

劳动力人口与就业

基础技能数字零工工时与职业伤害
——基于外卖骑手数据的实证研究

郑 祁，詹 婧，冯喜良
(首都经济贸易大学 劳动经济学院，北京 100070)

摘 要：零工经济下，时空灵活的工作模式给劳动者带来更丰富的就业选择和收入来源的同时，也引发了诸多问题与不确定性，其中职业伤害问题备受关注。特别是基础技能零工，成为职业伤害的“重灾区”。然而，既有零工经济文献较少对职业伤害进行溯源，而这对零工权益的保障、零工平台粘性的提高、平台所面对的劳动争议和诉讼成本的降低以及零工经济乃至整个社会的可持续发展都意义重大。本研究利用外卖平台的 9133 个骑手样本，主要采用二元 Probit 模型，基于自我损耗理论，对基础技能零工日接单时长对职业伤害的影响与作用机制进行分析。结果发现：这部分零工的日接单时长与其职业伤害的发生呈非线性正相关，通过工具变量方法和稳健性检验处理遗漏变量等内生性问题以后，结论仍然稳健，且相较平台收入依赖一般者，收入依赖较大个体发生职业伤害的可能要低；个体工作压力是重要的影响机制；个体工作参与动机是影响的边界条件，持积极动机者的职业伤害率要显著低于消极动机者；深入探索发现曾发生过职业伤害的个体，未来继续从事零工工作的意愿显著降低，并对平台和政府改善相关的社保机制抱有一定的期待。最后依据研究结论，提出了相关政府政策和平台企业管理建议。

关键词：零工经济；工作时长；职业伤害；自我损耗理论；外卖骑手

中图分类号：C973 **文献标识码：**A **文章编号：**1000-4149 (2022) 05-0000-00

DOI：10.3969/j.issn.1000-4149.2022.00.025

收稿日期：2022-01-23；修订日期：2022-04-25

基金项目：国家社会科学基金重大项目“集体劳动争议预防与处理机制的系统化建构研究”（14ZDA066）；首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金资助项目“零工权益保障的理论、实践和政策探索”（XRZ2022058）。

作者简介：郑祁，经济学博士，首都经济贸易大学劳动经济学院讲师；詹婧（通讯作者），经济学博士，首都经济贸易大学劳动经济学院副教授；冯喜良，劳动社会学博士，首都经济贸易大学劳动经济学院院长，教授，博士生导师。



一、引言

数字技术的发展改变了人们用餐等生活习惯, 数字零工经济中餐饮行业市场份额越来越高。《第 48 次中国互联网络状况发展统计报告》显示, 截至 2021 年 6 月, 我国网上外卖用户规模达 4.69 亿, 较 2020 年底增长 4976 万^[1]。外卖平台的发展不仅给餐饮行业带来了巨大机遇, 也为劳动者提供了大量的工作机会。被视作“互联网 + 服务业”核心要素的外卖骑手在人们日常生活中扮演着越来越重要的角色。2020 年, 人力资源和社会保障部将外卖骑手职业正式明确为“网约配送员”, 纳入国家职业分类名录, 并预计“网约配送员”就业规模将超过 1000 万^[2]。

数量庞大的外卖员群体看似“灵活、自由、高薪”, 实际上其中也蕴含了不少职业风险与隐患。由职业伤害引发的平台劳动争议频发, 例如 2021 年北京市海淀区闪送员张某诉其所在闪送平台的案例, 张某因在派送过程中发生交通事故, 受伤住院治疗, 以要求确认与平台存在劳动关系为由提请仲裁机构进行争议处理。又例如 2021 年的北京外卖骑手赵某诉某外卖平台案, 缘由同样是送餐过程中发生意外伤害^①。从这一现象的政策回应来看, 零工职业伤害和与之相关的权益保障问题已然成为国家和各地方的关注重点。2021 年 7 月 16 日, 人力资源和社会保障部等八部门齐发的《关于维护新就业形态劳动者劳动保障权益的指导意见》强调要关注零工职业伤害问题, 强化对职业伤害保障, 并以出行、外卖、及时配送、同城货运等平台企业为重点关注对象^[3]。

频繁职业伤害发生的背后原因为何? 自我损耗理论认为“在采取一些需要投入自我控制资源的行动后, 个体进行自我控制的能力会被耗竭”^[4]。对于包括骑手在内的基础技能^②零工群体来说, 他们并不在现有劳动关系认定法律框架下, 无法得到劳动法保护和规制, 超长且不确定的工作时间是他们从事这份工作最典型的状态。不断延长的工作时间意味着零工自我损耗的加剧, 削弱了自我控制与调节的能力, 由此产生难以自我消解的工作压力, 最终导致冒险、反规范及工作场所偏离等行为, 于是职业伤害概率增加。工作压力是其中的重要作用机制。然而, 较高的自我动机水平会增强个体抵制自我损耗的意志力, 降低偏离行为的发生。因此, 零工的工作动机能够调节工作时长对职业伤害的影响, 是该影响的边界条件, 积极动机者会更少受到职业伤害。

基于前述分析, 本研究使用自我损耗理论, 利用外卖平台的骑手数据, 首先, 探讨基础技能零工接单时长与其职业伤害发生的关系以及工作压力的中介效应; 其次, 探索个体工作参与动机对工时与职业伤害之间关系的调节作用。研究以期找到缓解因工时过长而引起职业伤害问题的有效途径, 在维护零工、平台双方利益的基础上, 促进零工经济乃至整个社会经济的可持续发展。

① 来源: 北京市 H 区仲裁法院提供的脱密仲裁协议。
② 此处依据联合国教科文组织分析青年人的就业能力时对青年拥有技能的划分标准: 基础技能 (foundation skills)、通用技能 (transferable skills)、专业技能 (technical & vocation skills)。其中, 基础技能是指获得维持正常生活所需工作的技能, 包括听说读写算的技能, 是掌握其他两项技能的基础。外卖工作所需的技能便属于基础技能。



二、文献综述

现阶段,零工就业的已有研究主要关注优劣势分析^[5-6];宏观和微观层面的劳动力供给^[7-8];平台的劳动控制^[9-10];工作质量^[11];内部隔离^[12-13];零工身份认定^[14];以零工为基础的企业价值的产生和分配^[15];进行计件工作的可取性和公平性^[16];工作或任务的分类方式^[17]等问题。而对于零工群体职业伤害问题的研究也仅限于对职业伤害后的责任认定、劳动者权益维护、劳动争议等方面的探讨^[18-22],鲜有研究对职业伤害的发生进行溯源。

区别于工业化生产时期,平台上的数字技术取代了传统组织中管理者的地位^[23],使得“科层”管理日趋精细化和隐蔽化^[24]。看似属于平台零工的工时控制权在自由灵活外衣下又重新让渡回了平台,骑手们“沉溺”于平台精心设计的一系列数字化游戏^[25],加之他们中的大部分人并无劳动合同而成为劳动法规制的盲区,不知不觉便无限延长了自己的工作时间。一项针对外卖骑手的研究发现,追逐“灵活自由”虽然是个体选择进入平台做骑手的最主要原因之一,然而受到平台算法的控制,骑手往往会有意无意中丧失主动控制工作时段的能力,甚至出现工作时间过长而引发的疲劳、违规或职业伤害等问题^[26]。

工作时间过长通常被认为是导致工作场所事故发生和劳动者健康受损的风险因素之一。在工作过度繁重、密集的情况下,若劳动者在执行任务时不够专心,发生事故的几率就会越大,因为工时越长,个体注意力的边际成本就会越大,其注意力也就越难以集中^[27]。大量既有研究将工作时间与工作场所的职业伤害率及更普遍的工人健康和福祉联系起来。邓比(Dembe)等基于全国青年纵向调查的数据,探索发现工作时间越长,受伤率越高,例如加班或延长工作时间会使职业伤害率大幅增加 38%^[28]。瓦格斯达夫(Wagstaff)等对 400 多篇关于职业安全的文献进行综述分析并得出结论:每天工作时间超过 8 小时会显著增加事故发生风险,工作时间在 12 小时左右时发生事故的风险是正常发生率的两倍^[29]。此外,李(Lee)等人同样也发现了工时与职业伤害发生率之间的正相关关系,同时提出劳动者的周工作时长每降低 1 小时就能为其削减 8% 的职业伤害发生概率^[27]。

本研究的理论基础是从意志力相关研究中拓展提出的“自我损耗理论”,该理论最早可追溯至 20 世纪 20 年代。鲍梅斯特(Baumeister)等界定“自我损耗”为“个体由于执行先前意志活动而造成执行后续意志活动的能力和意愿暂时下降的现象”^[30]。此描述受到哈格(Hagger)等人的支持,他们提出“自我在采取一些需要投入自我控制资源的行动后,个体进行自我控制的能力会被耗竭,这种自我控制能力耗竭的状态就是自我损耗”^[4]。与此密切相关的另一个概念是“自我控制”,指通过认知、情感和调节等策略,对有害反应倾向的自我抑制及有益反应倾向的自我激发。本质上,个体特定阶段的自我损耗能削弱下一阶段的自我控制和自我调节能力,进而导致进一步的自我控制与调节的失败^[4,31]。由此可知,自我损耗的概念本身就具有“时间性”,即会随着时间的推移而发生并进一步深化。因此,对劳动者来说,随着从事劳动时间的延长,个体的自我损耗会增加而自我控制和调节能力会减弱。已有文献通常用自我损耗理论来探讨组织成员由于资源消耗而产生的心理和组织行为方面的变化。在心理层面,由于“自我损耗”限制了个体精细思考的能力,其在决策时倾向依赖直觉系统,无形中增加了个体冒险行为、冲动决策和低未来取向性的可能^[32];在“自我损

耗”的条件下, 个体的非理性决策行为会增加。在组织行为层面, 组织成员的工作投入与工作产出会因“自我损耗”而降低, 成员的组织公民行为减少^[33-35], 但反生产、反规范及工作场所偏离行为增加^[36]。也有研究证明, 个体工作时间过长会增加其自我控制时的能量损耗, 产生工作压力^[37-39]。平台骑手长时间工作带来的“自我损耗”提升了个体的压力水平, 增加其违反工作规定和交通规则的概率, 从而提高了送餐过程中受到职业伤害的可能性, 工作压力则作为中介变量干预了工作时长对职业伤害的影响。不过“自我换耗理论”也指出, 个体的意志力变化能影响“自我损耗”, 例如较高的自我动机水平会增强个体抵制自我损耗的意志力, 降低个体压力水平^[35,39]。那么, 平台骑手的工作动机就能够起到调节工作时间与职业伤害之间关系的作用, 相同条件下, 持积极动机者可能受到较少的职业伤害。

平台通过“算法 (Algorithm)”, 持续跟踪、监控和评估骑手的整个工作过程, 以决定是否暂停或终止骑手的工作^[24]。此外, 大部分外卖平台还采用数字技术使外卖工作“游戏化”, 骑手在送餐过程中历经层层升级的游戏体验。诸如翻倍奖励、金牌服务奖励、骑手的战斗力等级划分 (如表 1) 等“游戏机制”让骑手们“沉溺”其中, 无形中延长了自己的工作时间^[25], 增加了其受到职业伤害的可能。这种将泰勒主义嵌入算法中的“数字泰勒主义”^[40]让看似属于平台零工的工时控制权在自由灵活外衣下又重新回到了平台手中。

围绕以上理论和观点, 本研究推测零工工作时长 (部分或完全) 可通过工作压力影响职业伤害的发生, 即工作时间越长, 工作压力越大, 发生职业伤害的可能也就越大。此外, 个体工作动机能够调节工作时间与职业伤害之间的关系。本研究旨在验证: 第一, 零工工作时长与其职业伤害的发生呈正相关关系, 工作压力是重要的作用机制; 第二, 工作参与动机能够调节工作时长和职业伤害之间的关系。同时, 本研究通过引入工具变量的方法解决遗漏变量的内生性问题。

三、研究方法与变量选择

1. 数据来源与变量选择

本研究使用了“外卖骑手劳动与职业发展状况”课题组于 2019 年至 2020 年间对外卖平台骑手进行的专项调查数据, 该调查旨在探索零工经济中外卖平台骑手的生存与工作状况。课题组依据城市对外卖骑手进行了配额抽样, 调查了包括北京、深圳、成都、杭州、哈尔滨在内的 5 个城市。相关问卷投放期为 2019 年 11 月至 2020 年 4 月, 期间由于疫情原因 2020 年 2 月到 3 月的调研中断, 累计历时 4 个月。课题组回收有效样本 10001 个, 删除遗漏变量和不合理极值的样本, 最后留下 9133 个有效样本。

基于自我损耗理论, 研究采用零工工作时长作为核心解释变量以体现随时间推移自我耗

表 1 不同等级百度外卖送餐员补贴金

等级	每单补贴	元, 分
		所需积分
神骑士	1.5	6000
圣骑士	1.2	4100
钻石骑士	1	2800
黄金骑士	0.5	900
白银骑士	0.3	400
普通骑士	0.1	NA

资料来源: 郑祁, 张书琬, 杨伟国. 零工经济中个体就业动机探析——以北京市外卖骑手为例 [J]. 中国劳动关系学院学报, 2020 (5): 53-66.



竭增加而自我控制与调节能力降低的情况^[4,31]，主要用骑手在平台的“日接单时长”来衡量。根据问卷相关问题“每天接单的时间大约是?”来判断骑手的日接单时长，属连续变量，描述性统计显示：骑手的最低日接单时长为 2 小时，最高为 16 小时，总体平均日接单 11.60 小时。其中，曾发生职业伤害者的日接单时长（12.47 小时）要比未曾发生过职业伤害者的（10.45 小时）要高出 2 个多小时。初步推测平台接单时间越长，个体发生职业伤害的可能性更大。

工作时间延长带来的自我损耗会提高个体职业伤害的可能^[27-29]，研究的被解释变量即为零工的职业伤害情况，设置为二分类变量，通过以“工作中是否受到过职业伤害”为依据将骑手划分为曾发生职业伤害（赋值为 1）和未曾发生职业伤害（赋值为 0）的群体。描述性统计显示，曾发生职业伤害的骑手有 5191 人，占总体的 56.84%；没有发生过职业伤害的有 3942，占比大大少于前者。

零工工时过长增加消耗的同时会降低自控能力，进而产生较大的工作压力^[37-39]。因此，本研究选取压力作为影响的中介变量，将“工作压力大”赋值为 1，“工作压力不大”赋值为 0。统计显示，表示“工作压力大”的骑手超样本总体一半（54.56%），有 4983 人，“工作压力不大”者只占 45.44%。其中，1687 的人表示曾经发生过职业伤害，3296 人表示未曾发生过职业伤害。推测工作压力可能与个体的职业伤害发生率呈正相关关系。

较高的自我动机水平会增强个体抵制自我损耗的意志力，降低个体压力水平^[35,39]。因而本研究将调节变量设置为个体参与平台工作的动机（积极或消极），主要借助骑手参与平台工作的目的来衡量，涉及问卷中“您从事平台工作的主要原因是?”的问题。研究将“工作时间灵活，比较自由”、“比别的工作挣钱多”、“更能发挥自己的专长和能力”归为积极动机，个体旨在平台满足工作灵活、自我价值实现、更多收入的需求主动选择进入平台；而将“找不到别的工作”、“暂时过渡一下”、“补贴收入”、“工作门槛低”归为消极动机，抱有这类动机的人通常可能是“被动挤入”平台的群体。统计显示，约有 6978 人持积极动机选择送外卖，占总体的 76.4%。

此外，研究还控制了个体特征因素（年龄、性别、受教育年限）、家庭因素（婚姻状况、孩子数量）、制度因素（户籍状况）、工作特征因素（服务平台的数量、对平台收入的依赖程度、获得津贴的难易程度）以及城市变量。

表 2 和表 3 分别展示了本研究涉及变量的定义和统计描述。除了总体以外，本研究还分不同职业伤害状况来描述数据分布，其中连续变量给出的是均值和标准差，分类变量给出的是百分比。

2. 研究方法

(1) 二元 Probit 模型。由于个体曾否发生职业伤害属于二分变量，“1”为是，表示个体曾发生职业伤害，“0”为否，表示个体未曾发生职业伤害，因此，本研究拟构建基本的二元 Probit 模型如下：

$$Workhurt_i^* = \beta_0 + \beta_1 DailyHour_i + \beta_2 Individual_i + B_3 Family_i + \beta_4 Regulation_i + \beta_5 Work_{i+} + \beta_6 Others_i + \mu_i \tag{1}$$

表 2 变量定义和描述		
变量	变量名	变量定义
被解释变量	个体是否发生过职业伤害	是=1；否=0
核心解释变量	日接单时长	连续变量
调节变量	平台工作参与动机	积极=1；消极=0
中介变量	工作压力	大=1；不大=0
控制变量		
个体因素	年龄	连续变量
	性别	男=1；女=0
	受教育程度（年限）	连续变量
家庭因素	婚姻状况	已婚=1；离异或未婚=0
	孩子数量（个）	连续变量
制度因素	户籍状况	本地=1；非本地=0
	获得津贴的难度变化	增加=1；没增加=0
工作特征因素	服务平台数	一个=1；一个以上=0
	平台收入依赖程度	大（平台收入占总收入的 50%及以上）= 1 一般（平台收入占总收入的 50%以下）= 0
其他因素	城市变量	深圳、北京、成都、杭州、哈尔滨

表 3 变量的描述性统计结果（N=9133）									
变量		全样本				曾发生职业伤害		未曾发生职业伤害	
		最小值	最大值	频数 （均值）	比例 （标准差）	频数 （均值）	比例 （标准差）	频数 （均值）	比例 （标准差）
被解释变量	曾发生职业伤害（否=0）	0	1	5191	56.84%	5191	100.00%	3942	100.00%
核心解释变量	日接单时长	2	16	11.60	5.65	12.47	5.28	10.45	5.92
调节变量	平台工作参与动机								
	积极（消极=0）	0	1	6978	76.40%	3992	76.90%	2986	75.75%
中介变量	工作压力								
	大（一般=0）	0	1	4983	54.56%	3296	63.49%	1687	42.80%
控制变量	年龄	16	64	34.77	7.24	34.48	7.16	35.17	7.34
	性别								
	男（女=0）	0	1	8846	96.86%	5022	96.47%	3824	97.01%
	婚姻状况								
	已婚（离异或未婚=0）	0	1	5508	60.31%	3065	59.04%	2443	61.97%
	受教育年限	9	19	11.23	2.14	11.24	2.17	11.2	2.12
	孩子数量	1	6	2.11	1.01	2.17	1.03	2.11	0.99
	户籍状况								
	本地（非本地=0）	0	1	2259	24.73%	1304	25.12%	955	24.23%
	获得津贴的难度变化								
	增加（没增加=0）	0	1	4186	45.83%	2460	47.39%	1726	43.78%
	服务的平台数量								
	一个（一个以上=0）	0	1	8400	91.97%	4755	91.94%	3655	92.72%
	平台收入依赖程度								
	大（占总收入 50%及以上）								
	（一般（占总收入 50%以下）=0）	0	1	6487	71.03%	4052	78.06%	2435	61.77%



$$Probit(i = 1) = Prob(Workhurt^* > 0) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 DailyHour_i + \beta_2 Individual_i + \beta_3 Family_i + \beta_4 Regulation_i + \beta_5 Work_i + \beta_6 Others_i + \mu_i) \quad (2)$$

当 $Workhurt^* > 0$ 时, 被解释变量取值为 1, 当 $Workhurt^* \leq 0$ 时, 被解释变量取值为 0。其中, $Workhurt_i$ 表示个体曾否发生职业伤害的虚拟变量; $DailyHour_i$ 主要衡量核心解释变量——个体的日接单时长; $Individual_i$ 表示个体人口学基本特征 (性别、年龄、受教育程度); $Family_i$ 衡量控制的个体因素 (婚姻状况和子女数量); $Regulation_i$ 衡量制度层面的因素, 本研究中特指户籍制度; $Work_i$ 衡量 $Workhurt$ 量工作特征因素, 本研究中特指个体在平台津贴获取的难度变化、个体对平台的收入依赖程度以及服务的平台数量; $Others_i$ 表示控制的其他变量 (包括城市变量)。由于本研究的核心解释变量是个体层面变量, 所以在估计中使用个体层面的聚类标准误进行相关显著性检验。

(2) 工具变量法。工作时长与职业伤害之间存在内生性问题, 会引发估算偏误, 无法反映实际因果效应^[41]。本研究的内生性问题主要来自于遗漏变量问题, 即个体受到职业伤害的概率可能与其性格和风险控制能力等不可直接衡量的因素相关, 因而导致遗漏变量问题。本研究选取相应的工作变量来解决可能存在的内生性和遗漏变量问题。工具变量选取思路与戴默杰 (Demurger) 等的思路^[42]类似, 本研究选取“疫情是否影响骑手的工作时间”作为工具变量, 其原因在于突发的疫情能够影响骑手的工作时间, 可能延长或者降低骑手日接单时长, 但与骑手是否发生职业伤害却没有必然的联系, 同时满足相关性和外生性的两个条件。鉴于以上, “疫情是否影响骑手的工作时间”将作为本研究的工具变量来解决可能存在的内生性和遗漏变量的问题。

(3) 影响机制分析。为了深入探索骑手的日接单时长对发生职业伤害的影响机制, 本研究在个体层面引入平台工作压力作为中介变量, 工作压力中介自变量 (日接单时长) 和因变量 (曾否发生职业伤害) 之间的关系如图 1 所示。

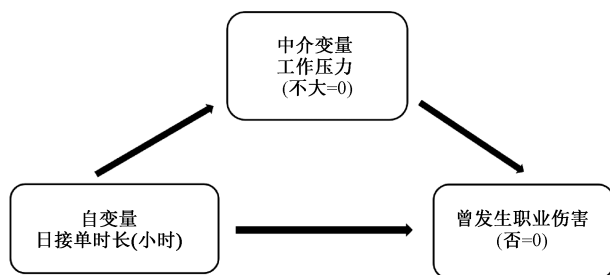


图 1 中介效应模型

基于巴隆 (Baron) 等提出的检验中介变量最传统的方法^[43], 本文建立回归方程如下:

$$Workhurt_i = c_0 + c_1 DailyHour_i + c_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Pressure_i = \alpha_0 + \alpha_1 DailyHour_i + \alpha_2 Z_i + \delta_i \quad (4)$$

$$Workhurt_i = b_0 + c_1' DailyHour_i + b_1 Pressure_i + b_2 Z_i + \rho_i \quad (5)$$

其中, $Pressure_i$ 代表中介变量, Z 代表控制变量。方程 (3) 的系数 c_1 为日接单时长对



职业伤害发生与否的总效应; 方程 (3) 的系数 a_1 为日接单时长对中介变量——工作压力的效应; 方程 (4) 的系数 b_1 是在控制其他变量的影响后, 中介变量对职业伤害的效应; 系数 c_1' 是在控制中介变量的影响后, 日接单时长对职业伤害发生与否的效应。中介效应通常用三种方法进行检验, 分别为逐步法、Sobel 检验法以及 Bootstrap 法。研究采用逐步法进行检验。用逐步法进行检验的条件是: 系数 c_1' 、 a_1 、 b_1 都达到显著水平。若 a_1 、 b_1 有一个不显著, 就要继续进行 Sobel 检验。

(4) 调节效应分析。调节变量是一种影响自变量对因变量作用强度和方向的变量。本研究旨在证明骑手参与平台的动机能够调节日接单时长和曾否发生职业伤害之间的关系 (见图 2)。

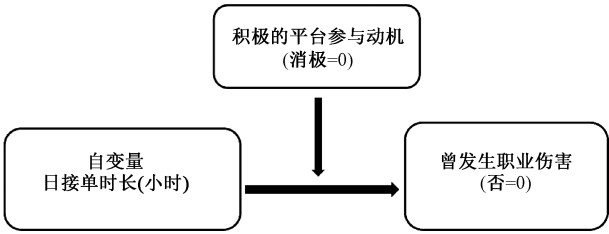


图 2 调节效应模型

平台参与动机作为调节变量在此处的意义在于可以识别日接单时长 (自变量) 对职业伤害发生 (因变量) 的边界条件。本研究引入平台参与动机这个新的调节变量是对已有研究和理论作出边际贡献的重要切入点^[44]。

四、实证结果分析

1. 工作时长对职业伤害的影响

(1) 基本回归结果。本研究首先采用二元 Probit 模型来估计骑手的工作时间对职业伤害状况的影响。表 4 分别给出了骑手的日接单时长对其曾否发生职业伤害的影响的总体回归结果及边际效应分析结果。研究采用分步回归, 模型 1 只加入了除核心解释变量以外的个体、家庭特征和制度因素, 模型 2 则进一步加入了部分工作特征因素, 模型 3 是考虑了所有控制因素的总体回归。所有模型均控制了城市变量。

不考虑工作特征因素的模型 1 回归结果显示, 日接单时长和其平方项分别在 1% 和 5% 的水平上显著 (系数分别为 0.0867 和 -0.0024), 表明骑手的日接单时长与其职业伤害的发生呈倒“U”型关系, 即职业伤害随着骑手的日接单时间的延长而增加, 但超过一定阈值以后, 会随时间延长而减少。然而, 加入了部分工作特征因素 (服务平台的数量和收入依赖程度) 以后, 这种倒“U”型关系便消失了, 但接单时长仍与职业伤害正相关。控制了个体、家庭、制度、工作所有因素的总回归结果显示, 骑手接单时长与其职业伤害的发生在 1% 的水平上显著正相关, 骑手的日接单时长每增加 1 小时, 其发生职业伤害的概率便提高 2.03%。结果受到已有文献的支持, 个体在长时间工作以后, 自我控制能力便会耗竭^[4], 精

表 4 日接单时长与职业伤害状况的 Probit 回归结果

变量	模型 1 个体特征回归		模型 2 个体、工作特征回归		模型 3 总体	
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	边际效应
日接单时长	0.0867*** (0.0187)	0.0330*** (0.0071)	0.0536*** (0.0191)	0.0202*** (0.0072)	0.0537*** (0.0191)	0.0203*** (0.0072)
日接单时长 ²	-0.0024** (0.0009)	-0.0009** (0.0004)	-0.0014 (0.0009)	-0.0005 (0.0004)	-0.0014 (0.0009)	-0.0005 (0.0004)
年龄	-0.0070*** (0.0020)	-0.0027*** (0.0008)	-0.0061*** (0.0020)	-0.0023*** (0.0008)	-0.0062*** (0.0020)	-0.0023*** (0.0008)
性别（女=0）	-0.1162 (0.0773)	-0.0442 (0.0294)	-0.1118 (0.0775)	-0.0422 (0.0293)	-0.1150 (0.0776)	-0.0434 (0.0293)
婚姻状况（未婚或离异=0）	-0.0919*** (0.0351)	-0.0350*** (0.0134)	-0.0817** (0.0352)	-0.0309** (0.0133)	-0.0834** (0.0352)	-0.0315** (0.0133)
孩子数量	0.0402** (0.0163)	0.0153** (0.0062)	0.0459*** (0.0164)	0.0173*** (0.0062)	0.0466*** (0.0164)	0.0176*** (0.0062)
受教育年限	0.0056 (0.0063)	0.0021 (0.0024)	0.0067 (0.0063)	0.0025 (0.0024)	0.0059 (0.0064)	0.0022 (0.0024)
户籍（非本地=0）	0.0301 (0.0318)	0.0115 (0.0121)	0.0322 (0.0319)	0.0122 (0.0121)	0.0357 (0.0319)	0.0135 (0.0121)
服务一个平台（一个以上=0）			-0.1783*** (0.0499)	-0.0674*** (0.0188)	-0.1744*** (0.0499)	-0.0659*** (0.0188)
平台收入依赖大（一般=0）			0.3103*** (0.0356)	0.1173*** (0.0133)	0.3057*** (0.0356)	0.1155*** (0.0133)
获得津贴的难度增加（没增加=0）					0.0627** (0.0270)	0.0237** (0.0102)
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.2913 (0.2008)		-0.1978 (0.2074)		-0.2060 (0.2075)	
观测值	9133	9133	9133	9133	9133	9133
（伪）R ²	0.0287	0.0287	0.0356	0.0356	0.0360	0.0360

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

细思考和自我控制能力便下降，更倾向依赖直觉进行决策，所以冒险行为和冲动决策的可能就会增加^[32]。“自我损耗”下的骑手更可能作出诸如违反交规等偏离行为^[35]，因而增加了其在送餐过程中受到职业伤害的可能。结果受到既有研究的支持^[27-29,39]。

（2）稳健性检验。排除极端情况，骑手的日接单时长越长，接单量可能就越大，因此，日接单量的多寡很大程度上能够体现骑手日接单时间的长短。为了检验主回归结果的显著性，本研究参考陈淑云与周广肃等的做法^[45-46]，采用骑手的日送单量替换日接单时长对职业伤害状况回归，进行稳健性检验。描述性统计结果显示，骑手日均送单 25.3 个，最多者日送单 55 个，最少的骑手也有 5 单。回归结果见表 5。

表 5 的分步回归模型 4、5、6 中，作为日接单时长替代变量的日接单量与骑手受职业伤害的概率在 1% 的水平上显著正相关。总体回归模型 6 显示骑手的日均接单量每增加 1 单，骑手职业伤害的概率就增加 0.35%。以上结论进一步证实了日接单时长对职业伤害显著影响结论的稳健性^[4,27-29,32,39]。

2. 不同收入依赖程度的影响异质性检验

本研究将平台所获收入超过总收入一半以上的骑手定义为对平台收入依赖程度较大的群

表 5 日送单量与职业伤害状况的 Probit 回归结果

变量	模型 4		模型 5		模型 6	
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	边际效应
曾否发生职业伤害（否=0）						
骑手日送单量	0.0142 *** (0.0009)	0.0054 *** (0.0003)	0.0092 *** (0.0011)	0.0035 *** (0.0004)	0.0092 *** (0.0011)	0.0035 *** (0.0004)
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
制度因素	控制	控制	控制	控制	控制	控制
部分工作特征			控制	控制	控制	控制
津贴获取难度增加					控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.0046 (0.1915)		-0.0712 (0.1992)		-0.0777 (0.1993)	
观测值	9133		9133		9133	

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

体，而总收入占比一半以下的则为收入依赖程度一般的人。骑手对平台收入的依赖程度不同，在平台的工作时长也会有所差异，进而影响其职业伤害的发生。收入依赖程度越大的骑手，每日在平台的工作时间便会越长，受到职业伤害的可能也就会越大。表 4 的模型 3 结果显示，平台收入依赖较大者的职业伤害率要比一般依赖者高出 11.55%。那么不同平台收入依赖程度的骑手的工作时长对职业伤害的影响是否存在异质性？

表 6 报告了基于样本总体、平台收入依赖大和一般骑手的职业伤害状况的系数和边际效应回归结果。基于模型 7 和模型 8，研究能够探析日接单时长在两类收入依赖程度骑手中影响效用的不同；模型 9 构造了平台收入依赖程度和日接单时长的交互项，旨在分析接单时长对不同平台收入依赖程度骑手的职业伤害状况影响是否存在显著差异。

模型 9 回归结果显示：两种收入依赖状态下，日接单时长对职业伤害的影响确实存在显著差异，即相同日接单时长下，平台收入依赖较大者发生职业伤害的可能要比平台收入依赖一般者低 0.53%。模型 7 和 8 的结果显示，日接单时长仅显著影响收入依赖一般者的职业伤害状况，二者之间正相关，而并不对收入依赖较大的骑手的职业伤害发生有显著影响。结论与之前认为平台收入依赖较大者的职业伤害可能会更大的推测有所出入，其原因可能是平台收入依赖较大的骑手，其工作存在较大的不稳定性（precarity）^[47]，为了在“不确定中”寻求相对的“确定性”，他们对平台工作可能抱有更认真谨慎的态度与投入更多的精力，会积累更丰富的平台工作经验和保持更高的安全意识与警惕性，所以单位时间发生职业伤害的概率反而更低。而收入依赖较小的个体可能兼职其他工作，工作时间越长，注意力的边际成本就越大，其注意力也就更难以集中，工作中受伤的几率可能更大^[27]。

3. 工具变量模型分析

本研究采用工具变量法解决可能存在的内生和遗漏变量问题^[46]。表 7 是 IVProbit 的回归结果，报告了相应回归变量的边际效应。工具变量采用的是“疫情是否影响骑手的工作时间”。回归结果显示，骑手的日接单时长仍在 1% 的水平上显著提升其职业伤害发生概率，日接单时长每增加 1 小时，骑手遭遇职业伤害的概率就增加 25.58%。这说明即使考虑了内

表 6 职业伤害的收入依赖程度异质性分析

变量	模型 7 平台收入依赖大		模型 8 平台收入依赖一般		模型 9 总体	
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	边际效应
日接单时长	0. 0136 (0. 0362)	0. 0051 (0. 0136)	0. 0540 ** (0. 0240)	0. 0205 ** (0. 0091)	0. 0457 ** (0. 0195)	0. 0173 ** (0. 0074)
日接单时长 * 平台收入依赖大					-0. 0141 ** (0. 0064)	-0. 0053 ** (0. 0024)
平台收入依赖大 (一般=0)					0. 4391 *** (0. 0701)	0. 1658 *** (0. 0263)
日接单时长 ²	0. 0003 (0. 0017)	0. 0001 (0. 0007)	-0. 0010 (0. 0013)	-0. 0004 (0. 0005)	-0. 0005 (0. 0010)	-0. 0002 (0. 0004)
年龄	-0. 0070 *** (0. 0024)	-0. 0026 *** (0. 0009)	-0. 0032 (0. 0038)	-0. 0012 (0. 0014)	-0. 0061 *** (0. 0020)	-0. 0023 *** (0. 0008)
性别 (女=0)	-0. 0970 (0. 0973)	-0. 0364 (0. 0366)	-0. 1072 (0. 1289)	-0. 0408 (0. 0491)	-0. 1085 (0. 0776)	-0. 0410 (0. 0293)
婚姻状况 (未婚或离异=0)	-0. 0406 (0. 0417)	-0. 0152 (0. 0157)	-0. 1818 *** (0. 0666)	-0. 0692 *** (0. 0252)	-0. 0790 ** (0. 0353)	-0. 0298 ** (0. 0133)
孩子数量	0. 0354 * (0. 0197)	0. 0133 * (0. 0074)	0. 0663 ** (0. 0295)	0. 0252 ** (0. 0112)	0. 0452 *** (0. 0164)	0. 0171 *** (0. 0062)
受教育年限	0. 0105 (0. 0078)	0. 0039 (0. 0029)	-0. 0031 (0. 0110)	-0. 0012 (0. 0042)	0. 0064 (0. 0064)	0. 0024 (0. 0024)
户籍 (非本地=0)	0. 0175 (0. 0383)	0. 0066 (0. 0144)	0. 0846 (0. 0582)	0. 0322 (0. 0221)	0. 0339 (0. 0319)	0. 0128 (0. 0121)
服务一个平台 (一个以上=0)	-0. 1166 * (0. 0649)	-0. 0438 * (0. 0244)	-0. 2556 *** (0. 0783)	-0. 0973 *** (0. 0296)	-0. 1717 *** (0. 0500)	-0. 0648 *** (0. 0188)
获得津贴的难度增加 (没增加=0)	0. 0711 ** (0. 0320)	0. 0267 ** (0. 0120)	0. 0483 (0. 0509)	0. 0184 (0. 0194)	0. 0650 ** (0. 0271)	0. 0245 ** (0. 0102)
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0. 1878 (0. 2809)		-0. 1783 (0. 3405)		-0. 2377 (0. 2081)	
观测值	6487	6487	2646	2646	9133	9133
(伪) R ²	0. 0086	0. 0086	0. 0284	0. 0284	0. 0364	0. 0364

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

生性问题之后，个体的日接单时长依旧对职业伤害的发生具有显著的正向效应。

4. 影响机制分析

骑手工时过长会增加其能量消耗，降低其自控能力，产生较大的工作压力^[37-39]。因而工作时长主要是通过工作压力而作用于其职业伤害的发生——更多的工作压力来自更长的工作时间，而压力的增加则会提高个体发生职业伤害的可能。表 8 汇报了工时通过工作压力对骑手职业伤害产生效用的影响机制检验结果：

影响机制检验的第一步先通过二元 Probit 模型用日接单时长回归个体在平台的工作压力，然后再通过 Probit 模型在职业伤害的回归中加入中介变量（工作压力）并观察工时的系数变化。模型

表 7 工作时长与职业伤害：IVProbit

变量	模型 10 边际效应
日接单时长	0. 2558 *** (0. 0813)
个体特征	控制
家庭特征	控制
制度因素	控制
工作特征	控制
城市变量	控制
常数项	-1. 1073 ** (0. 4350)
观测值	9133

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

表 8 影响机制检验结果

变量	模型 11		模型 12		模型 13	
	工作压力		曾否发生职业伤害（否=0）		曾否发生职业伤害（否=0）	
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	边际效应
日接单时长	0. 0247 *** (0. 0028)	0. 0094 *** (0. 001)	0. 0264 *** (0. 0028)	0. 0100 *** (0. 0011)	0. 0226 *** (0. 0029)	0. 0083 *** (0. 001)
工作压力大（不大=0）					0. 4508 *** (0. 0276)	0. 1662 *** (0. 0097)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0. 5562 *** (0. 1998)		-0. 1242 (0. 1995)		-0. 2536 (0. 2017)	
观测值	9133	9133	9133	9133	9133	9133
(伪) R ²	0. 0371	0. 0371	0. 0359	0. 0359	0. 0573	0. 0573

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

11 报告了日接单时长在 1%的水平上显著正向影响骑手的平台工作压力，接单时长每增加一个小时，压力就上升 0. 94%，表明骑手的工作压力会随着工作时间的延长而显著提高。模型 13 结果显示，骑手的工作压力同样在 1%的水平上与其所受职业伤害的可能显著正相关，表明骑手若有较大的工作压力则其遭受职业伤害的概率也会随之提高（边际效应为 0. 1662）。因此，工作压力的中介效用成立。此外，对比模型 12 与模型 13，发现日接单时长对职业伤害影响的边际效应有所降低（从 0. 0100 到 0. 0083），证明了工作压力在工时对职业伤害的影响中起到了部分中介的作用^[37-39]。

5. 调节效应检验

前面验证了工作时长引发的骑手自我损耗会增加其职业伤害发生的推测，接下来主要进行调节效应的探索和检验，以期找到缓解或消除此负效应的途径。已有研究证明，较高的自我动机水平会增强个体抵制自我损耗的意志力^[35,39]。因此，本文推测平台骑手的平台工作动机能够调节工时与职业伤害之间的关系。表 9 报告了有中介的调节效应检验及结果。

本文构建了平台工作参与动机（调节变量）与日接单时长的交互

表 9 调节效应检验结果

变量	模型 14	
	系数	边际效应
日接单时长	0. 0345 *** (0. 0049)	0. 0130 *** (0. 0018)
积极的平台参与动机（消极=0）	0. 0361 (0. 0655)	0. 0136 (0. 0247)
日接单时长 * 积极的平台参与动机	-0. 0104 * (0. 0054)	-0. 0039 * (0. 0020)
其他变量	控制	控制
城市变量	控制	控制
常数项	-0. 1523 (0. 2042)	
观测值	9133	9133
(伪) R ²	0. 0366	0. 0366

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

项。模型 14 是加入了作为调节变量的平台参与动机和动机与接单时长交互项的回归结果。结果显示，相同工作时长下，持积极动机个体的职业伤害概率要比消极者低 0. 39%，结论在 10%的水平上显著，验证了本研究推测和已有文献观点：骑手积极的动机能够负向调节接单时长对职业伤害发生的正向影响。因此，工作动机能调节接单时长对职业伤害的影响，

积极的动机能够降低职业伤害发生的几率^[35,39]。

由以上分析可推测，相同工作时长持不同工作动机骑手的职业伤害发生率或具显著差异性。为验证这一推测，基于不同工作动机分组的回归结果见表 10。

表 10 不同工作动机的分组分析				
变量	模型 15 积极动机		模型 16 消极动机	
	系数	边际效应	系数	边际效应
日接单时长	0. 0209 *** (0. 0033)	0. 0077 *** (0. 0012)	0. 0279 *** (0. 0057)	0. 0100 *** (0. 002)
工作压力大（不大=0）	0. 4308 *** (0. 0315)	0. 1599 *** (0. 0112)	0. 5159 *** (0. 0593)	0. 1844 *** (0. 0201)
其他变量	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-0. 3235 (0. 2362)		-0. 0605 (0. 3931)	
观测值	6978	6978	2155	2155
（伪）R ²	0. 05	0. 05	0. 0882	0. 0882

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

模型 15 和模型 16 分别是积极和消极动机者的回归分析结果，研究发现不同工作动机骑手的接单时长影响具有差异性——接单时长每增加 1 小时，积极动机者的职业伤害发生率为 0. 77%，而消极者的职业伤害概率略高（为 1%），影响均在 1% 的水平上显著。再次印证了骑手的就业心态和心理健康水平在其工作过程中实际扮演着非常重要的角色——能够降低其遭受职业伤害的可能性^[35,39]。

6. 门槛效应检验

为了进一步探究日接单时长对职业伤害的非线性影响，采用门槛回归进行实证检验^[48]。对模型 3 进行门槛效应检验，发现显著通过了单一门槛，选择单一门槛模型进行分析。截面门槛模型相应的估计结果如表 11 所示。

表 11 汇报了个体日接单时长与职业伤害发生概率在上下区间均显著为正，日接单时长与职业伤害之间存在显著的正向非线性关联，门槛值为 2。具体而言，当日接单时长低于 2 小时时，个体工时延长引发职业伤害的概率（系数为 0. 0262）要大大低于日接单大于等于 2 小时的情况（系数为 0. 0463）。

表 11 门槛模型回归结果	
变量	模型 17
日接单时长<2	0. 0262 *** (0. 0043)
日接单时长≥2	0. 0463 *** (0. 0047)
观测值	9133

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误。

五、进一步讨论——未来决策与制度期待

职业伤害会给零工和平台带来怎样的影响，是否会在主观上影响到骑手的未来工作决策和其对政府和平台企业的需求与期待？表 12 汇报了职业伤害对骑手未来工作决策（是否继续从事骑手工作）的影响以及职业伤害对个体就社保制度改善问题对平台和政府期待的影响。

表 12 骑手未来工作决策和制度期待

变量	模型 18		模型 19		模型 20	
	继续骑手工作		平台改善社保制度		政府改善社保制度	
	系数	边际效应	系数	边际效应	系数	边际效应
曾否发生职业伤害 (否=0)	-0. 1979 *** (0. 0276)	-0. 0750 *** (0. 0104)	0. 1388 *** (0. 0272)	0. 0539 *** (0. 0105)	0. 0594 ** (0. 0276)	0. 0223 ** (0. 0103)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0. 5814 *** (0. 2004)		-0. 4361 ** (0. 1972)		0. 0944 (0. 2027)	
观测值	9133	9133	9133	9133	9133	9133
(伪) R ²	0. 0341	0. 0341	0. 0214	0. 0214	0. 0049	0. 0049

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为标准误。

针对受过职业伤害者是否未来继续做骑手的问题, 模型 18 结果显示曾发生过职业伤害的人比未曾受过职业伤害者未来做骑手的倾向在 1% 的水平上显著低 7. 5%, 即受过职业伤害的人未来很可能更易放弃骑手工作, 这是因为“自我损耗”增加了骑手的低未来取向性^[32] 和工作投入^[33]。模型 19 和 20 一致体现了曾发生过职业伤害的骑手会更希望平台和政府在未来能够关注社会保障制度的改善工作^[8], 且对平台的期待和需求要远高于政府。

六、结论与建议

1. 研究结论与贡献

零工就业的灵活、自由特征在帮助劳动者获得更多就业选择和更丰富的收入来源的同时, 也引发了一系列风险与隐患, 职业伤害就是其中之一。特别是对技能水平需求相对较低的外卖领域, 成为职业伤害的“重灾区”。职业伤害的发生直接影响了外卖骑手的身心健康和生命安全, 由此导致的大量劳动争议、诉讼赔偿以及骑手的流失也使平台企业头痛不已。短期来看, 这不利于零工群体和平台企业双方利益的实现与保障; 长远来看, 这一矛盾会严重阻碍零工经济、社会经济的稳定运行和可持续发展。现有零工经济领域研究对职业伤害发生的溯源分析仍然欠缺。为了填补这一空白, 本文旨在拓展自我损耗理论的应用边界至数字时代的基础技能零工群体——外卖骑手, 提出类似外卖骑手的基础技能零工过长时间工作带来的自我损耗会增加其职业伤害的可能。

通过对平台外卖骑手数据的分析, 得出以下结论: 首先, 包括骑手在内的基础技能零工的接单时长与其职业伤害发生概率呈非线性正相关, 通过工具变量方法和稳健性检验处理遗漏变量等内生性问题以后, 结论仍然稳健。因此, 存在由于长时间工作致使零工“自我耗竭”, 降低自我控制的能力, 由此导致的偏离、非理性行为提高了其经受职业伤害的可能, 即个体的接单时间越长, 越有可能受到职业伤害, 但存在 2 小时“门槛”, 超过 2 小时以后, 相同工时延长所受职业伤害的概率加倍。其次, 得益于更为丰富的工作经验下产生的较高的安全意识和警惕性, 平台收入依赖较大的群体职业伤害的可能性要显著低于依赖一般者。进一步地, 基础技能零工的接单时间部分借由其工作压力产生效用, 且平台工作参与动机能够对影响起到调节作用, 持积极动机者的职业伤害率要显著低于消极动机者。最后的深



入探索发现,曾发生过职业伤害的个体,未来继续从事平台工作的倾向显著降低,并对平台和政府改善相关的社保机制抱有一定的期待。

《中华人民共和国劳动法》规定“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”,“用人单位不得违反本法规定延长劳动者的工作时间”。然而,零工群体并不归属当下我国劳动法保护范畴,不在劳动关系认定框架之下,加之平台通过算法呈现给基础技能零工工作者精心设计的“游戏化”工作模式,是导致个体工时“被延长”的主要原因。超长时间的工作则给他们带来了更大的工作压力和与之相关更高频的职业伤害。特别是以骑手为代表的基础技能零工,由于自身技能水平和专业化程度不高,相较于中、高技能者,这部分人的工作准入门槛低,多从事较辛苦的“体力活”^[26],工作中会更易遭受职业伤害。此外,由于低技能化,他们单位时间收入会更低,受伤后的治疗费用与务工损失对其来说都是难以承担的。因此,亟须从国家与地方政府层面、平台企业层面以及零工工作者自身出发,找到问题的应对机制和解决办法。

2. 启示与建议

新时期,保障零工等新就业形态劳动者权益就是稳定就业、改善民生、加强社会治理所要解决的重大课题。根据结论,本研究提出以下建议。

国家和地方层面,一是要健全劳动者权益保障制度,推动将不完全符合确立劳动关系情形的诸如零工等平台就业者纳入制度保障范围。二是强化职业伤害保障,以出行、外卖、即时配送、同城货运等行业的平台企业为重点,组织开展平台灵活就业人员职业伤害保障试点,采取“政府主导、信息化引领和社会力量承办相结合的方式,建立健全职业伤害保障管理服务规范和运行机制”。鼓励平台企业通过购买人身意外、雇主责任等商业保险,提升平台灵活就业人员保障水平。三是要完善休息制度,推动行业明确劳动定员定额标准,科学确定劳动者工作量和劳动强度,督促企业按规定合理确定休息办法。具体到责任落实,各地区要加强组织领导,切实做好新就业形态劳动者权益保障各项工作。人力资源和社会保障部、国家发展改革委员会、最高人民法院全国总工会、全国总工会等部门等单位要做到协同合作,将保障劳动者权益纳入数字经济协同治理体系,健全劳动者权益保障联合激励惩戒机制,完善相关政策措施和司法解释。各级法院和劳动争议调解仲裁机构要加强劳动争议办案指导和协调,使相关裁审衔接机制保持畅通,根据用工事实认定企业和劳动者的关系,依法依规处理新就业形态劳动者劳动保障权益案件。各级人力资源和社会保障行政部门要加大平台劳动保障监察力度,加强治理违法超时加班等突出问题。各级工会要加强组织和工作有效覆盖,监督平台用工责任的履行^[3]。

就平台企业来说,要建立并完善职业伤害的“事前预防、事后保障”机制。第一,加强零工的工作自主性和物质与精神激励,增强其意志力水平,减少劳动过程中的“自我损耗”^[39]。第二,加强对零工的职业伤害保障。企业应当按规定积极主动参加平台灵活就业人员职业伤害保障试点,可通过购买人身意外、雇主责任等商业保险,提升零工群体保障水平。第三,完善平台工作时间、休息休假等与劳动者权益直接相关的规制和管理算法。根据《关于维护新就业形态劳动者劳动保障权益的指导意见》,企业应建立相应的工时和休息制



度,科学确立平台零工的工作量与劳动强度,合理订立休息办法,不得制定损害零工安全健康的考核指标,过程中应充分吸收工会或劳动者代表的意见建议^[3]。第四,企业要严格遵守安全生产相关法律法规,建立、健全安全生产规制和流程,落实全员安全生产责任制,为零工配备必要的劳动安全、防护工具,定期监控和检察劳动的安全与合规状态,加强安全教育培训。第五,重视零工身心健康,及时开展心理疏导。企业可建立心理咨询等相关部门,为零工提供定期或不定期的心理疏导,提高其工作积极性的同时降低工作压力和负面情绪,为平台劳动力“蓄水池”守住“出水口”^[49]。

就基础技能零工群体本身来说,一是要树立对平台工作的正确态度和认知,培养积极的工作动机和良好的工作态度。二是要劳逸结合,适当降低工作压力。三是要保持较高的安全意识和规范意识,无论是否依赖平台收入而长期从事平台工作,都要严格遵守工作规则和平台规范。四是要逐步树立意外伤害保险意识,主动参保缴费。

最后,本文认为平台精心算法设计背后的“推手”其实是一个缺乏“稠密度”的零工工作市场。现阶段的零工市场仍处于发展初期,不够“稠密”,“工作连续性”得不到保障,平台便通过对骑手的算法控制与“游戏激励”使其“被动”延长工作时间以弥补零工市场“密度”不足的缺憾。针对“稠密度”不足的问题,国家、地方政府和平台企业要合力通过实践和科学分析,得出最适合特定零工市场供需匹配的“稠密度”,在此基础上进行相关政策的制定与实施和内外基础设施的建立与完善,保证数字工作市场“稠密度”的前提下,又不致其“阻塞”,如此才能实现数字零工匹配市场的更高效运行和人力资本的更优化配置。

参考文献:

- [1] 中国互联网络信息中心. 第 48 次中国互联网络状况发展统计报告 [EB/OL]. (2021-09-15). [2021-12-15]. http://www.cnnic.cn/hlwfyj/hlwzbg/hlwjbg/202109/t20210915_71543.htm.
- [2] 美团研究院. 2019 年及 2020 年疫情期美团骑手就业报告 [EB/OL]. (2020-03-10) [2021-09-11]. <https://about.meituan.com/research/report>.
- [3] 人力资源和社会保障部国家发展改革委,交通运输部,等. 关于维护新就业形态劳动者劳动保障权益的指导意见 [EB/OL]. (2021-07-16) [2021-12-15]. http://www.mohrss.gov.cn//xxgk2020/fdzdgknr/zcfg/gfxwj/ldgx/202107/t20210722_419091.html.
- [4] HAGGER M S, WOOD C, STIFF C, CHATZISARANTIS C. Ego depletion and the strength model of self-control: a meta-analysis [J]. Psychological Bulletin, 2010, 136 (4): 495-525.
- [5] MULCAHY D. The gig economy [M]. New York: American Management Association, 2017: 34.
- [6] CUPER N D, JONG J D, WITTE H D. Literature review of theory and research on the psychological impact of temporary employment: towards a conceptual model [J]. International Journal of Management Reviews, 2008, 10 (1): 25-51.
- [7] 杨伟国,王琦. 数字平台工作参与群体:劳动供给及影响因素——基于 U 平台网约车司机的证据 [J]. 人口研究, 2018 (4): 78-90.
- [8] 詹婧,王艺,孟续铎. 互联网平台使灵活就业者产生了分化吗? ——传统与新兴灵活就业者的异质性 [J]. 中国人力资源开发, 2018 (1): 134-146.



- [9] GANDINI A. Labour process theory and the gig economy [J]. Human Relations, 2018, 72 (6): 1039-1056.
- [10] WU Q J, ZHANG H, LI Z, LIU K. Labor control in the gig economy: evidence from Uber in China [J]. Journal of Industrial Relations, 2019, 61 (3): 574-596.
- [11] MONTEITH W, & GIESBERT L. “When the Stomach is full we look for respect”: perceptions of “Good Work” in the urban informal sectors of three developing countries [J]. Work, Employment and Society, 2017, 31 (5): 816-833.
- [12] KATZ L F, KRUEGER A B. The rise and nature of alternative work arrangements in the United States, 1995-2015 [J]. ILR Review, 2019, 72 (2): 382-416.
- [13] HUNT A, SAMMAN E. Gender and the gig economy: critical steps for evidence-based policy [EB/OL]. (2019-09-07) [2022-01-01]. <https://www.odion.org/publications/11272-gender-and-gig-economy-critical-steps-evidence-based-policy>.
- [14] DOKKO J, MUMFORD M, SCHANZENBACHS D W. Workers and the online gig economy: a hamilton project framing paper [EB/OL]. (2016-09-01) [2021-12-15]. www.brookings.edu/wpcontent/uploads/2016/07/workers_and_the_online_gig_economy.pdf.
- [15] GEHL R W. The archive and the processor: the internal logic of Web 2.0 [J]. New Media & Society, 2011, 13 (8): 1228-1244.
- [16] FIESELER C, BUCHER E, HOFFMANN C P. Unfairness by design? the perceived fairness of digital labor on crowdworking platforms [J]. Journal of Business Ethics, 2019, 156 (4): 987-1005.
- [17] NAKATSU R T, GROSSMAN E B, IACOVU C L. A taxonomy of crowdsourcing based on task complexity [J]. Journal of Information Science, 2014, 46 (6): 823-834.
- [18] GREENWOOD S, BURTCH Q, CARNAHAN B N. Economic and business dimensions of unknowns of the gig-economy [J]. Communications of the ACM, 2017, 60 (7): 27-30.
- [19] FARRELL D, FIONA G. Paychecks, Paydays, and the Online Platform Economy (JP Morgan Research Report) [EB/OL]. (2016-10-13) [2021-10-09]. <https://www.jpmorganchase.com/corporate/institute/document/jpmc-institute-volatility-2-report.pdf>.
- [20] 丁晓东. 平台革命、零工经济与劳动法的新思维 [J]. 环球法律评论, 2018 (4): 87-98.
- [21] 娄宇. 新业态从业人员职业伤害保障的法理基础与制度构建——以众包网约配送员为例 [J]. 社会科学, 2021 (6): 20-29.
- [22] 朱小玉. 新业态从业人员职业伤害保障制度探讨——基于平台经济头部企业的研究 [J]. 华中科技大学学报, 2021 (2): 32-40.
- [23] KELLOGG K C, MELISSA A V, ANGELE C. Algorithms at work: the new contested terrain of control [J]. Academy of Management Annals, 2020, 14 (1): 366-410.
- [24] ROSENBLAT A, STARK L. Algorithmic labor and information asymmetries: a case study of Uber’s Drivers [J]. International Journal of Communication, 2016 (10): 3758-3784.
- [25] 魏巍, 刘贝妮, 凌亚如. 平台工作游戏化对网约配送员工作卷入的“双刃剑”影响——心流体验与过度劳动的作用 [J/OL]. 南开管理评论: 1-18 [2022-04-25]. <http://ifgga60aabc7d15084b00h5ukoq500fqun6fk6.fhaz.libproxy.ruc.edu.cn/kcms/detail/12.1288.F.20210910.0901.002.html>.
- [26] 郑祁, 张书琬, 杨伟国. 零工经济中个体就业动机探析——以北京市外卖骑手为例 [J]. 中国劳动关系学院学报, 2020 (5): 53-66.
- [27] LEE J, LEE Y K. Can working hour reduction save workers? [J]. Labour Economics, 2016, 40: 25-36.
- [28] DEMBE A E, ERICKSON J B, DELBOS R G, BANKS S M. The impact of overtime and long work hours on occupational



- injuries and illnesses: new evidence from the United States [J]. *Occupational and Environmental Medicine*, 2005, 62 (9): 588-597.
- [29] WAGSTAFF A S, LIE J S. Shift and night work and long working hours: a systematic review of safety implications [J]. *Scandinavian Journal of Work Environment and Health*, 2011, 37 (3): 173-185.
- [30] BAUMEISTER R F, BRATSLAVSKY E, MURAVEN D M. Ego depletion: is the active self a limited resources [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1998, 74 (5): 1252-1265.
- [31] BAUMEISTER R F, VOHS K D, TICE D M. The strength model of self-control [J]. *current directions in psychological science*, 2007, 16 (6): 351-355.
- [32] JIMURA K, CHUSHAK M S, BRAVER T S. Impulsivity and self-control during intertemporal decision making linked to the neural dynamics of reward value representation [J]. *Journal of Neuroscience*, 2013, 33 (1): 344-357.
- [33] SCHMEICHEL B J, VOHS K D, BAUMEISTER R F. Intellectual performance and ego depletion: role of the self in logical reasoning and other information processing [J]. *Journal of Personality Social Psychology*, 2003, 85 (1): 33-46.
- [34] MURAVEN M, BAUMEISTER R F. Self-regulation and depletion of limited resources: does self-control resemble a muscle? [J]. *Psychological Bulletin*, 2000, 126 (2): 247-259.
- [35] DEWALL C N, BAUMEISTER R F, STILLMAN T F, GAILLIOT M T. Violence restrained: effects of self-regulation and its depletion on aggression [J]. *Journal of Experimental Social Psychology*, 2007, 43 (1): 62-76.
- [36] CHRISTIAN M S, ELLIS A P J. Examining the effects of sleep deprivation on workplace deviance: a self-regulatory perspective [J]. *Academy of Management Journal*, 2011, 54 (5): 913-934.
- [37] SCHMIDT K H, DIESTEL S. Differential effects of decision latitude and control on the job demands-strain relationship: a cross-sectional survey study among elderly care nursing staff [J]. *International Journal of Nursing Studies*, 2011, 48 (3): 307-317.
- [38] SPARKS K, COOPER C, FRIED Y, SHIROM A. The effects of hours of work on health: a meta-analytic review [J]. *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, 1997, 70 (4): 391-408.
- [39] MURAVEN M, SLESSAREVA E. Mechanisms of self-control failure: motivation and limited resources [J]. *Personality Social Psychology Bulletin*, 2003, 29 (7): 894.
- [40] 陈龙. “数字控制下”的劳动秩序——外卖骑手的劳动控制研究 [J]. *社会学研究*, 2020 (6): 113-135.
- [41] 胡安宁. 倾向值匹配与因果推论: 方法论述评 [J]. *社会学研究*, 2012 (1): 221-242, 246.
- [42] DEMURGER S, XU H. Return migrants: the rise of new entrepreneurs in rural China [J]. *World Development*, 2011, 39 (10): 1847-1861.
- [43] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [44] 张莉, 林与川. 实验研究中的调节变量和中介变量 [J]. *管理科学*, 2011 (1): 108-116.
- [45] 陈淑云, 杨建坤. 住房是否影响了居民健康? ——来自中国综合社会调查 (2015) 的实证分析 [J]. *华中师范大学学报 (人文社会科学版)*, 2015 (5): 55-64.
- [46] 周广肃, 谭华清, 李力行. 外出务工经历有益于返乡农民工创业吗 [J]. *经济学 (季刊)*, 2017 (2): 793-814.
- [47] SUTHERLAND W, JARRAHI M H, DUNN M. Work precarity and gig literacies in online freelancing [J]. *Work, Employment and Society*, 2020, 34 (3): 457-475.
- [48] 郭瑞兵, 赵军. 工业互联网发展对中国制造业升级影响的门槛效应检验 [J]. *统计与决策*, 2022 (4): 135-138.
- [49] 赵磊, 韩玥. 跨越企业边界的科层控制——网约车平台的劳动力组织与控制研究 [J]. *社会学研究*, 2021 (5): 71-90.



Working Hours and Occupational Injuries of Basic-skilled Digital Gig Workers: Empirical Evidence From Food Delivery Riders

ZHENG Qi, ZHAN Jing, FENG Xiliang

(School of Labor and Economics, Capital University of Economics and Business,
Beijing 100070, China)

Abstract: Under the gig economy, the flexibility of working time and space brings about more employment model choices and income sources for workers, but also causes many problems and uncertainties, among which the issue of occupational injury has attracted much attention. In particular, basic-skilled gig workers have become the “hardest hit area” for occupational injuries. However, the existing gig economy related literature seldom traces the source of occupational injuries, which guarantees the rights and interests of gig workers, increases their stickiness to platforms, reduces labor disputes and litigation costs faced by the platforms, and also has a positively significant impact on the sustainable development of gig economy and society as whole. Based on the “ego depletion theory” and the data from 9133 delivery riders on the platform, this research, via the binary Probit model, analyzes the influence and mechanism of action of basic-skilled gig workers’ daily working hours on occupational injuries. As long working hours reduce the basic-skilled gig workers’ self-control ability, leading to the deviation and irrational behavior, which increases the possibility of workers’ occupational injury, but it shows a nonlinear correlation. After handling the problems of endogenous and missing variables through instrumental variable method and robustness test, the conclusion is still robust. Compared with gig workers with less platform income dependence, those with more income dependence are less likely to have occupational injuries. However, work participation motivation, which is the boundary condition, can moderate effects above. The occupational injury rate of those with positive motivation is significantly lower than that of those with negative motivation. In-depth exploration found that individuals who have experienced occupational injuries have a significantly lower willingness to continue to engage in gig work in the future, and have certain expectations for the platform and the government to improve related social security mechanisms. Finally, based on the research conclusions, this study puts forward relevant policy and platform management suggestions.

Keywords: gig economy; working hours; occupational injuries; ego depletion theory; food delivery riders