

公共部门与非公共部门工资差异 的分位数回归分析

姜励卿 钱文荣

内容提要: 本文基于浙江省城镇就业人员的微观调查数据, 在考虑了部门选择的内生性后, 利用工具变量分位数回归方法研究了公共部门与非公共部门间的工资差异。研究结果表明, 未考虑部门选择的内生性会低估公共部门和非公共部门间的工资差异。同时, 我们还发现公共部门的工资显著高于非公共部门, 在各个分位数上, 超出的比例大致分布在 30.1% 至 10.7% 之间。但随着分位数的提高, 两部门间的工资差距呈现递减的趋势。

关键词: 公共部门; 非公共部门; 工资差异; 工具变量分位数回归

中图分类号: C812 文献标识码: A 文章编号: 1002-4565(2012)01-0068-06

Wage Differentials between Public and Non-public Sector Based on Quantile Regression

Jiang Liqing & Qian Wenrong

Abstract: Based on the micro data from urban employed persons survey in Zhejiang province, this paper explores the wage differential between the public and non-public sector using the methods of Instrumental Quantile Regression Model (IVQR). The results assuming exogenous sector choice give a negative public sector wage premium. Correcting for endogenous sector choice, the results of IVQR show that wages in the public sector are 30.1% -10.7% higher than that in the non-public sector and the wage differential declines monotonically with movement down to the right of conditional wage distribution.

Key words: Public Sector; Non-public Sector; Wage Differentials; Instrumental Quantile Regression

一、引言

公共部门的工资水平和结构会对非公共部门的相对福利水平产生重大影响, 进而影响人力资本在两部门间的有效配置 (Melly, 2005)。另一方面, 如果部门间存在较大不合理的收入差距也会影响到整个社会的和谐发展。因此, 深入研究公共部门和非公共部门的工资差异将有助于理解这种现象产生的原因, 也可以由此进一步比较公共部门和非公共部门工资决定机制的差异。

关于公共部门和非公共部门的工资差异问题, 国外学者已经从不同角度利用不同的方法做了大量实证研究。Smith (1976) 和 Gunderson (1979) 最早利用最小二乘法比较了公共部门和私人部门的期望工资水平。Smith (1977) 的研究发现, 美国联邦政府的员工拥有较大的正的工资溢价, 男性的差异在

13% 至 15% 之间, 而女性的差异则在 18% 至 20% 之间。Gunderson (1979) 则利用加拿大的数据进行估计, 结果表明公共部门的工资高于私人部门, 尤其是对低工资的工人来说, 公共部门的工资优势更为明显。在其之后的研究, 从方法上来看, 主要围绕两大分支展开。其中的一个分支是在考虑了部门选择性偏差的前提下, 利用内生转换模型 (endogenous switching models, ESM) 或固定效用模型研究两部门的工资差异及相关问题。例如, Morton 等 (1989) 利

* 本文获得国家社科基金重大项目“‘十二五’时期调整城乡结构和推进城镇化研究”(10ZD&008) 和国家自然科学基金“跨区域流动农民工市民化过程中地方政府之间的合作行为与机制研究”(71073137) 资助; 浙江省社科重点研究基地“劳动保障与公共政策研究中心”课题, 课题名称: 歧视与农民工低收入问题的实证研究, 项目编号: 07JDLB003Z。

用内生转换模型考察了秘鲁 1985 - 1986 年间的公共部门和私人部门的工资差异,发现私人部门的工资高于公共部门。Krueger (1988) 利用面板数据的固定效应模型估计了美国联邦政府和私人部门的工资差异,发现二者工资差异为 518 %。Mueller (2000) 在扩展 Krueger (1988) 方法的基础上,估计了加拿大联邦政府、省以及市政公共部门的工资溢价。研究发现,公共部门中的女性雇员获得了高的工资溢价。以上这些研究的共同之处在于,他们都考虑了部门间的选择性偏差问题,但其结果却存在差异,最重要的原因可能是工具变量的不同选择以及存在的弱工具变量问题。另一分支则利用分位数回归方法重点研究了公共部门和非公共部门在整个收入分布上的工资差异。例如,Mueller (1998) 利用分位数回归的方法研究了加拿大公共部门和私人部门的工资差异,发现加拿大联邦政府的员工工资存在工资溢价。Melly (2005) 利用分位数回归和分解方法对公共部门和私人部门的工资差异进行了估计,研究发现 1984 - 2000 年间的德国公共部门的工资溢价随工资从低分位数到高分位数逐步降低。

从国内文献来看,对中国公共部门和非公共部门工资差异进行系统研究的文献相对较少。其中,尹志超、甘犁(2009) 利用 Heckman 样本选择模型对中国公共部门和非公共部门的工资差异进行了估计,发现在 1989 - 1997 年样本中,公共部门的工资比非公共部门低 2.9%,但是在 2000 - 2006 年样本中,公共部门的工资显著高于非公共部门,工资差异达到了 13.48%,而且差异呈扩大趋势。但他们的研究仅限对平均工资差异的分析,没有进一步考察工资差异随收入分布的变动情况。本文的研究将弥补目前文献的不足。

本文基于最新的来自浙江省城镇从业人员的微观调查数据,利用工具变量分位数回归(IVQR) 考察了公共部门与非公共部门间的工资差异在整个工资分布上的特征。同时,为了便于比较,我们也使用标准分位数回归(QR) 对两部门的工资差异进行了估计。

二、数据、模型和主要变量说明

(一) 数据说明

本文使用的数据来源于笔者及课题组成员 2010 年 6 至 10 月进行的浙江省城镇从业人员调查。其中,城镇就业人员包括城镇职工和农民工这

两大群体。调查样本涵盖了浙江省全部 11 个地市。我们按配额抽样的方式在各地市抽取样本单位,并根据《浙江劳动和社会保障年鉴(2008)》中的浙江省城镇职工和农村劳动力就业的相关数据,按照城镇从业人员的地区和行业分布进行样本数量的分配。本次调查共发放问卷 800 份,我们剔除了遗漏个人信息和收入信息的样本,最后得到有效样本为 745 个。

我们参考尹志超等(2009) 对公共部门和非公共部门的界定标准,将政府机关、国有事业单位和研究所归为公共部门,将国有企业、集体企业、私人企业、三资企业等归为非公共部门^①。表 1 给出了公共部门和非公共部门员工的基本情况统计。

表 1 公共部门和非公共部门员工的基本情况统计

	公共部门 均值	非公共部门 均值	全部 均值
小时工资(元/小时)	26.43	20.21	21.45
月平均工资(元/月)	2577.69	2194.33	2271.21
受教育年限(年)	14.36	12.27	12.69
职工工龄(年)	8.15	5.11	5.71
是否接受培训	0.88	0.63	0.68
年龄	33.70	32.83	33.00
男性比例	0.53	0.52	0.52

由表 1 可以看出,无论是以小时还是月度计算的工资,公共部门的工资水平都要超过非公共部门。此外,从受教育年限、职工工龄、培训等人力资本维度来看,公共部门的平均人力资本水平都高于非公共部门。这说明,从平均意义上看,公共部门具有比非公共部门更高的工资水平,但同时也拥有更高的人力资本水平。

(二) 模型

在研究分位数下的部门工资差异时,我们首先根据 Koenker (2005) 的基本思路,对某一特定的分位数,建立如下工资决定方程:

$$Y_i^D = X_i \beta^\tau + D \delta^\tau + \varepsilon_i, Q_{\varepsilon_i}^\tau = 0 \quad (1)$$

其中, Y_i^D 是对数工资, X 是影响 Y^D 的解释变量向量。 D 为被调查者所在部门的指示变量。在给定 D 情况下,个体可以观察到的工资水平就只是 $Y = Y^D$,因此 $\{Y^D\}$ 是潜在变量,每个人被观察到的

^① 本文对公共部门和非公共部门的划分主要以该部门向社会提供所属产品的性质为标准。因此,由国有企业或国有控股企业占据支配地位的垄断行业被界定为非公共部门。

产出只是 $\{Y^D\}$ 的一个元素。 β^τ 为对 X 向量进行参数估计的第 τ 个分位数的回归参数, ε_i 为第 τ 个分位数的回归残差。

首先,我们假设 X 和 D 都是外生变量,根据 Koenker 和 Bassett(1978) 提出的标准分位数回归方法,式(1)中的分位数回归系数估计值 $\hat{\beta}^\tau$ 和 $\hat{\delta}^\tau$ 可通过最小化下式得到:

$$(\hat{\beta}^\tau, \hat{\delta}^\tau) = \underset{\beta, \delta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N \rho_\tau(Y_i - X_i\beta - D_i\delta) \quad (2)$$

其中 $\tau \in (0, 1)$, ρ_τ 为校验函数, $\rho_\tau(z) = z(\tau - 1(z \leq 0))$, $1(\cdot)$ 为指示函数。 β 和 δ 为系数向量,它随着 τ 的变化而不同。为了与下面的推导进行比较,我们也可将式(2)写成:

$$(\hat{\beta}^\tau, \hat{\delta}^\tau) = \underset{\beta, \delta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N W_i^{KB} \rho_\tau(Y_i - X_i\beta - D_i\delta) \quad (3)$$

其中,权重 $W_i^{KB} = 1$ 。

但如果 D 是内生变量,即存在部门选择的内生性,则使用式(2)得到的分位数回归系数估计值 $\hat{\beta}^\tau$ 和 $\hat{\delta}^\tau$ 是有偏的。为此我们借鉴 Chernozhuko 和 Hansen(2005, 2006) 建立的工具变量分位数回归模型(IVQR),利用工具变量法(IV)来解决工资决定方程中存在的内生性问题。具体步骤如下:

第一步,在给定 $X = x$ 的条件下,记变量 D 所对应的潜在产出 Y_D 为

$$Y_D = q(D, x, U_D), U_D \rightarrow U(0, 1) \quad (4)$$

其中, $q(\cdot)$ 为工资对数 Y^D 的条件 τ 分位数, x 为影响 Y_D 的外生解释变量, U_D 为无法观察到的随机变量。在本文中, U_D 代表被调查者不可观察的能力或偏好。显然,这里的 D 和 U_D 可能存在相关性,解释变量内生性带来的估计偏差问题由此产生。

第二步,设定部门内生变量 $D = \delta(X, Z, V)$ 。其中 Z 是工具变量,它影响到被调查者的工资水平,但与被调查者的个人能力或偏好 U_D 无关。 Z 和 X 都是可观察到的变量,而 V 代表依赖于变量 U_D 但不可观察的信息,它也包含了其他影响部门选择决策的不可观察变量的信息。则式(1)中的分位数回归系数估计值 $\hat{\beta}^\tau$ 和 $\hat{\delta}^\tau$ 可通过最小化下式得到:

$$(\hat{\beta}_{IV}^\tau, \hat{\delta}_{IV}^\tau) = \underset{\beta, \delta}{\operatorname{argmin}} \sum_{i=1}^N W_i^{AI} \rho_\tau(Y_i - X_i\beta - D_i\delta)$$

$$W_i^{AI} = 1 - \frac{D_i(1 - Z_i)}{1 - \Pr(Z = 1 | X_i)} - \frac{Z_i(1 - D_i)}{\Pr(Z = 1 | X_i)} \quad (5)$$

(三) 主要变量说明

1. 工资(收入)指标。

在研究工资差距的相关文献中的工资指标主要包括年工资、月工资和小时工资这三种指标。事实上,在相同条件下,非公共部门雇员的工作时间往往超过公共部门雇员。在这种情况下,使用年收入或月收入指标可能会低估工资差异。因此,本文将采用小时工资来测算两部门的工资差异。其中,工资收入包括了工资、奖金、货币补贴和过节费等货币收入,但不包括实物福利等非货币收入。

2. 人力资本及其他控制变量。

本文中的人力资本由三个维度来衡量,包括受教育年限、工作经验和培训。这里的工作经验指的是职工工龄,而不是年龄。工龄较年龄更能准确地测量职工在岗技能积累以及由此产生的劳动生产率的提高(岳希明等,2010)。所以,模型中将不再包括年龄变量。其中,考虑到工作经验和收入之间可能存在的非线性关系,模型中加入了工作经验的边际效率变量^①。培训变量以虚拟变量的形式进行回归方程。其他控制变量包括部门选择、性别和地区虚拟变量。表2提供了相关变量定义及其统计性描述。

表2 变量定义和统计描述

变量	定义	均值	标准差
<i>lnwage</i>	小时工资对数,被解释变量	2.79	0.68
<i>Edu</i>	实际受教育年限	12.69	3.03
<i>Exper</i>	职工工作工龄	5.71	4.56
<i>Expersq</i>	职工工作工龄平方/100	0.75	1.67
<i>Trian</i>	是否参加过职业培训(参加过=1,未参加过=0)	0.68	0.46
<i>Psect</i>	是否在公共部门工作(公共部门=1,非公共部门=0)	0.40	0.38
<i>Male</i>	是否是男性(男性=1,女性=0)	0.53	0.50
<i>Area</i>	11个地市的虚拟变量(以舟山为参照组)	-	-

三、实证分析

(一) 初步检验

为了便于分析,我们首先假定样本不存在部门选择的内生性,将部门变量(*Psect*)以虚拟变量的

^① 根据 T. N, Binh (2007) 提出的方法,该变量可由工作经验的平方除以 100 得到。

形式直接放入工资方程进行回归,并利用标准分位数回归(QR)方法对工资方程进行估计。我们选择在分位数 1%、25%、50%、75% 和 90% 上采用平滑算法做分位数回归,得到各个变量在第 τ 个分位数上的参数估计。表 3 报告了相应的分位数回归结果。

表 3 公共部门和非公共部门的工资差异(QR)

解释变量	分位数				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Psect</i>	0.196**	0.159**	0.155**	0.135*	0.099
<i>Edu</i>	0.077***	0.077***	0.088***	0.093***	0.095***
<i>Exper</i>	0.062***	0.057***	0.067***	0.083***	0.111***
<i>Expersq</i>	0.141**	0.112***	0.118***	0.179***	-0.285***
<i>Trian</i>	0.028	0.128**	0.168***	0.163***	0.194**
<i>Male</i>	0.148*	0.149***	0.139***	0.169***	0.260***
<i>Area</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.767***	1.029***	1.135***	1.338***	1.684***
<i>PseudoR</i> ²	0.1891	0.2043	0.2314	0.2091	0.1787

注:括号内为参照组。*** ** * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。限于篇幅,没有报告系数的标准误。

从表 3 可以看出:首先,变量 *Psect* 在各个分位数上的回归系数均为正,在 1%、25%、50%、75% 这四个分位数上,其回归系数分别在 5% 和 10% 的程度上显著,但在工资分布的最高端(90% 分位数上),回归系数却并不显著。这意味着,公共部门与非公共部门的货币工资差异在中低收入群体中比在高收入群体中更为显著。其次,在不同的分位数上,公共部门工资超过非公共部门工资的比例存在较大差异,大致分布在 9.9% 至 19.6% 之间。我们控制的受教育年限、工作经验、培训、性别等变量在各个分位数上都对工资产生了显著的影响。此外,我们还控制了地区虚拟变量,为了节省篇幅,我们没有报告相关结果。

实际上,上述回归结果并不能确定公共部门的工资是否显著超过非公共部门。其原因在于:上述回归结果是在没有考虑部门选择内生性的前提下,仅将 *Psect* 作为外生变量进行估计得到的。经济学中的相关研究发现,个体选择进入哪个部门工作并非是完全随机的,而是往往与一些无法观察到的随机变量相关(例如个人能力、择业偏好等),这会导致式(4)中的 *D* 和 *U_d* 相关。所以直接利用标准分位数回归(QR)方法对工资方程进行估计,会产生有偏的估计值。同时,上述方法暗含着一个重要前提条件,即公共部门和非公共部门的人力资本回报

率是一致的。因此,为了确定本文所采用的样本数据是否存在部门选择的内生性问题。我们利用下面两种方法进行检验。方法一是将工资决定方程中的所有人力资本变量(*Edu*、*Exper* 等)与 *Psect* 变量的交互项放入回归方程进行估计。如果估计所得交互项的系数显著异于 0,则说明存在部门的内生性选择问题。方法二是将样本分为公共部门和非公共部门两个子样本,分别对两个子样本进行分位数回归,并检验两部门的人力资本回报率是否相同。表 4 给出了以上两种方法的估计结果。

表 4 中第(1)列是混合样本分位数回归的结果,显然所有的交互项前面的系数在所给定的分位数上都显著异于 0。第(2)列和第(3)列是分部门的分位数回归结果。从变量的估计系数来看,在中分位数上(平均意义上),受教育年限、工作经验等人力资本变量在公共部门的回报要低于非公共部门。在低分位数上,公共部门的人力资本回报率均高于非公共部门,而在高分位数上,公共部门的人力资本回报率则低于非公共部门。以上估计结果均表明样本存在部门选择的内生性,即 *Psect* 为内生变量。因此,我们将在考虑部门选择内生性的前提下,利用工具变量分位数回归模型(IVQR)对两部门的工资差异进行估计。

(二) 工具变量的分位数回归

首先,我们选择“父母是否在公共部门工作”作为 *Psect* 的工具变量。我们预期“父母是否在公共部门工作”这一变量对于部门选择具有正效应。同时,“父母是否在公共部门工作”不会对子女工资水平产生直接的影响,而只会通过影响他们的家庭社会网络对他们的部门选择及工资水平产生影响。所以,我们认为这一工具变量在工资决定方程中是外生的,从而满足工具变量的外生性要求。

下面,我们将“父母是否在公共部门工作”工具变量以“*Fmpsect*”来表示。只要父母有一方曾经是或当前就职于公共部门,则令 *Fmpsect* = 1,否则 *Fmpsect* = 0。并对是否存在弱工具变量问题做一阶段回归检验。根据 Staiger 和 Stock(1997)提出的经验法则,在只有一个内生变量的情况下,第一阶段回归的 F 检验值如果大于 10,则表明不存在弱工具变量的问题。我们针对该工具变量进行的联合显著性的 F 检验值为 13.63。因此,可以判断“父母是否在公共部门工作”不是“弱工具”。

表4 部门选择内生性的检验

解释变量	Pooled(1)			公共部门(2)			非公共部门(3)		
	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
<i>Psect</i>	0.105**	0.986***	0.942**	-	-	-	-	-	-
<i>Edu</i>	0.087***	0.097***	0.101***	0.103**	0.097*	0.065*	0.078***	0.103***	0.121***
<i>Exper</i>	0.073***	0.076***	0.084***	0.104**	0.083*	0.076*	0.082***	0.097***	0.113***
<i>Expersq</i>	-0.149***	-0.141***	-0.182***	-0.221**	-0.078*	-0.117*	-0.309***	-0.236***	-0.249***
<i>Trian</i>	0.039	0.131**	0.193***	0.135*	0.087*	0.061*	0.126**	0.130***	0.097**
<i>Male</i>	0.170*	0.145*	0.174*	0.118*	0.073	0.052	0.173***	0.174***	0.220***
<i>Edu * Psect</i>	0.048*	0.132**	0.104**	-	-	-	-	-	-
<i>Exper * Psect</i>	0.019**	0.018***	0.013*	-	-	-	-	-	-
<i>Trian * Psect</i>	0.069*	0.113*	0.264*	-	-	-	-	-	-
<i>Area</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.848***	0.987***	1.212***	1.903***	2.872***	1.753***	0.752***	0.887***	1.143***
<i>Pseudo R</i> ²	0.2168	0.2467	0.2300	0.1694	0.1845	0.1243	0.1846	0.2241	0.2239

注: 括号内为参照组。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。限于篇幅, 没有报告系数的标准误。

为了与表 3 中的标准分位数回归结果相比较, 我们同样选择在分位数 1%、25%、50%、75% 和 90% 上做工具变量分位数回归。表 5 报告了 IVQR 模型的回归结果。

表5 公共部门和非公共部门的工资差异(IVQR)

解释变量	分位数				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Psect</i>	0.301**	0.264*	0.259*	0.248*	0.107
<i>Edu</i>	0.073**	0.075**	0.081***	0.087***	0.089***
<i>Exper</i>	0.056**	0.048**	0.062***	0.075**	0.102***
<i>Expersq</i>	-0.157**	-0.115**	-0.105**	-0.143**	-0.245**
<i>Trian</i>	0.021*	0.105**	0.119**	0.122**	0.183**
<i>Male</i>	0.181*	0.192**	0.182**	0.205**	0.266**
<i>Area</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.775***	0.981***	1.144***	1.241***	1.535***

注: 括号内为参照组。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。限于篇幅, 没有报告系数的标准误。

从表 5 中可以看出: 在各个分位数上, 变量 *Psect* 的系数都为正, 与表 3 的标准分位数回归 (QR) 估计结果相比, 系数的大小均有不同程度的提高, 但显著性水平有所下降。这表明, 未考虑部门选择的内生性会低估公共部门在整个工资分布上的工资溢价。

具体来看, 表 5 的结果显示, 公共部门和非公共部门之间存在显著的工资差异, 公共部门存在明显的工资溢价。在不同的分位数上, 公共部门工资超过非公共部门的比例存在较大差异, 大致分布在 30.1% 至 10.7% 之间。随着分位数的提高, 两部门间的工资差距呈现递减的趋势。特别值得注意的

是, 在 90% 这个分位数上 (即工资分布的尾端), *Psect* 的估计系数虽然为正, 但并不显著。这表明公共部门的工资溢价主要体现在中低收入人群中, 而在高收入人群中却并不明显。

我们认为, 导致这种分布特征的主要原因可能来自于公共部门和非公共部门的工资决定机制差异。在非公共部门中, 工资决定机制已经高度市场化; 而在公共部门中, 其“均衡式”的工资决定模式却没有得到根本改变。因此, 在非公共部门, 那些人力资本水平低于平均水平的人员容易遭受到各类歧视, 进而降低其工资水平; 而公共部门却倾向于给这类群体支付更多的工资溢价。相反地, 那些人力资本水平高于平均水平的人员则能够在非公共部门获得更多的工资溢价, 而在公共部门则更可能获得工资惩罚。这一结论可由表 4 的估计结果得到印证。表 4 的结果显示, 在低分位数上, 公共部门的人力资本回报率高于非公共部门, 而在高分位数上, 公共部门的人力资本回报率则低于非公共部门。这意味着, 与工资决定机制高度市场化的非公共部门相比, 我国的公共部门存在压低高端人员, 提高基层人员工资水平的制度倾向。这可能是我们观察到两部门工资差距随着分位数的提高而递减的主要原因。

四、结论

本文研究结果显示: 首先, 未考虑部门选择的内生性会低估公共部门和非公共部门的工资差异。其次, 在各个分位数上, 公共部门存在明显的工资溢价, 公共部门工资超过非公共部门工资的比例大致

分布在 30.1% 至 10.7% 之间。同时随着分位数的提高,两部门间的工资差距呈现递减的趋势。第三,在低分位数上,公共部门的人力资本回报率均高于非公共部门,而在高分位数上,公共部门的人力资本回报率则低于非公共部门。我们认为,公共部门和非公共部门的工资决定机制的不同是导致两部门工资差距及差距随分位数提高而递减的主要原因。在这种情况下,人力资本水平越低,选择公共部门获得的工资溢价就越大,而人力资本水平越高,选择非公共部门获得的工资溢价就越大,这必然会引起人力资源配置的扭曲,从而降低部门间人力资本的使用效率,同时可能导致公共部门中高端人力资本的净流出或是提高该人群利用公权进行“寻租”的可能性。依据本文的分析结果,提出以下相关对策建议:

第一,进一步完善和深化公共部门绩效工资改革,将更多的竞争机制引入工资决定体系,建立更加市场化的人力资本报酬机制,逐步矫正公共部门中人力资本回报扭曲的现象。这一措施有可能会导导致公共部门与非公共部门间工资差距的进一步扩大,但这种差距扩大是基于对人力资本的合理回报。这一方面有利于消除低端人力资本的逆向选择,另一方面也有利于抑制公共部门中的“公权寻租”行为。

第二,加快完善非公共部门工资、福利等相关制度的保障体系建设,特别是针对农民工群体的保障体系。进一步提高农民工群体和城镇低端人力资本的工资和福利水平,将有利于减少部门和群体间的收入差距,促进社会和谐发展。

参考文献

- [1] Chernozhukov, V., and Hansen, C. An iv model of quantile treatment effects [J]. *Econometrica*, 2005(1): 245 - 261.
[2] Chernozhukov, V., and Hansen, C. Instrumental quantile

regression inference for structural and treatment effect models [J]. *Journal of Econometrics*, 2006(2): 491 - 525.

- [3] Krueger Alan B. Are public sector workers paid more than their alternative wage? Evidence from longitudinal data and job queues [J]. In *When public sector workers unionize*, edited by R. Freeman and B. Ichnoowski, Chicago: University of Chicago Presss, 1988.
[4] Koenker, R. Quantile regression for longitudinal data [J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 2004(1): 74 - 89.
[5] Melly, B. Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression [J]. *Empirical Economics*, 2005(30): 505 - 520.
[6] Morton stelcner Jacques van der Gaag and Win p. m. Vijverberg. A switching regression model of public-private sector wage differentials in Peru: 1985 - 1986 [J]. *Journal of Human Resources*, 1989(24): 545 - 559.
[7] Mueller, R. Public-private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions [J]. *Economics Letters*, 1998(60): 229 - 235.
[8] Mueller, R. Public-and private-sector wage differentials in Canada revisited [J]. *Industrial Relations* 2000(39): 375 - 400.
[9] Smith Sharon P. Pay differentials between federal government and private-sector workers [J]. *Industrial and Labor Relations Review*, 1976(29): 179 - 97.
[10] 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(4): 129 - 139.
[11] 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(4): 15 - 24.

作者简介

姜励卿,女,1977年生,现为浙江大学管理学院博士研究生,浙江财经学院经济与国际贸易学院讲师。研究方向为劳动经济学。

钱文荣,男,1966年生,现任浙江大学中国农村发展研究院教授、博士生导师。研究方向为土地经济及管理、城镇化、农业经济理论与政策。

(责任编辑:程 晞)