

【国民经济】

# 垄断行业高收入不合理程度研究

岳希明, 蔡萌

(中国人民大学财政金融学院, 北京 100872)

**[摘要]** 中国垄断国有企业的高收入问题一直受到社会各界的广泛关注。国有企业管理层有动机而且也可能实施对自己有利的薪酬方案, 这将导致高管人员的薪酬与普通职工相比更加不合理。因此, 垄断行业不同收入水平从业人员的收入不合理程度存在异质性。本文采用以多重分位数回归为基础的 Machado-Mata 反事实分解方法, 在整个收入分布上测量垄断行业与竞争行业工资差距中的合理与不合理比重。研究发现, 垄断行业高收入中的不合理广泛存在于各个收入阶层, 且不合理程度随着从业人员收入水平的上升而逐渐加大。这说明与普通职工相比, 垄断国有企业高管人员的高薪酬更加不合理。这就要求政府部门在从整体水平上管控垄断国有企业高收入的同时, 应该重点管控管理层的高收入。因此, 解决垄断行业高收入问题的根本策略在于区分不同的国有企业类型, 实施不同的企业管理模式和薪酬制度。

**[关键词]** 垄断行业; 工资差异; 分位数回归; 反事实分解

**[中图分类号]**F426 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)05-0005-13

## 一、问题提出

公众对目前中国收入差距过大以及收入分配不公表现出极度的不满, 其根源在于贪污腐败和垄断行业高收入两个主要因素。在垄断行业高收入中, 垄断国有企业高管人员的高薪酬尤其受人瞩目。在过去的十几、二十多年里, 动辄几百万甚至上千万的国有金融企业高管人员的薪酬经常是公众对收入分配不满情绪喷发的导火索。因此, 在研究垄断行业高收入时, 除了工资的行业平均水平以外, 垄断行业内部的收入分布以及与其他行业的比较也应纳入考察范围之内。

考察目前中国国有企业的工资决定机制可知, 尽管政府试图通过种种手段对国有企业工资加以控制<sup>①</sup>, 但国有企业职工(包括高管人员)的工资基本上是由企业的管理层决定。在这种情况下, 国有企业管理层有动机而且也有可能实施对自己有利的薪酬方案, 导致了在整个垄断国有企业工资较社会平均工资相对偏高的同时, 垄断国有企业内部管理层薪酬较普通职工工资也相对过高的局面。后者实际上也是政府的关注对象和相关政策的调控目标。仔细阅读政府关于国有企业工资管理的文件可知, 除了国有企业从业人员整体工资水平之外, 国有企业内部高管层与普通职工之间收入

**[收稿日期]** 2015-03-25

**[基金项目]** 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“转型时期中国的行业垄断与居民收入分配研究”(批准号 12JZD030)。

**[作者简介]** 岳希明(1965—), 男, 内蒙古赤峰人, 中国人民大学财政金融学院教授, 博士生导师, 经济学博士, 教育部长江学者特聘教授; 蔡萌(1988—), 女, 辽宁营口人, 中国人民大学财政金融学院博士研究生。

<sup>①</sup> 本文考察的行政性垄断行业均属于国有企业部门, 因此, 与其他国有企业相同, 其工资决定是政府的调控对象。

的相对水平一直是政策的管控对象。在政府相关政策文件中,经常出现“企业负责人的工资不得超过本企业职工平均工资的几倍”或“企业负责人的工资以本企业职工平均工资的几倍确定”等表述,这是政府限制国有企业内部管理层和普通职工之间收入差距过大和防止管理层工资相对过高的佐证。那么,国有企业(包括垄断国有企业)工资管控政策的效果如何呢?这是目前决策层和学术界重点关注的问题。实际数据以及相关学术研究结果显示,无论是在国有企业整体工资水平上,还是在国有企业内部管理层与普通职工之间的收入比例上,政府的管控政策收效甚微,基本没有达到预期的目标<sup>[1]</sup>。

关于国有企业的工资现状以及政府管控政策的效果,可以从不同角度加以考察<sup>[2-5]</sup>。夏庆杰等<sup>[6]</sup>研究了垄断国有企业工资支付体制对城镇职工工资差距的影响,得到了垄断国有企业的高工资和高福利在一定程度上导致中国工资收入差距趋于扩大的重要发现。顾严和冯银虎<sup>[7]</sup>描述了垄断行业和非垄断行业收入差距的扩大,发现了垄断国有企业造成职工收入差距过大的事实。叶林祥等<sup>[8]</sup>利用第一次全国经济普查数据分析了国有企业所有制和行业垄断对企业之间工资差距的影响,认为垄断地位确实加大了企业的工资差距,但并不是影响企业收入差距的唯一因素,只有垄断地位和国有企业所有制二者相结合才会不断扩大企业之间的收入差距。相关研究中采用的收入差距分解方法主要有收入均值层面的 Oaxaca-Blinder 分解<sup>[9,10]</sup>、Cotton 分解<sup>[11]</sup>和 Neumark 分解<sup>[12]</sup>,以及收入分布层面的 JMP 分解<sup>[13,14]</sup>、DFL 分解<sup>[15]</sup>和 FFL 分解<sup>[16,17]</sup>。此外,还有一种方法就是本文采用的 Machado-Mata 反事实分解<sup>[8]</sup>,即在整体收入分布上把垄断行业高于竞争行业的收入部分分解出合理与不合理比重,由此考察垄断行业高收入是否合理以及合理的程度究竟有多大,并对相应的政策做出评价。

以往的相关文献(如岳希明等<sup>[19]</sup>)采用 Oaxaca-Blinder 分解方法,从平均收入的角度测量和分析垄断行业高收入中合理与不合理的比重。但如上所述,由于国有企业内部有利于管理层的工资决定机制以及政府相关管控政策失效等缘故,与普通职工相比,垄断国有企业高管层的高收入中的不合理比重可能更高,或者其高收入中的不合理比重可能随着从业人员收入的提高而上升。鉴于垄断行业不同收入水平人群的收入不合理程度有明显差别,要了解垄断行业从业人员的整体收入特征,单一均值分析显然是不够的。本文将关于垄断行业高收入的讨论从以往研究的均值层面拓展到收入分布层面,进而探讨垄断行业低收入、中等收入、高收入水平从业人员的收入合理性。Machado-Mata 反事实分解方法能够对两组人群的收入分位函数之差予以分解,适用于本文研究目的。

## 二、垄断行业高收入不合理程度的测度方法

究竟应该如何定义垄断行业高收入的不合理呢?Mincer<sup>[20]</sup>认为劳动者之间的收入差距是由工作经验和受教育程度造成的,从这一点来讲,垄断行业的高收入并非全部不合理。与其他行业相比,垄断行业职工的人均受教育程度较高、工作时间较长、工作经验相对更丰富,由这些从业人员自身的高素质带来的收入增加应当被视为是合理的。因此,把垄断行业高收入区分为合理与不合理两个部分,测算其中不合理所占的比重,对于正确判断垄断行业高收入是否合理以及在多大程度上合理显得至关重要。

在估计不同行业从业人员的工资方程时会遇到计量经济中一个非常重要的样本“自选择”问题,也就是说,一个人进入垄断行业还是竞争行业工作是其根据自身特征做出的选择,因而产生由样本选择问题引发的“内生性”,直接用垄断行业从业人员样本估计垄断行业工资方程会导致有偏的估计结果,因此,必须对选择性样本做模型估计方面的修正后才能得到准确的估计系数。本文采用两步法修正样本“自选择”偏差<sup>[21]</sup>。

第一步,用 Probit 模型估计如下个人行业选择方程,求得选择性偏差修正项:

$$I_i = \gamma Z_i + \eta_i \quad (1)$$

其中, $I_i$  为代表垄断行业、竞争行业的虚拟变量; $Z_i$  为影响从业人员行业选择的个人特征变量,

包括性别、受教育年限、工作经验及其平方项、职业类型、小孩老人赡养负担、婚姻状况、所在地区、各省城镇生活费指数、户口类型以及父母工作单位的所有制形式; $\eta_i$ 为随机误差项。参考张车伟和薛欣欣<sup>[22]</sup>的做法,这里将从业人员的户口类型和父母工作单位的所有制形式作为工具变量放入方程,以控制行业选择的内生性。

第二步,将选择性偏差修正项放入如下 Mincer 收入方程,并通过分位数回归方法<sup>[23,24]</sup>进行估计:

$$\ln Wage_i = \alpha_0 + \beta_i X_i + \lambda_i IMR + \mu_i \quad (2)$$

其中, $\ln Wage_i$ 代表从业人员对数工资; $X_i$ 代表的解释变量与式(1)中的 $Z_i$ 相同,但去掉了从业人员的户口类型和父母工作单位的所有制形式; $IMR$ 代表行业的逆米尔斯比(Inverse Mill's Ratio),是样本选择性偏差的修正项; $\mu_i$ 为随机误差项。在 $X_i$ 及 $\theta \in (0,1)$ 给定的情况下, $Q_\theta(\ln Wage_i | X_i)$ 表示第 $i$ 个职工对数工资的分位数,设:

$$Q_\theta(\ln Wage_i | X_i) = X_i' \beta_i(\theta) \quad (3)$$

其中, $\beta_i(\theta)$ 为分位数回归的系数向量,可通过最小化如下函数估计<sup>[25]</sup>:

$$\min n^{-1} \sum_{i=1}^n \rho_\theta(\ln Wage_i - X_i' \beta_i(\theta)) \quad (4)$$

其中, $\rho_\theta = \begin{cases} \theta \varepsilon, & \text{当 } \varepsilon \geq 0 \\ (\theta-1)\varepsilon, & \text{当 } \varepsilon < 0 \end{cases}$ ;  $\beta_i(\theta)$ 可看做条件工资分布的各个分位点上的劳动力特征(如性别、

受教育程度、职业类型等)的回报率。OLS 回归模型着重考察解释变量 $X$ 对被解释变量 $Y$ 的条件期望 $E(Y|X)$ 的影响,也就是均值回归。但在实际问题中,人们往往更关心 $X$ 对整个条件分布的影响,而条件期望仅仅是度量整个分布集中趋势的一个指标。如果条件分布不是对称分布<sup>①</sup>,那么,条件期望 $E(Y|X)$ 就很难刻画出整个条件分布的全貌。本文如果能够估计出收入分布上的重要条件分位数,就有助于了解不同收入水平人群的收入特征,这无疑比单一的平均收入更为全面。均值回归需要使残差平方和(即 $\sum_{i=1}^n e_i^2$ )最小,这一过程很容易受到极端值的影响。而分位数回归以残差绝对值的加权平均值作为目标函数,回归结果不易受极端值影响,较为稳健<sup>[26]</sup>。大型截面数据下的OLS 回归容易出现异方差问题,而使用分位数回归,即使存在异方差,也可以在整个收入分布上估计出职工特征等解释变量对因变量的影响<sup>②</sup>。因此,针对本文采用的收入分布右偏且含有异常值的大型截面数据,使用分位数回归更有可能得到无偏且有效的估计结果,并提供关于收入分布的全面信息。

判断垄断行业的收入“之高”需要参照对象。考虑到垄断行业的重要特征是享受政府赋予的特殊权利以及不完全地参与市场竞争,将那些市场竞争较为充分、享受政府特殊待遇少的竞争性行业作为垄断行业的参照对象比较合适。设 $f(w(\text{group}))$ 是基于某群组可观察到的样本 $\{w_i(\text{group})\}$ 下的对数小时工资 $w$ 的边缘密度估计量, $f^*(w(\text{group}))$ 是在某群组模拟出的样本 $\{w_i^*(\text{group})\}$ 下的对数小时工资边缘密度估计量。这里把样本人口分为两组, $\text{group}=1$ 代表垄断行业组, $\text{group}=0$ 代表竞争行业组。在此基础上,将垄断行业与竞争行业从业人员的工资差距分解为由职工性别、受教育年限、工作经验等个人特征决定的部分和个人特征回报率决定的部分。工资差距中由个人特征决定的部分反映了因职工自身才能不同而导致的收入差距,是合理的;而其回报率决定的部分则剔除了职工自身才能等个人特征因素,完全是由政府赋予的垄断地位等政策性因素导致的收入差距,因而不合理。基于以上标准,对垄断行业与竞争行业工资密度的变化做如下分解<sup>[18]</sup>:

$$\alpha(f(w(1)) - \alpha(f(w(0))) = [\alpha(f^*(w(1); Z(0))) - \alpha(f^*(w(0)))] + [\alpha(f^*(w(1))) - \alpha(f^*(w(1); Z(0)))] + residual \quad (5)$$

式中, $f^*(w(1); Z(0))$ 与 $f^*(w(0))$ 之差反映的是分别使用垄断行业和竞争行业收入方程各自的回归系数但解释变量均为竞争行业从业人员特征向量下的工资差距,也就是收入差距中分位回归

① 本文数据中的职工收入分布呈现出较为明显的右偏趋势,若仅使用 OLS 均值回归,很难得到无偏且有效的估计。

系数的贡献。 $[\alpha(f^*(w(1);Z(0)))-\alpha(f^*(w(0)))]$ 为收入差距中的“系数效应”(Coefficient Effect),表示由职工自身特征回报率导致的工资差距。由于这部分已经剔除了垄断行业与竞争行业从业人员受教育程度、工作经验等自身特征差异,“系数效应”造成的工资差距与职工自身才能无关,仅仅是由垄断行业的垄断地位造成的,因此,本文将“系数效应”定义为收入差距中的不合理部分。 $f^*(w(1))$ 与 $f^*(w(1);Z(0))$ 之差反映的是分别使用垄断行业和竞争行业从业人员各自的特征向量但回归系数均为垄断行业从业人员特征回报率下的工资差距,也就是收入差距中职工自身特征变量的贡献。 $[\alpha(f^*(w(1)))-\alpha(f^*(w(1);Z(0)))]$ 为收入差距中的“特征效应”(Characteristic Effect)。“特征效应”剔除了行业工资回报率差异对收入差距的影响,仅反映从业人员自身特征在工资差距中的贡献,因此,将其定义为收入差距中的合理部分。

上述分解的前提是把符合条件的样本人口划分为垄断行业组与竞争行业组,分析垄断行业总体与竞争行业总体的收入差异。但垄断行业与竞争行业之间的工资差距及其不合理比重可能因职工的性别、职业类型及所属地区而不同,因此,有必要按照某一特征在垄断行业和竞争行业内部进行再次分组,以考察垄断行业与竞争行业同属于某一类别的职工(例如同属于男性或同属于管理人员)之间的工资差距及其不合理成分。鉴于此,本文在分解垄断行业与竞争行业全体职工的工资差异之后,又按照性别、职业类型、所属地区分类测算了垄断行业高收入的不合理比重。

### 三、数据与变量

#### 1. 数据说明

本文使用的数据来自国家统计局 2005 年 1%人口抽样调查。该数据样本量大,具有一定的代表性。对比本文样本数与《中国统计年鉴》(2006)以及全国数据发现,本文样本户数(996558 户)占到《中国统计年鉴》样本户数的 18.49%,本文样本人口数(2585481 人)占到《中国统计年鉴》样本人口数的 15.22%、当年全国人口总量的近 2‰,绝对数和相对数均比较大,因而所得结论具有较高的说服力。

《国民经济行业分类》将各行业由粗到细分为门类、大类、中类、小类四种,大多数统计调查的行业分类都仅仅局限于门类,而门类属于一种相对粗糙的分类,难以界定垄断行业和竞争行业,本文所采用的 2005 年 1%人口抽样调查中的行业分类细分到“大类”(95 个行业),能够精确界定垄断行业和竞争行业。另外,2005 年 1%人口抽样调查不仅包括从业人员的月工资信息、小时工资信息,还有受教育年限、年龄、性别、职业类型、婚姻状况、所在地区、父母受教育年限等信息,这些数据有助于保障收入方程的估计更加准确。

#### 2. 变量定义

(1)垄断行业和竞争行业。本文根据天则经济研究所课题组<sup>[27]</sup>以及岳希明等<sup>[19]</sup>的研究成果,对垄断行业和竞争行业提出如下划分标准,详见表 1。其中,垄断行业的特点是行业内的企业个数比较少且国有企业占主体,农民工比重低。与之相对的竞争行业则具有企业个数非常多且农民工从业比重高的特点。

(2)从业人员。本文的从业人员限定为城镇从业人员中的雇员,不考虑雇主、自营以及家庭帮工的从业人员。样本中的农民工限定为拥有农业户口、离开户口登记地超过 6 个月,以及离开户口登记地务工经商的进城务工人员。

(3)收入指标。本文使用的调查数据包含从业人员的年工资、月工资、工作时间等详细信息。相对于年工资、月工资等指标,小时工资能更准确地反映收入差距,因此,本文采用小时工资作为衡量收入的指标<sup>①</sup>。

(4)个体特征变量和控制变量。本文使用如下个体特征变量和控制变量:①性别特征变量。用性

<sup>①</sup> 年收入或月收入相同的两个劳动者会因为工作时间长度的不同而得到不同的小时工资报酬,所以,小时工资能够更准确地反映从业人员的收入水平。



**表 1 垄断行业和竞争行业的划分**

分类	具体行业名称
垄断行业	金融业、电信和其他信息传输服务业、邮政业、航空运输业、水上运输业、铁路运输业、电力燃气及水的生产和供应业、石油加工炼焦及核燃料加工业、烟草制品业、石油和天然气开采业
竞争行业	批发和零售业、住宿和餐饮业、建筑业、居民服务和其他服务业、仪器仪表及文化办公用机械制造业、工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业、农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、纺织业、纺织服装鞋帽制品业、家具制造业、皮革毛皮羽毛(绒)及其制品业、木材加工及木竹藤棕草制品业、造纸及纸制品业、印刷业和记录媒介的复制业、文教体育用品制造业

资料来源：作者整理。

别虚拟变量表示,在回归方程中以女性为对照组。②受教育程度特征变量。用从业人员受教育年限表示。③工作经验特征变量。由于统计数据的缺陷,很难直接获得职工工作经验的相关数据。本文参考已有文献的一般做法,用职工年龄近似代替职工工作经验<sup>[9]</sup>。职工年龄越大,工作时间相应越长,工作经验越丰富,越有利于增加工资收入。④职业类型特征变量。用管理人员、技术人员、一般工人虚拟变量表示,在回归方程中,以一般工人为对照组。⑤家庭赡养负担。用家庭中老人和小孩的数量占家庭总人口数的比重表示,该变量通过影响劳动力的照料时间和劳动时间的供给而影响收入水平。其中,小孩和老人的划分标准分别为 16 岁以下和 60 岁以上。⑥婚姻状况。样本人口中的婚姻状况分为初婚有配偶、再婚有配偶、未婚、离婚、丧偶五类,这里把前两类归为“有配偶”,后三类归为“无配偶”,并将“无配偶”设为虚拟变量中的对照组。⑦各省的城镇生活费指数。预计城镇生活费指数越高的地区,职工收入相应越高。⑧地区类别。本文参照国家统计局标准,将全国 31 个省份划分为东部、中部和西部地区,用虚拟变量表示,在回归方程中,以西部地区为对照组。

### 3. 变量描述性统计

表 2 展示了垄断行业与竞争行业职工主要变量的描述性统计信息。从中可见,在平均值和具有代表性的收入分位点上,垄断行业的工资水平平均高于竞争行业,并且二者的差距随收入水平的上升而不断扩大。收入越高的竞争行业的员工工作时间越长,但垄断行业员工的工作时间并未随收入的增加而延长。换言之,收入越高的垄断行业从业人员,其单位时间内获得的劳动报酬也越高。垄断行业从业人员的平均小时工资是竞争行业从业人员的 1.65 倍,高于按月收入衡量的结果。25%、50%、75%分位数上的垄断行业与竞争行业从业人员小时工资之比分别为 1.87、1.56、1.60,表明在各个分位数上,垄断行业从业人员的小时工资均高于竞争行业从业人员。不包括农民工时,垄断行业和竞争行业的平均工资有所上升,工作人员的工作时间有所降低。竞争行业员工的周工作小时数依然高于垄断行业,但二者的差距跟包括农民工时相比有所减小。这也从侧面反映出农民工工作时长、工资低的特点,并且这种现象在竞争行业中更加明显。垄断行业与竞争行业从业人员的均值小时工资之比由包括农民工时的 1.65 下降到 1.49。在 25%—75%的分位点上,从业人员小时工资之比分别为 1.88、1.47、1.51,比包括农民工时的比值略微降低,这说明农民工样本的加入,加大了垄断行业与竞争行业的工资差距。

## 四、测算结果及其分析

### 1. 垄断行业与竞争行业的工资差距

表 3 列出了在 25%、50%、75%的收入分位点上垄断行业与竞争行业的对数小时工资差距,其含义是垄断行业小时工资高出竞争行业的百分比。从中可以看出,无论是否包括农民工,两大行业

**表 2 主要变量的描述性统计**

变量	包括农民工				不包括农民工			
	均值	p25	p50	p75	均值	p25	p50	p75
垄断行业								
工资(元)	1465.19	800.00	1100.00	1600.00	1474.74	800.00	1100.00	1600.00
工作时间(小时)	42.91	40.00	40.00	40.00	42.72	40.00	40.00	40.00
小时工资(元)	8.02	4.52	5.65	9.03	8.09	4.52	5.87	9.03
受教育年限(年)	12.43	12.00	12.00	14.00	12.52	12.00	12.00	14.00
年龄(岁)	36.61	30.00	36.00	43.00	36.77	30.00	36.00	43.00
观测值	29092				28189			
竞争行业								
工资(元)	1009.16	600.00	800.00	1100.00	1065.36	500.00	800.00	1200.00
工作时间(小时)	50.99	40.00	48.00	56.00	47.79	40.00	43.00	56.00
小时工资(元)	4.86	2.42	3.63	5.65	5.44	2.40	4.00	6.00
受教育年限(年)	10.16	9.00	9.00	12.00	11.09	9.00	12.00	12.00
年龄(岁)	32.78	24.00	32.00	40.00	35.70	28.00	35.00	43.00
观测值	106792				64096			

注:p25、p50、p75 分别表示 25%、50%、75%的分位数。

资料来源:作者计算。

女性之间的工资差距均大于男性的工资差距。当包括农民工时,两个行业中等收入人群(50%)的工资差距低于低收入人群(25%)和高收入人群(75%)。当不包括农民工时,两个行业男性从业人员之间的工资差距随收入的升高而降低,女性从业人员也表现出相似的趋势。

**表 3 垄断行业与竞争行业从业人员的工资差距**

分类		垄断行业			竞争行业			垄断行业与竞争行业之差			
		p25	p50	p75	p25	p50	p75	p25	p50	p75	
包括 农民 工	性别	男性	1.51	1.83	2.20	1.04	1.39	1.73	0.47	0.43	0.47
		女性	1.39	1.73	2.14	0.81	1.17	1.55	0.58	0.56	0.59
	职业	管理人员	1.80	2.37	2.83	1.63	2.14	2.69	0.17	0.24	0.14
		技术人员	1.57	1.91	2.42	1.28	1.73	2.14	0.29	0.18	0.29
		一般工人	1.39	1.73	2.14	0.88	1.22	1.60	0.51	0.51	0.54
	地区	东部	1.63	1.99	2.42	1.04	1.37	1.73	0.59	0.62	0.69
中部		1.29	1.66	1.91	0.70	1.04	1.44	0.59	0.62	0.47	
西部		1.37	1.73	2.07	0.70	1.04	1.51	0.67	0.69	0.56	
不包 括 农民 工	性别	男性	1.51	1.83	2.24	1.04	1.51	1.95	0.47	0.32	0.29
		女性	1.43	1.73	2.14	0.81	1.22	1.73	0.62	0.51	0.41
	职业	管理人员	1.80	2.37	2.83	1.73	2.14	2.83	0.07	0.24	0.00
		技术人员	1.57	1.91	2.42	1.30	1.73	2.20	0.27	0.18	0.22
		一般工人	1.39	1.73	2.14	0.82	1.28	1.73	0.57	0.45	0.41
	地区	东部	1.63	1.99	2.42	1.04	1.51	2.09	0.59	0.49	0.34
中部		1.33	1.68	1.91	0.70	1.04	1.51	0.62	0.64	0.41	
西部		1.39	1.73	2.07	0.70	1.17	1.55	0.69	0.56	0.52	

注:p25、p50、p75 分别表示 25%、50%、75%的分位数。

资料来源:作者计算。

职业因素也会对工资差异产生影响,表3展示了垄断行业与竞争行业不同收入水平的管理人员<sup>①</sup>、技术人员以及一般工人的工资差距。无论在哪个分位数上,垄断行业三种类型职工的工资收入均高于竞争行业,其中,一般工人之间的收入差距最大。在收入分布的两端(25%和75%分位数),两个行业技术人员的工资差距大于管理人员的工资差距。而在收入分布的中位数上,两个行业管理人员之间的工资差距大于技术人员之间的工资差距。去掉农民工数据之后,除了25%分位点上一般工人之间的收入差距出现大约6%的上升以外,两个行业分职业的收入差距有所减小。在收入分布的两端,两个行业管理人员的收入差距明显缩小,而技术人员收入差距依然较大。在收入分布的中位数上,无论是否包括农民工,管理人员和技术人员的收入差距变化都不大,这说明对于拥有城镇户口的职工来说,两个行业低收入和高收入管理人员之间的工资差距明显小于中等收入水平的情形,而技术人员的工资差距在各个分位水平都较为稳定。

值得强调的是,总体上,与技术人员和一般工人相比,垄断行业与竞争行业管理人员之间的工资差距较小,其原因之一可能是垄断行业管理人员在职消费和非货币福利较多,而竞争行业管理人员在职消费尤其是福利的货币化程度较高,在职消费和福利的一部分或绝大部分在竞争行业中都被计入工资,因此,从货币工资上看,二者之间的差距反而相对较小。这一点直接影响下面关于垄断行业高收入中合理部分和不合理部分的分析结果,即低估管理人员不合理部分的比重。

许多研究表明,工资水平会因地域不同而产生显著差别<sup>[28,29]</sup>。表3显示当包括农民工时,对于收入较低的25%人群来说,西部地区垄断行业与竞争行业的工资差距最大。在中位数上,东中西部地区的工资差距均有所上升,西部地区仍保持最高的工资差距,东中部地区次之。在收入较高的75%分位数上,东部地区的收入差距最高,西部地区次之,中部地区的收入差距降为最低。这说明在经济发达的东部地区,垄断行业与竞争行业高收入人群之间的工资差距较大,且高于中西部地区。当不包括农民工时,在25%的分位点上,西部地区的工资差距仍然最大,中部地区次之。但与包括农民工时的情形相比,中部地区的工资差距有了较大幅度的增加,说明中部地区拥有城镇户口的职工之间工资差距较大。在中位数上,中部地区的收入差距最大,东西部地区次之。值得一提的是,东部地区的收入差距与包括农民工时相比有所降低,这种降低在75%的分位数上更加明显。这说明在东部地区,农民工因为工资低而扩大了垄断行业与竞争行业之间的工资差距。

## 2. 垄断行业工资方程的分位数回归估计

这里通过估计垄断行业从业人员的工资方程,考察受教育程度、工作经验、性别、工作类型等解释变量对从业人员工资分布不同分位数的影响。表4列出了代表性分位数上的回归系数。为了纠正样本选择偏差,这里在模型中加入了选择性偏差修正项,并给出了处理自选择问题的估计结果。

在性别虚拟变量中,女性为对照组,性别估计系数代表男性工资回报率与女性工资回报率的差距。从表4可以看出,在各个收入分位点上,所有性别系数均为正,说明对各个收入水平的垄断行业从业人员来说,男性的工资回报率均高于女性。男女性别工资差距在低收入人群中较大,在高分位数水平有所降低,说明性别对工资回报的解释力随着收入水平的提高而减弱。

受教育年限对职工收入的影响系数可被看做教育回报率<sup>②</sup>。受教育年限各分位数的回归系数意味着从业人员增加一年教育,其对数工资条件分布上第 $\theta$ 分位数的变化,因此,受教育年限系数展示了不同收入水平从业人员的教育回报率。垄断行业从业人员的教育回报率在高分位数水平比低分位数水平要低,说明低收入水平从业人员的教育回报率高于高收入水平从业人员。这意味着提高受教育程度有助于促进低收入职工的收入增长,进而缩小垄断行业内部的收入差距。

垄断行业从业人员的工作经验回报率随收入分位点的升高而降低。尤其对收入最高的90%的职工来说,工作经验回报率达到最低值。这说明在垄断行业,越是收入高的人群,工作经验对收入的

<sup>①</sup> 这里的管理人员是指国家机关、党群组织、企业、事业单位的负责人。

<sup>②</sup> 使用分位数回归方法估计教育收益率,有助于纠正教育收益率估计中的能力偏差和异方差问题,参见罗楚亮<sup>[30]</sup>。

表 4 垄断行业工资方程的分位数回归结果

变量	p10	p30	p50	p70	p90
性别	0.1250*** (0.0190)	0.0996*** (0.0111)	0.0934*** (0.0113)	0.0962*** (0.0118)	0.1130*** (0.0191)
受教育程度	0.1180*** (0.0057)	0.1010*** (0.0044)	0.0996*** (0.0037)	0.1020*** (0.0037)	0.1050*** (0.0068)
工作经验	0.0420*** (0.0070)	0.0398*** (0.0046)	0.0368*** (0.0042)	0.0403*** (0.0041)	0.0363*** (0.0055)
工作经验平方	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)
城市生活费指数对数	0.9950*** (0.0765)	1.0440*** (0.0485)	1.2190*** (0.0448)	1.5120*** (0.0475)	1.7990*** (0.0687)
东部地区	0.1420*** (0.0197)	0.1300*** (0.0123)	0.1440*** (0.0125)	0.1550*** (0.0123)	0.1970*** (0.0175)
中部地区	-0.0805*** (0.0161)	-0.0954*** (0.0097)	-0.0876*** (0.0097)	-0.1110*** (0.0099)	-0.1130*** (0.0124)
管理人员	0.2090*** (0.0264)	0.1990*** (0.0216)	0.2680*** (0.0212)	0.2650*** (0.0266)	0.2670*** (0.0308)
技术人员	0.0731** (0.0313)	0.0273 (0.0210)	0.04780** (0.0222)	0.0238 (0.0233)	0.0364 (0.0390)
小孩老人赡养负担	-0.0495 (0.0319)	-0.1180*** (0.0217)	-0.1050*** (0.0206)	-0.1120*** (0.0207)	-0.0887*** (0.0246)
婚姻状况	0.0362* (0.0203)	0.0014 (0.0128)	-0.0090 (0.0133)	-0.0089 (0.0141)	-0.0046 (0.0182)
选择偏差项	-0.0150 (0.0733)	0.0614 (0.0493)	0.0200 (0.0547)	0.0409 (0.0514)	-0.0218 (0.0916)
常数项	-9.3980*** (0.5800)	-9.1270*** (0.3800)	-10.2000*** (0.3650)	-12.3900*** (0.3770)	-14.2800*** (0.5530)
观测值	29092	29092	29092	29092	29092

注:括号内为标准误。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示回归结果在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

资料来源:作者计算。

影响越弱,工作经验对垄断行业低收入人群的影响大于高收入人群。在这一点上,竞争行业与垄断行业完全不同<sup>①</sup>。在竞争行业,高收入人群的工作经验系数明显高于低收入人群,说明在低收入人群中,工作经验对收入的贡献并不显著,不过,随着收入水平的提高,工作经验对工资收入的影响越来越大。在收入最高分位段上,竞争行业的工作经验回报率甚至超过了垄断行业。

管理人员的工资回报率显著高于一般工人,说明垄断行业倾向于支付给管理人员更高的工资。管理人员的回归系数随着收入水平的升高而增加,说明收入越高的管理人员,其工资回报率也越高。这意味着管理人员的高工资会加剧收入分配的不平等,垄断行业内部因职业类型而产生的收入分配不平等十分明显。城镇生活费指数、地区变量、小孩老人赡养负担系数的回归结果也基本符合预期,即生活成本越高地区的从业人员,其收入水平也越高;东部地区从业人员的工资回报率明显高于西部地区,并且随着收入水平的提高,东西部从业人员之间的工资回报率差距扩大。中部地区从业人员的工资回报率低于西部地区,这可能是由政府对于西部地区的优惠政策造成的。小孩老人赡养负担系数为负,意味着家庭中小孩和老人的数量越多,从业人员花费的照料时间越长,这会降低

<sup>①</sup> 本文也估计了竞争行业从业人员的收入方程,感兴趣的读者可向作者索要估计结果。



其收入水平。在各个分位点上,选择性偏差项估计系数不显著,意味着样本选择性偏差对垄断行业工资方程的估计没有显著影响。

### 3. 垄断行业高收入不合理程度的分解

回归收入方程后,本文按 Machado-Mata 反事实分解方法将垄断行业与竞争行业从业人员的工资差距分解为代表合理部分的“特征效应”和代表不合理部分的“系数效应”。表 5 前 3 行展示了样本总体在 10%—90%分位点上的分解结果<sup>①</sup>。可以看出,在 10%—20%分位点上,垄断行业高收入中的不合理部分比重略低于合理部分比重。从 30%分位数开始,垄断行业与竞争行业工资差距中的不合理部分开始大于合理部分,且不合理部分比重随收入水平的升高而升高,在 80%的高收入分位点上达到最高。与之相比,最高收入 90%人群的不合理比重虽有所降低,但仍然明显高于低收入人群。因此,垄断行业高收入中的不公平广泛体现在整个收入分布上,且在高收入人群中尤其严重。这意味着收入越高的垄断行业从业人员,其高收入中由行业垄断地位决定的部分越大,而由教育水平、工作经验等职工自身特征决定的部分越低。

表 5 垄断行业与竞争行业的工资差异分解 单位:%

分类		p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
样本总体	合计	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	
	合理部分	56.90	50.11	46.23	43.44	41.14	39.29	37.58	36.50	37.38	
	不合理部分	43.10	49.90	53.77	56.56	58.86	60.71	62.42	63.50	62.63	
性别	男性	合理部分	49.64	43.69	41.08	39.11	37.76	36.65	35.93	35.82	38.41
		不合理部分	50.36	56.31	58.92	60.89	62.24	63.35	64.08	64.18	61.59
	女性	合理部分	70.48	61.42	56.33	51.45	47.13	43.44	40.08	36.71	35.11
		不合理部分	29.52	38.58	43.67	48.55	52.87	56.56	59.92	63.29	64.89
职业	管理 人员	合理部分	41.80	36.37	35.55	31.83	31.12	30.40	33.19	41.78	48.93
		不合理部分	58.20	63.63	64.45	68.17	68.88	69.60	66.81	58.22	51.07
	技术 人员	合理部分	27.52	22.87	19.84	17.96	16.09	14.53	12.44	9.36	8.87
		不合理部分	72.48	77.13	80.16	82.04	83.92	85.47	87.57	90.64	91.13
	一般 工人	合理部分	54.63	47.65	44.08	41.34	38.99	37.11	35.52	34.37	34.54
		不合理部分	45.37	52.35	55.93	58.65	61.01	62.89	64.48	65.64	65.46
地区	东部	合理部分	76.16	68.12	63.67	60.43	58.24	56.58	55.11	54.63	56.42
		不合理部分	23.84	31.89	36.33	39.57	41.76	43.42	44.89	45.37	43.58
	中部	合理部分	47.68	38.07	33.24	30.75	29.66	29.68	30.81	33.05	37.64
		不合理部分	52.33	61.93	66.76	69.25	70.34	70.32	69.19	66.95	62.36
	西部	合理部分	51.72	44.86	40.82	38.57	36.99	35.95	35.83	35.79	36.49
		不合理部分	48.28	55.14	59.18	61.43	63.01	64.05	64.17	64.21	63.51

注:p10—p90 依次代表收入分布上 10%—90%的分位点。

资料来源:作者计算。

① 本文利用 Blaise Melly<sup>[3]</sup>提供的名为“cdeco”的 Stata 程序实现 Machado-Mata 反事实分解。为了更直观地展现垄断行业与竞争行业工资差距中合理、不合理部分的比重及其随收入水平的变化趋势,表 5 将工资差距中的“特征效应”和“系数效应”换算成总收入差距的百分比形式。例如,在 10%分位数上,垄断行业从业人员对数小时工资比竞争行业从业人员多 0.4991 元。用 Machado-Mata 反事实分解方法模拟出的结果是,0.4991 元中的 0.2840 元来自代表合理部分的“特征效应”,0.2151 元来自代表不合理部分的“系数效应”, $0.2840/0.4991=56.90\%$ 是收入差距中合理部分的百分比; $0.2151/0.4991=43.10\%$ 是收入差距中不合理部分的百分比。

以上分解了垄断行业与竞争行业从业人员样本总体的工资差距,那么,工资差距中的不合理比重在不同性别、职业类型、工作地域的从业人员中有何不同呢?表5还展示了分性别、职业类型、地域的Machado-Mata反事实分解结果。

由分解结果可见,在各个收入水平上,垄断行业男性职工高收入中的不合理比重高于女性。对男性职工来说,在10%—80%的分位段上,收入差距中的不合理比重随收入水平的提高而增加。在80%—90%的高收入分位段上,不合理比重略有下降。女性职工工资差距中的不合理比重的变化趋势与男性类似,区别在于,收入较低的40%的女性职工工资差距中的合理部分大于不合理部分,说明女性职工收入差距中的不合理主要体现在高收入人群中,对于收入较低的女性职工,工资差距中的合理部分占主体。

在三种职业类型中,技术人员收入差距中的不合理比重最大,且收入越高的垄断行业技术人员,其高收入中的不合理比重也越大。对于管理人员,在10%—60%的分位区间上,工资差距中的不合理部分随分位点的升高而升高,尤其是处于中高收入水平的管理人员,其高收入中的不合理成分超过66%,明显高于一般工人。一般工人的收入不合理比重随收入水平的提高而增大,且在绝大多数分位数上超过合理部分。总体上,与技术工人以及高收入水平的一般工人相比,管理人员的不合理部分相对较小,这一点值得注意。如上所述,与竞争行业相比,垄断行业管理人员的在职消费和实物福利等非货币收入较大,而这些实际收入对于竞争行业管理人员而言货币化程度较高,因而垄断行业管理人员的工资有被低估的倾向,其直接结果是工资不合理部分被低估。因此,这三种职业类型从业员工工资中不合理部分的比重,管理人员可能最高。当然,这一点需要进一步证实。

东部地区垄断行业与竞争行业工资差异中的不合理比重最低,且低于合理部分的比重。在各个分位点上,中西部地区垄断行业高收入的不合理比重明显高于东部地区。东部地区经济发达、市场广阔,人才竞争相对激烈,这可能是其工资差距不合理比重相对较低的原因之一。而国家给予中西部地区较多的政策优惠可能是导致中西部地区垄断行业高收入不合理比重高于东部地区的原因。

垄断行业高收入中不合理部分的形成与其工资决定机制有着重要关联。1985年以来,国营大中型工业企业开始实行职工工资总额同经济效益挂钩制度,即职工工资总额与企业利润总额挂钩,或工资总额增长与利润总额增长挂钩。国家只管控企业的工资总额,具体的工资分配形式和工资制度则由企业自主决定。企业根据劳动保障部门、财政部门核定的工资总额基数、经济效益基数和挂钩浮动比例,按照企业利润增长的实际情况提取工资总额,再向下将工资发放给职工。1993年11月4日《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》进一步指出:“国有企业在职工工资总额增长率低于企业经济效益增长率,职工平均工资增长率低于本企业劳动生产率增长的前提下,根据劳动就业供求变化和国家有关政策规定,自主决定工资水平和内部分配方式”。至此,调控工资总额成了国家管理国有企业工资制度的主要方式。

在中国,对国有企业的工资调控是一种工资总量上的宏观调控,而非企业内部工资分配上的调控。这种只在总量上把关,而在具体分配过程中放手的工资制度虽然强化了企业自主权,但容易导致垄断国有企业的收入不公平。垄断国有企业凭借政府赋予的特殊权利,在产品价格的制定、生产要素的占有和使用等方面具有显著优势,由此获得高额垄断利润,导致垄断行业的利润水平容易高于其他行业;而在国有企业工资总额与利润水平挂钩的政策下,高额的垄断利润便转化成了职工工资,从而导致垄断行业的工资水平高于其他行业。由于国有企业职工的工资基本上是由企业管理层决定的,而政府对企业工资政策的具体内容和实施过程关注度又不够,国有企业管理层只要使本企业的工资总额符合国家规定,就可以在具体分配制度上实施对自己有利的薪酬方案。这是导致垄断国有企业高收入中的不合理比重随收入水平提高而上升的重要原因。因此,行政性垄断地位和总额管理的工资制度导致了垄断行业整体高收入,特别是高管人员收入的不合理,管控垄断行业从业人员整体高收入的制度改革势在必行。

## 五、稳健性检验

### 1. 考虑不可观测从业人员能力的分解与分析

现实中,很难直接观测出从业人员的个人能力差异,但个人能力又往往与从业人员的受教育年限紧密相关。通常,个人能力越强的从业人员的受教育年限也越长。因此,无法观测的个人能力可能导致受教育年限系数的高估,这一点又很可能导致垄断行业与竞争行业工资差距中的不合理部分被高估,而将个人能力差异所导致的工资差距视为不公平的做法显然是不合理的。在之前的讨论中,收入方程中并未加入反映个人能力大小的解释变量。为了消除不可观测的个人能力对收入方程回归和工资差异分解的影响,这里采用父亲受教育年限作为不可观测个人能力的代理变量,并将其纳入到收入方程中再次回归并分解。

结果发现<sup>①</sup>,无论垄断行业还是竞争行业,收入方程中加入父亲受教育年限变量后,职工自身受教育年限的分位数回归系数有所下降。这说明不可观测的个人能力有可能导致受教育年限系数的高估。加入个人能力代理变量后,职工自身受教育年限系数的高估有所缓解。对于是否加入父亲受教育年限,垄断行业与竞争行业工资差距的分解结果差异并不大。对各个收入水平的从业人员来说,收入差距中不合理部分的比重几乎均大于60%。但收入方程中加入父亲受教育年限后,两大行业收入差距中的不合理比重有略微降低的趋势,这说明不可观测的个人能力有可能造成收入差距中不公平程度被高估。考虑职工不可观测的个人能力之后,工资差距中不合理部分的高估问题在一定程度上得到了解决。

### 2. 考虑垄断行业职工收入被低估的分解与分析

收入统计指标的不完善有可能造成垄断行业收入不合理程度的低估。本文数据中的收入指标仅包括职工的现金收入和实物折现收入两部分,未包括用人单位向职工发放的其他形式的福利性收入。而现实中,垄断行业职工的福利水平往往非常高,垄断行业管理人员的非货币化福利可能更高。这种收入统计上的缺陷很可能导致垄断行业从业人员收入的低估,进而导致垄断行业高收入中不合理部分的低估。

为尽量减小由收入统计缺陷带来的不合理程度的低估,这里假设垄断行业职工的实际工资为抽样调查工资的1.2倍、1.5倍和2倍,并在这三种情况下分解两个行业职工的收入差距。分解结果显示<sup>②</sup>,垄断行业高收入中的不合理比重随从业人员实际工资的增加而增加。当垄断行业职工的实际收入为调查统计收入的1.2倍时,在10%—90%分位数上,垄断行业与竞争行业工资差距中不合理部分的比重为58.26%—72.53%;1.5倍时为68.69%—79.31%;2倍时最高,为76.19%—84.39%。由此判断,职工福利收入的遗漏导致了垄断行业与竞争行业工资差距中不合理比重的低估。垄断行业职工福利收入越高,其与竞争行业的收入差距越大,收入差距中的不合理比重越大。

## 六、结论及政策启示

本文基于Machado-Mata反事实分解方法,将中国垄断行业与竞争行业不同收入水平从业人员的工资差距分解为合理部分与不合理部分,并重点关注工资差距中不合理部分所占比重。结果发现,垄断行业高收入中的不公平广泛存在于各个收入阶层。随着垄断行业从业人员收入水平的上升,其与竞争行业收入差距中的不合理比重也越来越高。以上分析结论具有一定的政策含义:

(1) 垄断行业相对高收入的绝大部分是不合理的,因此,需要政府加以管控。这一方面说明以往政府对国有企业职工高收入的调控是必要且合理的,同时也说明以往调控政策是失效的,至少效果不明显。从2015年1月1日起,中央政府开始对中央企业主要负责人的薪酬制度实施改革,其内容

<sup>①</sup> 感兴趣的读者可向作者索要考虑父亲受教育年限的分位数回归结果与分解结果。

<sup>②</sup> 由于篇幅限制,考虑垄断行业职工收入被低估的分解结果未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索取。

之一是削减中央企业主要负责人的薪酬。与中央改革相呼应,目前各省纷纷准备出台类似的改革方案,以限制省属国有企业主要负责人的薪酬。本文的分析结论为此次中央和地方政府调控国有企业主要负责人薪酬的举措提供了合理性。

(2)政府对包括垄断国有企业在内的国有企业高管人员实施强行限薪是不够的,有必要拓宽到垄断行业全体从业人员。本文分析显示,尽管收入较高的高管人员的工资中不合理比重较一般工人要高,但从整体上看,与竞争行业相比,垄断行业从业人员高收入的绝大部分也是不合理的,同样需要加以限制。在实践中,2015年年初开始实施的中央企业主要负责人薪酬制度改革尚未波及到国有企业的其他从业人员,其不合理的高收入问题没有得到任何改善,因而可以说,此次中央企业主要负责人薪酬改革是不完善的和不彻底的。在这一点上,未来改革何去何从不得而知,但清楚的是,如果垄断行业整体的高收入得不到根本性解决,公众对行业垄断导致的收入不公乃至整个收入分配的不满情绪难以平息。

如何才能从根本上解决垄断行业不合理的高收入问题?要回答这个问题显然比本文测量垄断行业收入中不合理部分的比重要困难得多。以往的做法是在保留国有企业所有制以及实施行业垄断的前提下,通过工资总额及其增长率的管制措施来防止国有企业从业人员收入的过快增长。实践证明,这种做法的效果不显著,甚至是无效的。解决问题的根本策略在于区分不同的国有企业类型,进而实施不同企业管理模式和薪酬制度。具体地说,对于竞争性国有企业(如汽车、电信等行业),废除行业进入壁垒和价格管制,企业依据市场原则竞争。由于缺少进入壁垒和价格管制的保护,企业不仅无法得到超额利润,同时为了利润最大化和节约成本,其所有者没有动机为其从业人员提供超过劳动力市场的报酬。对于具有自然垄断性质的国有企业(如铁路、电力等行业),政府应该在保证回收成本的同时,抑制企业涨价,从而避免消费者的利益受损。鉴于该类国有企业的非营利性,其从业人员的薪酬制度应该适用公务员工资制。另外,对于该类行业,引入民营企业竞争(如国有铁路和私营铁路企业竞争)也是降低国有企业劳动力成本的有效方式。

#### 〔参考文献〕

- [1]沈艺峰,李培功. 政府限薪令与国有企业高管薪酬、业绩和运气关系的研究[J]. 中国工业经济, 2010,(11):130-139.
- [2]陆正飞,王雄元,张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗[J]. 经济研究, 2012,(3):28-39.
- [3]邢春冰. 经济转型与不同所有制部门的工资决定[J]. 管理世界, 2007,(6):23-37.
- [4]刘渝琳,梅斌. 行业垄断与职工工资收入研究——基于中国上市公司数据的分析[J]. 中国人口科学, 2012,(1):51-59.
- [5]罗楚亮. 垄断企业内部的工资收入分配[J]. 中国人口科学, 2006,(1):69-77.
- [6]夏庆杰,李实,宋丽娜,A. Simon. 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[J]. 经济研究,2012,(6):127-142.
- [7]顾严,冯银虎. 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[J]. 经济评论, 2008,(4):5-13.
- [8]叶林祥,李实,罗楚亮. 行业垄断、所有制与企业工资收入差距[J]. 管理世界, 2011,(4):26-36.
- [9]Oaxaca,R. Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets[J]. International Economic Review, 1973,14(3):693-709.
- [10]Blinder,A. S. Wage Discrimination:Reduced Form and Structural Estimates [J]. Journal of Human Resources, 1973,8(4):436-455.
- [11]Cotton,J. On the Decomposition of the Wage Differentials[J]. Review of Economics and Statistics, 1988,70(2):236-243.
- [12]Neumark,D. Employers Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination [J]. Journal of Human Resources, 1988,23(3):279-295.
- [13]Juhn,C.,K. M. Murphy,and B. Pierce. Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill[J]. Journal of Political



- Economy, 1993, 101(3):410-442.
- [14]Blau, F. D., and L. M. Kahn. International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces[J]. Journal of Political Economy, 1996, 104(4):791-837.
- [15]Di Nardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux. Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semiparametric Approach[J]. Econometrica, 1996, 64(5):1001-1044.
- [16]Firpo, S., N. Fortin, and T. Lemieux. Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions[R]. University of PUC-RIO Working Paper, 2007.
- [17]Firpo, S., N. Fortin, and T. Lemieux. Unconditional Quantile Regressions[J]. Econometrica, 2009, 77(3):953-973.
- [18]Machado, J. A. F., and J. Mata. Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression[J]. Journal of Applied Econometrics, 2005, 20(4):445-465.
- [19]岳希明, 李实, 史泰丽. 垄断行业高收入问题探讨[J]. 中国社会科学, 2010, (3):77-93.
- [20]Mincer, J. A. Schooling, Experience, and Earnings[M]. New York: Columbia University Press, 1974.
- [21]Heckman, J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. Econometrica, 1979, 47(1):153-162.
- [22]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.
- [23]Buchinsky, M. Changes in the US Wage Structure 1963—1987: Application of Quantile Regression [J]. Econometrica, 1994, 62(2):405-458.
- [24]Chamberlain, G. Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wages [A]. Christopher, Sims. Advances in Econometrics: Sixth World Congress[C]. New York: Elsevier Press, 1994.
- [25]Koenker, R., and K. Hallock. Quantile Regression: An Introduction[J]. Journal of Economic Perspectives, 2001, 15(4):143-156.
- [26]Koenker, R., and G. Bassett. Regression Quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1):33-50.
- [27]天则经济研究所课题组. 中国行政性垄断的原因、行为与破解[R]. 北京天则经济研究所报告, 2015.
- [28]李实, 王亚柯. 中国东西部地区企业职工收入差距的实证分析[J]. 管理世界, 2005, (6):16-26.
- [29]任重. 中国城镇居民地区工资差距测度与分解[J]. 当代经济研究, 2009, (2):48-52.
- [30]罗楚亮. 城镇居民教育收益率及其分布特征[J]. 经济研究, 2007, (6):119-130.
- [31]Melly, B. Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression [J]. Labour Economics, 2005, 12(4):577-590.

## Research on the Inequitable Proportion of Wages in Monopoly Industry

YUE Xi-ming, CAI Meng

(School of Finance of Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Abstract:** The high income of the monopoly state-owned enterprises received wide attention in the whole society. Compared with other workers, the executives' high income are even more inequitable since the executives themselves would enact the compensation programs they like. Therefore, the inequity is diversified among different quantiles of the income distribution of monopoly industry. Machado-Mata decomposition method based on quantile regressions is used to decompose the wage difference between the monopoly industry and competitive industry into equitable part and inequitable part. Results indicated that the income inequity exists in almost every quantile of the income distribution. Meanwhile, the inequitable proportion increases as the income levels get higher, which means that high incomes of executives are even more inequitable. This requires the government to control the high incomes of monopoly industry, especially the high incomes of executives. The basic solution is to implement different management modes and salary systems according to different types of monopoly enterprises.

**Key Words:** monopoly industry; income differential; quantile regression; counterfactual decomposition

**JEL Classification:** C46 D31 J71

[责任编辑: 覃毅]