

## 劳动保护与私营企业出口

熊瑞祥 万倩\*

**摘要** 本文结合多个微观数据库与双重差分方法研究了《劳动合同法》及其实施强度对中国私营企业出口概率与出口额的影响。估计结果显示,企业所在地级市对《劳动合同法》的实施强度每提高 1 个标准差,平均而言会使得私营企业的出口概率与出口额分别下降约 2.7% 与 16%。最低工资较高地区、劳动密集程度较高的企业受到《劳动合同法》的负向影响更大。机制分析表明:劳动保护显著地降低了私营企业的生产率与长期雇佣员工数量。

**关键词** 《劳动合同法》, 劳动保护, 私营企业出口

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.08

### 一、引言

如果不明确劳资双方的权利与义务,就可能损害劳动者的合法权益;而过度保护劳动者与限制劳资之间的合约自由,又可能降低就业与增长。因此,劳动力市场政策制定者面临的一个核心问题是,如何在保护劳动者福利与促进增长之间做出合适的权衡取舍。而要做出合适的权衡取舍,需要我们对劳动保护的收益与成本进行全面而准确的估计。现有文献主要从社保覆盖率、五险一金支付比例与企业创新等角度估计了《劳动合同法》的收益,从长期员工被解雇概率提高、生产率与产出降低、投资水平与经营弹性下降等角度估计了《劳动合同法》的成本。长期以来,我国依靠劳动力成本的比较优势实现了出口的飞速增长,并进而为我国经济的持续高速增长做出了重要贡献。可以预期,《劳动合同法》带来的劳动力成本上升将给企业出口,尤其是劳动密集型的私营企业的出口带来不利的影 响。研究《劳动合同法》对企业私营企业出口的影响,有助于我们更加全面地认识劳动保护的经济成本,并进而有助于我们实施最优的劳动保护政策。

\* 熊瑞祥,湖南师范大学商学院;万倩:暨南大学经济与社会研究院。通信作者及地址:万倩,广东省广州市天河区黄埔大道西 601 号暨南大学经济与社会研究院,510632;电话:18529207991;E-mail:wqtempo@163.com。熊瑞祥感谢国家自然科学基金面上项目(72173112)、国家自然科学基金青年项目(71803170)、教育部人文社科基金青年项目(17YJC790175)与湖南省教育厅创新平台开放基金项目(20K121)的资助。感谢匿名审稿专家的建设性意见,感谢刘学悦在研究中提供的帮助。文责自负。

为此,本文使用2006—2012年全国私营企业调查数据、2005—2013年中国工业企业数据库、2000—2015年中国海关数据库,结合双重差分方法研究了《劳动合同法》及其实施强度对中国私营企业出口行为的影响。估计结果显示,企业所在地级市对《劳动合同法》的实施强度每提高1个标准差,平均而言会使得私营企业的出口概率与出口额分别下降约2.7%与16%。最低工资较高地区、劳动密集程度较高的企业受到《劳动合同法》的负向影响更大。机制分析表明:《劳动合同法》的实施,显著地降低了私营企业的生产率与长期雇佣员工数量。

本文在文献上的贡献主要体现在三个方面。第一,丰富了《劳动合同法》对企业行为影响的相关研究。现有相关文献主要研究了《劳动合同法》对企业创新、五险一金支付、雇佣行为、生产率与产出、经营弹性、投资的影响,本文从出口角度补充了我们对《劳动合同法》经济影响的认识。并且,本文还从新新贸易理论下的生产率机制与比较优势理论下的劳动力成本机制这两个角度,检验了《劳动合同法》影响私营企业出口的微观作用机制。第二,本文结合我国2008年前后劳动保护的外生变化与不同地区对《劳动合同法》的实施强度差异,使用双重差分方法较好地处理了相关文献中的内生性问题,准确地估计了《劳动合同法》对私营企业出口行为的因果影响。第三,现有关于我国劳动力成本与企业出口行为之间关系的研究主要着眼于最低工资制度。本文从《劳动合同法》带来的劳动力成本上升这一新的角度,增加了我们对我国企业出口变化原因的认识。

本研究也具有重要的政策含义。本文发现表明,《劳动合同法》通过降低企业生产率与长期雇佣人数这两种机制,给企业出口带来了不利影响。这些发现表明,为兼顾增长与劳动者福利,政府需要制定一些补充政策,例如,给企业尤其是劳动密集型企业减税降费,给中小企业尤其是中小私营企业提供贷款优惠缓解其融资约束,以对冲《劳动合同法》所带来的劳动力成本上升。

## 二、文献述评

本文同两支文献直接相关,第一支文献研究了劳动保护的经济影响,第二支文献从理论与实证的角度研究了企业的出口行为。

文献上,关于《劳动合同法》的经济影响,没有定论。一些研究发现,《劳动合同法》给经济带来了显著的正向影响。《劳动合同法》的实施,提高了农民工的书面劳动合同签订率并进而增加了农民工的社保与工会覆盖率、降低了农民工的工资拖欠(Li and Freeman, 2015),降低了农民工的工作时

长并提高了其拥有社会保险的比例（杜鹏程等，2018），促进了企业创新（李建强和赵西亮，2019；倪晓然和朱玉杰，2016），提高了企业的五险一金支付比例（沈永建等，2017）。而另一些文献则发现，《劳动合同法》也给经济带来了显著的负向影响。《劳动合同法》的无固定期限合同相关条款，增加了企业解雇那些拥有正规劳动合同的长期员工的概率（Akee *et al.*，2019）。《劳动合同法》所导致的解雇成本与调整成本降低了生产率与产出（Cooper *et al.*，2018），降低了私营企业的投资水平（潘红波与陈世来，2017），降低了企业的经营弹性（廖冠民和陈燕，2014）。还有一些文献发现，《劳动合同法》对经济的影响是不确定的。《劳动合同法》在提高劳动者薪酬的同时也促使企业用机器来替代人工（刘媛媛和刘斌，2014）。这支文献加深了我们对《劳动合同法》经济影响的认识，相比这支文献，本文有如下两个方面的改进。首先，本文的研究对象为出口，从一个新的角度补充了现有研究，有助于我们形成对《劳动合同法》经济影响更加全面的认识。其次，本文结合我国2008年前后劳动保护的外生变化与不同地区对《劳动合同法》的实施强度差异，使用双重差分方法较好地处理了相关文献中的内生性问题，准确地估计了《劳动合同法》对私营企业出口行为的因果影响。

还有一支文献从理论与实证的角度研究了企业的出口行为。比较优势理论从国家之间的要素禀赋比例差异与行业之间的要素密集度差异角度，以及国家之间在不同行业生产技术上的相对差异角度，解释了国际贸易产生的原因。然而该理论无法解释为什么要素禀赋比例与技术相似的国家之间会进行行业内贸易。新贸易理论从产品差异化与规模经济学的角度补充了这一不足（Krugman，1979，1980）。然而，新贸易理论的同质性企业假设使得其无法解释为什么同一国家同一细分行业中的有些企业出口而另外一些却不出口。新新贸易理论在新贸易理论的基础上引入企业生产率的异质性，并假设企业进入出口市场需要支付固定成本，因此只有生产率足够高的企业才能出口，成功地弥补了这一不足（Melitz，2003）。在新新贸易理论的分析框架下，如果《劳动合同法》降低了企业生产率，则《劳动合同法》会给企业出口带来不利影响。Bernard *et al.*（2007）在比较优势理论中引入了异质性企业假设，发现贸易成本下降会同时带来资源在行业内部与行业之间的重新优化配置，行业的平均生产率与企业的平均产出都会增加，并且这种增加效应在比较优势行业要大于非比较优势行业。由此可推测，《劳动合同法》带来的劳动力成本上升，对比较优势行业中企业出口的不利影响会大于非比较优势行业中的企业。一些实证文献从产业政策（Chandra and Long，2013；陈钊和熊瑞祥，2015）、地方金融发展（Chen *et al.*，2020）、最低工资（Gan *et al.*，2016；孙楚仁等，2013）与贸易地理（佟家栋和刘竹青，2014；包群等，2012）等角度研究了企业的出口行为。相比这些文献，本文的改进体现在如下两个方面。

第一, 本文从《劳动合同法》带来的劳动力成本上升角度, 增加了我们对我国企业出口变化的原因的认识。第二, 本文还从新新贸易理论下的生产率机制与比较优势理论下的劳动力成本机制这两个角度, 检验了《劳动合同法》影响私营企业出口的微观作用机制, 对作用机制的分析有助于政府制定针对性的补充政策, 来缓解《劳动合同法》对私营企业的潜在不利影响。

### 三、制度背景、回归方程与数据说明

#### (一) 我国的《劳动合同法》

21世纪初, 我国劳动者缺乏有效保护所带来的问题越来越突出。不少企业随意地削减员工工资、拖欠工资、随意地解雇员工、不提供社会保险等员工福利、让员工暴露在没有任何保护的危险工作环境中, 等等。更重要的是, 一些企业拒绝签订劳动合同, 而因为没有劳动合同, 工人在自己的合法劳动权利受到损害时就无法获得法律的有效保护。劳动者合法权益受到损害所带来的社会问题在不少地区时有发生。在此背景下, 我国于2008年1月1日实施了《劳动合同法》。

该法具有如下五个特点。第一, 它规定用人单位与员工需签订书面劳动合同。详情见第10、82条。第二, 它明确了员工的福利待遇。详情见第4、17、38条。第三, 它提高了企业解雇员工的成本。详情见第39、40、41、42条。第四, 它对集体合同做出了特别的规定。详情见第51、52、53、54、55、56条。第五, 它强化了对长期员工的保护。详情见第14、41条。总的说来, 《劳动合同法》显著地提高了对劳动者的保护。OECD在2012年的调查显示, 中国对就业保护的严格程度在46个国家中排名第4。<sup>1</sup>

#### (二) 回归方程

《劳动合同法》有政策实施前后的差异, 但根据《劳动合同法》的内容难以直接找出处理组与对照组。现有文献主要通过如下两种方式来间接地构建处理组与对照组。(1) 企业的劳动密集程度。虽然《劳动合同法》的内容无差异地指向所有企业, 但相比劳动密集程度较低企业, 《劳动合同法》对劳动密集程度较高企业的劳动力成本上升的影响更大; 为此可以将劳动密集程度较高企业看作处理组, 将劳动密集程度较低企业看作对照组 (Cui *et al.*, 2018; 李建强和赵西亮, 2019; 倪晓然和朱玉杰, 2016; 沈永建等, 2017)。

<sup>1</sup> 资料出处: [https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=EPL\\_OV&lang=en](https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=EPL_OV&lang=en), 访问时间: 2020年3月10日。

(2) 是否私营企业。国有企业除了要追求经济目标之外，还要承担一些社会政策目标，包括承担过多的冗员与工人福利等，所以国有企业在《劳动合同法》实施之前就已经较好地保护了劳动者的权益；而相比国有企业，我国私营企业在《劳动合同法》实施前，在用工方式方面更灵活、对劳动者的保护程度更低。因此，虽然《劳动合同法》对国有企业与私营企业一视同仁，但相比国有企业，私营企业更有可能受《劳动合同法》影响；可以把私营企业设置为处理组，把国有企业设置为对照组（刘媛媛和刘斌，2014；卢闯等，2015；潘红波和陈世来，2017）。

本文从我国各地区对《劳动合同法》实际实施强度差异的角度来构建处理组与对照组。在评估法律的效果时，法律的实际实施情况可能比法律条文本身更重要，尤其在转型国家（Pistor *et al.*, 2000）；中国的劳动法律条文本身是比较健全的，它所面临的实质性问题在于法律的实际实施强度与法律条文之间的差距（Zheng, 2009）。虽然《劳动合同法》的文本内容对全国所有地区来说都是相同的，并且从2008年开始在全国范围内统一实施，但它的实际实施强度因为如下原因而在不同地区之间存在差异。第一，地级市官员之间存在基于当地经济表现的晋升激励竞争（Li and Zhou, 2005），这使得地方政府有激励在不违法的前提下根据当地实际情况来影响该地区对《劳动合同法》的实际实施强度（Li and Freeman, 2014）。第二，我国各地区的法律环境与司法水平存在很大的差异（郑志刚和邓贺斐，2010）。第三，不同地区企业的谈判力存在差异。第四，不同地区劳动者的维权意识、法律知识水平与诉讼能力也存在差异。各地级市对《劳动合同法》的实际实施强度，是各个地方政府、地方司法机构、各地企业、劳动者博弈之后的均衡结果，因此，不同地级市对《劳动合同法》的实际实施强度存在较大差异（Gallagher *et al.*, 2015）。我们以每个地级市劳动合同纠纷案中劳动者胜诉的平均比例，作为该地级市对《劳动合同法》实施强度的代理变量。相对指标相比绝对指标的好处在于，它可以剔除不同地级市劳动力规模差异对度量的干扰。本文使用相对量来构建指标的思路同现有文献的做法一致：卢峰和姚洋（2004）使用各省法院每年经济案件的结案率来衡量各地区法治的效率。

在此基础上，为研究《劳动合同法》对私营企业出口行为的影响，我们设定如下形式的回归模型：

$$y_{cift} = \alpha + \beta post_{07} \times law_c + \gamma X_{ft} + \delta Z_{c,t-1} + \theta_c + \vartheta_{it} + \mu_{cift}, \quad (1)$$

其中  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ,  $\theta$  和  $\vartheta$  为待估计参数； $c$ ,  $i$ ,  $f$  与  $t$  分别表示地级市、行业、企业与年份； $\mu_{cift}$  表示随机扰动项。被解释变量包括“企业是否出口”与“企业出口额”，“企业出口额”使用出口额加1再取对数来度量。

关键解释变量是  $post_{07}$  与  $law_c$  的交互项。《劳动合同法》于2008年1月1

日正式生效,故  $post_{07}$  变量在 2008 年之前年份取值为 0,在 2008 年及之后年份取值为 1。使用中国裁判文书网 2014—2017 年间的劳动合同纠纷案件信息,我们计算了每个地级市劳动合同纠纷案中劳动者胜诉的平均比例  $law_c$ <sup>2</sup>,以此作为该地级市对《劳动合同法》实施强度的代理变量。<sup>3</sup>

$X_{ft}$  表示企业  $f$  在  $t$  年的特征,包括企业年龄、企业规模、企业类型(合伙企业、有限责任公司、股份有限公司、一人有限责任公司)、企业家的性别、企业家的受教育程度。 $Z_{c,t-1}$  表示企业所在地级市  $c$  在第  $t-1$  年的特征,包括人均 GDP 的对数与最低工资的对数。控制二者有助于缓解地区层面遗漏变量问题对估计结果的干扰。同时,为尽可能缓解反向因果问题,我们控制二者的滞后项。 $\theta_c$  表示地级市固定效应,用以控制地级市层面不随时间变化的不可观测因素对估计结果的影响。 $\vartheta_{it}$  表示行业固定效应与年份固定效应的交互项,用以控制行业层面随年份变化的不可观测因素对估计结果的影响,例如,行业层面逐年变化的需求冲击或供给冲击。另外,本文使用的是企业-年份层面数据,而关键解释变量是地级市-年份层面数据,考虑到同一地级市内不同企业的随机扰动项可能存在相关性,我们将标准误聚类到地级市层面。

### (三) 数据说明

本文使用的企业层面主要数据来源于全国私营企业调查数据。该数据来自中共中央统战部、中华全国工商业联合会、国家工商行政管理总局、中国民(私)营经济研究会组成的“私营企业研究课题组”每两年在全国的私营企业状况抽样调查。考虑到本文研究问题所需变量在全国私营企业调查数据中的可得性,以及需要使用到 2007 年之后样本,本文使用了 2006 年、2008 年、2010 年、2012 年四次调查数据,实际数据年份是 2005 年、2007 年、2009 年与 2011 年。该数据覆盖面广、可信度高,为了解中国私营经济的现状和研究中国私营企业行为提供了具有代表性的样本。劳动诉讼胜诉情况来自中国裁判文书网,地级市层面最低工资数据来自各地区统计公报与地方政府网站,地级市人均 GDP 数据来自《中国城市统计年鉴》。企业出口额的平均值约 112.3 万美元,出口企业占全部样本的比例约为 13.1%。地级市层面劳动胜诉率的均值约为 58.2%,并且在不同地级市之间呈现出较大差异。

<sup>2</sup> 我们根据裁判文书的正文内容,提取了原告和被告支付的诉讼费用,然后根据原告、被告支付比例高低判断谁是获胜一方。

<sup>3</sup> 下文的稳健性检验 2 更深入地处理了关键解释变量度量的时期晚于被解释变量的问题。

## 四、回归分析

### (一) 基本模型：逐步回归

表1报告了劳动保护对企业是否出口的逐步回归结果。第(1)—(5)列我们依次加入了关键解释变量、企业特征、地级市特征、地级市固定效应、行业-年份交互项的固定效应。可以发现,在第(1)—(5)列中,关键解释变量的系数都在1%的水平上显著为负,意味着《劳动合同法》实施之后,私营企业所在地级市对《劳动合同法》的实施越严格时,私营企业的出口概率越低。表1中控制最为严格的第(5)列的估计系数表明:私营企业所在地级市对《劳动合同法》的实施强度每增加1个标准差(0.159),会使得私营企业的出口概率平均下降约2.7% ( $-0.1667 \times 0.159 \approx -2.7\%$ ),占样本期间私营企业平均出口概率的比例约为20.6% ( $0.027/0.131 \approx 20.6\%$ )。

表1 逐步回归：企业是否出口

| 变量名称                      | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    |
|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 是否2007年之后×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.0465***<br>(0.0088) | -0.0905***<br>(0.0104) | -0.1445***<br>(0.0137) | -0.0901***<br>(0.0267) | -0.1667***<br>(0.0510) |
| 企业年龄                      |                        | 0.0091***<br>(0.0007)  | 0.0089***<br>(0.0007)  | 0.0060***<br>(0.0010)  | 0.0043***<br>(0.0009)  |
| 企业规模对数                    |                        | 0.0316***<br>(0.0019)  | 0.0320***<br>(0.0020)  | 0.0284***<br>(0.0036)  | 0.0248***<br>(0.0032)  |
| 是否合伙企业                    |                        | 0.0148<br>(0.0161)     | 0.0069<br>(0.0165)     | 0.0049<br>(0.0158)     | 0.0036<br>(0.0154)     |
| 是否有限责任公司                  |                        | 0.0233**<br>(0.0093)   | 0.0178*<br>(0.0095)    | 0.0273***<br>(0.0104)  | 0.0246**<br>(0.0100)   |
| 是否股份有限公司                  |                        | 0.0767***<br>(0.0147)  | 0.0751***<br>(0.0150)  | 0.0774***<br>(0.0168)  | 0.0588***<br>(0.0165)  |
| 是否一人有限责任公司                |                        | -0.0307<br>(0.0404)    | -0.0255<br>(0.0452)    | -0.0081<br>(0.0364)    | 0.0035<br>(0.0441)     |
| 企业家性别                     |                        | -0.0245***<br>(0.0090) | -0.0264***<br>(0.0092) | -0.0074<br>(0.0088)    | 0.0063<br>(0.0095)     |
| 企业家受教育程度                  |                        | -0.0024<br>(0.0028)    | -0.0038<br>(0.0029)    | 0.0043<br>(0.0038)     | 0.0097**<br>(0.0040)   |
| 最低工资对数滞后一期                |                        |                        | 0.0582***<br>(0.0185)  | 0.0010<br>(0.0369)     | -0.0182<br>(0.0597)    |

(续表)

| 变量名称           | (1)       | (2)        | (3)        | (4)      | (5)      |
|----------------|-----------|------------|------------|----------|----------|
| 地区 GDP 滞后一期    |           |            | 0.0255***  | 0.0157   | 0.0133   |
|                |           |            | (0.0072)   | (0.0107) | (0.0097) |
| 常数项            | 0.1461*** | -0.0576*** | -0.6692*** | -0.2320  | -0.0552  |
|                | (0.0040)  | (0.0189)   | (0.0864)   | (0.2144) | (0.3927) |
| 观测值个数          | 14 769    | 10 688     | 10 008     | 10 003   | 9 546    |
| R <sup>2</sup> | 0.002     | 0.058      | 0.065      | 0.179    | 0.241    |
| 城市固定效应         | 否         | 否          | 否          | 是        | 是        |
| 行业-年份固定效应交互项   | 否         | 否          | 否          | 否        | 是        |

注：观测值为企业层面。\*\*\*、\*\*和\*分别表示参数的估计值在1%、5%和10%的统计水平上显著；括号内为标准误，均聚类到地级市层面。下文表中的说明类似，为节约字数，不再说明。

表2报告了劳动保护对企业出口额影响的逐步回归结果，该表的结构安排同表1相同。表2的第(1)—(5)列中，关键解释变量的系数都在1%的水平上显著为负，意味着《劳动合同法》实施之后，私营企业所在地级市对《劳动合同法》的实施越严格时，私营企业的出口额越低。表2控制最为严格的第(5)列的估计系数表明：私营企业所在地级市对《劳动合同法》的实施强度每增加1个标准差(0.159)，会使得私营企业的出口额平均下降约16% $(-1.0065 \times 0.159 \approx 16\%)$ 。

表 2 逐步回归：企业出口额

| 变量名称                         | (1)        | (2)        | (3)        | (4)        | (5)        |
|------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 是否 2007 年之后 ×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.2002*** | -0.4460*** | -0.8278*** | -0.5709*** | -1.0065*** |
|                              | (0.0485)   | (0.0571)   | (0.0749)   | (0.1448)   | (0.2947)   |
| 企业年龄                         |            | 0.0521***  | 0.0503***  | 0.0350***  | 0.0266***  |
|                              |            | (0.0036)   | (0.0038)   | (0.0056)   | (0.0046)   |
| 企业规模对数                       |            | 0.1959***  | 0.1989***  | 0.1795***  | 0.1642***  |
|                              |            | (0.0106)   | (0.0109)   | (0.0231)   | (0.0215)   |
| 是否合伙企业                       |            | 0.0749     | 0.0385     | 0.0321     | 0.0387     |
|                              |            | (0.0882)   | (0.0904)   | (0.0877)   | (0.0850)   |
| 是否有限责任公司                     |            | 0.1174**   | 0.0773     | 0.1287**   | 0.1121**   |
|                              |            | (0.0507)   | (0.0522)   | (0.0540)   | (0.0532)   |
| 是否股份有限公司                     |            | 0.4673***  | 0.4669***  | 0.4978***  | 0.3937***  |
|                              |            | (0.0803)   | (0.0824)   | (0.1039)   | (0.0987)   |



(续表)

| 变量名称           | (1)                   | (2)                    | (3)                    | (4)                   | (5)                  |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| 是否一人有限责任公司     |                       | -0.1384<br>(0.2209)    | -0.1496<br>(0.2475)    | -0.0633<br>(0.1629)   | -0.0164<br>(0.2095)  |
| 企业家性别          |                       | -0.1201**<br>(0.0491)  | -0.1367***<br>(0.0506) | -0.0325<br>(0.0451)   | 0.0343<br>(0.0476)   |
| 企业家受教育程度       |                       | -0.0163<br>(0.0154)    | -0.0262<br>(0.0161)    | 0.0217<br>(0.0198)    | 0.0481**<br>(0.0207) |
| 地级市上一年最低工资对数   |                       |                        | 0.4887***<br>(0.1012)  | 0.2282<br>(0.1915)    | -0.2006<br>(0.3296)  |
| 地级市上一年人均GDP对数  |                       |                        | 0.1100***<br>(0.0393)  | 0.0514<br>(0.0539)    | 0.0231<br>(0.0562)   |
| 常数项            | 0.7330***<br>(0.0219) | -0.5128***<br>(0.1034) | -4.5901***<br>(0.4735) | -2.4956**<br>(1.1479) | 0.7192<br>(2.2441)   |
| 观测值            | 14 769                | 10 688                 | 10 008                 | 10 003                | 9 546                |
| R <sup>2</sup> | 0.001                 | 0.067                  | 0.076                  | 0.190                 | 0.240                |
| 城市固定效应         | 否                     | 否                      | 否                      | 是                     | 是                    |
| 行业-年份固定效应交互项   | 否                     | 否                      | 否                      | 否                     | 是                    |

## (二) 稳健性检验

### 1. 事前同趋势假设检验与《劳动合同法》的动态效果

本文使用了2005年、2007年、2009年与2011年的数据，这样，《劳动合同法》实施前后，我们各有两期数据。我们可以通过如下回归方程来检验事前同趋势假设是否满足来间接地检验平行趋势是否有可能成立，并考察《劳动合同法》的动态效果：

$$y_{cift} = \alpha + \sum_{t=2007, 2009, 2011} (\beta_t \times Year_t \times law_c) + \gamma X_{ft} + \delta Z_{c,t-1} + \theta_c + \vartheta_{it} + \mu_{cift} \quad (2)$$

在年份为  $t$  年时， $Year_t$  变量取值为1；否则取值为0。式(2)中其他变量的取值情况同式(1)相同。我们选取样本初期的2005年为基准组。

表3报告了回归方程(2)的估计结果。估计结果显示，不管被解释变量是企业是否出口还是出口额， $\beta_{2007}$ 在统计上都不显著，这意味着在《劳动合同法》实施之前，处理组中企业与对照组中企业的出口行为具有相同的变化趋势，即“事前同趋势”假设满足。这也意味着，虽然《劳动合同法(草案)》

早在2006年3月就已经向社会公开征求意见,但就出口表现而言,私营企业并没有据该草案来提前调整自身行为,即这种公开并没有带来预期效应。原因在于,虽然《劳动合同法(草案)》早已公开,但其内容到底如何修改,是劳工方、资本方以及各利益相关者共同博弈的结果,在正式实施之前,企业无法准确地预判该法是否真的倾向于保护劳动者以及对劳动者的保护强度。同时, $\beta_{2009}$ 与 $\beta_{2011}$ 在统计上显著为负,意味着《劳动合同法》给私营企业的出口行为带来了显著的负向影响。

表3 事前同趋势假设检验与《劳动合同法》的动态效果

| 变量名称                    | 是否出口                   | 出口额                    |
|-------------------------|------------------------|------------------------|
|                         | (1)                    | (2)                    |
| 是否2007年×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.0573<br>(0.0906)    | -0.1757<br>(0.6261)    |
| 是否2009年×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.2340***<br>(0.0688) | -1.2707***<br>(0.3911) |
| 是否2011年×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.1615**<br>(0.0679)  | -0.9520**<br>(0.4377)  |
| 企业特征                    | 是                      | 是                      |
| 城市特征                    | 是                      | 是                      |
| 城市固定效应                  | 是                      | 是                      |
| 行业-年份固定效应               | 是                      | 是                      |
| 观测值                     | 9 546                  | 9 546                  |
| $R^2$                   | 0.241                  | 0.240                  |

## 2. 检验关键解释变量度量方式的合理性

一般说来,关键解释变量度量的时期应该不晚于被解释变量。因为我们使用的私营企业数据来自2005年、2007年、2009年、2011年,故从理论上而言,本文核心解释变量“各地级市劳动者的胜诉率”的度量最好也在2008—2011年间,这样能最准确地度量《劳动合同法》实施之后,各地级市对劳动者的保护强度。但这样的度量确实很难获得,为此,我们根据中国裁判文书网公开的相关信息,计算了2014—2017年间每个地级市劳动合同纠纷案中劳动者胜诉的平均比例。我们没有选用更早年份是因为该网站自2013年下半年才开始投入运营,故2013年及之前年份公开的裁判文书数量较少,不具有代表性;求多年平均值是为了尽可能地减少测量误差。我们需要检验使用2014—2017年间这一指标的合理性。

针对核心解释变量度量的时期在被解释变量之后这一疑问,我们使用

2000—2007年、2014—2015年海关数据中的私营企业样本构建了地级市-年份-目的国层面平衡面板数据（如果某地级市在某年未向某目的国出口，则取值为0），重新检验了劳动保护对私营企业出口的影响。在这个数据中，《劳动合同法》实施之后的时期只有2014—2015年，它的度量与核心解释变量劳动者胜诉率度量的时期基本一致，不再存在核心解释变量度量的时期在被解释变量之后的问题。表4的估计结果显示，此时劳动保护仍然显著地降低了私营企业的出口概率与出口额。<sup>4</sup>

表4 使用海关数据进行回归

| 变量名称                      | 是否出口                   | 出口额                    |
|---------------------------|------------------------|------------------------|
|                           | (1)                    | (2)                    |
| 是否2007年之后×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.0209***<br>(0.0059) | -0.4050***<br>(0.0684) |
| 目的国-年份固定效应交互项             | 是                      | 是                      |
| 城市-目的国固定效应交互项             | 是                      | 是                      |
| 省份-年份固定效应交互项              | 是                      | 是                      |
| 城市特征                      | 是                      | 是                      |
| 观测值                       | 628 468                | 628 468                |
| $R^2$                     | 0.680                  | 0.758                  |

### 3. 其他方面的稳健性检验

此外，本文还进行了其他方面的稳健性检验，在这一系列稳健性检验中，本文发现仍然稳健。限于篇幅，此处仅简要说明缘由与方法，欢迎对结果感兴趣的读者来函。第一，《劳动合同法》实施之后，新成立企业可能会自行选择在《劳动合同法》实施强度较弱的地区建厂投资经营；新企业在地级市之间的这种自选择，会低估《劳动合同法》对私营企业出口行为的负向影响。2009年样本中年龄小于或等于2的企业、2011年样本中年龄小于或等于4的企业为《劳动合同法》实施当年及之后成立的企业样本，我们删除这部分企业，重新估计了式（1）。第二，根据 $law_c$ 的中位数将所有地级市分成处理组与对照组，即将连续变量 $law_c$ 转换为二值变量，重新估计了式（1）。第三，通过随机生成《劳动合同法》实施强度二值变量进行安慰剂检验，来判断上文的估计结果是否只是虚假相关。在每一次安慰剂检验中，随机选择122个地级市作为处理组、另外91个地级市作为对照组（同实际数据

<sup>4</sup> 我们还将核心解释变量与2008—2011年间各省劳动者胜诉率指标（该指标只在省级层面可得）进行相关性分析，发现二者显著正相关；使用2008—2011年间各省劳动者胜诉率指标替换本文的核心解释变量，发现劳动保护仍显著地降低了私营企业出口。考虑到同一省份不同地级市之间的劳动保护程度存在较大差异，本文主要使用地级市层面劳动保护指标。

保持一致);按照式(1)重复1000次回归,再绘制系数分布图。第四,出口目的国的关税与非关税壁垒也可能对私营企业的出口行为产生负向影响。但全国私营企业调查数据没有调查出口产品的目的国相关信息,所以我们使用2000—2015年间海关数据库中的私营企业样本,将其加总至地级市-年份-目的国层面,再将其填充为地级市-年份-目的国层面的平衡面板数据,在控制一系列固定效应的基础上,估计了《劳动合同法》实施强度对地级市 $c$ 在 $t$ 年是否向 $d$ 国出口产品与出口额的影响。第五,因为全国私营企业调查数据是混合截面数据,故无法控制企业固定效应、企业上一期的出口等其他企业层面变量,未控制这些因素,可能使得我们得到不准确的估计结果。为此,我们更换2005—2013年中国工业企业数据库中的私营企业样本进行回归分析,以控制企业固定效应与更多企业层面特征。第六,《劳动合同法》执行后我国不同地级市对法规中一些具体条文的执行力度可能会存在差异,例如,员工劳动报酬调整及时性(或早晚)可能存在地区差异,这种地级市层面随时间变化的不可观测因素可能影响我们的估计结果。我们通过将 $post_{07} \times larw_c$ 与行业的劳动密集程度交互,并控制地级市、行业、年份三个维度两两固定效应的交互项,在式(1)的基础上进行了三重差分估计。

## 五、异质性分析

### (一) 地级市最低工资高低

《劳动合同法》的多个条款重申了最低工资标准对于保障我国劳动者权益的重要性<sup>5</sup>,《劳动合同法》增加了我国最低工资制度的实施强度。相比最低工资较低地级市中的私营企业,《劳动合同法》对最低工资较高地级市中私营企业劳动力成本增加的影响会更大。为此,我们推断,相比最低工资较低地级市中的私营企业,《劳动合同法》对最低工资较高地级市中私营企业出口行为的不利影响会更大。

为此,我们根据地级市最低工资的中位数,将全样本分成最低工资较低与较高的两个子样本。表5中的估计结果表明:《劳动合同法》的实施强度对最低工资较低地级市中私营企业的出口概率和出口额均没有显著影响;但它显著地降低了最低工资较高地级市中私营企业的出口概率和出口额。此外,我们分别对两组系数进行了差异显著性检验(Cleary, 1999),结果表明二者的差异在千分之一以上的水平上显著。这一发现同现有文献一致:丁守海(2010)发现,《劳动合同法》强化了最低工资对就业的负向影响;Fan *et al.* (2018)发现,《劳动合同法》强化了最低工资对我国企业对外直接投资的影响。

<sup>5</sup> 详情见该法第20、58、72、74与85条。

表 5 地级市最低工资高低的异质性

| 变量名称                        | 是否出口                |                        | 出口额                 |                        |
|-----------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|
|                             | <中位数                | >中位数                   | <中位数                | >中位数                   |
|                             | (1)                 | (2)                    | (3)                 | (4)                    |
| 是否 2007 年之后×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.0799<br>(0.1170) | -0.5326***<br>(0.1410) | -0.4770<br>(0.6139) | -3.4589***<br>(1.0093) |
| 企业特征                        | 是                   | 是                      | 是                   | 是                      |
| 城市特征                        | 是                   | 是                      | 是                   | 是                      |
| 城市固定效应                      | 是                   | 是                      | 是                   | 是                      |
| 行业-年份固定效应交互项                | 是                   | 是                      | 是                   | 是                      |
| 观测值                         | 4 529               | 4 775                  | 4 529               | 4 775                  |
| R <sup>2</sup>              | 0.265               | 0.252                  | 0.264               | 0.260                  |
| 经验 p 值                      | 0.000               |                        | 0.000               |                        |

## (二) 企业劳动密集程度高低

面对《劳动合同法》同样的实施强度，相比劳动密集程度较低的企业，劳动密集程度较高企业的劳动力成本增加更多。为此，我们推断，相比劳动密集程度较低的私营企业，《劳动合同法》对劳动密集程度较高的私营企业的出口行为的不利影响会更大。借鉴 Fan *et al.* (2018) 的做法，我们使用劳动报酬占企业固定资产的比例作为企业劳动密集程度的代理变量。我们根据该比例的中位数，将企业分成劳动密集程度较高与劳动密集程度较低两个样本。表 6 中的估计结果分别表明：所在地级市对《劳动合同法》的实施强度对劳动密集程度较低的私营企业的出口概率和出口额均没有显著影响；但它显著地降低了劳动密集程度较高的私营企业的出口概率和出口额。此外，我们分别对两组系数进行了差异显著性检验，结果表明二者的差异在千分之一以上的水平上显著。这一发现同现有文献类似：潘红波和陈世来 (2017) 发现《劳动合同法》对劳动密集程度较低的民营上市公司的投资水平没有显著影响，但对劳动密集程度较高的民营上市公司的投资水平产生了显著的负向影响。

表 6 企业劳动密集程度高低的异质性

| 变量名称                        | 是否出口                |                        | 出口额                 |                        |
|-----------------------------|---------------------|------------------------|---------------------|------------------------|
|                             | <中位数                | >中位数                   | <中位数                | >中位数                   |
|                             | (1)                 | (2)                    | (3)                 | (4)                    |
| 是否 2007 年之后×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.0733<br>(0.0563) | -0.2198***<br>(0.0734) | -0.2168<br>(0.3452) | -1.5298***<br>(0.4273) |

(续表)

| 变量名称         | 是否出口  |       | 出口额   |       |
|--------------|-------|-------|-------|-------|
|              | <中位数  | >中位数  | <中位数  | >中位数  |
|              | (1)   | (2)   | (3)   | (4)   |
| 企业特征         | 是     | 是     | 是     | 是     |
| 城市特征         | 是     | 是     | 是     | 是     |
| 城市固定效应       | 是     | 是     | 是     | 是     |
| 行业-年份固定效应交互项 | 是     | 是     | 是     | 是     |
| 观测值          | 4 363 | 5 129 | 4 363 | 5 129 |
| $R^2$        | 0.249 | 0.270 | 0.251 | 0.272 |
| 经验 $p$ 值     | 0.000 |       | 0.000 |       |

## 六、机制分析

### (一) 新新贸易理论下的生产率机制

企业进入出口市场需要支付固定成本,因此只有生产率足够高的企业才有能力出口 (Melitz, 2003),大量实证文献发现企业生产率同企业出口概率与出口额正相关 (Bernard *et al.*, 2007)。如果《劳动合同法》降低了企业生产率的话,就会给私营企业的出口带来负向影响。

从理论与实证上来看,《劳动合同法》的实施确实可能降低私营企业生产率。一方面,从企业层面来看,《劳动合同法》中的无固定期限劳动合同、集体合同、解雇成本等相关条款的实施,会削弱企业依据项目实际运行情况配置人力资源的灵活性,降低劳动力的流动性,提高人工成本黏性,企业雇用劳动力的这些摩擦增加会最终降低企业的生产效率 (刘媛媛和刘斌, 2014; Hopenhayn and Rogerson, 1993)。另一方面,从员工层面来看,《劳动合同法》降低了员工违约时的惩罚力度与失业风险,会产生保护偷懒者效应,不利于员工工作积极性与工作效率的提高 (张五常, 2009; Suedekum and Ruedemann, 2003)。来自中国的经验证据同理论推断一致: Cooper *et al.* (2018) 建立在一般均衡模型基础上的量化分析结果表明,我国的《劳动合同法》显著地降低了私营部门的生产率,反事实分析表明,《劳动合同法》使得我国年均经济增长率降低约 1%; 潘红波和陈世来 (2017) 发现,《劳动合同法》给我国区域经济增长带来了显著的负向影响,并且这种负向影响主要体现在民营经济投资占比高、民营经济提供就业多的区域。

本小节将检验《劳动合同法》对企业生产率的影响,以及企业生产率对其出口的影响。因为我们使用的主要数据全国私营企业调查数据缺乏增加值

等相关变量，无法计算出企业的生产率，故我们借助2005—2013年中国工业企业数据库中的私营企业样本<sup>6</sup>，对《劳动合同法》所导致的企业生产率变化这一机制进行检验。使用中国工业企业数据库检验生产率机制的一个主要困难之处在于，估计企业生产率需要的相关变量在2008—2013年间的可得性困难，例如：2011—2013年数据都缺少中间投入合计与工业增加值数据，无法直接估计全要素生产率；2009年的43万家企业数据中，有11万家左右缺少了法人代码与企业名称信息，等等。<sup>7</sup>我们按照寇宗来和刘学悦（2020）、Brandt *et al.*（2017）的做法，对2008—2013年间中国工业企业数据库中存在的问题一一进行了处理，在此基础上按照Rovigatti and Mollisi（2018），估计了对Olley and Pakes（1996）进行ACF修正的全要素生产率（记为OP-ACF），与对Levinsohn and Petrin（2003）进行ACF修正的全要素生产率（记为LP-ACF）。同时，为考察结论的稳健性，我们还计算了企业劳动生产率的对数。表7第（1）—（3）列的估计结果显示，不管我们使用OP-ACF，LP-ACF，还是劳动生产率作为被解释变量，劳动保护都显著地降低了私营企业的生产率。

表7 劳动保护对私营企业生产率的影响

| 变量名称                      | 全要素生产率：OP-ACF          | 全要素生产率：LP-ACF          | 劳动生产率                  |
|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                           | (1)                    | (2)                    | (3)                    |
| 是否2007年之后×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.1056***<br>(0.0117) | -0.1189***<br>(0.0117) | -0.1927***<br>(0.0134) |
| 企业特征                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 城市特征                      | 是                      | 是                      | 是                      |
| 企业固定效应                    | 是                      | 是                      | 是                      |
| 行业-年份固定效应交互项              | 是                      | 是                      | 是                      |
| 观测值                       | 598 307                | 598 307                | 645 325                |
| R <sup>2</sup>            | 0.740                  | 0.734                  | 0.711                  |

表8进一步检验了生产率对私营企业出口概率与出口额的影响。第（1）—（6）列的估计结果显示，不管我们使用OP-ACF，LP-ACF，还是劳动生产率作为关键解释变量，生产率提高都会显著地增加私营企业的出口概率与出口额。这一发现同现有相关文献一致：已有大量关于新新贸易理论的理论实证研究发现，生产率提高会显著地促进企业出口（Melitz, 2003；Bernard

<sup>6</sup> 使用2005—2013年样本，是为了与全国私营企业调查数据中所用样本区间保持一致。同时，因为2010年数据存在重要缺陷（Fan *et al.*, 2018），故此回归中我们剔除了2010年的样本。

<sup>7</sup> 尽管存在这些不足之处，但因为没有其他更好的数据库，中国工业企业数据库仍然是目前公开可得的最适合检验这一机制的代表性数据库。

*et al.*, 2007)。结合表7与表8,我们就检验了劳动保护降低私营企业出口的生产率机制:劳动保护通过降低私营企业生产率降低了其出口概率与出口额。

表8 生产率对私营出口的影响

| 变量名称           | 是否出口      | 出口额       | 是否出口      | 出口额       | 是否出口      | 出口额       |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       | (6)       |
| 全要素生产率:        | 0.0122*** | 0.1768*** |           |           |           |           |
| OP-ACF         | (0.0007)  | (0.0062)  |           |           |           |           |
| 全要素生产率:        |           |           | 0.0108*** | 0.1627*** |           |           |
| LP-ACF         |           |           | (0.0007)  | (0.0063)  |           |           |
| 劳动生产率          |           |           |           |           | 0.0048*** | 0.0799*** |
|                |           |           |           |           | (0.0006)  | (0.0054)  |
| 企业特征           | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 城市特征           | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 企业固定效应         | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 行业-年份固定效应交互项   | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         | 是         |
| 观测值            | 523 457   | 523 457   | 523 457   | 523 457   | 567 647   | 567 647   |
| R <sup>2</sup> | 0.813     | 0.842     | 0.813     | 0.842     | 0.813     | 0.842     |

## (二) 比较优势理论下的劳动力成本机制

改革开放以来,我国依靠劳动力成本的比较优势实现了高速增长。按照比较优势理论,《劳动合同法》带来的劳动力成本上升会削弱我国在劳动密集型行业上的比较优势,进而通过降低私营企业的雇佣人数(与长期雇佣人数)给私营企业的出口概率与出口额带来负向影响。同前面机制检验类似,首先需要检验劳动保护是否会降低私营企业的雇佣人数(与长期雇佣人数),同时也需要检验私营企业的雇佣人数(与长期雇佣人数)下降是否会降低企业的出口概率与出口额。

《劳动合同法》提高了企业的解雇成本,尤其是解雇那些工作年限较长的员工的成本。换句话说,《劳动合同法》实施之后,企业解雇不同工作年限员工的成本都提高了,但企业在解雇工作时间较长员工时还面临着较大的额外成本。解雇不同工作年限员工的这种成本差异,使得企业有激励解雇已在本企业连续工作较长时间的员工(Akee *et al.*, 2019),雇用新员工作为补充,以减少或延迟《劳动合同法》对其不利影响。全国私营企业调查数据调查了企业雇佣总人数、半年以上且不足一年员工人数,以及半年以下员工人数。表9第(2)列的估计结果显示,劳动保护显著地降低了私营企业雇用的1年以上员工数量(即长期雇佣员工总数)。



表 9 劳动保护对私营企业员工数量的影响

| 变量名称                         | 员工总数                   | 长期雇佣员工总数               |
|------------------------------|------------------------|------------------------|
|                              | (1)                    | (2)                    |
| 是否 2007 年之后 ×<br>《劳动合同法》实施强度 | -0.6105***<br>(0.1861) | -0.7062***<br>(0.1690) |
| 企业特征                         | 是                      | 是                      |
| 城市特征                         | 是                      | 是                      |
| 企业固定效应                       | 是                      | 是                      |
| 行业-年份固定效应交互项                 | 是                      | 是                      |
| 观测值                          | 10 377                 | 10 153                 |
| R <sup>2</sup>               | 0.472                  | 0.523                  |

表 10 进一步报告了员工总数、长期雇佣员工总数对私营企业出口的影响。估计结果显示，员工总数与长期雇佣员工总数下降，会显著地降低私营企业的出口概率与出口额。结合表 9 与表 10，我们就检验了劳动保护降低私营企业出口的劳动力成本机制：劳动保护通过降低私营员工总数、长期雇佣员工总数降低了其出口概率与出口额。

表 10 员工数量对私营企业出口的影响

| 变量名称           | 是否出口                  | 出口额                   | 是否出口                  | 出口额                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
| 员工总数的对数        | 0.0474***<br>(0.0027) | 0.3148***<br>(0.0166) |                       |                       |
| 长期雇佣员工总数的对数    |                       |                       | 0.0567***<br>(0.0030) | 0.3755***<br>(0.0185) |
| 企业特征           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 城市特征           | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 企业固定效应         | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 行业-年份固定效应交互项   | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 观测值            | 9 546                 | 9 546                 | 9 385                 | 9 385                 |
| R <sup>2</sup> | 0.267                 | 0.278                 | 0.272                 | 0.286                 |

## 七、总结与讨论

长期以来，我国依靠劳动力成本的比较优势实现了出口的快速增长，并进而为我国经济的持续高速增长做出了重要贡献。然而，《劳动合同法》的实

施在较大程度上提升了我国劳动力成本,这将对企业出口,尤其是劳动密集型的私营企业的出口带来不利的影响。对此,本文利用多个微观数据库和双重差分方法研究了《劳动合同法》对私营企业出口的影响,有助于我们更加全面地认识劳动保护的经济成本,并有助于我们制定最佳的劳动保护政策。本文估计结果显示:企业所在地级市对《劳动合同法》的实施强度每提高1个标准差,会使得私营企业的出口概率与出口额分别下降约2.7%与16%。最低工资较高地区、劳动密集程度较高的企业受到《劳动合同法》的负向影响更大。此外,《劳动合同法》的实施是通过降低私营企业的生产率与长期雇佣员工数量两条机制对出口行为产生不利影响的。

需要特别说明的是,本文发现劳动保护给私营企业的出口带来了显著的负向影响,并不意味着我们不应该加强法制建设与保护劳动者的应有权利。相反,我国应积极保护劳动者——尤其是低技能与受教育程度较低劳动者——的合法劳动权益。上述发现只是启发我们,在积极保护劳动者权益时,为兼顾增长与劳动者福利,政府需要制定一些补充政策,例如,给企业尤其是劳动密集型企业减税降费,给中小企业尤其是中小私营企业提供贷款优惠缓解其融资约束,以对冲《劳动合同法》所带来的劳动力成本上升,以促进企业从中国制造向中国创造转型。

## 参 考 文 献

- [1] Akee, R., L. Zhao, and Z. Zhao, "Unintended Consequences of China's New Labor Contract Law on Unemployment and Welfare Loss of the Workers", *China Economic Review*, 2019, 53, 87-105.
- [2] Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott, "Comparative Advantage and Heterogeneous Firms", *Review of Economic Studies*, 2007, 74 (1), 31-66.
- [3] 包群、邵敏、L. Song, "地理集聚、行业集中与中国企业出口模式的差异性",《管理世界》,2012年第9期,第61-75页。
- [4] Brandt, L., L. Wang, and Y. Zhang, "Productivity in Chinese Industry: 1998—2013", *World Bank Working Paper*, 2017.
- [5] Chandra, P., and C. Long, "VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-level Evidence", *Journal of Public Economics*, 2013, 102, 13-22.
- [6] Chen, Z., S. Poncet, and R. Xiong, "Local Financial Development and Constraints on Domestic Private-firm Exports: Evidence from City Commercial Banks in China", *Journal of Comparative Economics*, 2020, 48 (1), 56-75.
- [7] Cleary, S., "The Relationship between Firm Investment and Financial Status", *Journal of Finance*, 1999, 54 (2), 673-692.
- [8] Cooper, R., G. Gong, and P. Yan, "Costly Labour Adjustment: General Equilibrium Effects of China's Employment Regulations and Financial Reforms", *Economic Journal*, 2018, 128 (613), 1879-1922.
- [9] Cui, C., K. John, J. Pang, and H. Wu, "Employment Protection and Corporate Cash Holdings: Evidence from China's Labor Contract Law", *Journal of Banking & Finance*, 2018, 92, 182-194.
- [10] 陈钊、熊瑞祥, "比较优势与产业政策效果——来自出口加工区准实验的证据",《管理世界》,

- 2015年第8期,第67—80页。
- [11] 丁守海,“最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响”,《中国社会科学》,2010年第1期,第85—102页。
- [12] 杜鹏程、徐舒、吴明琴,“劳动保护与农民工福利改善——基于新《劳动合同法》的视角”,《经济研究》,2018年第3期,第64—78页。
- [13] Fan, H., F. Lin, and L. Tang, “Minimum Wage and Outward FDI from China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 1-19.
- [14] Gallagher, M., J. Giles, A. Park, and M. Wang, “China’s 2008 Labor Contract Law: Implementation and Implications for China’s Workers”, *Human Relations*, 2015, 68 (2), 197-235.
- [15] Gan, L., M. A. Hernandez, and S. Ma, “The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms’ Export Behavior”, *Journal of International Economics*, 2016, 100, 81-94.
- [16] Hopenhayn, H., and R. Rogerson, “Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis”, *Journal of Political Economy*, 1993, 101 (5), 915-938.
- [17] 寇宗来、刘学悦,“中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响”,《经济研究》,2020年第3期,第83—99页。
- [18] Krugman, P., “Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade”, *Journal of International Economics*, 1979, 9 (4), 469-479.
- [19] Krugman, P., “Scale Economics, Product Differentiation, and the Pattern of Trade”, *American Economic Review*, 1980, 70 (5), 950-959.
- [20] Levinsohn, J., and A. Petrin, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2), 317-341.
- [21] Li, H., and L. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (9-10), 1743-1762.
- [22] Li, X., and R. B. Freeman, “How Does China’s New Labour Contract Law Affect Floating Workers?”, *British Journal of Industrial Relations*, 2015, 53 (4), 711-735.
- [23] 卢闯、唐斯圆、廖冠民,“劳动保护、劳动密集度与企业投资效率”,《会计研究》,2015年第6期,第42—47页。
- [24] 廖冠民、陈燕,“劳动保护、劳动密集度与经营弹性:基于2008年《劳动合同法》的实证检验”,《经济科学》,2014年第2期,第91—103页。
- [25] 李建强、赵西亮,“劳动保护与企业创新——基于《劳动合同法》的实证研究”,《经济学》(季刊),2019年第19卷第1期,第121—142页。
- [26] 刘媛媛、刘斌,“劳动保护、成本粘性与企业应对”,《经济研究》,2014年第5期,第63—76页。
- [27] 卢峰、姚洋,“金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”,《中国社会科学》,2004年第1期,第42—55页。
- [28] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [29] 倪晓然、朱玉杰,“劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年《劳动合同法》实施的证据”,《管理世界》,2016年第7期,第154—167页。
- [30] Olley, G. S., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64 (6), 1263-1297.
- [31] 潘红波、陈世来,“《劳动合同法》、企业投资与经济增长”,《经济研究》,2017年第4期,第94—107页。
- [32] Pistor, K., M. Raiser, and S. Gelfer, “Law and Finance in Transition Economies”, *Economics of Transition*, 2000, 8 (2), 325-368.

- [33] Rovigatti, G., and V. Mollisi, "Theory and Practice of Total-Factor Productivity Estimation: The Control Function Approach Using Stata", *The Stata Journal*, 2018, 18 (3), 618-662.
- [34] 孙楚仁、田国强、章韬, "最低工资标准与中国企业的出口行为", 《经济研究》, 2013 年第 2 期, 第 42—54 页。
- [35] 沈永建、范从来、陈冬华、刘俊, "显性契约、职工维权与劳动力成本上升:《劳动合同法》的作用", 《中国工业经济》, 2017 年第 2 期, 第 117—135 页。
- [36] Suedekum, J., and P. Rühmann, "Severance Payments and Firm-specific Human Capital", *Labor*, 2003, 17 (1), 47-62.
- [37] 佟家栋、刘竹青, "地理集聚与企业的出口抉择:基于外资融资依赖角度的研究", 《世界经济》, 2014 年第 7 期, 第 67—85 页。
- [38] Zheng, Y., "It's Not What Is on Paper, but What Is in Practice: China's New Labor Contract Law and the Enforcement Problem", *Washington University Global Studies Law Review*, 2009, 8 (3), 595-617.
- [39] 郑志刚、邓贺斐, "法律环境差异和区域金融发展——金融发展决定因素基于中国省级面板数据的考察", 《管理世界》, 2010 年第 6 期, 第 14—27 页。
- [40] 张五常, "张五常论新劳动法", 《法律和社会科学》, 2009 年第 4 卷, 第 1—36 页。

## Labor Protection and Private Firms' Exports

XIONG Ruixiang

(Hunan Normal University)

WAN Qian\*

(Jinan University)

**Abstract** We attempt to study the effects of labor protection on private firms' exports, using several micro-datasets and the Difference-in-Differences method. We find that labor protection has enormous negative impacts on the exports of private firms. The impacts are more pronounced in cities with higher minimum wages, in more labor-intensive firms. The mechanisms lie in this: the Labor Contract Law reduces the productivity of private firms and long-term employment. The findings suggest that government needs to implement supplementary measures to reduce the negative effects of labor cost increases induced by the Labor Contract Law.

**Keywords** Labor Contract Law, labor protection, private firms' export

**JEL Classification** F14, F16, J08

---

\* Corresponding Author: Wan Qian, Institute for Economic and Social Research, Jinan University, No. 601 Huangpu Dadao West, Tianhe District, Guangzhou, Guangdong 510632, China; Tel: 86-18529207991; E-mail: wq\_tempo@163.com.