

人力资本、劳动力市场分割 与性别收入差距^{*}

邓 峰 丁小浩

提要: 本文利用“中国家庭动态跟踪调查”2010年全国代表性数据,使用多层线性交互分类模型来综合考虑个体人力资本和劳动力市场分割对收入水平和性别收入差距的影响。结果表明,女性劳动者由于受教育水平低而大量在第一产业和非正式劳动力市场中就业是造成性别收入差距的重要原因。职业分割影响性别收入差距主要通过纵向分割,在不同职业内没有发现显著的性别收入差异。女性教育收益率高于男性主要是教育配置作用的结果,较高的受教育程度有助于女性进入收入水平高的行业和部门以及性别歧视程度较低的部门。

关键词: 性别收入差距 劳动力市场分割 人力资本

一、前 言

在世界范围内,女性的平均收入水平低于男性是一个普遍现象。新中国成立以来,政府大力倡导男女平等。与世界上其他国家相比较,经济改革之前,中国女性劳动参与率和男女就业者的平均工资之比都保持在较高水平,劳动就业领域内的性别平等化程度较高(李春玲、李实,2008)。但随着中国从计划经济向市场经济的转轨,在劳动力资源的配置上,政府对劳动力市场的干预越来越少,市场机制对中国女性的劳动参与、就业机会、工资支付等方面都造成了巨大冲击。据《2003年中国劳动统计年鉴》的数据显示,1995-2002年间,中国女性就业人数占总就业人数的比例始终维持在37%-38%之间,整体就业比例较低。城镇职工的性别工资差距也逐渐扩大,女性平均工资与男性平均

* 本课题受到以下项目资助:国家自然科学基金项目“教育与收入分配关系的变化及其特征分析”(71073004)、教育部人文社会科学青年基金(10YJC880002)、北京市教育科学青年基金(CAA11007)。本研究得到密西根大学社会学系谢宇教授的数据支持以及研究方法上的指导,在此一并致谢,也感谢匿名评审的意见。文责自负。

工资的比值从 1988 年的 84.4%、1995 年的 82.5%、1999 年的 77.9% 一直降到 2004 年的 77.2% (李实、古斯塔夫森, 1999; 李实、马欣欣, 2006; 刘泽云, 2008)。

性别收入差距拉大是目前中国社会收入差距扩大的一个组成部分, 消除收入分配领域中的性别不平等将有助于提高整个收入分配领域的平等化程度。在性别收入差距的研究文献中, 各种理论试图从不同角度对性别工资差异的产生做出解释, 其中人力资本理论、歧视经济学中的劳动力市场分割理论最具代表性。以往研究存在着一些不足, 首先, 研究者多从个体人力资本差异, 或者劳动力市场分割(行业、部门所有制和职业分割)的某一方面对性别收入差距进行分解, 没有将对性别收入差距有影响的因素做综合考察。其次, 以往研究性别收入差距常用的均值分解法不能够深入描述人力资本和劳动力市场分割如何影响个人收入水平和性别收入差距的具体作用机制。再次, 以往研究多将研究重点放在城镇地区, 但是我国是一个拥有 9 亿多农民的国家, 将农村人口从研究样本中分离出去有不受之处。有鉴于此, 本文利用“中国家庭动态跟踪调查”2010 年的数据, 使用多层线性交互分配模型来综合考察个体人力资本差异和劳动力市场分割如何对性别收入差距产生影响。

二、文献综述

(一) 人力资本与性别收入差距

劳动经济学主要通过研究男女劳动者的收入决定机制是否相同来判断他(她)们在劳动力市场中经济地位是否相等。导致男女收入差距的因素有很多, 大多数研究集中在技能差别和技能收益率差别两个方面。技能差别指的是男女在教育水平、工作年限等方面的差别, 技能回报率差别指的是在教育收益率、工龄率等方面的差别。后者造成的工资差距一般被视为女性在劳动力市场上所受到的歧视。

20 世纪 90 年代以来, 一些经济学家和社会学家非常感兴趣的问题是收入的性别差距与市场化改革之间的关系: 市场化改革以来性别收入差距的扩大是因为市场竞争机制作用的增强还是由于性别不平等程度的提高? 研究者们得出了不同的结论, 并给予了不同的解释。一

种解释是,随着市场化的进程和教育收益率提高,如果女性受教育水平总体上低于男性的话,就会出现女性劳动者的收入系统地低于男性的现象。古斯塔夫森和李实(Gustafsson & Li, 2000)使用1988年和1995年的全国城镇居民户抽样调查数据研究后认为,市场化改革以来,收入性别差距的总体变化趋势是上升的,但是导致收入性别差距拉大的主要原因是市场竞争中人力资本作用的增强。张俊森等人(Zhang et al., 2008)也认为性别工资差距扩大很大程度上应归因于可观测和不可观测技能的收益率提高,但其中歧视的影响也不容忽视。

虽然女性劳动者的平均受教育年限一般低于男性,但国外的大量研究文献表明:不论是发达国家还是发展中国家,都普遍存在女性的教育收益率高于男性的现象(Psacharopoulos & Patrinos, 2004)。我国也有大量针对不同性别教育收益率的研究,除少数学者(侯风云, 2004; 赵力涛, 2006)的研究外,大部分研究结果都显示我国女性教育收益率高于男性(Jamison & Gaag, 1987; 杜育红、孙志军, 2003),并且性别间教育收益率的差异有随着时间的推移而扩大的趋势(陈良焜、鞠高升, 2004)。对于女性教育收益率高于男性的原因,仅有少数几篇文献讨论了这一问题。赖德胜(1998)认为,女性职工上学的机会成本比男性职工低,使用明瑟收入方程估计的教育收益率只考虑机会成本而不考虑直接成本,因而会出现女性比男性高的现象。张俊森等(Zhang et al., 2005)则认为,教育收益率的估算只考虑进入劳动力市场的女性,而忽略了进入劳动力市场的女性能力较高带来的样本自选择偏差,这会使得女性教育收益率的数值偏高。还有研究者认为女性教育程度的提高有助于降低她们在劳动力市场中受到的歧视程度,从而表现出女性的教育收益率高于男性(刘泽云, 2008; 姚先国、黄志岭, 2008)。

(二) 劳动力市场分割与性别收入差距

随着改革开放的不断深入,以前由国家统一安排就业逐渐转变为双向自主就业,用人单位的用工自主权扩大,毫无疑问,这种就业机制的转变会改变男女劳动者的就业分布。由此,男女在各部门、行业和职业间就业分布的不同会影响收入的性别差距。这种分割主要集中在以下几个方面。

1. 行业分割

很多文献表明,行业工资差距是工资差距的重要组成部分(王天

夫、崔晓雄 2010)。王美艳(2005)利用中国社会科学院五城市劳动力调查数据,使用 Brown 分解方法分析男女在行业分布和工资上的差异。结果表明,性别工资差异主要由行业内工资差异引起(93.1%),而由于行业分布不同而带来的工资差异不大(6.9%)。此外,模型对性别工资差异仅能解释 6.95% 的变异,人力资本所起的作用很小,而余下 93.05% 的变异被视为由歧视等不可解释因素所造成。葛玉好(2007)基于 1988-2001 年国家统计局城调队的数据,利用 Appleton 分解法的研究结果表明,行业选择对工资性别差距的影响不大,即使在最高的 1992 年,其影响程度也没有超过 20%,并认为女性在工资方面受到的歧视主要来自行业内部。彭竞(2011)利用中国社会综合调查 2006 年的数据考察了高等教育群体在工资收入上的性别差异。该研究通过 Brown 分解法得出的结果是 86.3% 的性别工资差异存在于行业内,而余下的 13.7% 则由行业间工资差异引起;人力资本特征的差异可以解释性别工资差异中 25.7% 的部分,而余下的 74.3% 则是由性别歧视等因素引起的不可解释部分。

2. 部门分割

改革过程中,不同所有制部门之间的市场化进程并不同步,公共部门和国有集体企业可能受原有平均主义保护更多,而非国有部门的劳动者所处的劳动力市场环境更具竞争性。廖柏伟等(Liu et al., 2000)的实证研究发现,市场化程度越高的部门性别工资差异越大,同时无法解释的性别工资差异(即歧视)的绝对数值也越大,但其相对数值(即歧视占收入差异的比例)却越小。研究者不认为市场化导致了对女性更大的歧视,而是市场化使人力资本的市场回报更加合理。休斯等(Hughes & Maurer-Fazio, 2002)利用 1992 年城市劳动力调查资料,使用 Oaxaca 分解法发现,男女性别工资差异的绝对值在自由化程度最高的合资企业最高,而在国有部门最低;工资差异中未解释部分在性别差异中的比重在市场化程度最高的合资部门最高,而在国有部门最低。袁霓(2008)利用北京市房山区教委对所属城镇地区中小学生父母收入的调查数据,使用 Appleton 分解法的结果表明,男女在不同所有制部门之间的分布对城镇性别收入差异的影响很小。

3. 职业分割

“同工同酬原则”已成为国际社会普遍认同的工资原则,但持续存在的性别工资差异使得研究者对男女的职业分布愈加关注。李实和马

欣欣(2006)利用1999年中国居民收入调查数据,采用Brown分解法对性别工资差距进行分解,结果表明,中国城市存在较为严重的性别职业分割,性别工资差距发生在职业内的差异为67.9%,职业间差异为32.1%;在全部的性别工资差异中,个人特征差异解释的部分为20.5%,性别歧视解释的部分为79.5%。他们认为职业内性别歧视性因素是职业所导致的男女工资差异的最主要原因。姚先国、黄志岭(2008)利用2002年城调队的数据,采用Brown分解法的研究结果表明,职业内差异占80.4%,职业间差异占19.6%;性别工资差距不可解释的部分高达72%,其中职业内不可解释的因素占了绝大部分,剩余28%的差异是由劳动者自身特征不同引起的。

(三) 工资差异的分解方法

工资差异分解方法主要包括工资差异均值分解方法和工资差异分布分解方法,上文涉及到的Oaxaca分解法、Brown分解法和Appleton分解法都属于均值分解方法。Oaxaca分解法奠定了用计量方法推断劳动力市场哪些因素影响男性同女性的平均工资差异的思路(Oaxaca, 1973)。该方法分别对男性样本和女性样本做明瑟收入方程回归,把性别间平均收入差异分解为由男女特征差异引起的可解释的部分,以及由特征回报差异引起的不可解释的部分。但是,该方法存在两个主要问题:一方面,分别采用男性或女性工资结构作为权数时得到的性别收入差异分解结果可能是不惟一的,这种由于分解次序不同而导致分析结果也不同的问题被称为指数基准问题;另一方面,将职业处理为外生变量,没有将男女就业分布本身可能存在歧视纳入分析范畴,无法估算出由歧视导致的职业隔离对工资差异的影响。Brown全要素分解法的改进表现在通过重新构造工资差异均值分解公式,将职业获得差异引起的工资差异和职业内工资差异区分开来(Brown et al., 1980)。但是Brown分解法仍然存在指数基准问题。Appleton分解方法(Appleton et al., 1999)既能解决指数基准问题,又能解决职业选择性偏差问题,是所有性别工资差距分解方法中比较精确的一种方法。各种方法具体的模型设定以及它们之间的传承联结关系可参阅郭继强等(2011)的综述。

以上三种方法的共同点是能将能用生产率(教育、经验)解释的部分称作可解释部分,将其余的不能用生产率解释的部分称作不可解释部

分,而不可解释部分则一般归为性别歧视的作用。但问题是个体收入受劳动力市场中多种分割形式(行业分割、部门所有制分割,以及职业分割)的共同影响,比如当研究者使用上述某种方法对行业分割进行分析时,部门分割和职业分割所造成的性别工资差异就会被处理为行业内工资差异的不可解释部分。此外,上述三种方法无法描述劳动力市场分割如何影响性别工资差异的内在机制,比如性别收入差距在不同所有制部门间是如何变化的,因此也就无法给出如何缩小性别工资差异的具体政策建议。

三、数据和变量

“中国家庭动态跟踪调查”(Chinese Family Panel Studies, CFPS)是北京大学中国社会科学调查中心实施的一项旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁的重大社会科学项目。CFPS项目在数据收集上取得了以下几个方面的突破:首先,该调查采用城乡统一的问卷工具;其次,该数据具有较高的可靠性。在2010年实施全国正式调查之前,调查中心在2007年、2008年和2009年进行了三次大规模试测,而且该数据具有较好的代表性。2010年的数据收集在全国25个省市自治区展开(西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古、海南、香港、澳门、台湾不在其列)。CFPS采取省、区/县、村/居的三阶段不等概率的整群抽样设计。全国代表性样本中包括21822个成人样本。该研究选取年龄在16-60岁,目前有全职工作或者务农并且有年收入信息的样本,最终获得包含8270个劳动者的分析样本。

该研究中的年收入包括工资性收入和经营性收入两部分,不包括财产性收入和转移性收入。工资性收入由月固定工资、月浮动工资、加班费、补贴和奖金、年终奖金、单位发放的实物折现金、第二职业、兼职或临时性收入,以及其他劳动收入的合计获得。经营性收入指个人收益,不是指企业收益。农民通过经营自己的土地或其他资产如水面等获得收入被计入了家庭经营性收入,此部分收入通过除以家庭内的务农人数而转化为个体经营性收入的一部分。该研究计算教育年限所依据的是个体从全日制学校所获得的最高学历,并按中国现行学制进

行换算(具体为博士 22 年, 硕士 19 年, 本科 16 年, 专科 15 年, 高中 12 年, 初中 9 年, 小学 6 年, 文盲/半文盲 0 年)。个体工作年限的计算是根据其最终学历所对应的离校时间, 比如对于一个 2003 年离校的本科生来讲, 其工作年限为 7 年。通过这种计算方式, 个体的工龄就不受入学年龄以及实际受教育年限不同的影响。个体特征包括: 性别(男性 = 1, 女性 = 0), 民族(少数民族 = 1, 汉族 = 0), 政治面貌(党员 = 1, 其他 = 0), 户口性质(农业户口 = 1, 非农业户口 = 0), 当前居住地(农村地区 = 1, 城镇地区 = 0)。劳动者所在省份按照国家统计局 2003 年发布的标准划分为东部、中部和西部。

就业特征包括部门性质、所从事产业和职业层次。对于部门特征, 参照刘精明(2006)的单位分类框架, 本文按照非经济部门与经济部门、国家力量对劳动力市场的作用、劳动力的雇佣方式的不同将劳动力市场划分为 5 大部门: 公共部门、社会部门(包括民办非企业组织、协会/行会/基金会等社会组织)、国有集体企业、私有企业以及非正式劳动力市场(农村家庭经营和个体工商户)。劳动者所在行业划分为第一产业、第二产业和第三产业。劳动者的职业层次则分为机关企事业单位负责人、专业技术人员、办事和有关人员、商业和服务业人员、生产运输操作人员, 以及农林牧渔及水利生产人员。样本中男性占总劳动力人口的 57%, 女性占 43%, 两者的比例约为 4:3。就业/失业问题以及收入分配问题是两个相关却不同的问题。有一部分女性没有进入劳动力市场, 原因可能有很多, 包括劳动力市场中的性别歧视或者传统社会家庭分工等。本文主要研究收入分配问题, 关注性别收入差距同劳动者的个体特征和就业特征之间的关系。样本描述参见表 1、表 2、表 3。

表 1 行业内的描述统计

	行业分布(%)		受教育年限(年)		工龄(年)		工资(元)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
第一产业	35.7	49.2	5.85	3.97	29.8	30.2	6940	4286
第二产业	28.9	16.8	8.60	8.33	22.6	20.2	26754	19152
第三产业	35.4	34.0	9.66	10.12	22.1	18.8	31799	22500
总体	100	100	7.99	6.79	25.0	24.6	21467	12974

表 2 部门内的描述统计

	部门分布(%)		受教育年限(年)		工龄(年)		工资(元)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
公共部门	10.4	9.6	11.20	11.85	23.2	18.0	29276	25521
国有集体企业	10.3	6.4	9.96	10.67	23.4	19.5	26532	21389
私有企业	27.0	22.0	8.71	9.08	21.5	18.3	29648	20942
社会组织	1.8	1.4	9.26	8.73	26.1	22.3	20849	13473
个体家庭经营	50.5	60.6	6.50	4.70	27.5	28.6	14483	7191

表 3 职业内的描述统计

	职业分布(%)		受教育年限(年)		工龄(年)		工资(元)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
单位负责人	7.0	3.0	10.81	10.48	23.2	18.2	44891	33370
专业技术人员	6.9	9.5	11.92	12.60	19.7	15.6	34892	26510
办事人员	6.6	6.0	10.61	11.99	23.2	15.4	27073	26892
商业服务人员	11.7	18.0	8.93	8.64	21.8	20.3	25012	17262
生产操作人员	31.6	13.9	8.27	7.68	22.5	21.7	25756	17653
农林牧渔人员	36.1	49.6	5.83	3.95	29.8	30.2	6991	4283

四、研究方法和模型设定

本研究的主要思路是通过在回归模型中引入人力资本变量和劳动力市场分割变量来考察性别收入差距的大小及其成因。要估计我国当前性别收入差距的大小,我们可以将性别变量代入最小二乘法(OLS)方程中进行简单回归,使用全国样本得到的性别收入差距系数为-0.610。

$$\ln W = \beta_0 + \beta_1 \text{Female} + e_i$$

传统 OLS 方法要求以方差齐性和随机误差独立性为前提假设。我们先以部门分割为例。来自同一部门的个体不是互相独立的,他们受相同组织变量的影响,这就违反了观测的独立性假定。同一部门个体之间的同质性要高于不同部门不同个体之间的同质性,在回归中由

于有些变量不可观测而进入误差项,从而违背了 OLS 方法关于残差无序列相关的假设。对于性别收入差距,由于放弃了对不同部门之间收入差异的考虑,使得很多本来由部门带来的收入差异被解释为性别差异,从而导致无法将参数变异和抽样变异区分开,夸大了性别同收入差距之间的关系。

要正确区分个体特征和劳动力市场分割对性别收入差距的影响,我们需要对各种因素的相互关系重新进行梳理。社会科学研究领域的数据很多都包含着嵌套关系,每个劳动者都会从属于一个部门并从属于一个行业。部门分割和行业分割构成了劳动力市场的横向分割,个体在择业时对进入何种所有制的单位以及何种行业具有一定的选择权。由表 4 可见,女性在部门间和行业间的分布并不均匀。在部门和行业内,各种职业某种程度上存在着一定的上下等级关系,个体对职业的等级没有自由选择权,一般只能通过竞争才能实现职场的发展。职业分割构成了劳动力市场的纵向分割。

表 4 行业和部门间女性就业者的占比 (%)

	公共部门	国有集体	私有企业	社会部门	家庭个体	总计
第一产业	18	38	33	33	51	51
第二产业	29	22	34	27	28	31
第三产业	43	43	44	40	40	42
总计	41	32	38	37	48	43

多层线性模型(Hierarchical Linear Models, HLM) (Raudenbush & Bryk, 2002) 可以很好地处理具有嵌套结构的数据。王天夫、崔晓雄(2010)曾使用多层线性模型对行业如何影响收入进行过研究。本研究中,由于个体会同时嵌套于某一行业和某一部门,传统的多层线性模型已经不能很好描述这种结构的数据,因此我们需要采用 HLM 的一种高级形式——多层线性交互分类模型(Cross-Classified Multilevel Model)。二层变量包括一组纵栏的行业分类以及一组横栏的部门所有制分类,每个劳动者分别从属于一个纵栏和横栏分类。多层线性交互分类模型的分析思路是将传统回归分析中的误差分解为三部分,每个劳动者都有自己的误差(e_{ijk}),来自同一部门的个体具有相同的截距误差(b_{00j}),来自同一行业的个体都具有相同的截距误差(c_{00k})。模型的假

设是层一的误差(e_{ijk}) 在个体之间相互独立 ,层二的横栏误差(b_{00j}) 在部门间相互独立 ,层二的纵栏误差(c_{00k}) 在行业间相互独立。

多层线性交互分类模型将收入的总变异在个体层面、层二的横栏部门间以及层二的纵栏行业间进行划分 ,下一步我们在不同层次的模型中引入相应的自变量对收入差异进行解释。性别、人力资本以及职业层次变量会被引入层一模型。对于层一系数的估计 ,HLM 一般使用经验贝叶斯方法 ,这是一种收缩估计 ,具有很好的稳健性。由于将收入总变异中与部门和行业相关的变异进行区分 ,我们可以在控制部门分割的情况下探讨行业分割对个体收入以及性别收入差距的影响 ,也可以在控制行业分割的情况下探讨部门分割的影响 ,同样也可以在控制行业和部门分割的情况下探讨职业分割的影响。我们将一组代表部门类别的虚拟变量引入层二的横栏方程中 ,将一组代表行业类别的虚拟变量引入纵栏方程中。层二系数的获得一般通过广义最小二乘法 ,该方法的基本思路就是通过一定的转化将原来不满足同方差假设的模型在转换后满足同方差假定 ,从而可以获得对于层二横栏和纵栏变量的无偏估计。交互分类模型还可以检验性别收入差异系数在部门间(b_{10j}) 以及行业间(c_{10k}) 的随机效应。我们可以通过层一性别收入差距系数同层二行业 and 部门变量之间的交互关系探讨性别收入差距在部门间和行业间有何不同。具体的模型设定为:

$$\begin{aligned} \text{层一模型 } Y_{ijk} = & \pi_{0jk} + \pi_{1jk} (\text{Female}_{ijk}) + \pi_{2jk} (\text{Edu}_{ijk}) + \pi_{3jk} (\text{Exp}_{ijk}) \\ & + \pi_{4jk} (\text{Exp}_{ijk}^2) + \pi_{5jk} (\text{P}_{ijk}) + \pi_{6jk} (\text{O}_{ijk}) + \pi_{7jk} (\text{O} \times \text{Female}_{ijk}) + e_{ijk} \end{aligned}$$

Y_{ijk} 是部门 j 行业 k 中的个体 i 的年收入;

π_{0jk} 是部门 j 行业 k 的平均年收入;

π_{1jk} 是部门 j 行业 k 内的性别收入差异系数;

π_{pjk} 是部门 j 行业 k 对应自变量的回归系数 ,自变量包括一组人力资本、个体特征(P) 和职业分类(O) ,以及性别和职业交叉($O \times F$) 的向量矩阵;

e_{ijk} 是层一一个体的随机效应 ,即个体 i 同交互组 jk 平均值的离差。

假定离差服从平均值为 0 组内方差为 σ^2 的正态分布。

$$\begin{aligned} \text{层二模型 } \pi_{0jk} = & \theta_0 + b_{00j} + c_{00k} + (\gamma_{0p}) \text{Unit}_j + (\beta_{0p}) \text{Industry}_k \\ \pi_{1jk} = & \theta_1 + b_{10j} + c_{10k} + (\gamma_{1p}) \text{Unit}_j + (\beta_{1p}) \text{Industry}_k \\ \pi_{pjk} = & \theta_p \end{aligned}$$

θ_0 是全体样本平均收入的期望值;

θ_1 是全体样本的性别收入差距系数;

γ_{0p} 和 γ_{1p} 分别是部门虚拟变量对应的平均收入和性别收入差异系数;

β_{0p} 和 β_{1p} 分别是行业虚拟变量对应的平均收入和性别收入差异系数;

b_{00j} 和 c_{00k} 分别为部门和行业对应的随机效应, 它们都服从平均值为 0, 方差为 τ_{b00} 和 τ_{c00} 的正态分布。

五、研究结果

使用多层线性交互模型对性别收入差距进行研究, 首先要构建零模型, 将收入的总变异在行业间、部门间和个体间进行划分。由零模型可知, 个体收入在部门间存在显著差异 ($\tau_{b00} = 0.06347^{***}$), 在行业间也存在显著差异 ($\tau_{c00} = 0.12812^{***}$)。其中 6.4% 的收入变异存在于部门间 [$0.06347 / (0.79969 + 0.06347 + 0.12812)$], 12.9% 的收入变异存在于行业间, 余下 80.7% 的收入变异存在于个体层面 (见表 5)。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k}$$

在下一步, 我们将性别变量代入层一方程, 并将其设为随机效应, 允许性别收入差距在部门间和行业间有所不同。由模型 1 可知, 性别收入差距系数由 OLS 方法的 -0.610 降为 -0.311, 性别收入差距在部门间存在显著差异 ($\tau_{b10} = 0.00305^*$), 95% 的置信区间为 (-0.419, -0.2027) ($-0.311 \pm \sqrt{0.00305}$)。性别收入差距在行业间的差异没有达到统计上的显著水平 ($\tau_{c10} = 0.00131$) (见表 5)。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}(\text{Female}_{ijk}) + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k}$$

$$\pi_{1jk} = \theta_1 + b_{10j} + c_{10k}$$

在下一步, 我们只将人力资本变量代入层一模型中。由模型 2 可知, 部门和行业内的教育收益率为 4.5%。使用 OLS 方法估计的教育收益率为 11.7%。较高的教育水平带来较高的收入需要教育的生产能力和配置能力共同发挥作用, 但配置能力早于生产能力发挥作用

(赖德胜, 1998)。在中国存在部门和行业分割的情况下,教育对收入增长的作用在很大程度上是通过就业途径的选择来实现的,高学历有助于人们更容易在一些收入较高的部门、行业、地区和企业就业(李实、丁赛, 2003)。本研究中将部门和行业间的收入差距进行了控制,也就消除了教育的配置作用对个体收入的影响,所估计的教育收益率可以认为是一个反映教育促进个体劳动生产率的指标(见表 5)。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}(\text{Edu}_{ijk}) + \pi_{2jk}(\text{Exp}_{ijk}) + \pi_{3jk}(\text{Exp}_{ijk}^2) + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k}$$

在模型 3 中,我们同时控制了性别和人力资本变量,性别收入差距系数也由模型 2 中的 -0.311 增大到模型 4 中的 -0.324,换言之,当前部门内和行业内的女性人力资本结构对其有保护作用。在单独加入教育或者工龄变量时,性别收入差距系数都会有不同程度的增加。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}(\text{Female}_{ijk}) + \pi_{2jk}(\text{Edu}_{ijk}) + \pi_{3jk}(\text{Exp}_{ijk}) + \pi_{4jk}(\text{Exp}_{ijk}^2) + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k}$$

$$\pi_{1jk} = \theta_1 + b_{10j} + c_{10k}$$

在下一步,我们加入了性别同人力资本变量的交互项。由模型 4 可知,女性教育收益率稍高于男性($\pi_{5jk} = 0.005$),她们的工龄收益率却略低于男性($\pi_{6jk} = -0.009$),但是这些差异都没有达到统计上的显著水平(见表 5)。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk}(\text{Female}_{ijk}) + \pi_{2jk}(\text{Edu}_{ijk}) + \pi_{3jk}(\text{Exp}_{ijk}) + \pi_{4jk}(\text{Exp}_{ijk}^2) + \pi_{5jk}(F \times \text{Edu}_{ijk}) + \pi_{6jk}(F \times \text{Exp}_{ijk}) + \pi_{7jk}(F \times \text{Exp}_{ijk}^2) + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k}$$

$$\pi_{1jk} = \theta_1 + b_{10j} + c_{10k}$$

在模型 3 的基础上,我们将一组代表部门和行业分类的虚拟变量分别代入二层的横栏和纵栏方程,考察部门间和行业间的收入差距和性别收入差异有何不同。第一产业和非正式劳动力市场分别作为其他部门和行业的参照组,虚拟变量做了均值对中处理,因此平均收入差距系数和性别收入差异系数都代表样本的平均水平。由模型 5 可知,部门之间存在着显著的收入差距,公共部门($\gamma_{01} = 0.267$),国有集体企业($\gamma_{02} = 0.102$)和私有企业($\gamma_{03} = 0.284$)的平均工资要显著高于非正式劳动力市场的平均工资。行业之间也存在着显著的收入差距,第二产

业从业者 ($\beta_{01} = 1.132$) 和第三产业从业者 ($\beta_{02} = 1.155$) 的平均年收入要显著高于第一产业从业者。对于性别收入差异,公共部门 ($\gamma_{11} = 0.206$) 和国有集体企业 ($\gamma_{12} = 0.124$) 内的性别工资差距要显著小于非正式劳动力市场中的性别工资差距,而私有企业 ($\gamma_{13} = 0.036$) 内的性别收入差距同非正式劳动力市场中的基本相当。此外,第二产业内 ($\beta_{11} = 0.005$) 和第三产业内 ($\beta_{12} = 0.008$) 的性别工资差距同第一产业相比,没有显著差异(参见表 5)。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk} (\text{Female}_{ijk}) + \pi_{2jk} (\text{Edu}_{ijk}) + \pi_{3jk} (\text{Exp}_{ijk}) + \pi_{4jk} (\text{Exp}_{ijk}^2) + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k} + (\gamma_{0p}) \text{Unit}_j + (\beta_{0p}) \text{Industry}_k$$

$$\pi_{1jk} = \theta_1 + b_{10j} + c_{10k} + (\gamma_{1p}) \text{Unit}_j + (\beta_{1p}) \text{Industry}_k$$

下一步,我们将一组代表个体特征的变量 (P ,包括性别、民族、婚姻状况、政治面貌和城乡类别),以及一组代表职业层次的虚拟变量 (O) 代入层一模型,考察职业分割对于性别收入差异的影响。农林牧渔从业人员作为其他职业类别的参照组。模型 6 的结果表明,在控制职业分割的基础上,性别收入差距同模型 5 相比 (-0.328) 有了一定程度的缩小 (-0.302) ,这表明性别收入差距同职业分割有关(参见表 5)。

$$Y_{ijk} = \pi_{0jk} + \pi_{1jk} (\text{Female}_{ijk}) + \pi_{2jk} (\text{Edu}_{ijk}) + \pi_{3jk} (\text{Exp}_{ijk}) + \pi_{4jk} (\text{Exp}_{ijk}^2) + \pi_{5jk} (P_{ijk}) + \pi_{6jk} (O_{ijk}) + e_{ijk}$$

$$\pi_{0jk} = \theta_0 + b_{00j} + c_{00k} + (\gamma_{0p}) \text{Unit}_j + (\beta_{0p}) \text{Industry}_k$$

$$\pi_{1jk} = \theta_1 + b_{10j} + c_{10k} + (\gamma_{1p}) \text{Unit}_j + (\beta_{1p}) \text{Industry}_k$$

再下一步,我们在层一方程中加入了职业虚拟变量同性别的交互项 ($O \times \text{Female}_{ijk}$) ,这也是我们的总模型。模型 6 的结果表明,性别同职业的交互项都没有达到统计上的显著 (π_{21jk}, π_{25jk}) ,这说明在控制了行业、部门和个体影响后,中国已经在某种程度上实现了“同工同酬”,也就是说,如果男性和女性劳动者从事同样的职业,他们之间的收入没有显著差异(参见表 5)。结合模型 6 和模型 7 的结果,可以看出造成性别收入差异的主要原因不是职业内的性别收入差异,而是男女劳动者在职业间的分布不同,也就是男女劳动者由于“不同工”,进而造成了性别之间的“不同酬”。

六、讨 论

(一) 性别收入差距的影响因素

性别工资差异并不等同于性别工资歧视。贝克尔(Becker, 1971)对劳动力市场上性别歧视的界定是:当具有相同生产率的劳动者仅是因为性别不同而受到差别对待时,劳动力市场中的性别歧视才是存在的。要回答当前中国性别收入差距多大程度上是由于男女自身特征差异在市场经济条件下引起的,多大程度上是由劳动力市场中的性别歧视引起的,就需要对影响收入性别差距的因素进行全面的考察。

在以往使用均值分解方法的研究中,模型所能解释的性别收入差异基本都不超过30%,重要原因之一就是影响性别工资差异的多种形式的劳动力市场分割没有完全考虑。本研究中,使用OLS方法估计的性别收入差距系数为-0.610,男性对数收入是女性的1.84倍。当我们使用多层线性交互分类模型控制了部门间和行业间收入差距后,性别收入差距的系数降为-0.311,男性的对数收入是女性的1.36倍。由表1和表2可知,有49.2%的女性劳动者从事第一产业,其平均受教育年限仅为3.97年;有60.6%的女性处于非正式劳动力市场中,其平均受教育年限是4.7年(见表2)。以上结果说明,造成性别收入差距最重要的因素是男女劳动者在部门间和行业间分布不同,女性劳动者大量在农业产业和非劳动力市场中聚集,其主要原因是自身受教育程度较低。职业分割对男女性别收入差距也造成一定影响,但在当前收入分配领域,“同工不同酬”这种显性的性别歧视已不多见。

模型6中未被解释的男女性别收入差异系数依然维持在-0.302。我们必须承认女性在就业过程中会受到一定程度的歧视,并且女性获得高收入的管理岗位的机会相对男性要少,但这些未被解释的收入差距不能够都归于性别歧视。一些在模型中未被考虑的因素依然可能与性别收入差距有关:比如传统社会习俗对男性和女性不同的角色设定导致了家庭教养方式的不同,因而可能造成男女间能力上的差异(周文莲、周群英,2006)。传统的性别分工造成女性是家务劳动的主要承担者,对事业付出的努力相对较少从而影响其收入水平(Gustafsson & Li, 2000),男性可能有更充足的时间去接受各种非正式教育和培训从而获得更多的经济收益。第二产业中男性就业比例更高,某些工作环

表 5 多层线性交互分类模型的结果

固定效应	零模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
截距, θ_0	9.869 ***	9.860 ***	9.755 ***	9.759 ***	9.756 ***	9.695 ***	9.405 ***	9.408 ***
公共部门, γ_{01}						.267 **	.175	.175
国有企业, γ_{02}						.102 *	.061	.064
私营企业, γ_{03}						.284 **	.239 *	.241 *
社会组织, γ_{04}						.095	-.199	-.199
第二产业, β_{01}						1.132 ***	.486 **	.489 **
第三产业, β_{02}						1.155 ***	.500 **	.515 **
女性, θ_1		-.311 ***		-.324 ***	-.262 ***	-.328 ***	-.302 ***	-.296 **
公共部门, γ_{11}						.206 ***	.185 *	.173 *
国有企业, γ_{12}						.124 **	.125	.126

续表 5

	零模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
固定效应								
私营企业, γ_{13}						.036	.032	.042
社会组织, γ_{14}						.004	-.039	-.031
第二产业, β_{11}						.005	.012	.130
第三产业, β_{12}						.008	.021	.064
教育, π_{2jk}			.045 ***	.037 ***	.034 ***	.027 ***	.025 ***	.025 ***
工龄, π_{3jk}			.023 ***	.022 ***	.026 ***	.011 ***	.011 **	.012 **
工龄平方, π_{4jk}			-.0005 ***	-.0004 ***	-.00054 ***	-.0004 ***	-.0003 ***	-.0003 ***
女性 × 教育, π_{5jk}					.005			
女性 × 工龄, π_{6jk}					-.009			
女性 × 工龄平方, π_{7jk}					.0001			

续表 5

固定效应	零模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
个体特征 ($P_{i,t}$), π_{8-15}							是	是
单位负责人, π_{16}							1.017***	1.047***
专业技术人员, π_{17}							.885***	.916***
办事人员, π_{18}							.756***	.717***
商业服务人员, π_{19}							.605***	.632***
生产操作人员, π_{20}							.704***	.751***
女性 × 单位负责人, π_{21}								-.095
女性 × 专业技术人员, π_{22}								-.073
女性 × 办事人员, π_{23}								.078
女性 × 商业服务人员, π_{24}								-.067
女性 × 生产操作人员, π_{25}								-.116

续表 5

随机效应	零模型	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
层一变异								
残差误差, σ^2	.7996	.7658	.7667	.7398	.7394	.7219	.7144	.7140
层二横栏方差								
部门截距, τ_{000}	.0634 ***	.0659 ***	.0425 ***	.0466 ***	.0461 ***	.0136 ***	.0127 ***	.0126 ***
女性斜率, τ_{010}	.0031 *			.0017	.0011	.0007	.0003	.0003
层二纵栏方差								
行业截距, τ_{000}	.1281 ***	.1226 ***	.1052 ***	.0989 ***	.0986 ***	.0143 ***	.0088 ***	.0076 ***
女性斜率, τ_{010}		.0013		.0007	.0005	.0006	.0001	.0001
偏差统计量	21718	21365	21363	21070	21065	20825	20733	20726
参数个数	4	9	7	12	15	32	38	44

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

境艰苦的职业会给男性带来较多的货币形式的补偿性工资;而女性集中的一些职业(比如教师),女性可能更看重一些非货币收益(比如较多的假期)。

(二) 劳动力市场中的多重分割

以往均值分解法主要着力于将性别收入差异进行分解,而忽视了描述性别收入差距在行业间、部门间或者职业间有何不同。多层线性交互分类模型可以深入描述多种形式的劳动力市场分割具体如何影响性别收入差异。本研究发现,不同部门内的性别收入差距水平不同:市场化程度越高的部门,不同性别之间的收入差异越大。具体来说,公共部门、国有集体企业、私有企业和非正式劳动力市场中的性别收入差异呈现递增的趋势。由表2可知,正式劳动力市场中有24.3%(9.6/39.4)的女性在公共部门工作;相比较而言,正式劳动力市场中男性劳动者在公共部门工作的比例只有21%(10.4/49.5)。女性劳动者比男性对公共部门显示了更强的偏好。我们也发现,行业内也存在性别收入差距,但不同行业内的性别收入差距水平都类似。由表1可知,在非农产业中,女性中有16.8%的劳动者在第二产业中就业,34%的劳动者在第三产业中就业,两个产业的就业比为1:2.02。而男性在两个产业的就业比则为1:1.22,这说明女性更倾向于在收入水平更高的第三产业中工作。

女性对公共部门和第三产业表现出了更大的就业偏好,当我们在模型5中控制了男女劳动者对部门和行业选择的不同,性别收入差距的系数从模型3中的-0.324变为-0.328。也就是说,如果男性和女性劳动者的部门和行业选择都相同,性别工资差距或许会更大。葛玉好(2007)也认为个人会按照“比较优势”来进行择业。袁霓(2008)认为当前女性在不同所有制结构单位的分布对其更有利。

市场化同性别收入差距之间是何种关系,现有研究并没有形成权威的结论。古典经济学理论认为,收入性别差距是市场竞争的必然结果。但也有研究者(Liu et al., 2000; Hauser & Xie, 2005; 李春玲、李实, 2008; 郝大海、李路路, 2006)认为,市场化并不必然带来性别收入差距扩大。周雪光(Zhou, 2000)的研究则认为性别收入不平等有自身的逻辑,市场化改革对其影响是非直接的和不确定的。我们认为,市场化改革可能会增大劳动力市场中某些部门对女性的歧视,但是性别工

资歧视要通过女性的就业结构来影响最终的性别收入差距。随着限制劳动者流动的各种制度束缚的解除,以及劳动力市场配置机制的完善,女性在择业时会性别歧视较弱的部门表现出更多的偏好。市场化对性别收入差距的影响需要综合考虑收入分配领域中的性别歧视程度以及女性就业过程中的选择两方面因素。

歧视理论认为性别歧视可能会采取下面这种形式:支付给女性员工的工资要低于与她们从事同种职业、具有相同的工作经验以及相同工作条件下工作的男性员工的工资,这种情况被称作工资歧视。本研究通过考察性别同职业虚拟变量的交互效应,没有发现职业内存在显著的性别收入差异。职业分割对女性的歧视更多是采用一种隐性的形式,也就是说,即使男性和女性具有相同教育水平和生产率潜力,女性仍大量地被分配在低收入的职业岗位,而把高工资报酬的岗位留给男性雇员,从而导致收入的性别差异,这是一种分配性性别歧视。由表3可知,有7%的男性劳动者担任单位内的管理岗位,而女性中只有3%是单位负责人,这是职业纵向分割的体现之一。

(三) 受教育水平与收益率的性别差异

一般而言,女性的受教育水平要比男性低。根据第五次人口普查0.95%抽样数据,从全国平均水平看,女性平均受教育年限为6.95年,男性为8.05年,两者相差1.1年。本研究只考虑劳动者正式的受教育经历,女性平均受教育年限为6.79年,男性为7.99年,两者相差1.2年,并且达到统计上的显著水平(见表1)。但是我们也应注意到,在某些行业(第三产业)、某些部门(公共部门、国有集体企业、私有企业)和某些职业(专业技术人员、办事人员),女性从业者的平均受教育水平已经高于男性。

教育对收入的影响主要通过教育的配置作用和生产作用。在本研究中,使用OLS方法计算出的女性教育收益率显著高于男性(11.7% vs. 9.3%)。在教育对男性和女性劳动生产率的促进作用不存在显著差异的情况下($\pi_{s_{jk}} = 0.005$,模型4),我们有理由相信女性教育收益率高的一个重要原因就是女性收入水平受劳动力市场配置作用的影响更大。谢宇和韩怡梅(Xie & Hannum, 1996)利用1988年中国城市住户收入抽样调查数据发现,男性教育回报率为2.2%,女性教育回报率为4.5%,产生这一现象的原因就是受教育程度较低的女性劳动者在劳动

力市场中会面临更大的收入不平等。以产业分割为例,表1显示男性劳动者在第二产业和第三产业的平均收入是第一产业的3.85倍和4.58倍,而女性劳动者在第二产业和第三产业的平均收入是第一产业的4.47倍和5.24倍。由于第一产业中女性劳动者收入过低,受教育程度较高的女性在从农业产业转移到非农产业的过程中会获得更大幅度的收入提升。女性教育收益率高于男性的第二个原因在于较高的受教育水平有助于女性进入性别收入差距较小的公共部门和国有集体企业中(参见表2)。贝克尔(Becker,1971)认为教育能够改善和提升个体的修养和品德,减少不道德的偏见,而高学历的女性更有可能与这部分高素质的群体共同相处和工作,因此高学历能使她们处在歧视氛围较弱的环境下工作。但在中国,较高受教育程度的女性则主要通过进入国家规制力量较强的部门工作,从而获得较多制度层面的保护来避免遭受性别歧视(王天夫等,2008)。

七、结论及政策建议

多层线性交互分类模型的结果表明,女性劳动者大量分布在农业产业和非正式劳动力市场是导致性别收入差异的重要原因。而女性受教育水平较低阻止了她们向高收入的非农产业以及正式劳动力市场进行转移。造成女性受教育水平低于男性的原因,一方面可能是传统社会观念对于男孩教育投资的偏好,另一方面也可能是我国在普及九年义务教育的过程中,尤其是在农村地区,对女性群体的教育发展重视不够。大力提高女性入学率和受教育水平应该是我国教育发展面临的长期任务。

教育的配置作用是造成女性教育收益率高于男性的主要原因,受教育程度较高的女性更有可能进入高收入的行业和部门,以及性别歧视低的部门工作。此外,女性在择业时对部门和行业的选择具有一定的偏好,这意味着男女之间就业平等并不等于男女的就业分布应该完全相同。政府应加强劳动力市场的法律规范,保障女性可以根据自身的比较优势对就业岗位做出最优的选择,禁止用人单位在招聘和职位晋升等方面的性别歧视。

参考文献:

- 陈良焜、鞠高升 2004,《教育明瑟收益率性别差异的实证分析》,《北京大学教育评论》第 3 期。
- 杜育红、孙志军 2003,《中国欠发达地区的教育、收入与劳动力市场经历——基于内蒙古赤峰市城镇地区的研究》,《管理世界》第 9 期。
- 葛玉好 2007,《教育回报异质性问题研究》,《南方经济》第 4 期。
- 郭继强、姜丽、陆利丽 2011,《工资差异分解方法述评》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- 郝大海、李路路 2006,《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》第 2 期。
- 侯风云 2004,《中国农村人力资本收益率研究》,《经济研究》第 12 期。
- 赖德胜 1998,《教育、劳动力市场与收入分配》,《经济研究》第 5 期。
- 李春玲、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。
- 李实、丁赛 2003,《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第 6 期。
- 李实、古斯塔夫森 1999,《中国城镇职工收入的性别差异》,赵人伟、李实、李思勤主编《中国居民收入分配再研究》北京:中国财政经济出版社。
- 李实、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。
- 刘泽云 2008,《女性教育收益率为何高于男性?——基于工资性别歧视的分析》,《经济科学》第 2 期。
- 刘精明 2006,《劳动力市场结构变化与人力资本收益》,《社会学研究》第 6 期。
- 彭竞 2011,《高等教育回报率与工资的性别差异》,《人口与经济》第 4 期。
- 王美艳 2005,《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》第 2 期。
- 王天夫、崔晓雄 2010,《行业是如何影响收入的——基于多层线性模型的分析》,《中国社会科学》第 5 期。
- 王天夫、赖杨恩、李博柏 2008,《城市性别收入差异及其演变:1995-2003》,《社会学研究》第 2 期。
- 姚先国、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》第 2 期。
- 袁霓 2008,《教育回报率与收入性别差异实证分析》,《统计观察》第 8 期。
- 赵力涛 2006,《中国农村的教育收益率研究》,《中国社会科学》第 3 期。
- 周文莲、周群英 2006,《就业性别歧视的文化机制分析》,《重庆大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- Appleton, S., J. Hoddinott & P. Krishnan 1999, "The Gender Wage Gap in Three African Countries." *Economic Development and Cultural Change* 47(2).
- Becker, G. S. 1971 *The Economics of Discrimination*. IL: University of Chicago Press.
- Brown, R. S., M. Moon & B. Zoloth 1980, "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials." *The Journal of Human Resources* 15(1).
- Gustafsson, B. & S. Li 2000, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban

- China." *Journal of Population Economics* 13(2).
- Hauser, S. & Y. Xie 2005, "Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 and 1995." *Social Science Research* 34.
- Hughes, J. & M. Maurer-Fazio 2002, "Effects of Marriage, Education and Occupation on the Female/Male Wage Gap in China." *Pacific Economic Review* 7(1).
- Jamison, D. & J. V. Gaag 1987, "Education and Earnings in the People's Republic of China." *Economics of Education Review* 6(2).
- Liu, P., X. Meng & J. Zhang 2000, "Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy." *Journal of Population Economics* 13.
- Oaxaca, R. 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14(3).
- Psacharopoulos, G. & H. A. Patrinos 2004, "Returns to Investment in Education: A Further Update." *Education Economics* 12(2).
- Raudenbush, S. W. & A. S. Bryk 2002, *Hierarchical Linear Model: Applications and Data Analysis Methods*. CA: Sage Publications.
- Xie, Y. & E. Hannum 1996, "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-era Urban China." *American Journal of Sociology* 101(4).
- Zhang, J., Y. Zhao, A. Park & X. Song 2005, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 - 2001." *Journal of Comparative Economics* 33(4).
- Zhang, J., J. Han, J. Liu & J. Zhao 2008, "Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China, 1988 - 2004." *Industrial and Labor Relations Review* 61(2).
- Zhou, X. G. 2000, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data." *American Journal of Sociology* 105(4).

作者单位: 北京大学教育学院教育经济研究所
责任编辑: 杨 可

PAPER

Social Capital and Marketization in the Labor Market
 *Zhang Wenhong & Zhang Li* 1

Abstract: As a useful force for market , is social capital embedded into marketization or not? This is the core of the debate between social capital and marketization. According to the existing literature , both social capital and marketization are variables which cannot be operated easily. And that’s the reason of the appearance of different empirical results on the relationship between them. In this paper , the results of data analysis from Jsnet 2009 in 8 Chinese cities show that different measurements of marketization have significant effects on the determination of the relationship between social capital and marketization. But we still find a consistent result among the three measurements of time , unit and city: marketization enhances the recognition of social capital while reduces the value of this capital at the same time.

Human Capital , Labor Market Segmentation and Gender Income Gap
 *Deng Feng & Ding Xiaohao* 24

Abstract: By making use of a nationally representative dataset collected by China Family Panel Studies in 2010 , this study applied cross-classified multilevel model to examine how human capital and segmented labor market with three tiers affected gender income gaps. The results indicated that the differences in gender distribution among industries and sectors caused by the allocative effect of education constituted the major part of gender income gaps. There were no significant income differences between men and women when they did the same jobs. The major reason for women’s higher rate of return to education was that the less-educated women were more likely to suffer from salary inequality and discrimination.

Social Capital in Educational Attainment: The perspectives of network resource and social closure *Zhao Yandong & Hong Yanbi* 47