

行业分割对性别工资差异的影响^{*}

——基于 CGSS 数据的实证分析

王湘红 曾耀 孙文凯

内容提要:不同性别往往在不同行业有不同的进入概率和一定工资差异,但是否由性别歧视引起并不确定。我们对中国综合社会调查(CGSS)2003 和 2006 两年随机抽样微观数据进行分析,按照工资水平高低进行行业划分,并采用 Brown 分解方法分析性别进入不同行业的概率差异和由此带来的工资差异。结果发现,女性在收入最高和最低的行业都存在进入优势。男女工资性别差异主要来自于行业内部因素,行业间可解释工资差异占比较小,这一结论在不同时间是一致的。工资水平越高的行业,性别歧视越小,而且如果行业属于服务业,女性由于性别特征而存在进入优势。但是从总体上说,女性收入受到性别歧视程度存在随时间加大的趋势。

关键词:行业分割 性别工资差异 性别歧视

一、引言与文献回顾

男女平等是我国的一项基本国策,是构建和谐社会、践行科学发展的应有之义。我国将男女平等作为基本准则载入宪法,2005 年修订的《中国妇女权益保障法》进一步将这项基本国策以法律形式固定。男女平等体现在经济、政治、文化、社会等诸多方面,从经济学角度看,主要是研究劳动力市场男女待遇是否公平公正。

虽然劳动力市场已历经大量改革,但目前仍然存在较严重市场内分割现象。宏观层面存在城乡二元分割、地区东中西分割,微观层面存在严重的行业、职业分割。各种分割中最普遍、涉及范围最广的,是性别分割导致的歧视现象。李春玲、李实(2008)发现改

革开放之前,国家负责统筹分配,女性劳动年龄人口基本实现就业,女性劳动者占总劳动者比例超过 50%,工资待遇也主要按级别确定。与其他国家相比,女性劳动参与率和相对平均工资都处于较高水平。但改革开放之后,女性劳动力就业率逐步降低,性别工资差异开始凸显。据世界经济论坛数据统计:OECD 组织和新兴经济体,女性平均工资比男性工资平均分别低 25% 和 16%,但我国平均工资女性比男性低 35%。据 2000、2010 年中国人口普查数据:全国、城镇男性平均劳动参与率高于女性约 13% 和 17%,男性平均失业率分别低于女性 0.4% 和 1.1%,且 2010 年相比于 2000 年差距都有所变大。国内外差异、国内变化趋势引起了学界的关注及兴趣。

表 1 全国、城镇男女劳动力市场(%)

	劳动参与率			失业率		
	男	女	差距	男	女	差距
2000 全国	81.5	68.9	12.6	3.4	3.6	0.2
2010 全国	74.3	59.9	14.4	2.7	3.3	0.6
2000 城镇	71.3	54.8	16.5	7.6	8.5	0.9
2010 城镇	69.1	51.6	17.5	4.4	5.6	1.2

资料来源:国家统计局,2000 年、2010 年人口普查数据。

^{*} 王湘红、孙文凯,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:shwang06@ruc.edu.cn;曾耀,中国证券监督管理委员会。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

改革开放后我国劳动力市场不断进步主要是由于以下两方面原因:第一,国有企业改革不断深化,民营企业、外资企业进一步发展,给劳动者提供了多元化的选择。第二,人口限制政策逐步放开,劳动力可以自由流动。在经济利益的驱动下,劳动力在不同所有制单位间流动性加强,导致体制内外分割程度不断弱化,行业限制也逐步放开。中低端行业允许民营资本进入,而对关乎国家命脉的行业(如铁路、石油、电信等),国家仍以规模经济、维护秩序为由进行行政垄断。主要限制手段包括在行业领域立法、立法或行政规章限定非国有主体经营领域等。已有研究显示我国收入差距不断拉大原因中,行业差距也起到决定性作用,1996年之后城镇居民收入差距持续扩大与劳动力行业市场结构性调整有直接联系。Meng et al(2005)发现在城镇居民收入逐渐增加过程中,行业间不平等导致收入差距也在扩大。甚至在各种因素中,行业间不平等重要性越来越凸显(陈钊等,2010)。

正是基于中国劳动力市场行业差异增大的特征,以及性别收入差距不断扩大这两个醒目的事实,本文对二者关联进行分析。本文尝试采用较大型微观数据研究行业如何影响性别收入差异,特别是这个影响的时间趋势。这有利于对劳动力市场全面深入认识并提出对策措施。

在行业部门与性别收入差异方面,性别工资差异产生原因可分为以下两个部分:一是部门进入歧视,二是部门内部存在的“同工不同酬”歧视。

已有文献往往以职业或行业分割为视角来分析城镇性别劳动力收入差距。Meng & Miller(1995)发现乡镇企业存在的职业分割及进入歧视对男女工资收入差异具有较大影响。同时,职业内部的男女歧视程度大幅超过职业间的性别歧视,职业内部特征引起工资差异占比约77%,职业间引起工资差异约23%。Meng(1998)采用济南约1500个外来人员样本,通过将职业分为制造业个人、建筑工人、服务业人员、个体经营者四种类型,实证结果表明职业内部导致差异约占79%,职业之间导致差异约占21%。刘文祈(2005)通过对《城镇居民再就业状况调查》样本(2003年)实证分析,发现国有企业下岗男女职工在再就业选择上存在职业进入壁垒、性别工资差异,将进入职业细分为管理技术员工、办事员、商业服务业、生产工人后,发现女性进入管理技术员工、生产工人这两个职业内具有明显弱势,职业内部收入差异几乎构成了全部工资差异,职业内部

因素解释男女工资差异的101.5%,职业间影响可以忽略不计。王美艳(2005)假设行业平均工资水平代表了行业进入壁垒,将行业按工资高低划分为四类,发现女性在行业进入方面存在明显的行业歧视,同等条件假如女性具有男性一样职业选择待遇,女性进入工资最高行业比例将提升10.48%,进入其他行业比例都将减少,男女平均工资差异约93.1%可由行业内解释,但主要工资差距由性别歧视引起。李实和马欣欣(2006)利用Brown分解方法对职业进入歧视进行实证分析,发现职业显著影响城市性别工资差异,而且职业内性别歧视是城镇职工性别工资差异产生的主要原因。葛玉好(2007)使用从1988年到2001年的中国城镇住户调查数据,基于Appleton分解方法估计部门选择对工资性别差距的影响程度,排除中间若干年份后,部门间选择基本不影响工资性别差距,减小性别工资差距主要应该依赖降低部门内的工资差距。Chi & Li(2014)发现不同性别在进入不同行业中存在显著的差异,从而使就业率性别差异拉大。

以上考虑行业、职业分割对性别工资歧视影响的文献(Meng,1988;刘文祈,2005;王美艳,2005)基本都使用单年横截面数据,这不能发现趋势变化。而且无论按照行业或是职业分组,结果均显示:女性在进入更高部门时存在进入壁垒,而更易进入较低部门。

本文采用CGSS2003、2006两年的数据通过多元logit估计结合Brown分解模型,实证对比分析趋势变化。按照行业平均工资作为部门进入壁垒难易程度的衡量,发现女性在第一类(平均工资最低部门)、第四类行业(平均工资最高部门)进入概率更大。女性更易进入第一类行业,更难进入第二类、第三类行业反映了就业市场对女性的行业进入歧视,但是女性更易进入第四类行业,反映在此行业女性不仅不存在相比于男性的歧视,反而具有进入优势,这一发现较为新颖。从趋势上看,各行业男女部门进入概率差异不断增大,但从加总效果看,部门内部差异仍然是主要的性别工资差异来源,且歧视部分能够解释的比重在增大。

二、数据与方法

(一)数据说明

本文使用的调查数据是由中国人民大学和香港科技大学调查中心联合进行的中国综合社会调查项目(Chinese General Social Survey,简称

CGSS)。该项目至今为止共进行了七次大型调查,获得了 2003, 2005, 2006, 2008, 2010, 2011, 2012 年的统计数据。该调查数据几乎覆盖了我国所有的省份及直辖市,具有分层随机抽样、大样本和调查全面的优良品质,被社会学及经济学等研究领域广泛采用。同时,该数据设计变量丰富,可以用来研究经济问题。

本文采用 CGSS2003、2006 两年数据实证分析行业分割对性别歧视的影响因素及趋势。采用这两年数据原因在于,这两年能够识别个体就业所在行业的相关信息。

(二) 性别工资差异分解方法

性别工资歧视研究一般需要将工资差异的解释因素进行分解,发现由特征变量可以解释部分及不可解释部分,后者也定义为性别歧视。最基本的分解方法是 Oaxaca 分解,能够结合部门差异进行分解的是 Brown 分解方法。由于 Brown 分解是建立在 Oaxaca 分解基础上,我们也简单介绍 Oaxaca 分解。

1. Oaxaca 分解方法。Oaxaca 分解方法由 Oaxaca(1973)、Blinder(1973)最早提出,在学界被广泛使用。该研究方法将男女工资差异分解为特征(包括个人特征、政治因素等)可以解释部分和不可解释部分,即歧视部分。

$$\begin{aligned} \ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f &= \hat{\beta}_m \cdot \bar{X}_m - \hat{\beta}_f \cdot \bar{X}_f \\ &= \hat{\beta}_m \cdot \bar{X}_m - \hat{\beta}_f \cdot \bar{X}_f \\ &= (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_f + \bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \\ &= \hat{\beta}_m \cdot \bar{X}_m - \hat{\beta}_f \cdot \bar{X}_f \\ &= (\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_m + \bar{X}_f (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (1) \end{aligned}$$

其中, $(\bar{X}_m - \bar{X}_f) \hat{\beta}_f$ 表示不同特征导致的性别工资收入差异, $\bar{X}_m (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$ 表示特征变量差异导致的收入差距,为特征变量导致不可解释部分。

Oaxaca 分解存在一些问题。首先,忽视了男女在部门(职业或行业)分割导致产生进入概率的差别,尝试引入虚拟变量也未能很好解决这个问题。其次,该方法有严重的指数基准问题,按照男女不同次序选择分解,结果差距有时很大。

2. Brown 分解方法。Brown(1980)研究男女就业部门(行业或职业)歧视对男女平均工资差距的影响,一定程度解决 Oaxaca 方法未考虑部门分割导致进入歧视的问题。Brown(1980)采用 M-logit 模型预测男女劳动者的无歧视部门选择机制,在利用 Mincer 方程估计每个部门男女工资后,将性别工资差异分解成部门间、部门内两部分。Brown 分解过

程可以用公式表示如下:

使用 M-logit 模型,样本 i 选择行业 j 的概率可以表示为:

$$P_{ij} = e^{\beta_j X_i} / \sum_{j=1}^J e^{\beta_j X_i}; i=1,2,3,\dots,Q, j=1,2,3,\dots,J \quad (2)$$

其中, Q 为样本总数, J 为行业分类大组数, X_i 为影响行业进入的变量组。

$$\begin{aligned} \ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f &= \sum_j (P_j^m \cdot \bar{W}_j^m - P_j^f \cdot \bar{W}_j^f) \\ &= \sum_j P_j^f (\bar{W}_j^m - \bar{W}_j^f) + \sum_j \bar{W}_j^m (P_j^m - P_j^f) \quad (3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_j P_j^f (\bar{W}_j^m - \bar{W}_j^f) &= \sum_j P_j^f (\bar{x}_j^m \beta_j^m - \bar{x}_j^f \beta_j^f) \\ &= \sum_j P_j^f (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^m + \sum_j P_j^f (\beta_j^m - \beta_j^f) \bar{x}_j^f \quad (4) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_j \bar{W}_j^m (P_j^m - P_j^f) &= \sum_j \bar{W}_j^m (P_j^m - \tilde{P}_j^f) \\ &\quad + \sum_j \bar{W}_j^m (\tilde{P}_j^f - P_j^f) \quad (5) \end{aligned}$$

式(5)中, \tilde{P}_j^f 表示女性按照男性同等条件下行业进入概率。

利用式(2)的 M-logit 模型可以构建不同性别进入不同部门概率的反事实估计,即在同等特征影响系数下,估算女性劳动者使用男性回归系数的行业进入概率与实际概率对比,发现性别行业进入歧视。式(3)表示将性别收入差异分解为部门内和部门间差异。式(4)为部门内工资差异分解,其中第一部分表示已用特征变量可解释部门内差异,第二部分为已用特征变量不可解释部门内差异,即歧视部分。式(5)为部门间工资差异,其中第一部分为部门进入歧视能解释的工资差距,第二部分为部门进入歧视不能解释的工资差距。

Brown 方法虽然也存在一定程度指数基准问题,并受到行业划分数影响,但能较好反映部门选择歧视对性别工资差异的影响。另外,能一定程度缓解指数基准的办法是 Appleton et al(1999)的分解办法,由于在下文中我们发现,使用 Brown 提出的方法结合不同基准得到的部门选择歧视程度差异很小,因此,本文不再需要使用 Appleton et al(1999)的方法进一步计算。

三、统计描述与实证结果

(一) 行业划分及统计性分析

为了分析行业分割对男女收入差别造成影响,本文采用 CGSS2003、2006 两年统计数据。由于户

籍对就业存在明显的影响,本文排除农业户籍劳动力样本,主要研究城镇人口男女性别工资歧视。将样本按照所属细分行业《国民经济行业分类》进行分类,然后依据《中国统计年鉴2003》年对行业收入按由高至低进行排列(收入水平及最终行业划分数据见附表)。之所以按照收入高低排序而非按照垄断程度等指标划分行业,主要是考虑了我们的分析目标是性别收入歧视,按照收入高低划分行业结合性别的行业进入歧视分析能最直观地反映我们的研究目的。

从第一类行业到第四类行业,平均工资水平逐

级提高。从表2的描述统计结果发现,在进入第一类、第四类行业男性百分比都比女性低,第二类、第三类行业,男性占比高于女性占比。从2003年到2006年,进入第一类、第四类行业进入比例的男女差异有所增大。通过表3的描述性统计发现:男女劳动者的人力资本存在差异,女性的平均教育年数略高于男性,但男性工作年限平均高于女性工作年限3年,男性党员人数比约为女性党员人数比的2倍,已婚男性劳动者占比略高于已婚女性劳动者占比。女性劳动者父母有一方是党员比例高于男性。随着时间这些变量有一定变化。^①

表2 男女劳动力行业分布统计

	2003				2006			
	男性		女性		男性		女性	
	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
第一类	505	32.43	428	38.25	251	23.9	277	34.11
第二类	378	24.28	245	21.9	301	28.67	215	26.48
第三类	535	34.36	326	29.13	366	34.86	192	23.65
第四类	139	8.93	120	10.72	132	12.57	128	15.76
合计	1557	100	1119	100	1050	100	812	100

表3 关键变量描述性统计

	2003				2006			
	男性		女性		男性		女性	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
连续变量								
平均工资对数	1.59	0.811	1.42	0.842	1.91	0.737	1.8	0.746
教育年限	9.42	4.29	9.49	4.23	11.63	3.1	11.97	2.93
工作经验	19.26	10.2	16.17	9.41	18.31	10.9	15.22	9.92
离散变量	百分比		百分比		百分比		百分比	
党员比例	0.28		0.14		0.18		0.09	
已婚比例	0.85		0.83		0.79		0.76	
父母政治身份	0.32		0.36		0.084		0.119	

注:此处工资选取了小时工资,由月收入除以月工作小时数得到。

(二)行业进入概率估计

按照上文所说步骤,首先我们采用M-logit模型估计个体进入不同行业的概率。在得到男女分别的估计系数后,使用彼此的系数作为反事实估计依据,估计男女劳动力进入不同行业概率的歧视性部分。在进行M-logit估计时,我们选择第一类行业作为参照组,并选取教育年限、工作经验、工作经验平方、婚姻状况、党员身份、地域中东西部、父母政治身份为影响行业选择变量。2003年、2006年的估计

结果分别如表4和表5所示。表4、表5的M-logit回归后续检验均显著表明男女行业进入不完全平等,具有明显差异。

M-logit模型系数估计表明,教育对于进入更高收入行业有最稳定显著的作用。增加1年教育时间,进入第二类、第三类、第四类行业的概率都显著增大,且进入等级越高的行业的系数越大。这无论对于男性还是女性都成立。

其他因素中,工作经验增加有利于男女劳动者

进入第二类行业,因为制造业对工作经验要求较高。党员身份对于进入第三类行业有正面作用,因为第

三类行业包括党政机关等公共管理部门。结婚状态对进入第三类行业有正向影响。

表 4 2003 年行业选择估计

		男性		女性	
		回归系数	标准误	回归系数	标准误
第二类行业	教育年限	0.0476***	0.0182	0.0738***	0.0222
	工作经验	0.0405	0.0291	0.0697**	0.0308
	工作经验平方	-0.000568	0.00067	-0.0012	0.000788
	婚姻状况	0.119	0.247	0.335	0.247
	党员	-0.0568	0.183	0.142	0.308
	父母政治身份	-0.137	0.154	0.192	0.177
	中部	0.143	0.193	-0.308	0.222
	东部	0.0779	0.173	0.0806	0.195
	常数项	-1.342***	0.321	-2.196***	0.363
第三类行业	教育年限	0.119***	0.0177	0.223***	0.0241
	工作经验	0.0173	0.0274	0.0187	0.0303
	工作经验平方	-0.000187	0.000636	0.000394	0.000772
	婚姻状况	0.168	0.233	0.564**	0.252
	党员	0.839***	0.157	1.040***	0.259
	父母政治身份	-0.18	0.143	0.232	0.17
	中部	0.354**	0.179	0.294	0.215
	东部	-0.0433	0.165	0.2	0.202
	常数项	-1.718***	0.306	-3.721***	0.396
第四类行业	教育年限	0.162***	0.0281	0.321***	0.0362
	工作经验	-0.0334	0.0383	0.024	0.0444
	工作经验平方	0.00114	0.000895	0.000297	0.00117
	党员	-0.342	0.315	0.298	0.335
	婚姻状况	0.0927	0.245	0.212	0.353
	父母政治身份	0.0858	0.209	0.163	0.227
	中部	0.267	0.274	0.576*	0.298
	东部	-0.102	0.252	0.195	0.289
	常数项	-2.573***	0.452	-5.583***	0.602
样本数		1557		1119	
Log likelihood		-1918.4261		-1318.8208	
Prob> χ^2		0		0	
LR $\chi^2(24)$		185.26		269.26	
Pseudo R ²		0.0461		0.0926	

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.10$, 以下各表含义相同。

在得到进入行业的系数估计基础上,我们可以根据不同性别的系数估计反事实的行业性别进入歧视。比如,使用女性的特征数据,结合男性估计系数,可以得到如果女性按照男性待遇可能进入不同

行业的概率,和女性按照自身系数估计结果对比,说明在进入不同行业上相对于男性,女性获得的优势或歧视。为计算存在的行业性别差异方法上的稳健性,本文不仅采用男性的行业分布方程估计女性的行业

分布,也利用女性的行业分布方程估计男性行业分布。然后与实际职业分布对比,结果如表6所示。

表6结果表明,使用简单频数分布计算的结果和使用不同性别自身 M-logit 估计结果非常接近,证明了模型估计的有效性。同时,对男性使用女性概率方程系数估计得到的新的分布中,其进入第一类、第四类行业的估计概率要高于实际概率,这说明

女性在进入第一、四类行业具有性别优势,而在第二、三类行业存在进入歧视。对女性使用男性估计方程得到的概率分布显示了相似的信息。从时间趋势看,2006年相比于2003年行业间进入差异有所加大。需要说明的是,由于第一类行业工资最低,女性进入概率更大意味着存在歧视,而第四类工资最高,女性进入概率大则说明对男性存在一定歧视。

表5 2006年行业选择估计

		男性		女性	
		回归系数	标准误	回归系数	标准误
第二类行业	教育年限	0.0554	0.0337	-0.0179	0.0375
	工作经验	0.0800**	0.0313	0.0791**	0.0397
	工作经验平方	-0.00177**	0.000723	-0.0026	0.00111
	婚姻状况	0.0894	0.241	0.272	0.276
	党员	-0.328	0.273	-0.109	0.503
	父母政治身份	0.0722	0.35	-0.172	0.325
	中部	0.4	0.247	0.23	0.274
	东部	0.132	0.214	0.225	0.226
	常数项	-1.271**	0.515	-0.76	0.576
第三类行业	教育年限	0.146***	0.0334	0.237***	0.043
	工作经验	0.0784**	0.0319	0.0242	0.0393
	工作经验平方	-0.00169**	0.000729	-0.00017	0.00106
	婚姻状况	0.796***	0.257	0.161	0.294
	党员	0.551**	0.238	1.479***	0.37
	父母政治身份	0.195	0.331	0.168	0.309
	中部	0.274	0.234	0.434	0.277
	东部	-0.562***	0.207	-0.462	0.24
	常数项	-2.545***	0.527	-3.732***	0.674
第四类行业	教育年限	0.249***	0.0437	0.244***	0.0477
	工作经验	-0.0104	0.0393	-0.0154	0.0413
	工作经验平方	0.000586	0.000897	0.000673	0.00111
	党员	0.641**	0.323	-0.15	0.305
	婚姻状况	-0.415	0.333	0.652	0.444
	父母政治身份	0.378	0.403	0.00885	0.361
	中部	0.671**	0.315	0.58*	0.333
	东部	-0.0107	0.284	0.156	0.277
	常数项	-4.299***	0.697	-3.877***	0.743
样本数		1047		804	
Log likelihood		-1321.4947		-1011.8107	
Prob> χ^2		0		0	
LR $\chi^2(24)$		139.43		152	
Pseudo R ²		0.0501		0.0699	

表6 2003、2006年行业歧视估计(%)

男性					女性			
2003	频数	估计(按男性)	估计(按女性)	女性估计与实际差距	频数	估计(按女性)	估计(按男性)	男性估计与实际差距
第一	32.43	32.45	35.18	2.73	38.25	38.28	34.57	-3.71
第二	24.28	24.26	21.34	-2.92	21.9	21.88	24.54	2.66
第三	34.36	34.42	33.09	-1.33	29.13	29.15	31.54	2.39
第四	8.93	8.87	10.39	1.52	10.72	10.69	9.35	-1.34
2006								
第一	23.9	23.85	33.28	9.43	34.11	33.69	24.4	-9.29
第二	28.67	28.67	24.38	-4.29	26.48	26.49	29.5	3.01
第三	34.86	34.81	26.79	-8.02	23.65	23.84	32.7	8.86
第四	12.57	12.67	15.55	2.88	15.76	15.98	13.4	-2.58

注：“按男性”或“按女性”分别是指按照对应性别的估计系数计算的概率。

上文结果与王美艳(2005)、刘文祈(2005)的发现存在差异。王美艳发现女性如果按照男性同等对待(即按照男性估计概率系数)进入最高收入行业估计结果比实际统计高10.48%，意味着在最高收入行业存在进入歧视。刘文祈(2005)发现女性实际职业分布中进入职业划分最高等级的管理技术人员约有10.12%的歧视比率。我们的估计和之前研究有差异的原因可能有：(1)所分析数据存在差异，比如王美艳(2005)分析使用的数据为2002年5个城市调查数据，视角较早而且涉及范围较小。(2)划分行业差别，按照收入高低划分行业使本文与之前研究划分有一定差异。本文第四类行业包含房地产经纪与代理业、文体娱乐、金融银行业、信息咨询、计算机服务业、卫生—社会福利保障业等行业，大多数处于高端服务业。对于这些服务业，在相同特征条件下女性很多时候竞争力可能优于男性，即男性劳动者反倒可能遭遇了进入歧视。这种现象在以往研究中有所论及，比如可从葛玉好、曾湘泉(2011)和Kuhn & Shen(2012)等研究中得到一定解释。葛玉好、曾湘泉(2011)利用1988—2001年14年UHS数据，利用分位数回归发现，女性性别工资差距在工资不同分布位置上存在不对称现象：工资分布低端性别工资差距呈现扩大趋势，顶端性别工资差距反而呈现减小趋势。在末端差距越来越大是因为受的歧视越来越严重，而工资分布顶端越来越小，主要是男女个人特征(如受教育水平等)差异变小，歧视也变小。Kuhn & Shen(2012)利用智联招聘在线招聘广告样本进行分析，发现技能要求越低的岗位，通过招聘广告标明性别要求越频繁的行业，也是男女性别进入歧视越严重的行业。反之，技能要求水平高的行业，

公司更需要找到个人特征适合的求职者，而不单纯因为性别差异。第一类行业，即工资最低的行业类型，女性更容易进入，这和传统认识相符，而在第二、三类行业存在进入壁垒。女性更多进入工资最低一档行业，反映了存在行业分配性歧视。

(三)工资方程回归结果

式(5)表明，男女性别工资差异主要由行业间因素和行业内因素两部分构成。为了分解性别收入差异，需要估计工资方程式(6)。

$$\ln w = \beta_1 \cdot \text{eduy} + \beta_2 \cdot \text{exp} + \beta_3 \cdot \text{exp}^2 + \beta_4 \cdot \text{marriage} + \beta_5 \cdot \text{partymember} + \beta_6 \cdot \text{pareduy} + \beta_7 \cdot \text{middle} + \beta_8 \cdot \text{east} + \varepsilon_k \quad (6)$$

其中， w 表示小时工资， eduy 表示受教育年数， exp 表示工龄， marriage 表示是否结婚， partymember 表示是否党员， pareduy 指父母教育程度，定义为父亲教育程度与母亲教育年数之和。其他变量中， middle 和 east 分别表示中部和东部地区变量。2003、2006年回归结果分别见表7和表8。

表7和表8的回归结果显示，教育水平在四大类行业中对于男性、女性收入的影响都正向显著。在两年回归中，男性在第一类行业、第二类行业教育回报率都高于女性在第一类、第二类行业教育回报率，但男性在第三类、第四类行业教育回报率都低于女性在第三类、第四类行业教育回报率。父母高的教育水平对于女性在高收入行业收入有帮助。地域因素影响也很显著，东部地区无论在哪个行业对收入水平相比于西部地区都有正向显著影响，中部地区相比于西部地区影响差异不明显。其他变量系数显著性水

表7 2003年分行业回归结果

	男性				女性			
	第一	第二	第三	第四	第一	第二	第三	第四
教育年限	0.0600*** (0.0137)	0.0649*** (0.0108)	0.0540*** (0.00727)	0.0846*** (0.0220)	0.0565*** (0.0122)	0.0543*** (0.0127)	0.0976*** (0.0105)	0.0936*** (0.0260)
工作经验	0.0425** (0.0207)	-0.0230 (0.0157)	-0.0147 (0.0121)	0.0486* (0.0288)	0.0178 (0.0154)	-0.00327 (0.0171)	0.0370** (0.0145)	0.0281 (0.0304)
经验平方	-0.000949* (0.000493)	0.000589 (0.000358)	0.000611** (0.000274)	-0.000827 (0.00075)	-0.000685* (0.000391)	0.000253 (0.00043)	-0.00074** (0.000353)	-0.000228 (0.000786)
婚姻状况	0.0567 (0.171)	0.134 (0.133)	0.0591 (0.105)	-0.0125 (0.213)	0.0679 (0.126)	-0.0178 (0.142)	0.0203 (0.121)	-0.00256 (0.217)
党员身份	-0.0249 (0.134)	0.192** (0.0904)	0.0718 (0.0624)	-0.0707 (0.168)	0.318* (0.191)	-0.0599 (0.152)	-0.0194 (0.0815)	0.254 (0.176)
父母教育	0.0442*** (0.0145)	0.00136 (0.0102)	0.0179*** (0.00690)	0.00931 (0.0161)	0.0155 (0.0149)	0.0143 (0.0139)	0.0369*** (0.00986)	0.0291** (0.0139)
中部	-0.120 (0.130)	-0.0999 (0.100)	-0.131* (0.0756)	-0.0232 (0.202)	0.211* (0.116)	0.0402 (0.120)	-0.0598 (0.0926)	0.129 (0.168)
东部	0.290** (0.119)	0.183** (0.0906)	0.269*** (0.0736)	0.322 (0.199)	0.467*** (0.111)	0.416*** (0.105)	0.329*** (0.0884)	0.580*** (0.176)
常数	0.296 (0.197)	0.856*** (0.191)	0.939*** (0.138)	0.246 (0.384)	0.266 (0.171)	0.577*** (0.219)	-0.102 (0.178)	-0.140 (0.386)
观察项	354	342	480	127	307	215	303	106
R ²	0.171	0.178	0.253	0.188	0.193	0.200	0.384	0.362

表8 2006年分行业回归结果

	男性				女性			
	第一	第二	第三	第四	第一	第二	第三	第四
教育年限	0.102*** (0.018)	0.133*** (0.0148)	0.0451*** (0.0110)	0.0809*** (0.0234)	0.0851*** (0.0208)	0.0969*** (0.0162)	0.0978*** (0.0163)	0.0862*** (0.0232)
工作经验	0.000172 (0.016)	0.0355*** (0.013)	0.00541 (0.0124)	0.00808 (0.0187)	-0.00826 (0.0183)	0.0120 (0.0219)	0.0266 (0.0163)	0.0239 (0.0183)
经验平方	-0.00015 (0.0004)	-0.00061* (0.0003)	3.97e-05 (0.0028)	-0.000171 (0.00044)	0.000120 (0.000504)	1.07e-05 (0.00062)	-0.000443 (0.00045)	-0.000387 (0.00048)
婚姻状况	0.180 (0.136)	-0.0109 (0.0935)	0.00465 (0.104)	0.0949 (0.171)	-0.0139 (0.128)	-0.241 (0.148)	-0.0393 (0.118)	-0.118 (0.138)
党员身份	0.235 (0.160)	0.0988 (0.108)	0.144* (0.0742)	0.00766 (0.161)	-0.0438 (0.245)	-0.112 (0.241)	0.118 (0.0952)	0.415** (0.195)
父母教育	0.0139 (0.0167)	-0.0139 (0.0146)	0.0132 (0.0143)	-0.00866 (0.0176)	0.0207 (0.0172)	-0.0160 (0.0190)	-0.00880 (0.0113)	0.0305* (0.0158)
中部	0.268* (0.138)	0.175* (0.0943)	-0.175** (0.0767)	0.196 (0.157)	-0.0420 (0.134)	0.231* (0.125)	-0.0353 (0.101)	-0.0772 (0.172)
东部	0.585*** (0.121)	0.449*** (0.0863)	0.387*** (0.0730)	0.558*** (0.143)	0.435*** (0.111)	0.593*** (0.106)	0.296*** (0.0932)	0.467*** (0.140)
常数项	0.212 (0.251)	-0.239 (0.228)	1.108*** (0.197)	0.690* (0.381)	0.558** (0.276)	0.325 (0.272)	0.256 (0.271)	0.419 (0.391)
观察项	232	299	363	132	247	212	192	128
R ²	0.339	0.341	0.242	0.241	0.234	0.317	0.265	0.353

平在不同部门和不同年份估计结果有一定变动。

(四) 工资差异分解结果

根据男女从事各项行业特征变量均值,结合上

文估计的进入行业概率和工资方程中特征变量系数,可以对两者工资差异进行分解。按照 Brown 分解方法。分解结果见表 9。

表 9 2003、2006 年 Brown 分解结果

		2003 年		2006 年	
总工资差异		0.1660		0.1140	
行业内采用特征变量可解释工资差异部分	PD	0.0288	17.35%	-0.0355	-31.15%
行业内采用特征变量不可解释工资差异	WD	0.1257	75.70%	0.1461	128.17%
行业内解释合计		0.1545	93.05%	0.1106	97.03%
行业间可解释个人特征差异	QD	0.0073	4.38%	-0.0009	-0.64%
行业间性别歧视	OD	0.0043	2.56%	0.0043	3.61%
行业间解释合计		0.0115	6.94%	0.0034	2.97%
可解释部分	PD+QD	0.0361	21.73%	-0.0364	-31.79%
不可解释部分	WD+OD	0.1299	78.27%	0.1504	131.79%

由分解结果可知,性别工资差距主要由行业内部工资差距构成,行业间可解释工资差距较小。2003 年行业间差距占总差异比为 6.94%,2006 年行业间差距占总差异比为 2.97%。而行业内可解释差距占总差异比在 2003 和 2006 年分别为 93.05%和 97.03%,有所增大。实证结果与 Kuhn & Shen(2012)、王美艳(2005)、李实(2006)等实证结果类似,即总体性别平均工资差异主要是由行业内部因素导致。

在行业内部,性别工资差异主要是由歧视因素导致,2003、2006 年行业内部性别工资差异中因歧视因素导致占比分别为 75.70%和 128.17%,程度有所增大。

从总体变化趋势看,由个人特征可解释部分占工资差异比由 2003 年的 21.73%变为 2006 年的 -31.79%,相应不可解释部分由 78.27%增加为 131.79%,这意味着总体上说性别歧视呈现显著严重化趋势。歧视解释部分增大,这无论是在部门内部还是部门间都是成立的。

四、主要结论与政策建议

本文通过 CGSS2003、2006 年数据进行实证分解,发现性别工资差异主要由行业内部因素引起,行业间影响较小;在部门内部进入方面,女性更易进入第一类、第四类行业,而在第二类、第三类行业存在进入壁垒;无论在部门内还是部门间,性别工资差异主要由性别歧视因素引起,且工资性别歧视在 2003 年至 2006 年之间出现了严重化趋势。

基于以上分析结果,我们可以有以下一些政策启示和建议:

首先,政策研究制定过程中需要关注性别歧视问题。中国收入分配差距不断扩大已经引起研究者和政策制定者广泛关注,对城乡收入差距、体制内外收入差距、行业收入差距等分析和政策应对都在开展,但对性别收入差距虽然有很多关注,在政策上并没有太有力的手段。比如在某些招聘网站上,招聘信息中公开的性别歧视现象还很常见。本文发现男女在行业进入和工资差异明显存在,且性别歧视程度不断严重,这需要引起研究者、政策制定者关注,通过真正有力的手段消除性别歧视、推进整个收入分配的平等公平。

其次,性别歧视主要来源于两方面:一方面为行业进入歧视,另一方面为行业内部存在的歧视。本文发现部分行业进入歧视在增大,同时行业内歧视仍然是性别收入差距最主要来源。基于此,政府需要从以下几方面着手改善性别收入差异:(1)政府部门需要破除行业进入壁垒,尤其需要重点关注中间层次劳动力市场,保证中间层次就业市场的就业公平性,积极组织公益培训等活动,提升低端女性劳动力技能与信心。(2)提升全民教育水平,尤其是女性教育水平,使其更加容易进入高级别部门,消除性别歧视。(3)完善劳动法等法律法规,保护部门内部就业者的待遇收入公平性。

注:

①家庭背景会影响个体进入不同行业,本文考虑父母政治身份,定义只要有一方为党员,便认定为政治身份变量取值为 1。父母政治身份可理解为家庭背景因素的代理变量,这与杨瑞龙等(2010)的想法一致。

参考文献:

葛玉好,2007:《部门选择对工资性别差距的影响:1988—

- 2001年,《经济学(季刊)》第2期。
- 葛玉好 曾湘泉,2011:《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》,《经济研究》第6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。
- 陈钊 万广华 陆磊,2010:《行业不平等:日益重要的城镇收入差异成因》,《中国社会科学》第3期。
- 刘文祈,2005:《中国城镇再就业者性别分割的实证研究》,《经济学家》第5期。
- 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。
- 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12期。
- 杨瑞龙 王宇峰 刘和旺,2010:《父亲政治身份,政治关系和子女收入》,《经济学(季刊)》第3期。
- Appleton, S., J. Hoddinott & P. Krishnan (1999), “The gender wage gap in three African countries”, *Economic Development and Cultural Change* 47(2):289—312.
- Blinder, A. S. (1973), “Wage discrimination: Reduced form and structural estimation”, *Journal of Human Resources* 8(4):436—455.
- Brown, R. S., M. Moon & B. S. Zoloth (1980), “Incorporating occupational attainment in studies of male/female earnings differentials”, *Journal of Human Resources* 15(1):3—28.
- Chi, Wei & Bo Li (2014), “Trends in China’s gender employment and pay gaps: Estimating gender pay gaps with employment selection”, *Journal of Comparative Economics* 42(3):708—725.
- Kuhn, P. & K. Shen (2013), “Gender discrimination in job ads: Evidence from China”, *Quarterly Journal of Economics* 128(1):287—336.
- Meng, X. & 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.
- Meng, X. (1998), “Gender occupational segregation and its impact on the wage differential among rural-urban migrant: A Chinese case study”, *Applied Economics* 30(1):741—752.
- Meng, X., R. Gregory & Y. Wang (2005), “Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986—2000”, *Journal of Comparative Economics* 33:710—729.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-female wage differentials in urban labour markets”, *International Economic Review* 14(3):693—709.

附表 行业收入及细分

行业类型及年工资区间	年收入(元)	门类细分(源数据代码)
第一类行业	(6684—12665)	农林牧渔(101—105),批发零售餐饮(861—867),土木工程建筑业(547—549),水利管理(651),从公共设施服务业到其他社会服务业(1175—1181)
第二类行业	(12671)	农副食品加工业—仪器仪表及其他办公用机械制造业(313—341),其他制造业(399),
第三类行业	(13627—15753)	采选业(206—212),教育(1389),铁路运输业(752—758,无756),邮电仓储业(759—760),党政机关(1594—1597)
第四类行业	(16185—30897)	电力、蒸汽、热水的生产和供应业,煤气生产和供应业,自来水的生产和供应业(444—446),科学研究业,综合技术服务业(1492—1493),地质勘探(650),金融银行业(911—913),信息咨询(1182),计算机服务业(1183),房地产经纪与代理业(1072—1074),文体娱乐(1390—1391),卫生—社会福利保障业(1285—1287)

(责任编辑:谭易)