

工会与行业劳动报酬的剪刀差悖论: 基于中国数据的经验研究

张原 陈建奇*

摘要: 中国工会覆盖率与行业劳动报酬呈现出剪刀差悖论关系,这与传统的工会理论以及西方国家的现实状况存在显著差异。对于这一现象,本文采用国家统计局城市社会经济调查队“中国城市住户调查”以及第一次全国经济普查的行业资料数据,借助两阶段回归模型进行分析。结果表明,工会并未对劳动报酬产生显著影响,而行政垄断力量在行业劳动报酬差距扩大和工会组织行政化中起到了重要的作用,中国市场经济结构中行政垄断与非行政垄断部门并存,以及这种二元结构下工会行政化与社会化之间的矛盾无法有效协调,是造成其收入分配作用弱化的主要原因。中国工会收入分配作用的发挥有赖于其自身的“去行政化”改革、维权职能建设和基层工会组织的独立性改革。

关键词: 工会 劳动报酬 收入分配

一、中国工会与行业劳动报酬的悖论: 问题提出

1978年改革开放以来,中国经历了一场向市场转型的经济结构和产业结构大调整,经济增长提高了劳动者的平均收入,但同时也出现了收入分配矛盾不断加剧的状况。我国历年处理的劳动争议案件中,由于劳动报酬问题引起的案件数量已从2001年的45172起,增加到2008年的225061起,占总量的比重达到43.4%,居于首位,这其中还未包括大量没有正式立案的争议^①,由于劳动报酬分配不公而导致的社会问题呈现持续攀升的态势。劳资关系日趋紧张催生了一些劳动者自发成立的非正式组织,并逐渐发挥了维护劳动者经济权益的作用。面对收入分配和维权组织领域出现的一系列问题,中华全国总工会从1995年开始要求在私营部门中建立工会组织^②,并从1998年开始逐步付诸实践,以期劳动者权益维护探索新的出路^③。1998-2008年,我国工会组织和工会会员人数持续增加,尤其是私营和其他新兴部门中,年平均增长率远远超过了机关、事业单位和国有企业等行政垄断部门(见图1)。

然而,伴随着工会数量的增长,工会是否真正起到了提高劳动者的收入、降低收入分配不平等程度的作用呢?依据《中国经济普查年鉴(2004)》和《中国工会统计年鉴》提供的分行业工会会员人数的数据,计算我国工会会员人数占就业人数的比重,作为刻画工会覆盖率的指标^④,研究它与我国不同行业劳动报酬之间的

* 张原,中国劳动关系学院,邮政编码:100037,电子信箱:zhangyuan5566@163.com;陈建奇,中共中央党校国际战略研究所,邮政编码:100091。

本文得到中国劳动关系学院科研项目“转型时期国有垄断对劳动报酬差距的影响及其治理政策研究”资助。作者感谢匿名评审专家对本论文的修改所提出的宝贵意见和建议,本文文责自负。

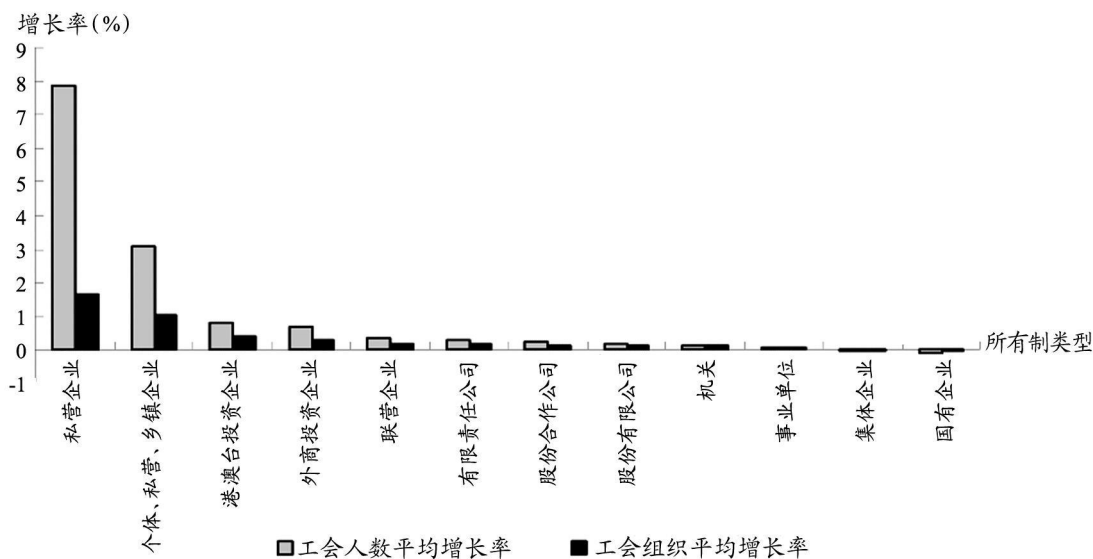
①资料来源:依据《中国劳动统计年鉴(2009)》提供的数据整理。

②《全国总工会关于加强私营企业工会工作的意见》,总工发[1995]6号,1995。

③1998年10月中国工会第十三次全国代表大会上,中华全国总工会提出了“哪里有职工,哪里就必须建立工会组织”的要求,并且号召“加快新建经济组织工会的组建步伐”,此后,提高工会组建率便一直是全国总工会的工作重点。

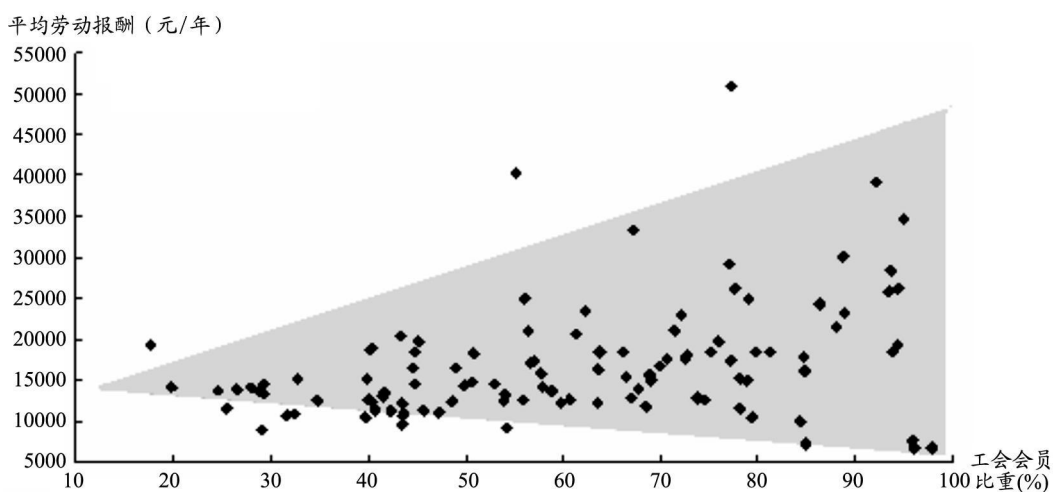
④2005年以及之前的《中国工会统计年鉴》提供了分行业的工会会员人数,但未提供相同口径的分行业就业人数,由此计算工会人员比重发现,一些行业的工会会员人数甚至大于分行业就业人数,而在2005年之后两者口径一致,因此在计算工会覆盖率时只采用2005年和2006年的数据,而计算2004年的工会覆盖率时采用了《中国经济普查年鉴(2004)》提供的数据,两者口径一致。

关系。研究发现我国工会覆盖率与行业平均劳动报酬呈现剪刀差扩大的状况,随着行业工会覆盖率的上升,行业劳动报酬的离散程度在不断提高(图 2)。进一步将工会覆盖率的状况划分为十个百分位点阶段,计算不同百分位点阶段上行业劳动报酬的变差系数和对数不平等指数(伊兰伯格、史密斯,1999;Juhn Kevin and Brooks 1993)。可以发现在工会覆盖率处于第一个百分位段时,变差系数和对数不平等指数均较低,分别为 0.20 和 0.34 而随着工会覆盖率的提高,两者呈现不断上升的趋势,到第十个百分位段时分别达到 0.49 和 0.77(图 3)。行业劳动报酬变差系数和对数不平等指数是反映行业劳动者收入不平等状况的两个重要指标,中国这两项指标与行业工会覆盖率之间的正向关系与大量理论研究阐述的状况相悖,并且与其他国家的实证经验存在重大的差异。采用代表性国家美国同一时期的数据进行简单的统计对比(图 3),发现美国行业劳动报酬差距与工会覆盖率呈现明显的反向变动关系,在工会覆盖率较高的行业中,由于普遍存在的工资集体谈判对行业收入分配产生影响,因而从整体上缩小了这些行业的劳动报酬差距;在工会覆盖率较低的行业,劳动报酬的决定主要依据劳动力的市场供求法则,工会集体谈判等制度性因素所起的作用较弱,不同人力资本的劳动力在行业间分布又存在较大的差异,因而使得这些行业的劳动报酬差异性较大。



资料来源:《中国劳动统计年鉴(2009)》。

图 1 1998-2008年中国不同所有制部门工会人数和工会组织年均增长率



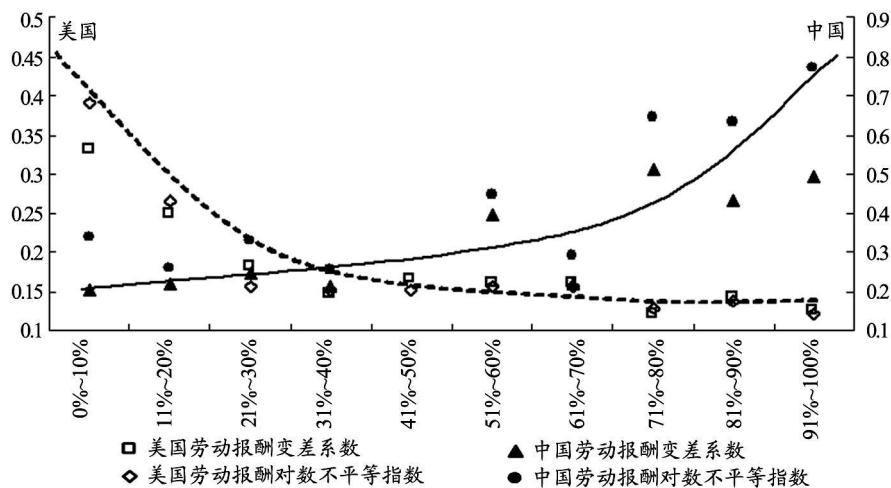
资料来源:根据《中国经济普查年鉴(2004)》相关数据整理。

图 2 2004年中国分行业劳动报酬和工会会员比重

为什么中国工会与行业劳动报酬差距之间会产生这样的悖论关系?这是否意味着中国的实际状况已经完全背离了工会应当在收入分配当中发挥的作用,甚至走向了相反的方向,即工会不但无助于缩小行业间劳动报酬差距,反而会加剧其不平等程度?对于目前仍然不断扩大的行业收入差距,中国工会未来应该发挥什么样的作用呢?

对此,本文将利用中国国家统计局城市社会经济调查队“中国城市住户调查”的数据以及全国第一次经

济普查的行业数据,实证分析目前我国工会覆盖率与行业劳动报酬之间的关系,接下来的第二部分将通过文献回顾,综述已有研究对工会收入分配作用的讨论;第三部分将利用两阶段回归分析我国工会是否有助于降低目前行业间劳动报酬差距扩大的问题,研究影响行业劳动报酬的主导因素;第四部分将依据实证研究结论,解释悖论产生的原因,并进一步讨论影响我国工会作用发挥的主要因素;第五部分将根据经验研究结论,提出工会在降低行业劳动报酬差距问题上的作用方向和政策建议。



资料来源:中国数据来源于《中国经济普查年鉴(2004)》;美国数据来源于 U.S. Bureau of Labor Statistics(2005)。

图 3 2004年中国和美国不同工会覆盖率分位点上的劳动报酬差异比较

二、文献综述

有关工会与劳动报酬关系的问题,相关文献已经有所讨论。美国学者的研究发现(Lewis, 1963; Rosen, 1969; Freeman and Medoff, 1986),工会将扩大建会企业与非建会企业之间的工资差异,其影响程度达10%~30%左右;并且对不同类型的部门所产生的影响存在差异(Hirsch and Macpherson, 1993),在私营部门内,工会带来的工资差距大约是19%,而对同一时期的公共部门的影响仅为10%~12%左右;在英国、德国和奥地利等国也存在相似的情况(Blanchflower and Freeman, 1993)。但工会化部门与非工会化部门间的工资差异扩大并不一定意味着工会将全面提高工资的离散程度,许多研究发现工会对于降低不平等程度起到了重要的作用(Freeman, 1980; Freeman and Medoff, 1986; Lewis, 1986);Blau和Kahn(1999)的实证研究表明,尽管工会可能提高部门之间的工资差异,但是会降低工会化部门内部的工资不平等程度,并且后者起到更主要的作用,因而整体而言工会覆盖率的上升会降低工资不平等程度;以OECD国家为样本的国际比较研究也支持了工会覆盖率与工资不平等之间的负相关关系(Blau and Kahn, 1996; Kahn, 2000)。20世纪70年代起,一些研究者开始利用美英等国工会密度下降来解释这些国家工资不平等加剧的事实(D'Nardo et al, 1996; Card, 2001),实证分析发现,美国工会覆盖率的下降对第一个和最后一个十分位数工资不平等加剧的作用为10%,而对第一个和第五个十分位数工资不平等加剧的作用超过了30%;工会覆盖率的下降可以解释15%~20%的工资不平等加剧。总体而言,发达国家的事实经验表明,工会在提高劳动者收入的同时能够比较有效地降低整体工资分配的不平等程度。

对于中国工会是否能够有助于降低分配不平等,提高劳动者收入的问题,研究者们存在诸多分歧。Chen(2003)从中国工会在市场经济中国家和工人组织双重身份的角度出发,认为角色冲突使得中国工会的现实作用比较有限,中华全国总工会提供的材料也表明,大多数被调查者认为工会未能履行其职能,半数以上的工人认为工会的作用不大,这当然包括其在收入分配领域内的作用。张允美(2003)则通过构建“工会与党-国家关系的循环模式”说明,以国家成长为主和在世界竞争体制下的资本优先逻辑,使得中国工会组织主要服务于国家利益和社会稳定,而难以在提高劳动者利益方面发挥实质性作用。乔健(2008)对我国产业工会的研究表明,目前我国工会建设中采取重企业工会而抑产业工会的做法不利于解决我国市场化和国际化过程中产生的不同行业、所有制形态间的差异性扩大问题,从而导致我国工会虽然数量上升而作用有限。然而,也有部分实证研究发现工会在局部地区和企业发挥了一定的收入分配作用。胡建国和刘金伟(2006)对私营部门的研究表明,参加工会的私营企业工人劳动报酬要比没有参加工会的私营企业工人高出

2.7%,但在不同行业,其影响存在差异,工会工人身份使得传统服务业和现代服务业工人,要比制造加工业工人的工资分别高出27%和53%,而非工会工人身份同比高出20%和36%。姚先国等(2009)对浙江省进行的研究表明,工会覆盖率上升1%将使该部门的平均工资提高0.12%,并且对劳动者待业保险费、养老保险和医疗保险费等产生正面的作用。姚洋和钟宁桦(2008)通过对12个城市企业调查的实证研究发现,工会能够通过促进集体工资协议和劳动合同的签署来改善工人的福利。然而,目前对我国工会在收入分配中的作用研究仍然存在这一些不足:首先,虽然人们普遍认识到中国工会在收入分配上的作用与“标准的工会理论模型”存在较大的差异,并且与中国特有的制度环境息息相关,但是研究者较少从实证的角度对这种特殊性的真实现状及其成因进行全面的剖析;其次,鲜有研究对于中国工会对行业间收入差距乃至整体收入分配的影响进行讨论,从而导致中国工会覆盖率和行业收入不平等之间的悖论关系无法得到有效解释,收入差距扩大治理和工会职能的改革方向也缺乏相应的理论和实证依据;另外,由于研究方法和数据可得性方面的原因,已有的研究主要以理论和案例分析为主,为数不多的实证分析也主要涉及部分所有制类型或者某一地区,集中讨论工会会员身份与劳动者个体收入之间的关系。

三、中国工会影响行业劳动报酬了吗:悖论的计量检验

(一)模型构建

对于中国工会与行业劳动报酬差距之间的悖论关系,接下来将采用“两阶段回归”模型(Krueger and Summers 1988 Winter-Elmer 1994)进行分析,这种研究方法的优势在于,可以在控制个体人力资本和其他因素的基础上,研究行业层次的特征因素对劳动报酬所产生的影响,从而排除个体层面因素的扰动作用。在第一步回归中,主要采用微观样本控制影响劳动报酬的个体因素,基本模型为:

$$\log W_{ij} = C + Z_{ij}\alpha + X_{ij}\beta + \varepsilon_j \quad (1)$$

其中, $\log W_{ij}$ 表示处于第 j 个行业个体 i 的劳动报酬对数值, Z_{ij} 为个体所处行业的哑变量(dummy variables), X_{ij} 为除了行业哑变量之外的其他控制变量, C 为常数项, ε_j 为随机扰动项。行业哑变量的系数 $\alpha \times 100$ 的含义为,在其他因素不变的情况下,由于个体所处行业不同所引起的劳动报酬百分比变化,其维度取决于模型中的行业分类数量。第二步回归在第一步得出行业劳动报酬回报系数 α 基础上,引入行业相关的变量,基本模型为:

$$\alpha_j = c + I_j \gamma + e_j \quad (2)$$

其中 α_j 为式(1)中的行业劳动报酬回报系数, I_j 为相应的 j 行业特征向量,通过检验参数 γ 的显著性,可以分析引起 α_j 变动的成因。由于方程(1)与(2)在整体研究中密切相关,第二步中的因变量 α_j 的数量取决于第一步回归中的样本容量和行业就业分类的细致程度,因而样本数据量和行业分类方法是保证系数一致性的重要前提,为解决该问题,本文借鉴 Sakellariou(1995)的思想,采用“行业-所有制哑变量”,提高了行业分类的细致程度,并且在我国劳动力市场中,单位性质一方面联系着行业整体的所有制性质,另一方面又反映了就业者的个人选择,通过这种再分类法可以检验微观个体的就业单位所有制性质选择的影响,在此基础上,建立适合我国的两阶段模型。首先:

$$\ln \text{incme} = C + \alpha_0 I_0 + \dots + \alpha_{16}'' I_{16}'' + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_7 X_7 + \eta_1 O_1 + \dots + \eta_{12} O_{13} + \varepsilon \quad (3)$$

其中: $\ln \text{incme}$ 为个体劳动报酬对数值,计算劳动报酬时包含了基本工资、奖金、津贴以及其他劳动收入; $I_0 - I_{16}''$ 为行业-所有制哑变量,没有上标时表示国有制, '表示集体所有制, ''表示其他所有制,行业按照16大类分,因此行业-所有制哑变量共48个; X_1 为受教育程度, X_2 和 X_3 分别为工作经验及其平方值, X_4 为性别哑变量,取值1为男性,0为女性, X_5 与 X_6 为性别哑变量与受教育变量以及其二次项的交互项, X_7 为性别哑变量与工作经验的交互项; $O_1 - O_{13}$ 为职业哑变量。在实际处理时,将“国有制造业”(I_3)作为行业基准组,“交通运输工人和生产工人”(O_{12})作为职业基准组,因而不纳入方程, α_0 到 α_{16}'' 即为第二步回归中所需应用的行业劳动报酬回报系数,从而有:

$$\alpha = c + Y_1 A X_1 + Y_2 A X_2 + Y_3 A X_3 + Y_4 A X_4 + Y_5 A X_5 + Y_6 A X_6 + \dots + e \quad (4)$$

其中各变量的含义如表1所示,为了便于比较不同对行业劳动报酬回报系数的影响强度,需要去除变量原有度量单位的影响,因而采用z评分模型(z-score model),用变量减去均值并除以标准差的方法标准化(4)式(Wooldridge 2009):

$$\frac{(\alpha - \bar{\alpha})}{\sigma_{\alpha}} = (\gamma_1 \frac{\sigma_1}{\sigma_{\alpha}}) (\frac{AX_1 - \bar{AX}_1}{\sigma_1}) + (\gamma_2 \frac{\sigma_2}{\sigma_{\alpha}}) (\frac{AX_2 - \bar{AX}_2}{\sigma_2}) + (\gamma_3 \frac{\sigma_3}{\sigma_{\alpha}}) (\frac{AX_3 - \bar{AX}_3}{\sigma_3}) + \dots + u \quad (5)$$

为了简化表达,定义如下变量 $Z\alpha = (\alpha - \bar{\alpha}) / \sigma_{\alpha}$, $\eta_k = \gamma_k \sigma_k / \sigma_{\alpha}$, $ZX_k = (AX_k - \bar{AX}_k) / \sigma_k (k = 1, 2, \dots)$, 从而可将(5)式简化为下式:

$$Z\alpha = \eta_1 ZX_1 + \eta_2 ZX_2 + \eta_3 ZX_3 + \eta_4 ZX_4 + \eta_5 ZX_5 + \eta_6 ZX_6 + \eta_7 ZX_7 + \dots + u \quad (6)$$

(6)式回归所采用的数据来源于中国国家统计局城市社会经济调查队“中国城市住户调查”,以及全国第一次经济普查的行业资料。前者包括了北京、广东、辽宁、四川、陕西和浙江六个典型省份的2002-2003年的家计调查资料,数据提供了年龄、经验、性别、受教育程度、职业、就业部门、工资收入以及家庭状况等信息。依据研究需要,对数据进行如下处理:(1)采用16及16岁以上具有劳动报酬的样本。(2)排除家庭工作人员,保留退休后又重新受雇于某一单位的人员。(3)保留行业分类16类之外的第0类,作为未明确分类组。有效样本共计11157个,其中男性6119个,女性5038个;在国有、集体和其他所有制就业的比重分别为76.3%、11.1%以及12.6%。第一次经济普查资料数据来自相应省市的《经济普查年鉴》所选数据内容主要反映分行业工会覆盖率、所有制、财务、技术状况等指标,变量基本统计性质如表1所示。

表1 回归变量及其统计性质

变量含义	变量	均值	标准差	最小值	最大值
总劳动报酬对数值	<i>lncom_e</i>	9.10	0.84	4.09	11.89
受教育程度(年)	X_1	12.30	2.65	2.00	16.00
工作经验(年)	X_2	21.54	9.84	1.00	47.00
各行业工会人员比重(%)	AX_1	67.09	16.94	37.55	93.73
各行业国有单位就业比重(%)	AX_2	72.82	19.56	39.66	98.73
各行业国有资产比重(%)	AX_3	45.46	22.81	17.70	100.00
各行业中央直属国有单位就业比重(%)	AX_4	16.38	19.67	1.53	58.82
各行业国有绝对控股单位比重(%)	AX_5	25.65	15.05	6.16	67.21
各行业平均受教育程度(年)	AX_6	12.43	1.07	10.58	14.13
各行业平均工作经验(年)	AX_7	19.47	4.60	8.45	24.79
各行业女性就业比重(%)	AX_8	48.62	13.64	23.91	77.78
各行业专业技术人员比重(%)	AX_9	28.31	26.19	2.81	74.47
各行业就业超过500人的单位比重(%)	AX_{10}	2.28	2.66	0.28	9.16
各行业单位开业年均增长率(%)	AX_{11}	10.31	6.05	2.86	19.56
各行业人均全年营业收入(万/人)	AX_{12}	15.58	11.25	0.00	41.10
各行业人均资本量(万/人)	AX_{13}	14.28	10.06	3.06	38.87
各行业非企业单位就业人数比重(%)	AX_{14}	34.07	39.73	0.00	100.00
各行业非经营性单位就业人数比重(%)	AX_{15}	31.86	40.77	0.00	100.00

注:表中没有列出包括性别(X_4),职业($O_0 - O_{13}$)和行业-所有制($I_0 - I_{16}$)在内的哑变量。

(二)回归结果

用普通最小二乘法对模型(3)进行回归,并对回归进行Breusch-Pagan检验,发现存在异方差性,因而用估计的残差 \hat{u} 构造权重 $w = 1/\hat{e}^2$,采用可行广义最小二乘法(FGLS)进行回归。回归有效控制了个体层面的受教育程度、工作经验、性别等人力资本因素以及职业因素对个体劳动报酬的影响,从而有效估测了单纯由于行业因素引起的劳动报酬差异,结果(见表2)表明,行业劳动报酬回报系数的 t 检验值大部分在1%水平上显著,在10%水平上显著的所有非农行业中,金融保险业、房地产相关行业、水、电、燃气行业、公共和社会组织行业等在内的前五位平均系数为0.82,而包括批发零售行业、建筑业、制造业和采掘业等在内的后五位平均系数为-0.44,两者的差距明显。^①这些“提纯”后的差异即为行业劳动报酬回报系数,将其与行业平均劳动报酬排序(见图4)比较发现,两者的基本形态保持了较高的一致性,但并不完全相同,通过计算两者的变差系数可得,行业平均劳动报酬为3.92,而行业劳动报酬回报系数则为1.93^②,这表明控制个体人力资本因素和职业因素后,较好地排除了由于个体层面因素所导致的行业劳动报酬差异,接下来的分析将主要以行业劳动报酬回报系数为依据。

①将表2内 t 检验值在10%水平上显著的所有非农行业各种所有制的劳动报酬回报系数 α 进行排序,最高五位平均值为0.822,最低五位平均值为-0.442。

②计算行业劳动报酬回报变差系数时所采用的数据为 t 检验值在10%水平上显著的所有非农行业劳动报酬回报系数,为了具有可比性,在计算行业平均劳动报酬变差系数时也采用这些行业。

表 2

第一步回归结果

控制变量及其含义		系数	行业 - 所有制变量含义		行业劳动报酬回报系数 α					
			行业	所有制	国有制	集体所有制	其他所有制			
X_1	受教育程度	0.090***								
X_2	工作经验	0.045***	农林、牧、渔业	I_1	0.278***	I'_1	0.027	I''_1	0.713***	
X_3	工作经验平方	-0.001***	采矿业	I_2	-0.307***	I'_2	-0.525*	I''_2	0.493	
X_4	性别 (男性 = 1)	1.001**	制造业	I_3	基准组	I'_3	-0.327***	I''_3	0.382***	
X_5	性别 × 受教育程度	-0.103**	电力、燃气及水的生产供应业	I_4	0.563***	I'_4	0.116*	I''_4	0.750***	
X_6	性别 × 受教育程度平方	0.003*	建筑业	I_5	0.210*	I'_5	-0.210***	I''_5	0.493***	
X_7	性别 × 工作经验	-0.003*	地质勘查业	I_6	-0.154	I'_6	0.509	I''_6	0.779***	
O_1	高级工程师	0.302**	交通运输、仓储、邮政业	I_7	0.415**	I'_7	-0.113	I''_7	0.412**	
O_2	技术人员	0.161**	批发和零售业、住宿和餐饮业	I_8	0.188**	I'_8	-0.107	I''_8	0.411**	
O_3	助理工程师	0.114**	金融业	I_9	0.412**	I'_9	0.322**	I''_9	1.077**	
O_4	工程师	0.163**	房地产行业、水利、环境和公共设施管理业	I_{10}	0.374**	I'_{10}	0.041	I''_{10}	0.818**	
O_5	中层以上领导	0.667**	居民服务和其他服务、租赁和商业服务业	I_{11}	0.331**	I'_{11}	0.026	I''_{11}	0.327**	
O_6	部门主要领导	0.266**	卫生、社会保障和社会福利业	I_{12}	0.321**	I'_{12}	0.276*	I''_{12}	-0.843*	
O_7	分部门领导	0.242**	教育、文化、体育和娱乐业	I_{13}	0.307**	I'_{13}	0.397*	I''_{13}	0.467**	
O_8	职员	0.083**	科学研究、技术服务	I_{14}	0.406**	I'_{14}	0.254	I''_{14}	0.589**	
O_9	商业人员	-0.138**	公共管理和社会组织	I_{15}	0.254**	I'_{15}	0.686**	I''_{15}	0.349	
O_{10}	服务人员	-0.045	其他行业	I_{16}	-0.023	I'_{16}	-0.132	I''_{16}	0.399*	
O_{11}	农业职业者	-0.518**								
O_{13}	其他职业者	-0.306*								

注: *** 在 1% 水平上显著, ** 在 5% 水平上显著, * 在 10% 水平上显著。

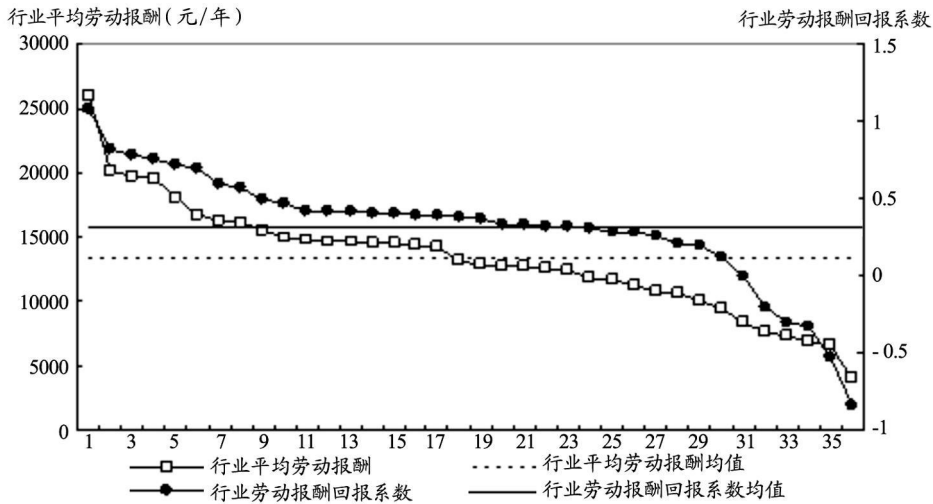


图 4 行业平均劳动报酬与劳动报酬回报系数比较

第二阶段回归在这些行业劳动报酬回报系数基础上进行,除了关注研究所涉及的核心变量——行业工会会员比重,还将控制以下行业层次变量的影响:(1)行政垄断的垄断规模和垄断层次对行业劳动报酬的影响,包括各行业国有单位就业比重、国有资产比重、中央直属国有单位就业比重和国有绝对控股单位比重;(2)各行业平均受教育水平、工作经验和技术人员比重用于控制人力资本溢出性对行业劳动报酬差异的影响;(3)就业超过 500 人单位比重、单位开业年均增长率、各行业人均全年营业收入以及人均资本量用于控制行业经济性垄断和竞争程度对行业劳动报酬差异的影响;(4)行业的非企业单位就业比重和非经营性单位就业比重用于控制我国不同单位工资制度对行业劳动报酬差异效应。为了确保回归分析的有效性,第二阶段回归的因变量采用第一步回归中 t 检验在 10% 水平显著的行业劳动报酬回报系数,采用方程 (6) 进行第二阶段回归,结果表明 (见表 3),所有模型的拟合优度在 42% ~ 70% 之间,模型 F 值表明系数均在 5% 或更高水平上显著异于零。

方程 (1) - (6) 控制了除行业行政垄断因素之外的其他变量,工会人员比重 (AX_1) 变量的系数在 0.09 ~ 0.16 之间,系数为正值,数值较小且其 t 检验值在 10% 的水平上均不具有显著性,表明工会力量并没有对我国行业劳动报酬回报差异产生显著的影响;而刻画行业经济性垄断程度、经营性质以及行业平均工作经验^①

^①行业平均工作经验系数在回归中为负,其原因在于,我国行业平均工作经验与行业诞生时间高度相关,与劳动报酬回报系数的负向关系实际上反映了新兴行业和传统行业间的劳动报酬回报率的差异。

的变量则具有较高的显著性。方程 (7) - (16) 进一步纳入了反映行政垄断因素的不同变量, 从中可以发现, 工会人员比重 (AX_1) 变量系数大部分变为了负值, 数值仍然接近于 0 并且除了在方程 (10) 和 (12) 中, 其 t 检验值在 10% 的水平上显著之外, 在其他方程中均不具有显著性, 表明工会力量对我国行业劳动报酬回报差异产生的影响不具有稳健性; 而各行业平均受教育水平 (AX_6)、工作经验 (AX_7)、技术人员比重 (AX_9), 以及刻画各行业行政垄断特征、经济性垄断特征以及经营性质的变量仍然具有较高的稳健性。方程 (17) - (22) 去除了方程 (1)、(3)、(5)、(7)、(11) 和 (15) 中的工会人员比重 (AX_1) 解释变量, 回归结果中各变量的 t 检验显著性没有发生较大改变, 这表明去除工会人员比重解释变量并没有对其他变量的解释能力造成较大影响, 模型的拟合优度和整体 F 检验值也未发生较大改变, 因而这些变量整体的解释力度也未受到工会人员比重变量的影响, 这进一步表明工会力量对我国行业劳动报酬回报差异没有显著影响。

表 3 第二步回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	
AX_1	0.00	0.14	0.14	0.16	0.11	0.10	-0.35	-0.14	-0.32	-0.37	-0.46	-0.47	-0.33	-0.49	0.36	-0.55							
AX_2							0.14			0.73					-0.27	0.38				0.23		-0.20	
AX_3							-0.35	-0.40		-0.08	0.06				-0.68	-0.97*				-0.15	0.08	-0.06	
AX_4							0.74	0.68*	0.57	1.59*	1.02	0.99*	0.55	0.99*	0.57	1.53*				0.94	1.00	0.97	
AX_5															0.97**	1.49**						1.05*	
AX_6	-0.13	-0.04	-0.15	-0.05	-0.11	-0.08	0.04	0.06	0.12	0.19	0.31	0.31	0.14	0.35	0.12	0.19	-0.12	-0.14	-0.10	0.04	0.32	0.12	
AX_7	-0.33*	-0.33*	-0.32	-0.33*	-0.35*	-0.41*	-0.43	-0.46	-0.39	-0.33	-0.35	-0.35	-0.35	-0.31	-0.40	-0.40	-0.32*	-0.32	-0.36*	-0.39	-0.35	-0.41*	
AX_8	-0.82**	-0.53	-0.81**	-0.53	-0.79*	-0.48	-0.81**	-0.81**	-0.79**	-0.76*	-0.56	-0.55*	-0.78**	-0.59	-0.73*	-0.88**	-0.80**	-0.83**	-0.79*	-0.84**	-0.66	-0.73*	
AX_9	-0.53	-0.40	-0.56	-0.42	-0.52	-0.33	-2.68**	-2.76**	-2.51**	-2.20**	-2.51**	-2.48**	-2.81**	-2.99**	-1.64**	-0.98*	-0.53	-0.55	-0.49	-2.70**	-2.53**	-1.70*	
AX_{10}					0.18	0.22							-0.14	-0.24						0.20			
AX_{11}	-0.08	-0.02	-0.07	-0.01	0.09	0.21	-1.23*	-1.14**	-1.06**	-1.35*	-0.97	-0.97	-1.37	-1.48*			-0.08	-0.06	0.10	-1.22*	-1.01		
AX_{12}	0.79**		0.79**		0.87**		0.76*	0.82**	0.76**				0.72**		0.48		0.80**	0.79**	0.86**	0.78*		0.47	
AX_{13}		0.42		0.42		0.54				-0.21	0.20	0.21		0.11		-0.62					0.22		
AX_{14}			1.05**	0.51	1.20**	0.67													1.01**	1.25**			
AX_{15}	1.01**	0.49					2.57**	2.78**	2.39**	1.65*	2.08**	2.03**	2.36**	2.04**	2.17**	1.51**	1.21**			2.53**	2.10**	2.19*	
常数项	0.01	0.02	0.01	0.02	-0.01	0.01	0.47	0.44	0.44	0.69*	0.47	0.47	0.49*	0.57**	0.41*	0.75**	0.01	0.02	-0.01	0.45	0.51	0.45	
R^2	0.49	0.42	0.50	0.42	0.51	0.43	0.70	0.70	0.69	0.66	0.62	0.62	0.69	0.63	0.69	0.69	0.47	0.49	0.50	0.71	0.62	0.68	
调整 R^2	0.48	0.41	0.48	0.39	0.49	0.40	0.67	0.68	0.66	0.62	0.59	0.61	0.67	0.61	0.65	0.66	0.47	0.49	0.49	0.69	0.60	0.67	
整体 F	3.21**	2.64**	3.40**	2.66**	3.35**	2.46**	41.2**	22.5**	40.9**	5.60**	4.91**	5.71**	27.9**	6.42**	36.8**	13.1**	3.20**	3.47**	3.34**	41.2**	4.90**	36.8**	

注: *** 在 1% 水平上显著, ** 在 5% 水平上显著, * 在 10% 水平上显著。所有方程都采用稳健回归 (Robust regression) 的方法。

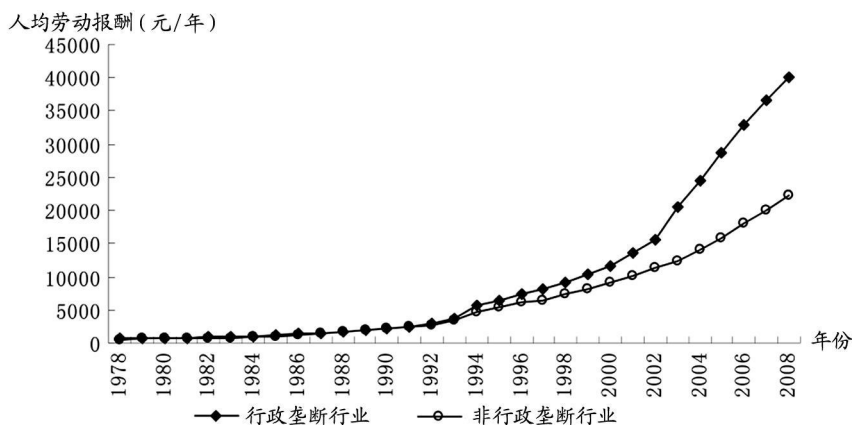
从行政垄断因素来看, 它是影响行业劳动报酬回报差异的重要因素, 各行业国有绝对控股单位比重 (AX_5)、各行业中央直属国有单位就业比重 (AX_4) 两个变量的估计系数均具有较优的计量意义, 两者的系数均为正且数值较大, 并且 t 检验基本都在 10% 或更高的水平上显著。表明我国的行政垄断对行业劳动报酬回报系数的影响不仅体现在“垄断规模”上, 也反映在“垄断层次”上, 行业内企业的国有控股状况反映了所有制垄断的规模, 实证结果表明国有绝对控股企业的比重越高, 这类行业的劳动报酬回报也高; 而行业内国有单位的中央或地方隶属关系则反映了所有制垄断的层次, 隶属中央的比重越高通常表明所有制垄断的层次越高, 回归结果也显示垄断层次较高的行业其劳动报酬回报较高。另一方面, 由于我国经济性垄断和行政垄断程度往往具有相互交织的特点, 通过分析刻画各行业经济性垄断特征的变量, 也能发现行政垄断因素影响行业劳动报酬回报系数的证据。行业内单位开业年均增长率 (AX_{11}) 衡量了企业进入某一行业的难易程度, 经济性垄断和行政性垄断都有可能致某一行业的市场潜在竞争者进入难度上升, 因而它同时反映了两种垄断的效应, 回归结果显示其系数在所有回归中均为负值, 估计值较为稳定, 且大多在 10% 或更高水平上显著, 表明行业越接近竞争状态, 其劳动报酬回报系数就越小。各行业人均全年营业收入 (AX_{12}) 也在一定程度上反映了经济性垄断程度的作用, 其系数为正并且 t 检验基本都在 5% 水平上显著, 表明它的上升将提高行业劳动报酬回报系数。

四、行政垄断下的工会作用发挥: 悖论的解释

综合两步骤回归的结果可知, 工会覆盖率对行业间劳动报酬回报系数并未产生显著的影响, 它并不是引起我国行业劳动报酬差距扩大的主要因素, 我国工会覆盖率与行业劳动报酬差距之间的悖论源于行政垄断以及和它交织的经济性垄断。

从改革开放后的实际状况来看, 1990 年代初期, 我国行政垄断行业与非行政垄断行业的平均劳动报酬出现了明显的分化 (见图 5), 在 1992 年之前, 两类行业间几乎没有重大差异, 平均水平基本维持在 2 500 元

以下,而从 1992年开始,行政垄断部门的人均劳动报酬水平有了显著的上升,并且其增长速度远快于非行政垄断行业,从而使得两者的差距迅速扩大;在最近十年,国有单位的实际劳动报酬水平呈现明显的加速上升,而城镇集体单位和其他单位的增长速度明显低于国有单位;到 2008年,我国劳动报酬最高的行政垄断行业与最低的非行政垄断行业之比已经达到了 4 4 : 1,最高与最低之间的差距已经超过了 42 000元^①。



说明: 2002年之后,我国的行业分类方法发生了较大的调整,与之前采用的标准存在较大差异,在计算行政垄断和非行政垄断行业时较难统一,因而图中 2003年开始的数据是依据不同行业分类法进行调整的估计值。

资料来源:《中国劳动统计年鉴(2009)》。

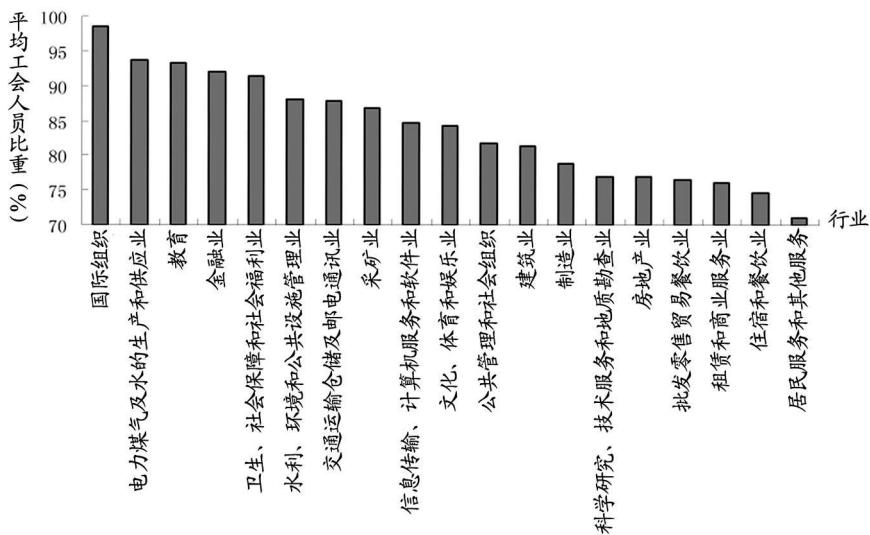
图 5 历年分行业人均劳动报酬水平

行政垄断加剧了行业间劳动报酬的差距,并且它与行业工会覆盖率之间有着密切的关系,从而使得行业工会覆盖率与劳动报酬差异之间呈现统计上的正相关。为了说明这一点,这里计算了 2004-2006年各行业的工会会员数占就业人数的年均值(图 6),从中可以发现,我国工会覆盖率居于最高水平的行业包括电力煤气及水的生产和供应业、水利、环境和公共设施管理业、交通运输仓储及邮电通讯业、金融业、卫生、社会保障和社会福利业等,平均达到了 92% 以上,而批发零售贸易餐饮业、租赁和商业服务业、住宿和餐饮业、居民服务和其他服务业等行业则处于相对较低的水平,平均低于 75%,具有显著行政垄断性质的行业比不具有行政垄断性质的行业具有更高的工会覆盖率。计算国有单位就业比重、国有资产比重、中央直属国有单位就业比重以及国有绝对控股单位比重与工会会员比重变量之间相关性分析发现,这些刻画行政垄断程度的变量与工会覆盖率之间的相关系数大部分在 0.55 以上,并且均在 5% 的水平上显著。

工会覆盖率与劳动报酬差异之间的正向关系并不意味着它是引起收入不平等扩大的原因,但它却隐含了由于行政垄断因素导致的行业劳动报酬差异扩大。我国具有行政垄断性质的行业通常由国有企业、事业或机关单位构成,从计划经济时代开始,工会制度在这些“体制内”的部门中就比较完善,国有企业改革虽然使得下岗工人的工会会员身份有所改变,但保留在“体制内”的劳动者几乎从未游离于工会组织之外。尽管所有制改革开始之后,我国非国有部门的发展势头强劲,但私人资本很少进入行政垄断的重点行业,从而使得这些行业到目前为止仍然保持着相当高的工会覆盖率。并且,由于行政垄断部门通常能够凭借行政力量获得市场垄断利润,从而使得这些行业具有较高的人力资本回报,因此对于高素质人才具有较强的吸引力。与之相对,非行政垄断行业往往具有较高的私营经济成分,其经营主要集中在竞争性行业,用工方式也较行政垄断部门更为灵活,各类临时工、季节工、小时工以及劳务派遣等各种用工方式并存,弹性用工制使得这些行业职工队伍的稳定性较低,员工受教育水平和技能水平也较低,官方工会组织工作的难度相对较高。在 1990 年代中期以前,国家对私营部门内的工会组织工作并没有强制性的要求,而以维护基层劳动者经济权益为主要目标,由私营部门劳动者自下而上建立的工人非正式组织又缺乏其正式存在的法律基础^②,因而这些行业表现为“两低并存”,即低工会覆盖率为低劳动报酬。

^①资料来源:依据《中国劳动统计年鉴(2009)》提供的数据计算,如果加上行政垄断和非行政垄断行业各自所获得的非工资性收入,这一差距还将进一步扩大。

^②柏宇湘(2001)、曹筠武(2005)、江立华和胡杰成(2007)等研究发现,2000年之后中国部分地区出现了“同乡会”、“兄弟会”、“联谊会”、“劳动者协会”、“工人福利会”、“员工俱乐部”等由地缘关系组成的自发性维权组织,但这些组织的合法性一直受到质疑。



资料来源:《中国工会统计年鉴(2007)》《中国经济普查年鉴(2004)》。

图 6 2004-2006年分行业平均工会人员比重

结合上述分析,进一步讨论影响行业工会会员比重的因素可以发现(见表4),我国各行业工会覆盖率的高低取决于多种因素。从人力资本状况来看,平均受教育程度、专业技术人员比重越高的行业,其工会覆盖率一般也越高。从行政垄断因素来看,国有单位就业比重、国有资产比重以及中央直属国有单位就业比重三个变量估计值均为正,并且大部分在10%或更高水平上显著。就业超过500人的单位比重以及人均全年营业收入两个变量的估计值为正值,且大部分在10%或更高水平上显著,这表明若行业内企业规模越大、市场力量越强,则该行业越倾向于具有高工会覆盖率。而单位开业年均增长率估计值则在5%或更高水平上显著为负,这意味着竞争程度越高的行业,其内部企业设立工会组织的可能性越低。以事业单位、政府部门等非经营性单位为主的行业,其工会覆盖率也较高。

表 4 行业工会覆盖率的影响因素

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
各行业国有单位就业比重		0.41**	0.36***	0.36***	0.32**	0.41***						0.20**	0.43*	0.46**		
各行业国有资产比重		0.18	0.35***	0.26***	0.29***		0.11									0.52
各行业中央直属国有单位就业比重			0.41***	0.30**	0.38**											0.16*
各行业平均受教育程度	5.25*	4.34*	0.17													0.04
各行业平均工作经验			0.74**		0.69**	0.12	0.15	0.37	0.34	0.39		-0.08	0.12	0.02	0.59*	-0.07
各行业专业技术人员比重				0.14***	0.13***			0.47***	0.42**	0.26*	0.27*					0.16
各行业就业超过500人的单位比重	2.14*	2.45***	1.56***	2.27***	1.80**	2.60***	1.42**	3.46***	3.58**	2.23**	1.54*	1.84**	2.59***	0.61*	1.32***	1.97**
各行业单位开业年均增长率					-1.12**	-1.82**				-1.31**	-1.39	-0.56	-1.18**	1.17***		
各行业人均全年营业收入	0.27				0.62**	0.45**	0.58*	0.69**		0.48**	0.55***	0.56**	0.63*	0.90**		1.75**
各行业就业者伤亡人数比重											-1.65**	-0.86**		2.73***	-0.16	3.58**
各行业周工作时间超过40小时比重											0.48		0.05	1.79*	-0.45	1.88*
各行业非企业单位就业人数比重							0.07							0.14*		0.48**
各行业非经营性单位就业人数比重								0.11								
常数项	-7.15	8.01	1.67*	18.6**	6.46	32.2*	68.5**	27.4*	26.1**	53.7**	46.5**	54.0**	29.7	-2.27	55.9**	-6.98
R ²	0.19	0.53	0.92	0.92	0.93	0.74	0.66	0.62	0.64	0.70	0.92	0.85	0.76	0.97	0.98	0.97
调整R ²	0.15	0.52	0.90	0.90	0.91	0.72	0.62	0.59	0.61	0.65	0.91	0.83	0.74	0.97	0.97	0.96
整体F	16.6*	12.9**	5.96**	5.86**	5.51**	9.67**	11.1**	11.6**	11.5**	10.5**	71.5**	171**	29.4**	2.67**	10.4**	1.64**

注:***在1%水平上显著,**在5%水平上显著,*在10%水平上显著。所有方程都采用稳健回归(robust regression)的方法。

就业者伤亡人数比重以及周工作时间超过40小时比重这两个变量反映了不同行业工人的工作条件,可以预计,如果工会的维权作用能够正常发挥,那么伤亡人数比重较高和工作时间较长的行业应当催生更大的工会力量,并且这些工会组织会具有更显著的劳动者自组织性质,从而有利于维护工人权益,但从回归结果

来看, 就业者伤亡人数比重的回归结果中表现为负, 并且大部分在 5% 或更高水平上显著, 这表明工作危险程度较高的行业其工会密度反而越低, 从事危险程度较高工作的劳动者并没有通过增强工会力量来维权, 从具体状况来看, 我国就业者伤亡人数比重较高的行业主要包括采矿业, 建筑业, 批发和零售业和制造业等行业, 这些行业的工会覆盖率明显低于其他具有行政垄断性质的行业, 出现工作条件和工会密度负相关的现象很可能反映了我国工会建立机制和维权作用上的行政化倾向。而工作时间超过 40 小时比重变量的回归系数正负和显著性均不稳定, 这表明由工作时间衡量的工作条件并没有对工会力量产生作用。

综合来看, 我国工会覆盖率高的行业通常是人力资本水平、经济性垄断程度较高以及内部单位规模较大的行政垄断行业, 这一点在表 4 的综合性方程 (2) - (7) 中都得到了证明, 与此同时, 联系表 3 的方程 (7) - (16) 可以发现, 具有这些特征的行政垄断行业其劳动报酬回报也居于较高水平。结合工会覆盖率决定因素和劳动报酬回报率决定因素的回归结果, 可以得到图 7 所示的各种因素影响我国劳动报酬回报率的路径: 从行政化因素的代表——行政性垄断的作用来看, 它显著影响工会覆盖率和劳动报酬回报率, 并且由于工会覆盖率没有进一步对劳动报酬回报率产生影响, 因此结果直接表现为不同行政垄断程度的行业间劳动报酬差距扩大, 这意味着要缩小收入差距就必须降低行政垄断因素在劳动报酬上的作用; 人力资本及其他因素也在一定程度上影响了工会覆盖率和劳动报酬回报率, 从而使得人力资本存量不同的行业间收入差距扩大, 因而提高低收入行业劳动报酬回报率的途径之一就是提升这些行业劳动者的教育、培训及技术水平; 伤亡率、工作时间等反映工作条件及维权的社會性因素并未对工会覆盖率产生显著影响。三条路径表明, 由于行政化因素和社会化因素的双重影响, 以及两者之间存在的内在矛盾性, 使得目前我国工会在劳动报酬分配中的实际作用非常有限。

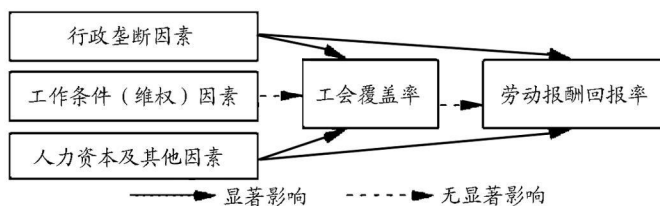


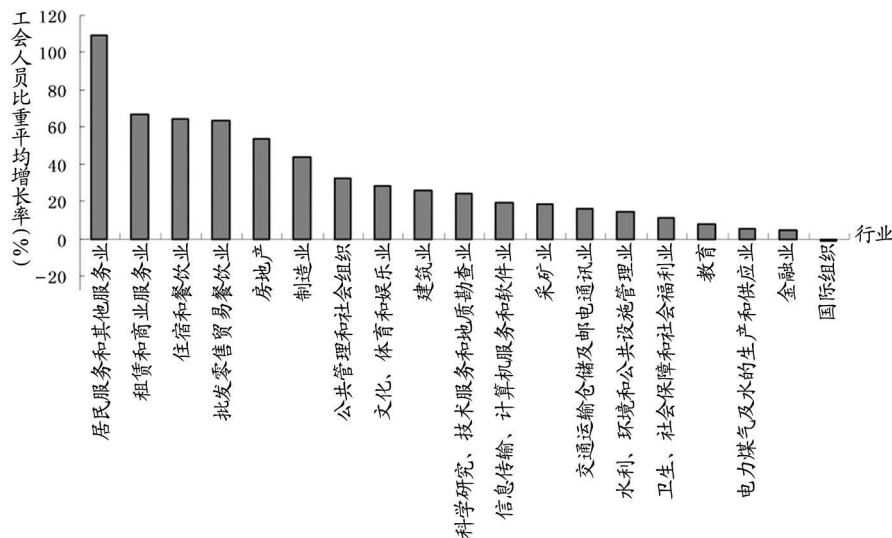
图 7 工会覆盖率与劳动报酬回报率的影响因素关系

实证分析表明中国工会覆盖率与行业劳动报酬差异之间的悖论关系主要源于行政垄断的行业收入分配作用, 工会本身并不是导致收入差距扩大的因素。这一研究结论对于客观认识中国工会的作用, 以及科学定位中国工会未来工作方向具有重要的意义。首先, 从乐观的方面来看, 目前我国工会并没有造成行业间劳动者收入分配不平等状况的恶化, 因此它并非一些研究宣称的完全由资方掌控、实质代表了雇主利益, 从而造成了收入分配状况雪上加霜。然而, 从另一方面来看, 分析结果也表明工会在缩小不平等状况中的“无作为”。中国的经济体制改革在提升私营经济实力的同时也使得原有的行政垄断力量更为集中, 行政垄断的收入分配作用凸现, 在这样一种中国特色的“二元化”市场经济形式下, 工会在劳动报酬决定中的主体地位和活动空间却显得相对狭窄, 主要表现在以下几个方面。

其一, 从职能授权来看, 经济体制、劳资关系转变导致劳动报酬分配褪却了计划经济的色彩, 但工会工作的职能授权并未顺应这一趋势而发生重大转变, 它在收入分配领域内的作用发挥仍然局限于官方法律认可的范围, 而非来自劳方的授权, 这一状况在行政垄断行业表现得最为典型, 在部分非行政垄断部门中尽管出现了一些新的趋势(陈剩勇、张明, 2005), 但整体而言两者都没有发生大规模的实质性变化, 因而制约了工会在影响劳动报酬分配中的实际作用; 其二, 从工会类型来看, 2001 年之后, 由于工会工作重点的转移, 我国行业工会逐渐被企业工会所取代^①, 这一方面使得行业工会在履行工会基本职能上的作用受到了很大的削弱, 另一方面, 行政垄断和非行政垄断企业内部工会又无力承担起协调产业层面劳动报酬分配的职能, 因而使得行业层面的劳动关系三方协商机制缺乏有效的载体, 其结果之一即表现为行业间的收入分配差距缺乏来自中观层面工会力量的协调; 其三, 从作用趋势来看, 虽然目前非行政垄断部门的工会发展速度相当快, 2004-2006 年排在前四位的非行政垄断行业年均增长水平超过了 60%, 而行政垄断性行业发展速度在年均

^① 2001 年, 全国总工会决定将驻会的全国产业工会由原来的 13 个撤并为 7 个, 它们分别是中国教科文卫体工会、中国海员建设工会、中国能源化学工会、中国机械冶金建材工会、中国国防邮电工会、中国财贸轻纺烟草工会和中国农林水利工会(何金城, 2006)。

15%以下,前者几乎是后者的4倍(见图8),然而这样一种高水平看齐的趋势并未带来行业间劳动报酬差距的相应缩小,可以预计,如果工会覆盖率一直保持这一相对发展速度,在不久的将来各行业会出现普遍的高工会覆盖率,目前以私营部门建会为重点的工作空间将会越来越有限,而这些行业内相对较低的劳动者收入状况却较难因此得到实质性改善。



资料来源:同图6

图8 2004-2006年分行业工会人员比重平均增长率

五、结论与政策建议

本文从理论分析和统计比较中提出了中国工会与行业劳动报酬之间的剪刀差悖论关系,采用实证的方法对这一悖论进行分析,研究发现我国工会并未对行业劳动报酬产生显著的影响,而行政垄断则具有决定性作用。中国工会与行业劳动报酬差距的悖论源于行政垄断的行业劳动报酬分配效应,这一结论揭示了统计现象背后所隐含的深层次意义:中国市场经济结构中行政垄断与非行政垄断部门并存的双重性,以及在这种二元市场结构下中国工会行政化与社会化的矛盾无法有效协调,是造成工会在行业收入分配上作用弱化的主要原因。对此,本文提出以下几个方面的政策建议,以期发挥我国工会在降低行业劳动报酬差距中的作用。

第一,工会改革有赖于行政垄断部门改革,非行政垄断部门的基层工会应成为目前工会工作的重点和突破口,逐步降低行政垄断因素对工会的影响,增强工会组织的独立性。所有制改革以前,一元的计划经济体制使得劳动者和经营者处于同一个行政系统,不存在真正意义上的劳资冲突,工会的行政化与社会化的边界是模糊的,它在经济维权和收入分配中的职能要求并不高,这一特征在目前的行政垄断部门中仍然存在。然而,随着行政垄断部门改革的逐步推进以及私营部门的发展,部分行政垄断部门开始向市场竞争领域开放,私人资本和管理方式也逐步进入行政垄断产业链的某些环节,这将使得与收入分配相关的劳资关系问题复杂化,劳动者对工会的经济维权要求也相应提高。因而目前已经在私营非垄断部门推进的基层工会建会工作应更有针对性地面对新出现的收入分配问题,在实践中探索客观可行的绩效目标、组织方式、职能范围和工作程序,从而为深入推进行政垄断改革和部门间收入分配协调机制建立有效的工会组织保障。

第二,加强行业工会的建设,发挥其在调节中观和宏观收入分配中的作用,对于行业间劳动报酬差距的协调,需要以行业工会为依托,企业工会为辅助,加强同一行业内企业工会的相互协调与联系,防止行业内部和行业间劳动报酬差距的不合理扩大。我国不同产业部门之间一直以来存在的条块分割状况,而新时期产业结构调整 and 所有制改革又进一步使得产业之间的职工队伍和劳动报酬差异性扩大,客观上要求行业工会组织建立新的模式,对这种差异进行合理性评价和整体性协调。行业内私营企业工会建设为新型的行业工会建立了微观基础,并且部分研究也已经发现企业工会在调节个体收入上具有一定的作用,而适时突破这种传统的企业工会形式,建立跨企业、跨行业的工会组织模式,将有利于发挥工会在更宏观层面的收入分配调节作用,这对于进一步调节较广范围内的收入分配不合理问题具有重要的意义。

第三,转变工会工作模式,改革原有的行政化建构模式,将数量增长为主的建会工作转变为以维权职能提升为核心,把缩小劳动报酬差距作为工会工作绩效评估的一项内容。工会行政化的建构模式在行政垄断

部门内部较为典型,其“官办化”、“福利化”倾向不仅无助于行政垄断部门收入分配方式改革,还在一定程度上助长了行政垄断行业的非工资性收入增长,不利于行业收入差距的调整,因而这些部门工会的组织体制、角色职能、运作机制迫切需要改革。在非行政垄断行业中,尽管少量私营部门已经出现了职工自主建立、直选工会领导以及工会干部职业化的构建模式,但从其规模、影响范围尤其是实质性作用程度来看,仍然不占据主导地位,大量“形式化”的工会组织并未对缩小不合理的收入差距产生实质性影响,因此非行政垄断部门的工会工作在探索和推广民主化工作模式的同时,更需要防止出现与行政垄断部门工会类似的弊病。

参考文献:

1. 柏宁湘, 2001:《工人非正式组织:一个急需重视的社会现实》,载于香港海峡两岸关系研究中心编:《海峡两岸三地劳资关系与劳工政策》,城市大学出版社,第211-213页。
2. 曹筠武, 2005:《以地缘为纽带的维权浮现东南》,《南方周末》,4月14日。
3. 陈剩勇、张明, 2005:《中国地方工会改革与基层工会直选》,《新华文摘》第4期。
4. 何金城, 2006:《产业工会工作概论》,中国工人出版社。
5. 胡建国、刘金伟, 2006:《私营企业劳资关系治理中的工会绩效》,《中国劳动关系学院学报》第6期。
6. 江立华、胡杰成, 2007:《“地缘维权”组织与农民工的权益保障——基于对福建泉州农民工维权组织的考察》,《文史哲》第1期。
7. 乔健, 2008:《促进工会体制改革,发挥产业工会作用》,中国劳动关系学院工作论文。
8. 伊兰伯格、史密斯, 1999:《现代劳动经济学——理论与公共政策》,中译本,中国人民大学出版社。
9. 姚先国、李敏、韩军, 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2期。
10. 姚洋、钟宁桦, 2008:《工会是否提高了工人的福利——来自12个城市的证据》,《世界经济文汇》第5期。
11. 张允美, 2003:《理顺与冲突:中国工会与党-国家的关系》,《二十一世纪网络版》第9期。
12. Blau F. D., and L. M. Kahn 1996 “International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces” *Journal of Political Economy*, 104(4): 791-837
13. Blau F. D., and L. M. Kahn 1999 “Institutions and Laws in the Labor Market” In *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter and D. Card 1399-1461. Amsterdam: North Holland
14. Blanchflower D. G., and R. B. Freeman 1993 “Unionism in The United States and Other Advanced OECD Countries” *Industrial Relations* 31(1): 56-79.
15. Card David 2001 “The Effect of Unions on Wage Inequality in the U. S.” *Labor Market Industrial and Labor Relations Review*, 54(2): 296-315
16. Chen Feng 2003 “Between the State and Labour: The Conflict of Chinese Trade Unions’ Double Identity in Market Reform.” *China Quarterly*, 176: 1006-1028
17. DiNardo John Nicole M. Fortin and Thomas Lemieux. 1996 “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semi-parametric Approach” *Econometrica*, 64(5): 1001-1044
18. Freeman R. B. 1980 “The Effect of Unionism on Worker Attachment to Firms” *Journal of Labor Research*, 1(1): 29-61.
19. Freeman R. B., and James Medoff 1986 *What Do Unions Do?* New York: Basic Books
20. Hirsch B. T., and David A. Macpherson 1994. *Union Membership and Earnings Data Book 1993: Compilations from the Current Population Survey*. Washington, D. C.: Bureau of National Affairs
21. Juhn C., K. M. Murphy, and B. Pierce 1993 “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill” *Journal of Political Economy*, 101(3): 410-442
22. Kueger A. B., and L. H. Summers 1988 “Efficiency Wage and the Industry Wage Structure” *Econometrica*, 56(2): 259-293.
23. Kahn L. M. 2000 “Wage Inequality, Collective Bargaining and Relative Employment from 1985 to 1994: Evidence from Fifteen OECD Countries” *Review of Economics and Statistics*, 82(4): 564-579.
24. Lewis H. G. 1963. *Unionism and Relative Wages in the United States: An Empirical Inquiry*. Chicago: University of Chicago Press
25. Lewis H. G. 1986. *Union Relative Wage Effects: A Survey*. Chicago: University of Chicago Press
26. Rosen, Sherwin 1969 “On the Inter-industry Wage and Hours Structure” *Journal of Political Economy*, 77(2): 249-273
27. Sakellariou C. N. 1995. “Human Capital and Industry Wage Structure in Guatemala” The World Bank Policy Research Working Paper No 1445.
28. U. S. Bureau of Labor Statistics 2005. “Union Members in 2004.” *News of U. S. Department of Labor*, 2(27): 1-12
29. Winter-Elmer R. 1994. “Endogenous Growth Human Capital and Industry Wages” *Bulletin of Economic Research*, 46(4): 289-314
30. Wooldridge J. M. 2009. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Ohio: South-Western College Pub

Paradox of the Relationship between Trade Union and Industrial Labor Income: Evidence from China

Zhang Yuan¹ and Chen Jianqi²

(1: Chinese Institute of Industrial Relations

2: Party School of the Central Committee of C. P. C)

Abstract The relationship between Chinese trade union coverage and industrial labor income presented scissor paradox, which is

different from the traditional trade union theory and the reality of the western countries. In this paper, we analyze this phenomenon by a two-stage regression model using the data from the Urban Household Survey and the First Economic Census. The results show that trade unions in China do not have a significant impact on industrial labor income, but the administrative monopoly power plays a significant role in the increase in industrial labor income disparity and the trade unions' administrativization. China's dual structure, namely the co-existence of administrative monopoly sector and non-administrative monopoly sector, as well as the conflict between China trade union's administrativization and socialization, is the main reason of the weakening power of trade union's income distribution function. In order to play a role in income distribution, trade unions in China should undergo a reform of de-administrativization, re-construction of rights protection function, and the independence of the grass-roots trade union organizations.

Key Words Trade Union, Labor Income, Income Distribution

JEL Classification J3, J5

(责任编辑:彭爽)

(上接第 15页)

15. Ledyard, John. 1995 "Public Goods: A Survey of Experimental Research." In *Handbook of Experimental Economics*, ed. Kagel, J. and A. E. Roth, 111-194. New Jersey: Princeton University Press.
16. Kurzban, R., and D. Houser. 2001 "Individual Differences and Cooperation in a Circular Public Goods Game." *European Journal of Personality*, 15: 37-52.
17. McKelvey, Richard D., and Thomas R. Palfrey. 1995 "Quantal Response Equilibria for Normal Form Games." *Games and Economic Behavior*, 10: 6-38.
18. Palfrey, T. R., and J. E. Prisbrey. 1996 "Altruism, Reputation and Noise in Linear Public Goods Experiments." *Journal of Public Economics*, 61(3): 409-427.
19. Palfrey, Thomas R., and Jeffrey E. Prisbrey. 1997 "Anomalous Behavior in Public Goods Experiments: How Much and Why?" *American Economic Review*, 87(5): 829-846.
20. Sonnemans, J., A. Schram, and T. Olfeman. 1999 "Strategic Behavior in Public Good Games: When Partners Drift Apart?" *Economics Letters*, 62(1): 35-41.
21. Van de Kragt, A. J. C., J. M. O'Neil, and R. M. Dawes. 1983 "The Minimal Contributing Set as a Solution to Public Goods Problems." *American Political Science*, 3(1): 212-235.
22. Wong, Paul. 1998 "Implicit Theories of Meaningful Life and the Development of the Personal Meaning Profile." In *The Human Quest for Meaning: A Handbook of Psychological Research and Clinical Applications*, ed. Paul Wong and P. S. Fry, 111-140. NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Heterogeneity in Social Preference, Individual Rationality and Contribution Cooperation: A Study Based on a VCM Experiment

Liu Wenxin¹, Gong Xin² and Zhang Yuanpeng¹

(1: School of Economics, Peking University; 2: Teachers College, Columbia University)

Abstract Based on the approach of experimental economics, this paper discusses the relationship between heterogeneous social preferences of individuals and their cooperative contribution behaviors. Firstly, taking into account the prevalent phenomenon of individual heterogeneity in contributing behavior and strategy, we identify four types of players according to their strategy patterns. Among them, conditional cooperators (CC) make contribution decisions according to others' behaviors; positive cooperators (PC) contribute positively in most parts of the entire periods; non-cooperators (NC) contribute little; strategic cooperators (SC) pretend to be conditional cooperators or positive cooperators before finally behaving as non-cooperators in the later periods. Secondly, following this line, we construct an analytical framework to analyze the contributing behavior of individuals in which four strategy paths are derived from a generalized utility function. And the hypothesis is to some degree supported by empirical evidence. Finally, we find that increasing the marginal benefit of public investment (marginal per capita rate of return, MPCRR) and improving communication among the public could affect the social preferences of individuals and their contribution strategies, so that the degree of voluntary cooperation will be enhanced.

Key Words Voluntary Provision of a Public Good; Strategies of Contribution Cooperation; Heterogeneity in Social Preference

JEL Classification C92, E42

(责任编辑:彭爽)