

【企业管理】

# 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

吴伟炯

(浙江财经大学工商管理学院, 浙江 杭州 310018)

**[摘要]** 本文对以往研究中关于工作时间的同质性假设提出质疑,从付出异质性和回报异质性的新视角出发,研究劳动者的工作时间对职业幸福感的影响及其内在机制。本文首先构建工作时间对职业幸福感的影响模型,认为工作时间过短会损害职业幸福感,当超过一定水平,工作时间对职业幸福感的好处不再增加甚至有害,适度工作则会使职业幸福感最大化。本文强调工作时间具有付出异质性和回报异质性:一是不同职业的劳动者付出相同时间所付出的体力、脑力和情绪负荷存在质的差异,形成不同的健康损耗过程;二是即使付出相同,获得的收入回报却有差异,导致付出—回报失衡,最终使得不同劳动者付出等量时间却形成不同的职业幸福感。通过对农民、产业工人和公务员三种典型职业的问卷调查和实证分析,证实了理论模型的预测。本文认为:适度的工作(6—7小时)可使职业幸福感最大化;随着收入回报的提升,工作时间的曲线影响大小发生改变;这种交互效应,在不同职业之间存在差异,形成不同的解释逻辑。以上结论,对政府、企业和劳动者具有重要启示。

**[关键词]** 职业幸福感; 工作满意度; 主观健康; 工作时间; 时间异质性

**[中图分类号]**F272.9 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)03-0130-16

## 一、问题提出

虽然中国经济正在迈向高收入国家的行列,但其人均工作时间和发达国家相比却很长。根据《2014中国劳动力市场发展报告》的数据分析,中国劳动者的年工作时间介于2000—2200小时<sup>[1]</sup>,这个数字相当于发达国家20世纪的水平。这说明,在中国经济高速发展过程中,劳动者的工作时间过长。实际上,过长的工作时间带来了过劳自杀、过劳猝死诸多问题,难以持续。随着中国的经济社会发展逐渐转向“幸福论”,缩短工作时间和提升职业幸福感是中国未来的主要任务之一。因此,深入研究工作时间配置对中国劳动者职业幸福感的影响具有重要的现实意义。

本文从时间异质性的角度,考察三种典型职业的劳动者工作时间对其职业幸福感的影响,深化了劳动经济学的时间配置理论和职业心理学的压力理论。已有文献主要关注工作特征<sup>[2]</sup>或工作条件

**[收稿日期]** 2015-10-22

**[基金项目]** 浙江省自然科学基金青年项目“生命成本对跨期选择的影响研究”(批准号 LQ16G010003);国家自然科学基金面上项目“幸福导向的中国东西部流域水资源管理模式比较研究”(批准号 41371526)。

**[作者简介]** 吴伟炯(1985—),男,广东潮州人,浙江财经大学工商管理学院讲师,管理学博士。电子邮箱:psyjohn@foxmail.com。

<sup>[3]</sup>对职业幸福感的影响。例如, Bakker et al.<sup>[2]</sup>研究了工作特征如何影响个体的职业幸福感,将所有职业特征划分为工作需求和工作资源。当工作需求增加时,劳动者的精力损耗加大,人们的健康、工作满意度和工作动机随之下降。因此,工作需求会对职业幸福感产生负作用。

传统经济学普遍将不同职业的工作时间视为同质的。劳动经济学也有将工作时间同质化、与工资收入综合起来考虑的传统。例如,个人劳动供给曲线考虑了替代效应和收入效应,认为效用同时受到时间和收入的约束。而对于职业心理学,工作特征逐渐成为研究的焦点。研究者们重点关注个体特征和工作特征对职业幸福感的影响,主要是性别、年龄、学历等个人因素以及工作特征如何影响职业幸福感。大量研究证实,个体特征和工作特征确实和职业幸福感之间存在相关性<sup>[4]</sup>。

本文的研究受到上述研究的启发,但关注时间的异质性对职业幸福感的影响,考察工作时间配置、收入和职业类型之间的交互效应。这种思路得益于劳动经济学的时间配置理论和职业心理学的压力理论。劳动经济学将时间分为工作时间和闲暇时间,分析劳动者如何通过配置这些时间来实现效用最大化。但是,劳动经济学并没有深究工作时间影响劳动者工作满意度的心理机制;而职业心理学则重点研究工作特征,极少关注工作时间配置问题。对于中国这个高速发展的经济体而言,随着人均收入的提高,时间的经济价值不断提升,不同职业的劳动者如何配置工作时间以获得职业幸福感的最大化,这是本文关心的问题。

## 二、理论模型与研究假设

### 1. 工作时间异质性:回报异质性和付出异质性

根据 Ng and Feldman<sup>[5]</sup>的定义,工作时间是指劳动者投入到与工作活动的小时数,包括工作前准备时数、工作后扫尾时数和付酬工作时数。具体可以理解为,在雇主的要求下,每天在工作场所或工作场所之外的场所花费的时间数量。本文的工作时间以日工作时数为计量单位,强调工作时间存在回报异质性和付出异质性。

(1)工作时间的回报异质性。从世界范围看,不同时期劳动者的时间价值处于不断提高的状态<sup>[6]</sup>。本文认为,同一时期的工作时间也存在回报异质性。所谓回报异质性,指由于市场、技能、行业等因素的影响,劳动者投入相同的工作时间获得的收入是有差异的。例如,赖德胜<sup>[7,8]</sup>等对权威统计数据的分析显示,中国劳动者不同职业类别间的薪酬、福利、组织结构、工作时间等差异明显,呈现“长工时低收入”和“短工时高收入”并存的现象。金融、IT和科研成为小时工资最高的“三巨头”行业,其中,金融行业就业人员43.70元/小时、IT行业(信息传输计算机服务和软件业)36.80元/小时、科研(科学研究、技术服务和地质勘查业)33.34元/小时。而第一产业和低端服务业小时工资最低,其中,第一产业(农、林、牧、渔业)10.80元/小时、住宿和餐饮业12.30元/小时、居民服务和其他服务业14.42元/小时。陈惠雄<sup>[9]</sup>认为,不同个体为获得同一单位收入需要付出不同的生命成本。所谓生命成本,是消费者为获得一定货币收入而在生产过程中以时间为维度支出的体力、脑力和心理负荷的总和。也就是说,劳动者在等量的工作时间内付出的劳动力,所获得的收入可能是不同的。综合已有的理论和实证数据,同一时期的工作时间具有回报异质性。之所以出现这种回报异质性,是由于个人差异、环境多样性、社会氛围、家庭内部分配等原因,个体之间的可行能力具有很大的差异<sup>[7]</sup>。不同人群的可行能力集相当程度上受制于社会的机制设计与制度安排。如果一个人的可行能力<sup>①</sup>低,他的行为选择集合中没有包含足够实现某项功能活动的可资利用的资源(包括人力资本),那么,他/她

① “可行能力”是福祉经济学中的重要概念,作为一个“能力集”(Capability Set),它反映了个体可以从若干个可能的生活状态中做出选择的自由,诸如健康、教育、政治参与、地域歧视、性别歧视等。

就可能面临低收入的回报,进而造成工作时间的回报异质性。

(2)工作时间的付出异质性。无论是劳动者经济学还是职业心理学的研究,重点考察工作时间的数量,大多忽略了工作时间的质量。本文借鉴马克思经济学的劳动二重性理论,侧重工作时间的付出异质性,以弥补这方面的不足。所谓付出异质性,是指由于工作特征有别,不同职业劳动者投入相等数量的时间,所付出的体力、脑力和心理负荷存在“质”的差异。人们在相同工作时间具有不同的体力、脑力和情绪付出,产业工人以体力劳动(Manual Labor)为主,计算机程序员以脑力劳动(Mental Labor)为主、空乘人员以情绪劳动(Emotional Labor)为主。前述的金融、IT和科研“三巨头”行业小时工资最高,但是属于知识密集型,工作难度大,劳动者每小时支出的认知和心理负荷多,对从业人员的技能需求高。而第一产业和低端服务业属于劳动密集型,对从业人员的工作需求集中在体力需求上,工作难度小。事实上,目前职业心理学的实证研究也开始注意职业差异<sup>[9]</sup>,例如 Fein and Skinner<sup>[8]</sup>在探讨工作时间对健康的影响时也注意区分了管理者、销售、商业等职业。之所以存在时间的付出异质性,是因为社会劳动分工逐渐细化,各种职业逐渐形成精细的、特殊的工作需求。所有职业的工作需求基本可划分为体力需求、认知需求、情绪需求等维度。并且,这些工作需求维度的组合(例如,体力需求和情绪需求均高、高体力需求低情绪需求)在不同职业之间不尽相同,使得劳动者投入相同数量的时间所作出的劳动强度存在“质”的差异。

综合时间的付出异质性和回报异质性,本文构建了工作时间影响职业幸福感的理论模型。如图1所示,工作时间的平方项通过两个潜在的过程——健康损耗过程、付出—回报失衡过程,进而影响职业幸福感(工作满意度是其指标)。本文认为,每种职业都有影响幸福感的诸多因素,这些因素可以划分为工作付出和工作回报两类。工作付出是特定职业的劳动者在劳动时间内支出的体力、脑力和情绪负荷的总和,会损耗健康进而影响职业幸福感。工作回报是劳动者投入工作时间所获得的收入、成就感、尊重和职业发展等回报,有助于维持劳动者付出与回报之间的心理平衡,而付出—回报失衡会形成压力损害健康进而影响工作满意度,这是付出—回报失衡过程。

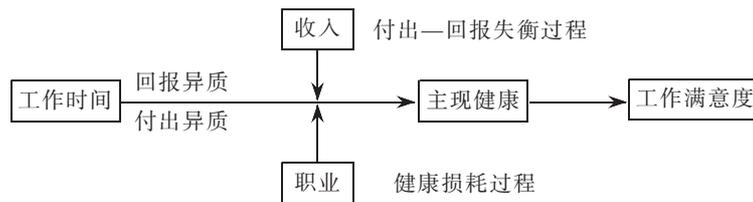


图1 工作时间影响职业幸福感的理论模型

资料来源:作者绘制。

## 2. 工作时间配置与工作满意度

在工作时间对工作满意度的影响上,根据基数效用理论,效用随着消费者所消费的商品的变化而变化。对工作时间的效用而言,工作的效用函数为: $U=f(q)$ 。其中, $q$ 代表工作时间,本研究中 $q \leq 24$ 小时。 $U$ 表示效用,是指劳动者消费一定数量的工作时间所得到效用总量或工作满意度,它随着工作时间的变化而变化。由于边际效用递减(基数效用理论的第二个假设条件),随着工作时间消费量的增加,总效用以递减的速度增加,呈现出包含“三个阶段”的效用曲线。

第一阶段,即在边际效用为正时,总效用增加。劳动者在工作时间里进行体力、脑力和情绪劳动的支出,不仅为社会创造物质及精神财富,还实现了广泛的人际交往<sup>[9]</sup>。也就是说,工作时间具有社会心理价值,可以帮助劳动者获得愉悦、职业身份和归属感<sup>[10]</sup>。总的来看,较短的工作时间内,工作

时间不仅实现了经济价值,而且可以满足劳动者的社会心理需要<sup>[11,12]</sup>。欧洲发达国家的工作时间普遍较短,研究表明,欧洲劳动者的工作满意度随着工作时间的延长而提高<sup>[13]</sup>。基于已有的理论分析和实证经验,本文推论,在较短的工作时间内,边际效用为正,此时工作时间与工作满意度正相关。

第二阶段,即在达到时间消费临界水平时,边际效用为0,总效用不再增加,此时曲线为水平状。临界水平的工作时间可以视为最优的工作时间。那么,最优的工作时间有什么积极作用?本文认为,在时间消费临界水平,工作时间既能够满足劳动者的收入需要和社会心理需要,同时又能确保劳动者实现健康、家庭和谐、工作绩效、工作自主性和工作满意度的全面提升<sup>[14]</sup>。OECD的数据显示,1990—2013年,土耳其的人均年工作时间变化不大,基本围绕1899小时波动,日均工作时间在7.50小时左右。例如,Burke et al.<sup>[14]</sup>在土耳其的研究发现,围绕该水平波动的工作时间,与工作满意度的相关性不显著,Clark<sup>[15]</sup>研究也得到类似结果。此时的工作时间接近临界水平,边际效应接近0,导致工作时间的总效用不再递增。本文推论,在时间消费临界水平,工作的经济需要和社会心理需要得到最大化的满足,此时工作时间总效用最大。

第三阶段,超过临界水平,时间效用为负。当工作时间超过一定水平,其对工作满意度将有危害。主要体现在:①过长的工作时间减少了劳动者的生活时间,增加了工作—生活的冲突<sup>[8,16]</sup>。特别是对于中国女性,工作时间过长产生的工作—家庭冲突比男性更严重<sup>[17]</sup>。②过长的工作时间意味着劳动者在工作中面临更多的应激源(如面临人际、化学和物理环境的应激源)影响,从而增加了健康风险<sup>[18]</sup>。研究表明,工作时间过长不利于农民工的城市融入<sup>[19]</sup>,降低了农民工的生活满意度和健康<sup>[20]</sup>。③过长的工作时间抑制了疲劳蓄积的恢复,增加高血压、心血管疾病等健康问题<sup>[21]</sup>。对供电企业员工的研究发现,过长的工作时间大大增加劳动者的职业压力,严重影响其身心健康<sup>[22]</sup>。④过长的工作时间还不利于工作绩效,劳动者的工作绩效会在工作的最后2小时内急剧下降<sup>[1]</sup>。综合以上理论分析和实证经验,本文推论,当超过时间消费临界水平,工作时间与工作满意度呈负相关的。

综合上述分析,工作时间对工作满意度存在倒U型的影响。劳动者的工作满意度随着工作时间的增加,经历了递增、高峰、递减三个阶段。在一个典型的工作日里,较短的工作时间难以满足劳动者的社会心理需要和经济需要,劳动者职业幸福感不高;随着工作时间延长,劳动者的工作满意度进入峰值,而后依次递减。然而,劳动对象的差异也可能使临界点发生变化,农民以土地为劳动对象,产业工人的劳动对象是产品原材料,而机关公务员则以服务人民为主。由于土地的特殊性,农民的最优工作时间可能低于其他职业。但是,无论何种职业,工作时间的倒U型影响仍是存在的。也就是说,达到临界点时,工作时间有利于劳动者维护家庭和谐、提高工作绩效以及保持身心健康,从而使劳动者的工作满意度最高。由此,本文提出:

假设1:工作时间对工作满意度有倒U型的影响。工作时间过短和过长时,劳动者的工作满意度较低,在达到时间消费临界水平时,劳动者的工作满意度最高。

### 3. 工作时间与收入的交互效应

如前所述,工作时间对工作满意度具有倒U型的影响。当考虑时间的回报异质性和付出异质性,工作时间对工作满意度的影响方式可能有所不同。根据劳动经济学的研究,收入与工作时间具有交互效应。那么,针对特定职业的劳动者,工作时间和收入的交互会如何影响工作满意度?

按照西方经济学理论,劳动者的工作满意度(效用)最大化受到时间和收入的同时约束。收入的增加,不仅产生减少工作意愿的收入效应,还形成替代效应,增加机会成本致使人们投入更多工作时间。按照劳动供给模型的预测,随着收入的提高,收入效应将大于替代效应,最终表现为工作时间的减少。事实上,从1990年至今,伴随二元经济向一元经济的转型,中国劳动者的收入增加了,但是

他们意愿供给的工作时间先减少而后增加,替代效应始终大于收入效应,并不符合经典理论的预测<sup>[1,23]</sup>。

在工作时间影响工作满意度的第一阶段,即“短工时”阶段,工作时间具有正效用,增加收入可以强化这种正效用,随着收入的增加,工作时间的正效用得以提升。同时,收入提高使人们的经济需要得到更多满足,最优的工作时间相应缩短。因此,第二阶段,与低收入的情况相比较,随着收入提高,曲线对称轴将向“左”移动。也就是说,劳动者收入增加,将增加劳动者的工作意愿,导致最优的工作时间提前到来。第三阶段,即较长工作时间阶段,高收入提高了时间的经济价值,将进一步减弱工作时间的负效用,曲线变为“平缓”。当前的中国社会,替代效应明显大于收入效应,劳动者意愿工作时间较长,也希望不断提高自身收入,甚至为了保留工作岗位,“被接受”加班加点、超时工作<sup>[23]</sup>。因此,随着收入提高,过长的工作时间对工作满意度的负面影响将会降低,此时工作时间影响工作满意度的曲线不如低收入情况下那样“陡峭”。

综上所述,提高收入将改变工作时间影响效果的大小和方式。对于大部分劳动者,随着收入水平的提高,工作时间对工作满意度的倒U型影响将会变小。但是,对于以农民工为主的产业工人,收入满足他们的主导需要进而激发工作意愿,这不仅降低第三阶段的负效用,而且会使第二阶段的最优工作时间延长。由此,本文提出:

假设2:对于大部分劳动者,工作时间与收入具有交互效应,随着收入增加,工作时间对工作满意度的倒U型影响越小。对于产业工人,随着收入提高,工作时间对工作满意度的倒U型影响可能增强。

#### 4. 工作时间的影响机制

如图1所示,对于特定职业,在收入不变的情况下,工作时间通过健康损耗过程影响职业幸福感;在收入改变的情况下,工作时间通过付出—回报失衡过程影响职业幸福感。这两个过程都以主观健康为中介传递出来。主观健康是个体对自身健康状况各方面的综合感受和评价,与劳动者的工作压力关系密切<sup>[24]</sup>。在工作时间对健康的影响上,职业心理学主要采用线性的分析视角。但是,近来Ng and Feldman<sup>[5]</sup>采用特殊的处理方式进行非线性的元分析,初步显示了工作时间与身体健康、心理压力以及工作家庭冲突的曲线关系。理论上,遵守维生素模型的非线性分析思路,工作时间对主观健康的影响也存在一个倒U型曲线或山形曲线。Haines et al.<sup>[25]</sup>认为,工作特征的缺乏会损害劳动者的健康,在一定范围内具备这些特征则会使劳动者的健康获益,当工作特征超过一定水平,继续补充维生素无法提升健康水平,其对健康的好处不再增加,甚至物极必反。鉴于此,本文认为,在收入不变的情况下,对于特定职业的劳动者,工作时间影响健康的方式如同维生素影响人体健康的方式,与工作时间影响工作满意度的方式一致。

第一阶段,即工作时间过短的情况,边际效用为正,主观健康水平增加。工作活动可以发挥劳动者的身体功能和社会功能,帮助其获得愉悦和归属感,具有“维生素”的功能。工作时间过短,缺乏足够的时间“维生素”将会损害劳动者的身体和社会功能,使得主观健康下降。本文推论,在较短的时间范围内,工作时间与主观健康正相关。第二阶段,工作时间达到时间消费临界水平,边际效用为0,劳动者的主观健康维持在最佳状态。在该临界水平,工作时间相对适度,使劳动者的主观健康获益并达到最高水平。本文推论,在最优工作时间,劳动者的身体功能和社会功能得到最大程度的发挥,此时他/她的主观健康达到最大化。第三阶段,即超过临界水平,工作时间与主观健康呈负相关。劳动者的工作时间过长,不仅会形成过重的工作负荷,增大了劳动强度,还会对生活时间产生挤出效应,从而减少了恢复再生产的时间。有学者对7802名劳动者的实证研究发现,工作时间增加了劳

动者的心理需求,进而影响了心理健康<sup>[26]</sup>。长此以往,工作时间将产生极大的危害,增加自杀率和过劳猝死。因此,过长的工作时间对劳动者的主观健康有害。

主观健康通过直接和间接两种方式影响工作满意度。低水平的主观健康意味着身心痛苦的体验,这直接降低了劳动者对职业的效用评价。在间接影响上,低水平的主观健康使劳动者产生精神紧张,进而降低工作满意度。相反,主观健康较佳的劳动者,由于身心痛苦和由此导致的精神紧张较少,他们的工作满意度较高。工作需求—资源模型的研究表明,不良的健康状态与积极的结果(如工作满意度)呈负相关的关系<sup>[27]</sup>。综合实证经验和理论分析,本文提出:

假设 3-1:工作时间对主观健康有倒 U 型的影响。工作时间过短和过长时,劳动者的主观健康较低,在达到时间消费临界水平时,劳动者的主观健康最高。

假设 3-2:工作时间通过主观健康的中介效应影响工作满意度。

如前所述,在收入改变的情况下,工作时间通过付出—回报失衡过程影响工作满意度。随着劳动者收入的增加,工作时间对工作满意度的影响就越小,这种差异是因为收入的变化改变了付出—回报的比例,引发新的压力感受,进而对主观健康产生不同的影响。具体而言:

在低收入的情况下,工作时间对主观健康的倒 U 型影响可能较大。工作时间较短的第一阶段,劳动者的工作付出较少(职业内付出比较),但由于缺乏足够的时间“维生素”,工作的心理回报(如成就感)和物质回报都不足,主观健康较低。第二阶段,工作时间最适度,其自身的体力、脑力得到最大程度的运用,心理回报也会增多,因此,付出—回报的失衡程度较轻,其主观健康最佳。第三阶段,工作时间过长,然而物质回报不变,这强化了劳动者付出—回报失衡的感受,持续增大其心理压力,从而形成较低的主观健康。通过工作时间的三阶段分析可知,在低收入情况下,劳动者主观健康表现为低—高—低的变化趋势,形成“陡峭”的曲线。

在收入提高的情况下,工作时间对主观健康的倒 U 型影响可能较小。第一阶段,劳动者得到的物质回报较多,他们属于职业群体内的“短工时高收入”。此时付出—回报失衡感极低,劳动者主观健康较优。第二阶段,劳动者获得心理回报和物质回报,此时工作付出和收入回报之间达到平衡,其主观健康最佳。第三阶段,高收入的回报有助于劳动者减缓其付出—回报的失衡感。即使过度劳动,高收入的劳动者也比低收入的劳动者表现出较高的主观健康。总之,随着收入提高,对于特定职业的劳动者,工作时间对其主观健康的倒 U 型影响较小,产生“平缓”的曲线。综合上述分析,对于所有劳动者,工作时间与收入的交互效应也是通过主观健康的中介作用传递出来的。由此,本文提出:

假设 3-3:对于所有劳动者,工作时间与收入的交互效应通过主观健康的中介效应影响工作满意度。

### 三、研究方法:来自三种典型职业的证据

#### 1. 样本与调查程序

(1)职业样本。采用问卷调查法,调查对象分为农民、产业工人和机关公务员三类。农民是以从事农业生产作为自身职业的人员,具有稳定的工作岗位和收入来源;产业工人是以从事制造业生产(如建筑、模具加工)作为自身职业的人员;机关公务员是担任行政职务的政府工作人员。农民属于非受雇的体力劳动者,产业工人为受雇的体力劳动者,而机关公务员是受雇的脑力劳动者。这几种职业具有一定的代表性和调查的可行性。

(2)调查程序。调查是在现场进行的,采用随机抽样,调查时有专门的指导语,说明了调查目的、

要求和保密承诺,关于被试的疑问在调查时给予解答,以减少调查误差。本研究于2014—2015年正式调查了广东、浙江、山东、江苏等地区的三种典型职业的劳动者。共发出问卷2100份,回收1369份。其中农民样本687(a样本)、产业工人样本324(b样本)、机关公务员样本358(c样本)。总样本的人口统计因素如下:性别方面,女性占39.60%,男性占60.40%;平均年龄38.47岁;学历方面,初中及以下占34.60%,中专和高中占26.30%,大专占13.00%,本科及以上学历占26.10%。

## 2. 变量测量

对工作时间的测量,本文采用的测量题目是:“您上个月平均每天工作多少小时”。工作时间包括人们为了追求职业发展而投入的时数,故工作时间不仅仅指发生在工作场所的时数。由于劳动者对于自己实际投入工作的时数比其他人更清楚,本文请他们报告具体的工作时间。这种自我报告在职业心理学的文献中被广泛采用<sup>[1]</sup>。

对收入的测量,使用的题目是:“您上个月的工作收入是多少元”,采用5点计分,包括1(1500元以下)、2(1501—3000元)、3(3001—6000元)、4(6001—10000元)和5(10000元以上)共5个选项,得分越高,表明工作的收入越高。

对工作满意度的测量,采用Schriesheim and Tsui<sup>[27]</sup>的工作满意度量表,选取适合三种职业情境的4个项目,如“您对自己目前的收入”、“您对所从事的这份工作(职业)”、“您对工作未来的发展”、“整体工作满意度”感觉怎么样。采用10点量表计分,从1(非常不满意)到10(非常满意),得分越高,表明工作满意度越高。在本研究中,量表的Cronbach's  $\alpha$ 为0.85。

对主观健康(Self-rated Health)的测量,本文采用通用的题目:“您认为自己现在的健康状况怎么样”。与过去研究中从“非常好”到“非常差”的5点计分不同,本文从1(非常不健康)到10(非常健康)计分,以更精细地刻画劳动者的主观健康水平。虽然主观健康只有单一题目,但是这种测量方式简洁有效,在大量的研究中被广泛采用<sup>[24]</sup>。

本研究的控制变量包括性别、年龄和学历。过去的研究发现这些个体特征也是职业幸福感的影响因素。同时,这些个体特征可能引起个人可支配的资源的差异,使得劳动者之间的时间和收入的约束线有所不同,故本文加以控制。

## 3. 模型设定和分析方法

本研究采用SPSS17.0进行统计分析。先对三种典型职业进行描述性统计分析,再采用层级回归检验工作时间、收入及其交互效应对职业幸福感的影响。模型设定如下:层级回归分析之前对工作时间、收入进行中心化处理。在层级回归时,第一步将控制变量纳入回归模型,第二步加入工作时间和收入,第三步是工作时间和收入的交互效应,第四步加入工作时间的平方项,第五步是工作时间平方项与收入的交互效应。

## 4. 数据分析结果

各变量的描述性统计如表1所示。工作满意度最高的是c样本机关公务员,其次是a样本农民,最后是b样本产业工人。三种职业样本的工作满意度与工作时间之间均具有显著负相关的关系,工作满意度与收入之间有显著的正相关。同时,工作满意度与主观健康之间是显著正相关的关系,这为后面的中介作用分析提供了必要的前提。

本文研究三种典型职业劳动者的工作时间配置如何影响工作满意度和主观健康。回归分析结果见表2。本文结果证实了理论模型的预测:工作满意度显著地受到工作时间的倒U型影响。并且,与理论假设一致,工作时间对主观健康有显著的倒U型影响。具体而言:无论是哪一个职业样本,工作时间一次项对工作满意度具有负向影响。在工作时间平方项的影响方面,a样本和c样本的结果

表 1 变量统计特征与相关分析

	变量	均值	标准差	1	2	3	4	5	6
a 样本 农民	1 性别	1.3650	0.4817	1.0000					
	2 年龄	40.2992	11.3588	-0.1625**	1.0000				
	3 学历	1.6485	0.8875	-0.0384	-0.3909**	1.0000			
	4 工作时间	8.5863	2.2664	-0.0709	0.1814**	0.0836*	1.0000		
	5 收入	1.6027	0.7345	-0.1698**	-0.1637**	0.2809**	0.1219**	1.0000	
	6 主观健康	7.6604	1.9884	0.0384	-0.2709**	0.2275**	0.0923*	0.1824**	1.0000
	7 工作满意度	6.4172	1.8205	-0.0119	-0.1622**	0.1281**	-0.0949*	0.2871**	0.4129**
b 样本 产业工人	1 性别	1.4404	0.4974	1.0000					
	2 年龄	35.4065	9.6108	-0.1502**	1.0000				
	3 学历	2.2578	0.9139	0.0764	-0.3696**	1.0000			
	4 工作时间	9.2771	1.7883	-0.2121**	-0.1343*	-0.0411	1.0000		
	5 收入	1.9647	0.6481	-0.1381**	-0.1541*	0.1522*	0.3721**	1.0000	
	6 主观健康	7.9019	1.7814	0.0422	-0.1921**	0.1639*	-0.1453**	-0.0649	1.0000
	7 工作满意度	5.8732	1.6301	0.1151*	0.0312	0.1444*	-0.2328**	0.1342*	0.3341**
c 样本 机关 公务员	1 性别	1.4019	0.4918	1.0000					
	2 年龄	37.0361	9.2604	-0.1612**	1.0000				
	3 学历	3.9156	0.7085	0.0242	-0.2423**	1.0000			
	4 工作时间	8.2825	2.1706	-0.0257	-0.0511	-0.0575	1.0000		
	5 收入	2.8774	1.1109	-0.1327*	0.4378**	0.1214*	-0.1782**	1.0000	
	6 主观健康	7.6499	1.7815	0.0295	-0.0513	0.2427**	-0.05101	-0.0245	1.0000
	7 工作满意度	6.7486	1.6768	-0.0295	0.1805**	0.0059	-0.1305*	0.1995**	0.3831**

注: \*\*表示  $p < 0.01$ , \*表示  $p < 0.05$ , 下同。

资料来源:作者计算整理。

表 2 工作满意度为因变量的层级回归结果

	a 样本 农民		b 样本 产业工人		c 样本 机关公务员	
	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$
第一步						
性别	0.0238	0.0374**	0.1089*	0.0347*	0.0117	0.0411**
年龄	-0.1321**		0.0906		0.2124**	
学历	0.0702		0.1541*		0.0511	
第二步		0.0905**		0.1005**		0.0206*
工作时间	-0.1549**		-0.3104**		-0.1045*	
收入	0.2891**		0.2382**		0.1214*	
第三步		0.0044		0.0005		0.0112*
工作时间 $\times$ 收入	-0.0417		0.0512		0.0792	
第四步		0.0112*		0.0049		0.0196*
工作时间 <sup>2</sup>	-0.1348*		-0.0521		-0.1535*	
第五步		0.0108*		0.0098*		0.0103*
工作时间 <sup>2</sup> $\times$ 收入	0.1137*		-0.1901*		0.1315*	

资料来源:作者计算整理。

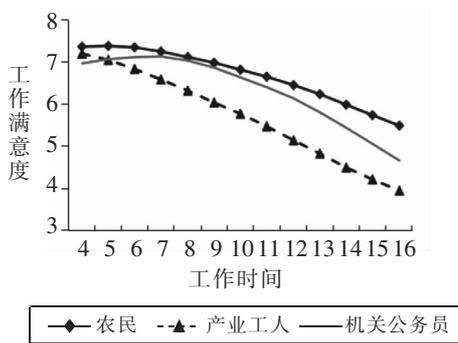
表明:工作时间平方项对工作满意度有显著的负向影响(系数为-0.1348、-0.1535),说明工作时间对农民和机关公务员的工作满意度存在倒U型影响。如图2(a)所示,在曲线对称轴(6—7小时)左侧,工作满意度单调递增,在曲线对称轴右侧,工作满意度单调递减。在4—6小时区间段,随着时间的延长,工作满意度稳定在中等偏上水平。在6—7小时区间段,工作满意度呈现轻微的下陷趋势。在工作时间达到8小时后,超越这个区间使得工作满意度迅速下降。对于b样本产业工人,工作时间平方项并不显著(系数为-0.0521),从4—6小时区间段开始下降,超过8小时后下降速度明显加快。

表3显示了工作时间对主观健康的检验结果。在工作时间一次项的影响上,a样本和b样本中,工作时间对主观健康的影响是显著的,但是c样本的回归系数并未达到显著水平。在工作时间平方的影响方面,三种职业样本一致表明:工作时间平方项对主观健康有显著影响,且回归系数为负,说明工作时间对主观健康的影响方式也是倒U型的。如图2(b)所示,在曲线对称轴(6—7小时)左侧,

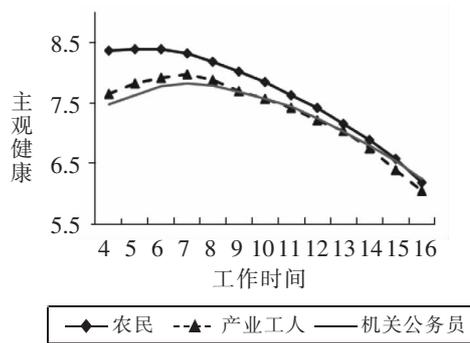
表3 主观健康为因变量的层级回归结果

	a 样本 农民		b 样本 产业工人		c 样本 机关公务员	
	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$	$\beta$	$\Delta R^2$
第一步						
性别	-0.0286	0.1017**	0.0423	0.0231*	-0.0464	0.0214**
年龄	-0.2222**		-0.1538*		0.0259	
学历	0.1231**		0.0732		0.1458**	
第二步		0.0311**		0.0288**		0.0076
工作时间	-0.1549**		-0.3104**		-0.0491	
收入	0.2891**		0.2382**		-0.0932	
第三步		0.0021		0.0063		0.0146*
工作时间×收入	-0.0482		-0.0798		0.1242*	
第四步		0.0156**		0.0170*		0.0298**
工作时间 <sup>2</sup>	-0.1696**		-0.1582*		-0.2368**	
第五步		0.0110**		0.0138*		0.0274**
工作时间 <sup>2</sup> ×收入	0.1014*		-0.1577*		0.2277**	

资料来源:作者计算整理。



(a)工业时间与工作满意度



(b)工作时间与主观健康

图2 工作时间对职业幸福感的影响

资料来源:作者绘制。

主观健康单调递增,在曲线对称轴右侧,主观健康单调递减。与理论分析一致,农民的最优工作时间是6小时,低于产业工人和机关公务员的7小时。在4—6小时区间段,随着时间的延长,主观健康从中等水平缓慢上升,然后稳定在中等偏上水平。在6—7小时区间段,随着工作时间越过最优区间,主观健康开始下降,但下降幅度非常小。在工作时间达到8小时后,主观健康迅速下降。

表2和表3第五步层级回归结果显示:工作时间的平方项与收入的交互效应显著,在三种职业样本中都得到证实。进一步地,采用Aiken and West<sup>[29]</sup>的方法,分别以收入 $\pm 1SD$ 为标准区分为高、低收入组。①农民的交互效应由图3(a)显示:在低收入情况下,工作时间对农民工作满意度有很强的倒U型影响,而随着收入的提高,这种倒U型影响逐渐变小。图3(d)也显示,随着收入的增加,工作时间对农民主观健康的倒U型曲线变得“平缓”。②产业工人的交互效应如图3(b)所示:在低收入情况下,工作时间对产业工人工作满意度有负向影响,而随着收入的增加,这种影响逐渐变得“陡峭”并呈现倒U型曲线。图3(e)的结果类似,随着收入的提高,工作时间对产业工人主观健康的倒U型影响反而增强。这种特殊的变化趋势与其他样本相反,可能是因为高收入激发了产业工人的工作意愿,后一部分将对此进行讨论。③机关公务员的交互效应如图3(c)所示,在低收入情况下,工作时间对机关公务员工作满意度的倒U型影响很强,而随着收入的增加,这种倒U型曲线变得“平缓”,表明收入的增加使得倒U型影响减弱。图3(f)主观健康的交互效应类似,对于低收入的机关公务员,工作时间对主观健康的影响呈现一条倒U型曲线,随着收入的提高,对称轴左侧和右侧都变得更加“平缓”。也就是说,工作时间对机关公务员主观健康的倒U型作用变小。

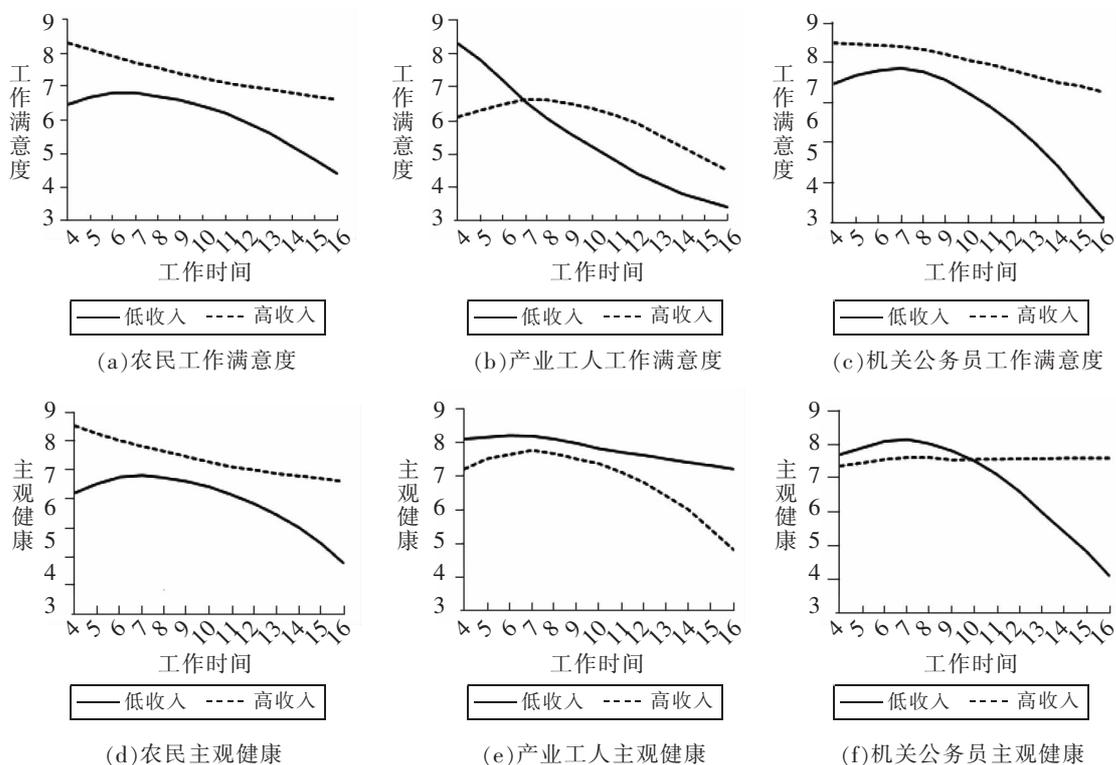


图3 工作时间与收入的交互效应

资料来源:作者绘制。

表 4 是主观健康的中介效应的检验结果。采用 Baron and Kenny<sup>[29]</sup>的中介效应检验程序,逐次在 3 个模型中进行层级回归分析。由模型 1 可见,工作时间平方项,以及与收入的交互效应对主观健康有显著的影响,对于三种职业样本都是如此。

表 4 主观健康的中介效应检验结果

变量	模型 1:主观健康			模型 2:工作满意度			模型 3:工作满意度(主观健康)		
	a 样本	b 样本	c 样本	a 样本	b 样本	c 样本	a 样本	b 样本	c 样本
性别	0.0288	0.0213	-0.0744	0.0201	0.0784	0.0054	0.0065	0.0678	0.0113
年龄	-0.2311**	-0.1847*	0.0473	-0.1075**	0.0875	0.1271*	-0.0071	0.1287*	0.1203*
学历	0.0859*	0.1021*	0.1622**	-0.0119	0.1104*	-0.0265	-0.0366	0.0689	-0.0868
工作时间( $T$ )	-0.1743**	-0.1433*	-0.0795	-0.2128**	-0.2715**	-0.1533*	-0.1327**	-0.2213**	-0.1002
收入( $W$ )	0.1512**	-0.0414	-0.1206*	0.2613**	0.2823**	0.1143*	0.1921**	0.2889**	0.1614*
$T \times W$	-0.0284	-0.1208*	0.1629*	-0.0242	0.1401*	0.0800	-0.0114	0.1687*	0.0094
$T^2$	-0.1479**	0.1891*	-0.1942*	-0.1417*	0.0244	-0.1342*	-0.0332	0.0141	-0.0411
$T^2 \times W$	0.1014*	-0.1577*	0.2485**	0.1137*	-0.1901*	0.1315*	0.0433	-0.0908*	0.0112
主观健康							0.4154**	0.3214**	0.3864**
$R^2$	0.1604	0.0908	0.1008	0.1469	0.1549	0.1029	0.3237	0.2458	0.2511
$\Delta R^2$							0.1768	0.0908	0.1482
$\Delta F$							173.8804**	27.5245**	62.6517**

资料来源:作者计算整理。

根据表 4 模型 2,对于 a 样本和 c 样本,工作时间平方项、收入及其交互效应对工作满意度均有显著的影响,但是 b 样本产业工人的情况特殊,虽然工作时间平方项的影响不显著,但是工作时间平方项与收入的交互项有显著的影响。模型 3 中三种典型职业样本结果表明:主观健康对工作满意度有显著的影响。对模型 3 进一步分析发现:加入主观健康后,工作时间平方项对工作满意度的影响系数有所减少并不再显著,说明主观健康起到中介作用。对于 a 样本和 c 样本,加入主观健康后,工作时间平方项与收入的交互效应( $T^2 \times W$ )对工作满意度的影响同样减少,说明农民和机关公务员的主观健康发挥了中介作用。对于 b 样本,该回归系数减少但仍然显著,中介效应量为 0.3582  $[( -0.1577 \times 0.3214) / (-0.1577 \times 0.3214 - 0.0908)]$ ,说明产业工人的主观健康起到部分中介作用。需要指出,工作满意度是劳动者的即时状态,工作时间是“上个月”的客观工时,这使得主观的工作满意度滞后于客观的工作时间,故本研究中工作满意度对工作时间不存在反向因果关系。

## 四、讨论

### 1. 工作时间多长最幸福

当前中国年工作时间为 2000—2500 小时,按照法定年工作日 250 天计算,中国劳动者人均日工作时间为 8—8.80 小时。大多数学者提倡适度劳动,强调缩短工作时间。但是,工作时间多长是适度的呢?本文通过理论分析,认为工作时间对劳动者工作满意度和主观健康都具有倒 U 型效应,呈现出包含“三个阶段”的总效用曲线。通过对中国多个地区的农民、产业工人和机关公务员三种典型职业开展调查研究,结果证实:6—7 小时的工作时间为曲线对称轴,在该临界水平下,边际效用接

近0,劳动者的职业幸福感最高。此时工作时间既能够满足劳动者的经济需要和社会心理需要,又能确保劳动者实现健康和工作满意度的全面提升。

要想提升劳动者的职业幸福感,使他们从工作时间获得足够的积极作用又不至于过度劳动,需要探究导致劳动者过度劳动的因素是什么,这涉及“输入—输出”模型<sup>[30]</sup>。该模型认为,导致人们过度劳动的成因有五类:经济因素(中国赶超发展与经济转型)、社会因素(社会阶层差距与过度竞争)、技术因素(网络技术下无意识加班)、法制因素(不健全的劳动法制体系),以及意识因素(中国传统文化下的劳动态度)。其中,经济因素和法制因素造成了“被动过劳”,社会因素和意识因素导致了“主动过劳”,技术因素是“无意识过劳”的主因。在本文中,农民、产业工人和机关公务员的平均工作时间分别是8.5863、9.2771、8.2825小时,产业工人已经高于中国平均工作时间(8—8.90小时)。对产业工人而言,法制因素和社会因素是导致产业工人过劳的重要原因。一方面,企业单位为了赶工期而不顾工人的职业幸福感,迫使其延长工作时间、增大劳动强度;另一方面,大多数产业工人的生活压力较大,不得不接受这种超负荷的工作。

本文重点从空间地域上分析工作时间与职业幸福感的关系,工作时间的调查是在同一时期(2014—2015年)的不同地区进行的。为了弥补时间变化的缺失,本文对劳动者工作时间进行国际动态比较。随着时间的变化,近21年来OECD 5个国家人均日工作时间呈现逐渐缩短的趋势。2013—2014年,英国、美国、日本的日工作时间均接近7小时;德国最低,日工作时间为5.50小时;韩国最高,日工作时间8.50小时。与国际经验一致,随着技术进步和劳动生产率的提高,近21年来中国人均日工作时间逐渐缩短。比较而言,当前中国劳动者日工作时间与韩国情况接近,但是人均工资比韩国要低得多。2013—2014年,美国、英国、德国、日本、韩国、中国的人均工资分别是3263、3065、2720、2500、2903、656美元,中国处于最低水平。很明显,目前中国劳动者为获得同样收入所付出的工作时间是最长的。由此可见,在迈向高收入国家的过程中,中国通过工作时间配置来提升劳动者的职业幸福感还需要相应的配套举措:一是逐步缩短工作时间,提高工资收入;二是完善过劳的法律体系,对职业群体进行差异化保护;三是调节社会心态,减少过度竞争。

## 2. 产业工人的工作时间特殊吗

本文发现,工作时间与收入的交互效应显著。随着劳动者收入的提高,工作时间对工作满意度倒U型影响变小。第一阶段,工作时间的正效用随着收入的提高而加强,曲线趋于平缓;第二阶段(6—7小时),增加的收入使工作满意度更高。第三阶段,工作时间的负效用随着收入提高而减弱。从先前的文献看,劳动经济学基于“收入—替代”理论分析工作时间和收入的交互效果,强调收入的增加会带来替代效应和收入效应。按照经典理论,相对于低收入,高收入的劳动者第三阶段的工作满意度较低。本文的研究发现与经典理论的预测相反。究其原因,在于中国的经济、社会和法制环境的特殊性。当前中国劳动者希望不断提高自身收入,甚至为了保全工作,愿意加班加点、超时工作,更愿意主动过劳,这导致替代效应大于收入效应<sup>[23]</sup>。

细察发现,工作时间对工作满意度的倒U型影响存在职业差异。农民、机关公务员的工作时间具有曲线效应;对产业工人,工作时间对工作满意度的倒U型效应不显著,在收入不变的情况下,工作时间对产业工人的影响是负向的。考虑时间的回报异质性(收入差异)后发现,在低收入时,工作时间与工作满意度负相关;在高收入时,工作时间与工作满意度呈显著的倒U型关系。以主观健康为因变量的分析也得到类似的结果。相对其他职业,产业工人的工作时间和收入的交互效应具有特殊性。据“替代效应”理论,提高收入可以激发工人自愿延长工作时间。在本文中,产业工人大多从事建筑和零件加工,他们的收入很低。随着收入的提高,产业工人从消极加班转为积极加班,他们的最



作时间的影响效果出现差异的重要原因。关注工作时间的异质性,是提高职业幸福感的新途径,这对于关注“幸福”的中国社会,具有重要的理论和实践价值。

## 2. 政策建议

(1)设立时间相关的劳动标准法,对各职业群体进行保护。缩短工作时间是国家发展和社会进步的必然趋势。本文表明,工作时间过短和过长都会损害人们的幸福感,农民6小时的工作时间使其职业幸福感最高,而产业工人和机关公务员的工作时间接近7小时。这为中国进一步缩减工作时间并推行弹性工作制提供了依据。本文还显示,不同职业群体的工作时间有不同的影响效果,与农民和机关公务员相比,产业工人加班对健康的危害更严重。这种主观健康与工作满意度不同步,预示着职业幸福感并不可持续。政府应该根据工作时间的付出异质性和回报异质性,设立劳动标准的管理机构,颁布独立的《劳动标准法》,重点加强对产业工人等职业群体的的法律保护,优化工作环境以提升各职业群体的幸福感。此外,过度劳动存在阶层分化和过度竞争的社会因素<sup>[30]</sup>。研究表明,情绪也是群体合作的促进因素<sup>[33]</sup>。政府应该积极治理过度劳动,通过调控社会群体情绪,促进社会合作,减少过度竞争,也是提升职业幸福感需要兼顾的举措。

(2)减少工作时间的付出异质性,维护劳动者的身心健康。研究表明,主观健康是开启劳动者职业幸福感的重要机制。相关组织单位应该重视工作时间的健康损耗过程,维护劳动者的身心资源。而投资心理资本和人力资本,不仅有利于改善劳动者的身心健康,而且有助于提高工作绩效<sup>[31,34]</sup>。因此,帮助劳动者提高工作效率(绩效)是从根本上缩短工作时间的有效途径。此外,面对发达的互联网技术,劳动者可能在职场以外无意识加班<sup>[30]</sup>。研究显示,工作恢复策略(体验)有助于劳动者恢复再生产的身心资源<sup>[35]</sup>。因此,劳动组织通过投资劳动者的人力资本(如加强技能培训、健康教育等),开发心理资本(如乐观、自信、坚韧和希望等积极心态),促进劳动者的生产恢复(如心理解脱、自我超越、控制和放松等),有助于控制健康损耗过程,减少时间的付出异质性,从而在整体层面提升职业群体的幸福感。

(3)逐步缩小工作的回报异质性,平衡劳动付出与回报。研究表明,劳动者付出相同的工作时间所获得的收入存在差异。这种回报异质性不仅符合国际经验,而且存在于国内不同职业之间,以及同一职业内部,这有必要引起政府和组织的重视。本研究还显示,工作时间的回报异质性造成了劳动者的付出—回报失衡,降低了主观健康进而不利于提升劳动者的职业幸福感。根据先前研究,工作资源可以促进劳动者的健康和幸福感<sup>[2]</sup>。对于农民,应该加强技能发展、优化工作环境、提高劳动报酬;对于机关公务员,可以提高工作自主性、增强上级支持、明晰职业发展;对于产业工人,需要重视提高劳动报酬、强化工作安全感、提升工作自主性,以及优化劳动环境。因此,在经济增长与工资增长不同步的情况下,组织聚焦劳动者的工作资源,从物质、心理和社会三个方面来减少工作的回报异质性,切实缓解劳动者付出与回报之间的失衡,可以有效提升劳动者的职业幸福感。

必须指出,本文亦存在一些局限。一是职业幸福感的测量指标有限,本文选取广为接受的工作满意度作为测量指标,工作时间与工作投入、工作倦怠、情绪体验等常见指标的关系是怎样的,有待进一步研究。二是囿于条件限制,调查范围局限于东部地区,同时本研究属于横断研究,缺乏因果关系的证据,未来的研究可以尝试进行跟踪研究,以解释工作时间与职业幸福感之间的因果关系。

## 〔参考文献〕

- [1] 赖德胜,孟大虎,李长安,王琦. 2014 中国劳动力市场发展报告: 迈向高收入国家进程中的工作时间[M]. 北京: 北京师范大学出版社, 2014.
- [2] Bakker, A. B., E. Demerouti, and I. Sanz-Vergel. Burnout and Work Engagement: The JD-R Approach[J]. The

- Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 2014,1(1):389-411.
- [3]Grebner, S., N. K. Semmer, and A. Elfering. Working Conditions and Three Types of Well-being: A Longitudinal Study with Self-report and Rating Data [J]. Journal of Occupational Health Psychology, 2005,10(1):31-43.
- [4]Mäkikangas, A., T. Feldt, U. Kinnunen, and S. Mauno. Does Personality Matter? Research on Individual Differences in Occupational Well-being [A]. Bakker, A. B. Advances in Positive Organizational Psychology[C]. UK: Emerald, 2013.
- [5]Ng, T. W. H., and D. C. Feldman. Long Work Hours: A Social Identity Perspective on Meta-analysis Data[J]. Journal of Organizational Behavior, 2008,29(7):853-880.
- [6]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(1):36-40.
- [7]陈惠雄. 生命成本, 异质收入与一种新消费者行为理论的构建[J]. 中国工业经济, 2013,(11):18-30.
- [8]Fein, E., C. and N. Skinner. Clarifying the Effect of Work Hours on Health through Work-life Conflict[J]. Asia Pacific Journal of Human Resources, 2015,53(3):448-470.
- [9]杨河清. 劳动经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2014.
- [10]Sturges, J. A Matter of Time: Young Professionals' Experiences of Long Work Hours[J]. Work, Employment & Society, 2013,27(2):343-359.
- [11]Berkman, L., I. Kawachi, and T. Theorell. Social Epidemiology[M]. New York: Open University Press, 2014.
- [12]Porath, C., G. Spreitzer, C. Gibson, and F. G. Garnett. Thriving at Work: Toward Its Measurement, Construct Validation, and Theoretical Refinement[J]. Journal of Organizational Behavior, 2012,33(2):250-275.
- [13]姚若松. 欧洲工作满意度研究新进展[J]. 湖南科技大学学报, 2008,11(3):85-89.
- [14]Burke, R. J., M. Koyuncu, L. Fiksenbaum, and F. T. Acar. Work Hours, Work Intensity, Satisfaction and Psychological Well-being among Turkish Manufacturing Managers [J]. Europe's Journal of Psychology, 2009,5(2): 12-30.
- [15]Clark, E. A. Work, Jobs and Well-being across the Millennium [A]. Diener, E., D. Kahneman, and J. Helliwell. International Differences in Well-being. [C]. Oxford University Press, 2010.
- [16]Unger, D., C. Niessen, S. Sonnentag, and A. Neff. A Question of Time: Daily Time Allocation between Work and Private Life[J]. Journal of Occupational and Organizational Psychology, 2014,87(1):158-176.
- [17]金家飞,刘崇瑞,李文勇,M.F. Patricia. 工作时间与工作家庭冲突: 基于性别差异的研究[J]. 科研管理, 2014, 35(8):44-50.
- [18]Chung, Y. K., and Y. Kwon. Long Working Hours and Work-related Cerebro-cardiovascular Disease in Korea [J]. Industrial Health, 2013,51(5):552-558.
- [19]杨春江,李雯,谿野. 农民工收入与工作时间对生活满意度的影响[J]. 农业技术经济, 2014,(2):36-46.
- [20]黄庆波,萨支红. 农民工工作时间与其身心健康的关系[J]. 中国健康心理学杂志, 2015,23(3):358-362.
- [21]Sparks, K., C. Cooper, Y. Fried, and A. Shirom. The Effects of Hours of Work on Health: A Meta-analytic Review[J]. Journal of Occupational and Organizational Psychology, 1997,70(4):391-408.
- [22]陈惠清,陈青松,李华亮,温翠菊,李小亮,丘创逸,李丽. 作业时间对供电企业作业人员职业紧张水平影响[J]. 中国职业医学, 2013,40(6):540-543.
- [23]孟续铎, 杨河清. 工作时间的演变模型及当代特征[J]. 经济与管理研究, 2013, (12): 85-90.
- [24]Jylhä, M. What Is Self-rated Health and Why Does It Predict Mortality? Towards a Unified Conceptual Model [J]. Social Science & Medicine, 2009,69(3):307-316.
- [25]Warr, P. Work, Happiness, and Unhappiness[M]. London: Psychology Press, 2007.
- [26]Haines, V. Y., A. Marchand, E. Genin, and V. Rousseau. A Balanced View of Long Work Hours[J]. International Journal of Workplace Health Management, 2012,5(2):104-119.

- [27]Schriesheim, C., and A. S. Tsui. Development and Validation of a Short Satisfaction Instrument for Use in Survey Feedback Interventions[A]. Western Academy of Management Meeting[C]. Sage Press, 1980.
- [28]Aiken, L. S., S. G. West, and R. R. Reno. Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions[M]. Sage Press, 1991.
- [29]Baron, R. M., and D. A. Kenny. 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.
- [30]孟续铎. 劳动者过度劳动的成因研究——一般原理与中国经验[M]. 北京: 中国社会劳动保障出版社, 2014.
- [31]Luthans, F., S. M. Norman, B. J. Avolio, and J. B. Avey. The Mediating Role of Psychological Capital in the Supportive Organizational Climate–Employee Performance Relationship[J]. Journal of Organizational Behavior, 2008,(29):219–238.
- [32]魏翔,李伟. 生活时间对工作绩效影响的现场实验研究[J]. 中国工业经济, 2015,(9):69–83.
- [33]王霄,吴伟炯. 情绪机制与公共物品供给决策:一项基于社会资本的实验研究[J]. 经济研究, 2012,(11):142–156.
- [34]吴伟炯,刘毅,路红,谢雪贤. 本土心理资本与职业幸福感的关系[J]. 心理学报, 2012,44(10):1349–1370.
- [35]吴伟炯,刘毅,谢雪贤. 国外恢复体验研究述评与展望[J]. 外国经济与管理, 2012,34(11):44–51.

## Impact of Hours Worked on Occupational Well-being—An Empirical Analysis Based on Three Typical Occupations

WU Wei-jiong

(Business School of Zhejiang University of Economic and Finance, Hangzhou 310018, China)

**Abstract:** This paper puts forward the main defects existing in the homogeneity assumption of hours worked. Base on the heterogeneity assumption of hours worked, we explore the relationship between hours worked and occupational well-being and the mechanism between them. This study models hours worked effects on occupational well-being, which is operationalized in terms of job satisfaction. It is hypothesized that there is a reversed U shape relation between hours worked and occupational well-being. The efforts heterogeneity and rewards heterogeneity of hours worked is proposed. Firstly, workers' health process is different during equivalent hours worked, due to their different types of manual, cognition or emotion. Secondly, although their efforts identical, they acquired different incomes, making efforts –incomes imbalance. Thus even though equivalent hours worked among them, the occupational well-being of workers' different. By questionnaire, data were collected from three occupations like farmers, industrial workers and public servants. Theory and empirical analysis of this paper shows that, a moderate hours worked (i.e., 6–7 hours) maximize occupational well-being. The effect of hours worked was stronger for farmers and public servants with high income, but not for industrial workers. The logical explanation of this interaction is different among occupations. The heterogeneity of hours worked has important implications for Chinese government, industry and workers.

**Key Words:** occupational well-being; job satisfaction; subjective health; hours worked; heterogeneity of hours worked

**JEL Classification:** M12 M52 M54

[责任编辑:鲁舟]