

工资集体协商制度的工资效应与 员工异质性^{*}

——对杭州市企业调查数据的分析

姚先国 焦晓钰 张海峰 乐君杰

【摘 要】文章利用 2011 年杭州市企业调查数据评估了工资集体协商制度对基层员工工资的影响。研究发现:(1)工资集体协商制度的实施不仅未能如政策预期那样促进员工工资的提高,反而对其工资有显著负效应;(2)与处于收入分布低分位处的员工相比,这一负工资效应对中、高分位处的员工更为显著;(3)这一工资效应的大小与员工个体特征异质性有关:对年轻(30 岁及以下)、高学历和技能型员工的工资均有显著的负向影响,但对其他类型员工工资的影响不显著;(4)学历、技术、工作经验、城市户口等工资集体协商制度以外的个体特征因素会对不同分位处的员工工资产生不同程度的显著正向作用。因此,改善工资集体协商制度的实施效果,不仅要加强制度自身建设,还要考虑到不同劳动者对组织的制度保护的需求,创造有效实施的体制环境。

【关键词】工资集体协商 工资 异质性 分位数回归

【作 者】姚先国 浙江大学公共管理学院院长、教授;焦晓钰 浙江大学公共管理学院,博士研究生;张海峰 浙江大学公共管理学院,讲师;乐君杰 浙江大学公共管理学院,副教授。

一、引 言

自 2000 年《工资集体协商试行办法》颁布以来,工资集体协商制度^①在全国范围内取得了快速的发展。近年来凸现的劳动者报酬占 GDP 份额持续下降现象更使得工资集体协商制度受到了政府有关部门的高度重视^②。据统计,截至 2011 年年底中国签订工资专项集体

* 本文系国家自然科学基金重点项目“城乡劳动力市场整合机理与实现机制研究”(No.70933001)的阶段性成果。

① 根据《工资集体协商试行办法》,“工资集体协商”是指“职工代表与企业代表依法就企业内部工资分配制度、工资分配形式、工资收入水平等事项进行平等协商,在协商一致的基础上签订工资协议的行为”。

② 例如,全国总工会于 2011 年 1 月 18 日下发的《中华全国总工会 2011~2013 年深入推进工资集体协商工作规划》中提出,“从 2011 年起用 3 年时间,到 2013 年底已建工会组织的企业 80% 以上建立工资集体协商制度,基本实现已建工会企业普遍开展工资集体协商”。

合同 92.0 万份,比上年增长 51.3%;覆盖企业 195.1 万家,占工会覆盖企业数的 53.1%;覆盖职工 1.17 亿人,占建工会单位职工的 42.9%^①。那么,这一旨在保护劳动者权益的工资集体协商制度的广泛实施究竟能否如政策预期的那样保障劳动者权益?如果能,程度有多大?回答这些问题不仅对中国现行劳动保护政策的实施有重要的实践意义,也将为检验工资集体议价理论提供来自转型经济的经验证据。

不少国内学者从社会学、法学和经济学等理论视角对中国工资集体协商制度做了有益的研究。大多数分析认为,由于劳动者参与协商程度很浅,而且工会运作模式存在固有的“制度性弱势”,集体协商制度或因缺乏约束力而流于形式,或因以罢工启动谈判的成本过高而无法维系,在实践中难以真正发挥作用(程延园,2004;文魁、谭浩,2006;冯钢,2006;黄任民,2009;李琪,2011)。尽管如此,这些文献多以规范性的理论或案例研究为主,基于大样本调查数据的系统定量分析相对不足。如胡放之(2010)基于 2008 年湖北省企业职工收入分配调查数据,使用 R-Q 型因子分析法发现工资集体协商制度有利于职工工资增长和缩小企业内部的收入差距,但由于大多数员工对工资集体协商制度和企业是否开展工资集体协商不了解,上述效果并不明显。詹宇波等(2012)基于 2006 年中国制造业企业抽样调查数据的分析发现在国有企业中,签订集体工资协议有利于提高员工工资,但在其他类型企业,集体议价对员工工资没有显著作用。而绝大多数来自工业化国家的经验证据表明,集体谈判^②能显著提升工会工人的工资,并且会对低技术、低教育、女性等弱势会员产生相对更大的工资溢价,从而压缩了部门内部的工资不平等(Blau 等,1996;Kahn,1998;Davis 等,2005);同时这种溢价效应随工会化程度的下降而减小(DiNardo 等,1996;Card,2001;Frandsen,2012),随谈判集中化程度和协调程度的提高^③而增大(Edin 等,1992;Calmfors 等,1988;Aidt 等,2002)。然而,针对巴西等发展中国家和小型开放性经济体的研究结果却显示,集体谈判给非工会工人带来的正外部性使得工会工人的工资很难较非工会工人有明显提升(Carruth 等,1981;Blanchflower 等,2002),甚至会拉大工会内部的工资离散程度(Arbache 等,1999)。

我们认为集体谈判能否提高或在多大程度上提高劳动者的工资待遇不可一概而论,其实施效果不仅与劳动者个体特征有关,也受一国集体谈判模式和人口结构、市场环境等制度因素的影响。当前中国劳资矛盾多发于民营经济。杭州市民营经济发达^④,外来农民工多,

① 根据《2011 年工会组织和工会工作发展状况统计公报》、《2012 年中国统计年鉴》相关数据计算得出。

② 在国外,“工资集体协商”通常被表述为“集体谈判”、“工资谈判”等。

③ 集体谈判的集中化程度提高是指谈判层级较高,谈判结果适用范围较广;集体谈判的协调程度增强表示市场各方充分考虑到谈判结果可能对总价格的影响。

④ 根据《2012 年 1~9 月份杭州市企业市场主体(内资)发展变化情况分析》,截止 2012 年 9 月,杭州市私营企业 19.12 万户,个体工商户 31.77 万户,共占全市各类市场经济主体 54.19 万户的 93.91%;根据《2012 年杭州市国民经济和社会发展统计公报》,2012 年末,全市民营经济实现增加值 4 658.98 亿元,占全市生产总值的 59.7%。

企业劳资矛盾问题同样突出。杭州市一直重视和谐劳动关系建设和劳动者权益保护。早在 2005 年,杭州就已开展劳动关系和谐企业创建活动,并于 2010 年制定出全国大中城市中第一部地方性企业社会责任评价体系——《杭州市企业社会责任建设评价体系》;2012 年全市又开展了“企业关爱职工,职工热爱企业”的“双爱”活动,进一步促进企业和谐劳动关系建设。因而,以杭州为例研究工资集体协商制度具有典型性和代表性。

本文利用 2011 年杭州市企业调查数据系统地评估工资集体协商制度的实施效果。拟重点研究两个问题:首先,应用均值回归分析考察工资集体协商制度对基层员工工资的总体影响;其次,为考察员工异质性在工资集体议价中的作用,应用分位数回归方法评估该制度对处于收入分布不同分位处的员工的工资效应。

二、数据、变量与描述性统计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自浙江大学劳动保障与社会政策研究中心于 2011 年 11~12 月开展的杭州市企业一员工匹配调查。调查采用分层和等比例抽样法,先根据杭州每个区县的常住人口规模从当地随机抽取 48 家或 24 家企业,再从每家企业随机抽取 10 名左右基层员工进行一对问卷调查。最终收回企业有效问卷 503 份,员工有效问卷 4 994 份。剔除信息缺失较多的样本后,本文使用的企业和员工样本数分别为 501 个和 4 977 个。

(二) 变量定义与描述性统计

表 1 显示,在 501 家调查企业中,近半数(49.90%)的企业实施了工资集体协商制度并与员工签订了工资集体协议。从行业分布看,制造、建筑等劳动密集型行业的工资集体协商制度覆盖率(60.89%)明显高于其他行业,其次是公共管理及其他行业(42.86%),可见,在杭州地区,劳动关系相对不稳定与劳动关系相对和谐的行业同为实施工资集体协商制度较多的领域,但造成的原因可能不同——前者主要是为扭转该领域劳资纠纷突出的客观现实,政府从制度层面进行干预的结果,而后者更多发自企业本身劳动管理体制的相对完善和规范;从所有制分布比较,外资及港澳台企业的工资集体协商制度覆盖率最高(55.91%),其次是民营企业(49.69%)。

从总体样本看,杭州市基层员工呈本地化、非农化、工会化、高学历化、劳动关系契约化等趋势(见表 2);进一步比较实施与未实施工资集体协商制度的企业(以下简称“实施企业”和“未实施企业”)的员工样本发现,两组员工在性别构成、户籍构成、党员比例上大体相当,但其余特征指标均有一定差异。与未实施企业相比,实施企业中具有大专以上学历和持有国家专业技术等级证书的员工均相对较少,从事一线生产服务的员工相对较多,这表明实施企业多为对劳动者素质要求不高,以简单机械化或流水作业为主要生产方式的企业;尽管实施企业平均经营规模较大,但不同企业的盈利水平有明显差异(标准差较大),这从

侧面反映出该制度的实施带有某种程度的强制性,可能并非完全是企业的理性选择;此外,实施企业员工的行业工作经验相对更多,入会率明显更高,劳动合同期限相对更长,但平均工资水平却相对较低且员工内部工资差异(标准差)也相对较小。

表 1 企业特征描述性统计

变量及定义	所有企业	实施企业		未实施企业	
	企业数(个)	企业数(个)	占比(%)	企业数(个)	占比(%)
是否已实施工资集体协商:是 =1,否 =0	501	250	49.90	251	50.10
行业分布					
劳动密集型行业(基准组)	271	165	60.89	106	39.11
垄断或信息技术等高利润行业	51	20	39.22	31	60.78
商业服务行业	144	50	34.72	94	65.28
公共管理及其他行业	35	15	42.86	20	57.14
所有制分布					
国有和集体企业(基准组)	82	36	43.90	46	56.10
外资/港澳台资企业	93	52	55.91	41	44.09
民营企业	326	162	49.69	164	50.31

注:(1)占比=(回答“是”或“否”的样本数÷明确回答该问题的所有样本总数)×100%,分母不含未回答或回答不清楚的样本。(2)“劳动密集型行业”具体包括制造业、建筑业、交通运输仓储业;“垄断或信息技术等高利润行业”具体包括电力、燃气及水的生产和供应业、房地产业和信息传输、计算机服务与软件业;“商业服务行业”具体包括批发零售业、住宿餐饮业、居民商务服务业;“公共管理及其他行业”具体包括水利环境公共设施管理业、教育卫生文化业、农林牧渔业及其他行业。(3)“民营企业”具体包括私营、个体、非国有股份和有限责任公司等企业。

三、计量模型与评估方法

Mincer 方程是研究劳动者工资决定的一种常用计量模型,但该模型关注于完全竞争劳动力市场下劳动者教育回报率的问题,未考虑工作属性、企业环境、地区发展、劳动力市场政策等外部因素对劳动者收入的影响。本文在评估工资集体协商制度的工资效应时,对 Mincer 方程加以扩展建立了以下工资决定方程:

$$\ln w_{jic} = \alpha + \beta WCB_{jic} + \gamma P_{jic} + \delta E_{jc} + \theta D_c + \varepsilon_i$$

其中,被解释变量 $\ln w_{jic}$ 为 c 地区 j 企业员工 i 的小时工资对数; WCB_{jic} 表示 c 地区员工 i 所在企业 j 是否已实施工资集体协商制度并与员工签订工资集体协议,系数 β 即为我们所关注的反映工资集体协商对员工工资影响的参数; P_{jic} 代表影响员工工资水平的个体特征变量,包括经验、身份、学历、专业技术、岗位等。需要说明的是,由于同行业不同企业的工作经历都有助于劳动者专用人力资本的积累,故以员工本行业(而非企业)工作年限来衡量其工作经验; E_{jc} 表示 c 地区 j 企业的特征变量,包括企业经营规模、所有制性质、所属行业类型等; D_c 表示一组区县特征控制变量; ε_i 为随机扰动项。

在实证分析中,我们首先使用 OLS 估计前述方程,以考察工资集体协商制度对员工工资整体上的影响;接着利用分位数回归技术刻画了工资集体协商对位于收入分布不同分位数上的员工的工资效应。根据分位数回归的定义,因变量 $\ln w_i$ 的条件分位数函数可表示为: $Q_\tau(\ln w_i|X_i)=X_i\beta_\tau$ 。其中, X_i 表示所有解释变量, τ 为分位数,则 τ 分位上的待估参数 β_τ 可通过求解下式最小值估计出来: $\hat{\beta}_\tau=\arg \min \sum_i \rho_\tau[\ln w_i-Q_\tau(\ln w_i|X_i)]$ 。其中, $\rho_\tau(u)$ 为不对称损失函数,当 $u \leq 0$ 时, $\rho_\tau(u)=(1-\tau)|u|$,当 $u > 0$ 时, $\rho_\tau(u)=\tau|u|$ 。

通过设定不同的 τ ,可获得整个收入分布上参数 β 的估计值(条件均值回归只能获得分布均值处的参数估计值),从而揭示工资集体协商制度对处于收入分布不同位置上员工工资的异质性影响。

四、实证分析结果与解释

(一) 工资集体协商制度对基层员工工资水平的影响

首先考察工资集体协商制度对全体基层员工工资整体上的影响(见表3)。估计结果显示,工资集体协商制度的实施不仅没有如政策预期那样改善员工工资待遇,反而使员工小时工资较未实施企业低 3.4%(在 5%水平上显著)。考虑到一线生产服务员工(即一线员工)与行政、销售、技术等非一线基层员工(即其他岗位员工)在个体特征继而在议价能力和对政策、环境的变化的反应上有别,本文分别对一线员工和其他岗位员工进行了评估(见表3)。估计结果显示,工资集体协商对其他岗位员工表现出了更大程度(-5.3%)且更为显著(1%的显著性水平)的负工资效应,而对一线员工的工资效应统计上不显著。可见,无论对全体基层员工还是一线或其他岗位基层员工,工资集体协商制度均未表现出显著提升员工工资的正向作用。

我们认为产生这一结果的原因在于:(1)集体议价本质上是劳资双方就利益分配讨价还价的博弈,博弈结果取决于双方力量对比、博弈规则和外部约束。在中国,工会代表劳动者集体维权的资格由相关法律所赋予^①,无须像西方那样从工会竞争性选举中赢得。但由于企业工会的领导构成、活动经费、组织管理都与资方有密切联系,工会代表劳方维权的独立性大大受限,博弈力量被弱化,所谓的平等议价实际成了雇主单方垄断的定价机制,继而导致劳动力价格被资方挤压到竞争性均衡之下。(2)主要依靠自上而下行政力量推进的中国工资集体协商制度的发展路径明显带有强制性制度变迁的特点(郑桥,2009)。由于企业是否实施工资集体协商,员工是否需要加入这一组织化的制度保护很大程度上并非其自身的理性选择,导致集体议价产生的均衡解偏离了劳资博弈的最优解。至于对其他岗位员工产生的更大程度的负效应,我们认为根据利益集团选择理论(奥尔森,1965),在集体议价中,

^① 在《中华人民共和国工会法(修正)》第三章第二十条、《中华人民共和国劳动合同法》第五章第五十一条和《工资集体协商试行办法》第三章第九条中均有关于由工会代表职工一方与雇主方进行平等协商并签订集体合同的表述。

表 2 员工特征描述性统计

变量及定义	所有企业		实施企业		未实施企业	
	员工数 (人)	占比 (%)	员工数 (人)	占比 (%)	员工数 (人)	占比 (%)
性别(男性=1,女性=0)	2215	44.64	1129	45.40	1086	43.88
户口(农业户口=1,城市户口=0)	2017	41.01	1014	41.17	1003	40.86
户籍地(杭州本地=1,杭州以外地区=0)	3391	68.49	1759	70.84	1632	66.13
会员身份(工会会员=1,非工会会员=0)	3163	71.40	1833	79.90	1330	62.27
党员身份(中共党员=1,其他=0)	960	19.44	482	19.45	478	19.42
学历						
初中及其以下(基准组)	900	18.17	508	20.42	392	15.91
普通高中、职高、技校、中专	1273	25.71	670	26.93	603	24.47
大专及以上	2779	56.12	1310	52.65	1469	59.62
技术(持有专业技术等级证书=1,没有=0)	2189	44.73	1066	43.58	1123	45.87
岗位(其他基层岗位=1,一线岗位=0)	3310	67.04	1547	62.53	1763	71.58
劳动合同期限						
1 年及以下(基准组)	431	8.93	194	7.98	237	9.90
1~3 年	2660	55.12	1227	50.47	1433	59.83
3 年以上	1269	26.30	732	30.11	537	22.42
无固定期限	466	9.65	278	11.44	188	7.85
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
工作经验:已在本行业工作年数(年)	6.94	6.87	7.56	7.31	6.31	6.34
所在企业经营规模						
所在企业人均主营业务收入(万元/人)	128.67	693.78	150.12	959.78	134.77	418.78
小时工资(元/小时)	15.23	8.59	14.81	6.89	15.71	10.04

注:(1)占比=(回答“是”或“否”的样本数÷明确回答该问题的所有样本总数)×100%,分母不含未回答或回答不清楚的样本。(2)“一线岗位”主要指车间生产工人、检验工、统计员等,也包括服务业中的一线业务、服务人员等;“其他基层岗位”指一线生产服务员工之外的各类基层员工,包括中层以下的普通管理干部、技术、行政、销售、后勤人员等。(3)“经营规模”以企业 2011 年上半年的人均主营业务收入来衡量。在下文实证分析中,该变量取自然对数。(4)“小时工资”根据员工调查中“月工作小时数”和“月工资总收入”两个指标的数据计算得出。在下文实证分析中,该变量取自然对数。

工会可被视为为所有成员提供“集体(最低)工价”这一公共物品的劳方利益集团。当外部经济激励和强制性约束缺失或趋弱时,集团规模越大,不承担成本但从其他成员的集体行动中受益的“搭便车”行为就相对越多,从而使大集团集体议价效率较小集团下降。在本文使用的员工样本中,其他岗位员工群的(人数)规模大约为一线员工群的 2 倍,且前者的个体差异相对较大,故更易滋生降低工会集团行动效率的搭便车行为,工资集体协商制度的实施效果也因此更趋于恶化。

进一步对比其他解释变量在两类不同岗位基层员工的工资决定中的作用发现,户籍、性别、工作经验、高等学历和技术证书对两类基层员工的工资水平都有显著影响,尽管影响

表 3 工资集体协商制度对员工工资的影响(OLS 估计)

解释变量	全体基层员工		一线岗位员工		其他基层岗位员工	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
所在企业已实施工资集体协商	-0.034**	-2.53	0.024	1.12	-0.053***	-3.17
男性	0.113***	9.13	0.162***	8.47	0.092***	5.84
工作经验	0.028***	10.36	0.022***	4.97	0.030***	8.86
工作经验平方	-0.001***	-6.57	-0.001***	-3.18	-0.001***	-5.47
农业户口	-0.048***	-3.42	-0.041*	-1.86	-0.050***	-2.78
杭州本地户籍	-0.003	-0.23	-0.031	-1.38	0.015	0.78
普通高中 / 职高 / 技校 / 中专	0.048***	2.75	0.001	0.05	0.141***	5.00
大专及以上	0.212***	10.91	0.157***	5.41	0.291***	10.54
工会会员	0.043***	2.93	0.081***	3.59	0.030	1.56
中共党员	0.041**	2.51	0.022	0.67	0.042**	2.27
持有国家专业技术等级证书	0.040***	3.08	0.038*	1.68	0.044***	2.81
1 年 < 劳动合同期限 ≤ 3 年	0.040*	1.82	0.033	0.98	0.049*	1.71
劳动合同期限 > 3 年	0.050**	2.13	0.033	0.92	0.061**	2.02
无固定期限劳动合同	0.069**	2.30	0.006	0.13	0.087**	2.27
其他基层岗位	0.046***	3.35	—	—	—	—
R ²	0.3224		0.2855		0.3192	
N	3172		1051		2121	

注：(1)评估模型为前述工资决定方程，评估方法为 OLS 回归；(2)模型中其他控制变量还包括企业经营规模、所有制性质、所属行业及地区虚拟变量；(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平显著。

程度不同，但方向一致；较高学历、中共党员身份和劳动合同期限却只在其他岗位员工中表现出显著的正的工资效应；而工会会员身份则仅对一线岗位员工的工资提升有效。

(二)不同分位上工资集体协商制度的工资效应

为揭示给定其他特征变量，员工的收入分布与工资集体协商效应之间的变化关系，采用了分位数回归技术，对 5 个主要分位数(0.15,0.25,0.5,0.75 和 0.85)加以考察：位于收入分布低端(Q=0.15、0.25)的员工，工资集体协商制度的实施对其工资水平没有显著影响，但对位于中位数及以上较高分位的员工表现出了明显的负工资效应，且分位数越高，显著性相对越强。在 0.85 分位上，保持其他变量不变，实施企业的员工小时工资较未实施企业在 5%的显著性水平上低 4.8%(见表 4)。这表明追求员工集体利益最大化的集体议价制度实际上牺牲了部分较高收入组的员工的工资福利，这一点也得到了来自绝大多数发达国家经验证据的支持。

表 4 还给出了其他变量对不同分位上基层员工工资决定的影响：(1)各分位上均呈现男性高于女性的性别工资差异，且随分位数提高而扩大；工作经验则在各分位上对工资表现出较一致的倒“U”形影响。(2)以初中及以下员工为基准组，高中、技校等中等教育仅在低分位上使员工工资小幅提升，高等教育则在各分位上均显示出显著且较大幅度提升员工

表 4 工资集体协商制度的工资效应:分位数估计

解释变量	Q=0.15		Q=0.25		Q=0.50		Q=0.75		Q=0.85	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
所在企业已实施工资集体协商	0.013	0.67	-0.015	-0.80	-0.034*	-1.88	-0.056***	-3.48	-0.048**	-2.22
男性	0.089***	5.08	0.098***	5.80	0.108***	6.40	0.129***	8.88	0.157***	8.28
工作经验	0.023***	6.43	0.028***	8.39	0.032***	9.62	0.034***	11.20	0.029***	7.27
工作经验平方	-0.001***	-4.53	-0.001***	-6.32	-0.001***	-6.97	-0.001***	-7.63	-0.001***	-4.06
农业户口	-0.033	-1.54	-0.040*	-1.93	-0.053***	-2.61	-0.069***	-4.05	-0.066***	-2.99
杭州本地户籍	0.016	0.77	-0.014	-0.69	-0.035*	-1.69	-0.017	-0.96	0.010	0.43
普通高中/职高/技校/中专学历	0.045*	1.68	0.044*	1.68	0.033	1.29	0.005	0.24	0.027	0.94
大专及其以上学历	0.194***	6.40	0.212***	7.30	0.218***	7.80	0.173***	7.48	0.209***	6.82
工会会员	0.066***	3.15	0.061***	3.07	0.027	1.38	0.037**	2.23	0.030	1.35
中共党员	0.047**	2.06	0.031	1.45	0.043**	2.00	0.048***	2.60	0.048**	2.03
持有国家专业技术等级证书	0.020	1.11	0.022	1.26	0.034**	1.96	0.064***	4.19	0.080***	4.06
1 年 < 劳动合同期限 ≤ 3 年	0.091***	2.91	0.033	1.08	0.037	1.24	-0.002	-0.08	0.046	1.32
劳动合同期限 > 3 年	0.085**	2.51	0.044	1.32	0.026	0.79	0.033	1.21	0.080**	2.21
无固定期限劳动合同	0.068	1.59	0.070*	1.71	0.090***	2.25	0.066**	2.00	0.095**	2.23
Pseudo R ²	0.1517		0.1581		0.1813		0.2089		0.2283	
N	3172		3172		3172		3172		3172	

注:(1)评估模型为前述工资决定方程,评估方法分别为分位数回归;(2)其他控制变量还包括员工工作岗位、企业经营规模、所有制性质、所属行业和地区虚拟变量;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平显著。

工资的作用;与教育不同,专业技术证书对工资水平的正向作用主要集中在中位数以上的高分位上。所以,对低分位员工而言,学历提升其市场价格的信号作用可能比技术证书更为有效。(3)各分位上因来源地引起的员工工资差异几乎都不显著,但户籍带来的工资差异却十分明显。可见,与户籍挂钩的工资、福利标准的不同仍然是拉大城乡劳动者工资差距的一个重要原因。(4)工会会员和党员身份均有利于提升员工的工资水平,但比较而言,前者的作用主要表现在中位数以下的低分位上,后者则集中在较高分位。这意味着对于较低收入组员工,获取组织化保护有利于改善其工资待遇,但党员身份可能只是一种荣誉。(5)除无固定期限合同在大多数分位上促使员工工资有不同程度提升外,其余的固定期限合同并未造成显著的工资差异。

(三) 员工特征异质性与工资集体协商制度的工资效应

为检验工资集体协商制度的实施效果是否因基层员工个体特征而异,我们分别考察了该制度对按年龄、学历和技术特征分类的不同员工的工资的影响(见表 5)。从表 5 可以看出:(1)分年龄考察,在 30 岁及以下的年轻员工中,实施企业员工的小时工资较未实施企业显著低 5.38%,但在 30~45 岁和 45 岁以上的中、高年龄段员工中,负工资效应均不显著。(2)分学历考察,随着员工受教育程度的提高,工资集体协商制度对工资的影响不仅方向由

正变为负,而且显著程度增加。在初中及以下的较低学历员工中,工资集体协商制度使其工资水平小幅上涨(尽管统计上不显著),但在大专及以上学历的员工中却产生了 5.12% 的负工资效应。(3)分技术水平考察,在持有专业技术证书的员工中,实施企业员工的小时工资较未实施企业显著低 5.45%,而在没有专业技术证书的员工中,这一负效应仅为 2.57%且不显著。

综上所述,原始劳动能力或人力资本相对较低的基层员工,由于其本身的劳动力价格较低,与雇主一对一的谈判能力也有限,故借助工会组织的集体议价力量有可能改善其福利;但对具有较强原始劳动能力的年轻员工,或学历高、有技术的人力资本较高的员工而言,他们原本可凭借自身相对较强的博弈能力或“用脚投票”的威胁在竞争性劳动力市场上向雇主索要一个与其人力资本匹配的劳动力价格,但被集体协商制度覆盖后,个体谈判被工会集体协商取代。由于企业工会主体地位不明晰,很难完全站在劳方立场与雇主博弈,整个集体谈判过程很大程度上被雇主左右。而任何占据谈判优势的理性雇主都试图给出一个不招致报复的最低价。这一价格据我们的调查,大多相当于企业全体基层员工而非人力资本相对较低的基层员工的平均生产率。显然,这会拉低高人力资本员工的工资水平。此外,基层员工人力资本的较强专用性和率先开展集体协商的企业给同类企业工资标准带来的示范效应在一定程度上制约着高人力资本员工的流动,使其被迫接受低于竞争性水平的人力资本价格。

五、结论与启示

本文利用 2011 年杭州市企业—员工匹配调查数据检验工资集体协商制度的实施对基层员工工资的效应发现,二者总体上呈负相关关系,并且在其他岗位员工和处于收入分布中高分位数上的员工中表现得尤为明显。此外,工资集体协商制度的工资效应与员工个体特征的差异密切相关。这些研究结论带给我们的主要启示如下。

第一,中国工资集体协商制度的实施效果亟待改善。工资集体协商的初衷是保障职工

表 5 工资集体协商制度对不同类型员工的工资效应

员工类型	系数	t 值	R ²	N
分年龄				
30 岁及以下	-0.0538***	-2.91	0.2899	1653
31~45 岁	-0.0288	-1.33	0.3554	1232
46 岁及以上	-0.0544	-1.05	0.4571	294
分学历				
初中及以下	0.0339	1.21	0.2629	611
高中、高职、技校、中专	-0.0329	-1.31	0.2755	858
大专及以上	-0.0512***	-2.82	0.2966	1758
分技术				
没有专业技术等级证书	-0.0257	-1.39	0.2724	1821
持有专业技术等级证书	-0.0545***	-2.72	0.2847	1406

注:(1)评估模型为前述工资决定方程,评估方法均为 OLS;(2)因篇幅所限,本表仅报告研究关注的核心变量“工资集体协商(WCB)”的系数估计值;(3)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平显著。

工资增长,扭转“两个比重”下降趋势,保护职工权益。但从实证研究结果看,即便是高度重视企业社会责任评价和劳资关系改善的杭州市,其实际效果也不理想,甚至事与愿违。这一反差现象发人深思。工资集体协商制度很有可能是一把“双刃剑”,既可能成为提高职工待遇的利器,也可能成为压抑工资增长、控制劳动成本的手段。因此,推行工资集体协商制度不能单纯“扩面”,更要注重“提质”,使之真正产生保障劳工权益的实际效果。

第二,强化职工谈判主体、提升协商对话能力是关键。中国工资集体协商效果不佳与劳方协商代表——企业工会主体性、独立性不足有直接关系。目前情况下,只有工会适合作劳方谈判主体。改革开放以来,工会职能在不断转变,民营企业工会组织积极发展,在保护劳动者权益方面做了不少努力。有关研究表明,工会组织对企业员工工资水平和福利改善有积极的正向影响,而且工会独立性越强,这种影响越显著(姚先国等,2009)。另一方面,由于历史和现实的种种原因,现行工会体制“宏观上强大,微观上弱小”的格局尚未根本改变,从而影响了工会在工资集体协商过程中的作为。因此,今后应使其成为自主性更强、更有能力维护劳动者权益的工人群众组织,使工资集体协商成为合理兼顾企业发展与职工利益的有效制衡机制。

第三,工资集体协商制度要充分反映不同劳动者群体的利益诉求。从同质性假设转为异质性假设是劳动经济学研究的重大进展。不同群体劳动者因其人力资本类型、水平与稀缺性的差异,在劳动力市场的地位不同,对组织的制度保护的需求亦不同。一般来说,个体谈判能力与对集体议价的制度需求成反比。这也是北美、欧洲许多发达国家工会参与率下降的原因之一。北欧、西欧一些成功实施集体谈判的国家往往对蓝领、白领、公务人员等不同群体采取不同的谈判机制,或对高人力资本拥有者采取分散(化)谈判、个别议价的方式,实施有针对性的激励措施。本文发现的高人力资本拥有者在集体谈判中获得负效用的现象值得重视。当前中国既要解决一线员工,尤其是农民工收入过低的问题,又要实施人才集聚战略,以高端人才引领创新发展,如何在工资集体协商中兼顾不同层次劳动者的利益,充分调动所有劳动者的积极性与创造性,需要予以重视。

第四,创造工资集体协商制度有效实施的体制环境。中国的工资集体协商制度是在劳动力市场一体化尚未实现的环境下推出的。户口制度壁垒、社会保障制度的差异化、碎片化、不同用工形式的身份等级差别等体制性障碍都将影响劳动者权益的公平实现,也会对工资集体协商制度的实施效果产生不利影响。在新一轮深化改革中,既要改变“重资本,轻劳动”的体制安排和政策导向,落实企业社会责任,又要以城乡劳动者平等就业、公民权利均等化为基准,消除劳动力市场的制度性分割与歧视,使工资集体协商制度具备可实施的基础条件,从而保障所有劳动者劳动的尊严与生活的体面。

参考文献:

1. 奥尔森(1995):《集体行动的逻辑》,上海人民出版社。

2. 程延园(2004):《集体谈判制度在我国面临的问题及其解决》,《中国人民大学学报》,第2期。
3. 冯钢(2006):《企业工会的“制度性弱势”及其形成背景》,《社会》,第3期。
4. 胡放之(2010):《员工参与与工资决定——基于企业工资集体协商的实证分析》,《科学决策》,第9期。
5. 黄任民(2009):《中国工资集体协商的特点及工会的作用》,《中国劳动关系学院学报》,第5期。
6. 李琪(2011):《启动集体谈判的“潜机制”》,《中国人力资源开发》,第2期。
7. 文魁、谭浩(2006):《我国集体协商制度存在的问题及对策建议》,《湖南社会科学》,第1期。
8. 姚先国等(2009):《工会在劳动关系中的作用——基于浙江省的实证分析》,《中国劳动关系学院学报》,第1期。
9. 郑桥(2009):《中国劳动关系变迁30年之集体协商和集体合同制度》,《现代交际》,第2期。
10. 詹宇波等(2012):《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》,《世界经济》,第2期。
11. Aidt, T. and Tzannatos, Z. (2002), Unions and Collective Bargaining: Economic Effects in a Global Environment. World Bank Report 2473.
12. Arbache, J. and Carneiro, F. (1999), Unions and Interindustry Wage Differentials. *World Development*. 25(10): 1854-1883.
13. Blanchflower, D. and Bryson, A. (2002), Changes Over Time in Union Relative Wage Effects in the UK and the US Revisited. NBER Working Paper, 9394.
14. Blau, F. D. and Kahn, L. M. (1996), International Differences in Male Wage Inequality: Institution versus Market Forces. *Journal of Political Economy*. 104(4): 791-836.
15. Calmfors, L. and Driffill, J. (1988), Bargaining Structure, Corporatism, and Macroeconomic Performance. *Economic Policy*. 6(4): 14-61.
16. Card, D. (2001), The Effect of Unions on Wage Inequality in the U.S. Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review*. 54(2): 296-315.
17. Carruth, A. A and Oswald, A. J. (1981), The Determination of Union and Non-union Wage Rates. *European Economic Review*. 16(2): 285-302.
18. Davis, S. J. and Henrekson, M. (2005), Wage-setting Institutions as Industrial Policy. *Labour Economics*. 12(3): 345-377.
19. DiNardo, J., Fortin, N. M., and Lemieux, T. (1996), Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*. 64(5): 1001-1044.
20. Edin, P. and Zetterberg, J. (1992), Interindustry Wage Differentials: Evidence from Sweden and a Comparison with the United States. *The American Economic Review*. 82(5): 1341-1349.
21. Frandsen, B. R. (2012), Why Unions Still Matter: The Effects of Unionization on the Distribution of Employee Earnings. MIT Working Paper.
22. Kahn, L. (1998), Collective Bargaining and the Interindustry Wage Structure: International Evidence. *Economica, New Series*. 65(260): 507-534.

(责任编辑:朱 犁)