

# 超时劳动、工作自主性对青年劳动者 幸福感的影响研究

## ——基于 CLDS(2016) 数据的实证分析

■ 李 挺 汪 然 刘 欣

(复旦大学 社会发展与公共政策学院,上海 200433)

**【摘要】**本研究分析超时劳动、工作自主性对青年劳动者幸福感的作用机制,发现超时劳动对青年劳动者的幸福感具有显著负面影响,工作中的自主性程度能够提高劳动者幸福感并缓解超时劳动带来的消极影响。因此,在控制劳动时长的基础上,提高青年劳动者在工作中的决策权,营造更适合劳动者发展的环境,有助于改善其幸福水平。

**【关键词】** 超时劳动 工作自主性 幸福感 青年劳动者

DOI:10.16034/j.cnki.10-1318/c.2021.02.029

幸福感包含感情及认知等内容,会受到社会环境、个体行为等的影响<sup>[1]</sup>。作为一种情感体验,幸福感取决于个体行为的影响,也受制于社会环境。青年作为就业市场的主力军,一方面葆有激情与活力,更易在艰巨且具有挑战性的工作中追求幸福;另一方面受职业保障不足及公平感缺失等影响,容易产生巨大的心理落差,影响生活中的幸福体验。“最悲惨一代”“996/007. ICU”“职场 PUA”等词汇在网络上的流行既是青年劳动者的自我嘲讽,也是因生活幸福感缺失而引发的非正式反抗。如何提升劳动者特别是新一代青年劳动者的生活幸福感,对保证社会稳定、促进经济发展有重要作用。

受劳动保障制度不完善<sup>[2]</sup>、部分城市房价及落户门槛较高、企业寿命短<sup>[3]</sup>等因素限制,当前青年在就业方面仍表现出不稳定特征<sup>[4]</sup>。延长劳动时间,接受劳动过程的规训与控制,成为其维持职位及收入的无奈之选。据此,本文重点探讨两个问题:一是在考虑工作方式、过程控制的情况下,超时劳动是否会影青年劳动者的生活幸福感?二是工作过程中的自主控制是如何作用于超时劳动和幸福感之间的关系的?

### 一、文献综述及研究假设

幸福感受多种因素影响<sup>[5]</sup>,既有文献从环境、工作及个体等出发,探讨了居民幸福感的影响

收稿日期:2021-01-11

作者简介:李 挺,复旦大学社会发展与公共政策学院博士研究生,主要研究健康分层与社会融入;  
汪 然,复旦大学社会发展与公共政策学院博士研究生,主要研究社会流动与老年健康;  
刘 欣,复旦大学社会发展与公共政策学院教授,博士生导师,主要研究社会分层。

机制。针对劳动者,包括社会环境、工作内容以及劳动者个体等因素。其中,劳动者个体因素侧重从主观及功利主义视角入手,强调个体在幸福目标中的积累能力;其他两种因素则更具“社会情景”导向<sup>[6]</sup>,在劳动者幸福感的形成及维持方面具有基础作用,成为相关研究的主流取向。在社会环境因素方面,主要包括人们行为选择及生活评价的一系列社会结构、制度、文化事实、社会保障水平、社会安定程度、社会凝聚力等<sup>[7]</sup>。其中,经济发展程度<sup>[8]</sup>、社会保障水平<sup>[9]</sup>、社会凝聚力<sup>[10]</sup>、社会参与程度<sup>[11]</sup>等与幸福感之间存在密切、稳定的联系。在工作内容方面,主要包括工作时间、工作方式<sup>[12]</sup>、相对收入<sup>[13]</sup>、就业公平感等。良好的社会环境因素、稳定的社会发展预期、完善的社会保障及救助体系都有助于改善劳动者的工作预期,提升幸福感水平。在关注社会环境的同时,需要探讨劳动者工作环境的影响以及个体层面的调节作用。

### (一) 超时劳动与劳动者幸福感

伴随经济转型的效率崇拜已使超时劳动成为一种普遍社会现象,这在进城务工人员、女性劳动者等弱势群体中表现得尤为明显<sup>[14]</sup>,并与慢性疾病、身体疼痛、肥胖风险等身体因素,社会距离、工作积极性<sup>[15]</sup>、压力感<sup>[16]</sup>等心理因素息息相关。

在超时劳动与幸福感为代表的心理健康影响因素研究中,大致有以下三种解释机制:一是挤占。长时间的工作与经常性的加班,在带来身体劳累及损伤的同时,也挤占了劳动者必要的休息、娱乐、学习、社交、锻炼等发展性活动时间,使他们很难恢复正常的精神及体力状态,降低了生活质量,限制了劳动者进一步发展的可能<sup>[17]</sup>。劳动者在“慢性疲劳”中失去了生活的憧憬,生活幸福感也随之降低。二是身体损伤。长时间的负荷劳作对劳动者的身体健康产生不利影响,特别是对于女性及其他弱势群体,过度的劳动会带来住院率的上升。身体的疼痛以及医疗支出的压力带来的抑郁与焦虑,会进一步影响个体对幸福生活的体验。三是收入公平。40年的社会经济发展,在劳动者收入上升的同时也拉大了收入差距,过低的投入回报比使得超时劳动者在感到身体疲惫的同时,也感受到内心的失落<sup>[18]</sup>,地区、行业成员收入分化进一步加重了劳动者的不公平感,降低个人幸福感水平。

以上三种机制从环境、身体及心理等维度解释了超时劳动对劳动者幸福感的影响。超时劳动影响了劳动者对内心的修炼,进而影响其幸福感。虽然学者已就幸福感进行了大量研究,但多以特定行业及特定性别群体为主,而对职场中青年劳动者这一刚刚实现身份转型且处于职业适应期的群体关注较少。一些研究及报道指出,受惠于时代发展,当代青年是幸福的一代,相对于其他年龄群体他们更容易通过新媒介获得心理支持,有着更多的机会培养爱好。实际上,相对于职业稳定的中老年群体而言,他们则更容易受到大环境的影响,对幸福感有着更深的理解和更敏感的体验。超时劳动对职场青年时间和精力的剥夺,严重限制了他们在情感方面的投入。据此,提出第一个研究假设。

假设 1: 相对于没有经历超时劳动的青年劳动者而言,有超时劳动经历的青年劳动者幸福感水平更低。

### (二) 工作自主性与幸福感

自主性理论指出,人们在从事某种活动时,会对自身行为进行内部归因或外部归因,内部归因使个体感受到更强的控制感,相反外部归因则使个体感受到环境、结构的限制<sup>[19]</sup>。归因方式通过作用于个体行为的自主性,进而影响个体的情绪。具体而言,具有更高自主性的个体更容易体验到内部控制点的作用,进而幸福感也较强<sup>[20]</sup>。自主性体验提升了个体的能力感知,能够激发出个体强烈的责任意识<sup>[21]</sup>与职业认同感,使之在工作过程中体验到快乐。职场与校园、家庭环境的切换往往意味着初入职场的青年劳动者不得不快速适应日常自主程度降低带来的落差。同时,相关工作规章制度及工作流程对劳动者的行为做出了诸多约束,这限制了其工作自

主性的发挥。这一转变在给青年劳动者带来适应成本的同时,也影响了其日常幸福体验。因此,提出第二个研究假设。

假设 2:工作自主性程度越高,青年劳动者的幸福感也越强。

已有研究表明,较高的工作自主性往往意味着青年劳动者拥有更加弹性的工作环境与更好的资源供给,有利于将被动的工作安排转化为主动的价值追寻,同时为青年劳动者的全面发展与价值观表达提供良好的环境。在此过程中,能力发展与成长历练的价值观被激活,生存之外的劳动意义也被放大,从而缓解超时劳动对幸福感的不利影响<sup>[22]</sup>。因此,提出第三个研究假设。

假设 3:工作自主性程度在超时劳动对青年劳动者幸福感的影响中发挥着调节作用。即相比于自主性程度低的青年劳动者,自主性程度高的青年劳动者更能抵御超时劳动对幸福感产生的不利影响。

## 二、研究设计

### (一) 数据来源

本研究使用中山大学社会科学调查中心主持的中国劳动力动态调查(CLDS)2016年数据,这是国内首个关于劳动力状况的综合性社会调查,样本覆盖大陆29个省市自治区。调查对象为样本户中的全部劳动力(年龄在15-64岁的家庭成员)。抽样方法上,该调查使用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法。本研究主要使用CLDS2016的个体截面数据,根据实际从业情况,将研究对象限定在15-35岁之间的处于工作状态的劳动者。在对数据进行处理和删除缺失值后,最终纳入统计分析的样本共有2917个。

### (二) 变量测量

1. 因变量。本研究的因变量是幸福感。为了更好地体现这一多维概念的内涵,我们将与幸福感有关的测量项,即“总的来说,您认为您的生活过得是否幸福?”“总体来说,您对您的生活状况感到满意吗?”“总体来说,您对您的家庭状况感到满意吗?”三个题目的回答从低到高分别赋值为1-5,然后加总,得到一个取值范围在3-15的连续变量,数字越大表示生活满意度越高,幸福感越强。值得说明的是,为了保证所构建新变量在内涵上的一致,我们对题目内在一致性进行了检验。结果显示,三道题目的克隆巴赫系数均大于0.7,具有较高一致性,适合构建新变量。

2. 自变量。本研究的核心自变量为是否有超时劳动与工作自主性程度。为了衡量青年劳动者一段时间以来的超时劳动情况,本研究通过受访者对“您过去一周工作几小时?”题目的回答进行衡量。将“工作超过40小时”赋值为1,即存在超时劳动;将“工作但不超过40小时”赋值为0,即不存在超时劳动,构建出一个新的二分类变量。工作自主性程度为连续变量,根据被访者对工作中“工作任务的内容”“工作进度的安排”“工作量/工作强度”三项内容在多大程度上由自己决定来确定,将回答“完全由自己确定”“部分由自己确定”“完全由他人确定”分别赋值3-1,并进行加总。结果所得数值越大,表示青年劳动者工作中感受到的自主性越大;反之越小。同样地,构建新变量的三道题目其克隆巴赫系数均大于0.75,具有较高的内在一致性。

3. 控制变量。本研究中的控制变量包括年龄、性别、职业类型、收入、婚姻状况、受教育程度、政治身份、户口性质及省份等变量。年龄使用调查年份减去被访者出生年份。性别中的女性为0,男性为1。政治身份中的非党员赋值为0,党员赋值为1。户口中的农业户口赋值为0,

非农业户口赋值为 1。职业类型根据受访者对当前工作内容的回答,重新编码为体力劳动与非体力劳动。具体转换方法上,首先将数据表中国家通行的 CSCO 职业编码转换为国际通行的 ISCO88 编码,继而将其进一步转化为 EGP 职业类型编码,最后将非体力劳动合并编码为 0,将体力劳动合并编码为 1。收入根据受访者对工资性收入的回答确定并取自然对数。婚姻状况根据实际是否生活在一起重新编码,事实非在婚为 0,事实在婚为 1。受教育程度根据现实中企事业单位最常采用的标准即是否接受过高等教育进行区分,将未接受过高等教育的青年劳动者编码为 0,接受过高等教育的青年劳动者编码为 1。

受地区社会经济发展差异影响,不同地区、省份的劳动者不仅在劳动收入上存在较大差异,在医疗供给、社会服务组织以及公共设施设置上也存在不小差距。良好的社会经济状况能够支撑完备的医疗服务及社会支持体系,进而对社会成员的身心健康带来积极影响。由此,本文在控制变量中加入了省份变量。

上述各个变量的属性及其在样本中的分布情况如表 1 所示。

表 1 变量基本信息

变量名称	样本量	变量类型	均值/百分比	标准差	说明
幸福感	2917	连续变量	11.03	2.44	取值范围 [3, 15]
年龄	2917	连续变量	29.57	4.47	取值范围 [15, 35]
收入(自然对数)	2917	连续变量	7.52	4.72	取值范围 [0, 14.22]
工作自主性	2917	连续变量	6.37	2.23	取值范围 [3, 9]
性别	2917	类别变量	男 = 53.28%; 女 = 46.72%	—	0 = 女; 1 = 男
政治身份	2917	类别变量	党员 = 10.12%; 非党员 = 89.88%	—	0 = 非党员; 1 = 党员
户口性质	2917	类别变量	非农业户口 = 24.32%; 农业户口 = 75.68%	—	0 = 农业户口; 1 = 非农业户口
婚姻状况	2917	类别变量	非在婚 = 32.49%; 在婚 = 67.51%	—	0 = 非在婚; 1 = 在婚
受教育程度	2917	类别变量	大专以下 = 66.73%; 大专及以上 = 33.37%	—	0 = 大专以下; 1 = 大专及以上
职业	2917	类别变量	体力劳动者 = 47.47%; 非体力劳动者 = 52.53%	—	0 = 体力劳动者; 1 = 非体力劳动者
超时劳动	2917	类别变量	非超时劳动 = 40.62%; 超时劳动 = 59.28%	—	0 = 非超时劳动; 1 = 超时劳动
省份	2917	类别变量	—	—	29 个省份

### (三) 研究方法与分析模型

依据研究逻辑与变量特征,本研究分别采用了倾向值匹配模型及线性回归模型进行数据分析,着重探讨超时劳动与幸福感之间的因果关系及工作自主性对上述关系的调节作用。

1. 倾向值匹配模型(PSM)。作为协助研究者进行因果判断的重要方法之一,其核心思想在于反事实框架,即通过不同匹配方法为处理组成员寻找特征相似的控制组成员,构建可对照的“准随机试验”,并通过将作为“事实”的处理组与“反事实”的控制组对比来确定变量之间的

因果推断。这一模型可表述为:

$$ATT = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1)$$

$$ATU = E(Y_1 | T=0) - E(Y_0 | T=0)$$

在上述两个表达式中,  $T=1$  表示处理组,即经历了超时劳动的青年劳动者;  $T=0$  表示控制组,即未超时劳动的青年劳动者,  $Y_0$  与  $Y_1$  分别表示没有经历超时劳动和经历了超时劳动后的幸福感状况,两者互为反事实状况,实际生活中不可能同时发生。ATT 表示处理组的平均处理效应,即经过匹配后处理组在经历超时劳动后的幸福感差异; ATU 则表示控制组的平均处理效应,即经过匹配后控制组在经历超时劳动后的幸福感差异。

2. 线性回归模型(OLS)。根据前文分析,受年龄、收入水平、政治身份以及户口性质等因素影响,青年劳动者有着不同的幸福感水平。同时幸福感还会受不同省份的社会经济发展状况、社会基本公共服务的影响,由此,本文进一步考虑控制省份因素对变量关系的影响。具体模型如下:

$$\text{固定效应模型: } Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

此模型中  $i$  代表分析中的个体,  $X_i$  表示模型中的各相关变量,  $\beta_0$  表示模型截距,  $\beta_1$  表示模型斜率,  $\varepsilon_i$  表示模型中的误差。

### 三、结果分析

#### (一) 超时劳动与幸福感的因果关系分析

为了确定超时劳动与青年劳动者幸福感之间的因果关系,排除年龄、受教育程度以及其他潜在因素对变量关系的影响,本研究通过倾向值匹配法将全体样本分为在人口学特征上不存在显著差异的两组(控制组与干预组),分析超时劳动干预对青年劳动者幸福感的影响。在匹配方法的选择上,本研究同时选择核匹配与临近匹配两种方法以确保匹配分析结果的准确性。经平衡性检验,两种匹配方法都显著改善了控制组与干预组的人员分布情况,使两者在人员构成上高度相似,匹配后的分布不存在显著差异。其平均处理效应统计结果如表 2 所示。

表 2 超时劳动对青年劳动者幸福感影响的倾向值匹配模型分析结果

匹配类型	样本	控制组	处理组	差异	标准误	p	95% 置信区间	T 检验
核匹配	未匹配	11.09	10.78	-0.32	—	—	—	-3.52
	ATT	10.94	10.78	-0.16	0.10	0.04	[-0.36, -0.04]	-1.64
	ATU	10.84	11.09	-0.25	0.09	0.01	[-0.44, -0.06]	—
	ATE	—	—	-0.20	0.09	0.04	[-0.39, -0.01]	—
临近匹配	未匹配	11.09	10.78	-0.32	—	—	—	-3.52
	ATT	11.02	10.78	-0.24	0.10	0.04	[-0.35, -0.03]	-2.22
	ATU	10.81	11.09	-0.28	0.10	0.01	[-0.44, -0.06]	—
	ATE	—	—	-0.25	0.09	0.03	[-0.38, -0.02]	—

注: ATT 表示处理组的平均处理效应, ATU 表示控制组的平均处理效应, ATE 表示估计的样本整体的处理效应。

根据表 2 中两种倾向值匹配方式的统计结果,在匹配后处理组的平均处理效应(ATT) 差异分别为 -0.16 与 -0.24,且均通过 Bootstrap 自助法显著性检验,表示在控制可能对结果产生影

响的相关变量后, 超时劳动的干预会使处理组和控制组存在显著差异并对因变量产生负面影响, 降低青年劳动者的幸福感。因此, 倾向值匹配分析模型验证了假设 1。

### (二) 工作自主性程度对幸福感的调节作用

通过构建分析模型, 本研究同时控制了个体及省份两个层面的影响因素, 建立超时劳动与工作自主性的交互项, 力求准确判断工作自主性在幸福感机制模型中的作用及机制。分析结果如表 3 所示。

表 3 超时劳动、工作自主性对青年劳动者幸福感的影响

变量	基准模型	超时劳动模型	工作自主性模型	调节作用模型
年龄	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.09*** (0.01)
性别	-0.05 (0.09)	-0.03 (0.09)	-0.05 (0.09)	-0.04 (0.09)
收入(自然对数)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
政治身份(0 = 非党员)	0.47** (0.17)	0.46** (0.16)	0.48** (0.17)	0.47** (0.16)
户口性质(0 = 农业户口)	0.26*** (0.12)	0.28*** (0.12)	0.26*** (0.12)	0.26*** (0.12)
婚姻状况(0 = 非在婚)	0.71*** (0.11)	0.72*** (0.11)	0.70*** (0.11)	0.71*** (0.11)
受教育程度(0 = 大专以下)	0.54*** (0.10)	0.49*** (0.11)	0.55*** (0.10)	0.48*** (0.11)
职业(0 = 体力劳动者)	0.24** (0.09)	0.23** (0.09)	0.23** (0.09)	0.22* (0.09)
超时劳动(0 = 非超时劳动)		-0.19** (0.09)		-0.66** (0.27)
工作自主性			0.14** (0.02)	0.04** (0.03)
超时劳动 × 工作自主性				0.06** (0.03)
截距	12.43*** (0.33)	12.56*** (0.33)	12.16*** (0.35)	12.62*** (0.40)
省份变量	已控制	已控制	已控制	已控制
F	14.78	13.65	13.65	11.77
P	0.00	0.00	0.00	0.00
Adj - R2	0.09	0.10	0.11	0.18

注: 括号内为标准误, \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。

在基准模型中, 我们首先对可能影响因变量的各个控制变量进行了检验。结果显示年龄与青年幸福感之间存在显著负相关关系, 表示随着年龄的增长, 青年劳动者的生活幸福感逐渐降低。这与现实情况相一致, 刚踏入劳动力市场的青年往往更有冲劲与拼搏意愿, 突然增多的收入更能使其感受到奋斗的价值与幸福; 但随着时间的推移, 需要面临的生活负担也越来越重, 晋升及薪资收入的压力也会对幸福感产生消极影响。相比于女性, 男性青年劳动者的幸福感更低, 但并没有通过显著性检验。模型显示, 收入高的青年劳动者幸福感也越高, 且具有统计显著

性。与收入作用方向相似,党员与非农户口的青年劳动者因其有着更好的就业保障水平,也往往有着更高的幸福感。事实在婚的青年劳动者幸福感更高,这与其日常体验到的相互扶持有关,良好的家庭关系有利于缓解工作带来的负面冲击。与此类似,接受高等教育、从事非体力工作的青年劳动者有更高的幸福感。

超时劳动模型与工作自主性模型在基准模型的基础上分别增加了超时劳动、工作自主性变量。结果显示,超时劳动与幸福感呈显著负相关关系,相较于没有超时劳动的青年,经历超时劳动会使青年幸福感下降0.19个单位。工作自主性与幸福感呈显著正相关关系,表明青年劳动者在工作中每增加1个单位的自主性水平,幸福感可以提高0.14个单位。以上结果再次验证了超时劳动对青年劳动者幸福感的抑制作用,同时证明工作自主性程度的提升有助于增加幸福感。

调节作用模型进一步考察了两变量的交互作用对青年劳动者幸福感的影响。图1展示了工作自主性在超时劳动与幸福感之间的调节作用。图1中实线代表低自主性劳动者(以工作自主性水平为3为例),虚线代表高自主性劳动者(以工作自主性水平为9为例),虚线斜率明显小于实线斜率。这表明与低工作自主性相比,高工作自主性的劳动者在幸福感变量上的边际效用下降趋势较缓。由此说明工作自主性对超时劳动和幸福感作用关系的正向调节作用,即工作自主性的提高能够有效缓解超时劳动对幸福感的影响。造成这一现象的原因在于高工作自主性意味着青年劳动者有更多的时间及高灵活性来安排日常事务,更易调整单一工作带来的压力;同时高工作自主性往往也意味其处于参照群体中的优势位置,缓解了收入不公对个体幸福感的负面影响。由此,假设2与假设3被证实。

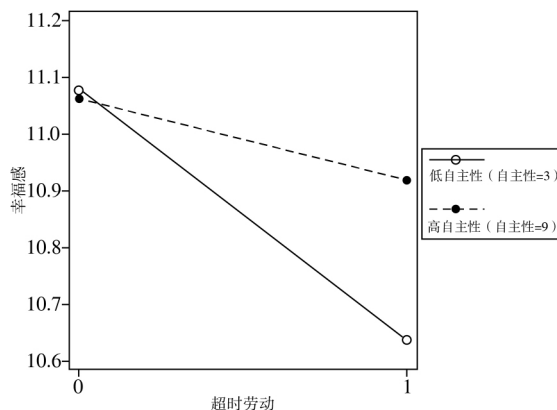


图1 工作自主性在超时劳动与幸福感之间的调节作用

#### 四、结论与讨论

本研究重点分析了超时劳动、工作自主性与青年劳动者幸福感之间的作用机制,使用了更为严格的倾向值匹配模型及固定效应线性模型,结果显示超时劳动是造成青年劳动者幸福感下降的重要原因,工作自主性与幸福感之间存在显著正向关系,并能够调节超时劳动带来的不利影响。

超时劳动通过挤占休闲时间与个人发展,限制了个体身心的恢复及对发展的憧憬,使其产生忙碌但仍原地踏步的感觉。通过扰乱当前与未来的安排规划,让广大青年劳动者产生职业倦怠且感到不幸福。但同时应看到,这一不利因素对青年劳动者的影响并非随机且平均的,个体的内部调节作用在一定程度上会缓解或加重这一外部负面因素。工作自主性调节着个体对

超时劳动这一客观因素的反应 缓解了过量劳动因挤占其他时间而对幸福感产生的负面影响。

据此 在强调社会关注青年群体超时劳动现象及其不利后果的同时 也启示我们应该以多种方式提升劳动者幸福感。管理主体及用人单位一方面应控制劳动者工作时长 不能因青年群体身心健康程度相对较好而施加过度的工作压力 这不利于企业及社会的长远发展;同时 作为雇佣主体的用人单位应创新人员管理方式 在提高劳动者工作技能、改进低效工作方式的基础上 摆脱长期实行的工厂流水线工作模式 赋予青年劳动者更多的时间和工作场景的自由选择 采纳并推行弹性工作制、项目工作制等工作方式 降低工作过程的过度监控。通过岗位职责整合、工作任务调整等方式提升青年劳动者的自主性 增加其对未来发展的憧憬 为劳动者提供宽松、健康的工作生活环境。

## [ 参 考 文 献 ]

- [1]E. Diener. Subjective Well - Being. The Science of Happiness and A Proposal for A National Index. The American Psychologist , 2000 ( 1 ) .
- [2]李 升 黄造玉 《流动人口的“被歧视”问题研究——基于一项对北京城中村的调查》,载《北京社会科学》,2017 年第 3 期。
- [3]陆拥俊 江若尘 《中国企业寿命与经济可持续发展问题的研究——基于 2016 〈财富〉世界 500 强的数据》,载《管理现代化》2016 年第 6 期。
- [4]桑伟林 蔡 智 《改革开放 40 年来青年就业创业政策演进及其优化研究》,载《中国青年研究》,2018 年第 10 期。
- [5]Michalos A C. Multiple Discrepancies Theory Springer New York ,1991 ,p. 26.
- [6] [13]黄嘉文 《收入不平等对中国居民幸福感的影响及其机制研究》,载《社会》,2016 年第 2 期。
- [7]林 卡 吕浩然 《社会质量与幸福感: 基于中国三个城市调查数据的比较研究》,载《湖南师范大学社会科学学报》,2016 年第 1 期。
- [8]Lever J P. Poverty and Subjective Well - being in Mexico. Social Indicators Research ,2004 ( 1 ) .
- [9]Ka ,Lin. The Prototype of Social Quality Theory and its Applicability to Asian Societies. International Journal of Social Quality , 2011 ( 1 ) .
- [10]邢占军 张干群 《社会凝聚与居民幸福感》,载《南京社会科学》,2019 年第 7 期。
- [11]杨永娇 《城市居民社会参与层次对主观幸福感的影响研究——基于“2014 年中国劳动力动态调查”数据的考察》,载《广西社会科学》,2016 年第 12 期。
- [12]侯 慧 何雪松 《“不加班不成活”: 互联网知识劳工的劳动体制》,载《探索与争鸣》,2020 年第 5 期。
- [14] [17]朱 玲 《农村迁移工人的劳动时间和职业健康》,载《中国社会科学》,2009 年第 1 期。
- [15]Watanabe , Mayumi , Yamauchi , et al. The Effect of Quality of Overtime Work on Nurses' Mental Health and Work Engagement. Journal of Nursing Management ,2018 ( 1 ) .
- [16]Hino A , Inoue A , Mafune K , et al. The Effect of Changes in Overtime Work Hours on Depressive Symptoms Among Japanese White - Collar Workers: A 2 - Year Follow - Up Study. Journal of Occupational Health ,2019 , ( 1 ) .
- [18]徐淑一 陈 平 《收入、社会地位与幸福感——公平感知视角》,载《管理科学学报》,2017 年第 12 期。
- [19]Deci E L , Ryan R M. The “What” and “Why” of Goal Pursuits: Human Needs and the Self - Determination of Behavior. Psychological Inquiry ,2000 ( 4 ) .
- [20]杨 莹 寇 彧 《亲社会互动中的幸福感: 自主性的作用》,载《心理科学进展》,2015 年第 7 期。
- [21]Grant A M , Gino F. A Little Thanks Goes A Long Way: Explaining Why Gratitude Expressions Motivate Prosocial Behavior. J Pers Soc Psychol ,2010 ( 6 ) .
- [22]任华亮 郑 莹 等 《工作幸福感对员工创新绩效的影响——工作价值观和工作自主性的双重调节》,载《财经论丛》,2019 年第 3 期。

( 责任编辑: 刘 彦 )