

国有单位工资结构及其就业规模变化的 收入分配效应: 1988—2007^{*}

夏庆杰 李实 宋丽娜 Simon Appleton

内容提要:本文使用1988年、1995年、2002年、2007年CHIP城镇入户调查数据考察国有单位工资结构及其就业规模变化的收入分配效应。为此,本文采用了分位数回归方法、以多重分位数回归为基础的Machado & Mata(2005)反事实分解方法及作者扩展了的方法。各结果表明:国有企业就业份额大幅度下降导致中国城镇工资收入差距显著下降;然而国有企业减员增效改革完成以后,国有企业工资高于非国有企业的幅度及其不合理部分大幅度上升,其结果是城镇工资收入差距扩大。

关键词:国有单位 城镇工资收入差距 分位数回归 反事实分析

一、导言

改革开放以来,中国城镇国有经济部门的工资决定因素和规模均发生了巨大变化。一方面国有部门特别是国有企业部门的工资支付体制越来越趋于市场化,另一方面自20世纪90年代国有企业改革以来国有企业数量及就业份额大幅度缩减。但是国有企业部门依然控制着中国的主要经济命脉。在中国经济高速增长的同时,中国收入分配差距特别是国有垄断企业和其它企业之间的工资收入差距也在快速扩大。据国家发改委(2007)报告,工资收入最高行业与最低行业之间的人均工资之比已经由1990年的1.76倍上升到2005年的4.88倍,其中国有企业、集体企业、其他所有制企业的平均工资年增长幅度分别为15.3%、13.5%、12.9%,金融保险业、邮政通讯业、水电供应业的平均工资年增长幅度同期更高一些,分别为20.2%、17.0%、16.4%。陆正飞等(2012)根据1999—2009年上市公司数据发现中央国企的职工工资高于地方国企,地方国企的工资又高于非国有企业。这就引出了本文所考察的问题,即国有部门,特别是国有垄断部门工资支付体制及其就业规模的变化究竟对城镇工资收入分配差距带来了什么样的影响。

很显然,搞清楚这个问题需要分解出国有部门工资支付体制及就业份额的变化各自对城镇工资收入差距的影响。为此,我们使用具有全国代表性的1988年、1995年、2002年、2007年中国家庭收入项目(China Household Income Projects,CHIP)城镇入户调查数据,及Machado & Mata(2005)提出的反事实分解方法(及作者对该方法的扩展)分解出国有部门工资支付体制变化和就业规模变化对工资收入差距的影响。

二、改革开放以来国有部门工资体制及规模的变革和现状

在计划经济时期,国有企业职工工资是根据国家工资制度制定的,其中职工的职称级别是工资

* 夏庆杰,北京大学经济学院,北京大学经济与人类发展研究中心,邮政编码:100871,电子信箱:qingjie.xia@pku.edu.cn;李实,北京师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:100875,电子信箱:lishi@bnu.edu.cn;宋丽娜,英国诺丁汉大学社会学与社会政策学院,电子信箱:Lina.Song@nottingham.ac.uk;Simon Appleton,英国诺丁汉大学经济学院,电子信箱:Simon.Appleton@nottingham.ac.uk。本文研究是在2011年度教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“提高居民收入在国民收入中的比重研究”(批准号:11JZD015)的资助下完成的,特此致谢。感谢审稿人的意见,文责自负。

的最主要决定因素, 而职工的生产特征如受教育程度和技能得到的经济回报较低(Knight & Song, 1993; Zhang et al. , 2005)。中国政府从 1981 年开始允许国有企业根据盈利状况实行浮动工资制度。1984 年 10 月, 中共第十二届三中全会通过了“经济体制改革决定”。根据决定的精神, 政府一方面在双轨制^①下增加国有企业的经营自主权, 另一方面有限度地放松了对于工资的严格管制, 允许经营效益好的公司提高工资水平, 可以对那些为企业创造较高经济效益的职工支付较高一些的工资, 这使得职工工资收入出现了差异化(戴园晨, 1994)。尽管开始时规定国有企业的浮动工资(奖金)部分不得超过企业工资总额的 5%, 但是后来这个限额被逐渐取消(Meng, 2000)。由于预算软约束和不用承担经营风险, 国有企业经理的经营目标不是企业利润最大化而是国企职工的奖金福利最大化, 甚至在经营亏损的情况下也不惜通过银行贷款给职工发高额奖金(Walder, 1987, 1989)。事实上, 国有企业经理也具有提高其职工工资和福利的内在动机, 但是政府一直在限制国有企业经理层和职工之间的工资差距。1986—1992 年期间, 国家规定即使是经营好的国有企业, 其经营者年收入也要限制在本企业职工平均年收入的 2—3 倍(陈冬华等, 2005)。尽管 1986 年以后允许国企内部工资分配可以有较大差距, 但是由于很难鉴别不同职工生产效率上的差别, 最后浮动工资部分(即奖金)基本流于平均分配(Meng, 2000)。Meng(2000) 根据 1985—1992 年的企业调查数据发现: 在国有企业里, 利润留成是工资的主要决定因素, 职工劳动生产率对工资没有影响; 而在私有企业, 情况则恰好相反。因而除了奖金和各种补贴不断增加,^② 国有企业的工资决定机制在 20 世纪 90 年代中后期的大规模国企改革以前没有什么变化。

20 世纪 90 年代中后期的国有企业改革对城镇劳动力配置体系市场化产生了巨大影响。1992 年邓小平南巡讲话后, 中国经济体制改革和市场化进程加快, 1993 年 11 月中共十四届三中全会通过了旨在全面建立市场经济制度的《关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》。此后中国实施了一系列深入的改革措施, 如取消计划内指标、统一税制、紧缩银行贷款等, 其中最重要的莫过于国企改革。长期以来, 国有企业效率低下、人浮于事, 很多国有企业靠财政补贴和银行贷款度日。20 世纪 90 年代上半期大批国企经营亏损。^③ 新改革政策的实施对效率低下的国有企业来说是雪上加霜。面对亏损日渐增加的国有企业及由此造成的日益沉重的财政包袱, 中国对 12 万多家国有企业进行了减员增效、“抓大放小”的改革。结果是到 2003 年底国企下岗职工达 2818 万人(国务院新闻办, 2004), 国企雇员数量减少了 50%, 国企数量由 20 世纪 90 年代中期的 12 万多家下降到 2004 年的不到 3.2 万家, 减少了 74% (Naughton, 2007)。与此同时, 政府也开始进行以建立现代企业制度为中心的国企改制, 并加强具有重要战略地位的大型国有企业的地位。^④ 改革和重组后国企的职工工资及奖金大幅度上升。^⑤ 即使在大规模裁员期间, 国有企业仍然提高了未下岗职工的工资(Appleton et al. 2005; 白重恩等, 2006)。国家发改委(2007) 报告认为 1990—2005 年期间国有垄断企业和非垄断企业之间工资差距急剧扩大, 陆正飞等(2012) 根据 1999—2009 年上市公司数据发现国有企业的职工工资高于非国有企业。

2003 年 6 月国有资产监督管理委员会成立以后, 央属国有企业实施工资总额包干制度, 即国资委

① 国有企业在根据计划价格完成国家的计划生产任务的情况下, 可以按照市场价格自主为市场需要而生产; 农户在按照计划价格卖给国家定额粮食后, 余粮及其它农产品可以在市场上按市场价格自由销售。

② 奖金占国企职工年收入总额的比例由 1978 年的 2.4% 上升到 1993 年的 23.3%, 各种补贴的份额在同期由 6.5% 上升到 25.1% (Meng, 2000)。

③ 1991 年大约有 40% 的国有大中型企业亏损(朱镕基, 2011) , 1995 年国有企业亏损面达 43% , 亏损额为 883 亿元(周力军, 1996) , 到 20 世纪 90 年代中期国有中小型企业整体上是亏损的(Naughton, 2007) , 到 1996 年时国有企业利润占 GDP 的比重几乎为零(Naughton, 2007) 。

④ 如银行金融、电讯、铁路运输、国家电网、原子能、石油、空间技术、水和煤气供应等行业的大型国有企业。

⑤ 作者根据 CHIP 数据计算得出。

每年根据各个国有企业以往年份的工资开支总额分别与它们谈判下一年度的工资包干总额;后来地方国资委也对其所属的国有企业实施了工资总额包干制度。工资总额包干制度有效地遏制了国有企业雇员的不合理增加和工资成本的不合理上涨。但是,由于工资总额的限制和现有职工工资水平的提高,国有企业不愿增加新的雇员,这可能是2002年以后国企就业总额在城镇就业总额中比重下降的主要原因(表1)。国有企业拥有数万亿元的国有资产而且其规模还在不断快速增长,这与其不断缩小的就业规模不大相称。另外2002年以后国企管理层年薪制的实行也导致国企内部收入差距扩大,^①如国企经理人收入与国企职工平均工资之间的差距达9~10倍(廖建桥等,2006;柏培文,2008)。陈冬华等(2005)发现国企高管的年职务消费总额高达其年薪的10倍之多。

在国有企业之外,国有部门的另一个重要组成部分是国家机关及事业单位。根据CHIP城镇入户数据,国家机关及事业单位的雇员数量稳占城镇就业总量的30%,而且略有上升的趋势(表1)。1993年公务员工资制度改革开始允许建立地区附加津贴制度,使不同地区机关工作人员工资的提高与当地经济发展联系起来,允许省、自治区、直辖市运用地方财力安排工资性支出。此后,不同地区和同一地区的不同政府部门之间出现了工资水平的较大差异(戴柏华等,2005;刘昕,2006)。另外,公务员的工资也高于国企工资,更高于集体企业和私企工资(戴柏华等,2005)。还有,1998—2002年期间政府机关和事业单位人员的工资得到三次增加(朱鎔基,2011)。因此,吴敬琏(2008)认为工资收入差距扩大主要是由国有垄断企业和腐败造成的;岳希明等(2010)也发现国有垄断企业造成的职工收入差距过大。另外,陈斌开等(2009)发现所有制结构和工资结构变革导致城镇工资收入差距扩大,张车伟和薛欣欣(2008)、尹志超和甘犁(2009)等也发现国有部门的职工工资高于非国有部门。

综上所述,20世纪90年代中后期以来,国企雇员数量大幅度减少,工资支付体制日趋市场化,工资水平大幅度提高而且内部差距也在扩大;国家机关及事业单位的工资水平也在不断提高。与此同时,中国城镇的收入分配差距也急剧扩大,如城镇职工工资收入的基尼系数由1988年的0.24剧增到2007年的0.44。^②基于以上讨论,我们提出本文的假设:国有垄断企业高工资导致职工工资收入差距扩大。

三、数据和方法

(一) 数据

本文以CHIP中1988年、1995年、2002年、2007年的城镇家庭入户调查数据为基础。CHIP入户调查是由研究中国经济问题的国际学者和中国社会科学院经济研究所的研究人员设计(本文作者也参与了设计),样本采用国家统计局的具有全国代表性家庭调查项目的子样本。CHIP数据样本在1988年抽取了中国大陆31个省份中的10个、在1995年抽取了11个、在2002年抽取了12个、在2007年抽取了9个。为CHIP入户调查所设计的问卷比官方收入调查问卷更加详细,特别是关于收入和劳动的部分。我们为各年的截面数据分析构造了一个实际工资变量,它包括:奖金、价格补贴(这一项在1988年物价补贴取消之前非常重要),以及在边远山区工作的地区性津贴、实物收入和第二职业收入。^③此外,我们根据中国国家统计局公布的相关省市城镇居民消费物价指数把各年数据中的工资收入变量调整为以2002年不变价格为标准的变量。Griffin & Zhao(1993)、Riskin et al. (2001)、Li & Sato (2006)、Gustafsson et al. (2008)等对各年的CHIP入户调

① 作者根据CHIP数据得出的发现。

② 作者根据CHIP数据计算得出。

③ 名义工资通过区域城镇消费物价指数调整为实际工资。

查数据及其结果进行了详细介绍。

CHIP 城镇入户调查仅仅覆盖了具有城镇户口的家庭。但仅仅估计城镇户口就业人口的工资函数在方法上是恰当的。原因是行政性控制使出生在农村的人群很难获得城镇户口, 因而任何样本选择偏差几乎都是可以忽略的。将分析限定在拥有城镇户口的子样本上使我们能够考察特定群体工资结构的改变, 并据此得出福利状况相应改变的推断。但是, 没有包括农民工在内也使我们不得不遗漏城镇劳动力市场中的一个重要方面。而且, 由于这一时期进城农民工数量急剧增加, 这种遗漏的损失也变得越来越严重。^① 中国政府 1988 年开始允许农民进城经商, 从此以后政府逐渐放松对农民工进城的限制(Linge & Forbes, 1990)。进城农民工数量的增加可能对城镇职工中的不同群体带来了不同的影响。具体来说, 农民工尤其可能对那些与他们具有类似特征或者在类似部门工作的城镇居民的工资增加具有抑制作用。^②

我们根据 CHIP 计算了 1988—2007 年的城镇工资收入差距状况。基尼系数由 1988 年的 0.237 陡升到 1995 年的 0.345, 尽管到 2002 年时该指标没有显著变化, 但是在 2007 年时该系数猛烈上升到 0.439。工资分布的第 90 个百分位数与第 10 个百分位数的比率由 1988 年的 2.82 逐渐上升到 2007 年的 6.43。非国有部门内部的工资收入差距高于国有部门, 而且其各自内部的工资收入差距也在上升(2002 年除外)。另外, 随着中国经济市场化水平的提高, 国家机关事业单位和国有企业的职工工资收入差距也在大幅度上升, 而且与非国有部门的差距越来越小。

图 1 给出了根据 CHIP 数据绘制的不同分位数上国有部门与非国有部门的职工实际日工资收入差距, 1988 年时在工资分布的第 10 个百分位数上国有部门的工资为非国有部门的 1.5 倍, 该比率随着工资水平提高而稳步下降到第 90 个百分位数上的 1.1 倍。1995 年时这种低工资水平上差距大、而高工资水平上差距小的特征不仅没有改变而且得到强化, 第 10 个和第 90 个百分位数上的工资差距分别为 1.9 和 1.2 倍。2002 年时依然是国有部门的工资高于非国有部门; 但是在工资分布的最低四分之一区间上国有部门与非国有部门的工资比率低于 1995 年水平, 而且在这个工资分布段上工资越低, 低于 1995 年的幅度越大; 在更高的工资区间上 2002 年与 1995 年差异不大。这可能是由于国企改革导致了工资分布低段上职工工资下降。到了 2007 年, 在工资分布的下半部(中位数以下)国有部门与非国有部门的工资比率与 2002 年相比进一步降低, 在工资分布的上半部(中位数以上)该比率与 2002 年相比整体上相差不大。总之, 1995 年国有部门工资高于非国有部门的幅度大于 1988 年, 而且工资水平越低这一幅度越大; 1995—2007 年, 在工资分布低段国有部门工资高于非国有部门的幅度不断降低, 但是在工资分布中上段这一幅度几乎没有什么变化。

(二) 计量经济学方法

1. 使用分位数回归(quantile regression) 估计工资函数

首先我们采用分位数回归估计传统的 Mincer(1973) 工资方程。在解释变量向量 X_{it} 及 $\theta \in (0, 1)$ 给定的情况下, $Q_\theta(\ln w_{it} | X_{it})$ 表示第 i 个人第 t 年对数工资的 θ 分位数。设:

$$Q_\theta(\ln w_{it} | X_{it}) = X_{it}' \beta_\theta(\theta) \quad (1)$$

其中 X_{it} 是代表解释变量的向量(包括职工的受教育年限、潜在工作经验及其平方项、性别、是否是

^① 关于进城农民工的高质量数据到目前为止还没有。然而, 根据官方估计, 流动人口(也就是那些不在户籍所在地生活的)从 1983 年的约 200 万增加到了 2000 年的 6100 万左右(Fleischer & Yang, 2004)。虽然并不是所有这些人口都在较大的城镇就业, 但大多数人将会如此, 而且我们认为官方的估计是保守的。

^② 中国社科院经济所 1999 年的入户调查集中于那些已经在城里稳定下来的农民工, 目的是考察他们和那些拥有城镇户口的职工的异同(Appleton et al., 2004)。超过一半的农民工是个体户, 而城镇居民中仅有 1% 是个体户。因而进城民工并不会直接和城镇居民在劳动力市场上竞争。农民工所受教育更少, 更年轻, 大多数是男性。农民工工作岗位的分布也和城镇居民有显著的区别, 农民工大量集中就业于服务业和零售业部门, 只有很少的农民工就业于高技术和工业部门。

党员、是否是少数民族、工作特征如职业、就业企业所有制、行业、最后是省份虚拟变量) $\beta_u(\theta)$ 是其对应的系数向量。通过最小化以下函数可以估计出 $\beta_u(\theta)$:

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(\ln w_{it} - X'_{it} \beta_{it}(\theta)) , \rho_\theta(\varepsilon) = \begin{cases} \theta \varepsilon & \text{当 } \varepsilon \geq 0 \\ (\theta - 1) \varepsilon & \text{当 } \varepsilon < 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中 $\rho_\theta(\varepsilon)$ 为检查函数 (check function), ε 可理解为回归残差 (Koenker, 2005; Angrist & Pischke, 2009)。

相对于 OLS 回归而言, 分位数回归方法具有诸多优点。本文所使用的四个年度的数据均为大型截面数据。这类数据的特点是职工工资收入变量分布偏斜^①、含有超常值 (outliers)。在这种状况下使用 OLS 估计工资函数很难得到无偏有效的估计结果, 如超常值对 OLS 的估计结果影响很大, 剔出超常值则会导致估计结果无法反映数据的全貌。另外, 在大型截面数据情况下 OLS 回归大多受制于异方差的困扰。再者, OLS 只能在均值水平上反映相关解释变量对被解释变量的影响, 即使是使用面板数据也是如此。相比之下, Koenker & Bassett (1978, 1982) 提出的分位数回归则在不受超常值、异方差、被解释变量分布偏斜困扰的同时,^② 可以把解释变量对被解释变量的影响在后者的整个分布上都显示出来。此外, 分位数回归中还可以观测到劳动力的不可观测的异质性。这对于理解收入分配是至关重要的。从 Buchinsky (1994) 使用分位数回归分析美国工资结构变化以来, 分位数回归在分析工资收入的决定因素上已获得越来越多的应用 (Koenker & Hallock, 2001; Knight & Song, 2003; Machado & Mata, 2005; 罗楚亮, 2007; 张车伟和薛欣欣, 2008; Qu & Zhao, 2008; Angist & Pischke, 2009)。

分位数回归方法也不是完美的。其弱点是一旦不同分位数上的回归残差 $\varepsilon_i^{\theta_1}, \varepsilon_i^{\theta_2}, \dots, \varepsilon_i^{\theta_n}$ 不服从独立同分布的情况, 关于其回归估计结果的统计推断便不再成立, 而截面入户调查数据中常见的超常值和分布偏斜往往造成分位数回归残差偏离独立同分布 (Hao & Naiman, 2007)。在这种情况下, 一种可选择的方法是使用“自助法”(bootstrap) 进行分位数回归 (Kocherginsky et al., 2005), 它不需要回归残差服从独立同分布的假设。因此, 本文采用了“自助法”分位数回归方法。

另外, 在解释分位数回归结果时应注意分位数回归是条件回归。如果某职工的工资属于无条件工资分布的高分位数工资, 而该职工又不具备能够解释此解释变量的观测值, 那么该职工具有某些不可观测的工资决定因素。这可能是由于测量误差或者随机因素的作用。关于不可观测因素也有理论上的分析, 如影响收入的不可观测特征经常被归类为“能力”(包括一个人的决心、雄心、毅力、智商以及外表特征等); 又如在分析工资的决定因素时我们通常观测不到企业的规模和盈利能力, 但是租金分享理论 (rent-sharing theories) 认为这些因素可能对工资具有显著影响。

由于无法控制不随时间变动且不可观察的工资决定因素, 截面数据回归分析可能是有偏的, 即使分位数回归也是如此 (Chernozhukov & Hansen, 2006)。为纠正这种偏差, 现有文献使用了工具变量方法 (Chernozhukov & Hansen, 2006; Albrecht et al., 2009; 张车伟、薛欣欣, 2008)。由于 CHIP 问卷不断调整, 很难为四个年份的截面数据找到相同或类似的工具变量, 因而本文在截面数据的分位数回归中没有使用工具变量。另外, 考虑到使用以上四个年份截面数据估计工资函数时使用了相同的解释变量和被解释变量, 因而不随时间变动且不可观察的工资决定因素或内生性所导致的估计偏差方向应该相同; 而 MM 反事实分解主要看相关变量系数变化或变量本身变化所导致的工资差距变化, 因此这种偏差不会影响 MM 方法的反事实分解结果。

① 从表 1 可以看出四年的工资收入变量均不同程度地向右偏斜。

② Koenker & Bassett (1978) 认为相对于 OLS 来说, 分位数回归对超常值更为不敏感, 而且在被解释变量偏离正态分布的情况下也可以得出稳健的估计结果。Deaton (1997, 第 80—83 页) 认为分位数回归不会受制于异方差的困扰。

我们在方程(1)中控制了 CHIP 数据中能够包含的可以跨期比较的相关解释变量如性别、受教育年限、潜在工作经验及其平方项、是否是共产党员、是否是少数民族、职业、产业(或行业)部门、省份等变量。然而由于 2007 年数据没有职工是否是共产党员的观测值,因而我们在 2007 年的工资函数没有控制职工是否是共产党员变量。

2. 反事实分布分解方法

我们使用 Machado & Mata(2005) 提出的反事实分解(counterfactual decomposition)方法(MM 方法)。MM 方法使用多重分位数回归把可以观测到的工资收入差距分解为“价格”因素(工资函数回归中的系数)与“量”的因素(劳动力构成),然后通过模拟来观测这两个因素对工资收入差距的各自影响。具体来说,对工资分布密度的变化可以进行如下反事实分解:

$$\begin{aligned} \alpha(f(w(1))) - \alpha(f(w(0))) &= [\alpha(f^*(w(1); X(0))) - \alpha(f^*(w(0); X(0)))] \\ &+ [\alpha(f^*(w(1); X(0))) - \alpha(f^*(w(1); X(0); \text{covariate}))] + \text{residual} \end{aligned} \quad (3)$$

其中 $f(w(t))$ 表示基于 t 年可观测样本 $\{w_i(t)\}$ 的工资对数 w 的边缘密度(marginal density)的估计值 $f^*(w(t))$ 表示基于 t 年的模拟出来的样本 $\{w_i^*(t)\}$ 的工资对数 w^* 的边缘密度的估计值, $t = 0, 1$ 。 $f^*(w(1); X(0))$ 表示 $t = 1$ 时的反事实密度,即如果所有的解释变量具有 $t = 0$ 时间下的分布; $f^*(w(1); X^i(0))$ 表示 $t = 1$ 时的反事实密度,即如果只有部分解释变量 X^i 具有 $t = 0$ 时间下的分布。进而,某解释变量 x_i 变化(如国有部门就业份额的跨期变化)对职工工资收入不平等指标总体变化的贡献可由下面的式子来衡量:

$$\alpha(f^*(w(1))) - \alpha(f^*(w(1); x_i(0))) \quad (4)$$

根据 MM 方法,由某个解释变量回归系数 β_i 跨期变化对职工工资收入不平等指标总体变化的贡献可由下面的式子来衡量:

$$\alpha(f^*(w(0); \beta_i(1))) - \alpha(f^*(w(0); \beta_i(0))) \quad (5)$$

其中 $f^*(w(0); \beta_i(1))$ 表示当所有解释变量具有 $t = 0$ 时的分布、解释变量 x_i 系数取 $t = 1$ 时的系数 $\beta_i(1)$ 、其他解释变量系数维持 $t = 0$ 时对数工资 w 的密度估计值。根据式(5)我们可以对由某方面的工资支付结构的变化导致的工资不平等指标变化进行反事实分解。从而,我们可以对国有部门的高工资是否导致工资差距扩大进行检验。

从本质上讲,MM 的反事实分解分析是 Oaxaca(1973) 方法在条件分位数回归环境下的推广,因而在对解释变量虚拟变量组进行反事实分解情况时也受指数基准问题(index number problem)的困扰。^① MM 方法的关键部分是通过大量分位数回归构造实际工资分布的模拟分布 $\{w_i^*(t)\}$ 。这个过程实际上是从收入的条件分布过渡到边缘分布(或者说无条件分布)的过程。为此,我们首先需要对某截面数据进行 n 个 θ_i 分位数回归以得到 n 个系数 $\beta^i(\theta_i)$,^② 接下来从解释变量 $X(t)$ 中有放回地随机抽取 n 个观测值,并用 $\{x_i^*\}_{i=1}^n$ 来表示,最后我们得到 $\{w_i^*(t) = x_i^*(t) \beta^i(\theta_i)\}_{i=1}^n$ 。Machado & Mata(2005) 对该方法有更具体的说明。

最后,由于中国经济转型是逐渐的,因而我们所做的 MM 反事实分解也是分期进行的,如分为 1988—1995 年阶段、1995—2002 年阶段、2002—2007 年阶段。在任何两年数据的反事实分解中,分位数回归中所使用的解释变量完全相同。这样做还因为 CHIP 数据不同年份的省份的非对称性,分阶段分析可以尽量少损失省份观测值。

① Yun(2005)、郭继强等(2009)就 Oaxaca 分解中的指数基准问题提出了新的解决办法。然而在分位数回归情况下目前学术界还没有更好的办法处理这个问题,只能是尝试不同的顺序。

② 按照 Machado & Mata (2005) 需要在 $[0, 1]$ 随机抽取 n 个 θ_i 。但实际应用中,我们参照 Albrecht et al. (2003) 和 Rica et al. (2008) 的做法,只是在 $[0, 1]$ 按等距离步长取 999 个值。

四、分位数回归结果

(一) 国家机关事业单位和国有企业的工资差距分析

在本文中,国有部门

表1 职工个人的生产性及非生产性特征、工作特征

职工包括国有企业雇员与国家机关事业单位雇员。在比较国有部门和非国有部门的工资差距之前,有必要搞清楚国有企业和国家机关事业单位之间的工资差距。在CHIP数据中,国家机关事业单位雇员占城镇就业总量的比重一直稳定在30%,且略有上升迹象,但是国企职工

	1988年	1995年	2002年	2007年
观测值个数	17733	12245	10133	6938
职工就业的所有制结构(%)				
国有部门	77.67	79.04	64.76	49.83
政府机关及事业单位		29.66	30.90	31.82
国有企业		50.95	33.86	18.00
城镇集体企业	20.28	15.06	6.86	5.36
私营企业	0.77	1.65	20.72	34.48
外企及中外合资企业	0.36	1.27	2.17	7.08
其它所有制企业	0.92	2.98	5.49	3.26

数据来源:CHIP 1988年、1995年、2002年、2007年城镇入户调查数据(以下各表同)。

占城镇就业总量的比重由1995年的51%下降到2002年的34%,2007年进一步下降到18%(表1)。国企就业量的大幅度下降是20世纪90年代中期以来国有企业大规模减员增效、抓大放小的结果。接下来的问题是:国企雇员的工资水平与国家机关事业单位雇员相比是否有差异?为此,我们对能够区分国企雇员和国家机关事业单位雇员的1995年、2002年、2007年等三年CHIP数据分别进行了回归分析。分析中,我们在职工就业单位所有制虚拟变量组中把国有部门改为国家机关事业单位和国企,并且把国企作为职工就业单位所有制虚拟变量组的对比变量,其他控制变量不变。从OLS回归来看,1995年时国家机关事业单位的工资比国企显著高8%,2002年时显著高5%,2007年低2%(统计上不显著)。因而,与国企相比,国家机关事业单位的工资水平在不断下降,到了2007年二者之间已经没有显著区别。从多重分位数回归结果(图2)来看,1995年、2002年国家机关事业单位的工资高于国企的幅度随着工资水平上升而不断下降;换句话说,从这两年数据来看,工资水平越低,国家机关事业单位工资高于国企的幅度越大;1995年时在工资分布低端(5%分位数上)二者差距最高达13%,在工资分布高端二者没有显著差异;2002年时在工资分布低端(5%分位数上)二者差距最高达16%;但是在工资分布的最高四分之一区段上,国企工资开始高于国家机关及事业单位,并且工资越高,这种差距越大,最大时达11%(95%分位数上)。到了2007年在工资分布上半部(中位数以上)国家机关及事业单位的工资已不再高于国企(从统计上看无差异),在下半部(中位数以下)前者的工资已低于后者。

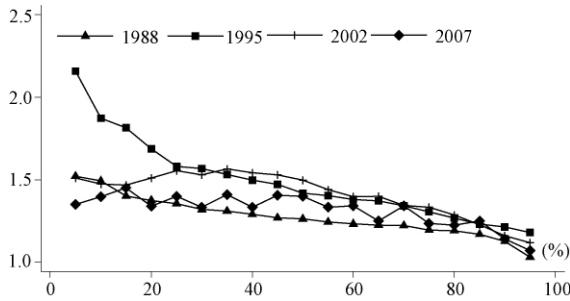


图1 国有单位与非国有单位相同分位数上工资的比率

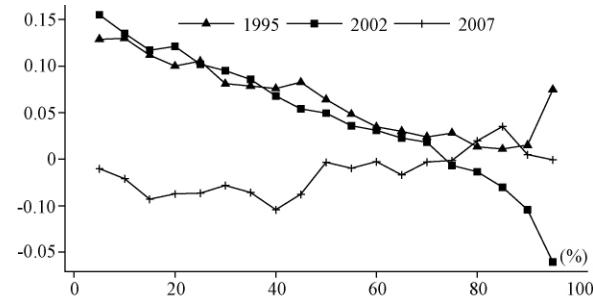


图2 国家机关事业单位(相对于国有企业)的工资溢价

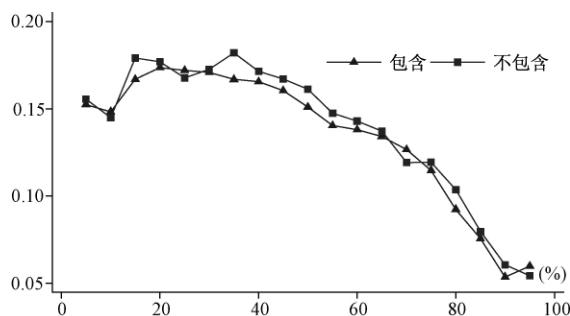


图 3 包含及不包含共产党员变量工资函数下的国有单位(相对于非国有单位)的工资溢价(2002 年)

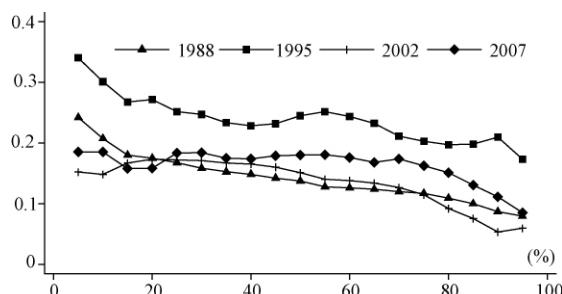


图 4 国有单位(相对于非国有单位)的工资溢价

(二) 国有部门(相对于非国有部门)工资溢价及其变化

2007 年 CHIP 数据中没有关于被调查人是否是共产党员的变量。鉴于 2002 年与 2007 年在时间上最为接近, 我们对 2002 年数据做了两组多重分位数回归, 一组含有职工是否是共产党员变量, 另一组没有该变量。图 3 给出了 2002 年工资函数包含和不包含职工共产党员变量两种情况下国有部门(相对于非国有部门)的工资溢价。没有共产党员变量的曲线在各个分位数上都略高, 这说明该曲线吸纳了部分党员的工资溢价。此外, 国有部门职工中党员的比例要比非国有部门高得多。但是, 2002 年两条工资溢价曲线基本差别不大。因而, 我们推断 2007 年两条工资溢价曲线也应该差异不大。从而, 我们把 2007 年的没有共产党员变量的国有部门工资溢价曲线与 1988 年、1995 年、2002 年的有共产党员变量的国有部门工资溢价曲线放在一起以方便跨期比较(图 4)。

从图 4 可以看出, 1988 年时国有单位工资高于非国有单位的幅度随着工资水平的上升而下降, 如在工资分布的第 5 个百分位数上该幅度最大(24%), 在第 95 个百分位数上该幅度最小(8%), 中位数上该幅度为 14%。1995 年时这种特征不仅没有改变而且得到强化, 第 5 个和第 95 个百分位数上的国有单位工资溢价幅度分别为 34% 和 17%, 中位数上为 24%。那么什么因素造成在 1988 年和 1995 年时国有单位的工资系统地高于非国有单位呢? 什么使 1995 年时溢价在 1988 年基础上大幅度上升呢? 又是什么原因导致这两年溢价幅度随着工资水平的上升而下降呢?

从本文第一部分国企改革的历史可以看出, 除了奖金和各种补贴的发放不断增加, 国有企业的工资决定机制在 20 世纪 90 年代后期的大规模国企改革以前没有什么变化。这种制度设计上的缺陷可能是上述问题的根本原因。归纳起来说, 国企单位的工资基本是平均分配, 而私有企业的工资内部差距很大, 其结果自然是在工资分布低段上二者差距大, 而在工资分布高段上二者差距小。Chamberlin(1994) 发现在美国工会会员与非会员的工资差距在工资收入分布低段更大一些。可以说中国的国有企业在一定程度上起到了工会的作用, 在保护低收入阶层上更为有效。

20 世纪 90 年代中期较为彻底的改革措施对国有单位的工资支付带来了什么样的影响呢? 图 4 显示: 2002 年国有单位工资溢价基本回落到 1988 年的状态, 而且在工资分布的最低五分之一区段和最高四分之一区段上还低于 1988 年的状态, 但是在工资分布中间段(第 25 个到第 75 个百分位数)却略高于 1988 年的差异率。什么原因使得 2002 年国有单位工资溢价与 1995 年时相比减少了呢? 我们先看非国有部门 20 世纪 90 年代末亚洲金融危机后中国经济在 2002 年处于通货紧缩

状态,约三千万国企下岗职工对城镇劳动力市场的压力很大,进城农民工数量依然在大幅度增加,^①因而我们可以推断根据劳动边际生产率和市场劳动力供求来制定工资的非国有部门^②不存在工资上涨的压力。如果非国有部门提高工资,也只能是劳动生产率或者管理水平提高的结果,如大量外资企业进入会带来生产率的提高。^③那么国有单位工资溢价减少只能是国有单位工资在这个期间没有增加或增加幅度低于非国有部门的结果。

2007年时在工资分布的最低四分之一区段上国有单位工资溢价依然低于1988年的状况,但是在其余的工资分布段上不仅高于1988年的状况,也高于2002年时的状况,但却低于1995年时的状况。另外,在中间段上(第25—75个百分位数)国有单位工资溢价大致呈水平状态,只是在最高四分之一区段上该幅度随着工资水平上升而下降。总之,与2002年相比,2007年时国有单位工资溢价获得大幅度提高。那么究竟是什么因素导致国有单位工资溢价在2002—2007年期间又有所回升呢?2002年时国有企业的减员增效、抓大放小改革基本完成。经过改组后的国有企业基本是能够盈利的、具有国计民生战略价值的垄断企业,如银行、证券、电信、航空、铁路、能源企业等。根据国家统计局数据,在2002—2009年期间国有单位、非国有单位的平均工资年增长幅度分别为14.12%、12.76%。也是根据国家统计局数据,从2002年开始,国有单位的工资高于非国有单位,且其增长幅度从2002年的0.30%稳步上升到2009年的10.36%。^④因此,吴敬琏(2008)认为工资收入差距扩大主要是由国有垄断企业和腐败造成的;顾严和冯银虎(2008)、岳希明等(2010)、贾康(2011)等也发现国有垄断企业造成的职工收入差距过大;陆正飞等(2012)根据1999—2009年上市公司数据发现国企企业的职工工资大大高于非国有企业。

(三) 国有单位工资溢价中的合理与不合理部分

借鉴岳希明等(2010)的研究,我们首先对四年的工资函数^⑤中的职工就业所有制变量(国有单位和非国有单位)进行了Oaxaca-Blinder(1973)分解(表2),^⑥目的是测算国有单位和非国有单位之间工资差异的合理与不合理部分。表2表明1988年、1995年、2002年的国有单位工资高于非国有单位的不合理部分为43%—44%,但是2007年时陡升到81%。因而,Oaxaca-Blinder分解结果说明在1988—2002年期间国有单位工资高于非国有单位的不合理部分基本维持在同一水平,国有

^① 进城农民工数量由1990年的1500万剧增到2003年的9800万(国务院新闻办2004)2009年达到1.45亿(人力资源保障部2010)。Huang(2008)认为20世纪90年代中后期的旨在解决呆帐和坏账问题的金融银行业改革导致对农村非农企业的贷款和其它金融支持大幅度减少,从而造成农村剩余劳动力被迫到城里寻求就业机会。

^② 在国有企业部门规模缩减的同时,非国有企业迅猛扩展。例如,非国有企业部门的就业份额在中国城镇就业总额中的比重由1992年的26%增加到2001年的68%、2007年进一步增加到78%(不包括进城农民工自谋职业的数量)(国家统计局,1993,2002,2008)。

^③ 2003年中国超过美国成为全世界吸引FDI最多的国家(530亿美元,OECD,2004)2009年FDI剧增到900亿美元(温家宝2010)。外资企业为吸引高技术和高能力雇员而支付大大高于内资企业的工资(Appleton et al.,2005;夏庆杰等2009)。

^④ 根据国家统计局数据计算出的国有企业和非国有企业的平均工资对比结果与本文根据CHIPS数据的同类结果有出入。后者是根据入户调查数据得出的,应该更接近于现实状况。

^⑤ 我们在工资函数中控制了性别、潜在工作经验及其平方项、受教育年限、是否是中共党员、是否是少数民族、职业虚拟变量组、行业虚拟变量组、省份虚拟变量。2007年数据没有职工是否是中共党员观测值,因而没有控制共产党员变量。

^⑥ 以OLS回归为基础的Oaxaca-Blinder分解都是根据可以下载的STATA指令decomp进行的。decomp指令是Ian Watson根据Blinder(1973)的表达方式、方法及术语开发的,它的好处是符合本文的需要。在本文对国有单位和非国有单位之间的工资差距的Oaxaca-Blinder分解中,非国有单位的工资结构是由市场决定的,而国有单位工资结构决定因素中的非市场因素会多一些,如在工资决定过程中对职工的生产性特征和能力考虑的会少一些。另外国有企业大多为垄断企业,其工资决定过程中有很多垄断因素的作用等。因而,相对于非国有单位而言,国有单位的高工资是反向歧视(positive discrimination)的结果。因而,在Oaxaca-Blinder分解过程中,需要把低工资的非国有部门的回归系数向量作为参照量,而在计算国有单位和非国有单位之间工资差距的不可解释部分(或者称之为不合理部分)时又需要高工资的国有单位职工的特征作为权数。decomp指令中的逆向分解(reverse decomposition)恰好是本文所需要的。

单位低工资职工受到的保护更多一些, 但是 2007 年时国有单位工资高于非国有单位的不合理部分大幅度上升。岳希明等 (2010) 发现 2005 年时国有垄断企业工资高于非垄断企业的不合理部分达 60%。^① 还有国家机关事业单位与国有企业之间的工资对比关系也由 1995 年、2002 年时前者高于后者改变为 2007 年时前者低于后者。上述发现可能说明以大幅度减员增效和抓大放小为主的国有企业改革在 2002 年完成以后国有企业本身发生重要变化: 一是国企就业份额大幅度下降, 二是改革以后存活下来的国有企业大多为具有国计民生重要战略价值的垄断型企业。处于转型过程中的中国市场经济不健全, 国有企业特别是国有垄断企业在整个国民经济中处于统治地位。国有垄断企业可以从政府得到各种优惠(如大批贷款、税收优惠、控制稀缺资源的行政许可等)、制定垄断价格、获得垄断利润、支付给其职工高于劳动边际产品和市场价格的高工资。这可能是从 2002 年到 2007 年国有单位工资高于非国有单位的不合理部分大幅度上升的主要原因。

表 2 关于非国有部门和国有部门工资差距的 Oaxaca-Blinder 分解

	1988 年	1995 年	2002 年	2007 年
可分解的量	1.0	5.6	33.9	24.8
- 源于禀赋的差别 (E)	14.5	23.1	18.5	4.9
- 源于回归系数的差别 (C)	-13.4	-17.5	15.4	19.9
回归系数的移动 (U)	24.5	34.9	-0.6	0.6
原始差别 (R) {E + C + U}	25.5	40.5	33.3	25.4
调整后的差别 (D) {C + U}	11.1	17.4	14.8	20.6
禀赋差别占总差别的% (E/R)	56.7	57.0	55.6	19.2
歧视占总差别的% (D/R)	43.3	43.0	44.4	80.8

注: (1) 不同年份的工资根据中国国家统计局公布的各省市城市消费物价指数调整为 2002 年不变价格(以下各表同)。 (2) U = 工资差别中无法解释的部分(回归模型常量之间的差别); D = 歧视(C + U)。

五、反事实分析: 国有单位工资结构及就业规模的收入分配作用

关于国有部门和非国有部门工资差距研究的现存文献很多。白重恩等(2005)发现 1997 年国有企业改革以来国企职工工资不断提高; Appleton et al. (2005)、夏庆杰等(2009)发现国有部门和非国有部门之间工资收入存在差距; 吴敬琏(2008)提出国有垄断和腐败导致收入差距扩大的假说; 国家发改委(2007)、顾严等(2008)用行业数据描述了国有垄断行业和非垄断行业工资收入差距扩大; 陈斌开(2009)发现中国经济转型过程中所有制结构变迁、工资制度改革等制度性因素导致了城镇工资收入差距扩大; 岳希明等(2010)发现了国有垄断行业和非垄断行业工资差距中不合理部分的存在等; 陆正飞等(2012)根据 1999—2009 年上市公司数据发现国企企业的职工工资高于非国有企业。可以说现存文献关于国有部门和非国有部门工资差距的研究有些笼统。而本文的不同之处在于使用 MM 反事实分解分析方法和 1988—2007 年 CHIP 数据分解出国有部门工资支付体制变化和就业规模变化各自对工资收入差距变动的影响。

在使用 MM 方法分解的实际操作中, 我们以基尼系数变化和职工工资收入分布由低到高的不同百分位数之间比值的变化来描述分别由国有单位(相对于非国有单位)的工资结构变化^②及就业份额变化^③对职工工资收入差距的影响(表 3 和表 4)。其中, 职工工资收入分布的不同百分位数之间的比值包括: p90/p10、p75/p25、p90/p50、p50/p10 等。我们分别对国有单位工资结构变化、国有单位就业量变化导致的职工工资收入不平等和差距指标变化进行了 10 轮反事实分解模拟, 接下

① 由于本文的 CHIP 数据不包含农民工样本, 因而这里选取岳希明(2010)对比国有垄断企业和非垄断性企业职工差别时不包括进城农民工的计算结果。

② 在其他解释变量系数保持不变、所有解释变量保持不变的情况下。

③ 在其他解释变量保持不变、所有解释变量系数保持不变的情况下。

来取城镇职工工资收入不平等和差距指标变化的平均值,目的是消除单轮模拟可能产生的偏差。在每次反事实模拟中,我们首先从某年的解释变量数据中有放回地随机抽取999个观测值,根据同样程序随机抽取反事实分解分析所用的解释变量观测值个数;在每轮模拟中,都重新有放回地随机抽取所用解释变量。

(一) 国有部门工资结构对城镇工资收入差距的影响分析

国有单位工资结构及就业规模变化对城镇工资收入差距的影响在中国经济改革的不同时期是有差异的。在1988—1995年期间,表3和表4显示:国有单位工资相对于非国有单位的大幅度上升(图4)导致职工工资收入差距扩大,即基尼系数扩大(其中以1988年工资函数为基础的反事实分解分析发现基尼系数增加了0.007,而以1995年工资函数所作的分解则发现该系数增加了0.003),工资分布标准差、偏斜度、直接工资差距($p90/p10, p75/p25, p50/p10$)等指标增加。然而各类工资收入差距的扩大是不均衡的,如 $p90/p50$ 没有变化,而 $p50/p10$ 显著扩大,这说明中等收入以上职工工资收入差距没有变化而中等收入以下职工工资收入差距扩大。

1995年时以大幅度减员增效、抓大放小著称的国有企业改革刚刚开始,而2002年时国企改革基本已经完成。在此期间,国有单位工资溢价的大幅度下降(图4)导致职工工资收入差距缩小,如基尼系数降低(其中以1995年工资函数为基础计算该系数下降了0.012,而以2002年工资函数为基础计算该系数降低了0.014),工资分布标准差、偏斜度、直接工资差距($p90/p10, p75/p25, p90/p50$)等也大幅度下降。在1995—2002年期间,工资差距缩小在工资分布上半部比在下半部更为强烈一些,即高工资职工之间收入差距缩小的幅度更大。

在2002—2007年期间,抓大放小改革以后“被抓住”的大型垄断国企也抓住发展机遇而得到迅速成长,垄断国企职工的收入稳步增长(国企高管的收入增加得更快更多)。相对于2002年而言,2007年时国有单位工资溢价有所增加特别是在工资分布中高段上增加得更多,其结果是基尼系数增加0.003(以2002年工资结构和解释变量为基础进行反事实分解)或者0.002(以2007年工资结构和解释变量为基础进行反事实分解),工资分布标准差、直接工资差距($p90/p10, p75/p25, p90/p50$)等均有所上升。相对于低工资职工而言,高工资职工的收入差距增加得更多。

(二) 国有部门就业量变化对城镇工资收入差距的影响分析

以(1988—1995年、1995—2002年、2002—2007年等三个时期的)开始年份的工资函数为基础进行MM反事实分解得到的关于工资结构变化对城镇工资差距影响的结果和以结尾年份为基础得到的结果基本没有相互矛盾的地方。然而,以开始年份的工资函数为基础MM反事实分解出来的关于国有部门就业份额变化对城镇工资差距影响的结果和以结尾年份为基础得到的结果直接对立(表3和表4)。在CHIP数据中,国有单位就业份额在1988—1995年期间基本没有变化(由78%微增到79%),因而无论是以开始年份(1988年)工资函数为基础还是以结尾年份(1995年)工资函数为基础的反事实分解结果之间的冲突不明显。但是国有单位就业份额由1995年的79%陡降到2002年的65%2007年又下降到49%。在1995—2002年、2002—2007年两个时期中,如果以开始年份的工资函数为基础进行MM反事实分解,那么国有单位就业份额下降导致城镇工资收入差距下降;但是如果以结尾年份的工资函数为基础进行反事实分解,那么国有单位就业份额下降则导致城镇工资收入差距上升。

为了深入考察这一矛盾产生的原因,我们把关于国有单位就业份额变化对城镇工资收入差距影响的MM反事实分解扩展到国有单位就业份额变化的所有十分位数。例如在1995—2002年期间,国有单位就业份额由79%下降到65%,表3上的MM反事实分解仅仅是以这一变化为基础进行的。在扩展的MM反事实分解中,我们假设1995年国有单位的实际就业份额可以反事实地变化为10%、20%、…、90%。我们也针对1988、1995、2002、2007等四年的工资函数进行了这种扩展的

MM 反事实分解。

表 5 报告了我们根据上述四个年份的工资函数, 就国有单位就业份额变化对工资收入差距变化所进行的扩展的 MM 反事实分解得到的模拟结果。从这四年工资函数的模拟结果可以发现, 当国有单位实际就业量分别反事实地变化为 10%、20%、30%、…、90% 时, 在每年的事实和反事实工资收入差距指标之间的差额(后者减前者)也逐渐由大向小(且由“正”向“负”)变动。然而由于不同年份的国有单位实际就业量的差别, 这种由“正”向“负”转化发生的(国有单位就业份额分布上的)区间也不一样。从表 5 可以看到, 事实和反事实工资收入差距指标之间的差额由“正”向“负”发生的(国有单位就业份额分布上的)区间随着国有单位实际就业份额的下降而不断下移。

表 3 MM 反事实分解国有单位工资结构及就业量变化导致的工资收入差距变化(从开始年份看)

变化项	国有单位就业比重变量回归系数变化所致			国有单位就业比重变量变化所致		
	1988—1995 年	1995—2002 年	2002—2007 年	1988—1995 年	1995—2002 年	2002—2007 年
基尼系数	0.007	-0.012	0.003	-0.001	-0.001	0.000
工资均值	1.44	-2.60	0.96	-0.01	-0.95	-0.95
工资中位数	1.30	-1.78	0.55	0.00	-0.85	-1.14
工资标准差	1.18	-4.07	0.53	-0.04	-0.97	-0.29
工资分布偏斜度	0.74	-1.94	-0.32	0.03	-0.33	0.20
p90/p10	0.13	-0.11	0.11	-0.02	-0.09	-0.09
p75/p25	0.04	-0.06	0.05	-0.01	0.01	-0.03
p90/p50	0.02	-0.05	0.04	-0.01	-0.01	0.02
p50/p10	0.06	0.01	0.01	0.00	-0.04	-0.06

注: (1) 国有单位就业比重变量回归系数变化导致的工资差距变化 = 用开始年份的回归变量取代结尾年份的回归变量计算得到的各项指标 - 开始年份的各项指标。 (2) 国有单位就业比重变量变化导致的工资差距变化 = 用开始年份的回归变量系数取代结尾年份的回归变量系数计算得到的各项指标 - 开始年份的各项指标。

表 4 MM 反事实分解国有单位工资结构及就业量变化导致的工资收入差距变化(从结尾年份看)

变化项	国有单位就业比重变量回归系数变化所致			国有单位就业比重变量变化所致		
	1988—1995 年	1995—2002 年	2002—2007 年	1988—1995 年	1995—2002 年	2002—2007 年
基尼系数	0.003	-0.014	0.002	-0.001	0.007	0.008
工资均值	2.14	-4.55	1.37	-0.15	-0.55	-0.85
工资中位数	1.84	-2.88	0.73	-0.24	-0.77	-1.19
工资标准差	2.13	-8.48	0.54	0.10	0.54	15.45
工资分布偏斜度	0.44	-1.23	-0.16	0.10	0.08	0.52
p90/p10	0.14	-0.26	0.13	0.08	0.27	0.11
p75/p25	0.05	-0.06	0.05	0.02	0.08	0.03
p90/p50	0.00	-0.07	0.03	0.00	0.04	0.01
p50/p10	0.06	-0.04	0.02	0.04	0.08	0.03

注: (1) 国有单位就业比重变量回归系数变化导致的工资差距变化 = 结尾年份的各项指标 - 用结尾年份的回归变量取代开始年份的回归变量计算得到的各项指标。 (2) 国有单位就业比重变量变化导致的工资差距变化 = 结尾年份的各项指标 - 用结尾年份的回归变量系数取代开始年份的回归变量系数计算得到的各项指标。

此外, 在每个年份的工资函数的反事实分解模拟中, 当国有单位的反事实就业份额高于事实就业份额时, 事实和反事实工资收入差距指标之间的差额为负数。在表 5 的反事实分解模拟中, 我们假设国有单位就业份额的变化是由事实向反事实方向变化, 这与表 3 中的反事实分解顺序相同。如果把表 5 中的反事实分解结果都乘以“-1”, 那么就是我们假设国有单位就业份额的变化是由反事实向事实方向变化的, 这与表 4 中的反事实分解顺序一样。在这一反向的反事实分解模拟结果中(表 5), 我们注意到当国有单位的反事实就业份额高于其实际就业份额时, 其结果是城镇工资

收入差距的扩大。因而,在1995—2002年、2002—2007年两个时期里,以开始年份的工资函数为基础的反事实分解结果和以结尾年份为基础的反事实分解结果之间相互对立是不可避免的。

从本质上讲,造成上述MM分解结果矛盾的原因是,这两个时期里开始年份和结尾年份的工资函数结构的差异。中国经济特别是国有企业部门在1995—2002年和2002—2007年两个时期里经历了大幅度结构变化,因而以上两个时期的初期和末期的工资支付结构会有很大差别。另外,任何年份的工资结构都可能内含基于该特定年份的变动趋势。如前所述国有企业就业规模在以上两个时期里基本是下降的趋势。那么使用MM方法考察国有企业就业份额显著下降对城镇工资收入差距的影响时,使用以上两个时期里的开始年份的工资函数应该更准确地反映这两个时期里的国有企业就业份额的变动趋势。再者,可以把MM反事实分解分析看成一种预测方法,预测未来应该以基期为基础。从预测的角度看,应该以开始年份进行反事实分解分析。

表5 MM反事实模拟分解国有单位就业量变化导致的工资收入差距变化

变化项	基尼系数	p90/p10	p75/p25	p90/p50	p50/p10	变化项	基尼系数	p90/p10	p75/p25	p90/p50	p50/p10
以1988年工资结构及1988年其他相关变量为基础						以1995年工资结构及1995年其他相关变量为基础					
0.77-0.1	0.008	0.11	0.03	0.05	0.01	0.79-0.1	0.005	0.12	0.00	0.03	0.02
0.77-0.2	0.008	0.08	0.02	0.04	0.01	0.79-0.2	0.009	0.10	0.03	0.04	0.00
0.77-0.3	0.006	0.06	0.02	0.02	0.01	0.79-0.3	0.004	0.09	0.02	0.04	-0.01
0.77-0.4	0.004	0.03	0.03	0.02	0.00	0.79-0.4	0.006	0.04	0.00	0.01	0.00
0.77-0.5	0.003	0.02	0.01	0.01	0.00	0.79-0.5	0.004	0.19	0.02	0.03	0.06
0.77-0.6	0.001	0.00	-0.01	0.01	-0.01	0.79-0.6	0.004	0.09	0.03	0.04	0.00
0.77-0.65	-0.001	-0.04	-0.01	-0.01	-0.02	0.79-0.65	-0.001	-0.09	0.01	-0.01	-0.04
0.77-0.7	0.001	0.01	-0.01	0.01	0.00	0.79-0.7	0.001	-0.05	0.01	0.02	-0.05
0.77-0.75	-0.001	-0.03	-0.01	0.00	-0.01	0.79-0.75	-0.003	-0.12	0.00	0.00	-0.06
0.77-0.8	-0.003	-0.06	-0.02	-0.01	-0.03						
0.77-0.85	-0.003	-0.05	-0.02	-0.01	-0.02	0.79-0.85	-0.006	-0.09	-0.03	-0.02	-0.02
0.77-0.9	-0.004	-0.08	-0.03	-0.01	-0.04	0.79-0.9	-0.004	-0.18	-0.05	-0.01	-0.07
以2002年工资结构及2002年其他相关变量为基础						以2007年工资结构及2007年其他相关变量为基础					
0.65-0.1	0.010	0.10	0.02	0.07	-0.03	0.49-0.1	0.011	-0.01	-0.03	0.03	-0.03
0.65-0.2	0.008	-0.02	-0.02	0.06	-0.07	0.49-0.2	0.008	-0.08	-0.01	0.01	-0.04
0.65-0.3	0.004	-0.02	-0.01	0.02	-0.03	0.49-0.3	0.002	-0.15	-0.04	-0.01	-0.05
						0.49-0.35	-0.002	-0.10	-0.02	0.00	-0.04
0.65-0.4	0.004	0.02	-0.02	0.06	-0.05	0.49-0.4	-0.003	-0.02	-0.03	0.02	-0.03
0.65-0.45	0.001	-0.11	-0.01	0.01	-0.06	0.49-0.45	0.003	-0.04	-0.04	-0.01	-0.01
0.65-0.5	-0.002	-0.11	-0.02	0.02	-0.07						
0.65-0.55	-0.001	-0.08	-0.04	0.04	-0.08	0.49-0.55	-0.007	-0.09	-0.05	-0.03	-0.01
0.65-0.6	-0.002	-0.10	-0.04	0.01	-0.06	0.49-0.6	-0.004	-0.24	-0.07	-0.04	-0.05
						0.49-0.65	-0.008	-0.11	-0.03	-0.01	-0.03
0.65-0.7	-0.004	-0.13	-0.05	-0.02	-0.04	0.49-0.7	-0.007	-0.21	-0.06	-0.04	-0.04
0.65-0.75	-0.003	-0.15	-0.07	-0.04	-0.03	0.49-0.75	-0.012	-0.06	-0.02	-0.04	-0.02
0.65-0.8	-0.005	-0.21	-0.05	-0.01	-0.09	0.49-0.8	-0.009	-0.20	-0.05	-0.06	-0.02
0.65-0.85	-0.008	-0.21	-0.07	-0.04	-0.06	0.49-0.85	-0.013	-0.24	-0.07	-0.07	-0.03
0.65-0.9	-0.011	-0.25	-0.08	-0.04	-0.08	0.49-0.9	-0.019	-0.30	-0.09	-0.08	-0.04

综上所述,国有单位就业份额的下降究竟是导致工资收入差距扩大还是缩小取决于MM反事实分解的顺序。从预测的角度看,考察一个时期里某解释变量本身变化对工资收入差距影响的反事实分解分析应该以该时期里开始年份的工资函数为基础;因而在1995—2002年和2002—2007

年两个时期里国有企业就业规模的事实下降幅度恰好落入导致中国城镇工资收入差距显著减少的范围内。上述关于 MM 反事实分解方法的扩展可以用于分析工资函数任何解释变量变化对收入差距的影响。

六、总 结

多重分位数回归结果和反事实分解分析表明: 在 1995—2002 年和 2002—2007 年两个时期里国有企业就业规模的大幅度下降导致中国城镇工资收入差距显著下降, 特别是中位数工资收入以下职工工资差距的下降; 在 1995—2002 年期间国有企业工资高于非国有企业幅度的下降也导致城镇工资差距的下降, 特别是中位数收入以上职工收入差距有所缩小; 然而在 1988—1995 年和 2002—2007 年两个时期里(国有企业改革以前和以后), 国有企业工资高于非国有企业的幅度及其不合理部分大幅度上升, 其结果是城镇工资收入差距扩大。在国企改革前的时期里中位数收入以下职工收入差距扩大, 而在国企改革后的时期里中位数收入以上职工收入差距大幅度扩大。

国有企业就业份额由 1995 年占城镇就业总额的 50% 逐渐下降到 2007 年的 18%, 而国家机关事业单位的就业份额基本保持在城镇就业总额的 30% 左右但略有上升。多重分位数回归结果显示 1995 年和 2002 年时国家机关事业单位工资高于国有企业, 然而该幅度(在同一年内)随着工资水平上升而不断下降; 2007 年时国家机关事业单位和国有企业在工资上已经没有显著差距, 但在工资分布高端上国有企业工资显著高于国家机关事业单位。这说明 2002 年以后相对于国家机关事业单位而言, 国有企业职工的工资大幅度增加。

国企改革以前, 国有企业体制的运行结果是: 国有单位工资高于非国有单位的幅度在 1988—1995 年大量增加, 但是其共同特征却保持不变, 即该幅度(在同一年内)随着工资水平上升而不断下降; 这种国有单位和非国有单位之间工资结构的变化导致城镇工资收入不平等扩大。

大规模减员增效、抓大放小的国企改革的阶段性效果之一是 2002 年时国有单位工资高于非国有单位的幅度大大减少, 1995—2002 年期间国有单位和非国有单位之间工资结构的这一变化也导致城镇工资收入差距有所缩小。然而, 改革后存留下来的国企大多是大型垄断国有企业。随着时间的推移, 国有企业职工工资高于国家机关事业单位和高于非国有单位的幅度(与 2002 年相比)大大增加, 这种变化导致城镇工资收入差距扩大和国有单位工资溢价的不合理部分急剧上升。

国有垄断企业的高工资高福利在一定程度上导致了中国工资收入不平等和差距趋于扩大, 这需要根据国际经验和我国实际情况对国有垄断行业的工资分配机制进行有效监管。

参考文献

- 白重恩、路江涌、陶志刚 2006 《国有企业改制效果的实证研究》,《经济研究》第 8 期。
- 柏培文 2008 《国有企业内部收入分配公平性研究——基于 M 公司的案例研究》,《南开管理评论》第 4 期。
- 陈斌开、许伟、杨依山 2009 《中国城镇居民劳动收入差距演变及其原因: 1990—2005》,《经济研究》第 12 期。
- 陈冬华、陈信元、万华林 2005 《国有企业中的薪酬管制与在职消费》,《经济研究》第 2 期。
- 戴柏华、娄曲果、王新祥 2005 《关于公务员收入分配问题研究》,财政部网站 http://www.mof.gov.cn/pub/caizhengbuzhuzhan/zhengwuxinxi/diaochayanjiu/200806/20080619_47096.html。
- 戴园晨, 1994 《中国劳动力市场培育与工资改革》,中国劳动出版社。
- 顾严、冯银虎 2008 《我国行业收入分配发生两极分化了吗? ——来自非参数 Kernel 密度估计的证据》,《经济评论》第 4 期。
- 国家发改委 2007 《中国居民收入分配年度报告(2006)》,国家发改委网站。
- 国家统计局, 1993—2002—2008 《中国统计年鉴》(各年),中国统计出版社。
- 国务院新闻办 2004 《中国的就业状况和政策白皮书》,北京。
- 贾康 2011 《贫富差距七种成因》,《决策探索》第 3 期下。
- 郭继强、陆利丽 2009 《工资差异均值分解的一种新改进》,《经济学季刊》第 8 卷第 4 期。

- 廖建桥、张凌、刘智强 2006 《基尼系数与企业内部薪酬分配合理性研究》,《中国工业经济》第 2 期。
- 刘昕 2006 《解读公务员工资改革并非只是单纯涨工资》,《党政干部文摘》第 8 期。
- 陆正飞、王维元、张鹏 2012 《国有企业支付了更高的职工工资吗》,《经济研究》第 3 期。
- 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。
- 人力资源社会保障部 2010 《2009 年人力资源和社会保障发展统计公报发布》,中国新闻网 ,<http://www.chinanews.com.cn/cj/news/2010/05-21/2298093.shtml>。
- 温家宝 2010 《政府工作报告》。
- 吴敬琏 2008 《2006 年在“中国经济 50 人论坛”长安讲坛上的讲话》,源自吴敬琏等主编的《长安讲坛》第二辑,中国经济出版社 2006 年。
- 夏庆杰、宋丽娜、S. Appleton 2009 《经济转型期间城镇工资支付结构的变迁》,《中国人口科学》第 6 期。
- 夏庆杰、宋丽娜、S. Appleton 2010 《经济增长与农村反贫困》,《经济学季刊》第 9 卷第 3 期。
- 尹志超、甘犁 2009 《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》,《经济研究》第 4 期。
- 岳希明、李实、史泰丽 2010 《垄断行业高收入问题探讨》,《中国社会科学》第 3 期。
- 张车伟、薛欣欣 2008 《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》,《经济研究》第 4 期。
- 周力军,1996 《持股经营——国有企业改革新思路》,《经理人》第 6 期。
- 朱镕基 2011 《朱镕基讲话实录》,人民出版社 第 1 版。
- Albrecht, J. , A. van Vuuren, and S. Vroman, 2009, “Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and An Application to the Netherlands”, *Labor Economics* , 16: 383—396.
- Albrecht, J. , A. Björklund, and S. Vroman, 2003, “Is There a Glass Ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics* , 21(1): 145—177.
- Angrist, J. D. , and J. Pischke, 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion* , Princeton: Princeton University Press.
- Appleton, S. , J. Knight, L. Song, and Q. Xia, 2004, “Contrasting Paradigms: Segmentation and Competitiveness in the Formation of the Chinese Labour Market” *Journal of Chinese Economics and Business Studies* , 2(3): 195—205.
- Appleton, S. , L. Song, and Q. Xia, 2005, “Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment” *Journal of Comparative Economics* , 33(4): 644—663.
- Blinder, A. S. , 1973, “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources* 8: 436—455.
- Buchinsky, M. , 1994, “Changes in the U. S. Wage Structure 1963—1987: Application of Quantile Regression”, *Econometrica* , 62: 405—458.
- Cai, F. , A. Park, and Y. Zhao, 2008 “The Chinese Labor Market in the Reform Era”, in Loren Brandt and Thomas Rawski (eds.) *China’s Great Economic Transformation* , Cambridge University Press.
- Chamberlin, G. , 1994, “Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wages”, In: Sims, C. (eds.) , *Advances in Econometrics: Sixth World Congress* , Chapter 5 , 171—208. New York: CUP.
- Chernozhukov, V. , and C. Hansen, 2006, “Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models”, *Journal of Econometrics* , 132: 491—525.
- Deaton, A. , 1997, *The Analysis of Household Surveys* , John Hopkins University Press.
- Fleischer, B. M. , and D. Yang, 2004, “China’s Labor Market”, Paper presented at the Conference on China’s Market Reform , Stanford Center for International Development , Stanford University , September 19—20 , 2003.
- Griffin, K. , and R. Zhao (Eds.) , 1993, *The Distribution of Income in China* , Macmillan & Co. , London.
- Gustafsson, B. A. , S. Li, and T. Sicular, 2008, *Inequality and Public Policy in China* , Newyork: CUP.
- Hao, L. , and D. Naiman, 2007, *Quantile Regression* , SAGE Publications , Inc.
- Huang, Yasheng, 2008, *Capitalism with Chinese Characteristics* New York: CUP.
- Knight, J. , and L. Song, 1993, “Why Urban Wages Differ in China”, in: K. Griffin & R. Zhao (Eds) , *Distribution of Income in China* , 216—284 , London: Macmillan.
- Knight, J. , and L. Song, 2003, “Increasing Urban Wage Inequality in China”, *Economics of Transition* , 11(4): 597—619.
- Kocherginsky, M. , X. He, and Y. Mu, 2005, “Practical Confidence Intervals for Regression Quantiles” *Journal of Computational and Graphical Statistics* , 14(1): 41—55.
- Koenker, R. , 2005, *Quantile Regression* , New York: CUP.
- Koenker, R. , and G. Bassett, 1978, “Regression Quantiles” *Econometrica* , 46(1): 33—50.

- Koenker, R., and G. Bassett, 1982, "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles", *Econometrica*, 50: 43—61.
- Koenker, R., and K. F. Hallock, 2001, "Quantile Regression", *Journal of Economic Perspectives*, 15(4): 143—156.
- Lardy, N. R., 1998, *China's Unfinished Economic Revolution*, Washington, DC: Brookings Institution.
- Li, S., and H. Sato (ed.), 2006, *Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China*, London and New York: Routledge Curzon.
- Linge, G., and D. K. Forbes, 1990, "China's Spatial Development: Issues and Prospects", In: Linge, Godfrey, Forbes, Dean K. (Eds.), *China's Spatial Economy — Recent Development and Reforms*, Panther Press, Hong Kong.
- Machado, J. A. F., and J. Mata, 2005, "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20(3): 445—465.
- Meng, X., 2000, *Labour Market Reform in China*, London: Cambridge University Press.
- Mincer, J., 1974/1993, *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press, and then New York: Gregg Revivals.
- Naughton, B., 2007, *Chinese Economy*, Cambridge: MIT Press.
- Oaxaca, R., 1973, "Male—female Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 14: 693—709.
- OECD, 2004, "Trends and Recent Developments in Foreign Direct Investment", June 2004.
- Qu, Zhaopeng, and Zhong Zhao, 2008, "Urban-Rural Consumption Inequality in China from 1988 to 2002: Evidence from Quantile Regression Decomposition", IZA Discussion Paper, No. 3659.
- Rica, S., J. Dolado, and V. Llorens, 2008, "Ceilings or Floors? Gender Wage Gaps by Education in Spain", *Journal of Population Economics*, 21: 751—776.
- Riskin, C., R. Zhao, and S. Li, 2001, "China's Retreat from Equality: Income Distribution and Economic Transition", M. E. Sharpe, Armonk, New York.
- Walder, A., 1987, "Wage Reform and the Web of Factory Interests", *China Quarterly*, 109: 22—41.
- Walder, A., 1989, "Factory and Manager in an Era of Reform", *China Quarterly*, 118: 242—64.
- Yun, M. S., 2005, "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions", *Economic Inquiry*, 43(4): 766—772.
- Zhang, J. S., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, 2005, "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988—2001", *Journal of Comparative Economics* 33 (4): 730—752.

Effect of Changes in Wage Structure and Employment Shares of State-owned Units on Income Distribution: 1988—2007

Xia Qingjie^a, Li Shi^b, Song Li'na^c and Simon Appleton^c

(a: School of Economics, Peking University;

b: School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University; c: University of Nottingham)

Abstract: This paper examines the effect of changes in wage structure and employment shares of state-owned units on the wage inequality of urban China by using CHIPs data. It applies quantile regressions, Machado & Mata (2005) decomposition and the extension of it to single out respectively the factors representing the change of wage structure and employment shares of the public sector and SOEs that affect urban wage inequality. The econometric results show that after the radical SOEs reform aimed at solving over-manning and improving efficiency in the late 1990s, the sharp fall of the employment share of SOEs reduced urban wage inequality, but the rise of the wage premium to the state sector (versus non-state sector) raised the urban wage inequality.

Key Words: State-owned Unit; Urban Wage Income Gap; Quantile Regression; Counterfactual Analysis

JEL Classification: J31, J38

(责任编辑:松木)(校对:昱莹)