



北大教育经济研究 (电子季刊)

Economics of Education Research (Beida)

北京大学教育经济研究所主办

Institute of Economics of Education, Peking University

第 4 卷第 3 期

(总第 12 期)

2006 年 9 月

主编：闵维方；副主编：丁小浩 闫凤桥；

编辑：岳昌君 朱莹莹

2006 年中国教育经济学年会会议论文

性别工资差异研究

魏巍、岳昌君

(北京大学 教育学院 北京 100871)

摘要：工资差异是世界各国劳动力市场上普遍存在的现象，性别是劳动力市场和收入不平等研究的重要视角。人力资本理论、歧视经济学理论以及劳动力市场分割理论都从不同的角度阐述性别工资差异产生的原因。本文基于上述三种理论，采用国家统计局“2004 年中国城市住户调查数据”，探讨在中国目前经济转型期，男女性别工资差异的发展状况，通过对奥克萨克歧视系数的计算，验证我国劳动力市场上存在性别歧视。在对性别工资差异影响因素进行分解的基础上，验证提高女性受教育水平、选择在集体所有制企业就业有利于缩小男女性别工资差异。

关键词：性别工资差异，歧视系数，人力资本理论

Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market

WEI Wei, YUE Chang-jun

(Graduate School of Education, Peking University, Beijing 100871, China.)

Abstract: Wage differentials is a common phenomenon, which exists in the labor markets all over the world. Male-female wage differentials is an important point of views of the researchers. The theories of human capital investment, economic discrimination and dual market hypothesis are widely used to explain the causes of the differences. Based on these theories and by using 2004 Urban In-House Survey, we try to find out how large male-female wage differentials is in urban labor market in China. By calculating discrimination coefficient, we find that gender discrimination actually exists in urban labor market in China. Based on the analysis on the main effect factor of the differentials, we

魏巍(1981-),女,北京大学教育学04级院硕士研究生,通信地址北京大学教育学院04级硕士,邮编100871,电子邮件 st425@gse.pku.edu.cn,电话:010-89833789。

岳昌君(1966-),男,北京大学教育学院教育经济与管理系副教授,通信地址北京大学教育学院,邮编100871,电子邮件 cjyue@gse.pku.edu.cn,电话:010-62753935。

verify that it can reduce the gap of the gender wage differentials if female can improve the level of education or work in the collective ownership corporation.

Key words: male-female wage differential;discrimination coefficient;human capital theory

一、问题的提出

1. 研究背景

1.1 性别工资差异显著扩大

始于1978年的改革开放使中国经济发生了历史性巨变。在过去的26年中,按可比价格计算,中国平均每年的国内生产总值增长速度高达到9.3%,经济规模是改革开放之前的10.3倍(林毅夫,2005)。按官方汇率计算,今天中国已经成为全世界第6大经济体;按购买力平价计算,中国已经跃居全世界第二位,仅次于美国。中国改革开放以来取得的经济成就备受全球瞩目,尤其是与其他同期的转型中国和发展中国家相比,堪称奇迹。中国从原有中央计划经济体制逐步走向了市场经济,同时也从一个以公平为先导的社会,转向了以效率为先导的社会,很多社会问题随之产生,工资差异(即收入不平等)就是其中之一。有关不同地区、不同群体之间的工资差异问题逐渐引起人们广泛关注。

实际上,工资差异(differentials)是世界各国劳动力市场上普遍存在的现象。很多研究都发现不同劳动者群体之间的工资差异或不均衡(inequality)是长期存在的,且常常随着新技术的不断出现和应用呈现扩大的趋势(Piketty,2003;Prasad,2002;Juhn et al.,1993;Acemoglu,1999)。根据已有的大量研究,工资差异是与拉动力个人特征及其所从事的工作的特征联系在一起,相关的个人特征包括人力资本存量、性别等等。

研究工资差异的角度很多,其中性别是劳动力市场和收入不平等研究的重要视角。很多学者研究发现即使在控制了教育水平,工作经验等诸多因素的影响之后,女性和男性之间仍存在着明显的工资差异(Bowlus,1997),且这种差异在绝大多数工业化国家都长期存在。有关中国的很多研究也印证了这一结论,在中国经济转型过程中性别工资差异显著扩大(Gustafsson and Li,2000;李实,2002;汝信等,2002)。由全国妇联和国家统计局联合组织实施的第二期中国妇女社会地位抽样调查结果显示,从1990年到2000年城镇在职女性的经济收入有了较大幅度的增长,但与男性收入的差距却明显拉大,城镇女性职工相当于男性的工资比例由77.5%下降到70.1%。从收入分布看,低收入的女性比男性高19.3%,中等以上收入的女性比男性

低6.6%(第二期中国妇女地位调查课题组,2001)。中国社科院经济研究所的居民收入调查结果显示,城市女性相当于男性的工资比例由1998年的84.4%下降到1995年的82.5%(李实,2002)。此外,有研究发现20世纪80至90年代,中国性别工资差异显著扩大了,且对女性的歧视有扩大的趋势(张丹丹,2004),但中国的性别工资结构仍比其他很多国家更为平等(Liu et al.,2004)

1.2 男女就业部门的分布差异显著

根据研究发现,中国行业职工平均工资的最高值与最低值之比由1990年的0.1359上升到2002年的0.2535;基尼系数由1990年的0.0719上升到2002年的0.1379(岳昌君和吴淑娇,2005)。与此同时,性别的行业分布是不均匀的,女性人口在一些行业集中分布的现象十分明显。2000年全国城镇女性从业人员的比重为38%,而在卫生体育和社会福利业,女性的比例占到了58%,在商业、餐饮业、社会服务业、文化教育业等行业也远远超过了平均数,而在采掘、建筑、交通等行业,又远远低于平均数,其中建筑业女性的比重仅仅为18%。从国有单位女性在各行业分布的不均衡程度较低,而私有经济成分中女性在各行业分布的不平衡程度则较高,国有、集体、其他单位女性比重的平均差分别是7.47、7.96和13.33。这可能与不同经济成分的市场化水平有关。(徐林清,2004)

研究者发现,从劳动力市场制度,包括工资决定机制的集中程度、总体工资结构的均等化程度等是决定性别工资差异大小的重要原因之一(Blau and Kahn,1996; Kidd and Shannon,1996),比如美国具有比其它工业化国家更大的性别工资差异从国有部门、集体部门到私人部门呈不断扩大的趋势(Liu et al.,2000)。

那么在最初就业部门的选择的时候是否对男女性别工资差异的产生影响?在中国市场化体制改革的今天,对于不同就业部门的选择的调整是否可以缩小或者改善男女性别工资差异呢?

1.3 教育较高的收益及影响

依照人力资本理论,教育被看作是人力资本的一种投资(Schultz,1961;Becher,1964),这一投资的收益包括未来更高的劳动力市场收入、工作稳定性和更好的耕作

根据《中国统计年鉴2003》中的数据进行行业差异比较的统计结果
根据《中国统计年鉴2001》中的数据进行行业差异比较的统计结果

机会。在世界范围内,这一收益是相当吸引人的,多接受一年学校教育的明瑟收益率达7%-12%(George Psacharopoulos and Harry Anthony Patrinos,2002)。由于人力资本理论的广泛推广,人们普遍接受教育可以带来较高的回报(Becker,1964; Mincer,1974),加上中国生育高峰的到达使得高等教育空前膨胀。

很多研究者发现女性的教育收益率普遍高于男性(李实和李文彬,1994;陈晓宇和陈良焜,1999;孙志军,2002)女性教育收益率高于男性教育收益率是符合各国的一般趋势的(赖德胜,1997)。但是女性较高的收益率并不意味着受过高等教育的女性职员获得比男性同样高的收入(李实和李文彬,1994)。事实上,女性教育收益率高于男性并不是因为女性收入绝对值高于男性,而是由于低教育水平的女性收入绝对值低于男性;而对于低教育平女性收入更加低的原因。由于低教育程度者多从事体力劳动,男性与女性收入差别大,而高等教育程度者多从事脑力劳动,收入的性别差距也相应缩小(陈晓宇和陈良焜,1999)。

那么,进入21世纪以来,特别是高等教育扩招以后,教育对于性别工资差异的影响是否存在新的变化,其发展的趋势如何?本文就此作进一步的研究,并与前人的研究相比较,力图发现其中的发展变化情况,并试图求证对于女性对于教育的投资是否有助于缩小与男性工资的差距。

2. 研究的问题

首先,对中国现阶段性别工资在不同教育程度、不同行业、不同地区等方面

的差异情况进行统计和分析。

第二,通过计算奥克萨克歧视系数的计算,分析我国现阶段劳动力市场上男女是否存在歧视。

第三,研究哪些因素引发男女性别工资的差异?很多学者就此进行了深入地研究,一些学者认为,女性和男性之间未被观察到的与生产率有关的特征的差异,以及对生产率相同的女性的工资歧视是造成女性平均工资低于男性的重要原因(Blau and Kahn,1992)。另一些学者则认为女性和男性在就业前不同的教育选择(Machin and Puhani,2003)在职业和职位上的高度分割(Nam,1996;ruijter et al.,2003)在劳动力市场不同的行为模式(Bowlus,1997;John and Steven,2004)是造成性别工资差异的原因。也有学者从劳动力市场制度,包括工资决定机制的集

中程度、总体工资结构的均等化程度等也是决定性别工资差异大小的重要原因(Blau and Kahn, 1996; Kidd and Shannon, 1996)。

本文通过对歧视系数进行分解来探讨哪些因素是性别工资差异的主要影响因素,并力求验证就业部门的选择对男女性别工资差异是否产生的影响,产生怎样的影响。教育作为一种人力资本的投资方式,是否可以改善并缩小男女性别工资差异。

3. 研究的意义

女性的发展是衡量社会发展水平的一个重要指标,从最小经济单位家庭来看,首先,女性地位的提高有利于资源在家庭内部重新分配,从而重组收入与消费,这不仅影响了家庭资源在男性与女性之间分配,也影响了成人与孩子,男孩子与女孩子之间的分配;第二,女性地位的提高使女性对家庭决策的影响力增强了,对传统的性别的自然分工提出挑战;第三,女性的独立,有利于女性自主地选择计划生育,降低生育率,提高生育质量;第四,女性参与就业的程度在一定程度上,改善了女性的教育,女性在参与竞争的过程中逐渐认识到教育的重要性,为提高自己的人力资本量主动的进行人力资本投资,同时有助于提高其子女的人力资本水平(Joseph Stiglitz, 1998)等等,女性的发展会带来很多正的外部性。

二、文献综述

目前,在理论界关于男女性别工资差异的分析主要集中在以下三方面的理论解释:

(1) 新古典经济学派

新古典经济学从人力资本的角度探讨男女之间的工资差异,认为女性之所以获得较少的工资,与其较低的教育水平、较少的工作经验等有关(Schultz, 1961; Becher, 1964)。

(2) 劳动力市场分割理论

劳动力市场分割理论提供了一个分析性别歧视的新的框架,认为收入高低不仅取决于个人人力资本的积累状况,还取决于性别本身和工作性质,工资是性别、人力资本和工作性质的函数(R. Buchele)。他们认为,劳动力市场并不是一个统一的

又称“代际效应”

市场,而是按工作内容和职业境遇(工作稳定性、升迁的可能性、工资支付方式等)的不同被区隔为不同的市场(M.H.斯特罗布,1955),如所谓的初级市场和次级市场等。不同市场上的工资决定方式、工资水平和工作条件都不相同。女性劳动者较多滞留在次级市场上,这是她们收入低的主要原因(徐林清,2004)。

(3) 歧视理论

当劳动力市场上的性别歧视不存在的情况下,追求利润最大化的雇主在竞争性的劳动力市场中,会根据劳动力的生产率支付工人工资。他们从个人经济利益的角度去做出关于雇佣、安置或提升的决定的时候也是基于这个基础,而不会考虑性别的因素,从而产生男女之间的工资差异的主要原因是劳动生产率,即影响劳动生产率的教育水平、工作经验等因素(Becker;李杰和王晓刚,2000)。

当劳动力市场上存在歧视的时候大体有三种情况:一种情况是“同工不同酬”,即有同样的生产率的男性和女性劳动力此时无法获得同样的回报(Oaxaca,1973);另一种是“职业及职位歧视”(Ehrenberg and Smith,1999),是指雇主有时会故意将与男性雇员具有相同教育水平和生产潜力的女性雇员安排到低工资报酬的职位上或担负较低责任水平的工作上,而把高工资报酬的工作留给男性雇员;还有一种不明显的性别歧视是劳动力市场歧视的“反馈影响”(Feedback effect)(Phelps,Aigner and Cain;Ridgeway and Cecilia,1997)或前市场歧视(Pre-market discrimination),当女性劳动力的人力资本回报偏低或受到培训、晋升等的不公平待遇时,这种劳动力市场上的启示直接降低了女性劳动力及潜在女性劳动力的预期,使其减少对人力资本的投资或降低工作的积极性,从而降低了女性劳动力的劳动生产率和收入(Becker)。

从实证研究的模型设计来看,目前从计量经济学角度,研究者更多地投向了自选择偏差的研究中;社会学者对于性别工资差异的研究仍选用以下三种模型:

关于男女性别工资差异的分析

(1) 明瑟回归模型

最早由明瑟提出的(Mincer,1974)人力资本模型简化为:

$$\ln(w) = X\beta + u \quad (1)$$

这里W代表小时工资率,X代表个人特征向量,u为随即扰动项。在明瑟的回归模型中,选用虚拟变量(dummy variable)了反映性别差异。

(2) 奥克萨克及科顿性别工资差异分解模型:

奥克萨克(Oaxaca, 1973)的方法是衡量性别工资歧视经典的分解方法之一。其基本的思路是在明瑟回归模型的基础上,将男女收入进一步分解为可以由个人特征解释的部分和无法用个人特征解释的部分,并将无法解释的不分认为是歧视,从而衡量“歧视”的大小。其模型表达式如下:

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_f = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_f = (\bar{X}_m' - \bar{X}_f') \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

其中 $\ln \bar{W}_m$ 和 $\ln \bar{W}_f$ 分别是男女性收入几何平均的对数; \bar{X}_m' 和 \bar{X}_f' 分别是男女性个人特征的平均值向量; $\hat{\beta}_m$ 和 $\hat{\beta}_f$ 分别是男女性系数的估计值式。奥收入分解模型中把男女性平均收入差异分解为两部分:等号右边第一项为可解释,即由男女之间特征差异或者由两者之间解释变量均值差异引起的。等号右边第二项为不可解释的,即表示男女性在个人特征条件相同的情况下,女性受到工资待遇上的不公平(这在男女各自收入方程中表现为系数的差异)。由于在无歧视的劳动力市场下,具有相同个人特征的男女应具有相同的收入,因此用“性别收入歧视”来表示由不可解释部分所引起的男女收入不平等。在计算过程中,用实际观察到的工资差异减去那部分由与工作相关的个人特征导致的工资差异,剩下的就是歧视影响了,可以用歧视系数来反映。

科顿(Cotton, 1988)认为单单考虑劳动力市场存在歧视是不全面的,主张应该同时考虑到在不存在歧视的劳动力市场的条件下,男性工资的下降和女性工资的上升的情况发生的可能。于是他提出一种新的方法,就是先将无歧视条件下的均衡收入水平先计算出来,然后再衡量被歧视群体像对于无歧视时的均衡收入被压低的程度,具体模型表达式如下:

$$\ln W_m - \ln W_f = (\bar{X}_m' - \bar{X}_f') \hat{\beta}^* + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_f' (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$$

其中 $\hat{\beta}^*$ 代表不存在歧视时男性和女性的工资方程系数,其计算方法是将现有的男性和女性工资回归方程系数利用男性和女性的比例分别加权。等号右边第一部分为个人特征差异导致的工资差异。第二部分是男性劳动生产率被高估的部分,即作为男性的“收益”(benefit)。第三部分是女性劳动生产率被低估的部分,也是更为

Oaxaca 用“歧视系数”(Discrimination Coefficient)来衡量歧视,“歧视系数”(D)的定义为:真实世界里性别工资的比和不存在歧视的情况下的性别工资比的差占无歧视的情况下的性别工资比的比例。

纯粹的对女性的歧视。

阿普尔顿(袁霓, 2005)在奥克萨克和科顿的基础上加入了考虑工作单位所有制性质变量, 即男女性工作在不同所有制部门的比例是不同的, 且这种不同可能对性别收入分解有很大的影响, 新的分解方法如下:

$$\ln \overline{W}_m - \ln \overline{W}_f = \sum_j p_{if} (\hat{\beta}_{jm} X_{jm} - \hat{\beta}_{jf} X_{jf}) + \sum_j \hat{\beta}_{jm} X_{jm} (p_{jm} - p_{jf})$$

其中, $\hat{\beta}_{jm}$ 和 $\hat{\beta}_{jf}$ 分别是男女在第 j 个所有制部分收入方程的系数; p_{jm} 和 p_{jf} 是男女性在第 j 个所有制部分的比例。考察到“权数”问题, 仿照科顿收入分解方法假设第 i 个人在第 j 个所有制部门工作的概率 p_{if} 由多项式逻辑模型决定, 其形式为:

$$p_{if} = \exp \gamma_j z_i / \sum_j \exp \gamma_j z_i \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad j = 1, 2, \dots, K.$$

其中, γ_j 是对应于第 j 个所有制部门的系数。由此, 男女收入差异可写为:

$$\begin{aligned} \ln \overline{W}_m - \ln \overline{W}_f &= \sum_j \hat{p}_j (\overline{X}_{jm} - \overline{X}_{jf}) \hat{\beta}_j + \sum_j \hat{p}_j \overline{X}_{mj} (\hat{\beta}_{jm} - \hat{\beta}_j) + \sum_j \hat{p}_j \overline{X}_{jf} (\hat{\beta}_j - \hat{\beta}_{jf}) \\ &+ \sum_j \hat{\beta}_{jm} \overline{X}_{jm} (\hat{p}_{jm} - \hat{p}_j) + \sum_j \hat{\beta}_{jf} \overline{X}_{jf} (\hat{p}_j - \hat{p}_{jf}) + \sum_j \hat{\beta}_{jm} \overline{X}_{jm} (\hat{p}_{jm} - \hat{p}_{jm}) + \sum_j \hat{\beta}_{jf} \overline{X}_{jf} (\hat{p}_{jf} - \hat{p}_{jf}) \end{aligned}$$

其中, \hat{p}_j 为当假设男女性面对同样的所有制部门分配时, 职工在第 j 个所有制部门的比例; \hat{p}_{jm} 和 \hat{p}_{jf} 分别为当假设男女面对同样的所有制部门分配时, 男女在第 j 个所有制部门的比例。前三项类似于科顿(Cotton)分解中的所有制内部收入差异, 第四、五项为所有制部门之间由于男女个人特征不同所带来的收入差异。第六、七项为所有制部门之间不可解释的男女性收入差异。

三、研究设计

1. 概念的界定

性别工资差异

性别工资差异通常是指劳动力市场上的“显示性的性别工资差异”, 分为两个层次: 一是由个人特征引起的工资差异。二是由先入为主的性别偏好带来的工资差异, 其中包括由于“识别困难”和“选择偏好”引起的性别不公平。“识别困难”也就是

“统计性歧视”，是指雇主在甄选劳动力的过程中，常面临在信息不完全或不确定的情况下做出决定，所以雇主通常会利用群体的特征来代替个人特征识别劳动力的能力。“选择偏好”带来的工资差异或机会不平等是纯粹意义上的性别歧视。

简而言之就是这里的性别工资差异包含两个层次：一是个人“特征”差异；另一个是“待遇”差异，即歧视。

本文的研究主要从计量的方法出发区分性别工资差异究竟是由于个人特征引起的，还是由于先入为主的性别偏好带来的工资差异。

就业部门

由于数据分析的需要，本文特别界定这里的就业部门是按照所有制类型的不同企业划分为：国有及控股企业、集体所有制企业，其他所有制企业（包括外资企业，合作企业，合资企业，民营企业等等）。

2. 研究思路

本研究的思路为：

(1) 采用明瑟收入方程的方法，对劳动力市场上是否显著存在性别工资差异进行验证。

(2) 通过引用歧视理论，采用奥克萨克性别歧视模型检验中国劳动力市场上是否存在性别歧视。

(3) 通过奥克萨科性别工资差异分解模型，来计算个人特征变量（受教育程度、工作经验、就业单位类型，职业以及工作地区）对于性别工资差异的解释程度，确定哪些因素是影响性别差异的主要因素。

(4) 根据人力资本理论，采用明瑟收入方程来验证女性教育的提高是否有利于工资差异的缩小。

(5) 采用行业虚拟变量的方式，力图探讨在不同所有制行业的雇主选择偏好的性别歧视存在显著不同，从而验证就业部门的选择对于工资差异的有一定的影响。

(6) 对上述研究进行讨论，同时分析政策层面上的启示。

贝克尔关于劳动力市场歧视的定义就是在这个层次上给出的

3. 研究假设

本研究的主要假设为：

- (1) 劳动力市场上存在显著的性别工资差异。
- (2) 劳动力市场上存在显著的性别歧视，也就是说个人特征和雇主性别偏好性选择(待遇)的不同对劳动力市场的性别工资差异有显著的影响。
- (3) 受教育程度以及就业单位的所有制性质对于性别工资差异具有较高的解释度。
- (4) 女性的受教育水平对缩小男女工资差异有显著影响。
- (5) 企业的所有制性质不同对性别工资差异有显著影响。

4. 研究模型

1. 性别工资差异分解模型

选用奥克萨克的性别工资差异模型，利用2005年中国城镇入户调查数据，对于男女性别工资差异进行分解研究：

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_f = \bar{X}_m' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \hat{\beta}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_m + \bar{X}_f' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (1)$$

其中 $\ln \bar{W}_m$ 和 $\ln \bar{W}_f$ 分别是男女性收入几何平均的对数； \bar{X}_m' 和 \bar{X}_f' 分别是男女性个人特征的平均值向量； $\hat{\beta}_m$ 和 $\hat{\beta}_f$ 分别是男女性系数的估计值式。X 包括个人特征有：受教育年限，工作经验，年龄，婚姻状况，工作所在地区等等。

2. 明瑟人力资本模型

本文对明瑟人力资本模型进行了微调，加入了虚拟变量和交互项，具体方程如下：

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 S_i + \beta_3 S_i D_i + Exp + Exp^2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

这里， D_i 是表示虚拟变量(包括性别虚拟变量，地区虚拟变量，职业虚拟变量，就业单位类型虚拟变量以及婚姻状况虚拟变量)， S_i 代表教育年限， $S_i D_i$ 是性别虚拟变量和教育年限相成的交互作用。

在此,以性别虚拟变量为例:当 $D_i=0$ 代表男性,1代表女性。 β_0 为截距项, β_2 为男性的教育回报率,当 $D_i=1$ (女性劳动力),截距项为 $\beta_0 + \beta_1$,女性教育收益率为 $\beta_2 + \beta_3$,此时, β_1 是考虑了不同性别教育回报的差别后的工资差异, β_3 体现了不同性别教育收益差异,可以利用t检验看其是否显著。

5. 数据来源

本研究的数据来源于国家统计局“2004年中国城市住户调查数据”。调查内容主要涉及城镇居民家庭及个人基本情况、受教育和就业情况、家庭教育支出以及家庭主要成员工作经历和收入情况等。调查涉及了省、自治区内226个市(县),其中城市146个,县城80个,共计25000个样本户中的家庭成员及其不同户子女和户主及配偶的父母(约68310个样本)的基本情况、(户主及配偶/子女)家庭成员的受教育信息、在校生受教育状况和教育支出信息、户主及配偶的工作经历信息等。

四、统计描述与变量处理

本文所采用的数据是国家统计局“2004年中国城市住户调查数据”。在此对于调查数据作基本的描述。

(一) 样本描述

本文在原始样本中,按照就业状态筛选出“就业状况”中处于就业状态下的样本(包括国有经济单位职工、城镇集体经济单位职工、其他各种经济类型单位职工、城镇个体或私营企业主、城镇个体或私营企业被雇者,离退休再就业人员、其他就业者)。第二,对“收入”取值范围进行划定,本文选取“年工薪收入”作为收入变量,并根据城镇居民最低生活保障金额为250元,一年为3000元的标准进行第二次筛选样本。第三,删除缺失值和不符合逻辑关系值的数据。最终选取的样本基本情况如下(参考表1、表2)。

表1:样本简单统计描述

变量	特征	频数
样本数		25245
其中:性别(女)		11044(43.7%)
年龄	均值(年)	41.5
收入	均值(元)	14535.3

教育年限	均值 (年)	11.6
工作经历	均值 (年)	20.7
地区		
北京		2455 (9.7%)
山西		1932 (7.7%)
辽宁		4155 (16.5%)
黑龙江		2074 (8.2%)
浙江		2635 (10.4%)
安徽		2167 (8.6%)
湖北		2059 (8.2%)
广东		1931 (7.6%)
四川		2227 (8.8%)
贵州		1195 (4.7%)
陕西		1473 (5.8%)
甘肃		942 (3.7%)

表 2：男性与女性样本统计描述

变量	频数	百分比 (占全部人数)	平均年工资收入 (元)	百分比 (占全部收入)
性别				
男性	14201	56.3%	16247.56	62.9%
女性	11044	43.7%	12333.52	37.1%

(二) 变量处理

1. 收入变量

本文选取了“年工薪收入”为原始数据，根据城镇人口最低生活保障以 250 元为基数，最终确定年工资收入选值范围在 3000~400000 元之间。

2. 受教育程度变量

在数据中，关于受教育程度分为两个变量：其一，按照国家教育体制的规定，被调查人接受教育的最高学历。国家授权成人学历的广播电视大学、职业大学、高等院校举办的函授大学、夜大学和其他形式的大学，以及通过自学或承认学历教育，通过全国统一考试取得学历、学位的可分别归入相应的文化程度。因而在划分为文盲(将未上过学和扫盲班的成员定义为文盲)、小学、初中、高中、中专、大学专科、大学本科、研究生 8 个等级；在第六部分的回归分析中，又进一步将中专、大学专科、大学本科以及研究生，合并为高中后教育；其二，定序变量，按照受教育年限

数量计算。虚拟变量的设定以文盲为参照组。

3. 工作经验变量

本研究所用的“工作经验”采用“2004年—第一次参加工作的年份”得到具体的工作经验与其年龄进行比较取得数据,并且按照17岁开始工作,60岁左右退休来计算,选取工作经验的范围为“1~45”。

4. 就业单位类型

数据中就业单位类型按照所有制分为三类:国有及控股企业、集体所有制企业,其他所有制企业(包括党政机关和军队、外资企业、港澳台企业、事业单位、私营企业、合伙企业、个体经营者、个体被雇者等等)。虚拟变量的设定以国有及控股企业为参照组。

5. 个人特征变量

本研究所选用的个人特征变量包括婚姻状况、工作地区、所处行业以及职业类型。

按照三类地区的划分标准,全国省级区域单位划分为东、中、西三类地区;第一类为东部地区,包括北京和东部沿海省份广东、辽宁、浙江3个省份(简记为东部);中部内陆省份,包括黑龙江、安徽、湖北3个省份(简记为中部);西部地区包括山西、四川、贵州、陕西、甘肃5个省份(简记为西部)。文中所设虚拟变量以西部为参照组。

根据行业的竞争程度,将行业划分合并为5类,分别为:(1)“竞争性行业”(包括制造业、建筑业、批发零售贸易餐饮业、社会服务业等4个行业);(2)“垄断性行业”(包括电力煤气及水的生产和供应业、交通运输仓储和邮电通信业、金融保险业、房地产业等4个行业);(3)“事业性行业”(包括卫生体育和社会福利业、教育文化艺术及广播电影电视业、科学研究和综合技术服务业等3个行业);(4)“机关团体”(国家机关政党机关和社会团体);(5)“其他行业”。由于行业和职业变量在回归中,存在共线性,因而在第五、六部分回归中,并没有将行业变量列入方程。

职业类型的划分为8种,分别为:各类专业技术人员;国家机关、党群组织和企事业单位负责人;办事人员和有关人员;商业工作人员;服务性工作人员;农林牧渔劳动者;生产工人、运输工人和有关人员;不便分类的其他劳动者。文中所采用的虚拟变量,是以“生产工人、运输工人和有关人员”为参照组的。

五、劳动力市场性别工资差异与歧视的现状

(一) 性别工资差异的简单统计描述

1. 统计上差异的存在

通过简单的统计,我们可以观察到男性和女性的年平均工资的分布情况,通过计算可得男性和女性年平均工资的绝对差异达到3914.04元,年平均收入相对差异——女性工资比男性工资低23.8%。

表3: 性别工资差异统计描述

变量名	平均数	中位数	众数	最小值	最大值
男性	16247.56	13000.0	6000	3000	191755
女性	12333.52	9705.8	6000	3000	289800

2. 相对性别工资差异统计描述

为进一步细化性别工资差异,选择“受教育程度”、“地区”、“行业”、“就业单位类型”为纬度,如表4所示。性别工资相对差异在各个教育水平上都存在,其中大学本科教育程度的女性年平均工资比同等学历的男性低13%,而作为文盲的男性和女性相对工资差异最大,女性年平均工资比男性低了57%,也就是说女性工资不足男性工资的二分之一。从地区划分来看,男女性别工资差异由小到大呈现“西部<中部<东部”的态势,东部性别工资相对差异最大,女性年平均工资比男性越低26%;而西部性别工资差异最小,但女性年平均工资比男性也低了将近20%。就行业划分来看,机关团体相对差异最大,女性年平均工资比男性低了32%;除其他行业外,事业性单位性别工资差异相对最小,女性年平均工资比男性低了20%。从就业单位类型来看,国有经济企业男女性别差异相对最小,女性年平均工资比男性低了18%;其他所有制企业相对最大,女性年平均工资比男性少了31%。

相对差异=(男性工资-女性工资)/男性工资*100%

表4：相对性别工资差异统计描述

变量	频数		百分比 %(占全部人 数)		平均年工资 收入(元)		百分比 %(占全部收 入)		男女 平均 年工 资的 相对 差异
	男 性	女 性	男 性	女 性	男 性	女 性	男 性	女 性	
受教育程度									
文盲	21	29	0.1	0.1	18647.5	8073.2	0.1	0.1	0.57
小学	332	220	1.3	0.9	11718.0	7746.3	1.1	0.5	0.34
初中	3900	2509	15.4	9.9	12707.8	8916.4	13.5	6.1	0.30
高中	3894	3361	15.4	13.3	14524.0	10688.3	15.4	9.8	0.26
中专	1697	1726	6.7	6.8	15354.0	12421.4	7.1	5.8	0.19
大学专科	2888	2458	11.4	9.7	19217.1	15490.4	15.1	10.4	0.19
大学本科	1354	708	5.4	2.8	25104.4	21725.9	9.3	4.2	0.13
研究生	115	33	0.5	0.1	41623.5	32786.3	1.3	0.3	0.21
地区									
东部	6330	4846	25.1	19.2	20129.8	14859.8	34.7	19.6	0.26
中部	3533	2767	14.0	11.0	12884.6	10040.2	12.4	7.6	0.22
西部	4338	3431	17.2	13.6	13321.4	10614.8	15.7	9.9	0.20
行业									
竞争性行业	6657	5024	26.4	19.9	14417.82	10629.27	26.2	14.6	0.26
事业性行业	1934	1366	7.7	5.4	19207.79	14603.77	10.1	5.4	0.24
垄断性行业	1032	868	4.1	3.4	22378.34	17028.88	6.3	4.0	0.24
机关团体	1150	1708	4.6	6.8	13705.68	9323.558	4.3	4.3	0.32
其他行业	3428	2078	13.6	8.2	17137.79	15474.27	16.0	8.8	0.10

就业单位类型									
国有及控股企业	9390	6042	37.2	23.9	17144.9	14114.9	43.9	23.2	0.18
集体所有制企业	832	1056	3.3	4.2	12414.7	9552.3	2.8	2.7	0.23
其他所有制企业	3979	3946	15.8	15.6	14931.4	10350.2	16.2	11.1	0.31

(二) 明瑟收入模型估计男女性别工资差异

在此,我们采用明瑟收入模型,并加入性别虚拟变量,方程如下:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 S_i + \beta_3 S_i D_i + Exp + Exp^2 + \varepsilon_i \quad (3)$$

这里, D_i 是表示性别虚拟变量, S_i 代表教育年限, $S_i D_i$ 是性别虚拟变量和教育年限相成的交互作用, Exp 代表工作经验, Exp^2 代表工作经验的平方项。通过回归我们得到如表5中所示的结果:

表5: 明瑟收入模型估计的结果

变量名	系数	标准回归系数	T 值
常数项	8.189		311.676*
受到学校教育年数(六岁以上填答)	0.101	0.408	45.27*
工作经验	0.022	0.345	15.807*
工作经验的平方	0.000	-0.197	-8.996*
性别	-0.441	-0.338	-12.87*
性别*受教育年限	-0.016	-0.153	-5.663*
观测值	25245		
R ² 值	0.186		
调整后的 R ² 值	0.186		
F 值	1152.62		

注: *表示各项系数通过5%显著性水平检验

从上表可以看出,男性和女性收入存在显著的差异,女性比男性相对工资差异

约为-0.441;教育收益率为10.1%,且上述两项结果在0.05显著性水平上通过检验。

(三) 男女性别工资差异中存在歧视

通过简单的描述统计和计量模型回归的方法都验证了目前中国劳动力市场上,性别工资存在着差异。为了进一步明确,性别工资差异是由于单纯的男性和女性劳动生产率的不同所引起的,还是我国目前劳动力市场上存在着性别歧视所引起的,本文采用奥克萨克性别歧视模型,计算歧视系数,来验证我国劳动力市场上是否存在歧视。(结果参见表6)

表6:采用明瑟收入模型回归结果

	男性系数		女性系数		Z(均值)	
	均值	m	均值	f		
常数项		8.040*		7.831*		0.209
受教育年限	11.567	0.053*	11.614	0.055*	-0.047	-0.002
工作经验	22.193	0.026*	18.728	0.015*	3.465	0.011
工作经验的平方	595.317	0.000*	438.609	0.000*	156.708	0
集体所有制企业	0.059	-0.269*	0.096	-0.255*	-0.037	-0.014
其他所有制企业	0.849	0.347*	0.785	0.425*	0.064	-0.078
各类专业技术人员	0.203	0.250*	0.202	0.341*	0.001	-0.091
国家机关党群组织、 企事业单位负责人	0.043	0.319*	0.013	0.393*	0.03	-0.074
行政办事人员	0.245	0.149*	0.260	0.180*	-0.015	-0.031
商业工作人员	0.042	-0.080*	0.097	-0.010	-0.055	-0.07
服务性工作人员	0.085	-0.099*	0.189	-0.045*	-0.104	-0.054
农林牧渔劳动者	0.003	0.002	0.001	0.128	0.002	-0.126
不便分类的其他劳动者	0.020	-0.086*	0.022	0.022	-0.002	-0.108
东部	0.446	0.381*	0.439	0.334*	0.007	0.047
中部	0.249	-0.018	0.251	-0.025	-0.002	0.007

注:*表示各项系数通过5%显著性水平检验

由于本文选取的样本是“在就业中”的劳动者样本,*不包含“待业、失业、退休、丧失劳动力”等的劳动者,因而不可与其他“教育收益率”结果比较。

表7: 性别工资差异及其歧视部分影响因素分解结果

变 量	男性		女性	
	(1)	(2)	(1) ¹¹	(2)
工资差异 ¹²	0.2768	100%	0.2768	100%
受教育年限	-0.0025	-0.9%	-0.0026	-0.9%
工作经验	0.0901	32.5%	0.0520	18.8%
集体所有制企业	0.0100	3.6%	0.0094	3.4%
其他所有制企业	0.0222	8.0%	0.0272	9.8%
各类专业技术人员	0.0003	0.1%	0.0003	0.1%
国家机关党群组织、 企事业单位负责人	0.0096	3.5%	0.0118	4.3%
行政办事人员	-0.0022	-0.8%	-0.0027	-1.0%
商业工作人员	0.0044	1.6%	0.0006	0.2%
服务性工作人员	0.0103	3.7%	0.0047	1.7%
农林牧渔劳动者	0.0000	0.0%	0.0003	0.1%
不便分类的其他劳动者	0.0002	0.1%	0.0000	0.0%
东部	0.0027	1.0%	0.0023	0.8%
中部	0.0000	0.0%	0.0001	0.0%
歧视系数 ¹³	0.14		0.19	
解释度 ¹⁴	44.2%		58.9%	

注: *表示各项系数通过5%显著性水平检验

从上表中可以看出, 根据明瑟收入方程回归的系数, 采用奥克萨克(1973)歧视模型计算中国劳动力市场上的系数, 从结果上来看, 目前中国劳动力市场上存在性别歧视, 歧视系数为0.2768。歧视的存在对性别工资差异具有较高的解释度(44.2%)

$$- Z' m$$

$$^{11} - Z' f$$

$$^{12} \text{总的工资差异} = \ln W_m - \ln W_f$$

$$^{13} \ln(D+1) = \ln(G+1) - Z' f = -Z' m, \quad D \text{为歧视系数。}$$

$$^{14} 100\% - (\text{所有解释度的绝对值的总和})$$

和58.9%)。

在男女性别工资差异影响因素中,教育(0.9%),工作经验(32.5%,18.5%)和就业单位类型(11.6%,13.2%)三个变量对于歧视的解释程度都具有一定的解释度。本文将教育和就业单位类型进一步细化,详细考察:第一,就人力资本投资而言,男女教育选择随着受教育程度的提高,对于工资差别的影响的变化情况;第二,就就业单位类型而言,男性和女性在选择就业单位类型过程中,选择哪一种类型的单位,其工资差别更小。

六、男女性别工资差异的因素分析

(一) 教育对男女性别工资差异的影响

通过歧视系数的分解发现,教育对于性别工资差异以及性别工资歧视都有一定的影响。那么对于女性劳动者而言,提高受教育水平是否有利于缩小性别工资差异呢?为进一步解决这一问题,采用不同的四个样本对模型(2)进行回归,每一次回归样本的教育程度相同。选取教育程度为小学的所有样本进行第一次回归;选取教育程度为初中和职业初中的所有样本进行第二次回归;选取教育程度为高中、职业高中、中专的所有样本进行第三次回归;选取教育程度为大专、大学本科、研究生的所有样本进行第四次回归(简称“高中后”)。其回归结果如下

表8:教育对性别工资差异影响模型的回归结果

变量	回归一 ^a		回归二 ^b		回归三 ^c		回归四 ^d	
	系数	T值	系数	T值	系数	T值	系数	T值
常数项	8.573	92.97*	8.660	263.85*	8.681	277.0*	8.543	301.2*
性别	-0.276	-5.83*	-0.240	-17.02*	-0.242	-18.6*	-0.181	-17.1*
工作经验	0.022	2.94*	0.013	4.81*	0.020	7.6*	0.030	15.7*
工作经验的平方	0.000	-2.17*	0.000	-3.50*	0.000	-5.5*	-0.001	-12.6*
集体单位	-0.212	-3.10*	-0.257	-12.07*	-0.244	-11.1*	-0.300	-11.9*
其他所有制单位	0.207	4.26*	0.377	23.03*	0.354	20.6*	0.481	26.2*
各类专业技术人员	0.307	3.42*	0.247	9.48*	0.229	10.2*	0.363	21.1*

国家机关党群组织、企事业单位负责人	0.670	1.96	0.253	3.85*	0.219	4.3*	0.454	16.7*
行政办事人员	0.218	3.07*	0.136	6.92*	0.143	8.6*	0.229	13.3*
商业工作人员	-0.162	-2.02*	-0.041	-1.62	-0.060	-2.5*	0.013	0.4
服务性工作人员	-0.092	-1.62	-0.088	-4.64*	-0.091	-4.7*	-0.017	-0.7
农林牧渔劳动者	0.299	1.06	0.143	1.28	-0.085	-0.6	-0.057	-0.4
不便分类的其他劳动者	-0.087	-0.99	-0.006	-0.17	-0.120	-2.9*	-0.002	0.0
东部	0.389	92.97*	0.277	18.20*	0.356	23.8*	0.449	36.8*
中部	0.015	-5.83*	0.007	0.38	-0.015	-0.9	-0.024	-1.8
观测值	552		6409		7255		10979	
R ² 值	0.330		0.257		0.254		0.302	
调整后的R ² 值	0.313		0.255		0.252		0.302	
F值	18.893		157.787		175.840		339.620	

注：*表示在0.05的统计水平下显著；a受教育程度为小学；b受教育程度为初中；c受教育程度为高中和中专；d受教育程度为高中后。

由于目前我国基础教育阶段，特别是小学教育基本上普及，劳动力市场上劳动者的教育程度大多集中在初中及以上的学历，因而本文仅比较初中、高中以及高中后教育程度的男女性别差异情况。从上表中可以看出，在控制了个人特征变量以及其它变量后，回归结果显示具有初中学历的女性和同等学历的男性的工资相对差异为-0.24；具有高中学历的女性和同等学历的男性的工资相对差异为-0.24；具有高中以后学历的女性与同等学历的男性的工资相对差异为-0.18。换言之，随着教育程度的不断提高，女性收入与男性收入的相对差距不断地缩小，回归结果在0.05的显著性水平上显著。

(二) 就业单位类型对男女性别工资差异的影响

根据就业单位类型将总体样本进一步划分为3个子样本：在集体所有制企业的就业样本、国有及控股企业的就业的样本、除公有制以外，其他所有形式的所有制公司就业的个体的样本，三个样本都采用方程(2)进行回归。(回归的结果参见表9)

表9：就业单位类型对性别工资差异影响模型的回归结果

变量	回归四 ^e		回归五 ^f		回归六 ^g	
	系数	T值	系数	T值	系数	T值
常数项	8.250	273.9*	8.313	102.3*	8.322	216.7*
性别	-0.169	-19.0*	-0.233	-9.3*	-0.272	-20.7*
受教育年限	0.060	30.9*	0.041	7.6*	0.057	21.0*
工作经验	0.027	15.3*	0.020	3.8*	0.021	10.0*
工作经验的平方	0.000	-10.1*	0.000	-3.3*	-0.001	-10.1*
各类专业技术人员	0.254	20.3*	0.426	10.2*	0.324	13.7*
国家机关党群组织、 企事业单位负责人	0.282	12.2*	0.254	2.6*	0.541	9.5*
行政办事人员	0.125	10.7*	0.226	7.1*	0.220	10.9*
商业工作人员	-0.203	-7.8*	0.065	1.3	-0.084	-3.9*
服务性工作人员	-0.077	-4.4*	0.078	2.2*	-0.215	-11.5*
农林牧渔劳动者	-0.096	-1.0	0.073	0.4	0.134	1.0
不便分类的其他劳动者	0.018	0.4	-0.065	-0.6	-0.208	-6.7*
东部	0.371	37.7*	0.338	11.0*	0.347	21.2*
中部	-0.030	-2.9*	-0.011	-0.3	0.003	0.1
观测值	15432		1888		7925	
R ² 值	0.279		0.246		0.311	
调整后的R ² 值	0.278		0.241		0.310	
F值	458.890		47.011		275.157	

注：*表示在0.05的统计水平下显著；e所有样本的就业单位类型为集体所有制；f所有样本的就业单位类型为国有及控股企业；g所有样本就业单位类型为其他所有制企业（包括党政机关和军队、外资企业、港澳台企业、事业单位、私营企业、合伙企业、个体经营者、个体被雇者）。

从表中可以看出，在国有及控股企业（0.27）中，性别对于工资的影响要小于集体所有制（0.23）和在其他各种所有制企业（0.27）中。在国有及控股企业的教育收益率最高，多接受一年教育，收入将增加1.06元；而在集体所有制企业中就业

的个体,多接受一年教育,收入将增加1.04元,上述回归结果在0.05的显著性水平上显著。

七、结论与思考

(一) 结论

目前,中国正在建设“和谐社会”,女性与男性的收入不平等是建设和谐社会的继续解决的问题之一。我国劳动力市场上性别工资存在很大的差异,这一差异在东部、竞争性部门、非公有制企业表现更显著。

通过实证分析,本文验证了我国劳动力市场上存在着男女性别歧视,性别歧视在中部地区、专业技术领域、非公有制企业以及不同的受教育人群中更为明显。我们应该坚决根除这一歧视。

通过进一步研究我们发现,提高受教育水平对于缩小男女性别工资的相对差异具有显著的影响。因而,我们应加大对于女童教育的投资,降低女童的辍学率,提高女性的受教育程度。此外,就业单位类型中,公有制部门间男女工资差异存在着很大的不同,提倡女性在公有制部门就业,也有利进一步缩小男女性别工资差异。

(二) 进一步的研究

控制变量的选择上,如果把所有能够影响工资的因素都理解为个人特征的话,明瑟回归方程的解释程度会增加,歧视的结果自然会非常小,问题在于影响工资差别的很多因素,在本研究的数据中就存在缺乏或者不容易测量的影响因素:比如月薪收入、个人努力程度等等,所以,结果可能会出现“歧视”被高估的情况。简单的将就业部门划分为所有制和非所有制两大类,选定变量过于单一化和简单化,从而对于现实的解释力度强度不够。此外,在未来的研究中,应该考虑自选择偏差产生的影响。

参考文献

- [1].Acemoglu,Daron;Angrist,Joshua.How Large Are Human Capital Externalities? Evidence from Compulsory Schooling Laws[J]. NBER Macroeconomics Annual, 2000 (15):9-58.
- [2].Becker,G.S. Human Capital:A Theoretical and Empirical Analysis With Special Reference to Education[W].National Bureau of Economic Research, New York,1964.
- [3].Blau, Francine D;Kahn,Lawrence M..Wage Structure and Gender Earnings

- Differentials:An International Comparison[J].Economica(Supplement:Economic Policy and Income Distribution),1996,63(250):S29-S62.
- [4].Blau, Francine D;Kahn,Lawrence M.The Gender Earnings Gap:Learning from International Comparisons[J].American Economic Review,1992,82(2):533-538.
- [5].Bowlus,Audra JA.Search Interpretation of Male-female Wage Differentials[J].Journal of Labor Economics,1997,15(4):625-657.
- [6].Cotton,Jeremiah.On the Decomposition of Wage Differentials[J].Review of Economics and Statistics,70(2):236-243,1988.
- [7].Ehrenberg,Ronald G.,Smith,Robert S.Modern Labor Economics:Theory and Public Policy,Addison[W].Welsley Longman , 7thedition,2000.
- [8].Gustafsson,Bjorn and Shi Li, Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China[J], Journal of Population Economics,2000(13):305-329.
- [9].John W.Graham,Steven A.Smith. Gender differences in employment and earnings in science and engineering in the US[J].Economics of Education Review.2005(24):341-354.
- [10]. Joseph Stiglitz.Gender and Development: The Role of the State[OL]. Http://www.worldbank.org,1998.
- [11]. Juhn,Chinhui;Murphy,Kevin M;Pierce,Brooks.Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill[J].Journal of Political Economy,1993,101(3):410-442.
- [12]. Kidd,Michael P;Shannon,Michael. The Gender Wage Gap: A Comparison of Australia and Canada[J].Industrial and Labor Relations Review,1996,49(4):729-747.
- [13]. Liu,Pak-Wai;Meng,Xin;Zhang,Jusen.Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy[J].Journal of Population Economics,2000,13:331-352.
- [14]. Machin,Stephen;Puhani,Patrick A. Subject of Degree and the Gender Wage Differential Evidence from the UK and Germany[J].Economics Letters,2003,79:393-400.
- [15]. Mincer J.Schooling,Experience,and Earnings[W].National Bureau of Economic Research,1974.
- [16]. Nam,Young-Sook.Schooling and Changes in Earnings Differentials by Gender in South Korea,1976-1991[J].Economics of Education Review,2003,22(2):143-156.
- [17]. Oaxaca,R.Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets[J].International Economic Review,1973(14):693-709.
- [18]. Piketty,Thomas.Income inequality in France, 1901-1998[J].The Journal of Political Economy, 2003,111(5):1004-1042.
- [19]. Prasad,Eswar S.Wage inequality in the United Kingdom,1975-99[R].IMF Staff Papers,2002, 49(3):339-363.
- [20]. Psacharopoulos,G.,H.Ptrinos>Returns to investment in education: A further update. World Bank Policy Research Working Paper, No.2881, The World Bank, Washington,D.C.,2002.
- [21]. Ridageway,Cecilial.Interaction and the Conserbation of Gender Inequilty :Considering Empriment.American Sociological Review,Vol.62.
- [22]. Schlitz, T.W.Investment in human capital[J].American Economic

- Review,1961(51):1-17.
- [23]. 陈晓宇,陈良焜.中国城镇私人教育收益率研究报告.1999
- [24]. 第二期中国妇女社会地位调查课题组.第二期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告[J].中国妇女概况,2002(1).
- [25]. 费伯.收入的性别差异[A].M.卡诺依编,闵维方等译.教育经济学国际百科全书[C].北京:高等教育出版社,2000:304-310.
- [26]. 赖德胜.中国教育收益率估算:文献综述[J].经济研究,1997(9).
- [27]. 李实,李文彬.中国教育投资的个人收益率的估计[A].中国居民收入分配研究.中国社会科学出版社,1994.
- [28]. 李实.中国个人收入分配研究回顾与展望.2002.
- [29]. 林毅夫.高丽大学百年校庆演讲稿.2005.
- [30]. 汝信,陆学艺,李培林.社会蓝皮书2002年——中国社会形势分析与预测[M].中国社科文献出版社,2002.
- [31]. 孙志军.中国农村家庭教育决策的实证研究——以甘肃为基础的研究.北京师范大学博士论文[D].2002.
- [32]. 吴淑娇.人力资本的外部性与行业收入差异[D].北京大学硕士论文库,2005.
- [33]. 徐林清.女性就业的行业——工资倾向与性别歧视[J].妇女研究丛论,2004(3):34-38.
- [34]. 袁霓.教育回报率与收入性别差异实证分析[J].统计与决策,2005(8):78-80.
- [35]. 岳昌君,吴淑娇.人力资本的外部性与行业收入差异[J].北京大学教育评论,2005(4):31-38.
- [36]. 张丹丹.市场化与性别工资差异研究[J].中国人口科学,2004(1):32-42.