

工业机器人的应用如何影响劳动时长? ——来自微观个体的证据

邹艳君, 黄凌云, 张超, 叶丹

(重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘要:中国劳动者平均劳动时长处于较高水平, 工业机器人的应用对于这一现象是雪中送炭还是雪上加霜呢? 文章基于 2010—2018 年中国家庭追踪调查数据, 匹配地区工业机器人安装密度数据, 运用 Probit 模型进行实证分析。研究结果发现, 工业机器人的应用显著提高了中国劳动者的超时工作概率。机制分析表明, 工业机器人的应用通过收入激励机制提高了劳动者超时工作概率, 尤其对低收入劳动者的影响更为显著, 而提高最低工资标准能有效缓解工业机器人的超时工作效应; 此外, 工业机器人应用所引发的岗位替代压力显著提高了劳动者超时工作概率, 岗位被替代可能性较高以及社会保障水平较低的劳动者受到的影响更为显著。进一步探讨劳动时长差异现象的结果显示, 工业机器人的应用扩大了劳动时长差距, 将会导致低技能劳动者相对高技能劳动者平均每周多工作 0.491 小时。文章的研究对数字经济时代平衡人工智能技术应用与劳动者福祉保障, 促进高质量就业和共同富裕具有重要意义。

关键词:工业机器人; 劳动时长; 超时工作; 劳动时长差距

中图分类号:F245 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)09-0049-15

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.20250515.301

一、引言

根据《中华人民共和国劳动法》第三十六条, 中国实行劳动者每日工作时间不超过八小时、平均每周工作时间不超过四十四小时的工时制度。然而, 近年来以“996”工作制为代表的超时工作问题成为各界关注焦点。《中国劳动统计年鉴》数据显示, 在 2010 年至 2022 年期间, 中国劳动者平均周劳动时长在 46.6 小时; 中国家庭追踪调查数据库(CFPS)的数据显示, 中国劳动者平均周劳动时长已超过 50 小时(见图 1^①)。此外, 不同类型的劳动者之间存在较为显著的劳动时长差距, 低技能劳动者周均劳动时长明显高于高技能劳动者(差距达 6.51~9.04 小时, 见图 2^②)。

收稿日期:2025-05-26

基金项目:重庆市教育委员会人文社科重点基地项目(22SKJD005);中央高校基本科研业务费(2024CDJSKPT13)

作者简介:邹艳君(1997-),女,江西抚州人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生;

黄凌云(1971-)(通讯作者),女,重庆涪陵人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师;

张超(1992-),女,重庆万州人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生;

叶丹(1992-),女,安徽安庆人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生。

^① 图 1 中劳动时长数据分别来自《中国劳动统计年鉴》和 CFPS 数据库。本文在统计 CFPS 数据库中的劳动时长数据时删除了周劳动时长小于 24 小时的非全日制工作样本以及高于 90 小时的异常值样本。本文测算结果显示, CFPS 数据库样本平均劳动时长高于《中国劳动统计年鉴》中的数值, 这可能是因为删除了 CFPS 数据库中的非全日制工作样本。

^② 图 2 中劳动时长相关数据来源于 CFPS 数据库, 参考王永钦和董雯(2023)的研究, 本文将受教育程度在大专及以上的就业人口定义为高技能劳动者, 大专以下的就业人口定义为低技能劳动者。

劳动时长过长会严重损害劳动者身心健康与生活幸福感,不利于社会可持续发展。中国各级政府采取了多项措施以缓解劳动时长过长的问题。2022年,北京市人社局发布《关于进一步做好工时和休息休假权益维护工作的通知》,随后山东、安徽、河南、广西、青海、湖南、湖北、江西等省份也纷纷开展超时加班集中排查整治。^①2025年中国政府工作报告首次将综合整治“内卷式”竞争列为重点任务。2025年3月16日,中国印发《提振消费专项行动方案》,进一步强调,要依法保障劳动者休息休假权益,不得违法延长劳动者工作时间。

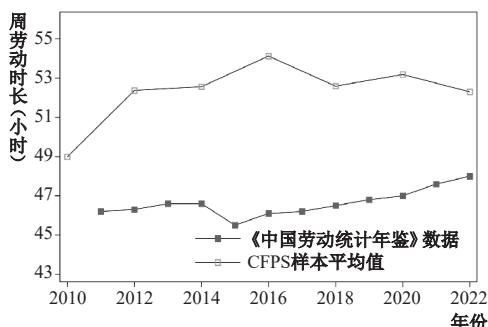


图1 中国劳动者周均劳动时长

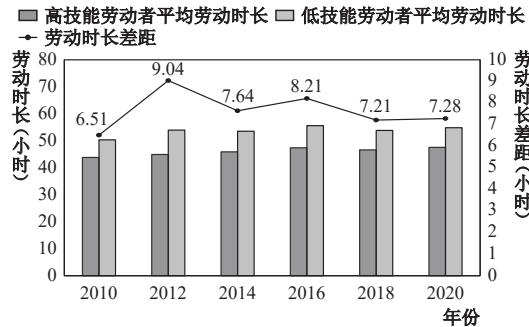


图2 高低技能劳动者周劳动时长与差距

在人工智能技术飞速发展和人口红利逐渐减弱的背景下,工业机器人在中国得到了广泛的应用。根据国际机器人联合会(IFR)的数据,自2013年起中国已经成为全球工业机器人保有量最大的国家,2023年保有量超过175万台,同比增长17%。^②工信部2023年印发的《“机器人+”应用行动实施方案》提出,“到2025年,制造业机器人密度较2020年实现翻番,服务机器人、特种机器人行业应用深度和广度显著提升……”。工业机器人具有高度自动化与智能化、高生产效率与易用性等优势,能够代替人工完成多项生产任务。那么,工业机器人的广泛应用能否减轻劳动者工作负担,缓解中国劳动者的超时工作问题呢?从实践来看,随着工业机器人安装量的飞速增长,中国劳动者的周均劳动时长并未减少,反而呈总体上升趋势。工业机器人的应用有助于提高劳动效率,为何未能缓解中国劳动者劳动时长过长的问题呢?

工业机器人对劳动力市场的冲击可能影响劳动者的劳动时长。工业机器人的应用改变了劳动力市场的供求状态,既可能通过推动产业规模扩张与新产业生态的形成而创造大量新岗位(王晓娟等,2022);也可能在一些单调、繁复和长时间的工作中替代人类,引发“机器换人”,^③并推动就业岗位的结构性变迁(王林辉等,2023)。因此,部分劳动岗位可能出现供大于求的现象,劳动者迫于岗位替代压力而提高劳动时长。此外,根据劳动供给理论,收入是影响劳动时长的重要因素。一方面,工业机器人会影响劳动者收入;另一方面,其能通过提高技能溢价影响劳动者相对收入(Hémous 和 Olsen, 2022; 许健等, 2022),这将对劳动时长产生深刻影响。现有文献主要从就业与收入方面探讨了工业机器人对劳动者的影响(Acemoglu 和 Restrepo, 2020; 王晓娟等, 2022; 王永钦和董雯, 2023; 毛日昇, 2024),忽略了超时工作这一会严重影响劳动者福利的维度。

值得注意的是,在工业机器人的冲击下,低技能劳动者相对于高技能劳动者在就业机会与收入分配上都可能处于劣势地位(姜琪等,2024)。这是否意味着低技能劳动者在劳动时长选择

^① 来源为中国新闻网2022年3月29日的报道“对‘996’说不!整治超时加班,国家出手了!”,详见 <https://news.cctv.com/2022/03/29/ARTIcERLYhQgRuvBMN5WR1hS220329.shtml>。

^② 数据来源于国际机器人联合会(IFR)发布的《2024世界机器人报告》。

^③ 麦肯锡全球研究院指出,到2030年全球将有4亿—8亿人的工作被机器人取代,中国将会有31%的工作时间被自动化(MGI, 2017)。

上更为被动?工业机器人是否会扩大高低技能劳动者之间的劳动时长差距呢?为回答这些问题,本文拟基于2010—2018年中国家庭追踪调查数据,匹配地区工业机器人安装密度数据,探讨工业机器人应用对中国劳动者超时工作与劳动时长差距的影响,并从收入激励效应与岗位替代压力两方面探讨内在机理。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面:其一,从超时工作与劳动时长差距的角度探讨工业机器人的影响,丰富了工业机器人微观效应的相关研究。现有文献主要从就业与收入等方面探讨工业机器人对微观个体的影响,忽略了超时工作这一重要维度。其二,本文从收入激励与岗位替代压力两方面深入剖析工业机器人对超时工作的影响机制,为在人工智能革命浪潮下理解劳动时长过长现象,推动高质量就业和共同富裕提供了新思路。其三,本文对高低技能劳动者劳动时长差距现象进行了剖析,发现工业机器人提高了超时工作概率,扩大了劳动时长差距,丰富了劳动时长相关研究。现有研究在探讨超时工作的成因时往往忽略了技术进步的影响,并且对劳动时长差距的关注不足。

二、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

超时工作的影响因素可分为宏观因素与微观因素两部分。其中,宏观因素包括城乡医保统筹、劳动合同法与最低工资标准等宏观政策因素(刘庆玉,2015;郭凤鸣和张世伟,2018;李勇辉等,2022)以及出口冲击(叶迪和史青,2023)等劳动力市场供需变动因素;微观因素包括工资率提升(郭凤鸣,2022)、相对收入(Schalembier等,2019)、健康水平、就业稳定性和家庭压力(秦立建等,2012)等。但鲜有研究探讨技术进步对超时工作的影响。凯恩斯曾预言,随着技术进步与资本积累,未来人们只需要每周工作15小时即可满足劳动力需求,但随着中国工业机器人安装数量的飞速增长,中国劳动者的周劳动时长并未出现明显的降低趋势。此外,中国也存在较为明显的劳动时长差异现象,大量研究发现,相比其他类型的劳动力,农民工劳动时长显著过长(董延芳等,2018;卢文秀和吴方卫,2023)。部分文献对不同群体之间的劳动时长差异进行了初步探讨,如杨菊华(2011)、叶迪和史青(2023)分别探讨了流动—本地人口劳动时长差异和技术—非技术劳动者劳动时长差异,但鲜有研究关注工业机器人的应用如何影响劳动时长差距。

现有文献对工业机器人如何影响微观个体的研究结论存在分歧,部分学者发现工业机器人的应用有利于促进就业(林欣和李春顶,2023),降低体力劳动强度和工伤率(Gihleb等,2022),提升劳动者收入(姜琪等,2024),缩小性别收入差距(Anelli等,2024);另一部分学者则发现工业机器人会导致更多的非正规就业(Brambilla等,2023),带来严峻的“机器换人”与就业极化问题(Acemoglu和Restrepo,2020;Dixon等,2021),提高技能溢价(Hémous和Olsen,2022),加剧收入与财富不平等(Moll等,2022)。可以看出,工业机器人的应用并不一定有利于个体福利水平的提升,超时工作会严重损害劳动者福利,但现有文献对于工业机器人的应用如何影响超时工作以及劳动时长差异缺乏深入细致的探讨与关注。

目前,仅有少部分文献从就业效应的角度考察了工业机器人劳动时长的影响。Graetz和Michaels(2018)以劳动时长作为就业的代理指标,发现工业机器人对总体就业影响不显著,但降低了低技能劳动者的劳动时长占比。周广肃等(2021)探讨了智能化对就业广度与就业强度(以劳动时长度量)的影响,发现工业机器人的应用增加了在职劳动力的工作时长。与本文研究主题最为接近的是李小瑛和张宇平(2023)的研究,该文强调放宽工作时长同质性假设以充分认识工业机器人的就业效应,并使用2021年广东省“企业—员工”匹配调查数据进行分析,发现机器

人的使用延长了员工日工作时间以及周工作时间。上述文献都涉及了工业机器人对劳动时长的影响,但仅将劳动时长作为就业的一个维度,相关分析也只涉及工业机器人对就业的影响,忽略了劳动者超时工作的微观成因。超时工作严重损害劳动者福利,探讨工业机器人对超时工作的影响,有利于将工业机器人就业效应的相关研究延伸至劳动者福利视角。

综上所述,工业机器人与超时工作的现有文献已十分丰富,为本文研究提供了丰厚的理论基础与实证证据,但鲜有文献对工业机器人如何影响超时工作展开全面深入的探讨。一方面,工业机器人对劳动力市场影响的相关研究大多从就业与收入两方面着手,而忽略了超时工作这一与劳动者福利密切相关的重要维度;另一方面,现有超时工作相关研究往往忽略了技术进步的潜在影响,对劳动时长差异的关注度不足。因此,本文旨在将工业机器人的微观效应研究延伸至超时工作,探讨工业机器人对超时工作与劳动时长差异的影响。

(二) 理论分析

超时工作既与客观的劳动力市场供需状态有关,也与劳动者对就业形势的主观感知以及对收入和闲暇的偏好有关。从工业机器人对劳动力需求的影响来看,目前学术界对当前中国工业机器人的应用是增加了就业还是减少了就业并无定论,即使只讨论制造业就业情况,也存在不一样的结论。例如,林欣和李春顶(2023)发现,国内机器人的应用会促进地区制造业劳动力就业;王晓娟等(2022)认为,现阶段机器人应用对就业的影响更多表现为负向的替代效应。因此,不能单一地以工业机器人的就业效应来判断其对超时工作的影响,还需在分析企业应对劳动力需求变化手段的基础上,结合劳动者对超时工作的主观意愿进行深入探讨。

从企业的角度来看,当工业机器人的应用导致企业对劳动力的需求发生改变时,企业主要有两种应对手段:调整雇佣人数或者调整工时。但现实情况是,当企业劳动力需求增长时,企业往往倾向于增加员工的平均工时,而非增加雇佣;当劳动力需求降低时,企业往往倾向于减少雇佣,而非减少平均工时。这是因为,企业雇佣员工通常需要支付“准固定”成本,即与劳动时长没有直接关系的成本,如员工培训、社会保险、交通津贴、员工福利费等,准固定成本的存在往往使得调整雇佣数量优于变动工作时间(李红涛,2012)。缩短工时意味着企业生产成本的相对提高,因此企业更偏好高工时。从劳动者的角度来看,当工业机器人带来正向的就业效应时,劳动力需求增长带动工资提升,部分劳动者可能愿意增加劳动时长以提高收入。当工业机器人带来负向的就业效应时,一方面,由于工资刚性的存在,劳动者往往不愿意接受减少薪酬而减少工时;另一方面,在“机器换人”的压力下,出于对就业前景的担忧,劳动者也不愿意减少工时,进而导致失业与加班共存的局面。因此,在企业高工时偏好的现实背景下,中国劳动者主动或被动地提高劳动时长,形成了劳动时长较长的现实情况。已有学者发现工业机器人的应用提升了劳动时长(李小瑛和张宇平,2023)。综合上述分析,本文提出假说 1:工业机器人的应用可能会提高中国劳动者的超时工作概率。

接下来,如图 3 所示,本文将参考 Acemoglu 和 Restrepo(2018)、Graetz 和 Michaels(2018)等提出的创造效应与替代效应理论,基于工业机器人对劳动力需求影响的理论框架,并结合劳动供给理论与超时工作微观成因的相关研究,详细分析工业机器人影响超时工作的微观机制。

创造效应指的是工业机器人的应用可能催生一批新岗位进而增加就业(李磊等,2021)。新岗位的涌现,一方面源于技术进步催生的新产业、新业态及其对新兴岗位需求的直接驱动;另一方面得益于生产率提升与产品价格下降引发的产业规模扩张效应,进而推动了部分现有岗位需求的增长。在劳动供给不变的情况下,劳动需求增长将推动劳动工资的提升。工业机器人带来的劳动生产率的提升也将促进收入增长(陈东和秦子洋,2022)。大量文献证实中国工业机器人的应用提升了中国劳动者的收入(许健等,2022;姜琪等,2024)。工业机器人引起的收入提升

将激励劳动者增加劳动供给,延长劳动时间。卢文秀和吴方卫(2023)发现,在自愿加班的农民工中,以获取更高收入为主要目的的占65.99%,这说明收入激励是劳动者超时工作的关键原因之一。

根据劳动供给理论,劳动供给往往呈现随着工资率的上升先增加后逐渐减少的特征,即在工资率较低时,劳动者愿意工作更长时间以换取更高的收入;随着工资率水平的提高,工资率的增长对劳动供给的正向影响会越来越弱,当工资率提高至劳动供给曲线后弯部分时,劳动者开始更重视闲暇时间的价值,劳动供给量开始减少。相对于高收入群体,同等的工资增幅对低收入群体劳动时长的提升作用更强。因此,本文提出假说2:工业机器人可能通过收入激励机制提高超时工作概率,在低收入劳动者群体中,工业机器人的超时工作效应更显著。

替代效应指的是工业机器人可能直接替代部分现有劳动岗位。工业机器人具备可自动控制、可重复编程、生产效率与安全性高、多功能等优势,被广泛应用于各大行业,能够高效完成众多生产任务。在工业机器人大规模应用的冲击下,大量工作岗位面临着被替代的风险。刘涛雄等(2022)的测算结果表明,在机器人技术的冲击下,我国有大约33%的劳动力处于高风险等级。替代效应使得部分岗位的从业者面临较大的失业风险,导致了更高的工作不稳定性,显著增加了劳动者岗位转换的可能性及转换频次(王林辉等,2023)。Abeliansky等(2024)发现,工业机器人安装密度越高,劳动者的工作不安全感越强烈,心理健康状况越差。

预防性劳动供给理论认为,如果未来收入预期不稳定,个人会增加劳动时间以规避不确定性风险(Low, 2005; 卢文秀和吴方卫, 2023)。在严峻的“机器换人”压力下,劳动者可能倾向于提高劳动时长并进行预防性劳动供给,一方面旨在短期内获取更多收入,进行预防性储蓄以抵御未来的收入不确定性;另一方面旨在通过主动延长工作时间以提高个人竞争力,以期降低被替代的风险。岗位被工业机器人替代可能性越高的劳动者,面临的失业风险越高,未来收入预期越不稳定,越可能在岗位替代压力下进行预防性劳动供给,从而提高劳动时长。提高社会保障能有效减轻工业机器人替代效应引起的心理压力与经济压力,降低预防性劳动供给动机,从而削弱工业机器人的超时工作效应。李勇辉等(2022)、卢文秀和吴方卫(2023)分别发现城乡医保统筹和提高养老保障水平能有效降低超时工作的概率。因此,本文提出假说3:工业机器人可能通过岗位替代压力机制提高超时工作概率,对于岗位被替代可能性越高的劳动者,工业机器人的超时工作效应越显著。而提高社会保障水平有利于削弱工业机器人的超时工作效应。

三、研究设计

(一)模型设定

为检验工业机器人的应用对中国劳动者超时工作的影响,考虑到因变量“是否超时工作”是二值变量,本文采用Probit模型进行实证分析,基准计量模型设定如下:

$$WT_{ipt} = \beta_0 + \beta_1 RB_{pt} + \xi Z_{ipt} + \lambda_p + u_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

其中,i、t、p分别表示劳动者个体、年份、省份。被解释变量 WT_{ipt} 表示劳动者是否超时工作; RB_{pt} 表示各省份工业机器人安装密度; Z_{ipt} 表示控制变量; λ_p 和 u_t 分别表示地区与年份固定效应, ε_{ipt} 为随机误差项。 β_1 为本文主要关注的估计系数,反映工业机器人应用对中国劳动者超时工作概率的影响。考虑到同一地区不同个体的误差项可能存在组内相关性,本文将回归标准误在省级层面进行聚类。

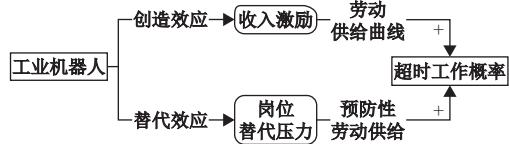


图3 工业机器人影响超时工作的理论分析框架

(二) 变量选取

1. 被解释变量: 是否超时工作。《中华人民共和国劳动法》(下称《劳动法》)第三十六条规定, 中国实行劳动者每日工作时间不超过八小时、平均每周工作时间不超过四十四小时的工时制度。但中国家庭追踪调查数据中调查样本周均劳动时长的中位数高达 50 小时,^①以标准工作时长作为超时工作的标准难免过低。^②《劳动法》对加班时间亦有相关规定, 第四十一条规定, 用人单位由于生产经营需要, 经与工会和劳动者协商后可以延长工作时间, 一般每日不得超过一小时;^③第三十八条规定, 用人单位应保证劳动者每周至少休息一日。因此, 本文参考郭凤鸣(2022)、李勇辉等(2022)以及卢文秀和吴方卫(2023)的研究, 以《劳动法》规定的非特殊情形下的最大周劳动时长为阈值, 采用每周工作 6 天, 每天加班 1 个小时计算所得的周劳动时长 50 小时作为超时工作的衡量标准。^④

2. 核心解释变量: 参考许健等(2022)和王晓娟等(2022)的研究, 采用工业机器人安装密度作为核心解释变量, 并以 2008 年作为基准年份构建指标以缓解内生性问题。具体计算方式如下: $RB_{pt} = \sum_{j=1}^n \frac{R_{jt}}{L_{p,t=2008}} \times \frac{L_{p,j,t=2008}}{L_{j,t=2008}}$ 。其中, RB_{pt} 是 p 省 t 年的工业机器人安装密度, R_{jt} 为全国 j 行业 t 年的工业机器人安装量; $L_{j,t=2008}$ 为全国 j 行业在 2008 年的就业人数, $L_{p,j,t=2008}$ 为 p 省 j 行业 2008 年的就业人数, $\frac{L_{p,j,t=2008}}{L_{j,t=2008}}$ 表示各省 j 行业就业人数占全国 j 行业就业人数的比值, 本文以此比值为权重, 将全国行业层面的工业机器人安装量进行分解, 得到各省行业层面的工业机器人安装量 ($R_{jt} \times \frac{L_{p,j,t=2008}}{L_{j,t=2008}}$)。将各省所有行业的工业机器人安装量进行加总, 即可得到省份层面的工业机器人安装总量数据 $\sum_{j=1}^n R_{jt} \times \frac{L_{p,j,t=2008}}{L_{j,t=2008}}$ (n 表示行业总数); $L_{p,t=2008}$ 为 p 省 2008 年的就业人员总数, 用省份层面的工业机器人安装量除以就业人员总数, 即可得到省份层面的工业机器人安装密度指标。

3. 控制变量: 参考郭凤鸣(2022)的研究, 本文选取的个体层面的控制变量包括: ①劳动者性别, 男性赋值为 1; 女性赋值为 0。②年龄。③受教育程度, 以劳动者最高学历表示, 其中文盲/半文盲赋值为 1; 小学赋值为 2; 初中赋值为 3; 高中/中专/技校/职高赋值为 4; 大专赋值为 5; 大学本科赋值为 6; 硕士赋值为 7; 博士赋值为 8。④婚姻状态, 已婚赋值为 1; 其他赋值为 0。⑤户口类型, 城市户籍赋值为 1; 非城市户籍赋值为 0。⑥是否有子女, 有子女赋值为 1; 无子女赋值为 0。参考王林辉等(2022)和周广肃等(2021)的研究, 地区层面的控制变量包括: ①经济发展水平, 用人均实际 GDP 表征; ②地方财政收入水平, 用地方财政收入除以 GDP 来表征; ③失业率, 用城镇登记失业率来表征。为排除数字基础设施与地区劳动力供给的影响, 本文还进一步控制了人均邮电业务总量、人均电信业务总量、地区就业总量和地区制造业就业人数占比。^⑤

(三) 数据来源

本文使用中国家庭追踪调查数据(CFPS)研究居民劳动供给。CFPS 样本覆盖 25 个省(市、自治区), 涵盖了工作状态、受教育水平、人口流动、健康等个人信息和家庭关系信息。CFPS 于 2010

^① 剔除周劳动时长低于 24 小时的非全日制工作样本与高于 90 小时的异常样本。

^② 后文将以《劳动法》规定的四十四小时作为超时工作衡量标准进行稳健性检验。

^③ 《劳动法》第四十一条规定, 用人单位由于生产经营需要, 经与工会和劳动者协商后可以延长工作时间, 一般每日不得超过一小时; 因特殊原因需要延长工作时间的, 在保障劳动者身体健康条件下延长工作时间每日不得超过三小时, 但是每月不得超过三十六小时。本文仅考虑非特殊原因下的工作时间延长。

^④ 每周 44 小时 + 6 天 × 加班 1 小时 = 50 小时。

^⑤ 限于篇幅, 变量的描述性统计结果备索。

年正式开展访问,后每两年展开一次调查。为避免2020年突发公共卫生事件影响研究结果,本文选取2010—2018年的数据进行研究。工业机器人安装数据来自国际机器人联合会(IFR),地区层面数据来自《中国统计年鉴》。根据研究需要,本文对数据进行如下处理:^①由于本文主要关注工业机器人对劳动供给的影响,故选取劳动人口作为研究对象,剔除全日制学生样本,保留周劳动时长大于24小时的全日制工作样本,^①并剔除周劳动时长高于90小时的异常样本。^②剔除基本信息缺失或异常的样本。

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

表1汇报了工业机器人应用对中国劳动者超时工作概率影响的基准回归结果。列(1)仅控制了控制变量,列(2)进一步控制了地区固定效应和时间固定效应。从回归结果看,不论是否控制了双重固定效应,工业机器人应用对中国劳动者超时工作概率的系数始终显著为正,这说明工业机器人存在显著的超时工作效应。从回归系数大小来看,两列的估计系数数值变化较小,说明估计结果较为稳健。从列(2)的结果来看,工业机器人对超时工作概率影响的平均边际效应为0.157,即当工业机器人安装密度^②增加1台/千人,中国劳动者超时工作的概率将提高1.57%。

(二)内生性检验

本文借鉴闫雪凌等(2020)的思路,采用美国同行业工业机器人安装量代替中国工业机器人安装量后分解至地区层面,以得到工具变量RB_iv。一方面,美国机器人安装量难以直接影响中国劳动者的劳动时长,具有一定外生性。另一方面,美国机器人安装量与中国机器人安装量存在较强的相关性,美国工业机器人的安装量可能通过国际竞争、技术溢出与国际贸易等方式影响中国同行业工业机器人的安装量;且已有文献表明,中美两国多数行业的工业机器人安装量呈现较高的趋同性(何茜茜等,2024)。**表2**汇报了工具变量回归结果,Wald test of exogeneity中chi2(1)值显著,说明有必要使用工具变量校正内生性偏误。AR检验拒绝了弱工具变量假设,即不存在弱工具变量问题。以上结果表明,本文采用的工具变量是有效的。工具变量回归结果显示,工业机器人的应用对中国劳动者超时工作概率的影响显著为正,这进一步验证了工业机器人会提高中国劳动者超时工作概率。

表1 工业机器人对超时劳动的影响

	(1) WT	(2) WT
RB	0.233*(0.133)	0.428***(0.158)
控制变量	控制	控制
固定效应	未控制	控制
观测值	53 479	53 479
Pseudo R ²	0.066	0.075
Margin	0.086 *	0.157***

注:括号中为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,固定效应指地区和时间固定效应。下表同。

表2 工具变量回归结果

	1阶段	2阶段
RB_iv	3.151***(0.007)	0.293**(0.145)
RB		控制
控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
观测值	53 479	53 479
AR test		4.08**
Wald test of exogeneity		4.10**

^①参考郭凤鸣(2022)的做法,根据《中华人民共和国劳动合同法》对于非全日制用工的规定,本文进一步剔除了周工作时间不超过24小时的样本。

^②本文核心解释变量工业机器人密度的单位为台/百人。

(三)稳健性检验

1. 排除样本选择偏差的影响

工业机器人的应用可能导致部分劳动力退出劳动市场,造成样本选择偏误。前文在基准回归时仅保留了目前处于就业状态的劳动力样本。被工业机器人替代导致退出劳动市场的劳动力往往从事更为程式化的工作,这些岗位更容易因数字技术的发展而被替代。样本的部分缺失也可能导致基准回归结果出现选择性偏误。因此,参考柏培文和张云(2021)的研究,本文采用 Heckman 两步法进行纠偏。根据 Heckman 两步法的思路,第一步建立选择方程,以劳动者当前工作状态 *EMPLOY* 作为被解释变量(当劳动者有工作时记为 1, 反之记为 0),采用 Probit 模型进行估计。估计结果如表 3 列(1)所示,工业机器人的应用提高了劳动者就业的概率。第二步根据选择方程计算逆米尔斯比率 *IMR*,并引入基准回归模型。估计结果如列(2)所示,结果显示工业机器人的应用显著提高了劳动者超时工作的概率,这进一步说明本文基准回归结果较为稳健。

表 3 稳健性分析结果

	Heckman两步法		多水平Logistic模型		更换因变量 (5) <i>WT1</i>
	(1) <i>EMPLOY</i>	(2) <i>WT</i>	(3) <i>WT</i>	(4) <i>WT</i>	
<i>RB</i>	0.222**(0.113)	0.467***(0.158)	0.419**(0.183)	0.512**(0.247)	0.363**(0.182)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	142 882	53 119	53 465	53 465	53 479

2. 多水平 Logistic 模型

由于本文核心解释变量“工业机器人安装密度”为省级层面数据,而被解释变量“是否超时工作”为劳动者个体层面数据,直接回归难以反映地区差异带来的误差,可能使结果存在偏误。因此,本文采用多水平混合效应 Logistic 模型进一步进行稳健性检验。表 3 列(3)采用随机截距模型,工业机器人的系数显著为正,说明工业机器人的应用显著提高了中国劳动者超时工作的概率。列(4)进一步采用随机截距-斜率模型,允许工业机器人对个体超时工作的影响系数受地区差异影响,系数依旧显著为正,说明工业机器人存在显著的超时工作效应,实证结果较为稳健。

3. 替换被解释变量

由于样本劳动时长普遍较长,因此前文以《劳动法》规定的非特殊情形下的最大周劳动时长 50 小时作为超时工作的判断标准,但中国实行劳动者平均每周工作时间不超过四十四小时的工时制度。为此,本文以标准工作时长 44 小时作为超时工作的判断标准,进一步进行稳健性检验。表 3 列(5)的结果显示,工业机器人对超时工作的系数显著为正,说明工业机器人的应用显著提高了劳动者超时工作的概率,实证结果保持稳健。

五、机制分析

前文研究表明,工业机器人的应用显著提高了中国劳动者超时工作概率。本节将结合前文理论分析与假说,探讨工业机器人的应用对超时工作的影响机制。

(一)收入激励机制

工业机器人的应用可能通过收入激励机制提高中国劳动者的超时工作概率。由表 4 列(1)与列(2)的回归结果可知,工业机器人的应用显著提高了劳动者的收入 *IC* 与工资率 *ICR*,这为收入激励机制奠定了可行性基础。根据劳动供给理论,在工资率较低时,劳动者愿意工作更长时间以换取更高的收入。随着工资率的升高,工资率的提升对劳动供给的正向影响会逐渐减弱。

因此,工业机器人的收入激励机制在低收入群体中的作用应该更强。正如表4列(3)的结果所示,工业机器人与收入的交乘项系数在的1%的显著性水平上显著为负,这说明劳动者收入越高,工业机器人对其超时工作概率的提高作用越弱。

表4 收入激励机制分析结果(1)

因变量	(1) IC	(2) ICR	(3) WT	(4) WT
<i>RB</i>	0.220**(0.096)	0.012*(0.006)	0.148(0.165)	0.358*(0.183)
<i>IC</i>			0.043***(0.013)	
<i>RB</i> × <i>IC</i>			-0.245***(0.073)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	46 766	46 766	44 867	53 479
<i>R</i> ²	0.096	0.082	0.094	0.104

表4列(3)考察的是绝对收入的影响,表5列(1)和列(2)则考察了劳动者与他人的相对收入如何影响超时工作。本文将同职业类型、同等受教育程度、同性别、同龄人收入的中位数以及工资率的中位数分别作为靶收入 *BIC* 与靶工资率 *BICR*, 将收入(工资率)高于靶收入(靶工资率)的样本标记为1, 将收入(工资率)低于靶收入(靶工资率)的样本标记为0, 构造虚拟变量与工业机器人安装密度的交乘项进行实证分析。由表5列(1)和列(2)的结果可知, 工业机器人与靶收入(靶工资率)虚拟变量的交乘项系数显著为负, 说明在收入(工资率)相对较高的样本中, 工业机器人对超时工作概率的影响更小。收入相对较低的劳动者更可能在工业机器人应用所带来的工资率增长的激励下进行超时工作, 以获取更多收入。

考虑到对于某些职业类别, 如体制内岗位, 劳动者通常领取固定工资, 劳动时长与收入之间可能不存在强相关性,^① 因此表5列(3)进一步考虑了劳动者职业类别差异。本文建立职业分类变量 *JOBG*, 当劳动者职业隶属职业分类第一大类, 即国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人或者劳动者有编制时, *JOBG* 记为0; 当劳动者为其他类型职业且没有编制时, *JOBG* 记为1。表5列(3)中 *RB* 与 *JOBG* 的交乘项显著为正, 说明工业机器人对非国家机关、党群组织、企业、事业单位负责人且无编制的劳动者超时工作的影响更强。由于数据限制, 本文难以对职业类别进行进一步细分。为进一步控制职业类别的影响, 本文在表4列(4)控制了职业固定效应。结果显示, 工业机器人的系数依旧显著为正, 说明控制了职业类别的影响后, 工业机器人的超时工作效应依旧显著。

上述实证结果说明, 工业机器人可能通过收入激励机制提高超时工作概率, 并且工业机器人的超时工作效应在低收入劳动者样本中更强, 验证了假说2。那么, 以最低工资标准为代表的旨在调节底层劳动人民收入的政策能否削弱工业机器人的超时工作效应呢? 表5列(4)的回归结果显示, 最低工资标准 *MIN* 与工业机器人的交乘项系数显著为负, 说明提高最低工资标准有利于削弱工业机器人应用提高超时工作概率的作用。谢富胜和陈瑞琳(2017)发现, 中国最低工资的不断调整显著地提高了底层劳动者的收入。收入提高能够显著降低低收入群体的生活压力, 避免加班成为低收入群体维持生活的刚性需求。因此, 提高最低工资标准, 有利于削弱工业机器人的超时工作效应。

^① 感谢匿名审稿专家的建议。

表 5 收入激励机制分析结果(2)

交乘项	(1)WT 靶收入	(2)WT 靶工资率	(3)WT 职业分类	(4)WT 最低工资
<i>RB</i>	0.215(0.193)	0.129(0.181)	0.100(0.211)	0.507(0.596)
<i>BIC</i>	0.140***(0.022)			
<i>RB×BIC</i>	-0.457***(0.142)			
<i>BICR</i>		-0.325***(0.022)		
<i>RB×BICR</i>		-0.218**(0.106)		
<i>JOBG</i>			-0.015(0.029)	
<i>RB×JOBG</i>			0.385***(0.135)	
<i>MIN</i>				-0.336***(0.086)
<i>RB×MIN</i>				-0.415*(0.248)
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	44 867	44 867	53 479	44 858
<i>R</i> ²	0.095	0.105	0.076	0.094

(二) 岗位替代压力机制

工业机器人的应用可能通过岗位替代压力机制提高超时工作概率。工业机器人可能取代部分现有岗位，降低就业稳定性，给劳动者带来强烈的岗位被替代的压力。岗位被替代可能性越高的劳动者，越可能在“机器换人”的压力下选择超时工作。本文采用刘涛雄等(2022)测算的美国职业信息网(O*NET)各职业被机器人替代可能性的数据，^①匹配 CFPS 职业分类后进行回归分析。[表 6](#)列(1)因变量为劳动者自上一次调查至今是否没有更换工作，若未更换记为 1；反之记为 0。列(1)中工业机器人安装密度 *RB* 与岗位被替代可能性 *POS* 的交乘项系数显著为负，说明在工业机器人的冲击下，岗位被替代可能性越高的劳动者更换工作的概率越高。这说明，在“机器换人”的趋势下，劳动者面临着更严峻的岗位被替代压力与失业风险，尤其是从事被替代可能性较高岗位的劳动者，其就业稳定性显著降低。在严峻的“机器换人”压力下，劳动者可能提高劳动时长以避免被工业机器人取代。列(2)的结果显示，工业机器人与岗位被替代可能性的交乘项对超时工作的系数显著为正，说明岗位被替代可能性越高，工业机器人对劳动者超时工作概率的提高作用越强。这验证了假说 3，即工业机器人的应用可能通过岗位替代压力机制提高超时工作概率，岗位被替代可能性越高的劳动者越可能选择超时工作。

岗位替代压力对劳动者超时工作的影响很大程度上与社会保障水平有关。社会保障如城乡医疗保险、养老保险等有利于缓解劳动者心理与经济压力，进而可能削弱工业机器人的超时工作效应。与有社会保障的居民相比，无社会保障的居民超时劳动的概率更大。列(3)考察了医保类型能否影响工业机器人的超时工作效应。本文定义医保变量 *YB*，当劳动者拥有城镇居民医保时，取值为 1；当劳动者只有新农保时，取值为 0。相比新农保，城镇居民医保报销范围与报销比例等都要更优，对参保人的保障更全面，力度更大。实证结果显示，*YB* 与 *RB* 的交乘项系数显著为负，说明对于拥有城镇居民医保的样本来说，工业机器人对超时工作概率的提高作用显著更弱。这意味着，建立健全医疗保障制度体系，提高医疗保障水平，能够有效削弱工业机器人的超时工作效应。列(4)考察了是否拥有养老保险对工业机器人超时工作效应的影响。本文定义养老保险变量 *YL*，当劳动者拥有养老保险时，取值为 1；反之取值为 0。结果显示，*YL* 与 *RB* 的交

^① 本课题组通过联系作者获得了该文各职业被机器人替代可能性的附录。

乘项系数显著为负。这表明,对于有养老保险的样本而言,工业机器人对超时工作的正向影响明显减弱。原因在于,如果未来收入预期不稳定,个人会增加劳动时间以规避不确定性风险(Low, 2005)。缺乏养老保险的劳动者出于对年迈后收入无保障的担忧,更容易超时工作以进行预防性储蓄。在岗位替代压力的影响下,缺乏养老保险的劳动者对未来收入不确定性的预期更高,因此工业机器人的超时工作效应更为显著。列(5)进一步对农民工群体与非农民工群体进行了分析。参考卢文秀和吴方卫(2023)的研究,本文将农民工群体界定为户籍为非城市户口且就业状态为自雇或者受雇的劳动者。当劳动者为农民工时,变量NMG赋值为1;反之,赋值为0。结果显示,RB与NMG的交乘项系数显著为正,表明工业机器人对农民工群体的超时工作概率的提高作用更强。与其他劳动者相比,农民工群体往往社会保障水平相对较低,不仅难以融入工作所在城市的生活,对未来收入的预期也更不乐观,因此更倾向于超时工作。在本文样本中,农民工群体的周劳动时长比其他劳动者平均高9小时。

表6 机制检验结果:岗位替代压力机制

交乘项	(1)JS 被替代可能性	(2)WT 被替代可能性	(3)WT 医保类型	(4)WT 养老保险	(5)WT 农民工
RB	-0.025(0.183)	0.360**(0.170)	0.639***(0.152)	0.645***(0.151)	0.206(0.194)
POS	0.307***(0.074)	0.066(0.047)			
RB×POS	-0.865***(0.246)	0.619***(0.204)			
YB			-0.336***(0.031)		
RB×YB			-0.283**(0.131)		
YL				-0.141***(0.030)	
RB×YL				-0.565***(0.121)	
NMG					0.202***(0.053)
RB×NMG					0.356*(0.188)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	48 859	48 536	47 017	53 479	47 012
Pseudo R ²	0.099	0.075	0.083	0.078	0.116

综上所述,工业机器人可能通过岗位替代压力机制推动劳动者进行超时工作。岗位替代可能性越高的劳动者,越容易受工业机器人影响而超时工作。建立健全社会保障体系,提高社会保障水平,有利于削弱工业机器人的超时工作效应。

六、进一步分析:工业机器人对高低技能劳动者劳动时长差距的影响

根据上文结论,工业机器人的超时工作效应存在明显的异质性,低收入群体、岗位替代可能性高与社会保障薄弱群体所受影响更显著。中国劳动者之间存在显著的劳动时长差异,低技能劳动者相对高技能劳动者周劳动时长显著更长(见图2)。众多研究表明,在工业机器人的冲击下,低技能劳动者相对于高技能劳动者在就业机会与收入分配上都可能处于劣势地位,这是否意味着工业机器人的应用可能进一步扩大高低技能劳动者在劳动时长上的差距呢?

参考王永钦和董雯(2023)的研究,本文将受教育程度在大专及以上的就业人口定义为高技能劳动者(EG记为1),大专以下的就业人口定义为低技能劳动者(EG记为0)。**表7**列(1)的结果显示,高技能劳动者分组与工业机器人安装密度的交乘项系数显著为负,说明工业机器人对超时工作概率的提高作用在高技能劳动者中显著更弱。列(2)和列(3)分别构造了劳动者最高

学历 $EMAX$ 和受教育年限 EY 与工业机器人安装密度的交乘项。结果显示, 对受教育程度越高的劳动者来说, 工业机器人提高超时工作概率的作用越小。以上结果说明, 工业机器人的应用可能更倾向于提高低技能劳动者的劳动时长, 从而扩大高低技能劳动者在劳动时长上的差距。

表 7 工业机器人对劳动时长差距的影响

	(1) WT	(2) WT	(3) WT
RB	0.478*** (0.153)	0.880*** (0.268)	0.757** (0.310)
EG	-0.786*** (0.035)		
$RB \times EG$	-0.447*** (0.156)		
$EMAX$		-0.184*** (0.015)	
$RB \times EMAX$		-0.142** (0.058)	
EY			-0.046*** (0.005)
$RB \times EY$			-0.039* (0.022)
控制变量	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制
观测值	53 479	53 479	51 728
R^2	0.084	0.076	0.068

相对高技能劳动者, 低技能劳动者往往工资率更低, 但劳动时长却显著更长。在工资率较低的情况下, 工资率与劳动时长的负向关系与劳动供给理论不符。究其原因, 低技能劳动者难以突破以低工资率为特征的次属劳动力市场, 因而加班成为了其维持生活的唯一选择(董延芳等, 2018), 因此即使面临较低的工资率, 依旧愿意提高劳动时长。工业机器人的冲击可能进一步导致低技能劳动者在就业机会与收入分配上处于更加劣势的地位(Hémous 和 Olsen, 2022; 汪前元等, 2022),

使得低技能劳动者更难以突破次属劳动力市场, 这可能是工业机器人扩大劳动时长差距的重要原因。因此, 本文进一步使用 O-B 分解法对高低技能劳动者劳动时长差距进行分解, 以剖析差距来源。**表 8** 的结果显示, 首先, 高低技能劳动者之间存在显著的劳动时长差距, 低技能劳动者平均每周相对多工作 7.648 小时。其次, 可解释部分占比仅为 22.31%, 这部分差距可由高低技能劳动者的可观察特征差异, 如年龄、户籍、婚姻状态等个体特征差异与所在地人均 GDP、就业总量等地区特征差异来解释。 RB 在可解释部分的系数为负数, 这是因为高技能劳动者所在地区的工业机器人安装密度更高。再次, 不可解释部分占比达到 77.69%, 这部分差距源于各影响因素对高低技能劳动者劳动时长影响系数的差异, 反映了劳动力市场对低技能劳动者存在无法观察的歧视。不可解释部分占比远高于可解释部分占比, 这表明大部分低技能劳动者超时工作的根源可能在于他们在劳动力市场中处于相对弱势的地位。同样的个体特征下, 低技能劳动者只能工作更长时间以满足生活需求。最后, 在不可解释部分中, 工业机器人的系数为 0.538, 显著为正, 占不可解释部分的 9.05%。工业机器人的冲击进一步加剧了低技能劳动者在劳动力市场的劣势地位, 工业机器人对高低技能劳动者劳动时长影响的系数差异显著扩大了两者间的劳动时长差距, 导致低技能劳动者相对高技能劳动者平均每周多工作 0.538 小时。综合可解释部分与

表 8 劳动时长差距的 O-B 分解结果

差异分解	劳动时长差异
高中及以下	53.364***
大专及以上	45.715***
周劳动时长的差异值	7.648***
可解释部分:	1.706***
RB	-0.047***
不可解释部分:	5.942***
RB	0.538**
可解释部分占比	22.31%
不可解释部分占比	77.69%

不可解释部分,工业机器人的应用扩大了高低技能劳动者的劳动时长差距,使低技能劳动者相比高技能劳动者平均每周多工作0.491小时。

七、结论与政策启示

中国劳动者平均劳动时长连续多年超出国家标准工时,高低技能劳动者之间的劳动时长差距较为明显,工业机器人的应用如何影响超时工作和劳动时长差距问题值得深入探讨。本文基于2010—2018年中国家庭追踪调查数据,匹配地区工业机器人安装密度数据,运用Probit模型进行实证分析。研究发现,工业机器人的应用显著提高了中国劳动者超时工作概率,结论在一系列内生性检验与稳健性检验后依然成立。机制分析发现,其一,工业机器人的应用通过收入激励机制提高了劳动者超时工作概率,低收入劳动者所受影响更为显著,提高最低工资标准能有效削弱工业机器人的超时工作效应。其二,工业机器人的应用引起的岗位替代压力会导致中国劳动者超时工作概率显著提高。岗位被替代可能性较高和社会保障水平较低的劳动者群体超时工作的可能性更大。本文进一步探讨了工业机器人的应用对劳动时长差异的影响,分解结果发现,低技能劳动者相比高技能劳动者平均每周多工作7.648小时,其中,工业机器人的应用导致低技能劳动者相对于高技能劳动者平均每周多工作0.491小时。可见,尽管工业机器人的收入激励机制对劳动者福利存在一定的正向提升作用,但未能缓解劳动者的超时工作问题。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:其一,有序引导工业机器人的应用,同步推进岗位创造和失业风险评估,以劳动力市场能够适应的速度和方式引入工业机器人,降低工业机器人的潜在负面影响。其二,完善就业支持体系。工业机器人对超时工作的影响很大程度上源于“机器换人”的冲击。因此,缓解超时工作的政策着力点应放在就业支持上。例如:加大对职业教育和技能培训的支持力度,建立与工业机器人应用相匹配的技能培训体系,帮助劳动者更快适应工业机器人冲击下的岗位需求变化,并加强求职就业指导等服务。其三,扩大社会保障覆盖面。本文发现医疗保障水平不足、养老保险缺位的劳动者更易在工业机器人的冲击下选择超时工作。因此,应建立健全覆盖全体劳动者的社会保障体系,完善就业与失业保险、最低生活保障联动机制,以更高的社会保障水平来缓解工业机器人给劳动者带来的被替代压力与对未来的担忧,以逐步解决超时工作问题。

参考文献:

- [1]柏培文,张云.数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J].经济研究,2021,(5):91–108.
- [2]陈东,秦子洋.人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据[J].经济研究,2022,(4):85–102.
- [3]董延芳,罗长福,付明辉.加班或不加班:农民工的选择还是别无选择[J].农业经济问题,2018,(8):116–127.
- [4]郭凤鸣.工资率提升对农民工超时劳动的影响[J].人口学刊,2022,(4):57–69.
- [5]郭凤鸣,张世伟.最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响[J].中国人口科学,2018,(5):42–56,127.
- [6]何茜茜,高翔,黄建忠.工业机器人应用与制造业产业链供应链韧性提升——来自中国企业全球价值链嵌入的证据[J].国际贸易问题,2024,(2):71–89.
- [7]姜琪,李吉志,倪硕.人工智能会加剧学历工资差距吗[J].财经科学,2024,(6):61–76.
- [8]李红涛.劳资关系调整对就业增长的影响研究——以工资、工时为例[D].杨凌:西北农林科技大学,2012.
- [9]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,(9):104–118.
- [10]李小瑛,张宇平.机器人使用是否会减轻劳动者工作负担?——来自劳动时长的证据[J].南方经济,2023,(12):62–82.
- [11]李勇辉,刘南南,陈华帅,等.城乡医保统筹缓解农民工过度劳动了吗?[J].中国农村经济,2022,(7):124–144.

- [12] 林欣, 李春顶. 国内外工业机器人应用对制造业就业的影响分析[J]. 财经研究, 2023, (7): 19–33.
- [13] 刘庆玉. 《劳动合同法》对就业的影响分析——基于加班时间的视角[J]. 山西财经大学学报, 2015, (10): 1–13.
- [14] 刘涛雄, 潘资兴, 刘骏. 机器人技术发展对就业的影响——职业替代的视角[J]. 科学学研究, 2022, (3): 443–453.
- [15] 卢文秀, 吴方卫. 患寡亦患不均: 双轨制基本养老保险与农民工过度劳动[J]. 中国农村经济, 2023, (7): 99–122.
- [16] 毛日昇. 工业机器人应用与就业再配置[J]. 管理世界, 2024, (9): 98–116.
- [17] 秦立建, 秦雪征, 蒋中一. 健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响[J]. 中国农村经济, 2012, (8): 38–45.
- [18] 王林辉, 钱圆圆, 董直庆. 人工智能应用对劳动工资的影响及偏向性研究[J]. 中国人口科学, 2022, (4): 17–29.
- [19] 王林辉, 钱圆圆, 宋冬林, 等. 机器人应用的岗位转换效应及就业敏感性群体特征——来自微观个体层面的经验证据[J]. 经济研究, 2023, (7): 69–85.
- [20] 汪前元, 魏守道, 金山, 等. 工业智能化的就业效应研究——基于劳动者技能和性别的空间计量分析[J]. 管理世界, 2022, (10): 110–125.
- [21] 王晓娟, 朱喜安, 王颖. 工业机器人应用对制造业就业的影响效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (4): 88–106.
- [22] 王永钦, 董雯. 人机之间: 机器人兴起对中国劳动者收入的影响[J]. 世界经济, 2023, (7): 88–115.
- [23] 谢富胜, 陈瑞琳. 最低工资制度能提高底层劳动者的收入吗?——基于 2003–2012 年中国综合社会调查数据的经验研究[J]. 中国人民大学学报, 2017, (3): 54–70.
- [24] 许健, 季康先, 刘晓亭, 等. 工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, (9): 134–156.
- [25] 闫雪凌, 朱博楷, 马超. 工业机器人使用与制造业就业: 来自中国的证据[J]. 统计研究, 2020, (1): 74–87.
- [26] 杨菊华. 城乡差分与内外之别——流动人口劳动强度比较研究[J]. 人口与经济, 2011, (3): 78–86.
- [27] 叶迪, 史青. 出口冲击、技能差异与劳动时间结构[J]. 经济学(季刊), 2023, (2): 532–548.
- [28] 周广肃, 李力行, 孟岭生. 智能化对中国劳动力市场的影响——基于就业广度和强度的分析[J]. 金融研究, 2021, (6): 39–58.
- [29] Abeliansky A L, Beulmann M, Prettner K. Are they coming for us? Industrial robots and the mental health of workers[J]. *Research Policy*, 2024, 53(3): 104956.
- [30] 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.
- [31] Acemoglu D, Restrepo P. Robots and jobs: Evidence from US labor markets[J]. *Journal of Political Economy*, 2020, 128(6): 2188–2244.
- [32] Anelli M, Giuntella O, Stella L. Robots, marriageable men, family, and fertility[J]. *Journal of Human Resources*, 2024, 59(2): 443–469.
- [33] Brambilla I, César A, Falcone G, et al. The impact of robots in Latin America: Evidence from local labor markets[J]. *World Development*, 2023, 170: 106271.
- [34] Dixon J, Hong B, Wu L. The robot revolution: Managerial and employment consequences for firms[J]. *Management Science*, 2021, 67(9): 5586–5605.
- [35] Gihleb R, Giuntella O, Stella L, et al. Industrial robots, Workers' safety, and health[J]. *Labour Economics*, 2022, 78: 102205.
- [36] Graetz G, Michaels G. Robots at work[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2018, 100(5): 753–768.
- [37] Hémous D, Olsen M. The rise of the machines: Automation, horizontal innovation, and income inequality[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2022, 14(1): 179–223.
- [38] Low H W. Self-insurance in a life-cycle model of labour supply and savings[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2005, 8(4): 945–975.

[39]Moll B, Rachel L, Restrepo P. Uneven growth: Automation's impact on income and wealth inequality[J]. *Econometrica*, 2022, 90(6): 2645–2683.

[40]Schalembier B, Bleys B, Van Ootegem L, et al. How relative income affects work hours preferences[J]. *Applied Economics*, 2019, 51(51): 5545–5558.

How does the Application of Industrial Robots Affect Working Hours? Evidence from Micro Individuals

Zou Yanjun, Huang Lingyun, Zhang Chao, Ye Dan

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Summary: The average working hours of Chinese workers remain relatively high, while the application of industrial robots in China is experiencing rapid growth. It is imperative to conduct an in-depth discussion on whether this trend can mitigate the issue of overtime work. Drawing on data from the China Family Panel Studies (CFPS) from 2010 to 2018, matched with regional industrial robot installation data, this paper conducts an empirical study using a Probit regression model to investigate the impact of industrial robot application on overtime work and the working-hour disparity between skilled and less-skilled workers.

The findings suggest that the application of industrial robots significantly raises the likelihood of overtime work among Chinese workers. Mechanism testing reveals two main paths: One is through the income incentive effect, particularly among low-income workers, and raising minimum wage standards effectively mitigate this effect. The other is through the job displacement pressure brought by industrial robots. Workers in occupations with a higher risk of automation-induced displacement, and those with limited social security coverage—such as rural migrant workers, individuals covered only by basic rural medical insurance, and those without pension insurance—are particularly vulnerable. Further analysis of working-hour disparity indicates that the promoting effect of industrial robots on working hours is stronger in the sample of less-skilled workers, which further widens the working-hour disparity between skilled and less-skilled workers. Oaxaca–Blinder decomposition results reveal that, over the sample period, less-skilled workers worked an average of 7.648 more hours per week than their skilled counterparts, with robot exposure contributing 0.491 of those additional hours.

The contributions of this paper include that: (1) It explores the impact of industrial robots from the perspectives of overtime work and working-hour disparity, enriching the research on the micro effect of industrial robots. (2) It deeply analyzes the mechanisms through which industrial robots affect overtime work, providing new ideas for understanding the phenomenon of long working hours under the wave of artificial intelligence revolution, and promoting high-quality employment and common prosperity. (3) It analyzes how industrial robots affect the working-hour disparity between skilled and less-skilled workers, enriching the research on working hours.

Key words: industrial robots; working hours; overtime work; working-hour disparity

(责任编辑 石慧)