

# 企业所有制异质性、劳动者议价能力与 劳资收入分配

——基于中国综合社会调查数据的经验证据

张晓鹏 徐 雷

**【摘 要】**选取6期中国综合社会调查数据(CGSS),采用双边随机前沿分析方法,从微观视角研究企业所有制异质性、劳动合同和工会身份等因素对劳资收入分配的影响。研究表明:国有企业职工相比非国有企业具有更高的议价能力,从而获得了较多的生产剩余;劳动合同、工会身份对于提高劳动者议价能力具有正效应,且对低收入劳动者比中高收入劳动者的正效应更加显著。提高劳动者工资水平应从根本上增强劳动者议价能力,就对策建议而言:国有企业要进一步破除体制机制障碍,非国有企业应更注重保护劳动者权益;构建普遍提升劳动者人力资本的长效机制;强化劳动合同法实施力度,建立有利于劳资合作共赢的工会机制。

**【关 键 词】**企业所有制异质性;议价能力;双边随机前沿模型;CGSS

**【作者简介】**张晓鹏(1981-),女,湖南邵阳人,经济学博士,湖南财政经济学院讲师,硕士生导师(湖南 长沙 410205);徐雷(1987-),男,湖南岳阳人,经济学博士,南京大学商学院经济学博士后(江苏 南京 210023)。

**【原文出处】**《湘潭大学学报》:哲学社会科学版,2021.3.93~99

**【基金项目】**国家社科基金重大项目“我国劳动收入份额的变化趋势及新时期的对策研究”(18ZDA065);湖南省社科基金项目“基于国际比较的个人所得税免征额动态调整机制研究”(18YBA408)。

## 一、引言

不断提升劳动报酬在初次分配中的比重,既有利于提高劳动者的获得感,又能激发劳动者为企业创造价值的主观能动性,是驱动经济高质量发展的重要推动力。然而,我国企业劳动者工资对劳动边际产出价值变化敏感程度较低,劳动报酬增长并未实现和劳动边际产出价值提高同步。<sup>[1]52-65</sup>统计显示,全球劳动收入份额自20世纪90年代以来呈现下降趋势。<sup>[2]61-103</sup>从宏观层面来看,影响劳动者工资议价能力的原因主要包括市场和制度两方面因素,劳动力供不应求、劳动者人力资本质量高,再分配制度越完善、工会力量越强则劳动者议价能力更

强。<sup>[3]38-41</sup>从微观层面来看,影响劳动者工资议价能力的因素主要包括企业所有制类型、劳动者劳动合同签订情况、是否加入工会以及个体异质性等方面。企业所有制类型不同而造成职工工资水平差异的深层次原因在于,国有企业和非国有企业在公司治理、经营目标和外部环境等方面差异巨大;<sup>[4]28-29</sup>签订正式劳动合同能降低劳动力市场不确定性,对于维护劳动者合法权益、构建和谐劳动关系具有显著作用;<sup>[5]139-153</sup>工会组织代表劳动者利益参与收入协商协调,有利于实现劳动报酬与劳动生产率同步提高。<sup>[6]1-9</sup>十九大报告指出,要更加注重提高劳动者收入,完善政府、工会、企业共同参与的协商机制,构建

和谐劳动关系。提高劳动者工资议价能力并非主张劳资对立,而是建立劳资利益认同机制,构建合作共赢的和谐劳资关系。在此背景下,提高劳动报酬份额离不开对劳动者工资议价能力影响机制的分析。

## 二、文献述评

从企业层面来看,企业所有制异质性是劳动收入份额在不同企业间存在差异的重要原因,<sup>[7]24-33</sup>不同所有制企业间员工工资存在显著差异。股权性质对职工平均工资有显著影响,国有企业比非国有企业支付了更高的职工工资,<sup>[4]28-39</sup>国有企业员工工资优势主要表现在较高的教育回报率;<sup>[8]85-101</sup>集体议价能力对国有企业工资决定影响程度高于其他所有制企业,并对不同工资分位数的工资影响存在差异。<sup>[9]63-83</sup>也有学者认为,国有企业员工并未比其他所有制企业员工获得更高更“公平”的劳动所得,建议提高国企员工权利配置控制权,赋予员工平等收益权;<sup>[10]128-140</sup>国有企业改制有利于打破劳动力市场垄断,弱化企业议价能力,有利于缩小企业间员工收入不平等现象,<sup>[11]102-113</sup>但也有研究表明国企改制降低了劳动者工资议价能力,且在差异化产品、劳动密集型和高竞争程度行业降幅更大。<sup>[12]69-82</sup>

从劳动者层面来看,劳动合同、工会身份和个体异质性等对劳动者工资有不同程度影响。中国劳动力市场中劳资双方议价能力不对等,“资强劳弱”局面仍有待改善。<sup>[13]47-56</sup>企业对无劳动合同员工存在工资歧视,<sup>[14]36-47</sup>临时雇员获签书面劳动合同降低了企业工资拖欠概率,<sup>[15]125-143</sup>新《劳动合同法》增强了劳动合同对就业弱势群体的保障程度。<sup>[16]111-120</sup>中国企员工会有利于提升民营企业工资率,但提升效果受到当地政府自主性和法制水平约束。<sup>[17]50-72</sup>工会能有效缩短会员工作时间,能让员工享有更高工资福利。<sup>[18]185-204</sup>还有学者认为工会同时提高了工资率和劳动生产率,但因后者升幅更大导致劳动收入份额反而有所下降。<sup>[19]16-28</sup>

理想收入分配状态是劳资收入分割合理、劳动者之间的收入分配合理。<sup>[20]32-42, [21]83-91</sup>当前我国劳动力市场工资决定机制对高收入劳动者更有利,<sup>[22]45-56</sup>

公平合理的分配制度能促进人力资本有效积累,这也是提高劳动者工资议价能力的关键。<sup>[23]64-68</sup>

综上所述,已有研究对劳动者议价能力在工资决定机制中的关键作用基本达成了共识,但有关劳动者议价能力影响因素及机制尚未有一致结论。现有研究较少从企业和劳动者两层面、多角度考察劳动者议价能力的影响因素。本文采用CGSS数据,同时考察企业所有制类型、劳动合同、工会身份等因素对劳动者议价能力的影响,选取的微观大样本数据较以往宏观企业加总平均工资收入更能体现异质性,所得结论更精准且在一定程度上更具现实意义。

## 三、劳动者议价能力与劳资收入分配测度

在劳动力市场中,假定劳动报酬为 $p$ , $p_H$ 为企业给定的劳动报酬上限, $p_L$ 为劳动者接受的劳动报酬下限。 $p=p_L+\eta(p_H-p_L)$ 。在其他条件 $x$ 给定的情形下, $\mu(x)=E(\theta|x)$ 为市场基准劳动报酬。 $\eta(p_H-p_L)$ 反映了议价能力达到均衡时劳动者所获得的企业收入,简便起见,将 $p=p_L+\eta(p_H-p_L)$ 形式变换,即:

$$p=\mu(x)+\eta[p_H-\mu(x)]-(1-\eta)[\mu(x)-p_L] \quad (1)$$

从(1)式看, $p$ 的大小取决于 $x$ 条件下市场所给定的劳动报酬 $\mu(x)=E(\theta|x)$ ,以及劳资双方通过各自议价能力获得的预期剩余 $\eta[p_H-\mu(x)]$ 和 $(1-\eta)[\mu(x)-p_L]$ 。净剩余 $NS=\eta[p_H-\mu(x)]-(1-\eta)[\mu(x)-p_L]$ 表示劳资双方议价能力的综合效应。借鉴Kumbhakar and Parmeter (2009)的方法<sup>[24]1-14</sup>,构建双边随机边界模型 $p_i=\mu(x_i)+\kappa_i$ 。其中, $\mu(x_i)=x_i'\beta$ ,干扰项 $\kappa_i=w_i-u_i+v_i$ 。 $x_i$ 为特征变量。 $w_i=\eta[p_H-\mu(x_i)]\geq 0$ , $u_i=(1-\eta_i)[p_L-\mu(x_i)]\geq 0$ , $v_i$ 为扰动项,若相互独立的 $v_i$ 、 $u_i$ 和 $w_i$ 均独立于 $x_i$ ,则 $\kappa_i$ 的概率密度函数为:

$$f(\kappa_i)=\frac{\exp(a_i)}{\sigma_u+\sigma_w}\Phi(c_i)+\frac{\exp(b_i)}{\sigma_u+\sigma_w}\int_{-h_i}^{\infty}\phi(z)dz=$$

$$\frac{\exp(a_i)}{\sigma_u+\sigma_w}\Phi(c_i)+\frac{\exp(b_i)}{\sigma_u+\sigma_w}\phi(h_i) \quad (2)$$

其中, $a_i=\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2}+\frac{\kappa_i}{\sigma_u}$ , $b_i=\frac{\sigma_v^2}{2\sigma_w^2}-\frac{\kappa_i}{\sigma_w}$ , $h_i=\frac{\kappa_i}{\sigma_v}-\frac{\sigma_v}{\sigma_w}$ , $c_i=\frac{\kappa_i}{\sigma_v}-\frac{\sigma_v}{\sigma_w}$ 。 $\phi(\cdot)$ 为概率密度函数, $\Phi(\cdot)$ 为累积分布函数。若观测值有 $m$ 个,则对数似然函数为:

$$\ln L(X; \theta) = -\ln(\sigma_u + \sigma_w) + \sum_{i=1}^m \ln[e^{a_i} \Phi(c_i) + e^{b_i} \Phi(h_i)] \quad (3)$$

其中,  $\eta = [\beta, \sigma_v, \sigma_u, \sigma_w]^T$ 。通过残差平方和最小化, 求解各个参数的估计值,  $u_i, w_i$  的条件分布分别为  $f(u_i | \kappa_i)$  和  $f(w_i | \kappa_i)$ , 记作:

$$f(u_i | \kappa_i) = \frac{\varphi \exp(-\varphi u_i) \Phi(u_i / \sigma_v + h_i)}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (4)$$

$$f(w_i | \kappa_i) = \frac{\varphi \exp(-\varphi w_i) \Phi(w_i / \sigma_v + c_i)}{\exp(a_i - b_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (5)$$

其中,  $\varphi = \frac{1}{\sigma_u} + \frac{1}{\sigma_w}$ 。估计议价能力均衡时的  $u_i$  和  $w_i$  的条件期望, 其点估计式表示为:

$$E(1 - e^{-u_i} | \kappa_i) = 1 - \frac{\varphi}{1 + \varphi} \frac{[\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v c_i)] \Phi(c_i - \sigma_v)}{\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)} \quad (6)$$

$$E(1 - e^{-w_i} | \kappa_i) = 1 - \frac{\varphi}{1 + \varphi} \frac{[\Phi(c_i) + \exp(b_i - a_i) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v h_i)] \Phi(h_i - \sigma_v)}{\exp(b_i - a_i) [\Phi(h_i) + \exp(a_i - b_i) \Phi(c_i)]} \quad (7)$$

(6) 式和 (7) 式表示劳资双方各自拥有的议价能力相对于市场给定劳动报酬变动的百分比。净剩余 NS 也可进一步记作:

$$NS = E(1 - e^{-w_i} | \kappa_i) - E(1 - e^{-u_i} | \kappa_i) = E(e^{-u_i} - e^{-w_i} | \kappa_i) \quad (8)$$

模型中劳资双方各自的议价能力究竟如何, 相应数值均由双边随机边界模型自动给出。尽管在完全信息背景下, 劳资双方在议价过程中存在一个公允价格, 但面对不对称信息的劳动力市场的工资如何决定, 双边随机前沿模型可以对劳资双方的信息不对称程度进行测度, 并能进一步评估劳资双方所达成的最终价格与公允价格的偏离程度。综合来看, 双边随机前沿模型所采用的非参数估计方法较传统的回归参数估计方法具有更加优良的性质。

## 四、实证分析

### (一) 数据选取

本文选取中国综合社会调查数据(CGSS)6期(2010、2011、2012、2013、2015和2017年)的数据, 研究劳动者议价能力影响因素及劳动工资决定机制。

CGSS数据库对受访者自身以及家庭成员的个人特征、就业以及收入等多方面信息均有详细记载。同时在涉及企业所有制异质性方面, 问卷也有较为详细的调查, 能较完备地进行微观层面收入分配问题研究。在此基础上, 选取16~60岁的男性样本和16~55岁的女性样本。

### (二) 指标解释

在被解释变量方面: 劳动报酬(shouru)以“个人全年的职业/劳动收入(元)”来表示。在解释变量方面: 受教育年限(edu)以“不识字=0; 小学=6; 初中=9; 高中=12; 大专=15; 本科=16; 硕士及以上=19”来表示; 工作经验(exp)以“现在年龄(age)-受教育年限-6”来表示; 性别(sex)以“女性=1, 男性=0”来表示; 政治面貌(shenfen)以“党员(或民主党派)=1, 非党员=0”表示; 户口类型(hukou)以“城镇=1, 农村=0”来表示; 民族(minzu)以“汉族=1, 其他=0”来表示; 健康状况(health)以“健康=1; 一般=2; 不健康=3”来表示; 婚姻状况(hunyun)以“已婚有配偶=1, 其他=0”来表示; 个人在工作中的岗位职责(guanli)以“单位负责人=1, 基层干部=2, 技术人员=3, 一般工人=4”来表示; 企业的性质(qiye)以“目前工作单位的所有制性质来表示, 其中国有企业=1, 集体企业=2, 私营企业=3, 外资企业=4”; 劳动合同(hetong)以“签订劳动合同=1, 没有签订劳动合同=0”来表示; 工会身份(gonghui)以“工会会员=1, 非工会会员=0”来表示; 企业规模(guimo)以“所在企业的雇员人数(取对数)”来表示; 地区(diqu)以“东部=1, 中部=2, 西部=3”来表示。主要变量的描述性统计分析如表1所示:

### (三) 模型设定及劳动者议价能力的影响因素

考虑到异常值可能带来的影响, 首先对上述变量进行1%的缩尾处理。模型1和模型2采用OLS估计, 模型3和模型4采用双边随机前沿下的MLE估计, 其中模型3中附加了约束条件  $\ln \sigma_u = \ln \sigma_w$ 。通过比较模型3和模型4的估计结果, 发现模型4的对数似然值要明显高于模型3, 因此我们选定模型4作为后续研究的基准模型。整体而言, 从表2估计结果来看, 所有模型估计系数的符号一致, 且绝大多数变量

表1 变量的描述性统计分析

| 指标变量    | 指标含义  | 平均值     | 标准差      | 最小值 | 最大值     | 样本量   |
|---------|-------|---------|----------|-----|---------|-------|
| shouru  | 劳动报酬  | 22174   | 61922    | 0   | 6000000 | 43932 |
| edu     | 受教育年限 | 9.876   | 4.098    | 0   | 19      | 47884 |
| exp     | 工作经验  | 24.664  | 12.660   | 0   | 54      | 47240 |
| age     | 年龄    | 40.125  | 11.03    | 17  | 60      | 47917 |
| sex     | 性别    | 0.514   | 0.500    | 0   | 1       | 47917 |
| shenfen | 政治面貌  | 0.098   | 0.297    | 0   | 1       | 47782 |
| hukou   | 户口类型  | 0.430   | 0.495    | 0   | 1       | 47889 |
| minzu   | 民族    | 0.923   | 0.267    | 0   | 1       | 47611 |
| health  | 健康状况  | 1.664   | 0.820    | 1   | 3       | 47876 |
| hunyin  | 婚姻状况  | 0.823   | 0.381    | 0   | 1       | 47888 |
| guanli  | 岗位职责  | 2.864   | 0.793    | 1   | 4       | 33449 |
| qiye    | 企业性质  | 2.314   | 0.963    | 1   | 4       | 32991 |
| hetong  | 劳动合同  | 0.450   | 0.497    | 0   | 1       | 29251 |
| gonghui | 工会身份  | 0.126   | 0.331    | 0   | 1       | 47619 |
| guimo   | 企业规模  | 749.233 | 3654.056 | 0   | 99990   | 27431 |
| diqu    | 地区    | 1.860   | 0.797    | 1   | 3       | 47917 |

表2 企业所有制类型、劳动合同、工会身份对工资的影响

|                | ols                   | ols2                  | SFA2                  | SFA                   | probit                 | Heckman               |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| exp            | 0.020***<br>(8.962)   | 0.015***<br>(6.847)   | 0.018***<br>(8.679)   | 0.019***<br>(8.603)   | 0.279***<br>(38.495)   | 0.009***<br>(2.696)   |
| exp2           | -0.005***<br>(-9.836) | -0.004***<br>(-9.057) | -0.004***<br>(-9.351) | -0.004***<br>(-9.371) | -0.037***<br>(-40.828) | -0.002**<br>(-2.385)  |
| qiye2          | -0.141***<br>(-5.896) | -0.151***<br>(-6.756) | -0.118***<br>(-5.504) | -0.122***<br>(-5.264) |                        | -0.144***<br>(-6.016) |
| qiye3          | 0.119***<br>(6.996)   | 0.047***<br>(2.926)   | 0.095***<br>(6.152)   | 0.126***<br>(7.580)   |                        | 0.118***<br>(6.939)   |
| qiye4          | 0.222***<br>(6.499)   | 0.234***<br>(7.324)   | 0.223***<br>(6.904)   | 0.268***<br>(7.990)   |                        | 0.217***<br>(6.339)   |
| hetong         | 0.206***<br>(13.641)  | 0.155***<br>(10.969)  | 0.170***<br>(12.416)  | 0.178***<br>(12.066)  |                        | 0.201***<br>(13.261)  |
| gonghui        | 0.050***<br>(3.062)   | 0.067***<br>(4.378)   | 0.031**<br>(2.128)    | 0.033**<br>(2.072)    |                        | 0.054***<br>(3.288)   |
| R <sup>2</sup> | 0.375                 | 0.455                 |                       |                       | $\lambda = -0.240***$  |                       |
| N              | 22174                 | 22174                 | 22174                 | 22174                 |                        | 24132                 |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平，()内为t值。

在1%水平上显著,估计结果表现出较好的稳健性。从企业所有制异质性来看,不同所有制类型企业的劳动者议价能力有较大差异。通过对比发现,私营企业和外资企业的劳动者平均工资水平略高于国有企业。这可能与不同所有制企业的生产效率、内部薪酬分配机制和经营目标差异有关。非国有企业的薪酬分配在与业绩挂钩的长效激励机制方面更完善,且更注重追求企业自身经济效益,而国有企业同时注重经济效率和社会责任,这使得国有企业劳动者平均工资可能低于前者。值得一提的是,平均工资不仅与劳动者议价能力有关,还与企业生产总剩余相关,工资水平高低最终取决于二者的综合影响。从个体异质性来看,劳动者与企业签订劳动合同、工会身份均对其工资水平有正效应,这与劳动合同、工会身份在劳动者权益方面的保护作用有关;劳动者受教育年限越长、工作经验越丰富、岗位级别更高则相对具有更高工资水平,即高人力资本劳动者具有更强工资议价能力<sup>①</sup>。接下来,采用Heckman处理效应模型对SFA和OLS估计结果进行修正,首先以“是否就业”为第一阶段的Probit回归。然后将逆米尔斯比率作为修正参数引入原有模型来调整内生性导致的偏误。估计结果显示, $\lambda$ 值为-0.24,通过了1%的显著性检验,这表明存在样本选择性偏误,因此有必要引入Heckman两步法。从表2的模型6来看,即使控制了选择性偏误,企业所有制类型、劳动合同、工会身份等因素对于劳动者的工资收入依然具有显著正向影响效应。

企业和劳动者的双边议价能力效应直接影响劳动者实际工资水平。如前所述,模型4是相对最优模型,因此我们选其为基准进行分析。表3报告了双边议价能力效应的分析结果。我们发现:相对于劳动者而言,企业在工资形成过程中表现出了更强议价能力(0.499-0.342=0.157)。即整体来看,劳动力市场中劳动者实际工资低于均衡工资价格。利用模型4的估计结果,即反映随机误差项的 $\sigma_v$ 、企业议价能力的 $\sigma_u$ 、劳动者议价能力的 $\sigma_w$ ,对总方差进行分解,结果显示:工资决定模型中无法解释部分的总方差 $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$ 为0.4821。在这无法被解释的方差中,劳资双边议价能力效应能解释75.83%。从议价能力效应对劳动者工资水平的影响程度来看,企业议价能力处于绝对强势地位,占到总效应的68.05%,而劳动者议价能力只占到31.95%。可以看出,在实际工资形成过程中,劳动者议价能力较弱,最终工资价格取决于企业,这与实际情况相符。

#### (四)剩余分布估计

鉴于劳资双方议价能力对实际工资水平的重要影响,我们进一步通过劳资双方各自的单边效应进行估计,以测度双方因议价能力差异在薪酬谈判过程中实际分取到的剩余规模。

##### 1.样本总体估计结果

基于全样本的劳资剩余单边效应估计结果如表4所示,刻画了企业和劳动者在薪酬谈判过程中因议价能力差异而获取的剩余相比均衡工资水平所变动的百分比。剩余分布结果表明:在劳资双方议价过

表3 劳资双方的议价能力与方差分解

|      | 变量含义               | 符号                                                                 | 测度系数   |
|------|--------------------|--------------------------------------------------------------------|--------|
| 议价机制 | 随机扰动项              | $\sigma_v$                                                         | 0.341  |
|      | 劳动者的议价能力           | $\sigma_u$                                                         | 0.342  |
|      | 企业的议价能力            | $\sigma_w$                                                         | 0.499  |
|      | 扰动项的总方差            | $\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$                             | 0.4821 |
| 方差分解 | 总方差中劳资双方共同的影响比重(%) | $(\sigma_u^2 + \sigma_w^2)/(\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$ | 75.83  |
|      | 劳动者议价能力的影响比重(%)    | $\sigma_u^2/(\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$                             | 31.95  |
|      | 企业议价能力的影响比重(%)     | $\sigma_w^2/(\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$                             | 68.05  |

表4 薪酬谈判中企业和劳动者获得的剩余分布特征 (%)

| 变量    | 平均值   | 标准差   | 上四分位数 | 中位数   | 下四分位数 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 企业剩余  | 33.22 | 16.98 | 20.48 | 27.19 | 40.76 |
| 劳动者剩余 | 25.44 | 11.41 | 17.68 | 21.06 | 28.39 |
| 净剩余   | 7.78  | 25.4  | 2.80  | 6.13  | 12.37 |

程中,企业占据主导地位,这使得劳动者的实际工资比均衡工资下降 7.78%。具体而言,本文所选样本期内劳动者的年平均劳动报酬为 22174 元,则每位劳动者年平均劳动报酬较均衡所得减少了 1725 元。进一步地,表 4 还报告了处于不同分位数企业和劳动者各自所获取剩余的分布情况。具体来看,劳资双方在不同收入水平上的议价能力有较大差异。处于 75% 位置上(上四分位数)的劳动者的实际工资水平相比均衡工资低了 2.8%,而处于 50% 位置上(中位数)的劳动者的实际工资水平较均衡工资低了 6.13%,处于 25% 位置上(下四分位数)的实际所得更少,较均衡工资低了 12.37%。处于上四分位数的劳动者获得比下四分位数、中位数劳动者更高的剩余,主要与其具有相对更高的人力资本有关。

图 1 直观呈现了劳资双方实际分取剩余及二者净剩余的频数分布特征。比较来看,劳动者剩余分布存在快速向右截尾的特征,超过一半的劳动者所获剩余集中在 20% 以下,企业剩余分布向右截尾速度相对缓慢。从表 4 来看,在实际工资形成过程中,并非所有劳动者都处于绝对弱势地位,研究表明,大致有 40% 左右的劳动者获得了正的净剩余。换言之,有 40% 的劳动者能凭借相对较强议价能力提高实际工资水平;与之相对应,也存在 60% 的劳动者因议价能力处于相对弱势地位而接受了低于均衡价格的工资水平。

2. 影响劳资双方剩余获取的主要因素

企业和劳动者双方议价能力差异引致的剩余获取分布情况也具有较强异质性。本文主要考察企业所有制类型、劳动合同和工会身份如何分别影响、综合影响企业和劳动者剩余获取。如下页表 5 所示,各

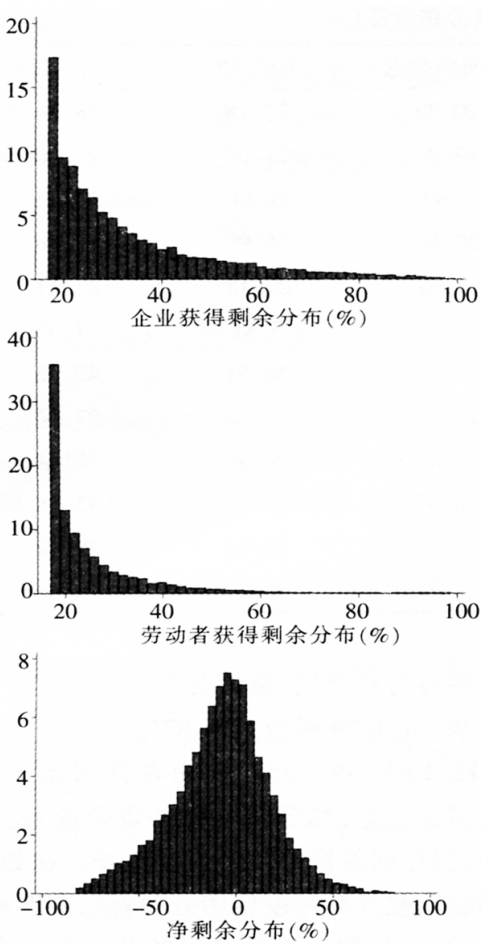


图1 企业、劳动者获得剩余分布及净剩余分布(%)

企业所有制类型对劳资双方剩余获取的影响差异并不大,但处于不同分位数的工资水平有明显区别。在中位数、下四分位数处,国有企业净剩余大都明显低于其他三类企业,而在上四分位数处,四类企业的净剩余区别不大,这表明国有企业的中低收入劳动者相比其他三类企业具有较强的议价能力进而获得相对较高的剩余。例如,下四分位数收入水平上,国有企业净剩余仅为 10.96%,而集体企业、私营企业

表5 不同所有制类型企业劳资双方获得的剩余分布特征 (%)

|      | 变量      | 平均值   | 标准差   | 上四分位数 | 中位数   | 下四分位数 |
|------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 国有企业 | 企业:预期剩余 | 32.40 | 15.83 | 20.72 | 26.98 | 38.84 |
|      | 员工:预期剩余 | 24.95 | 10.30 | 17.90 | 21.18 | 27.88 |
|      | 净剩余     | 7.45  | 23.48 | 2.82  | 5.80  | 10.96 |
| 集体企业 | 企业:预期剩余 | 33.87 | 18.35 | 20.71 | 26.94 | 41.12 |
|      | 员工:预期剩余 | 25.32 | 11.05 | 17.65 | 21.20 | 27.89 |
|      | 净剩余     | 8.55  | 26.32 | 3.06  | 5.74  | 13.23 |
| 私营企业 | 企业:预期剩余 | 33.59 | 17.41 | 20.36 | 27.31 | 41.64 |
|      | 员工:预期剩余 | 25.67 | 11.88 | 17.60 | 21.00 | 28.66 |
|      | 净剩余     | 7.92  | 26.20 | 2.76  | 6.31  | 12.98 |
| 外资企业 | 企业:预期剩余 | 33.85 | 17.38 | 19.82 | 28.61 | 42.81 |
|      | 员工:预期剩余 | 26.89 | 14.46 | 17.50 | 20.38 | 30.03 |
|      | 净剩余     | 6.96  | 28.36 | 2.32  | 8.23  | 12.78 |

和外资企业净剩余依次为 13.23%、12.98%、12.78%，相差 2~3 个百分点。国有企业受薪酬分配机制及经营目标影响，其内部不同类别员工实际工资水平与市场同类员工尚未完全衔接。实践表明，国有企业高管薪酬受多种因素制约，除少数企业因公司治理失控造成个别高管薪酬畸高外，大部分高管薪酬均大大低于市场同类职业经理人薪酬水平。然而，国有企业基层员工实际上普遍拥有比其他所有制企业员工更高的工资水平。从这个角度来看，国有企业更大程度地保护了基层员工权益。

从劳动合同、工会会员对劳资双方议价能力的

影响情况来看，如表6所示，劳动者在有劳动合同、是工会会员条件下，平均而言要比二者皆非的情况所获得的剩余高出约 2 个百分点(8.71-6.80=1.91)。具体从不同分位数收入水平情况来看，劳动合同保护和工会身份对中低收入劳动者议价能力具有相对更强的正向效应。比如，处于下四分位数收入水平的低收入劳动者，在有劳动合同、是工会会员条件下企业净剩余只有 10.86%，而二者皆非的条件下达到了 13.86%；而对处于中位数、上四分位数收入水平的中高收入劳动者而言，其是否签订了劳动合同、是否拥有工会身份对剩余获取影响的区分不大。处于中位

表6 劳动合同、工会会员与劳资双方获得的剩余分布特征 (%)

|                | 变量      | 平均值   | 标准差   | 上四分位数 | 中位数   | 下四分位数 |
|----------------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 有劳动合同<br>是工会会员 | 企业:预期剩余 | 31.82 | 14.54 | 20.90 | 27.18 | 38.36 |
|                | 员工:预期剩余 | 25.02 | 10.69 | 17.96 | 21.07 | 27.50 |
|                | 净剩余     | 6.80  | 22.64 | 2.94  | 6.11  | 10.86 |
| 有劳动合同<br>非工会会员 | 企业:预期剩余 | 32.57 | 16.03 | 20.60 | 26.99 | 39.46 |
|                | 员工:预期剩余 | 25.24 | 11.10 | 17.82 | 21.18 | 28.11 |
|                | 净剩余     | 7.33  | 24.24 | 2.78  | 5.81  | 11.35 |
| 无劳动合同<br>是工会会员 | 企业:预期剩余 | 33.02 | 16.87 | 20.68 | 26.51 | 40.08 |
|                | 员工:预期剩余 | 25.43 | 11.28 | 17.75 | 21.45 | 27.94 |
|                | 净剩余     | 7.59  | 25.19 | 2.93  | 5.06  | 12.14 |
| 无劳动合同<br>非工会会员 | 企业:预期剩余 | 34.55 | 18.80 | 20.05 | 27.42 | 43.28 |
|                | 员工:预期剩余 | 25.84 | 12.04 | 17.46 | 20.94 | 29.42 |
|                | 净剩余     | 8.71  | 27.67 | 2.59  | 6.48  | 13.86 |

数、上四分位数收入水平的中高收入劳动者因更高人力资本而拥有相对更高的议价能力,而处于下四分位数收入水平的低收入劳动者因其人力资本低而工资议价能力弱,依靠劳动合同保护、工会身份能显著提高其议价能力进而获取相对较高的工资水平。

最后考察企业所有制异质性、劳动合同、工会身份对劳资双方剩余获取的综合影响,如表7所示。估计结果表明,在国有企业、劳动者有劳动合同且是工会会员的条件下,企业预期剩余为31.07%、企业净剩余为5.86%,而在外资企业、劳动者未签订劳动合同且不是工会会员的条件下,企业预期剩余高达42.10%、企业净剩余为19.13%,比前者依次高出了11.03%、13.27%;从企业净剩余情况来看,这充分表明了国有企业、劳动合同以及工会身份在保障劳动者议价能力、提高工资水平方面的显著正向效应。我们发现,外资企业中劳动合同和工会身份对劳动者工资的正向影响效应更为突出,其中在有劳动合同、是工会会员的条件下,企业预期剩余为34.76%、企业净剩余为9.87%,而在二者皆非的情况下依次为42.10%、19.13%,比前者分别高出了7.34%、9.26%。相比国有企业,私营企业和外资企业普遍因单一利润最大化经营目标而忽视劳动者权益保护。

比如,为了追求更高的生产效率,往往会过度使用劳动者以赚取更多剩余价值,而签订劳动合同、拥有工会身份的劳动者具有更强议价能力、有效缩短加班时间而获取相对更多剩余,同时减少企业预期剩余。这也表明,外资企业劳动者更应签订劳动合同、加入工会会员以保障应有的基本权益和工资水平。

## 五、结论与对策建议

本文选取6期CGSS数据,采用双边随机前沿分析方法,从微观视角研究企业所有制异质性、劳动合同、工会身份等因素对劳动者议价能力进而对劳动者工资产生的影响。研究结果表明:国有企业职工相比非国有企业具有更高议价能力从而获得了较多的生产剩余;劳动合同、工会身份对于提高劳动者议价能力具有正效应,且对低收入劳动者比中高收入劳动者有更显著正效应。基于此,提出如下政策建议:

第一,应实现劳动者权益与企业利益共赢。国有企业要进一步破除体制机制障碍以全面提高生产效率和生产总剩余;非国有企业应更注重保护劳动者权益以激发劳动者主动性。全社会应着力提高人力资本素质,建立劳动者教育培训和技能提升长效机制。

表7 企业所有制异质性、劳动合同、工会会员与劳资双方剩余分布特征 (%)

|            |          |   | 国有企业             |                  | 集体企业             |                  | 私营企业             |                  | 外资企业             |                  |
|------------|----------|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|            |          |   | 工会会员             |                  | 工会会员             |                  | 工会会员             |                  | 工会会员             |                  |
|            |          |   | 是                | 否                | 是                | 否                | 是                | 否                | 是                | 否                |
| 企业预期<br>剩余 | 劳动<br>合同 | 有 | 31.07<br>[14.13] | 33.02<br>[16.19] | 32.14<br>[15.12] | 31.52<br>[16.43] | 33.88<br>[15.17] | 32.49<br>[15.77] | 34.76<br>[15.86] | 32.26<br>[16.54] |
|            |          | 无 | 31.23<br>[15.04] | 35.41<br>[19.20] | 35.62<br>[19.43] | 38.05<br>[22.02] | 34.77<br>[18.19] | 34.08<br>[18.37] | 37.12<br>[19.87] | 42.10<br>[25.17] |
| 员工预期<br>剩余 | 劳动<br>合同 | 有 | 25.21<br>[10.50] | 24.60<br>[10.08] | 25.21<br>[10.31] | 25.85<br>[10.98] | 24.10<br>10.99   | 25.14<br>[11.00] | 24.89<br>[12.78] | 28.43<br>[15.68] |
|            |          | 无 | 25.31<br>[9.61]  | 24.81<br>[10.59] | 25.14<br>[11.37] | 24.75<br>[11.69] | 25.82<br>[13.82] | 26.11<br>[12.29] | 24.14<br>[10.80] | 22.97<br>[8.45]  |
| 净剩余        | 劳动<br>合同 | 有 | 5.86<br>[22.10]  | 8.42<br>[23.61]  | 6.93<br>[23.14]  | 5.67<br>[24.42]  | 9.78<br>[23.31]  | 7.35<br>[23.92]  | 9.87<br>[25.58]  | 3.83<br>[28.79]  |
|            |          | 无 | 5.92<br>[22.45]  | 10.60<br>[26.92] | 10.48<br>[27.73] | 13.30<br>[30.13] | 8.95<br>[28.18]  | 7.97<br>[27.51]  | 12.98<br>[28.48] | 19.13<br>[31.21] |

第二,强化《劳动合同法》实施力度,构建有利于劳资合作共赢工会机制。劳动合同是劳动关系的核心,平衡好劳动合同的灵活性和稳定性,有利于提升职工对组织的认同感和归属感。深化对工会工作机制的理解,注重中国工会制度的特殊性,让其在改善劳资关系、激发企业活力和服务企业发展等方面做出应有贡献。

#### 注释:

①受篇幅所限,其他变量的回归结果未加以展示,感兴趣的读者可以与作者索取。

#### 参考文献:

- [1]刘盼,罗楚亮.劳动边际产出与企业工资分布[J]. 经济学动态,2019(09).
- [2]Karabarbounis L, Neiman B. The Global Decline of the Labor Share[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(1).
- [3]刘长庚,刘一蓓,江剑平.以公正分配实现收入倍增[J]. 中州学刊,2014(05).
- [4]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,2012,47(03).
- [5]丁从明,李汪南,黄雪洋.签订正式劳动合同可以提高员工工作满意度吗? [J]. 财经研究,2020,46(10).
- [6]李松龄.新时代生产要素按贡献参与分配的深化认识与制度安排[J]. 经济问题,2020(02).
- [7]周明海,肖文,姚先国.企业异质性、所有制结构与劳动收入份额[J]. 管理世界,2010(10).
- [8]刘瑶.我国居民工资的所有制差异研究[J]. 数量经济技术经济研究,2012(11).
- [9]詹宇波,张军,徐伟.集体议价是否改善了工资水平:来自中国制造业企业的证据[J]. 世界经济,2012,35(02).
- [10]刘长庚,许明,刘一蓓.员工获得了“公平”的劳动所得吗——基于中国工业企业数据库的测度与验证[J]. 中国工业经济,2014(11).
- [11]佟家栋,洪倩霖.国有企业改制对制造业企业工资与雇佣的动态影响[J]. 产业经济研究,2017(02).
- [12]盛丹,陆毅.国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力吗? [J]. 金融研究,2017(01).
- [13]莫旋,阳玉香,刘杰.中国劳动力市场劳资双方议价能力测度[J]. 经济与管理研究,2017,38(4).
- [14]孙睿君,李子奈.不同期限类型劳动合同的工资决定机制及差异——基于中国家庭住户收入调查数据的经验研究[J]. 财经研究,2010,36(02).
- [15]Xiaoying Li, R B Freeman. How Does China's New Labour Contract Law Affect Floating Workers?[J]. British Journal of Industrial Relations, 2014, 53(3).
- [16]陈东,刘金东.劳动保护有助于缩小就业弱势群体的相对收入差距吗——以新《劳动合同法》的实施为例[J]. 财贸经济,2014(12).
- [17]陈宗仕,张建君.企业工会、地区制度环境与民营企业工资率[J]. 社会学研究,2019,34(04).
- [18]John W Budd, Wei Chi, Yijiang Wang, Qianyun Xie. What Do Unions in China Do? Provincial-Level Evidence on Wages, Employment, Productivity, and Economic Output[J]. Journal of Labor Research, 2014(35).
- [19]魏下海,董志强,黄玖立.工会是否改善劳动收入份额? ——理论分析与来自中国民营企业的经验证据[J]. 经济研究,2013,48(08).
- [20]刘章发,田贵贤.信息不对称、劳资议价与均衡工资决定[J]. 经济评论,2017(04).
- [21]梁琦,王斯克.最低工资标准、空间溢出与劳动力错配[J]. 湖南师范大学社会科学学报,2019(4).
- [22]龚志民,陈笑.收入分配“合理性”与消费需求[J]. 消费经济,2019,35(05).
- [23]江剑平.新时代建设高质量收入分配体系的逻辑与路径[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),2019,43(04).
- [24]Kumbhakar S C, Parmeter C F. The Effects of Match Uncertainty and Bargaining on Labor Market Outcomes: Evidence from Firm and Worker Specific Estimates[J]. Journal of Productivity Analysis, 2009, 31(1).