

数字经济背景下流动人口 工时健康差异问题研究*

戚聿东 刘翠花

【摘 要】文章基于中国劳动力动态调查数据,分析工作时间对流动人口健康状况的影响并对工时健康差异进行分解,采用中介机制分析其影响机理。研究发现,与正常工时者不同,超时工作者工作时间显著降低了其健康水平。工作时间明显扩大了正常工时者与超时工作者自评健康差异、心理健康差异和 BMI 指数差异。除 BMI 指数差异外,女性工时自评健康差异和心理健康差异高于男性。与其他维度相比,男性工时 BMI 指数差异、女性工时自评健康差异更多由可观测因素造成。流动人口工时自评健康差异和心理健康差异最大的是西部,而工时 BMI 指数差异最大的是东部。随年份推进,流动人口工时健康总差异呈扩大趋势,且可观测因素对工时心理健康差异和 BMI 指数差异的解释能力逐渐减弱。锻炼时间和睡眠状况是工时影响流动人口健康的中介变量,且对不同工时群体存在不同的中介效应。

【关键词】工作时间 流动人口 工时健康差异

【作 者】戚聿东 北京师范大学经济与工商管理学院,教授;刘翠花 北京师范大学经济与工商管理学院,博士后。

一、引 言

《2019 年国民经济和社会发展统计公报》数据显示,2019 年年末中国流动人口高达 2.36 亿人^①。在数字经济蓬勃发展趋势下,新旧功能转换创造出巨大就业空间,各种零工经济、非标准就业、自由职业者等新就业形态应运而生,为流动人口提供了大量工作机会,而且许多新生就业机会已经“转正”,成为新职业,如网约配送员、网络营销师、全媒体运营师等。随着企业对人才需求的日益扩大,2018~2025 年,中国灵活用工市场的

* 本文为国家社会科学基金重大项目“技术标准与知识产权协同推进数字产业创新的机理与路径研究”(编号:19ZDA077)的阶段性成果。

① 《中华人民共和国 2019 年国民经济和社会发展统计公报》,国家统计局网站(http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228_1728913.html),2020 年 2 月 28 日。

复合增长率可能达到 23% 以上^①。《中国数字经济发展与就业白皮书（2019）》显示，2018 年中国数字经济领域新增就业岗位 1.91 亿个，占当年总就业人数的 24.6%，同比增长 11.5%^②，远高于同期全国总就业规模增速，数字经济吸纳就业能力显著提升。数字经济发展为流动人口提供了平台就业、自主就业等众多新就业模式，加速了城乡人口流动，也打破了工作与生活的时间界限，“996”工作制、熬夜加班成为工作常态。有学者指出，随着数字经济发展，平台就业的灵活性模糊了工作和生活时间界限，延长了工作时间（Bauernschuster 等，2014），进而影响流动人口健康状况。

国外学者对工作时间如何影响劳动者健康进行了大量研究。有研究指出，工作时间对居民健康的影响可能存在一种先上升后下降的倒 U 形关系（Ng 等，2008）；而长时间工作或不正常的工作时间会损害工人健康状况，其影响可能因工作类型而有很大差异（Fein 等，2015）。还有研究表明，工作时间与工人心理健康密切相关，且存在性别差异（Kim 等，2013），与正常工时相比，超时工作的女性身心健康更差，而男性的相应差异不明显（Kato 等，2014）。此外，工作时间还与工人的肥胖发生率、压力、慢性病等亚健康现象息息相关。随工作时间的增加，缺乏锻炼、失眠、白天嗜睡和抑郁等问题也会增加（Fan 等，2015）。在日本，更长的工作时间不仅挤占了男性的睡眠时间，还增加了其肥胖的概率和吸烟数量（Okamoto，2019）。长时间工作抑制了疲劳蓄积的恢复，增加工人患心肌梗死、冠心病、高血压的概率；与健康状况良好的人相比，有病的工人更容易减少工作时间，并提前退出劳动力市场（Jonsson 等，2019）。

近年来，随着国民健康意识的增强，国内学者开始陆续关注工作时间如何影响流动人口健康状况。有研究指出，超时劳动、较差工作环境是进城务工人员普遍面临的问题（牛建林，2013），且超时劳动有损于进城务工人员的健康状况（王琼、叶静怡，2016）。每天劳动时间超过 8 小时、睡眠时间不足 7 小时会显著提高肥胖概率，有损健康状况（王欣、杨婧，2020）。还有学者对比流动人口与城镇居民面临的健康风险，指出流动人口因收入劣势、医疗卫生服务资源较差，其健康状况更差（庄家炽，2018）；健康损耗因素是造成二者健康差异的重要原因（李建民等，2018）。与城镇居民相比，流动人口劳动保护不足，超长时间工作与较差的工作环境显著降低了其健康水平（王静、王欣，2013）。然而，国内学者关于不同群体间健康差异的研究相对较少，解垚（2011）基于微观调研数据，对东中西不同地区的居民健康差异进行了因素分解，发现居民健康分布存在较明显的区域差异；还有研究指出城乡居民在心理健康和生理健康层面都存在显著差异（李建新、李春华，2014）。虽然一些文献研究工作时间对进城务工等流动人口健康状况的

① 金柚网研究院：《2019 中国灵活用工及灵活就业研究报告》（<http://vr.sina.com.cn/news/hot/2019-11-27/doc-iihnzhahi3547682.shtml>），2019 年 11 月 27 日。

② 中国信息通信研究院：《中国数字经济发展与就业白皮书（2019）》（http://www.caict.ac.cn/kxyj/qwfb/bps/201904/t20190417_197904.htm），2019 年 4 月 17 日。

影响,但目前国内关于健康差异分解的文献较少,主要局限于地域、城乡群体健康差异研究,鲜有文献基于异质性工作时间视角研究流动人口中正常工时者与超时工作者健康差异及内在影响机制等问题。鉴于此,本文实证分析工作时间对流动人口总体及分样本健康状况的影响,探究健康的性别、区域差异及变化趋势。

二、理论分析与分解方法

(一) 概念界定与理论分析

目前国际上尚未对数字经济内涵达成共识。Tapscott(1996)认为数字经济是一个广泛运用信息通信技术(ICT)的经济系统。在中国,2003年以来互联网行业迅速发展,2005年国家发改委提出“电子商务”是网络化的新型经济活动,2015年李克强总理首次提出“互联网+”,2016年习近平主席在G20杭州峰会上首次正式提及数字经济。2017年数字经济被正式写入中国政府工作报告,指出数字经济发展已经成为中国创新增长的主要路径。数字经济被认为是继农业经济、工业经济之后,又一新兴的经济形态和发展模式。在数字经济背景下,零工经济、平台就业等新型灵活就业模式不断呈现,流动人口成为新就业形态的重要群体。平台经济带动出现的新就业形态加速了人口流动,已成为中国新增就业的重要组成部分。

工时健康是指工作时间对流动人口健康状况的影响。本文对流动人口健康状况的测量在主观层面包括自评健康和心理健康,客观层面由BMI指数来衡量。工时健康差异是指流动人口中不同工作时间群体之间的健康差异,工时健康差异可以反映正常工时者与超时工作者的健康差异,通过健康差异分解方法剥离出工作时间对流动人口健康差异值的贡献。

流动人口作为弱势群体,更多地聚集在收入较低、安全性较差的行业,劳动保护不足。若流动人口在法定工时内工作,不仅会增加收入和购买保健服务的健康资金投入,且合理工作之余还有时间进行锻炼,有利于增加其健康资本。若流动人口面临超时劳动,过度加班会挤出锻炼时间,健康投资不足,甚至透支体力或脑力,容易损害其健康。与正常工时者相比,虽然流动人口加班会在一定程度上增加收入,但因其所处行业边缘性和法律法规不完善,收入不能得到有效保障,因而工作时间拉大了流动人口正常工时者与超时工作者的健康差异。此外,考虑到性别、区域发展水平也是影响个体健康的重要因素(李含伟,2020),不同性别、区域也会对流动人口工时健康差异造成一定影响。据此,本文提出研究假设1:工作时间扩大了流动人口正常工时者和超时工作者的健康差异。

在此基础上,本文对工作时间影响流动人口健康的传导路径进行探究。根据Grossman(1972)健康需求理论,由于每人每天拥有固定的可支配时间,工作时间和锻炼时间成反向变动关系,即与同一时期正常工时者比,超时工作的流动人口用于健康投资时间必然会更低,没有充分的时间进行锻炼,从而健康投资不足会损害其健康。同时,工作时间延

长、经常加班容易出现睡眠不足、失眠等情况(Virtanen 等,2011),而睡眠不良又会增加个体罹患肥胖、心情抑郁、高血压等疾病的风险(Fan 等,2015)。与正常工时者比,流动人口超时工作还会影响睡眠,不良的睡眠会导致超时工作者不良情绪、疾病等健康风险更高,从而超时工作流动人口的健康折旧率大于正常工时者。据此,本文提出研究假设 2:锻炼时间和睡眠情况是工作时间影响流动人口健康状况的中介变量,并对正常工时者和超时工作者存在不同的中介效应。

(二) Fairlie 非线性分解方法

为考察流动人口正常工时者和超时工作者的健康差异及影响因素贡献度,本文采用 Fairlie 非线性分解方法对正常工时者与超时工作者健康差异进行因素分解,流动人口正常工时者和超时工作者的健康决定方程为:

$$Y^a=X^a\hat{\beta}^a+\varepsilon^a \tag{1}$$

$$Y^b=X^b\hat{\beta}^b+\varepsilon^b \tag{2}$$

其中, Y^a 、 Y^b 分别为正常工时者、超时工作者健康代理指标, X 为个体特征向量, β 为系数向量, ε 为随机误差。正常工时者与超时工作者平均健康差异为:

$$\overline{Y^a}-\overline{Y^b}=\overline{X^a}\hat{\beta}^a-\overline{X^b}\hat{\beta}^b \tag{3}$$

当健康指标 Y 为二分变量时,即 Y 取 1 时表示健康,取 0 时表示不健康,那么式(3)可根据 Fairlie(2005)的思路分解,为得到更稳健结果,且借鉴 Oaxaca 等(1994)方法,将正常工时者和超时工作者合并样本的回归系数 $\hat{\beta}^*$ 作为可解释部分权重,则流动人口健康差异分解表达式为:

$$\begin{aligned} \overline{Y^a}-\overline{Y^b}=&[\sum_{i=1}^{N^a}\frac{F(X_i^a\hat{\beta}^*)}{N^a}-\sum_{i=1}^{N^b}\frac{F(X_i^b\hat{\beta}^*)}{N^b}]+[\sum_{i=1}^{N^a}\frac{F(X_i^a\hat{\beta}^a)}{N^a}-\sum_{i=1}^{N^a}\frac{F(X_i^a\hat{\beta}^*)}{N^a}]+ \\ &[\sum_{i=1}^{N^b}\frac{F(X_i^b\hat{\beta}^*)}{N^b}-\sum_{i=1}^{N^b}\frac{F(X_i^b\hat{\beta}^b)}{N^b}] \end{aligned} \tag{4}$$

其中, N^a 和 N^b 分别为正常工时者和超时工作者的样本量。式(4)中第一个中括号是由正常工时者和超时工作者可观测因素差异所产生的健康差异,称为可解释部分(特征差异)。第二个和第三个中括号是由回归方程系数所产生的健康差异,称为不可解释部分(系数差异)。Fairlie(2005)指出,在每次抽取样本进行差异分解时,随机化可观测因素的排序,并将多次分解结果进行平均化处理,即得到每个可观测因素对健康差异可解释部分的贡献率。基于以上分解方法可得到工作时间对健康差异的贡献度。

三、数据来源与变量描述

(一) 数据来源

本文采用 2014 和 2016 年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,该调查包含劳动力个

人、家庭和社区 3 个层面。本文分析对象是 18~65 岁有外出务工(至少半年以上)经历的流动人口,剔除数据缺失值后,最终得到 3 699 份有效样本,其中 2014 年 1 969 个,2016 年 1 730 个;男性 2 390 人,女性 1 309 人。该总体有效样本覆盖 28 个省份,将总体按区域划分,东部、中部、西部样本分别有 1 438 个、992 个、1 269 个。此外,为方便不同年份数据比较,本文利用消费者物价指数(CPI)将 2016 年的工资水平转化为按照 2014 年不变价格衡量的实际工资水平。

(二) 变量描述

本文被解释变量为流动人口健康状况,主观健康代理指标为自评健康和心理健康,客观健康代理指标为身体质量指数(BMI)。自评健康对应问题为:“您认为自己现在的健康状况如何”。本文将选项为非常健康和健康赋值为 1,代表身体健康;将选项为一般、比较不健康和非常不健康赋值为 0,代表不健康。心理健康对应问题为:“在过去一个月内,是否由于情绪问题(如沮丧或焦虑)影响到您的工作或其他日常活动”。本文将选项为没有和很少的赋值为 1,代表流动人口心理健康;将选项为有时、经常和总是的赋值为 0,代表心理不健康。身体质量指数(BMI)是体重(千克)与身高(米)平方的比值,

表 1 变量的描述性统计

变 量	总体		正常工时者		超时工作者	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
自评健康	0.588	0.492	0.822	0.382	0.360	0.480
心理健康	0.753	0.432	0.927	0.261	0.584	0.493
BMI 指数	0.713	0.452	0.858	0.349	0.572	0.495
工作时间	47.069	14.396	36.142	6.129	57.698	11.966
性 别	0.646	0.478	0.671	0.470	0.622	0.485
年 龄	40.662	11.626	39.823	11.783	41.477	11.415
婚姻状况	0.859	0.348	0.853	0.354	0.866	0.341
受教育年限	8.716	3.041	9.339	3.066	8.109	2.891
工资水平	9.967	0.956	10.075	0.941	9.861	0.958
工作安全性	3.453	0.862	3.506	0.836	3.402	0.885
医疗保险	0.885	0.319	0.929	0.256	0.843	0.364
养老保险	0.786	0.411	0.820	0.384	0.752	0.432
吸 烟	0.406	0.491	0.365	0.481	0.445	0.497
喝 酒	0.276	0.447	0.248	0.432	0.302	0.459
病 伤	0.113	0.316	0.072	0.259	0.152	0.359
样本量	3699		1824		1875	

世界卫生组织给出不分性别的最优 BMI 范围是 18.5~24.99,超过或低于最优范围代表过胖或过瘦,过胖和过瘦都是不健康的表现,即若流动人口 BMI 指数处于最优范围内,本文将其赋值为 1,代表其身体健康,否则赋值为 0,代表不健康。本文核心解释变量为工作时间,选取周工作小时数,并将周工作时间不超过 40 小时($T \leq 40$)的定义为正常工时,周工作时间超过 40 小时($T > 40$)的定义为超时工作。其他控制变量包括:性别、年龄、婚姻状况、受教育年限、工资水平、工作安全性、医疗保险和养老保险、吸烟和喝酒、病伤情况。上述变量的描述性统计如表 1 所示。

四、实证分析

(一) Logistic 回归分析

为考察工作时间对总体及不同工时样本流动人口健康状况的影响差异,本文分别

对总体、正常工时者、超时工作者的自评健康、心理健康、BMI 指数进行 Logistic 回归，结果如表 2 所示。

从表 2 可以看出，工作时间显著降低了总体流动人口的自评健康、心理健康和 BMI 指数，且工作时间对不同工时流动人口健康状况影响存在较明显的差异，即工作时间提高了正常工时者健康状况，但显著降低了超时工作者健康状况。对总体和超时工作者而言，高强度工作严重透支体力或脑力，其可用于工作之外的休闲娱乐、健康保健等时间被迫挤出，熬夜加班、饮食不规律不仅会促使流动人口的 BMI 指数偏离健康范围，且会引发焦虑沮丧等不良情绪进而有损心理健康，超长工作时间引发的生理和心理上的不健康则会显著降低自评健康。

表 2 工作时间对总体及异质性工时样本健康影响的 Logistic 回归结果

变 量	自评健康			心理健康			BMI 指数		
	总体	正常工时者	超时工作者	总体	正常工时者	超时工作者	总体	正常工时者	超时工作者
工作时间	-0.0128*** (0.0004)	0.0044*** (0.0012)	-0.0134*** (0.0009)	-0.0105*** (0.0004)	0.0018** (0.0009)	-0.0141*** (0.0008)	-0.0093*** (0.0004)	0.0046*** (0.0012)	-0.0119*** (0.0008)
性 别	0.0386** (0.0174)	0.0328** (0.0143)	0.0335** (0.0150)	0.0838*** (0.0158)	0.0501*** (0.0168)	0.1150*** (0.0267)	0.0239* (0.0127)	0.0235 (0.0180)	0.0118* (0.0061)
年 龄	-0.0057*** (0.0006)	-0.0042*** (0.0008)	-0.0059*** (0.0010)	-0.0006 (0.0006)	-0.0004 (0.0006)	-0.0009 (0.0010)	0.0006 (0.0007)	0.0011 (0.0008)	0.0011 (0.0011)
婚姻状况	0.0078 (0.0211)	0.0088 (0.0278)	0.0013 (0.0304)	0.0131 (0.0185)	0.0136 (0.0175)	0.0109 (0.0317)	-0.0070 (0.0214)	-0.0451* (0.0272)	0.0279 (0.0334)
受教育程度	0.0215*** (0.0024)	0.0190*** (0.0028)	0.0162*** (0.0037)	0.0032 (0.0022)	-0.0006 (0.0021)	0.0032 (0.0038)	0.0126*** (0.0025)	0.0118*** (0.0028)	0.0084** (0.0040)
工资水平	0.0609*** (0.0072)	0.0386*** (0.0084)	0.0654*** (0.0113)	0.0205*** (0.0064)	0.0160*** (0.0062)	0.0165 (0.0110)	0.0143* (0.0075)	0.0080 (0.0086)	0.0081 (0.0117)
工作安全性	0.0328*** (0.0078)	0.0291*** (0.0098)	0.0340*** (0.0116)	0.0210*** (0.0068)	0.0096 (0.0070)	0.0315*** (0.0116)	-0.0131 (0.0080)	-0.0142 (0.0099)	-0.0129 (0.0123)
医疗保险	0.0810*** (0.0213)	0.0793*** (0.0283)	0.0638** (0.0296)	0.0521*** (0.0178)	0.0550*** (0.0172)	0.0421 (0.0294)	0.0732*** (0.0207)	-0.0015 (0.0303)	0.1150*** (0.0304)
养老保险	0.0284** (0.0166)	0.0208 (0.0207)	0.0271 (0.0247)	0.0996*** (0.0136)	0.0480*** (0.0132)	0.1490*** (0.0235)	0.0275 (0.0168)	0.0210 (0.0202)	0.0232 (0.0262)
吸 烟	-0.0436*** (0.0164)	-0.0448** (0.0210)	-0.0205 (0.0244)	-0.0643*** (0.0153)	-0.0571*** (0.0165)	-0.0649** (0.0257)	-0.0375*** (0.0171)	-0.0202 (0.0207)	-0.0342 (0.0268)
喝 酒	0.0181 (0.0161)	0.0090 (0.0204)	0.0179 (0.0236)	-0.0287** (0.0145)	-0.0123 (0.0145)	-0.0474* (0.0245)	-0.0551*** (0.0163)	-0.0346* (0.0198)	-0.0761*** (0.0254)
病 伤	-0.1780*** (0.0207)	-0.1220*** (0.0263)	-0.2130*** (0.0325)	-0.0773*** (0.0168)	-0.0344* (0.0189)	-0.1040*** (0.0275)	0.0491** (0.0218)	-0.0130 (0.0296)	-0.0954*** (0.0308)
样本量	3699	1824	1875	3699	1824	1875	3699	1824	1875

注：限于篇幅，只列出边际效果。括号内数据为标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

(二) 异质性分样本回归结果

为测度工作时间对流动人口健康影响是否会受性别、区域及年份变化影响,本文将总体按性别分为男性、女性,按区域分为东部、中部、西部,按年份分为2014和2016年样本,并对这7个子样本的健康状况进行回归,结果如表3所示。

由表3可知,工作时间对女性流动人口自评健康和心理健康的负向影响显著大于男性,对男性BMI指数的负向影响大于女性。这可能是由于受家庭性别分工角色的影响,

表3 工作时间对流动人口健康状况影响的样本回归结果

变 量	总体			正常工时者			超时工作者		
	自评健康	心理健康	BMI 指数	自评健康	心理健康	BMI 指数	自评健康	心理健康	BMI 指数
男性									
工作时间	-0.0127*** (0.0005)	-0.0100*** (0.0004)	-0.0095*** (0.0005)	0.0039** (0.0015)	0.0011 (0.0011)	0.0060*** (0.0014)	-0.0138*** (0.0012)	-0.0139*** (0.0010)	-0.0124*** (0.0011)
样本量	2390			1223			1167		
女性									
工作时间	-0.0129*** (0.0007)	-0.0116*** (0.0006)	-0.0087*** (0.0007)	0.0052** (0.0022)	0.0030* (0.0016)	0.0019 (0.0023)	-0.0127*** (0.0014)	-0.0144*** (0.0012)	-0.0108*** (0.0013)
样本量	1309			601			708		
东部									
工作时间	-0.0130*** (0.0006)	-0.0101*** (0.0005)	-0.0107*** (0.0007)	0.00329* (0.0019)	0.0008 (0.0014)	0.0010 (0.0023)	-0.0146*** (0.0014)	-0.0135*** (0.0011)	-0.0122*** (0.0013)
样本量	1438			680			758		
中部									
工作时间	-0.0121*** (0.0009)	-0.0109*** (0.0008)	-0.0088*** (0.0009)	0.0026 (0.0024)	0.0015 (0.0017)	0.0067*** (0.0021)	-0.0161*** (0.0019)	-0.0137*** (0.0018)	-0.0152*** (0.0018)
样本量	992			537			455		
西部									
工作时间	-0.0129*** (0.0007)	-0.0113*** (0.0006)	-0.0083*** (0.0007)	0.0069*** (0.0021)	0.0028* (0.0016)	0.0051*** (0.0018)	-0.0092*** (0.0015)	-0.0154*** (0.0013)	-0.0096*** (0.0014)
样本量	1269			607			662		
2014 年									
工作时间	-0.0127*** (0.0006)	-0.0084*** (0.0005)	-0.0086*** (0.0006)	0.0048*** (0.0017)	0.0010 (0.0011)	0.0058*** (0.0016)	-0.0145*** (0.0014)	-0.0123*** (0.0010)	-0.0118*** (0.0012)
样本量	1969			967			1002		
2016 年									
工作时间	-0.0128*** (0.0005)	-0.0125*** (0.0005)	-0.0096*** (0.0006)	0.0037* (0.0019)	0.0024 (0.0015)	0.0035** (0.0018)	-0.0120*** (0.0012)	-0.0147*** (0.0012)	-0.0110*** (0.0012)
样本量	1730			857			873		

注:限于篇幅,只列出边际效果。括号内数据为标准误。控制了其他变量。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

职场女性除了工作还面临繁重的家务劳动,工时增加不仅会挤出其闲暇时间,还会造成工作与家庭的冲突,从而对女性自评及心理健康造成更大损害;超时工作男性更容易出现缺乏锻炼、暴饮暴食等不良习惯,进而忽略身体健康管理造成过度肥胖和亚健康。工作时间对女性正常工时者自评健康和心理健康的正向影响高于男性,即与男性相比,适度合理的工作时间有利于促进女性的心理健康和自评健康;而工作时间对男性超时工作者自评健康和 BMI 指数的负向影响大于女性。与其他区域相比,工作时间对东部流动人口自评健康的负向影响最大,由东向西工作时间对流动人口心理健康的负向影响呈上升趋势,对 BMI 指数的负向影响呈下降趋势。工作时间对西部正常工时者自评健康和心理健康的正向影响最大,对中部超时工作者自评健康和 BMI 指数负向影响最大,这可能与不同区域间经济、地理、饮食等外生因素差异有关。2014~2016 年,工作时间对正常工时者健康状况的正向影响逐渐减弱,对超时工作者心理健康负向影响增强。可能由于近年来数字经济发展,平台就业和自由职业者已成为潮流,市场竞争日益激烈,流动人口加班屡见不鲜,超时劳动不仅会增加压力,还会增加罹患抑郁和焦虑的风险。

(三) 稳健性检验

考虑到健康状况较差的流动人口可能选择了更为不利的工作方式,通过延长工时来获得必要的足额收入,即延长工作时间本身是一种内生行为。为了解决加班的内生性问题,本文根据年工资收入 $\div(52\times\text{周工作时间})$,得到流动人口单位时间工资的均值为 16.5005 元/小时,以该均值为分界线区分低于和高于单位时间工资均值的群体,进一步考察工作时间对以上各群体健康状况的影响(见表 4)。

从表 4 可以看出,无论是低于还是高于单位时间工资群体,工作时间均降低了超时工作者的自评健康、心理健康和 BMI 指数,提高了正常工时者的自评健康、心理健康和 BMI 指数,与表 2 基准回归结果一致。可见,解决了加班的内生性问题后,工作时间对

表 4 工作时间对流动人口健康状况影响的稳健性检验

变 量	自评健康			心理健康			BMI 指数		
	总体	正常工时	超时工作	总体	正常工时	超时工作	总体	正常工时	超时工作
低于单位时间工资									
工作时间	-0.0144*** (0.0005)	0.0049** (0.0020)	-0.0128*** (0.0009)	-0.0118*** (0.0004)	0.0007* (0.0004)	-0.0138*** (0.0008)	-0.0104*** (0.0005)	0.0044** (0.0019)	-0.0117*** (0.0010)
样本量	2762	1097	1665	2762	1097	1665	2762	1097	1665
高于单位时间工资									
工作时间	-0.0076*** (0.0012)	0.0032* (0.0018)	-0.0143*** (0.0035)	-0.0062*** (0.0009)	0.0027** (0.0013)	-0.0150*** (0.0029)	-0.0072*** (0.0014)	0.0036** (0.0017)	-0.0193*** (0.0036)
样本量	937	727	210	937	727	210	937	727	210

注:限于篇幅,只列出边际效果。括号内数值为标准误。控制了其他变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

流动人口总体及超时工作者健康状况的影响仍为负,对正常工时者健康状况的影响仍为正,表明前文基准回归结果具有稳健性。

(四) 总体工时健康差异的 Fairlie 非线性因素分解

为测度各因素在流动人口正常工时者与超时工作者的健康差异中占比情况,分解工作时间对两者健康差异的贡献,本文以总样本回归系数为权重,对二者健康差异进行 Fairlie 非线性因素分解(见表 5)。

从表 5 可以看出,工作时间显著扩大了流动人口正常工时者和超时工作者的心理健康差异、自评健康差异和 BMI 指数差异,其差异值占总差异的比重依次为 8.513%、15.724%、22.797%,假设 1 得到验证。可能的原因,数字技术和网络媒体广泛应用催生了各种灵活就业,平台就业蓬勃涌现,在增加流动人口就业机会的同时,熬夜加班也逐渐成常态,由此导致锻炼不足、饮食不规律、精神压力大等各种健康隐患增加拉大了与正常工作者健康差异。从总差异值看,流动人口正常工时者与超时工作者自评健康、心理健康和 BMI 指数的总差异值分别为 0.463、0.343、0.286,其中特征差异占比分别为 24.838%、13.440%、24.231%,可见与心理健康和 BMI 指数差异相比,流动人口工时自评健康总差异及可解释的特征差异值最大,且流动人口各维度工时健康差异主要由不可观测的系数差异造成。

表 5 流动人口正常工时者与超时工作者健康差异分解结果

变 量	自评健康		心理健康		BMI 指数	
	差异值(标准差)	占比(%)	差异值(标准差)	占比(%)	差异值(标准差)	占比(%)
工作时间	0.0728*** (0.0159)	15.724	0.0292*** (0.0112)	8.513	0.0652*** (0.0126)	22.797
性 别	0.0018* (0.0009)	0.380	0.0062* (0.0033)	1.813	0.0007 (0.0008)	0.240
年 龄	0.0065*** (0.0019)	1.412	0.0001 (0.0003)	0.0335	0.0002 (0.0003)	0.0853
婚姻状况	-0.0002 (0.0007)	-0.044	6.26e-5 (0.0001)	0.0183	5.55e-6 (0.0002)	0.0019
受教育程度	0.0150*** (0.0031)	3.240	-0.0003 (0.0011)	-0.0898	0.0042** (0.0019)	1.468
工资水平	0.0043** (0.0017)	0.937	0.0038** (0.0019)	1.099	0.0004 (0.0005)	0.125
工作安全性	0.0006 (0.0005)	0.141	0.0008 (0.0006)	0.228	-0.0010 (0.0007)	-0.361
医疗保险	0.0052* (0.0024)	1.123	0.0070* (0.0031)	2.032	-5.94e-5 (0.0012)	-0.0208
养老保险	0.0008 (0.0009)	0.184	0.0019 (0.0013)	0.563	-1.23e-5 (0.0002)	-0.0043
吸 烟	0.0011 (0.0008)	0.227	-0.0044* (0.0024)	-1.289	-0.0005 (0.0006)	-0.162
喝 酒	-0.0004 (0.0009)	-0.0865	0.0004 (0.0005)	0.132	-0.0003 (0.0005)	-0.115
病 伤	0.0078*** (0.0028)	1.684	0.0013 (0.0011)	0.387	0.0005 (0.0013)	0.185
特征差异	0.115	24.838	0.0461	13.440	0.0693	24.231
系数差异	0.348	75.162	0.297	86.560	0.217	75.769
总差异	0.463	100.000	0.343	100.000	0.286	100.000

注:基于 100 次抽样匹配的分解结果。括号内数据为标准差。显著性水平是在正态性假定条件下给出的,占比是指占总差异的比例。

（五）异质性分样本
工时健康差异因素分解

为进一步测度流动人口工时健康差异的性别、区域及年份异质性，本文基于 Fairlie 非线性分解方法对 7 个异质性分样本进行健康差异因素分解（见表 6）。

从表 6 可以看出：
（1）分性别看，除 BMI 指数差异外，女性流动人口工时自评健康总差异和心理健康总差异高于男性，表明正常工时者与超时工作者健康总差异存在性别差异。无论从生活习惯、保健意识上，还是男女体力和生理条件上都存在较大差异，与其他健康维度相比，男性工时 BMI 指数差异、女性工时自评健康差异均更多由可观测因素造成，可能与超

表 6 工时健康差异因素分解的性别、区域及年份比较

分 组	自评健康		心理健康		BMI 指数	
	差异值	占比(%)	差异值	占比(%)	差异值	占比(%)
男性						
特征差异	0.0241	5.297	0.0032	0.997	0.0756	25.284
系数差异	0.431	94.703	0.318	99.003	0.223	74.716
总差异	0.455	100.000	0.321	100.000	0.299	100.000
女性						
特征差异	0.0453	9.597	0.0299	7.931	0.0190	7.280
系数差异	0.427	90.403	0.347	92.069	0.242	92.720
总差异	0.472	100.000	0.377	100.000	0.261	100.000
东部						
特征差异	0.0214	4.738	0.0178	5.528	0.0089	2.906
系数差异	0.430	95.262	0.304	94.472	0.298	97.094
总差异	0.451	100.000	0.322	100.000	0.307	100.000
中部						
特征差异	0.0023	0.604	0.0199	6.086	0.0944	40.000
系数差异	0.379	99.396	0.307	93.914	0.142	60.000
总差异	0.381	100.000	0.327	100.000	0.236	100.000
西部						
特征差异	0.0633	11.711	0.0299	7.868	0.0640	21.405
系数差异	0.478	88.289	0.350	92.132	0.235	78.595
总差异	0.541	100.000	0.380	100.000	0.299	100.000
2014 年						
特征差异	0.0209	4.654	0.0241	8.796	0.0666	25.517
系数差异	0.428	95.346	0.250	91.204	0.194	74.483
总差异	0.449	100.000	0.274	100.000	0.261	100.000
2016 年						
特征差异	0.0258	5.386	0.0309	7.305	0.0512	16.254
系数差异	0.453	94.614	0.392	92.695	0.264	83.746
总差异	0.479	100.000	0.423	100.000	0.315	100.000

时工作男性饮食习惯不规律、更容易忽视体重身材管理有关。（2）分区域显示，西部流动人口的工时自评健康总差异和心理健康总差异最大，而东部的工时 BMI 指数总差异最大，即流动人口工时健康总差异存在明显区域差别。由于不同区域间经济发展水平、医疗资源配置、民俗饮食及生活方式存在差异，与其他健康分维度相比，西部工时 BMI 指数差异更多由可观测因素造成。西部发展水平较低，与自评健康和心理健康相比，该地区不同社会阶层间非特征因素造成的工时 BMI 指数差异较小，因而特征差异是造成工时 BMI 指数健康差异的主要原因。（3）与 2014 年相比，2016 年流动人口工时自评健康、心理健康及 BMI 指数总差异扩大。在数字经济驱动之下，各种网络平台就业、发达的社交媒

体蓬勃涌现,愈发模糊了生活和工作的边界,使流动人口不分时间和地点的加班,超负荷劳动挤出锻炼和休息时间严重损害了身心健康、增加了压力肥、抑郁及罹患疾病的风险,由此拉大了与正常工时者的健康差异。除自评健康差异外,心理健康差异和 BMI 指数差异中的特征差异占比逐年减少,系数差异占比逐年增加,即可观测因素对流动人口工时心理健康差异和 BMI 指数差异的解释能力逐渐减弱,而不可观测因素对其健康差异的解释能力逐渐增强。

五、影响机制分析

为考察工作时间对流动人口健康的影响机制,本文参考邓大松、杨晶(2019)的做法,使用多重中介效应依次检验方法,引入周锻炼时间和睡眠状况两个中介变量进行稳健性检验。首先,构建基准回归模型,即:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, Y_i 为($i=1$,为超时工作者; $i=0$,为正常工时者)健康变量, T_i 为工作时间, X_i 为控制变量, ε_i 为随机扰动项, α_1 为工作时间对健康的总效应。其次,构建中介效应模型,即:

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 T_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$Y_i = (\gamma_0 + \gamma_2 \beta_0) + (\gamma_1 + \gamma_2 \beta_1) T_i + (\gamma_3 + \gamma_2 \beta_2) X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

式(6)中 β_1 为工作时间对中介变量 M_i 的影响。式(7)中 γ_1 为工作时间对健康的直接影响,式(8)中 $\gamma_2 \beta_1$ 为工作时间通过中介变量 M_i 对健康造成的间接影响。此外,将每周锻炼时间超过 3.5 小时(每天锻炼时间超过 30 分钟)赋值为 1,其他赋值为 0;将每周睡眠不好天数为几乎一直有、常有、少有赋值为 1,将没有、基本没有赋值为 0。具体结果如表 7 所示。

由表 7 可知,在控制其他变量情况下,周锻炼时间和睡眠状况这两个中介变量通过了显著性检验;纳入周锻炼时间和睡眠状况后,工作时间对正常工时者自评健康、心理健康、BMI 指数的影响程度均有所下降,超时工作者同理依此类推,即周锻炼时间和睡眠状况是工作时间间接影响流动人口自评健康、心理健康和 BMI 指数的中介变量,支持了研究假设 2。与正常工时者不同,工作时间严重挤出超时工作流动人口的锻炼保健时间,显著增加其睡眠不好的出现频率,二者共同作用显著损害超时工作者健康状况。在控制工作时间、周锻炼时间和睡眠状况变量后,周锻炼时间对流动人口正常工时者自评健康、心理健康、BMI 指数的中介效应依次为 0.0689、0.0462、0.070,而睡眠状况对正常工时者自评健康、心理健康、BMI 指数的中介效应依次为 0.0178、0.0191、0.0078。对比二者中介效应可见,要想有效提高正常工时者的自评健康、心理健康和 BMI 指数,积极参加锻炼进行健康投资的效果更明显,而睡眠状况中介作用相对较弱。同理,对比超时

表 7 工作时间影响流动人口健康的中介效应分析

变 量	正常工时者			变 量	超时工作者		
	工作时间	锻炼时间	睡眠状况		工作时间	锻炼时间	睡眠状况
锻炼时间(模型 1)	0.0297*** (0.0083)			锻炼时间(模型 12)	-0.116*** (0.0103)		
睡眠状况(模型 2)	-0.0200* (0.0103)			睡眠状况(模型 13)	0.0619*** (0.0050)		
自评健康(模型 3)	0.0250** (0.0110)	2.473*** (0.192)		自评健康(模型 14)	-0.0588*** (0.0061)	1.841*** (0.176)	
心理健康(模型 4)	0.0201* (0.0110)	1.785*** (0.244)		心理健康(模型 15)	-0.0684*** (0.0052)	0.776*** (0.181)	
BMI 指数(模型 5)	0.0300*** (0.0110)	2.455*** (0.206)		BMI 指数(模型 16)	-0.0495*** (0.0048)	0.847*** (0.168)	
自评健康(模型 6)	0.0330*** (0.0104)		-1.396*** (0.156)	自评健康(模型 17)	-0.0601*** (0.0063)		-1.309*** (0.119)
心理健康(模型 7)	0.0269* (0.0147)		-1.366*** (0.201)	心理健康(模型 18)	-0.0619*** (0.0053)		-1.178*** (0.114)
BMI 指数(模型 8)	0.0374*** (0.0105)		-0.970*** (0.161)	BMI 指数(模型 19)	-0.0542*** (0.0048)		-0.114* (0.0626)
自评健康(模型 9)	0.0241** (0.0112)	2.319*** (0.196)	-0.888*** (0.164)	自评健康(模型 20)	-0.0479*** (0.0064)	1.623*** (0.180)	-1.145*** (0.122)
心理健康(模型 10)	0.0216* (0.0116)	1.555*** (0.251)	-0.957*** (0.206)	心理健康(模型 21)	-0.0592*** (0.0054)	0.494*** (0.188)	-1.124*** (0.115)
BMI 指数(模型 11)	0.0300*** (0.0111)	2.372*** (0.209)	-0.392** (0.167)	BMI 指数(模型 22)	-0.0494*** (0.0049)	0.843*** (0.170)	-0.0128* (0.0070)

注:括号内数据为标准误。参数估计值以回归系数值的形式呈现,控制了其他变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

工作流动人口周锻炼时间和睡眠状况的中介效应可见,要想提高超时工作者的自评健康和 BMI 指数,积极锻炼保健投资作用更强,睡眠状况的中介作用较弱;要想提高超时工作者的心理健康,拥有良好的睡眠状况效果更明显。纵向比较看,与正常工时者相比,流动人口每周超过 40 小时的加班工作会挤出他们每周锻炼时间,影响睡眠,因此,要提高流动人口的健康状况,应提高工作效率,尽量减少超时工作,争取每天至少有 30 分钟锻炼保健时间、养成良好睡眠习惯。

六、结论及政策建议

通过上述分析,本文得出以下结论:(1)超时工作显著降低了流动人口的健康水平。工作时间显著扩大了正常工时者与超时工作者自评健康差异、心理健康差异和 BMI 指数差异。流动人口各维度工时健康差异主要是由不可解释的差异造成,与心理健康差异和

BMI 指数差异相比,流动人口工时自评健康总差异及可解释的特征差异值最大。(2)分样本来看,除 BMI 指数差异外,女性流动人口工时自评健康差异和心理健康差异高于男性。与其他健康分维度相比,男性工时 BMI 指数差异、女性工时自评健康差异更多由可观测因素造成。流动人口工时自评健康差异和心理健康差异最大的是西部,而工时 BMI 指数差异最大的是东部,即流动人口工时健康差异存在明显的区域异质性。与 2014 年相比,2016 年流动人口正常工时者与超时工作者的健康总差异扩大,除自评健康差异外,心理健康差异和 BMI 指数差异中的特征差异占比逐年减少,表明可观测因素对流动人口工时心理健康差异和 BMI 指数差异的解释能力逐渐减弱。(3)提高超时工作者自评健康、BMI 指数和心理健康,积极锻炼和拥有良好的睡眠状况尤为重要。

数字经济背景下,网络媒体应用、新兴平台就业等促使工作与生活的边界愈发模糊,使人们不分时间和地点的加班,过劳风险严重威胁流动人口的身心健康,从而拉大了正常工时者与超时工作者的健康差异。进一步规范劳动力市场工时制度,确保流动人口合法合理的休息权及强化劳动保障配套政策,对于提升流动人口整体健康状况和努力缩小健康差异具有重要的现实意义。鉴于此,本文提出以下建议:(1)优化数字经济平台治理,正规化工作时间,加大工时违反处罚力度。平台经济日益成为吸纳大量社会就业的重要载体,在积极探索新业态、新模式和为流动人口提供众多就业机会的同时,政府应不断优化数字经济平台发展环境,探索建立分类分级管理机制,推动政府与平台企业、第三方组织间的联动合作,建立争议、投诉处理机制和反馈机制。建议政府进一步正规化工作时间,尤其是对灵活就业、新就业形态的特殊工时制度及时补充修订,强化特殊工时监管力度。用工单位应当遵守特殊工时相关法律规定,若流动人口自愿延长工作时间,用工单位应按照法律标准支付其加班工资;若用工单位违反工资工时规定,应承担赔偿责任,切实保护流动人口的合法工时权益。(2)完善流动人口弱势群体的劳动保障配套政策,构建健康管理新模式。人力资源和社会保障部门应当对女性、中西部地区等流动人口弱势群体加大社会保障经费投入,降低社会保险缴费基数和比例,尤其是扩大流动人口的养老、医疗及工伤保险等保障范畴,完善相应的劳动保障配套政策。鼓励用工单位积极开展医疗健康大数据创新应用研究,强化构建流动人口弱势群体的健康管理新模式。(3)养成良好生活习惯,提升流动人口健康素养水平。鼓励流动人口培养健康养生意识,积极进行锻炼保健,摒弃吸烟、酗酒等不良嗜好。同时,流动人口自身要努力提高工作效率,学会合理规划时间,避免长时间加班熬夜,养成良好作息习惯,积极参加一些心理咨询以疏解压力等负面情绪,不断增强健康资本。

参考文献:

1. 邓大松、杨晶(2019):《养老保险、消费差异与农村老年人主观幸福感——基于中国家庭金融调查数据的实证分析》,《中国人口科学》,第4期。

2. 李含伟(2020):《老年流动人口群体差异及异地生活感知研究》,《中国人口科学》,第3期。
3. 李建新、李春华(2014):《城乡老年人口健康差异研究》,《人口学刊》,第5期。
4. 李建民等(2018):《从健康优势到健康劣势:乡城流动人口中的“流行病学悖论”》,《人口研究》,第6期。
5. 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。
6. 牛建林(2013):《人口流动对中国城乡居民健康差异的影响》,《中国社会科学》,第2期。
7. 王静、王欣(2013):《进城农民工超时工作的成因与特征研究》,《统计研究》,第10期。
8. 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。
9. 王欣、杨婧(2020):《劳动时间长度与健康的关系——基于肥胖的视角》,《人口与经济》,第1期。
10. 解丕(2011):《中国地区间健康差异的因素分解》,《山西财经大学学报》,第8期。
11. Bauernschuster S., Falck O., Woessmann L.(2014), Surfing Alone? The Internet and Social Capital: Evidence from an Unforeseeable Technological Mistake. *Journal of Public Economics*. 117(9):73-89.
12. Fan W., Lam J., Moen P., Kelly E., King R., McHale S.(2015), Constrained Choices? Linking Employees' and Spouses' Work Time to Health Behaviors. *Social Science & Medicine*. 126(2):99-109.
13. Fairlie R.W.(2005), An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of Economic and Social Measurement*. 30(4):305-316.
14. Fein E.C., Skinner N.(2015), Clarifying the Effect of Work Hours on Health through Work-life Conflict. *Asia Pacific Journal of Human Resources*. 53(4):448-470.
15. Grossman M.(1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 80(2):223-255.
16. Jonsson R., Dellve L., Hallerod B.(2019), Work Despite Poor Health? A 14-year Follow-up of How Individual Work Accommodations are Extending the Time to Retirement for Workers with Poor Health Conditions. *SSM-Population Health*. 9(12):1-8.
17. Kato R., Haruyama Y., Endo M., Tsutsumi A., Muto T.(2014), Heavy Overtime Work and Depressive Disorder among Male Workers. *Occupational Medicine*. 64(8):622-628.
18. Kim I., Kim H., Lim S., Lee M., Bahk J., June K.J., Kim S., Chang W.J.(2013), Working Hours and Depressive Symptomatology among Full-time Employees: Results from the Fourth Korean National Health and Nutrition Examination Survey(2007-2009). *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*. 39(5):515-520.
19. Ng T.W.H., Feldman D.C.(2008), Long Work Hours: A Social Identity Perspective on Meta-analysis Data. *Journal of Organizational Behavior*. 29(7):853-880.
20. Oaxaca R.L., Ransom M.R.(1994), On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics*. 61(1):5-21.
21. Okamoto S.(2019), Hours of Work and Health in Japan. *Annals of Epidemiology*. 33(5):64-71.
22. Tapscott D.(1996), *The Digital Economy: Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence*. New York: McGraw-Hill.
23. Virtanen M., Ferrie J.E., Singh-Manoux A., Shipley M.J., et al.(2011), Long Working Hours and Symptoms of Anxiety and Depression: A 5-year Follow-up of the Whitehall II Study. *Psychological Medicine*. 41(12):2485-2494.

(责任编辑:朱 犁)