
出口对企业遵守最低工资标准的影响研究

许和连 张彦哲 王海成*

内容提要 本文基于 285 个地级市 2004–2007 年的最低工资标准数据、中国工业企业数据库和海关进出口数据库的匹配数据,考察了出口对企业最低工资遵守情况的影响。研究发现,与非出口企业相比,出口企业能更好地遵守最低工资标准,本文结论在克服内生性问题后依然成立。同时,没有证据表明出口企业更倾向于将工资压缩在略高于最低工资标准线的水平,出口对低收入劳动者工资水平具有实质性影响。影响渠道检验表明,工资溢价和供应链压力是出口导致企业更好遵守最低工资标准的主要渠道。以上发现表明中国在创造出口奇迹过程中实现了劳资双方的共赢,这在某种程度上说明对外开放与维护劳动者权益并行不悖。

关键词 出口 最低工资标准 工资溢价 供应链压力

一 引言

自 1978 年改革开放以来,中国抓住发达经济体产业转移的机遇融入国际市场,创造了世界瞩目的“经济奇迹”。但中国出口企业长期处于全球价值链的中低端,相当部分企业的盈利点仍是廉价劳动力。此外,由于在产业组织形态上资本相对集中而劳

* 许和连、张彦哲:湖南大学经济与贸易学院 湖南省长沙市岳麓区石佳冲路 109 号 410079;王海成(通讯作者):国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所 中国宏观经济研究院 北京市西城区木樨地北里甲 11 号 100038 电子信箱:hqhaicheng@163.com(王海成)。

作者感谢国家社会科学基金重大项目(16ZDA038)的资助,感谢两位匿名审稿人对论文修改提出的宝贵意见及建议。当然,文责自负。

动相对分散,劳动方在谈判博弈中总处于弱势,企业对利润最大化的追求以及劳动力供过于求的现实,可能导致用人单位过度压低劳动者工资。中国在1993年建立并于2004年全面实施最低工资制度,目的就在于保障劳动者个人及其家庭的基本生活,矫正劳资关系。但事实上,最低工资制度的遵守情况并不乐观(孙中伟和舒玢玢 2011;叶林祥等 2015)。如果劳动力成本对出口企业更为重要,在对最低工资标准的遵守上出口企业差于非出口企业,则意味着其损害了劳动者的合法权益,出口发展模式将不具有可持续性,最低工资制度的设计和监管需要重点关注出口企业;反之,非出口企业差于出口企业,则意味着出口企业实现了劳资双方共赢,可以更加坚定对外开放的信心和决心。

理论上,企业是否会遵守最低工资标准受要素价格、劳动力需求弹性以及惩罚力度等多方面因素的影响(Ashenfelter 和 Smith, 1979; Grenier, 1982; Chang 和 Ehrlich, 1985; 丁守海 2010)。出口对企业最低工资遵守情况的影响可以通过自身和外部两个途径来实现:一方面,企业的工资水平取决于自身支付能力。出口企业有机会向外国消费者和供应商学习新知识、新技术,可能比非出口企业拥有更高的生产率,从而可以支付更高的工资,即出口企业的工资溢价,使出口企业更能遵守最低工资标准。然而,中国大规模的加工贸易可能对工资增长的促进作用较为有限,因为加工贸易企业往往缺少经营决策自主权,科技含量和生产率较低,更倾向生产标准化商品(包群和邵敏, 2010),低成本是企业维系生存的关键。因此,工资溢价渠道是否存在并不确定。另一方面,出口会使企业受到来自外部的供应链压力,进而更加遵守最低工资标准。从20世纪90年代起,国际劳工组织和西方国家主张将基本劳工标准与国际贸易规则联系起来。就动机而言,国际劳工组织关心经济全球化过程中产生的劳资矛盾和社会问题,诸如两极分化加剧、失业人数增加、社会保障不足及劳动条件恶化;西方国家政府则以维护劳动者的基本权利为由,试图通过建立新的国际社会责任标准认证,削弱发展中国家企业的市场竞争力,保护本国产业发展,是一种新的贸易保护方式。尽管如此,二者在直接要求上是一致的,即对违反劳工标准者予以贸易制裁。因此,劳工标准成为中国企业融入经济全球化过程中必须面对的问题(常凯 2002)。然而,外国企业之所以有动力对供应商(出口企业)的行为进行规制,根本上是因为如果产品的任意生产环节违反了劳工标准,以消费者为核心的利益相关群体就有可能呼吁并抵制购买。鉴于国际劳工组织早在1970年就颁布了第131号《确定最低工资标准并特别考虑发展中国家》公约,最低工资显然是劳工标准的一个重要方面,所以出口企业在最低工资遵守情况上可能会有更好表现。

已有研究发现,中国最低工资标准的遵守情况不容乐观(叶林祥等,2015;孙中伟和舒玢玢,2011;谢勇,2010;叶静怡和杨洋,2015;Du和Pan,2009),且在员工性别、年龄、受教育程度、工作年限以及不同企业所有制和企业规模间表现出极大差异(都阳和王美艳,2008;叶林祥等,2015;贾朋和都阳,2015)。与本文较为相近的是Harrison和Scorse(2003)关于印度尼西亚出口企业最低工资标准遵守情况的研究。他们注意到在20世纪90年代主流报纸上关于童工和血汗工厂报道的数量分别增长了3倍和4倍左右,据此认为国际上对劳工标准的关注在此期间不断提高。该文的计量结果显示,出口企业与时间趋势的交互项显著为正,表明出口企业相较于非出口企业遵守最低工资标准的概率逐年提高,Harrison和Scorse(2003)认为这一结果是由供应链压力导致的。然而,印度尼西亚出口部门体量在1990-2000年间增长超过1倍,不能排除是出口企业在此期间生产率快速提升(出口学习效应)或人均资本增加使工资提高所致。相比Harrison和Scorse(2003)的研究,本文在经验分析的可信程度和对影响因素的探讨两方面有所改进。在经验分析方面,Harrison和Scorse(2003)将出口设定为不随时间变化的企业特征,该指标与其他企业层面的遗漏变量存在明显相关性,如果相关性为正,同时这部分遗漏变量与企业工资水平正(负)相关,则他们的结果会高估(低估)出口的实际作用。本文控制了企业个体固定效应,缓解由遗漏变量导致的内生性问题。在影响因素方面,其一,Harrison和Scorse(2003)认为生产率可能是导致出口企业表现更好的关键因素,但无法区分是生产率高的企业自选择成为出口企业,还是出口导致其生产率提高从而表现更好。本文通过中介效应模型对“出口导致生产率提高”这一命题进行了论证。其二,本文在Harrison和Scorse(2003)的基础上,从出口目的国和行业两个角度对供应链压力机制提供支持证据。

此外,以Bernard等(1995)为代表的一系列研究发现出口企业的工资溢价在世界范围内广泛存在,但关于中国企业的研究结论并不一致(Fu和Wu,2013;包群和邵敏,2010;邵敏,2011;包群等,2011;于洪霞和陈玉宇,2010;李静和彭飞,2012;张川川,2015)。遵守最低工资标准须通过提高员工工资水平来实现,因此企业最低工资遵守情况与工资水平紧密相关。但本研究与此支文献也有所区别:一方面,最低工资标准主要影响低收入劳动者,工资溢价文献所关注的企业内平均工资水平变动并不一定对最低工资遵守情况产生影响;另一方面,导致企业遵守最低工资标准和(达到最低工资标准后)提升工资的原因可能截然不同。

在现有文献的基础上,本文的边际贡献主要有以下几方面:第一,率先考察了中国

出口企业 and 非出口企业在最低工资遵守情况上的差异。第二,为后续利用中国工业企业数据库考察最低工资遵守情况的研究提供了方法基础。目前,限于数据可得性问题,微观层面研究企业出口影响劳工标准的文献相对缺乏,因为这类研究需要企业-员工层面的匹配数据(如对性别工资歧视的研究)或者特殊的企业调查数据(如对使用童工或强迫劳动的研究)。本文借鉴 Chen 等(2013)与李胜旗和毛其淋(2018)计算企业内工资差距的思路,基于中国工业企业数据库构建了“企业非技术工人平均工资”这一指标以判断企业是否遵守最低工资标准,证明出口通过供应链压力影响中国企业劳工标准。第三,出于绝对工资水平与最低工资标准在性质上的区别,以往文献没有将劳动力成本与劳工标准进行联系,本文则证明了供应链压力在特定情况下是出口影响劳动力成本的重要渠道,延续与拓展了已有相关文献。

本文余下部分安排为:第二部分是研究设计,说明数据和模型设定;第三部分为经验检验结果分析;第四部分为进一步检验;最后是全文总结和政策建议。

二 研究设计

(一) 数据来源与处理

本文使用的数据主要来源于 2004–2007 年中国工业企业数据库和海关进出口数据库以及市级最低工资标准数据^①。对于中国工业企业数据库可能存在的问题,我们借鉴聂辉华等(2012)与 Cai 和 Liu(2009)的做法进行了整理,剔除关键变量缺失、主营业务收入(销售收入)小于 500 万、就业人数少于 8 人及不符合会计原理的样本。此外,因为指标测算的需要,本文还剔除了生存期不包含 2004 年的企业样本,并对计算所得的非技术工人平均工资进行前后各 1% 的截尾处理。最终,我们获得了 2004–2007 年共计约 58.1 万样本(19.5 万家企业),其中 19.0 万样本(5.6 万家企业)被用于基本回归^②。

我们将样本时间选定在 2004–2007 年原因在于:一是中国在 2004 年前后开始出现“民工荒”,农村剩余劳动力和城市冗员隐蔽失业现象逐渐消失,企业对用工成本的变动

① 最低工资数据中涵盖了除重庆、西藏、港澳台地区外 285 个地级市的数据,其中包含北京、上海和天津 3 个直辖市。

② 样本量减少是因为在进行固定效应 logit 估计时,被解释变量(遵守情况)在生存期内完全没有变化的企业样本无法利用被自动剔除所致。我们在表 1 描述性统计中展示了各变量在全样本和基本回归样本中的两套统计特征。

更加敏感(许和连和王海成,2016)。二是《最低工资规定》于2004年3月出台,在此之前,全国性的统一要求和标准尚未确立,执行力度弱。因此,对2004年之前的分析现实意义相对较小。三是《最低工资规定》可能直接促使企业调整员工结构,本文在计算指标时所用的员工学历构成仅有2004年的记录,如果用2004年的值对之前年份进行替代会产生严重误差。四是2007年之后的中国工业企业数据缺少工资信息,无法使用。

(二) 计量模型与变量说明

本文主要考察出口对企业最低工资遵守情况的影响,基本计量模型设定如下:

$$obey_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 export_{it-1} + \delta X_{t-1} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表企业,*t*代表年份。被解释变量 $obey_{it}$ 为*i*企业在*t*年是否遵守最低工资标准的虚拟变量,取值1表示遵守,否则为0。关键解释变量 $export_{it-1}$ 为*i*企业在*t-1*年是否出口的虚拟变量,取值1表示有出口,*i*企业在*t-1*年为出口企业;取值0表示其在*t-1*年为非出口企业。 X_{t-1} 为控制变量集。为了缓解由解释变量与被解释变量存在联立性(simultaneity)导致的内生性问题,本文将出口和控制变量均取滞后1期。 φ_i 为个体固定效应, φ_t 为年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。本文使用固定效应logit模型进行估计。

本文主要分析企业直接出口产生的影响,因此关键解释变量($export$)为直接出口,我们定义(直接)出口企业为中国工业企业数据库同海关进出口数据库成功匹配的企业样本^①。这主要是出于以下考虑:第一,张杰等(2016)研究发现“自选择效应”与“学习效应”仅存在于直接出口企业,出口工资溢价机制在直接出口企业中可能更加明显;在供应链压力机制下,直接出口企业比间接出口企业离消费者更近,所以其压力可能更大,会更加遵守最低工资标准。第二,中国工业企业数据库由企业自行上报,数据质量存在瑕疵;而海关进出口数据库来源于中国海关总署,详细记录了每一笔贸易的企业名称、货物、价值和进出口国等信息,是中国最为原始、翔实、准确的出口贸易数据,利用海关进出口数据库定义出口企业的准确度更高。

被解释变量企业最低工资遵守情况($obey$)通过比较月最低工资标准^②与企业非技术工人(月)平均工资得到。因为非技术工人一般学历较低、所从事工作同质性高、可替代性强、议价能力弱,所以工资较技术工人更低。如果企业选择控制用工成本而

① 间接出口企业为在中国工业企业数据库中有出口信息,而在海关进出口数据中没有记录的企业,故成功匹配的企业样本为直接出口企业。我们通过经处理的企业名称和邮编加电话两种方式对中国工业企业数据库和海关进出口数据库进行匹配。

② 中国工资支付习惯多为一月一结,绝大部分地区都使用月最低工资标准而非小时最低工资标准(都阳和王美艳,2008)。

导致员工工资低于最低工资标准线,无疑非技术工人将首当其冲^①。中国工业企业数据库中并没有直接提供企业的非技术工人平均工资水平(w_{it}^u)。本文借鉴 Chen 等(2013)与李胜旗和毛其淋(2018)计算企业内工资差距的思路,使用省份-行业-年份内的非技术工人平均工资(w_{pdt}^u)与企业对非技术工人的支付波动(κ_{it}^u)相加得到。Chen 等(2013)与李胜旗和毛其淋(2018)利用特定年份-行业内企业的平均工资对技术工人占比以及该占比与企业利润的交互项进行回归,所得截距项即为该年份-行业特有的非技术工人平均工资水平,残差为企业对非技术工人的支付波动^②。由于非技术工人的工资水平(尤其是2004年之后)在不同省份间同样存在差异(Anwar 和 Sun 2012),同 Chen 等(2013)与李胜旗和毛其淋(2018)的方法不同,我们在回归时选择国民经济行业分类(China Industrial Classification, CIC)2 位码行业并通过加入虚拟变量的方式对省份进行控制,允许不同省份具有不同的截距项。我们将具有初中及以下学历的员工定义为非技术工人,由于中国工业企业数据库仅2004年有员工学历构成,其他年份的非技术工人平均工资也使用2004年的技术工人占比进行计算,而生存期不含2004年的企业样本因缺少该信息被剔除^③。我们使用“主营业务应付工资”的月人均额来衡量企业的平均工资水平^④,用利润总额衡量企业利润。

统计发现,在2004-2007年,80.04%的企业非技术工人平均工资达到了最低工资标准,出口企业和非出口企业的遵守率平均值分别为84.69%和78.83%,整体上出口企业的遵守率高于非出口企业(见图1)。从图1可以看出,不论是出口企业还是非出

① 使用企业非技术工人平均工资来判断企业的遵守情况可能存在不足之处。严格来看,企业内只要有一个员工的工资水平低于标准线,该企业就属于违规企业,非技术工人平均工资无法体现员工工资的具体分布,因此可能存在平均工资高于最低工资标准线而部分工人实际工资不达标的情况,导致违规企业占比被低估。非技术工人工作的同质性决定了其工资分布将较为集中,方差较小,尽管少数非技术工人可能存在由熟练度或其他非学历技能带来的异质性工资溢价,但我们认为获得溢价的非技术工人占比以及溢价的大小均相对有限,该溢价水平无法大幅拉升非技术工人的平均工资水平。对违规企业占比可能被低估问题,我们在稳健性检验中通过上调最低工资标准线重新进行估计。

② 具体推导过程参见 Chen 等(2013)的研究。

③ 在2004年中国工业企业数据库中,初中及以下学历为最低学历选项,使用最低学历定义非技术工人是因为理论上员工学历越低其存在异质性溢价的可能性越低,工资分布就越集中。此外,固定使用2004年的比例可以缓解企业在选择技术与非技术工人时存在的内生性问题。例如,企业在进入出口市场后生产率会得到提升,而生产力较高的企业可能更倾向于雇用高学历员工(Goldberg 等 2010),从而影响本文被解释变量的衡量。

④ 以往使用中国工业企业数据库对工资进行研究的学者大多使用“应付工资总额”的人均值(马双等, 2012; 杨长志和冼国明 2013)或“应付工资总额”与“应付福利总额”总和的人均值(史青, 2013; 李静和彭飞, 2012; 杨长志和冼国明 2013)。本文之所以选择“主营业务应付工资”而非“应付工资总额”,是希望在计算非技术工人平均工资过程中减少超高薪员工可能带来的偏差(在超过80%的样本中二者的值相等)。我们在后文使用“应付工资总额”重新计算非技术工人平均工资作为稳健性检验。

口企业,遵守率都在不断上升。出现这一趋势的原因可能有两个:一是2004年《最低工资规定》出台后国家对最低工资的监督力度不断加大;二是在2004年前后,“民工荒”率先出现在珠三角地区,随后波及至长三角和华北沿海地区,局部劳动力短缺加剧,员工平均工资上涨。同时,我们画出了各市每年的出口企业占比以及合规企业占比的散点图(见图2)。粗略看,城市内出口企业占比与遵守最低工资标准的企业占比呈一定程度的正相关关系。

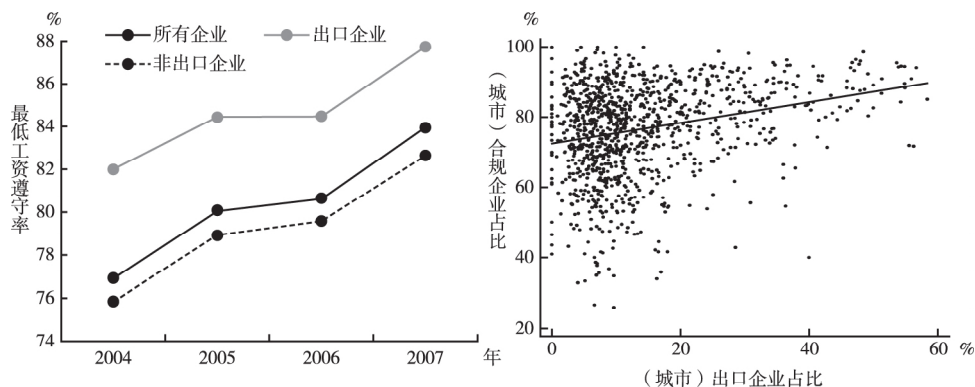


图1 2004—2007年企业最低工资遵守率

图2 出口企业与合规企业占城市内企业数量比例

为得到更为可靠的估计,我们选取以下控制变量。1. 全要素生产率(tfp),使用 Levinsohn 和 Petrin(2003)的方法进行估算。高生产率企业容易自选择进入出口市场,且生产率越高的企业工资也越高,因而可能越容易遵守最低工资标准。2. 企业规模($size$),用企业总资产的自然对数衡量。企业自身规模具有明显的成本优势,规模相对较大的企业在法定最低工资上调时,调整薪酬的空间可能更大;同时,大企业比小企业更易受到相关检查,从而执行最低工资标准的力度更大。3. 资本密集度($kintensity$),使用人均固定资产的自然对数衡量。对于高资本密集度企业,工资在总成本中占比相对较小,资本的利润较高从而可能支付较高的工资。4. 企业所有制类型($ownership$),借鉴聂辉华和贾瑞雪(2011)的做法,根据实收资本控股额将企业界定为国有企业($state$)、民营企业($private$)和外资企业($foreign$)^①。相比于国有企业,非国有企业遵守最低工资标准的概率更低,因为国有企业须承担促进就业、保证员工收入和维护社会

① 国有企业包括国有控股企业;民营企业包括个人控股、法人控股以及集体控股企业;外资企业包括港澳台地区控股和外资控股企业。

稳定的特殊责任。国有企业改革过程中员工工资不断上升,非市场化因素导致国有企业中低人力资本的报酬率显著高于非国有企业。5. 市场竞争程度(*hhi*)。采用赫芬达尔指数作为测量指标,由特定年度-市场上各企业市场份额的平方和加总得到^①,*hhi* 越小表明行业市场竞争越激烈。竞争程度可能会从两个方面同时影响工资水平,一是企业压缩用工成本以保证利润,二是企业选择提高工资及开展创新从而规避竞争。

表 1 给出了各变量的描述性统计。因为在使用固定效应 logit 估计时被剔除的样本大多是在各期均遵守最低工资标准的企业,所以遵守情况(*obey*) 的均值在基本回归样本中大幅降低。其他变量的统计特征在两个样本中差异不大。

表 1		描述性统计					
变量	变量中文名称	全样本			基本回归样本		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
<i>obey</i>	遵守最低工资情况	580 792	0. 800	0. 395	189 802	0. 577	0. 494
<i>export</i>	企业出口虚拟变量	580 792	0. 235	0. 424	189 802	0. 206	0. 404
<i>tfp</i>	全要素生产率	580 792	2. 350	0. 322	189 802	2. 351	0. 346
<i>size</i>	企业规模	580 792	9. 868	1. 263	189 802	9. 861	1. 245
<i>kintensity</i>	资本密集度	580 792	3. 672	1. 258	189 802	3. 668	1. 258
<i>state</i>	国有企业	580 792	0. 032	0. 177	189 802	0. 031	0. 172
<i>private</i>	民营企业	580 792	0. 794	0. 404	189 802	0. 836	0. 370
<i>foreign</i>	外资企业	580 792	0. 173	0. 378	189 802	0. 133	0. 339
<i>hhi</i>	竞争程度	580 792	0. 015	0. 028	189 802	0. 016	0. 029

三 经验分析

(一) 基本回归

表 2 给出了基本回归结果,变量名前加 L 表示取滞后 1 期值。第(1)和(2)列中只加入出口变量,第(1)列未控制企业固定效应;第(3)列中加入了所有控制变量;第(4)列在第(3)列的基础上进一步控制了年份固定效应,与公式(1)相对应。结果显

^① $hhi = \sum_{i=1}^N (S_i/S)^2$ 其中 N 表示 CIC4 位码行业内的企业数量, S_i 表示第 i 个企业的规模, S 表示市场总规模,本文选取主营业务收入(产品销售收入)作为市场规模的代理指标。

示 ,出口企业(*L. export*) 的估计系数在各列中至少在 5% 的水平下显著为正 ,第(4) 列出口企业系数为 0. 061 ,转换成概率比(odds ratio) 后为 1. 062 ,即出口企业遵守最低工资标准的概率比非出口企业高约 6. 2% 。

表 2	基本回归			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. export</i>	0. 529 *** (0. 015)	0. 144 *** (0. 027)	0. 103 *** (0. 027)	0. 061 ** (0. 027)
<i>L. tfp</i>			0. 074 *** (0. 019)	-0. 020 (0. 019)
<i>L. size</i>			0. 276 *** (0. 014)	0. 137 *** (0. 015)
<i>L. kintensity</i>			-0. 074 *** (0. 009)	-0. 076 *** (0. 009)
<i>L. private</i>			-0. 004 (0. 051)	-0. 070 (0. 051)
<i>L. foreign</i>			-0. 071 (0. 062)	-0. 143 ** (0. 062)
<i>L. hhi</i>			-0. 151 (0. 293)	0. 270 (0. 294)
年份固定效应				是
企业固定效应		是	是	是
观测值	580 792	197 844	189 802	189 802

说明: *、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平下显著 ,下表同。使用 xtlogit 估计的结果为回归系数而非概率比 ,括号内为稳健标准误。

(二) 内生性讨论

企业的出口行为存在自选择效应 ,即人力资本高、生产率高的企业更可能出口 ,这也会影响企业最低工资遵守情况。下面我们通过工具变量法尽可能地克服内生性问题。本文构建了一个区分行业的世界总进口需求(tiw_{pdt}) 作为主要工具变量 ,因为世界各国进口需求增长会影响企业的出口行为 ,但不会直接影响中国企业的员工收入水平 ,其影响中国企业最低工资遵守情况的主要途径只有贸易。邵敏(2011) 在研究企业出口对员工收入的影响时 ,使用中国主要出口目的国(美国) 的国内需求作为企业

是否出口的工具变量。同时,考虑到目的国需求增长对中国企业出口行为的影响可能存在区域异质性,其指标最终由出口目的国的需求变量和中国地区出口贸易开放度变量的交互项构成($IV = g_{t-1} \times open_{p,1999}$)^①。仅考虑个别出口目的国的做法忽略了其余地区需求波动造成的影响,而这些地区对中国产品的需求总量同样至关重要,全球需求总量更能反映出口企业面临的宏观形势,影响企业的出口决策。此外,考虑到行业间可能存在由关税、相对竞争优势等因素导致的异质性,我们在构建指标时对不同行业进行了区分。具体来说,我们首先将 t 年份 d 行业内的各国总进口加总得到一个年份-行业的世界进口需求(tiw_{dt})^②;然后将 p 省(市、区)初始时期(2003 年)的出口占 GDP 比作为该地区的贸易开放度变量($open_{p,2003}$);最终的世界总进口需求由此二项的交互项取自然对数,即 $tiw_{pdt} = \ln(tiw_{dt} \times open_{p,2003})$ 。

考虑到本文的内生解释变量企业出口同样是虚拟变量,我们利用工具变量并结合双变量 probit(biprobit)模型进行联合的最大似然估计^③。biprobit 模型可以有效利用不同方程扰动项的相关性,通过修正扰动项协方差矩阵来提高估计效率,得到更准确的估计。根据本文的设定,biprobit 模型可表述为:

$$obey_{it} = \theta_0 + \theta_1 export_{i,t-1} + \tau X_{i,t-1} + \varphi_c + \varphi_j + \varphi_t + \vartheta_{it} \quad (2)$$

$$export_{i,t-1} = \sigma_0 + \sigma_1 tiw_{pdt-1} + \nu X_{i,t-1} + \varphi_c + \varphi_j + \varphi_t + \eta_{it} \quad (3)$$

根据 Wooldridge(2010)与 Evans 和 Schwab(1995)的研究,我们可以在公式(3)中加入至少 1 个未被包含在公式(2)内的变量作为出口的工具变量。由于 biprobit 模型无法控制企业个体固定效应,我们在回归时以加入城市、CIC2 位码行业虚拟变量的方式来控制相应层面的固定效应,以减少不可观测因素造成的影响,并在城市层面聚类。表 3 报告了 biprobit 模型的回归结果,第(1)列是全样本回归结果;第(2)列使用基本回归样本,公式(2)中出口的系数分别在 1% 和 10% 的水平下显著为正,表明出口对企业遵守最低工资标准存在促进作用。公式(3)中世界总进口需求的系数显著为正,满足工具变量的相关性条件,Wald 检验的 p 值表明可以拒绝两方程中干扰项不相关的原假设,模型设定合理。

① 邵敏(2011)采用人均可支配收入的年增长率(g_{t-1})作为国内需求的代理指标;省区市的出口贸易开放度($open_{p,1999}$)为地区出口总额与 GDP 的比值,固定使用其样本初期 1999 年的值。

② 各国进口数据来源于 CEPII-BACI 数据库,初始数据以美元为单位,我们利用当年汇率年平均价进行转换,汇率信息和后文使用的省份出口、GDP 数据均来源于各年《中国统计年鉴》。

③ 在估计方法的选择上,我们首先考虑了工具变量 probit 模型。但工具变量 probit 要求内生解释变量是连续变量,我们的关键解释变量是二值变量,违背了模型中第一阶段方程随机误差项和被解释变量服从正态分布的假设,无法得出一致估计。

表 3	内生性检验			
	(1)		(2)	
	公式(2) <i>obey</i>	公式(3) <i>export</i>	公式(2) <i>obey</i>	公式(3) <i>export</i>
L. <i>export</i>	0.065 *** (0.015)		0.027* (0.015)	
L. <i>tiw</i>		0.305 *** (0.071)		0.397 *** (0.082)
观测值	579 876		189 674	
Wald 检验 $\rho = 0$	$p = 0.0000$		$p = 0.0255$	

说明: 限于篇幅,未报告控制变量的回归结果,备索,下表同。所有回归都控制了年份、城市和行业固定效应。

(三) 其他稳健性检验

我们通过改变关键被解释变量测度方法、控制潜在遗漏变量、调整最低工资标准、使用 2004 年的截面分析以及考虑潜在样本选择问题进行稳健性检验。关键解释变量的系数均显著,表明本文基本回归结论稳健。

1. 改变关键被解释变量测度方法。本文结论能否成立取决于非技术工人平均工资指标的可靠程度。因此,我们通过多种方式重新计算该指标,然后将其与最低工资标准进行对比生成新的遵守情况变量(被解释变量)并进行检验,结果见表 4。具体来说,前文使用的企业非技术工人平均工资(w_{it}^u)是对每一组 CIC2 位码行业-年份内的企业进行回归,加入省份虚拟变量使不同省份具有不同的截距项,再通过所得参数计算得到,表 4 各列涉及的调整均建立在此基础上。在第(1)和(2)列中,我们使用更细的行业划分标准,即 CIC3 位和 4 位码行业;第(3)列是借鉴 Chen 等(2013)的做法,忽略省份差异,不加入省份虚拟变量的回归结果;第(4)列则将省份虚拟变量替换为地级市虚拟变量;第(5)列我们假设出口与非出口企业的员工构成和工资水平具有显著差别,分行业-年份-是否出口依次进行回归获得参数;在第(6)列中,我们使用“应付工资总额”替代原先的“主营业务应付工资”,控制因无法确定潜在的指标填报问题是否与企业出口相关联,导致最初衡量方式下两类企业遵守情况出现的系统性偏差。各列结果与基本回归结果一致,因此衡量方式不影响本文结论。

2. 控制潜在遗漏变量。我们在回归中加入更多控制变量,缓解可能存在的遗漏变量问题。企业层面变量包括:企业存续时间(*age*),取自然对数;劳动生产率(*lp*),使用取自然对数的人均工业增加值衡量;企业流动性(*liquidity*),通过企业流动资产减企业流动负债之差除以企业总资产得到。行业层面变量包括:行业进入障碍(*barrier*),

使用 CIC4 位码行业内企业年平均固定资产的自然对数进行衡量; 行业出口总额(*in-
dex*) 取自然对数。城市层面变量包括: 人均地区生产总值(*pcgrp*) ,取自然对数; 地
区生产总值增长率(*g_grp*) ; 第二产业从业人员比重(*em2rate*) ; 第二产业增加值占
GDP 比重(*av2rate*) 。各变量均取滞后 1 期值。表 4 第(7) 列回归结果与基本回归相
近, 新增控制变量并未对本文结论造成影响。

表 4	稳健性检验						
	重新计算企业非技术工人平均工资						遗漏变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	3 位行业	4 位行业	不控制省份	地级市 虚拟变量	区分是 否出口	应付工资 总额计算	
<i>L. export</i>	0. 081 *** (0. 027)	0. 054 ** (0. 027)	0. 049 * (0. 028)	0. 052 * (0. 027)	0. 127 *** (0. 026)	0. 106 *** (0. 029)	0. 070 ** (0. 027)
观测值	185 154	185 414	181 854	190 265	187 434	170 066	187 350

说明: 所有回归都控制了年份和企业固定效应。

3. 调整最低工资标准。基本回归所使用的工资指标并非员工个体信息, 难以反
映企业内的真实工资分布。在现实中, 即便是非技术工人的工资也不可能完全相等,
那么就可能存在企业平均工资高于最低工资标准线但部分工人实际工资不达标的情
况, 这部分企业样本被定义为合规企业是不恰当的。但非技术工人工作的同质性使其
工资分布相对集中, 所以企业内非技术工人平均工资与工资最小值的差距有限。我们
通过调整各地最低工资标准至 1. 1-2. 0 倍 10 个倍数(间隔为 0. 1 倍) 重新判断企
业是否遵守最低工资标准^①。回归结果显示出口企业系数至少在 5% 的水平下显著为
正, 仍与基本回归结论一致。限于篇幅, 我们仅在表 5 第(1) -(3) 列中展示了 1. 2、
1. 4 和 1. 6 倍的估计结果^②。

4. 使用 2004 年截面数据。由于中国工业企业数据库只有 2004 年提供了员工学
历构成, 我们在计算非技术工人平均工资时假定其他年份企业的员工学历构成都与
2004 年一致, 这种假设可能导致数据衡量出现偏差。在表 5 第(4) 列中, 我们单独使
用 2004 年的截面数据进行检验, 回归控制了城市和行业固定效应, 并在城市层面聚
类, 回归结果再次表明出口对企业遵守最低工资标准存在促进作用。

① 这可能会反过来使部分合规企业被错误地定义为违规企业。

② 限于篇幅, 余下结果未列出, 备索。

表 5 稳健性检验(续)

	调整最低工资标准			2004 截面	混合截面	样本选择	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
	1.2 倍	1.4 倍	1.6 倍	logit	probit	第二阶段	第一阶段 $y = select$
<i>L. export</i>	0.048 ** (0.023)	0.081 *** (0.022)	0.062 *** (0.021)	0.120 *** (0.030)	0.102 *** (0.014)	0.105 *** (0.014)	0.123 *** (0.017)
<i>L. lnage</i>							0.565 *** (0.019)
年份固定效应	是	是	是		是	是	是
企业固定效应	是	是	是				
城市固定效应				是	是	是	是
行业固定效应				是	是	是	是
观测值	245 396	281 270	287 489	104 049	580 789	580 789	717 191
Wald 检验							p = 0.2230

5. 混合截面回归和潜在样本选择问题。在计算非技术工人平均工资的过程中,我们剔除了生存期不包含 2004 年的企业样本。企业样本在 2004 年缺失可能是因为成立时间在 2004 年之后,或是当年销售额小于 500 万元,也有可能是被漏报,甚至可能是因为破产、重组或者更改名称等原因。这就可能导致非随机样本问题,此时样本分布区间与总体分布区间不一致,基于该非随机样本对总体的推断会存在偏差。对此,我们利用 Heckman 两步法纠正潜在的选择偏差。因为第二阶段回归的因变量同样为虚拟变量,本文利用 Stata 软件提供的 heckprob 命令进行回归。我们认为上述问题可能与企业存续时间有关,因此将企业存续时间的自然对数(*age*)取滞后 1 期作为第一阶段的排他性变量^①。因为 heckprob 不考虑数据的面板属性,我们首先进行了混合截面分析,用于与 heckprob 回归结果进行比较。混合截面的结果展示于表 5 第(5)列,heckprob 结果在第(6)列,回归均控制了年份、城市、行业固定效应,并在城市层面聚类。可以发现,出口企业系数均在 1% 的水平下显著为正,支持基本回归结论。此外,两列结果的系数非常相近,且 heckprob 的 Wald 检验结果表明无法拒绝第一阶段和第二阶段模型残差的相关系数为零的原假设。综上,剔除生存期不含 2004 年的企业样本不会导致严重的样本选择问题。

① 我们发现,如果将企业年龄加入 2004 年的截面回归以及 2004–2007 年的混合截面回归,其系数不显著,说明在进行企业组间估计时,企业年龄与是否遵守最低工资标准不相关。

四 进一步检验

(一) 最低工资标准与工资压缩

前文已经证明出口企业相比于非出口企业更易遵守最低工资标准,但企业在执行过程中仍可能通过其他方式来控制用工成本,对员工利益造成损害:一是变相违规,企业通过延长工人劳动时间、将津贴计入工资等方式,使工人名义上取得的月报酬达到最低工资标准线;二是对工资结构进行策略性调整,企业员工的工资一般由基本工资、加班费外以及一定比例的业绩工资和津补贴组成,企业可能在提高基本工资水平的同时,减少业绩工资和津补贴;三是以最低工资标准支付基本工资,最低工资的设计初衷是通过法律的形式给经营状况差、利润水平低的企业设立工资下限,以保障员工在法定劳动时间内的收入底线,但却可能为那些经营状况好、利润高的企业维持低工资水平提供了合法性、制度性依据(万向东和孙中伟,2011),导致部分企业的均衡薪资水平不升反降。

可以看出,无论以上哪种情况,企业都会偏向于将员工工资压缩在略高于最低工资标准线的水平。本文主要关心的是,出口企业更加遵守最低工资标准的倾向是否与上述3种情况有关,即出口企业规避了违背最低工资标准所带来的风险,同时通过以上做法来压低用工成本、损害员工利益。为对其进行检验,我们依据企业非技术工人平均工资水平将样本进行划分^①,生成一个含有3个值的工资水平变量(*wlevel*),分别代表非技术工人平均工资水平低于最低工资标准线,即不遵守最低工资标准或支付“标准线以下”工资水平的企业样本(*below-mw*);处于略高于当地最低工资标准线某一区间内,包括等于最低工资标准线及区间上限值,即支付“过线水平”工资的企业样本(*above-mw*);高于该区间,即支付“高水平”工资的企业样本(*highly-paid*)。区间的下限固定为当地最低工资标准线,我们通过调整上限得到不同大小的区间,并使用多项logit对模型进行回归。具体来说,我们将区间上限依次设定为当地最低工资标准线的1.1–2.0倍10个倍数(间隔为0.1倍)^②。由于多项logit无法控制个体固定效应,我们同样以控制年份、城市、行业固定效应的方式尽可能减少不可观测因素造成的影响,并在城市层面聚类。

① 我们还用企业的整体平均工资对非技术工人平均工资进行替代,所得结论一致。

② “过线水平”顾名思义不会大幅高出最低工资标准线,因此本文只选取了1.1–2.0倍。限于篇幅,表6中没有汇报区间上限为1.6、1.8和1.9倍时的检验结果,但它们同样高度显著,有需要可向作者索取。

进行多项 logit 估计需指定一个组别作为参照组,估计结果展示了出口企业与非出口企业与其他组与参照组间的选择概率。例如,表 6 的 a 和 b 行汇总了以“标准线以下”组为参照组的出口企业系数^①。在 a 行中出口企业系数在区间上限大于等于 1.7 倍时显著为正,表明出口企业比非出口企业更可能选择将工资设置在“过线水平”而非“标准线以下”,概率高出 4%–5%,但该差异在“过线水平”区间较小时不存在;同样,b 行的结果表明出口企业比非出口企业更有可能选择将工资设置于“高水平”而非“标准线以下”。上述结果佐证了基本回归结论,总体上出口企业非技术工人平均工资达到最低工资标准线的概率更高。

表 6		L. export 系数汇总					
区间大小	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	[1-1.1]	[1-1.2]	[1-1.3]	[1-1.4]	[1-1.5]	[1-1.7]	[1-2]
a. 过线水平 vs 标准线以下	-0.024 (0.030)	-0.014 (0.021)	0.013 (0.019)	0.020 (0.017)	0.027 (0.017)	0.041*** (0.016)	0.053*** (0.017)
b. 高水平 vs 标准线以下	0.085*** (0.015)	0.098*** (0.016)	0.103*** (0.017)	0.114*** (0.018)	0.122*** (0.019)	0.131*** (0.023)	0.140*** (0.029)
c. 高水平 vs 过线水平	0.109*** (0.034)	0.112*** (0.025)	0.090*** (0.024)	0.094*** (0.023)	0.095*** (0.024)	0.090*** (0.027)	0.087** (0.036)

说明:所有回归都控制了年份、城市和行业固定效应。

本部分关注的重点是出口企业是否更倾向将工资压缩在“过线水平”,因此还需了解出口企业与非出口企业在高水平和过线水平这两组中的选择概率。对此,我们重新以过线水平组为参照组进行回归,并将结果展示于表 6 的 c 行。需要说明的是,如果我们此时将高水平组设定为参照组,所得系数大小相同、符号相反,所以我们没有汇报以高水平组为参照组所得的回归结果。c 行内的系数始终显著为正,说明相比于支付过线水平工资,出口企业支付高水平工资的概率明显更高,并且这一概率总体上随着过线水平区间的缩小而增大。换言之,非出口企业将工资压缩在过线水平的概率更大。综上,我们没有发现能够证明出口企业更倾向于将工资压缩在过线水平的证据。

① 表 6 仅报告了基本回归样本结果,使用全样本所得结果是一致的。此外,本文没有汇报对无关方案独立性(Independence of Irrelevant Alternatives, IIA)的检验结果,主要原因在于,Long 和 Freese(2014)认为通行的 Hausman-McFadden 和 Small-Hsiao 检验作用极其有限。同时,他们还指出 IIA 不成立可能出现在两个(或以上)方案是近似替代时,但我们认为本文的模型设定受该问题的影响有限。

(二) 影响渠道检验

根据前文对影响机制的简单梳理,出口可能会分别通过出口企业的工资溢价和供应链压力两条渠道影响企业最低工资遵守情况。对于前者,我们通过中介效应模型进行检验;而对于后者,由于无法构建合适的中介变量,我们通过考虑企业异质性在出口过程中可能造成的影响进行探讨。

1. 出口企业的工资溢价。根据 Baron 和 Kenny(1986)提出的中介效应检验程序,中介关系成立需满足3个条件:第一,关键解释变量对被解释变量的影响显著;第二,关键解释变量对中介变量的影响显著;第三,中介变量对被解释变量的影响显著。完整的中介效应模型如下:

$$obey_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 export_{it-1} + \delta X_{t-1} + \varphi_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$m_{it} = \beta_0 + \beta_1 export_{it-1} + \nu X_{t-1} + \varphi_i + \varphi_t + \zeta_{it} \tag{5}$$

$$obey_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 export_{it-1} + \gamma_2 m_{it} + \pi X_{t-1} + \varphi_i + \varphi_t + \xi_{it} \tag{6}$$

其中 m 为中介变量,各模型在具体回归时均控制个体和年份固定效应。在检验工资溢价这一渠道时,我们无法将工资直接作为中介变量,因为是否遵守最低工资标准须通过工资水平的变动来体现,这会吸收其他途径造成的影响。既有文献研究出口企业的学习效应和工资溢价时常将工资与企业全要素生产率(tfp)相联系,因此我们在控制滞后1期 tfp 的基础上,使用当期 tfp 作为中介变量^①。

表7第(1)列是对(4)式的回归结果,与表2第(4)列的基本回归结果相同。第(2)和(3)列是以当期 tfp 为中介变量的第二、三步回归结果,即对(5)和(6)式的回归。因为 tfp 为连续变量,所以对公式(5)使用固定效应普通最小二乘进行估计。表7的结果证明了出口会通过提高 tfp 促使企业更加遵守最低工资标准:第(2)列中出口的系数显著,出口对 tfp 有显著正向影响;第

	表7 中介效应检验		
	(1)	(2)	(3)
	固定效应 logit	固定效应 OLS	固定效应 logit
	<i>obey</i>	<i>tfp</i>	<i>obey</i>
L. <i>export</i>	0.061** (0.027)	0.013*** (0.003)	0.053* (0.027)
<i>tfp</i>			0.493*** (0.025)
观测值	189 802	189 674	189 572

说明:所有回归都控制了年份和企业固定效应。下表均同。

① 这一做法可能还有一个好处,Salomon 和 Jin(2010)与 Tse 等(2017)认为在检验出口的学习效应时,使用滞后期出口变量并控制滞后期生产率可有效缓解出口过程中的自选择问题。

(3) 列中 tfp 对遵守最低工资标准有显著正向影响, 3 个条件均得到满足, tfp 的中介效应占总效应的比例约为 10.8%^①。

2. 供应链压力。本部分尝试从异质性企业的角度来探讨供应链压力是否存在。具体来说, 企业社会责任在不同国家和行业受关注程度有所区别, 那么具有不同目的国以及不同行业内的企业在出口时所受的影响也不同。我们首先考察不同出口目的国的影响, 随后在此基础上进一步加入行业因素。

(1) 对出口目的国的检验。在相对重视社会责任的国家, 不履行社会责任的企业会遭到公众和消费者的抵制, 迫使其进行调整, 而这种压力又通过供应链传导至其他国家的出口企业。那么, 企业出口到重视企业社会责任的国家就可能受到更大压力, 进而在相关方面做得更好, 更加遵守最低工资标准。

为对上述假设进行检验, 我们需要甄别哪些国家更重视企业社会责任。然后, 我们利用海关进出口数据库中提供的出口目的国信息将出口企业样本进一步划分为“有出口至‘重责’国家”的企业 ($csrfirm$)^②和“完全没有出口至‘重责’国家”的企业 ($non-csrfirm$)^③, 划分方法见图 3。模型设定变为^③:

$$obey_{it} = \rho_0 + \rho_1 non-csrfirm_{it-1} + \rho_2 csrfirm_{it-1} + \alpha X + \varphi_i + \varphi_t + \varpi_{it} \quad (7)$$

其中 ρ_1 、 ρ_2 反映了上述两类出口企业相较于非出口企业在最低工资遵守情况上的差别, 预期目的国内含有“重责”国家时, 出口对遵守最低工资标准的促进作用更强, 即 $\rho_2 > \rho_1$ 。

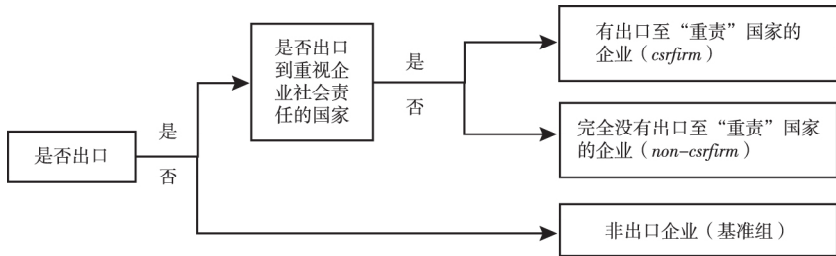


图 3 出口企业划分

① $0.108 = (0.013 \times 0.493) / (0.013 \times 0.493 + 0.053)$ 。因为对(4)和(6)式采用非线性估计, 所以 $\alpha_1 - \gamma_1 \neq \beta_1 \times \gamma_2$, 而 $\beta_1 \times \gamma_2$ 的大小更接近中介效应真实值 (MacKinnon, 2008)。

② “重责”国家代表重视企业社会责任的国家。我们给出了不同的划分重责国家的方法, 不论出口额或所占比重大小, 只要企业有出口至该类国家的记录便定义为“有出口到重责国家”的企业。

③ 我们在控制变量中加入了企业当期 tfp , 以尽可能地控制学习效应的影响。

本文采用 5 种标准定义重责国家: 第一, 美国。美国是企业社会责任发源地, 企业普遍可以认识到除经济利益外的其他责任(Matten 和 Moon 2008)。第二, 美国和欧洲国家^①。原因在于, 欧洲国家普遍被认为是(除美国外) 企业社会责任领域的先驱, 尽管欧洲国家的企业社会责任表现相对“隐性”(Matten 和 Moon 2008)。第三, 奥地利、瑞士、荷兰和北欧 4 国。Midttun 等(2006) 从传统的政治经济制度和社会责任两个角度对欧美等 18 个国家进行分析, 发现总体上奥地利、瑞士、荷兰和北欧 4 国表现最好。第四, 日本、加拿大等 11 个国家。Gjølberg(2009) 通过企业在主要国际性社会责任活动中的参与程度来度量 20 个发达国家的企业社会责任表现, 发现日本、加拿大、澳大利亚和 7 个欧洲国家表现相对优异。第五, 新加坡、澳大利亚等 12 个国家。Skouloudis 等(2015) 对 Gjølberg(2009) 构建的指标进行了扩充, 加入了更多的国际性社会责任活动, 并涵盖了 86 个国家, 表现相对较好的包括新加坡、澳大利亚和 10 个欧洲国家^②。

与预期相符, 各种定义方法下的回归结果均较为一致(见表 8)。L. *csrfirm* 系数的显著性水平较高, 而 L. *non-csrfirm* 基本不显著, 表明与不出口时相比, 企业在有出口至“重责”国家时遵守最低工资标准的概率高出约 7%, 仅出口至非“重责”国家时几乎没有差别。

表 8	影响渠道检验: 区分出口目的国				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	美国	欧洲和美国	Midttun 等 (2006)	Gjølberg (2009)	Skouloudis 等 (2015)
L. <i>non-csrfirm</i>	0. 033 (0. 034)	0. 050* (0. 028)	0. 047 (0. 033)	0. 040 (0. 031)	0. 040 (0. 030)
L. <i>csrfirm</i>	0. 069** (0. 031)	0. 065* (0. 040)	0. 059* (0. 032)	0. 069** (0. 033)	0. 075** (0. 035)
观测值	189 572	189 572	189 572	189 572	189 572

(2) 同时考虑出口目的国和行业。受人权主义活动关注更多的行业在违背社会责任后被曝光的概率更高, 企业受到来自利益相关者的压力更大。20 世纪 90 年代西

① 基于企业社会责任是一种自愿行为、且由发达经济体主导这一假设, 此处仅加入 24 个高收入水平欧洲国家。

② Skouloudis 等(2015) 使用了 2012 年的数据, 离本文样本期较远, 但社会规范、文化的改变并非一蹴而就, 所以我们同样将其纳入作为参考。

方国家兴起的人权主义活动,确切来说是“反血汗工厂”活动,主要针对发展中国家的纺织、制鞋和服装业(以下简称 TFA 行业)^①(Harrison 和 Scorse 2003、2010)。这些行业有 3 个相互关联的特点:一是分布世界各地但主要集中于亚洲;二是劳动密集度高、提供的就业机会多;三是利润率低。在本文样本期内,亚洲国家在 TFA 行业的出口占世界总出口值的 50% 左右,且这一比例不断上升;同一时期内中国 TFA 行业的出口占世界总出口的比重为 15%~20% (Huynh 2015)。循此逻辑,TFA 行业受供应链压力的影响将大于其他行业,表现为在 TFA 行业内,出口对企业遵守最低工资标准的促进作用比在其他行业内更大。为验证该假设,我们按前述 5 种方式依次定义重责国家,并将企业样本依据 CIC2 位行业代码区分为“TFA 行业”和“其他行业”^②,依据行业进行分组回归。表 9 和 10 中每 2 列展示了一种国家组合的结果。

表 9	影响渠道检验:同时区分出口目的国和 TFA 行业					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	美国		欧洲和美国		Midttun 等(2006)	
	TFA 行业	其他行业	TFA 行业	其他行业	TFA 行业	其他行业
L. non-csrfirm	0.105 (0.067)	0.013 (0.034)	0.083 (0.073)	0.004 (0.038)	0.114* (0.064)	0.030 (0.032)
L. csrfirm	0.153* (0.080)	0.066* (0.039)	0.154** (0.071)	0.058 (0.035)	0.149* (0.091)	0.051 (0.044)
观测值	27 170	162 077	27 170	162 077	27 170	162 077

对比 L. non-csrfirm 与 L. csrfirm 的系数可以发现,表 9 和 10 的结果与表 8 相似,L. non-csrfirm 在各列中基本均不显著。而对比不同行业下的结果可以发现,TFA 行业中两类出口企业的系数都明显更大、显著性更高,但仅有 TFA 行业下的 L. csrfirm 系数保持在 10% 及以上水平显著。一般来说,TFA 行业的出口企业工资水平更低,因为它们需要以低劳动成本来谋求国际市场上的价格竞争优势,包群等(2011)发现纺织品行业或者劳动密集型行业的出口活动对企业人均工资存在负向影响。本文发现这些行业遵守最低工资标准的概率更高,可能正是因为最低工资是劳工标准的一个重要方面,中国出口企业更好地执行了劳工标准从而避免受到贸易制裁。表 9 和 10 的结果

① TFA 全称为 Textiles, Footwear and Apparel。
② TFA 行业包括 2 位数 CIC 分类为 17(纺织业)、18(纺织服装、鞋、帽制造业)和 19(皮革、毛皮羽毛(绒)及其制品业)的行业。

说明,出口企业是否切实受到影响会因其行业和贸易对象而异。总体看,当企业不属于 TFA 行业且出口目的国不包括重责国家时,企业基本不受供应链压力约束,出口未对企业执行最低工资标准产生影响。当企业属于 TFA 行业并同时向重责国家出口时,供应链压力对企业遵守最低工资标准有明显促进作用。

表 10	影响渠道检验:同时区分出口目的国和 TFA 行业(续)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Gjølberg(2009)		Skouloudis 等(2015)	
	TFA 行业	其他行业	TFA 行业	其他行业
L. <i>non-csrfirm</i>	0.119 (0.073)	0.021 (0.036)	0.108 (0.069)	0.015 (0.035)
L. <i>csrfirm</i>	0.122* (0.072)	0.048 (0.036)	0.137* (0.074)	0.059 (0.037)
观测值	27 170	162 077	27 170	162 077

五 结论与政策含义

改革开放以来,出口推动了中国 经济高速增长。劳动力成本优势是出口企业得以快速扩张的关键因素之一,在此过程中,资本方和劳动方是否实现了共赢?本文从企业是否遵守最低工资标准的角度切入,对这一问题进行探讨。研究结论表明,无论是因成功“学习”而主动给予员工更好的待遇,还是受外界压力而被动做出反应,出口企业较非出口企业在最低工资遵守情况上具有更好表现;出口企业在更遵守最低工资标准的同时,不存在将工资压缩在过线水平的倾向,确保了出口对低收入劳动者的工资水平具有实质性影响;工资溢价、供应链压力是出口导致企业更遵守最低工资标准的两个主要途径。以上发现意味着,出口企业并非仅利用中国廉价的劳动力,而是实现了劳资双方的共赢,这在某种程度上说明坚持对外开放与维护劳动者权益、保障普通员工收入并不相悖。

当前,国际经济环境正在经历大变革,频繁发生的贸易摩擦可能将世界经济拖入“衰退陷阱”,而中国经济正处在由高速增长转向高质量发展的关键阶段。因此,我们要坚定全面深化对外开放的信心与决心,以更大力度推进全面开放,扩大出口。本文结论也为最低工资等制度的设计提供了启示,政策制定可以有的放矢地考虑企业出口属性。例如,就非出口企业缺少供应链压力而言,可以尝试建立由国内媒体、社区、公

众等利益相关者进行监督的对话机制,充分调动本国利益相关者参与监督的积极性,以发挥类似于供应链压力在监督过程中起到的作用。

此外,本研究仍可在以下方面进行拓展:第一,本文只讨论了对外开放一个方面,未来可以考察外资自由化和中间品贸易自由化对企业最低工资遵守情况的影响。第二,在数据可得性提高的前提下,可以对供应链压力进行量化,从而对其经济影响进行更为准确的认识和评估。目前本文仅从企业出口目的地及行业两个角度对供应链压力进行了讨论,而供应链压力在多个维度存在异质性,从更全面的角度进行检验有助于深刻理解其影响。例如,黄伟和陈钊(2015)在考察供应链压力时注意到下游企业规模以及是否是主要客户所带来的差异。第三,遵守最低工资标准只是劳工标准及企业社会责任的内容之一,未来也可以考察对外开放对养老保险缴纳、职业安全与健康方面的影响。

参考文献:

- 包群、邵敏(2010):《出口贸易与我国的工资增长:一个经验分析》,《管理世界》第9期。
- 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。
- 常凯(2002):《WTO、劳工标准与劳工权益保障》,《中国社会科学》第1期。
- 丁守海(2010):《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》第1期。
- 都阳、王美艳(2008):《中国最低工资制度的实施状况及其效果》,《中国社会科学院研究生院学报》第6期。
- 黄伟、陈钊(2015):《外资进入、供应链压力与中国企业社会责任》,《管理世界》第2期。
- 贾朋、都阳(2015):《中国的最低工资制度:标准与执行》,《劳动经济研究》第1期。
- 李静、彭飞(2013):《出口企业存在工资红利吗?——基于1998~2007年中国工业企业微观数据的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 李胜旗、毛其淋(2018):《关税政策不确定性如何影响就业与工资》,《世界经济》第6期。
- 马双、张劼、朱喜(2013):《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》第5期。
- 聂辉华、贾瑞雪(2011):《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第7期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱(2013):《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 邵敏(2011):《我国企业出口对员工收入的影响——基于企业异质性视角的经验研究》,《中国工业经济》第9期。
- 史青(2013):《企业出口对员工工资影响的再分析——基于广义倾向得分法的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 孙中伟、舒玢玢(2011):《最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究》,《管理世界》第8期。
- 万向东、孙中伟(2011):《农民工工资剪刀差及其影响因素的初步探索》,《中山大学学报(社会科学版)》第3期。
- 谢勇(2010):《最低工资制度在农民工就业中的落实情况及影响因素研究》,《经济管理》第3期。
- 许和连、王海成(2016):《最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究》,《世界经济》第7期。
- 杨长志、冼国明(2013):《外资所有权与工资升值——来自中国制造业的证据》,《世界经济研究》第3期。

叶静怡、杨洋(2015):《最低工资标准及其执行差异:违规率与违规深度》,《经济学动态》第8期。

叶林祥、Gindling T. H.、李实、熊亮(2015):《中国企业对最低工资政策的遵守——基于中国六省市企业与员工匹配数据的经验研究》,《经济研究》第6期。

于洪霞、陈玉宇(2010):《外贸出口影响工资水平的机制探析》,《管理世界》第10期。

张川川(2015):《出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》,《经济学(季刊)》第4期。

张杰、张帆、陈志远(2016):《出口与企业生产率关系的新检验:中国经验》,《世界经济》第6期。

Anwar, S. and Sun, S. "Trade Liberalisation, Market Competition and Wage Inequality in China's Manufacturing Sector." *Economic Modelling*, 2012, 4, pp. 1268-1277.

Ashenfelter, O. and Smith, R. S. "Compliance with the Minimum Wage Law." *Journal of Political Economy*, 1979, 2, pp. 333-350.

Baron, R. M. and Kenny, D. A. "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations." *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 6, pp. 1173-1182.

Bernard, A. B.; Jensen, J. B. and Lawrence, R. Z. "Exporters, Jobs, and Wages in U. S. Manufacturing: 1976-1987." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1995, pp. 67-119.

Cai, H. and Liu, Q. "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms." *Economic Journal*, 2009, 537, pp. 764-795.

Chang, Y. and Ehrlich, I. "On the Economics of Compliance with the Minimum Wage Law." *Journal of Political Economy*, 1985, 1, pp. 84-91.

Chen, B.; Yu, M. and Yu, Z. "Wage Inequality and Input Trade Liberalization: Firm-level Evidence from China." CCER working paper, 2013.

Du, Y. and Pan, W. "Minimum Wage Regulation in China and Its Applications to Migrant Workers in the Urban Labor Market." *China & World Economy*, 2009, 2, pp. 79-93.

Evans, W. N. and Schwab, R. M. "Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference?" *The Quarterly Journal of Economics*, 1995, 4, pp. 941-974.

Fu, D. and Wu, Y. "Export Wage Premium in China's Manufacturing Sector: A Firm Level Analysis." *China Economic Review*, 2013, 1, pp. 182-196.

Gjøllberg, M. "Measuring the Immeasurable?" *Scandinavian Journal of Management*, 2009, 1, pp. 10-22.

Goldberg, P. K.; Khandelwal, A. K.; Pavcnik, N. and Topalova, P. "Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India." *The Quarterly Journal of Economics*, 2010, 4, pp. 1727-1767.

Grenier, G. "On Compliance with the Minimum Wage Law." *Journal of Political Economy*, 1982, 1, pp. 184-187.

Harrison, A. and Scorse, J. "Globalization's Impact on Compliance with Labor Standards." *Brookings Trade Forum*, 2003, pp. 45-96.

Harrison, A. and Scorse, J. "Multinationals and Anti-sweatshop Activism." *The American Economic Review*, 2010, 1, pp. 247-273.

Huynh, P. "Employment, Wages and Working Conditions in Asia's Garment Sector: Finding New Drivers of Competitiveness." ILO working papers, 2015.

- Levinsohn, J. and Petrin, A. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *The Review of Economic Studies*, 2003, 2, pp. 317–341.
- Long, S. J. and Freese, J. *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station, Texas: Sage Publications, 2014.
- MacKinnon, D. *Introduction to Statistical Mediation Analysis*. New York: Taylor & Francis Group, 2008.
- Matten, D. and Moon, J. "‘Implicit’ and ‘Explicit’ CSR: A Conceptual Framework for a Comparative Understanding of Corporate Social Responsibility." *Academy of Management Review*, 2008, 2, pp. 404–424.
- Midttun, A.; Gautesen, K. and Gjølborg, M. "The Political Economy of CSR in Western Europe." *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 2006, 4, pp. 369–385.
- Salomon, R. and Jin, B. "Do Leading Or Lagging Firms Learn More From Exporting?" *Strategic Management Journal*, 2010, 10, pp. 1088–1113.
- Skouloudis, A.; Isaac, D. and Evaggelinos, K. "Revisiting the National Corporate Social Responsibility Index." *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 2015, 1, pp. 61–70.
- Tse, C. H.; Yu, L. and Zhu, J. "A Multimediation Model of Learning by Exporting: Analysis of Export-induced Productivity Gains." *Journal of Management*, 2017, 7, pp. 2118–2146.
- Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: MIT press, 2010.

The Effect of Exports on Compliance with Minimum Wage Legislation

Xu Helian; Zhang Yanzhe; Wang Haicheng

Abstract: This paper seeks to ascertain whether exporting firms outperform their non-exporting counterparts in terms of compliance with minimum wage regulations and how this is related to exporting activities. Drawing on city-level minimum wage data and firm-level survey data on Chinese industrial enterprises matched with detailed transaction data obtained from China’s General Administration of Customs, the empirical analysis reveals a higher rate of compliance among exporting firms than among non-exporting ones. The results exceed a series of robustness checks with endogeneity accounted for. Further analysis excludes the possibility that a series of pernicious exercises are disguised by exporting firms’ superior compliance merely as a way to avoid the risk of violating minimum wage laws. Export wage premium resulting from learning-by-exporting and supply-chain pressure from buyers are found to be the main channels through which export affects minimum wage compliance.

Key words: exports, minimum wages, export wage premium, supply-chain pressure

JEL codes: F10, D22, J38

(截稿: 2019 年 10 月 责任编辑: 王 徽)