

分类号 F240/32
U D C

密级
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 互联网使用对女性劳动力健康的影响研究
——基于 2016 年和 2018 年 CLDS 数据的分析

研究生姓名: 任婉蓉

指导教师姓名、职称: 陈冲、教授

学科、专业名称: 应用经济学、劳动经济学

研究方向: 劳动力市场与就业

提交日期: 2023 年 5 月 30 日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名：任婉蓉 签字日期：2023年5月30日

导师签名：张冲 签字日期：2023年5月30日

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

- 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；
- 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名：任婉蓉 签字日期：2023年5月30日

导师签名：张冲 签字日期：2023年5月30日

The Impact of Internet Use on Female Workforce Health -- Based on an Analysis of 2016 and 2018 CLDS Data

Candidate : Ren Wanrong

Supervisor: Chen Chong

摘要

健康是人力资本的重要组成部分，良好的健康水平会提升个人生活质量，促进劳动供给。女性是家庭的坚实后盾和推动经济社会发展的基本力量，《中国妇女发展纲要（2021-2030）》明确提出妇女健康发展目标，尤其是进入数字技术时代，在如何利用科技强化女性健康服务方面指明了发展方向。

本文通过梳理国内外文献，在人力资本理论、健康资本需求理论、补偿性互联网使用理论和压力认知评价理论的支撑下，对互联网使用与女性健康的影响进行多角度分析。研究选取 2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据，考察互联网使用对女性主观健康（自评健康、情绪、身体疼痛）和客观健康（病伤和是否住院）的影响。研究发现：互联网使用对女性自评健康、情绪、身体疼痛和是否住院均存在显著的直接影响，但对病伤的直接影响不显著，该结果通过了 OProbit 模型边际效应和稳健性检验。在异质性方面，探究了互联网使用对女性健康各指标在年龄、户籍、地区、工时、年份方面的异质性。在影响机制上，分别采用依次递归三步法和 Bootstrap 检验两种方法进行健康投资和工作压力的中介效应检验。

基于上述研究，本文提出以下三点政策建议：第一，加强互联网健康信息平台的构建。第二，提高互联网普及率，缩小互联网使用的城乡、年龄和区域差距，消除数字鸿沟。第三，对于互联网技术深度嵌入的公司，构建有利于缓解工作压力的资源。

关键词：女性劳动力 互联网使用 健康投资 工作压力 链式中介

Abstract

Health is an important component of human capital, and good health improves individuals' quality of life and labor supply. Women are the solid support of families and the basic force driving economic and social development. The Program for the Development of Chinese Women (2021-2030) clearly sets out the goals for the development of women's health. In particular, in the era of digital technology, it points out the development direction of how to use science and technology to strengthen women's health services.

By combing domestic and foreign literature, this paper analyzes the impact of Internet use on women's health from multiple perspectives under the support of Human capital theory, health capital demand theory, compensatory Internet use theory and stress cognitive evaluation theory. The study selected data from the China Labor Dynamics Survey in 2016 and 2018 to investigate the effects of Internet use on women's subjective health (self-rated health, emotional health, physical pain) and objective health (illness and injury and hospitalization). The study found that Internet use had significant direct effects on women's self-rated health, mood, physical pain and whether they were hospitalized, but had no significant direct effects on illness and injury. The results passed the marginal effect and robustness test of OProbit model. In terms of heterogeneity, the authors explored the effects of Internet use on the

heterogeneity of female health indicators in terms of age , household registration , region , working hours and year. In terms of influencing mechanism, two methods of sequential recursive three-step method and Bootstrap test were used to test the mediating effect of health investment and work stress respectively.

Based on the above research, this paper puts forward the following three suggestions: First, strengthen the construction of the Internet health information platform. Second , increase Internet penetration , narrow urban-rural, age and regional disparities in Internet use, and eliminate the digital divide. Third , for companies deeply embedded in Internet technology, build resources conducive to relieving work pressure.

Keywords : Female labor;Internet use;Investing in health;Working pressure; Chain intermediary

目 录

1 绪 论	1
1.1 研究背景及研究意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	2
1.2 国内外研究现状	2
1.2.1 国内研究现状	2
1.2.2 国外研究现状	3
1.2.3 研究评述	4
1.3 研究内容与框架	4
1.4 数据与方法	6
1.4.1 研究数据	6
1.4.2 研究方法	6
1.5 可能的创新点	6
2 相关概念、理论基础与影响机制	8
2.1 相关概念	8
2.1.1 健康的概念	8
2.1.2 健康投资	8
2.1.3 工作压力	9
2.2 理论基础	9
2.2.1 人力资本理论	9
2.2.2 健康资本需求理论	9
2.2.3 补偿性互联网使用理论	11
2.2.4 压力认知评价理论	11
2.3 影响机制与研究假设	11
2.4 本章小结	14
3 互联网使用与女性劳动力健康的相关现状分析	15

3.1 女性劳动力互联网使用现状	15
3.2 女性劳动力健康现状	17
3.3 健康投资现状	27
3.4 工作压力现状	29
3.5 本章小结	31
4 互联网使用对女性劳动力健康影响的实证分析	33
4.1 模型建立	33
4.1.1 数据来源和变量选取	33
4.1.2 方法选取	34
4.2 实证检验	35
4.3 稳健性检验	36
4.4 内生性检验	38
4.5 异质性分析	39
4.5.1 年龄特征异质性	39
4.5.2 城乡特征异质性	40
4.5.3 区域特征异质性	41
4.5.4 工时特征异质性	42
4.5.5 时间特征异质性	43
4.6 本章小结	43
5 互联网使用对女性劳动力健康影响的机制分析	45
5.1 互联网使用对自评健康影响的机制分析	46
5.1.1 依次递归三步法	46
5.1.2 Bootstrap 检验	47
5.2 互联网使用对情绪影响的机制分析	49
5.2.1 依次递归三步法	49
5.2.2 Bootstrap 检验	50
5.3 互联网使用对身体疼痛影响的机制分析	51
5.3.1 依次递归三步法	51
5.3.2 Bootstrap 检验	52
5.4 互联网使用对病伤影响的机制分析	53

5.4.1 依次递归三步法	53
5.4.2 Bootstrap 检验	54
5.5 互联网使用对住院影响的机制分析	55
5.5.1 依次递归三步法	55
5.5.2 Bootstrap 检验	56
5.6 讨论	57
5.7 本章小结	57
6 结论、启示与展望	59
6.1 研究结论	59
6.2 政策启示	60
6.3 展望	60
参考文献	62
后 记	68

1 绪 论

1.1 研究背景及研究意义

1.1.1 研究背景

由于国民生育意愿减弱导致我国出生率持续降低，同时医学进步致使人类预期寿命不断延长，我国的人口结构逐步趋向老龄化，人口质量取代人口数量成为我国当前人口红利的重要源泉。人口红利需要人力资本投资才能实现。《“健康中国 2030”规划纲要》指出：“健康是促进人的全面发展的必然要求，是经济社会发展的基础。要实现健康与经济社会良性协调发展，必须把健康摆在优先发展的地位”。健康是人力资本的重要组成部分，良好的健康水平会提升个人生活质量，促进劳动供给；不良的健康状态则会降低劳动供给，甚至促使个体退出劳动力市场，从而导致家庭因病致贫，因病返贫，最终影响社会的全面发展。女性作为家庭的坚实后盾和推动经济社会发展的基本力量，在兼顾赡养父母、照料子女、料理家务之外，还要对工作尽职尽责，加之女性特有的性格特点，负面情绪容易积压，其心理负担过多、生理负担过重难免会影响到自身的健康水平，女性健康状况理应受到关注。《中国妇女发展纲要（2021-2030）》明确提出妇女健康发展目标，尤其是进入数字技术时代，在如何利用科技强化女性健康服务方面指明了发展方向。在高质量发展阶段，互联网产业成为了我国新常态下经济发展的新引擎。第 48 次《中国互联网络发展状况统计报告》显示，截至 2021 年 6 月，我国网民规模为 10.11 亿，互联网普及率达 71.6%，其中女性网民比例到达 51.2%，成为了我国互联网应用的主要群体。互联网使用对原有的生活方式产生深远影响，在获取信息、在线支付、在线医疗以及线上社交等各个领域得到广泛应用，为女性健康素质的提升奠定了便利的物质基础。健康信息泛指医疗保健信息、养生保养信息以及个体的身体健康和心理健康信息，包含医疗服务和患者康复等诸多内容（Manafó E 和 Wong S，2012）。互联网的普及使得女性获取健康信息不再局限于大众媒体和人际关系网络，而是通过互联网主动或被动获取健康信息（Lagoe 等，2015；戴璟，2021）。互联网医疗不仅使得女性就医不再需要排长队挂号和付费，大大节约了女性就医的时间成本，同时互联网医疗特有的私密性与即时性，帮助女性及时了解自身可能存在的潜在疾病与预防措施。此外，互联网还成为女性拓宽社会资本的重要渠道，为女性亲密关系的情感维系、日常生活的分享以及娱

乐提供了丰富的私密空间，有利于女性身心的良性发展（陈培彬和朱朝枝，2022）。

女性劳动参与是我国劳动力供给的重要层次。通过使用互联网提高女性劳动力健康资本，激励女性劳动供给，保障女性劳动参与权力，开发女性劳动力资源将有利于提高我国劳动参与率、改善劳动力供给结构、缓解劳动力供给不足的矛盾，促进经济的发展。然而，在互联网+时代，鲜有学者研究互联网使用对女性劳动力健康的影响。因此，本文以互联网使用对女性劳动力健康的影响作为研究选题，旨在为提升女性劳动力健康人力资本、提高工作效率、促进经济的高质量发展做出贡献。

1.1.2 研究意义

（一）理论意义

基于健康资本需求理论、补偿性互联网使用理论和压力认知评价理论，运用 Probit 模型、Ordered Probit 模型、Logit 模型以及 Process 模型，对互联网使用与女性健康的关系进行多角度的分析。我国相关文献多聚焦于互联网使用对居民健康以及老年人健康的影响，鲜有学者关注互联网使用与女性健康，本文将对此展开分析。尽可能地丰富和发展女性健康理论，把握互联网时代对女性健康的挑战。

（二）现实意义

互联网技术方兴未艾，已在健康领域受到关注，但尚不深入。通过研究互联网使用对女性劳动力健康的影响，（1）有利于全面了解女性的健康现状和互联网使用状况；（2）有利于全面把握互联网对女性劳动力健康影响在不同特征上的差异，以及深层次作用机制；（3）有利于落实《“健康中国 2030”规划纲要》和《中国妇女发展纲要 2021-2030》关于科技引领和促进女性健康的相关内容，对全面促进女性劳动力健康具有重要的现实意义。

1.2 国内外研究现状

1.2.1 国内研究现状

国内关于互联网使用对健康的影响研究主要集中在以下三个方面：

（1）在研究内容上，已有研究主要关注主观健康或自评健康（陆杰华、汪斌，2020；徐延辉、赖东鹏，2021；赵颖智、李星颖，2020；杨妮超、顾海，2020）。随着研究的深入，客观健康如身体质量指数（BMI）（戚聿东、刘翠花，2021）、伤病和住院（杨

克文、何欢，2021）也纳入学者的研究视野。还有学者从生理和心理两个方面进行研究（汪连杰，2018；赵建国、刘子琼，2020）。无论哪一种健康分类，均发现互联网使用有显著的积极影响。但也有个别学者发现，过度使用互联网有可能对健康产生消极影响（陆杰华、汪斌，2020）。

（2）在研究对象上，学者们主要关注互联网使用对老年群体健康的影响，认为互联网使用对老年人的身心健康水平具有明显的提升作用（汪连杰 2018；李志光、贾仓仓，2021；赵建国、刘子琼，2020；王宇，2020；刘杰、郭超，2021），并且对心理健康的提升作用高于生理健康（赵建国、刘子琼，2021）。互联网丰富了老年人的精神生活，使老年人的社会认知功能得以维系，有助于缓解代际支持缺失导致的抑郁症状风险（张珺等，2021）。互联网介入的时间越早，越有利于降低老年人的孤独感，改善身心健康的积极作用也就越显著（郭静等，2021）。

（3）在异质性和影响机制方面，互联网对老年健康的异质性影响显示，互联网使用对没有配偶、受教育程度高和具有党员身份的老年人健康的促进作用更为明显（汪连杰，2018）。已有研究针对不同对象探讨不同的中介机制。如李志光，贾仓仓（2021）检验了邻里信任和陌生人信任在互联网使用对老年人抑郁与认知影响的中介作用。徐延辉和赖东鹏（2021）发现，风险感知在互联网使用对城市居民健康影响中没有发挥中介效应，而是遮掩效应。杨妮超和顾海（2020）则发现，非正式社会支持在互联网使用对农民健康影响中起部分中介作用。而对于流动人口，戚聿东和刘翠花（2021）则揭示了锻炼和睡眠状况在工作时长对健康影响的中介机制。

1.2.2 国外研究现状

国外关于互联网使用对健康的影响研究主要集中在以下三个方面：

（1）互联网使用对主观心理健康的影响。Powell 和 Clarke（2006）认为，互联网是心理健康信息来源的重要渠道。Singh 和 Brown（2014）认为，使用互联网搜索健康信息的行为在健康焦虑程度较高的个体中较为普遍，女性的健康焦虑更加普遍并倾向于利用互联网就健康问题寻求安慰。Lili 等（2020）发现互联网使用对农村成年人主观健康有显著的正向影响，对农村妇女健康的积极影响显著大于男性，对年轻人的正向影响大于老年人。

（2）在使用互联网搜索健康信息的人群特征。Pandey 等（2003）认为，收入和教育水平更高的女性使用互联网搜索健康信息的比例更高。Berger 等（2005）研究发现，

患有污名化疾病的患者较一般患者更有可能通过互联网获取健康信息或与医生沟通。Renahy 等（2008）在法国巴黎的随机抽样调查中发现使用互联网搜索健康信息因社会地位、经济地位和个人的健康状况而异。

（3）互联网使用对健康的影响机制。Joohyun Chung（2011）发现，较年轻、受教育程度较高、收入较高、社会支持较高的男性更有可能使用互联网搜索健康信息，人们不使用互联网的主要原因与文化水平和教育水平有关。同时，受教育水平和职业阶层在互联网使用对老年群体健康的影响也存在调节作用（Wang 等，2020；Lam 等，2020）。

1.2.3 研究评述

通过以上对互联网使用与健康的文献回顾，可以看出国内外学者对互联网与健康的关系已有了一定程度的研究，但依然存在有待完善的部分。

（1）在研究对象上，缺乏对女性劳动力健康的研究。

（2）在研究内容上，多数文献仅仅关注健康的一个方面或一个指标，缺乏完善的指标体系。这为本文研究互联网使用对女性劳动力自评健康、情绪、身体疼痛、伤病和是否住院的影响、异质性分析以及内在机制提供了研究空间。

（3）在研究方法上，多数文献采用三步法进行中介效应检验，但三步法在当前的学术研究中颇有争议，研究结果未必可靠。本文尝试引入 Bootstrap 检验，并引入双变量的链式中介，探究互联网使用影响女性健康的深层机制。

1.3 研究内容与框架

本文以女性劳动力为研究对象，探究互联网使用对女性健康的影响。女性健康是一个多维度概念，单纯观测身体健康无法直观体现互联网使用对女性健康的全方位影响。基于此，本文把女性健康分为主观健康和客观健康两大类，其中主观健康又分为自评健康、情绪和身体疼痛，客观健康分为病伤和住院，从而分别探究互联网使用对女性健康的全方位影响。

为全面、清晰的研究互联网使用对女性劳动力健康的影响，本文的研究内容如下：

第一部分是绪论。主要阐述文章的研究背景、研究意义和国内外研究现状，同时对文章的内容与框架、研究数据与方法、文章可能的创新点进行简单的介绍。

第二部分是概念、相关理论以及影响机制的概述。主要对互联网使用与女性劳动力健康的相关概念与理论进行简单的梳理，并提出合理化假设。

第三部分对女性劳动力的互联网使用、女性健康各指标、健康投资和工作压力在不同控制变量下的现状进行分析。

第四部分是实证检验。本文构建 Probit 模型和 Ordered Probit 模型实证分析女性劳动力互联网使用对女性自评健康、情绪、身体疼痛、病伤和住院的影响，并进行了稳健性检验和年龄、城乡、区域、工时、时间之间的异质性分析。

第五部分是互联网使用对女性健康影响的机制分析，分别采用依次递归三步法和 Bootstrap 检验法探究健康投资和工作压力的中介效应。

第六部分是文章的结论、政策建议以及研究展望。

研究框架如下（图 1.1）所示。

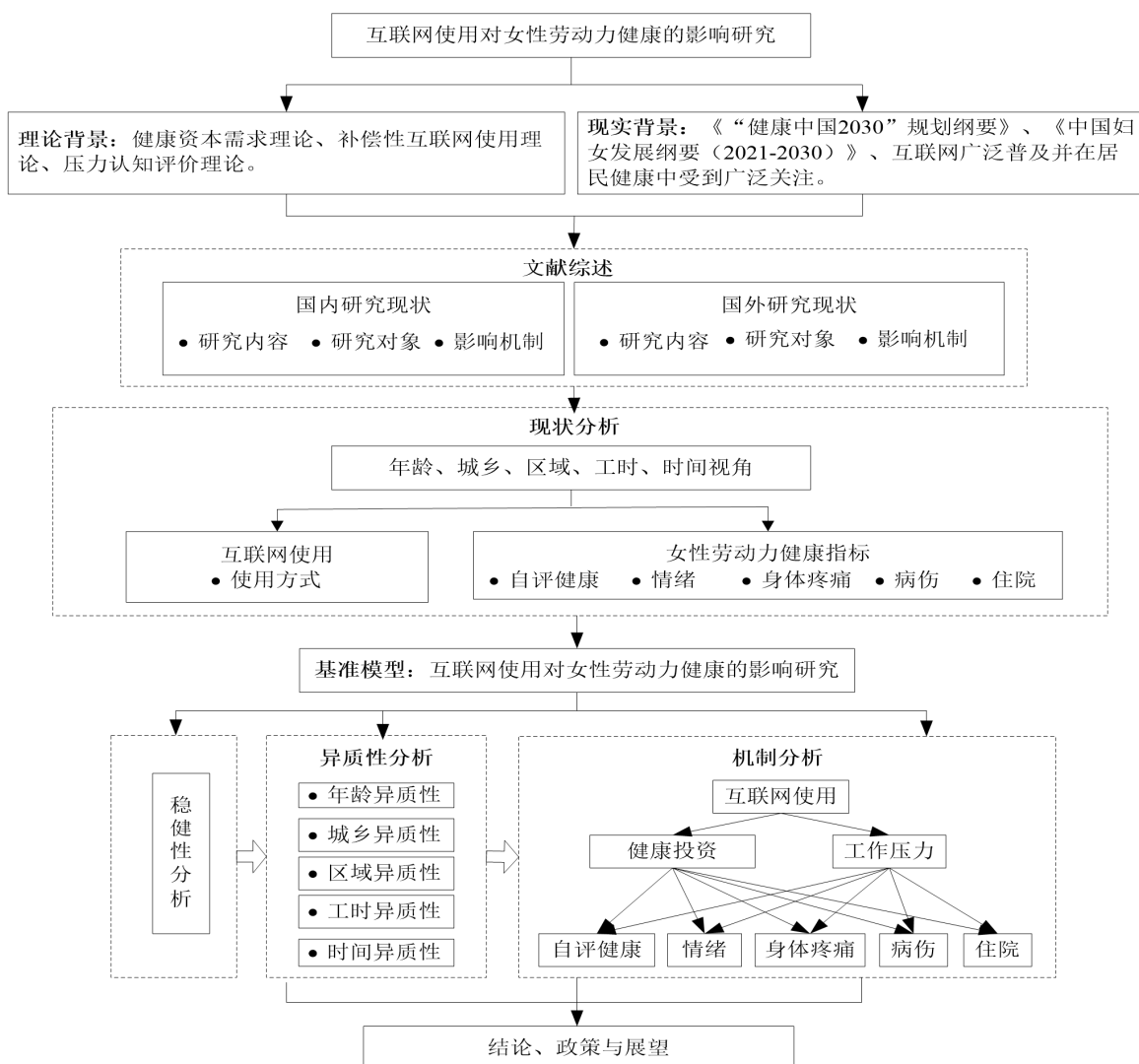


图 1.1 研究框架图

1.4 数据与方法

1.4.1 研究数据

本研究采用 2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据。该数据由中山大学社会科学调查中心完成, 以中国城乡社区为单位, 通过对家庭劳动力进行每两年一次的追踪调查, 系统监测劳动力动态变化以及在社会结构和家庭层面的互相影响, 建立劳动力追踪数据库, 方便学者对我国劳动力市场、劳动力生存现状进行全面了解。2016 年和 2018 年 CLDS 数据总样本量为 37625, 其中 2016 年为 21087, 2018 年为 16538, 女性样本分别为 11064 和 8673, 为本研究提供大量的数据支撑。本文主要选取女性健康指标 (自评健康、情绪、身体疼痛、病伤、住院)、健康投资和工作压力相关问题进行分析。其中, 女性健康各指标均为分类变量, 健康投资和工作压力为有序离散变量。

1.4.2 研究方法

(一) 统计描述法

对女性互联网使用、女性健康、健康投资和工作压力的现状进行描述性统计, 具体包括对不同分类变量进行交叉表分析, 采用卡方检验 (χ^2) 和伽马 (G) 相关系数, 检验不同变量特征分布的差异以及不同分类变量之间的相关程度。

(二) 统计推断法

对自评健康、情绪、身体疼痛、健康投资和工作压力等多分类变量采用 OProbit 模型进行分析, 对二分类变量病伤和住院采用 Probit 模型进行回归。在稳健性和影响机制检验部分, 采用 Ologit 模型、Logit 模型和 Process 模型进行分析。

(三) 比较分析法

通过对不同年龄、户籍、地区、工时、年份的样本分别进行回归, 得出互联网使用对女性健康影响的年龄异质性、城乡异质性、地区异质性、工时异质性和时间异质性, 对比不同特征样本的健康状况, 从而提出针对性建议。

1.5 可能的创新点

1. 构建了互联网使用对女性劳动力健康影响的逻辑框架, 通过对女性互联网使用、女性健康、健康投资和工作压力的现状进行描述, 发现女性在不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育年限、去年收入、周工作时长、有无医保条件下的特征。

2.证实了互联网使用对女性劳动力健康的影响及其异质性，并进行了稳健性检验。本文从年龄、城乡、区域、工作时长、和时间的角度考察互联网使用影响女性健康，并通过更换模型和分样本回归两种方法进行稳健性检验。

3.揭示了互联网使用对女性劳动力健康的影响机制。运用依次递归三步法和Bootstrap 检验法进行中介效应检验，发现在互联网使用对女性健康的影响中，既存在单独的中介效应机制，也存在链式中介效应。

2 相关概念、理论基础与影响机制

2.1 相关概念

2.1.1 健康的概念

劳动者的人力资本存量主要分为健康、技能、经验和知识等要素，其中健康是劳动者进行市场活动和非市场活动的基础，是劳动力质量的重要体现。世界卫生组织把健康定义为“完好的生理心理状态并具有生活幸福感，而不仅仅指没有疾病或伤痛状态”。本文所研究的健康除了通常意义上的客观健康指标，如病伤和是否被诊断需要住院，也包括主观健康指标，如女性的自评健康水平、情绪水平和是否感到身体疼痛。自评健康是人们对自身健康水平的主观评价，不仅可以有效的衡量女性健康的主观健康水平，也可以体现出仅仅通过客观健康指标无法得到的结论。情绪影响机体的免疫力，改变内分泌和神经系统功能，影响个体的精神健康。良好的情绪有助于人们更好的投入到工作和生活中去，大大提高工作效率，带动情绪进一步高涨，形成情绪-工作正反馈，进而减轻工作压力和生活负担，提升个体的主观健康水平。病伤和住院是观测女性健康的客观指标。通过病伤和住院能够直观的判断女性的身体状况，通常来说，有病伤和住院的女性被认为身体状况较差。

2.1.2 健康投资

健康投资是指国家或个人在医疗、卫生、营养、保健等方面投入的人力、物力和财力，用来维持劳动者的健康水平（吕文慧等，2021）。健康人力资本作为劳动者身体素质的体现，维持劳动力更长久更高效的工作的同时，也会促进劳动者分配更多时间到闲暇中去释放压力、缓解情绪、强身健体，进一步进行健康资本的积累（胡艳和张安伟，2022）。已有研究发现，劳动者的医疗服务、饮食习惯、运动作息等健康投资对劳动者就业存在一定的促进作用（周孝等，2015）。体育锻炼作为增强健康投资的方式之一，已成为一种缓解精神压力的生活方式，被大众广泛接受和认可。杨伟松等（2022）认为，相比无体育锻炼的老年人，进行体育锻炼的老年人身体健康的水平较高，且体育锻炼使其自评健康良好的概率提高4%，心情抑郁的概率下降7%，其中对女性健康促进作用较男性更显著，影响程度更大。

2.1.3 工作压力

工作压力是个体由于环境刺激所引发的紧张、疲惫和焦虑等反应(高雪原等, 2023)。工作压力广泛存在于职场中, 大体可以分为来自工作本身的时间压力、绩效压力、工作负荷、加班行为等, 来自同事的竞争压力、职场攻击、人际冲突、语言攻击, 还有来自领导的职场 PUA、虐待管理等负面压力。尽管负反馈会促使人们改变现状和不足, 但同时也会伴随一系列消极后果, 例如更低的目标设置和自我效能(Bandura, 1986)。相关研究表明, 工作压力会使零工劳动者身心耗竭, 并表现出工作退缩行为(高雪原等, 2023)。受到破坏性批评的劳动者工作压力感知更高, 且自我心理安全感更低(刘涛等, 2017)。互联网在职场中的不仅扮演者辅助办公的重要角色, 还是职场人缓解工作压力的情绪出口和倾诉渠道。

2.2 理论基础

2.2.1 人力资本理论

传统的人力资本理论强调教育对一个人能力和技能的影响, 且把个人技能的形成仅仅归功于学校教育, 从而忽略了学前教育和职业技能等培训(李永春和刘天子, 2022)。而在实际生活中, 随着传统工业被现代服务业的取代, “乐观”、“真诚”、“自信”、“意志力”等个人品质和人际能力也逐渐成为人力资本的重要成分。在 2010 年美国经济学年会上, 汉纳谢克构建了包含认知能力和非认知能力的新人力资本理论。其中, 赫克曼和洛克纳发现非认知能力比认知能力更容易形成, 尤其对于女性而言, 非认知能力对于其社会经济回报会起到更重要的作用。

在数字技术时代, 互联网使用为女性非认知能力的培养提供了更加多元的平台, 对女性人力资本的提升具有重大意义。

2.2.2 健康资本需求理论

Grossman (1972) 的健康资本需求理论认为, 与其他资本品一致, 健康投资的决策问题取决于投资的收益与成本。其中收益部分包含两个方面, 一是人们用以增加投资者整体效用的消费品; 二是决定个人的市场活动效率, 并影响市场与非市场活动时间的资本品。成本部分也由两部分组成, 一是环境变量对健康投资成本的影响, 例如教育水平

对健康认知与健康投资效率的影响；二是健康投资所需的医疗服务、居住、饮食、娱乐、锻炼，以及时间投入等基本要素构成的支出。当健康投资的收益大于健康投资的成本时，个体就会增加健康投资，反之则减少投资。

提高健康投资效率是互联网使用对女性健康的影响主要表现之一（陈培彬，2022）。一方面，互联网的最大优势在于能够打破医患互动的时空模式。通过网络视频对话、音频对话或延时对话等线上形式进行交流沟通，不仅节约了医疗过程中产生的交通和食宿等费用，而且有利于优质医疗资源的分享以及疾病的及时诊治。同时，互联网还可以用于预约挂号、支付费用、医保结算等，极大地提高了就医效率。另一方面，随着我国医保系统的异地对接，互联网使用不仅提升了健康投资效率和节约就医成本，同时随着电子商务、电子支付和物流业的发展，极大地缩短了女性的消费、购物和家务时间，间接增加了女性健康投资时间（李海舰等，2014）。

2.2.3 补偿性互联网使用理论

尽管大多数学者认为网络成瘾是病态的神经障碍的结果，但补偿性互联网使用理论（Kardefelt-Winther，2014）从补偿的角度解释了即便会产生大量的负面后果，人们还是愿意在网络上花费大量时间的原因。当个体的需求在现实生活得不到满足时，会产生互联网使用动机，以补偿心理缺口，缓解焦虑。处在不同的生命历程中的个体，由于重要经历和生活环境的不同，存在不同的生活需求，其使用互联网进行补偿的动机和结果也大不相同（石智雷和吴志明，2018）。年轻一代面临沉重的学业和工作压力，容易产生逃避心理和成就动机，进而过度沉溺网络游戏。若存在一系列社会心理问题，可能引发互联网使用动机，高度社交焦虑者倾向于通过网络游戏和社交网站来补偿社交孤独感，通过频繁使用网络来补偿社交需求的缺失。生育是女性重要的生命历程之一，年轻女性往往承担着养育年幼子女的责任，处在幼儿阶段的孩子免疫力低下且情绪问题突出，给女性的抚育过程带来更大的心理负担。疫情期间物资供应不便，长期封闭管理使幼儿和女性的情绪问题更易暴露，长期以来增加女性的抑郁水平。互联网干预可以有效缓解居家育儿的年轻女性的焦虑情绪，通过智能手机获取育儿、休闲娱乐和健身信息，减轻女性照料负担的同时增加女性的非正式社会支持，居家健身也可有效改善女性产后抑郁症状。对于中老年人而言，智能手机是高龄人群实现再社会化的主要途径。

2.2.4 压力认知评价理论

Lazarus 和 Folkman (1984) 提出的压力认知评价理论认为, 个体受压力源的影响程度不同取决于个体对压力源的评价和处理方式, 若个体认为外部刺激影响个人福祉, 且难以应对时, 就会产生消极反应; 若认为容易应对, 就会产生积极反应。当个体面临压力事件时, 通常会进行两阶段评估 (姜福斌和王震, 2022), 首先是“初评”, 客观评价事件对个体带来的伤害、威胁或挑战。其次是“复评”, 评价自我资源和能力是否能够化解压力事件, 从而做出反应 (郝喜玲等, 2022)。

挑战性压力源如绩效压力普遍存在于在当今职场中 (卢艳秋等, 2022)。研究表明, 一方面, 绩效压力通常会占用员工大量的时间、精力和资源, 使员工产生消极情绪, 不利于其幸福感的提升; 另一方面, 高绩效又表明了组织对员工能力的认可, 激励其完成个人目标, 从而又会调动员工的积极情绪, 促进幸福感的提升 (宋萌等, 2022)。角色过载、工作一家庭冲突也是女性较为常见的压力源 (McGonagle 等, 2015)。虽然现代女性的经济地位已有了历史性突破, 但是根深蒂固的传统思想和长久以来的分工模式很难使女性地位得到实质性改变, 职场女性在全面二孩政策下仍然属于弱势群体 (李静雅, 2018), 包括照料老人和照料子女在内的照料压力源会增加女性照料者抑郁的风险 (Smith 等, 2011)。为此, 有照料责任的女性倾向于采用非正规就业的方式来平衡照料和工作冲突 (吴燕华等, 2018), 而非正规就业的劳动行业常常伴有报酬压力、工作场所无序管理、规则失灵等不确定的社会因素, 对女性的职业安全和身心健康造成威胁。此外, 若是经常在高温、有毒、和高噪音的环境下工作, 容易诱发多种慢性病, 损害女性的健康资本, 加速其退休的速度, 导致进一步的就业和生活压力。

2.3 影响机制与研究假设

如今随着互联网的飞速发展和信息技术的普及, 互联网用户基数的指数级增长正在缩小数字鸿沟。互联网不仅为女性的日常生活带来更多便利, 还对健康回报率产生了深远影响。利用互联网提升健康回报率逐渐成为女性改善健康的重要方式之一。互联网对女性健康的影响主要表现在以下三个方面。

第一, 互联网使用有利于女性节约医疗成本和健康投资效率。现阶段我国经济社会发展的不平衡不充分的矛盾决定了各地区医疗资源配置的不平衡不充分, 而互联网的最大优势在于能够打破医患互动的时空模式。通过网络视频对话、音频对话或延时对话等

线上形式进行交流沟通，不仅节约了医疗过程中产生的交通和食宿等费用，而且有利于优质医疗资源的分享以及疾病及时诊治。同时，互联网还可以用于预约挂号、支付费用、医保结算等，极大地提高了就医效率，值得注意的是，女性疾病中有相当一部分与情志有关，而互联网的使用扩大了女性沟通交流的范围，有利于缓解女性的抑郁、焦虑等情绪，从而有效提升女性健康水平（Tsai, 2014; Minto, 2015; 陆杰华、汪斌, 2020）。

第二，互联网使用有效提高女性健康投资时间。主要表现在直接增加健康投资时间和间接增加健康投资时间两个方面。直接增加健康投资时间方面，传统的线下健康活动，如情感交流、社交娱乐等，通过人与人的近距离互动固然可以达到增进健康的效果，但却受到场地和时间的限制。而借助互联网可以实现远程交流与沟通，既避免了线下活动的局限，也节省了外出往返时间和费用，直接增加了女性健康投资时间。间接增加健康投资时间方面，随着我国医保系统的异地对接，互联网使用在实现信息高效传递的同时消除了信息不对称，减少信息获取成本降低个体在经济活动中的信息摩擦（李三希等, 2021），提升了健康投资效率和节约就医成本。同时，随着电子商务、电子支付和物流业的发展，极大地缩短了女性的消费、购物和家务时间，间接增加了女性健康投资时间（李海舰等, 2014）。

第三，互联网使用有利于女性获取全面的健康信息和健康知识。在我国的居民家庭中，由于女性特有的性格与角色，往往较男性的社会网络更为简单（范从波和温勇, 2023），因此在获取外界信息上较为弱势。由于“家庭照料者”这一身份，健康意识水平较高的女性更加倾向于利用互联网搜寻关于自身、配偶、父母、子女的健康信息（Lagoe and Atkin, 2015），即健康信息替代搜寻行为（宋小康等, 2022）。搜寻行为与贡献行为密切相关，搜寻者在自我效能感和内部动机的驱动下有可能转换成贡献者，增加其高成就感和高满足感（赵欣等, 2022）。此外，互联网兴起的各类健身带练运动潮，还有利于激发了广大女性的运动热情，在一定程度上维持了女性家务劳动、工作与运动的平衡。需要说明的是，尽管互联网上海量健康信息鱼龙混杂，但通过的高价值网站和平台，相对容易获取各种健康信息。已有研究成果发现，与不使用在线健康信息者相比，使用互联网健康信息者的健康状况明显更好（Wangberg 等, 2008）。

基于以上分析，本文认为互联网使用通过节约就医成本和提高健康投资效率、增加健康投资时间以及帮助女性获取医疗健康和信息等方面，降低健康投资成本，提升女性健康水平。因此，本文提出假设 1。

假设 1：在其他条件不变的情况下，互联网使用会改善女性健康水平。

具有不同特征的女性劳动力使用互联网对健康的促进作用可能存在异质性。首先，从工作时长角度看，由于时间的有限性，工作与互联网使用成为一对矛盾，此消彼长，或挤压休息时间。工作时间越长越不利于健康（张抗私等，2018），超时工作者的工作时长显著降低了劳动者的健康水平（戚聿东和刘翠花，2021）。其次，从城乡角度看，与城镇相比，农村相对缺乏医疗资源，难以提供及时有效的医疗服务，使得农村女性劳动力更可能依靠互联网改善健康。但是，与农村相比，城镇互联网普及率更高，这使得城镇女性长时间使用互联网从而损害健康的可能性增大（Billari 等，2018）。再次，从年龄角度看，与中年女性相比，青年女性自制力较差，更容易迷恋网络，上网成瘾，导致睡眠不足（Billari 等，2018）、焦虑（Azher 等，2014）和抑郁（Kitazawa 等，2018），从而损害健康。而中年女性自控能力更强，更善于通过互联网获取有益的健康信息并进行健康投资，从而有助于改善健康（Cotten 等，2012）。此外，从区域角度看，由于我国社会经济区域发展不均衡，在科技发展、经济水平、医疗资源配置、民俗饮食及生活方式都存在较大差异。与中西部相比，东部地区更具优势，该区域的女性劳动力群体在互联网使用促进健康方面获益更大。最后，随着时间的推移，互联网对女性健康的促进作用逐渐增强。

因此，综合以上分析，本文这里还提出假设 2：

假设 2：相比超时工作、城镇、青年、中西部地区和 2016 年的女性，互联网使用的健康促进作用在正常工作、农村、中老年、东部地区和 2018 年的女性群体中作用更大。

现有文献探讨了互联网使用对健康影响的作用机制，认为互联网使用通过提高健康生产效率和缓解工作压力改善健康水平，但是对女性群体的实证验证较少。

提高健康生产效率主要通过健康投资来实现。在后疫情时代下，我国大众健身行为总体减少，居家健身行为增加，依托互联网手段展开大众健身成为大势所趋，也是实施“健康中国战略”的需要。互联网的普及为女性锻炼身体提供了丰富多元的渠道，通过互联网既可以对健身信息有更全面的认识，也可以带动运动器材热销，与同行交流健身知识，组群督促运动打卡，对女性居家健身有很好的刺激带动作用。在互联网信息的作用下，女性更可能增加锻炼的可能性，从而对健康产生正向激励作用。

由于生理性别以及劳动分工的不同，女性参加劳动虽然是自愿选择，但在工作环境和受到的对待差异较大，从劳动时间上看，在体制外就业的女性周平均工作时间（或加班时间）远高于体制内就业的女性，且在体制内受到更多的庇护（吴愈晓等，2015）。互联网使用有利于丰富女性的异质性社会资本，从而获得丰富的社会支持，有助于放松

心灵，发泄不良情绪；也有利于从异质性社会支持信息中找到解除压力或解决工作-家庭冲突的方法，消除压力源，从而减轻压力，促进女性劳动力健康。基于上述分析，本文进一步提出假设 3。

假设 3：互联网使用对女性健康的影响中，健康投资和工作压力是互联网使用影响女性健康的重要机制。

2.4 本章小结

本章在对健康、健康投资和工作压力进行概念界定的基础上，通过阐述了健康资本需求理论、补偿性互联网使用理论和压力认知评价理论在女性劳动力健康方面的应用，提出以下理论假设：

- 1.在其他条件不变的情况下，互联网使用会改善女性健康水平。
- 2.相比超时工作、城镇、青年、中西部地区和 2016 年的女性，互联网使用的健康促进作用在正常工作、农村、中老年、东部地区和 2018 年的女性群体中作用更大。
- 3.互联网使用对女性健康的影响中，健康投资和工作压力是互联网使用影响女性健康的重要机制。

3 互联网使用与女性健康的相关现状分析

本部分主要对女性互联网使用、女性健康、健康投资和工作压力进行现状描述。利用 SPSS 软件对不同分类变量进行交叉表分析，观测卡方检验 (χ^2) 和伽马 (G) 相关系数，检验不同变量特征分布的差异以及不同分类变量之间的相关程度。

3.1 女性劳动力互联网使用现状

表 3.1 汇报了在不同控制变量下女性互联网使用现状。通过对女性劳动力互联网使用情况进行现状描述，有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性的互联网使用差异，了解不同因素与互联网使用的相关性。

表 3.1 女性劳动力使用互联网现状

变量	互联网使用		卡方检验/ 相关系数	
	否	是		
年龄(岁)	16-25	22(20.2%)	87(79.8%)	$\chi^2=98.552^{***}$ G=-0.259 ^{***}
	26-35	162(11.3%)	1271(88.7%)	
	36-45	290(15.1%)	1633(84.9%)	
	46-55	718(22.5%)	2478(77.5%)	
婚姻	不在婚	83(9.4%)	802(90.6%)	$\chi^2=50.384^{***}$ G=-0.393 ^{***}
	在婚	1109(19.2%)	4667(80.8%)	
户籍	农村	1096(23.8%)	3501(76.2%)	$\chi^2=357.035^{***}$ G=0.730 ^{***}
	城市	96(4.7%)	1968(95.3%)	
受教育程度	小学及以下	689(34.9%)	1288(65.1%)	$\chi^2=658.139^{***}$ G=0.626 ^{***}
	初中	402(16.2%)	2074(83.8%)	
	高中及以上	101(4.6%)	2107(95.4%)	
去年收入	1 万以下	680(34.3%)	1304(65.7%)	$\chi^2=577.497^{***}$ G=0.558 ^{***}
	1 万-3 万	354(15.4%)	1946(84.6%)	
	3 万-5 万	92(7.3%)	1171(92.7%)	

表 3.1 (续) 女性劳动力使用互联网现状

	5 万以上	66(5.9%)	1048(94.1%)	
医保	无	120(22.5%)	413(77.5%)	$\chi^2=8.412^{**}$ $G=0.156^{**}$
	有	1072(17.5%)	5056(82.5%)	
周工作时长 (小时)	0-40	478(17.2%)	2304(82.8%)	$\chi^2=2.036$ $G=-0.038$
	41-60	462(18.1%)	2086(81.9%)	
	60 以上	252(18.9%)	1079(81.1%)	

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论是哪个年龄段的女性，都倾向于使用互联网。整体来看，互联网使用在不同年龄之间呈存在显著差异，并且互联网使用与年龄之间存在显著的负相关性（ $G=-0.259^{***}$ ），表明随着年龄的增长，使用互联网的女性逐渐变少。

从婚姻状况来看，不论是在婚女性还是不在婚女性，使用互联网的比例都达到了八成以上，互联网使用在不同婚姻状态的女性中存在显著差异，并且互联网使用与婚姻存在显著的负相关（ $G=-0.393^{***}$ ），即在婚女性比不在婚女性使用互联网的人数较少。

从户籍角度来看，不论是农村女性还是城市女性，使用互联网的比例都达到了七成以上，互联网使用在不同户籍的女性中存在显著差异，互联网使用与户籍呈现显著的正相关性（ $G=0.393^{***}$ ），即城市女性比农村女性使用互联网的人数越多。

从受教育程度来看，不论是哪个受教育程度的女性，使用互联网的女性占比较大。互联网使用在受教育程度之间存在显著差异，并且互联网使用与受教育程度存在显著的正相关性（ $G=0.626^{***}$ ），即受教育程度越高的情况下，使用互联网的女性越多。

从去年收入情况来看，不论是哪个收入区间的女性，互联网使用的比例都很高。互联网使用在上一年收入之间存在显著差异，并且互联网使用与上一年收入存在显著的正相关性（ $G=0.558^{***}$ ），即收入越高的情况下使用互联网的女性越多。

从医疗保险来看，无论有或没有医疗保险，女性使用互联网的比例都达到了七成以上。互联网使用在有无医保之间存在显著差异，并且互联网使用与医保之间存在显著的正相关性，即有医保的情况下使用互联网的女性越多。

从周工作时长来看，不论是正常工时工作的女性还是超时工作女性，使用互联网的比例都达到八成以上。互联网使用在不同工时的女性之间不存在显著差异，也不存在显著的相关性。

总的来说，女性的互联网使用频率整体较高。女性互联网使用情况在不同年龄、婚

姻状态、户籍、受教育程度、去年收入和是否有医保之间都存在显著差异，其中，互联网使用与户籍、受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关，与年龄和婚姻存在显著的负相关。

3.2 女性劳动力健康现状

(一) 自评健康

表 3.2 汇报了不同控制变量下女性的自评健康现状。通过对女性劳动力自评健康进行现状描述，有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性自评健康差异，了解不同因素与女性自评健康的相关性。

表 3.2 女性劳动力自评健康现状

变量	自评健康					卡方检验/ 相关系数	
	非常不健康	不健康	一般	健康	非常健康		
年龄(岁)	16-25	0(0.0%)	3(2.8%)	23(21.1%)	56(51.4%)	27(24.8%)	$\chi^2=271.648^{***}$ $G=-0.229^{***}$
	26-35	3(0.2%)	44(3.1%)	316(22.1%)	711(49.6%)	359(25.1%)	
	36-45	10(0.5%)	84(4.4%)	464(24.1%)	878(45.7%)	487(25.3%)	
	46-55	35(1.1%)	400(12.5%)	922(28.8%)	1300(40.7%)	539(16.9%)	
婚姻	不在婚	4(0.5%)	44(5%)	191(21.6%)	428(48.4%)	218(24.6%)	$\chi^2=29.537^{***}$ $G=-0.148^{***}$
	在婚	44(0.8%)	487(8.4%)	1534(26.6%)	2517(43.6%)	1194(20.7%)	
户籍	农村	38(0.8%)	451(9.8%)	1237(26.9%)	1962(42.7%)	909(19.8%)	$\chi^2=93.193^{***}$ $G=0.174^{***}$
	城市	10(0.5%)	80(3.9%)	488(23.6%)	983(47.6%)	503(24.4%)	
受教育程度	小学及以下	25(1.3%)	330(16.7%)	574(29%)	731(37%)	317(16%)	$\chi^2=408.591^{***}$ $G=0.256^{***}$
	初中	14(0.6%)	143(5.8%)	680(27.5%)	1113(45%)	526(21.2%)	
	高中及以上	9(0.4%)	58(2.6%)	471(21.3%)	1101(49.9%)	569(25.8%)	
去年收入	1 万以下	30(1.5%)	283(14.3%)	599(30.2%)	725(36.5%)	347(17.5%)	$\chi^2=273.711^{***}$ $G=0.185^{***}$
	1 万-3 万	9(0.4%)	163(7.1%)	579(25.2%)	1053(45.8%)	496(21.6%)	

表 3.2 (续) 女性劳动力自评健康现状

	3 万-5 万	2(0.2%)	49(3.9%)	296(23.4%)	597(47.3%)	319(25.3%)	
	5 万以上	7(0.6%)	36(3.2%)	251(22.5%)	570(51.2%)	250(22.4%)	
医保	无	3(0.6%)	45(8.4%)	152(28.5%)	218(40.9%)	115(21.6%)	$\chi^2=3.374$
	有	45(0.7%)	486(7.9%)	1573(25.7%)	2727(44.5%)	1297(21.2%)	$G=0.030$
周工作时 长(小时)	0-40	21(0.8%)	199(7.2%)	657(23.6%)	1263(45.4%)	642(23.1%)	
	41-60	15(0.6%)	197(7.7%)	688(27%)	1113(43.7%)	535(21%)	$\chi^2=36.317^{***}$
	60 以上	12(0.9%)	135(10.1%)	380(28.5%)	569(42.7%)	235(17.7%)	$G=-0.091^{***}$

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论哪个年龄段的女性，认为自己健康的比例都达到了五成以上。女性自评健康在不同年龄段之间呈现显著差异，并且自评健康在不同年龄段之间存在显著的负相关性（ $G=-0.229^{***}$ ），即年龄越大，认为自己健康的女性越少。

从婚姻状况来看，不论什么婚姻状态的女性，认为自己健康的比例都达到六成以上。女性自评健康在不同婚姻状况下存在显著差异，并且自评健康在不同婚姻情况下存在显著负相关性（ $G=-0.148^{***}$ ），即在婚的女性比不在婚的女性自评健康的人数更少。

从户籍角度来看，城市女性和农村女性自评健康的比例都达到了六成以上。自评健康在户籍之间存在显著差异，并且自评健康与户籍存在显著的正相关性（ $G=0.174^{***}$ ），即城市女性认为自己健康的比例更高。

从受教育程度来看，各个受教育程度的女性自评健康及以上的比例都达到了五成以上。女性自评健康在受教育程度之间存在显著差异，并且自评健康与受教育程度存在显著的正相关性（ $G=0.256^{***}$ ），即女性的受教育程度越高，自评为健康的人数越多。

从去年收入情况来看，无论是哪个收入区间的女性，其认为自己健康的人数所占的比例最大。自评健康在不同的收入区间之间存在显著差异，并且自评健康与去年收入存在显著的正相关性（ $G=0.185^{***}$ ），即收入越高的女性，自认为健康的人数越多。

从医疗保险来看，无论有或没有医保，自认为自己健康的女性所占的比例最大。自评健康在有无医保之间不存在显著差异，也不存在显著的相关性。

从周工作时长来看，不论是正常工作还是超时工作女性，其自评健康即以上的女性均达到六成。自评健康在不同周工作时长之间存在显著差异，并且自评健康与周工作时长存在显著的负相关性（ $G=-0.091^{***}$ ），即周工作时间越长，自评为健康的女性更少。

总的来说，女性整体自评健康水平较高。女性自评健康在不同年龄、婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入和周工作时长之间都存在显著差异，其中，在不同户籍、受教育程度、去年收入之间存在显著的正相关性，在不同年龄、婚姻状况和周工作时长之间存在显著的负相关性。

(二) 情绪

表 3.3 汇报了女性劳动力的情绪现状。通过对女性劳动力的情绪水平进行现状描述，有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性情绪差异，了解不同因素与女性情绪的相关性。

表 3.3 女性劳动力情绪现状

变量	情绪				卡方检验/ 相关系数	
	几乎一直有	常有	少有	没有/基本没有		
年龄(岁)	16-25	2(1.9%)	5(4.6%)	23(21.3%)	78(72.2%)	$\chi^2=32.620^{***}$ G=-0.070**
	26-35	12(0.8%)	27(1.9%)	279(19.5%)	1115(77.8%)	
	36-45	21(1.1%)	60(3.1%)	388(20.2%)	1453(75.6%)	
	46-55	47(1.5%)	155(4.9%)	633(19.8%)	2360(73.9%)	
婚姻	不在婚	12(1.4%)	33(3.7%)	187(21.2%)	652(73.8%)	$\chi^2=1.255$ G=0.040
	在婚	70(1.2%)	214(3.7%)	1136(19.7%)	4354(75.4%)	
户籍	农村	57(1.2%)	194(4.2%)	915(19.9%)	3428(74.6%)	$\chi^2=11.179^*$ G=0.055 ⁺
	城市	25(1.2%)	53(2.6%)	408(19.8%)	1578(76.5%)	
受教育程度	小学及以下	38(1.9%)	113(5.7%)	441(22.3%)	1384(70%)	$\chi^2=69.686^{***}$ G=0.142***
	初中	22(0.9%)	91(3.7%)	464(18.7%)	1898(76.7%)	
	高中及以上	22(1%)	43(1.9%)	418(18.9%)	1724(78.1%)	
去年收入(元)	1万以下	41(2.1%)	114(5.7%)	411(20.7%)	1418(71.5%)	$\chi^2=61.020^{***}$ G=0.117***
	1万-3万	22(1%)	74(3.2%)	475(20.7%)	1727(75.2%)	
	3万-5万	8(0.6%)	31(2.5%)	235(18.6%)	989(78.3%)	
	5万以上	11(1%)	28(2.5%)	202(18.1%)	872(78.3%)	
医保	无	5(0.9%)	39(7.3%)	105(19.7%)	383(72%)	$\chi^2=21.625^{***}$ G=0.100*
	有	77(1.3%)	208(3.4%)	1218(19.9%)	4623(75.5%)	

表 3.3 (续) 女性劳动力情绪现状

周工作	0-40	35(1.3%)	104(3.7%)	522(18.8%)	2121(76.2%)	
时长(小	41-60	30(1.2%)	86(3.4%)	509(20%)	1922(75.5%)	$\chi^2=8.504$ G=-0.051*
时)	60 以上	17(1.3%)	57(4.3%)	292(22%)	963(72.5%)	

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论在哪个年龄段，认为自己情绪水平高的女性都达到了九成以上。女性情绪在不同年龄段之间呈现显著差异，并且自评健康在不同年龄段之间存在显著的负相关性（G=-0.070**），即年龄越大，情绪水平高的女性越少。

从婚姻状况来看，不论什么婚姻状态的女性，认为自己没有不良情绪的女性达到七成以上。女性情绪与婚姻状况不存在显著差异，也不存在显著的相关性。

从户籍角度来看，城市女性和农村女性没有不良情绪的比例都达到了七成以上。女性情绪在户籍之间存在显著差异，但女性情绪与户籍不存在显著的相关性。

从受教育程度来看，各个受教育程度的女性没有不良情绪的比例都达到了七成以上。女性情绪在受教育程度之间存在显著差异，并且情绪与受教育程度存在显著的正相关性（G=0.142***），即女性的受教育程度越高，情绪好的女性越多。

从去年收入情况来看，无论是哪个收入区间的女性，少有或没有不良情绪的人数所占的比例达到九成。情绪在不同的收入区间之间存在显著差异，并且情绪与去年收入存在显著的正相关性（G=0.117***），即收入越高的女性，情绪好的女性越多。

从医疗保险来看，无论有或没有医保，没有不良情绪的女性所占的比例最大。情绪在有无医保之间存在显著差异，并且情绪与医保存在显著的正相关性，即有医保的女性情绪好的人数越多。

从周工作时长来看，不论是正常工作还是超时工作女性，其少有或没有不良情绪的女性均达到九成。情绪在不同周工作时长之间不存在显著差异，但情绪与周工作时长存在显著的负相关性（G=-0.051*），即周工作时间越长，没有不良情绪的女性越少。

总的来说，女性整体情绪水平较高。女性情绪在不同年龄、户籍、受教育程度、去年收入和有无医保之间都存在显著差异，并且在不同受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关性，在不同年龄和周工作时长之间存在显著的负相关性。

（三）身体疼痛

表 3.4 汇报了在不同控制变量下女性的身体疼痛现状。通过对女性劳动力的身体疼

痛频率进行现状描述,有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性出现身体疼痛频率差异,了解不同因素与女性身体疼痛的相关性。

表 3.4 女性劳动力身体疼痛现状

变量	身体疼痛(2016年)					卡方检验/ 相关系数	
	总是	经常	有时	很少	没有		
年龄(岁)	16-25	0(0.0%)	1(2%)	7(13.7%)	12(23.5%)	31(60.8%)	$\chi^2=170.445^{***}$ G=-0.257 ^{**}
	26-35	4(0.5%)	20(2.5%)	122(15%)	154(18.9%)	516(63.2%)	
	36-45	6(0.5%)	58(5.2%)	188(16.7%)	204(18.1%)	670(59.5%)	
	46-55	21(1.1%)	237(12.8%)	430(23.3%)	298(16.1%)	863(46.7%)	
婚姻	不在婚	2(0.4%)	22(4.5%)	100(20.4%)	95(19.4%)	271(55.3%)	$\chi^2=12.337^*$ G=-0.058
	在婚	29(0.9%)	294(8.8%)	647(19.3%)	573(17.1%)	1809(54%)	
户籍	农村	25(0.9%)	261(9.8%)	523(19.6%)	446(16.7%)	1420(53.1%)	$\chi^2=31.357^{***}$ G=0.099 ^{**}
	城市	6(0.5%)	55(4.7%)	224(19.2%)	222(19%)	660(56.6%)	
受教育程 度	小学 及以下	18(1.6%)	185(16.5%)	257(23%)	194(17.4%)	464(41.5%)	$\chi^2=207.820^{***}$ G=0.240 ^{***}
	初中	8(0.5%)	87(5.9%)	266(18.1%)	248(16.8%)	864(58.7%)	
	高中 及以上	5(0.4%)	44(3.5%)	224(17.9%)	226(18.1%)	752(60.1%)	
去年收入 (元)	1万以下	18(1.5%)	139(11.8%)	251(21.3%)	203(17.3%)	565(48%)	$\chi^2=62.600^{***}$ G=0.107 ^{***}
	1万-3万	9(0.7%)	96(7.1%)	259(19.2%)	213(15.8%)	773(57.3%)	

表 3.4 (续) 女性劳动力身体疼痛现状

	3 万-5 万	0(0%)	44(6%)	128(17.3%)	149(20.2%)	418(56.6%)	
	5 万以上	4(0.7%)	37(6.4%)	109(18.9%)	103(17.9%)	324(56.2%)	
医保	无	5(1.5%)	28(8.2%)	69(20.1%)	53(15.5%)	188(54.8%)	$\chi^2=2.909$ $G=0.004$
	有	26(0.7%)	288(8.2%)	678(19.4%)	615(17.6%)	1892(54.1%)	
	0-40	9(0.6%)	99(6.3%)	298(18.9%)	301(19.1%)	872(55.2%)	
周工作时 长 (小时)	41-60	13(0.9%)	125(8.5%)	285(19.5%)	223(15.3%)	816(55.8%)	$\chi^2=32.444^{***}$ $G=-0.077^{**}$
	60 以上	9(1.1%)	92(11.5%)	164(20.5%)	144(18%)	392(48.9%)	

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论在哪个年龄段，没有身体疼痛的女性占比都是最多的。其中，16-25 岁女性中没有身体疼痛的人数达到 60.8%，而 46-55 岁女性的这一比例下降到 46.7%。身体疼痛在不同年龄段之间呈现显著差异，并且身体疼痛在不同年龄段之间存在显著的负相关性 ($G=-0.257^{***}$)，即年龄越大，没有身体疼痛的女性越少。

从婚姻状况来看，不论什么婚姻状态的女性，少有或没有身体疼痛的女性达到七成以上。身体疼痛在不同的婚姻状况之间存在显著差异，但不存在显著的相关性。

从户籍角度来看，城市女性和农村女性没有身体疼痛的比例都达到了五成以上。女性身体疼痛在不同户籍之间存在显著差异，并且女性身体疼痛与户籍存在显著的正相关性 ($G=0.099^{**}$)，即城市女性较农村女性少有或没有身体疼痛的人数占比更大。

从受教育程度来看，女性身体疼痛在不同受教育程度之间存在显著差异，并且身体疼痛与受教育程度之间存在显著的正相关性 ($G=0.240^{***}$)，即女性的受教育程度越高，没有身体疼痛的女性越多。

从去年收入情况来看，无论是哪个收入区间的女性，没有身体疼痛的人数所占的比例都是最大的。身体疼痛在不同的收入区间之间存在显著差异，并且身体疼痛与去年收入存在显著的正相关性 ($G=0.107^{***}$)，即收入越高的女性，没有身体疼痛的女性越多。

从医疗保险来看，无论有或没有医保，少有或没有身体疼痛的女性都达到了七成左右。身体疼痛在有或没有医保之间存在不显著差异，也不存在显著的相关性。

从周工作时长来看,不论是正常工作还是超时工作女性,没有身体疼痛的女性占比都是最大的。身体疼痛在不同周工作时长之间存在显著差异,并且身体疼痛与周工作时长存在显著的负相关性($G=-0.077^{**}$),即周工作时间越长,没有身体疼痛的女性占比越小。

总的来说,女性存在身体疼痛的人数较少。身体疼痛在不同年龄、婚姻、户籍、受教育程度、去年收入和周工作时长之间都存在显著差异,并且在不同户籍、受教育程度和去年收入之间存在显著的正相关性,在不同年龄、婚姻和周工作时长之间存在显著的负相关性。

(四) 病伤

表 3.5 汇报了不同控制变量下女性劳动力的病伤现状。通过对女性劳动力的病伤情况进行现状描述,有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性病伤差异,了解不同因素与女性病伤的相关性。

表 3.5 女性劳动力病伤现状

变量	病伤		卡方检验/ 相关系数	
	是	否		
年龄(岁)	16-25	15(13.8%)	94(86.2%)	$\chi^2=17.491^{**}$ $G=-0.121^{***}$
	26-35	123(8.6%)	1310(91.4%)	
	36-45	176(9.2%)	1746(90.8%)	
	46-55	381(11.9%)	2814(88.1%)	
婚姻	不在婚	82(9.3%)	803(90.7%)	$\chi^2=1.498$ $G=-0.075$
	在婚	613(10.6%)	5161(89.4%)	
户籍	农村	512(11.1%)	4083(88.9%)	$\chi^2=7.895^{**}$ $G=0.126^{**}$
	城市	183(8.9%)	1881(91.1%)	
受教育程度	小学及以下	275(13.9%)	1701(86.1%)	$\chi^2=38.472^{***}$ $G=0.190^{***}$
	初中	237(9.6%)	2238(90.4%)	
	高中及以上	183(8.3%)	2025(91.7%)	
去年收入	1 万以下	270(13.6%)	1714(86.4%)	$\chi^2=31.372^{***}$ $G=0.156^{***}$
	1 万-3 万	219(9.5%)	2080(90.5%)	

表 3.5 (续) 女性劳动力病伤现状

	3 万-5 万	111(8.8%)	1152(91.2%)	
	5 万以上	95(8.5%)	1018(91.5%)	
医保	无	63(11.8%)	470(88.2%)	$\chi^2=1.185$
	有	632(10.3%)	5494(89.7%)	G=0.076
周工作时长 (小时)	0-40	267(9.6%)	2515(90.4%)	
	41-60	261(10.2%)	2287(89.8%)	$\chi^2=8.643^*$
	60 以上	167(12.6%)	1162(87.4%)	G=-0.087*

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论是哪个年龄段的女性，有病伤的比例均占 10%左右。整体来看，病伤在不同年龄之间呈存在显著差异，并且病伤与年龄之间存在显著的负相关性（ $G=-0.121^{***}$ ），表明随着年龄的增长，没有病伤的女性占比降低。

从婚姻状况来看，不论是在婚女性还是不在婚女性，没有病伤的女性比例都达到了九成左右，病伤在不同婚姻状态的女性中不存在显著差异，也不存在显著的相关性。

从户籍角度来看，不论是农村女性还是城市女性，有病伤的女性占比都接近九成，病伤在不同户籍的女性中存在显著差异，病伤与户籍呈现显著的正相关性（ $G=0.126^{**}$ ），即城市女性比农村女性没有病伤的人数更多。

从受教育程度来看，不论是哪个受教育程度的女性，没有病伤的女性占比较大。病伤在受教育程度之间存在显著差异，并且病伤与受教育程度存在显著的正相关性（ $G=0.190^{***}$ ），即受教育程度越高的情况下，没有病伤的女性越多。

从去年收入情况来看，不论是哪个收入区间的女性，没有病伤的比例都达到八成以上。病伤在上一年收入之间存在显著差异，并且病伤与上一年收入存在显著的正相关性（ $G=0.156^{***}$ ），即收入越高的情况下没有病伤的女性越多。

从医疗保险来看，无论有或没有医疗保险，女性没有病伤的比例都接近九成。病伤在有或无医保之间不存在显著差异，也不存在显著的相关性。

从周工作时长来看，不论是正常工时工作的女性还是超时工作女性，没有病伤的占比都接近九成。病伤在不同工时的女性之间存在显著差异，并且病伤与周工作时长存在显著的负相关性（ $G=-0.087^*$ ），即周工作时长越久的女性没有病伤的比例越小。

总的来说，女性病伤的人数较少。病伤在不同年龄、户籍、受教育程度、去年收入

和周工作时长之间都存在显著差异，其中，互联网使用与户籍、受教育程度、去年收入之间存在显著的正相关，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关。

（五）住院

表 3.6 汇报了不同控制变量下女性劳动力的住院现状。通过对女性劳动力的住院情况进行现状描述，有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性住院情况的差异，了解不同因素与女性住院的相关性。

表 3.6 女性劳动力住院现状

变量	住院		卡方检验/ 相关系数	
	是	否		
年龄(岁)	16-25	3(2.8%)	106(97.2%)	$\chi^2=7.061$ $G=-0.087^*$
	26-35	98(6.8%)	1335(93.2%)	
	36-45	133(6.9%)	1790(93.1%)	
	46-55	259(8.1%)	2937(91.9%)	
婚姻	不在婚	34(3.8%)	851(96.2%)	$\chi^2=18.868^{***}$ $G=-0.367^{***}$
	在婚	459(7.9%)	5317(92.1%)	
户籍	农村	369(8%)	4228(92%)	$\chi^2=8.474^{**}$ $G=0.154^{**}$
	城市	124(6%)	1940(94%)	
受教育程度	小学及以下	194(9.8%)	1783(90.2%)	$\chi^2=24.051^{***}$ $G=0.165^{***}$
	初中	162(6.5%)	2314(93.5%)	
	高中及以上	137(6.2%)	2071(93.8%)	
去年收入	1 万以下	189(9.5%)	1795(90.5%)	$\chi^2=22.809^{***}$ $G=0.170^{***}$
	1 万-3 万	166(7.2%)	2134(92.8%)	
	3 万-5 万	79(6.3%)	1184(93.7%)	

表 3.6 (续) 女性劳动力住院现状

医保	5 万以上	59(5.3%)	1055(94.7%)	$\chi^2=0.883$ G=-0.086
	无	34(6.4%)	499(93.6%)	
	有	459(7.5%)	5669(92.5%)	
周工作时长 (小时)	0-40	182(6.5%)	2600(93.5%)	$\chi^2=5.269^+$ G=-0.076*
	41-60	207(8.1%)	2341(91.9%)	
	60 以上	104(7.8%)	1227(92.2%)	

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论是哪个年龄段的女性，住院的人数占比都不到 10%。整体来看，住院在不同年龄之间不存在显著差异，但住院与年龄之间存在显著的负相关性（ $G=-0.087^*$ ），表明随着年龄的增长，女性住院的人数占比变大。

从婚姻状况来看，不论是在婚女性还是不在婚女性，不住院的比例都达到了九成以上，住院在不同婚姻状态的女性中存在显著差异，并且住院与婚姻存在显著的负相关性（ $G=-0.367^{***}$ ），即在婚女性比不在婚女性不住院的人数更少。

从户籍角度来看，不论是农村女性还是城市女性，不住院的比例都达到了九成以上，住院在不同户籍的女性中存在显著差异，住院与户籍呈现显著的正相关性（ $G=0.154^{**}$ ），即城市女性比农村女性不住院的人数更多。

从受教育程度来看，不论是哪个受教育程度的女性，不住院女性占比都达到九成以上。住院在受教育程度之间存在显著差异，并且住院与受教育程度存在显著的正相关性（ $G=0.165^{***}$ ），即受教育程度越高的情况下，不住院的女性越多。

从去年收入情况来看，不论是哪个收入区间的女性，不住院的比例都达到九成以上。住院在上一年收入之间存在显著差异，并且住院与上一年收入存在显著的正相关性（ $G=0.170^{***}$ ），即收入越高的情况下不住院的女性越多。

从医疗保险来看，无论有或没有医疗保险，女性不住院的比例都达到了九成以上。住院在有无医保之间不存在显著差异，也不存在显著的相关性。

从周工作时长来看，不论是正常工时工作的女性还是超时工作女性，不住院的比例都达到九成以上。住院在不同工时的女性之间不存在显著差异，但与周工作时长存在显

著的负相关性 ($G=-0.076^*$)，即周工作时长越长的女性不住院的占比越少。

总的来说，女性住院的人数占比较小。女性住院在不同婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入之间都存在显著差异，其中，互联网使用与户籍、受教育程度、去年收入之间存在显著的正相关性，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关性。

3.3 健康投资现状

表 3.7 汇报了不同控制变量下女性的健康投资情况。通过对女性劳动力的健康投资进行现状描述，有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性的健康投资差异，了解不同因素与女性健康投资的相关性。

表 3.7 女性劳动力健康投资现状

变量		周运动次数			卡方检验/ 相关系数
		0	1-5	6 次以上	
年龄(岁)	16-25	71(65.1%)	26(23.9%)	12(11%)	$\chi^2=54.441^{***}$ $G=-0.022$
	26-35	934(65.2%)	358(25%)	141(9.8%)	
	36-45	1306(68%)	399(20.8%)	217(11.3%)	
	46-55	2203(69%)	540(16.9%)	452(14.1%)	
婚姻	不在婚	509(57.5%)	273(30.8%)	103(11.6%)	$\chi^2=78.234^{***}$ $G=-0.191^{***}$
	在婚	4005(69.4%)	1050(18.2%)	719(12.5%)	
户籍	农村	3445(75%)	658(14.3%)	492(10.7%)	$\chi^2=374.738^{**}$ $G=0.402^{***}$
	城市	1069(51.8%)	665(32.2%)	330(16%)	
受教育程度	小学及以下	1641(83%)	168(8.5%)	168(8.5%)	$\chi^2=518.202^{***}$ $G=0.382^{***}$
	初中	1725(69.7%)	425(17.2%)	324(13.1%)	
	高中及以上	1148(52%)	730(33.1%)	330(14.9%)	
去年收入	1 万以下	1558(78.5%)	227(11.4%)	199(10%)	$\chi^2=232.036^{***}$ $G=0.232^{***}$
	1 万-3 万	1565(68%)	432(18.8%)	303(13.2%)	
	3 万-5 万	765(60.6%)	332(26.3%)	166(13.1%)	
	5 万以上	626(56.3%)	332(29.9%)	154(13.8%)	

表 3.7 (续) 女性劳动力健康投资现状

医保	无	422(79.2%)	72(13.5%)	39(7.3%)	$\chi^2=34.736^{***}$ $G=0.290^{***}$
	有	4092(66.8%)	1251(20.4%)	783(12.8%)	
周工作时长 (小时)	0-40	1733(62.3%)	684(24.6%)	365(13.1%)	$\chi^2=91.724^{***}$ $G=-0.166^{***}$
	41-60	1775(69.7%)	457(17.9%)	315(12.4%)	
	60 以上	1006(75.6%)	182(13.7%)	142(10.7%)	

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论是哪个年龄段的女性，不运动的女性都达到了六成以上，每周运动 6 次以上的女性最少，仅占 10% 左右。整体来看，运动在不同年龄之间存在显著差异，但运动与年龄之间不存在显著的相关性。

从婚姻状况来看，不论是在婚女性还是不在婚女性，不运动的人数最多，运动在不同婚姻状态的女性中存在显著差异，并且运动与婚姻存在显著的负相关性 ($G=-0.367^{***}$)，即在婚女性比不在婚女性运动的人数占比更小。

从户籍角度来看，不论是农村女性还是城市女性，不运动的比例都达到一半以上，运动在不同户籍的女性中存在显著差异，运动与户籍呈现显著的正相关性 ($G=0.402^{***}$)，即城市女性比农村女性运动的人数占比更大。

从受教育程度来看，不论是哪个受教育程度的女性，不运动女性占比最大。运动在受教育程度之间存在显著差异，并且运动与受教育程度存在显著的正相关性 ($G=0.382^{***}$)，即受教育程度越高的情况下，运动的女性占比越大。

从去年收入情况来看，不论是哪个收入区间的女性，不运动的比例最大。运动在上一年收入之间存在显著差异，并且运动与上一年收入存在显著的正相关性 ($G=0.232^{***}$)，即收入越高的情况下运动的女性比例越大。

从医疗保险来看，无论有或没有医疗保险，女性不运动的比例都达到了六成以上。运动在有无医保之间存在显著差异，并且存在显著的正相关性 ($G=0.290^{***}$)，即有医保的女性运动的比例越大。

从周工作时长来看，不论是正常工时工作的女性还是超时工作女性，不运动的比例都达到六成以上。运动在不同工时的女性之间存在显著差异，并与周工作时长存在显著的负相关性 ($G=-0.166^{***}$)，即周工作时长越长的女性运动的占比越少。

总的来说，女性运动的人数占比较小。女性运动在不同年龄、婚姻状态、户籍、受

教育程度、去年收入、医保、周工作时长之间都存在显著差异，其中，运动与户籍、受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关性，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关性。

3.4 工作压力现状

表 3.8 汇报了不同控制变量下女性的工作压力现状。通过对女性劳动力的工作压力进行现状描述，有利于更加细致地了解不同年龄、婚姻状况、户籍、受教育程度、去年收入、医保和周工作时长下女性工作压力差异，了解不同因素与女性工作压力的相关性。

表 3.8 女性劳动力工作压力现状

变量	工作压力					卡方检验/ 相关系数	
	每天	一周数次	一月数次	一年数次	从不		
年龄(岁)	16-25	16(14.7%)	24(22%)	22(20.2%)	19(17.4%)	28(25.7%)	$\chi^2=190.722^{***}$ $G=-0.129^{***}$
	26-35	130(9.1%)	223(15.6%)	413(28.8%)	409(28.5%)	258(18%)	
	36-45	289(15%)	341(17.7%)	498(25.9%)	445(23.1%)	350(18.2%)	
	46-55	35(1.1%)	713(22.3%)	615(19.2%)	663(20.7%)	621(19.4%)	
婚姻	不在婚	95(10.7%)	136(15.4%)	271(30.6%)	227(25.6%)	156(17.6%)	$\chi^2=53.003^{***}$ $G=-0.103^{***}$
	在婚	1053(18.2%)	1067(18.5%)	1325(22.9%)	1267(21.9%)	1064(18.4%)	
户籍	农村	967(21%)	891(19.4%)	1034(22.5%)	892(19.4%)	813(17.7%)	$\chi^2=215.785^{***}$ $G=0.220^{***}$
	城市	181(8.8%)	312(15.1%)	562(27.2%)	602(29.2%)	407(19.7%)	
受教育程度	小学及以下	581(29.4%)	417(21.1%)	380(19.2%)	293(14.8%)	306(15.5%)	$\chi^2=516.835^{***}$ $G=0.254^{***}$
	初中	417(16.8%)	480(19.4%)	576(23.3%)	525(21.2%)	478(19.3%)	
	高中及以上	150(6.8%)	306(13.9%)	640(29%)	676(30.6%)	436(19.7%)	
去年收入	1万以下	483(24.3%)	409(20.6%)	424(21.4%)	314(15.8%)	354(17.8%)	$\chi^2=201.465^{***}$ $G=0.126^{***}$
	1万-3万	395(17.2%)	405(17.6%)	529(23%)	530(23%)	441(19.2%)	
	3万-5万	140(11.1%)	213(16.9%)	338(26.8%)	335(26.5%)	237(18.8%)	

表 3.8 (续) 女性劳动力工作压力现状

	5 万以上	130(11.7%)	176(15.8%)	305(27.4%)	315(28.3%)	188(16.9%)	
医保	无	118(22.1%)	93(17.4%)	126(23.6%)	99(18.6%)	97(18.2%)	$\chi^2=12.073^*$ $G=0.074^*$
	有	1030(16.8%)	1110(18.1%)	1470(24%)	1395(22.8%)	1123(18.3%)	
周工作	0-40	334(12%)	454(16.3%)	662(23.8%)	756(27.2%)	576(20.7%)	
时长(小 时)	41-60	443(17.4%)	463(18.2%)	651(25.5%)	541(21.2%)	450(17.7%)	$\chi^2=235.210^{***}$ $G=-0.194^{***}$
	60 以上	371(27.9%)	286(21.5%)	283(21.3%)	197(14.8%)	194(14.6%)	

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄分布来看，不论是哪个年龄段的女性，感到工作有压力的频率都较为适中。整体来看，工作压力在不同年龄之间存在显著差异，并且工作压力与年龄之间存在显著的负相关性（ $G=-0.129^{***}$ ），即年龄越大的情况下，工作压力越大的女性占比更多。

从婚姻状况来看，不论是在婚女性还是不在婚女性，一月数次感到有工作压力的女性占比较大，工作压力在不同婚姻状态的女性中存在显著差异，并且工作压力与婚姻存在显著的负相关性（ $G=-0.103^{***}$ ），即在婚女性比不在婚女性工作压力更大。

从户籍角度来看，农村女性比城市女性每天感到工作压力的人数占比更大，工作压力在不同户籍的女性中存在显著差异，工作压力与户籍呈现显著的正相关性（ $G=0.220^{***}$ ），即城市女性比农村女性的工作压力更小。

从受教育程度来看，小学及以下的女性工作压力更大。工作压力在受教育程度之间存在显著差异，并且工作压力与受教育程度存在显著的正相关性（ $G=0.254^{***}$ ），即受教育程度越高的情况下，工作压力越小的女性占比更多。

从去年收入情况来看，年收入 1 万元以下的女性工作压力更大。工作压力在上一年收入之间存在显著差异，并且工作压力与上一年收入存在显著的正相关性（ $G=0.126^{***}$ ），即收入越高的情况下，工作压力越小的女性占比更多。

从医疗保险来看，没有医疗保险的女性工作压力更大。工作压力在有无医保之间存在显著差异，并且存在显著的正相关性（ $G=0.074^*$ ），即有医保的情况下，工作压力越小的女性越多。

从周工作时长来看，周工作时长越长的女性工作压力越大。周工作时长在不同工时的女性之间存在显著差异，并与周工作时长存在显著的负相关性（ $G=-0.194^{***}$ ），即周工作时长越长的情况下，工作压力越大的女性占比越大。

总的来说，女性工作压力分布较均匀。工作压力在不同年龄、婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入、医保、周工作时长之间都存在显著差异，其中，运动与户籍、受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关性，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关性。

3.5 本章小结

本章主要描述了女性互联网使用、自评健康、情绪、身体疼痛、病伤、住院、锻炼身体和工作压力在不同控制变量下的影响，不同变量特征分布的差异以及不同分类变量之间的相关程度。无论是从哪个视角来看，女性劳动力的互联网使用频率均较高；在自评健康中，认为自己健康的人数所占的比例最大；在情绪水平上，认为自己没有不良情绪的人数高达七成；在身体疼痛方面，没有生疼痛的女性达到五成；在病伤方面，没有病伤的比例达到九成；在住院方面，只有一成的女性被诊断需要住院；在健康投资方面，锻炼身体的人数较少，仅占不到五成；感到工作压力的频率较为适中。

分别来看，女性互联网使用情况在不同年龄、婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入和是否有医保之间都存在显著差异，其中，互联网使用与户籍、受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关，与年龄和婚姻存在显著的负相关。

女性整体自评健康水平较高。女性自评健康在不同年龄、婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入和周工作时长之间都存在显著差异，其中，在不同户籍、受教育程度、去年收入之间存在显著的正相关性，在不同年龄、婚姻状况和周工作时长之间存在显著的负相关性。

女性整体情绪水平较高。女性情绪在不同年龄、户籍、受教育程度、去年收入和有无医保之间都存在显著差异，并且在不同受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关性，在不同年龄和周工作时长之间存在显著的负相关性。

女性存在身体疼痛的人数较少。身体疼痛在不同年龄、婚姻、户籍、受教育程度、去年收入和周工作时长之间都存在显著差异，并且在不同户籍、受教育程度和去年收入之间存在显著的正相关性，在不同年龄、婚姻和周工作时长之间存在显著的负相关性。

女性病伤的人数较少。病伤在不同年龄、户籍、受教育程度、去年收入和周工作时长之间都存在显著差异，其中，互联网使用与户籍、受教育程度、去年收入之间存在显著的正相关，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关。

女性住院的人数占比较小。女性住院在不同婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收

入之间都存在显著差异，其中，互联网使用与户籍、受教育程度、去年收入之间存在显著的正相关性，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关性。

女性运动的人数占比较小。女性运动在不同年龄、婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入、医保、周工作时长之间都存在显著差异，其中，运动与户籍、受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关性，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关性。

女性工作压力分布较均匀。工作压力在不同年龄、婚姻状态、户籍、受教育程度、去年收入、医保、周工作时长之间都存在显著差异，其中，运动与户籍、受教育程度、去年收入和医保之间存在显著的正相关性，与年龄、婚姻和周工作时长存在显著的负相关性。

4 互联网使用对女性劳动力健康影响的实证分析

4.1 模型建立

4.1.1 数据来源和变量选取

（一）数据来源

本文数据来源于 2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）问卷数据，该调查由中山大学社会科学调查中心实施。调查范围涵盖全国 29 个省（直辖市、自治区），涉及内容广泛，代表性强。本文采用其中个体问卷中有关女性劳动力健康状况、互联网使用、工作收入、社会关系等题项。2016 年和 2018 年总样本量为 37625 个，其中 2016 年为 21087，2018 年为 16538，仅保留 16-55 岁女性劳动力有效数据，最终得到样本量为 6661（2016 年、2018 年分别为 3842，2819）。

（二）变量选取

1. 被解释变量。女性健康状况是本文的被解释变量。依据世界卫生组织的定义，健康反映了个人的身体、心理和社会交往等各方面的幸福状态，前提是身体没有疾病或不虚弱（杨凡等，2021）。在本研究中，为了全面反映女性健康状况，把健康分为主观健康和客观健康两种类型。主观健康采用自评健康、情绪和身体疼痛变量，自评健康以问卷中“您认为自己现在的健康状况如何？”来测度，回答为“非常不健康”、“不健康”、“一般”、“健康”、“非常健康”，分别用 1~5 来表示，值越大表示越健康。情绪采用问题“过去一周里您觉得自己的生活失败的频率”测度，答案为“几乎一直有”、“常有”、“少有”、“没有/基本没有”，分别用 1~4 来表示，值越大表示情绪越好。身体疼痛问题仅在 2016 年问卷中被提及，问题为“在过去一个月内，是否有过身体疼痛现象？”，回答为“总是”、“经常”、“有时”、“很少”、“没有”，按 1-5 分别赋值，值越大表明出现身体疼痛的频率越低。客观健康采用病伤和住院两个指标来衡量。其中，病伤采用问题“您过去两周内是否有病伤？”，回答“是”赋值为 0，“否”赋值为 1。参照杨克文和何欢（2020）的做法，是否住院变量分别以 2016 年和 2018 年问卷中“2015 年 7 月以来，您是否有医生诊断需要住院？”和“2017 年 7 月以来，您是否有医生诊断需要住院？”来测量，“是”赋值为 0，“否”赋值为 1。

2. 解释变量。互联网使用是本文的主要解释变量，根据数据的可得性并参考杨克文

(2022)的研究,选取问卷“在过去的一年中,您家使用互联网的情况”作为衡量指标。回答“只使用电脑上网(包括pad)”、“只使用手机上网”、“既使用电脑上网,也使用手机上网”赋值为1,“不上网”赋值为0。

3. 控制变量。根据已有文献,分别加入年龄、婚姻状况、户籍、受教育年限、医疗保险等控制变量。由于家庭经济状况对个人健康产生影响,在家庭层面加入上一年收入作为控制变量。考虑到超负荷工作对个人身心健康的影响,对周工作时长进行了控制。

各变量描述性统计结果如表 4.1 所示。数据显示,从总样本看,自评健康均值达到了 3.772,介于一般和健康之间;情绪均值达到 3.690,介于少有和基本没有不良情绪之间;身体疼痛均值达到 4.158,介于很少和没有身体疼痛之间;没有病伤的女性占比 89.6%,不住院的女性比例达到 92.6%。由此看出,女性劳动力健康状况总体较好。在总样本中,互联网使用占比为 82.1%,样本平均年龄为 43 岁,近九成处于在婚状态,城市户籍约占总样本的 1/3,平均受教育年限为 9 年,即初中文化水平。上一年收入均值 34337.25 元。92%的女性参加医疗保险,周工作时长约为 49 小时,总体为超时工作状态。此外,通过对比 2016 年和 2018 年数据可以发现,2018 年女性健康各指标均有小幅度的下降,而互联网使用人数则大大增加。

表 4.1 变量的描述性统计

变量	总样本		2016 年		2018 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
自评健康	3.772	0.896	3.796	0.883	3.740	0.912
情绪	3.690	0.602	3.698	0.599	3.679	0.606
身体疼痛	——	——	4.158	1.055	——	——
病伤	0.896	0.306	0.902	0.297	0.887	0.317
是否住院	0.926	0.262	0.927	0.261	0.925	0.263
互联网使用	0.821	0.383	0.520	0.500	0.880	0.325
年龄	43.272	8.550	43.392	8.427	43.113	8.711
婚姻状况	0.867	0.339	0.873	0.333	0.860	0.347
户籍	0.310	0.462	0.304	0.460	0.319	0.466
受教育年限(年)	9.632	4.497	9.610	4.406	9.663	4.622
上年收入(元)	34337.25	45058.11	31767.62	46998.44	37822.61	42035.58
周工作时长(小时)	49.049	18.208	49.322	18.138	48.662	18.300
医疗保险	0.920	0.271	0.911	0.285	0.933	0.251

数据来源:2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

4.1.2 方法选取

由于自评健康和身体疼痛都是五分类变量,情绪为四分类变量,均为离散有序变量,

因此采用 Ordered Probit 模型进行分析。病伤和是否住院均为二分类变量,因此采用 Probit 模型进行分析。两个模型分别构建如下:

$$Health_i = \alpha_0 + \alpha_1 Internet_i + \theta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i = \Pr(Y_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 Internet_i + \theta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $Health_i$ 表示受访者 i 的自评健康和情绪水平, Y_i 表示受访者 i 是否有病伤和是否住院; $Internet_i$ 表示受访者 i 是否使用互联网, X_i 为控制变量, 包括年龄、户籍、婚姻状况、受教育年限、去年收入对数和周工作时长; ε_i 为干扰项。 α_1 和 β_1 为影响参数。

4.2 实证检验

本部分检验互联网使用对女性健康影响的假设。根据理论假设和基准回归式, 计量结果如表 4.2 和表 4.3 所示。

由表 4.2 可以看出, 互联网使用对女性健康具有显著影响。与不使用互联网相比, 使用互联网的概率每提升 1%, 女性自评健康水平上升 17.6%, 情绪改善 10.9%, 身体疼痛改善 12.4%, 住院可能性降低 22.3%, 对病伤没有显著的直接影响。以上结果表明互联网使用能够有效改善女性健康, 这与现有结果基本一致(陈亮和李莹, 2020; 赵颖智和李星颖, 2020; 杨克文和何欢, 2020)。由此, 假设 1 得到验证。

表 4.2 中控制变量对女性健康状况也产生了重要影响。具体表现为: 年龄越大, 女性自评健康越差, 感到身体疼痛的频率越高, 住院的可能性越高; 有伴侣的女性总体主观健康情况更好; 受教育程度越高的女性大部分健康指标更好; 上一年收入越高的女性自评健康和情绪水平更高; 户籍、医疗保险和周工作时长对女性劳动力健康各指标少有直接的显著影响。

由于“自评健康”和“身体疼痛”为五分类变量, 情绪为四分类变量, 表 4.2 估计系数仅仅反映了互联网使用对它们的影响程度, 并不能反映边际效应。为此, 结合各个切点的估计值, 考察互联网使用对“自评健康”、“身体疼痛”和“情绪”的边际效应, 结果如表 4.3 所示。可以看出, 相比不使用互联网, 使用互联网时, 自评健康为“非常不健康”、“不健康”、“一般”的概率分别下降了 0.3%、2.3%和 3.6%, 为“健康”和“非常健康”的概率分别上升 1.3%和 4.9%。不良情绪为“几乎一直有”、“常有”、“少有”的概率分别下降 0.3%、0.6%和 1.8%, 为“没有/基本没有”的概率上升 2.6%。身体疼痛为“总是”、“经常”、“有时”、“很少”的概率分别下降 0.3%、1.7%、

2.1%和 0.7%，为“没有”的概率上升 4.8%。

表 4.2 互联网使用对女性健康影响的基准回归结果

解释变量	主观健康			客观健康	
	自评健康	情绪	身体疼痛(2016 年)	病伤	是否住院
互联网使用	0.176*** (0.035)	0.109* (0.038)	0.124** (0.048)	0.042 (0.056)	0.223*** (0.043)
年龄	-0.018*** (0.002)	-0.004 (0.002)	-0.025*** (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.009*** (0.002)
婚姻状况	0.133** (0.044)	0.187*** (0.043)	0.280*** (0.063)	0.067 (0.071)	0.081 (0.062)
户籍	0.045 (0.035)	-0.078 (0.042)	-0.025 (0.050)	-0.027 (0.056)	-0.106 (0.049)
受教育年限	0.020*** (0.004)	0.025*** (0.005)	0.028*** (0.006)	0.025*** (0.006)	-0.020 (0.005)
上年收入对数	0.029*** (0.006)	0.014** (0.007)	0.003 (0.009)	0.013 (0.008)	-0.026*** (0.006)
周工作时长	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
医疗保险	-0.003 (0.050)	0.095 (0.058)	-0.001 (0.065)	0.053 (0.075)	0.178* (0.072)
样本量	6661	6661	3842	6661	6661
LRchi2/F-统计 值	422.644***	77.065***	215.50***	46.62***	100.803***
Pseudo-R ² /Adj-R ₂	0.026	0.008	0.023	0.011	0.016

注：1. *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05, + p<0.1；2. 括号内数字为标准误。下同。

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

表 4.3 OProbit 模型边际效应

被解释变量	Y=1	Y=2	Y=3	Y=4	Y=5
自评健康	-0.003*** (0.001)	-0.023*** (0.005)	-0.036*** (0.007)	0.013*** (0.003)	0.049*** (0.010)
情绪	-0.003* (0.001)	-0.006* (0.003)	-0.018* (0.009)	0.026* (0.014)	—
身体疼痛 (2016 年)	-0.003* (0.001)	-0.017** (0.006)	-0.021** (0.008)	-0.007* (0.003)	0.048** (0.018)

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

4.3 稳健性检验

为了保证回归结果的准确性，本文分别使用更换模型的方法进行稳健性检验。

（一）更换 Ordered Logit 模型和 Logit 模型

考虑到回归模型中的变量属性，这里首先替换使用 Ordered Logit 回归方法和 Logit 回归方法来进行稳健性检验，计量结果见表 4.4。可以看出，更换了计量模型之后，互联网使用对女性主观健康各测度指标产生了显著的影响，除了自评健康、情绪、身体疼痛等各指标的系数值大小发生了微小变化，其系数值的符号和显著性水平均未发生改变，说明了本文基准回归的结果较为准确、可靠。

表 4.4 替换回归方法的稳健性检验

解释变量	主观健康			客观健康	
	自评健康	情绪	身体疼痛 (2016 年)	病伤	是否住院
互联网使用	0.316*** (0.061)	0.159* (0.076)	0.194* (0.080)	0.079 (0.105)	0.259*** (0.095)
年龄	-0.029*** (0.002)	-0.006 (0.004)	-0.041*** (0.004)	-0.008 (0.006)	0.017*** (0.004)
婚姻状况	0.231** (0.061)	0.305** (0.094)	0.491*** (0.105)	0.128 (0.139)	0.139 (0.126)
户籍	0.077 (0.051)	-0.137+ (0.074)	-0.054 (0.084)	-0.045 (0.108)	-0.219* (0.100)
受教育年限	0.034*** (0.006)	0.043*** (0.008)	0.046*** (0.010)	0.049*** (0.012)	-0.044*** (0.010)
上年收入对数	0.064*** (0.007)	0.019 (0.011)	0.005 (0.013)	0.025 (0.016)	-0.048*** (0.012)
周工作时长	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.002)
医疗保险	-0.089 (0.070)	0.146 (0.102)	-0.020 (0.111)	0.097 (0.142)	0.354* (0.146)
样本量	6661	6661	3842	6661	6661
LRchi2/F-统计值	400.58***	68.07***	197.45***	47.02***	40.47***
Pseudo-R2/Adj-R2	0.024	0.007	0.021	0.011	0.011

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

（二）更换 Process 模型

为了检验模型结果的稳定性，利用 SPSS 软件中的 Process 模型进行回归（见表 4.5）。结果显示，互联网使用对女性劳动力健康的各指标回归结果具有稳健性。

表 4.5 替换 Process 模型的稳健性检验

解释变量	主观健康			客观健康	
	自评健康	情绪	身体疼痛(2016 年)	病伤	是否住院
互联网使用	0.111*** (0.031)	0.025* (0.022)	0.102** (0.036)	0.322 (0.085)	0.171** (0.121)
年龄	-0.016*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.023*** (0.001)	0.034*** (0.005)	0.006 (0.007)
婚姻状况	0.111** (0.033)	0.079** (0.024)	0.206*** (0.043)	-0.240* (0.105)	-0.703*** (0.197)
户籍	0.030 (0.026)	-0.042* (0.018)	0.021 (0.038)	0.335*** (0.092)	0.033 (0.130)
受教育年限	0.014*** (0.003)	0.008** (0.002)	0.019*** (0.004)	0.094*** (0.009)	0.010 (0.014)
上年收入对数	0.025*** (0.005)	0.007* (0.003)	0.014* (0.006)	0.016 (0.015)	0.030 (0.018)
周工作时长	0.001 (0.001)	0.001+ (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.004* (0.002)	0.001 (0.003)
医疗保险	0.001 (0.040)	0.046 (0.030)	-0.062 (0.052)	0.319* (0.136)	-0.203 (0.186)
样本量	6661	6661	3842	6661	6661
LRchi2/F-统计值	70.151***	24.049***	109.242***	47.264***	92.219***
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.103	0.040	0.156	0.048	0.026

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

4.4 内生性检验

考虑到健康状况欠佳的女性可能通过互联网进行寻医问药或情绪放松，也可能减少互联网的使用，从而减少通过互联网获取健康信息的机会，即使用互联网本身是一种内生行为。为了解决互联网使用的内生性问题，借鉴戚聿东和刘翠花（2021）的做法，本文根据年工资收入 \div （12 \times 月工作小时数），得到女性单位时间工资的均值为 14.5846 元/小时，以该均值为分界线将女性区分为低于和高于单位时间工资的两个群体。进一步考察不同单位时间工资女性群体的互联网使用对健康的影响，见表 4.6。回归结果显示，无论高于还是低于单位时间工资群体，互联网使用均促进女性工作者的自评健康；互联网使用仅促进了低单位时间工资女性的情绪和身体疼痛，和高单位时间工资女性的住

院，而对病伤没有显著影响，与表 4.2 基准回归结果基本一致，表明前文基准回归结果具有稳健性。

表 4.6 分样本回归的稳健性检验

变量	主观健康			客观健康	
	自评健康	情绪	身体疼痛 (2016 年)	病伤	是否住院
低于单位时间工资					
互联网使用	0.145** (0.042)	0.087* (0.048)	0.101* (0.053)	0.039 (0.061)	0.242*** (0.055)
样本量	4193	4193	2463	4193	4193
高于单位时间工资					
互联网使用	0.189** (0.067)	0.044** (0.409)	0.141 (0.111)	-0.031 (0.141)	-0.111 (0.076)
样本量	2468	2468	1379	2468	2468

注：为了节省篇幅，表中未显示控制变量回归结果。2016 年单位时间工资均值为 14.0842。
数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

4.5 异质性分析

由于我国现阶段经济发展不平衡的特点，互联网普及率和使用率在我国不同年龄、城乡、区域、工时和不同年份之间均可能存在较大差距。因此，考察互联网使用在不同年龄、户籍、区域、工作时长、年份等影响女性健康的异质性具有重要意义。

4.5.1 年龄特征异质性

女性互联网使用影响健康的年龄异质性如下表 4.7 所示。由于不同年龄段的女性对于互联网的认知水平存在差异，其使用互联网的频率也各不相同，研究互联网使用对女性健康影响的年龄特征能够对女性健康有一个更细致了解。

表 4.7 女性健康的年龄异质性

属性分类	解释变量	主观健康			客观健康	
		自评健康	情绪	身体疼痛 (2016 年)	病伤	是否住院
≤45 岁 (3465)	互联网使用	0.103* (0.052)	0.066* (0.064)	0.145* (0.074)	-0.045 (0.094)	-0.119 (0.094)
>45 岁 (3196)	互联网使用	0.217** (0.048)	-0.053 (0.059)	0.101 (0.062)	0.046 (0.074)	0.080*** (0.085)

注：身体疼痛只有 2016 年数据，小于或等于 45 岁样本量为 1993，大于 45 岁样本量为 1849。
数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从年龄层面看，互联网使用显著促进低年龄段女性的自评健康水平、减少不良情绪和身体疼痛的频率，显著促进高年龄段女性的自评健康，并减少其住院频率。可能的原因是，对于高年龄段女性而言，互联网属于新鲜事物，能够满足老年女性不同偏好的基本需求，且高年龄段女性健康意识较强，互联网使用更多关注健康信息（汪连杰，2018），因此其自评健康的促进程度更加显著；而低年龄段女性劳动力身体素质相对较好，由表 3.7 可知，从互联网上获取的健身信息能够提高低年龄段女性运动的频率，而低年龄段女性普遍工作压力较大（见表 3.8），经常运动有助于缓解女性不良情绪和工作压力。在身体疼痛方面，表 3.4 显示，年龄越大的女性出现身体疼痛的频率越高，由于高龄女性使用互联网的频率相对低龄女性较低（见表 3.1），在认知水平和身体素质的差异下，很难利用互联网信息缓解自身的身体疼痛，而低龄女性虽然出现身体疼痛的频率不高，在规律运动下也降低了其出现身体疼痛的风险。

4.5.2 城乡特征异质性

由于受到城乡“二元”结构的影响，城乡女性的经济水平存在较大差异，互联网使用程度和健康状况也有所不同，因此，本部分探究女性互联网使用对健康影响的城乡异质性，如下表 4.8 所示。

表 4.8 女性健康的城乡异质性

属性分类	解释变量	主观健康			客观健康	
		自评健康	情绪	身体疼痛 (2016 年)	病伤	是否住院
城市 (2064)	互联网使用	0.354* (0.091)	-0.021 (0.089)	-0.103 (0.150)	0.177 (0.185)	-0.030 (0.134)
农村 (4597)	互联网使用	0.172*** (0.041)	0.009** (0.050)	0.129* (0.051)	-0.017 (0.061)	0.257** (0.049)

注：身体疼痛只有 2016 年数据，城市样本量为 1167，农村样本量为 2675。

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从户籍层面而言，互联网使用对农村女性主观健康的促进作用较城市女性更大，对城市女性的客观健康没有显著影响。具体而言，互联网使用对农村女性自评健康的促进作用较城市女性更强，且对农村女性情绪、身体疼痛和是否住院都起到了显著的正向影响。出现上述差异的原因是受到城乡“二元”结构的影响，城乡女性的经济水平存在较

大差异，互联网使用程度也有所不同，而信息获取可能是互联网使用影响女性自评健康的主要机制之一（陆杰华和汪斌，2020），城市女性的互联网可及性更大，使用互联网频率更高（见表 3.1）。但由于城市女性较农村女性的自评健康水平较高（见表 3.2），使用互联网对自评健康的改善空间不及农村女性，因此农村女性使用互联网促进自评健康的程度较城市女性更强。由于农村女性的工作压力较城市女性更大（见表 3.8），更容易产生不良情绪，互联网成为农村女性疏解情绪的渠道，对农村女性的情绪有显著的缓解作用。农村女性较城市女性出现身体疼痛的频率更高（见表 3.4），而医疗健康的倾斜性政策使得农村女性缺少更好的医疗设施和资源，由于医疗服务的可及性差，农村女性更可能依靠互联网来改善健康（杨克文和何欢，2020），因此互联网减轻农村女性身体疼痛的频率更加显著。农村住院女性相对城市女性较多（见表 3.6），使用互联网可以在很大程度上减少农村女性住院的频率。假设 2 在城乡特征部分得到验证。

4.5.3 区域特征异质性

借鉴冯苑和聂长飞（2022）的划分，把河北、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 8 个省份划分为东部地区，山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省份划分为中部地区，内蒙古、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 10 个省份划分为西部地区。由于东部地区、中部地区和西部地区经济发展水平的不同，女性的健康水平和互联网使用水平也有所不同。本部分探究区域特征下互联网使用对女性健康的影响，如下表 4.9 所示。

表 4.9 女性健康的区域异质性

属性分类	解释变量	主观健康			客观健康	
		自评健康	情绪	身体疼痛(2016年)	病伤	是否住院
东部 (3251)	互联网使用	0.100* (0.051)	0.032* (0.064)	0.153* (0.084)	-0.050 (0.102)	0.003** (0.097)
中部 (1677)	互联网使用	0.263*** (0.070)	0.134* (0.073)	0.061 (0.090)	0.194* (0.105)	0.075* (0.126)
西部 (1733)	互联网使用	0.174* (0.069)	-0.077 (0.081)	0.124 (0.082)	-0.048 (0.100)	0.134* (0.111)

注：身体疼痛只有 2016 年数据，东部样本量为 1850，中部样本量为 938，西部样本量为 1054。

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

从区域层面看，互联网使用对东部地区、中部地区和西部地区女性的自评健康均呈现显著的促进作用，住院概率均显著降低。互联网调节情绪的作用仅仅对东中部地区女

性显著有效，对西部女性情绪无显著影响。缓解东部地区女性的身体疼痛，减少中部地区女性出现病伤的频率。总的来说，互联网使用对东部地区和中部地区女性健康的影响范围更大，对中部地区女性健康的影响程度更深。可能的原因是，中东部人口较为密集，社会网络丰富，互联网产业发展迅速，促进了互联网的普及。

4.5.4 工时特征异质性

由于当今超时工作已成为劳动力市场的常态，超时工作与正常工作对女性健康的影响是否存在差异有待探讨。因此，本部分探究互联网使用影响女性健康的工时特征，如下表 4.10 所示。

表 4.10 女性健康的工时异质性

属性分类	解释变量	主观健康			客观健康	
		自评健康	情绪	身体疼痛(2016 年)	病伤	是否住院
正常工作 (2782)	互联网使用	0.145* (0.059)	0.075 (0.072)	0.162* (0.079)	0.012 (0.095)	0.306*** (0.072)
超时工作 (3879)	互联网使用	0.197*** (0.044)	0.092* (0.003)	0.098 (0.060)	0.018 (0.073)	0.185*** (0.053)

注：身体疼痛只有 2016 年数据，正常工作样本量为 1579，超时工作样本量为 2263。

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

本文将工作按周工作时长分为正常工作和超时工作两类，工作时长小于等于 40 小时为正常工作，周工作时长超过 40 小时为超时工作。回归结果显示，互联网使用在促进自评健康和情绪方面对超时工作女性更显著，在降低身体疼痛和住院的频率方面对正常工作女性效果更显著。由经济转型升级带来的就业结构的快速变化，使得大部分低技能劳动者无法在短时间内提升自己的技能，只能通过被迫接受无薪或低薪来保住工作岗位，同时，为了生计额外的加班费也会刺激部分劳动者延长工作时长（黄国武等，2021）。我国法定 8 小时工作制在实践中面临种种外部冲击和挑战，超时工作虽然短期内有利于劳动力提高收入，但长期却会损害劳动者的身心健康和对疾病的抵御能力。对于超时工作的女性而言，更易诱发不平衡心理，增加内耗，互联网的使用能够帮助超时工作女性调节工作压力，从而提升主观健康水平。假设 2 在工时特征部分得到验证。

4.5.5 时间特征异质性

随着时间的发展，互联网使用对女性健康的影响也有所不同。本部分探讨互联网使用影响女性健康的时间特征异质性，如下表 4.11 所示。

表 4.11 女性健康的时间异质性

属性分类	解释变量	主观健康		客观健康	
		自评健康	情绪	病伤	是否住院
2016 年 (3842)	互联网使用	0.177*** (0.047)	0.097* (0.055)	0.100 (0.058)	0.080** (0.076)
2018 年 (2819)	互联网使用	0.259*** (0.055)	0.100* (0.066)	0.243*** (0.068)	0.147*** (0.097)

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

由于本文同时选取了 2016 年和 2018 年的 CLDS 数据作为研究对象，从时间角度看，随着时间的推移，互联网技术更加趋于完善，差别化的医疗知识和信息更加丰富，从互联网获取的人性化健康知识越来越便捷（辜胜阻等，2016）。为此，本文还区分了两个不同年份来对互联网使用对女性健康影响进行异质性检验。从计量结果来看，互联网使用对 2018 年女性健康各指标均产生显著促进作用，且较 2016 年女性健康的促进作用更强。由表 4.1 可知，与 2016 年相比，2018 年女性健康的各指标水平均有所下降，而 2018 年互联网的使用人数却大大增加。虽然女性健康水平呈现逐年下降趋势，但随着互联网的普及和网络信息的飞速传播，女性接收新事物的速度也越来越快，因此互联网对女性健康的影响日益显著。

4.6 本章小结

本部分采用 Ordered Probit 模型和 Probit 模型对女性自评健康、情绪、身体疼痛、病伤和是否住院进行回归，结果显示互联网使用有效促进了女性主观健康水平。实证结果通过了稳健性检验和内生性分析，表明基准回归结果具有稳健性。

此外，本部分还考察了互联网使用在年龄、户籍、区域、工作时长和年份影响女性健康的异质性。具体而言，互联网使用显著促进低年龄段女性的自评健康水平、减少不良情绪和身体疼痛的频率，显著促进高年龄段女性的自评健康，并减少其住院频率；对农村女性自评健康的促进作用较城市女性更强，且对农村女性情绪、身体疼痛和是否住

院都起到了显著的正向影响；对东部地区和中部地区女性健康的影响范围更大，对中部地区女性健康的影响程度更深；互联网使用在促进自评健康和情绪方面对超时工作女性更显著，在降低身体疼痛和住院的频率方面对正常工作女性效果更显著；对 2018 年女性健康各指标均产生显著促进作用，且较 2016 年女性健康的促进作用更强。表明随着互联网的发展和普及，互联网使用对女性劳动力健康的影响日益显著。

5 互联网使用对女性劳动力健康影响的机制分析

上述结果证实了互联网使用对女性主观健康的促进作用。那么，互联网使用对女性健康的影响是否存在健康投资和工作压力这两种中介机制？为了检验健康投资和工作压力在互联网使用与女性健康关系的中介效应假设，本文使用依次递归三步法和 Bootstrap 检验探究健康投资和工作压力的中介效应。在 CLDS 问卷中，健康投资采用题项“您平均每周锻炼的次数？”来测量。工作压力通过题项“工作让我感觉身心俱疲”的频率来测量，“每天”赋值为 1，“一周数次”赋值为 2，“一月数次”赋值为 3，“一年数次或更少”赋值为 4，“从不”赋值为 5，分数越高，视为工作压力越小。由于健康投资和工作压力均可视作有序离散变量，因此采用方程（1）进行回归。女性健康指标因变量按照基准模型进行回归。

简单中介效应三步法的基本模型如下线性方程所示：

$$Y = cX + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$M = aX + \varepsilon_2 \quad (4)$$

$$Y = c'X + bM + \varepsilon_3 \quad (5)$$

方程（3）中的回归系数 c 是自变量 X 对因变量 Y 的直接效应，方程（4）中的回归系数 a 是自变量 X 对中介变量 M 的效应，方程（5）中的回归系数 c' 是控制了中介变量 M 的影响后自变量 X 对因变量 Y 的效应，系数 b 是控制了自变量 X 的影响后中介变量 M 对因变量 Y 的效应。将（4）代入（5）整理得：

$$Y = (c' + ab)X + \varepsilon_2 b + \varepsilon_3 \quad (6)$$

方程（6）中的 c' 是 X 对 Y 的直接效应， ab 是 X 对 Y 的中介效应， $c' + ab$ 是 X 对 Y 的总效应。

依次递归三步法的步骤如下：第一步， X 对 Y 回归，检验 c 的显著性，若 c 显著，进行第二步；第二步， X 对 M 回归，检验 a 的显著性；第三步，加入 M 后将 X 对 Y 进行回归，若 b 显著，同时 c' 相对 c 变小或者不显著，表明存在部分中介或者完全中介效应。

然而，当前研究发现依次递归三步法存在 3 点局限：第一，三步法实施的前提是第一步中回归系数 c 显著，否则认为 Y 与 X 不相关而停止中介效应分析。然而，总体效应有统计学意义并不是中介效应有统计学意义的必要条件，因总体效应 c 不显著而停止

余下检验步骤有可能错失发现间接效应的机会（Preacher and Hayes，2008；甘怡群，2014）。同时温忠麟等学者（2022）还指出，如果 c 不显著，且直接效应 c' 的绝对值比总效应 c 的绝对值还大时（此时 c' 和 ab 异号），则是遮掩效应。第二，区分完全中介和不完全中介并不合适，因为完全中介的效应不一定比部分中介的效应量大，且使用完全中介的说法阻碍了学者探究其他中介变量的可能性（温忠麟等，2022）。第三，依次递归三步法检验没有给出 ab 的置信区间。

Bootstrap 检验是目前检验中介效应最为广泛的方法，通过不断抽取 Bootstrap 样本，得到 ab 的置信区间，如果置信区间不包括 0，表明中介效应显著（温忠麟等，2022）。因此，本部分参考温忠麟和叶宝娟（2014）的建议，先使用依次递归三步法进行健康投资和工作压力的中介效应检验，若系数 a 和 b 不是同时显著，则参考 Bootstrap 中介效应检验结果。按照以上思路，进行如下中介效应检验。

5.1 互联网使用对自评健康影响的机制分析

5.1.1 依次递归三步法

互联网使用与女性自评健康的中介效应检验三步法如表 5.1 所示。

第一步与基准回归模型结果相一致，为因变量自评健康对核心自变量互联网使用、控制变量进行回归。结果显示，核心自变量互联网使用频率每提升 1%，自评健康水平提升 17.6%。因此，互联网使用显著促进女性自评健康水平。假设 1 仍成立。第二步为中介变量健康投资和工作压力分别对核心自变量互联网使用与控制变量进行回归。因中介变量健康投资和工作压力均为离散有序变量，均采用 OProbit 模型进行回归。结果显示，互联网使用在 0.001 的统计水平上显著促进健康投资，在 0.05 统计水平上显著缓解工作压力，即互联网使用频率越高，健康投资越高，工作压力越小。因此，核心自变量与中介变量健康投资和工作压力均呈显著正相关关系。第三步为因变量自评健康对核心自变量互联网使用、中介变量健康投资、工作压力以及控制变量进行 Oprobit 回归。结果显示，依次加入中介变量健康投资、工作压力、健康投资和工作压力后，互联网使用依旧显著促进女性自评健康，但促进作用均较直接效应更小。因此，互联网使用通过提高健康投资、减轻工作压力的途径促进女性自评健康；同时，互联网使用还直接显著作用于女性自评健康。假设 3 得以验证。

表 5.1 互联网使用与女性自评健康影响机制的三步法检验

解释变量	第一步		第二步		第三步	
	自评健康	健康投资	工作压力	自评健康	自评健康	自评健康
互联网使用	0.176*** (0.035)	0.322*** (0.092)	0.105* (0.045)	0.143*** (0.037)	0.113*** (0.029)	0.130*** (0.037)
健康投资				0.013* (0.005)		0.010* (0.005)
工作压力					0.129*** (0.008)	0.160*** (0.010)
年龄	-0.018*** (0.002)	0.034*** (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.021*** (0.005)	-0.016*** (0.001)	-0.020*** (0.002)
婚姻状况	0.133** (0.044)	-0.240* (0.110)	0.119* (0.053)	0.150** (0.044)	0.110** (0.035)	0.134** (0.044)
户籍	0.045 (0.035)	0.336*** (0.086)	0.111** (0.042)	0.054 (0.034)	0.032 (0.027)	0.037 (0.035)
受教育年限	0.020*** (0.004)	0.094*** (0.010)	0.050*** (0.005)	0.024*** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.016*** (0.004)
上年收入对数	0.029*** (0.006)	0.016 (0.014)	0.007 (0.007)	0.030*** (0.005)	0.025*** (0.004)	0.030*** (0.005)
周工作时长	-0.001 (0.001)	-0.004* (0.002)	-0.008*** (0.009)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
医疗保险	-0.003 (0.050)	0.319* (0.123)	0.057 (0.059)	0.008 (0.049)	0.002 (0.039)	-0.001 (0.049)
样本量	6661	6661	6661	6661	6661	6661
LRchi2/F-统计值	422.644***	41.49***	59.16***	438.63***	84.07***	683.65***
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.026	0.046	0.065	0.026	0.101	0.040

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

5.1.2 Bootstrap 检验

本部分使用 Bootstrap 法对互联网使用与女性自评健康影响机制进行中介效应检验，重复抽样 5000 次，并汇报 95% 的置信区间（见表 5.2）。

表 5.2 互联网使用与女性自评健康影响机制的 Bootstrap 检验

效应	路径	效应值	Boot 标准误	效果量	95%置信区间	
					下限	上限
直接效应		0.111	0.031	87%	0.050	0.172
中介效应	互联网使用→健康投资→自评健康	0.002	0.001	2%	0.000	0.006
	互联网使用→健康投资→工作压力 →自评健康	0.001	0.000	1%	0.000	0.002
	互联网使用→工作压力→自评健康	0.012	0.006	10%	0.001	0.025
总中介效应		0.016	0.006	13%	0.003	0.028
总效应		0.127	0.032	100%	0.064	0.189

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

结果显示，“互联网使用→健康投资→自评健康”的效应系数为 0.002，95%的置信区间为[0.000, 0.006]，“互联网使用→健康投资→工作压力→自评健康”的效应系数为 0.001，95%的置信区间为[0.000, 0.002]，“互联网使用→工作压力→自评健康”的效应系数为 0.012，95%的置信区间为[0.001, 0.025]。以上置信区间均不包括 0，因此在互联网使用对自评健康的影响机制中，存在“健康资本”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应，中介效应占比分别是 2%，10%和 1%。

体育锻炼是一个人再社会化的表现之一。互联网媒体的渗透能够影响一个人的社会化进程，互联网的网络增益效应扩大了女性的社会网络，促进其社会参与，进而增加健康投资的频率（王世强等，2021）。相关研究表明，经常使用互联网的老年人锻炼身体的频率明显较高（Kearns 和 Whitley，2019），经常参加体育锻炼能够缓解个体的孤独感，促进身心健康（郑元男，2019），即提高健康生产效率是互联网使用改善居民健康的重要机制（杨克文和何欢，2020）。同时，工作压力是互联网使用影响女性自评健康的一条关键路径，互联网使用频率更高的女性，其缓解工作压力的渠道更多，更易提升自评健康水平。根据补偿性互联网使用理论，女性面临的工作家庭冲突所带来的压力导致女性产生焦虑情绪，促使女性使用互联网进行健康信息的搜寻（夏佳贝等，2020）。互联网使用有利于帮助女性建立弱关系与维持强关系，扩展个人社交关系网络规模（边燕杰和雷鸣，2017），规模更大的社交关系网络意味着更多的社会支持和情感慰藉，用以缓解工作生活中压力事件带来的紧张感（王元超和王夏雨，2022），促进女性的身心健康。在“健康投资→工作压力”的链式中介效应中，本文认为，体育活动能够缓解女性的焦虑和抑郁情绪（McMahon 等，2017），减轻工作压力，促进幸福感的提升，提

高自尊和自信 (Plante 和 Rodin, 1990)。这是因为有氧运动能够刺激大脑产生让人感觉良好的内啡肽和内源性大麻素 (刘映海和郭燕兰, 2022), 有助于调节女性的心情, 从而缓解工作压力, 促进女性的自评健康水平。

5.2 互联网使用对情绪影响的机制分析

5.2.1 依次递归三步法

互联网使用与女性情绪的中介效应检验三步法如表 5.3 所示。

第一步与基准回归模型结果相一致, 为因变量情绪对核心自变量互联网使用、控制变量进行回归。结果显示, 核心自变量互联网使用频率每增加 1%, 出现不良情绪的频率情绪减少 10.9%。因此, 互联网使用显著提升女性情绪水平, 假设 1 仍成立。第二步为中介变量健康投资和工作压力分别对核心自变量互联网使用与控制变量进行回归。因中介变量健康投资和工作压力均为离散有序变量, 采用 OProbit 模型进行回归。结果显示, 互联网使用在 0.001 的统计水平上显著促进健康投资, 在 0.05 的统计水平上显著缓解工作压力, 即互联网使用频率越高, 健康投资越高, 工作压力越小。因此, 核心自变量与中介变量健康投资和工作压力呈显著正相关关系。第三步为因变量情绪对核心自变量互联网使用、中介变量健康投资、工作压力以及控制变量进行 OProbit 回归。结果显示, 依次加入中介变量健康投资、工作压力、健康投资和工作压力后, 互联网使用促进女性情绪的显著性消失。因此, 互联网使用通过提高健康投资、减轻工作压力的途径提升女性情绪; 同时, 互联网使用还直接显著作用于女性情绪。假设 3 得以验证。

表 5.3 互联网使用与女性情绪影响机制的三步法检验

解释变量	第一步	第二步		第三步		
	情绪	健康投资	工作压力	情绪		
互联网使用	0.109* (0.038)	0.322*** (0.092)	0.105* (0.045)	0.078 (0.044)	0.069 (0.044)	0.066 (0.044)
健康投资				0.013* (0.006)		0.010 (0.006)
工作压力					0.173*** (0.013)	0.173*** (0.013)
年龄	-0.004 (0.002)	0.034*** (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
婚姻状况	0.187*** (0.043)	-0.240* (0.110)	0.119* (0.053)	0.190*** (0.054)	0.171** (0.054)	0.174** (0.054)

表 5.3 (续) 互联网使用与女性情绪影响机制的三步法检验

户籍	-0.078 (0.042)	0.336*** (0.086)	0.111** (0.042)	-0.081 (0.042)	-0.103* (0.043)	-0.105* (0.043)
受教育年限	0.025*** (0.005)	0.094*** (0.010)	0.050*** (0.005)	0.024*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.016** (0.005)
上年收入对数	0.014** (0.007)	0.016 (0.014)	0.007 (0.007)	0.013* (0.006)	0.013* (0.007)	0.013* (0.007)
周工作时长	-0.001 (0.001)	-0.004* (0.002)	-0.008*** (0.009)	-0.002 (0.001)	0.013 (0.007)	0.001 (0.001)
医疗保险	0.095 (0.058)	0.319* (0.123)	0.057 (0.059)	0.091 (0.058)	0.085 (0.059)	0.081 (0.059)
样本量	6661	6661	6661	6661	6661	6661
LRchi2/F-统计值	77.065***	41.49***	59.16***	81.23***	265.78***	267.73***
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.008	0.046	0.065	0.009	0.028	0.028

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

5.2.2 Bootstrap 检验

本部分使用 Bootstrap 法对互联网使用与女性情绪影响机制进行中介效应检验，重复抽样 5000 次，并汇报 95%的置信区间（见表 5.4）。

表 5.4 互联网使用与女性情绪影响机制的 Bootstrap 检验

效应	路径	效应值	Boot 标准误	效果量	95%置信区间	
					下限	上限
直接效应		0.025	0.022	76%	-0.018	0.068
中介效应	互联网使用→健康投资→情绪	0.001	0.001	3%	0.000	0.003
	互联网使用→健康投资→工作压力 →情绪	0.001	0.000	3%	0.000	0.001
	互联网使用→工作压力→情绪	0.007	0.004	21%	0.000	0.015
总中介效应		0.009	0.004	27%	0.002	0.016
总效应		0.033	0.022	100%	-0.010	0.077

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

结果显示，“互联网使用→健康投资→情绪”的效应系数为 0.001，95%的置信区间为[0.000, 0.003]，“互联网使用→健康投资→工作压力→情绪”的效应系数为 0.001，95%的置信区间为[0.000, 0.001]，“互联网使用→工作压力→情绪”的效应系数为 0.007，

95%的置信区间为[0.000, 0.015]。以上置信区间均不包括 0，因此在互联网使用对情绪的影响机制中，存在“健康资本”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应，中介效应占比分别是 3%，3%和 21%。由此可见，工作压力是互联网使用影响女性情绪的一条关键路径，互联网使用频率更高的女性，其缓解工作压力的渠道更多，更易提升女性情绪。影响路径的详细阐述同 5.1.2 对应部分。

5.3 互联网使用对身体疼痛影响的机制分析

5.3.1 依次递归三步法

互联网使用与女性身体疼痛的中介效应检验三步法如表 5.5 所示。

第一步与基准回归模型结果相一致，为因变量自评健康对核心自变量互联网使用、控制变量进行回归。结果显示，核心自变量互联网使用每增加 1 个单位，身体疼痛的频率降低 12.4%。因此，互联网使用显著减少女性身体疼痛的频率。假设 1 仍成立。第二步为中介变量健康投资和工作压力分别对核心自变量互联网使用与控制变量进行回归。因中介变量健康投资和工作压力均为离散有序变量，均采用 OProbit 模型进行回归。结果显示，互联网使用在 0.001 的统计水平上显著促进健康投资，对缓解工作压力没有显著影响，即互联网使用频率越高，健康投资越大。因此，核心自变量与中介变量健康投资呈显著正相关关系。第三步为因变量身体疼痛对核心自变量互联网使用、健康投资、工作压力以及控制变量进行 OProbit 回归。结果显示，依次加入变量健康投资、工作压力、健康投资和工作压力后，方程（4）的系数 a 和方程（5）的系数 b 不同时显著，因此三步法检验中介效应不成立，继续进行 Bootstrap 检验。

表 5.5 互联网使用与 2016 年女性身体疼痛影响机制的三步法检验

解释变量	第一步		第二步		第三步	
	身体疼痛	健康投资	工作压力	身体疼痛	健康投资	工作压力
互联网使用	0.124** (0.048)	0.372** (0.109)	0.055 (0.055)	0.121* (0.048)	0.119* (0.048)	0.117* (0.048)
健康投资				0.009 (0.007)		0.006 (0.007)
工作压力					0.179*** (0.014)	0.179*** (0.014)
年龄	-0.025*** (0.003)	0.034*** (0.006)	-0.010** (0.003)	-0.025*** (0.003)	-0.024*** (0.003)	-0.024*** (0.003)

表 5.5 (续) 互联网使用与 2016 年女性身体疼痛影响机制的三步法检验

婚姻状况	0.280*** (0.063)	-0.507*** (0.140)	0.143* (0.071)	0.284*** (0.063)	0.260*** (0.063)	0.262*** (0.063)
户籍	-0.025 (0.050)	0.191+ (0.113)	0.113* (0.057)	-0.026 (0.050)	-0.049 (0.051)	-0.050 (0.051)
受教育年限	0.028*** (0.006)	0.086*** (0.013)	0.041*** (0.007)	0.027*** (0.006)	0.021*** (0.006)	0.020*** (0.006)
上年收入对数	0.003 (0.009)	0.006 (0.018)	-0.001 (0.009)	0.003 (0.008)	0.003 (0.008)	0.003 (0.008)
周工作时长	-0.002* (0.001)	-0.004+ (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
医疗保险	-0.001 (0.065)	0.392** (0.148)	0.083 (0.075)	-0.004 (0.065)	-0.017 (0.066)	-0.019 (0.066)
样本量	3842	3842	3842	3842	3842	3842
LRchi2/F-统计值	215.50***	23.28***	22.95***	217.01***	372.59***	373.18***
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.023	0.046	0.044	0.024	0.040	0.041

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

5.3.2 Bootstrap 检验

本部分使用 Bootstrap 法对互联网使用与女性身体疼痛影响机制进行中介效应检验，重复抽样 5000 次，并汇报 95%的置信区间（见表 5.6）。

表 5.6 互联网使用与 2016 年女性身体疼痛影响机制的 Bootstrap 检验

效应	路径	效应值	Boot 标准误	效果量	95%置信区间	
					下限	上限
直接效应		0.102	0.036	92%	0.031	0.173
中介效应	互联网使用→健康投资→身体疼痛	0.001	0.002	1%	-0.002	0.004
	互联网使用→健康投资→工作压力 →身体疼痛	0.001	0.000	1%	0.000	0.002
	互联网使用→工作压力→身体疼痛	0.007	0.008	6%	-0.008	0.022
总中介效应		0.009	0.008	8%	-0.007	0.024
总效应		0.111	0.037	100%	0.038	0.184

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

结果显示，“互联网使用→健康投资→工作压力→身体疼痛”的效应系数为 0.001，95%的置信区间为[0.000, 0.002]，置信区间不包括 0，因此互联网使用对女性身体疼痛的影响存在“健康投资→工作压力”的链式中介效应。影响路径的详细阐述同 5.1.2 对

应部分。

5.4 互联网使用对病伤影响的机制分析

5.4.1 依次递归三步法

互联网使用与女性病伤的中介效应检验三步法如表 5.7 所示。

第一步与基准回归模型结果相一致，为因变量病伤对核心自变量互联网使用、控制变量进行回归。结果显示，核心自变量互联网使用与病伤之间不存在显著影响。第二步为中介变量健康投资和工作压力分别对核心自变量互联网使用与控制变量进行回归。因中介变量健康投资和工作压力均为离散有序变量，均采用 OProbit 模型进行回归。结果显示，互联网使用在 0.001 的统计水平上显著促进健康投资，在 0.05 统计水平上显著缓解工作压力，即互联网使用频率越高，健康投资越高，工作压力越小。因此，核心自变量与健康投资和工作压力均呈显著正相关关系。第三步为因变量病伤对核心自变量互联网使用、健康投资、工作压力以及控制变量进行 Oprobit 回归。结果显示，依次加入中介变量健康投资、工作压力、健康投资和工作压力后，互联网使用对女性病伤依旧无显著影响。表明用三步法检验互联网使用对女性病伤的影响机制不存在中介效应，也不存在其他的间接效应，因此继续使用 Bootstrap 法进行检验。

表 5.7 互联网使用与女性病伤影响机制的三步法检验

解释变量	第一步		第二步		第三步	
	病伤	健康投资	工作压力	病伤	健康投资	工作压力
互联网使用	0.042 (0.056)	0.322*** (0.092)	0.105* (0.045)	0.046 (0.056)	0.030 (0.056)	0.035 (0.056)
健康投资				-0.015* (0.007)		-0.017* (0.007)
工作压力					0.123*** (0.016)	0.124*** (0.016)
年龄	-0.004 (0.003)	0.034*** (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)
婚姻状况	0.067 (0.071)	-0.240* (0.110)	0.119* (0.053)	0.065 (0.071)	0.050 (0.072)	0.047 (0.072)
户籍	-0.027 (0.056)	0.336*** (0.086)	0.111** (0.042)	-0.022 (0.056)	-0.047 (0.056)	-0.041 (0.056)
受教育年限	0.025*** (0.006)	0.094*** (0.010)	0.050*** (0.005)	0.027*** (0.006)	0.019** (0.006)	0.021** (0.006)

表 5.7 (续) 互联网使用与女性病伤影响机制的三步法检验

上年收入对数	0.013 (0.008)	0.016 (0.014)	0.007 (0.007)	0.014 (0.008)	0.013 (0.008)	0.013 (0.006)
周工作时长	-0.001 (0.001)	-0.004* (0.002)	-0.008*** (0.009)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
医疗保险	0.053 (0.075)	0.319* (0.123)	0.057 (0.059)	0.056 (0.075)	0.045 (0.075)	0.049 (0.075)
样本量	6661	6661	6661	6661	6661	6661
LRchi2/F-统计值	46.62***	41.49***	59.16***	50.91***	105.32**	110.57***
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.011	0.046	0.065	0.011	0.024	0.025

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

5.4.2 Bootstrap 检验

本部分使用 Bootstrap 法对互联网使用与女性身体病伤影响机制进行中介效应检验，重复抽样 5000 次，并汇报 95%的置信区间（见表 5.8）。

表 5.8 互联网使用与女性病伤影响机制的 Bootstrap 检验

效应	路径	效应值	Boot 标准误	95%置信区间	
				下限	上限
直接效应		0.068	0.106	-0.139	0.276
中介效应	互联网使用→健康投资→病伤	-0.010	0.005	-0.022	-0.002
	互联网使用→健康投资→工作压力 →病伤	0.002	0.001	0.001	0.003
	互联网使用→工作压力→病伤	0.023	0.012	0.000	0.047
总中介效应		0.014	0.013	-0.011	0.040

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

结果显示，“互联网使用→健康投资→病伤”的效应系数为-0.010，95%的置信区间为[-0.022，-0.002]；“互联网使用→健康投资→工作压力→病伤”的效应系数为 0.002，95%置信区间为[0.001，0.003]；“互联网使用→工作压力→病伤”的效应系数为 0.023，95%的置信区间为[0.000，0.047]。以上置信区间均不包括 0，因此互联网对女性病伤的影响存在“健康投资”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。影响路径的详细阐述同 5.1.2 对应部分。

5.5 互联网使用对住院影响的机制分析

5.5.1 依次递归三步法

互联网使用与女性住院的中介效应检验三步法如表 5.9 所示。

第一步与基准回归模型结果相一致，为因变量情绪对核心自变量互联网使用、控制变量进行回归。结果显示，核心自变量互联网使用频率每增加 1%，女性住院概率减少 22.3%。第二步为中介变量健康投资和工作压力分别对核心自变量互联网使用与控制变量进行回归。因中介变量健康投资和工作压力均为离散有序变量，采用 OProbit 模型进行回归。结果显示，互联网使用在 0.001 的统计水平上显著促进健康投资，在 0.05 的统计水平上显著缓解工作压力，即互联网使用频率越高，健康投资越高，工作压力越小。因此，核心自变量与中介变量健康投资和工作压力呈显著正相关关系。第三步为因变量住院对核心自变量互联网使用、中介变量健康投资、工作压力以及控制变量进行 OProbit 回归。结果显示，依次加入中介变量健康投资、工作压力、健康投资和工作压力后，互联网使用对女性住院的显著性消失。因此，互联网使用通过提高健康投资、减轻工作压力的途径减少女性住院的频率；同时，互联网使用还直接显著作用于女性住院。假设 3 得以验证。

表 5.9 互联网使用与女性住院影响机制的三步法检验

解释变量	第一步	第二步		第三步		
	住院	健康投资	工作压力	住院		
互联网使用	0.223*** (0.043)	0.322*** (0.092)	0.105* (0.045)	0.096 (0.061)	0.084 (0.061)	0.087 (0.061)
健康投资				-0.006 (0.008)		-0.008 (0.008)
工作压力					0.126*** (0.018)	0.127*** (0.018)
年龄	0.009*** (0.002)	0.034*** (0.005)	-0.008*** (0.002)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
婚姻状况	0.081 (0.062)	-0.240* (0.110)	0.119* (0.053)	-0.309*** (0.088)	-0.320*** (0.089)	-0.322*** (0.089)
户籍	-0.106 (0.049)	0.336*** (0.086)	0.111** (0.042)	0.036 (0.062)	0.015 (0.063)	0.019 (0.063)
受教育年限	-0.020 (0.005)	0.094*** (0.010)	0.050*** (0.005)	0.011 (0.007)	0.004 (0.007)	0.005 (0.007)
上年收入对数	-0.026*** (0.006)	0.016 (0.014)	0.007 (0.007)	0.016 (0.009)	0.015 (0.009)	0.015 (0.009)

表 5.9 (续) 互联网使用与女性住院影响机制的三步法检验

周工作时长	0.000 (0.001)	-0.004* (0.002)	-0.008*** (0.009)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
医疗保险	0.178* (0.072)	0.319* (0.123)	0.057 (0.059)	-0.087 (0.089)	-0.092 (0.090)	-0.089 (0.090)
样本量	6661	6661	6661	6661	6661	6661
LRchi2/F-统计值	100.803***	41.49***	59.16***	40.98***	90.72***	91.55***
Pseudo-R ² /Adj-R ²	0.016	0.046	0.065	0.012	0.026	0.026

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

5.5.2 Bootstrap 检验

本部分使用 Bootstrap 法对互联网使用与女性身体住院影响机制进行中介效应检验，重复抽样 5000 次，并汇报 95%的置信区间（见表 5.10）。

表 5.10 互联网使用与女性住院影响机制的 Bootstrap 检验

效应	路径	效应值	Boot 标准误	95%置信区间	
				下限	上限
直接效应		0.171	0.121	-0.067	0.409
中介效应	互联网使用→健康投资→住院	-0.005	0.005	-0.018	0.003
	互联网使用→健康投资→工作压力 →住院	0.002	0.001	0.001	0.004
	互联网使用→工作压力→住院	0.025	0.013	0.002	0.053
总中介效应		0.021	0.014	-0.004	0.050

数据来源：2016 年、2018 年中国劳动力动态调查问卷数据。

结果显示，“互联网使用→健康投资→工作压力→住院”的效应系数为 0.002，95%的置信区间为[0.001, 0.004]；“互联网使用→工作压力→住院”的效应系数为 0.025，95%置信区间为[0.002, 0.053]。这两个置信区间均不包括 0，因此互联网对女性住院的影响存在“工作压力”的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。具体而言，“工作压力”和“健康投资→工作压力”都是互联网影响女性住院的关键路径，女性运动的频率越高，更容易缓解工作压力，从而降低女性住院的概率。影响路径的详细阐述同 5.1.2 对应部分。

5.6 讨论

本章通过对比依次递归三步法和 Bootstrap 法进行中介效应检验的结果,发现三步法进行中介效应检验时,对于因变量“身体疼痛”来说,方程(4)的系数 a 和方程(5)的系数 b 不同时显著,对于因变量“病伤”来说,方程(3)中的 c 不显著,三步法检验的第一步未通过,因此用依次递归三步法检验互联网使用对女性身体疼痛和病伤的中介效应不成立,需要进行 Bootstrap 检验。而 Bootstrap 检验不需要考虑 c 是否显著,也不用考虑 a 和 b 是否同时显著,只需要判断 0 是否在 ab 的置信区间之内即可。通过 Bootstrap 检验发现,互联网使用对女性身体疼痛的影响存在“健康投资→工作压力”的链式中介效应,对女性病伤的影响存在“健康投资”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。由此可见,Bootstrap 检验弥补了依次递归三步法存在的漏洞,揭示了更深层次的因果机制(温忠麟等,2022)。

5.7 本章小结

本章为互联网使用对女性自评健康、情绪、身体疼痛、病伤和是否住院的影响机制分析。分别采用依次递归三步法和 Bootstrap 检验两种方法进行健康投资和工作压力的中介效应检验。结果显示,健康投资和工作压力对女性自评健康、情绪、身体疼痛病伤和住院均具有中介效应,但影响路径略有不同。

就自评健康而言,健康投资和工作压力的中介效应均通过了三步法检验,不论是把健康投资和工作压力单独放入回归模型还是同时放入回归模型中,健康投资和工作压力均显示部分中介效应;在 Bootstrap 法检验中,互联网使用对自评健康的影响机制存在“健康投资”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。

就情绪而言,健康投资和工作压力的中介效应均通过了三步法检验,不论是把健康投资和工作压力单独放入回归模型还是同时放入回归模型中,健康投资和工作压力均显示完全中介效应;在 Bootstrap 法检验中,互联网使用对情绪的影响机制存在“健康投资”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。

就身体疼痛而言,三步法未能检验出中介效应或其他间接效应的存在,但是在 Bootstrap 检验中,互联网使用对女性身体疼痛的影响存在“健康投资→工作压力”的链式中介效应。

就病伤而言，三步法未能检验出中介效应或其他间接效应的存在，但是在 Bootstrap 检验中，互联网对女性病伤的影响存在“健康投资”和“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。

就住院而言，健康投资和工作压力的中介效应均通过了三步法检验，不论是把健康投资和工作压力单独放入回归模型还是同时放入回归模型中，健康投资和工作压力均显示完全中介效应；在 Bootstrap 检验中，互联网对女性住院的影响存在“工作压力”单独的中介效应以及“健康投资→工作压力”的链式中介效应。

6 结论、启示与展望

6.1 研究结论

本文采用 2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据，考察了互联网使用对女性健康的影响，探讨了该影响在不同年龄、户籍、区域、工作时长和年份的异质性以及影响机制。研究发现，互联网使用对女性自评健康、情绪和身体疼痛均存在显著的直接影响，但对病伤是否住院的直接影响不显著，该结果通过了 OProbit 模型边际效应和稳健性检验。在异质性方面，互联网使用显著促进低年龄段女性的自评健康水平、减少不良情绪和身体疼痛的频率，显著促进高年龄段女性的自评健康，并减少其住院频率；对农村女性自评健康的促进作用较城市女性更强，且对农村女性情绪、身体疼痛和是否住院都起到了显著的正向影响；对东部地区和中部地区女性健康的影响范围更大，对中部地区女性健康的影响程度更深；互联网使用在促进自评健康和情绪方面对超时工作女性更显著，在降低身体疼痛和住院的频率方面对正常工作女性效果更显著；对 2018 年女性健康各指标均产生显著促进作用，且较 2016 年女性健康的促进作用更强。表明随着互联网的发展和普及，互联网使用对女性劳动力健康的影响日益显著。在影响机制上，分别采用依次递归三步法和 Bootstrap 检验两种方法进行健康投资和工作压力的中介效应检验。结果显示，就自评健康、情绪和住院而言，健康投资和工作压力均产生显著的中介效应，且均通过了 Bootstrap 检验，都存在“健康投资→工作压力”这一链式中介效应；就身体疼痛和病伤而言，虽然使用三步法检验健康投资和工作压力的中介效应均未通过，但在 Bootstrap 检验中存在“互联网使用→健康投资→工作压力→病伤”的链式中介效应。

本文的研究贡献在于，揭示了互联网使用有助于提升女性不同层次的健康状况：自评健康（主观）、情绪（主观）、身体疼痛（主观）、病伤（客观）和是否住院（客观），及其内在机制。本研究与已有研究（赵颖智和李星颖，2020）的相同之处是，两者均发现了互联网使用对健康的积极作用，但不同的是，后者主要侧重于研究互联网使用对自评健康的影响，而本研究将研究范围扩展到情绪、身体疼痛、病伤和是否住院。本文与杨克文和何欢（2020）相比，二者均考察了主观健康和客观健康，但后者针对一般城乡居民，揭示了收入水平与锻炼在互联网使用与健康之间的中介机制，而本文则针对城乡女性劳动力群体，揭示的是锻炼身体和工作压力的中介作用。

6.2 政策启示

基于上述研究,本文在互联网使用促进女性劳动力健康方面提出以下三点政策启示:

第一,加强互联网健康信息平台的构建。本研究发现,互联网使用能够有效提高女性劳动力健康水平。由于女性自身的性格特性,容易受到外界的影响。互联网作为信息传播平台,在“互联网+”高速发展阶段,其传播的负面内容会对女性的思想和心理造成严重影响,引起女性焦虑从而增加女性产生心理问题的概率。因此,营造积极健康的网络环境,传播健康知识,有助于促进包括女性劳动力在内的全民身心健康。

第二,提高互联网普及率,缩小互联网使用的城乡、年龄和区域差距,消除数字鸿沟。本研究发现,互联网使用对农村、低龄、中东部地区女性健康的促进作用更强。根据《第49次中国互联网络发展状况统计报告》和本文的描述性统计可以看出,我国农村的互联网普及率较城市依然不足。针对女性劳动力在互联网使用的城乡、地区和年龄差异,把政策着力点向农村、西部地区和高龄女性劳动力倾斜,使这些地方女性劳动力平等享有数字科技成果。

第三,对于互联网技术深度嵌入的公司,构建有利于缓解工作压力的资源。本研究发现,互联网使用能够有效缓解女性工作压力,进而促进女性健康水平。在互联网+时代,积极探索女性劳动力新的就业模式,及时补充修订灵活用工和新业态的特殊工时制度,建立分级管理制度,设立投诉和反馈机制。对夜班工作的女性劳动力实行轮休制,并给予营养补偿和健康知识培训,切实保护女性的合法权益。

6.3 展望

本文通过理论梳理与一系列的实证检验,揭示了互联网使用对女性劳动力健康的影响。然而,本研究还存在不足之处:本文使用了2016年和2018年数据,且2018年为新增数据,并不是对2016年样本的追踪调查,因此无法反映出固定样本健康水平在这两年的变化趋势。但是,中国劳动力动态调查数据是大规模的抽样数据,具有一定的代表性和权威性,虽然两年样本不同,通过实证检验确实能够反映出各指标在这两年的整体变化趋势,因此具有一定的借鉴意义。

此外,本文还存在以下3点研究空间:(1)增加样本量,尽可能多采用几年的问卷数据加以支撑,以增加研究结果的可信度。(2)在变量选取方面,特别是在中介变量的选取上,可以多尝试其他的中介机制,丰富研究成果。同时,控制变量的选取也存在

一定的局限性。（3）根据研究需要，在当前问卷中没有体现的题项，还可通过问卷形式进一步调查。

参考文献

- [1] Azher M, Khan R B, Salim M, et al. The relationship between internet addiction and anxiety among students of University of Sargodha[J]. *International Journal of Humanities and Social Science*, 2014, 4 (1) : 288-293.
- [2] Billari F C, Giuntella O, Stella L. Broadband internet, digital temptations, and sleep[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2018, 153: 58-76.
- [3] Bandura A. *Social foundations of thought and action*[J]. Englewood Cliffs, NJ, 1986: 23-28.
- [4] Berger M, Wagner T H, Baker L C. Internet use and stigmatized illness[J]. *Social science & medicine*, 2005, 61 (8) : 1821-1827.
- [5] Cotten S R, Ford G, Ford S, et al. Internet use and depression among older adults[J]. *Computers in human behavior*, 2012, 28 (2) : 496-499.
- [6] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. *Journal of Political Economy*, 1972, 80 (2) : 223-255.
- [7] Kitazawa M, Yoshimura M, Murata M, et al. Associations between problematic Internet use and psychiatric symptoms among university students in Japan[J]. *Psychiatry and clinical neurosciences*, 2018, 72 (7) : 531-539.
- [8] Kardefelt-Winther D. A conceptual and methodological critique of internet addiction research : Towards a model of compensatory internet use[J]. *Computers in human behavior*, 2014, 31: 351-354.
- [9] Kearns A, Whitley E. Associations of internet access with social integration, wellbeing and physical activity among adults in deprived communities: Evidence from a household survey[J]. *BMC Public Health*, 2019, 19 (1) : 1-15.
- [10] Lazarus R S, Folkman S. *Stress, appraisal, and coping*[M]. Springer publishing company, 1984.
- [11] Lam S S M, Jivraj S, Scholes S. Exploring the relationship between internet use and mental health among older adults in England: longitudinal observational study[J]. *Journal of medical Internet research*, 2020, 22 (7) : e15683.

- [12] Lagoe C, Atkin D. Health anxiety in the digital age: An exploration of psychological determinants of online health information seeking[J]. *Computers in Human Behavior*, 2015, 52: 484-491.
- [13] McGonagle A K, Fisher G G, Barnes-Farrell J L, et al. Individual and work factors related to perceived work ability and labor force outcomes[J]. *Journal of Applied Psychology*, 2015, 100 (2) : 376-398.
- [14] McMahon E M, Corcoran P, O'Regan G, et al. Physical activity in European adolescents and associations with anxiety, depression and well-being[J]. *European child & adolescent psychiatry*, 2017, 26: 111-122.
- [15] Manafo E, Wong S. Exploring older adults' health information seeking behaviors[J]. *Journal of nutrition education and behavior*, 2012, 44 (1) : 85-89.
- [16] Minto C, Bauce B, Calore C, et al. Is Internet use associated with anxiety in patients with and at risk for cardiomyopathy? [J]. *American heart journal*, 2015, 170 (1) : 87-95.
- [17] Pandey S K, Hart J J, Tiwary S. Women's health and the internet: understanding emerging trends and implications[J]. *Social science & medicine*, 2003, 56 (1) : 179-191.
- [18] Plante T G, Rodin J. Physical fitness and enhanced psychological health[J]. *Current psychology*, 1990, 9: 3-24.
- [19] Powell J, Clarke A. Internet information-seeking in mental health: population survey[J]. *The British Journal of Psychiatry*, 2006, 189 (3) : 273-277.
- [20] Preacher K J, Hayes A F. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J]. *Behavior research methods*, 2008, 40 (3) : 879-891.
- [21] Renahy E, Parizot I, Chauvin P. Health information seeking on the Internet: a double divide? Results from a representative survey in the Paris metropolitan area, France, 2005–2006[J]. *BMC Public Health*, 2008, 8 (1) : 1-10.
- [22] Singh K, Brown R J. Health-related Internet habits and health anxiety in university students[J]. *Anxiety, Stress, & Coping*, 2014, 27 (5) : 542-554.
- [23] Smith G R, Williamson G M, Miller L S, et al. Depression and quality of informal care: a longitudinal investigation of caregiving stressors[J]. *Psychology and aging*, 2011, 26 (3) : 584.

- [24] Tsai I H, Graves D E, Lai C H, et al. Association of internet use and depression among the spinal cord injury population[J]. Archives of physical medicine and rehabilitation, 2014, 95 (2) : 236-243.
- [25] Wang J, Liang C, Li K. Impact of internet use on elderly health: empirical study based on Chinese general social survey (CGSS) data[J].Healthcare, 2020 (4) : 482.
- [26] Wangberg S C, Andreassen H K, Prokosch H U, et al. Relations between Internet use, socio-economic status (SES), social support and subjective health[J]. Health promotion international, 2008, 23 (1) : 70-77.
- [27] 边燕杰, 雷鸣.虚实之间: 社会资本从虚拟空间到实体空间的转换[J].吉林大学社会科学学报, 2017, 57 (3) : 81-91+205-206.
- [28] 陈培彬, 朱朝枝.互联网使用、社会资本与农户健康[J].统计与信息论坛, 2022, 37 (4) : 99-109.
- [29] 陈亮, 李莹.互联网使用对居民健康的影响路径研究[J].财经问题研究, 2020 (7) : 86-93.
- [30] 戴璟, 龚钰雯, 张雪, 陈玉花, 何云渝.互联网信息环境对居民健康素养的影响[J].中国卫生统计, 2021, 38 (6) : 879-883+888.
- [31] 范从波, 温勇.互联网使用对中老年人健康的影响研究[J/OL].西北人口: 1-13[2023-03-12].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/62.1019.C.20230222.1652.002.html>.
- [32] 冯苑, 聂长飞.中国共同富裕的时空演进、区域差异及收敛性研究[J].经济与管理研究, 2022, 43 (12) : 65-84.
- [33] 郭静, 徐艺珊, 陈诗璐, 朱琳.互联网使用对老年人孤独感的影响研究——年龄的调节作用[J].中国卫生政策研究, 2021, 14 (8) : 29-36.
- [34] 甘怡群.中介效应研究的新趋势——研究设计和数据统计方法[J].中国心理卫生杂志, 2014, 28 (8) : 584-585.
- [35] 高雪原, 张志朋, 钱智超, 谢宝国, 闻效仪.零工工作者工作压力: 形成机理与量表开发 [J/OL]. 南开管理评论 : 1-20[2023-03-13].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20221020.1204.002.html>
- [36] 辜胜阻, 曹冬梅, 李睿.让“互联网+”行动计划引领新一轮创业浪潮[J].科学学研究, 2016, 34 (2) : 161-165+278.
- [37] 黄国武, 邵小风, 涂伟.共同富裕背景下劳动者 8 小时工作制的思辨: 守正与创新[J].社会保障研究, 2021 (5) : 26-38.

- [38] 郝喜玲, 陈焯, 杜晶晶等. 社会成本、失败恐惧与创业努力[J]. 外国经济与管理, 2022, 44 (7) : 3-15.
- [39] 胡艳, 张安伟. 人力资本如何增强城市经济韧性[J]. 财经科学, 2022 (8) : 121-134.
- [40] 姜福斌, 王震. 压力认知评价理论在管理心理学中的应用: 场景、方式与迷思[J]. 心理科学进展, 2022, 30 (12) : 2825-2845.
- [41] 李永春, 刘天子. 人力资本理论的发展及其公共教育政策的呈现[J]. 教育与经济, 2022, 38 (3) : 73-80.
- [42] 李海舰, 田跃新, 李文杰. 互联网思维与传统企业再造[J]. 中国工业经济, 2014 (10) : 135-146.
- [43] 李志光, 贾仓仓. 互联网使用对中老年人心理健康的影响: 异质性特征与作用机制检验[J]. 江苏社会科学, 2021 (6) : 72-79.
- [44] 刘杰, 郭超. 移动互联网应用程序 (APP) 使用对老年人身心健康的影响——以微信、微信朋友圈和手机支付的使用为例[J]. 人口与发展, 2021, 27 (6) : 117-128.
- [45] 陆杰华, 汪斌. 居民互联网使用对其自评健康影响机制探究——基于 2016 年中国家庭追踪调查数据[J]. 中山大学学报 (社会科学版), 2020, 60 (3) : 117-127.
- [46] 卢艳秋, 赵彬, 阳卓君. 挑战性压力源对员工失败学习的影响机制研究——二元工作激情的中介作用 [J/OL]. 科技进步与对策 : 1-10[2022-12-20]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20220825.1532.010.html>
- [47] 李三希, 王泰茗, 武琦璠. 数字经济的信息摩擦: 信息经济学视角的分析[J]. 北京交通大学学报 (社会科学版), 2021, 20 (4) : 12-22.
- [48] 李静雅. 已育一孩职业女性的二孩生育压力研究——基于心理学压力源理论模式的分析[J]. 南方人口, 2018, 33 (3) : 43-55.
- [49] 刘涛, 陈晓, 廖建桥. 建设性批评和破坏性批评对个体心理健康影响的实验研究[J]. 中国人力资源开发, 2017, 373 (7) : 59-71.
- [50] 刘映海, 郭燕兰. 锻炼心理学视角下青少年心理健康的身体活动研究进展[J]. 湖南师范大学教育科学学报, 2022, 21 (3) : 115-122.
- [51] 吕文慧, 段鹏, 周洁如等. 我国城乡居民健康投资现状的差异及对策研究[J]. 现代管理科学, 2021, 331 (8) : 35-45.
- [52] 戚聿东, 刘翠花. 数字经济背景下流动人口工时健康差异问题研究[J]. 中国人口科学, 2021 (1) : 50-63+127.

- [53] 宋小康, 赵宇翔, 朱庆华.在线健康信息替代搜寻影响因素研究: 基于健康信念模型和社会支持理论[J].图书情报工作, 2022, 66 (2): 45-56.
- [54] 宋萌, 胡鹤颜, 王震.绩效压力对员工幸福感的“双刃剑”效应[J].管理工程学报, 2022, 36 (6): 68-79.
- [55] 石智雷, 吴志明.早年不幸对健康不平等的长远影响: 生命历程与双重累积劣势[J].社会学研究, 2018, 33 (3): 166-192+245-246.
- [56] 汪连杰.互联网使用对老年人身心健康的影响机制研究——基于 CGSS (2013) 数据的实证分析[J].现代经济探讨, 2018 (4): 101-108.
- [57] 王元超, 王夏雨.互联网对个人健康的积极影响及其形成机制: 社会关系网络的作用[J].华东理工大学学报(社会科学版), 2022, 37 (1): 66-80.
- [58] 王世强, 郭凯林, 吕万刚.互联网使用会促进我国老年人体育锻炼吗? ——基于 CGSS 数据的实证分析[J].体育学研究, 2021, 35 (5): 62-70.
- [59] 王宇.智能手机使用对老年人主观健康的影响研究——基于 2016 年中国老年社会追踪调查 (CLASS) 数据[J].人口与发展, 2020, 26 (6): 65-75+112.
- [60] 温忠麟, 叶宝娟.中介效应分析: 方法和模型发展[J].心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [61] 温忠麟, 方杰, 谢晋艳, 欧阳劲樱.国内中介效应的方法学研究[J].心理科学进展, 2022, 30 (8): 1692-1702.
- [62] 吴愈晓, 王鹏, 黄超.家庭庇护、体制庇护与工作家庭冲突——中国城镇女性的就业状态与主观幸福感[J].社会学研究, 2015, 30 (6): 122-144+244-245.
- [63] 吴燕华, 李金昌, 刘波.家庭老年照料对女性非正规就业的影响效应研究[J].商业经济与管理, 2018 (3): 47-57+86.
- [64] 夏佳贝, 邓朝华, 吴泰来.职业女性网络健康信息搜寻行为影响因素及社会支持的调节效应研究[J].图书情报工作, 2020, 64 (23): 53-62.
- [65] 徐延辉, 赖东鹏.互联网使用、风险感知与城市居民的健康研究[J].中共中央党校(国家行政学院)学报, 2021, 25 (1): 100-110.
- [66] 杨凡, 黄映娇, 王富百慧.中国老年人的体育锻炼和社会参与: 健康促进与网络拓展[J].人口研究, 2021, 45 (3): 97-113.
- [67] 杨克文, 何欢.互联网使用对居民健康的影响——基于 2016 年中国劳动力动态调查数据的研究[J].南开经济研究, 2020 (3): 182-203.

- [68] 杨妮超, 顾海.互联网使用、非正式社会支持与农民健康——基于中国家庭追踪调查数据[J].农村经济, 2020 (3): 127-135.
- [69] 杨伟松, 关朝阳, 吴珂.体育锻炼对老年人主观健康的影响[J].中国健康心理学杂志, 2022, 30 (8): 1121-1127.
- [70] 张珺, 阿如汗, 吴翔.空巢老人抑郁症状与代际支持和互联网使用的关系[J].中国心理卫生杂志, 2021, 35 (10): 838-843.
- [71] 张抗私, 刘翠花, 丁述磊.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[J].劳动经济研究, 2018, 6 (1): 107-127.
- [72] 周孝, 冯中越, 孙珊.个人健康投资能促进就业吗? ——基于 CHNS 的实证分析[J].人口学刊, 2015, 37 (2): 87-101.
- [73] 赵建国, 刘子琼.互联网使用对老年人健康的影响[J].中国人口科学, 2020 (5): 14-26+126.
- [74] 赵颖智, 李星颖.互联网使用对个体健康的影响——基于中国家庭追踪调查数据的实证分析[J].江汉论坛, 2020 (5): 139-144.
- [75] 郑元男.体育锻炼对老年人的主观幸福感有影响吗? ——关于中国老年休闲体育参与者的实证研究[J].中国体育科技, 2019, 55 (10): 32-40.
- [76] 赵欣, 赵琳, 吴婷玉, 张之光.知识型社区中搜寻者转变为贡献者的多重中介机制研究[J].现代情报, 2022, 42 (7): 81-91.

后 记

回顾研究生三年的学术生涯，我收获颇多。在毕业论文预答辩时，各位老师对我的文章提出了很多潜在的问题，在修改的过程中，我深刻认识到评审老师的眼光都非常的精准，我为能够发现自己论文中的不足而暗自窃喜。可能我的文章还不够完美，但我发现了自己在学术研究中容易犯的错误和今后努力的方向，这对我以后的科研生涯有很强的借鉴意义。接下来，我想表达在研究生三年中对各位老师和同学们的感激之情。

首先，要感谢的是我的恩师陈冲老师。特别幸运能够加入陈老师的师门，师门气氛和谐友爱，师兄师姐们也都很主动为师弟妹们提供学习和生活上的帮助。陈冲老师对待学生十分和蔼可亲，对我们来说棘手的事情在他看来都不成问题，在无形之中为我们减轻了压力和心理负担。在学习上，从研一开始就每周带领我们阅读文献，由量变到质变，这也为我小论文和学位论文的顺利完成打下了坚实的基础。此外陈老师带领我们做课题，在搜集数据和撰写文字的过程中也锻炼了我们的学术技能。除了学术上的悉心指导，陈老师还会介绍兰州的美食和景点，鼓励我们多出去走走，找到学习和生活的平衡。X老师年轻有为，在对老师敬佩和感恩的同时也激励着我，做事情要脚踏实地，认真负责，积极主动，人生不设限。

其次，要感谢我的爸爸妈妈，正是爸爸妈妈的一路支持和陪伴，我才能心无旁骛地继续学业，并且在学习的道路上越走越远。爸爸妈妈最看重我的身体健康，希望我早睡早起，锻炼身体，才能增强自身的健康人力资本，为学习和生活助力。因此我把晨跑列入日常计划中，此外还有瑜伽、游泳、打羽毛球和踢毽子。丰富的课外运动在强身健体的同时也增强了我的意志力和毅力，让我更加坚强地面对学习和生活中的困难。

然后，我要感谢张存刚老师、刘建国老师、杨迎军老师、王必达老师、杨志龙老师、何业嘉老师、赵桂婷老师、王立冬老师等任课老师们，还有研究生秘书郭燕老师、任谦老师。任课老师深厚的学术功底和对科研的追求使我深受鼓舞，立志要像各位老师一样，做任何事情都专心致志，目标坚定，勤勉刻苦。任老师为研究生工作付出了无数的时间和精力，十分辛苦，在此感谢任老师的辛勤付出。

最后，我要感谢我的朋友们。首先是冯西晨同学，她热情开朗，为人真诚，积极向上。我们经常一起晨跑，交流最近读过的书和学习生活中的感悟，她是我难得一遇的知己，我们一起奋斗，互相鼓励和支持。此外，还要感谢我的同门李灿和冯琪源对我的鼓励和支持；感谢我的师兄孙永驰、刘达，师姐王星星对我生活上的关心和学习上的帮助；

感谢师妹刘云飞、张瑞瑾，师弟郭赛丰富我的课余生活；感谢我的室友焦闪闪、李灿和王惠，在我需要帮助的时候给予关心和陪伴。研究生生涯还遇到了很多有趣的朋友们，他们充实了我的生活，帮助我成长，每个人都是我生命中的财富。

我自小到本科都在家乡上学，兰州便是我的第二故乡。学习之余经常去黄河边的茶摊，一边喝着三炮台，一边吹着混合泥土气息和黄河水的晚风，十分惬意。除此之外，兰州的牛肉面、放哈奶茶、大自然烤肉、领头羊都为我的生活增添了无数欢乐。每逢周六日，我常常约着好友在兰州市内晨跑，我们从学校跑到中山桥、白塔山、张掖路、西部花市、白马浪。我还没有离开兰州，就已经开始想念她了。感谢兰州，带给我这么多美好的回忆。