

# 市场竞争还是性别歧视<sup>\*</sup>

## ——收入性别差异扩大趋势及其原因解释

李春玲 李 实

**提要:** 经济改革以来收入分配领域发生了一系列的巨大变化,其中也包括性别之间的收入差距变化。本文想回答的问题是:经济改革或者说市场化改革对性别收入差距产生了什么影响?特别要解答的是:经济改革以来性别收入差距是扩大了还是缩小了?已有的几项研究对这一问题得出了不同的结果。本文采用三次跨时段的全国抽样调查数据,估计了过去20年里性别收入差距变化的趋势,并考查导致性别收入差距变化的原因。分析结果显示,过去20年来性别收入差距在稳定地和显著地增长,在改革的最初10年里,市场机制是导致性别收入差距扩大的主要原因,但在最近的10年里,性别歧视因素成为影响性别收入差距的更重要的因素。

**关键词:** 性别不平等 收入差距 经济改革

### 一、研究背景

经济改革之前,中国女性劳动年龄人口基本上实现了普遍就业,女性劳动力参与率超过90%,女性劳动力几乎占总劳动力的半数(48%),女性就业者平均工资占男性就业者平均工资的84%。与世界上其他国家相比较,当时中国女性劳动力参与率和男女就业者的平均工资之比都保持在较高水平(参见表1),这也意味着,经济改革之前,中国在劳动就业领域的性别平等化程度较高。

人们一般认为,经济改革之前中国在劳动就业领域保持较高的性别平等程度,主要是由于当时中国政府在就业和工资分配方面推行性别平等,对女性就业采取保护和鼓励政策。经济改革开始以后,政府推行性别平等政策的力度明显弱化,国家不再扮演女性劳动力的保护者

---

\* 本文是作者承担的福特基金会资助项目“劳动力市场的性别不平等:职业性别分割与两性收入差异”的阶段性成果。

角色。政府政策的变化必然影响到女性劳动力在劳动就业领域中的地位状况,最明显的一个例子是女性劳动年龄人口的就业率逐步下降。同时,经济改革的实施,导致了市场经济逐步取代原有的计划经济,收入分配机制发生根本改变,从而男女就业者的收入差距也开始发生变化。近年来,随着中国内地收入差距的不断拉大,收入分配问题和不平等问题成为研究热点,同时,收入的性别差异问题也开始进入了研究者的视野。20世纪90年代以来,一些经济学家和社会学家针对收入性别差异问题开展了一些研究,研究者们最感兴趣的问题是收入的性别差异与市场化之间的关系:市场化的推进是导致收入性别差异扩大还是缩小?经济改革以来收入性别差异的扩大或缩小的主要原因,是市场竞争机制作用增强还是由于性别不平等程度提高?研究者们得出了不同的结论并给予不同的解释。

表 1 劳动力市场性别平等化程度的国际比较

地区	国家	女劳动力占总劳动力的比率(%)				女性就业者平均工资占男性就业者平均工资的百分比
		1988	1995	2002	2006	
西欧	奥地利	41	43	45	46	86
	德国	—	40	—	—	75
	爱尔兰	33	—	42	42	72
	荷兰	40	—	44	45	84
	英国	—	45	46	46	68
	瑞士	39	42	44	45	65
北欧	挪威	45	46	47	48	82
	瑞典	48	48	48	48	85
北美	美国	45	46	47	47	71
	加拿大	44	45	47	47	69
澳洲	澳大利亚	40	43	44	45	76
亚洲	日本	40	40	41	42	50
	中国	48	—	46	—	84 (1988) 79 (2002)

注:表中中国相关数据由本文数据计算得出;其他国家数据参见 Allen & Sanders, 2002 和国际劳工组织数据库。

李实和别雍·古斯塔夫森基于 1988 年和 1995 年的全国城镇居民户抽样调查数据对中国城镇就业者收入的性别差异及其变化趋势做了系统分析。他们的研究认为, 经济改革以来, 收入性别差异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不是性别不平等增强, 而是由于市场竞争——人力资本作用增强——所导致的后果(参见赵人伟等, 1999: 556—593); 最近他们又根据 2002 年全国城镇居民户抽样数据与 1995 年数据的比较, 进一步证实“收入性别差距在持续拉大”这一结论, 同时他们认为, 导致差距拉大的主要原因是由于女性劳动力下岗失业的比例远高于男性(Li & Gustafsson, 2008); 非常有意思的是, 采用完全相同数据的另外两项研究对于收入性别差距变化趋势的估计却完全不同。边燕杰和舒晓灵等的研究也是基于 1988 年和 1995 年全国城镇居民户抽样调查数据的分析, 其结论是收入性别差距并没有扩大, 他们认为, 女性相对于男性的经济社会地位没有显著的趋势性变化, 收入性别差异与市场化程度没有关联(Shu & Bian, 2002, 2003; Bian et al., 2000); 而豪泽和谢宇也使用 1988 年和 1995 年全国城镇居民户抽样调查数据进行分析, 他们得出的结论是, 经济改革以来收入性别差距有显著拉大, 并且认为市场化是导致差距拉大的主要原因(Hauser & Xie, 2005); 另外, 郝大海和李路路采用 2003 年全国综合社会调查资料数据得出的结果是, 市场化水平的提高缩小了男女收入差异(郝大海、李路路, 2006); 周雪光等人的研究则认为性别不平等有自身的逻辑, 市场导向改革对其影响是非直接的和不确定的(Zhou et al., 1997; Zhou, 2000)。

帕克魏·刘等人对中国上海和济南的研究所得出的结论又与上述观点不同, 他们认为, 市场转型并不是线性地导致性别收入差距扩大或缩小, 而是使收入差距先升后降。他们认为, 市场转型导致了两个方面的结果: 作为妇女保护机制的国家的退出和企业自主权的增大。中国传统文化中的性别歧视可能通过影响企业主、工作者和消费者的偏好来影响妇女就业, 使妇女在失去国家保护机制以后进而又面临着传统文化导致的性别歧视。另外, 经济改革以来, 人力资本的经济回报率逐步上升, 而女性劳动力的人力资本水平低于男性。因此, 从这三个方面来看, 在市场转型初期收入的性别差异将扩大。但是随着市场竞争日益充分, 按照个人喜好而不是员工实际人力资本来回报员工的企业将处于竞争的劣势, 完全竞争的市场必将被要求按照员工的实际能力来

支付报酬,性别歧视将日益没有立足之地。长期的趋势就是市场竞争将弱化和消除基于传统文化的两性收入差异,完全按照人力资本来分配其收入。这就是说,由于男女劳动力的人力资本差异而导致的性别收入差异继续存在,但由于性别歧视而导致的收入差异趋于下降(Liu et al., 2000)。

国内还有一些社会学家认为,经济改革削弱了计划体制下的国家再分配机制,导致了劳动力市场的性别歧视增强,他们观察到,随着作为女性保护者的国家退出微观经济领域,在就业和就业岗位、职务提升、工资报酬等方面,针对女性的劳动力市场歧视开始浮现(张展新, 2004)。

总之,现有的研究对于收入性别差异的变化趋势和原因解释各有定论,未能形成确定的权威结论。

## 二、研究问题、研究假设和数据

### (一)研究问题

根据现有的研究现状和问题,本研究重点想要解答三个问题:(1)经济改革以来收入性别差异的变化趋势是扩大了还是缩小了,或者是先升后降?(2)导致收入性别差异变化的主要原因是市场竞争机制增强还是性别歧视程度提升?(3)市场化与收入性别差异之间的关系是正相关还是负相关——市场化推进是扩大还是缩小了收入性别差异?

### (二)数据

本研究采用的数据是中国社会科学院经济研究所中国居民收入分配课题组在三个时间点收集的城镇居民户抽样调查数据:1988年的数据在10个省/直辖市(北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、云南、甘肃)抽取了9009个居民户(包含31827个人样本);1995年的数据在11省/直辖市(北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、云南、甘肃、四川)抽取了6934个居民户(包含21696个人样本);2002年的数据在12省/直辖市(北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、云南、甘肃、四川、重庆)抽取了6835个居民户(包含20632个人样本)。本研究在个人样本中选取在业人员样本进行分析,其中,1988年

在业人员样本数量为 18064 人, 1995 年在业人员样本数量为 12310 人, 2002 年在业人员样本数量为 10288 人。<sup>①</sup>

### (三) 研究假设

针对第一个要解答的问题——经济改革以来收入性别差距的变化趋势, 本研究设定三个可选择的假设:

假设 1: 经济改革以来收入性别差距逐步拉大。

假设 2: 经济改革以来收入性别差距逐步缩小。

假设 3: 经济改革以来收入性别差距的变化趋势是先上升后下降。

经济改革虽然开始于 1978 年, 但城镇地区的经济改革是在 20 世纪 80 年代后期才大规模展开, 因此, 本研究以 1988 年数据所反映的收入性别差距代表经济改革开始时的收入性别差距, 1995 年数据所反映的收入性别差距代表经济改革实施后第一阶段的收入性别差距, 2002 年数据所反映的收入性别差距代表经济改革实施后第二阶段的收入性别差距。

针对第二个要解答的问题——导致收入性别差异变化的主要原因是市场竞争机制增强还是性别歧视增强, 本研究设定四个可选择的假设:

假设 4: 经济改革以来收入性别差异变化(扩大或缩小)的主要原因是市场竞争机制的作用。

假设 5: 经济改革以来收入性别差异变化(扩大或缩小)的主要原因是性别歧视程度的变化(增强或减弱)。

假设 6: 经济改革以来收入性别差异变化是由于市场竞争机制和性别歧视的共同作用。

假设 7: 经济改革第一阶段的收入性别差异主要是由于市场竞争机制的推动, 而第二阶段的收入性别差异主要是由于性别歧视因素的作用。

本研究采用多元回归模型, 分别分析三个时段(1988 年、1995 年和 2002 年)性别、人力资本及其他相关因素对收入的影响, 以及人力资本和其他相关因素与性别之间的交互作用, 以检验上述假设。

针对第三个要解答的问题——市场化与收入性别差异之间的作用

<sup>①</sup> 关于调查方法及数据基本情况的说明请参见 Gustafsson et al., 2008: 337.

关系,本研究设定四个可选择的假设:

假设 8: 市场化水平越高,收入性别差异越大。

假设 9: 市场化水平越高,收入性别差异越小。

假设 10: 市场化水平与收入性别差异是非线性关系,市场化推进导致收入性别差异先上升后下降。

假设 11: 市场化水平与收入性别差异无直接关联。

本研究从两个方面的比较分析来进行检验,一是地区比较,二是部门比较。

**地区比较** 中国的经济发展和市场化改革的推进是按地区分布而梯度增进的。也就是说,不同地区的市场化水平不同,在不同地区,市场竞争机制的完善程度和作用强度也有所不同。本研究区分了三个地区:东部地区,包括北京、辽宁、江苏、广东 4 省/直辖市;中部地区,包括山西、安徽、河南、湖北 4 省;西部地区,包括云南、甘肃、四川、重庆 4 省/直辖市。其中,东部地区市场化水平最高,中部地区市场化水平次之,西部地区市场化水平最低。

**部门比较** 不同经济部门市场化水平也有所不同。本研究以所有制分类作为部门分割的界线,共区分 5 种不同所有制的部门:国有部门、混合所有制部门(包含多种所有制成分的股份制企业)、集体所有制部门、私营/个体/自雇经济部门和三资企业部门。就人员雇佣和工资分配方面来看,三资企业的市场化水平最高,私营/个体/自雇经济部门的市场化水平次之,集体所有制部门再次之,混合所有制企业大多包含一部分国有或集体股份,其市场化水平较低,国有部门市场化水平最低。

### 三、研究方法和模型

#### (一)收入性别差距测量

本研究采用两个指标来测量收入性别差距:绝对均值比和相对均值比。

##### 1. 绝对均值比

对于男女两性收入差距的一个最简单、最直接的测量是男性就业者与女性就业者的平均收入之比,这也被称为男女收入均值比。

公式表达如下： $R = \frac{Y_F}{Y_M}$

上述公式中， $Y_F$  代表女性就业者的平均收入， $Y_M$  代表男性就业者的平均收入， $R$  代表男女收入均值比，均值比转换成百分比就是女性就业者的平均收入占男性就业者平均收入的百分比。男女收入均值比反映出实际观察到的男女就业者的收入差距，我们把它称为绝对均值比。绝对均值比的数值，可以通过以性别为自变量的收入回归模型很容易地估计出来。

## 2. 相对均值比

用男女收入的绝对均值比这一指标来衡量收入分配方面的性别不平等状况，有可能导致误导性的结论。男女平均收入之间的差距有一部分并非是性别因素所导致的，而可能是其他一些因素作用的结果。比如，女劳动力的平均教育水平低于男劳动力，而导致女性就业者平均收入水平低于男性就业者。再比如，女性非全日制就业者的比例高于男性，而男性较多从事全日制工作，这也可能导致女性就业者的平均收入低于男性就业者。因而，男女平均收入水平之间的差距有一部分可能是教育水平和工作类型的不同所导致的结果，而不完全是性别不平等所导致的后果。为了把性别因素的作用与其他因素的作用分离开，从而能更精确地测量收入分配中的性别不平等程度，研究者采用多元回归模型，把教育、工作类型及其他相关变量加入模型，也就是说，在控制了其他相关变量作用的情况下，估计男女就业者平均收入的差距，这样计算出来的均值比被称为相对均值比，即在其他条件同等（如同样的文化水平、同样的工作年限等）的情况下男女平均收入之比，它反映的是纯粹由性别因素而导致的收入差距（纯性别收入差距）。相对均值比的数值，可以通过包括了性别和其他变量的收入回归模型来加以估计。<sup>①</sup>

## （二）原因分析模型

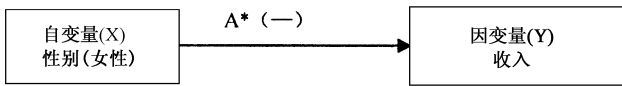
对于收入性别差异的原因分析，研究者采用的传统分析模式是奥阿克沙卡设计的分解计算方法。这种分析模式的基础是多元回归模型，它把收入性别差距的总量区分为两个部分，一部分是由于性别因素

<sup>①</sup> 不过，在实际的研究工作中，研究者不太可能把所有的相关变量都纳入模型，因此，所估计的纯性别收入差距可能还包括了一些未加考虑的因素的作用。

所导致的收入差异,另一部分是由于其他因素(如教育水平等)所导致的收入差异。回归模型和分解计算可以估计出收入性别差距中有多大一部分可以由其他因素来加以解释,而剩余的未能解释的部分则被认为是性别歧视所导致的结果(Oaxaca, 1973)。李实和别雍·古斯塔夫森采用这种方法对中国的收入性别差异进行了较深入的研究(参见赵人伟等, 1999; Li & Gustafsson, 2008)。

本研究采用的是在上述分析模式基础上加以改进的另一种多元回归分析模式。谢宇等发展出一种多元回归分析思路,以考查各种因素对收入性别差距的影响。这种分析思路是通过比较包含不同自变量的收入回归模型的性别回归系数的变化来完成的,它可以对性别因素对收入的影响以及与其他因素之间的关系进行更深入的分析(Xie & Shauman, 2003)。此方法可以由图 1 来加以解释。

1、双变量分析



2、多变量分析

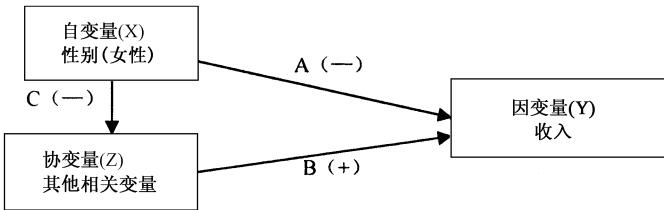


图 1 解释性别收入差距的双变量分析和多变量分析

图 1 列出了两种分析方法来估计性别对收入的影响效应。双变量分析是只把收入和性别两个变量纳入模型分析,可以估计出性别对收入的总的影响(总效应  $A^*$ )。多变量分析类似于结构方程的分析思路,它把与性别和收入相关的其他变量(协变量)纳入模型,从而总效应  $A^*$  分解为两个部分——直接效应  $A$ (性别对收入的直接影响)和间接效应  $B$ (性别透过其他变量对收入产生的影响)。协变量  $Z$  可以包括许多相关变量。比如教育水平,它与收入之间存在正相关关系,教育水平越高,收入越高;同时它与性别之间存在负相关,女性就业者的平均教育水平低于男性。再如下岗,它与收入之间存在负相关,与性别之



间存在正相关, 女性下岗的可能性大于男性。

根据这一分析思路, 我们可以设计出一系列回归模型并进行比较。

基准模型(双变量回归模型):  $Y = \beta_{\text{性别}} X_{\text{性别}}$

模型中的  $Y$  (因变量) 为收入对数,  $X_{\text{性别}}$  为性别自变量 (女性=1, 男性=0),  $\beta_{\text{性别}}$  为性别自变量的回归系数, 其数值代表了性别对收入的总效应。对  $\beta_{\text{性别}}$  的解幕 ( $\exp\beta_{\text{性别}}$ ) 就是男女收入的绝对均值比, 即男女就业者的实际收入差距。

完全模型(多变量分析回归模型):  $Y = \beta_{\text{性别}} X_{\text{性别}} + \beta_{\text{协变量}} Z_{\text{协变量}}$

模型中的  $Y$  (因变量) 为收入对数,  $X_{\text{性别}}$  为性别自变量,  $\beta_{\text{性别}}$  为性别自变量的回归系数,  $Z_{\text{协变量}}$  为一系列的相关变量 (协变量向量),  $\beta_{\text{协变量}}$  为这些相关变量的回归系数向量。完全模型的  $\beta_{\text{性别}}$  是在控制了其他相关变量作用的情况下, 估计出的性别对收入的直接影响 (直接效应), 因此,  $\beta_{\text{性别}}$  的解幕 ( $\exp\beta_{\text{性别}}$ ) 为男女就业者的相对均值比。根据总效应等于直接效应与间接效应之合的原理, 基准模型的  $\beta_{\text{性别}}$  (总效应) 与完全模型的  $\beta_{\text{性别}}$  (直接效应) 之差即为间接效应。相应地, 完全模型的  $\exp\beta_{\text{性别}}$  (相对均值比) 与基准模型的  $\exp\beta_{\text{性别}}$  (绝对均值比) 之差, 就是男女收入差距中被其他因素所解释的那部分差异, 而剩余部分的差异则是由性别及未解释因素所导致的差异。

嵌套模型:  $Y = \beta_{\text{性别}} X_{\text{性别}} + \beta_{\text{协变量}^{F-k}} Z_{\text{协变量}^{F-k}}$

在基准模型 (只包括性别一个自变量) 和完全模型 (包括性别和所有协变量) 之间可以产生一系列的嵌套模型。本研究设置的完全模型, 除了性别自变量以外, 还包括了 7 方面的解释因素作为协变量——受教育年限、工作年限、党员身份、单位规模、单位类型、职业分类和地区分类。以完全模型为基础, 排除其中一个解释因素但保留其他所有协变量, 就可生成一个嵌套模型。分别排除 7 个解释因素共生成 7 个嵌套模型。上述公式中,  $Z_{\text{协变量}^{F-k}}$  和  $\beta_{\text{协变量}^{F-k}}$  分别为排除了某一解释因素而剩余的所有协变量及其回归系数向量。每个嵌套模型都可以估计出一个性别回归系数  $\beta_{\text{性别}}$ , 而各个嵌套模型的  $\beta_{\text{性别}}$  的数值与完全模型的  $\beta_{\text{性别}}$  的数量会有所不同, 同样地, 各个嵌套模型的  $\exp\beta_{\text{性别}}$  (男女收入均值比) 与完全模型的  $\exp\beta_{\text{性别}}$  (男女收入均值比) 也会不同。我们设定:

$$D = \exp(\beta^F) - \exp(\beta^{F-k})$$

公式中,  $\exp(\beta^F)$  为完全模型的男女收入均值比,  $\exp(\beta^{F-k})$  为排除

了某一解释因素的嵌套模型的男女收入均值比,两者之差( $D$ )则代表了被排除的那个解释因素对总的收入性别差距的解释力度。如果这一解释因素在其他变量都存在的情况下具有额外的解释力,那么  $D$  就应该大于 0,  $D$  越大,解释力度越大。如果  $D$  是 0 或负数,则意味着,在其他解释变量(协变量)都存在的情况下,这一解释变量对收入性别差异没有提供解释力。如果完全模型的所有解释力都是由于这一解释变量的作用,那么  $\exp(b^{F-k})$  就等于  $\exp(b^0)$ ,  $\exp(b^0)$  是基准模型的男女收入均值比(即绝对均值比)。

比较基准模型、完全模型和 7 个嵌套模型估计的性别回归系数( $\beta_{\text{性别}}$ )和男女收入均值比( $\exp\beta_{\text{性别}}$ )之间的变化情况,我们可以考查各个相关变量对收入性别差距的作用情况。

### (三)变量

1. 收入对数 本研究中的所有回归模型都是取收入对数为因变量。2002 年和 1995 年数据为在业人员年总收入,1988 年数据为在业人员月总收入。

2. 性别 性别变量为模型的自变量(解释变量),性别变量编码是:女性=1,男=0。

本研究的完全模型包括了 7 个因素作为协变量(与性别和收入相关的解释变量)。

3. 受教育年限 指被调查者受过多少年教育。

4. 工作年限 指被调查者工作了多少年(工龄)。1988 年数据未包括工作年限这一信息,因而,1988 年数据所做回归模型,以年龄代替工作年限这一变量。工作年限与收入之间不是直线关系而是曲线关系,因此,模型中加入工作年限和工作年限平方两个变量。

5. 党员身份 指被调查者是否是党员,其编码是:党员=1。

6. 单位规模 指被调查者就业单位的员工人数。包括 4 个分类:(1)100 人以下;(2)101—500 人;(3)501—1000 人;(4)1000 人以上。1988 年和 1995 年的调查数据未包括这一信息,因此,只有 2002 年数据的模型分析纳入了这一因素。

7. 单位类型 指被调查者就业单位的类型。包括 8 个分类:(1)党政机关;(2)事业单位;(3)国有企业;(4)集体企业;(5)私营企业;(6)三资企业;(7)混合所有制企业;(8)个体/自雇及其他。由于 1988 年中国

的经济构成与目前情况有很大不同,因此1988年数据的单位分类有所不同,共六个分类:(1)党政机关和事业单位;(2)国有企业;(3)集体企业;(4)私营个体;(5)三资企业;(6)其他。

8. 职业分类 指被调查者的职业类型。包括5个分类:(1)企业主及管理人员;(2)专业技术人员;(3)办事人员;(4)个体户;(5)工人及其他。

9. 地区分类 指被调查者就业所在地。包括3个分类:(1)东部地区;(2)中部地区;(3)西部地区。

作为协变量的7个因素都与收入和性别存在相关性。其中,受教育年限和工作年限代表的是人力资本的作用;党员身份代表政治资本的作用;单位规模、单位类型、职业和地区代表了结构因素。把上述七个因素纳入收入性别差距的因果分析,是基于如下设想:如果人力资本因素对收入性别差异提供了主要的解释,就意味着,收入性别差异主要是市场竞争的结果;如果结构因素及政治资本因素对收入性别差异提供了主要的解释,就意味着,收入性别差异主要是男女就业者在结构和制度安排中的不均衡分布所导致的结果,也就是说,性别不平等不是存在于收入分配领域,而是存在于就业机会提供和雇佣选择过程中;如果人力资本和结构因素及政治资本都未能对收入性别差异提供主要的解释,那很可能意味着,性别歧视是导致收入性别差异的主要根源。

## 四、数据分析结果

### (一)年代比较分析

表2列出1988年、1995年和2002年的个人收入回归模型所估计出的调整后 $R^2$ 、性别回归系数 $\beta_{\text{性别}}$ 、男女收入均值比 $\exp\beta_{\text{性别}}$ ,以及基准模型、完全模型和7个嵌套模型的男女收入均值比的差距。

数据分析结果有以下几个发现。

#### 1. 男女收入差距持续增长

从绝对均值比(模型9—基准模型的 $\exp\beta_{\text{性别}}$ )来看,1988年女性就业者的平均收入与男性就业者的平均收入之比为0.8369,即女性就业者的平均收入为男性就业者平均收入的84%;1995年两性平均收入之比下降为0.8025,即女性就业者的平均收入为男性就业者平均收入的80%;2002年两性平均收入之比进一步下降为0.7922,即女性就业者的

表 2 个人收入多元回归模型的  $R^2$ 、性别变量的回归系数和男女性均值的年代比较

模 型	1988				1995				2002			
	调整后 $R^2$	回归系数 ( $\beta$ )	$exp(\beta)$	D	调整后 $R^2$	回归系数 ( $\beta$ )	$exp(\beta)$	D	调整后 $R^2$	回归系数 ( $\beta$ )	$exp(\beta)$	D
模型 1(完全模型)	.499	-.101	.9039	—	.306	-.120	.8869	—	.314	-.135	.8737	—
模型 2(排除党员变量)	.497	-.109	.8967	.0072	.304	-.127	.8807	.0062	.313	-.140	.8694	.0043
模型 3(排除单位规模变量)	—	—	—	—	—	—	—	—	.303	-.148	.8624	.0113
模型 4(排除单位类型变量)	.486	-.112	.8940	.0099	.287	-.126	.8816	.0053	.282	-.137	.8720	.0017
模型 5(排除职业分类变量)	.389	-.110	.8958	.0081	.298	-.118	.8887	-.0018	.290	-.141	.8685	.0052
模型 6(排除工作年限变量)	.391	-.105	.9003	.0036	.213	-.139	.8702	.0167	.288	-.165	.8479	.0258
模型 7(排除受教育年限变量)	.495	-.108	.8976	.0063	.299	-.130	.8781	.0088	.296	-.140	.8694	.0043
模型 8(排除地区分类变量)	.451	-.105	.9003	.0036	.245	-.118	.8887	-.0018	.255	-.133	.8755	-.0018
模型 9(基准模型)	.026	-.178	.8369	.0670	.029	-.220	.8025	.0844	.030	-.233	.7922	.0815

平均收入为男性就业者平均收入的 79%。从相对均值比(模型 1—完全模型的  $exp^{\beta_{\text{性别}}}$ )来看,在对教育水平、工作年限、职业、单位类型、单位规模、党员身份以及地区等变量进行控制的情况下,也就是说,排除了上述这些因素的性别差异的影响,1988 年女性就业者的平均收入与男性就业者平均收入之比为 0.9039,即女性平均收入与男性的 90%;1995 年两性平均收入之比下降为 0.8869,即女性平均收入为男性的 89%;2002 年女性就业者的平均收入为男性就业者平均收入之比为 0.8737,即女性平均收入为男性的 87%。1988 至 1995 年期间,女性就业者平均收入占男性就业者平均收入的绝对百分比下降了 3.44%,相对百分比则下降了 1.7%。1995 至 2002 年期间,女性就业者平均收入占男性就业者平均收入的绝对百分比下降了 1.03%;相对百分比则下降 1.32%。数据分析结果支持假设 1,拒绝假设 2 和假设 3。

## 2. 结构因素对改革前男女收入差距具有较强解释力

1988 年数据显示,男女收入的绝对均值比为 0.8369(基准模型的  $exp^{\beta}$ ),而相对均值比为 0.9039(完全模型的  $exp^{\beta}$ ),两者之差( $D$ )为 0.067,这就是说,男女的实际收入相差 16.31 个百分点(100%减去 83.69%),而其中的 6.7 个百分点可以为教育、工作年限、职业、单位类型、党员身份和地区这 6 个因素所解释,其余的 9.61 个百分点则是由于性别及其他未加考虑的因素所导致。换句话说,实际观察到的男女收入差距当中,大约 41.1%(6.7 除以 16.31)是上述 6 个因素的作用结果。在这 6 个因素当中,单位类型对男女收入差距的解释力最强(0.0099),其次是职业分类(0.0081)和党员身份(0.0072),这意味着,女性就业者在收入较高的单位和职业中的比例低于男性,而在收入较低的单位 and 职业中比例高于男性,同时,拥有党员身份的男性多于女性。另外,地区因素也对男女收入差距提供了部分解释(0.0036)。这表明,相对于男性就业者,女性就业者在单位、职业、党员和地区的结构分布中处于明显的劣势地位。由此我们可以看出,在改革前或改革开始之时,男女就业者结构分布的不均衡是导致男女收入差距的重要原因。另一方面,两个人力资本因素——受教育年限和工作年限,也是导致男女收入差距的原因,但这两个因素的解释力(0.0063 和 0.0036)要小于结构因素的作用。

3. 人力资本因素对改革第一阶段的男女收入差距拉大提供较强解释力

1995年数据显示,男女收入的绝对均值比为0.8025(基准模型的 $exp\beta$ ),而相对均值比为0.8869(完全模型的 $exp\beta$ ),两者之差( $D$ )为0.0844,男女的实际收入相差19.75个百分点,而其中的8.44个百分点可以为教育、工作年限、职业、单位类型、党员身份和地区这6个因素所解释,即大约42.7%的男女收入差距是上述6个因素的作用结果,而其余的57.3%(11.4个百分点)的男女收入差距是由于性别及其他未加考虑的因素所导致。在上述6个因素当中,提供最多解释力的是两个人力资本因素——受教育年限(0.0088)和工作年限(0.0167)。其次,党员身份(代表政治资本)和结构因素之一——单位类型提供了部分的解释力(0.0062和0.0053),但这两个因素的解释力低于人力资本。另外两个结构因素(职业和地区)基本上没有对男女收入差距提供解释,而且,由于这两个因素的 $D$ 都是负数,因而有可能在职业和地区的结构分布上有利于女性就业者而不是男性就业者。1995年数据分析结果与1988年的结果相比较,人力资本因素对男女收入差距的解释力明显上升,而同时结构因素的解释力则明显下降。这表明,改革第一阶段的收入性别差距扩大主要是人力资本作用的推动,或者说,是市场竞争机制作用的结果。

4. 性别因素对改革第二阶段的男女收入差距拉大提供了更强的解释力

2002年数据显示,男女收入的绝对均值比为0.7922(基准模型的 $exp\beta$ ),而相对均值比为0.8737(完全模型的 $exp\beta$ ),两者之差( $D$ )为0.0815,男女的实际收入相差20.78个百分点,而其中的8.15个百分点可以为教育、工作年限、职业、单位类型、党员身份、地区以及单位规模等7个因素所解释,即大约39.22%的男女收入差距是由于上述7个因素的作用结果,这一比例明显低于1988年和1995年,而且2002年的完全模型还比1988年和1995年的模型多了一个解释变量(单位规模)。这一结果说明,协变量(包括人力资本因素、结构因素和政治资本因素)对男女收入差距的解释力在这一时期明显下降,而性别因素及未加考虑因素的作用力增强,60.78%的男女收入差距是由于性别及未考虑因素所导致,这一比例则高于1988年和1995年。这很可能暗示着,性别歧视现象在收入分配领域有所增强,它是这一时期男女收入差距拉大的主要原因。

在7个解释因素当中,提供最多解释力的是工作年限(0.0258)和

单位规模(0.0113),其次是职业(0.0052)、受教育年限(0.0043)和党员身份(0.0043),单位类型提供的解释力较弱(0.0017),而地区则基本上不提供解释力(-0.0018)。与1995年数据分析结果相比,2002年的两个人力资本因素的解释力都有明显变化,但变化的方向则不相同。受教育年限的解释力下降,由1995年的0.0088变为2002年的0.0043。而另一方面,工作年限的解释力则明显上升,由1995年的0.0167变为2002年的0.0258。那么,我们如何来解释人力资本的综合效应呢?它对男女收入差距的作用力是增强了还是减弱了呢?教育水平对男女收入差距的解释力下降,这很容易解释,因为男女就业者的教育水平差距在逐步缩小。1988年,女性就业者的平均受教育年限为8.01年,男性就业者平均受教育年限为8.61年,两者之比为0.9303;1995年,女性就业者的平均受教育年限为10.38年,男性就业者平均受教育年限为11.04年,两者之比为0.9402;2002年,女性就业者的平均受教育年限为11.34年,男性就业者平均受教育年限为11.47年,两者之比为0.9887。这就是说,到2002年,男女就业者的教育水平相当接近,因而,它不再成为导致男女收入差距的主要原因。

工作年限的解释力增强,从表面来看,是人力资本效应的反映。根据人力资本理论家和古典经济学家的说法,由于女性(因生育子女和照顾家庭)常常中断就业或较早退出劳动力市场,导致女性就业者的平均工作年限低于男性就业者,从而女性就业者从工作资历积累中获得的收入增长幅度低于男性就业者,这是导致男女收入差距的一个重要原因。然而,这种解释不太适用于2002年的数据。1995年,女性就业者与男性就业者的工作年限之比为0.8523,而2002年这一比例为0.9019。虽然女性就业者的平均工作年限仍低于男性,但这一差异随着时间的推移在缩小而不是扩大,为什么工作年限对男女收入差距的作用力反而增强了呢?可能的解释有两个。第一个解释,按照人力资本理论家和古典经济学家提供的一种说法,女性就业者对工作的投入(包括时间、精力和人力资本投资等)要少于男性就业者,因而她们随工作年限的增加而获得的职位提升和工资收入提升就要少于男性,相应地,她们的工作年限的收入回报就低于男性。1995年数据显示,女性就业者与男性就业者每天平均工作时间之比为0.9834,2002年这一比例为0.9781。的确,女性就业者的平均工作时间投入是少于男性就业者,并且男女工作时间投入的差异有微弱的拉大。不过,在两个时期,

男女工作时间投入的差异都是极小的,它可能对工作年限效应提供了一些解释,但不太可能解释工作年限效应如此大幅度的增强。因此,这就可能存在第二种解释,即在收入分配领域存在着对女性年龄的歧视,这种歧视导致了工作年限对男女收入差距的解释力增强。采用2002年数据分别估计男女就业者的收入回归模型(略),我们发现,在控制了教育、职业、单位类型、单位规模、党员身份和地区等因素的情况下,女性就业者的工作年限的收入回报率明显低于男性,这说明存在着对女性就业者的工作资历积累的价值低估,进一步来说,很可能存在着对较年轻的女性就业者的歧视,这种歧视既表现在就业领域也表现在收入分配领域,其具体表现是,雇主和工作单位付给较年轻的女性就业者的工资报酬较低,或者只有工资收入较低工作岗位才招收较年轻的女性。

综合三个时间段的数据分析结果,我们得出的结论是,拒绝假设4和假设5,接受假设6和假设7,即:经济改革以来收入性别差异变化是由于市场竞争机制和性别不平等的共同作用;经济改革第一阶段的收入性别差异主要是由于市场竞争机制的推动,而第二阶段的收入性别差异主要是由于性别不平等的作用。

## (二)地区比较分析

表3列出的是2002年个人收入多元回归模型的 $R^2$ 和性别变量的回归系数的地区比较。根据原有的设定,不同地区的市场化程度不同,即市场竞争机制的完善程度和作用强度有所不同,东部地区市场化程度最高,中部地区次之,西部地区市场化程度最低。如果数据显示市场化水平越高的地区收入性别差距越大,就意味着市场化导致收入性别差距扩大的假设成立,反之,则意味着市场化有助于收入性别差距缩小的假设成立。

表3的地区比较分析数据显示,市场化与收入性别差异似乎不是一种简单的线性关系,并非是市场化水平越高男女收入差距越大,也不是市场化水平越高男女收入差距越小。首先我们来看男女收入的绝对均值比(基准模型  $exp\beta$ ):东部地区的绝对均值比为0.7788,即女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的78%;中部地区的绝对均值比为0.7711,即女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的77%;西部地区的绝对均值比为0.8361,即女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的84%。再来看相对均值比(完全模型  $exp\beta$ ):东部地区



表3 个人收入多元回归模型的  $R^2$  和性别变量的回归系数的地区比较(2002)

	地区分类	调整后 $R^2$	回归系数( $\beta$ )	$exp(\beta)$	D
模型 1(完全模型)	东部地区	.269	-.152	.8590	—
	中部地区	.269	-.170	.8437	—
	西部地区	.317	-.067	.9352	—
模型 2(排除党员变量)	东部地区	.268	-.153	.8581	.0009
	中部地区	.268	-.175	.8395	.0042
	西部地区	.313	-.075	.9277	.0075
模型 3(排除单位规模变量)	东部地区	.259	-.168	.8454	.0136
	中部地区	.258	-.179	.8361	.0076
	西部地区	.299	-.078	.9250	.0102
模型 4(排除单位类型变量)	东部地区	.237	-.153	.8581	.0009
	中部地区	.236	-.169	.8445	-.0008
	西部地区	.272	-.067	.9352	.0000
模型 5(排除职业分类变量)	东部地区	.238	-.159	.8530	.0060
	中部地区	.249	-.174	.8403	.0034
	西部地区	.289	-.073	.9296	.0056
模型 6(排除工作年限变量)	东部地区	.244	-.179	.8361	.0229
	中部地区	.233	-.202	.8171	.0266
	西部地区	.288	-.098	.9066	.0286
模型 7(排除受教育年限变量)	东部地区	.248	-.160	.8521	.0069
	中部地区	.247	-.173	.8414	.0026
	西部地区	.302	-.070	.9324	.0028
模型 9(基准模型)	东部地区	.031	-.250	.7788	.0802
	中部地区	.044	-.260	.7711	.0726
	西部地区	.020	-.179	.8361	.0991

的相对均值比为 0.8590,即在控制了教育、工作年限、单位类型、单位规模、职业和党员身份等 6 个因素的情况下,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的 86%;中部地区的相对均值比为 0.8437,即女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的 84%;西部地区的相对均值比为 0.9352,即女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的

94%。综合来看,市场化水平最低的西部地区男女收入差距最小,而市场化水平居中的中部地区男女收入差距最大,市场化水平最高的东部地区男女收入差距居中(参见图2)。数据显示出的这种结果,似乎是支持假设10:市场化推进导致收入性别差异先上升后下降。

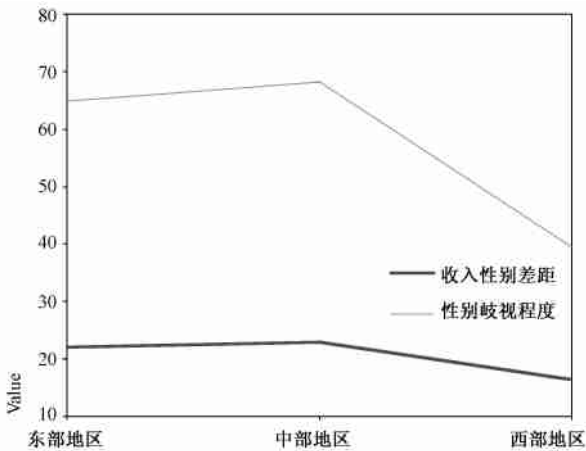


图2 收入性别差距和性别歧视程度的地区比较

我们再来看完全模型与基准模型的性别回归系数之差  $D$ : 东部地区为 0.0802, 中部地区为 0.0726, 西部地区为 0.0991。把  $D$  与绝对均值比结合起来计算, 我们可以获知下述信息: 在东部地区, 男女收入相差 22.12 个百分点, 其中的 8.02 个百分点为 6 个协变量因素所解释, 即 35.04% 的男女收入差距是由教育、工作年限、单位类型、单位规模、职业和党员身份这 6 个因素所导致, 其余的 64.96% 则是由于性别和未加考虑因素的作用结果; 在中部地区, 男女收入相差 22.89 个百分点, 其中的 7.26 个百分点为 6 个协变量因素所解释, 即 31.72% 的男女收入差距由 6 个相关因素所导致, 其余的 68.28% 则是由于性别和未加考虑因素的作用结果; 在西部地区, 男女收入相差 16.39 个百分点, 其中的 9.91 个百分点为 6 个协变量因素所解释, 即 60.46% 的男女收入差距是由 6 个相关因素所导致, 其余的 39.54% 则是由于性别和未加考虑因素的作用结果。这也显示出, 市场化水平最低的西部地区收入分配领域的性别歧视程度最低, 市场化水平居中的中部地区性别歧视程度最

高,而市场化水平最高的东部地区性别歧视程度居中(参见图2),这样的分析结果同样支持假设10。

### (三)部门比较分析

表4列出的是2002年个人收入多元回归模型的 $R^2$ 和性别变量的回归系数的部门比较。经济部门的分割现象在中国大陆表现得十分明显。由于市场化改革是逐步推进的,而且是由体制外向体制内逐步延伸,因而导致了不同经济部门的市场化水平也有所不同。最明显的部门分割界线就是所有制分类。本研究区分的5种所有制部门是:国有部门、混合所有制部门(包含多种所有制成分的股份制企业)、集体所有制部门、私营/个体/自雇经济部门和三资企业部门。其中,三资企业的市场化水平最高,私营/个体/自雇经济部门的市场化水平次之<sup>①</sup>,集体所有制部门再次之,混合所有制企业市场化水平较低,国有部门市场化水平最低。通过不同部门的收入性别差异的比较,我们也可以考查市场化水平与收入性别差异之间的关系。

表4的部门比较分析所显示的结果与地区比较的结果较为相似。不同部门的男女收入差距并未显示出随市场化水平的提高而直线上升或直线下降的趋势(参见图3)。男女收入的绝对均值比和相对均值比都显示出,市场化水平最低的部门男女收入差距最小,市场化水平较高的部门男女收入差距最大,而市场化水平最高的部门男女收入差距较小。国有部门的绝对均值比为0.8344,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的83%;混合所有制部门的绝对均值比为0.8138,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的81%;集体所有制部门的绝对均值比为0.8065,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的81%;私营/个体/自雇经济部门的绝对均值比为0.7276,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的73%;三资企业部门的绝对均值比为0.8220,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的82%。国有部门的相对均值比为0.9121,控制6个协变量因素(教育、工作年限、单位规模、职业、党员身份和地区)之后,女性就业者的平均收入是男性就业者平均收入的91%;混合所有制部门的相应比例为

① 三资企业与私营/个体/自雇经济部门的市场化水平较难区分高低,但这两个部门在经营管理方式和用工制度方面又的确存在差异,本文暂且把两者的市场化水平加以区分。

表 4 个人收入多元回归模型的  $R^2$  和性别变量的回归系数的所有制比较(2002)

	部门分类	调整后 $R^2$	回归系数( $\beta$ )	$exp(\beta)$	$D$
模型 1(完全模型)	国有部门	.210	-.092	.9121	—
	混合所有制部门	.176	-.122	.8851	—
	集体经济部门	.119	-.175	.8395	—
	私营个体经济部门	.131	-.252	.7772	—
	三资企业	.120	-.107	.8985	—
模型 2(排除党员变量)	国有部门	.207	-.099	.9057	.0064
	混合所有制部门	.176	-.124	.8834	.0017
	集体经济部门	.118	-.179	.8361	.0034
	私营个体经济部门	.132	-.252	.7772	.0000
	三资企业	.122	-.104	.9012	-.0027
模型 3(排除单位规模变量)	国有部门	.205	-.102	.9030	.0091
	混合所有制部门	.167	-.137	.8720	.0131
	集体经济部门	.116	-.183	.8328	.0067
	私营个体经济部门	.129	-.252	.7772	.0000
	三资企业	.109	-.144	.8659	.0326
模型 5(排除职业分类变量)	国有部门	.186	-.088	.9158	-.0037
	混合所有制部门	.157	-.134	.8746	.0105
	集体经济部门	.091	-.169	.8445	-.0050
	私营个体经济部门	.089	-.276	.7588	.0184
	三资企业	.115	-.093	.9112	-.0127
模型 6(排除工作年限变量)	国有部门	.155	-.129	.8879	.0242
	混合所有制部门	.125	-.164	.8487	.0364
	集体经济部门	.100	-.185	.8311	.0084
	私营个体经济部门	.111	-.282	.7543	.0229
	三资企业	.101	-.144	.8659	.0326
模型 7(排除受教育年限变量)	国有部门	.173	-.100	.9048	.0073
	混合所有制部门	.135	-.113	.8932	-.0081
	集体经济部门	.108	-.176	.8386	.0009
	私营个体经济部门	.121	-.257	.7734	.0038
	三资企业	.079	-.120	.8869	.0116
模型 9(基准模型)	国有部门	.021	-.181	.8344	.0777
	混合所有制部门	.023	-.206	.8138	.0713
	集体经济部门	.028	-.215	.8065	.0330
	私营个体经济部门	.043	-.314	.7276	.0496
	三资企业	.012	-.196	.8220	.0765

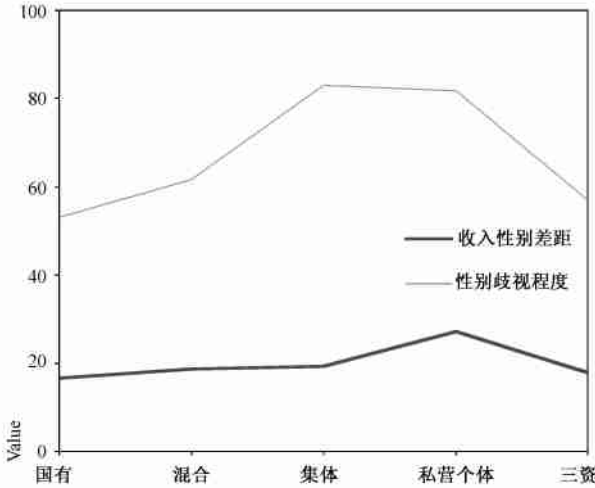


图 3 收入性别差距和性别歧视程度的部门比较

0.8851 和 89%；集体所有制部门的相应比例为 0.8395 和 84%；私营/个体/自雇经济部门的相应比例为 0.7772 和 78%；三资企业部门的相应比例为 0.8985 和 90%。不同市场化水平的部门之间的男女收入差距的变化情况同样支持假设 10。

完全模型与基准模型的性别回归系数之差 D 的部门比较结果也同样支持假设 10。国有部门、混合所有制部门、集体所有制部门、私营/个体/自雇经济部门和三资企业部门的 D 分别为 0.0777、0.0713、0.0330、0.0496、0.0765；6 个协变量对五个部门的男女收入差距的解释力依次为 46.92%、38.29%、17.05%、18.21%、42.98%；而性别及未加考虑因素的解释力分别是 53.08%、61.71%、82.95%、81.79%、57.02（参见图 3）。这些结果也显示出，市场化水平最低的部门性别歧视程度最低，市场化水平居中的部门性别歧视最高，而市场化水平最高的部门性别歧视程度较低。

### 五、结论与讨论

综合前述的数据分析结果，本研究提出的 11 个假设中有 4 个假设

(假设 1、6、7 和 10) 得到验证, 其余 7 个假设被拒绝。这 4 个被验证的假设为我们勾画出当前男女收入差距的基本状况: 经济改革以来收入性别差距在逐步扩大; 市场竞争机制和性别不平等共同促成了差距的拉大; 不过, 虽然改革的初期阶段收入性别差距拉大主要是市场竞争机制的作用结果, 但在目前阶段性别不平等是导致收入性别差距继续扩大的主要原因; 同时, 市场化并不必然导致收入性别差距扩大, 尽管市场经济及其分配机制推行的初期阶段会导致收入性别差距的明显拉大, 但市场分配机制的进一步完善有可能减少性别歧视现象, 并从而缩小因歧视而导致的收入性别差距。

对于上述分析结论, 可以做几点进一步的讨论。首先, 收入性别差距的持续扩大表明, 收入性别差距拉大是目前中国社会收入差距扩大的一个组成部分, 收入分配领域中的性别不平等也是整个社会收入不平等的一个表现方面。目前学界和大众舆论对于收入差距问题的讨论更为关注的是贫富差距、城乡差距和地区差距等问题, 而较忽视收入的性别差距问题。但是, 收入的性别差距的持续拉大, 应该引起我们的关注, 消除收入分配领域中的性别不平等也有助于提高整个收入分配领域的平等化程度和公平水平。

其次, 数据分析结论说明, 收入分配领域的确存在着性别歧视现象。目前人们普遍承认在劳动力市场的就业领域存在着性别歧视, 比如“女大学生就业难”等, 但在收入分配领域是否存在性别歧视却存有疑问。在收入分配领域, 传统的性别歧视是采取“同工不同酬”的形式, 这是一种显性的性别歧视, 很容易被直接观察到, 目前“同工不同酬”这种显性的歧视已不多见, 收入分配领域中的性别歧视更多地是采取不容易被人们直接观察到的隐性的形式。其中一种方式是分配性性别歧视 (allocative discrimination), 这是指女性大量地被分配在低收入的职业岗位或工作单位, 从而导致收入的性别差异。另一种方式是估价性性别歧视 (valuative discrimination), 这是指以女性为主的职业收入报酬低于以男性为主的职业, 尽管这些职业的技能要求和工作强度相差不多。数据分析显示出, 工作年限效应对目前的男女收入差距有较强的解释力, 这里面可能就包含有某种分配性歧视和估价性歧视。由于存在着对女性就业者的年龄歧视, 中年及以上年龄的女性就业者被迫流入较低收入的职业岗位, 或者以这些年龄段女性为主的职业岗位, 雇主和工作单位付给的报酬较低。这些隐性的歧视现象往往被表面现象所掩

盖,使人们忽略了收入分配领域的性别不平等问题。

最后,市场化的推进并不必然导致收入性别差距的扩大。在中国学术界,一些主流的经济学家和社会学家对性别收入差距现象倾向于古典经济学理论的解释。他们认为,收入性别差距是市场竞争的结果。在计划经济时期,由于政府的行政性保护政策,收入性别差异被强制性地缩小,而市场经济的推行,必然使收入性别差距恢复到常态水平。因此,男女收入差距拉大是必然的也是合理的。尽管他们对性别不平等现象也持批评态度,但认为这种发展趋势是不可避免的。这样的态度倾向,有可能导致政府政策以及公众舆论对于就业和收入分配领域的性别歧视现象的漠视和不作为,同时也可能使性别歧视由隐性转为显性和公开。本文的数据分析结果表明,收入性别差距扩大并不是市场竞争的必然结果,相反,市场竞争机制的完善有可能缩小收入性别差距。这说明,目前的收入性别差距的扩大趋势不是不可避免的,减少收入分配领域的性别歧视现象,强化公平竞争原则,将会缩小收入性别差距。

#### 参考文献:

- 边燕杰、张展新, 2002,《市场化与收入分配——对 1988 年和 1995 年城市住户收入调查的分析》,《中国社会科学》第 5 期。
- 国际劳工组织数据库, <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/portal/index.htm>.
- 李春玲, 2003,《文化水平如何影响人们的经济收入》,《社会学研究》第 3 期。
- 赵人伟、李实、卡尔·李思勤, 1999,《中国居民收入再分配研究——经济改革和发展中的分配》,北京:中国财政经济出版社。
- 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。
- 张展新, 2004,《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》第十卷第 1 期。
- Allen Jim & Karin Sanders 2002, "Gender Gap in Earnings at the Industry Level." *The European Journal of Women's Studies* 9(3).
- Bian, Yanjie, John Logan & Xiaoling Shu 2000 "Wage and Job Inequality in the Working Careers of Men and Women in Tianjin." in Barbara Entwisle & Gail Henderson (eds.) *Retracing Boundary: Gender, Households, and Work in China*. Berkeley: U. C. Press.
- Gustafsson, B., Shi Li & Teny 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.
- Li, Shi & Björn Gustafsson 2008 "Unemployment, Earlier Retirement and Changes in Gender Income

- Gap in Urban China over 1995—2002.” in Bjorn Gustafsson, Shi Li & Terry Sicular (eds.) *Income Inequality and Public Policy in China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Liu, Pak-Wai, Xin Meng & Junsen Zhang 2000, “Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy.” *Journal Population Economics* 13.
- Oaxaca, R. 1973, “Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets.” *International Economic Review* 14.
- Shu, Xiaoling & Yanjie Bian 2002, “Intercity Variation in Gender Inequalities in China: Analysis of a 1995 National Survey.” *Research in Social Stratification and Mobility* 19.
- 2003 “Market Transition and Gender Gap in Earnings in Urban China.” *Social Forces* 81(4).
- Xie, Yu & Kimberlee A. Shauman 2003, *Women in Science: Career Processes and Outcomes*. Cambridge: Harvard University Press.
- Zhou, Xueguang 2000 “Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data.” *American Journal of Sociology* 105 (4).
- Zhou, Xueguang Nancy Brandon Tuma & Phyllis Moen 1997, “Institutional Change and Patterns of Job Shifts in Urban China, 1949—1994.” *American Sociological Review* 62(3).
- 1996 “Stratification Dynamics under State Socialism: The Case of Urban China, 1949—1993.” *Social Forces* 74.

作者单位: 中国社会科学院社会学研究所(李春玲)  
 北京师范大学经济与工商管理学院(李实)  
 责任编辑: 谭 深



research is to provide an alternative theoretical framework for assessing the concept of citizenship in China from social psychological perspective, which consists of two dimensions: (1) The degree of concerning public affairs; (2) the degree of dealing with the conflict between public and private interests by means of contractual right. Based on the two dimensions, four prototypes were distinguished: (1) High public and high contractual orientation, as typical citizen behavior; (2) high public and low contractual orientation, as typical subject behavior; (3) low public and high contractual orientation, as typical businessman or consumer behavior; and (4) low public and low contractual orientation, as typical traditional Chinese in-group member (*zijiren*) behavior. This paper also reports the reliability and validities of the measurement.

Transition of Policy-Making and Elite Advantage ..... *Zhu Xufeng* 69

**Abstract** This article suggests an alternative theory for explaining elite advantage in social stratification in socialist transitional states. The author argues that in these states, the transition of policy-making is an important factor that results in the changes of mechanism of social stratification. In China, the transition of policy-making can be summarized as the transition process from the pattern that political/administrative elites monopolize the policy-making system to the pattern that social elites are gradually able to participate in the policy-making system. According to variations of the policy-making process in contemporary China, the article classifies four types of regions at the provincial level. Among different types of regions, different models of the policy-making process results in variation of mechanism of elite advantage. Empirical studies conducted in this paper employ data from two independent nationwide surveys, i. e. 2004 China's Think Tanks Survey (CTTS) and 2003 China General Social Survey (CGSS).

Rising Gender Income Gap and Its Dynamics in China: Market competition or sex discrimination? ..... *Li Chunling & Li Shi* 94

**Abstract:** China's economic reform has led to profound social-economic transformation as well as huge changes in income distribution. This paper, based on the analysis of cross-sectional survey data (1988, 1995, 2000), tries to examine the trend of gender income gap during the past 20 years and find the main factors causing the change. The results show a steady and significant increase of gender income gap during the past two decades. Market mechanism was the major dynamics to enlarge the gap in the first decade while sex discrimination has become the more important factor in the last decade.

Housing Power and Citizenship: The fourth group in the urban reconstruction ..... *Zhao Yeqin* 118