

中国的工会可以降低性别工资差异吗^{*}

毛学峰 刘 靖 张车伟

内容提要:中国劳动力市场性别工资差异问题已有广泛的研究,而劳动力市场规制如何作用于性别工资差异尚需进一步探讨。本文主要关注工会组织对性别工资差异的影响。基于中国综合社会调查(CGSS)2010年数据的研究发现,工会对工资的显著影响在于提高女性工资,改善性别工资差异,且这种作用在私营企业中尤为显著;工会对性别工资差异的显著作用主要是减少歧视(系数回报差异);非工会部门对于女性的歧视构成了性别工资差异最重要的原因,工会部门的歧视水平只有非工会部门的30%左右,私营企业中这一比例进一步低至13%,工会部门虽然有利于降低女性受到的歧视,但歧视并没有完全消除。虽然,工会对于女性起到了部分保护作用,但保护程度仍然不够。

关键词:工会 性别工资差异 歧视 扩展的Blinder-Oaxaca分解

一、引言

诸多研究已经证实,中国劳动力市场中存在性别工资差异,相关研究参见Wang & Cai(2008)和Zhang et al(2008)等。以往的相关研究涉及性别工资差异的程度、变化趋势及其背后的原因等各个方面(Zhang et al, 2008; Démurger et al, 2007; Chi & Li, 2008; Wang & Cai, 2008; Dong, 2004; Li & Dong, 2010),但专门针对劳动力市场规制对性别工资差异影响的研究相对较少。

中国的劳动力市场规制近些年取得了较大的发展,其中较为显著的发展之一就是工会。近年来,出于和谐劳动关系和降低社会冲突的需要,政府支持工会在保护工人权利方面发挥更大的作用,工会的分支机构和工会成员的数量在过去十年中有了显著的增加。至2013年,工会的分支机构约有276万家,约为2003年的3倍,而工会成员达到2.8亿人左右,工人参与工会的比例约为31.5%(中国统计年鉴,2013)。伴随着工会机构和成员的快速扩张,工会在处理工作场所的工人事务中拥有了越来越大的权威(Chen, 2012),逐渐并且已经开始在保护工

人权益方面采取了具体行动。研究表明,工会能提高企业工资率和劳动生产率(魏下海等,2013)、显著提高工人的小时平均工资(杨继东、杨其静,2013;刘海洋等,2013;姚洋、钟宁桦,2008;李明、徐建炜,2014)、缩短每月平均工作时间(姚洋、钟宁桦,2008;李明、徐建炜,2014)。另外,工会对工人的非工资收益,如医疗保险、养老金、失业保险、工伤保险等产生正的影响(刘海洋等,2013;姚洋、钟宁桦,2008;Lu et al, 2010)。

本文使用中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)2010年个体层面的数据,主要致力于回答如下问题:中国的工会对工人工资是否有积极影响?不同性别参与工会的机制是否有差异?工会是否有助于降低性别工资差异?通过什么渠道影响工资差异?工会是否有助于减少劳动力市场歧视?

本文预期在三个方面对现有文献有所贡献:首先,研究工会在工作场所起到的作用对于中国来说是一个相对较新的话题,现有研究仍未得到统一的结论。早期关于中国工会的研究多是案例分析,近些年则出现了许多实证研究,然而研究结论并不一

^{*} 毛学峰,中国人民大学农业与农村发展学院,邮政编码:100872,电子邮箱:maoxf@ruc.edu.cn;刘靖,中央财经大学经济学院,邮政编码:100081,电子邮箱:liujingeco@126.com;张车伟,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100732,电子邮箱:zhangjw@cass.org.cn。本文受国家自然科学基金青年科学基金(71103212)的资助。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

致。部分研究认为工会对工资或者不同类型的福利具有正面效果(魏下海等,2013;姚先国等,2009;姚洋、钟宁桦,2008;王鸣、李永杰,2014;李永杰等,2013;袁青川,2015),然而也有研究认为工会对工资没有明显的直接影响(易定红、袁青川,2015;Lu et al,2010;张原、陈建奇,2010)。梳理可知,研究中国工会对不同性别的作用乃至对性别工资差异的影响并没有深入的实证分析。

其次,当前文献中对工会影响性别工资差异的效果也没有统一的结论。部分研究发现,工会可能通过更多的帮助女性提高工资而降低性别工资差异(Doiron & Riddell, 1994; Aidt & Tzannatos, 2002),工会对收入水平不同的企业性别工资有着不同的影响(袁青川,2015)。也有研究发现工会对于性别工资差异或者降低性别歧视没有显著作用,甚至有研究认为工会部门的性别工资差异大于非工会部门。有鉴于此,仍需更多研究探讨工会对性别工资差异的影响,而中国作为一个劳动力大国,研究工会的性别视角问题无疑会给现有文献增加证据。

最后,在考虑到个体加入工会的选择性的情况下,本文进行扩展的 Blinder-Oaxaca 分解。使用传统 Blinder-Oaxaca 分解分析工会对于性别工资差异的影响时,通常将工会状态作为外生决定,很少考虑加入工会的选择问题。本文采用扩展的 Blinder-Oaxaca 分解法,考察了工会和非工会部门变量特征、回报以及参与率的性别差异对总收入差距的贡献,同时考虑了加入工会的选择性和个体工会状态与其他解释变量之间的相互作用。

二、估计策略

首先本文针对工资决定方程进行回归,利用工会和性别交叉项分析工会对于性别工资差异的影响,得出基础结论;其次,考虑进入工会的选择问题,利用内生转换模型进一步考察了纠正选择性偏差的工资决定方程;再次,利用传统 Blinder-Oaxaca 方法分解工资差异,并考察工会的作用渠道,通过将工资差异分解为特征差异和回报差异,考察究竟是工会覆盖率还是工会身份回报的性别差异起作用;最后,采用扩展的 Blinder-Oaxaca 方法,考虑加入工会的选择问题,进一步分析工会和非工会部门变量特征、回报以及参与率的性别差异对总收入差距的贡献。

(一)基础回归:工会、性别与工资决定方程

为了检验工会对于性别工资差异的影响,我们

使用 OLS 估计下列方程:

$$\begin{aligned} \omega_i = & \beta_1 \cdot female_i + \beta_2 \cdot union_i \\ & + \delta \cdot female \cdot union_i + \gamma X_i \\ & + \sigma \cdot union_i \cdot X_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

其中, ω_i 是个体*i*的工资水平, $female_i$ 是表示女性的虚拟变量, $union_i$ 是表明个体是否参与工会的虚拟变量(参与=1,其他=0), $female \cdot union_i$ 是性别虚拟变量和工会虚拟变量的交叉项。如果女性工资水平低于男性,则 $\beta_1 < 0$;如果工会部门的个体工资水平更高,则 $\beta_2 > 0$;如果工会部门和非工会部门的性别工资有显著差异,且工会有利于降低性别工资差异,则交叉项系数 $\delta > 0$ 。 $union_i \cdot X_i$ 为加入工会与其他解释变量的交叉项,意味着假设工会成员特征与非工会成员存在系统差异,而后文的研究结果证实了这一点。

然而,在观察回归结果时需要注意的是,如果 $\delta > 0$,有可能是由于加入工会的选择性所造成的,且这种选择性的效果对于不同性别是不同的。我们使用内生转换模型解决加入工会的选择性问题。

(二)纠正选择性偏差的工资决定方程:考虑加入工会选择性的内生转换模型

内生转换模型(Endogenous Switching Regression Model)主要用于存在异质性边际回归的情况,可以用来纠正选择性偏误。在我们的分析中用来考虑加入工会决策的选择性。自选择问题来自于样本的非随机性,人们会有意识地选择是否加入工会,且这种选择可能与他们的收入水平相关,一些影响了是否加入工会决策的因素,也可能影响到个体收入水平。忽略这些因素会导致两种状态下相对收益的错误估计。内生转换模型借助两个转换方程来对两种状态(即处理组与控制组)下的样本进行分类,并利用全信息极大似然估计(Full-information Maximum Likelihood, FIML)得到一致估计。内生转换回归模型可以解决由于自选择性给回归结果带来的偏误,当自选择性存在的时候,优于将个体参与工会的状态以虚拟变量的形式在方程中表现,或者简单将样本区分为工会部门和非工会部门。

$$\omega_{ij} = X_{ij} b_j + u_{ij} \quad (2)$$

$j = union, nonunion$ (表示工会和非工会部门的工资决定),是否参与工会的决策方程:

$$P(S_{ij} = 1) = P(S_{ij}^* > 0) = \phi(Z_{ij}\beta + v_{ij}) \quad (3)$$

其中,向量*X*代表一系列影响的解释变量,包括个体特征、工作单位特征等等。 S_{ij}^* 是相应于是否参与工会的哑变量 S_{ij} 的潜变量,当 $S_{ij}^* > 0$ 时, $S_{ij} =$

1; 当 $S_{ij}^* \leq 0$ 时, $S_{ij} = 0$ 。Z 是影响决定是否参与工会的一组解释变量, X 中的解释变量也包括在 Z 中。由于选择性偏误存在, 工会部门工资决定方程与非工会部门工资决定方程的误差项可能是相关的, 这也是内生性所在。

(三) 分解性别工资差异: Blinder-Oaxaca 分解

通过传统 Blinder-Oaxaca 分解, 可以帮助我们区分工会对于性别工资差异的作用是源于不同性别工会参与率的差异还是参与本身所带来的回报差异。传统回归中引入性别虚拟变量的做法, 假设不同性别的特征及其回报是相同的, 然而这样的假设或许并不合理。针对不同性别的工资方程可以表示为:

$$\omega_{ij} = X_{ij} b_j + u_{ij} \quad (4)$$

式中, $j = m, f$ 解释变量包括个体的工会状态、个体特征、家庭背景、企业特征等。 b_m 和 b_f 分别表示特征变量的回归系数, u_{ij} 为随机扰动项。由这个基础模型出发, 可以假设女性给予的工资水平 $X_{ij} \hat{b}^m$, 和男性给予女性回报的工资水平 $X_{im} \hat{b}^f$ 。

参照 Blinder(1973) 性别工资差异可以分解为:

$$\bar{\omega}^m - \bar{\omega}^f = (\bar{X}^m - \bar{X}^f) \hat{b}^m + \bar{X}^f (\hat{b}^m - \hat{b}^f) \quad (5)$$

其中, $\bar{\omega}^j$, \bar{X}^j 和 \hat{b}^j 分别表示不同性别的工资、特征变量和针对不同性别的工资方程(4)的特征回报。(5)式的第一部分表示性别工资差异可以归因于不同性别特征变量的平均禀赋的差异, 也就是所谓“可解释”的部分, 第二部分是所谓的“不可解释”的部分也是通常所称“歧视”部分, 即性别工资差异中可以归因于不同性别的变量特征回报差异的部分。基于(5)式的分解假设工会状态是外生的, 不涉及工会的选择性, 即不考虑个体工会状态同其他特征变量之间的关系。

(四) 扩展的 Blinder-Oaxaca 分解: 引入加入工会的选择性

参照 Doiron & Riddell(1994) 进行加入工会选择性扩展的 Blinder-Oaxaca 分解。首先, 女(男)性平均工资可以表示为工会部门和非工会部门女(男)性平均工资水平的加权平均, 权重分别是女(男)性参加工会和没有参加工会的比例。其中, 假定男性平均工资可以分解为: $\bar{\omega}^m = p^{mc} \bar{\omega}^{mc} + (1 - p^{mc}) \bar{\omega}^{m\bar{c}}$ 。女性可以表示为 $\bar{\omega}^f = p^{fc} \bar{\omega}^{fc} + (1 - p^{fc}) \bar{\omega}^{f\bar{c}}$ 。据此, 性别工资差异可以表述为:

$$\begin{aligned} \bar{\omega}^m - \bar{\omega}^f &= p^{fc} (\bar{\omega}^{m\bar{c}} - \bar{\omega}^{f\bar{c}}) \\ &+ (1 - p^{fc}) (\bar{\omega}^{m\bar{c}} - \bar{\omega}^{f\bar{c}}) \\ &+ (p^{mc} - p^{fc}) (\bar{\omega}^{mc} - \bar{\omega}^{m\bar{c}}) \quad (6) \end{aligned}$$

其中, c 表示参与工会, \bar{c} 表示没有参与工会, f 表示女性, m 表示男性。 p^{fc} 表示女性参加工会的比例, p^{mc} 表示男性参加工会的比例, $\bar{\omega}^{fc}$ 表示工会部门女性的平均工资, $\bar{\omega}^{f\bar{c}}$ 表示非工会部门女性工资, $\bar{\omega}^{mc}$ 表示工会部门男性的平均工资, $\bar{\omega}^{m\bar{c}}$ 表示非工会部门男性工资。(6)式的第一个部分可以视为工会部门内部的性别工资差异, 第二个部分可以视为非工会部门的性别工资差异, 权重分别为女性加入工会的比例以及没有加入工会的比例, 第三个部分则可以近似认为工会在不同性别间参与率的差异所导致的工资差异。

接着, 对于区分性别和个体参与工会状态的四个方程进行回归。

$$\begin{cases} \omega_{ij}^{fc} = X_{ij}^{fc} b^{fc} + u_{ij}^{fc} \\ \omega_{ij}^{mc} = X_{ij}^{mc} b^{mc} + u_{ij}^{mc} \\ \omega_{ij}^{f\bar{c}} = X_{ij}^{f\bar{c}} b^{f\bar{c}} + u_{ij}^{f\bar{c}} \\ \omega_{ij}^{m\bar{c}} = X_{ij}^{m\bar{c}} b^{m\bar{c}} + u_{ij}^{m\bar{c}} \end{cases} \quad (7)$$

依据上述四个方程, (6)式的第一、二部分中工会部门工资差异和非工会部门可以分别进行 Blinder-Oaxaca 分解, 再依据参与比例合并后可以表示为:

$$\begin{aligned} \bar{\omega}^m - \bar{\omega}^f &= p^{fc} (\bar{X}^{m\bar{c}} - \bar{X}^{f\bar{c}}) \hat{b}^{m\bar{c}} + (1 - p^{fc}) (\bar{X}^{m\bar{c}} - \bar{X}^{f\bar{c}}) \hat{b}^{f\bar{c}} \\ &\quad + \underbrace{p^{fc} \bar{X}^{f\bar{c}} (\hat{b}^{m\bar{c}} - \hat{b}^{f\bar{c}})}_A + \underbrace{(1 - p^{fc}) \bar{X}^{f\bar{c}} (\hat{b}^{m\bar{c}} - \hat{b}^{f\bar{c}})}_B \\ &\quad + \underbrace{(p^{mc} - p^{fc}) (\bar{\omega}^{mc} - \bar{\omega}^{m\bar{c}})}_C \quad (8) \end{aligned}$$

(8)式中, A 部分是由于可观测因素所导致的性别工资差异, 分别包括工会部门和非工会部门内部的不同性别个体可观察因素所导致的工资差异; B 部分则是工会部门和非工会部门内部不同性别的个体特征的回报差异所导致的性别工资差异; C 部分为基于工会可以提高工资的假设前提下, 由于工会参与率的差异所导致的性别工资差异。C 部分可以进一步使用非线性分解, 分解为不同性别可观测因素差异所导致的工会参与率差异以及由于不同性别特征回报的差异所导致的参与率差异两个部分。

类似于 Blinder-Oaxaca 分解中的反事实项的构建, 假定工会参与率决定方程中, 女性的特征变量 Z_{ij}^f 具有同男性一样的回报系数 \hat{a}^m , 则可以得到反事实的女性工会参与率 p^{fc*} :

$$p^{fc*} = \frac{1}{n_f} \sum_i \Phi(Z_{ij}^f \hat{a}^m) \quad (9)$$

据此,C部分可以进一步分解为:

$$C = \underbrace{(p^{mc} - p^{fc*})(\bar{w}^{mc} - \bar{w}^{m*})}_{C1} + \underbrace{(p^{fc*} - p^{fc})(\bar{w}^{mc} - \bar{w}^{m*})}_{C2} \quad (10)$$

其中,C1表示由变量特征所解释的工会参与率差异所导致的性别工资差异的部分,C2则表示由变量系数所解释的工会参与率差异所导致的性别工资差异的部分。

通过传统的Blinder-Oaxaca分解中引入工会的选择性,可以考察不同性别工会参与率的差异对于性别工资差异的影响。

三、实证结果

本文采用了中国综合社会调查(CGSS)2010年的数据,该调查系统、全面地收集社会、社区、家庭、个人多个层次的数据,采用多阶分层PPS随机抽样,在全国共抽取100个县级单位加5大都市,480个村/居委会,12000名个人。本文保留了城镇地区具有正式工作的18岁至55岁之间的样本,最终样本量1842个,其中女性810个,约占总样本量的44%。

描述性分析初步显示了性别间工资水平有显著差异,男性是女性工资水平(对数值)的1.032倍。在工会部门和非工会部门内部,性别工资依然存在显著差异:非工会部门性别工资差异较大,为0.357,男性是女性工资水平的1.036倍;工会部门内部是0.223,男性是女性的1.022倍。最终使得工会部门性别工资差异小于非工会部门,是非工会部门的0.989倍。

表1是针对主要变量的描述性分析。在研究中加入工会的个体比例为38.5%,女性占总样本的44%。样本中有15.1%属于外来人口,没有本地户口,25.6%为共产党员,已婚人士占81.9%,小学及以下教育水平为21.4%,初中、中专教育水平占29.6%,而高中及以上教育水平占49%,这些变量均反映了个体的人力资本状况。样本中区分了个体所处的管理层级,其中高级管理者指的是只管理别人的个体,占2.2%,普通管理者指的是受到管理同时管理别人的个体,占33%;而普

通工作人员指的是只受别人管理的个体,占64.8%。表2是针对分性别、分工会状态的工资描述,可以看出,无论工会还是非工会部门,性别间存在显著工资差异,而工会部门的工资差异略小于非工会部门。

(一)工会与性别工资差异

根据表3的基础回归结果可以发现,女性收入水平比男性低23%~30%左右,即使控制了个体特征变量和工作单位特征变量,这种显著的性别差异依然存在。不加其他控制变量时,工会对于个体工资收入具有显著正向影响,工会会员比非工会会员工资水平高约23.1%(表3第(1)列),加入其他特征变量后,工会的边际作用下降到7.21%(表3第(2)列),这说明描述性分析中工会对于工资的显著正效应大部分来自于特征变量,包括个体的年龄、户口状况、教育水平以及在工作单位中的职位等等。继续加入工会与性别的交叉项之后,工会的显著作用消失了,取而代之的是工会与性别交叉项显著为正,表明工会对于工资的积极作用主要是源于对于女性的影响,具体而言女性比男性工资低约29.3%,而工会身份使得性别工资差异下降了15%左右(表3第(3)列)。然而单纯加入工会与性别交叉项的回归并没有考虑工会与其他控制变量的相互作用,大量研究证实工会可能改变教育、经验、工作经历等与工资的相关关系(Doiron & Riddell, 1994)。假设工会与非工会会员之间存在系统差异,引入工会与其他特征变量的交叉项后,工会对于性别工资的影响下降到13.5%(表3第(4)列)。这样的结果说明,工会对于性别工资差异具有显著的改善作用,可能使得性别工资差距下降一半的幅度,工会部门女性比男性工资水平低约13.5%左右,而非工会部门女性比男性低约28.5%(表3第(4)列),结合(1)(2)列的回归结果,工会对于工资的显著影响主要来自于对于女性工资的促进作用,从而改善了性别工资差异。

(二)工会的自选择性

考虑到工会状况本身可能存在的自选择性,我们接着对是否加入工会进行了选择性的分析,加入个体14岁时父母是否是工人以及地区工会人员占比作为识别变量,将分工会部门的回归结果与内生转换模型的回归结果在表4中作了对比。未考虑工会选择性的分工会部门的回归见表4第2~3列,其基本结论与表4是一致的,工会部门女性比男性工资低14.5%,而非工会部门则低28.6%。考虑了工

表1 主要变量的描述性分析

变量名		观测值	均值	标准误	最小值	最大值
年收入(对数)		1842	10.117	0.781	8.700	15.607
男性年收入		1031	10.255	0.778	8.780	15.607
女性年收入		811	9.941	0.749	8.700	13.816
工会成员年收入		709	10.266	0.716	8.780	13.122
非工会成员年收入		1133	10.024	0.805	8.700	15.607
加入工会(是=1)		1842	0.385	0.487	0	1
女性(是=1)		1842	0.440	0.497	0	1
年龄		1842	38.098	8.847	18	55
外来人口(是=1)		1842	0.151	0.359	0	1
共产党员(是=1)		1842	0.256	0.436	0	1
已婚(是=1)		1842	0.819	0.385	0	1
教育水平	小学及以下	1842	0.214	0.411	0	1
	初中、中专、技校	1842	0.296	0.457	0	1
	高中及以上	1842	0.490	0.500	0	1
管理层级	高级管理者	1842	0.022	0.148	0	1
	普通管理者	1842	0.330	0.470	0	1
	普通工作人员	1842	0.648	0.478	0	1
单位类型	被雇佣企业	1842	0.286	0.452	0	1
	事业单位	1842	0.368	0.482	0	1
	个体企业	1842	0.346	0.476	0	1

表2 分性别分工会的工资差异(对数)

	男性	女性	差异(男性-女性)
工会会员	10.359	10.136	0.223***
非工会会员	10.186	9.829	0.357***
平均	10.255	9.941	0.314***

注:工资差异计算t统计量;***表示 $p < 0.01$ 。

表3 工资决定方程(被解释变量:年收入的数值)

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
加入工会	0.231*** (0.0482)	0.0721** (0.0317)	0.00532 (0.0441)	
女性	-0.306*** (0.0561)	-0.235*** (0.0322)	-0.293*** (0.0388)	-0.285*** (0.0409)
女性×工会交叉项			0.151*** (0.0505)	0.135** (0.0551)
年龄		0.000147 (0.00256)	0.000109 (0.00260)	-0.00188 (0.00264)
外来人口		0.251*** (0.0383)	0.251*** (0.0388)	0.289*** (0.0477)
共产党员		0.0745* (0.0399)	0.0789** (0.0391)	0.0951 (0.0604)
高中/职高		0.253*** (0.0352)	0.252*** (0.0347)	0.218*** (0.0485)

续表 3

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)
大专及以上		0.688*** (0.0462)	0.687*** (0.0468)	0.657*** (0.0619)
已婚		0.0685 (0.0494)	0.0689 (0.0497)	0.0458 (0.0542)
中层管理者 (对照组:高层管理者)		-0.491*** (0.176)	-0.479*** (0.176)	-0.406** (0.179)
普通工作人员 (对照组:高层管理者)		-0.748*** (0.171)	-0.739*** (0.171)	-0.733*** (0.177)
事业单位 (对照组:被雇佣企业)		-0.0233 (0.0477)	-0.0207 (0.0468)	-0.0403 (0.0462)
自营企业 (对照组:被雇佣企业)		0.0482 (0.0489)	0.0473 (0.0476)	0.0274 (0.0542)
行业虚拟变量		是	是	是
省份虚拟变量		是	是	是
工会与其他变量交叉项				是
常数项	10.16*** (0.0385)	10.45*** (0.238)	10.46*** (0.238)	10.27*** (0.264)
观测值	1842	1842	1842	1842
R ²	0.061	0.475	0.477	0.499

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 括号内是聚类标准误。

会选择性的分工会部门内生转换模型回归结果见表4第4~5列,工会选择方程见表4第6列。从结果中来看,相关系数 rho_1 和 rho_2 分别表示工会选择方程与工会和非工会部门的工资方程的相关性,两者都是负值且不显著,表示工会或者非工会部门的样本的工资水平并不比随机样本的好或者差,即选择性并不显著。比较2~3列以及4~5列的回归结果,可以发现考虑工会自选择性会使得变量系数略有改变,但变化不大。工会部门女性比男性工资低15.2%,而非工会部门则低29.4%。虽然工会的选择性问题在以往文献中早有阐述,但在我们的样本中,加入控制变量后,剩余的内生性并未构成一个足以改变结果的严重问题。后文中扩展的Blinder-Oaxaca分解也阐述了类似问题,验证了这里的结论。

表4第6列汇报了进入工会的选择性方程,发现在控制了其他变量后,性别间不存在工会参与的显著差异。年龄代表了可能的工作资历,年龄越大参加工会的可能性越高,没有本地户口可能显著降低参与工会的概率,教育水平越高参加概率越高,中层管

理者参与工会的概率大于最高层管理者和底层工作人员,父母在个体年幼时是否是工人、地区工会人员占比、党员身份都会对加入工会产生正向促进作用。

(三)异质性分析:工会起作用的工作单位类型

表5汇报了区分各种工作单位类型的回归结果。结果表明,区分单位类型后,企业的性别工资差距较大,女性比男性低37%,而工会使性别工资差距下降到13.7%左右,下降了23.3%。而机关事业单位的性别工资差距较小,为10.2%,这同以往的研究相一致,且工会并未对性别工资差异产生显著影响。

进一步针对企业类型进行分析,首先根据所有制形式区分为国有/集体、私营和外资(包括其他类型)企业三类。其中,外资企业占比较小,性别工资差异也并不显著,工会也没有起到显著作用,而国有/集体企业的性别收入差距约为30%,小于私营企业的43.3%。然而,工会在私营企业内部发挥了积极的作用,大大降低了性别工资差距,而国有/集体企业工会则并没有发挥显著作用。区分产业后,发现第二产业的性别工资差距小于第三产业,而工

表4 纠正选择性偏差的分工会部门工资决定方程

	工会部门	非工会部门	工会部门	非工会部门	工会选择方程
变量名	lnyinc	lnyinc	lnyinc_1	lnyinc_0	union
女性	-0.145*** (0.0395)	-0.286*** (0.0406)	-0.152*** (0.0410)	-0.294*** (0.0392)	0.0859 (0.0714)
年龄	0.00336 (0.00307)	-0.00161 (0.00260)	0.00137 (0.00378)	-0.00769* (0.00420)	0.0278*** (0.00522)
外来人口	0.155** (0.0694)	0.284*** (0.0468)	0.176** (0.0742)	0.309*** (0.0581)	-0.235** (0.109)
共产党员	0.0892** (0.0401)	0.101* (0.0600)	0.0728 (0.0474)	0.0303 (0.0638)	0.291*** (0.0871)
高中/职高	0.363*** (0.0832)	0.223*** (0.0485)	0.332*** (0.0748)	0.147** (0.0616)	0.357*** (0.105)
大专及以上	0.726*** (0.0730)	0.666*** (0.0613)	0.678*** (0.0877)	0.525*** (0.0898)	0.611*** (0.128)
已婚	0.0981 (0.0669)	0.0479 (0.0536)	0.0920 (0.0666)	0.0256 (0.0517)	0.119 (0.101)
中层管理者	-0.879*** (0.322)	-0.403** (0.179)	-1.004*** (0.388)	-0.591** (0.246)	1.722*** (0.424)
普通工作人员	-1.051*** (0.303)	-0.728*** (0.177)	-1.160*** (0.385)	-0.859*** (0.223)	1.494*** (0.422)
事业单位	-0.0546 (0.0671)	-0.0157 (0.0617)	-0.0623 (0.0677)	-0.0575 (0.0640)	0.154 (0.104)
自营企业	-0.0579 (0.0741)	0.0812 (0.0658)	-0.00539 (0.107)	0.194** (0.0921)	-0.648*** (0.117)
行业虚拟变量	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是
本人14岁时 父母是否为工人					0.262*** (0.0753)
城市工会成 员平均比例					2.671*** (0.641)
			系数	P值	
rho_1			-0.233	0.250	
rho_2			-0.675	0.261	
常数项	10.86*** (0.375)	10.22*** (0.298)	11.17*** (0.528)	10.39*** (0.330)	-3.348*** (0.699)
观测值	709	1133	1842	1842	1842
R ²	0.515	0.475			

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 括号内是聚类标准误。

表5 不同类型企业工资决定方程

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	单位类型		企业性质			企业产业	
变量名	机关事业单位	企业	国有/集体	私营	外资	第二产业	第三产业
女性	-0.102** (0.0469)	-0.370*** (0.0489)	-0.300*** (0.0937)	-0.433*** (0.0682)	-0.112 (0.124)	-0.295*** (0.0798)	-0.380*** (0.0773)

续表 5

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	单位类型		企业性质			企业产业	
变量名	机关事业单位	企业	国有/集体	私营	外资	第二产业	第三产业
女性×工会交叉项	-0.0401 (0.0635)	0.233*** (0.0653)	0.167 (0.134)	0.475*** (0.139)	-0.0393 (0.511)	0.170*** (0.0604)	0.257** (0.113)
年龄	0.00175 (0.00285)	-0.00478 (0.00315)	0.000193 (0.00658)	-0.00301 (0.00482)	0.00246 (0.0103)	-0.00174 (0.00574)	-0.00417 (0.00333)
外来人口	0.240*** (0.0885)	0.266*** (0.0532)	0.254 (0.172)	0.292*** (0.0701)	0.150 (0.199)	0.131 (0.119)	0.365*** (0.0525)
共产党员	0.205*** (0.0729)	0.0410 (0.0654)	0.108 (0.0976)	-0.00117 (0.118)	0.0174 (0.250)	-0.0176 (0.0766)	0.0740 (0.0929)
高中/职高	0.387*** (0.0977)	0.202*** (0.0536)	0.214** (0.0887)	0.155** (0.0749)	0.355* (0.209)	0.221*** (0.0561)	0.143* (0.0751)
大专及以上学历	0.729*** (0.166)	0.677*** (0.0662)	0.689*** (0.128)	0.596*** (0.106)	0.945** (0.408)	0.724*** (0.101)	0.659*** (0.0894)
已婚	-0.0709 (0.0560)	0.107 (0.0646)	0.0764 (0.151)	0.0481 (0.0685)	0.166 (0.170)	0.0894 (0.101)	0.112 (0.0794)
普通管理者	-0.0265 (0.158)	-0.446** (0.209)	-0.927 (0.751)	-0.426* (0.245)	-0.504 (0.667)	-1.648*** (0.461)	0.00754 (0.177)
普通工作人员	-0.318* (0.166)	-0.774*** (0.200)	-1.204 (0.768)	-0.738*** (0.242)	-1.039* (0.603)	-1.969*** (0.443)	-0.342* (0.188)
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
工会与变量交叉项	是	是	是	是	是	是	是
常数项	10.23*** (0.536)	10.37*** (0.376)	10.45*** (0.939)	10.74*** (0.325)	11.00*** (0.810)	10.17*** (0.382)	9.780*** (0.191)
观测值	638	1204	475	598	131	505	692
R ²	0.500	0.534	0.571	0.536	0.770	0.628	0.540

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 括号内是聚类标准误。

会在不同产业内均起到了积极的作用。不同产业,工会所起作用幅度不同,但是最终第二产业工会部门女性比男性工资低 12.5%左右,第三产业低 13.7%左右,工会使得不同产业的性别工资差异下降并趋同。

(四) 工会与性别工资差异:传统的 Blinder-Oaxaca 分解

表 6 汇报了工资决定方程的线性分解结果。虽然表 3 告诉我们工会对于降低性别工资差异的作用显著,但是回归并不能告诉我们这种作用的来源。工资方程的 Blinder-Oaxaca 分解的结果显示,工资决定方程中的控制变量,即不同性别解释变量的特征差异只能解释性别工资差距的 25%,即所谓的“可解释部分”,剩下 75%都是由于不同性别

相同特征的回报不同所带来的,即所谓的“不可解释部分”,也是通常所称的歧视部分。进一步针对各个解释变量的分解分析表明,工会参与率在不同性别间的差异对于工资差异没有显著影响,而不同性别加入工会的回报对工资差距有显著影响,使得性别工资差距显著下降了 0.051,约占回报差异部分的 16.7%,即加入工会可能降低约 16.7%水平的歧视。然而,当加入其他控制变量后,工会对于不可解释部分的显著作用消失了,表示工会对于歧视的影响可能来自于工会同其他控制变量的相互作用。因为我们的样本中还包含了机关事业单位,如果单纯对企业进行分解分析,则工会对于不可解释部分体现出显著的负向影响,工会可能降低约 15.2%的歧视。

表 6 针对工资方程的 Blinder-Oaxaca 分解

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
分解	工资差异的分解				工会参与的分解	
	所有样本		企业样本		所有样本	
男性预测值	10.26*** (0.0242)		10.26*** (0.0327)		-0.384*** (0.0549)	
女性预测值	9.941*** (0.0263)		9.855*** (0.0336)		-0.540*** (0.0644)	
差异	0.314*** (0.0357)		0.408*** (0.0469)		0.157* (0.0846)	
	可解释	不可解释	可解释	不可解释	可解释	不可解释
总计	0.0785*** (0.0259)	0.235*** (0.0278)			0.0558*** (0.0131)	0.101 (0.0797)
工会	0.00241 (0.00194)	-0.0127 (0.0233)	0.00159 (0.00191)	-0.0456* (0.0275)		
年龄	0.000187 (0.00242)	-0.280* (0.146)	-0.00337 (0.00319)	-0.241 (0.185)		
外来人口	-0.00340 (0.00428)	0.0263* (0.0135)	0.000442 (0.00548)	0.0422** (0.0203)		
党员	0.00958** (0.00463)	-0.00642 (0.0165)	0.00594 (0.00529)	0.0143 (0.0169)		
已婚	0.000975 (0.0134)	-0.0332 (0.0577)	0.00187 (0.0171)	-0.0358 (0.0584)		
教育	0.00172 (0.00159)	0.221*** (0.0640)	0.00155 (0.00293)	0.258*** (0.0762)		
管理职位	0.0556*** (0.00934)	-0.126 (0.382)	0.0680*** (0.0132)	-0.116 (0.416)		
单位类型	-0.00361 (0.00244)	0.0968* (0.0558)	-0.00409 (0.00367)	-0.0500 (0.0353)		
行业	0.00376 (0.00596)	0.0689 (0.131)	0.00442 (0.00815)	0.0870 (0.184)		
省份	0.0113 (0.0143)	0.277 (0.284)	0.0309* (0.0188)	0.434 (0.338)		
常数项		0.00503 (0.517)		-0.0465 (0.587)		
观测值	1842	1842		1204	1842	1842

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 括号内是聚类标准误。

除此之外,表 6 的 Blinder-Oaxaca 分解结果还显示,性别间管理职位的差异可能是性别工资差异非常重要的原因,占到了可解释部分的 70.8%,而对于管理职位的回报差异则并没有呈现出显著影响,这可能印证了以往研究所谓“玻璃天花板”的作用,女性在管理职位上的劣势是性别工资差异非常重要的原因。而女性在年龄回报上的优势可能改善性别工资差异的状况。另外,企业类型的回报不同也可能导致女性遭遇工资歧视,市场对于不同性别婚姻状况的回报说明已婚女性在劳动力市场中遭遇了更大的歧视。

(五)考虑工会覆盖率的影响:扩展的 Blinder-Oaxaca 分解

表 7 汇报了扩展的 Blinder-Oaxaca 分解结果,分别汇报了针对全部样本和企业样本的分解。结果主要对全部样本的分解结果进行解释。与表 6 一致的是,不可解释部分都是约 78.69%,而可解释部分则进一步分解成了两部分,一部分是特征差异,占 19.46%,另一部分是参与率的差异所导致的收入差距,占 1.85%。继而针对每一部分内部,进一步分解工会部门和非工会部门所导致的差异。

表7 考虑加入工会选择性的性别工资差异的分解

	所有样本		企业样本	
	值	比例(%)	值	比例(%)
性别工资(对数值)差距(A+B+C+D)	0.314		0.408	
特征差异(可解释部分)(A=A1+A2)	0.061	19.457	0.102	25.092
工会部门内部的特征差异部分(A1) $p^{fc}(\bar{X}^{mc} - \bar{X}^{fc})\bar{b}^{mc}$	0.025	7.940	0.053	13.072
非工会部门内部的特征差异部分(A2) $(1-p^{fc})(\bar{X}^{nc} - \bar{X}^{fc})\bar{b}^{nc}$	0.036	11.517	0.049	12.020
系数差异(歧视部分)(B=B1+B2)	0.247	78.698	0.301	73.772
工会部门内部的歧视部分(B1) $p^{fc}\bar{X}^{fc}(\bar{b}^{mc} - \bar{b}^{fc})$	0.057	18.089	0.040	9.927
非工会部门内部的歧视部分(B2) $(1-p^{fc})\bar{X}^{fc}(\bar{b}^{nc} - \bar{b}^{fc})$	0.190	60.609	0.260	63.845
不同性别工会参与率差异(C=C1+C2)	0.006	1.845	0.005	1.136
特征差异(C1) $(p^{mc} - p^{fc*})(\bar{w}^{mc} - \bar{w}^{nc})$	0.010	3.182	0.011	2.796
系数差异(C2) $(p^{fc*} - p^{fc})(\bar{w}^{nc} - \bar{w}^{mc})$	-0.004	-1.338	-0.007	-1.660

针对特征差异部分,不同性别的特征差异所导致的工资差距在工会部门内部约为0.025,占到总收入差距的7.94%,而非工会内部的特征差异所导致的工资差距约占总差距的11.52%,且这两个特征差异均不显著,而企业样本的分解结果,工会内部和非工会的特征差异值更为接近。这说明,虽然工会和非工会群体内部性别特征差异略有不同,男性相对优于女性,但这种差距并不是性别工资差距的主要原因。而工会部门比非工会部门,特征差异部分仅下降了0.011,约为3.6%。这可能有两种原因:第一,工会部门并没有特殊的吸引更为优秀的人群,从而使得工会和非工会部门人员特征没有显著差异,这同前述关于自选择性的分析相一致;第二,工会的选择性对于男性和女性是一致的,从而导致不同性别的特征差异在工会和非工会部门之间并不显著。不管哪一种原因,说明了研究工会影响性别差异这个问题时,内生问题并非一个重要的影响因素。

进一步分析歧视即系数差异部分,可以发现,性别特征的回报差异主要源自于非工会部门所导致的性别工资差距为0.19,占到了总差距的60.6%,以及歧视部分的77%,而工会部门的特征回报所导致的性别工资差距是0.057,占总差距的18.09%以及歧视部分的23%。这里的结果同表6分解结果的区别在于,表6的分解着重于工会状态的边际效果,即工会状态从0变成1对于降低性别工资差异歧视部分的作用,并未考虑工会与其他控制变量的相互作用。而表7则进一步说明,如果考虑工会与其他变量的相互作用,即工会状态导致的其他控制变量回报的改变,则工会对于降低歧视体现出显著影响,工会

部门的歧视水平只有非工会部门的30%左右,对于企业样本,这一比例进一步低至13%。结果表明,非工会部门对于女性的歧视构成了性别工资差异最重要的来源,而工会部门虽然有利于降低女性受到的歧视,但歧视并没有完全消除。结果表明工会对于女性起到了部分保护作用,但保护程度仍然不够。

分析参与率不同所导致的工资差异,只有约1.85%来自不同性别工会参与率的不同,这个比例较小,同我们之前的分析是一致的。不同性别特征的差异导致工会参与率差异从而导致性别工资差距的部分约占总差距的3.18%,但是回报的差异又会降低性别工资差距约1.34%,从而部分抵消了特征差异所导致的差距,且这种作用是显著的。这个结果或许说明,特征的差异男性相对优于女性,会使得男性较女性更容易加入工会。但是我国工会的进入机制并不具有性别歧视,甚至可以说,存在对于女性的优待,从而使得虽然女性特征上略逊于男性。但进入工会的比例和男性没有显著差异,从而导致工会覆盖率的差异并不会成为我国性别工资差异的重要原因。

四、结论

本文使用个体层面的数据,研究了工会对于性别工资差异的影响,研究发现:首先,通过提高工会内部女性个体的工资水平,工会对于性别工资差异具有显著的改善作用,可能使得性别工资差距下降一半的幅度,非工会部门工资差距约为29.4%,而工会部门约为15.2%。其次,工会的自选择性对于研究工会对性别工资差异的影响时并不重要。一方面,分性别的内生转换分析发现自选择性并不显著;

另一方面,分解分析发现工会部门变量特征与非工会部门并没有显著差异。再次,分解分析发现可解释的工资差距部分占25%,不可解释部分约占75%。企业里工会可能降低15.2%的性别歧视(不可解释部分),而考虑工会对于其他变量回报的影响后,总体而言工会对于性别工资差异有显著影响,非工会部门对于女性的歧视构成了性别工资差异最重要的来源,工会部门的歧视只有非工会部门的30%左右。最后,工会并非对于所有类型企业都能发挥积极作用,其对于私有制企业和外资企业的性别工资促进作用大于公有制企业。

实证分析表明,工会确实起到了保护工人的作用。这种保护一方面体现在工会的进入机制方面,工会进入可能存在着对女性的优待,因而工会覆盖率并非性别差距的主要原因。另一方面,工会本身对于工人的保护以及影响到工人特征的回报率两方面相结合,使工会有利于降低女性在工作领域所受到的歧视,从而降低了性别工资差异,这样的保护在私营企业作用尤其显著。虽然工会部门有利于降低女性受到的歧视,但歧视并没有完全消除,即工会对于女性起到了部分保护作用。

参考文献:

李明 徐建炜,2014:《谁从中国工会会员身价中获益?》,《经济研究》第5期。

李永杰 魏下海 蓝嘉俊,2013:《工会存在“工资溢价”吗?——来自中国的经验证据》,《华南师范大学学报》(社会科学版)第5期。

刘海洋 刘峥 吴龙,2013:《工会提高了员工福利和企业效率吗?——来自第一次全国经济普查的微观证据》,《产业经济研究》第5期。

王鸣 李永杰,2014:《中国工会是否改善员工工资福利?——来自2013年广东佛山南海企业员工匹配数据的证据》,《华南师范大学学报》(社会科学版)第6期。

魏下海 董志强 黄玖立,2013:《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》,《经济研究》第8期。

杨继东 杨其静,2013:《工会、政治关联与工资决定——基于中国企业调查数据的分析》,《世界经济文汇》第2期。

姚先国 李敏 韩军,2009:《工会在劳动关系中的作用——基于浙江省的实证分析》,《中国劳动关系学院学报》第1期。

姚洋 钟宁桦,2008:《工会是否提高了工人的福利?——来自12个城市的证据》,《世界经济文汇》第5期。

于米 佟安琪,2012:《工会化程度、劳动争议与经济增长——基于2000—2008年的面板数据》,《经济问题》第1期。

袁青川,2015:《工会覆盖效应与工会会员效应下的工资分布研究——来自2012年雇员雇主匹配数据的经验》,《商业经济与管理》第8期。

易定红 袁青川,2015:《中国工会存在工资溢价吗——基于控制样本选择性偏差的Blinder-Oaxaca回归分解》,《经济理论与经济管理》第2期。

张原 陈建奇,2010:《工会与行业劳动报酬的剪刀差悖论:基于中国数据的经验研究》,《经济评论》第5期。

Aidt, T. & Z. Tzannatos(2002),“Unions and collective bargaining: Economic effects in a global environment”, Washington D. C. : World Bank.

Blinder, A. S. (1973), “Wage discrimination: Reduced form and structural estimates”, *Journal of Human Resources*, 5 (4): 436—455.

Casale, D. & P. Dorrit(2011), “Unions and the gender wage gap in South Africa”, *Journal of African Economies* 20 (1): 27—59.

Chen, C. (2012), “Trade union development and collective wage consultations in China”, APSA 2012 Annual Meeting Paper, <http://www.apsanet.org>.

Chi, W. & B. Li(2008), “Glass ceiling or sticky floor? Examining the gender earnings differential across the earnings distribution in urban China, 1987—2004”, *Journal of Comparative Economics* 36(2): 243—263.

Démurger, S. et al(2007), “The evolution of gender earnings gaps and discrimination in urban China, 1988—95”, *Developing Economics* 45(1): 97—121.

Doiron, D. J. & W. C. Riddell(1994), “The impact of unionization on male-female earnings differences in Canada”, *Journal of Human Resources* 29(2): 504—534.

Li, L. Y. & X. Dong(2010), “Economic transition and the gender income gap in Chinese industry: The role of firm characteristics”, *Contemporary Economic Policy* 29(1): 67—87.

Lu, Y. et al(2010), “Union effects on performance and employment relations: Evidence from China”, *China Economic Review* 21: 202—210.

Petit, P. & E. Dugué(2007) “Does the presence of unions in establishments reduce the gender wage gap? An econometric analysis”, *EcoMod* 2007, No. 23900066.

Wang, M. & F. Cai(2008), “Gender earnings differential in urban China”, *Review of Development Economics* 12(2): 442—454.

Zhang, J. et al(2008), “Trends in the earnings differential in urban China, 1988—2004”, *Industrial and Labor Relations Review* 61(2): 224—43.