



互联网使用对流动人口健康状况的影响

杨胜利, 樊逸凡

河北大学经济学院, 河北 保定 071000

摘要:文章基于2016年和2018年中国劳动力动态调查(CLDS)数据,纳入8 186名劳动年龄流动人口样本,构建二元Logit回归模型,探讨互联网使用对流动人口健康状况的影响及作用机制。结果显示,互联网使用可以显著改善流动人口健康状况,尤其在中年龄组和低年龄组流动人口群体中更为显著;职业发展能力和就业满意度是互联网使用影响流动人口健康状况的重要机制。研究表明,应加强流动人口聚集区域互联网基础设施建设,完善线上技能培训体系,提升数字经济发展中流动人口的职业能力,实现健康与经济社会发展的良性互动。

关键词:互联网使用;流动人口;健康;职业发展能力;就业满意度

中图分类号:R195

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2025)06-600-008

doi:10.7655/NYDXBSSS250297

二十届中央财经委员会首次会议提出,“以人口高质量发展支撑中国式现代化”,而健康作为人的全面发展的必然要求,是促进流动人口高质量发展的基石,是提升城市化质量和促进城乡融合发展的内在要求^[1]。第七次全国人口普查数据显示,我国流动人口规模已达3.76亿人,较2010年增长69.73%,且经济型流动成为主流^[2]。流动人口为推动城市与经济发展做出巨大贡献,但同时也面临职业环境恶劣、社会支持网络缺失、健康资源获取不足等结构性挑战^[3],其健康损耗大^[4]且健康状况显著低于城市户籍人口^[5]。数智时代互联网深刻改变了人们的生活和工作方式。第56次《中国互联网络发展状况统计报告》显示,截至2025年7月,我国网民规模已达11.23亿,互联网普及率攀升至79.7%。党的二十届三中全会指出,“健全促进实体经济和数字经济深度融合制度,完善发展服务业体制机制”。互联网作为信息获取、社会融合与职业发展的新型工具,具有泛在性、即时响应和场景适应性等技术特征^[6],互联网普及使用以生活数字化方式深刻重构了流动群体工作方式、社会交往与知识获取的基本模式^[7],为提高流动人口的健康水平提供了新的技术路径。

既有研究对互联网使用的健康效果整体上存

在双重视角。一方面,认为互联网可缓解信息不对称,提升个体健康^[8];另一方面,认为数字鸿沟可能加剧不同群体的健康差距^[9]。综合来看,互联网对流动人口健康的影响利大于弊,但多集中分析某个特定流动群体或居民群体^[10],缺乏系统性探究新时期“以市民化为主要流迁目的”背景下,流动人口职业发展能力、互联网使用与健康状况的关系。为此,本文使用2016年和2018年中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey, CLDS)数据,探讨互联网使用对流动人口健康状况的影响。本文的边际贡献主要有:第一,论证了数字时代能否通过互联网使用促进流动人口健康;第二,深入探讨互联网使用对流动人口健康状况的影响机制,主要关注互联网如何通过提升职业发展能力和就业满意度来改善流动人口健康状况;第三,由于流动人口个体特征不同,运用互联网的能力不同,互联网使用对流动人口健康的影响存在异质性。

一、研究假设

(一) 互联网使用与流动人口健康

流动人口是指在一定时间长度内,跨越一定空间范围且没有发生相应户籍变动的人口^[11]。流动

基金项目:河北省社科基金“河北省城镇化高质量发展中流动人口职业健康的风险评估与保障机制”(HB22RK001)

收稿日期:2025-07-21

作者简介:杨胜利(1982—),男,河北沧州人,教授,博士生导师,研究方向为城乡融合与人口高质量发展,通信作者,Victor558@126.com。

行为的发生是基于内外部多种因素比较下做出的理性行为。有研究把我国的流动人口归纳为两类:经济型流动人口和社会型流动人口^[12],城市发展和生活需求等因素助推的流动人口主要为前者^[2]。流动人口健康是以流动人口为主体,包括生理、心理、社会三方面的健康过程^[13],综合反映个体主观身心状态与客观环境共同作用的结果^[14]。流动人口健康状况测度包括健康水平测度和健康影响因素分析^[5]。健康状况可从多角度评估,如健康生存质量、预期寿命、疾病患病率等^[15],此外自评健康也是健康状况研究的常用替代指标,特别是流动人口健康状况,自评健康在满足量化健康的基础上具有综合体现社会经济地位、医疗卫生状况以及个体生存条件等因素影响的优势^[16]。

流动人口健康的研究热点随着时间推移、社会环境变化以及相关问题出现而不断变化,随着我国全面进入大数据时代、人工智能时代,互联网使用成为流动人口工作、生活中普遍化的信息搜寻方式。互联网使用以直接和间接路径影响流动人口健康^[17],互联网使用情况能反映流动人口的数字健康素养、自我健康防护意识、与外界交流能力等^[18]。根据健康行为理论,个体的健康水平受到其健康知识、信念与行为的共同影响^[19],通过互联网使用进行健康信息搜寻,发生健康信息行为,并满足自身健康需求和减少对健康状况的不确定性^[20],帮助流动人口形成良好的健康管理行为。从信息不对称视角看,互联网有效降低了健康信息获取的门槛与成本,缓解了流动人口因户籍限制、社会网络资源有限、地域差异等所面临的信息劣势,一定程度上弥补了流动人口的健康信息鸿沟,从而有助于改善其身心健康状况。据此提出研究假设H1:互联网使用对流动人口健康状况具有显著正向影响。

(二)职业发展能力和就业满意度在互联网使用与流动人口健康之间起中介作用

劳动力集聚理论强调,人口与经济活动在空间上的集中能够产生显著的外部性效应,包括知识溢出、信息共享与技能匹配效率的提升。传统意义上,这种集聚效应依赖于物理空间的临近性,但在数字时代,互联网构建了虚拟集聚空间,打破了地理限制,使流动人口即使分散在不同区域,仍可通过在线平台实现劳动力集聚的网络效应。互联网使用促进了跨地域的职业信息交流、同行互动与技能模仿,形成“虚拟劳动力池”,从而增强个体在就业市场中的适应性与竞争力^[21]。个体通过教育、培训与经验积累形成的人力资本,不仅提升其经济回报,也对健康产生积极影响。互联网极大降低了人力资本投资的成本与门槛,流动人口可通过在线课程、职业技能培训平台、公开知识资源等途径,持续

进行非正式与正式学习,提升专业技能与通用能力。这种“数字赋能”机制尤其适用于流动性强、正规教育机会有限的群体,有助于弥补其因迁移所造成的人力资本断裂。此外,流动人口在流迁过程中对工作岗位的满意度也会显著影响其健康状况^[22],尤其是新就业形态等新型工作方式不断增多的今天,其可能带来的社会孤立感与职业孤立感增加了劳动者的心理负担,进而影响其身心健康^[23]。另外,新就业形态劳动者过度劳动也可能通过增加工作负荷、降低相对收入等方式,显著降低流动人口的工作满意度^[24]。劳动者对技能与工作匹配度的感知也是影响身心健康的重要因素,技能不匹配或未能充分发挥潜力均可能引发负面情绪,从而影响身心健康。据此提出研究假设H2:互联网通过提升流动人口职业发展能力和就业满意度,形成“互联网使用—职业发展能力提升—人力资本增强—健康促进”的良性循环。

二、资料和方法

(一)资料来源

本文数据源自中国劳动力动态调查2016年、2018年共两期数据,研究对象为城乡融合过程中以经济因素为主要驱动力的流动人口^[2]。为更清晰地反映互联网使用对流动人口健康水平的作用并探讨其职业发展能力提升的中介效应,在数据处理中筛选出流动人口中年龄16~64岁,处于就业状态的劳动年龄人口样本^[25],剔除异常值、缺失值和无效回答,共获得8 186个样本观测数据。

(二)变量描述

1. 被解释变量

本文的被解释变量为流动人口健康状况。自评健康包括了个体主观对自身过去、现在和未来的健康状况和疾病抵抗力的综合评价,这种评价能有效反映个体的健康状态,研究者也可以较好地评估劳动者在流动过程中健康迁移与健康损耗的程度^[21]。因此,选择流动人口自评健康作为其健康状况的衡量指标,并采用问卷中“对自己现在的健康状况评价”这一问题来反映流动人口的健康状况^[26],回答分为“非常不健康、不健康、一般、健康、非常健康”,由于样本中的回答存在类别分布不均的问题(“非常健康”与“健康”两类的合并占比显著高于其他三类:自评身体非常健康的个体占24.03%,自评健康的个体占47.68%,自评健康一般的个体占23.52%,而自评为不健康和非常不健康的个体分别仅占4.36%和0.42%),为优化模型的稳定性与结果的可比性,本文将“非常健康”与“健康”合并为健康状况较好组并赋值为1;将“一般”“不健康”和“非常不健康”合并为健康状况较差组并赋值为0。

2. 解释变量

互联网使用情况是本文的核心解释变量。采用问卷中“对互联网使用的频繁程度”这一问题来衡量，并将回答设置为二分类变量，其中“经常”和“有时”使用互联网的回答界定为使用互联网并赋值为1，而“从不”和“很少”使用互联网的回答界定为不使用互联网并赋值为0。

3. 控制变量

本文的控制变量包括个体自然属性和社会属性两方面^[27]，分别为性别、年龄、婚姻状况(根据目前是否处于亲密关系分类：亲密关系组包括“初婚”“再婚”，定义为已婚并赋值为1；非亲密关系组包括“未婚”“离异”“同居”和“丧偶”，定义为未婚并赋值为0)、收入状况、职业类型(参考相关研究^[28-29]，将流动人口职业分为两类：一是正规就业；二是非正规就业，并据此重新赋值)。

4. 中介变量

本文根据“互联网使用—职业发展能力提升—人岗匹配—健康促进”的理论分析思路，采用职业发展能力和就业满意度作为中介变量，进一步探究互联网使用对流动人口健康状况的作用机制。选取了5个与职业发展能力相关的具体问题作为测度依据，包括：“您是否接受过由政府提供的职业技能培训”“您的最高学历”“自2015/2017年7月以来，您是否参加过至少5天的专业技术培训”“您是否获得过专业技术资格证书”以及“您是否发生过职业伤害”。职业发展能力包括证书获取(正式资质认证)、技术培训(专业技能提升)、政府培训(政策导向型能力建设)、教育水平(基础人力资本)及安全生产技能5个维度，较直观且全面反映个体在职业发展过程中的职业发展能力。就业满意度通过问卷中收入满意度、工作满意度、职业能力提升满意度等来反映。

(三)模型构建

本文采用二元Logit回归模型并逐步加入控制变量的方法，来分析互联网使用对流动人口健康状况的影响。并通过更换模型、缩尾处理、聚类稳健标准误等方法对基准回归结果的稳健性进行分析。基准回归模型如下：

$$\text{Health}_i = \ln \left(\frac{P(y_i=1)}{1-P(y_i=1)} \right) = \alpha + \beta_1 \text{InternetUse}_i + \sum_{k=3}^n \beta_k X_{ki} + \epsilon_i \quad (1)$$

其中， Health_i 为第*i*个流动人口的健康状况， $P(y_i=1)$ 表示第*i*个流动人口健康较好(非常健康或健康)的概率； InternetUse_i 为核心解释变量，表示第*i*个流动人口互联网使用情况； β_1 为互联网使用情况的回归系数，表示互联网使用对健康状况的影响； β_k 是第*k*个控制变量的回归系数； X_{ki} 是第*i*个流动人口

的第*k*个控制变量； ϵ_i 是误差项。

三、实证结果分析

(一)描述性统计分析

表1为相关变量的赋值及描述性统计分析结果。8 186个流动人口样本，平均年龄为46.62岁；男性4 519人，占55.20%；当前处于已婚6 716人，占82.04%；年平均收入为45 097.15元；在党政机关、事业单位、国营和集体单位等正规就业单位工作3 994人，占48.79%，在其他非正规就业单位工作4 192人，占51.21%；经常使用互联网3 738人，占45.66%。

表1 变量选择、赋值说明及描述性统计结果 (n=8 186)

| 变量名称 | 变量类型 | 变量分类 | 统计数据 [n(%)] |
|-------|---------|---------------|----------------|
| 自评健康 | 二分类变量 | 健康状况好=1 | 5 870(71.71) |
| | | 健康状况差0 | 2 316(28.29) |
| 互联网使用 | 二分类变量 | 经常、有时=1 | 3 738(45.66) |
| | | 很少、从不=0 | 4 448(54.34) |
| 性别 | 二分类变量 | 男=1 | 4 519(55.20) |
| | | 女=0 | 3 667(44.80) |
| 年龄 | 连续变量(岁) | - | 46.62 |
| 婚姻状况 | 二分类变量 | 已婚=1 | 6 716(82.04) |
| | | 未婚=0 | 1 470(17.96) |
| 收入状况 | 连续变量(元) | - | 45 097.15 |
| 职业类型 | 二分类变量 | 正规就业=1 | 3 994(48.79) |
| | | 非正规就业=0 | 4 192(51.21) |
| 技能证书 | 二分类变量 | 有=1 | 2 313(28.27) |
| | | 没有=0 | 5 870(71.73) |
| 政府培训 | 二分类变量 | 有=1 | 511(8.28) |
| | | 没有=0 | 5 664(91.72) |
| 学历 | 多分类变量 | 学历由低到高赋值为1至11 | 5.02 |
| 专技培训 | 二分类变量 | 有=1 | 1 712(20.92) |
| | | 没有=0 | 6 471(79.08) |
| 工伤发生 | 二分类变量 | 有=1 | 636(7.78) |
| | | 没有=0 | 7 544(92.22) |
| 收入满意度 | 多分类变量 | 满意度由低到高赋值为1至5 | 2.92 |
| 技能满意度 | 多分类变量 | 满意度由低到高赋值为1至5 | 2.43 |
| | | 满意度由低到高赋值为1至5 | 2.49 |
| 工作满意度 | 多分类变量 | 满意度由低到高赋值为1至5 | |

(二)基准回归结果

互联网使用对流动人口健康状况具有显著的正向促进作用，如表2模型(1)所示，仅纳入“互联网使用”变量时，与不经常使用互联网的流动人口相

比,使用互联网者健康状况较好的概率是不经常使用者的1.487倍;模型(2)和模型(3)逐步纳入控制变量进行回归后,经常使用互联网的流动人口健康状况较好的概率分别是不经常使用者的1.303倍和1.129倍。从控制变量来看,模型(3)显示婚姻状况和收入状况对流动人口健康状况均具有显著的促进作用,已婚流动人口健康状况较好的概率是未婚

者的1.106倍,收入每提高1%,流动人口健康状况较好的概率提升1.234倍;而性别、年龄和职业类型则对流动人口健康状况具有显著的负向作用,男性流动人口健康状况较好的概率是女性的0.896倍,年龄每增加1岁,健康状况较好的概率下降3.1%,职业为非正规就业者健康状况较好的概率是职业为正规就业者的0.915倍。

表2 互联网使用对流动人口健康状况的Logit回归结果

| 变量 | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | |
|----------------|-----------------|-------|------------------|--------|------------------|-------|
| | 回归系数 | OR | 回归系数 | OR | 回归系数 | OR |
| 互联网使用 | 0.397***(0.050) | 1.487 | 0.265***(0.053) | 1.303 | 0.122***(0.057) | 1.129 |
| 性别 | | | -0.192***(0.051) | 0.825 | -0.109**(0.052) | 0.896 |
| 年龄 | | | -0.032***(0.003) | 0.969 | -0.032***(0.003) | 0.969 |
| 学历 | | | 0.106***(0.005) | 1.112 | 0.125***(0.027) | 1.133 |
| 婚姻状况 | | | 0.133**(0.077) | 1.142 | 0.101***(0.077) | 1.106 |
| 收入状况 | | | | | 0.211***(0.035) | 1.234 |
| 职业类型 | | | | | -0.088***(0.045) | 0.915 |
| 常数项 | 0.757***(0.032) | 2.131 | 2.494***(0.160) | 12.120 | 0.416(0.421) | 1.516 |
| 样本量 | | 8 186 | | 8 186 | | 8 186 |
| R ² | | 0.107 | | 0.121 | | 0.125 |

括号内数值为标准误;***、**分别表示在1%、5%的水平上显著。

(三)稳健性检验

为验证基准回归模型和结果的可靠性,本文采用三种方法进行稳健性检验,结果见表3。首先,采用更換模型方法,将基准回归模型中使用的Logit模型更換为Probit模型进行对比分析。Probit模型回归结果表明,互联网使用对流动人口健康状况影响的回归系数方向为正,且通过了1%的显著性检验,系数大小发生微小变化,方向与基准回归模型结果一致。其次,

对数据进行缩尾处理。考虑到收入变量可能存在极端值干扰回归结果,对收入数据采用Winsorize进行1%水平的双侧缩尾处理,经处理后,回归结果与基准回归模型一致。最后,由于流动人口的健康状况可能因地域而存在群组相关性,可以按省份为单位进行聚类稳健标准误的处理。回归结果显示,互联网使用对流动人口健康的积极影响方向依旧未变化。综上所述,基准回归模型及结果的稳健性较好。

表3 互联网使用对流动人口健康状况影响的稳健性检验

| 变量 | (1)更換模型 | | (2)缩尾处理 | | (3)聚类稳健标准误 | |
|----------------|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|
| | 回归系数 | OR | 回归系数 | OR | 回归系数 | OR |
| 互联网使用 | 0.073***(0.034) | 1.076 | 0.123***(0.057) | 1.131 | 0.146***(0.053) | 1.157 |
| 常数项 | 0.276**(0.253) | 1.317 | 0.333***(0.421) | 1.395 | 0.421***(0.523) | 1.523 |
| 控制变量 | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| 样本量 | 8 186 | | 7 763 | | 8 186 | |
| R ² | 0.125 | | 0.177 | | 0.153 | |

括号内数值为标准误;***、**分别表示在1%、5%的水平上显著。

(四)异质性分析

为进一步考察互联网使用对流动人口健康状况影响的群体差异,本文将全部流动人口划分为:16~25岁低年龄组、26~40岁中年龄组、41岁及以上高年龄组,进行进一步深入分析。根据表4的检验结果可以发现,在低年龄组、中年龄组、高年龄组流动人口中,互联网使用均对其健康状况具有显著积极影响。对于高年龄组流动人口,受限于学历水

平,数字鸿沟成为其使用互联网的障碍,导致其使用互联网程度远低于低年龄组和中年龄组,但其使用互联网带来的边际健康效应较大。对于低年龄组流动人口,其使用互联网程度虽然较大,但其使用范围过于广泛,使用时间过长,造成互联网依赖性,即使互联网使用的利大于弊,但仍存在一定的弊端,导致互联网使用对其健康促进的显著性和边际效应低于中年龄组流动人口。

表4 互联网使用对流动人口健康状况影响的年龄异质性

| 变量 | (1)低年龄组 | | (2)中年龄组 | | (3)高年龄组 | |
|----------------|-----------------|-------|-----------------|-------|-----------------|-------|
| | 回归系数 | OR | 回归系数 | OR | 回归系数 | OR |
| 互联网使用 | 0.051**(0.031) | 1.052 | 0.156***(0.079) | 1.168 | 0.182*(0.049) | 1.199 |
| 常数项 | 0.072***(0.221) | 1.074 | 0.055***(0.269) | 1.056 | 0.172***(0.204) | 1.187 |
| 控制变量 | 控制 | | 控制 | | 控制 | |
| 样本量 | 2397 | | 3281 | | 2508 | |
| R ² | 0.106 | | 0.171 | | 0.123 | |

括号内数值为标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(五)作用机制分析

为检验互联网使用(X)是否通过提升职业发展能力(M1)和就业满意度(人岗匹配)(M2)进而改善流动人口健康状况(Y),本文构建中介效应模型,采用系数乘积法,并使用Bootstrap重复抽样5 000次以获得中介效应的标准误区间,若Bootstrap 95%置信区间(95%CI)不包含0,则表明中介效应存在。

1. 职业发展能力提升效应

为检验职业发展能力各维度的中介作用,分别估计5条中介路径(表5)。在“技能证书”“政府培训”“学历”“专技培训”4条路径中,间接效应(a*b)

的Bootstrap95%CI均不包含0。这表明,互联网使用通过促进流动人口获取技能证书、参与政府培训及专业技术培训、提升学历水平,可显著改善其健康状况的中介效应成立。

工伤发生对流动人口健康具有负向影响,但其在互联网使用对流动人口健康影响中的中介效应不显著。说明互联网使用主要通过提升职业技能、增加培训机会等积极的资本积累途径来促进健康,但不可否认,互联网使用也具有减少工伤等风险的效应,只是其中介效应并未凸显,表明互联网对流动人口健康的影响更侧重于“赋能”而非“减害”。

表5 互联网使用改善流动人口健康状况的中介机制分析:职业发展能力视角

| 中介变量(M) | 路径系数a(X→M) | 路径系数b(M→Y) | 间接效应(a*b) | Bootstrap 95%CI | 中介效应 |
|---------|-----------------|-----------------|-----------|-----------------|------|
| 技能证书 | 1.382***(0.079) | 0.115***(0.033) | 0.159 | 0.098~0.231 | 显著 |
| 政府培训 | 1.791***(0.099) | 0.106***(0.009) | 0.190 | 0.142~0.251 | 显著 |
| 学历 | 2.169***(0.131) | 0.214***(0.107) | 0.464 | 0.325~0.632 | 显著 |
| 专技培训 | 3.017***(0.326) | 0.162***(0.027) | 0.489 | 0.352~0.658 | 显著 |
| 工伤发生 | -0.337*(0.061) | -0.198**(0.071) | 0.067 | -0.018~0.152 | 不显著 |

括号内数值为标准误;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

2. 就业满意度提升效应

表6显示,就业满意度各项指标在互联网使用对流动人口健康状况影响链条中的效应均显著。但收入满意度的间接效应值为负(-0.034),互联网使用在提

升收入满意度的同时,收入满意度的提升却与健康状况的改善呈现出负向关系。表明互联网使用带来了更高的收入期望,但现实与期望的差距可能反而加剧了心理压力,从而对健康产生轻微的抑制效应。

表6 互联网使用改善流动人口健康状况的中介机制分析:就业满意度视角

| 中介变量(M) | 路径系数a(X→M) | 路径系数b(M→Y) | 间接效应(a*b) | Bootstrap 95%CI | 中介效应 |
|---------|-----------------|------------------|-----------|-----------------|------|
| 收入满意度 | 0.374***(0.171) | -0.090***(0.053) | -0.034 | -0.065~0.008 | 显著 |
| 工作满意度 | 0.354***(0.189) | 0.121***(0.072) | 0.043 | 0.018~0.072 | 显著 |
| 职业技能满意度 | 0.410***(0.190) | 0.133***(0.073) | 0.055 | 0.022~0.092 | 显著 |

括号内数值为标准误;***、**、*分别表示在1%、5%的水平上显著。

四、结论与建议

(一)互联网使用对流动人口健康状况具有显著的正向作用

随着互联网的广泛应用,流动人口健康状况得到了显著改善。互联网打破了传统信息壁垒,使流动人口能够通过短视频平台、在线课程及健康类应

用程序,广泛接触疾病预防、科学锻炼、职业安全防护等专业知识^[29]。例如,2022年某平台健身直播引发的全民跟练热潮,不仅普及了居家健身方法,更通过社交媒体的“模仿—传播”机制,将健康锻炼转化为群体性行动。持续的信息接触潜移默化地增强了流动人口的健康意识^[30],表现为流动人口对定期体检、疫苗接种等预防性医疗行为的重视,以及

对工作环境中职业危害的主动识别能力。数字技术的便捷性降低了健康行动门槛,如通过外卖平台选择低脂健康餐食、使用运动类APP记录每日步数等,从而形成“知识内化—信念强化—行为落实”的良性循环^[31]。

然而,互联网赋能的健康促进效应需要以基础设施公平性和内容质量为前提。因此可从三方面完善政策。第一,优先在城中村、工业园区等流动人口聚集区部署5G网络和公共无线网络,解决网络数据“最后一公里”接入障碍,同时通过资费补贴降低数字使用成本。第二,建立健康信息数字化治理体系^[32]。由相关卫健部门联合平台企业,对网络中的养生谣言、医疗虚假广告等进行算法过滤,并开设官方认证的健康科普专栏。第三,将互联网使用权益纳入劳动保障框架。针对老年劳动者群体,强制企业为其提供符合职业健康标准的数字化工作设备或专业防护设备,并且要保障流动人口的劳动权益,特别是加强对非正规就业和灵活就业流动人口的保护,并通过立法规范“互联网使用”行为,也需减少因青年流动人口过度使用互联网导致的健康损耗。

(二)互联网使用可以通过提高流动人口就业满意度,缓解就业焦虑,进而促进其健康

研究发现,互联网使用对流动人口就业满意度的影响能够作用于其健康状况。首先,对收入满意的流动人口而言,已经拥有较好的经济状况和较高的信息获取能力^[33],互联网使用增加了信息获取优势,使他们更熟练地从海量信息中筛选出真正有价值的内容,从而减轻自己工作的心理压力。对工作满意的流动人口,使用互联网使他们更容易在工作中接触到额外的收获和信息,意味着工作责任和任务的顺利推进,从而提高了工作效率,降低了工作压力^[34]。从职业发展满意度看,收入满意和工作满意人群往往会对职业发展有更高的期望,互联网的使用使他们更容易接触到行业内的竞争信息,也会促进其职位晋升。职业技能满意往往也意味着较高的职业地位,职业技能满意的流动人口通过使用互联网来更新和提升自己的技能,这种持续的学习进步对他们的心理健康产生积极影响。互联网的使用使工作和学习变得更便捷,可缩短工作时间,增加休息时间,有利于身体健康^[35]。职业技能满意的流动人口可能对自己的职业技能有较高的自信,互联网不断更新的信息和技能要求使他们更具有胜任工作的能力,从而提升了其劳动获得感和成就感。

因此,为缓解就业满意度较低群体的健康风险,需要在互联网使用上创造公平的环境,建设流动就业人口友好型互联网环境。企业层面要关注员工的身心健康,提供科学合理的互联网设施,降

低用网成本,让流动人口互联网使用更加便利;推行数字培训,减少数字鸿沟对员工身心健康的不利影响。

(三)互联网使用可通过提高流动人口职业发展能力、人力资本存量和市场竞争力,进而改善其健康状况

互联网使用在职业发展能力的中介作用下,对流动人口健康状况的间接影响正向显著。在传统经济模式下,流动人口往往面临社会关系缺失与市场信息不对称的困境,这使得他们在职业发展中遭遇壁垒^[36]。然而,互联网的使用,尤其是教育投资,提供了一条新型的人力资本积累路径。在这一背景下,教育投资和技能培训能够有效提升劳动者的知识和技能水平,进而增强其社会适应力与职业竞争力^[37]。具体而言,教育投资通过提升流动人口的知识和技能水平,增强其适应社会和市场的能力,而人力资本的积累又反过来影响互联网的使用能力。具备较高人力资本的群体,往往更可能频繁使用互联网,并从中获取数字技能与健康信息,这种良性循环形成了“人力资本—互联网赋能”的互动健康效应。互联网的介入主要通过两大机制解决健康困境:第一,在线教育平台提供低成本、跨时空的技能培训(如政府免费课程),显著降低了低技能劳动者的学习门槛,帮助他们突破职业瓶颈,提高劳动者与岗位的匹配度,这不仅能显著改善流动人口的工作条件,还能改善其健康环境。安全生产技能和职业健康已成为促进流动人口身心健康的主渠道。第二,互联网打破了空间壁垒和医疗卫生服务的不公平,支持流动人口线上就业问诊,体检、门诊预约等,推进了医疗卫生服务均等化。

随着区域人口增减分化的加剧,维持流动人口在人口负增长过程中的工作能力显得尤为重要。政府和社会应为流动人口提供内在能力支持,如开展职业技能培训、健康促进活动等,帮助他们适应工作环境的变化,提高应对工作压力的能力,延长其劳动生涯,增强其流动活力,促进共同富裕。

参考文献

- [1] 刘尚君,陈功.坚持健康优先,支撑人口高质量发展[J].人口与经济,2024(5):13-22
- [2] 邱瑾,俞沈悦.经济型与社会型人口流动的时空演变特征差异[J].地理科学,2025,45(8):1822-1832
- [3] LIU Z, LIU S H. Are migrants leaving manufacturing jobs?Exploring manufacturing employment change among migrants and the factors in Chinese cities [J]. Cities, 2024, 153: 105304
- [4] 雷帅康,乔学斌.江苏省流动人口基本公共卫生服务利用及影响因素[J].南京医科大学学报(社会科学版),

- 2023, 23(3):273-277
- [5] 李子豪. 电子健康档案改善流动人口健康水平了吗——基于医防融合的视角[J]. 中南财经政法大学学报, 2024(3):70-82
- [6] 王洁菲, 姚树洁, 张谦. 数字经济发展背景下居民互联网依赖的幸福效应及作用机制研究[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2025, 53(2):99-113
- [7] 刘军, 杨渊鳌, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020, 32(6):81-96
- [8] 张雷雨, 尹永宏, 张晓燕. 互联网使用对居民卫生服务利用的影响研究[J]. 卫生经济研究, 2024, 41(9):29-33
- [9] RAD J. Health inequities: a persistent global challenge from past to future [J]. Int J Equity Health, 2025, 24(1):148
- [10] JI H, DONG J Q, PAN W G, et al. Associations between digital literacy, health literacy, and digital health behaviors among rural residents: evidence from Zhejiang, China[J]. Int J Equity Health, 2024, 23(1):68
- [11] 段成荣, 杨舸, 马学阳. 中国流动人口研究[M]. 北京: 中国人口出版社, 2012: 11-14
- [12] 李德滨. 当代中国流动人口的特质与成因[J]. 社会学研究, 1993, 8(4):65-73
- [13] 汪斌. 中国流动人口健康研究: 理论基础、实证进展与前瞻思考[J]. 兰州学刊, 2021(1):65-77
- [14] 杜本峰, 周祺寒, 谭雁潇. 流动人口: 健康生存质量、影响因素与路径[J]. 中国卫生政策研究, 2019, 12(9):47-53
- [15] 姚强, 张晓丹, 高娟. 高质量发展背景下中国城乡居民健康差异的测度及分解: 基于PBICR全国性调查的实证研究[J]. 中国软科学, 2025(3):176-190
- [16] 陈诚. 中国随迁老人的健康状况及其影响因素[J]. 中国社会科学院大学学报, 2023, 43(4):46-65
- [17] 王甫勤. 健康数字鸿沟: 互联网如何改变健康不平等[J]. 社会学评论, 2025, 13(2):5-28
- [18] 余东华, 李捷. 人力资本积累、有效劳动供给与制造业转型升级——基于信息网络技术扩散的视角[J]. 经济科学, 2019(2):79-91
- [19] PROCTOR A S, HOLT-LUNSTAD J. Blind spots in health perception: the underestimated role of social connection for health outcomes [J]. BMC Public Health, 2025, 25(1):572
- [20] 张坤. 网络健康信息搜寻行为影响因素的整合理论模型研究[J]. 情报科学, 2023, 41(3):33-44
- [21] 郭静, 朱琳, 郭宇濛. 线上健康教育对流动人口健康素养影响结构方程模型分析[J]. 中国公共卫生, 2021, 37(2):228-232
- [22] 张国英, 梁丽娟. 从健康迁移到健康损耗——高龄农民工健康状况研究[J]. 华东理工大学学报(社会科学版), 2024, 39(1):82-93
- [23] 吴晶, 周彩. 互联网使用对农民工工作满意度的影响及其机制——基于CFPS面板数据的实证研究[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2023, 24(3):65-74
- [24] 方守林, 黄乾. 数字技术对劳动者心理健康的影响与作用机制研究[J]. 兰州学刊, 2023(10):51-67
- [25] 吴瑞君. 中国人口的年龄结构变化与教育人力资本增长[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2023, 31(2):25-44
- [26] ZHOU Y Y, BAI Y, WANG J. The impact of Internet use on health among older adults in China: a nationally representative study[J]. BMC Public Health, 2024, 24(1):1065
- [27] 李竞博, 李怡. 互联网使用对空巢老人健康的影响——基于年龄—时期—队列模型的分析[J]. 人口研究, 2024, 48(2):60-74
- [28] 徐淑一, 王宁宁. 经济地位、主观社会地位与居民自感健康[J]. 统计研究, 2015, 32(3):62-68
- [29] 郭未, 鲁佳莹, 刘林平. 流动时代的健康中国: 社会经济地位、健康素养与健康结果[J]. 人口学刊, 2022, 44(2):1-18
- [30] SIT H F, CHEN W, WU D, et al. Digital mental health: a potential opportunity to improve health equity in China [J]. Lancet Public Health, 2024, 9(12):1136-1141
- [31] 张艳丰, 刘敏, 洪闯. 数字反哺视角下子代健康信息替代搜寻行为影响因素与拓扑路径研究[J]. 图书馆学研究, 2025(4):125-137
- [32] 陈冲, 任婉蓉. 互联网使用对女性劳动力健康的影响: 异质性与影响机制[J]. 兰州财经大学学报, 2022, 38(6):60-71
- [33] 梁萌, 陈建伟. 补偿还是自主: 互联网技术嵌入与工作压力作用机制变迁研究[J]. 中国人力资源开发, 2017, 34(8):36-47
- [34] 梁萌. 弹性工时制何以失效?——互联网企业工作压力机制的理论与实践研究[J]. 社会学评论, 2019, 7(3):35-49
- [35] 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
- [36] 谢尚, 韦东明, 唐琦. 互联网使用对教育—工作匹配的影响——基于CFPS2016~2020的研究发现[J]. 中国人口科学, 2024(4):36-51
- [37] 李军, 孙中玉. 互联网使用对人力资本发展的影响研究[J]. 人口与发展, 2024, 30(6):140-151

(本文编辑:姜 鑫)

The impact of Internet use on the health status of the floating population

YANG Shengli, FAN Yifan

School of Economics, Hebei University, Baoding 071000, China

Abstract: Based on data from the 2016 and 2018 China Labor-force Dynamics Survey (CLDS), this study analyzed 8 186 working-age individuals from the floating population. A binary Logit regression model was employed to assess the impact of internet use on self-rated health and the underlying working mechanisms, supplemented by heterogeneity analysis and mediation effect tests to identify subgroup variations and pathways. The results indicate that Internet use significantly improved the health status of the floating population. Heterogeneity analysis finds more profound effects among middle-aged groups and the younger floating groups. The mechanism analysis indicates that the Internet improves the human capital of the floating population by enhancing career development capabilities and job satisfaction, which indirectly promotes health status. Therefore, it is necessary to strengthen Internet infrastructure in areas with concentrated floating populations, refining labor rights protection laws, establishing supportive work environments to address floating occupational stress, and implementing lifelong skill training systems to enhance their professional capabilities within the digital economy environment, thereby fostering positive progress in health and socioeconomic development.

Key words: Internet use; migrant; health; career development capacity; job satisfaction