

出口冲击如何影响劳动关系?

——基于中国裁判文书网劳动争议大数据的文本分析

陈勇兵 张欣欣 涂云峰*

摘要: 本文利用中国裁判文书网的劳动争议司法诉讼数据,基于“偏移-份额”工具变量方法,考察了出口冲击对劳动关系的影响。研究发现:外需不足引致的出口冲击恶化了劳动关系,表现为地区劳动争议案件明显增加。进一步分析发现,外需不足引致的出口冲击不仅导致了劳动力工资和就业等显性条件的恶化,而且使得以在岗劳动力工作时长、工作稳定性和福利待遇等隐性权益诉求为主的案件明显增加。

关键词: 出口冲击;劳动关系;隐性权益

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2026.02.03

一、引 言

和谐劳动关系关乎社会的稳定与经济发展。近年来,我国劳动关系矛盾似乎进入凸显期和高发期,劳动争议案件居高不下,劳动关系的不稳定性明显增加。^①与此同时,2008年金融危机之后,全球范围内的经济体都处在外需不足的困境中,直接导致我国出口增速不断回落。^②尽管尚未有科学研究表明外需不足引致的出口变动与劳动关系之间存在着必然联系,但两者之间截然相反的变化趋势,也引发了一些疑问:外需不足引致的出口冲击是否使劳动关系显著恶化,导致劳动争议增加?通过何种渠道进行影响?对于上述问题的回答,不仅为探究出口变化如何影响劳动关系的科学研究提供可靠的经验证据,而且为构建和谐劳动关系提供行之有效的破局之道。

* 陈勇兵,厦门大学宏观经济研究中心、厦门大学经济学院;张欣欣、涂云峰,厦门大学经济学院。通信作者及地址:涂云峰,福建省厦门市思明区厦门大学经济学院,361005;电话:13698045843;E-mail: tuyunfengtife@163.com。感谢匿名审稿人对本文的建设性意见。当然,文责自负。

① 参见“聚焦‘三化’全链式推进劳动关系源头治理”,https://www.mohrss.gov.cn/SYrlzyhshbzb/tztl/xsdhldgx/gzjl/202211/t20221108_489518.html,访问时间:2025年9月5日。

② 国际货币基金组织2016年发布的《世界经济展望》(IMF World Economic Outlook)等研究指出,金融危机之后,全球货物和服务总贸易量增长持续维持在3%左右,不及前三十年增长率的一半,这主要是由于世界需求复苏乏力造成的。

然而,对上述问题的回答仍存在一系列挑战。本文面临的第一个挑战在于出口变动与劳动关系之间存在的内生性问题,即地区出口变动与劳动关系存在着较强的反向因果关系。地区出口增速下降会导致企业裁员或降低员工工资待遇(Ma et al., 2025; Campante et al., 2023; 罗长远等, 2023),进而恶化劳动关系;反之,劳动关系的和谐与否,决定企业能否高效生产(Norsworthy and Zabala, 1990; 杨瑞龙等, 2017; 王焱和年猛, 2022;),进而影响地区出口。为缓解这一内生性问题带来的估计偏误,本文采用“偏移-份额”工具变量法(Shift-Share Instrumental Variable, SSIV),使用除中国以外的世界其他国家产品层面外生的需求冲击,以地区初始的出口产品结构作为权重,构造出地区出口冲击的工具变量,以识别出口冲击与劳动争议的因果关系。

本文面临的第二个挑战是劳动关系的测度问题。目前已有大量研究就我国劳动关系的影响因素进行探讨,但由于数据限制,其主要以思辨性分析(张翼和汪建华, 2017; 吕景春和李梁栋, 2019)和调查分析等方法开展研究(姚先国和郭东杰, 2004; 詹婧, 2006; 于桂兰等, 2016; 孙瑜和马欣桐, 2023)。令人遗憾的是,对劳动关系这一重要的现实问题一直以来缺乏系统的实证研究。与本文直接相关的文献是张军等(2023),其通过中国裁判文书网中的当事人信息与上市公司企业名称匹配,获取企业层面的劳动争议司法诉讼案件。但考虑到企业基于自身生产经营的有利性,会积极主动申请匿名化。因此,张军等(2023)通过企业名称信息进行检索,获得企业层面的劳动争议案件数可能存在样本自选择问题,进而导致估计偏误。相比之下,根据最高人民法院的要求,裁判文书上网应覆盖所有案件,不允许因案件类型、影响大小或文书质量高低而选择性公开,因此使用地区层面劳动争议案件数作为劳动关系的衡量指标,可以较大程度上缓解企业层面测度所面临的样本自选择问题。鉴于此,本文使用中国裁判文书网公开的劳动争议司法案件信息,依据审理法院识别出案件的发生地,进而获取地区层面的劳动争议司法案件数,以对出口冲击和劳动关系展开系统的实证研究。

在克服上述挑战的基础上,本文研究发现,外需不足引致的出口冲击显著恶化了劳动关系,表现在地区人均劳动争议案件数量显著增加。具体而言,出口每下降1个标准差(396美元/人),地区劳动争议司法诉讼案件数量将额外增加0.225个标准差。该结果在不同的稳健性检验以及SSIV有效性检验下均保持一致。

进一步地,在使用文本分析方法对劳动争议司法诉讼案件进行分类后,发现劳动争议诉讼案件的增多不仅体现在以裁员、降薪等显性权益诉求为主的案件上,而且以工作时间、非正式雇佣以及社会保险等隐性权益诉求为主的案件

也明显增加。为什么会出现显性权益和隐性权益为主要诉求的案件同时增加这一现象?现有关于贸易冲击的研究结论对于这一问题并不能给出很好的回答。虽然现有研究能够科学地探究贸易冲击对就业结果(如工资、失业等显性权益)的影响,但对在岗劳动力的工作时长、工作稳定性和社会保障等隐性权益变化的忽略,严重阻碍了当前外需不足背景下对劳动关系变化的正确认识。因此,本文分别从显性渠道和易被忽视的隐性渠道两个角度对出口冲击如何影响劳动关系进行机制探讨,试图打开这一“黑箱”。机制分析的结果发现,外需不足引致的出口冲击除了致使劳动力工资以及就业等显性权益出现明显恶化,更为重要的是,本文还发现易被忽视的在岗劳动力的工作时长、工作稳定性和社会保障等隐性权益也显著恶化。

与现有文献相比,本文的贡献主要有以下两个方面。第一,在劳动关系的测度方面,囿于数据的限制,现有研究主要以思辨性分析和调查分析等研究方法为主,本文则使用更为客观的劳动争议司法诉讼案件数衡量劳动关系。并且,区别于张军等(2023)使用案件当事人与企业名称匹配获取企业层面的劳动争议案件数的方法,本文借助全部劳动争议案件数来衡量地区层面的劳动关系。这一测度方法避免了因企业主动申请匿名化可能带来的样本自选择偏误,得以在地区层面精确地反映劳动关系的真实状况,为相关劳动关系的实证研究提供了一种更为准确的测度思路。

第二,区别于现有研究主要从供给侧的角度探讨进口竞争加剧影响产品市场,进而对就业、工资水平等劳动者显性权益的影响(Topalova, 2010; Dix-Carneiro, 2014; Autor et al., 2013; Hakobyan and McLaren, 2016; Acemoglu et al., 2016; 戴觅等, 2019; Twinam, 2022等),本文从需求侧的角度考察了由于外需不足引致的出口冲击对劳动力市场带来的影响。更重要的是,不同于以往文献仅考虑到显性权益的变化,本文借助文本分析方法对裁判文书大数据展开挖掘,以劳动者的主要诉求对劳动争议案件进行分类,进一步揭示出口冲击对劳动关系中隐性权益的影响。本文不仅对贸易与劳动力市场这支文献做出了重要拓展,而且有利于正确全面地认识外需不足背景下的劳动关系变化。

二、典型事实、识别策略与数据说明

(一) 典型事实

自2001年加入WTO之后,我国出口贸易迅速增长。图1为我国出口额以及出口增速2003—2019年的变化趋势。如图所示,2008年金融危机之前,我国

出口增速均超过20%。然而,金融危机之后,我国出口增速在2009年出现较大跌幅,虽然2010年出口增速反弹超过了20%,但在2010年之后出口增速仍有所回落,甚至在2015年和2016年出现了出口的负增长。这一发展态势表明,我国出口增长已告别高速扩张阶段,逐渐进入波动放缓的新常态。

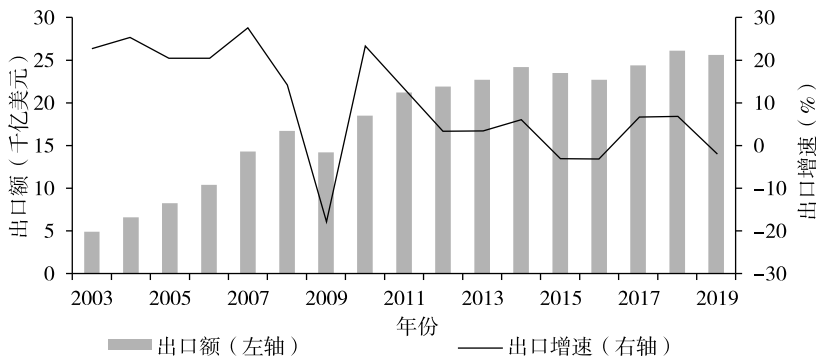


图1 2003—2019年出口额与出口增速

而近年来,随着我国出口增速的下降,劳动关系的不稳定性明显增加。图2(a)反映了我国劳动争议案件数2006—2018年的变化趋势。如图所示,在2008年金融危机之前,我国劳动争议案件数均在40万件以下。而受金融危机影响,2008年和2009年的劳动争议案件数激增,均超过了70万件。虽然金融危机之后,2010年和2011年的劳动争议案件数有所回落,但在2012—2018年,我国劳动争议案件数持续增长,劳动关系矛盾进入凸显期和高发期。到了2018年,劳动争议案件数达到将近90万件,是2008年金融危机之前的两倍多。该变化一定程度上反映出我国劳动力市场稳定性与外部经济环境变动之间存在着密切关联。

本文基于中国裁判文书网发布的劳动争议案件文本信息,借助文本分析技术对2010—2018年间的劳动争议案件进行深入挖掘与分类,将劳动争议司法诉讼案件区分为“以显性权益诉求为主”和“以隐性权益诉求为主”的案件。^①最终得到2010—2018年以显性权益诉求为主和以隐性权益诉求为主的案件占比,见图2(b)。可以发现,2010—2018年劳动争议案件数的上升不仅体现在以工资和裁员这种显性权益诉求为主的案件上,也体现在以工作时长、工作稳定性、社会保险等隐性权益诉求为主的案件上;并且在2010—2018年间,以隐性权益诉求为主案件的占比始终保持在35%以上。

^① 具体分类方法见附录I。限于篇幅,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

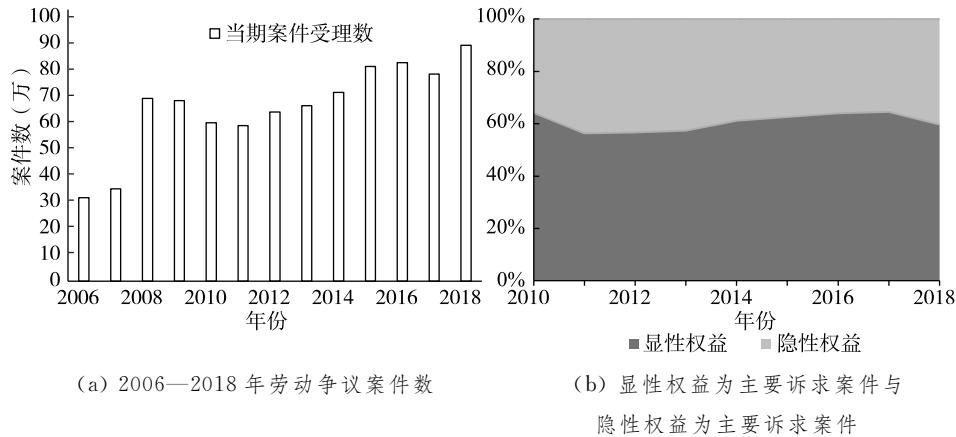


图2 劳动争议变化趋势

数据来源:《中国劳动统计年鉴》与中国裁判文书网。

(二) 识别策略

1. 计量模型设定

本文将研究视角聚焦于地区层面,探究由于外需不足引致的地区层面的出口冲击对地区劳动争议的影响。具体回归方程设定如下:

$$\Delta(LaborDisputes/L)_{ct} = \beta_1 ExpShock_{ct} + \beta_2 Z_{ct} + \gamma_c + \gamma_{pt} + \varepsilon_{ct}, \quad (1)$$

其中, $\Delta(LaborDisputes/L)_{ct}$ 为被解释变量,表示地区 c 在 t 年相较于 $t-1$ 年每万人的劳动争议案件数量的变化,反映地区劳动关系和谐度。^① Z_{ct} 表示一系列地区层面随时间变化的社会经济特征差分,用来捕捉其他随时间变化的地区层面的特征可能对劳动关系的影响。 γ_c 为地区固定效应,以捕捉不可观测的随时间线性的地区特征的干扰^②; γ_{pt} 为省份-年份固定效应,用来捕捉省份层面随时间变化的不可观测因素的干扰。 ε_{ct} 表示聚类在城市层面的随机误差项。

本文的解释变量为 $ExpShock_{ct}$,反映地区层面的制造业行业的人均出口变动。具体计算公式如下:

$$ExpShock_{ct} = \frac{\Delta X_{ct}}{L_{c,2010}}, \quad (2)$$

其中 $\Delta X_{ct} = X_{ct} - X_{c,t-1}$, X_{ct} 表示地区 c 在 t 年的出口额。 $L_{c,2010}$ 为2010年地区 c 的劳动力人口数量,数据来自2010年第六次全国人口普查数据。 $ExpShock_{ct}$

^① 根据《中华人民共和国劳动争议调解仲裁法》规定,我国当前施行“一调一裁二审”的劳动争议处理程序,将调解、仲裁和法院审理一次衔接,政府大力推行柔性疏导目标,尽可能发挥“一调一裁”的引导作用。在这一背景下,若劳动争议案件仍进入最后的法院审理环节,则意味着原被告双方的矛盾较尖锐(张军等,2023)。

^② 由于本文模型采取的是一阶差分的设定形式,相当于已经控制了城市固定效应,在这一情形下,再加入城市固定效应 γ_c 相当于控制了地区固定效应与线性时间趋势变量的交叉项(聂卓等,2024)。

表示的是地区 c 在 t 年制造业的年度人均出口变化额,单位为千美元/人。 β_1 是本文关注的系数,反映了出口冲击对地区劳动关系的影响。^①

2. 工具变量构造

上述识别可能存在一定的内生性问题:一是反向因果问题,外需不足引致的出口冲击会通过影响企业绩效和员工待遇进而影响劳动争议,同时,恶化的劳动关系带来的劳动争议数量增多也会阻碍企业的生产效率,进而减少企业的出口;二是遗漏变量问题,考虑到地区的出口变动不仅与外部市场需求条件相关,同时也会受到国内企业的供给能力等不可观测因素的影响。为解决上述问题,本文使用“偏移-份额”工具变量方法,结合地区初始的出口结构以及世界其他国家的需求变动信息,构造 $ExpShock_{ct}$ 的工具变量,进行两阶段最小二乘估计。

本文参考 Campante et al.(2023)的做法,使用“偏移-份额”工具变量方法,结合地区层面的初始出口信息以及世界其他国家(不包括中国)的进口信息,构造了一个地区层面出口变动的工具变量:

$$ExpShockROW_{ct} = \sum_k \frac{X_{ck,2010}}{\sum_c X_{ck,2010}} \frac{\Delta X_{kt}^{ROW}}{L_{c,2000}}, \quad (3)$$

其中, $\Delta X_{kt}^{ROW} \equiv X_{kt}^{ROW} - X_{k,t-1}^{ROW}$ 表示世界其他国家对于产品 k 的需求变化,本文只考虑制造业部门的需求变化,该数据来自 UN Comtrade 数据库。 $\frac{X_{ck,2010}}{\sum_c X_{ck,2010}}$

表示产品 k 在地区 c 的出口占我国产品 k 总出口的占比,数据来自中国海关数据库。为了与地区实际出口变动对应,设置该变量的单位为千美元/人,并且本文使用更早年份(2000年)的地区劳动力人口以缓解2010年人口可能导致的内生性问题。

因此,本文最终采取两阶段最小二乘方法进行估计,第一阶段回归方程设定如下:

$$ExpShock_{ct} = \delta_1 ExpShockROW_{ct} + \delta_2 Z_{ct} + \gamma_c + \gamma_{pt} + \varepsilon_{ct}. \quad (4)$$

(三) 数据处理与说明

1. 中国裁判文书网

作为司法改革的一个重要组成部分,中国裁判文书网旨在提高法律透明度,并且最高人民法院要求各级人民法院在该网站上披露其司法文件,除一些特殊案件,如涉及国家安全、青少年犯罪、离婚诉讼和通过调解结案的案件,中国裁判文书网涵盖了几乎所有类型的文件。裁判文书上网公开不允许根据案

^① 变量的描述性统计见附录 II 表 II 1。

件类型、影响大小和文书质量高低取舍和选择性公开,这在很大程度上保证了中国裁判文书网数据的全面性。^① 每份司法诉讼案件包含案件日期、标题、法院、原告、被告以及案件的详细信息,这为本文使用文本分析方法识别文书中的关键信息提供了可能。并且中国裁判文书网提供了所有法律案件的案由分类标准,每一起案件的案由都有详细的所属分类,本文研究所用的劳动争议案件属于“劳动与人事争议”一级案由这一案由类别。本文爬取了中国裁判文书网民事案件中属于“劳动与人事争议”一级案由这一案由类别的全部案件,并保留了审理程序为“一审”的劳动争议案件,通过每份案件的日期以及法院信息识别案件所属年份和地区,进而识别出地区层面的劳动争议案件数量。

2. 其他数据库

(1) 中国海关数据库。该数据库记录了中国与其他国家(或地区)进出口交易的数据,包括贸易方式、产品代码、企业编码、企业名称、企业地址、进出口金额、进出口数量等信息,有助于本文构造地区的初始出口结构。

(2) UN Comtrade 数据库。该数据库是由联合国经济和社会事务部统计司建立运行的大型数据库,基本覆盖了世界各国(地区)不同商品进出口贸易数据,包括年份,出口商,进口商,HS-6 商品编码分类的贸易流量、价值和数量。基于该数据,本文可以得到来自世界其他国家对不同产品的需求冲击。

(3) 《中国城市统计年鉴》。该数据为全面反映中国城市社会经济发展情况的资料性年刊,收录了历年全国各级城市社会经济发展方面的主要统计数据。本文中涉及的其他地区层面的变量信息,均来自《中国城市统计年鉴》。

(4) 中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey, CMDS)数据。CMDS 由国家卫生和计划生育委员会(现为国家卫生健康委员会)组织实施,是覆盖全国流动人口的大规模年度调查,自 2009 年启动,持续至 2018 年,完整覆盖本文的研究时间段。本文选取 2010—2018 年的数据,用于构造地区层面的在岗劳动力工作强度与用工稳定性指标。首先,依据问卷中关于劳动者每周工作时间的回答,将“每周工作超过 40 小时”的样本界定为存在加班行为,从而计算各地区的加班劳动力占比。由于 2014 年 CMDS 并未调查每周工作时间,本文采用线性插补方法对该年份的加班信息进行补全。其次,依据问卷中“是否参加城镇职工医疗保险”的回答,将未参加正式职工医保的劳动者界定为非正规就业,从而计算地区非正规就业劳动力占比,以衡量地区劳动力的工作稳定性。

(5) 全国税收调查数据。该数据库覆盖全国范围内的各类企业,并记录了企业基本特征及完整的财务信息,为本文的机制分析提供关键数据支持。本文

^① 参见“最高法裁判文书集中上网公布”,<http://politics.people.com.cn/n/2013/0703/c70731-22054293.html>,访问时间:2025 年 5 月 15 日。

使用2010—2018年的企业层面数据,基于企业员工人数的变化构造地区层面的“就业创造”与“就业损失”指标,以刻画外需冲击对企业用工调整的影响。此外,利用企业社保缴费额与职工工资总额计算实际社保缴费率以及企业工资变动。

三、计量结果分析

(一) 基准回归结果分析

表1第(1)—(3)列汇报了OLS的估计结果,可以看出,随着逐步加入控制变量和固定效应,出口冲击与劳动争议案件数之间的系数由显著负相关逐渐变为不显著,且系数数值趋近于零。这一现象可能源于OLS估计中存在的内生性问题,包括测量误差导致的衰减偏误,以及遗漏变量和潜在反向因果关系等,使得OLS系数低估了真实效应。

考虑到OLS估计可能存在的内生性问题,本文进一步采用工具变量方法,探究出口冲击与劳动关系之间的因果关系。表1第(4)—(6)列展示了工具变量(IV)的估计结果:Panel B为第一阶段的估计结果,结果显示工具变量对出口冲击的解释力较强,且第一阶段F统计量远大于10;Panel A为第二阶段的估计结果,结果显示出口冲击与劳动争议案件数之间的关系显著为负,且系数数值较OLS更大。以上结果表明:在外需不足背景下,受到更大出口冲击的地区,其劳动关系恶化程度显著更为严重。

需要说明的是,本文的实证策略只能识别出口变动的相对影响(Topalova, 2010;戴觅等,2019),即出口下降比较大的地区和出口下降比较小的地区相比,劳动关系恶化程度相对更大。表1第(6)列的估计结果表示,地区出口每下降1个标准差(在附录II表II1的描述性统计中,*ExpShock*变量的标准差为396美元/人),回归系数 $\beta_1 = -0.765$ 意味着劳动案件数量将额外增加0.225个标准差。^①

表1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	IV	IV	IV
Panel A: 第二阶段估计(被解释变量:劳动争议案件数/人口(差分,件/万人))						
<i>ExpShock</i>	-0.158*	0.044	0.046	-1.166***	-0.759***	-0.765***
	(0.094)	(0.109)	(0.109)	(0.159)	(0.246)	(0.250)

① 计算方式为: $0.396 \times 0.765 \div 1.349$ 。

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	IV	IV	IV
Panel B: 第一阶段估计(被解释变量: <i>ExpShock</i>)						
<i>ExpShock</i> ROW				0.098*** (0.008)	0.091*** (0.011)	0.09*** (0.011)
控制变量	否	否	是	否	否	是
地区固定效应	否	是	是	否	是	是
省份-年份固定效应	否	是	是	否	是	是
N	2 217	2 217	2 217	2 217	2 217	2 217
第一阶段 F 统计量	—	—	—	145.70	71.00	70.02

注:括号内为聚类稳健标准误,聚类标准误层级在地区层面,* $p < 0.10$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 重构被解释变量

由于本文识别劳动争议案件的时间是根据法院的判决时间,而非立案时间,而根据法院的判决时间作为劳动争议的发生时间可能会导致本文的被解释变量测度存在一定偏差。本文根据劳动争议调解和仲裁所需时间对劳动争议发生的时间进行调整。具体地,本文分别将案件立案时间向前推移三个月或半年作为劳动争议发生的时间,重新测度劳动争议司法诉讼案件的发生时间,再进行两阶段最小二乘估计,本文的基准结果依然稳健(表 2 第(1)、(2)列)。

表 2 稳健性检验

	重新测度 y		样本范围	控制国内其他冲击		
	三个月	六个月	2014—2018 年	国内需求	国内供给	进口需求
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ExpShock</i>	-0.935*** (0.226)	-0.941*** (0.307)	-1.298** (0.510)	-0.308** (0.157)	-0.293** (0.148)	-0.306** (0.139)
<i>AbsorptionShock</i>				是		
<i>OutputShock</i>					是	
<i>ImportShock</i>						是
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是

(续表)

	重新测度 y		样本范围	控制国内其他冲击		
	三个月	六个月	2014—2018 年	国内需求	国内供给	进口需求
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	2 217	2 217	1375	1 648	1 648	1 648
第一阶段 F 统计量	70.02	70.02	64.18	23.91	24.08	25.49

注：第(1)列和第(2)列为将劳动争议的发生时间向前调整三个月和六个月的结果。第(3)列为将样本时间限定在 2014—2018 年的结果。第(4)—(6)列为依次控制国内需求变动、国内供给变动以及国内进口需求变动的结果，由于 2017 年和 2018 年的《中国工业统计年鉴》未出版，因此本文只使用 2011—2016 年的《中国工业统计年鉴》来构造国内冲击相关变量，并且估计样本也使用 2011—2016 年的样本。

2. 调整样本时间范围

根据 2010 年 11 月最高人民法院制定的《关于人民法院在互联网公布裁判文书的规定》，要求人民法院在互联网公布裁判文书，但当时尚无全国统一的公布平台，因此各地法院公开的数量较少。之后中国裁判文书网于 2013 年 7 月 1 日正式开通，并于同年 11 月 27 日与各高级人民法院裁判文书传送平台联通。因此，考虑到在 2014 年以前中国裁判文书网的案件数据存在遗漏，使用 2011—2018 年的中国裁判文书网的数据可能会对本文的估计结果产生影响，所以本文将回归的样本时间限制在 2014—2018 年再进行分析，回归结果显示本文核心变量的系数依然显著为负。

3. 考虑国内的冲击

对于本文识别的另一个担忧是基于世界其他国家需求变化得到的工具变量很可能与国内地区层面的冲击相关，进而对本文的识别造成干扰，使得估计系数有偏于真实的因果效应。为解决上述担忧，本文构建了一系列国内冲击变量，并将其作为控制变量加入本文的基准回归中。具体地，本文主要从国内需求、国内供给以及进口需求三个方面来构造国内冲击变量。对于国内需求指标的测算，本文使用国内地区的吸收能力作为国内需求的代理变量，其定义为国内产出减去国内净出口。

首先，本文根据《中国工业统计年鉴》中的行业数据，计算了每年细分 CIC-4 行业层面国内吸收能力的变化： $Absorption_{jt} = Output_{jt} - Export_{jt} + Import_{jt}$ ，并使用“偏移-份额”构造方式转换行业层面的冲击，从而得到地区层面的国内需求冲击：

$$Absorption Shock_{ct} = \sum_j \frac{L_{cj,2010}}{\sum_c L_{cj,2010}} \frac{\Delta Absorption_{jt}}{L_{c,2010}}. \quad (5)$$

为控制地区层面的国内供给冲击,本文参考类似的方法,使用行业层面的产出变动来衡量国内的供给冲击,并将其按照行业的初始劳动力份额加总到地区层面,得到地区层面国内供给的变动:

$$OutputShock_{ct} = \sum_j \frac{L_{cj,2010}}{\sum_c L_{cj,2010}} \frac{\Delta Output_{jt}}{L_{c,2010}}. \quad (6)$$

考虑地区层面的进口需求冲击带来的进口竞争,可能会同时影响国内地区的出口以及劳动关系,因此本文使用同样的方法,也构造了国内地区进口需求冲击的指标:

$$ImportShock_{ct} = \sum_j \frac{L_{cj,2010}}{\sum_c L_{cj,2010}} \frac{\Delta Import_{jt}}{L_{c,2010}}. \quad (7)$$

本文分别将上述国内需求、国内供给以及进口需求指标加入基准的回归模型中,具体的回归结果见表2第(4)–(6)列。不难发现,本文所关注的核心解释变量的回归系数依然显著为负,即控制了可能存在的国内冲击对本文回归结果的干扰之后,外需不足引致的出口冲击仍然显著增加了地区劳动争议案件数。

4. 剔除特定产品部门

在本文的工具变量构造中,将所有制造业部门产品的需求变动均包含了进去,但根据 Goldsmith-Pinkham et al.(2020)的观点,若本文工具变量的变动主要是来自某一特定部门,且该部门在地区初始出口结构中占据较大比重,则所谓的外生工具变量可能通过地区初始特征与误差项产生关联,进而导致内生性问题。为了解决上述担忧,基于 HS 编码将产品总共分为十五个部门,通过逐步剔除该十五个部门中任一部门的产品变动,重新构造工具变量,并进行基准回归得到相应的估计系数,回归结果如表3所示。所有结果的核心变量的回归系数均显著为负,并且与本文基准的回归结果无太大差异。

表3 剔除特定产品部门

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A					
<i>ExpShock</i>	-0.769***	-0.773***	-0.757***	-0.765***	-0.775***
	(0.254)	(0.251)	(0.255)	(0.252)	(0.272)
第一阶段 F 统计量	66.60	70.02	66.07	65.83	75.37
Panel B					
<i>ExpShock</i>	-0.790***	-0.773***	-0.772***	-0.812***	-0.763***
	(0.259)	(0.255)	(0.252)	(0.262)	(0.252)
第一阶段 F 统计量	68.50	70.81	70.18	65.48	68.94

(续表)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel C					
<i>ExpShock</i>	-0.776*** (0.256)	-0.857*** (0.241)	-0.546** (0.222)	-0.733*** (0.243)	-0.769*** (0.249)
第一阶段 F 统计量	69.80	71.97	25.17	128.01	72.90
控制变量	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是
N	2 217	2 217	2 217	2 217	2 217

注：本文按照 HS2 位码将 HS6 位产品进行分类，Panel A 的第(1)—(5)列分别为剔除活动物以及动物产品，植物产品，食品，矿产品，化学工艺及相关工业产品需求变化的结果。Panel B 的第(1)—(5)列分别为剔除塑料和橡胶及其制品，生皮、皮革、皮毛及其制品，木及木制品，纺织品，鞋帽及其零件需求变化的结果。Panel C 的第(1)—(5)列分别为剔除石料以及玻璃制品，贱金属及其制品，机械、电器设备、精密仪器及其零件，车辆、航空器、船舶以及有关运输设备，杂项制品需求变化的结果。

四、SSIV 有效性检验

工具变量的有效性假设要求，在控制了一系列地区层面的控制变量以及地区层面的固定效应和省份-年份固定效应之后，工具变量与其他不可观测的影响地区劳动关系的因素无关，即 $E(\text{ExpShockROW}_{ct}, \varepsilon_{ct} | X_{ct}, \gamma_{pt}, \gamma_c) = 0$ 。本文所构造的出口冲击工具变量属于“偏移-份额(shift-share)”结构，其识别依赖于外部冲击的外生性(Borusyak et al., 2022)或基期份额的前定性(Goldsmith-Pinkham et al., 2020)成立。在本文的研究情境中，外需不足主要由进口国需求收缩导致，中国城市层面的企业行为无法反向影响这些外部冲击，因此“偏移(shift)”部分可视为外生给定的全球需求变化。基于以上逻辑，本文将结合 Borusyak et al.(2022)提出的框架，对工具变量的有效性进行检验。

(一) 初始暴露度

对于本文 SSIV 方法的第一个担忧是，不同地区的 ExpShockROW_{ct} 差异不仅来自世界其他国家需求的变动，也与不同地区期初的人均制造业出口暴露度有关，即地区 c 制造业的人均出口额 $\sum_k \frac{X_{ck,2010}}{L_{c,2000}} = \frac{X_{c,2010}}{L_{c,2000}}$ 。Borusyak et al.(2022)指出，“偏移-份额”估计量一致有效的第一个假设要求是，产品层面来自世界其他国家的需求变动是近似随机的；然而，其进一步指出，当不同地区初始的出口暴露度存在差异，且与地区劳动争议呈现相关性时，会导致估计系数产

生偏误。值得注意的是,在本文基准回归设定中加入的地区固定效应已经吸收了地区初始出口暴露度水平项对劳动争议的影响,但并不能捕捉地区出口暴露份额对劳动关系随时间变化的影响。

因此,本文按照地区出口暴露的大小进行分类,得到类别虚拟变量与年份固定效应的交乘项,以控制地区出口暴露度对劳动争议随时间变化的影响。具体地,表4第(1)—(3)列分别汇报了将初始年份地区暴露度按照大小分为3组、4组和5组并生成相应的虚拟变量与年份固定效应交乘的结果。可以发现本文的回归仍然显著为负。

表4 考虑初始暴露度的差异

	人均劳动争议案件数 (1)	人均劳动争议案件数 (2)	人均劳动争议案件数 (3)
<i>ExpShock</i>	-0.707** (0.299)	-0.709** (0.317)	-0.637* (0.351)
分3组×年份固定效应	是		
分4组×年份固定效应		是	
分5组×年份固定效应			是
控制变量	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
N	2 217	2 217	2 217
第一阶段 F 统计量	47.94	44.16	34.19

(二) 产品层面分析

Borusyak et al.(2022)的第二个假设,要求足够多的有效样本即平均暴露度的赫芬达尔指数($\sum_k s_k^2$)要趋向于0。而本文的赫芬达尔指数为0.009229,可以得到本文的有效样本为 $325.06=(3/0.009229)$,因此本文的有效样本量满足假设。同时Borusyak et al.(2022)要求不同产品的需求冲击是互不相关的,而本文的基准回归是在地区层面,不能解决由于产品层面需求冲击的关联导致基准结果标准误估计有偏的问题。因此,考虑到本文产品层面可能存在的相关性,本文参考Borusyak et al.(2022)的做法,将回归通过等价转换,转换到产品层面进行估计,具体如下:

$$\overline{LaborDisputes}_k^\perp = \alpha + \beta \overline{ExpShock}_k^\perp + \bar{\epsilon}_k^\perp, \quad (8)$$

回归权重为 s_k 。定义变量 $\bar{v}_k^{\perp} = \frac{\sum_c s_{ck} v_c}{\sum_c s_{ck}}$, $s_{ck} = \frac{X_{ck,2010}}{L_{c,2000}}$ 。通过将回归由地区

层面等价转换到产品层面,可以得到在产品层面聚类的稳健标准误。考虑到产品层面可能存在的相关性,本文分别在 HS-6 位码、HS-4 位码和 HS-2 位码层面进行聚类估计,得到不同产品层面的稳健聚类标准误。估计结果如表 5 第(1)–(3)列,在考虑了产品层面冲击的关联性导致的标准误估计偏差之后,本文的基准回归在该稳健标准误的结果下依然显著为负。

(三) 出口结构相似度

根据 Adao et al.(2019)的研究,具有相似的初始出口暴露份额的地区,其扰动项可能是相关的,因此需要基于地区的初始出口暴露份额进行聚类估计。由于本文的产品种类数远远大于地区的数量,所以本文无法直接使用 Adao et al.(2019)提供的聚类稳健标准误的估计方法。首先,考虑到同一省内地区的出口结构可能具有一定的相似性,本文将聚类层级设定在省份层面进行估计,结果如表 5 第(4)列。其次,本文参考 Campante et al.(2023)的做法,构建地区 c 与省会城市 j 的出口相似指标,具体构造方式如下:

$$Similarity_{cj} = \sum_k \min \left\{ \frac{X_{ck}}{X_c}, \frac{X_{jk}}{X_j} \right\}, \quad (9)$$

其中, X_{ck} 为地区 c 产品 k 的出口额; X_c 表示地区 c 的总出口额。当地区 c 和地区 j 的出口结构完全相同时,出口相似度指标 $Similarity_{cj}$ 取 1;反之,若两个地区的出口结构完全不同,出口相似度指标 $Similarity_{cj}$ 则取 0。根据出口相似度指标得出与每个地区出口结构最相似的省会地区,并进行聚类,结果如表 5 第(5)列。最后,本文同时进行了省份和出口相似度地区的双向聚类,结果如表 5 第(6)列所示,本文的结果依然显著为负。

表 5 不同标准误的估计

	产品层面标准误			地区层面标准误		
	IV	IV	IV	IV	IV	IV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ExpShock</i>	-0.765*** (0.128)	-0.765*** (0.126)	-0.765*** (0.156)	-0.765** (0.311)	-0.765*** (0.200)	-0.765*** (0.258)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	35 192	35 192	35 192	2 217	2 217	2 217

（二）显性渠道

从现有关于出口冲击对企业影响的研究中可以得知，外部需求减弱导致的出口冲击会直接导致出口企业市场规模减小、绩效下滑，进而调整其劳动力的雇佣以及工人工资(Mayer et al., 2014)。因此，考虑我国制造业行业的企业在面对全球需求减弱导致的出口冲击时，不可避免地面临产能过剩、订单减少、关停并转迁的困难局面，故此导致劳动纠纷案件大幅增加(张翼和汪建华, 2017)。并且在前文的异质性分析中，本文也发现外需不足引致的出口冲击显著增加了与裁员和工资有关的劳动争议案件数量。因此，本文首先考察出口冲击对于就业以及工资水平等显性权益的影响。

本文基于《中国城市统计年鉴》中的地区就业人口、制造业就业人口及服务业就业人口数据，并对其取对数差分得到各类就业的变动。表7第(1)—(3)列考察了出口冲击对于地区就业人口、制造业就业人口以及服务业就业人口的影响。结果发现，首先出口冲击导致地区就业人口显著下降，并且这一现象主要是由于制造业就业人口下降导致的。具体地，出口冲击下降1个标准差将导致制造业就业人数下降2.57% ($0.396 \times 0.065 \times 100$)，地区总就业人数下降1.07% ($0.396 \times 0.027 \times 100$)，服务业就业人数下降0.71% ($0.396 \times 0.018 \times 100$)。

进一步地，本文参考Ma et al.(2015)的方法，使用2010—2018年全国税收调查数据中的企业雇佣信息构造地区层面的就业创造与就业损失指标进行回归分析，结果如表7第(4)列和第(5)列所示。不难发现，外需不足引致的出口冲击降低了企业的就业创造，显著增加了企业的就业损失。表7第(1)—(5)列的结果表明，在面临负向的外部冲击时，企业会通过裁员减少其劳动力雇佣成本，进而导致与裁员有关的劳动争议案件数量显著增加。

为进一步考察出口冲击对于劳动力工资的影响，本文使用2010—2018年全国税收调查数据，构造企业层面的面板数据，使用计提工资除以年末总职工数，计算得到企业的平均工资，对平均工资取对数并进行一阶差分，得到企业层面的平均工资变化率。回归结果如表7第(6)列和第(7)列所示。结果表明，外需不足引致的出口冲击显著降低了制造业企业的工资水平：当出口下降1个标准差时，制造业企业平均工资下降约1.74% ($0.396 \times 0.044 \times 100$)。相比之下，服务业企业的工资未受到显著影响。这一结果说明，当企业面临外需冲击时，除了通过裁员减少用工规模外，也会通过压低工资水平来转移冲击，从而降低劳动力成本。

表7 显性机制:就业与收入

	地区 就业	制造业 就业	服务业 就业	就业 创造	就业 损失	制造业 企业工资	服务业 企业工资
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>ExpShock</i>	0.027** (0.013)	0.065** (0.025)	0.018* (0.010)	0.013 (0.070)	-0.064** (0.029)	0.044** (0.020)	0.016 (0.022)
控制变量	是	是	是	是	是	否	否
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	否	否	否	否	否
N	2 208	2 215	2 205	2 080	2 089	795 526	752 648
第一阶段 F 统计量	70.41	70.00	70.39	92.20	100.84	80.44	288.37

(三) 隐性渠道

现有关于贸易冲击与区域劳动力的研究主要集中在探讨对就业和工资的影响,对于贸易冲击如何影响在岗劳动力的工作时长、工作稳定性以及社会保险等隐性权益的讨论十分匮乏,这使得现有研究不能很好地解释为什么贸易冲击会导致隐性权益诉求为主的劳动争议案件增加。事实上,当面临外需不足引致的出口冲击时,企业经营绩效下滑,为了维持现有的利润水平,不仅会裁员和降低劳动者的工资水平,也会通过延长工作时间、增加工作强度(宣扬和武凯文,2023)以及降低员工的隐性权益等来降低生产成本。并且为了进一步降低生产的劳动力成本,企业可能采取外包、派遣等非正式雇佣的形式,导致劳动力的工作稳定性降低。通过提供非正式岗位可以绕过法律法规在工资和福利等方面的要求,进而降低其生产成本(Ulyssea, 2018)。因此在探讨出口冲击影响劳动关系的渠道时,对于在岗劳动力的社会保险待遇水平、工作稳定性、工作时间等隐性权益的讨论也尤为重要。

首先,为了考察出口冲击对于在岗劳动力的工作时长的影响,本文使用2010—2018年的中国流动人口动态监测调查数据,根据劳动者的每周工作时间是否大于40小时,来判断其是否存在加班的情况,最终得到地区层面的加班劳动力占比。回归结果见表8第(1)列,可以发现,外需不足引致的出口冲击显著增加了地区的加班劳动力占比,这在一定程度上解释了以加班为主要诉求的劳动争议案件的增加。

其次,为探究出口冲击对于劳动者的工作稳定性的影响,本文参考刘华和胡文馨(2021)的做法,通过劳动者是否签订劳动合同来衡量其工作稳定性,本

文根据 CMDS 问卷中的“请问您是否参加了城镇职工医疗保险”来判断其是否属于正式雇佣,最终得到地区非正规就业劳动力占比,以此来衡量地区劳动力的工作稳定性。表 8 的第(2)列汇报了出口冲击对于地区非正规就业劳动力占比的回归结果。结果显示,外需不足引致的出口冲击显著增加了地区非正规就业劳动力的占比。

最后,社会保险费用主要由企业和员工共同承担。在面临外需不足引致的出口冲击时,企业往往为了降低经营成本,将部分社保缴费压力转嫁给员工,甚至采取少报、少缴或不报不缴的方式(曹斯蔚等,2025)。为检验出口冲击是否会降低企业的社保缴费水平,本文参考赵仁杰等(2022)的做法,利用 2010—2018 年全国企业税收调查数据,构造企业层面的社保缴费率指标(社保缴费额/职工工资总额)。回归结果如表 8 的第(3)列和第(4)列所示。结果显示,外需不足引致的出口冲击显著降低了制造业企业的社保实际缴费率:当出口下降 1 个标准差时,制造业企业社保缴费率下降约 0.16%($0.396 \times 0.004 \times 100$)。相比之下,服务业企业的社保缴费率并未受到显著影响。总体来看,表 8 的结果进一步揭示:劳动关系的恶化并非仅源于显性权益的下降,被忽视的隐性权益受损同样是导致劳动争议案件激增的重要原因。

表 8 隐性渠道:工作时长、非正式雇佣以及社会保障

	加班工人 占比	非正规就业 占比	制造业企业社保 实际缴费率	非制造业企业社保 实际缴费率
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>ExpShock</i>	-0.050*	-0.068***	0.004**	0.007
	(0.027)	(0.026)	(0.002)	(0.005)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	否	否
省份-年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	否	否	是	是
N	2 036	2 046	623 533	374 718
第一阶段 F 统计量	68.81	69.23	93.53	73.80

六、政策含义

本文研究发现外需不足引致的出口冲击不仅恶化了劳动力的工资和就业等显性条件,也损害了在岗劳动力的工作时长、稳定性和福利等隐性权益,从而加剧了劳动关系的紧张。本文的研究结论有以下政策含义。第一,完善社会保

障体系,夯实劳动者权益底线。应进一步健全覆盖城乡、结构合理、可持续的社会保障体系,强化社会保险基金征缴与监管制度,防止企业因经营压力逃避社保缴费义务。同时,应加快推进灵活就业人员、非正式雇佣群体的社保覆盖,提升社会保障制度的普惠性与包容性,从根本上减少因保障缺失引发的劳动纠纷。第二,规范企业用工管理,防范劳动条件恶化。面对外需不足带来的成本压力,部分企业通过延长工时、压缩薪酬、增加非正式雇佣比例来转嫁风险,这不仅损害劳动者的隐性权益,也易引发劳动冲突。为此,应强化劳动监察执法,完善企业用工备案和风险预警制度,重点整治超时加班、未签订劳动合同、不足额支付加班费等违法行为。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H., Price, B., “Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s”, *Journal of Labor Economics*, 2016, 34(S1), S141-S198.
- [2] Adao, R., M. Kolesár, E. Morales, “Shift-Share Designs: Theory and Inference”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(4), 1949-2010.
- [3] Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2121-2168.
- [4] Borusyak, K., P. Hull, and X. Jaravel, “Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs”, *The Review of Economic Studies*, 2022, 89(1), 181-213.
- [5] Campante, F. R., D. Chor, and B. Li, “The Political Economy Consequences of China’s Export Slowdown”, *Journal of the European Economic Association*, 2023, 21(5), 1721-1771.
- [6] 曹斯蔚、李辉、尹恒,“中国企业社保缴费遵从的测算与分析”,《管理世界》,2025年第3期,第36—52页。
- [7] 戴觅、张铁凡、黄炜,“贸易自由化如何影响中国区域劳动力市场?”,《管理世界》,2019年第6期,第56—69页。
- [8] Dix-Carneiro, R., “Trade Liberalization and Labor Market Dynamics”, *Econometrica*, 2014, 82(3), 825-885.
- [9] 杜维明,“全球伦理的儒家诠释”,《文史哲》,2002年第6期,第5—8页。
- [10] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, “Bartik Instruments: What, When, Why, and How”, *American Economic Review*, 2020, 110(8), 2586-2624.
- [11] Hakobyan, S., and J. McLaren, “Looking for Local Labor Market Effects of NAFTA”, *Review of Economics and Statistics*, 2016, 98(4), 728-741.
- [12] 金智、徐慧、马永强,“儒家文化与公司风险承担”,《世界经济》,2017年第11期,第170—192页。
- [13] 刘华、胡文馨,“非正式渠道与青年工作稳定性”,《经济学动态》,2021年第10期,第116—130页。
- [14] 罗长远、刘子琦、宋弘,“经济增速放缓对国民心理健康的影响——来自中国家庭层面的证据”,《经济学》(季刊),2023年第2期,第604—621页。
- [15] 吕景春、李梁栋,“公有资本、‘劳动平等’与和谐劳动关系构建——基于马克思劳资关系及其相关理

- 论的拓展分析”，《南开经济研究》，2019 年第 6 期，第 3—17 页。
- [16] Ma, H., Y. Pan, and M. Xu, “The Criminogenic Consequence of Export Slowdown: Evidence from Millions of Court Judgment Documents in China”, *The Economic Journal*, 2025; ueaf024.
- [17] Ma, H., X. Qiao, and Y. Xu, “Job Creation and Job Destruction in China during 1998-2007”, *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43(4), 1085-1100.
- [18] Mayer, T., M. J. Melitz, and G. I. P. Ottaviano, “Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters”, *American Economic Review*, 2014, 104(2), 495-536.
- [19] 聂卓、李力行、马光荣等，“出口冲击、地方政府逆周期调控与举债行为”，《世界经济》，2024 年第 10 期，第 61—92 页。
- [20] Norsworthy, J. R., and C. A. Zabala, “Worker Attitudes and the Cost of Production: Hypothesis Tests in an Equilibrium Model”, *Economic Inquiry*, 1990, 28(1), 57-78.
- [21] 孙晓东，“劳动争议解决机制评估：基于指标体系的实证分析”，《广东社会科学》，2015 年第 2 期，第 244—256 页。
- [22] 孙瑜、马欣桐，“企业员工劳动关系满意度提升路径组态分析——基于 38 家企业 1223 位员工的调研”，《经济纵横》，2023 年第 5 期，第 87—97 页。
- [23] Topalova, P., “Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2(4), 1-41.
- [24] Twinam, T., “Trade Competition and Migration: Evidence from the Quartz Crisis”, *Journal of International Economics*, 2022, 138, 103653.
- [25] Ulyssea, G., “Firms, Informality, and Development: Theory and Evidence from Brazil”, *American Economic Review*, 2018, 108(8), 2015-2047.
- [26] 王焱、年猛，“社会稳定与经济增长——基于恐怖主义活动对中国经济影响的分析”，《中国经济问题》，2022 年第 5 期，第 72—87 页。
- [27] 宣扬、武凯文，“超时加班与劳动收入份额：基于卫星夜间灯光的经验证据”，《世界经济》，2023 年第 10 期，第 217—240 页。
- [28] 杨瑞龙、章逸然、杨继东，“制度能缓解社会冲突对企业风险承担的冲击吗？”，《经济研究》，2017 年第 8 期，第 140—154 页。
- [29] 姚先国、郭东杰，“改制企业劳动关系的实证分析”，《管理世界》，2004 年第 5 期，第 97—107 页。
- [30] 于桂兰、梁潇杰、孙瑜，“基于扎根理论的企业和谐劳动关系质性研究”，《管理学报》，2016 年第 10 期，第 1446—1455 页。
- [31] 詹婧，“模糊综合评价法在企业劳动关系计量中的应用”，《首都经济贸易大学学报》，2006 年第 4 期，第 57—62 页。
- [32] 张军、闫雪凌、余沐乐等，“工业机器人应用与劳动关系：基于司法诉讼的实证研究”，《管理世界》，2023 年第 12 期，第 90—112 页。
- [33] 张翼、汪建华，“经济下行背景下劳动关系的变化趋势与政策建议”，《中国特色社会主义研究》，2017 年第 1 期，第 37—44 页。
- [34] 赵仁杰、唐珏、张家凯等，“社会监督与企业社保缴费——来自社会保险监督试点的证据”，《管理世界》，2022 年第 7 期，第 170—184 页。
- [35] 邹萍、李谷成，“儒家文化能促进企业社会责任吗？”，《经济评论》，2022 年第 2 期，第 154—170 页。

Export Shock and Labor Disputes: Textual Analysis Based on Court Judgments

CHEN Yongbing ZHANG Xinxin TU Yunfeng*
(Xiamen University)

Abstract: Using labor dispute litigation data from China Judgements Online and a shift-share IV, we attempt to examine how export shocks impact labor relations. We find that negative export shocks significantly deteriorate labor relations, manifested in a significant increase in regional labor dispute cases. These shocks not only lead to the deterioration of explicit conditions such as wages and employment, but also significantly increase cases primarily involving implicit rights and interests demands, such as working hours, job stability, and welfare benefits for incumbent workers.

Keywords: export shocks; labor disputes; implicit benefits

JEL Classification: F14, K31, F16

* Corresponding Author: TU Yunfeng, School of Economics, Xiamen University, Siming District, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-13698045843; E-mail: tuyunfengtife@163.com.