因而需要对样本选择偏差进行修正(Heckman, 1979)。假设个体面临 7 种选择:失业、负责人、专业技术人员、办事人员、技术工人、非技术工人或其他职业(分别用 $j=0, \dots, 6$ 表示),则首先对个体的就业选择建立条件 Logit 模型:

$$P_{ij} = e^{Z_{ij}\gamma_j} / (1 + \sum_{j=1}^J e^{Z_{ij}\gamma_j}) \quad (3)$$

其中 P_{ij} 表示个体 i 在 j 类职业就业(或失业)的概率, Z_{ij} 表示影响个体 i 就业(和职业)选择的特征变量。借鉴 Lee(1983)、Trost 和 Lee(1984)的两步骤估计方法,应用极大似然 Logit 方法估计就业选择的概率,进而构建类似于 Heckman 两阶段法中的逆米尔斯比:

$$\lambda_{ij} = \phi(H_{ij}) / \Phi(H_{ij}) \quad (4)$$

其中 $H_{ij} = \Phi^{-1}(P_{ij})$, $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的密度函数和累积密度函数。然后将估计得到的 λ_{ij} 作为一个解释变量加入到工资方程中:

$$\ln W_{ij} = X_{ij}\beta_j + \lambda_{ij}\eta_j + u_{ij} \quad (5)$$

其中 η_j 表示选择偏差修正项 λ_j 的系数。如果系数 η_j 显著,表明进行样本选择偏差修正是必要的,对工资方程(5)式进行 OLS 回归可以得到参数的无偏估计;如果系数 η_j 不显著,则可以直接对工资方程(2)式进行 OLS 回归。

根据就业理论,个体的就业和职业选择与其教育背景、年龄、婚姻状况、家庭地位和地区经济环境密切相关。因此,本文选择受教育年限、年龄、年龄平方、已婚(虚拟变量,以未婚作为参照组)、家庭人口数、非劳动收入和地区(虚拟变量,以东部地区作为参照组)作为个体就业选择方程的解释变量。

根据人力资本理论,个体工资的获得主要取决于其教育背景和实践背景。同时,个体家庭背景、工作单位和地区环境也可能对个体工资获得产生影响。因此,本文选择受教育年限、经验、经验平方、已婚(虚拟变量,以未婚作为参照组)、家庭人口数、非劳动收入、工作单位类型(虚拟变量,以国有企业作为参照组)和地区(虚拟变量,以东部地区作为参照组)作为个体工资方程的解释变量。

(二) 工资差异变动分解方法

借鉴 Brown 等(1980)的工资差异分解方法,假设男性和女性的工资差异可以分解为:

$$\begin{aligned}
 \ln \bar{W}_{mt} - \ln \bar{W}_{ft} &= \sum_j P_{mjt} \ln \bar{W}_{mjt} - \sum_j P_{fjt} \ln \bar{W}_{fjt} \\
 &= \sum_j P_{fjt} (\bar{X}_{mjt} - \bar{X}_{fjt}) \hat{\beta}_{mjt} + \sum_j P_{fjt} \bar{X}_{fjt} (\hat{\beta}_{mjt} - \hat{\beta}_{fjt}) \\
 &\quad + \sum_j \ln \bar{W}_{mjt} (P_{mjt} - \hat{P}_{fjt}) + \sum_j \ln \bar{W}_{mjt} (\hat{P}_{fjt} - P_{fjt}) \quad (6) \\
 &= \sum_j P_{fjt} (\ln \bar{W}_{mjt} - \ln \hat{W}_{fjt}) + \sum_j P_{fjt} (\ln \hat{W}_{fjt} - \ln \bar{W}_{fjt}) \\
 &\quad + \sum_j \ln \bar{W}_{mjt} (P_{mjt} - \hat{P}_{fjt}) + \sum_j \ln \bar{W}_{mjt} (\hat{P}_{fjt} - P_{fjt})
 \end{aligned}$$

其中 $\ln \bar{W}_{mj}$ 和 $\ln \bar{W}_{fj}$ 分别表示 j 类职业中男性和女性小时工资对数的均值; \bar{X}_{mj} 和 \bar{X}_{fj} 分别表示 j 类职业中男性和女性特征均值; $\hat{\beta}_{mj}$ 和 $\hat{\beta}_{fj}$ 分别为 j 类职业中男性和女性工资方程回归系数; \hat{P}_{fj} 表示按照男性就业状况预测的女性在 j 类职业就业的比例, $\ln \hat{W}_{fjs} = \bar{X}_{fjs} \hat{\beta}_{mjs}$ 。

依据方程(6)式,性别工资差异被分解为四部分:右端第一项表示职业内男性和女性特征差异导致的工资差异,为职业内可解释的工资差异;第二项表示职业内男性和女性工资方程特征回报差异导致的工资差异,为职业内不可解释的工资差异,可视为职业内部工资歧视的作用;第三项和第四项表示男性和女性职业分布差异导致的职业间工资差异,其中第三项表示如果女性拥有与男性相同的就业结构,女性预测职业分布与男性职业分布差异导致的工资差异,为职业间工资差异可解释部分;第四项表示如果女性拥有与男性相同的就业结构,女性预测职业分布与实际职业分布差异导致的工资差异,为职业间工资差异的不可解释部分,可视为职业间就业歧视的作用。

借鉴 Appleton 等(1999)的工资差异变动分解方法,可以将 s 年和 t 年间性别工资差异变动分解为:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln \bar{W}_t - \Delta \ln \bar{W}_s &= \sum_j P_{fjt} \Delta_{t-s} (\ln \bar{W}_{mj} - \ln \hat{W}_{fj}) + \sum_j P_{fjt} \Delta_{t-s} (\ln \hat{W}_{fj} - \ln \bar{W}_{fj}) \\
 &\quad + \sum_j \ln \bar{W}_{mjt} \Delta_{t-s} (P_{mjt} - \hat{P}_{fjt}) + \sum_j \ln \bar{W}_{mjt} \Delta_{t-s} (\hat{P}_{fjt} - P_{fjt}) \quad (7) \\
 &\quad + \sum_j (P_{fjt} - P_{fjs}) (\ln \bar{W}_{mjt} - \ln \bar{W}_{fjt}) \\
 &\quad + \sum_j (\ln \bar{W}_{mjt} - \ln \bar{W}_{mjs}) (P_{mjt} - P_{fjt})
 \end{aligned}$$

其中 Δ 表示男性和女性的差异, Δ_{t-s} 表示 t 年和 s 年的差异。(7)式右端第一项表示职业内部男性和女性特征差异变动导致的工资差异变动,为工资差异变动的可解释部分;第二项表示职业内部工资歧视变动导致的工资差异变动,为工资差异变动中不可解释部分;第三项表示职业间男性和女性合理职业分布差异变动导致的工资差异变动,为工资差异变动可解释部分;第四项表示男性和女性在职业间就业歧视变动导致的工资差异变动,为工资差异变动的不可解释部分;第五项表示职业内部性别工资差异不变,职业

业分布变动导致的工资差异变动,为工资差异变动的可解释部分;第六项表示男性和女性在职业间分布不变,职业内部工资结构变动导致的职业间工资差异变动,为工资差异变动的可解释部分。

四、回归结果分析

依据1995年和2002年中国城镇家庭收入调查数据,分别对男性和女性的就业方程进行回归(结果见表5—表8)。可以发现,不论是在1995年还是在2002年,与失业人员相比,负责人、专业技术人员和办事人员的受教育年限系数都显著为正,而其他职业受教育年限系数显著为负,这表明教育水平越高越有助于个体从事高工资的职业;各职业女性受教育年限系数大于男性,这表明受教育水平的提高有助于女性的职业选择;个体就业倾向随着年龄增加呈现先上升后下降的趋势,且年龄越大的个体成为负责人的可能性越大,女性年龄变量的系数普遍高于男性,这表明年龄对女性就业倾向的影响大于男性;男性负责人、专业技术人员和办事人员的已婚变量回归系数显著为正,而女性已婚变量回归系数大多显著为负,这表明已婚男性由于承担更多家庭经济责任,更倾向于在工资水平较高的职业中就业,而已婚女性由于承担更多照顾家庭的责任,更倾向于失业或在相对清闲的职业中就业;户主身份对男性和女性就业的影响都是显著的,这表明户主承担更多的家庭责任,因而更倾向于就业;地区变量的回归系数大多显著为负,表明中部、西部地区个体与东部地区个体相比更容易失业,其中女性的这一特征比男性表现得更加明显。

表5 1995年男性就业方程回归结果(以失业作为参照组)

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术工人	非技术工人	其他职业人员
受教育年限	0.2365 ***	0.3073 ***	0.0414 **	-0.2114 ***	-0.3378 ***	-0.1516 ***
年龄	0.5972 ***	0.3472 ***	0.3038 ***	0.3674 ***	0.3508 ***	0.2472 ***
年龄平方	-0.0063 ***	-0.0038 ***	-0.0039 ***	-0.0048 ***	-0.0049 ***	-0.0033 ***
已婚	0.7634 **	0.3981 *	0.5505 **	-0.1929	-0.1004	0.0472
户主	0.3540 ***	0.1964	0.2817 **	0.2794 **	0.1828	0.0161
中部地区	-0.0470	-0.3405 ***	-0.0690	-0.5320 ***	-0.1222	-0.4007 **
西部地区	0.0765	0.0835	-0.0551	-0.5110 ***	-0.9433 ***	-0.6460 ***
常数项	-16.0909 ***	-10.3682 ***	-5.6614 ***	-2.8614 ***	-1.7656 *	-2.9354 ***
伪R ²	0.1140					

注: *、**和***表示在10%、5%和1%水平上显著,由于家庭人口数和非劳动收入的回归系数均不显著,因而将其从模型中删除,下同。

表6 1995年女性就业方程回归结果(以失业作为参照组)

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术工人	非技术工人	其他职业人员
受教育年限	0.4494 ***	0.4956 ***	0.2157 ***	-0.0076	-0.1246 ***	-0.0498 **
年龄	0.7976 ***	0.4446 ***	0.3623 ***	0.5266 ***	0.4634 ***	0.3484 ***
年龄平方	-0.0090 ***	-0.0053 ***	-0.0049 ***	-0.0074 ***	-0.0067 ***	-0.0048 ***
已婚	0.5443	-0.1371	0.0322	-0.4299 **	-0.0787	-0.6045 ***
户主	0.8775 ***	1.0442 ***	0.9018 ***	0.6127 ***	0.4761 ***	0.6008 ***
中部地区	-0.2711	-0.4745 ***	-0.3400 ***	-0.8185 ***	-0.6000 ***	-0.4102 ***
西部地区	-0.3020	-0.0415	-0.2744 **	-0.4367 ***	-0.9958 ***	-0.4942 ***
常数项	-22.9547 ***	-13.5511 ***	-7.9389 ***	-7.7043 ***	-5.3062 ***	-5.0935 ***
伪R ²	0.1104					

通过比较1995年和2002年两年间男性和女性就业的变化可以发现,负责人、专业技术人员和办事人员的受教育年限系数在增大,虽然受教育年限对女性就业的影响一直大于对男性就业的影响,但相对于女性来说,男性的系数增大更多,这不仅表明教育对个体就业选择的影响越来越大,而且教育的变化有利于性别就业差异的减小;虽然女性就业倾向随着年龄增加仍呈现出先上升后下降的趋势,但与1995年相比,在2002年女性年龄变量的回归系数减小,这表明年龄对女性就业倾向的影响在减弱,这一变化同样有利于性别就业差异的减小;男性已婚变量的系数增大,而女性已婚变量的系数减小,这表明已婚男性相对于未婚男性的就业倾向在增大,而已婚女性相对于未婚女性的失业的概率也在增大,这可能导致男性和女性之间就业差距的增大;户主身份对男性就业的影响越来越大,而对女性就业的影响在逐渐减小,这可能会导致性别就业差异增大;地区变量的回归系数显示,中部和西部地区与东部地区间个体就业差异在增大,但这一变化在男性和女性之间不存在明显差异。此外,在1995年不显著的解释变量家庭人口数和非劳动收入在2002年变得显著,因此,与1995年相比,家庭人口数将会对个体成为负责人和专业技术人员产生不利影响,其中对女性的不利影响要大于男性,这会导致性别就业差异的扩大;非劳动收入对女性成为负责人、专业技术人员和办事人员的积极作用要大于男性,对女性成为非技术人员的消极作用要小于男性,而对女性成为其他职业人员的消极作用要大于男性,总体上非劳动收入增加有助于抑制性别就业差异的扩大。

表7 2002年男性就业方程回归结果(以失业作为参照组)

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术人员	非技术人员	其他职业人员
受教育年限	0.4528 ***	0.4412 ***	0.2433 ***	-0.0956 ***	-0.1683 ***	-0.1322 ***
年龄	0.3019 ***	0.0755	0.0526	0.0824	0.0377	0.0346
年龄平方	-0.0033 ***	-0.0013 *	-0.0012 *	-0.0018 ***	-0.0014 *	-0.0016 **

续表

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术人员	非技术人员	其他职业人员
已婚	1.4086 ***	0.8119 ***	0.5237 *	0.3946	0.2980	0.3435
户主	0.4862 ***	0.4556 ***	0.2742 **	0.2832 **	0.2460	0.2829 **
家庭人口数	-0.1509 *	-0.1456 *	-0.0287	-0.0094	0.0611	0.0343
非劳动收入	0.0096	0.0098 *	-0.0006	-0.0127 **	-0.0292 ***	-0.0113 *
中部地区	-0.1779	-0.1937	-0.5024 ***	-0.7262 ***	-1.0156 ***	-1.0361 ***
西部地区	-0.1141	-0.1006	-0.3729 **	-0.6186 ***	-1.0847 ***	-0.8550 ***
常数项	-12.6540 ***	-5.6376 ***	-2.2003 *	2.1159 *	3.1295 **	3.4847 ***
伪 R ²	0.1103					

表8 2002年女性就业方程回归结果(以失业作为参照组)

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术人员	非技术人员	其他职业人员
受教育年限	0.5810 ***	0.5386 ***	0.3611 ***	0.0613 ***	-0.0745 ***	0.0296
年龄	0.2431 **	0.1559 **	0.0908	0.3313 ***	0.1784 **	0.0130
年龄平方	-0.0025 **	-0.0021 ***	-0.0014 *	-0.0050 ***	-0.0029 ***	-0.0007
已婚	-0.4156	-0.5538 **	-0.4403 *	-0.2088	-0.2191	-0.6525 ***
户主	1.1726 ***	0.7841 ***	1.0028 ***	0.3998 ***	0.3733 ***	0.2714 **
家庭人口数	-0.3649 ***	-0.2490 ***	-0.1733 **	-0.1224	-0.0820	0.0324
非劳动收入	0.0221 ***	0.0192 ***	0.0131 **	-0.0014	-0.0120 *	-0.0210 ***
中部地区	-0.0890	-0.1369	-0.6598 ***	-0.4393 ***	-0.8072 ***	-1.0496 ***
西部地区	-0.1755	-0.1212	-0.3840 ***	-0.0966	-0.6419 ***	-0.6994 ***
常数项	-12.6544 ***	-7.7390 ***	-4.0762 ***	-5.0998 ***	-0.8394	2.1220 **
伪 R ²	0.1060					

表9—表12给出了1995年和2002年不同职业男性和女性工资方程的回归结果^①,可以发现,受教育年限的系数在大多数职业中显著为正,这说明教育有助于个体工资水平的提升。经验的系数在大多数职业中显著为正,而经验平方系数显著为负,这说明随着经验的增长,个体工资水平呈现出先上升后下降的倒U型趋势。女性经验回报率普遍大于男性,说明经验对提高女性工资更加重要。相对于未婚男性,已婚男性工资水平明显较高,这说明由于已婚男性需要承担更多的家庭责任,需要更加努力工作以得到较高的工资;而已婚对女性工资的影响基本不显著。家庭人口数对男性和女性工资水平均具有显著的负向影响,说明家庭人口的增多加重了个体照顾家庭的负担,投入到工作中的精力相对减少,因而得到较低的工资。非劳动收入对男性和女性工资水平具有显著的正向影响,主要原因可能是,非劳动收入越高,越有利于个体找到高工资工作。从

① 所有工资方程均考虑加入逆米尔斯比修正样本选择偏差,但回归结果显示,逆米尔斯比系数仅在女性办事人员和其他职业人员的工资方程中显著,在其他工资方程中均不显著,表明这些方程的回归不存在样本选择偏差,

工作单位类型变量的回归系数来看,集体企业和个体私营企业的工资水平明显低于国有企业的工资水平,男性专业技术人员和女性其他职业人员在外资企业中的工资水平明显高于在国有企业的工资水平。中部和西部地区的工资水平明显低于东部地区的工资水平。工资方程的回归结果与统计结果基本一致,且符合经济理论预期。

表9 1995年不同职业男性工资方程回归结果

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术工人	非技术工人	其他职业人员
受教育年限	0.0001	0.0252 ***	0.0134 **	0.0161 **	0.0139	0.0294 *
经验	0.0138	0.0361 ***	0.0184 **	0.0253 ***	0.0587 ***	0.0184
经验平方	0.0000	-0.0005 ***	-0.0002	-0.0003	-0.0009 ***	-0.0001
已婚	0.0590	0.1736 **	0.2926 ***	0.2421 ***	0.0600	0.4908 ***
家庭人口数	-0.0420 **	-0.0880 ***	-0.0705 ***	-0.0874 ***	-0.1089 ***	-0.1624 ***
非劳动收入	0.0253 ***	0.0222 ***	0.0285 ***	0.0270 ***	0.0242 ***	0.0633 ***
集体企业	-0.3991 ***	-0.2390 ***	-0.2824 ***	-0.2824 ***	-0.1259 **	-0.4987 ***
个体私营	0.0000	0.0000	-1.6421 ***	0.8023	0.0000	-0.8753 ***
外资合资	-0.1430	0.9135 ***	0.1956	0.1263	-0.4257	-0.0633
中部地区	-0.3212 ***	-0.2320 ***	-0.3066 ***	-0.2212 ***	-0.2291 ***	-0.2424 **
西部地区	-0.3364 ***	-0.2117 ***	-0.2986 ***	-0.1633 ***	-0.3228 ***	-0.2201 *
常数项	1.0347 ***	0.4939 ***	0.6082 ***	0.5061 ***	0.3427 *	0.2253
样本量	766	946	841	1 079	468	139

表10 1995年不同职业女性工资方程回归结果

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术工人	非技术工人	其他职业人员
受教育年限	-0.0088	0.0215 ***	0.0205 ***	0.0293 ***	0.0146	0.0211 *
经验	0.0294	0.0490 ***	0.0217 **	0.0449 ***	0.0617 ***	0.0643 ***
经验平方	-0.0006	-0.0010 ***	-0.0003	-0.0007 **	-0.0011 ***	-0.0013 **
家庭人口数	0.0223	-0.0861 ***	-0.1387 ***	-0.0857 ***	-0.0669 **	-0.1723 ***
非劳动收入	0.0313 ***	0.0250 ***	0.0319 ***	0.0276 ***	0.0282 ***	0.0314 ***
集体企业	-0.2738 **	-0.2738 ***	-0.2229 ***	-0.2939 ***	-0.1314 ***	-0.2197 ***
个体私营	0.2231	0.4448	0.0000	-0.1820	0.0000	-0.8135 **
外资合资	0.3465	0.2175	0.2134	0.1783	0.1161	0.4923 **
中部地区	-0.3290 ***	-0.1857 ***	-0.2674 ***	-0.1538 ***	-0.3053 ***	-0.2792 ***
西部地区	-0.2351 ***	-0.1963 ***	-0.2779 ***	-0.1477 ***	-0.1708 ***	-0.3633 ***
常数项	0.9167 **	0.5972 ***	0.7963 ***	0.1222	0.0719	0.3662
样本量	230	913	836	645	774	257

比较 1995 年和 2002 年男性和女性工资方程回归结果的变化可以发现,不论是男性还是女性,教育回报率均有所上升;男性经验回报率普遍上升,但女性经验回报率在不同职业中的变动方向存在差异,这意味着经验回报率的变化可能导致了性别工资差异的扩大;已婚对男性工资的影响有减小的趋势,这可能导致了性别工资差异的减小;不论是男性还是女性,家庭人口数的系数都普遍在减小,且男性系数的变化大于女性,这表明家庭负担对个体工资的负向影响在增大,且这一变化可能导致了男性和女性工资差异扩大;非劳动收入的系数明显降低,且这一变化在男性和女性之间不存在明显差异,这表明家庭经济状况对男性和女性工资的影响都在减小;工作单位类型和地区变量系数的变动在男性和女性之间不存在明显差异,因而对工资差异变动的影响是无法判断的。显然,在不同职业内部,不同因素对性别工资差异变动的影响方向是不一致的,需要借助于工资差异分解方法对性别工资差异变动的影响因素进行分析。

表 11 2002 年不同职业男性工资方程回归结果

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术工人	非技术工人	其他职业人员
受教育年限	0.0280 ***	0.0444 ***	0.0226 ***	0.0441 ***	0.0088	0.0452 ***
经验	0.0109	0.0315 ***	0.0263 ***	0.0321 ***	0.0278 **	0.0419 ***
经验平方	-0.0001	-0.0006 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***	-0.0005	-0.0009 ***
已婚	0.2041	0.0952	0.2327 ***	0.2993 ***	0.0891	0.2521 **
家庭人口数	-0.1292 ***	-0.1092 ***	-0.1409 ***	-0.1132 ***	-0.1278 ***	-0.1156 ***
非劳动收入	0.0166 ***	0.0112 ***	0.0166 ***	0.0113 ***	0.0128 ***	0.0113 ***
集体企业	-0.4639 ***	-0.4193 ***	-0.3666 ***	-0.4007 ***	-0.1778 **	-0.4708 ***
个体私营	-0.1869	-0.1916 **	-0.3809 ***	-0.2868 ***	-0.4929 ***	-0.1695 **
外资合资	0.0207	0.1024	0.1012	0.2158 **	0.2426	0.3537*
其他类型	-0.1067*	-0.0913	-0.1124 ***	-0.1110 ***	0.0449	0.0182
中部地区	-0.3508 ***	-0.3459 ***	-0.3239 ***	-0.2450 ***	-0.1751 ***	-0.3312 ***
西部地区	-0.2063 ***	-0.2241 ***	-0.2834 ***	-0.2234 ***	-0.2773 ***	-0.4700 ***
常数项	1.4795 ***	1.1285 ***	1.2837 ***	0.7452 ***	1.1790 ***	0.5994 ***
样本量	821	1 067	948	1 311	461	688

表 12 2002 年不同职业女性工资方程回归结果

解释变量	负责人	专业技术人员	办事人员	技术工人	非技术工人	其他职业人员
受教育年限	0.0171	0.0528 ***	0.0075	0.0434 ***	0.0451 ***	0.0221 *
经验	0.0404 *	0.0379 ***	0.0324 ***	0.0410 ***	0.0334 **	0.0277 ***
经验平方	-0.0008	-0.0005 **	-0.0006 ***	-0.0007 *	-0.0006	-0.0006 **
家庭人口数	-0.1843 ***	-0.1494 ***	-0.1356 ***	-0.0841 **	-0.1001 **	-0.1507 ***
非劳动收入	0.0152 ***	0.0157 ***	0.0135 ***	0.0159 ***	0.0075 ***	0.0147 ***
集体企业	-0.4122 ***	-0.2914 ***	-0.4339 ***	-0.2956 ***	-0.1836 **	-0.2042 ***
个体私营	-0.8682 **	-0.1628 *	-0.0976	-0.4734 ***	-0.2992 ***	-0.3741 ***
外资合资	0.4285	0.1743	0.1002	-0.4068 **	0.1559	0.2507 *
其他类型	0.1963	-0.0915	-0.0908	0.0661	0.0218	-0.0325
中部地区	-0.4714 ***	-0.2744 ***	-0.2348 ***	-0.2732 ***	-0.2418 ***	-0.3379 ***
西部地区	-0.2953 ***	-0.1295 ***	-0.1356 ***	-0.1912 ***	-0.1190	-0.2661 ***
常数项	1.7801 ***	0.9191 ***	2.0996 ***	0.6303 ***	0.8257 ***	0.7874 ***
Mills			-0.5273 ***			0.3182 ***
样本量	208	982	977	533	485	953

五、工资差异分解

基于男性就业方程回归系数和女性个体特征,可以得到女性预测的职业分布。表 13 给出了男性和女性的职业分布以及女性预测的职业分布^①,可以发现,男性成为负责人和技术工人的比例明显高于女性从事相应职业的比例,而男性从事其余职业的比例明显低于女性从事相应职业的比例。比较女性实际职业分布和预测职业分布可以发现,女性负责人和技术工人的比例明显提高,而其他职业的比例明显降低,即女性如果具有与男性相同的就业结构,女性职业分布与其实际职业分布将存在明显差异。

^① 为了便于工资差异分解,此处计算所用样本为用于工资方程回归的样本,可以发现,男性和女性实际职业分布与总体统计结果不存在明显差异。Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

表 13 男性和女性职业分布和预测职业分布(工资回归样本)

职 业	1995 年			2002 年		
	男 性	女 性	女性预测	男 性	女 性	女性预测
负责人	18.07%	6.29%	13.51%	15.50%	5.03%	12.34%
专业技术人员	22.32%	24.98%	18.11%	20.15%	23.73%	19.76%
办事人员	19.84%	22.87%	19.91%	17.90%	23.61%	18.49%
技术工人	25.45%	17.65%	28.41%	24.75%	12.88%	24.97%
非技术工人	11.04%	21.18%	14.63%	8.70%	11.72%	8.67%
其他职业人员	3.28%	7.03%	5.44%	12.99%	23.03%	15.77%
样本量	4 239	3 655	3 655	5 296	4 138	4 138

为了分析性别职业分布差异与性别工资差异的关系,我们依据男性和女性就业方程和工资方程的回归结果,应用 Brown 等(1980)方法对男性和女性的工资差异进行分解(结果见表 14)。结果发现,1995 年性别工资差异为 0.1413,2002 年性别工资差异为 0.1893,性别工资差异扩大了 33.97%。在 1995 年,性别工资差异的 69.57% 和 30.43% 分别是由职业内部工资差异和职业间工资差异造成的。在职业内部工资差异中,性别特征差异和工资歧视导致的工资差异分别占 0.71% 和 68.86%,这说明职业内部工资差异主要缘于针对女性的工资歧视;在职业间工资差异中,性别特征差异和就业歧视导致的工资差异分别占 20.17% 和 10.26%,这说明职业间工资差异主要缘于性别特征差异。在 2002 年,性别工资差异的 66.56% 和 33.44% 分别由职业内部工资差异和职业间工资差异导致。在职业内部工资差异中,性别特征差异和工资歧视导致的工资差异分别占 -12.63% 和 79.13%,特征差异导致的工资差异为负值,这说明职业内部工资差异完全缘于针对女性的工资歧视,这也意味着在职业内部,如果女性具有与男性相同的工资决定结构,女性工资水平将高于男性;在职业间工资差异中,性别特征差异和就业歧视导致的工资差异分别占 12.52% 和 20.92%,这说明职业间工资差异主要缘于针对女性的就业歧视。

比较 1995 年和 2002 年工资差异分解结果可以发现,职业内部性别特征差异导致的工资差异由正值转变为负值,这说明在 2002 年女性平均特征高于男性。其主要原因在于,中国教育事业的发展使得女性受教育程度提升速度明显快于男性;但职业内部性别歧视导致的工资差异却增大,这说明职业内部针对女性的工资歧视在不断加剧。职业间性别特征差异导致的工资差异在缩小,但针对性别歧视导致的工资差异在增大,这说明针对女性职业分割的就业歧视在不断加剧。

表 14 性别工资差异分解结果

年 份	工资差异	职业内		职业间	
		特征差异	工资歧视	特征差异	就业歧视
1995 年	0.1413	0.0010	0.0973	0.0285	0.0145
2002 年	0.1893	-0.0239	0.1498	0.0237	0.0396

依照(7)式对1995年至2002年间性别工资差异变动进行分解(结果见表15),可以发现2002年性别工资差异比1995年增加了0.0480,其中职业内部工资差异增加了0.0277,占性别工资差异变动的58%,职业间工资差异增加了0.0203,占性别工资差异变动的42%,这说明职业分布变动对性别工资差异变动产生了重要影响。

表 15 性别工资差异变动分解结果

工资差异变动	数 值	总体百分比(%)	部分百分比(%)
职业内变动:	0.0277	57.71	
职业分布变动导致	0.0010	2.08	3.61
特征差异变动导致	-0.0239	-49.79	-86.28
工资歧视变动导致	0.0506	105.42	182.67
职业间变动:	0.0203	42.29	
工资水平提高导致	0.0260	54.17	128.08
特征差异变动导致	-0.0253	-52.71	-124.63
就业歧视变动导致	0.0196	40.83	96.55
合计	0.0480	100.00	

在职业内部,职业分布变动解释的工资差异变动仅为0.001,占职业内部工资差异变动的3.61%,这说明职业分布的变动对性别工资差异变动没有产生显著影响;性别特征差异变动解释的工资差异变动为-0.0239,占职业内部工资差异变动的-86.28%,这说明性别特征差异变动有助于抑制性别工资差异的扩大;职业内部工资歧视变动导致的工资差异变动为0.0506,占职业内总工资差异变动的182.67%,这说明工资歧视的加剧是职业内性别工资差异扩大的主要原因,且使得职业内部总体性别工资差异明显扩大。

在职业间,工资水平提高导致的工资差异变动为0.026,占职业间工资差异变动的128.08%,这说明不同职业工资增长的差异对职业间工资差异变动具有显著影响;性别特征差异变动导致的职业间工资差异变动为-0.0253,占职业间总工资差异变动的-124.63%,这说明女性人力资本水平提升有助于抑制性别工资差异的扩大;职业分割引致的就业歧视变动导致工资差异变动为0.0196,占职业间总性别工资差异变动的96.55%。比较影响职业间工资差异变动的因素可以发现,虽然性别特征差异的变动有助于抑制职业间性别工资差异的扩大,但各职业工资水平提高的幅度明显不同,这使得可解释的工资差异为0.0007,仅占职业间工资差异变动的3.45%,其余96.55%的工资差异完全由就业歧视的变动导致,即就业歧视的加剧对职业间性别工资差异变动具有

重要的解释作用。

六、结 论

依据1995年和2002年中国城镇家庭收入调查数据,本文从职业分割的角度分析了性别工资差异变动的成因。研究结果表明,中国城镇劳动力市场始终存在明显的性别职业分割,女性在高工资职业中呈现出“代表性不足”,而在低工资职业中呈现出“代表性过重”。从1995年到2002年,女性平均工资与男性平均工资之比由0.88下降到0.86,性别工资差异明显扩大。同时,度量职业分割的Duncan系数由0.1883提高到0.2238,性别职业分割呈现出不断加剧的趋势。

在1995年,性别工资差异的69.57%和30.43%分别是由职业内部性别工资差异和职业间性别工资差异导致的,其中职业内部性别工资差异主要来缘于针对女性的工资歧视,而职业间性别工资差异主要来缘于性别特征差异;在2002年,性别工资差异的66.56%和33.44%分别是由职业内部性别工资差异和职业间性别工资差异导致的,其中职业内部性别工资差异完全是由针对女性的工资歧视造成的,而职业间工资差异主要是由针对女性职业分割的就业歧视造成的。

尽管在1995年至2002年间,随着女性受教育水平的提升,性别特征差异的变动有助于抑制性别工资差异的扩大,但性别歧视程度的加剧不仅消除了性别特征差异变动的作用,而且使得性别工资差异进一步扩大。性别歧视的加剧不仅体现在职业内部针对女性工资歧视的加剧,而且体现在针对女性职业分割的就业歧视的加剧。

教育不仅有助于个体工资水平的提升,而且有助于个体就业的选择;随着时间的推移,教育回报率不断提高,教育对个体就业的作用不断增大(对女性尤为明显)。因此,政府大力发展教育事业,提升女性受教育水平,将有助于抑制男性和女性之间的就业差异和工资差异的持续扩大。同时,由于在中国劳动力市场中,性别工资差异的扩大主要是由性别歧视加剧导致的,政府设计和实施公平的工资就业制度和分配制度,努力消除女性就业过程中的职业分割,降低工资分配过程中性别间劳动回报的差异,是抑制性别工资差异持续扩大的有效途径。

参考文献

- Appleton, S., J. Hoddinott and P. Krishnan, 1999, "The Gender Wage Gap in Three African Countries," *Economic Development and Cultural Change*, 47(2): 289-312.
- Bergmann, B., 1971, "The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment," *Journal of Political Economy*, 79(2): 294-313.
- Bergmann, B., 1974, "Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex," *Eastern Economic Journal*, 1(2): 103-110.
- Brown, R., M. Moon and B. Zoloth, 1980, "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-female Earnings Differentials," *Journal of Human Resources*, 15(1): 3-28.
- Carrington, W., K. McCue and B. Pierce, 1996, "Black/white Wage Convergence: the Role of Public Sector Wages and

- Duncan, D. and B. Duncan, 1955, "A Methodological Analysis of Segregation Indexes," *American Sociological Review*, 20(2): 210-217.
- Gustafsson, B. and S. Li, 2000, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China," *Journal of Population Economics*, 13(2): 305-329.
- Heckman, J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1): 153-162.
- Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce, 1993, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy*, 101(3): 410-442.
- Lee, L., 1983, "Generalized Econometric Models with Selectivity," *Econometrica*, 51(2): 507-512.
- Meng, X., 1998, "Gender Occupational Segregation and Its Impact on the Wage Differential among Rural-Urban Migrant: A Chinese Case Study," *Applied Economics*, 30(6): 741-752.
- Meng, X. and P. Miller, 1995, "Occupational Segregation and Its Impact on Gender Wage Discrimination in China's Rural Industrial Sector," *Oxford Economic Papers*, 47(1): 136-155.
- Trost, R. and L. Lee, 1984, "Technical Training and Earnings: A Polychotomous Choice Model With Selectivity," *Review of Economics and Statistics*, 66(1): 151-156.
- Wang, M. and F. Cai, 2008, "Gender Earnings Differential in Urban China," *Review of Development Economics*, 12(2): 442-454.
- Zveglich, J. and Y. Rodgers, "Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in a Dynamic East Asian Economy," *Southern Economic Journal*, 70(4): 850-875.
- 杜凤莲和范幸丽 2005,《失业对性别间工资差异的影响》,《南开经济研究》第2期 12—19页。
- 姜向群 2007,《就业中的性别歧视: 一个需要正解和化解的难题——从女大学生就业难看我国女性的就业变迁》,《人口研究》第3期 41—49页。
- 李春玲和李实 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 94—117页。
- 李实和马欣欣 2006,《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》第5期 2—13页。
- 李晓宁 2008,《职业分割、性别歧视与工资差距》,《财经科学》第2期 88—96页。
- 姚先国和黄志岭 2008,《职业分割及其对性别工资差异的影响——基于2002年中国城镇调查队数据》,《重庆大学学报(社会科学版)》第2期 53—58页。
- 姚先国和谢嗣胜 2006,《职业隔离的经济效应——对我国城市就业人口职业性别歧视的分析》,《浙江大学学报》第2期 73—79页。
- 张丹丹 2004,《市场化与性别工资差异研究》,《中国人口科学》第1期 32—41页。
- 朱镜德 2005,《现阶段中国妇女就业方面的差别待遇问题研究》,《妇女研究论丛》第3期 5—9页。