

国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献*

张车伟 薛欣欣

内容提要:本文利用微观调查数据,对我国国有部门与非国有部门的工资差异进行了实证研究。在对工资差异进行分解后,本文发现,我国国有部门的工资优势中有80%以上来自于人力资本的优势,这说明人力资本在国有部门的工资决定中已经发挥了决定性作用。但人力资本对工资差异的贡献在工资分布区间并不均匀,它随着工资从高分位点到低分位点逐渐降低,与此对应的是工资溢价随工资从高分位点到低分位点逐渐升高。从工资差异看,在工资分布的高端——高知识高技能人才的密集区,工资差异完全体现为人力资本的差异,而在工资分布的低端——低技能劳动力的密集区,工资差异有很大一部分是人力资本无法解释的,也即溢价。本研究认为,造成这种现象的原因在于国有部门“共享式”的工资决定模式。这种模式倾向于在压低高技能劳动力的报酬率的同时,抬高低技能劳动力的报酬率。所以国有部门的工资决定应进一步强化人力资本的报酬机制,以提高效率,增强竞争力。

关键词:国有部门 非国有部门 工资差异 人力资本

一、引言

在我国原有计划经济体制下,微观经济单位没有独立的工资决定权,只是按照政府计划制定的工资标准给员工支付工资,人力资本的差异在工资中无法得到反映。随着市场化改革的不断推进,市场机制在工资决定中发挥了越来越重要的作用,劳动力市场出现了收入差距的扩大和教育回报率增加(Zhang et al, 2005)。但教育回报率在不同所有制经济中并未同步增长,其中,私有部门有着更快的增长速度(邢春冰, 2005)。回报率的差异反映了部门之间存在工资决定机制的差异,不同所有制部门往往根据各自的特点来支付劳动者工资,也就是说,工资由所有制的制度特征决定(赖德胜, 1998, 2001; 陈弋等, 2005)。通常认为,非国有部门的工资决定机制更加以市场为导向,而国有部门则往往根据非市场因素来确定工资(Meng, 2000)。从这个角度讲,中国的劳动力市场在所有制结构上存在市场分割。部门间工资决定机制的差异必然导致劳动者工资支付上的差异。事实上,即便在市场经济发达的国家,部门之间也存在着工资差异。美国的Smith早在1977年就对本国公有部门与私有部门之间存在的工资差异进行了探讨,随后关于部门工资差异的问题各国都出现了大量的讨论,如Gyourko和Tracy(1988)、Poterba和Rueben(1994)、Mueller(1998)、Murphy和O'Leary(1999)等。本文的目的就在于比较分析我国国有部门与非国有部门的工资差异,借此探讨其背后的工资决定机制。

通常引起工资差异的因素有两类:一类是部门间人力资本特征的差异,另一类是非市场化因素。在市场化工资决定机制下,高人力资本存量必然带来高收益,所以具有较高人力资本存量的部门其劳动者的工资率也必然较高。非市场化因素,即由于存在制度上的缺失、错位或偏向,某些企

* 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,电子信箱:zhangjw@cass.org.cn;薛欣欣,中国社会科学院研究生院,邮政编码:100102,电子信箱:xuexinxin@hotmail.com。作者感谢匿名审稿人的意见。

业、行业的工资偏离了市场化的工资水平,这类因素导致的差异通常被视为歧视或溢价(wage premium)。两类因素的对比关系反映的是不同部门工资决定机制的差异程度。如果国有部门与非国有部门之间的工资差异完全体现为人力资本的差异,这说明两个部门在工资决定机制上是完全相同的,都是按照市场原则决定工资水平,劳动力在不同部门之间是“同工同酬”的关系。如果工资差异主要取决于溢价水平,这说明部门的工资决定机制存在较大差异,市场分割严重。本文所关注的是,我国自市场化改革到现在,国有部门与非国有部门的工资差异究竟在多大程度上是人力资本差异的结果,即人力资本差异对工资总差异的贡献率有多大。对这一问题的认识,有助于我们了解国有部门市场化改革的成效和考察劳动力市场的效率。为了便于分析,本文以非国有部门的工资结构作为参照标准,假定非国有部门的工资决定机制完全以市场化为导向,工资水平是劳动生产率真实反映。

对于这一问题国内的研究还非常少,Zhao(2002)、陈弋等(2005)、李荻等(2005)对这一问题做过相关研究。其中,Zhao 和李荻等的研究重点在于分析部门工资溢价对劳动力就业选择的影响。陈弋等的研究和本文有些相似,他们对工资差异进行了扩展的 Blinder-Oaxaca 分解,认为“纯所有制差别和工作小时差别”是工资差距的主要决定因素,但他们的分析反映的是 1995 年市场化改革初期的国有企业与非国有企业的工资差异状况,并且仅限于对平均工资差异的分解,没有进一步考察工资差异随收入分布的变动情况。本文的贡献在于,利用最新的微观调查数据,考察我国国有部门与非国有部门的工资差异和人力资本因素的作用,并进一步对工资差异的条件分布状况进行解析。

二、工资差异及人力资本特征

本文使用 2005 年 7 月在上海、浙江和福建三省市进行的“家庭动态与财富代际流动抽样调查”(简称为 PSFD)的数据对部门间的工资差异问题进行研究。该调查由中国社会科学院人口与劳动经济研究所与台湾中央研究院合作完成,调查对象为年龄在 25—68 岁的个人。在删除工资信息和个人信息不完整的样本后,国有部门(包括国家机关、事业单位、国有企业)样本量为 579,非国有部门(包括集体、私营、个体、三资企业)样本量为 2527。

首先观察两个部门的工资差异(表 1)。从工资分布看,与非国有部门相比,国有部门具有明显的工资优势,其平均工资水平是非国有部门的 2 倍。从整个工资分布区间看,国有部门的工资优势呈现出单调递减的特点,工资比由第 1 个十分位数的 3.25 下降为第 9 个十分位数的 1.84,这表明在收入分布的低端,两个部门劳动力的工资差异较大,而在收入分布的高端,情况则相反。

从教育程度看,教育程度越高,工资差异越小。国有部门中初中以下文化程度的劳动力的工资水平是非国有部门的

表 1 国有部门与非国有部门工资差异(单位:元/月)

		国有	非国有	差异	工资比
工资分布	平均值	1993.26	997.47	995.79	2.00
	第 10 个百分位数	650	200	450	3.25
	第 25 个百分位数	940	300	640	3.13
	第 50 个百分位数	1480	600	880	2.47
	第 75 个百分位数	2250	1000	1250	2.25
	第 90 个百分位数	3683.33	2000	1683.33	1.84
教育程度	大专及以上学历	2364.19	2243.86	120.33	1.05
	高中和中专	1303.95	995.82	308.13	1.31
	初中及以下	1141.32	539.62	601.7	2.12
工作经验	0—10 年	1913.34	1337.08	576.26	1.43
	10—20 年	1968.54	1074.24	894.30	1.83
	20—30 年	2227.49	662.60	1564.89	3.36
	30 年以上	2078.42	405.83	1672.59	5.12
性别	男	2215.54	1138.70	1076.85	1.95
	女	1716.21	783.61	932.60	2.19

资料来源:根据 PSFD 数据计算。以下表 2 同。

2.12倍,具有高中、中专文化程度的劳动力的工资比下降为1.31,而两个部门中具有大专及以上学历文化程度的劳动者的工资则基本相等。这在一定程度上表明了,国有部门中低教育程度的劳动者享有部门分割带来的工资优惠。

从工作经验看,国有部门与非国有部门呈现出完全相反的特点,在国有部门中,早参加工作的劳动者比晚参加工作的劳动者具有更高的工资水平,而非国有部门则恰好相反,早参加工作的劳动者的工资水平远远低于晚参加工作的劳动者。两个部门出现这种工资差异是完全有可能的,如果国有部门根据“论资排辈”决定工资水平,老资格的工作者必然获得较高的工资水平;另一方面,早参加工作的劳动者其人力资本水平往往低于后来的年轻工作者,后者更有可能接受更多的教育,这就可能造成非国有部门的年轻工作者具有更高的工资水平。

从不同性别的工资差异看,女性劳动力市场的部门工资差异大于男性劳动力市场,两个市场的部门工资比分别为2.19和1.95。从性别间的工资差距看,国有部门中的男女工资比为1.29,非国有部门的两性工资比为1.45,这说明非国有部门的性别工资差异大于国有部门。

再来观察两个部门的人力资本结构(表2)。国有部门劳动力的平均受教育年限是11.41年,比非国有部门多5年,其中高

表2 国有部门与非国有部门人力资本特征

	全体		男性		女性	
	国有	非国有	国有	非国有	国有	非国有
受教育年限(年)	11.41	6.38	11.28	6.70	11.60	5.83
大专及以上学历(%)	29.53	2.77	30.70	2.36	27.85	2.94
高中和中专(%)	40.07	12.22	34.50	12.37	48.10	12.42
初中及以下(%)	30.40	85.01	34.79	85.27	24.05	84.64
现职工作经验(年)	14.57	16.74	15.69	17.57	12.97	15.20
0—10年(%)	44.21	46.77	40.06	44.06	50.21	51.53
10—20年(%)	26.42	19.43	27.19	19.76	25.32	18.85
20—30年(%)	23.32	14.96	23.98	15.48	22.36	14.05
30年以上(%)	6.04	18.84	8.77	20.70	2.11	15.58
样本量	579	2527	342	1609	237	918

中以上学历的占了近70%。与此形成鲜明对比的是,非国有部门中85%的劳动力只具有初中以下教育水平,具有大专以上学历的仅占全体劳动力的2.77%。两部门的平均工作经验较为接近,非国有部门略高于国有部门,从内部劳动力构成看,两个部门都以具有0—10年经验的年轻工作者为主。由这些数字可以看出,相比于非国有部门,国有部门具有非常明显的人力资本优势。我们还分性别对两个部门的人力资本特征进行了观察,并没有发现这两类人群的人力资本特征在两个部门中的分布具有系统性的差异。

三、工资决定与报酬率差异

我们描述了国有部门与非国有部门的工资差异和人力资本水平,为了考察两个部门的工资决定机制的差异,我们将分别对两个部门的工资方程进行估计。

1. 模型

对不同部门的工资方程进行估计,不可避免地要涉及到部门选择的内生性问题,即个体选择进入哪个部门工作并非是完全随机的,而是往往与其自身的特征、家庭背景、社会关系等方面相关,这些因素往往会导致选择方程的随机项与工资方程的随机项间存在相关性,所以直接用国有部门就业人员的样本估计国有部门工资方程,或者直接用非国有部门就业人员的样本估计非国有部门的工资方程,会产生有偏的估计值。这一问题在很多文献中都有相关说明,最早的如 Heckman (1974,

1979)和Lee(1978)等。

考虑部门选择的工资方程通常具有如下形式：

$$I_i^* = Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)是个人选择方程,它决定了个人是否选择进入国有部门,其中 Z_i 为影响个体选择的变量,为系数, ε_i 为随机误差项。如果 $I_i^* > 0$,个人选择进入国有部门,否则,个人选择进入非国有部门。相应的工资方程为：

$$\ln w_{is} = X_{is} \beta_s + u_{is}, \text{如果 } Z_i > -\varepsilon_i \quad (2)$$

$$\ln w_{ip} = X_{ip} \beta_p + u_{ip}, \text{如果 } Z_i < -\varepsilon_i \quad (3)$$

其中, $\ln w_i$ 表示工资的对数, X_i 代表个人特征向量,为相应的系数, u_i 为随机误差项,下标 s 、 p 分别表示国有部门和非国有部门。

对含有部门选择的工资方程进行估计,通常采用两步法:首先估计个人选择方程(1),以求得选择偏差修正项;第二步,将选择偏差修正项代入工资方程(2)、(3)中,修正可能存在的选择偏差。加入选择偏差修正项后的工资方程可以表示为：

$$\ln w_{ij} = X_{ij} \beta_j + \beta_j \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad j = s, p, \lambda_s = \frac{\phi(Z_i)}{\Phi(Z_i)}, \lambda_p = \frac{\phi(Z_i)}{1 - \Phi(Z_i)} \quad (4)$$

其中, λ_j 为第 j 个部门的逆米尔斯比(inverse Mill's ratio), β_j 为 u_j 与 ε_i 的协方差, ε_{ij} 是条件均值为0的新残差项。对工资方程(4)进行估计,得到修正偏差的估计量。

2. 估计结果

本文同样使用两步法,我们第一步对部门选择方程(1)进行probit模型估计,因变量为部门虚拟变量(国有部门为1),自变量包括:教育程度(分为大专及以上、高中、初中及以下)、现职工作经验、现职工作经验平方、年龄、性别(男性为1)、地区控制变量、行业控制变量、职业控制变量、居住地(城市为1)以及父母工作的所有制形式。其中,居住地和父母工作的所有制形式作为工具变量进入方程,以控制部门选择的内生性。

第二步,对国有部门和非国有部门的工资方程(4)分别进行OLS估计,因变量为月工资的对数值,自变量在上述变量中略去居住地和父母工作所有制形式,加入了选择偏差修正项。对于教育回报率估计,本文沿用了Alan and Scott(2006)、Asma and Barry(2005)的做法,没有用虚拟变量表示教育程度,而是采用了各阶段的实际受教育年数表示不同教育层次(每个人各阶段的教育年限相加等于其总受教育年限),这样估计出的是不同教育阶段的边际报酬率。这种做法的好处在于,进行部门比较时,是各教育层次实际报酬率的对比,而不是使用虚拟变量时的相对报酬率的比较。

表3报告了使用两步法估计的国有、非国有部门的工资方程,以及两个部门报酬率的差异。工资方程的F检验和报酬率差异的Chow检验都非常显著,这些说明国有部门与非国有部门存在不同的工资决定模式,并且差异显著。另外,回归结果表明,选择性偏差对国有部门的工资方程的估计没有显著影响,而对非国有部门影响较大。

对比两个部门的工资方程,我们注意到这样几点差异。第一,大专以上的劳动者的报酬率在两个部门基本一致,平均都达到了9%以上,但初中及以下学历的劳动者在国有部门的报酬率却明显高于非国有部门,二者相差5.67个百分点,且差异显著。这表明,国有部门中不同受教育程度的劳

部门选择模型中包括现职工作经验、职业、行业控制变量是由于技术需要,并不意味这些变量对部门选择具有影响。

我们认为这三个变量会影响个体的部门选择,但不会影响个体的工资水平。probit模型估计结果显示,三个变量联合检验显著,F值为86.53。

由于篇幅所限,本文没有列出第一阶段probit模型的估计结果。

动者的工资结构具有相对集中的特点,其高人力资本(大学以上)与低人力资本(初中以下)的边际报酬率仅相差不到 3%,而在非国有部门这一差别达到近 10%。第二,经验在工资决定中具有显著作用,在国有部门中的作用更大,报酬率接近 3%,显著高于非国有部门的 0.82%。第三,国有部门中的性别工资差异小于非国有部门,在其他条件都相同的情况下,国有部门的男性工资水平比女性高出 19.5%,而在非国有部门,这一差异为 53%。这反映了非国有部门的性别歧视程度大于国有部门。

通过与非国有部门的对比,我们可以看出国有部门工资决定的一些特点。首先,人力资本的作用在工资决定中得到了体现,高人力资本倾向于获得更高的收入,尤其在人力资本的高端市场,部门间的差异几乎不存在,工资水平根据市场化原则决定。其次,国有部门在低端劳动力市场(初中以下文化程度)存在过高支付,这部分劳动力的报酬率平均高出市场化水平 5.67 个百分点,这说明国有部门的工资模式高估了这部分劳动力的人力资本价值。第三,国有部门工资决定仍然含有“论资排辈”的因素,其经验的报酬率显著高于市场化决定的报酬率水平。

由此我们可以看出,国有部门工资决定机制仍然带有“共享式”的特点,市场因素与非市场因素同时在其中发挥作用。为了进一步明确这些因素的作用的大小,我们将进行对工资差异的分解。

四、平均工资差异的分解

关于不同群体间工资差异的传统研究方法,是在 Blinder(1973)和 Oaxaca(1973)分解的架构下展开的。这种方法将工资差异分解为两部分——由特征、禀赋差异带来的可解释部分和不可解释部分。可以用公式表示为:

$$\bar{D} = \ln w_s - \ln w_p = [\bar{X}_s - \bar{X}_p] \wedge_p + \bar{X}_s [\wedge_s - \wedge_p] \quad (5)$$

其中 \bar{D} 表示部门间的平均工资差异, $\ln w$ 表示对数工资, \bar{X} 表示平均特征向量, \wedge 表示 OLS 估计的特征报酬率向量,下标 s 、 p 分别表示国有部门和非国有部门。等式右边第一项表示国有部门和非国有部门由个体特征、禀赋不同带来的工资差异,这一部分是市场作用的结果;第二项表示部门间由报酬率不同造成的不可解释的工资差异,或者说工资溢价,这一部分可以理解为非市场因素作用的结果。

由于我们的工资方程中含有选择偏差调整项,所以在分解的过程中要进行特别的处理。关于

表 3 国有部门、非国有部门工资方程及报酬率差异

	国有	非国有	差异
大专及以上	0.0933*** [8.77]	0.0954*** [4.86]	-0.0021 [0.09]
高中或中专	0.0171 [1.22]	0.0431*** [3.49]	-0.026 [1.29]
初中及以下	0.0663*** [3.02]	0.0096** [2.07]	0.0567** [2.19]
经验	0.0297*** [3.80]	0.0082*** [2.78]	0.0215** [2.26]
经验平方	-0.0004** [1.98]	-0.0003*** [5.01]	-0.0001 [0.41]
年龄	-0.0102*** [3.79]	-0.0127*** [8.60]	0.0025 [0.72]
性别	0.1949*** [4.69]	0.5315*** [22.36]	-0.3366*** [6.30]
选择偏差项	-0.0437 [0.25]	0.5217*** [3.92]	-0.5654** [2.33]
常数项	7.2607*** [20.11]	6.7925*** [49.23]	0.4681 [1.07]
F 检验值	9.21***	91.33***	3.91***

注:括号中为 t 值绝对值;未列出的控制项包括:地区、行业、职业; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。以下各表同。

Blinder-Oaxaca 分解由于参照系数的不同选择可以有多种分解方法,本文以非国有部门系数作为参照,主要考虑到非国有部门工资决定的市场化特点,以此为参照可以反映国有部门工资决定对市场的偏离。

选择偏差调整项的处理方法很多,具体可以参看 Neuman 和 Oaxaca (2003) 的相关介绍。本文采用的是其中一种方法,用公式表述如下:

$$\begin{aligned} \bar{D} = \ln w_s - \ln w_p &= [\bar{X}_s - \bar{X}_p] \hat{\alpha}_p + \bar{X}_s [\hat{\alpha}_s - \hat{\alpha}_p] + [\hat{\alpha}_s - \hat{\alpha}_p] \bar{X}_p \\ &= [\bar{X}_s - \bar{X}_p] \hat{\alpha}_p + \hat{\alpha}_p [\bar{X}_s - \bar{X}_p] + \bar{X}_s [\hat{\alpha}_s - \hat{\alpha}_p] + [\hat{\alpha}_s - \hat{\alpha}_p] \bar{X}_p \end{aligned} \quad (6)$$

等式前两项相加代表特征差异,后两项相加代表报酬率不同造成的差异,或者称系数差异。

表 4 是我们对国有部门和非国有部门工资差异分解的结果。从分解结果看,两个部门对数工资的总差异为 0.975,这表示国有部门工资比非国有部门高 165%,其中由特征因素引起的差异为 0.7978,占总差异的 81.83%,由非市场因素引起的差异为 0.1771,占总差异的 18.17%。这说明国有部门所享有的工资优势中,80%以上是因为两个部门劳动力结构的不同,国有部门的劳动力因为拥有比非国有部门更多的生产力要素特征,从而获得了更高的工资,应当说这部分差异是市场机制发挥作用产生的合理差异。而另有 18% 的差异是市场无法解释的,我们可以把它当作部门间由制度安排不同导致的差异,它反映了劳动力市场在国有部门与非国有部门之间的分割程度。

从不同特征群体的工资差异分解看,具有大专和高中学历的劳动力群体的工资特征差异大于总差异,这说明国有部门中的这部分群体并没有获得与其人力资本特征相对应的工资,他们的人力资本优势没有全部转化为工资优势,人力资本价值在国有部门中被低估了。这在表 4 中表现为正的特征差异和负的系数差异,但系数差异在统计上并不显著。与此形成鲜明对比的是,两个部门中具有初中及以下教育程度的劳动力的工资差异主要来自于系数差异,它解释了这类人群部门工资差异的 95.6%,这说明这部分劳动力在国有部门中享有较高的溢价,其平均溢价程度达到 57.38%。与此相似,国有部门中劳动力的“经验”的平均溢价程度为 32.8%,系数差异对总差异的解释力也达到了 90% 以上。另外,性别工资差异的负值表明国有部门的性别工资差异小于非国有部门。

上述分解结果传达给我们这样的信息,从整体差异看,国有部门的工资优势主要来自于部门本身所具有的生产力特征的优势,它解释了工资差异的 80%,这表明了市场因素在国有部门工资决定中起到了决定性的作用。但从差异分解的内部结构看,并非所有的生产力特征优势都转化为了工资优势,那些具有大专、高中教育

表 4 国有部门、非国有部门平均工资差异分解

	总差异 (log)	特征差异		系数差异	
		差异值(log)	%	差异值(log)	%
大专及以上	0.1105	0.1131***	102.39	-0.0026	-2.39
高中、中专	0.0236	0.0865**	366.52	-0.0629	-266.52
初中及以下	0.4744	0.0209	4.40	0.4535*	95.60
经验(经验平方)	0.3151	0.0313***	9.92	0.2839***	90.08
年龄	0.1167	0.0126*	10.76	0.1041	89.24
性别	-0.2226	-0.0249***	11.17	-0.1978***	88.83
总计	0.9750	0.7978***	81.83	0.1771**	18.17

注:负数表示非国有部门具有优势。地区、行业、职业分解系数未列出。

程度的劳动力的人力资本的价值似乎没有在工资中得到完全体现,这可能会造成人力资本的浪费。这一说法从统计结果看并不显著,我们只能说有这样一种倾向。

以上的分析均是假定同一特征变量在工资分布的不同区间对工资具有相同的影响力,即变量的报酬率在工资分布区间具有同质性。然而实际上在工资分布的不同位置,同一变量对工资的作用程度可能不同,国内外很多经验研究已经证实,诸如教育、经验等的变量的回报率在工资分布区间存在异质性,如张车伟(2006)、罗楚亮(2007)等。这种情况下,国有部门与非国有部门的工资差

计算方法为 $\exp(\cdot) - 1$ 。

异在工资分布区间也将呈现异质性,从而特征差异和溢价的分布也会表现出不同的特征。为此,我们进一步着眼于整个工资分布来分析两个部门之间的差异。

五、工资差异的条件分布及分位数分解

1. 方法

由于 OLS 回归的参数是自变量对因变量条件期望的边际效果,其分解得出的结果只能描述“平均”的概念,无法考虑在工资分布区间上的报酬率的异质性。针对这种不足,后来的很多研究把 Blinder-Oaxaca 对平均值差异的分解拓展到整个工资分布,以分位数回归 (quantile regression) 为基础的工资差异的分解逐渐受到重视。

相比于 OLS 回归,分位数回归可以选取任一分位数进行参数估计。以 $Q_j(\ln w_j | X_j)$ 代表给定解释向量 X 的情况下,第 j 个部门的被解释变量 $\ln w_j$ 的下 j 分位数。我们建立如下的分位数回归方程:

$$Q_j(\ln w_j | X_j) = X_j \beta_j + u_j \quad (7)$$

对于不同的分位数 j ,系数向量 β_j 也不同。类似于 OLS 系数估计值是通过最小化 MSE (Mean Squared Error) 得到的,分位数回归系数估计值是通过最小化下式得到的:

$$\hat{\beta}_j = \arg \min_{\beta_j} \left(\sum_{\ln w_j > X_j \beta_j} j | \ln w_j - X_j \beta_j | + \sum_{\ln w_j < X_j \beta_j} (1 - j) | \ln w_j - X_j \beta_j | \right) \quad (8)$$

根据 Blinder-Oaxaca 的分解思想,不同分位数的工资差异可以表示为:

$$= Q(\ln w_s) - Q(\ln w_p) = [Q(\ln w_s) - Q(\ln w_{s-p})] + [Q(\ln w_{s-p}) - Q(\ln w_p)] \quad (9)$$

式(9)中的 $Q(\ln w_{s-p})$ 表示反事实的工资条件分布的下 j 分位数,其经济意义是对国有部门员工赋予非国有部门工资结构时的工资条件分布的下 j 分位数。

由于分解过程中求取反事实状态下的工资分布的方法存在差异,分位数分解也存在不同的版本。本文使用的是 Machado and Mata (2005) 的分解方法,这种方法以分位数回归的估计系数,搭配自体重复抽样 (bootstrapping),来构造反事实状态下的工资分布,这种方法同时考虑了报酬率的异质性和部门特征分布差异对工资差异的影响。

2. 工资方程的分位数回归

分位数回归能够向我们展示工资分布不同位置的变量报酬率,通过这种方法我们可以看到不同部门人力资本报酬率差异的变化。这里需要特别说明的是,本文在对教育程度进行回归时没有使用单一的受教育年限作为自变量,而是以大专及以上学历、高中或中专、初中及以下的受教育年限分别作为自变量,这样在同一分位数,各教育阶段会有不同的报酬率。类似的做法可参看 Blaise Melly (2006)、Kristjar-Olari Leping (2005)、Asma Hyder and Barry Reilly (2005)。表 5 是国有部门与非国有部门工资方程的分位数回归结果,我们列出了五个代表性分位数的回归系数。

根据 Moshe Buchinsky (1998) 对分位数回归的系数的解释,下 j 分位数的回归系数 $\beta_j = \frac{\partial Q(y | X_i)}{\partial x_i}$ 。对于本文的解释变量而言,如大学教育,各分位数的回归系数意味着增加一年大学教育,对数工资条件分布的下 j 分位数的变化,本文将此理解为大学教育的回报率 (returns to college education)。

可参看 Albrecht et al (2003)、Gardeazabal and Ugidos (2005)、DiNardo et al (1996)。

具体步骤可参看 Machado and Mata (2005) 的文章,篇幅所限,本文不再详述。

表 5 国有部门、非国有部门工资方程的分位数回归结果

百分位数		第 10 个	第 25 个	第 50 个	第 75 个	第 90 个
大专及以上	国有	0.0904***	0.0781***	0.0990***	0.0909***	0.0653*
	非国有	0.1028***	0.0995***	0.0872***	0.1103*	0.1766**
高中或中专	国有	0.0255*	0.0174	0.0154	0.0115	0.0164
	非国有	0.0260*	0.0236	0.0394***	0.0413***	0.0893**
初中及以下	国有	0.0112	0.0507**	0.0864***	0.1034**	0.0437
	非国有	0.0128*	0.0123**	0.0087**	0.0082	0.0114
经验	国有	0.0307**	0.0084	0.0309***	0.0450***	0.0166
	非国有	0.0119**	0.0134***	0.0107***	0.0073*	-0.0028
经验平方	国有	-0.0005	-0.0001	-0.0004	-0.0008**	-0.0001
	非国有	-0.0003**	-0.0004***	-0.0004***	-0.0003***	-0.0001
年龄	国有	-0.0107***	-0.0082*	-0.0083***	-0.0126***	-0.0120*
	非国有	-0.0128***	-0.0127***	-0.0135***	-0.0085***	-0.0056
性别	国有	0.1354**	0.1643***	0.1279**	0.2052***	0.3892***
	非国有	0.4904***	0.4864***	0.4741***	0.5170***	0.6052***
选择偏差项	国有	0.0795	0.1149	-0.0923	-0.1209	-0.1315
	非国有	0.2348	0.4057***	0.5284***	0.9914***	0.6517**
常数项	国有	7.1336***	6.7237***	6.9080***	7.4536***	8.7890***
	非国有	5.4465***	5.9260***	6.6990***	7.2372***	8.0430***
Pseudo R^2	国有	0.2368	0.2158	0.2187	0.217	0.2094
	非国有	0.3369	0.3442	0.3265	0.2866	0.2835

从表 5 可以看出,国有部门的大学、高中教育回报率基本都低于非国有部门,如果非国有部门的回报率代表的是市场回报率,则国有部门对这部分人力资本存在低估现象,并且越在工资分布的高端,低估现象越明显,如第 90 个百分位数上的非国有部门大学教育回报率为 17.66%,而国有部门仅为 6.53%,人力资本价值被低估了 11 个百分点。与此相对应的是国有部门中的初中及以下的教育回报率的高估现象。在工资分布的第 10 到第 75 个百分位数,国有部门的回报率不断提高,两部门回报率的差异也在不断提高:在第 10 个百分位数,两部门之间基本不存在回报率差异,但在中位数上差异变化为 7.8%,在第 3 个四分位数上进一步扩大为 9.5%,这表明国有部门的中低人力资本的劳动者几乎在整个工资分布区间都享有较高的溢价。国有部门“经验”的溢价在工资分布的大部分区间也表现得比较突出。从性别工资差异看,国有部门的差异程度始终小于非国有部门。从这个意义上说,女性可能更倾向于在国有部门工作,但在高分位数上,两个部门的差异都明显增加。

上面的回归结果让我们看到,不同变量的报酬率的差异在工资分布的两端显示出不同的变化,这种变化必然会对工资差异的分布造成影响。那么,总差异、特征差异和系数差异在整个工资分布区间又会呈现什么特点?解答这一问题需要进一步做分位数回归的分解。

3. 工资差异的分位数分解

按照 Machado-Mata 分解方法,我们利用 bootstrap 技术构建反事实工资分布(bootstrap 的次数为 100 次),对国有部门和非国有部门在不同分位数上的工资差异进行了分解。分解结果见图 1。图 1 中的纵轴是对数工资差异,横轴由左而右是工资分布的第 1 到第 97 个百分位数(由于第 98 和第 99 个百分位数的回归系数估计不显著故将其舍弃掉)。图中的三条曲线从上到下分别代表总的工资差异、特征差异和系数差异(溢价)。

从三条曲线的整体走势来看,在整个工资分布区间,总差异呈单调递减趋势,这表明部门间的工资差异逐渐减少;特征差异曲线基本保持水平状态,在工资分布的高分位数略有上升,同时,特征差异曲线高于系数差异曲线,这表明特征差异是工资总差异的主要来源;系数差异曲线的走势与总差异类似,呈单调递减的趋势,但斜率更大。

从特征差异来看,国有部门由于具有较高的人力资本结构,所以在各分位数,人力资本优势始终为国有部门带来正的工资差异,这部分差异是属于“同工同酬”的合理差异。在整个工资分布区间,特征差异并没有很明显的变动趋势,在大部分区间维持在 0.8 左右,只是在第 7 个十分位数以后,显示出一定程度的增加,特征差异上升到 1,有的超过了 1.2。这说明在工资分布的高端,两个部门间人力资本结构的差异大于工资分布的中低端。也就是说,与非国有部门相比,高收入国有部门的人力资本优势更明显。

在市场化工资决定机制下,工资的高低基本取决于人力资本的高低,图中特征差异曲线代表的是,当国有部门的劳动力被赋予非国有部门的工资结构(即市场化的工资结构)时应呈现出的工资差异。将它与实际工资差异曲线对比,能够反映出国有部门工资决定机制与市场化工资决定机制的差异。观察两条曲线的变动,我们注意到这样两个特点:第一,在工资分布的高端区域,总差异曲线低于特征差异曲线,这意味着分布在这一区间的劳动力的人力资本没有得到应有的报酬,或者说国有部门的特征优势没有完全转化为工资优势,这也正是我们前面分析的大学以上的劳动力的人力资本被低估的反映。第二,在工资分布的中低端,总差异曲线高于特征差异曲线,这说明在特征优势转化为工资优势的情况下,还存在着国有部门工资优势的“余值”,且越趋向于工资分布的低端,“余值”越大。“余值”的存在超出了市场解释的范围,它意味着一种制度性的优惠,说明这个区间的劳动力享有超出其人力资本价值的制度性的工资优惠。这种情况正是对国有部门中初中以下人力资本被过度支付的直观反映。

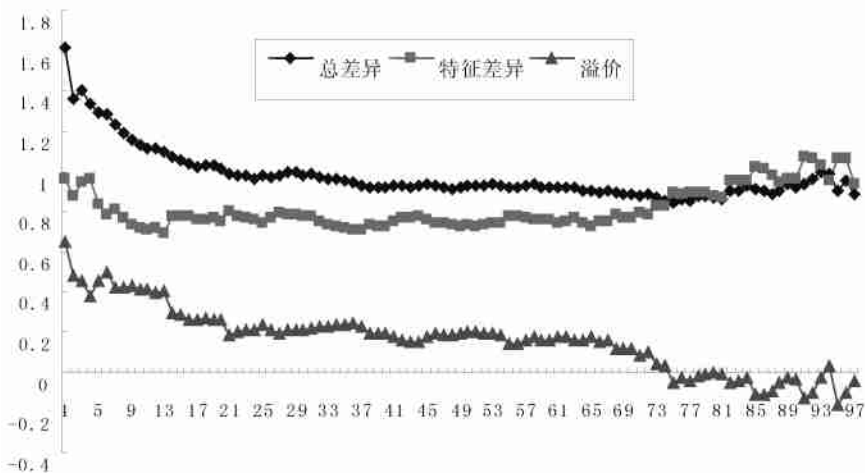


图 1 部门工资差异的分位数分解

总差异曲线对特征差异曲线的偏离,表现出的正是国有部门工资决定机制对市场机制的偏离。

这种偏离在工资差异上就表现为溢价。图 1 显示,国有部门的溢价在工资分布区间单调递减,并且在工资分布的高端出现了零溢价,甚至负溢价。造成这种分布的原因就在于,低工资领域的工作对劳动力技能的要求相对低,所以劳动力的人力资本构成多以初中及以下教育水平为主,而这部分人正是在国有部门内部享有制度性工资优惠的人群,从而在工资分布的低端表现出较高的溢价。而在工资分布的高端,人力资本构成相对高,以大专以上学历教育水平的劳动力居多,但他们的人力资本价值在国有部门中被制度性地压低了,所以工资分布的高端会出现负溢价。溢价的递减走势表现出的是国有部门相对集中的工资结构,其背后发挥作用的是国有部门“共享式”的工资决定模式,这种模式倾向于在压低了高技能人才的报酬率的同时,抬高低技能劳动力的报酬率。

从三条曲线的走势我们可以看出国有部门工资决定的特点:在工资分布的高端,也即人力资本的高端市场(因为主要由高技能高人力资本的劳动力构成),工资由市场决定,工资水平基本取决于人力资本的水平(尽管有被压低的倾向,但统计结果不显著);在工资分布的中低端,也即中低技能市场,非市场因素在工资决定中起了重要作用,且技能越低的人,其工资决定中非市场因素越多,其享有的制度性工资优惠越多。

六、结 论

国有部门和非国有部门工资差异是观测劳动力市场运行效率的一个参考指标。如果非国有部门的工资结构是劳动生产率的真实反映,那么国有部门与非国有部门的工资差异能够让我们更清楚地认识国有部门市场化改革的成效和劳动力的使用效率。

对比我国国有部门与非国有部门的工资水平和劳动力结构,我们发现国有部门有着比非国有部门更高的平均工资水平,但同时国有部门也拥有更高的人力资本结构。在这种情况下,我们在考虑了部门选择偏差的影响后,对工资差异进行了解析。解析结果表明,我国国有部门的工资优势中有 80% 以上来自于人力资本的优势,尤其在工资分布的高端,人力资本的作用更突出,并且更高的教育程度倾向于获得更高的报酬率。这说明人力资本在国有部门的工资决定中已经发挥了决定性作用。

但人力资本对工资差异的贡献在工资分布区间并不均匀,它随着工资由高分位点向低分位点逐渐降低,最低为 60%,与此相应的是工资溢价随工资由高分位点向低分位点逐渐升高。造成这种现象的原因在于国有部门“共享式”的工资决定模式。在国有部门中,高人力资本的报酬率低于非国有部门,而低人力资本的报酬率却显著高于非国有部门,存在过度支付现象。由此形成了在工资分布高端——高知识高技能人才的密集区,工资差异完全体现为人力资本的差异,而在工资分布的低端——低技能劳动力的密集区,工资差异有很大一部分是人力资本无法解释的,也即溢价。这种情况必然造成资源浪费,降低劳动力市场效率,同时可能诱发高人力资本的流失,损害国有部门的竞争力。所以国有部门应当进一步强化人力资本的报酬机制,遵循市场原则,提高效率。

参考文献

- 蔡昉、都阳、王美艳,2005:《中国劳动力市场转型与发育》,商务印书馆。
- 陈建良,2006:《台湾公私部门工资差异的拟真分解——分量回归分析》,台湾经济学会年会论文。
- 陈弋、Sylvie Dénurget、Martin Fournier,2005:《中国企业的工资差异和所有制结构》,《世界经济文汇》第 6 期。
- 赖德胜,1998:《教育劳动力市场与收入分配》,《经济研究》第 5 期。
- 赖德胜,2001:《教育与收入分配》,北京师范大学出版社。
- 李荻、张俊森、赵耀辉,2005:《中国城镇就业所有制结构的演变:1988—2000 年》,《经济学(季刊)》10 月增刊。
- 罗楚亮,2007:《城镇居民教育收益率及其分布特征》,《经济研究》第 6 期。
- 邢春冰,2005:《不同所有制部门工资决定机制考察》,《经济研究》第 6 期。

张车伟,2006:《人力资本收益与收入差距:“马太效应”及其政策含义》,《经济研究》第12期。

Adamchik, V. A. and A. S. Bedi, 2000, “Wage Differentials between the Public and Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition”, *Labour Economics*, Vol. 7, pp. 203—224.

——and Scott Rozelle, 2006, “Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China”, *Review of Development Economics*, Manuscript # 4505.

Albrecht, James W., Bjorklund, Anders and Vroman, Susan B., 2003, “Is There a Glass Ceiling in Sweden”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, pp. 145—177.

Asma Hyder, Barry Reilly, 2005, “The Public Sector Pay Gap in Pakistan: A Quantile Regression Analysis”, PRUS Working Paper no.33.

Blackaby, D., P. Murphy, and N. O Leary, 1999, “The Payment of Public Sector Workers in the UK: Reconciliation with North-American Findings”, *Economics Letters*, Vol. 65, pp. 239—243.

Blaise Melly, 2006, “Public and Private Sector Wage Distributions Controlling for Endogenous Sector Choice”, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), University of St. Gallen Working paper.

Blinder, A. S., 1973, “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, 8, 436—455.

Boudarbat, B., 2004, “Employment Sector Choice in a Developing Labor Market”, Mimeo, Department of Economics, University of British Columbia.

Dinardo, J., N. Fortin and T. Lemieux, 1996, “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semi-parametric Approach”, *Econometrica*, Vol. 64, pp. 1001—1044.

Elena Ginskaya, Michael Lokshin, 2005, “Wage Differentials between the Public and Private Sectors in India”, World Bank Policy Research Working Paper 3574.

Cardeazabal, J. and A. Ugidos, 2005, “Measuring the Wage Distribution Gender Gap at Different Quantiles”, *Journal of Population Economics*, 18, 165—199.

Gourko, J., J. Tracy, 1988, “An Analysis of Public and Private Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of both Government and Union Status”, *Journal of Labor Economics*, 6(2): 229—251.

Heckman, J. J., 1979, “Sample Selection Bias as A Specification Error”, *Econometrica*, 47, 153—162.

Kristjan-Olari Leping, 2005, “Public-Private Sector Wage Differential in Estonia: Evidence from Quantile Regression”, University of Tartu Faculty of Economics and Business Administration Working Paper Series 39, Faculty of Economics and Business Administration, University of Tartu (Estonia), revised.

Machado, J. and J. Mata, 2005, “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Economics*, 20, 445—465.

Meng, Xin, 2000, Labor Market Reform in China, Cambridge University Press.

Michael M. Lokshin, Branko Jovanovic, 2003, “Wage Differentials and State-private Sector Employment Choice in Yugoslavia”, *Economics of Transition*, volume 11(3), pp. 463—491.

Moshe Buchinsky, 1998, “Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research”, *Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 1. (Winter, 1998), pp. 88—126.

Mueller, R., 1998, “Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regression”, *Economics Letters*, Vol. 60, pp. 229—235.

Neumark, S. and R. Oaxaca, 2003, “Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity-Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and An Illustration from Israel”, working paper.

Oaxaca, R.L., 1973, “Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, 14, 693—709.

Poterba, R. and K. Reuben, 1994, “The Distribution of the Public Sector Wage Premia: New Evidence using Quantile Regression Methods”, NBER Working Paper # 4734.

Roger Koenker and Gilbert Bassett, Jr., 1978, “Regression Quantiles”, *Econometrica*, Vol. 46, pp. 33—50.

Smith, Sharon P., 1977, “Government Wage Differentials”, *Journal of Urban Economics*, 4, 248—271.

Zhang, Junsen, Yaohui Zhao, Albert Park, and Xiaoqing Song, 2005, “Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 33(4): 730—752.

Zhao, Yaohui, 2002, “Earnings Differentials between State and Non-State Enterprises in Urban China”, *Pacific Economic Review*, 7(1): 181—197.

(下转第65页)

An Empirical Study of the Institution Rule , Factor Contribution and Determinants of China 's Economic Growth

Li Fuqiang , Dong Zhiqing and Wang Linhui

(Institute of Quantitative & Technical Economics , Chinese Academy of Social Sciences ;
Business School , Jilin University ; School of Economics , Northeast Normal University)

Abstract:Based on the characters of Chinese marketization and the reform of the property institution , and combined the models of Rome and Barro et al. , the paper induces the institution into the endogenous growth model , to study the relationship of the factor development and economic growth. The model shows that the development of the institution is more perfect , economic growth lies more on the development of the human capital and the technical progress. As the institution is poorer , economic growth is more limited to the development of the institution. Used the log-level model with the form of the pure property institution or the combination of the property institution and the capital , it is to compare the relationship of the capital , human capital , technology , institution and financial factor and so on. The results of OLS and GMM point out that the capital , human capital and the property institution are the main determinants of China 's economic growth , and the empirical study based on the panel data shows the results are robust. At the same time , it shows that the institution not only has effect on economic growth directly , and makes combination of the capital and the human capital to promote economic growth. Namely , the function of the capital is including with the contribution of the institution , and the institution is the determinant of China 's economic growth.

Key Words:Property Institution ; Factor Contribution ; Economic Growth

JEL Classification:O11 , O17 , O47

(责任编辑:成 言)(校对:晓 鸥)

(上接第 25 页)

State and Non-state Sector Wage Differentials and Human Capital Contribution

Zhang Juwei and Xue Xinxin

(Institute of Population and Labor Economics , Graduate School , CASS)

Abstract:This paper analyses wage differentials between state-sector and non state-sector in China using household survey data. The decomposition of the wage differentials between the two sectors show that there are more than 80 % wages advantages come from the advantages of human capital of state-sector. This indicates that human capital has been the key factor in state-sector wage determination. But the contribution of human capital across the wage distribution is not uniform. It declines monotonically with movement down to the left of the conditional wage distribution , and accordingly the wage premium increase monotonically with movement down to the left of the conditional wage distribution. At the high tail of the wage distribution , where the high skilled labors concentrate , the wage differentials completely come from character differentials. While at the low tail of the wage distribution , where the low skilled labors concentrate , a large part of the wage differentials can 't be explained by the human capital , which is called wage premium. This study confirms the phenomenon is caused by the " shared pattern " wage determination process within the state-owned sector. This pattern is inclines to depressing the high skilled labors ' rewards and lifting the low skilled labors '. So the state-sector should intensify the roles of human capital in wage determination process to improve the efficiency and to strengthen the competition.

Key Words:State-sector ; Non-state-sector ; Wage Differentials ; Human Capital

JEL Classification:J420 , J240 , J310

(责任编辑:松 木)(校对:晓 鸥)