

# 劳动力成本外生上涨、机器人应用与企业避税

朱国悦<sup>1</sup> 刘警警<sup>2</sup>

(1.暨南大学 产业经济研究院, 广州 510632; 2.暨南大学 经济学院, 广州 510632)

**摘要:** 完善税收征管体系, 维护税收制度权威, 通过多种方式缓解企业的税收规避行为是促进共同富裕的有力支撑。本文构建跨省份城市对的中国制造业上市公司数据集, 结合最低工资标准以及 IFR 机器人数据, 将最低工资、机器人应用和企业避税纳入统一的分析框架, 研究了在劳动力保护日益增强背景下, 工业机器人对企业避税行为的影响。结果表明: 最低工资标准上涨导致企业激进的避税行为, 而工业机器人的使用可以有效缓解企业的避税行为, 这一结果在一系列稳健性检验下依然成立。同时, 工业机器人通过成本效应在一定程度上缓解了最低工资标准上升导致避税效应。进一步研究发现, 在一些更容易受到工业机器人影响的企业(劳动密集度高、非国有企业)、遭遇负面冲击时更有可能陷入危机的企业(经营活动产生的现金净流量较少、经营杠杆系数高的企业)以及成本转嫁能力高的行业和东部企业中, 工业机器人缓解劳动力成本上升的避税效应影响更为显著。本文的发现有助于提高税收征管效率, 降低企业负担, 为全体人民实现共同富裕目标提供了路径参考。

**关键词:** 最低工资标准; 机器人应用; 企业避税; 成本效应

## 一、引言

实现全体人民共同富裕是中国式社会主义现代化的本质要求。当前, 受中美贸易摩擦和新冠疫情的双重冲击下, 中国正面临需求萎缩、供给危机等经济下行压力, 使得贫富差距进一步拉大(邹红等, 2023)。如何通过构建高效公平的收入分配机制缓解贫富差距, 实现全体人民共同富裕是当前亟需解决的问题。党的二十大报告指出: “分配制度是促进共同富裕的基础性制度。” 税收征管作为国家治理能力的重要基础, 其直接参与三次收入分配, 是促进社会收入分配公平、实现共同富裕的重要举措(尚贵达等, 2023)。目前, 对企业征税仍是中国税收收入的重要来源, 据统计, 2022 年中国总税收约为 16.66 万亿元, 其中企业所得税和增值税约为 9.24 万亿元, 约占总税收收入的 55.46%。近年来, 虽然政府税收征管的技术和手段不断提升, 但企业以各种形式进行税收规避的行为时有发生。据国家税务总局的统计, 2022 年中国依法查处违法纳税人 12.83 万户, 挽回各类税款损失 1955 亿元。因此, 完善税收征管体系, 提高税收征管效率, 通过多种方式缓解企业的税收规避行为, 是迈向共同富裕目标的有力支撑。

改革开放以来, 中国经济依托劳动力成本优势得以飞速发展。但随着改革的不断深入, 中国劳动保护的意识日益提升。作为规范收入分配秩序, 保障劳动者基本生活需求的基础性分配制度, 最低工资制度纠正了中国劳动力价格长期偏低的趋势。该制度自 1993 年开始实施, 并于 2004 年出台《最低工资规定》, 再到 2007 年颁布《中华人民共和国劳动合同法》, 中国的劳动保护措施不断完善且有进一步强化的趋势(刘行和赵晓阳, 2019)。诚然, 最低工资标准上调提高了对劳动者的保护程度, 但同时也使企业承担了更高的劳动力成本。

**作者信息:** 朱国悦, 男, 博士研究生, 研究方向: 产业经济; 刘警警, 女, 硕士研究生, 研究方向: 产业经济。邮箱 [ljj923@stu2022.jnu.edu.cn](mailto:ljj923@stu2022.jnu.edu.cn)

已有研究表明，劳动力成本上涨与企业避税行为之间密切相关（刘行和赵晓阳，2019；魏志华和夏太彪，2020）。例如，刘行和赵晓阳（2019）研究发现，最低工资标准上涨增加了企业的用工成本和生产调整难度，这将会导致企业面临负面冲击时更可能陷入经营困境，此时企业会采取税收规避以抵御经营风险。虽然现有文献对最低工资与企业避税之间关系的研究已较

为充分，但就“劳动保护日益增强的背景下，如何兼顾税收执征管”这一问题并未深入研究。另一方面，劳动力成本外生上涨会促使企业大规模应用工业机器人以降低劳动力成本（Fan et al., 2021；王小霞等，2021）。那么，最低工资标准日益提高的情况下，工业机器人应用能否扭转企业的税收规避行为？鉴于此，本文基于工业机器人应用的视角，重新探讨劳动力成本外生上涨与企业避税行为之间的关系。

进入 21 世纪以来，以数字技术、人工智能等为代表的新一轮科技革命席卷全球，自动化生产已成为未来制造业发展的必然趋势。得益于庞大而完备的产业体系以及政策的不断扶持，中国机器人应用规模不断扩张。根据国际机器人联合会（IFR）的统计，2021 年全球工厂新安装 51.74 万台工业机器人，同比增长 31%，创历史新高。中国作为世界上机器人保有量最多的国家，2021 年工业机器人新安装量强劲增长 51%，机器人存量突破 100 万台大关，并首次超过世界其他国家机器人保有量的总和。工业机器人的迅猛发展势必会造成企业就业规模的强烈波动，已有研究发现，工业机器人相较于普通劳动力具有成本比较优势，从而能够替代执行常规任务的低技能劳动力，这种“替代效应”会大幅降低企业的劳动力成本（Acemoglu and Restrepo, 2020；王永钦和董雯，2020）。那么，在劳动力成本日益上涨的背景下，企业引入工业机器人能否通过降低劳动力成本，抑制企业的避税行为？针对这一问题的讨论，有助于我国缓解企业经营压力，维护税收制度权威，促进共同富裕。

本文利用 2011-2019 年中国制造业上市公司数据、城市最低工资数据，通过跨省份配对的方法，研究最低工资标准上涨对企业避税行为的影响，重点考察企业引入工业机器人后将产生怎样的调节作用，研究发现：首先，基于跨省份城市配对的方法，最低工资标准上涨会导致企业激进的避税行为；其次，工业机器人应用通过“替代效应”降低了企业的劳动力成本和财务压力，从而缓解了劳动力成本上涨带来的避税效应；再次，在一些更容易受到工业机器人影响的企业（劳动密集度高、非国有企业）、遭遇负面冲击时更有可能陷入危机的企业（经营活动产生的现金净流量较少、经营杠杆系数高的企业）以及成本转嫁能力高的行业和东部企业中，工业机器人缓解劳动力成本上升的避税效应影响更为显著；最后，在劳动保护日益增强的背景下，企业使用工业机器人能够代替避税行为以应对劳动力成本带来的财务压力，从而带来企业价值的进一步提升和经营风险的进一步下降。

与以往文献相比，本文的边际贡献在于：**第一**，以往研究最低工资与企业避税的文献，对于内生性问题的处理并不充分，本文利用跨省份城市配对的方法较为充分的解决了潜在的内生性问题；**第二**，将最低工资、机器人与企业避税纳入统一的分析框架，重点考察自动化背景下，劳动力成本上涨与企业避税行为之间的关系；**第三**，从“机器换人”的视角，验证了工业机器人缓解由劳动力成本上涨导致企业避税行为的中间渠道，为中国劳动保护意识日益增强的背景下，兼顾税收征管效率，维护税收制度权威提供了重要的政策含义。

本文其余部分内容安排如下：第二部分为文献回顾与理论分析；第三部分为实证策略、变量及相关数据说明；第四部分为实证结果的分析；第五部分为机制检验；第六部分为异质性分析；第七部分为拓展分析；最后为本文的结论与政策建议。

## 二、文献回顾与理论分析

### （一）文献回顾

## 1.劳动力成本上涨与企业避税行为

现有文献指出,劳动力成本上涨与企业税收规避行为之间存在密切的联系(刘行和赵晓阳, 2019; 魏志华和夏太彪, 2020)。刘行和赵晓阳(2019)研究发现,最低工资标准上调虽然会增加部分劳动力的收入水平,但同时也给企业带来的较高的劳动力成本,同时也会增加企业生产调整的难度,使企业面对外部冲击时陷入困境的可能性大幅增加,因此企业会通过税收规避行为增加现金流的储备水平以抵御风险。魏志华和夏太彪(2020)从社会保险费的角度考察了劳动力成本上升对企业避税行为的影响,研究发现社会保险费带来的劳动力成本上涨降低了企业的自由现金流水平,加重了企业的财务负担,迫使企业选择灵活性较强的避税行为“中和”劳动力成本上涨带来的财务压力。邓明(2022)利用2004年实施的《最低工资规定》作为准自然实验,讨论了劳动力成本上涨对企业所得税实际税率的影响。研究发现,劳动力成本上涨显著降低了企业所得税实际税率。然而,还有部分研究发现,劳动力成本上升与企业避税行为之间并非简单的线性关系,而是一种倒U型的关系(刘璐和杨明辉, 2022)。综上所述,劳动力成本上涨影响企业避税行为的结论并不统一,可能是受到内生性问题的影响,对两者关系仍有进一步讨论的空间。

## 2.工业机器人应用的经济效应

工业机器人作为生产力发展的重要变革,其影响主要体现在劳动力市场上。Acemoglu and Restrepo(2018)指出,工业机器人应用会替代执行常规、重复任务的生产工人,但同时也有可能通过扩大企业生产规模,创造新岗位提高企业的就业规模。Autor et al(2003)认为,当自动化技术相较于劳动力具有比较优势时,企业便会大量引进自动化设备替代人力,从而降低企业的劳动力成本,提高生产率水平。国内也有众多学者发现,工业机器人应用对劳动力具有替代效应(孔高文等, 2020; 王永钦和董雯, 2020)。然而,还有部分学者发现,工业机器人应用的创造效应会超过替代效应。李磊等(2021)利用工业机器人进口数据以及中国工业企业微观数据研究发现,工业机器人使用会通过扩大企业规模、提高生产率的方式增加企业的就业规模。无论是创造效应还是替代效应为主,工业机器人的使用必将带来劳动群体间收入差距的改变以及企业劳动力结构的调整(王林辉等, 2020; 余玲铮等, 2021)。此外,越来越多的文献将工业机器人的经济效应扩展到其他领域。例如,国际贸易(Krenz et al., 2021; 何宇等, 2021; 綦建红和张志彤, 2022)、环境污染(陈昊等, 2021; 盛丹和卜文超, 2022)、能源效率(Huang等, 2022)等。

综合来看,工业机器人的经济效应仍以对劳动力市场的影响为主,并且无论是创造还是替代,工业机器人的应用仍是以降低企业的劳动力成本、提高生产率的目的为主。借助这一特点,本文将从工业机器人的视角,重新考察最低工资与企业避税行为的关系。

### (二)理论分析

最低工资标准上涨带来的成本效应会诱发企业激进的避税行为。首先,最低工资标准提高将会从以下方面影响企业的劳动力成本:一方面,企业从事常规任务的低收入劳动者,其工资水平与当地最低工资标准相近。因此,这部分劳动者的工资水平会因该地区的最低工资标准提高而上升(马双等, 2012; 陆瑶等, 2017)。另一方面,最低工资标准提高也会通过“溢出效应”影响其他员工的收入水平(Xiao et al., 2009)。各地区最低工资标准上调不仅会增加低收入劳动者的工资水平,也会向社会发出工资上涨的信号(李磊等, 2023)。此时,企业内其他高收入员工就会产生工资上涨不平等的心理落差,企业为消除这部分员工的不公平感,便会同时增加高收入员工的薪资水平以保证其工作效率。另一方面,社会保险费以及住房公积金(五险一金)的缴纳也会受到最低工资标准上涨的影响。依据中国相关的法律规定,企业在支付员工基本工资的基础上,还需按照一定比例为员工缴纳“五险一金”。由于“五险一金”缴纳的压力较大,企业会选择调低缴纳的基数,最普遍的做法是按照最低下限缴纳“五险一金”。其中,“最低下限”一般是指企业所在地区平均工资的60%,且该下限

不可低于该地区最低工资标准。因此，最低工资标准提高带来的社会平均工资的上升以及低薪人群收入的增长，会分别通过提高企业“五险一金”的缴纳基数和低薪人群的缴纳额，从而增加企业的劳动力成本（刘行和赵晓阳，2019；李磊等，2023）。

其次，劳动力成本上升对企业的避税行为造成了直接的冲击（刘行和赵晓阳，2019；魏志华和夏太彪，2020）。最低工资标准上涨提高了员工的工资水平，可能会带来一定的激励作用，进而抵消劳动力成本上升带来的负面影响。但现有文献表明，最低工资标准提高带来的工资率效应并不能给企业员工带来激励作用（陆瑶等，2017）。这是由于：第一，最低工资标准上涨虽然会提高企业的职工工资水平，但最低工资标准上涨带来工资的涨幅远远低于员工的心理预期；第二，多数员工可能认为其薪资上涨并非是企业出于关心员工的目的，而是在法律规定下采取的被迫行为。因此，最低工资标准提高导致的劳动力成本上升，并不能对企业员工造成一定的激励作用，反而会增加企业的净成本，削减企业的现金流水平，给企业带来较重的财务压力<sup>①</sup>。面对劳动力成本上升带来的财务压力，企业通过税收规避进行现金流的储备是缓解这一情况最直接有效的手段（魏志华和夏太彪，2020）。已有研究表明，企业的避税行为对缓解财务压力具有积极的作用。一方面，企业通过避税行为减少了税收支出，增加了税后的现金流，这有助于缓解企业的融资约束（Edwards et al., 2016；Goh et al., 2016；刘行等，2017）；另一方面，在面对财务压力时，企业还会选择除避税外的其他多种措施进行应对，例如降低职工工资水平、削减研发支出以及减少相关销售费用等。但以上措施往往容易导致企业竞争力削减、生产效率低下以及营业收入减少等诸多问题，对企业长期发展十分不利。而企业避税行为相较于以上应对财务压力的措施，更容易实现、灵活性较强，且带来的负面影响较小（魏志华和夏太彪，2020）。因此，在面对劳动力成本带来的财务压力时，企业都具有较强的动机选择税收规避进行应对。

作为新一轮科技革命的重要技术变革，工业机器人在替代劳动力、缓解企业劳动力成本方面具有明显的优势（李磊等，2023）。根据 IFR 关于机器人的定义，工业机器人是指“可自动控制、可重复编程，自主完成多任务的机器设备”。这意味着，工业机器人能够不依赖于人力操作，自主完成常规重复的操作任务，因此工业机器人能够在一些简单、重复的工作中替代人类。当企业劳动力成本外生上涨时，工业机器人相对于劳动力更具比较优势，此时企业使用机器人能够替代执行常规任务的低技能劳动力，降低企业的劳动力成本（Acemoglu and Restrepo, 2020；孔高文等，2020；王永钦和董雯，2020）。由此可见，工业机器人通过在生产中大量替代低技能劳动力，降低了劳动力成本上涨带来的财务压力，从而削弱了最低工资上涨引发的企业避税行为。鉴于此，本文提出如下研究假说：

**H1：最低工资标准提高带来的劳动力成本上涨加剧了企业的避税行为，而工业机器人通过替代劳动力，降低劳动力成本，能够缓解企业的避税行为。**

### 三、实证策略、变量及数据说明

#### （一）省份边界城市配对

现有文献在研究最低工资的经济效应时，需要处理的一个重要问题就是内生性挑战。主要的原因在于：各地政府在制定最低工资标准时，需要同时考虑当地企业经营以及社会就业的实际情况，这便会导致最低工资标准与企业行为之间存在由双向因果产生的内生性问题。鉴于此，本文参考 Dube et al.（2010）、Fan et al.（2021）以及李磊等（2023）的做法，利用跨省边界的城市对，并按照城市对筛选出本文的样本集。具体做法为：首先，将中国相邻省份的边界城市全部筛选出；其次，按照不同省份边界的相邻城市是否接壤来筛选出城市对。

<sup>①</sup> 本文借鉴刘行和赵晓阳（2019）的做法，在样本期内考察最低工资对企业营业收入的影响，未报告的结果显示，最低工资标准提高并不能带来企业营业收入的增加，这与现有文献的研究一致。

需要说明的是，一个城市可能属于一个或多个城市对组合<sup>①</sup>。因此，最终的样本可能包含多个相同城市的观测值。最后，我们将筛选出的城市对与上市公司数据进行匹配，如果该公司属于多个城市对，那么在最终的样本中，该公司也会出现多次。针对观测值重复出现的情况，本文借鉴 Huang et al. (2014)、李磊等 (2023) 的做法，在模型中引入权重进行加权回归。

相较于以往的研究，通过跨省份边界进行城市配对得到的样本，具有以下两方面的优势：第一，相邻省份的边界城市具有相似的经济条件 (Dube et al., 2010)，但最低工资标准因分属不同地区而具有明显差异。同时，我们在模型中控制了城市对一年份联合固定效应，较好的缓解了遗漏变量带来的内生性问题。第二，省份边界的城市与制定政策的省会城市相距较远，因而最低工资标准的制定与当地的经济条件的相关性较弱 (Fan et al., 2021)。由于北京、天津、上海和重庆这四个直辖市的最低工资标准直由当地政府制定，因此本文从样本中剔除了包含直辖市的城市对样本。

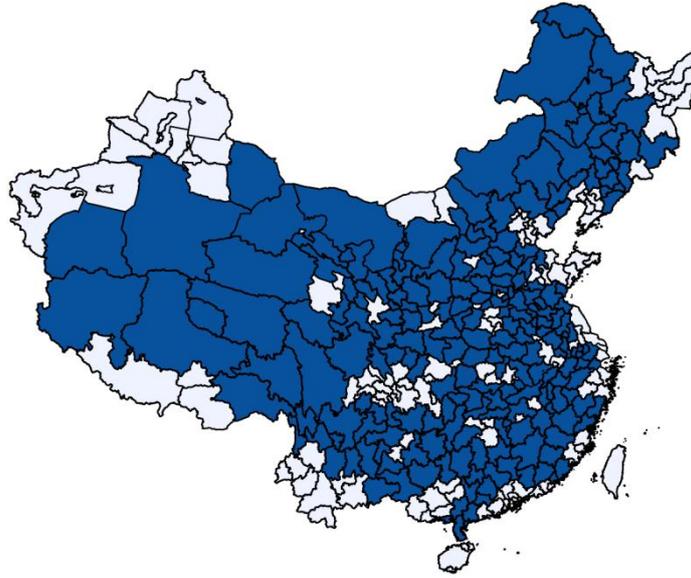


图 1 省份边界城市配对示意图

## (二) 计量模型的建立

### 1. 最低工资与企业避税

为考察最低工资与企业避税行为之间的关系，本文在跨省份边界城市配对的基础上，建立如下计量模型：

$$Btd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \lnmw_{c,t} + \alpha_2 X_{i,c,t} + \delta_i + \sigma_{p,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标  $i$ 、 $c$ 、 $p$ 、 $t$  分别表示企业、城市、城市对、年份。被解释变量 ( $Btd_{i,t}$ ) 为企业  $i$  在第  $t$  年的避税程度；核心解释变量 ( $\lnmw_{c,t}$ ) 为城市  $c$  在第  $t$  年的最低工资标准； $X_{i,t}$  为控制变量 de 集合，包括：企业规模、资产负债率等；本文在模型中加入了企业固定效应 ( $\delta_{i,t}$ ) 和城市对一年份联合固定效应 ( $\sigma_{p,t}$ )； $\varepsilon_{i,t}$  为误差项。

### 2. 引入工业机器人

本文的研究重点在于，在劳动力成本外生上涨背景下，企业使用工业机器人能够缓解企业的避税行为。基于此，本文在模型 (1) 的基础上引入机器人与最低工资的交互项，以考察企业使用机器人对企业避税行为的影响，建立的模型如下：

$$Btd_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \lnmw_{c,t} + \beta_2 \lnmw_{c,t} \times \lnrobot_{i,t} + \beta_3 \lnrobot_{i,t} + \beta_4 X_{i,c,t} + \delta_i + \sigma_{p,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $\lnrobot_{i,t}$  表示企业  $i$  在第  $t$  年工业机器人的应用情况，以企业层面机器人渗透率

<sup>①</sup> 例如，

作为企业使用工业机器人的代理变量<sup>①</sup>。其余变量含义与模型（1）相同。本文重点关注最低工资与机器人交互项的估计系数（ $\beta_2$ ），理论上，企业在引入机器人后，工业机器人的替代效应会使得企业的劳动力成本降低，从而缓解企业的避税程度。因此，本文预期交互项的估计系数应显著为负。

### （三）变量说明

#### 1. 企业避税程度

现有研究对企业避税程度的衡量主要分为两类（Desai and Dharmapala, 2006）：第一类是使用会计税收差异作为企业税收规避的代理变量（许红梅和李春涛, 2020）。该方法主要是基于会计准则与所得税法的分离，从而利用会计税收差异来规避税收成本。因此，借鉴刘行和赵晓阳（2019）以及许红梅和李春涛（2020）的研究，本文使用会计税收差异（*Btd*）作为被解释变量，其计算方式为：会计税收差异=（利润总额×适用的所得税率—当期所得税费用）/期末总资产。该指标越大，说明企业的避税程度越高。第二类是使用企业实际所得税率来衡量企业的税收规避活动。但由于政府给予上市公司的税收优惠政策不尽相同，导致企业拥有不同的名义所得税率（许红梅和李春涛, 2020）。在这种情况下，公司的实际所得税率作为企业避税程度的代理变量并不合适。因此，本文借鉴叶康涛和刘行（2014）以及陈德球等（2016）的做法，采用上市公司名义所得税率与实际所得税率之差作为另一种衡量企业避税程度的代理变量，并将其作为替换被解释变量的稳健性检验。此外，本文还使用扣除应计利润影响的会计税收差异进行稳健性检验。

#### 2. 工业机器人应用

本文借鉴 Acemoglu and Restrepo（2020）、王永钦和董雯（2020）的做法，构造度量中国制造业企业层面的机器人渗透率，其构造思想类似于“Bartik 工具变量”（Bartik, 1991）。具体构造方式如下：

第一步，计算行业层面机器人渗透率指标（*Ind\_robot<sup>CN</sup>*）：

$$Ind\_robot_{s,t}^{CN} = \frac{MR_{s,t}^{CN}}{L_{s,t=2010}^{CN}} \quad (3)$$

其中， $MR_{s,t}^{CN}$ 表示中国  $s$  行业第  $t$  年的工业机器人存量； $L_{s,t=2010}^{CN}$ 表示中国  $s$  行业在 2010 年（基期的就业人数）； $Ind\_robot_{s,t}^{CN}$ 表示中国  $s$  行业第  $t$  年的工业机器人渗透率。

第二步，构造企业层面机器人渗透率指标：

$$Robot_{i,s,t} = \frac{PWP_{i,s,t=2011}}{ManuPWP_{t=2011}} \times Ind\_robot_{s,t}^{CN} \quad (4)$$

其中， $Robot_{i,s,t}$ 为  $s$  行业  $i$  企业在第  $t$  年的工业机器人渗透率； $PWP_{i,s,t=2011}$ 表示制造业  $s$  行业  $i$  企业 2011 年（基期）生产部门员工数占企业员工总数的比重； $ManuPWP_{t=2011}$ 表示 2011 年中国制造业所有企业生产部门员工占比中位数的比值。与现有文献构造地区层面的机器人渗透率不同，本文将利用基期企业层面的特征，将行业层面渗透率分解到企业层面，以考察企业层面的机器人渗透率情况。我们以企业层面机器人渗透率的对数值形式（*Inrobot*）纳入模型中。

#### 3. 其他控制变量

为缓解遗漏变量对本文估计结果的潜在影响，本文参考已有研究，选取一系列影响企业避税的控制变量。在企业层面上，本文选取了以下控制变量：企业规模（*lnsize*），用企业总资产的对数值表示；资产负债率（*debt*），用企业总负债与企业总资产的比值表示；财务费用率（*finexp*），用企业财务费用与总资产的比值表示；营业收入增长率（*growth*），用（（本期营业收入/上期营业收入）-1）表示；独立董事占比（*dlds*），用企业独立董事总数与董事总数的比值表示；总资产报酬率（*ROA*），用息税前利润与总资产的比值表示；行业集中度

<sup>①</sup> 具体计算方式参见下文变量说明。

(*HHI*), 用赫芬达尔指数表示; 股权性质 (*nature*), 用企业是否为国有企业表示。此外, 为控制宏观经济因素对企业避税行为的影响, 本文在模型中同时加入了城市层面控制变量: 城市经济发展水平 (*lngdp*), 采用各城市人均国内地区生产总值的对数值表示; 城市职工平均工资 (*lncitywage*), 用各城市职工平均工资的对数值表示; 对外开放水平 (*open*), 用各城市当年实际使用外资数额与国内地区生产总值的比值表示; 政府支出水平 (*gov*), 用各城市政府一般预算支出与国内地区生产总值的比值表示。

#### (四) 数据说明与描述性统计

##### 1. 数据说明

本文着眼于考察劳动保护程度日益提高的背景下, 机器人应用如何缓解企业的避税行为。尽管中国工业企业数据库在分析中国工业企业的经济行为具有明显的优势, 但结合中国工业机器人应用规模的扩张趋势以及中国工业企业数据库的缺失情况来看, 中国工业企业数据库与本文的研究主题并不契合。因此, 本文主要使用 2011-2019 年制造业上市公司的数据进行分析。其中, 企业层面的财务数据均来自国泰安数据库 (CSMAR); 企业员工构成数据来自于 Wind 数据库。参考已有研究, 本文对数据库进行了如下清洗: (1) 剔除利润总额小于等于 0 的样本; (2) 剔除关键变量存在异常且缺失的样本; (3) 剔除 ST、\*ST 类上市公司。此外, 本文使用的最低工资数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS) 最低工资标准数据库, 该数据库根据各省市人力资源和社会保障厅发布的最低工资标准文件整理所得, 是反映各省市最低生活保障制度的权威数据库。本文使用的中国分行业机器人应用数据来源于 IFR 数据库。该组织提供了“国家—行业—年份”层面世界机器人统计数据, 是目前最权威的机器人统计数据库, 这也为我们构建中国制造业企业机器人渗透率与构建工具变量提供了便利。

##### 2. 描述性统计

本文关键变量的描述性统计如表 1 所示。在整体样本中, 中国制造业上市公司的避税程度 (*Btd*) 的均值在 0.0004 左右, 这说明对样本企业而言, 制造业上市公司的会计利润大于其应纳所得税额, 意味着在本文的样本中, 大多数制造业企业都可能存在一定的避税行为。企业层面机器人渗透率的对数值最大值为 6.4171, 最小值为 -5.8773, 差异较大, 这说明不同类型的企业使用机器人的规模具有较大差异。其余变量的描述性统计结果与现有文献是十分接近。

表 1 关键变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Btd</i>	7295	0.0004	0.0067	-0.0570	0.1535
<i>lnmw</i>	7295	7.1275	0.2630	6.2146	7.6109
<i>lnrobot</i>	7295	2.3040	1.7697	-5.8773	6.4171
<i>lnsize</i>	7295	22.0936	1.1433	17.8132	26.0780
<i>HHI</i>	7295	0.0899	0.0760	0.0135	0.4637
<i>nature</i>	7295	0.3581	0.4795	0.0000	1.0000
<i>dlds</i>	7295	0.3722	0.0528	0.2500	0.6364
<i>growth</i>	7295	0.0910	0.2359	-2.8236	1.2725
<i>finexp</i>	7295	0.0146	0.0329	-0.2881	0.7603
<i>debate</i>	7295	1.6995	2.5917	-17.9526	113.2739
<i>ROA</i>	7295	0.0719	0.2485	-0.0068	9.3502
<i>lnpgdp</i>	7295	10.9213	0.7628	8.7729	12.4564
<i>lncitywage</i>	7295	10.9730	0.3359	8.5088	11.7723
<i>open</i>	7295	0.0043	0.0097	5.08e-08	0.1533

图2展示了2011-2019年间各城市月最低工资以及月最低小时工资均值的变化趋势。从中可以看出,我国最低工资标准逐年上升,且调整幅度较为稳定,这说明我国劳动保护意识日益崛起,同时也意味着企业面临的劳动力成本越来越高。虽然在样本期间,最低工资标准每年的调整幅度都较为稳定,但月最低工资标准的均值从2011年的792.87元涨到了2019年的1512.96元,增长了近两倍。劳动力成本大幅提升势必会对企业的生产经营造成剧烈的冲击。因此,研究最低工资标准对企业行为的影响十分必要。

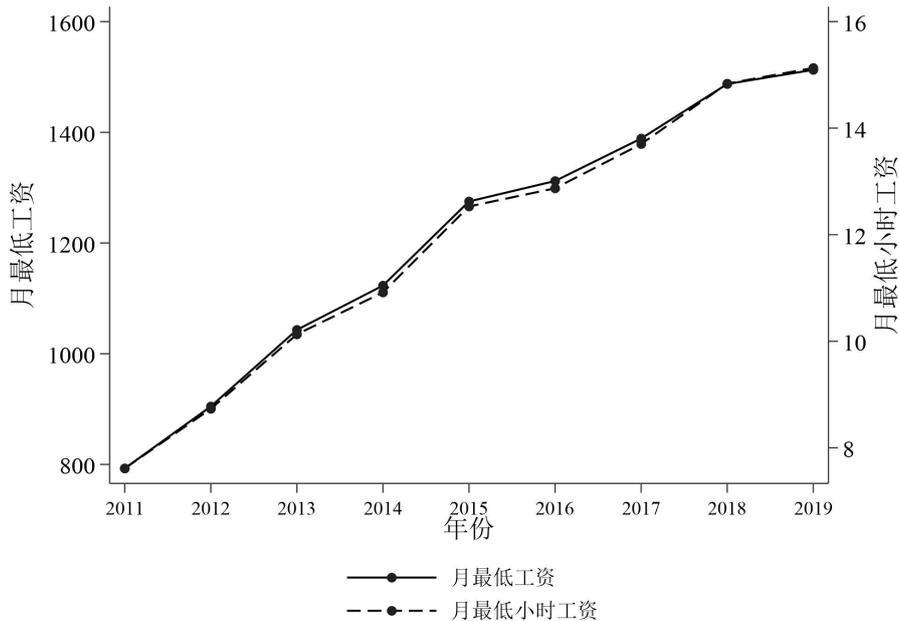


图2 月最低工资和月最低小时工资变化趋势

图3展示了2011-2019年中国机器人行业渗透率和美国机器人行业渗透率的变动趋势。从中可以看出,中国机器人行业渗透率逐年上升,在样本期间,从2011年的5.1274增长到2019年的69.6108,增长幅度巨大,这说明工业机器人在中国的应用越来越广泛。另一方面,通过与美国机器人行业渗透率的比较发现,中国机器人行业渗透率在样本期间均小于美国,这意味着中国工业机器人的应用水平还需进一步提升。与此同时,从美国机器人行业渗透率的变化趋势可以看出,美国与中国的行业机器人渗透率在样本期间的变化趋势十分相近,因此本文将美国行业机器人渗透率作为中国行业机器人渗透率的工具变量。

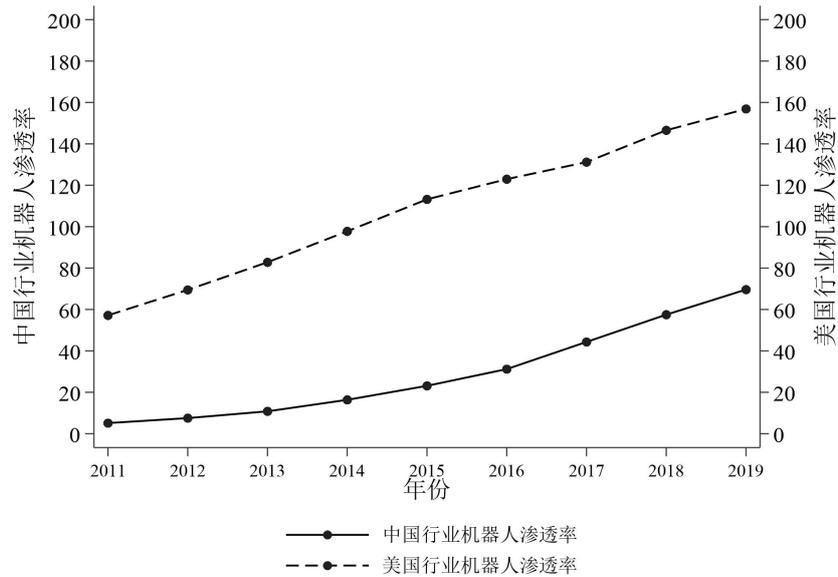


图3 中、美两国行业机器人渗透率变化趋势

## 四、实证结果分析

### (一) 基准结果

#### 1. 最低工资标准上涨与企业避税

本文在跨省份边界城市配对的基础上,实证检验了最低工资标准上涨对企业避税行为的影响,表2报告最低工资与企业避税的基准结果。由于Huang et al. (2014)认为样本中出现的重复观测值应赋予观测值重复数的倒数为权重进行回归。因此,表2第(1)、(2)列为未赋予权重的回归结果,第(3)、(4)列为赋予权重的加权回归结果。并且,第(1)、(3)列和第(3)、(4)列分别为未加入和加入控制变量的结果。结果显示,无论是否进行加权回归、是否加入控制变量,最低工资标准的估计系数均显著为正,这表明随着劳动保护程度的日益上涨,其带来的劳动力成本上升导致企业的税收规避程度也不断提高。本文的这一结论与刘行和赵晓阳(2019)的研究结果相似,但本文更为关注的是,在此背景下,工业机器人应用能否缓解企业激进的避税行为,因此本文在下文中通过在模型中引入机器人,以检验这一经济效应。

表2 最低工资与企业避税

	未加权		加权	
	(1) <i>Btd</i>	(2) <i>Btd</i>	(3) <i>Btd</i>	(4) <i>Btd</i>
<i>lnmw</i>	0.0026** (0.0012)	0.0028** (0.0012)	0.0024** (0.0011)	0.0024** (0.0011)
<i>lnsize</i>		-0.0008** (0.0003)		-0.0007** (0.0003)
<i>debate</i>		0.0001* (0.0001)		0.0000 (0.0000)
<i>finexp</i>		-0.0039 (0.0026)		-0.0026 (0.0019)
<i>growth</i>		-0.0004**		-0.0003

		(0.0002)		(0.0002)
<i>dlds</i>		-0.0014		-0.0007
		(0.0017)		(0.0017)
<i>ROA</i>		0.0050***		0.0038***
		(0.0015)		(0.0012)
<i>HHI</i>		-0.0020		-0.0018
		(0.0024)		(0.0027)
<i>nature</i>		-0.0008		-0.0004
		(0.0006)		(0.0004)
<i>lngdp</i>		-0.0002		-0.0001
		(0.0004)		(0.0004)
<i>lncitywage</i>		0.0005		0.0004
		(0.0005)		(0.0003)
<i>open</i>		-0.0013		-0.0012
		(0.0088)		(0.0114)
<i>gov</i>		-0.0001		-0.0000
		(0.0003)		(0.0003)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7295	7295	7295	7295
R <sup>2</sup>	0.2741	0.2757	0.2203	0.2218

注：括号内数值表示聚类到城市对的标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。后表同

## 2.引入工业机器人

本文关注的重点是，在劳动力成本外生上涨背景下，企业使用机器人能否通过降低劳动力成本，从而缓解企业的避税程度。本文将工业机器人应用引入计量模型中，具体估计结果见表 3。其中，第（1）、（2）列为未赋予权重的回归结果，结果显示，无论是否加入控制变量，最低工资与工业机器人交互项的估计系数均显著为负，这说明，在劳动力成本不断上升的背景下，企业使用工业机器人能够通过“机器换人”降低企业的劳动力成本，从而缓解财务压力，减少企业的避税行为。第（3）、（4）列为加权回归的估计结果。从中可以看出，在赋予权重的加权回归下，最低工资与工业机器人交互项的估计系数仍显著为负，这说明本文的基本结论依然稳健。

表 3 引入工业机器人

	未加权		加权	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Btd</i>	<i>Btd</i>	<i>Btd</i>	<i>Btd</i>
<i>lnmw</i>	0.0031**	0.0032**	0.0030**	0.0030**
	(0.0012)	(0.0013)	(0.0012)	(0.0011)
<i>lnmw×lnrobot</i>	-0.0003***	-0.0002**	-0.0004***	-0.0003**
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
<i>lnrobot</i>	0.0021***	0.0017**	0.0028***	0.0021**
	(0.0008)	(0.0007)	(0.0009)	(0.0009)
<i>lnsize</i>		-0.0007**		-0.0007**
		(0.0003)		(0.0003)

<i>debate</i>		0.0001*		0.0000
		(0.0001)		(0.0000)
<i>finexp</i>		-0.0038		-0.0024
		(0.0026)		(0.0018)
<i>growth</i>		-0.0005**		-0.0003
		(0.0002)		(0.0002)
<i>dlds</i>		-0.0015		-0.0008
		(0.0017)		(0.0017)
<i>ROA</i>		0.0050***		0.0037***
		(0.0015)		(0.0012)
<i>HHI</i>		-0.0018		-0.0014
		(0.0023)		(0.0027)
<i>nature</i>		-0.0007		-0.0003
		(0.0006)		(0.0004)
<i>lngdp</i>		-0.0003		-0.0001
		(0.0004)		(0.0004)
<i>lncitywage</i>		0.0005		0.0004
		(0.0005)		(0.0003)
<i>open</i>		-0.0022		-0.0027
		(0.0089)		(0.0114)
<i>gov</i>		-0.0001		-0.0000
		(0.0003)		(0.0003)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7295	7295	7295	7295
R <sup>2</sup>	0.2741	0.2757	0.2203	0.2218

## （二）内生性检验

虽然本文在跨省份边界城市配对的基础上进行研究,较好的缓解了遗漏变量等因素产生的内生性问题,但本文的结果仍然可能受到其他内生性问题的挑战,例如:最低工资标准上涨会影响企业使用机器人的决策(Fan et al., 2021),这可能会导致本文的估计结果产生偏差。为解决这一问题,本文使用工具变量法进行回归。

首先,本文借鉴王永钦和董雯(2020)的做法,利用美国行业工业机器人数据构造中国制造业企业机器人渗透率的工具变量,具体构造方式如下:

$$Robot\_US_{i,s,t} = \frac{PWP_{i,s,t=2011}}{ManuPWP_{t=2011}} \times \frac{MR_{s,t}^{US}}{L_{s,t=1990}^{US}} \quad (5)$$

其中,  $Robot\_US_{i,s,t}$ 表示以美国行业机器人密度构建的机器人渗透率;  $MR_{s,t}^{US}$ 表示美国  $s$  行业第  $t$  年的工业机器人应用存量;  $L_{s,t=1990}^{US}$ 表示美国  $s$  行业在 1990 年(基期)的就业人数<sup>①</sup>;其余变量含义与式(4)相同。该工具变量的合理性在于:第一,如图 3 所示,虽然美国的工业机器人应用水平领先中国,但美国行业机器人渗透率的变化趋势与中国的变化趋势十分接近。第二,美国作为技术制高点的国家,其机器人应用水平代表行业的技术进步趋势(王永钦和董雯, 2020)。第三,与大多数发达国家相比,美国机器人的应用水平受中国经济的干预较少,更不会直接影响中国企业的避税行为,因此该工具变量满足一定的外生性条件。

<sup>①</sup> 该数据来源于 NBER-CES。

其次，本文借鉴魏下海等（2020）的做法，使用中国机器人主要进口来源国的行业机器人存量的均值替换中国行业机器人存量，构造企业机器人渗透率的工具变量。其理由在于：由于技术等相关因素的限制，中国的工业机器人大部分依赖于进口（Fan et al., 2021），进口来源国主要是美国、日本、德国、瑞典、韩国这五个国家。因此，这五个国家的行业机器人密度会影响我国制造业行业的机器人密度，满足工具变量的相关性假设。另一方面，这五个国家的机器人密度并不会直接影响中国企业的避税行为，也满足了工具变量的外生性假设。该工具变量的构造方式如下：

$$Robot\_Import_{i,s,t} = \frac{PWP_{i,s,t=2011}}{ManuPWP_{t=2011}} \times \frac{MR_{s,t}^{Five}}{L_{s,t=2010}^{CN}} \quad (6)$$

其中， $Robot\_Import_{i,s,t}$ 表示以机器人主要进口来源国的行业机器人密度构建的工具变量； $MR_{s,t}^{Five}$ 表示机器人主要进口来源国行业机器人存量的均值；其余变量与模型（4）相同。

工具变量的回归结果如表4所示，第（1）列是以美国行业机器人密度构建的工具变量的回归结果；第（2）列是以机器人主要来源国行业机器人密度构建的工具变量的回归结果。两阶段最小二乘法（2SLS）的回归结果显示，交互项的估计系数依然显著为负，这说明在考虑了内生性问题后，本文的基本结论依然成立。此外，Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量表明，本文选取的工具变量不存在不可能识别和弱工具变量的问题。

表4 内生性检验

	IV1: $\ln robot\_us$	IV2: $\ln robot\_import$
	(1)	(2)
	$Btd$	$Btd$
$\ln mw$	0.0036*** (0.0012)	0.0033*** (0.0012)
$\ln mw \times \ln robot$	-0.0006*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0002)
$\ln robot$	0.0041*** (0.0012)	0.0030*** (0.0010)
控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
城市对—年份固定效应	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM	17.041***	17.932***
Kleibergen-Paap rk Wald F	163.681	276.348
N	7295	7295

### （三）稳健性检验

#### 1. 替换企业避税度量方式

为排除测量误差的潜在影响，本文使用企业避税的其他测度方式作为被解释变量：一是借鉴许红梅和李春涛（2020）的做法，采用名义所得税率与实际所得税率之差（ $rate\_diff$ ）作为企业避税的代理变量。二是借鉴魏志华和夏太彪（2020）的做法，采用扣除应计利润影响后的会计税收差异（ $DDBtd$ ）作为被解释变量。以上两个变量数据越大，代表企业的避税程度越高。表5第（1）、（2）列的结果显示，当以上两个变量作为被解释变量时，最低工资与机器人交互项的估计系数显著为负，结果与基准回归一致。总的来说，在更换了被解释变量的度量方式后，本文的基本结论依然稳健。

#### 2. 替换机器人度量方式

参考谢杰等（2022）的研究，本文直接使用中国行业层面机器人密度作为机器人应用程度的代理变量，以消除企业层面机器人渗透率的潜在测量误差，表 5 第（3）列报告了估计结果。结果显示，交互项的估计系数依然显著为负，本文的基本结论依然稳健。

### 3.考虑滞后效应

考虑到各地区调整最低工资标准的时间不尽相同，有些城市在年末才对最低工资标准进行调整，且企业面对最低工资标准调整其生产决策具有一定的滞后性（Fan et al., 2021）。因此，本文这里将最低工资做滞后一期处理，并重新构造最低工资与工业机器人的交互项进行回归。表 5 第（4）列的结果显示，在考虑了最低工资的滞后效应后，交互项的估计系数依然显著为负，本文的基本结论仍然成立。

### 4.更换聚类标准误

在基准回归模型中，我们将标准误聚类在城市对层面。为了保证基准回归结果的稳健性，这里我们将标准误分别聚类在城市层面以及城市对一年份层面，回归结果如表 5 第（5）、（6）列所示。在更换了标准误的聚类层次后，最低工资与工业机器人的交互项系数仍然显著为负，依然保证了本文基本结论的稳健性。

表 5 稳健性检验：替换关键变量和更改聚类层次

	更换被解释变量		替换机器人变量	考虑滞后效应	更换聚类标准误	
	(1) <i>rate_diff</i>	(2) <i>DDBtd</i>	(3) <i>btd</i>	(4) <i>btd</i>	(5) <i>btd</i>	(6) <i>btd</i>
<i>lnmw</i>	0.0098* (0.0053)	-0.0943* (0.0511)	0.0025** (0.0010)		0.0030** (0.0012)	0.0030*** (0.0010)
<i>lnmw×lnrobot</i>	-0.0015* (0.0008)	-0.0116* (0.0061)			-0.0003* (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)
<i>lnrobot</i>	0.0105* (0.0062)	0.0760* (0.0402)		0.0018** (0.0008)	0.0021* (0.0012)	0.0021*** (0.0008)
<i>lnmw_rbtind</i>			-0.0006* (0.0004)			
<i>PR_CH</i>			0.0000* (0.0000)			
<i>lnmw_lag</i>				0.0009 (0.0007)		
<i>lnmwlag_rbt</i>				-0.0003** (0.0001)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7295	7118	7295	7262	7295	7295
R <sup>2</sup>	0.2905	0.0513	0.2217	0.2214	0.2251	0.2219

### 5.控制高维固定效应

在本文研究的样本期间，中国颁布了诸多财税政策，这些财税政策可能是影响企业避税行为的重要因素，忽略这些政策可能会导致本文的估计结果产生偏差。并且，考虑到中国的财税政策一般以行业类型来制定，因此本文借鉴刘行和赵晓阳（2019）的做法，在基准模型中加入“行业一年份”固定效应、“行业一地区”固定效应。表 6 第（1）-（3）列的结果显示，在依次加入上述固定效应后，交互项的系数依然显著为负，本文的基本结论仍然存在。

## 6.控制工资抵税效应

由于最低工资标准上升会提高企业的工资支出水平,而企业工资支出的增加会对其实际所得税率产生影响,这可能会导致最低工资标准与企业实际所得税率之间存在机械性的相关关系,从而导致本文的估计产生偏误(刘行和赵晓阳,2019)。为排除这一因素对本文结果的干扰,我们在基准模型中加入企业工资支出这一变量,重新估计基准模型。表6第(4)列结果显示,企业工资支出的估计系数并不显著,且交互项的系数依然显著为负,这说明工资抵税效应并不会影响本文的基本结论。

## 7.更换样本

由于本文使用的是跨省份边界城市对数据集,这会剔除许多其他城市上市公司的样本,尤其是北京、上海等直辖市的上市公司,导致回归时可能会遗漏一部分信息。这里,我们使用了未配对的样本重新进行回归,结果如表6第(5)、(6)列,其中,第五列使用了OLS回归,而第(6)列为使用美国行业机器人构建的工具变量进行回归。结果表明,即使使用了未配对的样本进行回归,交互项的系数依然显著为负,本文的基本结论依然未发生实质性的改变。

表6 其他稳健性检验

	控制高维固定效应			控制工资抵税效应	更换样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>btd</i>	<i>btd</i>	<i>btd</i>	<i>btd</i>	<i>btd</i>	<i>btd</i>
<i>lnmw</i>	0.0035*** (0.0012)	0.0042*** (0.0016)	0.0049*** (0.0018)	0.0030** (0.0012)	0.0004** (0.0002)	0.0048** (0.0022)
<i>lnmw×lnrobot</i>	-0.0004** (0.0002)	-0.0007** (0.0003)	-0.0007** (0.0003)	-0.0003** (0.0001)	-0.0001** (0.0001)	-0.0005** (0.0002)
<i>lnrobot</i>	0.0025** (0.0011)	0.0040** (0.0019)	0.0043* (0.0022)	0.0022** (0.0009)	0.0008* (0.0004)	0.0032** (0.0014)
<i>lnwage</i>				0.0001 (0.0001)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7285	7295	7285	7247	8912	8912
R <sup>2</sup>	0.2175	0.3515	0.3499	0.2206	0.5639	-

## 五、机制检验

本文的理论分析表明,在劳动保护程度日益见长的背景下,工业机器人应用能够通过“机器人换人”降低企业的劳动力成本,从而缓解企业的避税行为。本部分基于理论分析,分别从“资本—劳动的替代效应”、“劳动力成本效应”两个角度揭示其作用机制。

首先,本文检验了最低工资标准上涨是否会提高企业的劳动力成本。现有研究表明,最低工资标准上涨导致企业避税程度增加的核心机制是企业劳动力成本的上升(刘行和赵晓阳,2019)。一般认为,最低工资标准调整对平均工资低于最低工资标准的企业有直接影响,这些企业因法律规定而不得不提高员工的工资水平,从而增加企业的劳动力成本。而对于平均工资高于最低工资标准的企业,虽然最低工资标准调整对这类企业的影响较小,但也有可能通过溢出效应以及社会保险费缴纳下限上升而提高(陆瑶等,2017;刘行和赵晓阳,2019)。因此,本文首先检验各城市最低工资标准调整能否推动企业劳动力成本上升,从而增加企业

的避税程度。参考李磊等（2023）的研究，本文以企业单位收入所付出的劳动力成本（*lnlc*）作为企业劳动力成本的代理变量，估计结果如表 7 第（1）列所示。结果显示，核心解释变量 *lnmw* 的估计系数显著为正，表明最低工资标准上涨显著提高了企业的劳动力成本，从而增加了企业的避税程度。

其次，本文的理论分析表明，工业机器人应用能够通过“替代效应”缓解企业劳动力成本上升的压力，从而减少企业的避税行为。为检验这一渠道，本文先将被解释变量替换为企业月平均工资（*lnmwage*），回归结果见表 7 第（2）列。对于企业月平均工资而言，最低工资与工业机器人的交互项显著为正，这说明企业在使用工业机器人后，进一步增强了最低工资标准上升引发的企业平均薪酬的上涨。这是因为企业使用工业机器人会替代低技能劳动力，同时引进高技能人才，优化企业整体的劳动力结构（李磊等，2023；Humlum，2019）。这也借鉴的反映出企业使用机器人后，发生了较为明显的“资本替代劳动效应”。此外，为进一步考察“资本—劳动的替代效应”，本文借鉴何小钢等（2023）的做法，利用企业固定资产净额与员工总数的比值来考察企业资本替代劳动的程度。表 7 第（3）列的结果显示，交互项的系数显著为正，这表明企业引入工业机器人后，有效增加了企业的人均资本存量，发生了明显的资本替代劳动的现象。

最后，本文将被解释变量替换为单位收入所付出的劳动力成本，以检验企业引入工业机器人后，能否通过降低劳动力成本，缓解企业的避税行为，回归结果如表 7 第（4）列所示。就单位收入下的劳动力成本而言，最低工资与工业机器人的交互项系数显著为负，这说明企业使用机器人后，有效缓解了最低工资标准调整带来的企业劳动力成本上涨的压力。企业使用工业机器人显著增加了企业的生产效率，创造单位收入所付出的劳动成本更少，有助于缓解企业的财务压力，减少企业的避税行为。

表 7 机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnlc</i>	<i>lnmwage</i>	<i>lnkl</i>	<i>lnlc</i>
<i>lnmw</i>	0.0096** (0.0041)	-0.0303 (0.0267)	-0.1653 (0.1943)	0.0131 (0.0123)
<i>lnmw</i> × <i>lnrobot</i>		0.0050** (0.0020)	0.1010*** (0.0342)	-0.0020* (0.0011)
<i>lnrobot</i>		-0.0336** (0.0138)	-0.6631*** (0.2385)	0.0126 (0.0083)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7276	7295	7292	7276
R <sup>2</sup>	0.4290	0.9951	0.8258	0.4289

## 六、异质性分析

### （一）关于劳动密集度与企业产权性质的异质性

#### 1. 企业劳动密集度

各地区最低工资标准的调整旨在保护低收入劳动力，而这些低收入劳动力大多分布在劳动密集型企业。由于低收入劳动力直接受到最低工资标准调整的影响，使得劳动密集型企业的劳动力成本压力较其他企业更大（刘行和赵晓阳，2019）。此外，平均工资水平较高的企业显然受到最低工资制度调整影响的程度更小。因此，本文预期企业使用机器人对劳动密集

型企业避税程度的缓解作用更显著。参考刘行和赵晓阳（2019）的研究，本文使用企业员工总数与营业收入的比值表征企业劳动密集度，并以中位数划分为高、低两组分别回归，结果如表 8 第（1）、（2）列所示。从中可以看出，最低工资与工业机器人交互项的估计系数仅在企业劳动密集度较高的样本中显著为负，而在企业劳动密集度较低的样本中交互项的系数并不显著，这与本文的预期一致。

## 2.企业产权性质

由于国有企业的特殊性，其经济目标并不是为了自身利润最大化，而是具有承担社会责任方面的特殊目标，其避税意识势必会弱于其他非国有企业。因此，劳动力成本外生上涨对国有企业避税行为的影响较小。另一方面，国有企业承担社会就业方面的责任，即使国有企业使用工业机器人也并不会造成低技能群体的失业。因此，本文预期工业机器人应用对企业避税行为的影响仅在非国有企业的样本中更为显著。基于此，本文通过企业的产权性质将样本分别划分为国有企业与非国有企业，分别进行回归，结果如表 8 第（3）、（4）列所示。结果表明，最低工资与工业机器人交互项系数仅在非国有企业的样本中显著为负，而在国有企业的样本中并不显著，这与本文的预期相一致。

表 8 企业劳动密集度与企业产权性质的异质性

	企业劳动密集度		企业产权性质	
	(1) 高	(2) 低	(3) 国有	(4) 非国有
<i>lnmw</i>	0.0054* (0.0031)	0.0030** (0.0012)	-0.0004 (0.0003)	0.0044*** (0.0015)
<i>lnmw×lnrobot</i>	-0.0009*** (0.0003)	-0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0000)	-0.0004* (0.0002)
<i>lnrobot</i>	0.0067*** (0.0022)	0.0005 (0.0010)	-0.0001 (0.0002)	0.0027* (0.0016)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3392	3322	2257	4382
R <sup>2</sup>	0.4105	0.0481	-0.1225	0.2667

## （二）关于企业经营现金流量与经营杠杆的异质性

### 1. 企业经营活动的现金净流量

最低工资上涨带来的劳动力成本的增加，会导致企业面临较大的财务压力。若企业经营活动产生的现金净流量越少，意味着企业单位利润带来的现金流量越少，那么在现金流越短缺的企业中，最低工资上涨带来的财务压力使企业陷入危机的可能性更高，企业的避税行为也会更激进。此时，企业使用机器人带来的降成本效应会显著缓解企业激进的避税行为。基于此，本文以企业经营活动的现金净流量（企业的经营活动产生的现金流量净额与总资产的比值）的中位数为标准将样本分别划分为企业经营活动的现金净流量高、低两组，分别考察机器人避税效应的异质性，表 9 第（1）、（2）列报告了分组回归的结果。结果显示，最低工资与工业机器人交互项的估计系数在企业经营活动的现金净流量较低的样本中显著为负，而在企业经营活动的现金净流量较高的样本中并不显著。

### 2.经营杠杆

企业经营杠杆系数经常被用来衡量企业因成本性态而带来的固有经营风险。一般来说，经营杠杆系数越大，企业营业收入下滑对利润下降的影响程度越大，从而企业陷入经营危机

的可能性越大。因此，最低工资标准上涨带来的企业成本的增加，可能会使经营杠杆系数更大的企业陷入财务危机，导致避税行为的产生（刘行和赵晓阳，2019）。进一步地，工业机器人通过降低成本缓解企业避税行为应在经营杠杆系数更高的样本中更明显。鉴于此，本文以企业经营杠杆系数的中位数为标准，将样本分别划分为经营杠杆系数高、低两组，估计结果见表9第（3）、（4）列。结果显示，最低工资与机器人交互项的估计系数仅在经营杠杆系数更高的样本中更显著，这与本文的预期一致。

表9 企业经营现金流量与经营杠杆的异质性

	企业经营现金流量		经营杠杆	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高	低	高	低
<i>lnmw</i>	-0.0002 (0.0008)	0.0030*** (0.0010)	0.0028 (0.0020)	0.0008 (0.0012)
<i>lnmw×lnrobot</i>	-0.0001 (0.0003)	-0.0007** (0.0003)	-0.0005** (0.0002)	0.0002 (0.0002)
<i>lnrobot</i>	0.0007 (0.0017)	0.0050** (0.0025)	0.0033** (0.0013)	-0.0014 (0.0013)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3308	3287	3232	3246
R <sup>2</sup>	0.1138	0.3117	0.3771	0.0284

### （三）关于成本转嫁能力与企业地理位置的异质性

#### 1.成本转嫁能力

本文的理论及实证分析表明，最低工资影响企业避税行为的主要原因在于，最低工资标准调整会直接影响企业的劳动力成本，增加企业的财务压力。那么，如果企业有能力将最低工资上涨带来的成本压力进行转移，则企业的避税程度也随之降低。因此，本文预期工业机器人缓解最低工资上涨的避税效应旨在成本转嫁能力较低的行业中更显著。基于此，我们根据企业所在行业的赫芬达尔指数的中位数进行分组，以考察成本转嫁能力的异质性。表10第（1）、（2）列的结果显示，机器人缓解最低工资上涨的避税效应仅在市场集中度较低的样本中更为显著，这与本文的预期相一致。

#### 2.企业地理位置

本文根据企业所在的地理位置，将样本划分为东、中、西部企业，以考察机器人缓解最低工资上涨的避税效应的区位异质性，结果见表10第（3）-（5）列。结果显示，最低工资与机器人交互项的估计系数仅在东部企业的样本中显著为负，而在中、西部的样本中并不显著。这表明，工业机器人缓解最低工资上涨的避税效应仅出现在东部地区，而在其他地区并不明显。可能的原因在于，中、西部地区的政府可能会为了维稳就业率、促进了经济增长的经济目标，对企业的生产经营决策进行干预（孔高文等，2020）。换言之，即使机器人使用机器人也很难替代劳动力，从而造成工业机器人的避税效应并不明显。

表10 成本转嫁能力与企业地理位置的异质性

	成本转嫁能力		企业地理位置		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	强	弱	东部	中部	西部
<i>lnmw</i>	0.0012	0.0058*	0.0084	-0.0006	-0.0011

	(0.0016)	(0.0030)	(0.0050)	(0.0009)	(0.0020)
<i>lnmw</i> × <i>lnrobot</i>	0.0002	-0.0016**	-0.0005*	-0.0000	-0.0000
	(0.0001)	(0.0007)	(0.0003)	(0.0001)	(0.0001)
<i>lnrobot</i>	-0.0009	0.0108**	0.0031*	0.0001	0.0001
	(0.0007)	(0.0046)	(0.0018)	(0.0005)	(0.0007)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3294	3263	4078	2053	830
R <sup>2</sup>	0.4708	0.0814	0.2529	0.3742	0.2099

## 七、拓展分析

现有研究表明，劳动保护日益增强的背景下，企业的避税行为能够带来企业价值的提升以及经营风险的下降（刘行和赵晓阳，2019）。然而，工业机器人的出现能够通过替代低技能劳动力，从而缓解劳动力成本上升导致的现金流短缺问题。因此，企业引入工业机器人不仅能够缓解企业的避税行为，而且能够以替代避税行为取得企业价值的提升和经营风险的下降。为考察这一问题，本建立了如下计量模型：

$$TQ/OR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 lnmw_{c,t} + \alpha_2 lnmw_{c,t} \times lnrobot_{i,t} + \alpha_3 lnrobot_{i,t} + \alpha_4 X_{i,c,t} + \delta_i + \sigma_{p,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中，*TQ* 表示企业的市场价值，采用 *TobinQ* 指数作为代理变量，其计算方式为：*TobinQ* =（股票总市值+负债的账面价值）/总资产的账面价值。*OR* 表示企业的经营风险。本文借鉴李建军和韩珣（2019）的研究，采用 *Atlman* 提出的 *Z* 指数作为企业经营风险的代理变量。计算方式为：*Z\_score* = 1.2×营运资金/总资产+1.4×留存收益/总资产+ 3.3×息税前利润/总资产+0.6×股票总市值/负债账面价值+ 0.999×销售收入/总资产。*Z* 指数越大，表明企业陷入财务危机的可能性越小，企业的经营风险越小。为了方便讨论，本文将 *Z* 指数取负数，该指标越大，说明企业经营风险越高。

从企业价值的角度来看：首先，本文考察了企业避税行为对市场价值的影响。表 11 第（1）列的结果显示，企业避税的交互项系数显著为正，企业的避税行为会带来企业市场价值的提升，这与现有文献的研究相一致（刘行和赵晓阳，2019）。其次，本文考察了在劳动力成本日益上升的背景下，企业引入工业机器人对其市场价值的影响。第（2）列的结果显示，交互项的估计系数显著为正，这说明工业机器人的使用能够显著提升企业的市场价值。这一结果同样表明，企业通过引入工业机器人能够代替避税行为以缓解财务压力，进而取得市场价值更大的提升。最后，我们将样本以企业避税程度的中位数为标准，将样本分别划分为避税程度高、低两组。第（3）、（4）列的结果显示，企业使用工业机器人带来的市场价值提升在避税程度更高的样本中更显著，这再次印证了工业机器人应用会代替避税行为以获得更高的经营绩效。

表 11 拓展分析：企业价值

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>TQ</i>	<i>TQ</i>	避税程度高	避税程度低
<i>Btd</i>	0.4436*** (0.1654)			
<i>lnmw</i> × <i>lnrobot</i>		0.0011* (0.0006)	0.0017** (0.0007)	0.0004 (0.0010)
<i>lnmw</i>		0.0014	-0.0043	-0.0029

		(0.0035)	(0.0053)	(0.0079)
<i>lnrobot</i>		-0.0076**	-0.0114**	-0.0040
		(0.0038)	(0.0050)	(0.0067)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7069	7069	3185	3197
R <sup>2</sup>	0.7975	0.7975	0.6806	0.8052

同样的，从企业经营风险的角度来看：表 12 第（1）列的结果表明，企业的避税行为能够缓解由劳动力成本带来的经营风险的升高。但当企业引入工业机器人后，第（2）列的结果显示，最低工资与工业机器人的交互项显著为负，这说明企业使用工业机器人能够有效缓解劳动力成本上升带来的经营风险，同时也表明，在劳动保护日益上涨的背景下，工业机器人的使用能够代替避税行为以应对劳动力成本颇高带来的经营风险问题。第（3）、（4）列的结果显示，在避税程度高的样本中，企业使用工业机器人以降低经营风险的效应更为显著，这再次表明了机器人与避税行为之间的替换效应。

表 12 拓展分析：企业经营风险

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OR	OR	避税程度高	避税程度低
<i>Btd</i>	-0.6366*			
	(0.3665)			
<i>lnmw×lnrobot</i>		-0.0024*	-0.0101***	0.0024
		(0.0014)	(0.0023)	(0.0025)
<i>lnmw</i>		-0.0290	0.0066	-0.0551
		(0.0265)	(0.0180)	(0.0391)
<i>lnrobot</i>		0.0148	0.0651***	-0.0173
		(0.0094)	(0.0152)	(0.0169)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市对一年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	7053	7053	3182	3179
R <sup>2</sup>	0.7244	0.7248	0.7920	0.7064

## 八、结论

维护税收制度权威是保障一国国家治理能力的重要基础，也是实现共同富裕目标的有力支撑。本文利用中国制造业上市公司数据、城市统计数据以及手工整理的各城市最低工资数据，利用跨省份边界城市配对的方法构建企业层面数据集，将最低工资、机器人与企业避税纳入统一的分析框架，从理论和实证两方面探讨了自动化背景下，最低工资标准上涨对企业避税行为的影响。研究发现：第一，在缓解内生性问题的基础上，最低工资标准上涨导致的劳动力成本升高会促使企业选择避税行为来增加现金流，以缓解财务压力。进一步分析表明，企业引入工业机器人后，企业激进的避税行为会有所缓解。这一结论在经过工具变量法、替换变量等一系列稳健性检验后依然成立。第二，本文从成本效应的角度，检验了工业机器人应用缓解企业避税行为的机制。实证分析表明，虽然最低工资标准上涨会提高企业的

劳动力成本,但工业机器人的引入会替代一部分低技能劳动力,同时降低企业单位收入所付出的劳动力成本,从而缓解最低工资引发的避税行为。第三,异质性分析表明,工业机器人缓解劳动力成本上升的避税效应在一些更容易受到工业机器人影响的企业(劳动密集度高、非国有企业)、遭遇负面冲击时更有可能陷入危机的企业(经营活动产生的现金净流量较少、经营杠杆系数高的企业)以及成本转嫁能力高的行业和东部企业中影响更为显著。第四,拓展分析表明,在劳动保护日益增强的背景下,企业使用工业机器人能够代替避税行为以应对劳动力成本带来的财务压力,从而带来企业价值的进一步提升和经营风险的进一步下降。

基于上述研究结论,本文具有如下政策启示:第一,优化最低工资标准制度,兼顾企业发展。政策制定者应根据各地区实际经济发展情况,考虑最低工资标准上涨带来的企业财务压力和结构优化收益,制定合理的最低工资调整幅度。既要保障低收入群体的基本生活,也要兼顾企业的稳定经营。第二,大力发展人工智能经济,促进制造业自动化。自动化生产已成为全球制造业发展不可逆的趋势,工业机器人的使用能够大幅降低企业的生产成本,并促进生产率的提高。但是,目前我国工业机器人大部分依赖于进口,本文制造机器人的技术相对较弱,且制造的工业机器人大多处于低端领域(李磊等,2021)。因此,一方面,政府要做好引导工作,出台相关的优惠政策,鼓励企业在生产中引入工业机器人,提升我国制造业的竞争力;另一方面,政府应对研发、制造工业机器人的企业进行补贴,同时加强校企合作,提升工业机器人的研发技术水平,促进我国工业机器人自主研发能力的提高,攀登世界自动化的高峰。第三,鼓励工人参与再培训,完善失业保障制度。工业机器人应用不可避免地会替代一部分低技能劳动力,因此政策制定者应制定和完善下岗工人再培训制度,提高低技能劳动力对自动化生产的适应能力。同时,由于工业机器人的替代效应,低技能劳动力被替代后会进入短暂的失业期,为维持这部分劳动力在摩擦性失业期间的生活保障,政府应积极完善相关的失业保障制度。

#### 参考文献:

- [1] 陈德球,陈运森,董志勇.政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避[J].管理世界,2016(05):151-163.
- [2] 陈昊,闫雪凌,朱博楷.机器人使用影响污染排放的机制和实证研究[J].中国经济问题,2021(05):126-138.
- [3] 邓明.劳动力成本上升是否引致了企业所得税实际税率的变动[J].财贸经济,2022,43(08):88-104.
- [4] 何小钢,朱国悦,冯大威.工业机器人应用与劳动收入份额——来自中国工业企业的证据[J].中国工业经济,2023(04):98-116.
- [5] 何宇,陈珍珍,张建华.人工智能技术应用与全球价值链竞争[J].中国工业经济,2021(10):117-135.
- [6] 李建军,韩珣.非金融企业影子银行化与经营风险[J].经济研究,2019,54(08):21-35.
- [7] 李磊,马欢,徐刚.最低工资、机器人使用与企业退出[J].世界经济,2023,46(01):121-145.
- [8] 李磊,王小霞,包群.机器人的就业效应:机制与中国经验[J].管理世界,2021,37(09):104-119.
- [9] 刘行,赵健宇,叶康涛.企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析[J].管理世界,2017(10):113-129.DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2017.10.010.

- [10] 刘行,赵晓阳.最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税?[J].经济研究,2019,54(10):121-135.
- [11] 刘璐,杨明辉.社会保险缴费压力与企业避税行为:促进还是抑制?[J].保险研究,2022(04):111-127.DOI:10.13497/j.cnki.is.2022.04.008.
- [12] 孔高文,刘莎莎,孔东民.机器人与就业——基于行业与地区异质性的探索性分析[J].中国工业经济,2020(08):80-98.
- [13] 陆瑶,施新政,刘璐瑶.劳动力保护与盈余管理——基于最低工资政策变动的实证分析[J].管理世界,2017(03):146-158.
- [14] 马双,张劼,朱喜.最低工资对中国就业和工资水平的影响[J].经济研究,2012,47(05):132-146.
- [15] 綦建红,张志彤.机器人应用与出口产品范围调整:效率与质量能否兼得[J].世界经济,2022,45(09):3-31.
- [16] 尚贵达,景明禹,王志伟.环境规制与企业避税行为——基于新《环境保护法》实施的证据[J].当代财经,2023(04):41-54.
- [17] 盛丹,卜文超.机器人使用与中国企业的污染排放[J].数量经济技术经济研究,2022,39(09):157-176.
- [18] 王林辉,胡晟明,董直庆.人工智能技术会诱致劳动收入不平等吗——模型推演与分类评估[J].中国工业经济,2020(04):97-115.DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2020.04.005.
- [19] 王小霞,李磊,蒋殿春.最低工资上升是否会加速工业企业自动化?——来自中国机器人进口的思考[J].当代经济科学,2021,43(03):32-43.
- [20] 王永钦,董雯.机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J].经济研究,2020,55(10):159-175.
- [21] 魏下海,张沛康,杜宇洪.机器人如何重塑城市劳动力市场:移民工作任务的视角[J].经济学动态,2020(10):92-109.
- [22] 魏志华,夏太彪.社会保险缴费负担、财务压力与企业避税[J].中国工业经济,2020(07):136-154.
- [23] 谢杰,过重阳,陈科杰等.最低工资、工业自动化与技能溢价[J].中国工业经济,2022(09):102-120.
- [24] 许红梅,李春涛.社保费征管与企业避税——来自《社会保险法》实施的准自然实验证据[J].经济研究,2020,55(06):122-137.
- [25] 叶康涛,刘行.公司避税活动与内部代理成本[J].金融研究,2014(09):158-176.
- [26] 余玲铮,魏下海,孙中伟等.工业机器人、工作任务与非常规能力溢价——来自制造业“企业—工人”匹配调查的证据[J].管理世界,2021,37(01):47-59+4.
- [27] 邹红,肖翰,宋泽等.最低工资、成本价格传递与家庭真实福利效应[J].经济研究,2023,58(06):173-189.
- [28] Acemoglu D, Restrepo P. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American economic review, 2018, 108(6): 1488-1542.
- [29] Acemoglu D, Restrepo P. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. Journal of political economy, 2020, 128(6): 2188-2244.
- [30] Autor D H, Levy F, Murnane R J. The skill content of recent technological change: An empirical exploration[J]. The Quarterly journal of economics, 2003, 118(4): 1279-1333.
- [31] Bartik T J. Who benefits from state and local economic development policies?[J]. 1991.
- [32] Desai M A, Dharmapala D. Corporate tax avoidance and high-powered incentives[J]. Journal

- of financial Economics, 2006, 79(1): 145-179.
- [33] Dube A, Lester T W, Reich M. Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties[J]. *The review of economics and statistics*, 2010, 92(4): 945-964.
- [34] Edwards A, Schwab C, Shevlin T. Financial constraints and cash tax savings[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91(3): 859-881.
- [35] Fan H, Hu Y, Tang L. Labor costs and the adoption of robots in China[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021, 186: 608-631.
- [36] Goh B W, Lee J, Lim C Y, et al. The effect of corporate tax avoidance on the cost of equity[J]. *The Accounting Review*, 2016, 91(6): 1647-1670.
- [37] Huang Y, Loungani M P, Wang G. Minimum wages and firm employment: Evidence from China[M]. *International Monetary Fund*, 2014.
- [38] Huang G, He L Y, Lin X. Robot adoption and energy performance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *Energy Economics*, 2022, 107: 105837.
- [39] Krenz A, Prettnner K, Strulik H. Robots, reshoring, and the lot of low-skilled workers[J]. *European Economic Review*, 2021, 136: 103744.
- [40] Xiao X Y, Xiang B L. The impact of minimum wage policy on wages and employment in China[C]//2009 International Conference on Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering. *IEEE*, 2009, 2: 102-105.

## Exogenous rise in labor costs, the use of robots and corporate tax avoidance

**Abstract:** Improving the tax collection and administration system, maintaining the authority of the tax system, and alleviating the tax evasion behavior of enterprises through various ways are strong supports to promote common prosperity. This paper constructs a dataset of Chinese manufacturing listed companies across provinces and cities, combines the minimum wage standard and IFR robot data, and integrates the minimum wage, robot application and corporate tax avoidance into a unified analytical framework to study the impact of industrial robots on corporate tax avoidance in the context of increasing labor protection. The results show that the rise of minimum wage leads to aggressive tax avoidance by enterprises, and the use of industrial robots can effectively alleviate the tax avoidance behavior of enterprises. This result is still valid under a series of robustness tests. At the same time, industrial robots have alleviated the tax avoidance effect caused by the rise of the minimum wage to a certain extent through the cost effect. Further research found that in some enterprises that are more vulnerable to industrial robots (labor-intensive, non-state-owned enterprises), enterprises that are more likely to fall into crisis when they encounter negative shocks (enterprises that generate less net cash flow from operating activities and have high operating leverage), and industries with high cost pass-through capacity and enterprises in the East, industrial robots have a more significant impact on the tax avoidance effect of rising labor costs. The findings of this paper are helpful to improve the efficiency of tax collection and administration, reduce the burden of enterprises, and provide a path reference for all people to achieve the goal of common prosperity.

**Key words:** Minimum wage standard; Robot application; Corporate tax avoidance; Cost effect