

## 对外贸易、加工贸易与劳动争议

——来自 1998 - 2012 年中国省际面板数据的证据

詹宇波 陈 强\*

**内容提要** 本文使用 1998 - 2012 年中国省际面板数据，研究对外贸易对中国劳动争议的影响。研究发现，中国对外贸易的发展对劳动争议的发生有显著正向影响，而工会并没有发挥缓解劳资纠纷的作用。考虑到加工贸易在中国占有较高比重，本文对加工贸易对劳动争议的影响进行了检验，发现加工贸易对劳动争议的影响显著为正，并且相较于对外贸易而言，加工贸易对劳动争议发生的影响更大，之后的稳健性检验支持了上述结论。

**关键词** 对外贸易 劳动争议 加工贸易 工会

### 一 引言

改革开放以来，中国经济的增长在很大程度上得益于融入全球化，尤其是对外贸易的发展。根据《中国统计年鉴》，中国进出口贸易总额从 1978 年的 206.4 亿美元上升到 2016 年的 3.95 万亿美元，贸易依存度从 1978 年的 9.8% 上升至 2007 年的 62.5%，达到最高水平，随后增速有所放缓。相关研究主要关注对外贸易的增长效应、工资效应和技术溢出效应（杨全发、舒元，1998；赵陵等，2001；包群等，2003；李小平、朱钟棣，2006；包群等，2011）。

\* 詹宇波，上海大学经济学院，电子邮箱：zhanyubo@shu.edu.cn；陈强，西部证券有限公司，电子邮箱：13651888378@163.com。本文系国家自然科学基金面上项目“劳动者议价能力测度及其对制造业生产效率的影响机制研究”（批准号：71673180）和上海市哲学社会科学规划项目“经济转型期劳动者议价能力对制造业企业创新的影响研究”（批准号：2016BJB007）的阶段性研究成果。

伴随着对外贸易的发展,劳资矛盾日益激化、各类劳资纠纷日益增多,这在一定程度上成为影响社会稳定的重要因素之一(Cai & Wang, 2012)。根据《中国劳动统计年鉴》提供的数据,伴随着20世纪末期的大规模国有企业改革和2001年中国加入世界贸易组织(World Trade Organization,简称WTO),中国的劳动争议案件显著增多。2008年新《劳动合同法》实施后,劳动争议更呈现出跳跃式增长,对外贸易、加工贸易与劳动争议的变动趋势如图1所示。

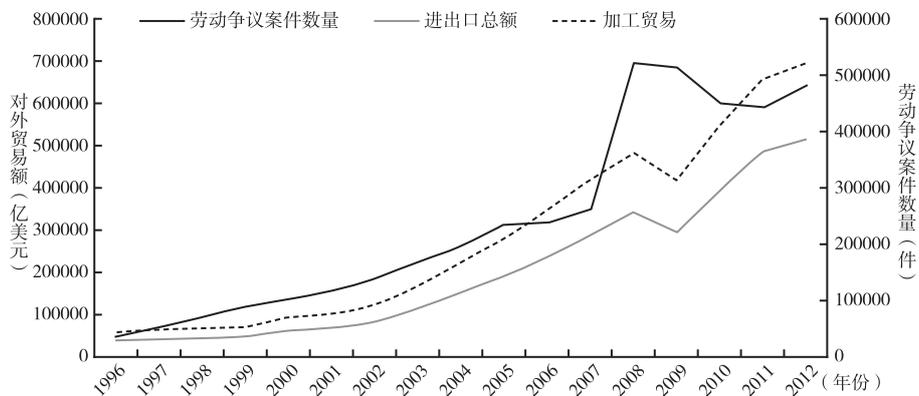


图1 1998-2012年中国劳动争议案件数量、进出口贸易总额和加工贸易总额

资料来源:根据《中国劳动统计年鉴》(1999-2013)和《中国贸易外经统计年鉴》(1999-2013)数据计算得到。

如图1所示,对外贸易的发展与劳动争议案件的发生存在较为明显的正向变化关系,但是我们并不清楚二者之间是否存在因果关系。当前,中国正处在经济转型和产业升级的攻关期,传统产业结构和贸易结构的调整必定带来劳动力、资本等要素的重新配置,这些变化有可能在一定程度上加剧劳动争议案件的发生。本文关注对外贸易规模的变化对劳动争议案件的发生所产生的影响以及工会在缓解劳资纠纷方面是否发挥了作用。考虑到加工贸易在中国对外贸易中所占份额较大,本文还特别关注了加工贸易对劳动争议的影响。

基于对1998-2012年中国省际面板数据的研究,本文有以下发现。第一,中国贸易依存度的提高显著提高了劳动争议发生率。第二,当贸易依存度提高时,工会会员比例的变化并没有显著降低劳动争议发生率,而贸易依存度与工会会员比例的交互项对劳动争议却有着显著为正的影晌,这说明工会并没有有效发挥缓解劳动争议的作用。第三,考虑到加工贸易在中国对外贸易中的重要性,我们还使用加工贸易占比替代贸

易依存度，发现加工贸易对劳动争议的影响仍然显著为正，且系数值更大，这表明，加工贸易更有可能激化劳资矛盾，导致更多的劳动争议。我们对上述计量结果进行了稳健性检验，结果显示这些结论具有较好的稳健性。

本文以下部分安排如下：第二部分为相关文献综述，梳理和总结了对外贸易如何影响劳动者权益；第三部分介绍了本研究使用的数据和计量模型的构建；第四部分讨论了对外贸易和加工贸易对劳动争议的产生的影响，并讨论了工会的作用；第五部分汇报了稳健性检验结果；最后是结论和政策建议。

## 二 文献综述

随着全球化的深化，一些研究开始关注劳动者权益保护问题。然而，在贸易开放同劳动权利之间存在何种关系这一问题上，并没有达成一致结论（Gallagher, 2007; Hafner-Burton, 2005）。有学者认为，贸易对规范劳工标准具有显著促进作用，有助于提升劳动者地位，保护劳动者权益，改善其处境、福利以及工资待遇，有助于缓和劳资矛盾，减少劳动争议，对劳动权利具有“螺旋上升”式的正效应（Kucera & Sarna, 2006）。从20世纪80年代起，发展中国家大力发展对外贸易，并在一定程度上实现了当地劳动者权利的提升（Garrett, 2000）。

现阶段的劳动争议研究主要从贸易的宗主国与东道国的异质性着手，研究其对国内劳动争议的影响，主要有以下两个研究角度。一是“发达国家同发展中国家的贸易对发达国家的劳动争议的作用机制”（Neumayer & de Soysa, 2011）；二是强调“发展中国家同发达国家开展贸易对发展中国家劳动争议的影响”。归根结底，即为“南北贸易”分别对“南方”和“北方”国内的劳动争议产生何种影响。Krishna et al.(2012)指出，在“南北贸易”中，发达国家的劳工待遇更高、劳动时间更短，劳动力成本居高不下，因此，面对发展中国家低劳动力成本生产的产品所带来的冲击，发达国家的传统行业尤其是制造业，被迫降低劳工成本以求生存，或诉诸技术创新或被淘汰。在迫于竞争而倒逼传统企业改革的过程中，劳资双方矛盾日益激化，以工会为首的劳工组织发起谈判、抗议乃至罢工。Busse（2004）发现，人均国内生产总值（GDP）、教育水平同劳动权利的保护呈正相关，但是贸易依存度同以公民权利为代理变量的劳动标准却呈负相关，简而言之，贸易开放损害了公民的权利。

对于“南北贸易”中的发展中国家而言，经济水平的落后和较大的人口基数，导

致了低廉的劳动力价格，在国际贸易的竞争中形成了明显的人力成本优势。有鉴于此，Busse（2002）指出，非熟练劳动密集型产品的出口占总产品出口的比重越高，该国或地区在劳动力成本上就越拥有相对优势，其强制性劳动就越普遍，工会化程度越低，对劳动权利的保护越匮乏。Mosley & Uno（2007）借鉴Kucera（2002）的研究中所采用的方法与测度标准，将样本所覆盖的范围扩大至90个国家和地区，时间跨度也扩大到1985-2002年，研究发现，全球化对劳动权利保护的影响效应并不一致。贸易依存度的增加并没有促进劳动权利的改善，相反却起着抑制作用。

全球化对劳动权利的保护具有负面效应。跨国公司之所以选择外包生产是为了降低劳动成本和实现成本控制，这会使得国家间为吸引资金而展开激烈竞争，较为常见的做法是抑制工会，打击集会活动，从而使得劳动权利得不到保障，劳资之间的矛盾不断激化（Drezner，2001）。在跨国实证研究中，Rodrik（1997）发现，为了吸引外资和提升自身的国际竞争力，一些国家或地区往往以牺牲劳动福利为代价，损害劳动者的基本权利，从而导致劳动争议不断。Mosley & Uno（2007）从集体劳动权利入手，通过国家间的面板数据得出，经济开放程度对集体劳动权利有显著负效应，进出口的增长并未促使劳动权利的提高；此外，在加入地区间竞争指标后再次度量的结果显示，竞争同集体劳动权利的保护也呈现出负效应，在追求国际竞争力的同时，一些国家或地区往往以牺牲劳动权利为代价，形成了劳工利益的“向下竞争”（Race to Bottom），劳资双方作为对立的主体，难以实现双赢。

从20世纪70年代开始，随着劳动力成本的逐步提高，制造业企业从欧美发达国家和新兴工业化地区，通过外包的方式转向劳动力资源丰富的亚洲、拉丁美洲和非洲。建立出口加工区，提供税收优惠和廉价劳动力，并弱化政府对“劳动体制”的干预，成为这些发展中国家和地区吸引外资的主要方法。虽然这些国家和地区竭力解决劳动争议，缓和劳资矛盾，但是效果甚微（Kuruvilla & Erickson，2002）。资本在全球范围追求利润最大化造成了工作条件和劳工利益的“向下竞争”（Ross & Chan，2002；Chan，2003；Aguirre & Reese，2004）。在欧美发达经济体，制造业集聚了大量移民工人，而发展中国家和地区的出口加工区产业集中也反映了这一趋势，这带来一系列“血汗工厂”问题，如强迫性劳动和就业歧视（Neumayer & de Soysa，2011）、童工问题、结社和集会权利受到抑制、工作条件恶劣、无报酬加班、职业伤害、职业病、工资过低等问题。这些问题致使劳动争议频发，并广为社会所诟病。

中国关于劳动争议的研究起步相对较晚，并且很多都是借鉴国外研究的经验，从

贸易的视角对劳动争议进行的研究尤其匮乏。目前国内学者在劳动争议研究中的贡献主要集中于以下几点。

首先是经济因素论。这种观点认为，资本全球性以及全球性生产体系的形成加剧了劳动者对资本的依赖，强化了资本对劳动者的控制。资本追求利润最大化造成了工作条件和劳动者权益的“向下竞争”。李向民和邱立成（2009）认为，政府政策、GDP及实际工资水平对外商直接投资（Foreign Direct Investment，简称FDI）进入中国具有实质性影响，由于工会力量缺失，其对FDI的影响不显著，但FDI对工会力量、劳动争议数量却有显著影响，随着FDI的不断增加，工会专职干部比例减少，产均劳动争议呈扩大趋势。但是在其研究中由于产均劳动争议变量数据较少，为了不影响检验功效，在检验劳资关系对FDI区位影响时，舍去该变量，仅对工会会员密度、工会专职人员比例和影响FDI的因素进行分析，因此其结果并不能有效地评估外资流动对劳动争议的影响。

第二个是城乡差异论。中国经济的城乡二元结构使得中国的劳资矛盾更趋复杂化。中国的劳动争议不仅在不同所有制企业中有各自特征，而且在不同身份的工人之间也存在不容忽视的差异。李强（2002）指出，进城农民工与城市企业冗员劳动者，特别是那些非熟练工人之间存在竞争关系，因此，城市政府以户口状况作为依据，对城市居民进行就业保护。蔡昉等（2001）认为，城市政府根据城市就业压力的周期性变化，对农民工采取默许接受或明确排斥的政策。姚先国和赖普清（2004）在Mincer工资决定方程的基础上增加性别和培训作为人力资本解释变量，增加劳动合同、工会会员、企业规模以及企业所有制性质作为企业特征解释变量，运用Blinder-Oaxaca分解方法度量劳资关系城乡户籍歧视。结果发现，中国劳动力市场上的城乡差异不仅存在于工资收入方面，而且在就业岗位、福利待遇、工作条件、劳动合同、工会参与等劳资关系方面也是如此。在劳动力无限供给的二元经济发展阶段，城乡居民之间仍然存在着较强烈的利益对峙。城市居民具有较强的谈判能力或政策影响力，使其在利益博弈中处于优势地位，这也是城乡劳动争议发生的重要原因之一（Cai & Wang, 2012）。

第三个是制度因素论。这种观点认为，地方政府追求经济增长抑制了协调劳资关系的公共管理目标与行为，政府向自身利益和雇主利益倾斜，导致劳资失衡。李亚雄（2012）指出，在完全市场作用下，资方或管理方本身就具有较强的权力而这种权力无疑需要相关法律、劳工政策、工会等因素的制衡。然而，在加工贸易企业中一个较

为普遍的现象却是资方拥有权力和关系双优势，地方政府保护投资优先于保护弱势群体，而工人具有市场与结社力量的双重弱势，这样就很容易形成失衡的劳资关系模式。

第四个是私营部门竞争论。劳资关系的不平衡实际上反映了双方力量及资源的不平衡。常凯（2002）认为，劳资力量极端不平衡是劳资关系失衡的深层原因。中国劳动者特别是私营企业的劳动者尚未形成有组织的社会力量。夏小林（2004）对浙江省私营部门劳资关系的研究发现，存在严重的雇主单方支配工资和劳动条件的“垄断因素”的劳资关系，反映了劳动力市场由雇主主导的特征，私营部门中的雇工面对劳动合同、工资、劳动时间、工作安全条件、社会保障等方面的权益时，议价能力非常低。姚先国和赖普清（2004）基于对浙江省民营企业数据的研究，描述了劳资关系的基本态势，阐述了劳资纠纷的特点，分析了劳资冲突产生的内在机理。其研究指出，在经济转型时期，民营企业的劳资关系与其说是“强资本、弱劳动”，不如说是相对的弱资本与绝对的弱劳动。在劳动关系中，劳动者始终处于绝对的弱势地位，权利难以得到保障。

第五个是综合因素论。这种观点认为，全球化生产既受国家制度安排影响，也受地方性实践差异的影响。Cai & Wang（2012）发现，人均GDP和出口份额对劳动争议具有显著的正效应，在出口份额较高的地区，人们有更多的就业机会，劳动者的议价能力相对较强，普遍享有更高的工资水平和福利待遇。而且这些地区的劳动者往往对劳动法律以及规则有更充分的了解，在出现就业歧视或者待遇不公平时，更倾向于付诸于维权而非辞职，从而导致劳动争议的发生率也更高。

### 三 数据、变量与方程

#### （一）数据

本文所采用的数据包括《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国工会统计年鉴》、《中国贸易外经统计年鉴》以及由各省统计年鉴整理而成的省际面板数据。其中，加工贸易数据从分省统计年鉴中提取而来。由于分省的加工贸易数据在1998年之前存在不同程度的缺失，以及来自于劳动统计年鉴的劳动争议发生的案件数在1998年前后统计口径不一致，因而，本研究提取1998-2012年的相关数据。此外，为保证数据口径的相对一致性，西藏自治区、海南省、重庆市不包括在内。

## （二）计量方程与变量

### 1. 计量方程

基于 Cai & Wang (2012) 的研究, 本文引入贸易依存度 (*openness*) 作为核心解释变量, 设定如下计量方程:

$$pdispute_{it} = \alpha + \beta \cdot openness_{it} + \varphi \cdot X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式 (1) 中,  $i$  表示省份,  $t$  表示年份,  $pdispute_{it}$  为劳动争议发生率,  $openness_{it}$  为贸易依存度,  $X_{it}$  表示影响劳动争议发生的其他控制变量,  $\theta_i$  和  $\mu_t$  表示非观测的地区和时间特定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

### 2. 被解释变量

本文的被解释变量为劳动争议发生率。劳动争议反映了劳资双方矛盾激化的结果, 其背后是劳动标准、劳动条件以及工资等影响劳资关系的诸多因素。本文使用《中国劳动统计年鉴》中“劳动争议当期受理案件数”作为对劳动争议的度量。本文采用“劳动争议发生率”而非劳动争议案件的绝对数, 主要是考虑到随着就业人数的增加, 劳动争议的数量也相应增加, 因此绝对数并不能体现劳动争议随时间的变化趋势, 从而使用劳动争议发生率来剔除掉就业人口增加所带来的影响 (Cai & Wang, 2012)。其中, 劳动争议发生率的计算如下:

$$pdispute_{it} = \frac{\text{劳动争议案件中涉及劳动者人数}_{it}}{\text{就业总人口数}_{it}} \times 100 \quad (2)$$

其中,  $pdispute_{it}$  代表  $i$  省在  $t$  年的劳动争议发生率。就业总人口数来自于《中国统计年鉴》的劳动力就业人口总数。

### 3. 解释变量

本文的核心解释变量为贸易依存度 (*openness*), 是指某个地区进出口总额占 GDP 的比重。正如前面所说, 对外贸易同劳动争议之间的关系存在着非常大的不确定性。Mosley & Uno (2007) 指出, 贸易与劳动权利之间存在负效应, 贸易依存度高的国家或地区为了维持在国际市场上的竞争优势, 倾向于降低劳动标准。但最近, Neumayer & de Soysa (2011) 的研究发现恰恰相反, 贸易不仅可以促进劳动标准的提高, 改善工人的处境, 还有助于调和劳资矛盾, 减少劳动争议。

本文的计量模型中还包含如下控制变量:

#### (1) 工会化程度 (*union*)

我们采用参加工会的人数占总劳动人口的比重来度量工会化程度。劳资双方因为

利益关系出现分歧时,首先应当通过工会进行调解,若矛盾达成一致,分歧得以解决,那么就不会形成劳动争议。相反,若工会没能发挥缓解劳资双方矛盾纠纷的作用,矛盾得不到解决,劳动者就会继续申诉,从而产生劳动争议。于米和佟安琪(2012)通过工会会员人数、工会组建率等指标衡量工会化程度对劳动争议的影响,研究发现,随着工会组建率的提高,劳动争议的发生反而增加,这很大程度上归因于,工会覆盖率的提高带来工人“声张”权利的成本降低。但是这一说法并未得到广泛认同,根据中国当前现状,工会仍在某种程度上被定位为企业职能部门,工会的独立性受企业管理层的制约,并不能有效发挥维护劳工合法权益的作用。随着开放化程度的进一步提升,中国工会制度也在逐步与国际接轨,吸收国际工会的工作经验,在这一过程中,工会也有可能缓解劳动争议中起到积极作用。

#### (2) 人均 GDP ( $\ln pcgdp$ )

我们在模型中用  $\ln pcgdp$  表示人均 GDP 的自然对数值,并以 1998 年作为基期对之进行了调整。考虑到可能存在的非线性特征,我们还加入了  $\ln pcgdp$  的平方项。

#### (3) 工资 ( $wage$ )

工资是影响劳资关系和劳动争议发生的核心因素。近年来,中国对外贸易开放水平稳步提升,而出口企业员工工资水平并没有因此改善,反而持续处于较低水平,增长缓慢或者多年不增长成为常态。工资作为劳动关系运行的重要内在变量,直接影响劳动争议的发生。张绍平(2012)通过对中国1996-2009年劳动争议情况及实际工资总额、实际平均工资建立模型分析后得出,劳动争议同实际劳动工资总额及平均工资呈正相关,并且结果显著。本文同时构建“劳动收入分配”这一变量,得出现阶段的劳动者更加关注工资的绝对数量而非工资分配的公平性。因此,我们使用当年平均工资水平较上年平均工资水平的增长幅度作为工资增幅( $wage$ )引入到模型中,以期探讨工资的增长对劳动争议发生率的影响。

#### (4) 人均 FDI 流入 ( $fdi\_flowpc$ )

自改革开放以来,FDI 无论是从规模还是覆盖的行业上都有进一步扩大的趋势。现阶段 FDI 流入的行业主要集中于劳动密集型的制造业部门,其劳资关系更趋紧张,属劳动争议频发的行业。劳动密集型行业技术水准以及工资水平都比较低,劳工标准较差,并且管理上较混乱,缺乏对劳工的保障,劳动争议频发(常凯,2002)。此外,李向民和邱立成(2009)研究发现,FDI 对产均劳动争议有显著影响,随着 FDI 规模的扩大,产均劳动争议将会增加。因此,本文加入人均 FDI 流入作为控制变量以反映在

FDI 流入过程中对劳动争议的影响。

#### (5) 劳动力增幅 (*labor*)

劳动力绝对数的增长是致使劳动争议增加的直接因素之一，虽然本文采用劳动争议发生率来规避劳动力增长绝对数对劳动争议的干扰，我们仍然要考虑到劳动力增幅的变动对劳动争议发生率的影响。因此，本文通过使用当年劳动力人口数较上年的同比增长率这一指标来度量劳动力增幅。

#### (6) 城镇化率 (*city rate*)

自改革开放以来，中国从计划经济体制向以开放和市场经济为导向的经济转型，以加工贸易为主的对外贸易迅速发展，吸引了大量农村剩余劳动力向城镇转移，以雇佣关系为主的劳资关系逐步取代了原有的农业生产关系，在提升中国城镇化水平的同时，大量农村劳动力的涌入也必然引致纷繁复杂的劳资纠纷。因此，本文使用城镇人口总数比总人口数的指标来度量城镇化率 (*city rate*)。

表 1 所有变量描述性统计

变量	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差	样本量
劳动争议发生率	0.7359	0.0008	0.0576	0.0278	0.0961	420
贸易依存度	1.7991	0.0320	0.3264	0.1253	0.4174	420
加工贸易占比	1.4540	0.0005	0.1903	0.0308	0.2983	420
工会化程度	0.7832	0.0048	0.2610	0.2404	0.1314	420
工资增幅	0.2842	0.0258	0.1399	0.1377	0.0422	420
人均 FDI 流入	0.8767	0.0008	0.0866	0.0365	0.1229	420
人均固定资本	2.8720	-2.8183	0.5654	0.5065	0.8810	420
人均 GDP	11.6890	7.7607	9.7480	9.7377	0.8976	420
劳动力增幅	0.3554	-0.9897	0.0130	0.0129	0.0613	420
城镇化率	0.8930	0.2079	0.4626	0.4354	0.1578	420

资料来源：根据整理的中国省际面板数据计算得到。

## 四 计量结果及分析

### (一) 对外贸易影响劳动争议的发生吗

本部分报告了模型的基本回归结果。表 2 报告了面板固定效应与随机效应的估计

结果。Hausman 检验结果的卡方为 88.18，在 1% 显著性水平上拒绝零假设，显示固定效应模型更加适用。另外，考虑到劳动争议的增加导致企业处理劳动争议的成本增加，有可能在一定程度上抑制企业开展国际贸易，从而产生内生性，基于此，我们使用系统广义矩（GMM）方法进行估计，尝试消除内生性对估计结果的影响，结果如表 2 所示。

表 2 基本模型估计结果

	固定效应	随机效应	系统广义矩
滞后一期劳动争议发生率			0.7851 *** (0.0035)
贸易依存度	0.1021 *** (0.0224)	0.0980 *** (0.0133)	0.0231 *** (0.0010)
工会化程度	0.2120 *** (0.0620)	0.1452 *** (0.0531)	0.1214 *** (0.0055)
工资增幅	-0.1813 *** (0.0576)	-0.1840 *** (0.0592)	-0.0178 ** (0.0084)
人均 FDI 流入	0.3502 *** (0.0442)	0.2551 *** (0.0416)	0.0624 *** (0.0096)
人均固定资本	-0.0322 *** (0.0117)	-0.0119 (0.0102)	-0.0000 (0.0005)
人均 GDP	0.0194 ** (0.0086)	0.0137 * (0.0077)	-0.0041 *** (0.0008)
劳动力增幅	0.0229 (0.0396)	0.0493 (0.0406)	-0.0156 *** (0.0009)
城镇化率	0.0075 (0.0164)	0.0132 (0.0164)	-0.0235 *** (0.0014)
常数项	-0.2101 *** (0.0774)	-0.1422 ** (0.0719)	0.0270 *** (0.0059)
样本量	420	420	392

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。  
资料来源：根据整理的中国省际面板数据计算得到。

随着贸易依存度的进一步深化，在出口压力和贸易摩擦加剧的形势下，以牺牲劳工权益换取经济发展，在带来贸易增长的同时难免会激化劳资之间的矛盾。表 2 报告

的结果印证了这一假设，当贸易依存度的系数在 1% 的置信水平上显著为正，表明贸易依存度对劳动争议发生率具有显著的正效应，这也同 Cai & Wang (2012) 的发现一致。通过 GMM 的结果可以看到，控制变量贸易依存度 (*openness*) 无论是在方向还是显著性上都具有稳健性。

加工贸易是中国对外贸易的主力军，是中国参与国际贸易分工的主要形式，而加工贸易涉及 FDI 的流入，在外资流入过程中，“强资本”与“弱劳动”之间的矛盾始终难以实现平衡。资本在追求利润最大化的过程中，难免会损害劳工权益，致使劳资关系趋紧 (Gertler & Trigari, 2009)。表 2 中，控制变量人均 FDI 流入对劳动争议具有显著的正效应，也从另一方面佐证了全球化使得劳动争议增加的假设。

另外，工会化程度 (*union*) 对劳动争议的影响也是正向的，工会化程度越高，劳动争议发生率就越高，这一结论也正与 Cai & Wang (2012) 的结果一致。工会在缓解劳资纠纷中并没有发挥积极的作用。其他控制变量，如人均 FDI 流入 (*fdi\_flowpc*)、人均 GDP (*lnpcgdp*)、劳动力增幅 (*labor*)、城镇化率 (*city rate*) 作用效果均同预期一致。其中，作为引起劳动争议的重要因素之一，工资增幅 (*wage*) 对劳动争议发生率的影响是负向的，这和工资的增长在一定程度上缓解劳资矛盾有关。

## (二) 工会影响劳动争议的发生吗

如表 2 所示，对外贸易对劳动争议存在正向影响，本文对贸易如何影响劳动争议开展进一步研究。根据当前的议价制度安排，劳资双方产生矛盾时，首先要通过工会进行调解，在工会调解无果的情况下，才会诉诸于外部途径，从而形成劳动争议。按照这种制度安排，工会作为沟通劳资双方的重要桥梁和纽带，在调解劳资纠纷方面发挥着无可替代的作用。通过国外的研究经验可以看出，在影响劳动争议的诸多因素中，随着一个国家开放程度的不断提升，工会不断地吸取发达国家的经验，采取更多保护劳工权益的措施，劳资矛盾出现时，劳动者增加了声张权利的途径，从而使得劳动争议在工会层面得到解决，引申到企业外部的劳动争议发生率就会下降 (Saha et al., 2013; Neumayer, 2005; Krishna et al., 2012)。

考虑到以上两方面的因素，我们在本文的研究中，加入贸易依存度 (*openness*) 和工会化程度 (*union*) 的交互项，以检验在开放条件下，工会是否发挥了调解劳资纠纷、缓解劳资矛盾的作用。

基于式 (1)，加入贸易依存度和工会化程度交互项后构建如下模型：

$$pdispute_{it} = \alpha + \beta \cdot openness_{it} + \gamma \cdot union_{it} + \delta \cdot openness_{it} \cdot union_{it} + \varphi \cdot X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表3报告了加入贸易依存度和工会化程度交互项的估计结果。如表3所示,交互项  $openness \cdot union$  的系数为0.4940,在贸易依存度既定的前提下,工会化程度越高劳动争议的发生率越高。因此,开放条件下的工会并未在促进劳工维权和组织劳工运动中表现出积极作用。尤其是近年来劳动争议频发,工会在维护劳工权益上的作用也屡受质疑。

表3 加入贸易依存度同工会交互项的估计结果

	固定效应	随机效应	系统广义矩
滞后一期劳动争议发生率			0.7501 *** (0.0056)
贸易依存度	-0.1220 *** (0.0363)	-0.0513 *** (0.0193)	-0.0441 *** (0.0054)
工会化程度	-0.1872 ** (0.0784)	-0.1911 *** (0.0542)	-0.0979 *** (0.0166)
贸易依存度与工会化程度交互项	0.4940 *** (0.0654)	0.4481 *** (0.0475)	0.2153 *** (0.0133)
工资增幅	-0.1693 *** (0.0539)	-0.1741 *** (0.0570)	-0.0400 *** (0.0090)
人均 FDI 流入	0.2533 *** (0.0433)	0.1170 *** (0.0373)	0.0383 *** (0.0125)
人均固定资本	-0.0363 *** (0.0109)	0.0024 (0.0084)	0.0033 *** (0.0005)
人均 GDP	0.0514 *** (0.0090)	0.0296 *** (0.0071)	0.0076 *** (0.0010)
劳动力增幅	0.0311 (0.0370)	0.0838 ** (0.0391)	-0.0133 *** (0.0021)
城镇化率	-0.0037 (0.0153)	0.0153 (0.0158)	-0.0167 *** (0.0010)
常数项	-0.3871 *** (0.0760)	-0.2110 *** (0.0647)	-0.0317 *** (0.0109)
样本量	420	420	392

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源:根据整理的中国省际面板数据计算得到。

自改革开放以来，中国工会从国有企业普及到私营、民营企业及外资企业，工会组织的定位也从关心工人的工资福利等单一的功能向关注工人的发展、地位、权益等综合性功能转变，并且逐步建立起劳工的维权体系和机制，在协调劳资矛盾、改善劳资关系等方面都发挥了积极效应。然而，大多数企业中，工会仍旧属于企业管理层的附属，其行动及组织都受企业决策层的影响，难以实现独立运作，无法真正代表员工的利益。当劳资双方产生纠纷时，工会并不能作为客观公正的第三方予以调解，相反很多时候仍旧基于企业的利益来控制事态。在经济日益发展的今天，劳动争议已经成为社会和学界关注的焦点问题之一，如何充分发挥工会缓解劳资纠纷的作用则成为当务之急。

### （三）加工贸易在影响劳动争议发生时重要吗

加工贸易是中国参与全球分工的主要形式，外资及技术同国内廉价的剩余劳动力结合起来，使加工贸易蓬勃发展（王怀民，2009）。尽管近年来中国对外贸易结构不断优化，加工贸易仍占据相当大的比重，低廉的商品迅速占据国际市场，带动中国贸易出口额连年刷新。由于中国主要生产低附加值的产品，利润相对较低，所吸收的劳动力绝大部分是低技能的工人，工人的议价能力较低（唐东波，2011）。因此，在加工贸易过程中，更容易出现企业对低技能、低议价能力工人的压迫和强制劳动。我们引入加工贸易进出口总额占 GDP 的比重（*process\_gdp*）作为控制变量，研究其对劳动争议的影响，并构建如下模型：

$$pdispute_{it} = \alpha + \beta \cdot process\_gdp_{it} + \varphi \cdot X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$pdispute_{it} = \alpha + \beta \cdot process\_gdp_{it} + \gamma \cdot union_{it} + \delta \cdot process\_gdp_{it} \cdot union_{it} + \varphi \cdot X_{it} + \theta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

表4报告了以加工贸易占比为控制变量的计量结果，其中，第（1）列至第（3）列为对式（4）的计量结果，第（4）列至第（6）列为式（5）加入加工贸易占比与工会化程度的交互项后的结果。考虑到互为因果关系的内生性问题，我们采用 GMM 方法使用加工贸易占比滞后一期作为工具变量消除模型的内生性。同时，根据 Hausman 检验的结果，在 1% 的置信水平上拒绝原假设，选择固定效应模型，因此，仍旧根据固定效应模型估计结果来分析。

表4 以加工贸易为控制变量的估计结果

	(1) 固定效应	(2) 随机效应	(3) 系统广义矩	(4) 固定效应	(5) 随机效应	(6) 系统广义矩
滞后一期劳动争议发生率			0.7711 *** (0.0139)			0.7990 *** (0.0253)
加工贸易占比	0.1320 *** (0.0350)	0.1212 *** (0.0282)	0.0108 ** (0.0049)	-0.2352 *** (0.0576)	-0.1681 *** (0.0490)	-0.0636 ** (0.0298)
工会化程度	0.4820 *** (0.0812)	0.3583 *** (0.0785)	0.2093 *** (0.0148)	0.1621 * (0.0981)	0.1010 (0.0922)	0.0225 (0.0378)
加工贸易占比与工会化程度交互项				0.5492 *** (0.1040)	0.5083 *** (0.1001)	0.1830 *** (0.0546)
工资增幅	-0.2740 *** (0.0758)	-0.2611 *** (0.0813)	-0.0593 *** (0.0076)	-0.2802 *** (0.0719)	-0.2700 *** (0.0768)	-0.0526 ** (0.0214)
人均 FDI 流入	0.3591 *** (0.0523)	0.3272 *** (0.0528)	0.0639 *** (0.0117)	0.2792 *** (0.0518)	0.2791 *** (0.0512)	0.0602 *** (0.0132)
人均固定资本	-0.0542 *** (0.0137)	-0.0306 ** (0.0138)	-0.0091 *** (0.0017)	-0.0485 *** (0.0130)	-0.0296 ** (0.0131)	-0.0012 (0.0018)
人均 GDP	0.0096 (0.0099)	0.0085 (0.0102)	-0.0032 (0.0020)	0.0308 *** (0.0102)	0.0264 ** (0.0103)	0.0022 (0.0031)
劳动力增幅	-0.0116 (0.0433)	0.0088 (0.0465)	-0.0197 *** (0.0049)	-0.0046 (0.0411)	0.0108 (0.0439)	-0.0279 *** (0.0037)
城镇化率	-0.0156 (0.0219)	-0.0066 (0.0232)	-0.0293 *** (0.0028)	-0.0159 (0.0208)	-0.0048 (0.0219)	-0.0184 *** (0.0038)
常数项	-0.1190 (0.0919)	-0.0931 (0.0964)	0.0148 (0.0175)	-0.2281 ** (0.0896)	-0.1910 ** (0.0934)	-0.0017 (0.0223)
样本量	420	420	389	420	420	389

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据整理的中国省际面板数据计算得到。

如表4所示，相较于使用贸易依存度作为控制变量，使用加工贸易占比作为控制变量后的结果无论是从显著性还是方向上均没有变化。根据第(1)列中的结果，加工贸易占比 (*process\_gdp*) 的系数为0.1320，并且在1%的置信水平上显著，相较于表2中贸易依存度 (*openness*) 的系数0.1021有较大幅度提高。这表明，加工贸易对于劳动争议的影响较对外贸易对劳动争议的影响更大。这主要是由于，中国以加工贸易方式

参与国际分工，企业为了在全球竞争中保持优势，通过各种手段，如延长劳动时间、加大劳动强度等来提高产能，并通过无报酬加班、克扣工资和福利、弹性用工制度来降低劳动力成本，这使得劳动者权利受到侵犯，劳动争议频发。

#### （四）东部地区子样本回归结果

当前中国的加工贸易主要集中在东部沿海地区，这归因于以下几方面。首先，从政府层面来讲，中央率先在东部地区实施大量的税收优惠政策、产业鼓励政策及相关扶持政策，这使得 FDI 大量流入东部沿海地区，东部地区的加工贸易有先行优势。第二，从区位优势来讲，东部地区毗邻中国港澳台地区和日本、韩国等经济体，并且完全符合加工贸易所独有的“两头在外”的属性，海外运输的便利条件可以为加工贸易企业提供低廉的运输成本。第三，从产业集群效应来讲，由于东部地区率先开始加工贸易，周边上下游产业相对来讲较为健全，企业在生产过程中可以随时根据生产需求进行采购，避免大库存带来的存货风险。同时，采购的便利性也可以为企业节约时间成本及运输成本，保证企业经营的持续性，这些都是中西部地区难以比拟的。因此，研究东部地区的情况更加具有典型性，更能反映出加工贸易同劳动争议之间的关系，表 5 汇报了东部地区子样本回归结果。

表 5 对东部地区加工贸易子样本的估计结果

	(1) 固定效应	(2) 随机效应	(3) 系统广义矩	(4) 固定效应	(5) 随机效应	(6) 系统广义矩
滞后一期的劳动争议发生率			0.7761 *** (0.0458)			0.7501 *** (0.0464)
加工贸易占比	0.1451 *** (0.0490)	0.1220 *** (0.0350)	0.0215 *** (0.0184)	-0.2170 ** (0.0829)	-0.0798 (0.0656)	-0.0881 ** (0.0411)
工会化程度	0.5582 *** (0.1372)	0.3641 *** (0.1252)	0.1401 ** (0.0731)	0.1580 (0.1734)	-0.3191 ** (0.1420)	-0.0557 (0.0974)
加工贸易占比与工会化程度交互项				0.5441 *** (0.1540)	0.4780 *** (0.1471)	0.2753 *** (0.0923)
工资增幅	-0.5782 *** (0.1620)	-0.4701 ** (0.2103)	-0.1743 (0.1140)	-0.6090 *** (0.1550)	-0.4291 * (0.2212)	-0.2270 ** (0.1150)
人均 FDI 流入	0.3420 *** (0.0935)	0.0384 (0.0938)	0.0613 (0.0619)	0.2490 *** (0.0931)	-0.0217 (0.0873)	0.0549 (0.0616)
人均固定资本	-0.0626 *** (0.0214)	0.0390 * (0.0236)	-0.0002 (0.0125)	-0.0484 ** (0.0208)	0.0680 *** (0.0230)	0.0019 (0.0125)

续表

	(1) 固定效应	(2) 随机效应	(3) 系统广义矩	(4) 固定效应	(5) 随机效应	(6) 系统广义矩
人均 GDP	0.0103 (0.0185)	0.0480 ** (0.0206)	-0.0005 (0.0124)	0.0340 * (0.0189)	0.0707 *** (0.0211)	0.0080 (0.0127)
劳动力增幅	-0.0173 (0.0637)	0.0804 (0.0833)	-0.0238 (0.0347)	-0.0034 (0.0609)	0.1130 (0.0882)	-0.0262 (0.0345)
城镇化率	-0.0033 (0.0375)	0.0322 (0.0471)	-0.0268 (0.0246)	-0.0059 (0.0358)	0.0372 (0.0498)	-0.0171 (0.0247)
常数项	-0.1010 (0.1690)	-0.4290 ** (0.2022)	0.0096 (0.1170)	-0.1951 (0.1640)	-0.5730 *** (0.2071)	-0.0067 (0.1160)
样本量	137	137	131	137	137	131

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据整理的中国省际面板数据计算得到。

表5所汇报的结果进一步支持了加工贸易刺激劳动争议的结论。从计量结果上看，加工贸易占比对劳动争议的影响系数为0.1451，并且在1%的水平上显著，较使用全样本数据时加工贸易占比的影响系数0.1320更大，这说明，在东部地区随着加工贸易占比的增加，劳动争议发生率更高。

## 五 稳健性检验

### （一）工具变量法

贸易依存度同劳动争议发生率可能存在双向因果关系，在前面的研究中，我们使用系统广义矩估计消除内生性。在进一步的研究中，我们考虑使用工具变量法来对内生性进行处理，对前面的结果进行稳健性检验。研究对外贸易影响劳资关系的相关文献考虑了存在对外贸易内生于劳资矛盾的可能性，所以有必要构建对外贸易的工具变量。

根据 Frankel & Romer (1999) 的假设，地理位置因素（如两国之间的距离）决定对外贸易流量，但是同各国的劳动争议发生率并不存在直接的关联。因此，在本文的研究中，我们借鉴黄玖立和李坤望（2006）的做法，选用海外市场接近度（*fma*）作为贸易开放度的工具变量，取各省会城市到海岸线距离的倒数再乘以100作为海外市场

接近度。其中，由于沿海省份特殊的地理位置，其与海岸线的距离设定为该省内部与海岸线距离，取其地理半径的2/3， $D_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{S_i/\pi}$ ，其中  $S_i$  为第  $i$  省的陆地面积（Redding & Venables, 2004）。

$$FMA_i = \begin{cases} 100D_{ii}^{-1}, & i \in C \\ 100(\min D_{ij} + D_{ij})^{-1}, & i \notin C, j \in C \end{cases} \quad (6)$$

据此，北京、上海等直辖市及其他陆地面积相对较小的省份，内部距离也较小，较其他省份具有更大的内部地区市场，从而可以在一定程度上节约运输成本。我们将省会城市之间的距离按照公式  $across(\cos(\alpha_m - \alpha_n) \cos\beta_m \cos\beta_n + \sin\beta_m \sin\beta_n) \times R$  计算得到， $\alpha_m$ 、 $\alpha_n$  分别为第  $m$  个和第  $n$  个省会城市的经度， $\beta_m$ 、 $\beta_n$  分别为第  $m$  个和第  $n$  个省会城市的纬度， $R$  为地球大圆半径。由于在大样本的条件下增加工具变量通常会得到更加有效的估计结果（Wooldridge, 2002），我们还选取 1978 年各省市的外贸依存度（ $YCDI978$ ）作为贸易依存度的另一个工具变量。

考虑到由于海外市场接近度  $fma$  和  $YCDI978$  两个变量都不随时间变化，为了使其具有动态特征，我们借鉴黄玖立和李坤望（2006）的做法，使用 1978 - 2012 年的人民币对美元的名义汇率（ $exchange\ rate, exrate$ ）分别与这两个变量相乘，得到交互项  $fma \cdot exrate$  和  $YCDI978 \cdot exrate$ ，并将它们作为贸易依存度的工具变量。这主要是基于以下考虑：一是从外生性的角度来看，海外市场接近度是由地理因素决定的，它显然都是外生的，不会对当前劳动争议发生率产生影响；二是从与内生自变量的关系看，接近国际市场可以降低运输成本，有利于出口，而历史上外贸依存度高的地区往往具有更好的发展贸易的基础设施与技能经验。综上， $fma \cdot exrate$  和  $YCDI978 \cdot exrate$  是贸易依存度的较理想的工具变量。

表 6 报告了使用工具变量法进行的两阶段最小二乘法估计结果。其中，第（1）列和第（2）列报告了贸易依存度作为内生变量的结果。此外，考虑到使用当期的工会化程度具有一定的滞后性，劳动争议的发生可能是由于上一期工会调解未果所致，因此我们将前置一期的工会化程度作为控制变量报告于第（3）列和第（4）列。

根据表 6 所呈现的工具变量结果，贸易依存度对劳动争议存在正向影响效应，并且这一结果在 1% 的水平上显著。同时，我们可以看到，贸易依存度对劳动争议的影响系数为 0.1100，相较于基本模型结果的系数有所增大，这说明由于内生性的存在，基本模型确实一定程度上低估了贸易对劳动争议的影响效应。

表6 工具变量估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>openness</i> 内生		<i>union</i> 滞后一期	
贸易依存度	0.1100 *** (0.0124)	-0.0298 (0.0200)	0.1080 *** (0.0123)	-0.0457 ** (0.0193)
工会化程度	0.1031 ** (0.0418)	-0.1512 *** (0.0467)		
贸易依存度与工会化程度交互项		0.3980 *** (0.0456)		
滞后一期的工会化程度			0.1020 ** (0.0398)	-0.1682 *** (0.0447)
贸易依存度与滞后一期工会化程度交互项				0.4390 *** (0.0461)
工资增幅	-0.1631 ** (0.0677)	-0.1594 *** (0.0598)	-0.1542 ** (0.0675)	-0.1650 *** (0.0584)
人均 FDI 流入	0.1000 ** (0.0413)	0.0496 (0.0365)	0.1000 ** (0.0417)	0.0583 (0.0361)
人均固定资本	0.0160 ** (0.0081)	0.0147 ** (0.0072)	0.0178 ** (0.0077)	0.0198 *** (0.0067)
人均 GDP	0.0022 (0.0070)	0.0217 *** (0.0066)	0.0019 (0.0070)	0.0195 *** (0.0064)
劳动力增幅	0.0996 ** (0.0465)	0.1090 *** (0.0410)	0.0634 (0.0477)	0.0054 (0.0417)
城镇化率	0.0295 (0.0188)	0.0232 (0.0166)	0.0299 (0.0188)	0.0244 (0.0163)
常数项	-0.0363 (0.0675)	-0.1530 ** (0.0611)	-0.0334 (0.0674)	-0.1270 ** (0.0591)
Durbin-Wu-Hausman 内生性检验	4.3861 ***	4.1320 ***	3.8962 ***	7.7621 ***
最小特征值统计量	237.9633 {19.9301}	117.5660 {16.8700}	247.5451 {19.9312}	123.2330 {16.8721}
Kleibergen-Paap rk LM statistic	61.4970 ***	63.5461 ***	61.3050 ***	76.3320 ***
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	120.8920 {19.9300}	77.3320 {7.5600}	127.2811 {19.9300}	78.2161 {7.5600}

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	openness 内生		union 滞后一期	
Cragg-Donald Wald F statistic	237.9632	117.5664	247.5450	123.2334
Hansen J statistic	[0.1113]	[0.2373]	[0.1337]	[0.2461]
样本量	420	420	420	420

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据整理的中国省际面板数据计算得到。

同时，考虑到工具变量的有效性会影响到估计和推断的一致性，我们采用多种统计检验进行评判。首先，为了考察工具变量与内生变量的相关性，计算了最小特征值统计量（Stock & Yogo, 2002），由于最小特征值统计量为 237.9632，大于其对应 10% 水平上的临界值 19.9301，因此，拒绝“弱工具变量”的零假设，这说明所选取的工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。第二，Kleibergen-Paap rk LM 检验在 1% 水平上拒绝工具变量识别不足的零假设，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量为 120.8920，大于 Stock-Yogo 检验 10% 水平上的临界值 19.9300，因此，拒绝工具变量是弱识别的假定，而 Anderson-Rubin Wald 统计量在 1% 水平上拒绝内生回归系数之和等于零的零假设，这进一步说明了工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。最后，Sargan-Hansen 过度识别检验的相伴概率为 0.1113，即不能在 10% 的显著性水平上拒绝工具变量是过度识别的零假设，因此，我们所选取的工具变量是外生的。

## （二）以产均劳动争议发生率为被解释变量

由于中国现行统计制度将农村农业部门的劳动人口全都计入就业人口，然而农村农业部门的生产方式主要以家庭为作业单位，不形成雇佣和被雇佣的劳动关系，因而也就不存在劳动争议问题。因此，本文忽略第一产业中现代农业企业的就业人口，而将第二产业和第三产业就业人口之和作为就业人口数量。我们考虑以此构建产均劳动争议发生率作为被解释变量进行稳健性检验。具体的构建方法是各省当年劳动争议案件受理数与该省当年第二产业和第三产业就业人口数量之比，表示为  $induspdispute_{it}$ 。

劳动争议案件受理数在中国东、中、西部的变化趋势相似，同一时期基本保持同样的上升或下降趋势；但是在劳动争议的发生频率（劳均劳动争议数和产均劳动争议数）上，存在较大差异。郭金兴（2008）使用 1999 - 2004 年的省际面板数据，采用产

均劳动争议和劳均劳动争议作为衡量劳动关系的指标,分析了劳动争议的省际差异。其研究表明,经济转型尤其是经济结构转型是影响各省产均劳动争议案件数的重要因素;城市化水平提高、劳动者整体受教育水平提高会增加产均劳动争议案件数。在本文中,我们使用产均劳动争议发生率作为被解释变量进行稳健性检验,结果报告于表7。

表7 以产均劳动争议发生率为被解释变量的结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	固定效应	随机效应	系统广义矩	固定效应	随机效应	系统广义矩
滞后一期产均劳动争议发生率			0.7031 *** (0.0084)			0.6900 *** (0.0245)
贸易依存度	-0.1113 *** (0.0408)	-0.0308 (0.0229)	-0.0332 ** (0.0130)			
工会化程度	-0.1481 * (0.0881)	-0.1460 ** (0.0641)	-0.0466 (0.0291)	0.1582 (0.1080)	0.1010 (0.1000)	0.1921 *** (0.0599)
贸易依存度与工会化程度交互项	0.4471 *** (0.0735)	0.3862 *** (0.0557)	0.1740 *** (0.0338)			
加工贸易占比				-0.2300 *** (0.0636)	-0.1390 *** (0.0531)	-0.0440 (0.0452)
加工贸易占比与工会化程度交互项				0.5171 *** (0.1150)	0.4523 *** (0.1100)	0.1200 (0.0802)
工资增幅	-0.1761 *** (0.0605)	-0.1853 *** (0.0636)	-0.0289 (0.0180)	-0.3080 *** (0.0794)	-0.2972 *** (0.0847)	-0.1121 *** (0.0188)
人均 FDI 流入	0.2260 *** (0.0486)	0.1020 ** (0.0429)	0.0334 (0.0271)	0.2660 *** (0.0573)	0.2691 *** (0.0561)	0.0763 * (0.0410)
人均固定资本	-0.0492 *** (0.0123)	-0.0090 (0.0099)	-0.0091 *** (0.0022)	-0.0620 *** (0.0144)	-0.0398 *** (0.0144)	-0.0292 *** (0.0033)
人均 GDP	0.0715 *** (0.0101)	0.0468 *** (0.0082)	0.0187 *** (0.0026)	0.0502 *** (0.0113)	0.0435 *** (0.0113)	0.0181 *** (0.0026)
劳动力增幅	0.0382 (0.0416)	0.0866 ** (0.0436)	0.0377 *** (0.0040)	0.0068 (0.0454)	0.0243 (0.0484)	0.0321 *** (0.0063)
城镇化率	-0.0174 (0.0172)	0.0015 (0.0176)	-0.0269 *** (0.0021)	-0.0314 (0.0230)	-0.0176 (0.0242)	-0.0410 *** (0.0056)
常数项	-0.5491 *** (0.0854)	-0.3482 *** (0.0744)	-0.1322 *** (0.0212)	-0.3700 *** (0.0990)	-0.3200 *** (0.103)	-0.1541 *** (0.0254)
样本量	420	420	392	420	420	392

注:括号内为标准误;\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源:根据整理的中国省际面板数据计算得到。

如表7所示，以产均劳动争议发生率作为被解释变量时，核心解释变量及其交互项系数从方向和显著性上均无较大变化，这说明之前的回归结果较为稳健。

### （三）对分地区子样本的计量

鉴于中国东、中、西部地区对外贸易的开展情况存在着非常大的差异，本文分地区对总样本分别进行估计，以期探讨不同地区的贸易依存度对劳动争议的影响效应是否存在差异，并检验其作用效应在区域间的稳健性。因此，我们使用面板固定效应对东、中、西三个地区的子样本分别进行估计，结果报告于表8中。

表8 分地区估计结果

	东部地区	中部地区	西部地区
	固定效应	固定效应	固定效应
贸易依存度	-0.1700 ** (0.0660)	-0.1253 * (0.0709)	-0.1721 ** (0.0806)
工会化程度	-0.5604 *** (0.2020)	-0.0591 * (0.0317)	0.0828 ** (0.0412)
贸易依存度与工会化程度交互项	0.6350 *** (0.1302)	0.5111 ** (0.2150)	0.8090 *** (0.2590)
工资增幅	-0.5241 *** (0.1582)	-0.0115 (0.0151)	0.0090 (0.0212)
人均 FDI 流入	0.0998 (0.0977)	-0.1320 *** (0.0402)	-0.1760 ** (0.0698)
人均固定资本	-0.0104 (0.0222)	0.0046 (0.0067)	-0.0059 (0.0108)
人均 GDP	0.0844 *** (0.0203)	0.0167 *** (0.0053)	0.0138 (0.0088)
劳动力增幅	0.0660 (0.0662)	-0.0108 (0.0157)	0.0437 (0.0380)
城镇化率	0.0080 (0.0368)	-0.0127 ** (0.0050)	0.0057 (0.0063)
常数项	-0.5561 *** (0.1660)	-0.1123 ** (0.0466)	-0.1203 (0.0794)
样本量	150	135	135

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

资料来源：根据整理的中国省际面板数据计算得到。

如表8所示,东、中、西部地区子样本中关键变量系数在方向和显著性上都与表3结果一致,交互项的系数均显著为正,估计结果较为稳健。从区域上讲,东部地区对外贸易对劳动争议的影响要高于中部地区,贸易依存度较高的地区,其对劳动争议的影响效应也越大。

## 六 结论

本文使用1998-2012年省际面板数据,研究了对外贸易对中国劳动争议的影响。研究表明,贸易依存度的增加显著提高了劳动争议发生率。在加入贸易依存度同工会的交互项后,研究发现,随着贸易依存度的提高,工会会员的增加并没有发挥解决劳资纠纷的作用。其次,考虑到中国主要以加工贸易的方式参与国际贸易分工,并且加工贸易主要集中在东部沿海地区,本文使用“加工贸易占GDP比重”作为控制变量,考察了中国以加工贸易为主的特殊贸易结构对劳动争议的影响。研究发现,加工贸易对劳动争议呈显著的正效应,且该影响大于贸易依存度对劳动争议的影响。我们使用三种方式对计量结果进行稳健性检验,检验结果显示,无论是在方向还是显著性上均具有稳健性。

中国通过大力发展对外贸易融入到全球化,以加工贸易的方式参与到国际贸易分工,劳资双方作为利益的对立面,容易因工作环境、工资待遇、管理沟通等问题产生争议。同时与其他的发展中国家的情况相似,由于现有劳动争议协调机制并不完善,在缓解劳资矛盾时未能充分发挥作用,导致单纯依靠以利润最大化作为目标的企业与劳动者双方来解决劳动争议并不现实。

为改善劳资关系,应当尤其关注以下几个问题。首先,从源头上讲,在招商阶段就应当约定外商的进入或者内资企业的涉外均应当以改善国内劳动环境为前提,不能以损害劳工权益来获取利益;其次,应当进一步完善国内劳动保护法律体系,劳动者权利受到损害时有法可依;再次,应当推进工会在中国劳工维权中的地位,进一步提高工会的独立性,让工会在维护劳动者权益过程中发挥积极效应;最后,从事加工贸易的主要是劳动密集型的制造业,本身就是劳动争议高发的行业,而资本密集型行业的劳资关系相对较为融洽,因此,推动中国对外贸易产业向资本密集型产业转型升级势在必行。

本文的不足之处在于以下几个方面。第一,在研究工会是否发挥调解劳动争议作用的过程中,由于缺乏数据,没能从集体劳动争议的角度进行检验;第二,本文应从

东部、中部、西部三个地区的加工贸易入手进行稳健性检验，但是由于中西部地区部分加工贸易数据的缺失，致使这一检验无法实施，有待于获取新的数据资源后再做进一步的研究。

### 参考文献：

- 包群、邵敏、侯维忠（2011），《出口改善了员工收入吗？》，《经济研究》第9期，第41-54页。
- 包群、许和连、赖明勇（2003），《贸易开放度与经济增长：理论及中国的经验研究》，《世界经济》第2期，第10-18页。
- 蔡昉、王德文、都阳（2001），《劳动力市场扭曲对区域差距的影响》，《中国社会科学》第2期，第4-14页。
- 常凯（2002），《WTO、劳工标准与劳工权益保障》，《中国社会科学》第1期，第126-134页。
- 郭金兴（2008），《我国劳动争议的省际差异及其解释》，《财贸研究》第5期，第9-15页。
- 黄玖立、李坤望（2006），《出口开放、地区市场规模和经济增长》，《经济研究》第6期，第27-38页。
- 李强（2002），《关注转型时期的农民工问题（之三）户籍分层与农民工的社会地位》，《中国党政干部论坛》第8期，第16-19页。
- 李向民、邱立成（2009），《外商直接投资与中国劳资关系相互影响的实证分析》，《中国人口科学》第4期，第42-51页。
- 李小平、朱钟棣（2006），《国际贸易、R&D溢出和生产率增长》，《经济研究》第2期，第31-43页。
- 李亚雄（2012），《论代工厂的劳资关系——基于富士康的分析》，《社会主义研究》第1期，第110-113页。
- 唐东波（2011），《全球化与劳动收入占比：基于劳资议价能力的分析》，《管理世界》第8期，第23-33页。
- 王怀民（2009），《加工贸易、劳动力成本与农民工就业——兼论新劳动法和次贷危机

- 对我国加工贸易出口的影响》，《世界经济研究》第1期，第15-18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。
- 杨全发、舒元（1998），《中国出口贸易对经济增长的影响》，《世界经济与政治》第8期，第54-58页。
- 姚先国、赖普清（2004），《中国劳资关系的城乡户籍差异》，《经济研究》第7期，第82-90页。
- 于米、佟安琪（2012），《工会化程度、劳动争议与经济增长——基于2000-2008年的面板数据》，《经济问题》第1期，第17-20页。
- 张绍平（2012），《劳动争议影响因素的经济学分析》，《中国劳动关系学院学报》第3期，第37-41页。
- 赵陵、宋少华、宋泓明（2001），《中国出口导向型经济增长的经验分析》，《世界经济》第8期，第14-20页。
- Aguirre, Adalberto & Ellen Reese (2004). Introduction: The Challenges of Globalization for Workers: Transnational and Transborder Issues. *Social Justice*, 31(3), 1-20.
- Busse, Matthias (2002). Foreign Direct Investment and Fundamental Workers' Rights. *Journal of International Relations and Development*, 5(2), 143-155.
- Busse, Matthias (2004). Transnational Corporations and Repression of Political Rights and Civil Liberties: An Empirical Analysis. *Kyklos*, 57(1), 45-65.
- Cai, Fang & Meiyang Wang (2012). Labour Market Changes, Labour Disputes and Social Cohesion in China. *OECD Development Centre Working Paper*, No. 307.
- Chan, Anita (2003). A "Race to the Bottom": Globalisation and China's Labour Standards. *China Perspectives*, 46, 41-49.
- Drezner, Daniel (2001). Globalization and Policy Convergence. *International Studies Review*, 3(1), 53-78.
- Frankel, Jeffrey & David Romer (1999). Does Trade Cause Growth? *The American Economic Review*, 89(3), 379-399.
- Gallagher, Mary Elizabeth (2007). *Contagious Capitalism: Globalization and the Politics of Labor in China*. Princeton: Princeton University Press.
- Garrett, Geoffrey (2000). The Causes of Globalization. *Comparative Political Studies*, 33

- (6-7), 941-991.
- Gertler, Mark & Antonella Trigari (2009). Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Wage Bargaining. *Journal of Political Economy*, 117(1), 38-86.
- Hafner-Burton, Emilie (2005). Right or Robust? The Sensitive Nature of Repression to Globalization. *Journal of Peace Research*, 42(6), 679-698.
- Krishna, Pravin, Jennifer Poole & Mine Senses (2012). Trade, Labor Market Frictions, and Residual Wage Inequality across Worker Groups. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 102(3), 417-423.
- Kucera, David (2002). Core Labour Standards and Foreign Direct Investment. *International Labour Review*, 141(1-2), 31-69.
- Kucera, David & Ritash Sarna (2006). How Do Trade Union Rights Affect Trade Competitiveness? *ILO Working Paper*, No. 39.
- Kuruvilla, Sarosh & Christopher Erickson (2002). Change and Transformation in Asian Industrial Relations. *Industrial Relations*, 41, 171-227.
- Mosley, Layna & Saika Uno (2007). Racing to the Bottom or Climbing to the Top? Economic Globalization and Collective Labor Rights. *Comparative Political Studies*, 40(8), 923-948.
- Neumayer, Eric (2005). Do International Human Rights Treaties Improve Respect for Human Rights? *The Journal of Conflict Resolution*, 49(6), 925-953.
- Neumayer, Eric & Indra de Soysa (2011). Globalization and the Empowerment of Women: An Analysis of Spatial Dependence via Trade and Foreign Direct Investment. *World Development*, 39(7), 1065-1075.
- Redding, Stephen & Anthony Venables (2004). Economic Geography and International Inequality. *Journal of International Economics*, 62(1), 53-82.
- Rodrik, Dani (1997). *Has Globalization Gone Too Far?* Washington, D. C. : Institute for International Economics.
- Ross, Robert & Anita Chan (2002). From North-South to South-South: The True Face of Global Competition. *Foreign Affairs*, September/October Issue, 8-13.
- Saha, Bibhas, Kunal Sen & Dibyendu Maiti (2013). Trade Openness, Labour Institutions and Flexibilisation: Theory and Evidence from India. *Labor Economics*, 24, 180-195.

Stock, James & Motohiro Yogo (2002). Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. *NBER Technical Working Paper*, No. 284.

Wooldridge, Jeffrey (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

## **Foreign Trade, Processing Trade and Labor Disputes: Evidence from China's Provincial Panel Data of 1998 – 2012**

Zhan Yubo<sup>1</sup> & Chen Qiang<sup>2</sup>

(School of Economics, Shanghai University<sup>1</sup>;

Western Securities Co., Ltd.<sup>2</sup>)

**Abstract:** Using the 1998 – 2012 provincial panel data in China, this paper explores the effect of foreign trade on labor disputes. The result indicates that foreign trade has a significantly positive impact on the occurrence of labor disputes, while trade union doesn't play its role in reducing disputes. Given that China has a high proportion of processing trade, this paper further introduces processing trade into the model analysis and finds that processing trade also has a significantly positive, and even stronger, impact on the occurrence of labor disputes. Robust tests support these findings above.

**Keywords:** foreign trade, labor disputes, processing trade, trade union

**JEL Classification:** J08, J51, F14

(责任编辑: 王永洁)