

## 过度劳动、健康损耗与收入补偿

徐海东 周 皓\*

**内容提要** 本研究利用中国家庭动态调查（CFPS）数据，结合锚点情境法和广义倾向得分匹配方法，探讨过度劳动与自评健康的关系，并检验了工资收入对健康损耗的补偿效应。研究表明，加班时长与健康之间呈“倒U型”曲线关系，加班超过一定限度会对劳动者的健康产生损耗作用；工资收入对健康损耗过程具有补偿效应以减缓健康的损耗过程，但绝大多数的劳动者并未得到应有的加班工资；相较于男性，过劳时长对女性的健康损耗作用更大。研究认为，应该推进劳动法规的真正落实，加强劳动力市场的监管，以保障劳动者的身心健康。

**关键词** 过度劳动 自评健康 健康损耗 收入补偿

### 一 引 言

近 20 年来，伴随着中国经济社会快速发展，劳动者的平均工作时长居高不下。如图 1 所示，中国劳动者的平均工作时长高于部分典型发达国家以及其他发展中国家。2019 年中国城镇就业人员调查周平均工作时长为 46.8 小时，其中男性为 47.8 小时，女性为 45.5 小时；在公布的 19 个行业中，有 18 个行业的周平均工作时长超过 40 小时，有 14 个行业超过 44 小时，其中最高的住宿和餐饮业为 51.9 小时，次高的批发和零售业为 49.7 小时。

\* 徐海东，北京大学社会学系，电子邮箱：xuhaidong@stu.pku.edu.cn；周皓，北京大学中国社会与发展研究中心、北京大学社会学系，电子邮箱：zhouh@pku.edu.cn。本研究受到国家自然科学基金一般项目“中国流动人口调查的比较研究”（项目编号：19BRK039）的资助，感谢王金营和原新老师在第十三届全国人口与发展研究生论坛上的点评与建议。文责自负。

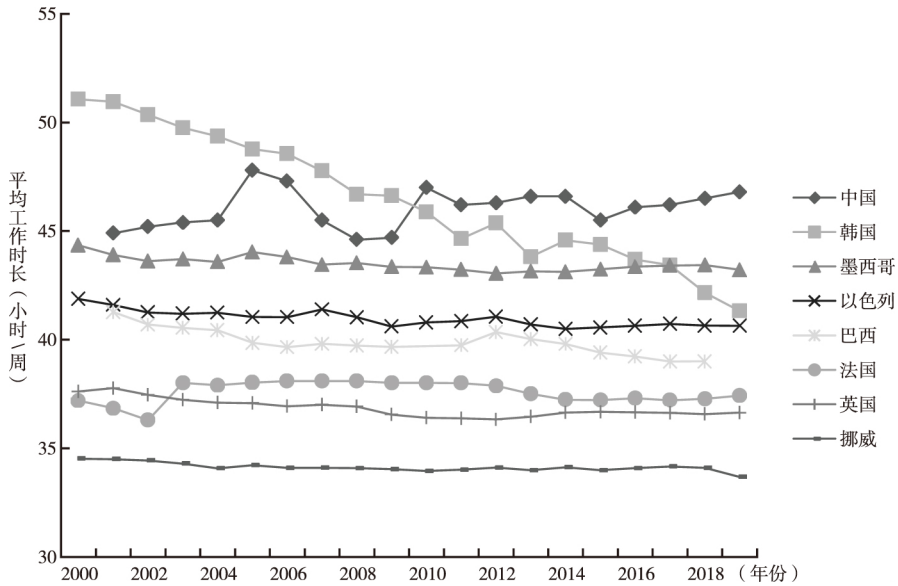


图1 世界部分国家平均工作时长

资料来源: 中国数据来自于历年《中国劳动统计年鉴》, 其他国家数据来自于经济合作与发展组织(OECD)官网。

工作时间过长对劳动者的健康有不利影响, 其极端表现形式是过劳死和过劳自杀。日本在经济高速增长的1980年代, 开始将“过度劳动”(简称“过劳”)视为一个普遍的社会问题(Tsutsumi, 2019; 高见具广, 2020), 这也是目前中国经济社会发展所面临的阵痛。有研究指出, 被动因素是中国劳动者“过劳”的首因, 占到整体成因的80%以上(朱玲, 2009; 孟续铎, 2013), 雇主通过“去技能化”和“管理劳动者的‘心’”以更少抵抗和更低成本来使得劳动者加班, 从而实现对其剩余价值的占有(庄家焱, 2018)。马克思的工作日理论认为, 劳动者工作日的最高界限取决于劳动力的身体界限和社会的道德界限, 而资本天然的逐利性决定了其本性就是要最大可能的延长工作日(马克思, 2018)。

因此, 工作时长需要国家出台相关法律法规来予以限制, 保障劳动者的休息权和健康权, 从而实现经济与社会的可持续发展。《中华人民共和国劳动法》(简称《劳动法》)规定, 国家实行劳动者每日工作时间不超过8小时、平均每周工作时间不超过44小时的工时制度, 但这一规定在实践中并未得到完全落实。社会普遍的过度劳动会降低整体国民健康水平, 由此导致的健康人力资本的损失可能会对未来发展的可持续性造成不利影响。目前, 工作时间过长问题普遍存在于中国的各行各业, 研究过

度劳动的成因、后果及其预防，并推动《劳动法》等相关规定的真正落实是十分必要的。

## 二 过度劳动与健康的关系

“过度劳动”概念是描述劳动者的身心健康因劳动强度过大、劳动时间过长而受损的现象。有学者将“过度劳动”定义为一种状态：劳动者在其工作过程中由于超时、超强度的劳动行为导致的疲劳蓄积且通过少量休息无法恢复的状态（孟续铎，2013），是“人力资源在较长时期的过度使用”（王艾青，2007）。也有学者将其定义为一种行为：劳动者在长期疲劳的状态下仍然提供超时、超强度劳动的行为（王丹，2010）。无论从何种角度来定义，劳动者的工作时长是衡量其劳动是否过度的重要方面，本研究将“过度劳动”概念视同于“工作时间过长”。

根据流行病学相关研究可知，工作时间过长会对劳动者的健康产生不利影响。已有研究表明，过度劳动与心脑血管疾病、高血压、糖尿病、肌肉骨骼病症、肥胖等疾病（Takahashi，2019；Sung et al.，2020；王欣、杨婧，2020），与抑郁症状、紧张、焦虑、自杀倾向等心理状态（Afonso et al.，2017；Sato et al.，2020），与抽烟、酗酒、暴饮暴食等不健康行为（Ahn，2016；Okamoto，2019；Tsutsumi，2019），以及与自评健康指标等（Conway et al.，2017；张抗私等，2018）都存在较强的关联性。

过度劳动主要通过疲劳蓄积和时间挤压来对劳动者的健康产生损耗作用。其一，增加了劳动者的职业风险暴露时间；其二，工作时间过长本身就是工作负荷过重的表征，工作压力过大还会导致不健康行为的增加（Tsutsumi，2019；高见具广，2020）；其三，通过对其他活动的时间挤压而对健康产生不利影响，并与诸多因素发生交互作用（石建忠，2019）。例如，通过挤压劳动者的生活时间，造成工作—生活之间的冲突，减少参加娱乐活动、社交活动和体育锻炼（李东平等，2018；Tsutsumi，2019；高见具广，2020）；被工作挤压的睡眠时间以及由工作产生的焦虑、紧张、抑郁等心理状态，会导致睡眠障碍和睡眠不足，导致疲劳感持续蓄积、精力难以有效恢复，使得注意力涣散、工伤事故风险增加（Afonso et al.，2017；Virtanen & Kivimäki，2018；Okamoto，2019；王欣、杨婧，2020）。

然而，也有研究认为工作时长与健康之间的负向关系并不显著。他们认为，每周60小时以内的工作时长会存在“工作狂效应”，越热衷于工作的人其工时越长（Allen

et al., 2007), 在控制众多协变量和未观察到的个体异质性后, 几乎没有证据表明长时间工作会影响到劳动者的健康或生活方式 (Nie et al., 2015), 不是工作时间长短而是工作狂的心态使得劳动者的健康受损, 但工作狂又因为拥有更多资源而阻止了健康损耗 (Brummelhuis et al., 2017; Brummelhuis & Rothbard, 2018)。需要注意的是, 本领域的研究应当关注到那些工作时间特别长的人群。

总体而言, 多数研究发现过度劳动对健康的损耗作用是显著的, 并且这种相关性适用于各种健康结果指标。然而, 这些研究大多集中在流行病学领域, 其使用的健康指标大多为特定疾病, 且对其社会经济后果的讨论不充分。事实上, “健康”是一个综合性的概念, 既包括身体健康, 也包括心理健康, 还包括大量潜在的、无法直接观测的其他内容。正如世界卫生组织 (World Health Organization, 简称 WHO) 对健康的定义: “健康”是一种“在躯体上、心理上和社会适应能力上达到完美的状态, 而不仅仅是没有疾病或虚弱”。因此, 研究工作时长的社会经济后果比较适合使用综合性的健康指标——自评健康 (self-rated health)。受访者的自评健康整合了许多潜在的维度 (如身体、心理、社会等), 自评健康指标对未来的发病率、死亡率和卫生服务利用等具有较强的预测能力, 能够为理解综合健康状况提供一个有力的工具 (Mossey & Shapiro, 1982; Johnson, 2014)。虽然工作时长与健康之间的关系几乎是一个常识, 但国内对于工作时长与健康之间关系的量化研究并不多, 本研究将是一个必要的补充。

### 三 过度劳动的健康损耗机制探讨

如前所述, 已有研究大多集中在流行病学领域, 他们大多假定工作时长与健康之间存在着简单的线性关系, 但充分考虑劳动者的社会经济背景时会发现, 二者之间的线性关系假定可能存在问题。不仅如此, 这些研究对工作时长与健康之间存在的双向因果关系关注不够, 未能充分考虑这种联立性偏误 (simultaneity bias) 对分析结果的影响, 这也是二者之间线性关系的假定需要被质疑的重要原因。此外, 部分研究对工作时间异质性、工资收入的补偿效应、人群异质性的考虑并不充分, 分析不同变量对二者关系的调节效应有助于更深入地理解过度劳动对健康的损耗机制。

#### (一) 健康损耗的非线性关系

一方面, 劳动不足或工作时间过短难以满足劳动者的社会和经济需要, 同样会对健康产生负面影响 (Warr, 2007; 吴伟炯, 2016; 李蓉云, 2019), 有研究将这种现象

概括为“期望与实际工作时长不匹配”（Wooden et al., 2009; Bell et al., 2012）。而本研究所讨论的过度劳动现象，需要把这部分劳动不足的群体排除在外。

另一方面，工作时长与健康之间存在着“健康工人效应”（Li & Sung, 1999），即只有那些更健康的人才能实现更长的工作时间，突发健康问题或健康状况较差会导致其缩短劳动供给时间，甚至完全退出劳动力市场（秦立建等，2012; Milner et al., 2015; Dinh et al., 2017）。“健康工人效应”对该领域研究的最大挑战有两点：第一，调查样本存在自选择偏误（self-selection bias），因健康问题而退出劳动力市场的这部分人难以被捕捉到（Spurgeon, 2003）；第二，联立性偏误（simultaneity bias）可能会使得样本估计结果有偏，即工作时长与健康之间互为因果，越健康的劳动者工作时间越长，工作时间越长反过来又会损耗其健康（Yamada et al., 2014）。

因此，工作时长与健康之间的关系很可能是非线性的。一方面，工作时长与健康之间存在相互选择关系，不健康会导致工作时间缩短甚至完全退出劳动力市场，工作时间过长会导致不健康；另一方面，劳动不足对健康也有负面影响。因此，工作时间过短和工作时间过长的人其健康状况都相对更差，工作时间适度的劳动者反而是最健康的。据此推断，二者之间可能呈现为“倒U型”曲线，曲线上能找到一个健康水平的顶点（Dinh et al., 2017; 张抗私等，2018; Wong et al., 2019），这个顶点可能是对健康最有利的工作时长。对于超出法定工作时长上限的劳动者而言，其健康顶点可能是在加班时长较短的地方。另外，根据曲线关系假定可以推测，加班时长的前后阶段存在异质性，加班时间越长时越难以忍受，随着加班时间延长，健康损耗效应会不断增强（Pfeffer, 2018）。

根据上述分析，本文提出假说1：在不合理的工作时长内，加班时间越长，健康损耗效应越严重。

## （二）工资收入对健康的补偿效应

如前所述，现有研究绝大多数都得出了工作时长对健康的不利影响，但那些认为工作时长与健康之间不存在显著关系的少数派观点也值得注意，他们对本领域研究的最大贡献是提出了“健康损耗的资源补偿”机制，认为工作狂在付出大量工作时长的同时也获得了更多的资源，这些资源阻止了工作对他们的健康损耗（Brummelhuis et al., 2017; Brummelhuis & Rothbard, 2018）。

有研究指出，工资收入对健康具有补偿效应。一方面，更高的收入能够降低劳动者的健康风险（Caruso et al., 2006; 朱晶晶，2020）；另一方面，收入与健康之间存在循环效应，健康的劳动者可以增加劳动供给从而获得更多收入，收入增加又使得健康

状况进一步改善(尹庆双等,2011;王琼、叶静怡,2016)。因此,收入也是一个需要考虑的因素,它有可能作为对健康的补偿因素发挥正向作用,也有可能作为调节因素对健康损耗过程发挥调节作用,使得损耗过程更加平缓。

根据上述分析,本文提出假说2:工资收入越高,加班时长的健康损耗效应越平缓。

### (三) 人群的异质性

不同人群对工作时长的忍受程度不同,因此过度劳动的健康损耗作用可能存在人群异质性。例如,健康损耗效应可能存在性别异质性,由于整体社会安排的性别角色分工,女性在家庭责任上承担更多,过度劳动对其造成的工作—生活冲突更严重,因此其健康损耗作用比男性更严重(Dinh et al., 2017; Ryu et al., 2018; 张抗私等, 2018; Wu et al., 2019)。

劳动时间和劳动强度是劳动的两个维度,工作时长的健康损耗作用会由于工作强度的差异而存在异质性。不同职业的劳动强度并不相同,单位时间内劳动者的身心消耗存在差异,其体力、脑力、情绪等付出存在差别,不同人群的承受能力也不一样,使得其健康损耗效应存在异质性(吴伟炯,2016;张抗私等,2018)。一般来说,受教育程度越低的人拥有的人力资本更低,不得不接受低技能、低收入、高负荷的工作,通过延长劳动时间来增加收入(刘林平等,2010;罗燕、李溢航,2014;郭正模,2015),恶劣的工作环境和严重加班高度相关,形成对这部分劳动者的“二次打击”(孙中伟等,2018)。更进一步说,个体在职业等级系统中的地位可能会影响其健康水平。职位高低意味着心理环境(如工作的价值、职业发展空间等)和工作环境(如接触有害物质、危险作业等)的差异(Pfeffer, 2018),工作中的决策权和自由裁量权会对健康产生影响(Tarumi et al., 2004)。此外,企业对职位更高者的依赖性相对更强(罗燕、李溢航,2014),使得其在工作中更有获得感。因此,相较于普通员工,管理者具有相对优势地位,其健康水平可能相对更高。但也有研究认为,与职业技能水平较低的人相比,职业技能水平较高的人因工作时间增加而导致的健康损耗程度更高(Milner et al., 2015)。

根据上述分析,本文提出假说3:与男性相比,加班时长对女性的健康损耗效应更严重。此外,本文还提出假说4:相较于普通员工,加班时长对管理者的健康损耗效应更平缓。

## 四 数据及方法说明

### （一）数据来源

本研究使用的数据来自于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，简称CFPS），该调查由北京大学中国社会科学调查中心（Institute of Social Science Survey，简称ISSS）实施，样本覆盖25个省（市、自治区），是具有全国代表性的追踪调查数据。CFPS于2010年开展基线调查，此后每两年追踪一次，考虑到样本流失对样本结构的影响，以及研究变量的选取，本研究使用2012年CFPS成人数据库作为研究数据。作为第一次追踪调查，2012年CFPS成功追访了基线调查80.6%的样本（Xu & Xie, 2016），含当年新增成员共35719个样本。

本研究将分析对象限定在劳动年龄人口（女性为16~55岁，男性为16~60岁）非农就业受雇者中每月工作时间超过法定上限的劳动者，初步筛选得到样本3536个。在此基础上，逐步剔除掉目前正在上学、自评健康锚点情境题缺失、不符合锚点VE假定（吴菲，2019）、工作时长缺失、月收入缺失样本后，最终得到研究分析样本2224个。

### （二）因变量

研究的因变量是通过锚点情境法调整后的自评健康得分。2012年CFPS自评健康问题是“您认为自己的健康状况如何？”，被访者从四个选项中做出选择（非常健康为1，很健康为2，比较健康为3，一般为4，不健康为5）。自评健康得分严格来说属于定类变量或定序变量，由于健康评价标准不统一，存在着回答异质性问题（吴菲，2019；吴琼、张沛康，2020）。为解决上述问题，锚点情境法调整是一个可行的解决办法。一方面，健康评价标准在一定程度上得到统一，能够减少部分回答异质性；另外，经调整后的自评健康得分可以作为定距变量使用，使得本研究中健康效应的非线性关系和边际效应可以通过预测图的方式直观地呈现出来。

首先，本文对数据中自评健康的答案选项进行翻转编码，得分越高代表越健康。其次，锚点情境法调整的应用条件是满足VE假定（吴菲，2019），因此需要对符合VE假定的样本进行筛选：2012年CFPS设计了两个不同健康水平的情境让被访者评分（具体内容请参考2012年CFPS成人问卷），当被访者对这两个情境的评分高低符合情境设计的顺序时，则满足VE假定。根据样本筛选过程，有87.3%的人符合VE假定。最后，根据被访者对两个情境评分的中间值与标准的中间值（定义为3.5分），对自评

健康得分进行平行等距标准化（王广州、王军，2013；吴菲，2019），最终得到调整后的自评健康得分。

为探讨自评健康得分调整的效果和结果稳健性，本研究还使用其他健康指标进行对比。一是未调整的自评健康得分；二是两周不适指标，“过去两周内，您是否有身体不适？”；三是慢性病指标，“过去六个月内，您是否患过经医生诊断的慢性疾病？”。在应用这些指标时，都进行了翻转编码，即得分越高代表越健康，使得模型结果的正负方向具有可比性。

### （三）核心自变量

根据研究假说，核心自变量为月过劳（法定外）时长、月收入、性别和是否为管理者。由于“月过劳时长”和“月收入”都呈右偏态分布，因此在分析中取其对数。“每月工作时长”通过两个问题计算而来“过去一年里，您这份工作一般每月工作几天”、“过去一年里，您这份工作一般每天工作多少个小时？工作时间不包括午休时间，但包括加班时间，不管是否有报酬”。按照马克思的劳动理论，过度劳动应当包含数量和密度两个维度，但囿于单位时间内的劳动密度在调查中无法测量，本研究仅使用法定外的工作时长来代表劳动者的过度劳动状态。根据《劳动法》规定，国家实行劳动者每日工作时间不超过8小时、平均每周工作时间不超过44小时的工时制度；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1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的条件下延长工作时间每日不得超过3小时，但是每月不得超过36小时。据此推算，法定月工作时长上限 =  $(44 \div 7) \times 30 + 36 \approx 224.6$  小时。因此，本研究将“月过劳（法定外）时长”操作化定义为每月工作时长超过法定上限224小时的部分。

其他几个核心自变量分别为：月收入、性别、是否为管理者。其中，“月收入”通过这份工作的年收入、实物福利折现和被扣除的社会保险个人缴纳金额计算得到“是否为管理者”由问题“您在这家公司/这个单位/这项生意中是否有直接的下属？”得到，并通过自答的“管理人数”进行修正调整。

### （四）控制变量

研究工作时长与健康之间的关系，主要需要控制的是职业上的差异、个人生理差异和家庭责任差异。本研究的控制变量包括：年龄（连续变量）、工作场所（户外为0，车间为1，室内的办公室或营业场所为2）、教育水平（高中及以下为0，大学及以上为1）、婚姻状况（不在婚为0，在婚为1）、12岁时户口类型（农业户口为0，非农户口为1）。



## （五）分析方法与策略

为考察过度劳动对健康的影响，首先区分不同程度的过度劳动，按照法定最长加班时长 36 小时/月，划分为轻度过劳（0~36 小时）、中度过劳（37~72 小时）、高度过劳（73~108 小时）和绝对过劳（108 小时以上）。各变量的描述性统计结果如表 1 所示。

为检验研究假说，建立了一组多元回归模型：首先，模型 1 是锚点情境法调整后的自评健康得分对核心自变量的回归模型，为探讨过度劳动与因变量之间的非线性关系，模型中加入“月过劳时长对数”的平方项，以及控制变量组；其次，模型 2 是在模型 1 的基础上加入月收入对数、性别和是否为管理者分别与过劳时长对数的交互项；最后，在模型 2 的基础上，剔除掉部分不显著的交互项，得到最终模型 3。在最终模型 3 的基础上，可以对自评健康得分进行预测，观察性别、年龄和收入对过度劳动健康损耗效应的边际贡献。

为探讨调整后自评健康得分的效果以及检验模型结果的稳健性，本文也在最终模型 3 的基础上做了一些调整：首先，在模型 4 中，本文加入“两周不适”和“慢性病”两个客观健康指标作为控制变量，以检验模型结果的稳健性；其次对最终模型的因变量指标进行替换：在模型 5 中，将因变量替换为调整前自评健康得分；在模型 6 中，替换为“两周不适”指标，建立 logistic 回归；在模型 7 中，替换为“半年慢性病”指标，建立 logistic 回归。全部模型结果如表 2 所示。

另外，由于加班时长与健康之间存在双向因果关系，需要尽量避免或评估“健康工人效应”对估计结果的影响。为避免这种内生性的影响，可以借助诸如固定效应模型、工具变量或准实验设计（Ahn, 2016; Cygan - Rehm & Wunder, 2018）等方法；或者尽可能地控制混淆变量，比如将研究样本限制在那些没有任何慢性疾病的群体中（Ryu et al., 2018），但这种做法会使得研究样本有偏，其研究结果无法代表那些不太健康的群体。本研究加入两周不适和慢性病指标的控制变量（模型 4），可以避免这样的偏误。事实上，本研究中“健康工人效应”并不会扭曲其原本的作用关系，从“健康工人效应”的反事实结果来看，原本不健康的人如果加班时间更长了，这会进一步损耗其健康，因此加班时长的健康选择性只会导致对健康损耗作用的低估；也就是说，本研究所得到的估计结果只会是相对保守的结论。作为补充，还将利用广义倾向得分匹配方法（Generalized Propensity Score，简称 GPS）评估过劳程度的平均实验效应，以减少样本自选择性偏误造成的干扰。

表 1 变量的描述性统计

变量		过劳类型				总样本	标准差	总样本量
		轻度过劳	中度过劳	高度过劳	绝对过劳			
		(0 ~ 36h)	(37 ~ 72h)	(73 ~ 108h)	(108h +)			
		42.71%	17.79%	21.49%	18.01%	100.00%		
自评健康(锚点调整后)		3.550	3.446	3.453	3.320	3.469	1.217	2060
自评健康(未调整)		3.218	3.069	3.116	3.039	3.137	1.118	2060
月过劳时长对数		2.763	3.930	4.391	5.039	3.730	1.050	2060
月收入对数		7.145	7.249	7.145	7.224	7.178	0.919	2060
年龄(岁)		35.416	34.213	36.351	34.496	35.237	11.147	2060
性别	男性	58.82%	65.48%	64.90%	61.59%	61.81%	—	2060
工作场所	户外	30.73%	36.59%	36.52%	31.60%	33.15%	—	1950
	车间	29.53%	33.29%	27.53%	29.14%	29.70%	—	
	室内	39.74%	30.12%	35.94%	39.26%	37.15%	—	
管理者	是	11.52%	10.73%	8.94%	9.33%	10.43%	—	2049
教育水平	大学及以上	7.44%	7.21%	5.67%	1.37%	5.93%	—	2060
婚烟状况	在婚	77.29%	73.14%	78.21%	75.36%	76.40%	—	2060
12 岁时户口	非农	11.74%	10.83%	10.94%	14.92%	11.96%	—	2032
两周不适	是	24.40%	28.37%	26.39%	28.79%	26.33%	—	2060
慢性病	是	6.87%	8.50%	7.47%	6.97%	7.31%	—	2060

注：描述性统计基于全国总样本的个人横截面数加权计算。

资料来源：根据 2012 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

## 五 结果分析

根据表 1 结果，可以观察不同过劳程度劳动者的基本特征。首先，从自评健康指标、两周不适和慢性病指标来看，轻度过劳群体健康状况相对最好，绝对过劳群体的相对最差。其次，从月收入对数来看，并非过劳程度越高收入越高。中度过劳群体的收入相对最高，其次为绝对过劳群体，但绝对过劳群体也仅仅比轻度过劳群体的收入高 8.22% ( $e^{7.224 - 7.145} - 1$ )，而其总工作时长比之增加了 58.20%。也就是说，绝对过劳群体微弱的收入优势是通过极不成比例地投入过度劳动而得到，这部分超出正常范围的劳动时间并未得到应有的工资回报。第三，从性别来看，轻度过劳群体中的女性比例相对更高，中度过劳群体中的男性比例相对更高；从年龄来看，高度过劳群体年龄相对更大，中度过劳群体年龄相对更小。第四，从工作场所来看，中度过劳群体中户

外和车间工作的比例相对更高，轻度过劳和绝对过劳群体中室内（办公室/营业场所）工作的比例相对更高。第五，从教育水平来看，过劳程度越高，高中及以下的比例越高；从婚姻状况来看，中度过劳群体中不在婚的比例相对更高；从12岁时的户口类型来看，绝对过劳群体中非农户口的比例相对更高。综上，轻度过劳群体中女性、室内工作、管理岗位、教育水平高的比例相对更高，健康水平也相对更高；中度过劳群体中男性、户外或车间工作、年龄小、不在婚的比例相对更高，教育水平和收入也相对最高，但其客观健康状况最差；高度过劳群体中男性、户外工作、年龄大、在婚的比例相对更高，其收入相对更差；绝对过劳群体中年龄小、室内工作、非农户口比例相对更高，受教育水平相对最低，其自评健康最差，两周不适的比例也相对最高，但报告慢性病的比例相对较低，有可能是因为其对慢性病的认知和意识不强导致。总体而言，过劳程度越高，社会经济因素上的劣势越明显，这部分印证郭凤鸣和曲俊雪（2016）、郭凤鸣和张世伟（2020）的研究结论。

根据表2可知，模型1至模型3中的过劳时长对数平方项均显著为负，说明过劳时长与健康之间可能呈现为“倒U型”曲线关系，但这种非线性关系的值域范围还有待进一步判断。模型3的月收入对数及其交互项均显著为正，说明月收入对过劳时长的作用具有调节作用。需要说明的是，模型1在未加入该交互项时月收入的作用并不显著，而模型3在加入交互项后，月收入变量估计结果转为显著，这说明月收入对自评健康的作用可能被过劳时长所掩盖。月收入的主效应系数为负、交互项系数为正，这说明在到达一定的加班时长后（ $e^{\left(\frac{0.225}{0.069}\right)}=26.1$ 小时），收入对健康的正向作用才能显现出来，收入补偿效应得以显现，收入补偿效应的结果在模型4中具有稳健性。

表2 模型估计结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整前)	两周不适	半年 慢性病
过劳时长对数	0.212* (0.094)	-0.449 (0.237)	-0.307 (0.231)	-0.253 (0.217)	-0.046 (0.212)	0.526 (0.444)	-0.584 (0.727)
过劳时长对数平方	-0.043*** (0.014)	-0.029* (0.015)	-0.040*** (0.014)	-0.040*** (0.013)	-0.033* (0.013)	0.020 (0.032)	-0.033 (0.044)
月收入对数	0.026 (0.032)	-0.214 (0.114)	-0.225* (0.107)	-0.218* (0.100)	-0.087 (0.098)	0.471* (0.223)	-0.352 (0.353)
性别 (女性=0)	0.346*** (0.061)	-0.260 (0.230)	0.344*** (0.061)	0.257*** (0.058)	0.307*** (0.056)	0.601*** (0.122)	0.606** (0.193)

续表

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整后)	自评健康 (调整前)	两周不适	半年 慢性病
年龄	-0.026*** (0.003)	-0.025*** (0.003)	-0.026*** (0.003)	-0.020*** (0.003)	-0.026*** (0.003)	-0.031*** (0.006)	-0.042*** (0.009)
工作场所 车间	-0.166* (0.072)	-0.152* (0.072)	-0.165* (0.072)	-0.137* (0.068)	-0.229*** (0.066)	-0.057 (0.141)	0.016 (0.220)
工作场所 室内	-0.236** (0.072)	-0.221** (0.072)	-0.229** (0.072)	-0.213** (0.068)	-0.165* (0.066)	0.138 (0.141)	0.293 (0.222)
管理者 (否=0)	-0.027 (0.090)	0.492 (0.330)	-0.020 (0.090)	-0.036 (0.084)	-0.054 (0.083)	-0.036 (0.182)	-0.060 (0.295)
大学及以上 (否=0)	-0.262* (0.118)	-0.272* (0.118)	-0.263* (0.118)	-0.302** (0.111)	-0.001 (0.108)	-0.203 (0.244)	-0.177 (0.427)
在婚 (不在婚=0)	-0.001 (0.076)	-0.006 (0.076)	-0.004 (0.076)	-0.044 (0.071)	0.016 (0.070)	0.271 (0.150)	-0.027 (0.259)
12 岁时非农户口 (否 = 0)	-0.015 (0.087)	-0.024 (0.086)	-0.025 (0.087)	0.053 (0.081)	0.014 (0.080)	-0.169 (0.180)	-0.307 (0.266)
月收入对数 × 过劳时长 对数		0.065* (0.030)	0.069* (0.028)	0.065* (0.026)	0.031 (0.026)	-0.108 (0.057)	0.099 (0.089)
男性 × 过劳时长对数		0.162** (0.059)					
管理者 × 过劳时长对数		-0.141 (0.087)					
两周不适				0.806*** (0.059)			
慢性病				0.594*** (0.098)			
截距项	4.002*** (0.306)	6.220*** (0.834)	5.851*** (0.810)	4.441*** (0.773)	4.488*** (0.744)	-1.064 (1.598)	6.192* (2.640)
样本量	1919	1919	1919	1919	1919	2076	2076
R <sup>2</sup>	0.076	0.084	0.079	0.189	0.085		
pseudo R <sup>2</sup>						0.031	0.040

注：模型 1 到模型 5 使用多元线性回归，并基于全国总样本的个人横截面权重加权计算；模型 6 到模型 7 使用 logistic 回归，未进行加权计算；括号内的数字为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1%、0.1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2012 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

为判断过劳时长与健康之间“倒 U 型”曲线关系是否具有实际意义，需要考察曲线的拐点是否在自变量的值域范围内。过劳时长对健康的作用关系受到收入的调节作用，选取月收入四分位的 Q1 (25%)、Q2 (50%) 和 Q3 (75%) 点分析发现，这个

“倒 U 型”曲线的顶点位置分别位于 6.8 小时、12.0 小时和 18.0 小时。也就是说，较短时间的加班时长对于健康可能是有利的，少量加班与自评健康之间存在着正向关系。更进一步分析，由于“倒 U 型”曲线的顶点位置比较靠前，位于顶点左侧的人群仅占 3%~7%（如图 2 所示），这意味着大多数的人位于“倒 U 型”曲线的右半支。过劳时长与健康之间的“倒 U 型”曲线关系在控制客观健康指标的模型 4 和自评健康得分未调整的模型 5 中也是稳健的，过劳时长对自评健康的损耗作用得到支持。

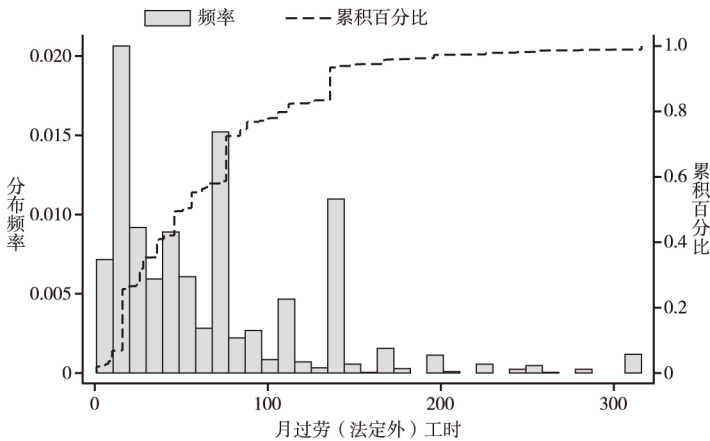


图 2 月过劳时长的分布频率与累积百分比

资料来源：根据 2012 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

由模型 1 和模型 3 的性别和年龄系数可知，男性比女性的自评健康更高，年轻者比年长者自评健康更高，这与人们的常识预期相符，且结果在其他健康指标的模型中具有较强的稳健性。“是否为管理者”变量在所有模型中均不显著，说明是否为管理者与健康水平之间可能没有直接关联。在模型 2 中，性别与过劳时长对数的交互项显著，但主效应不显著；是否为管理者与过劳时长对数的交互项也不显著。

此外，月收入对数和教育程度在模型 3 中显著，但在因变量替换为锚点情境法调整前自评健康的模型 5 中不显著。因此，调整后的自评健康变量更容易被其他社会经济因素的变量所解释或预测，说明锚点情境法调整能够在一定程度上消除掉变量测量上的异质性，使得变量间的相关关系更不容易被测量误差所掩盖。

为直观地展示过度劳动的健康损耗效应以及收入的调节作用，本研究绘制了年龄、月收入在模型中的边际效应图，结果如图 3 所示。图 3 上方两张小图是以月过劳时长对数为横坐标，下方两张小图是月过劳时长小时数为横坐标。从图 3 下方两张小图的

轨迹趋势可以看到，自评健康得分的顶点确实位于法定外加班时长较短的位置，健康损耗效应主要发生在“倒 U 型”曲线右半支。当边际效应图的横坐标从对数被还原时，过顶点后的斜率逐渐增大的趋势被稀释，表现为随过劳时长增加健康损耗斜率逐渐减小的趋势，但这是数据取对数处理的结果，并不影响对假说 1 的支持。从右下角的小图可知，对于位于顶点右侧的大部分劳动者而言，收入越高其健康水平越高；由于收入与过劳时长之间还存在交互效应，收入越高，健康下降的趋势越平缓，与之相应的不存在交互效应的年龄曲线则表现为平行趋势，因此收入表现为明显的补偿效应。此外，工资收入的补偿效应在模型 4 中的表现最为稳健。

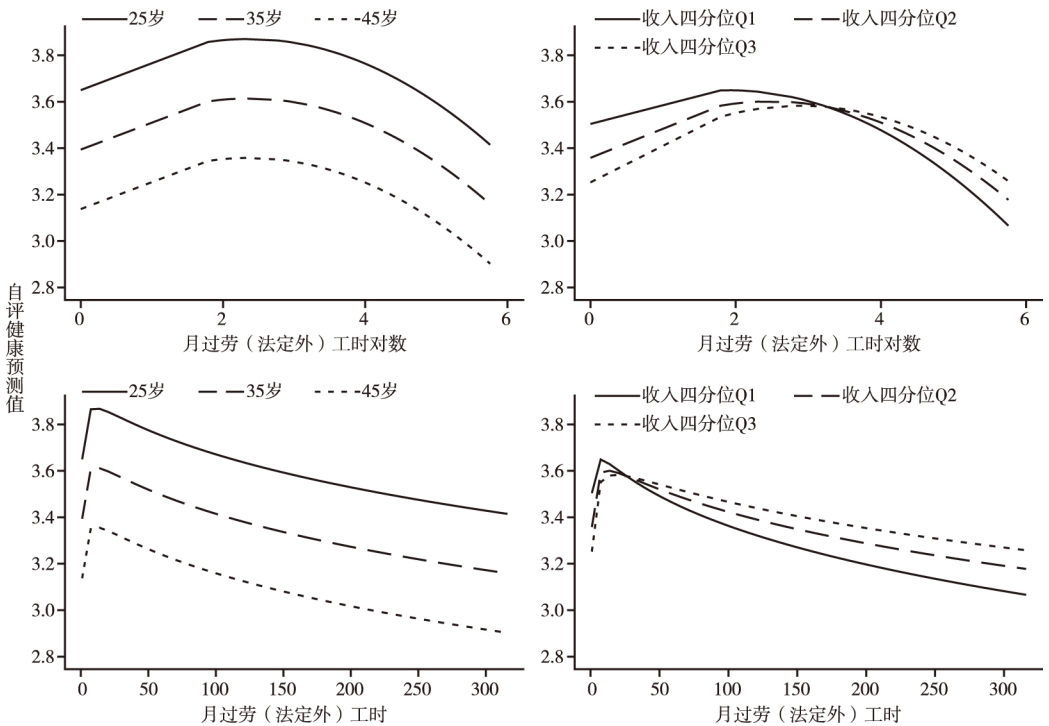


图 3 过度劳动对健康损耗的年龄、月收入的边际效应

资料来源：根据 2012 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## 六 过劳程度的平均实验效应

作为补充，本研究将通过广义倾向得分匹配（GPS）方法，从可观测的变量上最大程度地消除样本的自选择性，计算过劳程度对健康的平均实验效应。传统的倾向值

匹配法 (PSM) 只能评估二分类实验变量的平均实验效应, 不能识别不同程度的过度劳动导致的不同健康水平。与传统 PSM 相比, GPS 能够区分不同的实验/干预强度 (剂量), 对定距变量的平均实验效应进行评估。该方法借鉴了生物医药研究中分析药物剂量作用的剂量响应函数 (dose-response functions), 其主要思想和基本原理可参考 Hirano & Imbens (2004), Stata 安装包及不同情况下的方程参数设定可参考 Bia & Mattei (2008), 本文仅给出本研究所设定的方程及参数。

首先, 假设劳动者  $i$  的月过劳时长对数  $\ln(T_i)$  的决定方程为:

$$\ln(T_i) = \beta_0 + \sum_{m=1}^k \beta_m X_{im} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式 (1) 中,  $X_i$  为月过劳时长对数的决定变量,  $m$  为决定变量的序号 ( $m = 1, 2, 3, \dots$ ),  $k$  为决定变量的数量,  $\beta_0$  和  $\beta_m$  为估计系数,  $\varepsilon_i$  为误差项。选取多元协变量  $X$  时要求, 既影响实验强度  $T$ , 也影响实验结果  $H$ 。

在这个决定模型中, 纳入性别、年龄、月工资对数、体力劳动、社保缴纳、受教育年限、社会经济地位指数 (ISEI)、两周不适, 决定方程的估计结果如表 3 所示。由表 3 的估计, 月工资对数越高, 加班时间越长; 体力劳动比非体力劳动的过劳时长更长; 是否交社保可以视为用工规范程度的指标, 即用工越规范, 加班时间越短; 受教育年限越长, 过劳时长越短; 社会经济地位越高, 过劳时长越长。上述估计结果基本符合理论预期, 过劳时长方程的设定基本合理。

表 3 劳动者过度劳动时长对数的影响因素估计结果

变量	估计结果	变量	估计结果
性别 (女性 = 0)	0.020 (0.047)	受教育年限	-0.030 *** (0.006)
年龄	-0.004 (0.002)	社会经济地位指数	0.008 *** (0.002)
月工资对数	0.057 * (0.023)	两周不适 (是 = 0)	-0.096 * (0.048)
体力劳动 (否 = 0)	0.175 *** (0.047)	截距项	3.474 *** (0.204)
社保缴纳 (否 = 0)	-0.181 *** (0.055)	样本量	2089
		BIC	-15785.940

注: 模型未进行加权计算; 括号内的数字为标准误; \*, \*\*, \*\*\* 分别表示 5%、1%、0.1% 的统计显著性。

资料来源: 根据 2012 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

在给定个体特征  $X_i$  的条件下，可以得到期望/潜在的过劳时长对数  $\ln(\hat{T}_i)$ 。假定月过劳时长对数  $\ln(T_i)$  的条件概率密度分布为正态分布，则实际月过劳时长对数  $\ln(T_i)$  出现的概率（广义倾向得分  $\hat{R}_i$ ）如式（2）所示：

$$\hat{R}_i = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}\{\ln(T_i) - \ln(\hat{T}_i)\}^2\right] \quad (2)$$

匹配法的目标是达成“控制条件下无混淆”，以最大程度地消除样本的自选择性。根据条件独立性假定，要求在控制条件下，月过劳时长与潜在健康水平是相互独立的。一般认为，如果在所有可能影响健康的变量上（除了过劳时长），控制组和干预组都是相同或相近的，则可称之为平衡的。因此，“平衡性检验”要求，在控制广义倾向值  $\hat{R}_i$  一致的条件下，月过劳时长  $T$ （或其分组）与潜在健康水平的决定变量  $X$  相互独立。

为满足平衡性检验，除了要求选取合适的协变量  $X$  外，还要求对样本进行合适的匹配分组。本研究将法定外加班时长的 36 小时、72 小时和 108 小时做分隔点，分成 4 个组别。从平衡性检验的结果来看，所有变量都在双侧检验时 95% 置信区间上满足平衡性检验<sup>①</sup>。因此可以认为，在个体特征相似的劳动者中，其月过劳时长（或其分组）相当于是随机分配的。

其次，在月过度劳动时长  $T_i$  和与之相应的广义倾向得分  $\hat{R}_i$  的条件下，可以将个体劳动者自评健康得分  $H_i$  的决定方程设定为：

$$H_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 \hat{R}_i + \alpha_3 T_i \times \hat{R}_i + \mu_i \quad (3)$$

个体劳动者自评健康得分估计方程的估计结果如表 4 所示。根据式（3）及其拟合系数，可以计算得到个体劳动者的自评健康得分的估计值。

表 4 自评健康得分的估计模型

变量	估计结果	变量	估计结果
过劳时长对数	0.011* (0.005)	交互项	-0.211* (0.092)
广义倾向得分	-3.183 (1.730)	常数项	4.248*** (0.334)

注：括号内的数字为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 5%、1%、0.1% 的统计显著性。

资料来源：根据 2012 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

① 受到篇幅所限，平衡性检验未在文中进行展示，如有需要，请联系作者获取。



因此，通过式（4）的“平均剂量响应函数”，可以计算特定月过劳时长点  $t$  的平均潜在自评健康得分；通过对多个月过劳时长点  $t$  的平均自评健康得分的比较，可以评估月过劳时长对劳动者健康的实验效应（treatment effect）。

$$E[H(t)] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 t + \hat{\alpha}_2 \hat{R}_i + \hat{\alpha}_3 t \times \hat{R}_i] \quad (4)$$

如图4所示，随着过劳时长的增长，健康水平持续下降；实验效应持续为负，说明加班时长对健康的损耗作用始终存在，但随着加班时长的增加，这种健康损耗的边际效应持续减小。因此，本文的主要研究假说即过劳时长的健康损耗效应得到支持。

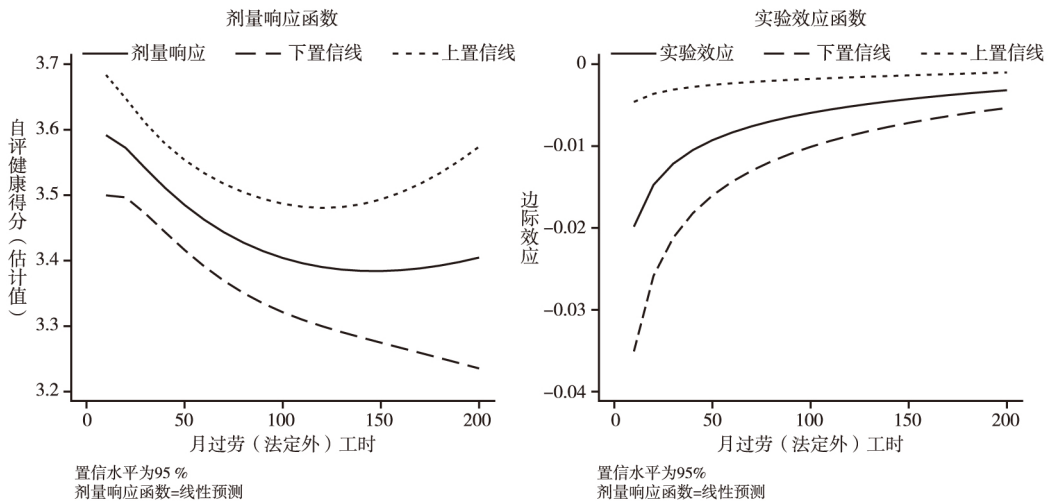


图4 过劳时长的健康效应曲线

资料来源：根据2012年中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

## 七 结论与讨论

基于2012年的中国家庭动态调查（CFPS）数据，本研究结合使用了锚点情境法、多元线性估计和广义倾向得分匹配方法，针对劳动年龄人口（非农就业的受雇者）中每月工作时间超过法定上限的劳动者，以过劳时长、月收入、性别、是否为管理者等变量，重点分析了过度劳动的健康损耗效应以及工资收入的补偿效应。研究发现，首先，加班时长与健康之间呈现为“倒U型”曲线关系，加班时长超过一定限度会对劳动者的健康产生损耗作用，曲线顶点位于每月法定外加班12小时（即每月工作时长

237小时)的位置,“少量加班有益于健康”的数据表象是当前就业市场普遍过劳状况下的非正常现象;其次,工资收入对过度劳动的健康损耗过程具有补偿效应,能够部分地减缓这一损耗过程,但绝大多数的过度劳动者并未得到应有的加班工资。此外,针对本研究的结论、不足以及其他相关未尽议题,本文从以下几个方面展开讨论:

一是健康“倒U型”曲线的政策意涵。需要特别说明的是,本研究所观察到的健康顶点位于法定加班时长外,并不是论证了这种过度劳动具有合理性,而是暴露了一种反常的社会现象:在普遍过劳的劳动力市场中,如果劳动者仅仅在法定工作时间内工作,就会处于“劳动不足”的状态,成为就业市场中的失败者。若能改善这种普遍过劳的环境,健康顶点会逐渐向法定标准的劳动时长靠拢。为了未来中国经济可持续发展的可持续性,需要保障劳动者的休息权和健康权,防止过度劳动对就业机会的挤占(王艾青,2007),要采取相应的政策措施,严格限制工作时长,杜绝超长时间加班,要加大执法力度和范围,真正规范和落实劳动者的工作时长制度。

二是收入补偿效应的政策意涵。在严格限制工作时长的前提下,应当注重劳动者的收入权益保障。工资收入对劳动者的健康损耗具有补偿效应,但现有劳动力市场下的过度劳动,并未使劳动者获得应有的工资收入补偿(郭凤鸣、张世伟,2020),过度劳动增加了劳动者的收入,但这却是以工资率下降为代价的(董延芳等,2018)。虽然法律规定了超过标准工作时间的部分应该按照正常工时的1.5~3倍以上工资进行补偿,但过度劳动者甚至难以得到与正常工时同等的工资标准。因此,要规范加班工资制度,对小时最低工资做出规定(郭凤鸣、张世伟,2018),使得劳动者得到应有的劳动收入。

三是防治过度劳动的重点人群。本文发现社会经济劣势越明显的人群,其过劳程度越高。在解决过度劳动社会问题时,应当重点关注体制外的基层岗位,关注那些受教育程度低、收入低的劳动者,他们是过度劳动的受害主体。此外,相较于男性,过劳时长对女性的健康损耗作用更大,应当注重对女性劳动者的保护。

四是防治过度劳动的基本理念。本文认为,充分尊重劳动者的生理规律和社会需求应当成为防治过度劳动的基本理念。工作时间与休息时间的合理分配需要充分尊重人体生物钟的基本规律,充分尊重劳动者参与社会生活、履行社会角色的需求。有研究表明,白领在周末加班所导致的负面影响比工作日加班更强,蓝领在夜班工作的负面影响比白天更强(Sato et al.,2020)。一方面,不合理的工作时间会导致劳动者正常的生活和休息时间被挤压,挤压生活和休息时间对健康产生负面影响;另一方面,由于违反人体生物钟规律,夜班工作时间对健康产生的不利影响比白班工作更强。遗憾

的是，本研究所使用的数据没有夜班工作的相关变量，难以对上述现象进行刻画。8小时以内的夜班工作虽然在工作时长上并不违反法律，但夜班工作尤其是白夜班交替的工作会造成人体生物钟的紊乱，导致劳动者与其他社会活动和交往的脱离，对健康有较强的负面影响（Rivera et al., 2020），白夜班交替工作的后果类似于睡眠不足，会增加患病概率和工伤事故风险（Harrington, 1994; Kecklund & Axelsson, 2016）。鉴于该因素的重要性，夜班工作对健康的影响还需要进一步探讨。

五是自评健康指标的问题。在本研究中，经过锚点情境法调整后的自评健康指标表现出了良好的测量统计特性，在控制客观健康指标后仍然具有很强的健康辨识度，因此可以认为自评健康所测量的潜在结构更加丰富，是理解综合健康状况的一个有力工具。然而，学界在自评健康的测量内涵、测量误差来源及其调整、分析方式等问题上还存在一定争议，这些问题都值得进一步研究和探讨。

## 参考文献：

- 董延芳、罗长福、付明辉（2018），《加班或不加班：农民工的选择还是别无选择》，《农业经济问题》第8期，第116-127页。
- 高见具广（2020），《现代日本的“过度劳动”——从健康和家庭生活的观点出发》，《中国劳动》第2期，第96-116页。
- 郭凤鸣、曲俊雪（2016），《中国劳动者过度劳动的变动趋势及影响因素分析》，《劳动经济研究》第1期，第89-105页。
- 郭凤鸣、张世伟（2018），《最低工资提升对低收入农民工过度劳动的影响》，《中国人口科学》第5期，第42-56页。
- 郭凤鸣、张世伟（2020），《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》，《劳动经济研究》第4期，第75-94页。
- 郭正模（2015），《中国特色的企业超时用工能算“体面劳动”吗——超时用工及企业内部劳动力市场交易双方的行为分析》，《社会科学研究》第4期，第35-40页。
- 李东平、卢海阳、文晓丽（2018），《劳动时间、社会交往与农民工身心健康——基于CGSS2013的实证数据》，《调研世界》第3期，第40-45页。
- 李蓉云（2019），《不同性别职工身体健康状况与工作时长关系研究》，《产业与科技论坛》第18期，第74-76页。

- 刘林平、张春泥、陈小娟（2010），《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》，《中国农村经济》第9期，第48-58页。
- 罗燕、李溢航（2014），《广东制造业工人过度劳动状况研究——基于广东南海的数据发现》，《劳动经济评论》第2期，第13-26页。
- 马克思（2018），《资本论（第一卷）》，中央编译局译，北京：人民出版社。
- 孟续铎（2013），《劳动者过度劳动的成因研究——一般原理与中国经验》，博士学位论文，首都经济贸易大学劳动经济学院。
- 秦立建、秦雪征、蒋中一（2012），《健康对农民工外出务工劳动供给时间的影响》，《中国农村经济》第8期，第38-45页。
- 石建忠（2019），《农民工健康损耗背后的过度劳动——基于时间一维性的思考》，《广西社会科学》第11期，第71-77页。
- 孙中伟、张莉、张晓莹（2018），《工作环境污染、超时加班与外来工的精神健康——基于“二次打击”的理论视角》，《人口与发展》第5期，第14-23页。
- 王艾青（2007），《过度劳动及其就业挤出效应分析》，《当代经济研究》第1期，第45-48页。
- 王丹（2010），《我国知识工作者过度劳动的理论与实证研究》，博士学位论文，首都经济贸易大学劳动经济学院。
- 王广州、王军（2013），《中国家庭幸福感测量》，《社会》第6期，第139-160页。
- 王琼、叶静怡（2016），《进城务工人员健康状况、收入与超时劳动》，《中国农村经济》第2期，第2-12页。
- 王欣、杨婧（2020），《劳动时间长度与健康的关系——基于肥胖视角》，《人口与经济》第1期，第29-48页。
- 吴菲（2019），《如何用锚点情境法降低自评健康的回答偏差？——一项基于CFPS2012数据的实证分析》，《人口与发展》第2期，第117-128页。
- 吴琼、张沛康（2020），《自评健康评价标准会随时间变化吗》，《人口与发展》第1期，第52-59页。
- 吴伟炯（2016），《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》，《中国工业经济》第3期，第130-145页。
- 尹庆双、王薇、王鹏（2011），《我国农村居民的收入与健康状况循环效应分析——基于CHNS数据的实证分析》，《经济学家》第11期，第43-51页。
- 张抗私、刘翠花、丁述磊（2018），《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》，《劳动经济研究》第1期，第107 - 127页。
- 朱晶晶（2020），《工作时间、收入与健康水平——基于中国家庭追踪调查（CFPS2016）的实证分析》，《商业经济》第1期，第156 - 157页。
- 朱玲（2009），《农村迁移工人的劳动时间和职业健康》，《中国社会科学》第1期，第133 - 149页。
- 庄家炽（2018），《从被管理的手到被管理的心——劳动过程视野下的加班研究》，《社会学研究》第3期，第74 - 91页。
- Afonso, Pedro, Miguel Fonseca & José Pires (2017). Impact of Working Hours on Sleep and Mental Health. *Occupational Medicine*, 67 (5), 377 - 382.
- Ahn, Taehyun (2016). Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle? *Health Economics*, 25 (8), 969 - 983.
- Allen, Harris, Thomas Slavin & William Bunn (2007). Do Long Workhours Impact Health, Safety, and Productivity at a Heavy Manufacturer? *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 49 (2), 148 - 171.
- Bell, David, Steffen Otterbach & Alfonso Sousa-Poza (2012). Work Hours Constraints and Health. *Annals of Economics and Statistics*, 105/106, 35 - 54.
- Bia, Michela & Alessandra Mattei (2008). A Stata Package for the Estimation of the Dose-response Function through Adjustment for the Generalized Propensity Score. *The Stata Journal*, 8 (3), 354 - 373.
- Brummelhuis, Lieke & Nancy Rothbard (2018). The Difference between Working Long Hours and Workaholism: Response to Commentary on “Beyond Nine to Five”. *Academy of Management Discoveries*, 4 (1), 97 - 100.
- Brummelhuis, Lieke, Nancy Rothbard & Benjamin Uhrich (2017). Beyond Nine to Five: Is Working to Excess Bad for Health? *Academy of Management Discoveries*, 3 (3), 262 - 283.
- Caruso, Claire, Tim Bushnell, Donald Eggerth, Anneke Heitmann, Bill Kojola, Katharine Newman, Roger Rosa, Steven Sauter & Bryan Vila (2006). Long Working Hours, Safety, and Health: Toward a National Research Agenda. *American Journal of Industrial Medicine*, 49 (11), 930 - 942.
- Conway, Sadie, Lisa Pompeii, David de Porras, Jack Follis & Robert Roberts (2017). The

- Identification of a Threshold of Long Work Hours for Predicting Elevated Risks of Adverse Health Outcomes. *American Journal of Epidemiology* ,186 ( 2) ,173 – 183.
- Cygan-Rehm ,Kamila & Christoph Wunder ( 2018) . Do Working Hours Affect Health? Evidence from Statutory Workweek Regulations in Germany. *Labour Economics* ,53 ,162 – 171.
- Dinh ,Huong ,Lyndall Strazdins & Jennifer Welsh ( 2017) . Hour-glass Ceilings: Work-hour Thresholds ,Gendered Health Inequities. *Social Science & Medicine* ,176 ,42 – 51.
- Harrington ,Malcolm ( 1994) . Working Long Hours and Health. *British Medical Journal* ,308 ,1581 – 1582.
- Hirano ,Keisuke & Guido Imbens ( 2004) . The Propensity Score with Continuous Treatments. In Andrew Gelman & Xiao-Li Meng ( eds. ) , *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-data Perspectives*. New York: Wiley Press ,pp.73 – 84.
- Johnson ,Timothy ( 2014) . *Handbook of Health Survey Methods*. New York: Wiley Press.
- Kecklund ,Göran & John Axelsson ( 2016) . Health Consequences of Shift Work and Insufficient Sleep. *British Medical Journal* ,355 ,i5210.
- Li ,Chung-Yi & Fung-Chang Sung ( 1999) . A Review of the Healthy Worker Effect in Occupational Epidemiology. *Occupational Medicine* ,49 ( 4) ,225 – 229.
- Milner ,Allison ,Peter Smith & Anthony LaMontagne ( 2015) . Working Hours and Mental Health in Australia: Evidence from an Australian Population-based Cohort ,2001 – 2012. *Occupational and Environmental Medicine* ,72 ( 8) ,573 – 579.
- Mossey ,Jana & Evelyn Shapiro ( 1982) . Self-rated Health: A Predictor of Mortality among the Elderly. *American Journal of Public Health* ,72 ( 8) ,800 – 808.
- Nie ,Peng ,Steffen Otterbach & Alfonso Sousa-Poza ( 2015) . Long Work Hours and Health in China. *China Economic Review* ,33 ,212 – 229.
- Okamoto ,Shohei ( 2019) . Hours of Work and Health in Japan. *Annals of Epidemiology* ,33 ,64 – 71.
- Pfeffer ,Jeffrey ( 2018) . Work Hours and Health: A Comment on “Beyond Nine to Five”. *Academy of Management Discoveries* ,4 ( 1) ,94 – 96.
- Rivera ,Adovich ,Maxwell Akanbi ,Linda O’ Dwyer & Megan McHugh ( 2020) . Shift Work and Long Work Hours and Their Association with Chronic Health Conditions: A Systematic Review of Systematic Reviews with Meta-analyses. *PLoS One* ,15 ( 4) ,e0231037.

- Ryu ,Jia , Yeogyeong Yoon ,Hyunjoo Kim ,Chung Won Kang & Kyunghye Jung-Choi ( 2018) . The Change of Self-rated Health According to Working Hours for Two Years by Gender. *International Journal of Environmental Research and Public Health* ,15 ( 9) ,1984.
- Sato ,Kaori , Sachiko Kuroda & Hideo Owan ( 2020) . Mental Health Effects of Long Work Hours ,Night and Weekend Work , and Short Rest Periods. *Social Science & Medicine* , 246 ,112774.
- Spurgeon , Anne ( 2003) . *Working Time: Its Impact on Safety and Health*. Geneva: International Labour Office Press.
- Sung ,Hyoju ,Ja-Young Kim , Ji-Hwan Kim , Laura Punnett , Hyemin Lee & Seung-Sup Kim ( 2020) . Association between Extremely Long Working Hours and Musculoskeletal Symptoms: A Nationwide Survey of Medical Residents in South Korea. *Journal of Occupational Health* ,62 ( 1) ,e12125.
- Takahashi ,Masaya ( 2019) . Sociomedical Problems of Overwork-related Deaths and Disorders in Japan. *Journal of Occupational Health* ,61 ( 4) ,269 – 277.
- Tarumi , Kimio , Akihito Hagihara & Kanehisa Morimoto ( 2004) . Moderating Effects of Psychological Job Strain on the Relationship between Working Hours and Health: An Examination of White-collar Workers Employed by a Japanese Manufacturing Company. *Journal of Occupational Health* ,46 ( 5) ,345 – 351.
- Tsutsumi , Akizumi ( 2019) . Preventing Overwork-related Deaths and Disorders-needs of Continuous and Multi-faceted Efforts. *Journal of Occupational Health* , 61 ( 4) , 265 – 266.
- Virtanen , Marianna & Mika Kivimäki ( 2018) . Long Working Hours and Risk of Cardiovascular Disease. *Current Cardiology Reports* ,20 ( 11) ,123.
- Warr , Peter ( 2007) . *Work , Happiness , and Unhappiness*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates Press.
- Wong ,Kapo , Alan Chan & Shing-Chung Ngan ( 2019) . The Effect of Long Working Hours and Overtime on Occupational Health: A Meta-analysis of Evidence from 1998 to 2018. *International Journal of Environmental Research and Public Health* ,16 ( 12) ,2102.
- Wooden , Mark , Diana Warren & Robert Drago ( 2009) . Working Time Mismatch and Subjective Well-being. *British Journal of Industrial Relations* ,47 ( 1) ,147 – 179.
- Wu ,Wenjie , Yiyi Chen , Mark Stephens & Ye Liu ( 2019) . Long Working Hours and Self-

rated Health: Evidence from Beijing , China. *Cities* ,95 ,102401.

Xu , Hongwei & Yu Xie ( 2016) . Assessing the Effectiveness of Anchoring Vignettes in Bias Reduction for Socioeconomic Disparities in Self-rated Health among Chinese Adults. *Sociological Methodology* ,46 ( 1) ,84 – 120.

Yamada , Tetsuji , Tadashi Yamada , Chia-Ching Chen & Weihong Zeng ( 2014) . Overwork and Adverse Effects on Health. *Journal of Global Economics* ,2 ( 1) ,1000106.

## Overwork , Health Loss and Income Compensation

Xu Haidong<sup>1</sup> & Zhou Hao<sup>1,2</sup>

( Department of Sociology , Peking University<sup>1</sup>;

Center for Sociological Research and Development Studies of China , Peking University<sup>2</sup>)

**Abstract:** Based on the data from the China Family Panel Studies in 2012 , with anchoring vignette method and generalized propensity score matching method , this study examines the relationship between overwork and self-rated health as well as the compensation effect of wage income on health loss. The statistical results show that there is an inverted U-shaped curve relationship between overwork duration and self-rated health , which implies extended working hours has adverse effect on individual health. Wage income compensation can slow down health loss , even though most employees do not get the full overwork pay they deserve. Compared with men , women suffer greater health loss due to overwork. This study suggests that the government should promote the enforcement of labor law and strengthen the supervision of labor market in order to protect workers' physical and mental well-being.

**Keywords:** overwork , self-rated health , health loss , income compensation

**JEL Classification:** C21 , I14 , I18 , J32 , P36

( 责任编辑: 封永刚)