

国有企业工资水平、劳动份额对工资不平等的影响分析

贺大兴^{1,2}

(1. 北京大学 a. 马克思主义学院, b. 习近平新时代中国特色社会主义思想研究院,
c. 中国特色社会主义理论大众化与国际传播协同创新中心;
2. 北京市哲学社会科学中国化马克思主义发展研究基地,北京 100871)

摘要:社会上一种流行的观点认为,国有企业工资高于社会平均水平,是社会工资不平等的重要原因。这种观点值得探讨。通过理论推导、数值模拟和经验研究等方式,分析国有企业工资水平、组内不平等程度和劳动份额变化对工资不平等的影响。发现在理论层面,在国有企业工资高于社会平均水平、变异系数低于社会平均水平的情况下,增加国有企业的雇佣劳动份额,可以降低社会的工资不平等程度;另外,在经验层面,国有企业工资水平确实高于社会平均水平,工资变异程度低于平均水平;提高国有企业的雇佣劳动份额,确实会减少工资的整体不平等程度。

关键词:国有企业;工资不平等;变异系数;工资水平;劳动份额

中图分类号:F244 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-0098(2020)05-0021-10

一、引言

国有企业是我国经济发展的重要支柱。新中国成立后,我国在苏联的帮助下,在能源、基建、国防、制造业等重要部门建立了一批国有企业,为我国建成独立完整的工业体系奠定了基础。1981年,全民所有制工业企业约有8.42万个,工业产值为4054.37亿,分别占全部企业比例的22.1%和78.3%。改革开放后,随着市场经济在资源配置中作用不断加强,国有企业的比重有所下降,但总体规模增长迅速。2013年,规模以上国有企业总量约为3957个,工业销售产值约为50358.04亿,占全部规模以上企业比例分别为10.7%和4.94%。2018年,规模以上国有企业约为1836个,营业收入约为42334.5亿,占全部规模以上企业比例分别为0.49%和4.03%^①。

鉴于国有企业在我国经济中的重要作用,社会各界一直关心国有企业的发展情况。一个常见的问题是国有企业的效率问题。1978年,全民所有制企业中,大约有24%的企业存在亏损(统计公报,1978)。改革开放后,国有企业亏损问题一度有所扩大,最终政府在1995年出台“抓大放小”的国企改革方案。国有企业“效率”不高,并不意外。一是有的国有企业承担国家战略任务,有的国有企业承担社会公共服务功能,追求利润并不是它们最主要的目的。二是存在政企不分、管理落后等现象。这也是改革开放后一直强调建立现代企业制度的原因。

另一个社会关心的问题是国有企业的工资收入问题。2012年,上市央企平均工资为11.1万元,是城镇私营单位的3.8倍^②。不同性质企业工资差异巨大,触动社会敏感的神经。有观点认为,国有企业丰厚的薪酬待遇及其背后的行业垄断,是社会工资和收入不平等扩大的重要原因。这种观点值得研究。因为从政策

① 《中国统计年鉴》1983,2019;《中国经济普查年鉴2013》。

② 新华网:上市央企高管薪酬两极分化,2014年8月25日。

收稿日期:2020-03-02

基金项目:国家社会科学基金青年项目“马克思不平等、消费不足和经济危机理论的现代化研究”
(16CJL001)

作者简介:贺大兴(1981-),男,湖北宜都人,博士,副教授,研究方向为发展经济学。

角度,设置国有企业的一个目的,就是要发挥公有制经济的优势作用,促进社会公平。如果这个作用发挥不好,甚至起到反向的效果,那么国有企业的功能、地位就会遭到严重怀疑。

对上述观点,有人赞同,也有人质疑。比如,已故著名经济学家卫兴华教授认为,结论也许相反:收入差距的关键不在国有企业,而在非国有企业。他们指出,不能简单将工资不平等简化为工资差距。国有企业收入虽然高于非国有企业,但它们内部的工资差异相对较小;非国有企业工资水平整体较低,但管理层和普通员工收入悬殊。相对非国有企业,工资水平较高、变动程度较小的国有企业塑造了一个中产阶层,恰好可以缓解贫富差距。因此,改革的方向,应该是提高劳动者特别是民营企业工人的劳动待遇,而不是简单限制国有企业的薪酬^[1]。

卫兴华教授的观点揭示了国有企业对收入公平的一个影响路径。背后的机制十分清晰,如图 1 所示。民营企业家中虽然存在一批耀眼的收入明星,但由于整个部门中工资收入差距较大,整体收入偏低(图 1 左图虚线所示),收入分布呈现金字塔形态。相反,国有企业平均工资收入相对较高(图 1 右图虚线所示),但由于收入分配相对公平,一定程度上可以起到缓和社会收入分布不均的效果。

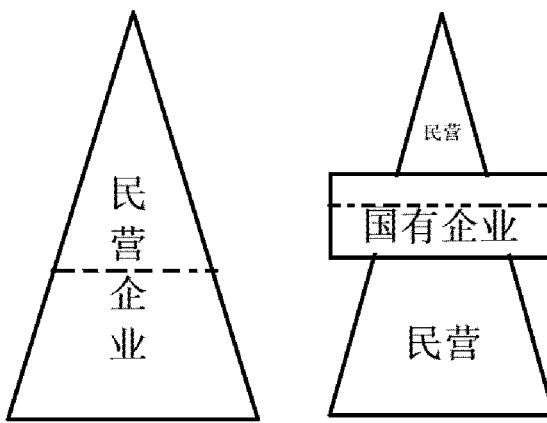


图 1 国有企业对收入分配格局影响示意图

图 1 的示意图虽然比较清晰,但它成立的条件并非一目了然。这是因为,工资不平等不仅取决于相对工资水平,还依赖于工资变动程度和雇佣劳动份额的协同变化。举一个极端的例子。假设只有一家国有企业,这个国有企业只有一个工人,如果这个工人的工资远高于社会平均水平,那么,即使适当增加国有企业工人数量,也可能增加社会的工资不平等程度。有鉴于此,本文的主要工作,便是从理论研究、经验研究和数值模拟的角度,揭示国有企业对社会工资分布的影响机制,以期加深社会对国有企业工资水平与雇佣劳动份额变化对社会工资不平等影响的认识。

二、文献综述

目前国内已有大量的研究关注不同性质企业间的工资差异。部分研究认为,国有企业工资水平高于社会工资均值是社会工资不平等的直接原因,深层次原因可能是国有企业的行业垄断地位。叶林祥等(2011)利用第一次全国经济普查企业数据,如果国有企业具备行业垄断地位,行业和企业间工资差异会进一步扩大^[2]。夏庆杰等(2012)利用 1988 至 2007 年四次城镇家庭调查数据,发现国有企业高工资是城镇工资收入差异加剧的重要因素,但随着国有企业就业份额的下降,这种影响有所减缓^[3]。部分研究同意上述研究对不同性质工资差异的事实判断,认为这些差异可被人力资本等因素解释,跟企业性质的关联微弱。张车伟和薛欣欣(2008)利用 2005 年上海、浙江、福建等三省家户调查数据,发现国有企业和非国有企业工资差异的 80% 可以由人力资本解释^[4]。王瑞等(2014)将北京等 9 省城镇调查数据和规模以上工业企业数据合并,发现国有企业和非国有企业之间的工资溢价可全部归因于两类企业在要素和特质等方面的差异^[5]。李勇(2016)认为行政垄断和要素非对称扭曲是国有部门和非国有部门工资差异的根本原因^[6]。卢晶亮(2018)发现 1995 – 2002 年间工资不平等与所有制有一定的关联。但也有研究不同意将工资差异归结于国有企业做法,认为私企应该承担更多的责任^[7]。张宇(2011)认为,现在收入差距的主要问题,是企业特别是私有

企业工资太低的问题。未来改革应解决劳动收入过低的问题,提高初次分配在国民收入中的比重^[8]。

上述研究增强了对工资不平等的理解,但也存在进一步改进的可能。首先,国有企业工资水平高,和工资不平等没有必然的联系。工资不平等是平均工资、工资变异程度和雇佣劳动份额综合作用的结果。如果将研究局限在工资差异上,可能会误导社会对工资不平等的认识。其次,大多数研究的做法是,先构建工资方程,确定影响工资的可能因素,进行回归,再利用 Oaxaca - Blinder 分解等方法,分解不同性质企业的工资差异。这种方法存在两个问题:第一,该方法能够可行,很大程度上取决于回归模型的解释力,或者拟合优度 R²。如果拟合优度较大,说明回归模型基本上控制了影响工资的关键因素,模型设定也比较符合现实,将其分解,合情合理。但如果拟合优度较小,说明模型设定或控制变量还没有刻画现实的关键因素,分解结果的科学意义不大。而现有的研究,大多数拟合优度并不理想。第二,这些研究只是解释了工资差异,并没有解释工资不平等的影响因素和国有企业的影晌程度。因此,本文试图利用变异系数和工业企业数据库的数据,从理论和经验的角度,探究国有企业和工资不平等之间的关联。

三、简单情形

假设市场上只存在两类企业,国有企业($j = 1$)和民营企业($j = 2$)。假设国有企业数量为 N_1 ,假设用 i_1 表示特定的国有企业,则 $i_1 \in \{1, \dots, N_1\}$ 。假设企业 i_1 员工数量为 l_{i_1} ,平均工资为 w_{i_1} ,则国有企业的平均工资为 $\mu(w_1) = \sum_{i_1=1}^{N_1} w_{i_1} l_{i_1} / L_1$,方差为 $\sigma^2(w_1) = \sum_{i_1=1}^{N_1} (w_{i_1} - \mu(w_1))^2 l_{i_1} / L_1$,其中 $L_1 = \sum_{i_1}^{N_1} l_{i_1}$ 。相应地,民营企业工资的均值和方差为 $\mu(w_2) = \sum_{i_2=1}^{N_2} w_{i_2} l_{i_2} / L_2$ 和 $\sigma^2(w_2) = \sum_{i_2=1}^{N_2} (w_{i_2} - \mu(w_2))^2 l_{i_2} / L_2$,其中 $L_2 = \sum_{i_2}^{N_2} l_{i_2}$ 。全部企业的工资均值和方差为 $\mu(w) = \sum_{j=1}^2 \sum_{i_j}^{N_j} w_{i_j} l_{i_j} / L$ 和 $\sigma^2(w) = \sum_{j=1}^2 \sum_{i_j}^{N_j} (w_{i_j} - \mu(w))^2 l_{i_j} / L$,其中 $L = \sum_{j=1}^2 \sum_{i_j}^{N_j} l_{i_j}$ 。

本文采用变异系数(Coefficient of variation, CV), $I = \sigma(w)/\mu(w)$,来测算工资的不平等程度。在众多不平等测度中,变异系数是唯一能够根据组别和要素来源进行分解的指标^[9],正好符合本文的研究目的。将国有企业和民营企业工资的均值和方差带入总体均值和方差公式中,我们可得

$$\mu(w) = \sum_{j=1}^2 \theta_j \mu(w_j), \quad \sigma^2(w) = \sum_{j=1}^2 \theta_j [\sigma^2(w_j) + \mu^2(w_j) - \mu^2(w)]$$

其中 $\theta_j = L_j / L$ 。全部企业工资的变异系数可表示为

$$I^2(w) = \sum_{j=1}^2 \theta_j [(I^2(w_j) + 1)\mu^2(w_j) / \mu^2(w) - 1] \quad (1)$$

$\sum_{j=1}^2 \theta_j = 1$, $\sum_{j=1}^2 \theta_j \mu(w_j) = \mu(w)$,即不同类型企业的雇佣劳动比例、工资总额比例不可能都是自由变量,这意味着,我们不能简单用对(1)式求偏导数的方式来计算它们对社会总体工资不平等的影响。将雇佣劳动份额等限制代入(1)式,再求偏导数,可得

$$\frac{\partial I^2(w)}{\partial I^2(w_1)} = \theta_1 \mu^2(w_1) / \mu^2(w) \quad (2)$$

$$\frac{\partial I^2(w)}{\partial \mu(w_1)} = 2 \frac{\theta_1 \theta_2 \mu_2 [(I_1^2 + 1)\mu_1 - (I_2^2 + 1)\mu_2]}{\mu^3} \quad (3)$$

$$\frac{\partial I^2(w)}{\partial \theta_1} = \frac{(I_1^2 + 1)\mu_1^2 - (I_2^2 + 1)\mu_2^2}{\mu^2} - \frac{2(\mu_1 - \mu_2)[\theta_1(I_1^2 + 1)\mu_1^2 + \theta_2(I_2^2 + 1)\mu_2^2]}{\mu^3} \quad (4)$$

为使公式更为紧凑,公式(3)和(4)用下标表示不同类型的企业,如用 I_1^2 表示 $I^2(w_1)$ 。

从(2)式可以看出,国有企业工资不平等增加,整个社会的工资不平等随之增加。当然这个结论对民营企业也成立。特定类型企业的变异系数增加,会带动整个行业的变异系数增加。

从(3)式可以看出,国有企业平均工资增加,不一定会增加社会的工资不平等。

令 $P_1^w = (I_1^2 + 1)\mu_1$, $M_1^w = (I_2^2 + 1)\mu_2$

P_1^w 为国有企业工资增加的正向效应, 刻画国有企业自身变异系数和平均工资增加的直接影响。 M_1^w 为国有企业工资增加的负向效应, 刻画非国有企业的变异系数和平均工资对国有企业相应变量变化的缓冲作用。 $P_1^w > M_1^w$, 可以理解为国有企业的工资水平和内部不平等程度高于社会平均水平, 增加国有企业工资会加大它与社会的差距, 显然会增加整个社会工资的不平等程度。如果 $P_1^w < M_1^w$, 可以理解为国有企业的工资水平和内部不平等程度低于社会平均水平, 增加国有企业工资会缩小它与社会的差距, 反而会降低社会的工资不平等程度。

从(4)式可以看出, 增加国有企业雇佣劳动份额也可能降低社会不平等程度。

令 $P_1^\theta = (I_1^2 + 1)\mu_1^2/\mu^2$, $M_1^\theta = (I_2^2 + 1)\mu_2^2/\mu^2$, $S_1^\theta = 2(\mu_1 - \mu_2)[\theta_1(I_1^2 + 1)\mu_1^2 + \theta_2(I_2^2 + 1)\mu_2^2]/\mu^3$

P_1^θ 为国有企业雇佣劳动份额增加的正向效应, M_1^θ 为负向效应, S_1^θ 为结构效应。 P_1^θ 和 M_1^θ 的含义与 P_1^w 和 M_1^w 类似, 主要刻画国有企业工资均值和组内不平等的共同影响, 其中正向效应可以理解为国有企业工资水平和内部不平等程度的直接影响, 负向效应可理解为非国有企业的缓冲作用。在给定工资均值和组内差异的情况下, S_1^θ 与国有企业(及民营企业)的雇佣劳动份额有关, 因此结构效应可理解为企业雇佣劳动份额分布的影响。如果 $P_1^\theta - M_1^\theta > S_1^\theta$, 可以理解为国有企业的工资水平和内部不平等程度整体上高于社会平均水平, 增加国有企业的雇佣劳动份额一方面会增加社会的工资不平等程度, 但另一方面, 增加变异系数较小的群体的份额, 会降低不平等程度。前者大于后者, 则整体上不平等程度增加。小于后者, 则减少整体的不平等程度。

总结如下:

命题 1: 假设社会存在两类企业, 国有企业(用 $j=1$ 表示)和民营企业(用 $j=2$ 表示)。假设两类企业工资均值、变异系数和雇佣劳动比例分别为 μ_j , I_j^2 和 θ_j 。假设 $\mu_1 > \mu_2$, $I_1^2 < I_2^2$ 。在其他条件不变的情况下,

(1) 如果国有企业或民营企业的变异系数增加, 社会的工资不平等程度增加。

(2) 如果 $P_1^w < M_1^w$, 提高国有企业的平均工资, 社会的工资不平等程度反而下降。

(3) 如果 $P_1^\theta - M_1^\theta < S_1^\theta$, 增加国有企业的雇佣劳动占比, 社会的工资不平等程度下降。

四、一般情形

再来讨论存在多种类型企业的情形。假设市场上企业类型为 $j, j \in \{1, 2, \dots, J\}$, 特定类型企业的数量为 n_j , 全部企业数量为 $N = \sum_{j=1}^J n_j$ 。假设 j 类型企业中 s 企业的平均工资福利为 w_{sj} , 工人数量为 l_{sj} , 则全部企业的工资分布为 $w = (w_1, \dots, w_j, \dots, w_J)$, 其中 $w_j = (w_{1j} \otimes i_{1 \times l_{1j}}, \dots, w_{nj} \otimes i_{1 \times l_{nj}})$ 为 j 类型企业的工资分布, \otimes 为克罗内克乘积, $i_{1 \times l_{sj}}$ 为全部元素等于 1 的 $1 \times l_{sj}$ 向量, $w_{sj} \otimes i_{1 \times l_{sj}}$ 为类型为 j 的 s 企业的工资分布。 j 类型企业的平均工资和工资变动程度为 $\mu(w_j) = \sum_{s=1}^{n_j} w_{sj} l_{sj} / \sum_{s=1}^{n_j} l_{sj}$ 和 $\sigma^2(w_j) = \sum_{s=1}^{n_j} w_{sj}^2 l_{sj} / \sum_{s=1}^{n_j} l_{sj} - \mu^2(w_j)$ 。全部企业的平均工资和方差为 $\mu(w) = \sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^{n_j} w_{sj} l_{sj} / \sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^{n_j} l_{sj}$ 和 $\sigma^2(w) = \sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^{n_j} w_{sj}^2 l_{sj} / \sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^{n_j} l_{sj} - \mu^2(w)$ 。

将各类型企业的数据代入全部企业平均工资和方差中, 可得

$$\mu(w) = \sum_{j=1}^J \theta_j \mu(w_j) \text{ 和 } \sigma^2(w) = \sum_{j=1}^J \theta_j (\sigma^2(w_j) + \mu^2(w_j) - \mu^2(w)) \text{, 其中}$$

$\theta_j = \sum_{s=1}^{n_j} l_{sj} / \sum_{j=1}^J \sum_{s=1}^{n_j} l_{sj}$ 为 j 类型企业工人数量占全部企业工人数量总和的比例。全部企业工资变异系数可写为

$$I^2(w) = \sum_{j=1}^J \theta_j [(I^2(w_j) + 1)\mu^2(w_j)/\mu^2(w) - 1] \quad (5)$$

令 $W_j = (I^2(w_j) + 1)\mu^2(w_j)/\mu^2(w) - 1$, 除去工人份额的影响, j 类型企业对工资不平等的直接影响为

$$\vartheta_j = W_j / I^2(w) \quad (6)$$

对(1)式求偏导,可得

$$\frac{\partial I^2(w)}{\partial \sigma^2(w_j)} = \frac{\theta_j}{\mu^2(w_j)}, \quad \frac{\partial I^2(w)}{\partial I^2(w_j)} = \frac{\theta_j \mu^2(w_j)}{\mu^2(w)} \quad (7)$$

$$\frac{\partial I^2(w)}{\partial \mu(w_j)} = \frac{2\theta_j}{\mu^3} \sum_{t \neq j}^J \theta_t \mu_t [\mu_j(I_j^2 + 1) - \mu_t(I_t^2 + 1)] \quad (8)$$

(4)式从理论上证明,工资水平和工资不平等之间不存在简单线性关系。特定类别企业工资增加,是否能够增加社会的不平等程度,除了受到相对工资水平影响外,还受工资变动程度影响。这一点在以往的研究^[2-5]中有所忽略。揭示工资水平变化对工资不平等的影响,是本文的一个创新和贡献。

θ_j 变化对 $I^2(w)$ 变化的影响,比简单情形下要复杂一些。 θ_j 受到 $\sum_{j=1}^J \theta_j = 1$ 的限制,不是独立变量, θ_j 的任何变化必然对应其他行业的反方向变化,所以不能用求偏导的方式直接确认 θ_j 的影响。

令 $W_{\max} = \max: W_j, W_{\min} = \min: W_j$, 则

$$-(W_{\max} - W_j) \leq \frac{\Delta I^2(w)}{\Delta \theta_j} \leq W_j - W_{\min} \quad (9)$$

特殊地,如果假设 θ_j 变化至 $\theta_j + \Delta$ 后,其他类型企业的雇佣劳动份额等额下降,即 θ_t 变化至 $\theta_t - \Delta/(J-1)$,令 $\bar{W} = \sum_{j=1}^J W_j/J$,则

$$\frac{\Delta I^2(w)}{\Delta \theta_j} = \frac{J}{J-1}(W_j - \bar{W}) \quad (10)$$

(9)式和(10)式指出,雇佣劳动份额的影响对工资不平等的影响,取决于特定类别企业工资的变异程度和全部企业工资的变异程度的差异。如果前者小于后者,可以认为在很大程度上,增加前者的份额,会减少工资不平等程度。这和卫兴华和胡政(2014)的观点^[1]比较接近,和庆杰等(2012)^[3]的观点都有所不同。前者认为,国有企业有助于塑造中产阶级,有助于减缓工资不平等,因此,要扩大国有企业雇佣劳动份额;后者简单将工资差距等价于工资不平等,认为缩小国有企业雇佣劳动份额会减缓不平等。(9)(10)式揭示了雇佣劳动份额对不平等的影响机制,这也是本文的一个创新和贡献。

命题2:假设社会中存在 J 种类型的企业,国有企业(用 1 表示)和其他类型的企业。假设类型 j 的企业工资均值、变异系数和雇佣劳动份额为 μ_j, I_j^2 和 θ_j 。假设 $\mu_1 = \max \mu_j$,

$I_1^2 = \min I_j^2$ 。在其他条件不变的情况下,

1. 任意一种类型的企业变异系数增加,都会增加整个社会的工资不平等程度。

2. 令 $PMS_1^\theta = \sum_{t \neq 1}^J \theta_t \mu_t [\mu_1(I_1^2 + 1) - \mu_t(I_t^2 + 1)]$ 。如果 $PMS_1^\theta < 0$,增加国有企业的工资水平,会减少整个社会的不平等程度。

3. 国有企业雇佣劳动份额变化对工资不平等程度的影响比较复杂。假设国有企业雇佣劳动份额增加时,其他类型企业雇佣劳动份额下降幅度相同。如果 $W_j < \bar{W}$,则整个社会的工资不平等程度下降。

对于命题2第二个结论成立的条件,此处做一个简单的说明。 PMS_1^θ 可以看作是第三节简单情形下正向效应、负向效应和结构效应的综合。其中 $\mu_1(I_1^2 + 1)$ 刻画的是国有企业工资水平和组内不平等程度的综合影响, $\mu_t(I_t^2 + 1)$ 刻画的是类型 t 企业工资水平和组内不平等程度的影响, θ_t 是雇佣劳动份额的影响。国有企业工资水平增加,是否会增大整个社会的工资不平等程度,不仅取决于自身的影响,还取决于其他类型企业及雇佣劳动份额的影响。在其他行业的工资水平和雇佣劳动份额不变的情况下,国有企业工资增加,显然会增加社会工资不平等程度,这就是所谓的正向效应;国有企业工资增加的同时,如果其他行业的工资也增加,就会抵消国有企业工资增加的影响,这就是所谓的负向效应;如果国有企业工资水平和组内不平等程度的综合影响小于其他行业,增加国有企业雇佣劳动份额,显然会降低社会工资不平等程度,这就是所谓的结构效应。

五、数值模拟

(一) 国有企业变异系数变化对工资不平等的影响

本节用数值模拟的方式验证第三节的结论。先分析国有企业变异系数变化对工资不平等的影响。将企业分为国有企业和非国有企业两个类型。固定 $\theta_1 = \theta_2 = 0.5, I^2(w_2) = 20, \mu(w_1) = 2, \mu(w_2) = 1$ 。假设 $I^2(w_1) \in [0, 20]$ 。国有企业的变异系数的取值范围较大,能够使得社会整体的变异系数和不同类型企业的变异系数的比值发生足够丰富的变化。因此,固定部分参数不会影响模拟结果的解释力。利用公式(1),可以计算出全部企业的变异系数, $I^2(w)$ 。图2描述了国有企业变异系数变化对工资不平等的影响。可以看出,两者呈现线性相关关系(图2中 - * 线)。根据公式(2),可计算出, $\partial I^2(w)/\partial I^2(w_1) = 0.89$ 。利用此数值和 $I^2(w_1)$ 的数据,可以重构 $I^2(w)$ 的数据(图中 - + 线)。不难发现,两个数据是重合的。这一定程度上意味着,第三节中的公式(1)和(2)是正确的。

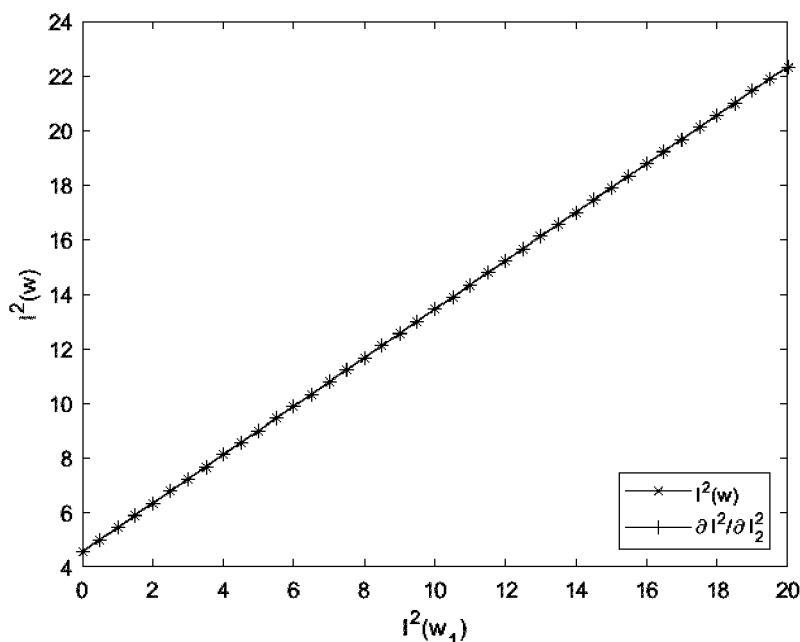


图2 国有企业变异系数变化对工资不平等的影响

(二) 国有企业平均工资变化对工资不平等的影响

再来研究国有企业平均工资变化对工资不平等的影响。固定 $\theta_1 = \theta_2 = 0.5, I^2(w_1) = 1, \mu_1 = 1, I^2(w_2) \in \{3, 12\}, \mu(w_2) = 1, \mu(w_1) \in [1, 10]$ 。图3描述了国有企业平均工资变化对工资不平等的影响。左图描述了公式(1)计算出的社会总体工资变异系数 $I^2(w)$ 的变化,其中 $I^2(w_2) = 3$ (- ∇ 线) 描述的是非国有企业变异系数等于3时 $I^2(w)$ 的变化情况, $I^2(w_2) = 12$ (- * 线) 描述的是非国有企业变异系数等于12时 $I^2(w)$ 的变化情况。可以看出,当两种种类的企业变异系数比值发生变化时,社会总体工资变异系数 $I^2(w)$ 也会发生变化。具体而言,当 $I^2(w_2) = 3$ 时,随着国有企业平均工资的增加,社会总体工资变异系数呈现先减后增的趋势;当 $I^2(w_2) = 12$ 时,随着国有企业平均工资的增加,社会总体工资变异系数呈现较大幅度的下降然后缓慢上升。右图描述了不同非国有企业变动系数 $I^2(w_2)$ 下国有企业平均工资 $\mu(w_1)$ 对社会总体工资变异系数 $I^2(w)$ 影响的变化情况,即给定 $I^2(w_2)$,计算 $\Delta I^2(w)/\Delta \mu(w_1)$ 。其中 $Diff(:, 1)$ (——..——线) 描述的是当 $I^2(w_2) = 3$ 时由公式(1)差分计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \mu(w_1)$ 变化情况, $Diff(:, 2)$ (..——..线) 描述的是当 $I^2(w_2) = 12$ 时由公式(1)差分计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \mu(w_1)$ 变化情况, $\partial I^2/\partial \mu_1(:, 1)$ (——+——线) 描述的是当 $I^2(w_2) = 3$ 时由公式(3)利用偏导数计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \mu(w_1)$ 变化情况, $\partial I^2/\partial \mu_1(:, 2)$ (——**线) 描述的是当 $I^2(w_2) = 12$ 时由公式(3)利用偏导数计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \mu(w_1)$ 变化情况。可以发现,两种方法计算出的结果高度重合。

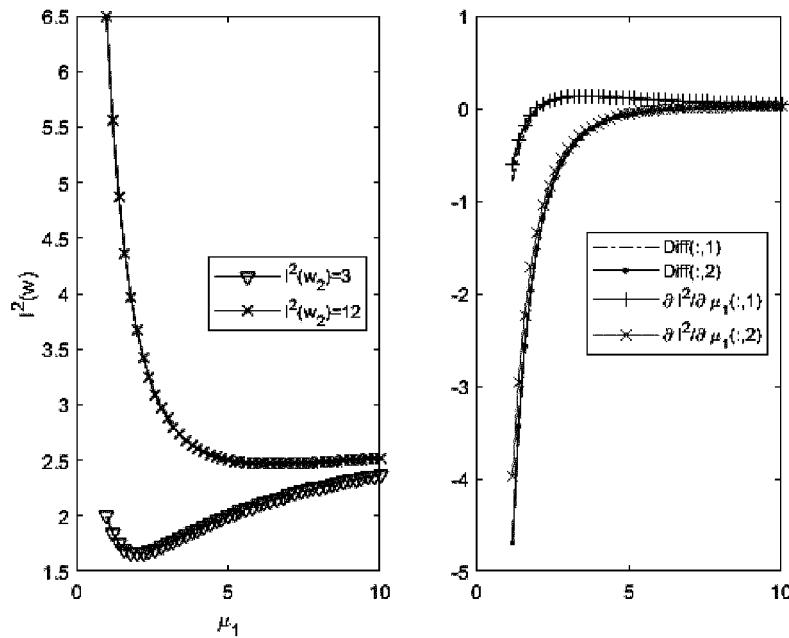


图3 国有企业平均工资变化对工资不平等的影响

(三) 国有企业雇佣劳动份额增加对工资不平等的影响

最后来研究国有企业雇佣劳动份额变化对社会总体工资变异系数的影响。固定 $I^2(w_1) = 1, I^2(w_2) = 2, \mu_1 \in \{1, 1, 5\}, \mu_2 = 1, \theta_1 \in [0, 1], \theta_2 = 1 - \theta_1 \in [0, 1]$ 。图4描述了国有企业雇佣劳动份额变化对工资不平等的影响。左图描述了公式(1)计算出的社会总体工资变异系数 $I^2(w)$ 的变化情况,其中 $\mu_1 = 1.1$ (-+线)描述的是国有企业平均工资等于 1.1 时 $I^2(w)$ 的变化情况, $\mu_1 = 5$ (-▽线)描述的是国有企业平均工资等于 5 时 $I^2(w)$ 的变化情况。可以看出,当两种种类的企业平均工资比值发生变化时,社会总体工资变异系数 $I^2(w)$ 也会发生变化。具体而言,当 $\mu_1 = 1.1$ 时,随着国有企业雇佣劳动份额的增加,社会总体工资变异系数呈现下降趋势;当 $\mu_1 = 5$ 时,随着国有企业雇佣劳动份额的增加,社会总体工资变异系数先上升然后下降。

右图描述了不同国有企业平均工资 $\mu(w_1)$ 下国有企业雇佣劳动份额 θ_1 对社会总体工资变异系数 $I^2(w)$ 影响的变化情况,即给定 $\mu(w_1)$,计算 $\Delta I^2(w)/\Delta \theta_1$ 。其中 $Diff(:,1)$ (-▽线) 描述的是当 $\mu_1 = 1.1$ 时由公式(1)差分计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \theta_1$ 变化情况, $Diff(:,2)$ (..—..线) 描述的是当 $\mu_1 = 5$ 时由公式(1)差分计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \theta_1$ 变化情况, $\partial I^2/\partial \theta_1(:,1)$ (—+—线) 描述的是当 $\mu_1 = 1.1$ 时由公式(4)利用偏导数计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \theta_1$ 变化情况, $\partial I^2/\partial \theta_1(:,2)$ (—*—线) 描述的是当 $\mu_1 = 5$ 时由公式(4)利用偏导数计算出的 $\Delta I^2(w)/\Delta \theta_1$ 变化情况。可以发现,两种方法计算出的结果高度重合,这说明本文公式(4)的推导没有问题。

六、经验研究

(一) 数据来源和全部企业数据基本统计特征

本文数据来自中国工业企业数据库 1999–2007 年规模以上企业的财务数据。主要包括企业的年度工人平均数量、应付工资总额和应付福利费总额。排除缺失值、工资、固定资产小于 0 等异常值和不处于正常运营状态的企业数据后,生成人均工资福利(单位:千)、人均工资(单位:千)和人均福利(单位:千)。

另外少数企业在特定年份人均工资福利超过 100 万,共 71 个数据,占全部数据的 0.0037%。利用企业代码和网络检索核对企业相关信息后,本文认为这些企业提供高水平工资的概率较低,可能存在数据误报问题,因此,这部分数据也被排除。

表1报告了全部企业数据的基本统计特征。

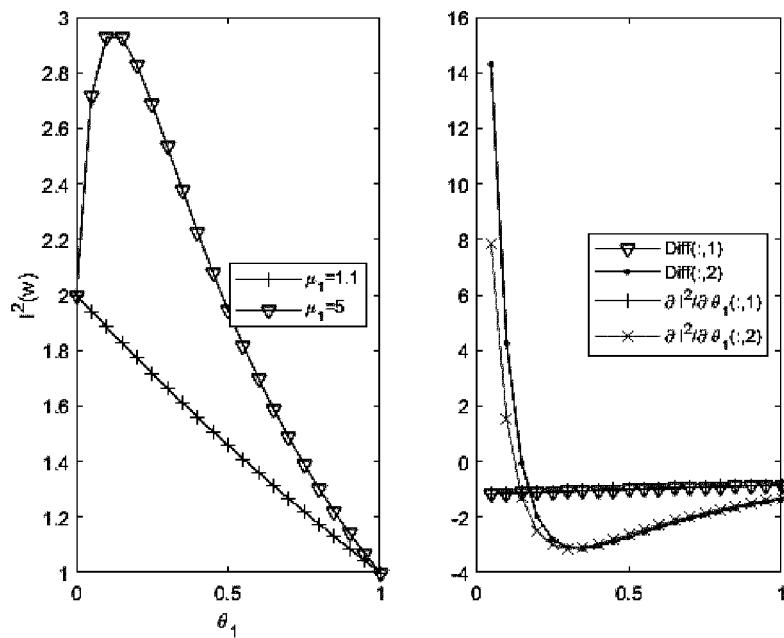


图 4 国有企业雇佣劳动份额变化对工资不平等的影响

表 1 变量的基本统计特征

| 变量名 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|---------|---------|---------|--------|-----------|
| 年份 | 1919414 | 2003.78 | 2.53 | 1999 | 2007 |
| 注册类型 | 1919414 | 176.28 | 56.39 | 110.00 | 340.00 |
| 工人数量 | 1919414 | 269.47 | 1128.45 | 1.00 | 188151.00 |
| 工资福利(人均) | 1919414 | 15.09 | 14.95 | 0.00 | 995.98 |

(二) 国有企业工资福利数据特征

根据《公司法》等法律法规的规定,本文选取的国有性质企业包括国有企业(代码:110)、国有联营企业(141)和国有独资工资(151)。

1. 工资水平。除了国有企业在 1999 和 2000 年略低于平均水平外,国有企业的工资普遍高于平均水平 12.55% ~ 141.59%。

2. 变动程度。国有企业工资的变动程度一直低于平均水平 6.67% ~ 69.24%。这两个结论和现有文献^[1,2]大致相同。

表 2 国有企业工资均值和变异系数

| 年份 | 工资均值 | | | | 变异系数平方 | | | |
|------|-------|-------|-------|-------|--------|------|------|------|
| | 110 | 141 | 151 | 全部 | 110 | 141 | 151 | 全部 |
| 1999 | 9.15 | 10.58 | 11.01 | 9.40 | 0.57 | 0.46 | 0.24 | 0.78 |
| 2000 | 10.57 | 12.64 | 13.51 | 10.71 | 0.59 | 0.53 | 0.52 | 0.79 |
| 2001 | 12.40 | 16.72 | 15.13 | 11.82 | .84 | 0.55 | 0.81 | 0.9 |
| 2002 | 13.9 | 20.29 | 16.37 | 12.86 | 0.60 | 0.60 | 0.28 | 0.76 |
| 2003 | 17.01 | 19.93 | 18.38 | 14.24 | 0.68 | 0.54 | 0.30 | 0.77 |
| 2004 | 20.99 | 33.93 | 23.75 | 16.62 | 0.62 | 0.79 | 0.61 | 0.72 |
| 2005 | 24.79 | 45.95 | 27.05 | 19.02 | 0.60 | 0.66 | 0.32 | 0.67 |
| 2006 | 29.86 | 47.08 | 32.65 | 22.04 | 0.54 | 0.46 | 0.28 | 0.72 |
| 2007 | 34.65 | 57.29 | 36.69 | 25.69 | 0.52 | 0.62 | 0.28 | 0.76 |

(三) 主要结果

表 3 报告了国有企业对工资不平等的直接影响和总贡献,其中 DI 表示直接影响,衡量的是公式(6)式中的 ϑ ,WR 表示工人份额,TI 表示总影响, $TI = DI \times WR$ 。根据第三节的推导,如果所有类型企业完全同质,

则有 $\vartheta_j = 1$ 。如果 $\vartheta_j > 1$, 则 j 类型企业的直接贡献要大于平均水平; 反之, 低于平均水平。可以看出:

1. 除国有企业在 1999 和 2000 年、国有独资企业在 1999 年外, 国有性质企业直接贡献大于平均水平。
2. 国有企业雇佣劳动份额在逐年下降, 国有企业对工资不平等程度的总贡献并没有显著下降, 2007 年和 1999 年的贡献大致相当。这和夏庆杰等(2012)的发现不尽相同^[3]。

表 3 国有企业对总工资不平等的直接影响和总贡献

| | 非国有企业 | | | 国有企业 | | |
|------|--------------------|-----------------|------------------------------------|--------------------|-----------------|------------------------------------|
| | $DI = \vartheta_2$ | $WR = \theta_2$ | $TI = \vartheta_2 \times \theta_2$ | $DI = \vartheta_1$ | $WR = \theta_1$ | $TI = \vartheta_1 \times \theta_1$ |
| 1999 | 1.26 | 0.57 | 0.7182 | 0.66 | 0.43 | 0.2838 |
| 2000 | 1.08 | 0.62 | 0.6696 | 0.87 | 0.38 | 0.3306 |
| 2001 | 0.84 | 0.69 | 0.5796 | 1.34 | 0.31 | 0.4154 |
| 2002 | 0.92 | 0.74 | 0.6808 | 1.23 | 0.26 | 0.3198 |
| 2003 | 0.79 | 0.78 | 0.6162 | 1.75 | 0.22 | 0.385 |
| 2004 | 0.64 | 0.81 | 0.5184 | 2.53 | 0.19 | 0.4807 |
| 2005 | 0.66 | 0.83 | 0.5478 | 2.61 | 0.17 | 0.4437 |
| 2006 | 0.72 | 0.85 | 0.612 | 2.56 | 0.15 | 0.384 |
| 2007 | 0.81 | 0.87 | 0.7047 | 2.3 | 0.13 | 0.299 |

表 4 报告了国有企业平均工资和工人份额变动对工资不平等的影响。从第 2~8 列的结果可知:

1. 在 2003 年之前, 国有企业工资增加对社会工资不平等程度的影响为负, 之后为负。结合表 2 的数据, 一个可能的解释就是 2003 年之前国有企业和非国有企业的工资差距扩大;
2. 除了 2004 年有微弱的正效应之外, 国有企业雇佣劳动份额增加, 会降低整个社会的工资不平等程度。这个结论和卫兴华和胡政(2014)^[1]的观察和理论结果基本吻合。

表 4 国有企业平均工资水平和工人份额变动的影响

| | 工资均值 | | | | 雇佣劳动份额 | | |
|------|---------|---------|-----------------|--------------|--------------|--------------|--|
| | P_1^w | M_1^w | $P_1^w - M_1^w$ | P_1^θ | M_1^θ | S_1^θ | $P_1^\theta - M_1^\theta - S_1^\theta$ |
| 1999 | 14.26 | 18.54 | -4.28 | 1.51 | 1.98 | -0.01 | -0.45 |
| 2000 | 17.60 | 20.27 | -2.66 | 1.70 | 1.85 | 0.19 | -0.35 |
| 2001 | 23.86 | 21.81 | 2.06 | 2.22 | 1.76 | 0.54 | -0.09 |
| 2002 | 22.06 | 22.82 | -0.77 | 1.94 | 1.70 | 0.61 | -0.37 |
| 2003 | 27.41 | 24.32 | 3.10 | 2.35 | 1.60 | 0.99 | -0.25 |
| 2004 | 35.70 | 26.33 | 9.36 | 2.83 | 1.47 | 1.35 | 0.01 |
| 2005 | 38.58 | 29.60 | 8.98 | 2.75 | 1.45 | 1.42 | -0.12 |
| 2006 | 44.63 | 36.01 | 8.62 | 2.85 | 1.52 | 1.64 | -0.31 |
| 2007 | 51.18 | 43.87 | 7.30 | 2.75 | 1.61 | 1.55 | -0.40 |

七、小结

通过理论推导、数值模拟和经验研究等方式, 分析国有企业工资水平、组内不平等程度和劳动份额变化对工资不平等的影响。发现: 在理论层面, 在国有企业工资高于社会平均水平、变异系数低于社会平均水平的情况下, 增加国有企业的雇佣劳动份额, 是可以降低社会的工资不平等程度; 在经验层面, 国有企业工资水平确实高于社会平均水平, 工资变异程度低于平均水平; 提高国有企业的雇佣劳动份额, 确实会减少工资的整体不平等程度。政策建议如下:

1. 消除影响工资平等的不合理因素, 充分发挥市场主体活力, 将企业工资组内差异控制在合理的区间内。要通过解决非国有企业员工人才流动中的各种制度障碍, 通过就业培训、信息共享、社会保障、法律支持、政策指导等方式引导工人找到符合自身发展的岗位, 确实保障工人的劳动权益, 缩小非国有企业的组内工资差异。
2. 深化国有企业改革, 优化营商环境, 充分发挥社会主义市场经济体制的优势, 促进不同所有制经济共同健康发展。要充分发挥国有企业在员工利益保障等方面的优势, 引导社会各类型企业在保障员工利益方

面更加规范化和制度化。适当提高国有企业雇佣劳动份额,进一步发挥国有企业在收入分配方面的积极影响。要通过创造公平竞争的市场环境,赋予不同主体平等的市场地位,鼓励非国有企业充分发展,缩小非国有企业和国有企业之间的工资差距。

参考文献:

- [1] 卫兴华,胡玫.缓解贫富分化,促进分配公平[J].华南理工大学学报,2014(5):1-9.
- [2] 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.
- [3] 夏庆杰,李实,宋丽娜,Appleton S. 国有单位工资结构及其就业规模变化的收入分配效应[J].经济研究,2012(6):127-142.
- [4] 张车伟,薛欣欣.国有企业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.
- [5] 王瑞,施新政,李宏彬.国有企业工资溢价及其原因[J].经济学报,2014(3):42-56.
- [6] 李勇.中国国有部门和非国有部门工资差距研究[J].上海经济研究,2016(12):61-88.
- [7] 卢晶亮.城镇劳动者工资不平等的演化:1995—2013[J].经济学(季刊),2018(4):1305-1328.
- [8] 张宇.国有企业垄断不是收入差距扩大的主要原因[J].国企,2011(3):115.
- [9] Cowell F A. Measuring Inequality[M]. London:Oxford University Press,2009.

An Analysis of Influence of State – Owned Enterprises’ Wage Level and Labor Share on Wage Inequality

HE Daxing

(1. a. College of Marxism,b. Research Institute of Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era,c. The Center for Collaborative Innovation of the popularization of Socialism with Chinese Characteristics and International Communication, Peking University;2. The Research Base of Marxism Development with Sinicization of Science of Beijing Philosophy Society, Beijing 100871, China)

Abstract: A popular view in society is that the wage level of state – owned enterprises which is higher than the social average is an important reason for the inequality of social wages. This view is worth examined. This paper analyzes the influence of state – owned enterprises’ wage level, intra – group inequality and labor share change on wage inequality through theoretical derivation, numerical simulation and empirical research. It is found that, on the theoretical level, when the wages of state – owned enterprises are higher than the average level of society and the coefficient of variation is lower than the average level of society, increasing the wage share of state – owned enterprises can reduce the level of wage inequality. In addition, in terms of experience, the wage level of state – owned enterprises is indeed higher than the average social level, and the variation degree of wage is lower than the average level. Raising the share of employed labor in state – owned enterprises would indeed reduce overall wage inequality.

Key words: State – owned Enterprises; Wage inequality; Coefficient of Variation; Wage Level; Labor Share

(责任编辑:黎芳)