

“打工人”的烦恼：超时劳动、工作压力与生活质量研究

郭小弦¹, 沈慧²

(1. 西安交通大学, 陕西 西安 710049; 2. 复旦大学, 上海 200433)

摘要:近年来, 互联网频繁讨论的“打工人”和“996”现象折射出职场中日益严重的超时劳动问题。对全国范围的代表性数据分析发现, 现阶段, 我国有一半以上的劳动者在超时劳动。整体上, 超时劳动对个体生活质量产生了严重威胁: 超时劳动不仅不会提高收入, 反而有损身体健康、降低主观幸福感。进一步的分析表明, 超时劳动对生活质量的的作用后果与过程存在年龄异质性: 超时劳动通过感知到的工作压力这一中介机制传递, 降低了青年劳动者的主观幸福体验, 损害了中老年劳动者的身体健康。以上结论意味着, 通过用人单位和劳动者共同协商, 规范劳动力市场的工作要求, 减少超时劳动现象, 对于提升个体身体健康和主观福祉具有积极意义。

关键词: 超时劳动; 生活质量; 工作压力; 年龄异质性; 中介效应分析

中图分类号: C913.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095-9303(2022)03-0035-12

引言

党的十九大报告明确提出:“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。”生活质量是“美好生活”最直接的体现, 在经济发展和物质生活条件达到一定程度时, 追求生活质量就自然成为社会发展的题中应有之义和发展目

标。然而, 我国劳动力市场长期存在严重的超时劳动问题, 严重损害了劳动者的生活质量。

互联网热议的“打工人”和“996”等网络热词反映了人们高度关注超负荷劳动对生活质量的负面影响。“打工人”是那些起早贪黑、收入微薄但工作辛苦的上班族的自嘲。而“996”代指从每天早上9点一直工作到晚上9点, 每周工作6天的超负荷工作制度。它们是对劳动者超负荷加班现象的高度概括。2018年, 《中国青年报》对1980名

收稿日期: 2022-05-12

基金项目: 教育部人文社科研究青年基金“当代中国居民的主观生活感受研究: 影响机制与变迁趋势”
(17XJC840002)

作者简介: 郭小弦(1986—), 女, 陕西西安人, 西安交通大学人文社会科学学院副教授、实证社会科学研究室研究员, 研究方向: 社会网络分析、社会心态研究。

沈慧(1997—), 女, 湖南株洲人, 复旦大学社会学系2021级博士研究生, 研究方向: 社会分层与流动。

上班族的调查显示,50.7%的受访者称所在企业存在“加班文化”,48.4%的受访者表示每周至少加班一次,53.0%的受访者认为过度加班会损害员工的身心健康。2019年3月27日,某程序员在某托管平台上发起了“996.ICU”项目(指“996”工作制下,劳动者迟早要进重症监护室),引发了数十万平台用户参与的抵制“996”工作制的运动,对超时劳动问题的讨论达到顶峰。2019年4月,马云称“996”为福报的言论更是引发了全民对“996工作制”的讨论,成为当年中国十大网络热点事件之一。2021年8月26日上午,最高人民法院和人社部联手明确指出:“996”严重违法违反法律关于延长工作时间上限的规定。之后,腾讯、快手等多家公司陆续取消“996”工作制。但是,各行各业的劳动者因过度劳动而猝死的事件仍时有发生。在此背景下,对超时劳动的现状、后果及其影响机制进行学术讨论具有重要的现实意义。

整体上看,对于“困在996里的大厂”程序员”“困在系统里的外卖骑手”“困在KPI里的高校青椒”“807工作制的社区干部”等群体来说,加班似乎已经成为一种普遍存在的“工作新常态”。长时间、高强度、超负荷的劳动状态是否会威胁劳动者生活质量的各个方面?同时,不同年龄群组的劳动者因其职业阶段、生理素质与职业动力等存在差异,超时劳动的后果与作用路径是否也会不同?后文将使用具有全国代表性的数据回答这两个问题。

一、理论分析与文献回顾

(一) 超时劳动与生活质量

生活质量的研究由来已久。加尔布雷斯最早提出“生活质量”这一概念,指代人们在生活舒适、便利程度和精神上得到的享受及乐趣^[1]。学者们从不同学科和理论视角出发,对生活质量的观念和指标体系进行界定,尽管尚未形成定

论,但基本达成了一个共识,即生活质量的基本含义和测量会随经济社会发展而变化。随着研究的深入,相关研究也从聚焦客观生活质量逐渐转向关注主观生活质量,从侧重社会群体的生活质量逐渐转向关注个体生活质量^[2]。在“生活质量”研究初期,研究者将官方报告中社区的住房、健康和社会服务率等生活环境指标与个人生活质量挂钩^[3-5]。但客观“生活质量”指标因其脱离居民的个人生活经验和生活状况体验而饱受争议,学者们后来将代表居民主观感受的变量,如幸福感、满意度、主观期望等指标纳入对生活质量的考察中,试图搭建客观与主观相结合的综合指标体系^[2,6-7]。在中国的经验研究中,林南等使用天津千户调查做了最早的尝试,他们从居民的工作、家庭和生活环境三个方面对生活质量进行了详细建构^[8]。在进一步的研究中,林南与卢汉龙明确将生活质量定义为“人们对生活环境的满意程度和对生活的全面评价”,提出生活质量应该是从个体对身心健康状况的评价、对生活的满意度及对于社会的反馈性行为三个层面形成的评估体系^[9]。

梳理已有研究后我们认为,生活质量应是一个既包括经济生活状况,又反映个人心理特征的综合概念。它既包括收入等经济物质条件,也涵盖个体的健康水平与主观感受。现代职业生活在个体的生命历程中占据重要地位,劳动者的收入水平、身体健康、幸福体验都与工作状况直接相关。我们有理由认为,劳动者的工作强度与其个人和家庭的生活质量之间存在紧密联系。已有研究中不乏对工作时长的后果研究,最新的研究中不仅有针对整体的研究^[10-11],也有针对青年群体^[12-13]、农民工群体^[14]、科技工作者^[15]等特殊群体的研究,但研究结论不尽相同。

首先是超时劳动对收入的影响。刘林平等发现低工资率的农民工通过自愿加班来增加劳动收入^[16]。我国劳动力市场存在“长工时低收

人”和“短工时高收入”的现象^[17-18]。同时,超时劳动并不是低收入人群的独有特征。作为初级劳动力市场雇员代表的互联网劳工,享有工作体面、有自主权和收入高等优势条件,但同样困于隐蔽性与高压性的劳动控制,也正在经历“常态化加班”^[19]。

其次是超时劳动对健康的影响。工作时长与身心健康的关系也存在不同的研究结论:哈瑞斯等针对美国的劳动研究发现,每周工作40—60小时之间未对健康产生显著影响,每周工作60小时及以上则会对劳动者的健康产生显著的负向影响^[20]。大部分研究也证明超时劳动加剧了劳动者的健康风险,即超出正常工作时间的劳动者身体水平更差^[10, 21-22]。

最后是超时劳动对主观幸福感的影响。对此,既有研究也给出不同的答案:有研究发现加班会显著降低青年群体的幸福感^[12],也有研究表明工作时长对于幸福感的影响在不同阶段有不同的影响,工作时长与幸福感之间可能是倒U型的关系^[23]。

(二)工作压力与生活质量

在梳理了相关文献后,我们发现已有研究对于工作时长与收入、健康、幸福感等生活质量指标之间的关系皆有待进一步的检验。而造成这一结果的原因很可能是没有厘清其中的影响机制。为此,我们进一步聚焦二者之间的关系,特别是超时劳动对人们生活质量产生影响的途径。

在本文中,我们将重点关注超时劳动带来的直接后果,即劳动者感知到的工作压力。工作时间过长通常会大大增加劳动者的工作压力,其中包括身体压力和心理压力两个维度。一方面,超时劳动使劳动者长时间超负荷工作,身体资源长期损耗,身体逐渐疲劳,生理上承担着巨大的压力^[24-25]。另一方面,由于长时间暴露在高压的工作环境下,工作时间侵蚀休闲时间,劳动者没有

足够时间休息,精神长期处于紧张状态而得不到放松,容易滋生消极情绪,增加心理压力^[24, 26],最后导致工作倦怠等问题。

既有实证研究也探讨了劳动者感知到的工作压力与生活质量之间的关系。具体而言,研究发现劳动者感知到的工作压力与其身体健康呈负相关,即感知到的工作压力越大,身体健康状况越差^[27],而且感知到的工作压力也会负向作用于员工的工作幸福感^[28]。以上实证结果和生活体验都告诉我们,感知到的工作压力不仅是超时劳动带来的后果,它也很有可能是影响生活质量的中间机制。因此,我们将在检验超时劳动与生活质量之间关系的基础上,进一步把感知到的工作压力作为中间机制进行检验,以厘清超时劳动对生活质量的具體影响渠道。

本文关心的另一个问题是,超时劳动的后果和中间机制是否存在年龄异质性。在劳动力市场中,因青年与中老年劳动者在职业发展阶段、身体生理素质与思想观念等方面存在差异,超时劳动导致的工作压力激增在这两个群体中可能会产生不同的后果。新生代农民工与老一代农民工的差异提供了最好的例证:老一代农民工“有工就打”,在恶劣的工作环境下依靠长时间劳动来换取“血汗钱”,而新生代农民工在温饱之外,更关注个人价值的实现和公平感的满足。我们推测,超时劳动带来的身心压力,可能主要损害中老年劳动者的身体健康。而对身体素质普遍较好的青年劳动者而言,他们会更在意超时劳动对个人基本权益的剥夺,因而损害主观上的幸福体验。后文将区分年龄群体,分别讨论超时劳动产生的不同的生活质量后果。

二、实证研究设计

(一)实证数据来源

本研究使用的实证分析数据是中山大学社

会科学调查中心的“中国劳动力动态调查”(CLDS)2014年的全国抽样调查数据,调查样本覆盖中国29个省市,调查对象为样本家庭户中的全部劳动力。该调查采取了多阶段、多层次与劳动力规模呈比例的概率抽样,最终收集了来自401个社区、14214个家庭中的23594个劳动个体样本。数据中关于劳动状况、工作特征、生活质量等核心指标的测量,能够很好地满足本研究的需要^①。本研究将样本限制为处于劳动力年龄(15—64岁)^②、目前有工作且从事非农工作的雇员群体,在排除各相关变量的缺失值后,最终进入本次分析的样本共有4156个。

(二)变量设计

1. 因变量。本研究的因变量为生活质量,具体关注个人层次的生活质量。根据前文的理论和文献回顾,我们对于生活质量变量从个人劳动收入^③、身体健康和主观幸福感三个维度测量。其中,收入变量使用问卷中对劳动者上一年度工资性收入^④的测量,我们对该变量进行了对数化处理。身体健康变量在问卷中是受访者对自己身体健康状况的自评,选项“非常不健康”“比较不健康”“一般”“健康”“非常健康”从1—5赋分。生活幸福感则是经典的主观幸福感的自评题器,用“非常不幸福”“比较不幸福”“一般”“比较幸福”“非常幸福”对总体幸福感的5点测量,从1—5数值越大表示劳动者自我评价越幸福。2. 自变量。本研究的核心自变量是劳动者超时劳动的状况。我们通过劳动者上周的工作时长计算超时劳动的状况。自

1995年1月1日实施的《中华人民共和国劳动法》中,对于标准工时制度以及加班时间有着明确的规定,劳动者的每周工作时间不超过44小时。CLDS的问卷中询问了被访者“上周的工作时长为多少小时”。我们基于此问题构建了一个虚拟变量:上周工作时间大于等于44小时即视为超时劳动,赋值为1;若小于44小时则视为未超时劳动,赋值为0。在对年龄进行操作化时,依据世界卫生组织对青年群体的划分,我们将15—44岁的劳动者视为青年劳动者,45—64岁劳动者作为中老年劳动者。

3. 中介变量。根据前文的理论推断,我们将感知到的工作压力作为超时劳动与生活质量之间的中介变量。我们根据调查中“工作让我感觉身心疲倦”“整天工作对我来说确实压力很大”两个题器,每题选项从“从不”“一年数次或更少”“一月数次”“一周数次”“每天”分别赋值为1—5,两题分数加总表示劳动者压力大小,得分越大则可认为劳动者承受的身心压力越大。

4. 控制变量。本文控制变量可以分为人口特征变量和工作特征变量两类。其中,人口特征变量包括性别、户籍、教育程度、婚姻状况等;工作特征变量包括行业类型、单位性质、技术化程度、工作自主权、所在地区等。由变量描述统计结果可知,近52%的劳动者在上周存在超时劳动(见表1)。这一数据直观地反映了在我国现在的劳动力市场中,超过半数的劳动者正在经历超时劳动,因此对劳动者超时劳动的问题有必要进行深层研究。

①注:限于本研究所有变量的测量,在能够满足研究使用的公开数据中,CLDS2014是最新的可供分析的实证数据。

②按国际一般通用标准,15—64岁属于劳动适龄范围。

③作者同时使用家庭年收入作为因变量对回归方程进行估计,结果与个人劳动收入呈现一致性,在此不做展示。

④此处的“工资性收入”包括所有的工资、各类奖金、补贴,扣除个人所得税、社会保险、住房公积金。

表 1 研究变量的描述统计表 (N = 4156)

| 变量 | 均值 | 标准差 | 说明 | |
|------|-----------|--------|-------|--|
| 因变量 | 收入(对数化处理) | 10.079 | 1.370 | 取值范围[4.605, 13.459] |
| | 身体健康 | 3.958 | 0.812 | 取值范围[1, 5] |
| | 主观幸福感 | 3.851 | 0.865 | 取值范围[1, 5] |
| 解释变量 | 超时劳动 | — | — | 是 = 1(51.97%); 否 = 0(48.03%) |
| | 年龄 | — | — | 青年 = 1(69.39%); 中老年 = 0(30.61%) |
| 中介变量 | 感知到的工作压力 | 5.354 | 2.232 | 取值范围[2, 10] |
| | 性别 | — | — | 男 = 1(57.44%); 女 = 0(42.56%) |
| | 户籍 | — | — | 城市 = 1(46.44%); 农村 = 0(53.56%) |
| | 受教育程度 | — | — | 高中以上 = 1(34.38%); 高中及以下 = 0(65.62%) |
| | 婚姻状况 | — | — | 已婚 = 1(81.50%); 未婚 = 0(18.50%) |
| 控制变量 | 行业类型 | — | — | 知识技术密集型(20.02%); 资本资源密集型(14.75%); 劳动力密集型(65.23%) |
| | 单位性质 | — | — | 体制内 = 1(39.65%); 体制外 = 0(60.35%) |
| | 技术化程度 | — | — | 技术活 = 1(52.14%); 非技术活 = 0(47.86%) |
| | 工作自主权 | — | — | 有完全自主权(9.91%); 有部分自主权(62.90%); 完全无自主权(27.19%) |
| | 所在地区 | — | — | 东部(56.47%); 中部(19.44%); 西部(24.09%) |

(三) 实证分析方法

本研究旨在回答两个问题:整体而言,超时劳动是否会显著影响劳动者生活质量的各个维度对不同年龄群组的劳动者,超时劳动影响生活质量的后果与过程是否存在差异。为回答第一个问题,本文在生活质量为因变量的三个模型中将核心自变量超时劳动和其他控制变量一起进入模型,观察劳动者超时劳动与生活质量指标之间的关系。在回答第二个问题时,本文重点关注感知到的工作压力作为中介机制是否存在,及其在不同年龄群组中的差异。具体的做法是:首先在分年龄组的线性回归基础上,加入压力变量,以初步检验压力对劳动者生活质量的影响。随后,为了准确地检验中介效应是否具有统计显著意义,我们进一步采用了基于回归的 Bootstrap 多重中介检验方法^[29]。Bootstrap 检验法的原理是

从样本数据中重复抽样,根据每次抽样对中介效应进行估计,通过置信区间检验中介效应。本研究中的 Bootstrap 中介分析设定重复抽样的次数为 2000 次,置信度设置为 95%。

三、实证结果分析

(一) 谁在加班:超时劳动的群体差异分析

首先,通过对超时劳动的群体差异分析,来描绘劳动力市场中超时劳动基本状况。如表 2 所示,在人口特征变量方面,青年、男性、农村户籍、教育程度较低的劳动者群体发生超时劳动的比例要显著高于其他群体。同时,超时劳动的分布也因工作特征不同而差异显著——体制外的劳动者超时劳动多于体制内的劳动者;劳动密集型和资本密集型行业劳动者的超时劳动比例远大于技术

密集型行业从业者;从事非技术岗位劳动者超时劳动的比例高于技术岗位劳动者;完全没有自主

权和完全掌握自主权的岗位上的劳动者,超时劳动的比例都比有部分自主权的劳动者高。

表 2 超时劳动的群体差异分析(N = 4156)

| 变量 | 均值 | T 检验 | 变量 | 百分比(%) | 卡方检验 |
|------------------|-------|------------|--------|--------|-------------|
| 年龄 | | | 行业类型 | | |
| 青年 | 0.530 | 1.961 ** | 技术密集型 | 22.00 | 474.306 *** |
| 中老年 | 0.497 | | 资本密集型 | 41.27 | |
| 户籍(1 = 城市) | | | 劳动力密集型 | 63.59 | |
| 城市 | 0.315 | 26.680 *** | 所在地区 | | |
| 农村 | 0.698 | | 东部 | 56.37 | 53.469 *** |
| 婚姻状况(1 = 已婚) | | | 中部 | 50.74 | |
| 已婚 | 0.517 | 0.746 | 西部 | 42.66 | |
| 未婚 | 0.532 | | | | |
| 技术化程度(1 = 技术活) | | | | | |
| 技术活 | 0.465 | 7.460 *** | | | |
| 非技术活 | 0.580 | | | | |
| 性别(1 = 男) | | | 工作自主权 | | |
| 男性 | 0.550 | -4.494 *** | 完全自主权 | 59.22 | 95.079 *** |
| 女性 | 0.479 | | 部分自主权 | 46.21 | |
| 受教育程度(1 = 高中及以上) | | | 完全无自主权 | 62.65 | |
| 高中以上 | 0.269 | 25.164 *** | | | |
| 高中及以下 | 0.651 | | | | |
| 单位性质(1 = 体制内) | | | | | |
| 体制内 | 0.289 | 25.962 *** | | | |
| 体制外 | 0.671 | | | | |

注:双尾检验显著度,*** $p < 0.001$,** $p < 0.01$,* $p < 0.05$,下同。

(二) 超时劳动的后果:超时劳动与生活质量

首先,聚焦超时劳动与生活质量之间的关系。超时劳动是否会影响劳动者的生活质量?表 3 中的模型分别检验了超时劳动对收入、身体健康和幸福感的影响。模型 1 清晰地表明:

当控制了其他控制变量后,超时劳动对收入是正向但不显著的关系,这说明超时劳动并不能带来劳动者收入的增长。即使每周工作 44 小时以上,也不比正常工作的劳动者收入更高、挣得更多^①。

^①考虑到超时劳动可能存在的内生性问题,我们使用倾向值逆概率加权(Propensity Score Weighting)和处理效应模型(Treatment Effect Model)分别对表 3 中的模型进行了稳健性分析,结果与表 3 一致。

与之相反,模型2和模型3的结果则说明超时劳动对劳动者的身体健康和幸福感呈现负向显著的影响,即在控制了个体特征变量和工作特征变量后,超时劳动会有损劳动者的身体健康

($\beta = -0.080, p < 0.01$),且会降低劳动者的幸福感($\beta = -0.088, p < 0.01$)。综上可以得出结论:加班会影响身体健康程度,同时也会影响主观幸福体验,这与我们的日常生活体验相符。

表3 超时劳动与生活质量的回归模型(N = 4156)

| 变量 | 模型1 | 模型2 | 模型3 |
|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| | 收入 | 身体健康 | 幸福感 |
| 是否超时劳动(是=1) | 0.031(0.047) | -0.080**(0.029) | -0.088**(0.030) |
| 年龄组(青年=1) | -0.026(0.047) | -0.165*** (0.029) | 0.005(0.031) |
| 性别(男性=1) | 0.263*** (0.043) | 0.079** (0.026) | -0.103*** (0.028) |
| 户籍(城市=1) | 0.306*** (0.050) | -0.021(0.031) | -0.003(0.032) |
| 教育程度(高中以上=1) | 0.350*** (0.054) | 0.077*(0.033) | 0.099** (0.035) |
| 婚姻状况(已婚=1) | 0.240*** (0.054) | -0.175*** (0.033) | 0.248*** (0.035) |
| 行业类型(参考组:劳动力密集型) | | | |
| 资本资源密集型 | 0.151*(0.062) | 0.020(0.038) | 0.026(0.040) |
| 知识技术密集型 | 0.146*(0.062) | 0.049(0.038) | 0.047(0.040) |
| 单位类型(体制内=1) | 0.080(0.052) | -0.001(0.032) | 0.099** (0.034) |
| 技术化程度(技术活=1) | 0.250*** (0.043) | -0.054*(0.026) | 0.054(0.028) |
| 工作自主权(参考组:完全无自主权) | | | |
| 有部分自主权 | 0.063(0.048) | 0.068*(0.029) | 0.110*** (0.031) |
| 有完全自主权 | -0.094(0.076) | 0.029(0.046) | 0.178*** (0.049) |
| 所在地区(参考组:西部) | | | |
| 中部 | 0.092(0.062) | -0.045(0.038) | -0.032(0.040) |
| 东部 | 0.397*** (0.052) | 0.016(0.032) | 0.066*(0.033) |
| 截距项 | 8.976*** (0.088) | 4.100*** (0.054) | 3.521*** (0.057) |
| R ² | 0.089 | 0.032 | 0.043 |

(三) 超时劳动影响生活质量后果与机制的年龄异质性

验证了超时劳动对生活质量造成的负面影响后,接下来试图回答第二个问题:超时劳动对生活质量的后果与作用机制是否存在年龄异质性。基于前文推断,我们认为工作压力可以作为超时压力作用于劳动者生活质量的中间机制。为此,将全体劳动者分为青年组与中老年组,并在这两个群体中分别检验工作压力这一中介变量发挥何种作用和作用大小,两组结果分别

见表4与表5。

在表4中,我们先检验了超时劳动对青年劳动者生活质量的影响。与总样本结果不同,我们只在模型3中发现,在控制其他变量条件下,超时劳动会降低劳动者的生活幸福感($\beta = -0.107, p < 0.01$)。超时劳动是否会增加工作压力呢?答案是肯定的。模型4表明经历超时劳动的员工,承受的压力显著高于未经历超时劳动员工的工作压力($\beta = 0.950, p < 0.01$)。这既与我们的理论预期相符,也与我们的生活

体验相一致。然而,压力不仅是劳动者超时劳动的结果,也很可能是影响生活质量的原因。为此,当我们把工作压力作为自变量加入因变量为幸福感的模型 5 中时,发现系数均为负向显著($\beta = -0.062, p < 0.001$),即劳动者的压力越大,主观幸福感也会越低。值得注意的是,当模型 5 中加入了工作压力变量后,超时劳动对于身体健康和主观幸福感本身的影响就“消失”了。这是否意味着,对于年轻劳动者而言,超时劳动对主观幸福感的影响,实际上是通过压力这个中介渠道产生作用的呢?为了验证这一猜想,我们使用 Bootstrap 检验法来检验超时劳动、工作压力、生活质量之间的关系。

中介效应模型的分析可以同时考察自变量

与因变量之间的直接关系以及自变量、中介变量、因变量三者之间的间接关系,并根据总效应、直接效应、中介效应的系数和置信区间判断中介效应是否存在、所占比例的大小。表 6 所示,在青年群体中,以劳动者的主观幸福感状况为分析对象,将工作压力作为中介变量建立中介效应模型。由表 6 可知,此时总效应为 -0.048 (Bootstrap 置信区间没有包含 0),中介效应为 0.062 ,且统计显著(Bootstrap 置信区间没有包含 0),中介效应的占比为 55.14% 。同时,我们可以观察到,超时劳动和幸福感之间的直接效应并未通过统计显著性检验。也就是说,在青年劳动者群体中,劳动者超时劳动的状况对其主观幸福感的影响,是通过压力传递的。

表 4 青年群体:超时劳动、工作压力与生活质量的回归模型(N=2884)

| 变量 | 模型1 收入 | 模型2 身体健康 | 模型3 幸福感 | 模型4 工作压力 | 模型5 幸福感 |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| 超时劳动 | 0.049(0.058) | -0.051(0.034) | -0.107**(0.036) | 0.950***(0.091) | -0.048(0.037) |
| 压力 | | | | | -0.062***(0.007) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 截距项 | 8.903***(0.105) | 4.106***(0.061) | 3.530***(0.066) | 5.266***(0.166) | 3.856***(0.076) |
| R ² | 0.088 | 0.023 | 0.048 | 0.069 | 0.071 |

注:控制变量包括性别、户籍、受教育程度、婚姻状况、单位性质、技术化程度、行业类型、工作自主权和所在地区,受篇幅限制不再展示,下同。

表 5 检验的是在中老年劳动者中超时劳动、生活压力与生活质量的关系。依据表 5 中的模型 2 可知,超时劳动会降低劳动者的身体健康($\beta = -0.150, p < 0.01$),同样地,模型 4 显示超时劳动会提高劳动者的工作压力($\beta = 0.748, p < 0.001$),模型 5 表明超时劳动对身体健康的负面影响可能是通过工作压力变量传递的。随后,我们使用 Bootstrap 检验法检验三个变量之间的关系,结果如表 6 所示。由

表 6 可知,此时总效应为 -0.154 (Bootstrap 置信区间没有包括 0),中介效应为 -0.046 且统计显著(Bootstrap 置信区间没有包括 0),中介效应的占比为 29.87% 。同样地,我们观察到超时劳动和身体健康之间的直接效应并未通过统计显著性检验。这意味着,对中老年劳动者而言,超时劳动对于劳动者身体健康的影响也是通过工作压力这一中介渠道传递,并产生影响的。

表5 中老年群体:超时劳动、工作压力与生活质量的回归模型(N=1272)

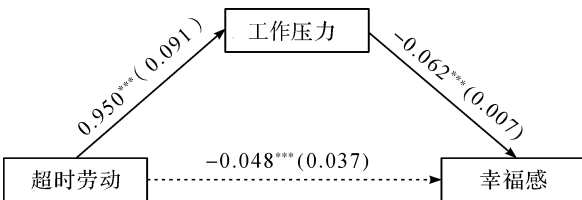
| 变量 | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 | 模型5 |
|----------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 收入 | 身体健康 | 幸福感 | 工作压力 | 身体健康 |
| 超时劳动 | 0.006(0.080) | -0.150**(0.055) | -0.047(0.056) | 0.748*** (0.146) | -0.105(0.055) |
| 工作压力 | | | | | -0.059***(0.010) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 截距项 | 9.179*** (0.194) | 3.841*** (0.133) | 3.587*** (0.135) | 5.223*** (0.353) | 4.151*** (0.142) |
| R ² | 0.104 | 0.021 | 0.039 | 0.066 | 0.045 |

表6 超时劳动、工作压力与生活质量的中介效应分析

| 变量名称 | 青年群体(N=2884) | | 中老年群体(N=1272) | |
|---------------|--------------|------------------|---------------|------------------|
| | 工作压力 | 幸福感 | 工作压力 | 身体健康 |
| 超时劳动(超时劳动=1) | 0.950*** | -0.048 | 0.748*** | -0.105 |
| 工作压力 | | -0.062*** | | -0.059*** |
| 控制变量(略) | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 5.266*** | 3.856*** | 5.223*** | 4.151*** |
| 样本量 | 2884 | 2884 | 1272 | 1272 |
| 拟合度 | 0.069 | 0.071 | 0.070 | 0.045 |
| | 效应系数 | 置信区间 | 效应系数 | 置信区间 |
| 间接效应(X(M(Y))) | -0.059 | [-0.079, -0.043] | -0.046 | [-0.070, -0.026] |
| 直接效应(X(Y)) | -0.048 | [-0.117, 0.025] | -0.108 | [-0.216, 0.001] |
| 总效应 | -0.107 | [-0.177, -0.033] | -0.154 | [-0.263, -0.045] |
| 中介效应占比 | 55.14% | 29.87% | | |

综合以上两个模型的发现,我们可以得到一个超时劳动对生活质量的中介作用路径图(见图1)。

青少年群体(N=2884):



中老年群体(N=1272):

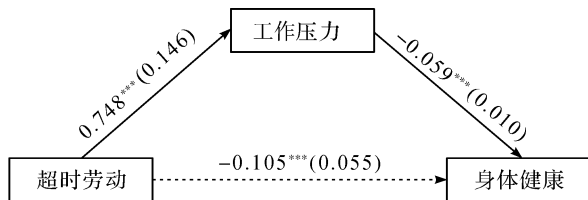


图1 超时劳动对生活质量的中介作用路径图

四、结论与讨论

在工作和生活节奏不断加快的当今社会,超时劳动逐渐成为职场生活的一种“新常态”。研究数据显示,我国有超过一半的劳动者正在经历超时劳动。网上有关“打工人”“996工作制”等职场经历的报道,频频引发社会广泛热议。在这样的社会背景之下,研究超时劳动及其后果具有重要的现实意义。本文基于全国代表性数据展开实证分析,研究最终得到以下主要发现:

第一,从加班比例来看,“打工人”超时劳动在职场较为普遍,加班现象存在群体差异。基于全国代表性样本的调查数据,有52%的劳动者上周存在超时劳动的状况。其中,男性、农村户籍、年轻人、低教育程度的劳动者群体超时劳动的发生比例更高。同时,超时劳动的分布也因工作特征而存在显著差异——体制外的劳动者、劳动密集型和资本密集型行业的劳动者、非技术劳动者的超时劳动比例较高;东部地区的劳动者超时劳动情况最严重。这些群体差异的分布基本与我们的现实生活体验是一致的。有趣的是,完全没有自主权的岗位和完全掌握自主权的岗位,超时劳动的比例都比部分自主权要高,我们推测,这有可能是因为存在自愿加班和非自愿加班两种不同的加班原因。

第二,从加班后果来看,超时劳动与劳动者的生活质量密切相关,对生活质量存在负向影响。概言之,加班并不会带来收入的提高,反而严重影响了劳动者的身体健康和主观幸福体验。即使每周工作超过44小时,也并不比正常工作的人得到更多的收入,却显著降低了身体健康水平和主观幸福感。总体来说,实证数据使得超时劳动的后果清晰地呈现在我们眼前,即“出力不讨好”。

第三,超时劳动的后果与作用机制具有年龄

异质性。尽管超时劳动对于劳动者生活质量的负面影响都是通过感知到的工作压力增加实现的,但是其对不同年龄群组的影响存在差异性。中介效应模型表明,对青年劳动者而言,超时劳动使得感知到的工作压力提升,从而降低劳动者的幸福感;对中老年劳动者而言,超时劳动使得感知到的工作压力提升,从而显著降低劳动者的身体健康。

在加班俨然成为“新常态”的劳动环境中,劳动者对于超时劳动越来越“习以为常”,对于超时劳动带来的后果却需要反思。屡见不鲜的“996”现象及相关事件折射出的超时劳动问题是当前劳动力市场讨论的焦点:一方面,职场生活中,超时劳动的比例如此之高,逐渐成为绝大多数中青年的“工作常态”;但另一方面,超时劳动带来了严重的负向影响,非但不能提升收入,反而会影响身体健康和主观生活体验。追求美好生活是劳动者的共同追求,但长时间、高负荷的工作牺牲了个人和家庭的生活质量。诚然,超时劳动或许能在短期带来工作成果、增加产出,但长期的超时劳动产生的职业倦怠、精神疲劳、对工作丧失热情和兴趣,又何尝不是“得不偿失”呢?超时劳动损害劳动者生活质量,这正是马克思异化理论的例证。尽管现代劳动者与19世纪中期欧洲的劳动工人有着天壤之别,但大规模的加班、牺牲个人和家庭的生活质量,本质上也是劳动过程异化的表现形式之一。

本研究的发现为学界提供了对当前劳动者劳动状况的现实观察和反思、对已有经验研究的补充及相关的政策建议。

第一,本研究提示应特别关注新时期劳动者劳动状况的特征。首先,不稳定就业、灵活就业比例增大。大多数不稳定就业的劳动关系中,雇员自担风险,雇主将就业风险转移给雇员,这也迫使作为雇员的劳动者不得不延长劳动时间以追求工作稳定性。需要关注劳动者中超时劳动的比例和分布状况。其次,数字经济时代,劳动

形式呈现出多样化特征。特别是在疫情背景下,居家办公、远程办公等形式被广泛应用,本质上也是劳动时间的延长。需要特别关注非常态工作的劳动者的心理健康和主观心态状况。同时,平台经济的扩张带来零工经济的增多。零工经济中,劳动者和用人单位之间没有正式的劳动合同,劳动者的劳动时长、社会保障、各类保险都可能是劳动者权益相对薄弱的环节,需要特别保护。

第二,关于超时劳动与生活质量的研究发现,是对现有经验研究的必要补充。现有关于健康、主观幸福感、生活满意度等社会心态的研究中,对影响因素的研究多集中在个体特征和结构特征,既包括经济地位、家庭背景、职业信息等地位结构^[30-31],也包括人际交往结构^[32-33]。未来的研究也应该更加重视劳动时间、工作压力等与工作相关的社会劳动的影响,完善因果推断。

第三,通过本研究结果,我们也获得了一些关于劳动的政策启示。劳动力市场应通过相关政策规范工作时间,例如用人单位应严格遵守《劳动法》中关于工作时长的要求,坚持“以劳动者为本”的管理原则,实行合法适度的工作时间制,为劳动者的工作创造良好的制度环境。而劳动者本人也应努力提升工作效率,避免不必要的加班,主动摆脱超时劳动的工作状态。同时,劳动者在工作中应尽力缓解和释放自己的压力,避免压力导致自己生活质量的下降。此外,努力净化企业工作环境,避免“加班文化”、攀比加班的风气,也是用人单位和劳动者双方共同的责任。

当然,本文还存在一些局限。本研究关注的是超时劳动和生活质量之间的关系,但超时劳动的目的和后果也与工作本身密切相关。如超时劳动与晋升、离职、工作满意度等工作相关指标之间的关系,也是未来我们希望能关注的研究议题。在未来的研究中,我们也期待能够依据行业特征、岗位特征等职业结构信息对加班的不同种类、异质性后果展开深入讨论和研究。

参考文献:

- [1]约翰·肯尼思·加尔布雷思. 富裕社会[M]. 南京:江苏人民出版社,2009.
- [2]SCHNEIDER M. The Quality of Life in Large American Cities:Objective and Subjective Social Indicators[J]. Social Indicators Research, 1975(4):495-509.
- [3]FLAX M J. A Study in Comparative Urban Indicators: Conditions in 18 Large Metropolitan Areas [J]. Washington, D. C: The Urban Institute, 1972.
- [4]SHELDON E B, WILBERT M. Indicators of Social Change [M]. New York: Russell Sage Foundation, 1968.
- [5]GIRT J L. The Geography of Social Well-being in the United States: An Introduction to Territorial Social Indicators[J]. Social Indicators Research, 1974(2): 257-259.
- [6]SHIN D C, JOHNSON D M. Avowed Happiness as an Overall Assessment of the Quality of Life [J]. Social Indicators Research, 1978, 5(1-4): 475-492.
- [7]ANDREWS F M, WITHEY S B. Developing Measures of Perceived Life Quality: Results from Several National Surveys[J]. Social Indicators Research, 1974(1):1-26.
- [8]林南,王玲,潘允康,等. 生活质量的结构与指标——1985年天津千户户卷调查资料分析[J]. 社会学研究, 1987(6): 73-89.
- [9]林南,卢汉龙. 社会指标与生活质量的模型探讨——关于上海城市居民生活的一项研究[J]. 中国社会科学, 1989(4): 75-97.
- [10]李韵秋,张顺. “职场紧箍咒”——超时劳动对受雇者健康的影响及其性别差异[J]. 人口与经济, 2020(1):16-28.
- [11]裴劲松,矫萌. 劳动供给与农村家庭多维相对贫困减贫[J]. 中国人口科学,2021(3):69-81.
- [12]孙中伟,黄婧玮. 加班依赖体制:再探青年农民工过度加班问题[J]. 中国青年研究,2021(8):5-13.
- [13]聂伟,风笑天. 996 在职青年的超时工作及社会心理后果研究——基于 CLDS 数据的实证分析[J].

- 中国青年研究, 2020(5):76-84.
- [14]郭凤鸣,张世伟. 农民工过度劳动是“自愿选择”还是“无奈之举”? ——基于过度劳动收入补偿的分析[J]. 劳动经济研究, 2020(4):75-94.
- [15]张娟娟,何光喜,薛姝. 工作时长如何影响科技工作者的身心健康——基于北京市调查数据的实证分析[J]. 中国科技论坛, 2021(5):147-155.
- [16]刘林平,张春泥,陈小娟. 农民的效益观与农民工的行动逻辑——对农民工超时加班的意愿与目的分析[J]. 中国农村经济, 2010(9):48-58.
- [17]赖德胜,孟大虎,王琦. 我国劳动者工作时间特征与政策选择[J]. 中国劳动, 2015(2):36-40.
- [18]高文书. 进城农民工就业状况及收入影响因素分析——以北京、石家庄、沈阳、无锡和东莞为例[J]. 中国农村经济, 2006(1):38-44.
- [19]侯慧,何雪松. “不加班不成活”:互联网知识劳工的劳动体制[J]. 探索与争鸣, 2020(5):115-123.
- [20]HARRIS M A, THOMAS S, WILLIAM B B. Do Long Workhours Impact Health, Safety, and Productivity at a Heavy Manufacturer? [J]. Journal of Occupational & Environmental Medicine, 2007(2):148-171.
- [21]张抗私,刘翠花,丁述磊. 工作时间如何影响城镇职工的健康状况? ——来自中国劳动力动态调查数据的经验分析[J]. 劳动经济研究, 2018(1):107-127.
- [22]HANIES V Y, MARCHAND A, GENIN E, et al. A Balanced View of Long Work Hours[J]. International Journal of Workplace Health Management, 2002(2):104-119.
- [23]吴伟炯. 工作时间对职业幸福感的影响——基于三种典型职业的实证分析[J]. 中国工业经济, 2016(3):130-145.
- [24]ARTAZCOZ L, Cortès I, Escribà-Agüir V, et al. Understanding the Relationship of Long Working Hours with Health Status and Health-related Behaviours[J]. Journal of epidemiology & community health, 2009(7):521-527.
- [25]NG T W H, FELDMAN D C. Long Work Hours: A Social Identity Perspective on Meta-analysis data[J]. Journal of Organizational Behavior, 2008(7):853-880.
- [26]VIRTANEN M, STANSFELD S A, FUHRER R, et al. Overtime Work as a Predictor of Major Depressive Episode: a 5-year Follow-up of the Whitehall II study [J]. PLoS One, 2012(1):1-5.
- [27]和红,金承刚,杜本峰,等. 亚健康“青睐”知识分子吗? ——中国知识分子健康研究报告之二[J]. 人口研究, 2005(6):4-13.
- [28]张兴贵,郭扬. 企业员工人口学变量、工作特征与主观幸福感的关系:工作压力的作用[J]. 心理科学, 2011(5):1151-1156.
- [29]HAYES A F. Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach[M]. New York:The Guilford Press, 2013.
- [30]洪岩璧. 再分配与幸福感阶层差异的变迁(2005-2013)[J]. 社会, 2017(2):74-105.
- [31]吴菲,王俊秀. 相对收入与主观幸福感:检验农民工的多重参照群体[J]. 社会, 2017(2):74-105.
- [32]郭小弦,王建. 社会支持还是参照群体? 社会网络对主观幸福感影响机制的考察[J]. 社会科学战线, 2019(1):240-248.
- [33]郭小弦,芦强,王建. 互联网使用与青年群体的幸福感——基于社会网络的中介效应分析[J]. 中国青年研究, 2020(6):5-11.

(责任编辑:马 速)