

工会提高了职工收入吗?

莫旋, 唐成千

(上海财经大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 本文基于中国工业企业数据, 分析工会对职工收入的影响。研究结果发现, 采用 OLS 回归, 存在 6.4% 的工会“工资溢价”, 内资企业高于外资企业、国有企业高于非国有企业; 运用分位数回归, 随着分位数水平的上升, 工会“工资溢价”效应逐渐提高; OLS 方法可能存在样本的“自选择”问题, 使用倾向得分匹配方法能弥补可能的估计偏误, 结果显示平均处理效应约为 8%; 基于“活跃工会”进行稳健性分析, 存在 10.5% 的工会“工资溢价”, 这表明我国企业确实存在明显的工会“工资溢价”效应。

关键词: 工会; 工资溢价; 分位数回归; 倾向得分匹配; 活跃工会

中图分类号: F428

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2017)01-0012-07

一、引言

改革开放以来, 经济快速发展, 人们收入水平日渐提升, 但收入分配呈现向资本倾斜的新特征, 劳动收入份额显著下降^[1], 收入差距逐渐扩大并恶化了劳动关系。同时, 传统的企业与职工关系为新的劳资模式取代, 劳动争议与劳资冲突日益凸显, 影响了社会的和谐稳定。工会本应代表劳动者利益, 在维护职工合法权益中扮演重要角色。但在发生重大劳资冲突时, 工会未能有效代表和维护职工利益, 其作用和职能发挥常常受到人们的质疑^[2]。在较大规模的劳资冲突与群体事件面前, 工会未能很好地发挥其应有的作用和职能, 甚至出现“集体失语”现象, 这激发了人们对工会作用与职能的讨论^[3]。当前, 我国正处在劳动关系和经济转型的关键时期, 工会的作用和效果评价研究具有重要的现实意义。

由于工会在西方社会不仅拥有悠久的历史, 而且对经济和政治都有较大的影响力, 因此工会的作用一直备受经济学家的关注。工会是否存在“工资溢价”? 对此议题的探索可追溯到 Lewis (1963) 的经典文献。Lewis 利用美国数据发现工会将职工收入提高了 10% ~ 15%, 即存在明显的工会“工资溢价”效应^[4]。值得注意的是, 工会“工资溢价”现象不仅见诸于美国, 另有学者对其他发达国家的研究也发现了同样的规律^{[5][6]}。国内对工会的研究, 定性分析较多, 定量分析较少, 由于研究方法和数据的差异, 研究结论也不尽一致, 即是否存在工会“工资溢价”尚有争论。Y. Lu (2010) 发现工会对职工工资和奖金不存在显著性影响^[7]。易定红等 (2015) 认为工会对职工收入没有明显的直接影响, 工会职工的资源禀赋与工作特征是造成工资差异的主要原因^[8], 袁青川 (2015) 的研究也得到类似的结论^[9]。但是, 姚洋等 (2008) 发现工会能显著提高职工的平均工

收稿日期: 2016-01-03

基金项目: 国家社会科学基金资助项目 (15BJY112); 湖南省教育厅科研基金资助项目 (15C0218); 上海财经大学研究生创新基金资助项目 (CXJJ-2015-363)

作者简介: 莫旋 (1981-), 男, 湖南衡阳人, 上海财经大学经济学院博士生, 衡阳师范学院经济与管理学院讲师; 唐成千 (1985-), 男, 山东滕州人, 上海财经大学经济学院博士生。

资^[10]。魏下海等(2013)的研究表明工会导致工资显著提升,但劳动收入份额反而下降^[11]。李明等(2014)发现工会不仅提高了职工的工资,还降低了工作时间^[12]。莫旋等(2016)利用 Blinder-Oaxaca 方法发现工会的“工资溢价”效应显著存在^[13]。

本文以工业企业微观数据为基础,依据样本的典型化事实,利用 OLS 回归和分位数回归检验工会是否提高了职工收入,对工会“工资溢价”的分布规律进行研究,并运用倾向得分匹配法解决样本“自选择”问题,最后基于“活跃工会”样本展开稳健性分析。

二、数据来源、指标选取与典型化事实

(一)数据来源与处理

本文的数据来源于中国工业企业数据库,其样本范围为全部国有工业企业及规模以上非国有工业企业。因模型估计需要样本的个体特征,该数据库只有 2004 年包含职工个体特征,所以本文选取 2004 年数据作为研究样本,剔除极端值和观察值缺失的样本后,最后得到 261320 个样本企业。

(二)指标选取

为实证分析工会的“工资溢价”效应,本文选取职工收入对数作为被解释变量,是否有工会、职工特征变量和企业特征变量等为解释变量。

1. 职工收入(wage)。以本年应付工资总额、养老及医疗保险费、劳动和待业保险费、住房公积金及补贴、福利费用总额五项之和作为职工劳动所得总额,职工收入用职工劳动所得总额与企业从业人数之比来衡量。

2. 是否有工会(union)。一般认为,工会对职工合法权益的保障具有积极作用。工会为二元虚拟变量,取值为 1 时表示该企业有工会,取值为 0 时表示企业没有工会。

3. 职工特征变量。(1)性别(male)用男性从业人员占比来表示。(2)职称(pro)用中级及以上技术职称人数占比来表示。(3)学历(edu)用本科及以上学历从业人员占比来表示。(4)工作经验(exper)用企业年龄作为职工工作经验的代理变量^[14]。其中,小于或等于 4 年的取值为 1,大于 4 年且小于或等于 10 年的取值为 2,大于 10 年的取值为 3,分别对应于职工的“低、中、高”三种工作经验。

4. 企业特征变量。(1)企业规模(size)用企业营业收入对数值的平方来衡量,以控制企业规模对职工收入的非线性影响。(2)企业业绩(ep)用企业利润总额与从业人数之比来衡量。(3)资本密集度(ci)用固定资产净值年平均余额与年平均从业人数之比来表示。(4)出口状态(export)为虚拟变量,以“出口交货值”来识别。若为正,则认定为出口企业;若为 0,则认定为非出口企业。

5. 其他控制变量。(1)是否外资企业(foreign),根据企业实收资本比例来确定,外商资本与港澳台资本之和占实收资本的比例低于 25% 认定为内资企业,大于或等于 25% 的认定为外资企业。(2)是否国有企业(state),实收资本中国有资本为 0 的认定为非国有企业,否则为国有企业。(3)行业虚拟变量(ind),根据工业行业代码前两位数来识别并构造行业虚拟变量。(4)地区虚拟变量(prov),样本企业涵盖了 31 个省(市、区),我们根据省份来构造地区虚拟变量。

(三)工资差异的典型化事实

从表 1 可知,工会企业的平均工资比非工会的高出 16.4%,存在约 2300 元的工会“工资溢价”。内资企业的工资明显低于外资企业,但内资企业中工会企业占比高出外资企业 5.53%,内、外资企业中工会企业的平均工资较非工会企业分别高出 19.9% 和 11.1%。国有企业的工资明显高于非国有企业,且国有企业中工会企业占比高出非国有企业 39.43%,国有与非国有企业中工会企业的平均工资较非工会企业分别高出 28.8% 和 11.7%。这表明工会企业平均工资均高于非工会企业,但无论平均工资还是工会企业占比,在内资企业中的提升幅度均高于外资企业、国有企业均高于非国有企业。

表 1 工资差异的典型化事实

类 别	样本数	占比(%)	平均工资(千元/年)			工会企业 占比(%)	工会与非工会 企业工资比值
			所有企业	工会企业	非工会企业		
全样本	261320	100	14.98	16.21	13.92	46.34	1.164
内资企业	210465	80.54	14.08	15.43	12.86	47.47	1.199
外资企业	50855	19.46	18.74	19.89	17.90	41.94	1.111
非国有企业	235419	90.09	14.57	15.50	13.88	42.48	1.117
国有企业	25901	9.91	18.78	19.57	15.20	81.91	1.288

工资差异的典型化事实表明,工会的“工资溢价”效应普遍存在,且内资企业工会对职工收入的提升作用大于外资企业、国有企业大于非国有企业,但上述判断仅仅是基于所有制划分上的平均意义而言的,并没有控制职工特征和企业特征,因此我们还需通过更为严谨的分析来验证此判断。

三、实证研究结果及分析

(一) OLS 回归

我们选取职工收入对数作为被解释变量,以是否有工会作为关键解释变量,控制相关因素的影响后建立如下的线性计量模型:

$$\ln(\text{wage}) = X\beta + \mu \quad (1)$$

其中,解释变量 X 包括工会虚拟变量、职工特征变量、企业特征变量、所有制、行业和地区变量, μ 为误差项。表 2 为职工收入对数的 OLS 回归结果,除对全样本进行 OLS 回归外,我们还报告了内资企业和外资企业、国有企业和非国有企业的 OLS 回归结果。

表 2 OLS 回归结果

变 量	全样本	内资企业	外资企业	非国有企业	国有企业
union	0.064 *** (35.68)	0.070 *** (35.47)	0.042 *** (10.04)	0.060 *** (32.60)	0.148 *** (17.75)
male	0.163 *** (35.21)	0.142 *** (27.58)	0.231 *** (21.84)	0.159 *** (33.53)	0.208 *** (9.92)
edu	1.072 *** (62.24)	0.880 *** (45.85)	1.407 *** (39.42)	1.102 *** (60.03)	0.837 *** (17.72)
pro	0.178 *** (12.30)	0.253 *** (16.34)	0.021 (0.56)	0.153 *** (9.91)	0.296 *** (7.67)
exper	0.272 *** (24.23)	0.227 *** (18.31)	0.560 *** (21.22)	0.292 *** (25.15)	0.242 *** (5.54)
size	0.402 *** (100.80)	0.426 *** (94.28)	0.337 *** (40.29)	0.358 *** (80.46)	0.551 *** (58.03)
ep	0.879 *** (26.24)	0.755 *** (18.61)	1.000 *** (17.25)	0.942 *** (26.86)	0.591 *** (5.11)
ci	0.398 *** (43.14)	0.335 *** (30.47)	0.483 *** (28.48)	0.401 *** (37.95)	0.358 *** (18.57)
export	0.022 *** (9.73)	0.013 *** (5.32)	0.040 *** (8.18)	0.026 *** (11.32)	-0.025 ** (-2.67)
foreign	0.149 *** (58.23)			0.152 *** (57.41)	0.156 *** (13.56)
state	0.165 *** (45.29)	0.166 *** (42.86)	0.159 *** (14.98)		
ind	yes	yes	yes	yes	yes
prov	yes	yes	yes	yes	yes
N	261320	210465	50855	235419	25901
R ²	0.347	0.313	0.389	0.330	0.422

注:括号内为 t 值;***、** 和 * 分别表示在 0.1%、1% 和 5% 的水平上显著。表 3、6 同此。

在 OLS 回归分析中,我们使用稳健标准误以修正可能存在的异方差。在控制相关因素的影响后,工会企业的平均工资比非工会企业高出 6.4%,这表明中国企业存在明显的工会“工资溢价”。其他变量对职工收入的影响为正且显著,符合人们的经济预期。内资企业中工会企业平均工资比非工会企业高出 7%,而外资企业中工会企业平均工资比非工会企业高出 4.2%;国有企业中工会企业平均工资比非工会企业高出 14.8%,而非国有企业中工会企业平均工资比非工会企业高出 6%。这表明工会确实起到了维护职工权益的作用,但内资企业工会的表现要优于外资企业、国有企业优于非国有企业。

(二) 分位数回归

目前,对工会“工资溢价”的研究主要集中于工会企业与非工会企业职工收入在均值上的差

异,而对整个分布上的收入差异很少涉及。分位数回归可提供条件分布的全面信息,也是对均值回归的一种拓展。在条件分布的不同区间,工会“工资溢价”可能存在某种规律。更为重要的是,条件分布不同区间的工会“工资溢价”差异可能蕴含着不同的政策启示。

假设 Y 为连续型随机变量,其累积分布函数为 $F_Y(\cdot)$,则 Y 的总体 q 分位数(记为 y_q) 满足以下定义式:

$$q = P(Y \leq y_q) = F_Y(y_q) \quad (2)$$

为全面分析工会“工资溢价”效应,我们建立如下的分位数回归方程:

$$Q_q(\ln(\text{wage}) | X) = X\beta_q + \varepsilon_q \quad (3)$$

其中, $Q_q(\ln(\text{wage}) | X)$ 表示在解释变量为 X 的情况下,处于 q 分位数的被解释变量 $\ln(\text{wage})$; ε_q 为误差项; β_q 为 q 分位数回归系数。通过最小化(4)式,我们可以得到其估计量 $\hat{\beta}_q$ 。

$$\min_{\beta_q} \sum_{i: y_i \geq x_i \beta_q} q | y_i - x_i \beta_q | + \sum_{i: y_i < x_i \beta_q} (1 - q) | y_i - x_i \beta_q | \quad (4)$$

分位数回归最小化残差绝对值的加权平均数不易受极端值的影响,因而较稳健。在不同分位数水平上,我们可以得到不同的分位数函数,随着 q 的变化,进一步得到所有 $\ln(\text{wage})$ 在 X 上的条件分布轨迹。

表3 OLS 与分位数回归结果(N = 261320)

变 量	OLS	分位数回归				
		0.10	0.25	0.50	0.75	0.90
union	0.064 *** (35.34)	0.048 *** (19.35)	0.053 *** (25.75)	0.057 *** (29.01)	0.067 *** (28.19)	0.079 *** (20.92)
male	0.163 *** (35.82)	0.115 *** (17.96)	0.140 *** (26.87)	0.154 *** (31.64)	0.166 *** (27.67)	0.180 *** (18.67)
edu	1.072 *** (87.71)	0.582 *** (30.38)	0.890 *** (59.36)	1.244 *** (94.99)	1.543 *** (105.43)	1.623 *** (74.81)
pro	0.178 *** (15.28)	0.110 *** (6.18)	0.117 *** (8.28)	0.163 *** (13.07)	0.236 *** (16.23)	0.344 *** (15.59)
exper	0.272 *** (24.39)	0.211 *** (13.86)	0.222 *** (17.60)	0.245 *** (20.48)	0.265 *** (17.93)	0.299 *** (12.72)
size	0.402 *** (109.40)	0.353 *** (68.20)	0.386 *** (91.07)	0.398 *** (101.08)	0.407 *** (84.34)	0.388 *** (50.64)
ep	0.879 *** (33.40)	0.444 *** (12.77)	0.546 *** (18.86)	0.828 *** (29.37)	1.250 *** (34.30)	1.390 *** (22.51)
ci	0.398 *** (56.77)	0.216 *** (20.41)	0.301 *** (35.71)	0.421 *** (55.96)	0.530 *** (62.07)	0.648 *** (50.74)
export	0.022 *** (9.59)	0.038 *** (12.79)	0.029 *** (11.73)	0.025 *** (10.17)	0.014 *** (4.68)	-0.003 (-0.69)
foreign	0.149 *** (61.19)	0.082 *** (24.89)	0.109 *** (40.13)	0.148 *** (56.42)	0.185 *** (56.15)	0.200 *** (37.60)
state	0.165 *** (51.25)	0.082 *** (18.93)	0.142 *** (39.25)	0.189 *** (54.76)	0.212 *** (48.78)	0.208 *** (29.61)
ind	yes	yes	yes	yes	yes	Yes
prov	yes	yes	yes	yes	yes	Yes

表3为职工收入的分位数回归结果。可见,工会“工资溢价”平均为6.4%,随着分位数水平的上升,这一效应逐渐上升。在0.10分位数上,工会“工资溢价”为4.8%,到0.90分位数时高达7.9%,表明工会的存在确实提高了职工收入,但对低收入者影响较小,而对高收入者影响较大,最大的受益者是高收入者。这意味着工会的确起到了维护职工权益的作用,但低收入企业工会的表现不如高收入企业工会,因此工会须在保障并提高低收入者的收入、缩小收入差距方面发挥更大的作用。

(三) 倾向得分匹配估计

工会影响职工收入,但企业是否组建工会本身是一种自我选择行为,也是对职工收入等诸多因素的一种适应性反应,因而可能存在样本的“自选择”问题。OLS估计结果表明工会“工资溢价”显然存在,但样本“自选择”会导致估计系数有偏且非一致。为弥补OLS方法可能存在的估计偏误,我们使用倾向得分匹配方法(PSM)来检验工会的“工资溢价”效应。

倾向得分匹配方法(PSM)的基本思想是:在评估某个项目的效果时,通过倾向得分值找到与处理组尽可能相似的控制组,从而降低选择性偏误,以解决样本的“自选择”问题^[15]。我们将样本分为两类:一类是处理组(即工会企业),记为 $T_i = 1$;另一类是控制组(即非工会企业),记为 $T_i = 0$ 。在样本特征 X_i 给定的情况下,企业 i 成立工会的条件概率为:

$$P(X_i) = Pr(T_i = 1 | X_i) = E[T_i | X_i] \quad (5)$$

根据独立性假设条件,我们将匹配变量 X_i 设定为职工特征变量、企业特征变量、所有制、行业和地区变量,上述匹配变量对职工收入和企业是否组建工会都有一定的影响。在选择恰当的匹配变量后,使用 Probit 模型估计概率 p 值,然后根据工会企业与非工会企业之间 p 值的近似度进行匹配,我们采用处理组平均处理效应(ATT)来估计工会对职工收入的影响,为使结果更有说服力,同时选用最近邻匹配法、卡尺内近邻匹配法和核匹配法对工会“工资溢价”效应进行倾向得分匹配分析。

表 4 工会变量的匹配平衡检验结果

匹配变量	处理组均值	控制组均值	标准化偏差(%)	标准化偏差减少(%)
male	0.5981	0.5935	1.9	-449.9
edu	0.0367	0.0382	-1.8	-107.6
pro	0.0496	0.054	-5.2	54.0
exper	2.1676	2.1458	2.8	95.2
size	103.19	103.08	0.4	98.8
ep	10.902	11.206	-0.9	67.1
ci	83.267	82.497	0.6	95.9
export	0.2953	0.3011	-1.3	67.2
foreign	0.1760	0.1957	-5.0	43.3
state	0.1748	0.1675	2.5	94.8

注:基于核匹配法得到结果。

为满足共同支持假设,我们去掉非重合区域样本。从表 4 的匹配平衡检验结果发现,大多数匹配变量的标准化偏差绝对值未超过 5%,因此我们认为选取的匹配变量是合适的,匹配方法选择也恰当^[16]。采用最近邻匹配法和卡尺内近邻匹配法后的匹配平衡检验结果与采用核匹配法相似,为节省篇幅,我们未报告其检验结果。

表 5 倾向得分匹配处理组的平均处理效应

处理效应	处理组 $\ln(\text{wage})$	控制组 $\ln(\text{wage})$	差距	标准误	T 统计量
匹配前	2.6276	2.4938	0.1338	0.0020	65.95
最近邻匹配法	2.6272	2.5519	0.0753	0.0037	20.40
卡尺内近邻匹配法	2.6272	2.5488	0.0785	0.0031	25.28
核匹配法	2.6272	2.5398	0.0874	0.0027	32.72

注:基于 stata 软件,作者使用 psmatch2 程序实现。

从表 5 可以看出,匹配前工会企业的平均工资比非工会企业高出 13.38%,经过倾向得分匹配后处理组的平均处理效应(ATT)在最近邻匹配法下为 7.53%、在卡尺内近邻匹配法下为 7.85%、在核匹配法下为 8.74%,且所有 T 统计值在 1% 的显著性水平上均显著,这一结果与 OLS 方法得出的结论基本一致,即解决了样本“自选择”后,工会“工资溢价”效应仍然存在且高于 OLS 回归结果。因此,中国企业确实存在明显的工会“工资溢价”效应。

(四)稳健性分析:基于“活跃工会”的检验

表 2、3 的分析是针对所有工会企业,但现实中许多企业组建工会的目的并非为更好地保障职工权益,而是基于法律制度约束或经济利益考量。因此,我们需剔除名义上的工会,将真正活跃的工会识别出来,以准确分析现实中真正发挥作用的工会^[17]。

现实中企业组建工会的原因可能有两个方面:其一是应付法律制度的规定。《工会法》第十条规定:“企业、事业单位、机关有会员二十五人以上,应当建立基层工会委员会;不足二十五人,可以单独建立基层工会委员会。”这导致部分企业组建工会的目的并非想发挥工会的作用,而是迫于法律制度的约束。其二是出于经济因素的考虑。《工会法》第四十二条规定:“建立工会组织的企业、事业单位、机关按每月全部职工工资总额的百分之二向工会拨缴经费”。如果企业没有工会,这部分经费则作为筹备费用全部上缴,而组建了工会的企业可以留取 40%~60% 的经费用于工

会建设，从而导致许多企业组建工会的目的是为了留取此项工会经费。

根据上述的分析，我们设定“活跃工会”的选取条件：(1)职工人数未达到25人但组建了工会。这说明该工会的组建是主动的，并非迫于法律制度约束，体现了该企业对工会的重视；(2)经费超出基准额度的工会。尽管各地规定企业留取工会会费(工资总额 \times 2%)的比例不同，但一般以60%为其上限，我们将“工资总额 \times 2% \times 60%”设为基准额度，如果经费超过基准额度，说明该工会活动积极，则认定为“活跃工会”。根据条件(1)，我们得到4816个“活跃工会”；依据条件(2)，我们得到66219个“活跃工会”，二者共计有69097个工会被认定为“活跃工会”。我们设定“活跃工会”变量(union_h)，取值为1时表示存在“活跃工会”，取值为0时表示不存在“活跃工会”，以考察“活跃工会”对职工收入的影响(具体估计结果见表6所示)。

表6 “活跃工会”对职工收入的实证检验结果

变 量	全样本	内资企业	外资企业	非国有企业	国有企业
union_h	0.105*** (52.14)	0.105*** (48.61)	0.093*** (17.86)	0.097*** (45.85)	0.145*** (23.58)
male	0.157*** (33.93)	0.135*** (26.26)	0.226*** (21.43)	0.153*** (32.34)	0.202*** (9.71)
edu	1.059*** (61.71)	0.864*** (45.26)	1.404*** (39.39)	1.088*** (59.55)	0.812*** (17.14)
pro	0.167*** (11.66)	0.244*** (15.89)	0.010 (0.26)	0.143*** (9.33)	0.287*** (7.48)
exper	0.299*** (27.15)	0.262*** (21.54)	0.556*** (21.48)	0.317*** (27.83)	0.321*** (7.45)
size	0.403*** (102.44)	0.428*** (96.25)	0.336*** (40.49)	0.362*** (82.45)	0.557*** (59.65)
ep	0.835*** (25.04)	0.697*** (17.26)	0.979*** (16.88)	0.897*** (25.71)	0.539*** (4.64)
ci	0.388*** (42.29)	0.325*** (29.72)	0.475*** (28.14)	0.390*** (37.13)	0.355*** (18.43)
export	0.023*** (10.57)	0.015*** (6.21)	0.041*** (8.44)	0.028*** (12.15)	-0.028** (-2.95)
foreign	0.151*** (58.97)			0.153*** (58.05)	0.152*** (13.14)
state	0.159*** (43.81)	0.162*** (41.86)	0.148*** (13.89)		
ind	yes	yes	yes	yes	Yes
prov	yes	yes	yes	yes	Yes
N	261320	210465	50855	235419	25901
R ²	0.351	0.317	0.392	0.333	0.427

在表6的OLS回归分析中，我们使用稳健标准误以修正可能存在的异方差。在控制相关因素的影响后，“活跃工会”企业的平均工资比“非活跃工会”企业高出10.5%，其他变量对职工收入的影响为正且显著，符合人们的经济预期。对内资企业而言，“活跃工会”企业平均工资比“非活跃工会”企业高出10.5%；而在水资企业中，“活跃工会”企业平均工资比“非活跃工会”企业高出9.3%。对国有企业而言，“活跃工会”企业平均工资比“非活跃工会”企业高出14.5%；而在非国有企业中，“活跃工会”企业平均工资比“非活跃工会”企业高出9.7%。这表明“活跃工会”对职工收入的提升作用，内资企业仍高于外资企业、国有企业仍高于非国有企业。

对比表6、2的结果，我们发现工会对职工收入的影响没有发生变化，其他变量对职工收入的影响也没有变动。略有不同的是，“活跃工会”的系数值都有较大的提高，这表明“活跃工会”对职工收入的提升力度更大，工会的“工资溢价”效应更加明显。

四、研究结论与政策启示

本文基于中国工业企业数据，对“工会是否提高职工收入”这一问题进行实证研究，主要结论如下：(1)采用OLS回归方法后发现，工会企业平均工资比非工会企业高出6.4%，存在明显的工会“工资溢价”，且内资企业工会的“工资溢价”高于外资企业、国有企业高于非国有企业；(2)运用分位数回归方法后发现，随着分位数水平的上升，工会“工资溢价”逐渐上升，表明工会“工资溢价”对低收入者影响小、对高收入者影响大，最大的受益者是高收入者；(3)采用倾向得分匹配方法以解决可能存在的样本“自选择”问题，结果发现工会企业平均工资比非工会企业高

出 8% 左右；(4) 基于“活跃工会”进行的稳健性分析发现，“活跃工会”企业平均工资比“非活跃工会”企业高出 10.5%，表明我国企业确实存在明显的工会“工资溢价”效应。

工会要真正起到提高职工收入、降低收入分配不平等程度的作用。一方面，加强低收入企业的工会建设，保障并提高低收入者的收入，缩小收入差距；另一方面，加强外资企业和非国有企业的工会建设，推进工会向一个能独立代表工人利益的组织转型，推行工资集体协商制度，扩大工会组织的覆盖面，切实保障和维护职工的合法权益。

参考文献：

- [1] 胡昭玲，刘彦磊．产品内国际分工对中国劳动力收入份额的影响研究 [J]．财经论丛，2014，(3)：10-16.
- [2] 王永丽，郑婉玉．双重角色定位下的工会跨界职能履行及作用效果分析 [J]．管理世界，2012，(10)：130-145.
- [3] 孙中伟，贺霞旭．工会建设与外来工劳动权益保护 [J]．管理世界，2012，(12)：46-60.
- [4] Lewis H. G. Unionism and Relative Wages in the United States [M]．Chicago: Chicago University Press, 1963, pp. 32-43.
- [5] Booth L., Bryson L. The union membership wage-premium puzzle: There is free rider problem [J]．Industrial & Labor Relation Review, 2004, (3), pp. 174-186.
- [6] Blanchflower D., Bryson A. The wage impact of trade unions in the UK public and private sectors [J]．Economica, 2010, (7), pp. 92-109.
- [7] Lu Y., Tao Z., Wang Y. Union effects on performance and employment relations: Evidence from China [J]．China Economic Review, 2010, (1), pp. 202-210.
- [8] 易定红，袁青川．中国工会存在工资溢价吗 [J]．经济理论与经济管理，2015，(2)：31-39.
- [9] 袁青川．基于倾向值匹配估计的工会工资溢价研究 [J]．经济经纬，2015，(5)：114-119.
- [10] 姚洋，钟宁桦．工会是否提高了工人的福利？[J]．世界经济文汇，2008，(5)：5-29.
- [11] 魏下海，董志强，黄玖立．工会是否改善劳动收入份额？[J]．经济研究，2013，(8)：16-28.
- [12] 李明，徐建炜．谁从中国工会会员身份中获益？[J]．经济研究，2014，(5)：49-62.
- [13] 莫旋，刘杰．中国是否存在工会“工资溢价”效应？[J]．商业研究，2016，(6)：50-58.
- [14] 刘长庚，许明，刘一蓓．员工获得了“公平”的劳动所得吗 [J]．中国工业经济，2014，(11)：128-140.
- [15] Wooldridge J. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data [M]．Cambridge Massachusetts: MIT Press, 2008, pp. 603-621.
- [16] 陈强．高级计量经济学及 Stata 应用(第二版) [M]．北京：高等教育出版社，2014. 537-554.
- [17] 刘海洋，刘峥，吴龙．工会提高了员工福利和企业效率吗？[J]．产业经济研究，2013，(5)：65-73.

Does Labor Union Improve Labor Wage?

MO Xuan, TANG Chengqian

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Based on China's Industrial Enterprise Database, this paper examines the effect of labor union on the labor wage. The results of the research indicate that the average wage premium of labor union is 6.4% by OLS method, and the figure is higher in domestic firms than in foreign firms, and higher in the State-owned enterprises than Non-state-owned enterprises. The use of quantile regression further finds that the wage premium of the labor union increases with the rise of the quantile level. In view of the possibility of the existence of sample self-selection problem in OLS method, we use the propensity score matching to overcome it. The results show that the wage premium is approximately 8% by using the propensity score matching method. The wage premium is 10.5% by using robustness analysis based on active unions, which indicates the existence of a significant labor union wage premium.

Key words: labor union; wage premium; quantile regression; propensity score matching; active union

(责任编辑：化 木)