

国有部门和非国有部门 中的性别工资差异^①

——基于双重样本选择模型的经验研究

郭凤鸣 张世伟

(吉林大学数量经济研究中心)

【摘要】 本文建立了国有部门和非国有部门中工资方程的双重样本选择模型, 并提出相应的性别工资差异分解方法, 用于分析东北地区国有部门和非国有部门的性别工资差异。结果表明: 无论在国有部门还是在非国有部门, 女性工资水平均低于男性工资水平, 前者的性别工资差异明显低于后者的性别工资差异; 性别歧视是导致性别工资差异的主要原因, 国有部门中的性别歧视程度明显高于非国有部门中的性别歧视程度; 在国有部门中性别歧视主要来源于部门内部同工不同酬的工资歧视, 而在非国有部门中性别歧视主要来源于劳动参与和部门选择带来的就业歧视。

关键词 劳动力市场 工资 性别歧视 双重样本选择模型

中图分类号 F224.0 **文献标识码** A

Gender Wage Gap in State and Non - state Sector

Abstract: By building the dual sample selection model of wage equation in state sector and non - state sector, and using the corresponding decomposition method of gender wage gap, this paper analyze gender wage gap in state and non - state sector in the northeast of China. Both in state and non - state sector, female wages were lower than male wages, and gender wage gap in state sector was lower than in non - state sector. Both in state and non - state sector, gender discrimination is the main reason of gender wage gap, and the extent of gender discrimination is significantly higher in state sector than in non - state sector. In state sector, gender wage gap mainly comes from the gender wage discrimination, while employment discrimination which comes from labor force participation and sector choose is the key reason of gender wage gap in non - state sector.

Key words: Labor Market; Wage; Gender Discrimination; Double Sample Selection Model

^① 本文得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(05JJD790079、08JJD790153)和吉林大学研究生创新基金资助项目(20101003)的资助。

引 言

在计划经济时代,由于中国推行男女“同工同酬”的工资分配制度,劳动力性别工资差异不大,性别歧视不明显。随着由计划经济向市场经济转型,劳动力市场绩效不断提高,但性别工资差异却不断扩大。性别工资差异的不断扩大,是市场化的必然结果,还是性别歧视所致,在中国经济学界一直存在争议(李春玲、李实,2008)。由于中国目前劳动力市场在所有制结构方面上存在明显的市场分割,国有部门市场化程度明显低于非国有部门市场化程度,因而一些学者试图通过比较国有部门和非国有部门中的性别工资差异来探寻性别工资差异扩大的成因(Liu等,2000;李春玲、李实,2008;张车伟、薛欣欣,2008)。然而,相关研究在工资方程设定方面均存在参与个体和非参与个体样本选择偏差问题。

Heckman(1979)提出工资方程求解的两步骤法,成功地解决了参与个体和非参与个体的样本选择偏差问题。然而,在研究不同部门工资决定时,不仅涉及参与和非参与选择偏差问题,而且涉及部门选择偏差问题。目前,大多数关于不同部门工资决定问题的研究通常采用三种途径:第一,在工资方程中通过引入虚拟变量表示不同部门,观察虚拟变量回归系数以识别不同部门工资是否存在差异(Poterba和Rueben,1994;Mueller,1998;Disney和Gosling,2008),该途径存在的问题是模型假设不同部门中影响工资的其他因素作用效果相同,但实际上相同解释变量在不同部门工资方程的回归系数通常存在较大差异;第二,应用Heckman方法解决部门选择偏差问题,并对不同部门工资方程分别进行回归分析(García-Pérez和Jimeno,2006;Gimpelson和Lukiyanova,2009;Berson,2009),该途径存在的问题是忽略了参与和非参与样本选择偏差问题^①;第三,应用多元选择模型处理样本选择偏差问题(Tansel,1998;Dan和Long,2002;Tansel,2004),该途径存在的问题是模型假设影响个体劳动参与和部门选择的因素完全相同且两种选择是相互独立的,但实际上劳动参与决策和部门选择决策通常是密切相关的。因此,应用上述三种途径中的任何一种对不同部门工资方程进行回归的结果必然是有偏的。

事实上,Tunali(1986)提出考虑劳动参与和部门选择的双重样本选择模型(double sample selection model),即首先修正劳动参与的样本选择偏差,然后修正部门选择的样本选择偏差。但由于Tunali模型仅适用于劳动参与和部门选择相互独立的情景,而现实经济中劳动参与和部门选择常常是密切相关的,故Tunali模型应用极为有限。Heitmueller(2006)提出劳动参与和部门选择存在相关性的双重样本选择模型,并用于分析苏格兰公有部门和私有部门间的工资差异,为不同部门工资决定的研究提供了一条有效途径。然而,迄今为止经济学者尚未将双重样本选择模型应用于不同部门不同性别(或种族、户籍)工资差异分析中。

基于上述分析,本文拟依据东北地区2006年劳动力市场调查数据,借鉴Heitmueller(2006)的思想,建立国有部门和非国有部门工资方程的双重样本选择模型,提出国有部门和非国有部门中的性别工资差异分解方法,用于分析国有部门和非国有部门中性别工资差异的成因。本文的第一部分将论述分析方法,第二部分对数据进行统计描述,第三部分对回归结果进行分析,最后给出本文的研究结论。

^① 目前,国内学者(陈戈等,2005;邢春冰,2005;尹志超、甘犁,2009)关于不同部门工资决定的研究大多采用这种研究途径。

一、分析方法

1. 工资方程设定

工资方程是度量性别工资差异的基础, 为了分析国有部门和非国有部门的性别工资差异, 需要对两个部门中男性和女性的工资方程分别进行回归。通常设定工资方程为:

$$\ln Y_{i,j,k} = X'_{i,j,k} \beta_{j,k} + \varepsilon_{i,j,k} \quad (1)$$

其中, $j=m, f$ 分别表示男性和女性, $k=1, 0$ 分别表示国有部门和非国有部门, $\ln Y_i$ 表示个体 i 小时工资对数, X_i 表示影响个体 i 工资的因素, β 表示回归系数, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 表示随机扰动项。

将个体劳动参与和部门选择方程分别设定为:

$$P_i^* = Z'_i \gamma + u_i \quad (2)$$

$$S_i^* = B'_i \mu + v_i \quad (3)$$

其中, P_i^* 和 S_i^* 为潜变量, Z 和 B 表示个体特征向量, γ 和 μ 表示回归系数, $u_i \sim N(0, 1)$ 和 $v_i \sim N(0, 1)$ 表示随机扰动项。由于潜变量不可观察, 定义两个指示函数:

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{当 } P_i^* > 0 \text{ 时} \\ 0 & \text{当 } P_i^* \leq 0 \text{ 时} \end{cases}$$

$$S_i = \begin{cases} 1 & \text{当 } S_i^* > 0 \text{ 时} \\ 0 & \text{当 } S_i^* \leq 0 \text{ 时} \end{cases}$$

其中, P_i 表示个体 i 是否劳动参与 (1 表示参与, 0 表示不参与), S_i 表示个体 i 是否选择进入国有部门 (1 表示进入国有部门, 0 表示进入非国有部门)。显然, S_i 只有在 $P_i=1$ 条件下才可观察到。

根据劳动供给理论, 个体受教育水平与劳动参与概率正相关。随着年龄增长, 个体劳动参与概率呈现先上升后下降趋势。婚姻状况是影响个体劳动参与的重要变量, 已婚男性通常会增加劳动供给, 而已婚女性则可能会降低劳动供给。地区经济发展水平越高, 个体参与劳动力市场的概率越大。除影响个体劳动参与的变量外, 由于国有部门和非国有部门中职业分布存在差异, 个体的职业类型也会影响个体部门选择。因此, 本文选择受教育年限、年龄、婚姻状况 (虚拟变量, 以未婚为参照组)、职业 (虚拟变量, 以负责人作为参照组) 和地区 (虚拟变量, 以辽宁为参照组) 作为部门选择方程的解释变量。

如果个体劳动参与决策和部门选择决策相互独立, 即误差项相关系数 $\rho_{uv}=0$, 则可以借鉴 Heckman 两步骤方法, 首先对方程 (2) 和 (3) 进行 Probit 回归, 并构造样本选择偏差修正项; 然后, 将劳动参与和部门选择两个修正项作为解释变量加入到工资方程 (1) 中, 应用 OLS 法对工资方程进行估计。

国有部门工资方程的劳动参与和部门选择修正项可以分别表示为:

$$\hat{\lambda}_{i,P1} = \phi(Z'_i \hat{\gamma}) / \Phi(Z'_i \hat{\gamma}) \quad (4)$$

$$\hat{\lambda}_{i,S1} = \phi(B'_i \hat{\mu}) / \Phi(B'_i \hat{\mu}) \quad (5)$$

非国有部门工资方程的劳动参与和部门选择修正项可以分别表示为：

$$\hat{\lambda}_{i,P0} = \phi (Z' \hat{\gamma}) / \Phi (Z' \hat{\gamma}) \tag{6}$$

$$\hat{\lambda}_{i,S0} = -\phi (B' \hat{\mu}) / \Phi (-B' \hat{\mu}) \tag{7}$$

其中， $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分别表示单变量标准正态密度函数和分布函数。由于国有部门和非国有部门的工资只有在参与个体中才能观测到，因此 $\hat{\lambda}_{i,P1} = \hat{\lambda}_{i,P0}$ 。

如果个体劳动参与决策和部门选择决策密切相关，即误差项相关系数 $\rho_{uw} \neq 0$ ，则需要对两个选择方程建立双变量 Probit 模型。依据 Heitmueller (2006) 的方法，假定 (ϵ_j, u, v) 服从均值为 0，协方差矩阵为 Σ_j 的联合正态分布，其中：

$$\Sigma_j = \begin{bmatrix} \sigma_{jj}^2 & \sigma_{jiv} & \sigma_{jju} \\ & \sigma_v^2 & \sigma_{uv} \\ & & \sigma_u^2 \end{bmatrix}$$

则国有部门工资方程的劳动参与和部门选择修正项可以分别表示为：

$$\hat{\lambda}_{i,P1} = \phi (Z' \hat{\gamma}) \Phi \left(\frac{B' \hat{\mu} - \rho_{uw} Z' \hat{\gamma}}{(1 - \rho_{uw}^2)^{1/2}} \right) / F (B' \hat{\mu}, Z' \hat{\gamma}, \rho_{uw}) \tag{8}$$

$$\hat{\lambda}_{i,S1} = \phi (B' \hat{\mu}) \Phi \left(\frac{Z' \hat{\gamma} - \rho_{uw} B' \hat{\mu}}{(1 - \rho_{uw}^2)^{1/2}} \right) / F (B' \hat{\mu}, Z' \hat{\gamma}, \rho_{uw}) \tag{9}$$

非国有部门工资方程的劳动参与和部门选择修正项可以分别表示为：

$$\hat{\lambda}_{i,P0} = \phi (Z' \hat{\gamma}) \Phi \left(-\frac{B' \hat{\mu} - \rho_{uw} Z' \hat{\gamma}}{(1 - \rho_{uw}^2)^{1/2}} \right) / F (-B' \hat{\mu}, Z' \hat{\gamma}, -\rho_{uw}) \tag{10}$$

$$\hat{\lambda}_{i,S0} = -\phi (B' \hat{\mu}) \Phi \left(\frac{Z' \hat{\gamma} - \rho_{uw} B' \hat{\mu}}{(1 - \rho_{uw}^2)^{1/2}} \right) / F (-B' \hat{\mu}, Z' \hat{\gamma}, -\rho_{uw}) \tag{11}$$

其中， $F(\cdot)$ 为二元标准正态分布函数。则国有部门和非国有部门工资方程分别表示为：

$$E (\ln Y_{i,1} | X'_i, P_i=1, S_i=1) = X'_{i,1} \beta_1 + \sigma_{11} \rho_{u1} \hat{\lambda}_{i,P1} + \sigma_{11} \rho_{v1} \hat{\lambda}_{i,S1} \tag{12}$$

$$E (\ln Y_{i,0} | X'_i, P_i=1, S_i=0) = X'_{i,0} \beta_0 + \sigma_{00} \rho_{u0} \hat{\lambda}_{i,P0} + \sigma_{00} \rho_{v0} \hat{\lambda}_{i,S0} \tag{13}$$

根据工资理论，工资主要取决于个体人力资本水平，人力资本可以由可观测的受教育程度和经验加以描述，通常受教育程度和经验与工资水平正相关。同时，个体从事的职业类型和所处地区的经济发展水平会对个体工资水平产生重要影响。因此，本文选择受教育程度（虚拟变量，以初中及以下作为参照组）、经验、经验平方、职业（虚拟变量，以负责人作为参照组）和地区（虚拟变量，以辽宁为参照组）作为工资方程的解释变量。

2. 性别工资差异分解

依据对国有部门和非国有部门中男性和女性工资方程 (12) 和 (13) 的回归结果，可以将国有（或非国有）部门中性别工资差异分解为：

$$\begin{aligned} \ln \bar{Y}_{m,k} - \ln \bar{Y}_{f,k} &= (\bar{X}'_{m,k} \hat{\beta}_{m,k} + \sigma_{m,kk} \rho_{m,uk} \hat{\lambda}_{m,Pk} + \sigma_{m,kk} \rho_{m,sk} \hat{\lambda}_{m,Sk}) - \\ & (\bar{X}'_{f,k} \hat{\beta}_{f,k} + \sigma_{f,kk} \rho_{f,uk} \hat{\lambda}_{f,Pk} + \sigma_{f,kk} \rho_{f,sk} \hat{\lambda}_{f,Sk}) \\ &= (\bar{X}'_{m,k} - \bar{X}'_{f,k}) \hat{\beta}_{m,k} + \bar{X}'_{f,k} (\hat{\beta}_{m,k} - \hat{\beta}_{f,k}) + \\ & (\sigma_{m,kk} \rho_{m,uk} \hat{\lambda}_{m,Pk} + \sigma_{m,kk} \rho_{m,sk} \hat{\lambda}_{m,Sk}) - (\sigma_{f,kk} \rho_{f,uk} \hat{\lambda}_{f,Pk} + \sigma_{f,kk} \rho_{f,sk} \hat{\lambda}_{f,Sk}) \end{aligned} \quad (14)$$

其中， $\ln \bar{Y}$ 表示预测得到的对数工资均值， \bar{X} 表示个体特征向量均值， $\hat{\beta}$ 表示估计得到的系数向量， $\hat{\lambda} = \sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_i / N_k$ 为修正项平均值 (N_k 为部门 k 中的样本量)。

在方程 (14) 中， $(\bar{X}'_{m,k} - \bar{X}'_{f,k}) \hat{\beta}_{m,k}$ 表示部门 k 中男性和女性个体特征差异导致的工资差异，为性别工资差异中可解释部分； $\bar{X}'_{f,k} (\hat{\beta}_{m,k} - \hat{\beta}_{f,k})$ 表示部门 k 中性别间个体特征回报差异导致的工资差异，为性别工资差异中不可解释部分，通常将其视为部门内的性别工资歧视；样本选择偏差修正项 $(\sigma_{m,kk} \rho_{m,uk} \hat{\lambda}_{m,Pj} + \sigma_{m,kk} \rho_{m,sk} \hat{\lambda}_{m,Sk})$ 和 $(\sigma_{f,kk} \rho_{f,uk} \hat{\lambda}_{f,Pk} + \sigma_{f,kk} \rho_{f,sk} \hat{\lambda}_{f,Sk})$ 的差表示一些无法度量的影响劳动参与和部门选择的因素在性别工资差异上的作用，也是性别工资差异中不可解释部分，根据 Choudhury (1993) 的观点，本文将其视为就业歧视在性别工资差异上的体现。

二、数据的统计描述

本文分析所使用的数据来自于 2006 年东北地区城镇劳动力抽样调查，该数据涵盖了东北地区大部分城市，调查内容涉及个体年龄、性别、受教育程度、就业状况、职业类型、工作时间和工资等个人基本信息。由于本文主要关注城市劳动力市场中的性别工资差异，因此将样本范围限制为 16 岁~60 岁之间居住于城市的劳动年龄人口，得到男性样本量为 9385，其中辽宁省、吉林省和黑龙江省分别为 3908、2691 和 2786；女性样本量为 9311，其中辽宁省、吉林省和黑龙江省分别为 3912、2653 和 2746。表 1 给出了城市劳动力市场的劳动参与状况的统计描述，可以发现总体劳动参与率为 73.86%，其中男性为 86.46%，而女性为 61.17%，说明男性劳动参与率明显高于女性劳动参与率。

表 1 劳动力市场劳动参与状况

劳动力	参 与	非参与
总 体	13809	4887
男 性	8113	1272
女 性	5696	3615

表 2 给出了个体劳动参与影响因素的统计描述，可以发现无论女性还是男性，参与个体的平均受教育年限均高于非参与个体的平均受教育年限，说明受教育年限有助于个体劳动参与；参与个体平均年龄低于非参与个体平均年龄，说明随着年龄的增长个体倾向于退出劳动力市场；劳动参与男性已婚比例高于非劳动参与男性已婚比例，而劳动参与女性已婚比例低于非劳动参与女性已婚比例，这主要源于男性和女性的家庭角色存在差异，一般来说，已婚男性对家庭承担更多的经济责任，而已婚女性通常需要更多的时间照顾家庭。通过比较男性和女性劳动参与的影响因素可以发现，劳动参与男性受教育年限略低于劳动参与女性受教育年限，而劳动参与男性年龄略高于劳动参与女性年龄，暗示着女性的劳动参与倾向要略低于男性劳动参与倾向；男性市场工资明显高于女性市场工资，暗示着男性劳动参与倾向将高于女性劳动参与倾向，同时劳动力市场可能存在性别工资歧视。

表2 个体劳动参与影响因素的描述统计

个体特征	男 性		女 性	
	参 与	非参与	参 与	非参与
受教育年限	11.3571	10.7186	11.7163	10.0014
年 龄	37.8915	38.7935	37.2493	37.9951
已 婚	0.8645	0.7476	0.8667	0.9154
小时工资	5.2939		4.5756	

目前在中国的劳动力市场中,国有部门(包括国家机关、事业单位和国有企业)和非国有部门(包括集体、私营、个体和“三资”企业)之间存在着明显的工资差异。表3给出了劳动参与个体在国有部门和非国有部门的工资水平和分布状况,可以发现无论是男性还是女性,个体在国有部门的工资水平明显高于在非国有部门的工资水平;无论是国有部门还是非国有部门,男性的工资水平高于女性的工资水平,暗示着城市劳动力市场中可能存在性别工资歧视。同时,男性和女性在国有部门和非国有部门的就业比例也存在差异,男性和女性在国有部门就业的比例分别为48.34%和45.33%,而在非国有部门就业的比例分别为51.66%和54.67%,即男性在国有部门就业比例高于女性,而女性在非国有部门就业比例高于男性,暗示着男性和女性在就业方面可能存在性别歧视。

表3 参与个体在国有和非国有部门的工资和分布状况

劳动力	国 有		非国有	
	人 数	小时工资	人 数	小时工资
男 性	3922	6.5693	4191	4.1005
女 性	2582	6.1489	3114	3.2711

个体就业的部门选择和工资差异与个体属性和职业类型密切相关。表4给出了在国有部门和非国有部门就业的男性和女性个体属性的统计描述^①,可以发现无论是男性还是女性,国有部门中个体平均受教育年限均明显高于非国有部门中个体平均受教育年限,说明人力资源在国有部门和非国有部门间分布不均衡,受教育年限高有助于个体在国有部门就业;国有部门中个体平均年龄高于非国有部门,主要源于国有部门的竞争压力要小于非国有部门的竞争压力,导致随着年龄的增长个体倾向于在国有部门就业,同时由于国有部门劳动力流动不畅,年长个体的不流动限制了年轻个体进入国有部门;国有部门中已婚个体比例高于非国有部门已婚个体比例,一方面源于国有部门个体平均年龄稍高,另一方面源于国有部门工作相对轻松;在国有部门中个体从事技术职业的比例明显高于非国有部门中个体从事技术职业的比例,说明国有部门科技含量高,对技术人员需求较大,导致高学历个体易于进入国有部门。由于在国有部门就业个体受教育程度较高,从事技术职业比例较高,按照经济理论预期,国有部门工资水平应高于非国有部门工资水平。

① 根据相关研究经验,本文将经验界定为年龄减受教育年限再减6。

表 4 国有部门和非国有部门中男性和女性的个体属性

个体属性	男 性		女 性	
	国 有	非国有	国 有	非国有
受教育年限	12.4416	10.3422	13.1816	10.5013
年 龄	38.6047	37.2240	37.5907	36.9662
经 验	20.1631	20.8819	18.4091	20.4649
婚姻状况	0.8809	0.8492	0.8838	0.8526
负责人	0.0523	0.0506	0.0302	0.0324
技术人员	0.2119	0.0530	0.4361	0.0992
办事人员	0.1869	0.0363	0.1716	0.0302
商业服务	0.1030	0.3345	0.1739	0.6037
生产操作	0.4459	0.5257	0.1882	0.2341

通过观察表 3 可以发现,在国有部门中男性比女性工资高 6.84%,而在非国有部门中男性比女性工资高 25.36%,国有部门的性别工资差异明显低于非国有部门。通过观察表 4 却发现,在国有部门中女性受教育年限高出男性 0.74 年,在非国有部门中女性受教育年限高出男性 0.16 年,按照理论预期,女性工资应高于男性;但在国有部门中男性经验高出女性 1.75 年,在非国有部门中男性高出女性 0.42 年,按照理论预期,男性工资应高于女性。由于影响部门内性别工资差异的个体特征作用方向不一致,因此需要应用经济计量模型对个体异质性加以控制,以识别不同部门性别工资差异的成因。

三、结果分析

1. 劳动参与和部门选择模型的估计结果

表 5 给出了基于双变量 Probit 模型的极大似然估计结果,可以发现男性和女性劳动参与方程和部门选择方程的误差项相关系数 ρ 分别为 -0.9432 和 -0.9655,即劳动参与和部门选择之间存在明显相关性,说明对劳动参与和部门选择建立双变量 Probit 模型是恰当的。从劳动参与方程的回归结果来看,随着受教育年限的提高,个体都更倾向于劳动参与,这与劳动供给理论的预期相符,且受教育年限对女性劳动参与的影响大于男性;随着年龄的增加,男性更倾向于非劳动参与,年龄对女性劳动参与影响不显著,与生命周期理论的预期基本相符;已婚男性更倾向于劳动参与,已婚女性更倾向于非劳动参与,说明已婚男性需要承担更多的家庭收入责任,而已婚女性需要承担更多照顾家庭的责任;相比于辽宁省,吉林省和黑龙江省的个体都倾向于非劳动参与,主要源于吉林省和黑龙江省的工资水平明显低于辽宁省,较低的工资水平导致了较低的劳动参与概率,地区因素对男性和女性劳动参与的影响不存在明显差异。

表 5 劳动参与和部门选择方程的双变量 Probit 模型回归结果

解释变量	男 性		女 性	
	劳动参与	部门选择	劳动参与	部门选择
受教育年限	0.0296***	0.1189***	0.1338***	0.0110*

(续)

解释变量	男 性		女 性	
	劳动参与	部门选择	劳动参与	部门选择
年龄	-0.0196***	0.0280***	-0.0006	0.013***
已婚	0.4981***	-0.2206***	-0.2176***	0.2398***
技术人员		0.7282***		0.4189***
办事人员		0.9211***		0.5885***
商业服务		-0.3131***		-0.5162***
生产操作		0.1945***		-0.1683***
吉林	-0.2731***	0.0683**	-0.2083***	0.1395***
黑龙江	-0.2223***	0.4269***	-0.2910***	0.3262***
截距	1.2723***	-2.4079***	-0.8088***	-0.3745***
ρ_{uv}	-0.9432		-0.9655	
P	0.0000		0.0000	

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著，下同。

从部门选择方程的回归结果来看，随着受教育年限的提高，个体都更倾向于在国有部门就业，受教育年限对男性进入国有部门的影响大于女性；随着年龄的增加，男性和女性都更倾向于进入国有部门；已婚男性更倾向于进入非国有部门，而已婚女性更倾向于进入国有部门，这可能是由于已婚男性较未婚男性有更多的时间和精力投入到工作中，而这一特征使得他们非国有部门更能实现自己的价值，而已婚女性较未婚女性需要更多时间和精力照顾家庭，因而更适合在市场化水平较低的国有部门中工作；与负责人相比，男性技术人员、办事人员和生产操作人员更容易进入国有部门，而女性技术人员和办事人员更容易进入国有部门；相比于辽宁省，吉林省和黑龙江省的男性和女性都更容易进入国有部门，这一特征在黑龙江省表现得尤其明显。

2. 工资方程的估计结果

利用劳动参与选择和部门选择的双变量 Probit 模型的回归结果，对男性和女性分别计算修正样本选择偏差的逆米尔斯比 λ_p 和 λ_s ，并将其作为解释变量加入到工资方程中。表 6 给出了国有部门和非国有部门男性和女性的工资方程回归结果。可以发现， λ_p 和 λ_s 的系数大多是显著的，说明对于工资方程进行选择偏差的修正是必要的。随着受教育水平的提高，个体工资水平不断提高，且这一特征在女性中表现得更加明显，与国有部门相比，男性和女性非国有部门教育回报的差异更大；经验对个体工资的影响呈倒 U 型趋势；与负责人相比，从事其他职业的人员工资水平明显较低，其中商业服务人员的工资水平最低，其次是生产操作人员，这一特征在男性和女性中表现一致；在国有部门，吉林省的工资水平高于辽宁省，黑龙江的工资水平低于辽宁省，而在非国有部门，男性在吉林省和黑龙江省的工资水平都低于辽宁省，而女性在这两个省份的工资水平都高于辽宁省，这可能是由于不同省份国有部门和非国有部门的工资决定机制存在差异导致的。

表 6 国有部门和非国有部门工资方程的估计结果

解释变量	国 有		非国有	
	男 性	女 性	男 性	女 性
高中	0.2645***	0.2941***	0.1443***	0.3286***
大学专科	0.5126***	0.5311***	0.4888***	0.7891***
大学本科	0.6981***	0.7607***	0.8420***	1.0695***
研究生及以上	1.0896***	1.1230***	1.2533***	1.7841***
经验	0.0215***	0.0278***	0.0203***	0.0219**
经验平方	-0.0003***	-0.0005***	-0.0005***	-0.0004**
技术人员	-0.1398***	-0.0260	-0.2745***	-0.1754
办事人员	-0.0796*	-0.0257	-0.3554***	-0.2504
商业服务	-0.2836***	-0.2825***	-0.5428***	-0.7558***
生产操作	-0.1976***	-0.1324**	-0.5525***	-0.5371***
吉林	0.0098	0.1142***	-0.1763***	0.0685*
黑龙江	-0.1400***	-0.0804*	-0.1583***	0.0125
λ_p	-0.2333***	-0.1866	-0.7454***	-0.1868
λ_s	0.2006***	0.1942	0.1758*	0.4363*
常数项	1.2996***	1.0338***	1.6641***	1.4729***
调整 R ²	0.2752	0.3000	0.2327	0.1444

出于比较的目的, 本文给出传统的在仅考虑部门样本选择偏差情境下的国有部门和非国有部门工资方程的估计结果(参见表 7), 可以发现, 传统方法的回归结果存在明显偏差, 在国有部门中, 每个受教育程度的个体教育回报率均被明显高估, 男性的经验回报率被高估, 而女性的经验回报率被低估, 不同的职业类型对工资获得的影响存在不同程度的高估或低估, 地区的影响普遍被低估; 而在非国有部门, 每个受教育程度的个体教育回报率均被明显低估, 职业类型和地区对个体工资获得的影响普遍被低估, 男性的经验回报率被低估, 而女性的经验对工资获得影响不显著。工资方程回归结果的偏差势必会导致性别工资差异度量的偏差, 从而得出有偏甚至是错误的结论^①。

表 7 国有部门和非国有部门工资方程在仅考虑部门选择偏差情景的估计结果

解释变量	国 有		非国有	
	男 性	女 性	男 性	女 性
高中	0.2996***	0.3750***	0.0549	0.2846***
大学专科	0.5667***	0.6756***	0.2876***	0.7554***
大学本科	0.7561***	0.9220***	0.6045***	1.0457***

① 限于篇幅, 本文未给出仅考虑部门样本选择偏差情景的性别工资差异分解结果, 有兴趣的读者可以向作者索取。

(续)

解释变量	国 有		非国有	
	男 性	女 性	男 性	女 性
研究生及以上	1.1538***	1.3247***	0.8927***	1.7953***
经验	0.0244***	0.0271***	0.0152**	0.0151
经验平方	-0.0004***	-0.0005***	-0.0005***	-0.0004
技术人员	-0.1172**	0.0003	-0.4678***	-0.2610*
办事人员	-0.0552	0.0036	-0.6052***	-0.3753**
商业服务	-0.2967***	-0.2611***	-0.5159***	-0.5820***
生产操作	-0.1729***	-0.0888	-0.6106***	-0.4693***
吉林	-0.0229	0.0920**	-0.1913***	0.0409
黑龙江	-0.1546***	-0.1114***	-0.2386***	-0.0665
λ_i	0.1684**	0.1315	-0.1745*	0.0882
常数项	1.1788***	0.8368***	1.6289***	1.1602***
调整 R ²	0.2745	0.3002	0.2315	0.1431

3. 性别工资差异分解

根据工资方程回归结果,对不同部门中性别工资差异进行分解,表8和表9给出了分解结果。在国有部门,男性和女性的特征差异导致的性别工资差异为-0.0578,占性别工资差异的-80.61%,而性别歧视导致的工资差异为0.1295,占性别工资差异的180.61%,说明在国有部门女性的特征水平并不低于男性,反而比男性高,如果女性具有与男性相同的特征回报,女性的工资水平将明显高于男性,但性别工资歧视抵消了这部分作用,使得女性的工资水平低于男性。在性别歧视中,部门内部的工资歧视为0.0815,就业歧视为0.048,分别占工资歧视的62.93%和37.07%,说明国有部门内部的工资歧视与就业歧视对国有部门性别工资差异的影响相比更加严重。

表8 国有部门和非国有部门的性别工资差异分解

单位类型	工资差异	特征差异		歧 视	
		数 值	百分比	数 值	百分比
国 有	0.0717	-0.0578	-80.61%	0.1295	180.61%
非国有	0.2864	-0.0142	-4.96%	0.3007	104.96%

在非国有部门,男性和女性的特征差异导致的工资差异较小,仅有一0.0142,占性别工资差异的-4.96%,而性别歧视导致的工资差异为0.3007,占性别工资差异的104.96%,说明在非国有部门,如果女性具有与男性相同的特征回报,女性的工资水平将略高于男性,而性别歧视使得女性的工资水平明显低于男性。在性别歧视中,部门内部的工资歧视为0.0449,就业歧视为0.2558,分别占性别歧视的14.93%和85.07%,说明就业歧视对非国有部门性别工资差异的影响比部门内部工资歧视更严重。

表 9 国有部门和非国有部门性别工资歧视分解

单位类型	歧 视	部门内工资歧视		就业歧视	
		数 值	百分比	数 值	百分比
国 有	0.1295	0.0815	62.93%	0.048	37.07%
非国有	0.3007	0.0449	14.93%	0.2558	85.07%

从绝对值来看,非国有部门中性别特征差异导致的工资差异比国有部门小,而性别歧视导致的工资差异比国有部门大。由于国有部门的性别工资差异明显低于非国有部门,从相对值来看,国有部门中总性别歧视程度高于非国有部门 76 个百分点,因此与非国有部门相比,国有部门中性别歧视程度更高,暗示着市场化导致歧视降低。然而,两部门中性别歧视的主要来源不同,国有部门中的性别歧视主要来自于部门内部同工不同酬导致的工资歧视,而非国有部门的性别工资歧视主要来自于劳动参与和部门选择带来的就业歧视。

四、结 论

依据 2006 年东北地区城镇劳动力抽样调查数据,本文建立了工资方程的双重样本选择模型,提出相应的工资差异分解方法,分析了国有部门和非国有部门的性别工资差异。研究表明,个体的劳动参与和部门选择密切相关,在工资方程设定中仅仅考虑劳动参与或部门选择的样本选择偏差势必得到有偏的估计结果,只有应用工资方程的双重样本选择模型才能得到无偏和稳健的估计结果,而这些恰恰是目前国内相关研究常常忽略的。

随着个体受教育水平的提高,其工资水平不断得到提高,女性的教育回报率明显高于男性的教育回报率,且这一特征在非国有部门中表现得尤为明显,说明教育对女性工资的提高发挥了更大的作用,且随着市场化的推进,教育回报将逐渐提高。因此,发展教育不仅能够明显提高个体的工资水平,而且有助于抑制性别工资差异的持续扩大。

在国有部门和非国有部门,性别歧视都是导致性别工资差异的主要因素,分别解释了性别工资差异的 180.61%和 104.96%,说明国有部门中的性别工资歧视程度较非国有部门更严重。无论在国有部门还是非国有部门,决定工资水平的女性个体特征均优于男性个体特征,说明改革开放以来针对女性的市场前歧视得到缓解,女性人力资本积累快于男性。如果劳动力市场不存在性别歧视,女性的工资水平将高于男性的工资水平。

在国有部门中,性别歧视的主要来源是部门内部同工不同酬的歧视,而在非国有部门中,性别歧视主要来自于劳动参与和部门选择带来的就业歧视。两部门中性别歧视的主要来源不同,也表明对不同部门制定和实施具有针对性的政策,可以更加有效地消除性别歧视对工资差异的作用。设计和实施公平的工资制度,为女性提供公平的岗位竞争、职位晋升和工资水平,消除女性进入国有部门的障碍,对于降低国有部门性别工资歧视程度,减小性别工资差异尤为重要;通过扩大劳动需求带动就业,提高女性的劳动参与率对于降低非国有部门的性别工资歧视程度则更为重要。

参 考 文 献

- [1] Berson, C., 2009, *Private vs. Public Sector: Discrimination against Second - Generation Immigrants in France* [R], CESifo Working Papers No. 59.

- [2] Danh, N. and Long, H., 2002, *Public - Private Sector Wage Differentials for Males and Females in Vietnam* [R], MPRA Paper No. 6583, Munich Personal RePEc Archive.
- [3] Disney, R. and Gosling, A., 2008, *Changing Public Sector Wage Differentials in the UK* [R], Working Papers No. 08/02, Institute for Fiscal studies.
- [4] García - Pérez, J. and Jimeno, J., 2006, *Public Sector Wage Gaps in Spanish Regions* [R], Working Papers No. 06. 10, Universidad Pablo de Olavide, Department of Economics.
- [5] Gimpelson, V. and Lukiyanova, A., 2009, *Are Public Sector Workers Underpaid in Russia? Estimating the Public - Private Wage Gap* [R], IZA D P No. 3941, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor.
- [6] Heckman, J., 1979, *Sample Selection Bias as a Specification Error* [J], *Econometrica*, 47, 153~162.
- [7] Heitmueller, A., 2006, *Public - Private Sector Pay Differentials in a Devolved Scotland* [J], *Journal of Applied Economics*, 9, 295~323.
- [8] Liu, P. W., Meng, X., and Zhang, J., 2000, *Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy* [J], *Journal Population Economics*, 13, 331~352.
- [9] Mueller, R., 1998, *Public - Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions* [J], *Economics Letters*, 60, 229~235.
- [10] Poterba, J. and Rueben, K., 1994, *The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence Using Quantile Regression Methods* [R], NBER, No. 4734.
- [11] Tansel, A., 1998, *Public - Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey* [R], Discussion Paper No. 797, Economic Growth Center of Yale University.
- [12] Tansel, A., 2004, *Public - Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey* [R], Discussion Paper No. 1262, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor.
- [13] Tunali, I., 1986, *A General Structure for Models of Double - Selection and an Application to a Joint Migration/Earnings Process with Remigration* [J], *Research in Labor Economics*, 8B, 235~283.
- [14] 李春玲、李实:《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》[J],《社会学研究》2008年第2期。
- [15] 陈弋、Démurger, S.、Fournier, M.:《中国企业的工资差异和所有制结构》[J],《世界经济文汇》2005年第6期。
- [16] 邢春冰:《不同所有制部门工资决定机制考察》[J],《经济研究》2005年第6期。
- [17] 尹志超、甘犁:《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》[J],《经济研究》2009年第4期。
- [18] 张车伟、薛欣欣:《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》[J],《经济研究》2008年第4期。

(责任编辑:王静;校对:秋文)