

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

张抗私 刘翠花 丁述磊*

内容提要 使用2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，本文定量分析了工作时间对城镇职工自评健康和心理健康的影响。研究发现：工作时间是影响城镇职工自评健康和心理健康的重要负面因素，特别是对第一产业职工自评健康、第三产业职工心理健康的负向影响更为显著。工作时间对城镇职工自评健康和心理健康的影响存在群体异质性，即相对于男性城镇职工、室内工作者，工作时间对第三产业女性城镇职工心理健康、室外工作的第二产业城镇职工自评健康的负面影响更为显著。提升受教育程度、增加收入和工作安全性、积极参加医疗保险可以显著促进城镇职工的自评健康和心理健康。政府和用人单位应努力促进劳动力市场工作时间正规化，切实维护城镇职工的各种合法权益，以不断提升城镇职工健康状况。

关键词 工作时间 城镇职工 自评健康 心理健康

一 引言

《2014中国劳动力市场发展报告》显示，中国劳动者的年工作时间介于2000~2200小时，约30%的人需要经常加班工作；从劳动者的平均工作时间来看，中国要远

* 张抗私，东北财经大学经济学院，电子邮箱：kangsi@126.com；刘翠花（通讯作者），东北财经大学经济学院，电子邮箱：842262649@qq.com；丁述磊，东北财经大学经济学院，电子邮箱：2639893077@qq.com。本文得到国家自然科学基金项目“大学毕业生就业质量与政策研究”（14BSH107）、辽宁省教育厅人文社会科学研究基地项目“推动实现更高质量就业的指标体系与政策研究”（ZJ2014053）的资助。

高于全球水平（赖德胜等，2014）。根据《国务院关于职工工作时间的规定》，职工每周工作时间不应超过40小时^①。然而，在现实中，大量职工加班加点，超长时间工作已成为常态。工作时间长容易使得劳动者身心疲劳，得不到充分休息，进而对他们的健康造成负面影响。例如，在北上广等一线城市，六成左右的白领工作者由于超负荷工作面临各种疾病风险，身体处于亚健康状态的比例高达76%（孟续铎，2014）。近年来，越来越多的人开始注重自身的生活质量，良好的身体健康和心理健康状况成为人们追求的目标之一。健康同教育一样，也是人力资本的一种重要形式（Grossman，1972）。健康通过在微观层面上影响劳动者的工作时间和生产效率，进而在宏观层面会影响整个经济社会的总产出。因此，密切关注城镇职工的工作时间与健康之间的关系，无论是对城镇职工个体还是整个社会而言都具有重要的现实意义。

关于工作时间对劳动者健康的影响，Unger et al.(2014)研究表明，过长的工作时间减少了劳动者的生活时间，增加了工作—生活冲突，过长的工作时间意味着劳动者在工作中面临诸如人际、化学和物理环境等更多的应激源影响，从而增加了健康风险。过长的工作时间抑制了疲劳蓄积的恢复，增加了高血压、心血管疾病等健康问题（Sparks et al., 1997；Chung & Kwon, 2013）。国内有学者认为工作时间过长通常会大大增加劳动者的职业压力，严重影响其身心健康（陈惠清等，2013）；而工作时间过短则难以满足劳动者的社会心理需要和经济需要，主观健康状况也不会好（吴伟炯，2016）。因此，值得我们思考的是，工作时间如何影响劳动者的健康状况？对于不同产业类型的城镇职工自评健康和心理健康而言，两者之间会呈现怎样的变动关系？不同性别和工作场所群体间又会存在怎样的影响差异？以上问题正是本文研究的重要内容。通过回答这些问题，以期为不同产业类型的城镇职工积极改善自评健康和心理健康状况，进而提升整个社会劳动者的健康资本水平，促进劳动力供给的健康可持续发展，提出有针对性的政策建议。

二 文献综述

国外学者关于工作时间如何影响居民健康的问题进行了较为丰富的研究。如Warr（2007）研究指出，工作时间的缺乏会在一定程度上损害劳动者的主观健康，在一定合理区间内会有益于劳动者主观健康，但是当工作时间超过一定程度时，继续增加则会

^① 参见 <http://fgk.chinalaw.gov.cn/article/xzfg/199503/19950300268667.shtml>。

对居民健康水平产生负面影响。Ng & Feldman (2008) 进一步通过非线性元分析认为，工作时间与居民身体健康之间存在一种山行曲线关系。Artazcoz et al. (2009) 基于加泰罗尼亚的健康调查数据分析指出，每周工作时间处于 51 ~ 60 小时之间的男性劳动者会比那些工作时间较短的男性劳动者更容易出现精神高度紧张、过多吸烟、体育锻炼匮乏和睡眠不足问题。Burke et al. (2009) 研究指出，土耳其 1990 - 2013 年间人均日工作时间变动不明显，大约在 7.5 小时左右，在该水平波动的工作时间与居民健康、工作满意度之间的相关性不明显。Taris et al. (2010) 进一步分析认为，长时间的工作会显著降低职工锻炼保健等健康行为的概率，同时会明显提升职工吸烟、酗酒等有害健康行为出现的概率。Magee et al. (2011) 研究发现，员工的身体质量指数 (BMI) 与工作时间之间呈现明显的正相关关系，其中工作压力过大导致的暴饮暴食是造成身体肥胖的一个重要原因。Haines et al. (2012) 认为，工作时间越长、劳动强度越大对劳动者休闲娱乐时间形成挤出效应，会造成过重的工作负荷和精神紧张，进而增加劳动者患高血压、消化道疾病的概率。Virtanen et al. (2012) 通过长期追踪调研发现，工作时间与劳动者的消极情绪、焦虑程度之间呈现正向相关关系，即在心理健康水平方面，工作时间越长会显著增加员工的疲劳程度，工作倦怠水平也会提升，进而也会对工作满意度产生负向影响。Fein & Skinner (2015) 则指出，不同职业间存在劳动强度差异和时间付出异质性，因此注重区分了工作时间对管理者、销售、商业等不同职业劳动者的健康影响的差异。

近年来，国内学者也开始关注工作时间如何影响居民健康的问题，认为工作时间是影响居民健康状况的一个重要因素。如朱玲 (2009) 通过研究农村迁移工人的工作时间和身体健康之间的关系发现，超长工作时间和不良的工作环境都会显著降低劳动力的身体健康状况。田艳芳 (2011) 利用中国健康与养老追踪调查数据进行分析，认为工作时间不仅会对健康水平产生影响，反过来健康水平也会对工作时间形成冲击效应，并实证指出较低的健康水平会导致较少的工作时间，而且健康对工作时间的影响不存在明显的性别差异。程名望等 (2012) 基于上海 1446 份农民工调查数据，针对农民工在城市就业的工作时间和业余生活等方面做了实证分析，发现农民工的业余生活比较单调，且平均工作时间远远超过国家《劳动法》规定的标准。石丹渐和赖柳华 (2014) 调研分析指出，中国新生代农民工的工作时间差别较大，但总体而言他们的日均工作时间偏长，日均工作时间超过 8 小时、9 ~ 10 小时、11 小时以上的比例分别为 60%、50%、20%，长时间工作再加上业余生活单调会使得他们的精神生活较为贫乏，从而也会对他们的城市融入过程产生影响。此外，随着工作时间的不断增加，工作家

庭之间的冲突会逐渐增大（金家飞等，2014）。黄庆波和萨支红（2015）在控制了人口社会经济特征、工作环境及前3个月患病状况等因素以后，发现农民工群体中工作时间长、自报有心理障碍的比例较高，且工作时间较长对农民工身心健康有显著的负面影响。王笑天等（2017）发现工作时间对员工心理、生理和工作家庭互动都具有消极影响，并认为工作时间的增长会增加员工的资源损耗，进而对其心理健康、主观幸福感产生负面影响。

综上所述，已有国内文献多是研究工作时间对农民工群体健康状况的影响，而以城镇职工为研究对象，且从不同产业类型视角出发分析工作时间如何影响城镇职工自评健康和心理健康的文献比较少。为了对相关文献进行补充，本文使用2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，首先基于健康资本理论分析工作时间如何影响城镇职工健康状况；其次，从产业类型异质性角度出发，考察了工作时间对不同产业类型城镇职工自评健康和心理健康的影响；再次，进行性别和工作场所分样本回归，以深入考察工作时间对城镇职工的自评健康和心理健康是否存在群体异质性效应，并利用倾向得分匹配法控制内生性问题进行稳健性检验；最后是结论及政策含义。

三 理论分析

（一）健康资本理论

在人力资本理论的基础上，Mushkin（1962）认为“健康是一种投资”，健康作为投资品将决定人们用于市场或非市场生产活动的时间以及单位时间的效能，健康资本也是人力资本的一种形式。该理论认为，在给定的社会经济发展水平等外部条件下，一个人的健康水平显然取决于用于保健的投资，这既包括物品或货币投入（如购买保健品、改善生活质量等），也包括时间和精力投入（如积极从事体育锻炼、健康养生运动等）。对此，我们可以构建如下基本理论框架。

城镇职工的健康资本增量可以表示为：

$$H_{t+1} - H_t = I_t - \delta_t H_t \quad (1)$$

其中， H_{t+1} 和 H_t 分别代表城镇职工在第 $t+1$ 期和第 t 期累计的健康资本存量水平， I_t 代表城镇职工在第 t 期对健康资本的投资水平， δ_t 代表健康折旧率。在控制一系列其他因素不变的情况下，与法定工作时间的城镇职工相比，经常加班、超长时间工作的城镇职工面临的工作压力以及亚健康风险更大，因此，超长时间工作职工的健康折旧率水平大于法定时间工作职工。

城镇职工在 t 时期对应的健康投资函数可表示为：

$$I_t = I(M_t, TH_t; E) \quad (2)$$

其中， M_t 代表可用来购买健康投资的货币或物品投入，如医疗保健、卫生服务； TH_t 代表城镇职工用来进行健康投资的时间； E 代表除健康以外的其他一系列人力资本。

代表性城镇职工的时间约束可以表示为：

$$TW_t + TH_t + T_t + TL_t = \Omega \quad (3)$$

其中， TW_t 代表城镇职工的工作时间； TH_t 代表用于健康投资的时间； T_t 代表用于购买一般商品花费的时间； TL_t 代表健康状况不良造成的时间损失； Ω 代表每个时期的总时间。

基于以上理论分析可知，由于每个人拥有固定的可支配时间，因此在其他因素不变的前提下，每个人用来工作的时间和用来提升健康水平的必然成反向变动关系，即与同一时期法定工作时间的城镇职工相比较，超长加班工作的城镇职工用于健康投资的时间必然会更低，即没有充分的时间进行体育锻炼和养生运动，从而健康投资较为不足；同时经常加班的城镇职工通常会面临更大的工作压力及亚健康风险，因此其健康资本折旧率也会越高，进而在同一时期其健康资本增量要明显低于法定工作时间的城镇职工。

此外，Grossman（1972）认为“健康是一种消费品”，健康可以使人们避免疾病或不健康所带来的痛苦，而得到一定的满足和效用，并首次提出了分析健康需求的理论模型，指出为购买健康，人们需要付出包括货币与非货币的支出等成本。为此，人们需要把既定的资源均衡地分配到各种物品和服务上，即在保健方面支出的一单位货币带来的追加满足刚好等于在其他物品方面追加消费的边际效用，健康需求也就达到最佳状态。基于该理论，虽然城镇职工增加工作时间会在一定程度上增加收入水平，但由于现有法律法规的不完善，一些监管不到位的小型企业会强制性要求职工免费加班，因此这类城镇职工的收入水平也不能得到有效保障，有限的收入会导致医疗服务等健康保健支出以及其他一般商品的消费支出有限，从而致使其总体健康水平不能得到有效提升。

（二）工作时间的付出异质性和回报异质性

基于劳动二重性理论，马克思（1867）在《资本论（第一卷）》中指出，生产商品的劳动，一方面可以分为生产使用价值的具体劳动，另一方面可以分为实际差别已经被抽去，被还原为它们作为人的力量的耗费、作为一般人类劳动的共同性质的抽象劳动。由于劳动者从事不同的职业类型，其生产的商品不同，因此也就导致了劳动者

在相同的单位时间内付出的脑力、体力和心理情感负荷等抽象劳动存在很大差别。具体来看,从事农林牧副渔业等第一产业的劳动者主要以体力付出型为主。从事制造业、建筑业、采掘业以及勘测业等第二产业的劳动者也主要以体力劳动为主,不过由于需要满足一定的生产技术要求,危险系数相对较高,生命财产安全容易受到威胁,因此他们在单位时间会付出相对更多的体力劳动。从事金融保险业、教育、卫生、科学研究和综合技术服务业、党政机关等第三产业的劳动者通常属于知识、技术高技能人才,因此需要每小时付出的脑力、认知情感和心理负荷要明显高于其他产业类型。鉴于不同职业间劳动分工的逐渐细化导致了工作时间的付出异质性,因此,考察工作时间如何影响劳动者的健康状况,有必要区分不同的职业类型。

由于受到技能、市场、行业、地域等外在因素的影响,不同职业类型间存在较明显的薪资、工作时间、福利保障等差异,劳动力市场中共存着“长工时低收入”和“短工时高收入”的现象(赖德胜等,2015)。在2016年非私营单位中,第一产业中农林牧副渔业年平均工资为33612元,第二产业中采矿业、制造业、建筑业年平均工资分别为60544元、59470元、52082元,第三产业中金融、信息技术、教育年平均工资分别为117418元、122478元、74498元,其中信息技术业年平均工资首次超过金融业排名在各行业门类居首位^①。可见,不同的职业类型间工资存在较明显的差异,从事不同职业的劳动者在相同单位时间内获得的工资水平存在较大差异,即存在工作时间的回报异质性现象。换言之,从事不同职业的劳动者获得相同的收入水平需要付出的体力、脑力及心理情感等生命成本存在显著不同(陈惠雄,2013)。根据Grossman(1972),劳动者想要维持健康的身体,不仅需要锻炼保健等时间付出,更需要花费一定的货币支出。由于存在工作时间的回报异质性导致不同职业类型间存在较明显的收入差距,因此,那些低收入水平的劳动者往往不会有充分的货币用于健康保健支出,而那些较高收入水平的劳动者才会在健康保健支出上投入相对较多的货币,由此也就进一步扩大了不同职业间的健康差异。

四 研究设计

(一) 数据来源

本文进行实证分析采用的数据来自中山大学最新公布的2014年中国劳动力动态调

^① 参见 <http://news.sina.com.cn/o/2017-05-28/doc-ifyfqvmh9331804.shtml>。

查 (CLDS)。该数据库涉及劳动力、家庭和社区三个层面, 涵盖居民人口学特征、经济社会活动等信息, 从而能够较为典型地体现微观个体的行为特征。本文的研究对象为 18~65 岁之间的城镇职工, 这里的城镇职工是指户口在城市或者城镇的职工。同时, 本文根据国家统计局产业分类标准和问卷中关于工作所属行业类型的划分^①, 得到第一产业、第二产业、第三产业样本数分别为 1215 个、1639 个、1726 个, 占比分别为 26.53%、35.79%、37.69%, 共计 4580 个有效样本。从地域分布来看, 样本涉及了 28 个省 (自治区、直辖市), 涵盖范围较广, 代表性较为全面。

(二) 模型设定

本文的被解释变量为城镇职工的健康状况 (包括自评健康、心理健康), 取值范围为 1~5, 是有序离散变量, 因此采用有序 Probit 模型来分析工作时间对城镇职工健康的影响。该模型假定存在一个能够代表被解释变量城镇职工健康 ($Health$), 但又不能直接观测的潜在变量 $Health^*$ 。为了探讨工作时间与城镇职工健康之间是否存在非线性关系, 本文加入了工作时间的平方项, 因此假定潜在变量由下式决定:

$$Health_i^* = \alpha_i WorkingTime_i + \beta_i WorkingTime_i^2 + X_i \gamma_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

在式 (4) 中, $WorkingTime$ 为工作时间, $WorkingTime^2$ 为工作时间平方, α 、 β 是其相应的回归系数, X_i 表示影响城镇职工健康的控制变量 (如受教育年限、性别等), γ 是控制变量矩阵对应的回归系数矩阵, ε 表示随机误差项。

同时, 设 $\alpha_1 < \alpha_2 < \alpha_3 < \alpha_4$, 并定义:

$$\begin{aligned} Health_i &= 1, \text{ if } Health_i^* < \alpha_1 \\ Health_i &= 2, \text{ if } \alpha_1 \leq Health_i^* < \alpha_2 \\ Health_i &= 3, \text{ if } \alpha_2 \leq Health_i^* < \alpha_3 \\ Health_i &= 4, \text{ if } \alpha_3 \leq Health_i^* < \alpha_4 \\ Health_i &= 5, \text{ if } \alpha_4 \leq Health_i^* \end{aligned} \quad (5)$$

如果随机误差项 ε 服从标准正态分布, 则城镇职工的健康条件概率可以表示为:

^① 根据国家统计局的产业类型划分标准, 将农业、林业、牧业、渔业归类为第一产业; 将采掘业、制造业、电力、煤气及水的生产和供给业、建筑业、地质勘查业、水利管理业归类为第二产业; 将交通运输、仓储及邮电通信业、批发和零售贸易、餐饮业、金融保险业、房地产业、社会服务、卫生、体育和社会福利业、教育、文化艺术和广播电影电视业、科学研究和综合技术服务业、国家机关、党政机关和社会团体归类为第三产业。

$$\Pr(\text{Health} = 1 | X) = \Pr(\text{Health}^* < \alpha_1) = \phi(\alpha_1 - f(X))$$

$$\Pr(\text{Health} = 2 | X) = \Pr(\alpha_1 \leq \text{Health}^* < \alpha_2) = \phi(\alpha_2 - f(X)) - \phi(\alpha_1 - f(X))$$

$$\Pr(\text{Health} = 3 | X) = \Pr(\alpha_2 \leq \text{Health}^* < \alpha_3) = \phi(\alpha_3 - f(X)) - \phi(\alpha_2 - f(X)) \quad (6)$$

$$\Pr(\text{Health} = 4 | X) = \Pr(\alpha_3 \leq \text{Health}^* < \alpha_4) = \phi(\alpha_4 - f(X)) - \phi(\alpha_3 - f(X))$$

$$\Pr(\text{Health} = 5 | X) = \Pr(\alpha_4 \leq \text{Health}^*) = 1 - \phi(\alpha_4 - f(X))$$

其中, $\phi(\cdot)$ 为标准正态分布的分布函数, $f(X) = \beta_i \text{WorkingTime}_i + X_i r_i$ 。在有序 Probit 模型中, 若随机误差项与解释变量相互独立, 则采用极大似然法对参数进行估计, 将会得到具有一致性的估计量。

(三) 变量描述

本文的被解释变量城镇职工自评健康状况 (*Health*) 为有序离散变量, 对应的问卷问题是: “您认为自己现在的健康状况如何?”。本文将“非常不健康”、“比较不健康”、“一般”、“健康”、“非常健康”分别赋值为 1~5。

被解释变量心理健康状况 (*Health*) 也为有序离散变量, 对应调查问卷中的问题为: “在过去一个月内, 是否由于情绪问题 (如感到沮丧或焦虑) 影响到您的工作或其他日常活动?”。该问题选项分别为没有、很少、有时、经常和总是, 将其分别赋值为 1~5。

核心解释变量为工作时间, 用城镇职工平均每天工作小时数来表示。同时, 为了考察工作时间—健康之间是否存在非线性关系, 本文将工作时间平方项加入。考虑到城镇职工健康状况是一系列综合因素的影响, 因此除了工作时间外, 本文还引入相关的控制变量, 包括性别、受教育年限、年收入对数、工作安全性、是否吸烟、是否喝酒、工作合同类型、工作场所以及医疗保险等。对于性别变量, 本文用 1 代表男性, 0 代表女性。对于受教育年限变量, 本文将小学、初中、高中、大学、研究生及以上分别赋值为 6 年、9 年、12 年、16 年、19 年。对于年收入对数变量, 将城镇职工个人年收入取对数值。对于工作安全性变量, 仍然是采用满意度递增打分法, 即将非常不满意、不太满意、一般、比较满意、非常满意分别赋值为 1~5。对于是否吸烟变量, 用 1 表示吸烟, 0 表示不吸烟。对于是否喝酒变量, 用 1 表示喝酒, 0 表示不喝酒。对于工作场所变量, 将工作场所选择为“户外、交通运输工具内”统一归为室外工作, 并用 1 表示, 将工作场所选择为“车间、室内营业场所、办公室、家里”统一归为室内工作, 并用 0 表示。对于医疗保险变量, 用 1 表示参加医疗保险, 0 表示没有参加医疗保险。变量的统计性描述如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计分析

变量名称	均值(标准差)			
	总体	第一产业	第二产业	第三产业
自评健康状况(赋值 1~5)	3.496(1.752)	3.441(1.692)	3.266(1.501)	3.752(1.804)
心理健康状况(赋值 1~5)	3.420(1.825)	3.697(1.803)	3.469(1.730)	3.178(1.627)
工作时间(小时)	9.742(3.682)	10.669(3.220)	9.750(3.156)	9.081(2.703)
工作时间平方	94.907(3.187)	113.827(3.403)	95.063(3.248)	82.465(3.321)
性别(男性=1,女性=0)	0.585(0.473)	0.626(0.459)	0.670(0.493)	0.475(0.441)
年龄(岁)	39.780(10.636)	44.125(12.862)	40.256(11.308)	36.269(10.105)
受教育年限(年)	12.994(3.372)	9.073(2.553)	13.510(4.117)	15.265(4.521)
年收入对数	10.766(2.463)	10.135(2.103)	10.698(2.357)	11.274(2.670)
工作安全性(赋值 1~5)	3.549(1.260)	3.409(1.325)	3.145(1.115)	4.031(1.402)
是否喝酒(是=1,否=0)	0.344(0.475)	0.444(0.501)	0.317(0.431)	0.299(0.424)
是否吸烟(是=1,否=0)	0.369(0.483)	0.523(0.529)	0.343(0.412)	0.285(0.396)
工作场所(室外=1,室内=0)	0.425(0.452)	0.701(0.536)	0.407(0.401)	0.248(0.261)
医疗保险(参加=1,未参加=0)	0.881(0.324)	0.747(0.362)	0.922(0.395)	0.936(0.419)
观测值	4580	1215	1639	1726

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

由表 1 可知，总体城镇职工的自评健康均值为 3.496；不同产业相比较，第三产业城镇职工自评健康最高，第一产业次之，第二产业最低。总体城镇职工的心理健康均值为 3.420；不同产业相比较，第一产业城镇职工的心理健康最高，第二产业次之，第三产业最低。从工作时间来看，总体城镇职工每天工作时间均值为 9.742 小时，第一产业职工平均每天工作时间最高为 10.669 小时，第二产业为 9.750 小时，第三产业相对较少为 9.081 小时，可见不同产业类型间工作时间存在较大差异。从性别来看，总体男性占比为 58.50%，第二产业中男性占比最高为 67.0%，第一产业次之为 62.6%，第三产业中男性占比最低为 47.5%。从年龄来看，总体城镇职工的平均年龄接近 40 岁，第一、二、三产业职工平均年龄分别约为 44 岁、40 岁、36 岁，即随着产业层次增加，城镇职工平均年龄有年轻化的趋势。从受教育年限来看，总体平均受教育年限接近 13 年，第一、二、三产业平均受教育年限分别约为 9 年、14 年、15 年，即随着产业层次增加，城镇职工受教育年限有增加趋势。从年收入对数来看，

总体年收入对数为 10.766，即接近 47382 元 ($e^{10.766}$)，第一产业平均年收入对数最低为 10.135，即接近 25210 元 ($e^{10.135}$)，第二产业平均年收入对数为 10.698，即接近 44267 元 ($e^{10.698}$)，第三产业平均年收入对数最高为 11.274，即接近 78747 元 ($e^{11.274}$)。从工作安全性来看，总体和第三产业的工作安全性均接近“4 比较满意”，第一产业和第二产业的工作安全性接近“3 一般”，表明第一、二产业是危险系数比较高的产业。从是否喝酒、吸烟来看，总体喝酒、吸烟比例分别为 34.4% 和 36.9%，第一产业职工吸烟、喝酒的比例最高，第二产业次之，第三产业最低。从工作场所来看，总体室外工作比例为 42.5%，第一、二、三产业室外工作比例分别为 70.1%、40.7%、24.8%。从医疗保险来看，总体医疗保险参保率为 88.1%，第一、二、三产业参保率分别为 74.7%、92.2%、93.6%，即随着产业层次增加，职工医疗保险参保率逐渐提高。

五 实证分析

(一) 工作时间与城镇职工自评健康：有序 Probit 结果

在前文模型、数据分析的基础上，本文对总体、第一产业、第二产业、第三产业城镇职工的自评健康分别进行有序 Probit 回归分析，具体结果如表 2 所示。

表 2 工作时间与城镇职工自评健康：有序 Probit 结果

	总体	第一产业	第二产业	第三产业
工作时间	-0.118 ** (0.041)	-0.130 *** (0.037)	-0.121 ** (0.041)	-0.105 * (0.055)
工作时间平方	-0.107 ** (0.037)	-0.079 ** (0.027)	-0.108 * (0.054)	-0.127 ** (0.043)
性别	0.031 * (0.016)	0.085 ** (0.030)	0.062 * (0.033)	0.014 (0.015)
年龄	-0.052 ** (0.017)	-0.090 ** (0.032)	-0.041 * (0.022)	0.038 (0.039)
受教育年限	0.078 * (0.040)	0.114 ** (0.035)	0.086 * (0.045)	0.025 * (0.013)
年收入对数	0.108 *** (0.020)	0.087 *** (0.016)	0.099 *** (0.020)	0.124 *** (0.023)
工作安全性	0.055 * (0.028)	0.062 (0.052)	0.084 * (0.061)	0.021 (0.022)
是否喝酒	-0.081 (0.083)	-0.094 (0.086)	-0.079 (0.080)	-0.067 (0.070)
是否吸烟	-0.092 * (0.048)	-0.103 * (0.054)	-0.088 * (0.046)	0.075 * (0.039)
工作场所	-0.044 * (0.023)	-0.076 ** (0.026)	-0.050 * (0.023)	-0.012 (0.015)

续表

	总体	第一产业	第二产业	第三产业
医疗保险	0.065 ***(0.017)	0.072 ***(0.018)	0.064 ***(0.019)	0.058 ***(0.018)
R ²	0.423	0.451	0.447	0.336
观测值	4580	1215	1639	1726

注：括号内数值为标准误；***、**、*表示在1%、5%和10%统计意义上显著；由于篇幅限制没有列出边际影响。

资料来源：根据2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

第一，全样本回归显示，在控制其他条件不变的情况下，核心解释变量工作时间对总体城镇职工自评健康的影响在5%水平上显著为负，工作时间平方与总体城镇职工自评健康在5%水平上也显著为负，表明存在倒U型关系。一种可能的解释是，当工资收入较低且工作时间较短时，由于城镇职工自身获得的物质资本回报不足，自评健康较低；当工作时间逐渐增加时，获得的工资回报增加，城镇职工的脑力、体力会得到较为充分的利用，其自评健康逐渐上升达到最佳状态；当工作时间继续增加，甚至超过法定工作时间时，如果工资回报没有充分的补偿时间付出成本，会使得职工内心满足感降低，同时由于长时间工作得不到充分休息使得职工自评健康状况也会随之下降。因此，为了改善城镇职工健康状况，减少长时间工作对城镇职工健康状况造成的损失，企业等相关部门应进一步规范工作时间，避免经常性加班及超长时间工作变得尤为重要。

第二，分产业类型来看，工作时间对第一产业城镇职工的自评健康负向影响更显著，倒U型关系更明显；对第二产业的影响次之；对第三产业城镇职工的自评健康负向影响仅在10%水平上显著，倒U型关系不那么明显。这种差别可能与不同产业间存在较明显的工资差异有关，即工作时间回报的异质性。第一产业城镇职工总体工资水平较低，属于“长工时低收入”群体。当工作时间较短时，收入水平增加不明显，付出的回报满足感较低，自评健康相对较低；随着工作时间持续增加，收入水平提升，逐渐达到自评健康最高点即最佳适度阶段；但经过该阶段继续增加工作时间，由于第一产业单位时间工资回报率较低，长时间的劳作不仅挤出了可用于增加健康的休闲时间，而且并没有获得相应程度的工资补贴，会使得第一产业职工自评健康下降程度较明显，因此总体倒U型关系更明显。而第三产业城镇职工总体工资水平相对较高，属于“短工时高收入”的群体。因此，当工作时间较短时，付出与回报满足感较高，自评健康较高；随着工作时间增加，逐渐进入工作时间付出

—工资回报的最佳适度阶段，城镇职工获得的自评健康达到最高值；继续增加工作时间，由于第三产业单位时间工资回报率较高、福利保障较为完善，可获得较高的工资收入作为补贴，能够在一定程度上弥补时间付出成本，因此其自评健康下降程度较小，从而使得第三产业城镇职工的工作时间与自评健康间的倒 U 型关系不那么明显。

第三，就其他控制变量来看，年龄、工作场所以及是否吸烟对总体城镇职工自评健康的影响显著为负，表明随着年龄增长城镇职工自评健康有逐渐下降的趋势，在室外工作的城镇职工自评健康要劣于室内工作的职工，吸烟对职工自评健康有害，喝酒对职工自评健康的影响虽然不显著但也为负面影响。性别、受教育年限、年收入对数、工作安全性以及医疗保险对城镇职工自评健康状况的影响显著为正，表明男性自评健康状况要好于女性，提升受教育程度、增加收入水平和工作安全性、积极参加医疗保险可以显著促进城镇职工的自评健康状况。分产业来看，增加受教育程度和拥有医疗保险对于第一产业职工的自评健康正向影响更显著，这可能与第一产业劳动者受教育水平较低且主要从事农林牧副渔等行业以及相关医疗保险的参保率较低有关。相比于其他产业，工作安全性对第二产业城镇职工自评健康的正向影响更为显著，这可能与他们多从事采掘业、建筑业、地质勘查业等危险系数较高的行业有关，要想提升该行业职工的自评健康状况，充分增加安全措施不断提升职业安全性成为关键因素。

(二) 工作时间与城镇职工心理健康：有序 Probit 结果

下面，本文分别对总体、第一产业、第二产业、第三产业城镇职工的心理健进行有序 Probit 回归分析，具体回归结果如表 3 所示。

表 3 工作时间与城镇职工心理健康：有序 Probit 结果

	全样本	第一产业	第二产业	第三产业
工作时间	-0.103 ** (0.034)	-0.072 * (0.036)	-0.088 ** (0.031)	-0.112 *** (0.017)
工作时间平方	-0.097 ** (0.033)	-0.096 (0.070)	-0.101 * (0.053)	-0.075 ** (0.026)
性别	0.054 * (0.026)	0.071 * (0.035)	0.066 * (0.034)	0.034 * (0.016)
年龄	-0.052 * (0.027)	-0.070 (0.081)	-0.031 * (0.015)	-0.069 ** (0.024)
受教育年限	0.051 * (0.024)	0.084 ** (0.028)	0.060 * (0.030)	0.042 * (0.022)
年收入对数	0.102 ** (0.035)	0.083 * (0.042)	0.117 ** (0.040)	0.106 * (0.055)

续表

	全样本	第一产业	第二产业	第三产业
工作安全性	0.043 * (0.022)	0.025 (0.033)	0.087 * (0.042)	0.038 (0.030)
是否喝酒	-0.053 (0.060)	-0.080 (0.081)	-0.066 (0.071)	-0.041 (0.052)
是否吸烟	-0.077 * (0.040)	-0.091 * (0.048)	-0.072 * (0.036)	0.063 * (0.033)
工作场所	-0.027 * (0.014)	-0.035 (0.036)	-0.041 (0.042)	-0.062 * (0.033)
医疗保险	0.064 * (0.033)	0.032 * (0.017)	0.049 * (0.024)	0.079 ** (0.025)
R ²	0.320	0.304	0.331	0.389
观测值	4580	1215	1639	1726

注：括号内数值为标准误；***、**、*表示在1%、5%和10%统计意义上显著；由于篇幅限制没有列出边际影响。

资料来源：根据2014年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

第一，全样本回归结果显示，核心解释变量工作时间、工作时间平方对城镇职工心理健康状况的影响均在5%水平上显著为负，表明两者之间也存在倒U型关系。一种可能的原因是，当工作时间较短时城镇职工获得的工资收入较低，其心理满足感、自我存在感以及工作价值感程度较低，此时心理健康状况较低；随着工作时间增加，城镇职工心理和脑力得到较大程度的利用，工资水平也会有较大提升，自身工作价值感和成就感得到较充分发挥，因而心理健康达到峰值最佳状态；若工作时间超过该最佳点继续增加时，由于可支配时间资源的有限性，用于工作之外的生活娱乐、休闲保健时间被迫挤出，此时在工作中面临情绪焦虑沮丧的可能性较大，城镇职工心理健康状况会明显下降，从而工作时间与心理健康之间整体呈现出先上升后下降的变动关系。

第二，分产业类型来看，工作时间、工作时间平方对第三产业城镇职工心理健康的影响分别在1%、5%水平上显著为负，倒U型关系也更加明显，而对第一、二产业城镇职工的心理健康负向影响不那么显著，倒U型关系相对不明显。对此，我们可以利用时间付出异质性理论来解释。在单位时间内，第一、二产业城镇职工多是以体力付出为主，而第三产业城镇职工由于从事金融保险、卫生、教育、科学研究等社会服务业，他们不仅仅需付出体力，更需要脑力和心理情感的付出，因此当工作时间持续增加时，相比于其他产业，第三产业城镇职工的心理健康对工作时间的反应更加敏感，即长时间工作会使他们承受更高强度的心理负荷量、焦虑压力等负面情绪，从而第三产业城镇职工的工作时间与心理健康间的倒U型关系也更为明显。

第三，其他控制变量回归结果显示，性别、受教育年限、年收入对数、工作安全性、

医疗保险对总体城镇职工的心理健康状况的影响显著为正。男性心理健康状况要好于女性，这可能是由于女性比男性更注重情感表达，在日常工作中相对更容易受到焦虑等负面情绪干扰。与其他产业相比较，受教育年限对于提升第一产业城镇职工的心理健康状况更为明显，年收入水平和工作安全性对于第二产业城镇职工的心理健康状况正向影响更加显著。一种可能的原因是：第一产业城镇职工平均受教育程度相对较低，知识水平有限，当工作中面临负面情绪时，不能及时有效疏导，因此提升受教育水平对其心理健康正面影响更大；第二产业城镇职工由于从事行业的危险系数较高，且相对工资水平不高，因此提高收入水平同时增加工作安全性，则会有效提升其心理健康水平。此外，年龄、吸烟、喝酒以及工作场所为室外对于总体城镇职工的心理健康状况均为负向影响。与其他产业相比较，年龄和室外工作对于第三产业城镇职工的心理健康负向影响更加显著。

(三) 性别和工作场所分样本回归结果

前面分析得到的是工作时间对总体及不同产业类型城镇职工健康状况的一个总体平均效应。为了进一步探究是否存在性别和工作场所的群体异质性效应，本文下面进行分样本回归。按性别分类，共 2679 个男性样本、1901 个女性样本；第一产业中有 761 个男性样本、448 个女性样本；第二产业中有 1098 个男性样本、541 个女性样本；第三产业中有 820 个男性样本、906 个女性样本。按工作场所分类，室外工作 1947 个样本，室内工作 2633 个样本；第一产业室外工作 852 个样本、室内工作 363 个样本；第二产业室外工作 667 个样本、室内工作 972 个样本；第三产业室外工作 428 个样本、室内工作 1298 个样本。具体分样本回归结果如表 4 所示。

表 4 分性别和工作场所样本的回归结果

分类	变量名称	总体		第一产业		第二产业		第三产业	
		自评健康	心理健康	自评健康	心理健康	自评健康	心理健康	自评健康	心理健康
男性	工作时间	-0.103 **	-0.087 **	-0.137 ***	-0.065 *	-0.125 **	-0.082 *	-0.084 *	-0.107 ***
	工作时间平方	-0.124 *	-0.105 *	-0.093 **	-0.095	-0.115 *	-0.107 *	-0.132	-0.081 ***
女性	工作时间	-0.121 **	-0.109 ***	-0.125 **	-0.078 **	-0.109 **	-0.090 ***	-0.107 *	-0.116 ***
	工作时间平方	-0.097 **	-0.085 **	-0.089 **	-0.097 *	-0.096 *	-0.100 *	-0.118 *	-0.062 ***
室内工作	工作时间	-0.092 *	-0.085 *	-0.098 *	-0.065 *	-0.086 *	-0.074 **	-0.089 *	-0.106 **
	工作时间平方	-0.119 *	-0.107 *	-0.086 *	-0.102	-0.113 *	-0.114	-0.110	-0.094 **
室外工作	工作时间	-0.125 ***	-0.110 ***	-0.132 **	-0.078 *	-0.147 ***	-0.099 **	-0.115 **	-0.123 ***
	工作时间平方	-0.084 **	-0.076 **	-0.078 **	-0.091 *	-0.076 **	-0.085 *	-0.102 *	-0.069 **

注：***、**、* 表示在 1%、5% 和 10% 统计意义上显著；由于篇幅限制没有列出边际影响；各个模型均控制了其他变量。

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

由表 4 可知，分性别来看，工作时间对总体女性城镇职工的自评健康和心理健康负向影响更显著，倒 U 型关系更明显，但对总体男性城镇职工的自评健康和心理健康的负向影响及倒 U 型关系不那么显著。不同产业相比较，无论是男性还是女性，工作时间对第一产业城镇职工的自评健康负向影响更显著，倒 U 型关系更明显；工作时间对第三产业女性城镇职工的心理健康负向影响最显著，倒 U 型关系最明显。一种可能的原因是，与男性城镇职工相比，女性城镇职工不仅要承担工作任务，还要在生活中承担养育孩子、照顾家人饮食起居等各种家务劳动，因此工作时间增加会相应更多地挤出她们用于休闲娱乐以及家庭生活的的时间，会让她们感觉工作和生活压力更大，从而工作时间对其自评健康和心理健康的负向影响更明显。分产业来看，第一产业中男性和女性职工平均收入水平都较低且以体力劳动为主，相对而言，用于健康投资的时间和金钱支出较少，因此工作时间对第一产业男性和女性职工的自评健康负面影响均较显著；第三产业城镇职工由于多以脑力和情感付出较多的知识密集型产业为主，工作难度较大，技能要求较高，特别是与男性相比，女性职工更容易受到情绪化的影响，她们承担的心理负荷会更多，因此工作时间对该群体心理健康负面影响更为显著。

分工作场所来看，与室内工作者相比较，工作时间对室外工作的城镇职工总体自评健康和心理健康负向影响更明显。不同产业相比较，工作时间对室外工作的第二产业城镇职工自评健康、第三产业城镇职工心理健康的负面影响最显著，倒 U 型关系最明显。一种可能的原因是，相比于室内工作，当城镇职工处于室外工作时，由于工作环境中不安全因素增多，面临风吹日晒雨淋等恶劣天气的可能性增大，即在同样单位时间内，处于室外工作的城镇职工要比室内工作者面临更大的体力消耗和情绪波动，因此工作时间对室外工作者的自评健康和心理健康负面影响程度更大。当区分不同产业时，由于第二产业职工多是从事危险系数较高的室外工作，且体力劳动付出较多，因此工作时间对第二产业职工的自评健康负向影响最显著；第三产业职工由于服务行业的特殊性以室内工作居多，不仅是体力付出，更多的是脑力和情感付出，若场所变为环境条件相对较差的室外工作时，职工在工作中会承担更多的心理负荷量，因此，工作时间对室外工作的第三产业职工的心理健​​康负面影响最为显著。

（四）稳健性检验

考虑到样本可能由于自选择偏差而引起内生性问题，为了得到更稳健的回归结果，本文使用 Rosembaum & Rubin (1985) 提出的倾向得分匹配法 (PSM) 重新估计工作时间与城镇职工健康之间的关系。首先我们将每天工作时间在法定 8 小时之内的样本定义为法定工作时间群体，记为控制组 D_0 ；将工作时间超过法定 8 小时的样本定义为超

长工作时间群体，记为处理组 D_1 。

倾向得分匹配法假定：如果法定工作时间和超长工作时间两种群体的差异能够被一组共同影响的因素（协变量，如性别、年龄、受教育年限等）解释，我们就可以用这些共同因素进行分层匹配，使得每一层内两种群体（即法定工作时间群体和超长工作时间群体）的唯一不同在于他们的工作时间是否为法定工作时间，然后考察两种群体的健康状况（自评健康和心理健康）差异。在可观测特征条件下，用倾向得分把是否从事超长时间工作视为一种概率，以此概率作为分层匹配的基础，可以得到较好的 ATT（average treatment effects on the treated，参与者平均处理效应）处理组效应。进行倾向得分匹配时，需要检验法定工作时间和超长工作时间两种群体之间的其他控制变量间的平衡性。平衡性检验结果显示，匹配前法定工作时间和超长工作时间两组群体在个人特征变量方面存在显著差异，匹配后大部分变量的偏误比例都降至 7% 以下，受教育年限和工作场所的偏误比例处于 7.1% ~ 9.0% 之间。 t 检验显示，以上匹配变量均不能在 10% 的显著性水平下拒绝匹配后处理组（超长工作时间）与控制组（法定工作时间）无显著差异的原假设，即匹配结果通过了平衡性检验。本文为确保检验结果更为可靠稳健，采取卡尺内最近邻匹配、核匹配、局部线性回归匹配三种方法进行检验。若通过不同方法得到的 ATT 结果在方向与显著性上都相同，则表明结果是相对可靠的。具体全样本及分不同产业样本倾向得分匹配的 ATT 处理效应见表 5。

表 5 全样本及分样本倾向得分匹配的 ATT 处理效应

匹配方法	全样本		第一产业		第二产业		第三产业	
	自评健康	心理健康	自评健康	心理健康	自评健康	心理健康	自评健康	心理健康
卡尺内最近邻匹配	-0.119 ** (0.045)	-0.104 ** (0.035)	-0.133 *** (0.032)	-0.076 * (0.040)	-0.123 ** (0.042)	-0.090 ** (0.032)	-0.108 * (0.057)	-0.114 *** (0.018)
核匹配	-0.112 ** (0.039)	-0.103 ** (0.034)	-0.129 *** (0.030)	-0.070 * (0.036)	-0.119 ** (0.040)	-0.087 * (0.044)	-0.103 * (0.052)	-0.110 *** (0.015)
局部线性回归匹配	-0.116 ** (0.040)	-0.102 ** (0.034)	-0.127 *** (0.028)	-0.073 * (0.037)	-0.118 ** (0.039)	-0.089 ** (0.031)	-0.106 * (0.055)	-0.113 *** (0.016)

注：卡尺内最近邻匹配：以 0.25 个对数发生比 $\log((1-p)/p)$ 的标准差为半径进行 1:1 的最近邻匹配。核匹配：以内核为基础的核匹配中使用默认的核函数与带宽，不加其他参数。局部线性回归匹配：使用默认的核函数与带宽，并用自助法（bootstrap）以得到自助标准误。括号内数值为标准误。***、**、* 表示在 1%、5% 和 10% 统计意义上显著。由于篇幅限制没有列出边际影响。

资料来源：根据 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

由表 5 可知，通过 PSM 法控制一系列可观测变量的差异后，得到全样本的 ATT 处理组效应在 5% 水平上显著为负，即超长时间工作会显著降低城镇职工的自评健康和心理健康，而且三种匹配方法得到的结果较为接近，表明结果是稳健的。区分不同产业样本的 ATT 处理效应显示，工作时间增加对第一产业城镇职工的自评健康负向影响更加显著，工作时间增加对第三产业城镇职工的心理健康负向影响更显著。一种可能的原因是，与不同产业群体的行业类型、收入水平和体力、脑力以及情感付出差异有关，与前面表 4 的回归结果相一致。值得注意的是，在修正选择性偏差和内生性问题之后得到的 ATT 处理效应的结果不因匹配方法的不同而改变，表明处理结果是稳健的。

六 结论及政策建议

本文基于 2014 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，采用有序 Probit 方法定量分析了工作时间对总体和三种不同产业城镇职工自评健康和心理健康的影响，并按照性别、工作场所将总体分为男性、女性、室内工作、室外工作四个分样本，进一步探究工作时间对城镇职工自评健康和心理健康状况是否存在群体异质性，最后利用 PSM 倾向得分匹配法控制内生性问题进行稳健性检验，得出以下三条结论。

第一，工作时间是影响城镇职工自评健康和心理健康的重要负面因素，特别是对第一产业城镇职工自评健康、第三产业城镇职工心理健康负向影响更为显著。

总体回归显示，工作时间、工作时间平方与城镇职工自评健康、心理健康状况均在 5% 水平上显著为负，表明两者之间存在倒 U 型关系。分产业类型来看，工作时间对第一产业城镇职工的自评健康、第三产业城镇职工的心理健康负向影响更显著，倒 U 型关系更明显。一种可能的原因是，第一产业城镇职工收入水平较低且以体力劳动为主，用于健康投资的时间和金钱支出较少，而第三产业职工不仅是体力付出，更多从事脑力和情感付出劳动。

第二，工作时间分别对女性城镇职工的自评健康和心理健康、室外工作的第二产业城镇职工自评健康负向影响更显著，倒 U 型关系更明显。

分样本回归显示，与男性相比，工作时间对女性城镇职工的自评健康和心理健康负向影响更显著，尤其是对第三产业女性城镇职工的心理健康负面影响最为显著，倒 U 型关系更明显。分工作场所来看，与室内工作者相比较，工作时间对室外工作的城镇职工自评健康和心理健康负向影响程度较大。不同产业相比较，工作时

间对于室外工作的第二产业城镇职工自评健康负面影响最显著，倒U型关系最明显。

第三，年龄、工作场所为室外以及吸烟对总体城镇职工自评健康和心理健康的影响显著为负向，喝酒对职工自评健康、心理健康虽然不显著但也为负面影响，因此应当杜绝吸烟喝酒等不良嗜好。性别、受教育年限、年收入对数、工作安全性、医疗保险对总体城镇职工的自评健康和心理健康的影响显著为正向，表明男性的自评健康和心理健康要好于女性，提升受教育程度、增加收入水平和工作安全性、积极参加医疗保险可以显著促进城镇职工的自评健康和心理健康状况。

因此，为了提升城镇职工自评健康和心理健康，减少超长工作时间给城镇职工带来的健康状况损失，应重点考虑以下几个方面。首先，劳动和社会保障部门应进一步落实职工法定工作时间的相关规定，限制非法超长时间工作，努力促进劳动力市场工作时间正规化，任何单位和个人不得擅自延长职工的工作时间。其次，企业让职工进行加班加点的时间必须符合相关法律规定，切实保障职工休息权，减少长时间劳作对职工身体健康的损害，同时用人单位安排职工延长工作时间的，应按照国家法律标准支付劳动者工资；企业对于女性职工要给予足够的心理关怀和人文关怀，切实保障女性职工能够享有带薪产假和生育补贴等福利待遇。最后，分不同产业来看，政府应给第一产业相关单位和劳动者一定的经济补贴和技术支持，要善于利用新机器设备、最新技术进行科学生产管理，提高单位时间生产效率和利润率，在农业生产中普及机械化作业，将劳动者从繁重的体力劳动中解放出来，减少长时间体力劳作对劳动者身体健康的损害；第二产业相关企业则应加强安全生产管理，对职工定期开展安全知识教育和培训，对设施设备及时进行安全检查和维修，强化和落实安全责任，特别是将职工户外作业生产的危险系数降到最低，积极维护他们的生命财产安全；第三产业相关企业可以积极组织一些企业内部心理咨询和文娱活动，对那些不仅是体力付出，更是脑力和情感付出的第三产业职工定期适当减压，及时自我调适以疏解心理压力等负面情绪，提高他们的心理健康水平。此外，城镇职工自身要戒除吸烟喝酒等不良嗜好，积极培养合理作息、膳食平衡等良好的生活习惯并努力提升受教育水平，政府应呼吁全社会特别关照女性、低学历、低收入以及户外工作等弱势群体的身体健康和社会保障问题，缩小城镇职工间收入差距，不断完善公共财政体制，加快推进医疗保险制度建设，从而全面提升城镇职工身体健康状况。

参考文献：

- 陈惠清、陈青松、李华亮、温翠菊、李小亮、丘创逸、李丽（2013），《作业时间对供电企业作业人员职业紧张水平影响》，《中国职业医学》第6期，第540-543页。
- 陈惠雄（2013），《生命成本、异质收入与一种新消费者行为理论的构建》，《中国工业经济》第11期，第18-30页。
- 程名望、史清华、潘烜（2012），《工作时间、业余生活与农民工城镇就业——基于上海市1446个调查样本的实证分析》，《农业经济问题》第5期，第47-52页。
- 黄庆波、萨支红（2015），《农民工工作时间与其身心健康的关系》，《中国健康心理学杂志》第3期，第358-362页。
- 金家飞、刘崇瑞、李文勇、Patricia Mary Fosh（2014），《工作时间与工作家庭冲突：基于性别差异的研究》，《科研管理》第8期，第44-50页。
- 赖德胜、孟大虎、李长安、王琦等（2014），《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》，北京：北京师范大学出版社。
- 赖德胜、孟大虎、王琦（2015），《我国劳动者工作时间特征与政策选择》，《中国劳动》第1期，第36-40页。
- 马克思（1867），《资本论（第一卷）》，中央编译局译，北京：人民出版社。
- 孟续铎（2014），《劳动者过度劳动的成因研究：一般原理与中国经验》，北京：中国劳动社会保障出版社。
- 石丹浙、赖柳华（2014），《新生代农民工的工作时间及其影响因素》，《现代财经（天津财经大学学报）》第7期，第103-113页。
- 田艳芳（2011），《健康状况和健康冲击对工作时间的的影响》，《人口学刊》第2期，第90-97页。
- 王笑天、李爱梅、吴伟炯、孙海龙、熊冠星（2017），《工作时间长真的不快乐吗？异质性视角下工作时间对幸福感的影响》，《心理科学进展》第1期，第180-189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。
- 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。

- Artazcoz, Lucía, Imma Cortès, Vicenta Escriba-Agüir, Lorena Cascant & Rodrigo Villegas (2009). Understanding the Relationship of Long Working Hours with Health Status and Health-Related Behaviours. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 63(7), 521 – 527.
- Burke, Ronald, Mustafa Koyuncu, Lisa Fiksenbaum & Fusun Tekin Acar (2009). Work Hours, Work Intensity, Satisfaction and Psychological Well-Being Among Turkish Manufacturing Managers. *Europe's Journal of Psychology*, 5(2), 12 – 30.
- Chung, Yun Kyung & Young-jun Kwon (2013). Long Working Hours and Work-Related Cerebro-Cardiovascular Disease in Korea. *Industrial Health*, 51(5), 552 – 558.
- Fein, Erich & Natalie Skinner (2015). Clarifying the Effect of Work Hours on Health Through Work-Life Conflict. *Asia Pacific Journal of Human Resources*, 53(4), 448 – 470.
- Grossman, Michael (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223 – 255.
- Haines III, Victor, Alain Marchand, Emilie Genin & Vincent Rousseau (2012). A Balanced View of Long Work Hours. *International Journal of Workplace Health Management*, 5(2), 104 – 119.
- Magee, Christopher, Peter Caputi & Don Iverson (2011). Short Sleep Mediates the Association Between Long Work Hours and Increased Body Mass Index. *Journal of Behavioral Medicine*, 34(2), 83 – 91.
- Mushkin, Selma (1962). Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 129 – 157.
- Ng, Thomas & Daniel Feldman (2008). Long Work Hours: A Social Identity Perspective On Meta-Analysis Data. *Journal of Organizational Behavior*, 29(7), 853 – 880.
- Rosenbaum, Paul & Donald Rubin (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, 39(1), 33 – 38.
- Sparks, Kate, Cary Cooper, Yitzhak Fried & Arie Shirom (1997). The Effects of Hours of Work on Health: A Meta-Analytic Review. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 70(4), 391 – 408.
- Taris, Toon, Michiel Kompier, Sabine Geurts, Irene Houtman & Floor Heuvel (2010). Professional Efficacy, Exhaustion, and Work Characteristics Among Police Officers: A

- Longitudinal Test of the Learning-Related Predictions of the Demand-Control Model. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(2), 455 – 474.
- Unger, Dana, Cornelia Niessen, Sabine Sonnentag & Angela Neff (2014). A Question of Time: Daily Time Allocation Between Work and Private Life. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 87(1), 158 – 176.
- Virtanen, Marianna, Stephen Stansfeld, Rebecca Fuhrer, Jane Ferrie & Mika Kivimäki (2012). Overtime Work as a Predictor of Major Depressive Episode: A 5-Year Follow-Up of the Whitehall II Study. *PloS One*, 7(1), 307 – 319.
- Warr, Peter (2007). *Work, Happiness, and Unhappiness*. London: Psychology Press.

How Does Working Hour Affect Urban Workers' Health? An Empirical Analysis of the China Labor-force Dynamic Survey

Zhang Kangsi, Liu Cuihua & Ding Shulei

(School of Economics, Dongbei University of Finance & Economics)

Abstract: With 2014 China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) data, this paper examines the impact of working hours on self-rated health and mental health among urban workers. The result indicates that working hours are in general negatively associated with self-rated health and mental health among urban workers, and the relationship is in an inverted U-shaped pattern. Working hour significantly affects self-rated health for those working in the primary industry, and it affects mental health for those in the tertiary industry. Overall, the impact of working hours on health is heterogeneous across sectors and groups. Compared with males and those working indoors, females working in the tertiary industry are at greater risk of mental health problems, and those in the second industry and working outdoors are worse off in their self-rated health, with long working hours. Raising education level, increasing income level and workplace safety, and participating in health insurance could all significantly improve the self-rated health and mental health status of urban workers. Also, governments and employers should strive to normalize working hours in the labor market and to protect the legal rights of workers effectively.

Keywords: working time, urban workers, self-rated health, mental health

JEL Classification: I12, I18, J22

(责任编辑：西 贝)