

## 工会对企业员工工资有什么影响？

——基于中国综合社会调查 2008 - 2015 年混合截面数据的分析

孙兆阳 刘玉锦\*

**内容提要** 本文主要验证工会对企业员工工资影响效果，并探索了影响工资的机制。采用中国综合社会调查 2008 - 2015 年混合截面数据，分别利用倾向得分匹配（PSM）、综合技能分组（GSG）和再中心影响函数（RIF）的方法，来分析工会工资溢价以及工会影响工资的两种机制。PSM 分析显示存在工会工资溢价，会员小时工资比非会员高 4.18%。通过进一步分析发现了工会影响工资分布的两种机制，即“扭曲效应”和“压缩效应”，前者是工会通过采用工作工资率谈判改变技能要素回报率，从而实现工资优势；后者是缩小会员工资分布范围，降低工资差异。按照劳动技能水平对员工进行分类后，高收入组会员技能要素回报率扭曲程度最大，中等收入组工会影响最小。工会组工资基尼系数小于非工会组，且工资分布集中程度更高，工会使员工整体基尼系数降低了 0.020。

**关键词** 工会 工资溢价 扭曲效应 压缩效应

### 一 引言

改革开放以来，关于中国工会定位和作用的争论不绝于耳，传统的“纽带”功能受到了市场经济的挑战。面对政治上要求稳定、经济上要求发展、社会上要求和谐、收入上要求增长、福利上要求改善、权益上要求保护等各方面的压力，处于议论中心

\* 孙兆阳，中国社会科学院社会发展战略研究院，电子邮箱：sunzy@cass.org.cn；刘玉锦，北京财贸职业学院继续教育学院，电子邮箱：70948149@qq.com。本文受国家社会科学基金项目“新常态下的企业劳动关系冲突调节方式研究”（项目编号：15BJY028）资助。

的中国工会在探索中独步前行。习近平总书记在党的十九大报告中提出,中国社会主要矛盾已经转化为“人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。新时代新问题新要求,中国工会如何适应新的发展阶段,更好地满足“人民日益增长的美好生活需要”,是摆在当前的最重要的问题。工资增长是工人最期盼的事情,中国工会对工资有什么样的影响学界尚无定论,支持者反对者皆有各自的道理。本文基于已有文献,通过对大量微观数据的分析,证明工会工资溢价效应的存在,并探索工会对工资影响的机制。

受到计划经济体制下传统社会福利发放者的影响,工会在改革开放初期并没有承担起工人权益维护者的职能,无益于工资、工时等劳动条件和劳动保护的改善,所以学界对这一阶段工会的工资影响效果甚微的判断并无争议。但是,随着劳动力市场的完善、政府退出企业管理、工人法律意识不断增强、收入分配不平等加剧等,劳资矛盾日益激化,劳动关系冲突频发,政府对工会的要求在稳定地方经济增长和企业经营同时,愈加强调维护职工权益,以化解矛盾减少冲突。《劳动法》、《工会法》、《劳动合同法》、《集体合同规定》以及《工资集体协商试行办法》等一系列法律法规的出台,为工会维护员工权益、提高员工利益提供了法律保障,集体协商和集体合同机制的法制化,成为工会改善员工工资待遇最有力的制度武器。

自1994年《劳动法》确立集体合同的合法地位以来,集体协商和集体合同获得了巨大的发展。1995年开始建立集体协商制度的单位为5.249万个,签订集体合同的单位为4.843万个;到2013年,签订集体合同数量达到0.024亿份,覆盖企业0.063亿家,覆盖职工2.870亿人,达到城镇就业人员的75.05%。其中,工资专项集体合同从2005年的25.200万份增加到2013年的0.012亿份,覆盖职工从0.353亿人增加到1.640亿人,占城镇就业人员的42.89%。据《2018年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》统计<sup>①</sup>,截至2018年末,全国经人力资源社会保障部门审查并在有效期内的集体合同累计为0.0175亿份,覆盖职工1.55亿人。由于工会在中国政治体制中的特殊地位,中国逐步建立起以法律制度指导实践探索、“自上而下”层层推进、政府工会共同发力的集体协商机制,为集体协商在全国范围内迅速铺开奠定坚实基础。

然而,在集体协商和集体合同数量增长获得巨大成功的同时,关于工会能否提高

<sup>①</sup> 来自《2018年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》, <http://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/zwgk/szrs/tjgh/>。

员工工资的争论不绝于耳。学界对工会的工资影响效果的研究主要分成两大类：一是经验研究，指通过访谈记录、案例分析、文本分析等方法判断工会的影响；二是实证研究，主要是通过统计、计量的方法，估计工会工资系数。虽然部分经验研究对工会职能执行持肯定态度（乔健，2008；吴亚平等，2008），但多数文章对工会作用持负面态度，比如，认为工会严重脱离职工群众（游正林，2010），不能真正代表和维护劳动者合法权益（夏小林，2004），甚至被认为是企业压制工人的“帮凶”，还可能导致劳资双方矛盾的升级（李丽林等，2011）。这些研究反映了一部分客观事实，但需要注意的是，他们所采用的案例大多是典型的“问题”企业和工会，这些工会正是由于长期以来不能很好帮助工人才导致矛盾累积到爆发，在多大程度上能够代表全国基本情况还未可知。同时这些研究通常是笼统地描述工会对员工福利和权益的影响，对了解制度变化和事实关系有益，但缺乏对工会的工资影响效果准确的定量分析。

随着微观调查数据的丰富和对工会职能行使效果的重视，近十年来关于工会影响员工权益的实证研究文章多了起来。因为本文研究的主要问题是工会的工资影响效果及其影响机制，所以选取的文献主要围绕这一主题。根据是否有工会工资溢价和数据来源，表1梳理了近年来关于工会对工资影响的代表性文献。总体来看，与经验研究文章类似，支持者与反对者均有之，认为有工资溢价略占优势。采用企业数据和匹配数据进行分析的文章大多支持有工资溢价的结论，而采用个人数据的文章则更多持相反观点。即使采用了更为细致的计量方法，对工会工资效果的分析仍然没有形成定论，甚至采用相同数据却得出相反的结论，比如均采用中国综合社会调查（Chinese General Social Survey，简称CGSS）2008年数据的李永杰等（2013）、卿石松和刘明巍（2014）等研究。

表1 关于工会工资效果代表性文献总结

	有工会工资溢价(16个)	无工会工资溢价(11个)
企业 截面 数据	Ge(2007): OLS 姚洋和钟宁桦(2008): SUR、2SLS、3SLS、IV 姚先国等(2009): Probit、OLS 魏下海等(2013): OLS、Probit、TEM、MLS、TS 杨继东和杨其静(2013): OLS 刘海洋等(2013): OLS Yao & Zhong(2013): SUR、2SLS、3SLS、IV 莫旋和刘杰(2016): OLS、Logit、Blinder-Oaxaca分解	Lu et al. (2010): OLS 詹宇波等(2012): 分位数回归

续表

	有工会工资溢价(16个)	无工会工资溢价(11个)
个体 截面 数据	李永杰等(2013):分位数回归、DFL 毛学峰等(2016):OLS、Blinder-Oaxaca分解 李龙和宋月萍(2017):OLS、PSM 袁国敏和熊海珠(2017):Probit、IV、Blinder-Oaxaca分解	Zhang et al.(2011):OLS、FGLS 孙中伟和贺霞旭(2012):OLS、Logit 卿石松和刘明巍(2014):OLS、Logistic 易定红和袁青川(2015):Blinder-Oaxaca分解、Probit、IV 袁青川(2015a):PSM 王克(2017):OLS、Logit 徐雷等(2017):OLS、Probit、2SLS、Heckman两步法 袁青川(2018):OLS、分位数回归、Blinder-Oaxaca分解
匹配 数据	孙兆阳(2014a):OLS 李明和徐建炜(2014):OLS、Probit、TEM、收入分组 王鸣和李永杰(2014):OLS、分位数回归 袁青川(2015b):OLS、分位数回归、Blinder-Oaxaca分解	
省级面板		李光勤等(2017):OLS、SYS-GMM、2SLS

注:表中所列部分文章还涉及工会对工作时间、社会保险、培训安排等其他员工福利的影响,因为与本文主题不一致,在此没有详细列出全部结论。

资料来源:作者整理得到。

除了抽样时样本框选择可能存在偏差外,解决工会内生性问题的控制方法是最主要的原因。在分析中国工会工资溢价时经常会遇到一个两难问题,即影响个人收入的要素也会影响他们的会员身份。一方面,规模大、效益好、经营规范的优质企业能够为工人提供更高的工资,同时,教育程度、技能水平、工作经验等人力资本高的工人也更容易在这类企业中工作。另一方面,由于历史传统、法律规定、行政干预等原因,工会也更容易在这些优质企业中建立基层组织,开展集体协商,签订集体合同。这就意味着企业组建工会与否不是一个随机行为或随机分配结果,而是一种选择行为,是对工资率、劳动生产率、法律规制、政治目标等诸多因素的一种适应性反应。为了解决企业自选择问题,不少文章采用企业抽样调查数据,来控制企业特征的影响。

但是,利用企业调查数据分析工会工资效果主要有三类问题。一是无法有效控制人力资本(个体特征)变量,容易产生“加总谬误”。虽然有的研究用企业内部特定性别、教育程度、户口类型的比例等变量试图控制人力资本(姚洋、钟宁桦,2008;魏下海等,2013),但这无法准确估计个体人力资本的工资决定系数。二是使用人均工

资作为因变量无法反映工人的异质性。工人技能水平不同，在劳动力市场上谈判能力不同，工会对他们工资影响程度也不一样，但用企业平均工资的“加总效应”忽略了个体异质性的差别（姚先国等，2009；Lu et al.，2010；杨继东、杨其静，2013）。三是不能控制工作时间的影响。工资方程通常采用小时工资数作为因变量，以消除工作时间不同带来的收入差别。但是企业数据通常不提供工作时间变量（Ge，2007；刘海洋等，2013；詹宇波等，2012），所以无法得知工资溢价是否因工作时间长导致<sup>①</sup>。

为了解决企业数据“加总谬误”的问题，2014年之后采用个体抽样调查数据进行分析的文章增多，所用最多的是中国综合社会调查（CGSS）不同年份的数据。同样个体调查数据也存在工会内生性的问题（易定红、袁青川，2015；李龙、宋月萍，2017）。对于个人来说，员工的会员身份内生于其加入工会的决策过程，此过程同选择是否加入工会的预期收入差异紧密相关，即员工自身特征能力往往同时影响其工会参与状态和工资率水平。也就是说，企业根据自身需求建立工会，员工根据自己的需要选择进入这类企业工作或加入工会，这些在一定程度上是企业 and 员工“自选择”的结果。在这种情况下，普通最小二乘法（OLS）的估计系数可能有偏且非一致，难以判断工资溢价是工会决定的，还是工会通过个人特征、企业特征而实现的。

许多学者为解决工会选择的内生性问题做了有益探索。第一，一些学者采用工具变量（IV）分析方法。姚洋和钟宁桦（2008）采用工会参与劳动争议协商程度的“工会普遍性”和分地区行业的“工会密度”，刘海洋等（2013）通过工会经费获取能力筛选出“活跃工会”，但由于工会是一个嵌入在国家政府结构和企业中的、具有政治权力和市场力量的半政治化的社会组织，所以筛选严格意义上与残差项不相关的工具变量非常困难。

第二，为了解决工具变量与残差项的相关问题，一些学者采用 Probit 模型估计企业入会倾向（魏下海等，2013；李明、徐建炜，2014；莫旋、刘杰，2016）或个人入会倾向（易定红、袁青川，2015；袁国敏、熊海珠，2017）作为代理变量的方法。但是对于企业来说，是否建立工会不是一个随机选择，而是受到历史传统、法律制度、政府干预等因素影响的适应性决策。对于个人来说，除了个人特征因素外，会员身份认同受到工会活动和宣传能力等客观因素，以及对工会行为认可程度等主观因素的影响。在这种情况下，入会倾向作为工具变量或作为干预效应，就可能存在“选择偏误”，

<sup>①</sup> 许多研究发现，工会与工作时间减少显著相关（姚洋、钟宁桦，2008；李明、徐建炜，2014）。



估计结果也会出现偏差。

第三,一些学者采用 Blinder-Oaxaca 分解方法,来分离企业和个体特征引起的禀赋效应以及工会带来的系数效应(易定红、袁青川,2015;莫旋、刘杰,2016;袁青川,2015b,2018;袁青川、易定红,2017)。通常情况下,Blinder-Oaxaca 分解更适合分析客观因素对收入的影响,比如性别、户籍、种族等严格外生变量。个体数据中工会会员身份认知更倾向于主观判断,而不仅仅是客观事实,只有当工人感受到工会存在时,他们才会认可自己的会员身份,这不能完全代表他们事实上的会员身份<sup>①</sup>。在这种情况下,使用 Blinder-Oaxaca 分解方法分解出来的禀赋效应也会包含部分系数效应。

在更好地控制企业特征和个体特征的影响而采用雇主—雇员匹配数据的研究中,绝大多数研究都支持存在工会工资溢价的结论(孙兆阳,2014a;李明、徐建伟,2014;王鸣、李永杰,2014;袁青川,2015b)。但是这些文章所用数据都不是全国范围内随机抽样数据,在结论的普遍性上还有待检验。根据上述分析,在现有条件下采用全国范围内、长时间、连续的个体调查数据组成混合截面数据,是分析工会的工资影响效果的最好选择。

## 二 理论分析和模型构建

为了便于分析,本文假设员工能够清楚并准确地认识自己的工会会员身份,所以他们对问卷中工会问题的答复是他们会员身份的真实反映。

### (一) 工会工资溢价的估算

本文从 Mincer 工资方程出发,构建分析工会工资溢价的基准方程:

$$Wage_{ij} = \alpha_1 + \beta Union_{ij} + \delta X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中,被解释变量是  $Wage_{ij}$ ,代表个体  $i$  在  $j$  年的工资自然对数;主解释变量  $Union_{ij}$  为虚拟变量,代表了个体是否加入工会的状态; $X_{ij}$ 代表企业特征和个体特征的控制变量; $\varepsilon_{ij}$ 代表随机误差项。 $\beta$ 反映了工会对工资的影响,如果  $\beta > 0$ ,则意味着存在工会工资溢价;反之,若  $\beta < 0$ ,则工会导致员工收入减少。为此,我们提出如下假设:

假设一:工会对工资影响系数为正,会员工资比非会员工资高。

一般情况下,通过 OLS 回归就能得到  $\beta$  的数值,但是根据上文分析,可以看出员工的会员身份不完全是一个随机过程或随机分配结果,而可能存在某种主动选择机制。

<sup>①</sup> 关于工会会员身份认知,Freeman (1984)、Card (1996) 对此问题进行了详细讨论。

企业根据市场环境、政治压力、自身需求选择建立工会组织，员工根据自身特点和需要选择进入这类企业或者决定加入工会。也就是说，企业和个人特征变量 $X_{ij}$ 中存在共同影响员工会员身份和他们收入的要素，潜在的内生性问题会导致 OLS 估计结果有偏且非一致。

在这种情况下，本文采用倾向得分匹配（Propensity Score Matching，简称 PSM）方法，在非工会会员样本中选出一个与工会会员具有尽量相似特征的子样本，通过比较两者之间的工资差异来评估工会工资溢价。这种方法经过 Bryson（2002）、Eren（2007）等人的发展已经较为完备，国内也有袁青川（2015a）、李龙和宋月萍（2017）用这一方法分析工会工资效果。在他们的基础上，本文主要利用干预组的平均干预效应（Average Treatment Effect on the Treated，简称 ATT），即比较会员工资与他们若不是会员时的工资水平。

$$ATT = E(Wage_U - Wage_N | Union = 1, X_{ij}) \quad (2)$$

其中， $Wage_U$ 代表工会会员工资； $Wage_N$ 代表非会员工资； $X_{ij}$ 代表影响员工加入工会的一系列要素。如果 ATT 数值为正数，且统计显著，则证明存在工资溢价。

## （二）工会的“扭曲效应”

工会影响工资的机制是什么？一般而言，标准化工资率是工会进行集体谈判时最重要的战略目标（Webb & Webb, 1902；Freeman, 1980），在考虑个体工龄基础上，通过谈判确定相同职业或岗位近似一致的工资率或工资率范围。这样工会对会员工资有两方面的影响：一是“扭曲效应”，扭曲技能要素回报率，使会员享受到高于他当前技能水平对应的工资；二是“压缩效应”，缩小组内工资差距，使高技能、低技能会员群体间工资不平等程度降低。虽然美英等发达国家的工会是出于组织考虑、客观标准和工人团结的原因采用标准化工资率策略（孙兆阳，2013），但是作为市场化下集体谈判的一般规律，其在中国也是适用的。在中国集体协商实践中，工会通过工资集体协商与雇主（或地区工会与雇主组织）商定一定工种的工资标准及增长幅度，并以签订工资集体合同确定下来。虽然中国基层工会普遍存在“不想谈、不敢谈、不会谈”的问题，但是自 2010 年全国总工会（以下简称全总）力推“两个普遍”以来，随着实践的不断深入，工资协商的形式、内容、效果逐步改善，以工作工资率谈判为主要内容的集体协商得以确立。

在一个竞争市场上，劳动力供给和需求确定均衡工资和劳动力数量，技能水平不同的劳动者均衡价格不同，总体而言，个体技能与工资呈线性关系，高技能群体享受更多的竞争优势。当工会介入工资谈判后，通过工作工资率和限制性竞价，从事相同工作但技能水平不同的员工的工资变得趋向中值，也就是说，低技能水平员工要素回

报率得到提高,而高技能水平员工要素回报率被抑制,工会会员的“技能—工资”线性关系比非会员的更加平缓。不仅在发达国家高技能、高人力资本劳动者加入工会意愿低,中国也存在相似情况。姚先国等(2009)发现,研究生以上学历、高级技师比例对企业建立工会有负影响;李明和徐建炜(2014)也发现,工会对最高技能组员工工资的影响很小,中低等技能组员工受工会工资溢价影响大。为此,本文提出如下假设:

假设二:工会会员技能要素回报率高于非会员,且随着技能水平提高,回报率会下降。

为了捕捉工会影响的异质性,本文延续Card(1996)、李明和徐建炜(2014)所采用的综合技能分组方法(General Skill Grouping,简称GSG),基于可观测指标构建员工综合技能指数,再根据工资水平分组分别进行估计。第一步,先基于Mincer收入方程,分别对会员组和非会员组子样本进行回归:

$$Wage_{ij}^U = \alpha^U + \lambda^U S_{ij}^U + \delta^U X_{ij}^U + \varepsilon_{ij}^U \quad (3)$$

$$Wage_{ij}^N = \alpha^N + \lambda^N S_{ij}^N + \delta^N X_{ij}^N + \varepsilon_{ij}^N \quad (4)$$

式(3)和式(4)分别代表工会组和非工会组。其中, $S_{ij}$ 代表技能水平,包含性别、年龄、教育、迁移等人力资本相关变量; $X_{ij}$ 包含其他个人和企业层面变量。此时估计的仍然是两个组人员整体的技能要素回报率情况。

第二步,式(4)得出的估计值可视为无工会影响下劳动力市场对各要素的回报,基于估计参数结果,对包含会员在内的全样本工资率进行预测,得出他们在无工会影响时劳动力市场价格。第三步,根据得到的预测工资率把样本三等分,这样就得到了按综合技能、收入水平由低到高的分组。第四步,利用式(3)和式(4)在每个技能组内分别测算工会组和非工会组中技能要素影响系数,根据式(5)计算得出两者差值。

$$\lambda^{U-N} = \lambda^U - \lambda^N \quad (5)$$

其中, $\lambda^{U-N}$ 代表工会组和非工会组技能要素回报率差值, $\lambda^U$ 、 $\lambda^N$ 分别代表工会组和非工会组技能要素回报率。如果工会存在“扭曲效应”,那么 $\lambda^{U-N} > 0$ 。

### (三) 工会的“压缩效应”

工会对工资影响的另一种机制是在扭曲技能要素回报率基础上改变工资分布,使工资分布更加集中。因为工会的标准化工资率策略能够提高中低技能水平员工的工资,同时抑制高技能员工工资,会员的工资曲线趋向平缓。在劳动力市场上,技能水平与劳动力供给量线性递减,所以中低技能员工数量占市场上劳动力的大多数,当他们得到高于其技能水平的平均工资,并且在一个较窄的范围内波动,这样就取得了相对于



非工会群体的整体工资优势。袁青川和易定红（2017）发现，工会显著地降低了基尼系数，工会企业和工会会员的工资不平等程度更低。毛学峰等（2016）也发现，工会可以减少性别歧视，降低性别工资差异。

基尼系数是衡量不平等程度最常用的方法。本文按照是否为工会会员构建一个两群体基尼系数分解方程：

$$G = G_{UN} + I_U P_U G_U + I_N P_N G_N + R \quad (6)$$

其中， $G$  为总体基尼系数； $G_{UN}$  为组间基尼系数； $I_U$ 、 $P_U$ 、 $G_U$  分别代表工会组收入比重、人口比重和组内基尼系数； $I_N$ 、 $P_N$ 、 $G_N$  分别代表非工会组收入比重、人口比重和组内基尼系数； $R$  为交叠项。如果工会确实扭曲了技能要素回报率，而且这一效应存在异质性，那么我们就比较得出  $G_U < G_N$  的结果。

假设三：工会组的工资不平等程度小于非工会组，工会能够降低员工工资不平等程度。

虽然我们知道工会组与非工会组基尼系数的差别，但是工会对整体工资不平等程度的影响还不得而知。为此，本文采用 Firpo et al. (2009) 提出的再中心影响函数（Re-centered Influence Function，简称 RIF）方法，以非工会组估计系数为参照构建工会组工资的反事实分布，进而得出工会对全体基尼系数的影响。

$$RIF(Wage; v^G) = v_{Union}^G(F_{Wage}) + IF(Wage; v^G) \quad (7)$$

其中， $F_{Wage}$  为代表员工工资的函数， $v^G$  代表刻画  $F_{Wage}$  基尼系数的统计量， $IF(Wage; v^G)$  为工资对应的影响函数。如果工会降低了工资不平等程度，那么  $v_{Union}^G < 0$ 。

### 三 数据、变量定义和基本统计事实

本文使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心组织实施的中国综合社会调查（CGSS）。中国综合社会调查是中国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目，采用多阶段概率抽样方法，在全国范围内抽取 1.2 万户左右样本<sup>①</sup>。自 2008 年调

① 相关数据可以从中国国家调查数据库网站下载：<http://cnsda.ruc.edu.cn>。其中，根据项目组说明，2008 年和 2011 年数据库只有 6000 个样本。因为 CGSS 是综合社会调查而非劳动力调查，所以在排除非企业员工样本后，抽样可能出现偏差。为了减弱这一偏差的影响，本文采用多年混合截面数据。CGSS 多年来遵循相同的抽样原则，所以混合数据结果扩大了样本量，提供更加精密的估量，具有更好的分析效果。

查开始,问卷中都会询问“您是不是工会会员”问题,所以本文选取2008年、2010年、2011年、2012年、2013年和2015年数据作为分析对象。

因为本文研究的是工会对工资的影响,而中国工会当前主要在城镇单位中建立,与主题无关的观测值需要剔除。数据筛选规则如下:第一,仅保留受访时主要从事非农就业且受雇于他人的个体;第二,将个体年龄限制在16~60岁的男性和16~55岁的女性;第三,剔除样本中关键变量无回答(比如年工作收入值为不知道、不适用、拒绝回答,工作时间为负值等)或不适合访问的个体(比如在党政机关、事业单位、社会团体、军队等单位工作个体,因为他们工资主要是财政拨款,工会不具有协商工资职能)。同时,为了避免一些变量指标出现偏态分布影响分析结果,以工资变量的1%和99%分位数对样本做截尾处理。最后得到9292个样本(工会会员比例为21.48%),其中2008年、2010年、2011年、2012年、2013年和2015年样本数量分别为1208个、1615个、839个、2030个、2025个和1575个。

因变量是小时工资自然对数  $\ln wage$ , 小时工资计算方式为受访者上一年全年的职业收入/(48周×每周工作小时数)。主要解释变量是员工是否为工会会员  $union$ , 会员  $union = 1$ , 否则为0。根据分析需要,控制变量分为两类,一是技能要素控制变量:女性  $female$ , 女性  $female = 1$ , 否则为0;受教育程度  $edug$ , 包括没受过教育、小学等同、初中、高中等同、大专大本、研究生6类;年龄  $age$  和年龄的平方  $age^2$ ; 户口性质  $rural$ , 农业户口  $rural = 1$ , 否则为0;迁移状况  $migrant$ , 外来人口  $migrant = 1$ , 否则为0;就业状况  $part$ , 非正规就业  $part = 1$ , 否则为0。二是其他控制变量:是否有劳动合同  $contract$ , 包括没有合同、固定期限合同、无固定期限合同3类;工作职务  $mgt$ , 包括一般工人、中层管理者、高级管理者3类;企业所有制性质  $owner$ , 包括国有、集体、民营、中国港澳台、外资、其他6类;因为本文采用跨时独立混合截面数据,所以对时间变量  $year$  加以控制;还控制了省份  $province$  变量。如表2所示,除外资企业外,工会组的平均工资在各个分类上都高于非工会组。

表2 工会组和非工会组样本工资情况的统计描述 ( $\ln wage$ )

		工会组			非工会组		
		观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
性别	男	1269	2.653	0.667	4171	2.279	0.748
	女	727	2.502	0.715	3125	2.094	0.762

续表

		工会组			非工会组		
		观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
教育程度	没受过教育	11	1.730	0.461	141	1.575	0.589
	小学等同	39	1.921	0.591	925	1.768	0.662
	初中	349	2.134	0.659	2555	1.970	0.666
	高中等同	713	2.464	0.642	2004	2.236	0.692
	大专大本	842	2.915	0.557	1591	2.781	0.648
	研究生	42	3.247	0.441	80	3.172	0.497
户口	非农业户口	1781	2.637	0.675	3848	2.355	0.769
	农业户口	215	2.279	0.719	3448	2.027	0.710
迁移状况	本地	1781	2.567	0.687	5769	2.137	0.748
	外地	215	2.856	0.650	1527	2.437	0.758
劳动合同	没有合同	223	2.309	0.721	3597	1.985	0.704
	固定期限	1067	2.573	0.680	2441	2.484	0.711
	无固定期限	706	2.727	0.659	1258	2.262	0.809
职务	一般工人	1275	2.469	0.694	6011	2.098	0.733
	中层管理者	706	2.828	0.612	1251	2.684	0.698
	高级管理者	15	2.792	0.762	34	2.365	0.754
所有制	国有	1086	2.709	0.640	904	2.419	0.715
	集体	179	2.455	0.675	351	2.318	0.720
	民营	533	2.406	0.731	4565	2.156	0.758
	中国港澳台	23	2.866	0.568	77	2.634	0.711
	外资	119	2.771	0.669	224	2.876	0.654
	其他	56	2.273	0.715	1175	2.007	0.712
年份	2008	369	2.206	0.679	839	1.906	0.684
	2010	392	2.472	0.703	1223	1.961	0.743
	2011	187	2.517	0.703	652	1.965	0.758
	2012	404	2.680	0.642	1626	2.213	0.751
	2013	371	2.805	0.562	1654	2.384	0.712
	2015	273	2.964	0.572	1302	2.482	0.721

注：此处没有汇报各省平均工资情况，如有需要请与作者联系。

资料来源：根据2008年、2010年、2011年、2012年、2013年和2015年CGSS数据计算得到。

## 四 实证检验结果

### （一）工会工资溢价及检验

因为本文采用跨时独立混合截面数据，所以先根据式（1）对各年度工会的工资影

响效果做 OLS 估计，再加入年份控制变量对全体样本进行回归，表 3 汇报了回归结果<sup>①</sup>。其中，工会对工资的影响都为正向，加入年度控制变量后，工会会员小时工资比非会员平均高 7.4%，且在 1% 水平上显著。然而，如果企业员工是否加入工会遵循上文所述存在的选择机制，那么工会会员身份变量就可能是内生的，OLS 估计结果就会有偏且非一致。

本文采用倾向得分匹配（PSM）的方法如下：第一，工会会员身份 *union* 为因变量，用 Logit 模型来估计工会会员身份的倾向值，控制变量包括性别、年龄、户口、迁移情况、就业状况、劳动合同、职务、所有制、省份、年份；第二，会员和非会员分别为处理组和控制组，根据两组的倾向得分，采用 0.05 带宽的单一最近匹配方法，在控制组中寻找得分最接近处理组的样本；第三，为使两者更好匹配，减小匹配偏差，强迫去除处理组中倾向得分高于控制组中得分最高或低于控制组中得分最低的观察值，并匹配得分一致但非最近的样本。

表 3 工会工资溢价的 OLS 回归结果（因变量 *lnwage*）

	2008 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2015 年	全部年份
<i>union</i>	0.057 (0.047)	0.068 (0.047)	0.029 (0.071)	0.069* (0.042)	0.086** (0.038)	0.031 (0.052)	0.074*** (0.019)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>year</i>	NO	NO	NO	NO	NO	NO	YES
观测值	1208	1615	839	2030	2025	1573	9292
R <sup>2</sup>	0.504	0.518	0.476	0.456	0.498	0.399	0.482

注：括号内数据为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著；限于篇幅，本文省略变量回归结果，如有需要可向作者索取。

资料来源：根据 2008 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年和 2015 年 CGSS 数据计算得到。

表 4 汇报了处理组平均处理效应（ATT）结果，差值表示工会工资溢价程度。未匹配时，所有样本都显示存在工资溢价，且都在 1% 水平上显著。在进行倾向得分匹配后，大部分年度中工会仍然对工资有正向影响，而且差值越大，t 值也越大，但是显著性明显下降，这似乎预示工会对工资没什么影响。因为 CGSS 各年度调查都是单独抽样，经过上述数据选择处理后，样本可能不满足随机抽样条件。为了降低抽样偏差的

<sup>①</sup> 本文没有处理通货膨胀因素，因为被解释变量是小时工资对数，通货膨胀因素影响很小。

影响，本文把各年度数据混合起来，加入年份变量进行控制，增加样本容量，使匹配时控制组可选观测值更多。合并样本后，工会会员小时工资比非会员提高 4.18%，且 t 值为 2.362，接近 1% 的显著水平；所有变量的标准化偏差小于 10%，而且大多数 t 检验的结果不拒绝处理组与控制组无系统差异的原假设（除个别省份虚拟变量之外）。所以，我们基本可以判断存在工会工资溢价，假设一得到验证，但是工会影响工资的机制还要从下面两部分探索。

表 4 工会对工资影响的 ATT 估计

	工会	非工会	差值	标准误	t 值	N	Pseu R <sup>2</sup>
2008 年							
未匹配	2.194	1.821	0.373	0.052	7.218	1203	0.349
ATT	2.186	2.178	0.008	0.099	0.082		
2010 年							
未匹配	2.524	1.924	0.600	0.054	11.142	1602	0.344
ATT	2.521	2.361	0.160	0.107	1.491		
2011 年							
未匹配	2.570	1.947	0.623	0.078	7.963	800	0.351
ATT	2.519	2.653	-0.134	0.149	-0.904		
2012 年							
未匹配	2.756	2.219	0.537	0.049	10.790	1997	0.332
ATT	2.751	2.663	0.088	0.087	0.981		
2013 年							
未匹配	2.902	2.403	0.499	0.048	10.463	2013	0.327
ATT	2.896	2.835	0.061	0.081	0.753		
2015 年							
未匹配	3.098	2.555	0.543	0.060	9.036	1525	0.329
ATT	3.089	3.176	-0.087	0.096	-0.886		
全部年份							
未匹配	2.664	2.195	0.469	0.023	20.154	9289	0.307
ATT	2.664	2.567	0.096	0.041	2.362		

注：限于篇幅，此处省略匹配结果平衡性汇报表格，如有需要请与作者联系。

资料来源：根据 2008 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年和 2015 年 CGSS 数据计算得到。



## (二) 工会“挤压效应”及检验

如果存在工会“扭曲效应”，那么工会组技能要素回报率应该高于非工会组，所以工会组平均工资更高。在研究性别工资差异时，毛学峰等（2016）发现工会组女性工资高于非工会组，性别工资差也小于后者，而且工会组的年龄、教育等变量的回归系数也明显更高。因为工会影响存在异质性（李明、徐建炜，2014），有必要比较按技能和收入水平分组后，在计算各分组内工会组和非工会组的技能回归系数差异，从而得到工会对技能要素的扭曲程度。首先来看一下按上述方法将样本分成三组的基本统计情况。根据理论预期，收入所处分位组越高，员工综合技能水平也越高。如表5所示，随着收入分组提高，所受教育程度显著提高，一、二分位组大专以上学历只有2.39%和15.69%。另一方面，女性、农业户口、非正规就业比例却逐步下降，工会会员比例不断提高，也都说明工会影响可能存在较大异质性。

表5 员工异质性与技能要素统计描述

		一分位组		二分位组		三分位组	
		1.601		2.245		3.041	
小时工资对数		会员	非会员	会员	非会员	会员	非会员
		1.822	1.574	2.371	2.213	3.106	3.008
	会员比例(%)	10.88		19.79		33.75	
女性(%)		52.53		39.51		32.33	
年龄(岁)		38.40		37.60		36.10	
受教育程度(%)	没受过教育	4.46		0.42		0.00	
	小学等同	22.86		7.49		0.78	
	初中	47.14		37.48		9.14	
	高中等同	23.15		38.93		25.65	
	大专大本	2.39		15.69		60.50	
	研究生	0.00		0.00		3.94	
农业户口(%)		57.09		42.77		18.38	
外地员工(%)		11.04		18.01		27.20	
非正规就业(%)		29.96		15.49		4.20	
观测值		3097		3098		3096	

注：因为三分位组中没受过教育只有1人，无法比较分析，所以作为异常值删除。

资料来源：根据2008年、2010年、2011年、2012年、2013年和2015年CGSS数据计算得到。

同时，在每个分位组内工会组平均工资整体更高，但是随着分位组的提高，会员与非会员工资率差距由 0.248 逐渐缩小到 0.098。虽然没有出现李明和徐建炜（2014）研究中最高收入组非会员工资率高于会员工资率的情况，但是仍然可以清晰地看出，工会对低收入、低技能分组的影响更大。考虑到会员比例随技能分组提高而增加，那么实际上工会对工资的影响在逐步降低。当然，此处给出的结论只是平均效应，具体技能要素回报率还要通过回归分析进行检验。

表 6 汇报了三个分位组内会员组与非会员组技能要素回报率及其差值。整体而言（全样本栏），工会能缩小性别工资差异，改善外地员工和非正规就业工资状况，但是对教育影响不大，直到大专及以上学历时工会组才出现微弱工资优势。在各分位组上，回归结果与上文的预期不同，工会的影响显示出异质性，但影响的方向显著有差异。工会在高收入组影响最大，三分位组在教育、户口、迁移等要素回报率上工会组明显高于非工会组，而中低收入组的女性和非正规就业者享受到更多工会优势。这说明了工会对技能要素存在“扭曲效应”，效应程度随技能和收入分组提高而增加。

为什么三分位组工会会员技能要素回报率高，但平均收入没有明显优势，而一、二分位组却相反呢？一是会员认知程度。CGSS 问卷采用个人认知的主观问题判断工会会员身份，即对问题“您是不是工会会员”的回答，与人社部和全总按已建基层工会单位覆盖人数的客观数字不同。要使这个问题能准确代表工会状态，需要工会采取积极有效的行动，同时工人认识并认可工会行为。因为长期以来工会的“缺位”和“脱离群众”问题，许多员工不认可工会维护员工权利、提高他们利益的作用。即使有的基层工会采取一些有效措施，但是由于效果不显、缺乏宣传等原因，并没有让工人感受到工会带来的优势。所以，在非会员组中可能有一部分员工是会员，且享受到工会带来的益处，但是并没有认可自己会员身份，特别是在中低收入组中，由于受教育程度、工作性质等原因，非认可会员的比例会更大，间接地提高了非工会组技能要素回报率，导致模型中工会对技能要素扭曲程度降低。

二是工会发挥作用可能更依靠市场以外的力量。根据市场竞争理论，在均衡市场上，人力资本要素是决定个体劳动力价格的主要原因。工会的“垄断面孔”（Freeman & Medoff, 1985）使会员能够得到高于均衡价格的工资，这一过程主要是通过标准化工资率改变技能要素回报实现的。虽然全总及其各级工会是唯一合法工人联合组织，但是此处的分析显示其在市场上的“垄断”力量，特别是对技能要素的“扭曲效应”并不是很显著。除了对工资的直接影响外，工会还能借助政府的行政力量等劳动力市场以外的因素加强对工资作用的程度（常凯，2013；吴清军，2012）。如图 1 所示，三个

表6 按收入三分位组的工会会员和非工会会员技能要素回报率

	一分位组			二分位组			三分位组			全样本		
	工会	非工会	差值	工会	非工会	差值	工会	非工会	差值	工会	非工会	差值
	女性	-0.267***	-0.371***	0.104	-0.065	-0.239***	0.174	-0.199***	-0.190***	-0.009	-0.179***	-0.279***
年龄	-0.014	0.038***	-0.052	0.024	0.061***	-0.037	0.099***	0.115***	-0.016	0.054***	0.062***	-0.008
小学	0.021	0.121*	-0.100	-0.063	0.533**	-0.596				-0.025	0.161**	-0.186
初中	0.154	0.284***	-0.130	0.100	0.653***	-0.553	0.152	0.115	0.037	0.178	0.331***	-0.153
高中	0.441	0.424***	0.017	0.248	0.825***	-0.577	0.567**	0.310**	0.257	0.461***	0.489***	-0.028
大专 大本	0.633*	0.884***	-0.251	0.562***	1.097***	-0.535	0.996***	0.703***	0.293	0.872***	0.860***	0.012
研究生							1.417***	1.064***	0.353	1.311***	1.250***	0.061
农业 户口	-0.094	-0.002	-0.092	-0.127	-0.054*	-0.073	-0.053	-0.058	0.005	-0.080	-0.036*	-0.044
外地 员工	0.182	0.158***	0.024	0.030	0.111***	-0.081	0.211***	0.131***	0.080	0.181***	0.110***	0.071
非正 规	-0.008	-0.153	0.145	-0.039	-0.105	0.066	-0.029	-0.118	0.089	-0.041	-0.137	0.096
N	337	2760		613	2485		1045	2051		1995	7296	
R <sup>2</sup>	0.258	0.156		0.199	0.080		0.345	0.266		0.501	0.458	

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。  
资料来源：根据2008年、2010年、2011年、2012年、2013年和2015年CGSS数据计算得到。

分位组上会员平均工资更高，但分布集中程度却低于非会员，而且随着收入水平、会员比例的提高，工资集中程度也逐渐增强，说明工会对技能要素“扭曲效应”的程度由工会密度决定。

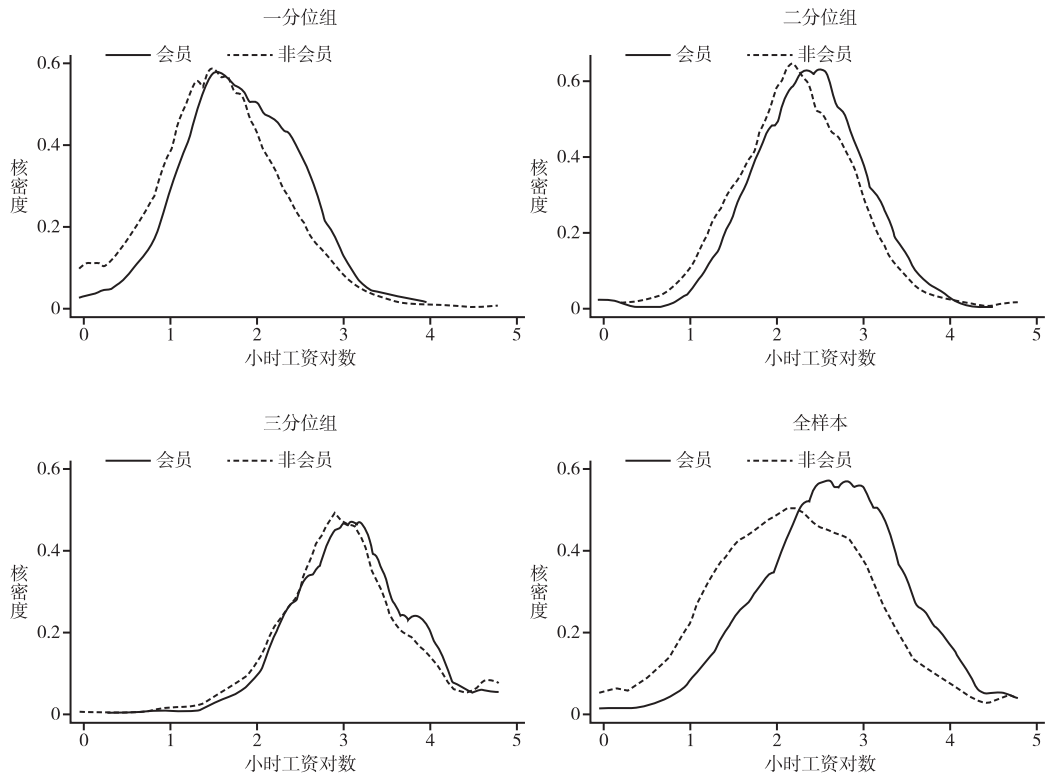


图1 工会会员和非会员工资核密度分布

资料来源：根据2008年、2010年、2011年、2012年、2013年和2015年CGSS数据计算得到。

### (三) 工会“压缩效应”及检验

工会对工资的“压缩效应”可以直观地从图1中全样本小时工资对数核密度分布看出，会员工资平均值和分布集中程度均高于非会员。为了分析工会对工资分布压缩程度，本文采用Pyatt（1976）的方法，以工会变量为标准，将员工劳动收入基尼系数分为组内差、组间差和交叠项。如表7第一栏所示，员工整体工资不平等程度较小，基尼系数只有0.222左右，组内不平等是主要原因。工会组基尼系数显著低于非工会组，而且呈逐年递减趋势，组间不平等对整体不平等贡献在15%~20%左右，这表明

全体员工工会化后可以减少总体收入不平等程度。当然,这种方法只是计算了工会组和非工会组的平均情况,没有控制其它影响劳动收入因素。

表 7 工会组和非工会组的基尼系数及分解

	2008 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2015 年	全部样本
第一栏: 基尼系数							
非工会组	0.242	0.258	0.261	0.226	0.194	0.196	0.231
工会组	0.192	0.189	0.184	0.158	0.138	0.136	0.176
基尼系数分解							
组间不平等	0.041 (18%)	0.053 (21%)	0.054 (21%)	0.037 (17%)	0.030 (16%)	0.030 (16%)	0.034 (15%)
交叠项	0.058 (25%)	0.044 (18%)	0.040 (16%)	0.034 (16%)	0.027 (14%)	0.026 (14%)	0.042 (19%)
组内不平等	0.130 (57%)	0.151 (61%)	0.158 (63%)	0.146 (67%)	0.130 (70%)	0.134 (70%)	0.146 (66%)
总基尼系数	0.229	0.248	0.252	0.217	0.187	0.191	0.222
第二栏: RIF 回归结果(因变量: 基尼系数)							
工会	-0.013 (0.144)	-0.014 (0.013)	-0.035* (0.019)	-0.015 (0.011)	0.004 (0.010)	-0.018 (0.012)	-0.020*** (0.005)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1208	1615	839	2030	2025	1574	9291
R <sup>2</sup>	0.264	0.155	0.158	0.168	0.208	0.161	0.152

注: 基尼系数分解结果下方括号内为份额占比, 回归结果下方括号内为标准误; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著; 限于篇幅, 本文省略控制变量回归结果, 如有需要可向作者索取。

资料来源: 根据 2008 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年和 2015 年 CGSS 数据计算得到。

为了进一步分析工会对员工收入不平等程度的影响, 本文利用 RIF 回归模型计算工会对收入不平等程度的效果, 表 7 第二栏汇报了回归结果。其中各年份之间工会对基尼系数影响程度差异较大, 且除 2013 年外各年系数都为负, 全样本中工会影响系数为 -0.020, 说明工会使全体员工劳动收入基尼系数降低 0.020。而且工会在不同收入阶段对工资不平等程度影响也存在显著异质性, 如表 8 所示。在一分位组工会基尼系数降低 0.037, 而在二、三分位组系数只降低 0.006、0.009, 这说明随着收入水平和会员比例提高不平等程度在降低, 而且工会对低收入员工工资不平等程度影响最大, 这从另一个角度反映图 1 中收入水平越高工资分布集中程度也越高的事实。这与发达国家情况相似, 工会密度和集体谈判覆盖率越高的国家, 其工资不平等程度也越低(孙兆阳, 2014b)。这一部分的分析可以说明, 工会能够改变工资分布, 缩小会员工资差异, 降低员工工资不平等程度, 证明假设三是正确的。



表 8 工会在不同收入阶段对工资基尼系数影响

	一分位组	二分位组	三分位组
第一栏：基尼系数			
非工会组	0.247	0.172	0.137
工会组	0.208	0.147	0.125
基尼系数分解			
组间不平等	0.015 (6%)	0.011 (7%)	0.007 (5%)
交叠项	0.033 (14%)	0.041 (24%)	0.052 (39%)
组内不平等	0.196 (80%)	0.115 (69%)	0.074 (56%)
总基尼系数	0.244	0.167	0.133
第二栏：RIF 回归结果(因变量：基尼系数)			
工会	-0.037*** (0.014)	-0.006 (0.008)	-0.009* (0.005)
其它控制变量	YES	YES	YES
N	3097	3098	3096
R <sup>2</sup>	0.079	0.055	0.069

注：基尼系数分解结果下方括号内为份额占比，回归结果下方括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著；限于篇幅，本文省略控制变量回归结果，如有需要可向作者索取。

资料来源：根据 2008 年、2010 年、2011 年、2012 年、2013 年和 2015 年 CGSS 数据计算得到。

不管是为了完成上级的任务要求，还是履行法律规定的义务，工会对企业员工的工资都产生了正面影响，特别是对低收入阶段员工的保护程度最大。这一效果部分是通过工作工资率的集体协商、强制执行最低工资标准、监督法定劳动时间等方面实现的，其客观结果就是改变了工资分布结构，使会员技能要素回报率和集中程度更高，这样大量会员围绕较高中值并集中在一个相对较小的范围内，从而构成了工会工资溢价。但是，中低收入群体中工会组的技能要素回报率并没有显著高于非工会组，说明在中低收入阶段工会进行集体谈判的能力和效果还有待加强。

上文从技术上分析了工会对员工工资影响的两种机制，但是工会影响工资的制度性因素还需要更加深入的探索。这里提出一些初步构想：一是工会通过更加严格执行劳动合同施加影响。劳动合同明确了员工的工作岗位、内容、职责、工资以及时间等项目，严格执行劳动合同能够更有效地保护员工权益。有的企业由于缺乏政府的监管和工会的监督致使员工权益受到损害，不管是接受上级的任务还是来自员工的压力，工会都能在一定程度上督促企业合规操作。二是加强工会对劳动法律执行和劳动权利

的监督力度。本文采用小时工资对数作为因变量,是国际上进行工资分析的标准格式。由于工会能保证员工合法工作时间,限制加班等超额工作,使会员在年工资不占优势的情况下实现较高的小时工资,一些研究(姚洋、钟宁桦,2008;孙中伟、贺霞旭,2012;李明、徐建伟,2014;王克,2017)都证明了这一观点。三是本文采用个人数据,通过工会认同以判断会员身份可以排除“无行动”工会。因为官方统计工会数据是以建立基层组织企业人数为基础,所以包括那些被“无行动”工会覆盖的员工后,工会对工资的影响被严重削弱。

## 五 结论与讨论

为了回答工会对企业员工有什么影响这个问题,本文首先分析了中国工会的工资影响效果的现有研究,在此基础上构建理论模型并提出假设,接着采用中国综合社会调查2008-2015年混合截面数据,分别采用倾向得分匹配、综合技能分组和再中心影响函数的方法,来分析工会工资溢价以及工会影响工资的两种机制。PSM分析显示存在工会工资溢价,会员小时工资对数比非会员高0.042,低于OLS回归结果的0.074。进一步分析工会工资溢价实现的两种机制,即“扭曲效应”和“压缩效应”,前者是工会通过运用工作工资率谈判改变技能要素回报率,从而实现工资优势;后者是缩小会员工资分布范围,降低工资差异。按照劳动技能水平对员工进行分类后,高收入组会员技能要素回报率扭曲程度最大,中等收入组工会影响最小。工会组工资基尼系数小于非工会组,且工资分布集中程度更高,工会使员工整体基尼系数降低了0.020。

本文通过规范的计量方法分析了工会工资溢价,初步探索了工会影响工资的两种机制,但仍然存在一些问题,有待深入研究。一是数据问题。因为本文采用中国综合社会调查,不是专门劳动力调查,在排除非核心观测值后,样本可能不满足随机抽样要求,有必要利用针对劳动力的专门调查数据来进一步验证工会对工资的作用机制。二是工会会员身份认定问题。个体问卷都采用主观问题判定会员身份,那么个人对工会的认可程度就成为影响分析工会效果的关键因素。如果被工会效应覆盖但不认可会员身份的员工比例高,那么分析结果就会削弱工会的实际作用。本文所用数据会员比例只有21%左右,就有这两方面问题的原因。因此如何更加准确地判断工会的覆盖范围以及会员身份需要更加深入的讨论。三是对市场以外因素的分析还不足。工会通过“扭曲效应”改变了会员技能要素回报率,但是在高收入分位中工会要素回报率差值高于中低分位,这与理论预期不一致,同时在中低分位中会员工资中值和平均值均高于非

会员，说明存在技能要素以外的因素影响员工工资，而且这些影响远高于工会的作用。这些制度化的要素如何影响工资结构，以及工会在其中的作用还需要进一步研究。

虽然中国工会由于长期以来的不作为和矛盾的功能定位而饱受批评，但是工会对企业员工工资的影响不容忽视，不管是通过工资集体协商还是监督法定标准，工会通过“扭曲效应”和“压缩效应”改变了工资分布，实现了工资溢价。但是工会对中低收入组关注还不够、影响还不大，比如一分位组会员比例只有 10.88%，只有三分位组的 1/3 左右。不论是工会对低收入组的客观覆盖率低，还是由于工会的“失位”导致会员认可程度不高，工会对低收入组保护偏弱的事实有待改善。且随着中国产业转型升级，低技能劳动密集型企业逐渐失去竞争空间，新行业新产业对工人技能水平提出更高要求，工会应该更多关注低技能劳动者的技能升级，使他们更好地适应产业的需要，提高收入水平。

### 参考文献：

- 常凯（2013），《劳动关系的集体化转型与政府劳工政策的完善》，《中国社会科学》第 6 期，第 91-108 页。
- 李光勤、曹建华、邵帅（2017），《维权、工会与工资上涨》，《经济学动态》第 5 期，第 41-52 页。
- 李丽林、苗苗、胡梦洁、武静云（2011），《2004-2010 年我国典型停工事件分析》，《中国人力资源开发》第 3 期，第 80-83 页。
- 李龙、宋月萍（2017），《工会参与对农民工工资率的影响——基于倾向值方法的检验》，《中国农村经济》第 3 期，第 2-17 页。
- 李明、徐建炜（2014），《谁从中国工会会员身份中获益？》，《经济研究》第 5 期，第 49-62 页。
- 李永杰、魏下海、蓝嘉俊（2013），《工会存在“工资溢价”吗？——来自中国的经验证据》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第 5 期，第 127-133 页。
- 刘海洋、刘峰、吴龙（2013），《工会提高了员工福利和企业效率吗？——来自第一次全国经济普查的微观证据》，《产业经济研究》第 5 期，第 65-73 页。
- 毛学峰、刘靖、张车伟（2016），《中国的工会可以降低性别工资差异吗》，《经济学动态》第 5 期，第 26-36 页。
- 莫旋、刘杰（2016），《出口企业是否存在工资溢价——基于中国工业企业微观数据的

- 经验研究》，《国际商务（对外经济贸易大学学报）》第6期，第47-55页。
- 乔健（2008），《在国家、企业和劳工之间：工会在市场经济转型中的多重角色——对1811名企业工会主席的问卷调查》，《当代世界与社会主义》第2期，第144-154页。
- 卿石松、刘明巍（2014），《劳动合同和工会的权益保护作用——基于CGSS2008的经验分析》，《社会学评论》第1期，第57-70页。
- 孙兆阳（2013），《工会发展与工资不平等：美英工会的标准化工资率策略》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第6期，第63-73页。
- 孙兆阳（2014a），《工会能够提高工人工资么？——基于上海市闵行区“企业—员工”匹配调查的分析》，《劳动经济研究》第2期，第153-171页。
- 孙兆阳（2014b），《集体谈判与收入不平等：美国、法国和瑞典的比较》，《中国人力资源开发》第11期，第106-114页。
- 孙中伟、贺霞旭（2012），《工会建设与外来工劳动权益保护——兼论一种“稻草人机制”》，《管理世界》第12期，第46-60页。
- 王克（2017），《劳动合同和工会能否保护劳动者合法权益？——基于CGSS（2008、2010、2013）经验数据的实证分析》，《南京财经大学学报》第3期，第97-108页。
- 王鸣、李永杰（2014），《中国工会是否改善员工工资福利？——来自2013年广东佛山南海企业—员工匹配数据的证据》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第6期，第113-120页。
- 魏下海、董志强、黄玖立（2013），《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》，《经济研究》第8期，第16-28页。
- 吴清军（2012），《集体协商与“国家主导”下的劳动关系治理——指标管理的策略与实践》，《社会学研究》第3期，第66-89页。
- 吴亚平、乔健、李珂（2008），《基层工会组建形式的多样性及维权实效性研究》，《中国劳动关系学院学报》第2期，第34-38页。
- 夏小林（2004），《私营部门：劳资关系及协调机制》，《管理世界》第6期，第33-52页。
- 徐雷、屈沙、杜素珍（2017），《劳动合同、工会身份与劳动者权益保障——基于CGSS2013数据的验证》，《财经论丛》第1期，第3-11页。
- 杨继东、杨其静（2013），《工会、政治关联与工资决定——基于中国企业调查数据的分析》，《世界经济文汇》第2期，第36-49页。

- 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1期，第25-30页。
- 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，第5-29页。
- 易定红、袁青川（2015），《中国工会存在工资溢价吗——基于控制样本选择性偏差的Blinder-Oaxaca回归分解》，《经济理论与经济管理》第2期，第31-39页。
- 游正林（2010），《60年来中国工会的三次大改革》，《社会学研究》第4期，第76-105页。
- 袁国敏、熊海珠（2017），《中国工会是否存在工资溢价效应——基于2013年CGSS数据的分析》，《宜宾学院学报》第5期，第32-39页。
- 袁青川（2015a），《基于倾向值匹配估计的工会工资溢价研究》，《经济经纬》第3期，第114-119页。
- 袁青川（2015b），《工会覆盖效应与工会会员效应下的工资分布研究——来自2012年雇员雇主匹配数据的经验》，《商业经济与管理》第8期，第32-43页。
- 袁青川（2018），《中国工会覆盖效应下的工资溢价实证研究——来自2012年雇员雇主匹配数据的经验》，《中国劳动关系学院学报》第1期，第100-113页。
- 袁青川、易定红（2017），《中国工会对工资收入分配不平等影响的实证分析——基于基尼系数的RIF-OLS估计的Blinder-Oaxaca分解》，《中国劳动关系学院学报》第5期，第106-116页。
- 詹宇波、张军、徐伟（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，第63-83页。
- Bryson, Alex (2002). The Union Membership Wage Premium: An Analysis Using Propensity Score Matching. *CEP Discussion Paper*, No. 0530.
- Card, David (1996). The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 64 (4), 957-979.
- Eren, Ozkan (2007). Measuring the Union-Nonunion Wage Gap Using Propensity Score Matching. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 46 (4), 766-780.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 77 (3), 953-973.
- Freeman, Richard (1980). Unionism and the Dispersion of Wages. *ILR Review*, 34 (1), 3-23.
- Freeman, Richard (1984). Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions. *Journal of Labor Economics*, 2 (1), 1-26.



- Freeman, Richard & James Medoff (1985). What Do Unions Do? *ILR Review*, 38 (2), 244 – 245.
- Ge, Ying (2007). What Do Unions Do in China? *SSRN Working Paper*, No. 1031084.
- Lu, Yi, Zhigang Tao & Yijiang Wang (2010). Union Effects on Performance and Employment Relations: Evidence from China. *China Economic Review*, 21 (1), 202 – 210.
- Pyatt, Graham (1976). On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. *The Economic Journal*, 86 (342), 243 – 255.
- Webb, Sidney & Beatrice Webb (1902). *Problems of Modern Industry*. London: Longman Press.
- Yao, Yang & Ninghua Zhong (2013). Unions and Workers' Welfare in Chinese Firms. *Journal of Labor Economics*, 31 (3), 633 – 667.
- Zhang, Yuan, Jianqi Chen & Prins Wong (2011). Effect of Trade Unions on Industrial Labor Income in China. *Asian Politics & Policy*, 3 (1), 95 – 114.

## How Does Trade Union Influence Workers' Wage in China: An Analysis Based on CGSS 2008 – 2015 Mixed Cross-Sectional Data

Sun Zhaoyang<sup>1</sup> & Liu Yujin<sup>2</sup>

(National Institute of Social Development, Chinese Academy of Social Sciences<sup>1</sup>;

School of Continuing Education, Beijing College of Finance and Commerce<sup>2</sup>)

**Abstract:** The paper focuses on the trade union's influence and its mechanism on workers' wage by using propensity score matching, general skill group, and re-centered influence function methods based on mixed cross-sectional data from China General Social Survey (CGSS) 2008 – 2015. The results show that there is a significant trade union wage premium effect, which is 4.18 percent of hourly wage premium. Union has changed wage distribution through a twisting effect, by which union can increase human capital compensation rate, and there is a compressing effect which narrows wage distribution of union members. Union has more influences on high skill group. Also, Gini coefficient is lower among union members than nonunion workers, and union can reduce Gini coefficient of all workers by 0.020.

**Keywords:** trade union, wage premium, twisting effect, compressing effect

**JEL Classification:** J31, J51

(责任编辑: 封永刚)