

在编人员工资更高吗?^{*}

——对中国公共部门编制性工资差异及演变的考察

孙广亚, 张征宇

(上海财经大学 经济学院, 上海 200433)

摘要:“双轨制”用工是我国公共部门人事管理的重要特征。文章利用2011年、2013年和2015年中国家庭金融调查数据,考察了我国公共部门“双轨制”用工导致的工资差异及演变趋势。研究发现:(1)编制内外员工的工资存在显著差异,在编人员工资显著高于非在编人员;(2)禀赋差异引起的工资差距大于特征回报差异引起的工资差距,工作经验是引起公共部门编制性工资差异的最重要因素,同时教育年限、政治面貌和职务也对公共部门编制性工资差异有重要影响;(3)公共部门的编制性工资差异存在异质性,主要表现为低工资群体的编制性工资差异大于高工资群体;与事业单位相比,政府部门的编制性工资差异更大,对非在编人员的歧视更严重。基于以上发现,在推动行政改革和取消事业编制的大环境下,文章的研究可为公共部门的编制改革提供实证经验和参考依据。

关键词: 公共部门; 双轨制; 工资差异; *Oaxaca-Blinder* 分解; 无条件分位数分解

中图分类号: F244.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)02-0094-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20201115.302

一、引言

改革开放以来,伴随着计划经济向市场经济的转变,我国公共部门(主要包括政府机构和事业单位)形成了内部用工“双轨制”的局面,即同时存在有编制^①的在编人员^②和没有编制的非在编人员。“双轨制”不仅降低了公共部门的用工成本(Leibenstein, 1966, 1976; 王继承, 2010),也为社会提供了充足的服务。随着社会发展和改革的推进,用工“双轨制”的弊端逐一显现,比如:各种不平等导致的组织效率低下(Prestwich, 1980; Janssen, 2001; 陶厚永和刘洪, 2009),身份差异引起的关系对立(姚先国, 1992)和幸福感低下(钱先航等, 2015)等问题。那么,我国公共部门的在编人员和非在编人员是否也存在显著的工资差异(本文称为编制性工资差异)?这种编制性工资差异主要归因于人群的特征差异还是特征回报差异?哪些劳动力特征是导致这些差异的因素?对这些问题的探讨不仅有助于了解我国公共部门的“双轨制”用工状况,也能为我国的编制改革提供参考依据。

为了规范地方各级人民政府的机构设置,通过编制管理来提高行政效率,2007年我国出台

收稿日期: 2020-07-08

作者简介: 孙广亚(1989—)(通讯作者),男,河南漯河人,上海财经大学经济学院博士研究生;

张征宇(1981—),男,上海黄浦人,上海财经大学经济学院特任研究员,博士生导师。

① 《地方各级人民政府机构设置和编制管理条例》称编制是指机构编制管理机关核定的行政机构和事业单位的人员数额和领导职数。

② 编制人员是经组织机构的设置及其人员数量的定额和职务的分配之后录用的人员。

了《地方各级人民政府机构设置和编制管理条例》，该条例旨在调整编制处理政府、市场和社会主体之间的关系。一般来讲，公共服务管理工作有两种编制：行政编制和事业编制。行政编制是党政机关使用的编制，目的是政府为了进行管理和提供服务。事业编制是事业单位工作人员使用的编制，为了社会公益目的，从事教育、科研、文化和卫生等活动的社会服务组织。^①当前，我国正处于全面建设小康社会的最后时期，人民群众的公共服务需求迫切，然而公共服务却存在着供给不足、方式单一、配置不合理和质量不高等问题。利用好编制资源满足人民群众的公共服务需求是编制改革的最终目的。

我国地方政府编制实行国家总量控制，考虑到人民不断增长的行政和社会服务需求，也为了打破体制的僵化，公共部门会招收一些非编制的合同人员来协助完成组织工作，形成了公共部门的“双轨制”用工现象。早期“双轨制”打破了用工制度的僵化，激发了组织活力，提供了适应社会发展需求的各项服务。随着时间的推移，公共部门的“双轨制”加速了内部员工的收入不公平，也对社会造成了众多不良影响^②（许浩，2008）。钱先航等（2015）利用2011年CHFS数据，分析了部门内部由编制引起的“双轨制”问题，发现非在编人员的工资较低、工作时间长且难以享受退休金和住房公积金。在钱先航等（2015）的基础上，本文的边际贡献如下：采用时间跨度更长的2011—2015年CHFS数据，深入探究了公共部门内部工资差异随时间的变化趋势；进一步采用分解方法，将在编人员与非在编人员的工资差异分解成两组人群劳动力市场特征的分布差异，以及这些特征的回报率差异；运用RIF分布分解进一步表明，低工资人群的编制性工资差异相对于高工资人群更为显著；同时，我们还比较了编制性工资差异在事业单位与政府单位中的不同，并识别了是哪些因素导致了这种不同。

二、文献综述和理论假设

国外众多文献研究表明，政府部门和公共部门存在明显的工资溢价（Smith, 1976; Lindauer 和 Sabot, 1983; Gyourko 和 Tracy, 1988）。Krueger（1988）和Moulton（1990）发现美国政府部门工资显著高于私人部门。从公共部门和私人部门的工资差距来看，公共部门存在明显的工资优势（Gunderson, 1979; Mueller, 1998），这种情况在众多发达国家都存在。然而，并未形成定论，一些研究认为私人部门的工资高于公共部门（Corbo 和 Stelcner, 1983; Pederson 等, 1990; Katz 和 Krueger, 1991; Adamchik 和 Bedi, 2000）。近些年，国内学者也相继关注了这个话题，尹志超和甘犁（2009）发现从1989—2006年我国公共部门的工资比非公共部门低2.90%，2000—2006年公共部门的工资比非公共部门高13.48%。姜励卿和钱文荣（2012）发现，各个分位数上公共部门的工资都显著高于非公共部门。张义博（2012）从异质性角度分阶段和收入阶层，对公共部门和非公共部门的收入优势进行了比较。

对“双轨制”的分析可以追溯到人力资源管理相关的理论，Adams（1965）和Leibenstein（1966）最早分别提出了公平理论和X效率理论对企业生产率进行分析。Pearce（1993）将承诺雇佣和交易雇佣结合在一起提出了混合雇佣模型。Lepak 和 Snell（1999）提出了发展人力资源体系的四种雇佣模型。Delery 和 Doty（1996）从普遍视角和权力视角对人力资源管理效益进行了总结，更好地理解“双轨制”对企业生产率的影响。我国一些学者也从理论出发进行了相关分析，陶厚永和刘洪（2009）通过对组织运作的模拟发现，用工“单轨制”更具适应性效率，而“双轨制”具有刚性特征。马璐和刘奂辰（2012）借鉴社会认同理论来构建模型，发现消除非在编员工与在编员

^① 参考中国机构编制网：www.scopssr.gov.cn。

^② 比如各种临时工事件。

工之间的群际差异,可以加强组织内员工之间合作。张志学等(2013)构建了一个系统机制模型来分析用工“双轨制”对企业生产率的影响,并用中国30个省的企业样本进行了实证检验。目前,多数文献认为“双轨制”将会导致合同工的强烈不公平感(刘洪和马璐,2011),员工的不公平感会降低员工的工作积极性,进而降低企业生产率。然而也有一些学者认为,“双轨制”既能降低企业的劳动力成本,又能使不同的人力资源管理模式互相借鉴(王继承,2010)。

可以看出,这些研究都没有关注我国公共部门内部工资差异问题。钱先航等(2015)探讨了公共部门内部由编制引起的“双轨制”问题。遗憾的是,钱先航等(2015)的研究没有从更合理的组间差异角度来分析工资差异,也没有关注编制的时间趋势效应和异质性特征。本文的研究将弥补这些的不足和缺憾。

20世纪80年代我国公共服务出现了供不应求局面,于是很多单位开始从市场聘用人员协助完成工作,并由此形成了用工“双轨制”现象。编制人员的工资是由财政拨款解决,非编制人员的工资由单位预算外收入解决。由于非在编员工的薪酬来源不是国家统一拨款,其薪酬福利主要取决于组织的分配与资金充裕情况,具备不确定性。据此,本文提出假设1:在我国的公共部门内部,在编人员工资高于非在编人员。

根据编制的用工规定,没有充分且确切的理由不得解除与在编人员的劳动关系,因此在编员工的就业更稳定。编制的这种特性决定了编制岗位竞争的激烈性和招聘的严格性,而非在编员工的招聘相对宽松,导致非在编人员素质和工作能力较低。在我国的公共部门内部,职位的选拔常常只针对在编员工,同时员工身份差异导致非在编人员离职率高(姚先国,1992),非在编人员通常处于组织基层而无法触及管理层,只能从事边缘协助工作。这在长期会造成非在编人员无法发挥经验优势,而在编人员工作稳定,在岗位可以长期深入发挥经验优势。据此,本文提出第二个理论假设:

假设2a:禀赋差异引起的工资差距大于特征回报差异引起的工资差距。

假设2b:工作经验的特征回报差异很大程度上解释了公共部门的编制性工资差异。

我国的经济体制是以市场经济为主,对于能力强者,编制对其工资的影响都是有限的。而对于能力弱者,是否获得编制对其工资的影响较大,因为编制总量偏紧,一旦失去了编制这个有利身份,就缺少了工资保障。据此,本文提出假设3:低工资人群的编制性工资差异大于高工资人群的编制性工资差异。

在我国现行的编制管理体系下,行政编制和事业编制存在众多差异。从管理权来看,行政编制管理权在中央,事业编制管理权和审批权在各层级政府。从人员总量看,行政编制的总量变化很小;而事业编制由于地方自主权较大,其数量和增长速度都更快。从适用范围来看,行政编制适用于各级党政群机关人员,事业编制适用于为创造或改善生产条件、促进社会福利、满足人民文化和教育等需要,又不以盈利为目的的国家事业单位人员。行政编制和事业编制的这些特征差异导致了行政编制更为稀缺,竞争更为激烈。据此,本文提出假设4:与事业单位相比,政府部门的编制性工资差异更大,对非在编人员歧视更严重。

三、数据说明和变量选取

(一)数据来源。本文采用中国家庭金融调查(CHFS)2011年、2013年和2015年的调查数据,^①该数据库具有全国代表性,^②详细采集了个人特征信息和就业信息。对数据做以下处理:首先剔

^① 在众多微观数据库中,只有CHFS数据库包含了与编制相关的信息。CHFS2017中却未包含编制的相关信息,未能采用2017年数据。

^② 在推断总体时,需要通过权重的调整来真实反映每户样本家庭代表的家庭数量,以获得对总体的推断。权重变量为:swgt。

除个体无工作的样本,其次借鉴钱先航等(2015)对公共部门的筛选方法,选取工作单位在政府部门或事业单位的样本,最后将劳动者年龄控制在16—60岁。各个年份对应的样本数分别为2011年1 147,2013年4 944,2015年5 343。

(二)变量选取。被解释变量:本文重点关注公共部门劳动者的工资性收入,根据数据的可得性,工资收入包括年税后货币工资、年税后奖金收入和年税后补贴收入或实物收入三方面,以2011年的价格水平为基期,将2013年和2015年的工资通过Brandt和Holz(2006)提出的各省居民消费者物价指数进行调整。解释变量:核心解释变量为公共部门劳动者是否具有编制,根据问卷中“是哪种编制?”进行判定,具体选项为:1为没有编制,2为行政编制,3为事业编制,4为军队编制;将2和3记为在编人员,1记为非在编人员,删除4的样本。控制变量的选取参照相关文献(李实等,2014;钱先航等,2015)选取性别、工作经验、教育年限、婚姻状况、户籍、是否在农村、政治面貌、工作行业、职务和所在地区。^①表1为所有变量的具体说明。

表1 变量说明

	变量名称	含义	定义
被解释变量	工资收入	工资	去年的税后货币工资(单位为万元)
		奖金	去年的税后奖金收入(单位为万元)
		补贴	去年的税后补贴收入(单位为万元)
关键解释变量	编制	是否具有编制	行政编制和事业编制记为1,没有编制记为0
其他变量	性别	被调查者性别	男性记为1,女性记为0
	年龄	被调查者年龄	调查年份减去出生年份
	教育年限	受到多少年的教育	根据学历转化为受教育年限
	工作经验	被调查者的工作年限	年龄-教育年限-6
	婚姻状况	是否结婚或同居	已婚或同居记为1,其余记为0
	户籍	是否为农业户口	农业户口记为1,非农业户口记为0
	是否在农村	在城镇还是农村	根据问卷的 <i>rural</i> 变量,0为城镇,1为农村
	政治面貌	是否为党员	中共党员记为1,其余记为0
	工作行业	工作属于什么行业	根据不同行业,设置20个虚拟变量
	职务	工作中担任什么职务	根据职务状况,设置9个虚拟变量
所在地区	中部或者东部	根据问卷的 <i>region</i> 变量,设置两个虚拟变量	

四、计量方法说明

(一) Heckman 样本选择模型。由于公共部门编制内和编制外是分隔的,个人选择在编岗位和非在编岗位并不是随机的,进而可能产生编制选择的内生性问题。Heckman 样本选择模型是处理样本选择偏差导致内生性问题的经典方法(Heckman, 1976; Van Ophem, 1993; 张车伟和薛欣欣, 2008; 尹志超和甘犁, 2009)。

考虑不同编制员工的工资方程模型:

$$Y_i^C = X_i^C \beta^C + u_i^C \quad (1)$$

$$Y_i^{NC} = X_i^{NC} \beta^{NC} + u_i^{NC} \quad (2)$$

其中,*C*和*NC*分别代表在编人员和非在编人员, Y_i 表示公共部门个体*i*的工资水平, X_i 是个特征向

^① 由于2015的数据未包含民族、职业类型和单位性质这些变量,为保持一致,控制变量未加入这些变量。但本文针对2011年和2013年的数据,加入这些变量后,结果完全一致。对此感兴趣的读者,欢迎向作者索取。

量, u_i 为随机误差项。个体的选择方程为:

$$C_i^* = Z_i \delta + \mu_i \quad (3)$$

方程(3)是决定个体 i 是否选择编制工作的选择方程, Z_i 为影响个体 i 进行编制选择的变量, μ_i 为随机误差项。当 $C_i^* > 0$ 时, 个体 i 选择编制工作, 否则选择非编制工作。

本文采用两步法进行估计: 首先利用 *Probit* 模型对选择方程(3)进行估计, 根据下式(4)的逆米尔比率 (*inverse Mill's ratio*) 得到偏差修正项; 其次根据加入了偏差修正项的工资方程(5), 分别对在编人员和非在编人员进行 *OLS* 估计。

$$\lambda^c = \frac{\phi(Z_i \delta)}{\Phi(Z_i \delta)}, \quad \lambda^{nc} = \frac{\phi(Z_i \delta)}{1 - \Phi(Z_i \delta)} \quad (4)$$

$$Y_i^j = X_i^j \beta^j + \pi \lambda^j + v_i^j, \quad j = C, NC \quad (5)$$

(二) *OB* 分解。对于工资差距的研究, 大量文献采用了经典的 *Oaxaca-Blinder* 分解方法(以下简称“*OB* 分解”)。*OB* 分解旨在将组间的工资差距分解为可解释部分(由禀赋差异引起)和不可解释部分(由特征回报差异引起)。*OB* 分解的原理如下: 假定两个劳动者群体(1 和 0), 群体 1 的平均工资记为 \bar{Y}_1 , 群体 0 的平均工资记为 \bar{Y}_0 , 则群体间的平均工资差距为:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 = \bar{X}_1 \hat{\beta}_1 - \bar{X}_0 \hat{\beta}_0 \quad (6)$$

其中, X 是工资方程中解释变量的向量, β 是解释变量估计系数的向量。不同群体的工资差异 $\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0$ 都可以分解为两部分:

$$\bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 = \bar{X}_1 \hat{\beta}_1 - \bar{X}_0 \hat{\beta}_1 + \bar{X}_0 \hat{\beta}_1 - \bar{X}_0 \hat{\beta}_0 = \underbrace{(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) \hat{\beta}_1}_{\Delta E} + \underbrace{\bar{X}_0 (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0)}_{\Delta U} \quad (7)$$

其中, ΔE 是群体禀赋差异引起的工资差距, 即可解释部分。 ΔU 为群体特征回报差异引起的工资差距, 即不可解释部分(由歧视引起的工资差异)。

由于工资方程含有选择性偏差, 我们参照 Neuman 和 Oaxaca(2003)、张车伟和薛欣欣(2008)的处理方法:

$$\begin{aligned} \bar{Y}_1 - \bar{Y}_0 &= \bar{X}_1 \hat{\beta}_1 - \bar{X}_0 \hat{\beta}_1 + \bar{X}_0 \hat{\beta}_1 - \bar{X}_0 \hat{\beta}_0 + \hat{\pi}_{1\mu} \lambda_1 - \hat{\pi}_{0\mu} \lambda_0 \\ &= (\bar{X}_1 - \bar{X}_0) \hat{\beta}_1 + \hat{\pi}_{1\mu} (\lambda_1 - \lambda_0) + \bar{X}_0 (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0) + (\hat{\pi}_{1\mu} - \hat{\pi}_{0\mu}) \lambda_0 \end{aligned} \quad (8)$$

其中, $\hat{\pi}_{1\mu} \lambda_1$ 为劳动群体 1 的偏差修正项, $\hat{\pi}_{0\mu} \lambda_0$ 为劳动群体 0 的偏差修正项。式(8)中等式右边前两项相加为特征差异引起的工资差距, 后两项为特征回报系数差异引起的工资差距。

(三) 基于 *RIF* 回归的分位数分解。假定工资分布函数为 $F_Y(\cdot)$, 对于任意的统计量 $v(F_Y)$ ^① 其影响函数可以写为 $IF(y; v(F_Y)) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} [v(G_Y) - v(F_Y)] / \epsilon$, 其中 $G_Y = (1 - \epsilon) F_Y + \epsilon \delta_y$ ($0 \leq \epsilon \leq 1$), δ_y 是 y 临域的概率分布质量。则再中心化影响函数为 $RIF(y; v(F_Y)) = v(F_Y) + IF(y; v(F_Y))$, 容易推出 $E[RIF(y; v(F_Y))] = v(F_Y)$ 。分位数的再中心化影响函数为 $RIF(y; q_\tau) = q_\tau + \frac{\tau - I(y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)}$, 其中 q_τ 为第 τ 分位上的分位数, $I(\cdot)$ 为示性函数, $f_Y(\cdot)$ 为 Y 的概率密度函数。我们将再中心化影响函数 $RIF(y; v(F_Y))$ 写成关于自变量 X 的线性函数形式: $RIF(y; v(F_Y)) = X\beta + \mu$, 则 $E[RIF(y; v(F_Y))] = v(F_Y) = X\beta$ 。

仍然考虑两个劳动者群体(1 和 0), 两个群体对应的分布函数为 F_Y^1 和 F_Y^0 , 则这两个群体工资分布的统计量 $v(F)$ 差异为 $v(F_Y^1) - v(F_Y^0)$, 将其分解为可解释部分 ΔS 和不可解释部分 ΔX 。

① 统计量 $v(F)$ 包含了变量 Y 分布的所有信息, 包括均值、分位数、方差和基尼系数等等, 本文使用的是分位数形式。

$$v(F_Y^1) - v(F_Y^0) = \underbrace{[v(F_Y^1) - v(F_Y^c)]}_{\Delta S} + \underbrace{[v(F_Y^c) - v(F_Y^0)]}_{\Delta X} \quad (9)$$

其中, $v(F_Y^c)$ 为反事实分布统计量, DiNardo 等(1996)和 Barsky 等(2002)使用半参数重置权重方法来构造 $v(F_Y^c)$ 。反事实分布的分布函数 F_Y^c 可以表示为反事实分布 $F_{(Y|X)}^0(Y|X)dF_X^1(X)$ 的积分形式:

$$F_Y^c = \int F_{Y|X}^0(Y|X)dF_X^1(X) \cong \int F_{Y|X}^0(Y|X)dF_X^0(X)\omega(X) \quad (10)$$

再利用贝叶斯法则, 重置权重 $\omega(X)$ 可以写为:

$$\omega(X) = \frac{dF_X^1(X)}{dF_X^0(X)} = \frac{1-P}{P} \times \frac{P(T=1|X)}{1-P(T=1|X)} \quad (11)$$

其中, P 为群体 1 的样本比重, $P(T=1|X)$ 为给定自变量 X 时群体 1 的概率, 即群体 1 的倾向得分。

五、编制性工资差异的估计和分解

(一) 公共部门工资的编制性差异。首先, 以个人年工资的对数作为被解释变量, 将“是否有编制”处理为虚拟变量; 其次, 将三个年份的数据混合进行回归, 同时加入年份这个虚拟变量以便观察出工资的时间变化趋势。模型设计如下:

$$\ln wage = \alpha_0 + \alpha_1 compile + X\beta + \epsilon \quad (12)$$

其中, $\ln wage$ 为工资的对数形式, $compile$ 为核心解释变量是否为在编人员, X 是控制变量, ϵ 为随机误差项。

表 2 中简单列举了公共部门是否有编制变量的回归结果。首先, 观察混合样本 OLS 结果, 年份虚拟变量 2011 年的系数显著为 -0.217, 2015 年显著为 0.089, 表明 2011—2015 年时间段内我国公共部门员工的工资收入在不断增加。其次, 从不同年份样本的 OLS 回归结果来看, 在控制了其他变量的情况下, 是否有编制导致了显著的工资差异, 这种工资差异在 2011 年为 34.2%, 2013 年为 28.9%, 2015 年为 35.4%,^① 三个年份的总体平均工资差异为 38.8%, 这意味着在我国公共部门内在编人员和非在编人员之间的工资差距较大。

表 2 公共部门工资方程的估计结果

	2011 年		2013 年		2015 年		混合样本	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
编制	0.294*** (0.064)	0.247** (0.092)	0.254*** (0.032)	0.201** (0.090)	0.303*** (0.030)	0.289*** (0.044)	0.328*** (0.024)	0.265*** (0.061)
2011 年							-0.217*** (0.030)	-0.192*** (0.000)
2015 年							0.089*** (0.019)	0.104*** (0.000)
其余变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1 147	1 147	4 944	4 944	5 343	5 343	11 434	11 434
一阶段 F 值		27.42		107.23		30.63		187.73
DWH 内生性 检验		3.614		20.105		9.530		26.341
P-value		(0.057)		(0.000)		(0.002)		(0.000)

注: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。其余变量已控制, 限于篇幅未列出。表中括号内的标准差为稳健标准误差(robust standard error)。下表统同。

① 此处将估计系数换算成了百分比, 其换算公式为: $p = \exp(\beta) - 1$, 其中 p 为百分比, β 为编制的系数估计值。

然而,是否有编制变量可能存在内生性,借鉴类似文献(Bucher-Koenen 和 Lusardi, 2011; 尹志超等, 2015),选取在同一个城镇同一收入阶层其他人员的平均编制水平作为编制的工具变量,进行两阶段最小二乘估计。表2汇报了2SLS的具体结果,除了2011年在10%水平上拒绝不存在内生性问题的原假设,其余结果都在1%水平上拒绝原假设,同时根据第一阶段的F值,可以看出不存在弱工具变量。工具变量的回归结果显示编制的系数仍显著为正,与OLS的回归结果一致。

(二)不同工资决定机制的编制性工资差异。对公共部门编制性工资差异进行分解之前,首先采用Heckman样本选择模型分别对在编和非在编人员的工资方程进行估计。结果如表3所示:在2011年样本中,在编人员的选择偏差项(λ)不显著,非在编人员的 λ 在10%的置信水平下显著;2013年样本中,在编人员的 λ 在1%的置信水平下显著,非在编人员的 λ 不再显著;对于2015年样本和混合样本,在编人员的 λ 都不显著,非在编人员的 λ 都在1%的置信水平下显著。总体而言,采用Heckman样本选择模型进行估计是有必要的。

表3 不同编制的工资方程估计结果(Heckman)

	2011年		2013年		2015年		混合样本	
	在编	非在编	在编	非在编	在编	非在编	在编	非在编
选择偏差项	0.225 (0.250)	0.968* (0.593)	-0.365*** (0.139)	0.367* (0.220)	-0.389 (0.241)	1.165*** (0.345)	-0.034 (0.107)	0.657*** (0.153)
性别	0.049 (0.065)	0.129 (0.123)	0.017 (0.031)	0.197*** (0.045)	0.030 (0.037)	0.091* (0.052)	0.031 (0.021)	0.138*** (0.032)
工作经验	0.007* (0.004)	-0.009 (0.008)	0.004* (0.002)	-0.008** (0.003)	0.006** (0.003)	-0.009* (0.005)	0.007*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
教育年限	0.056** (0.024)	0.053*** (0.014)	0.026* (0.015)	0.019 (0.021)	0.079*** (0.023)	0.033 (0.034)	0.061*** (0.010)	0.011 (0.014)
政治面貌	-0.001 (0.073)	-0.130 (0.202)	0.003 (0.039)	-0.076 (0.084)	0.089* (0.052)	-0.094 (0.101)	0.039** (0.023)	-0.116** (0.051)
户口类型	-0.505*** (0.126)	-0.123 (0.202)	-0.012 (0.092)	-0.047 (0.088)	-0.138 (0.108)	-0.010 (0.012)	-0.243*** (0.052)	0.063 (0.054)
婚姻状况	-0.274** (0.127)	0.398* (0.222)	0.018 (0.049)	0.019 (0.058)	0.154** (0.073)	0.035 (0.051)	0.079** (0.035)	0.079* (0.045)
是否在农村	-0.027 (0.133)	-0.035 (0.153)	-0.277*** (0.063)	-0.153** (0.067)	0.024 (0.098)	0.201 (0.145)	-0.123*** (0.040)	-0.087*** (0.045)
行业	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控
职务	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控	已控
东部省份	0.606*** (0.079)	0.760*** (0.156)	0.201*** (0.038)	0.159*** (0.061)	0.285*** (0.062)	0.196** (0.102)	0.234*** (0.026)	0.247*** (0.043)
中部省份	0.027 (0.085)	0.192 (0.170)	-0.137*** (0.038)	-0.060 (0.061)	-0.095* (0.063)	-0.452*** (0.131)	-0.138*** (0.026)	-0.084** (0.043)
样本数	1 147	1 147	4 944	4 944	5 343	5 343	11 434	11 434

注:* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。行业和职务构造的虚拟变量较多,这里不再列出。

继续观察变量的估计系数。从性别的估计系数来看,在编人员性别的回归系数都不显著,说明在编人员中不存在性别工资差异;但是对于非在编人员,2011年性别的回归系数不显著,2013年的性别系数在1%水平上显著,2015年在10%水平下显著,说明2011—2015年这段时间在非在编人员中呈现出了性别工资差异的趋势。其余变量也可做类似分析。综上所述可以看出,在编和非在编人员的工资决定机制存在差异,采用OB分解进行工资差异分析是合理的。

(三)编制性工资差异的分解。*OB*分解可以将编制性工资差异分解为两部分：个体禀赋差异引起的工资差距和特征回报差异引起的工资差距。表4是*OB*分解的具体结果。首先，观察截距项的贡献，2011年截距项的贡献很大，说明2011年编制性工资差异主要是由截距项的差异引起的。由于截距项反应的是具有参照组特征的人员工资差异，本文的参照组具有女性、低工作经验、低学历等特征，这反映了具有参照组特征群体的编制性工资差异较大。其次，2011—2015年截距项的贡献率不断变小，2015年最小但也解释了编制性工资差异的45.6%，这意味着具有参照组特征的群体编制性工资差异一直较大但呈不断缩小的趋势。

表4 公共部门编制性工资差异的具体分解结果^①

	2011年				2013年				2015年			
	ΔE	ΔU	总效应	贡献率	ΔE	ΔU	总效应	贡献率	ΔE	ΔU	总效应	贡献率
性别	0.008	-0.079	-0.071	-11.8%	0.016	-0.101	-0.085	-14.6%	0.011	-0.070	-0.059	-9.0%
工作经验	0.001	0.376	0.377	62.7%	-0.007	0.435	0.428	73.4%	-0.002	0.379	0.377	57.6%
教育年限	0.196	-0.564	-0.368	-61.2%	0.138	-0.041	0.097	16.5%	0.194	0.105	0.299	45.6%
政治面貌	0.022	-0.070	-0.048	-8.0%	0.004	0.014	0.018	3.1%	0.001	0.030	0.031	4.7%
户口类型	0.018	-0.023	-0.005	-0.8%	0.023	0.001	0.024	4.2%	0.020	-0.016	0.004	0.6%
婚姻状况	0.018	-0.699	-0.681	-113.3%	0.004	0.010	0.014	2.4%	0.020	-0.039	-0.019	-2.9%
是否农村	0.009	0.005	0.014	2.3%	0.025	-0.008	0.017	3.0%	0.007	0.003	0.010	1.5%
行业	0.020	-0.134	-0.114	-19.0%	0.053	-0.008	0.045	7.6%	0.053	-0.050	0.003	0.5%
职务	0.054	-0.201	-0.147	-24.5%	0.072	-0.624	-0.552	-94.7%	0.032	-0.363	-0.331	-50.5%
东部省份	0.001	-0.030	-0.029	-4.8%	-0.010	0.020	0.010	1.7%	0.001	0.033	0.034	5.2%
中部省份	-0.003	-0.020	-0.023	-3.8%	-0.004	-0.028	-0.032	-5.5%	-0.009	0.016	0.007	1.1%
截距	-	1.697	1.697	282.4%	-	0.601	0.601	103.1%	-	0.299	0.299	45.6%
合计	0.344	0.257	0.601	100%	0.313	0.270	0.583	100%	0.339	0.316	0.655	100%

为了回答哪些因素能解释我国公共部门内部的编制性工资差异，继续观察单个变量对工资差异的贡献情况。首先，2011—2015年期间性别的贡献率为负值，即性别解释了编制性工资差异的-14.6%到-9.0%，其中性别结构的差异对工资差异的贡献为正，性别特征的特征回报差异对工资差异的贡献为负。这意味着女性在公共部门略具有工资优势，公共部门不存在对女性的性别歧视。其次，2011—2015年工作经验的贡献率为正且较大，即工作经验变量解释了编制性工资差异的57.6%以上，其中工作经验的特征回报差异对工资差异的贡献为正且较大。这表明我国公共部门存在严重的工作经验歧视，这可能是因为公共部门比较注重资历，表现出了工作经验优势。再次，2011—2015年教育年限和政治面貌的贡献都由负转正且呈逐渐增大趋势，这意味着教育年限和政治面貌逐渐成为导致公共部门编制性工资差异的重要因素。最后，职务对编制性工资差异的贡献较大且为负，其中职务之间的特征回报差异是导致工资差异的重要原因，这意味着编制性工资差异具有很强的职务不均等的特点。

继续从禀赋差异引起的工资差异和特征回报差异引起的工资差异来观察编制性工资差异的特点。表5汇报了的具体结果，从编制性工资总差距来看，2011年的总差异为0.601，2013年为0.583，2015年为0.655，说明我国公共部门的编制性工资差距比较严重。2011—2015年内禀赋差异引起的工资差距总是大于特征回报差异引起的工资差距，说明公共部门员工的禀赋差异是导

^① $\Delta E = (\bar{X}_1 - \bar{X}_0)\beta_1$, $\Delta U = \bar{X}_0(\beta_1 - \beta_0)$, 单个变量的总效应为 $\Delta E + \Delta U$ 。

致编制性工资差异更重要的原因,但特征回报差异的比重也较大且不可忽略。由禀赋引起的工资差距(可解释部分)占总差距的比重呈下降趋势,由特征回报差异导致的工资差距占比呈上升趋势,表明2011—2015年间,不可解释部分(歧视)引起的编制性工资差距越来越大,我国公共部门对非在编人员的工资歧视有变严重的趋势。

表5 公共部门不同编制性工资差异分解(OB分解)

差异	2011年	2013年	2015年
总差距(difference: D)	0.601	0.583	0.655
由禀赋差异引起的(endowments: E)	0.344	0.313	0.339
由特征回报差异引起的(coefficients: C)	0.257	0.270	0.316
禀赋差异可以解释总差距的比例(E/D, %)	57.2%	53.7%	51.7%
特征回报差异可以解释总差距的比例(C/D, %)	42.8%	46.3%	48.3%

注:总差距为不同编制工作的工资对数的平均差距。

六、行政编制和事业编制

我国的公共部门主要包含了政府部门和事业单位,其对应的编制类型为行政编制和事业编制。我们继续考察这两种编制类型之间的差异,分别设置行政编制虚拟变量(行政编制记为1,其余为0)和事业编制虚拟变量(事业编制记为1,其余为0)。回归结果如表6所示:可以看出,行政编制的回归系数总是大于事业编制。以2011年为例,行政编制的回归系数显著为0.427,大于事业编制的0.276。这意味着行政编制在工资方面更具优势,即行政编制和事业编制都有工资优势,但行政编制的工资优势更大。

表6 工资方程的估计结果(OLS)

	2011年	2013年	2015年	混合样本
行政编制	0.427*** (0.103)	0.146*** (0.045)	0.163*** (0.037)	0.144*** (0.027)
事业编制	0.276*** (0.065)	0.058** (0.028)	0.130*** (0.032)	0.132*** (0.021)
其余变量	控制	控制	控制	控制
样本量	1 147	4 944	5 343	11 434

注: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。其余变量已控制,由于篇幅原因未列出。下表统同。

与钱先航等(2015)相同,将样本控制在政府部门和事业单位。按政府部门和事业单位将公共部门分开,分别来考察政府部门内部的行政编制与非编制的工资差异以及事业单位内部的事业编制与非编制之间的工资差异。这不仅能够了解政府部门和事业单位的编制性工资差异的区别,也能检验本文结果的稳健性。

表7分别列举了政府部门和事业单位是否有编制的回归结果。首先,无论是政府部门还是事业单位,是否有编制变量的回归结果都显著为正,说明政府部门和事业单位的在编人员工资显著高于非在编人员工资。其次,从回归系数的大小可以看出,在2011—2015年期间,政府部门的回归系数都大于事业单位,这表明政府部门的编制性工资差异大于事业单位,政府部门的工资不平等现象更加严重。表7的回归结果与表2完全一致,本文的结果是稳健的。

为了进一步观察政府部门和事业单位编制性工资差异的区别,分别对政府部门和事业单位的编制性工资差异进行OB分解。表8分别列举了分解结果。首先观察工资总差异,从2011—2015年政府部门的工资总差距总是大于事业单位的工资总差距。以2015年为例,政府部门的编制性工资差异为0.739大于事业单位的0.588。该结果与表7的回归结果一致,说明与事业单位相比,我国的政府部门存在更加严重的编制性工资差异。其次,从2011—2015年政府部门

的编制性工资差距不断缩小,这可能是我国推行行政化改革的结果。最后,对比禀赋差异引起的工资差距和特征回报差异引起的工资差距。对于政府部门,2011—2015年特征回报差异引起的工资差距总是大于禀赋差异引起的工资差距,这表明政府部门对非编制人员的工资歧视更严重;而对于事业单位,特征回报差异引起的工资差距都小于禀赋差异引起的工资差距,说明事业单位的编制性工资差异更依赖个人禀赋,对非编制人员的工资歧视较弱。

表7 政府部门和事业单位的编制变量估计结果(OLS)

	政府部门			事业单位		
	2011年	2013年	2015年	2011年	2013年	2015年
编制	0.352*(0.161)	0.394*** (0.069)	0.348*** (0.053)	0.241*** (0.067)	0.201*** (0.035)	0.258*** (0.037)
其余变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	324	1 592	1 888	823	3 352	3 455

表8 政府部门和事业单位的编制性工资差异分解(OB分解)

差距分解	政府部门			事业单位		
	2011年	2013年	2015年	2011年	2013年	2015年
总差距(<i>difference: D</i>)	0.881	0.791	0.739	0.492	0.450	0.588
由禀赋差异引起的(<i>endowments: E</i>)	0.351	0.169	0.337	0.314	0.262	0.347
由特征回报差异引起的(<i>coefficients: C</i>)	0.530	0.622	0.402	0.178	0.188	0.241
禀赋差异可以解释总差距的比例(<i>E/D, %</i>)	39.8%	21.4%	45.6%	63.8%	58.2%	59.0%
特征回报差异可以解释总差距的比例(<i>C/D, %</i>)	60.2%	78.6%	54.4%	36.2%	41.8%	41.0%

七、异质性分析和稳健性检验

(一)异质性分析。*OB*分解是对两个群体间工资的平均差异进行分解,然而均值无法反映工资不同位置的分布特征。为了考察工资分解的异质性,Machado和Mata(2005)基于条件分位数回归模型,通过概率变换构建“反事实”工资分布。DiNardo等(1996)通过重置权重(*re-weighting*)函数构建“反事实”工资。Firpo等(2009,2018)提出了基于再中心化影响函数的*RIF*方法,该方法在国内文献中得到了广泛运用(迟巍等,2008;徐舒,2010;卢晶亮,2018;罗楚亮,2018),本文也采用*RIF*方法来考察编制性工资差异的异质性。

表9给出了编制性工资差异在不同分位点上的分解结果,^①为了观察出不同分位点上分解结果的趋势,图1画出了不同分位上分解结果的趋势图。首先,从编制性工资总差距来看,处于工资分布低端的编制性工资差异总是大于处于工资分布高端的编制性工资差异,这在三个不同年份里有一致性的体现。图1(a)能更好地看出这种分布特征的趋势性。以2011年为例,处于25%分位点的编制性工资差距为0.606高于处于75%分位点的编制性工资差距0.499。另一方面,在不同的分位点上,2015年的编制性工资差距总是大于2011年和2013年的编制性工资差距,图1(a)可以更直观地看出这一点。上述结果与本文的*OB*分解结果相契合。

其次,观察不可解释部分占比在不同分位点的趋势情况,^②2011年处于工资分布低端的不可解释部分占比高于处于工资分布高端的不可解释部分占比。2013年不同工资分布的不可解释

① *RIF*分解的估计利用Stata软件中的*oaxaca_rif*命令。

② 禀赋差异引起的工资差异也称为可解释部分,特征回报差异引起的工资差异可称为不可解释部分。不可解释部分是歧视作用的结果,所以此处将其作为主要分析对象。不仅如此,可解释部分占比与不可解释部分占比呈相反趋势特征,图1(b)和图1(c)的对比也可以看出这一点。

部分占比差距较小。2015年表现出与2011年相反的特征,处于工资分布低端的不可解释部分占比低于处于工资分布高端的不可解释部分占比。图1(c)可以清晰地看出这些特征。具体以10%分位和90%分位为例,2011年10%分位上不可解释部分占比为66.9%远大于90%分位上的-1.1%,2013年10%分位上不可解释部分占比为29.6%稍小于90%分位上的37.1%,2015年10%分位上不可解释部分占比为-33.8%远小于90%分位上的62.5%。这些结果说明:在2011年,歧视导致的工资差距在工资分布的低端群体表现最为严重,工资分布的高端群体的工资差异主要是禀赋差异引起的。到2015年,歧视不再是引起工资分布低端群体工资差距的主要原因,工资分布低端群体的工资差异主要是由群体的禀赋差异引起的。

表9 RIF分位数分解结果

差距分解		P10	P25	P50	P75	P90
2011年	总差距	0.744	0.606	0.453	0.442	0.449
	可解释部分占总差距的比例	33.1%	52.6%	45.7%	63.6%	101.1%
	不可解释部分占总差距的比例	66.9%	47.4%	54.3%	36.4%	-1.1%
2013年	总差距	0.731	0.667	0.504	0.390	0.412
	可解释部分占总差距的比例	70.4%	66.1%	65.5%	75.4%	62.9%
	不可解释部分占总差距的比例	29.6%	33.9%	34.5%	24.6%	37.1%
2015年	总差距	0.821	0.750	0.594	0.611	0.618
	可解释部分占总差距的比例	133.8%	107.4%	52.0%	48.8%	37.5%
	不可解释部分占总差距的比例	-33.8%	-7.4%	48.0%	51.2%	62.5%

注: P10、P25、P50、P75 和 P90 分别代表的分位点为 10%、25%、50%、75% 和 90%。

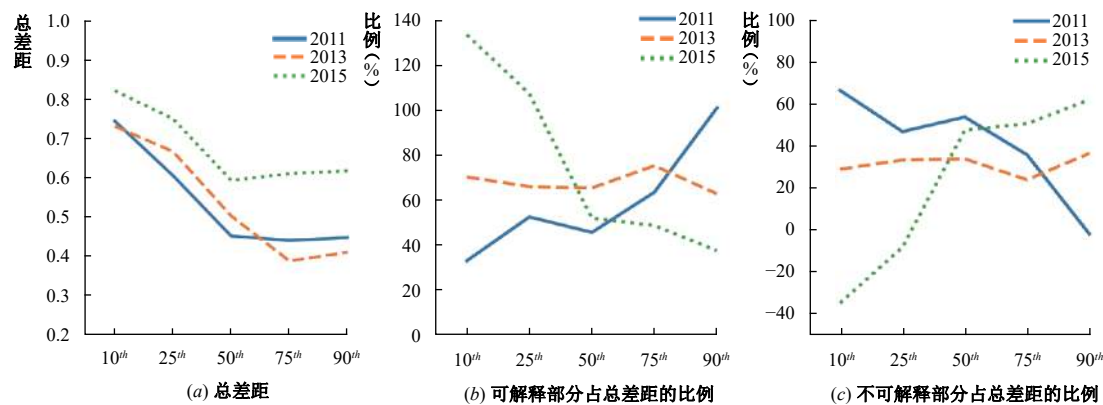


图1 不同分位上的编制性工资总差异、可解释部分占比和不可解释部分占比

(二)稳健性检验。考虑到工资收入估计时可能出现估计偏差,同时也为了体现出本文结果的稳健性,我们从以下两个方面来考察本文结果的稳健性:①首先,为了避免工资收入极端值的影响,剔除工资收入上下5%的样本。结果如表10所示,可以看出,该结果与表5结果一致。其次,CHFS调查数据是一个具有全国代表性的数据库。根据CHFS官方的数据说明,在根据样本推断总体的时候,可以通过权重的调整来真实准确地反映每户样本家庭代表的家庭数量,以获得对总体的正确推断。②本文根据数据库中的权重变量,将每个个体都按照权重进行加权,从总体角度来进行稳健性检验。具体结果如表11所示,容易看出结果稳健。

① 限于篇幅,我们只列举了OB分解的稳健性结果。对其余稳健性检验感兴趣的读者,欢迎向作者索取或参考工作论文。

② 权重变量为:swgt。

表 10 公共部门不同编制性工资差异分解（剔除极端值）

	2011 年	2013 年	2015 年
总差距(<i>difference: D</i>)	0.506	0.504	0.602
由禀赋差异引起的(<i>endowments: E</i>)	0.268	0.243	0.318
由特征回报差异引起的(<i>coefficients: C</i>)	0.238	0.261	0.284
禀赋差异可以解释总差距的比例(<i>E/D, %</i>)	53.0%	48.2%	52.8%
特征回报差异可以解释总差距的比例(<i>C/D, %</i>)	47.0%	51.8%	47.2%

表 11 公共部门不同编制性工资差异分解（加入权重）

	2011 年	2013 年	2015 年
总差距(<i>difference: D</i>)	0.502	0.526	0.578
由禀赋差异引起的(<i>endowments: E</i>)	0.294	0.273	0.303
由特征回报差异引起的(<i>coefficients: C</i>)	0.208	0.253	0.275
禀赋差异可以解释总差距的比例(<i>E/D, %</i>)	58.6%	51.9%	52.4%
特征回报差异可以解释总差距的比例(<i>C/D, %</i>)	41.4%	48.1%	47.6%

八、主要结论和政策建议

本文采用中国家庭金融调查(CHFS)2011年、2013年和2015年数据,考察了我国公共部门在编人员和非在编人员的工资差异。结果显示:编制内外员工的工资存在显著差距,在编人员工资显著高于非在编人员。2011—2015年期间公共部门编制性工资差异显著,禀赋差异引起的工资差距大于特征回报差异引起的工资差距;随着时间的推移,特征回报差异引起的工资差距占总差距的比重略微上升,表明我国公共部门编制歧视有增强的趋势。工作经验是引起公共部门编制性工资差异的最关键因素,这可能是由于编制工作不仅稳定而且注重资历,表现出了工作经验优势,而非编制工作人员流动大,难以形成工作经验优势。教育年限和政治面貌越来越成为影响公共部门编制性工资差异的重要因素。

公共部门的编制性工资差异存在异质性,具体表现为低工资人员的编制性工资差异大于高工资人员;在2011年,歧视导致的工资差距在工资分布的低端群体表现最为严重,工资分布的高端群体的工资差异主要是禀赋差异引起的;到2015年,歧视不再是引起工资分布低端群体工资差距的原因,工资分布低端群体的工资差异主要是由群体的禀赋差异引起的。通过比较政府部门和事业单位的编制性工资差异发现,与事业单位相比,政府部门存在更加严重的编制性工资差异;在政府部门,特征回报差异引起的工资差距大于禀赋差异引起的工资差距,这表明政府部门对非编制人员的工资歧视比较严重;而对于事业单位,特征回报差异引起的工资差距小于禀赋差异引起的工资差距,说明事业单位的工资差异更依赖个人禀赋。

长期以来,我国一直面临居民收入不平等的难题,收入不平等常常表现为工资不平等,同时我国公共部门还存在着因编制导致工资不平等现象。改进地方行政、事业机构编制的管理方式和方法,不仅有助提高我国行政、事业单位的运行工作效率,也能改善我国居民的收入不平等现象。根据实证研究结果,本文提出以下几点政策建议:第一,注重“同工又同酬”政策的落实情况,形成监督机制并将政策严格执行到位。在具体的管理实践中,应当淡化编制身份,形成身份一致认同。第二,公共部门应注重吸取新鲜血液,保持流动性,在选人任人时应更注重能力而非资历。第三,应当更加关注公共部门低工资的非编制群体,因地制宜地提高这部分群体的工资收入能在更大程度上减弱公共部门的工资不平等现象。第四,从编制分类的角度深化改革,加快我国政府部门的行政化改革,近些年我国一直不断推动事业单位改革,政府部门的行政化改革滞

后。改善政府部门存在的工资不平等现象,应先从消除政府部门内部的工资歧视开始。第五,对行政编制和事业编制应当按照“大编制”的理念,实现行政编制和事业编制统筹,打破不同类型编制的使用限制。当前我国正进行事业单位改革,统筹使用各类编制资源,允许行政编制和事业编制置换,可以破解阻滞事业单位改革进程中遇到的问题。第一,注重“同工又同酬”政策的落实情况,形成监督机制将政策严格执行到位。在具体的管理实践中,应当淡化编制身份,形成身份一致认同。第二,公共部门应注重吸取新鲜血液,保持流动性,在选人任人时应更注重能力而非资历。第三,应当更加关注公共部门低工资的非编制群体,因地制宜地提高这部分群体的工资收入能够更大程度减弱公共部门的工资不平等现象。第四,从编制分类的角度深化改革,加快我国政府部门的行政化改革,近些年我国一直不断推动事业单位的改革,政府部门的行政化改革滞后。改善政府部门存在的工资不平等现象,应先从消除政府部门内部的工资歧视开始。第五,对行政编制和事业编制应当按照“大编制”的理念,实现行政编制和事业编制统筹,打破不同类型编制的使用限制。当前我国正进行事业单位改革,统筹使用各类编制资源,允许行政编制和事业编制置换,可以破解阻滞事业单位改革进程中遇到的问题。

机构编制资源是重要政治和执政资源。^①然而,本文的结果却显示编制导致了我国公共部门内部的显著工资差异,加剧了居民收入的不平等,这与公众追求的效率和公平理念严重不符。公共部门应该建立科学的绩效考核体系,强调更为合理和公平的考评标准,弱化编制身份作为群体比较维度,促使所有员工在组织内部能够发挥积极性和主动性。当前国家正在大力推行事业单位改革,编制改革意味着政府管理职能的转变,一些终身职业身份将被打破,但在实践操作中不可盲目推进,需注意其他配套协同政策措施的实施。在保证就业和稳定的前提下,不断推进我国的编制改革。

* 本文获上海财经大学研究生创新基金项目(CXJJ-2019-351)资助。

参考文献:

- [1]姜励卿,钱文荣. 公共部门与非公共部门工资差异的分位数回归分析[J]. 统计研究, 2012, (1): 68-73.
- [2]李实,宋锦,刘小川. 中国城镇职工性别工资差距的演变[J]. 管理世界, 2014, (3): 53-65.
- [3]马璐,刘奕辰. “用工双轨制”中非在编员工社会认同威胁及其管理[J]. 现代管理科学, 2012, (5): 104-106.
- [4]钱先航,曹廷求,曹春方. 既患贫又患不安: 编制与公共部门的收入分配研究[J]. 经济研究, 2015, (7): 57-71.
- [5]陶厚永,刘洪. 何种用工制度更具适应性效率——用工“双轨制”与“单轨制”的比较研究[J]. 中国工业经济, 2009, (1): 118-129.
- [6]王继承. 劳动用工“双轨制”模式成因、利弊与政策含义[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2010, (4): 29-32.
- [7]姚先国. 劳动力的双轨价格及经济效应[J]. 经济研究, 1992, (4): 74-77.
- [8]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): 129-140.
- [9]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): 15-25.
- [10]张志学,秦昕,张三保. 中国劳动用工“双轨制”改进了企业生产率吗?——来自30个省份12314家企业的证据[J]. 管理世界, 2013, (5): 88-99.
- [11]Adams J S. Inequity in social exchange[J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1965, 2: 267-299.
- [12]Barsky R, Bound J, Charles K K, et al. Accounting for the black-white wealth gap: A nonparametric approach[J]. Journal of the American Statistical Association, 2002, 97(459): 663-673.

^①《中国共产党机构编制工作条例》。

- [13]Corbo V, Stelcner M. Earnings determination and labour markets: Gran Santiago, Chile-1978[J]. *Journal of Development Economics*, 1983, 12(1-2): 251–266.
- [14]Delery J E, Doty D H. Modes of theorizing in strategic human resource management: Tests of universalistic, contingency, and configurational performance predictions[J]. *Academy of Management Journal*, 1996, 39(4): 802–835.
- [15]DiNardo J, Fortin M N, Lemieux T. Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach[J]. *Econometrica*, 1996, 64(5): 1001–1044.
- [16]Gunderson M. Earnings differentials between the public and private sectors[J]. *The Canadian Journal of Economics*, 1979, 12(2): 228–242.
- [17]Gyourko J, Tracy J. An analysis of public-and private-sector wages allowing for endogenous choices of both government and Union Status[J]. *Journal of Labor Economics*, 1988, 6(2): 229–253.
- [18]Heckman J J. The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models[J]. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1976, 5(4): 475–492.
- [19]Janssen O. Fairness perceptions as a moderator in the curvilinear relationships between job demands, and job performance and job satisfaction[J]. *Academy of Management Journal*, 2001, 44(5): 1039–2050.
- [20]Katz L F, Krueger A B. Changes in the structure of wages in the public and private sectors[R]. NBER Working Paper # 3667, 1991, National Bureau of Economic Research, Princeton University, April.
- [21]Krueger A B. Are public sector workers paid more than their alternative wage? Evidence from longitudinal data and job queues[A]. Freeman R, Ichniowski B C. When public sector workers unionize[M]. Chicago: University of Chicago Press, 1988.
- [22]Leibenstein H. Allocative efficiency vs. “X-Efficiency”[J]. *The American Economic Review*, 1966, 56(3): 392–415.
- [23]Leibenstein H. Beyond economic man: A new foundation for microeconomics[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1976.
- [24]Lepak D P, Snell S A. The human resource architecture: Toward a theory of human capital allocation and development[J]. *Academy of Management Review*, 1999, 24(1): 31–48.
- [25]Lindauer D L, Sabot R H. The public/private wage differential in a poor urban economy[J]. *Journal of Development Economics*, 1983, 12(1-2): 137–152.
- [26]Machado J A F, Mata J. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20(4): 445–465.
- [27]Moulton B R. A reexamination of the federal-private wage differential in the United States[J]. *Journal of Labor Economics*, 1990, 8(2): 270–293.
- [28]Mueller R E. Public-private sector wage differentials in Canada: Evidence from quantile regressions[J]. *Economics Letters*, 1998, 60(2): 229–235.
- [29]Neuman S, Oaxaca R L. Estimating labor market discrimination with selectivity-corrected wage equations: Methodological considerations and an illustration from Israel[R]. Discussion Paper No. 2-2003, 2003.
- [30]Pearce J L. Toward an organizational behavior of contract laborers: Their psychological involvement and effects on employee co-workers[J]. *Academy of Management Journal*, 1993, 36(5): 1082–1096.
- [31]Pederson P J, Schmidt-Sørensen J B, Smith N, et al. Wage differentials between the public and private sectors[J]. *Journal of Public Economics*, 1990, 41(1): 125–145.
- [32]Smith S P. Pay differentials between federal government and private sector workers[J]. *ILR Review*, 1976, 29(2): 179–197.
- [33]Van Ophem H. A modified switching regression model for earnings differentials between the public and private sectors in the Netherlands[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1993, 75(2): 215–224.

Is the Wage of Regular Employees Higher? A Study on the Difference and Evolution of Establishment Wages in China's Public Sectors

Sun Guangya, Zhang Zhengyu

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Summary: The “dual system” employment is an important feature of China’s public sector personnel management. This article uses the data from the 2011, 2013 and 2015 China Household Finance Survey to investigate the wage difference and its evolutionary trend caused by the dual system. The results show that there is a significant gap between the wages of regular employees and contracted employees, and the wage of regular employees is significantly higher than that of contracted employees. From 2011 to 2015, public sectors’ establishment wage gap was significant, and the wage gap caused by the endowment difference was greater than the wage gap caused by the characteristic difference; over time, the proportion of wage gap caused by the characteristic difference in the total gap increased slightly, indicating discrimination in the establishment of public sectors in China is on the increase. Work experience is the most critical factor that causes establishment wage differences in public sectors. This may be because establishment work is not only stable but also pays attention to qualifications, which shows work experience advantages; while high mobility makes it difficult for contracted employees to form work experience advantages. Years of education and political status have increasingly become important factors affecting establishment wage differences in public sectors.

There is heterogeneity in establishment wage differences in public sectors, which is manifested that the establishment wage difference of low-wage personnel is greater than that of high-wage personnel; in 2011, the wage gap caused by discrimination was the most serious in the low-end groups of wage distribution, and the wage difference among high-end groups are mainly caused by the difference in endowments; by 2015, discrimination is no longer the cause of wage gaps in the low-end groups of wage distribution, and the wage difference among low-end groups are mainly caused by the difference in endowments. By comparing the establishment wage difference between government departments and public institutions, it is found that compared with public institutions, government departments have a more serious wage difference; in government departments, the wage gap caused by the difference in characteristic is greater than the wage gap caused by the difference in endowments. This shows that government departments have serious wage discrimination against contracted employees; for public institutions, the wage gap caused by the difference in characteristic is smaller than the wage gap caused by the difference in endowments, which indicates that the wage difference in public institutions is more dependent on personal endowments.

For a long time, China has been facing the problem of income inequality, which is often manifested as wage inequality, and there is serious wage inequality caused by establishment in China’s public sectors. Improving the management mode of the establishment of local administrative and public institutions will not only help to improve the operational efficiency of administrative and public institutions, but also help to reduce the income inequality of residents in China.

Key words: public sectors; dual system; wage differentials; Oaxaca-Blinder Decomposition; Unconditional Quantile Decomposition

(责任编辑 石头)