

【专题：数字技术与青年健康】

“技术-关系-健康”视角下的 互联网使用与青年世代健康

郭 未 马炬申

【摘要】互联网技术赋能实现了社会关系的重组，“人媒互动”“人际互动”“偏好互动”的结构演化形成了个体间差异化的健康结果。围绕“技术-关系-健康”的逻辑主线探讨互联网使用对青年世代健康的影响契合了时代价值和学术关怀的基本内涵。基于2017年CGSS数据的系列计量因果推断方法的结果显示高频度互联网使用影响青年健康存在“双刃剑效应”：在具备提高个体自评健康和心理健康水平、减少客观生病住院次数的“健康溢价”功能的同时，却导致青年群体BMI指数增长的“健康惩罚”。在路径机制方面，高频度互联网使用通过社会网络、健康管理和网络诱导等途径影响青年世代健康，其中健康管理与网络诱导在部分路径中也起到遮掩效应。

【关键词】互联网使用；人口健康；健康惩罚；健康溢价；青年世代

【作者简介】郭未，南京大学社会学院教授、博士生导师，南京大学亚太发展研究中心研究员；马炬申，南京大学社会学院硕士研究生。

【原文出处】《中国青年研究》(京)，2023.11.55~66

【基金项目】本文系国家社会科学基金一般项目“中国流动人口的社会经济地位、健康素养与健康结果研究”(项目号：20BRK040)的阶段性成果；本研究也受到国家自然科学基金重大项目(项目号：72293603)的资助。

一、问题的提出

在青年健康政策力度不断提升的政策背景下，中国青年世代的健康状况却不容乐观，这一群体存在肥胖超重、机能及耐力素质下降、心理压力和负面情绪较高等特征^[1]，其住院率和就诊率也呈上升态势^[2]。诸此，关注青年世代的健康，提升青年世代的健康水平成为重要的时代议题和政策构建议题，也是实现“健康中国”战略的重要保障。作为新科技的互联网正掀起现代社会生产与人类生活方式的革命性变革。中国互联网络信息中心报告显示，截止到2023年6月，中国互联网普及率达76.6%，40岁以下网民占网民总体的52.5%。涵盖即时通信、搜索引擎、新闻、办公、娱乐、社交、公共服务(比如，网约车、在线医疗等)等功能的互联网工具、平台内容及其使用频率，深刻影响着青年世代的社会网络、生活状态

与工作方式等^[3]。那么，互联网所引致的技术社会化及其带来的生产与生活方式的巨变将如何影响个体健康的转向？个体健康转向是趋好(即健康溢价)还是趋坏(即健康惩罚)等是极具价值的研究问题。

本文拟使用2017年中国综合社会调查(CGSS)数据，在多维度测度青年健康水平的基础上，采用系列计量因果推断方法，探索互联网使用对青年世代健康各维度的影响及其路径机制。如此，本文一方面揭示高频度互联网使用与青年世代健康间的逻辑因果与实证因果；另一方面，证据为本的政策建议也为政府未来的健康政策规划提供应然指向，在学术层面助力“健康中国2030”的早日实现。

二、概念、理论框架与研究假设

在健康领域，互联网通过重塑现代医疗服务和管理模式，改造社交网络形态、手段和工具^[4]，开拓知

识传播的新路径并提升知识传播效率^[5],丰富产品和服务类型等诸多方式影响大众的生产和生活方式,并造成城乡和年龄世代间的“数字鸿沟”。互联网技术的发展与应用是互联网技术社会化过程,是技术的社会文化过程。互联网技术赋能实现了社会关系的重组,以“去中心化的平等关系”“参与化的互动关系”“流动化的共享关系”为主要特征的网络时代现代社会关系整合^[6],正以直接或间接的方式参与大众身心健康结果的塑造。

1. 人媒互动、多元整合与“数字健康”

互联网技术的“媒介赋能”,使得传统个体端和健康服务端的单一联结模式向个体参与、多元整合的“数字健康”演进^[7]。“互联网+”时代的“资源整合”与“万物互联”特征使得囊括信息健康技术、远程医疗、远程保健和个性化医学等诸多内容在内的“数字健康”成为可能^[8]。“互联网+医疗”逐步发展出“互联网+商业医疗保险”“互联网医疗+商业医疗保险”等新形式、新业态,正不断丰富健康管理的内容和形式^[9]。如在心理健康领域,网络心理咨询平台提供诸如线上咨询、线上预约线下咨询、心理测试、知识科普等服务,使心理疾病的预防、干预和治疗多元化、便利化^[10]。同时,借助人工智能等工具手段,远程心理服务突破线下心理咨询的“距离障碍”,以其有效性、便利性和经济性在心理健康干预治疗中取得良好的效果^[11]。诸此,“数字健康”实现了健康管理和健康治理的有机整合,推动了健康管理水平和健康治理效率的优化提升^[12]。

“人媒互动”的关系转变及其引致的潜在“成本-收益”刻画了个体健康参与的行动逻辑。作为理性行动者,个体行动原则是最大程度获取潜在利益^[13]。Grossman的健康需求模型进一步细化“成本-收益”的健康投资逻辑——健康是“消费品”和“投资品”两者属性的整合,个体健康资本投资取决于潜在“成本-收益”的权衡^[14]。一方面,“数字健康”提升健康管理水平和健康治理效率。另一方面,“互联网+健康”突破传统健康服务的时空约束,节省健康服务的时间成本和物质成本,进而提高个体健康投资的可能^[15]。诸此,互联网技术赋能使得个体深度参与“数字健康”建设,互联网技术提升青年健康水平的“健

康溢价”能力得以显现。考虑到在当下,青年世代极少存在不使用互联网的情况,本文将互联网使用区分为高频度互联网使用和低频度互联网使用,以区分互联网介入青年世代生活的程度。基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:高频度互联网使用显著提升青年世代的心理健康水平、主观健康水平,以及客观健康水平(生病住院次数减少),产生“健康溢价”效应。

2. 人际互动、社会网络与健康支持

互联网的全球性、交互性以及自由性等特征影响业已形成的社会网络规模、结构和社会资本的集聚,而社会资本与社会网络之间呈现正向的强化关系。互联网消解了社会交往的空间距离感,依托社交媒体平台进行的“人-人”之间的高密度交流使得已有的社会交往得到强化^[16]。与此同时,互联网提高了兴趣爱好和价值观相似的个体在网络空间聚集以及线下相识的可能性,这又相应扩展了个体已有的社交网络^[17]。

社会网络的内涵和外延式发展、侪辈群体更为紧密的联系使得个体更容易获得社会支持,社会资本积累也变得更为深厚^[18]。业已形成的社会支持及社会资本对个体身心健康的裨益得到广泛证实^[19]。“主效模式”认为不管人们身心处于何种状态,来自外界的支持会对其身心健康起到裨益作用^[20]。“缓冲模式”则认为社会支持起到缓解压力进而影响健康的调节作用^[21]。概而言之,互联网社会赋能带来的社会网络延展化起到了叠加社会支持和社会资本的作用,进而对身心健康产生“健康溢价”效应。

然而,社交互动的物理空间解构,“线上+线下”的社会网络形态是否真的实现社会网络的延展,并叠加社会资本和社会支持,进而产生“健康溢价”效应?理论学者的一项研究认为“个性化进程”解释了当下社会的孤独自我现象,互联网交流扩展了“交友数量”却约束了“交友品质”,线下交流的减少产生滋生心理健康的负向效应^[22]。这种“线上交流”代替“线下交流”,网络虚拟空间代替现实物理空间的交流模式,使得互联网技术赋能下的社会关系呈现“在场替代效应”,进而减少线下人际互动的可能^[23]。这直接抑制个体心理健康水平,并且对于本身存在心

理健康问题的个体来说负向效果更为明显^[24]。网络空间的“身体不在场”特性意味着网络社交是“身心二元分离”与“自我统一性丧失”，是现实失落感的虚拟空间自我陶醉^[25]。这种在互联网中塑造的自我形象和现实之间的落差、弱势自我与他人比较的落差同样深刻影响个体心理健康。基于此，本文提出如下竞争性研究假设。

假设 2a: 在高频度互联网使用影响青年世代的主观健康、心理健康和客观健康(生病住院次数)的“健康溢价”路径中, 社会网络(社会支持、社会交往)起到中介作用。

假设 2b: 在高频度互联网使用影响青年世代的主观健康、心理健康和客观健康(生病住院次数)的“健康溢价”路径中, 社会网络(社会支持、社会交往)起到遮掩效应。

假设 3: 高频度互联网使用对青年世代心理健康起到显著抑制作用, 产生“健康惩罚”。

假设 3a: 高频度互联网使用影响青年世代心理健康的“健康惩罚”路径中, 社会网络(社会支持、社会交往)起到中介效应。

3. 偏好互动、信息共享与工作生活方式转向

数字经济时代的“劳动监控”与“算法锁定”通过“强迫偏好”抑或“引诱偏好”途径, 使得个体生活方式发生转向。“远程办公”与“线上+线下”交叠的工作模式使得个体工作时间与休息时间的界限日渐模糊, 时间规训向时间管控转变。互联网时代的竞争压力与“自我剥削”的社会性“内卷”追求, 带来了“打卡监控”“员工自我发展期望”与“自我价值”信号表现引发的工作时间延长的直接加码与工作时间与休息时间界限模糊的间接加码^[26]。诸此, 青年世代的高工作强度以及高自我要求使得休息时间大幅度减少, 而工作闲暇时间的减少会负面影响锻炼频率; 同时, 快节奏的“快餐文化”与“久坐办公”的工作方式导致的肥胖现象越来越普遍^[27]。此外, 互联网的快速发展打破了消费、社交、娱乐等活动的时间地点限制, 互联网的低进入门槛、高可及性以及多选择性大大增加了当代人闲暇时间对互联网的使用频率。高频互联网使用进一步挤占了锻炼时间, Zach 与 Lissitsa 研究发现, 互联网使用显著降低了大众体育锻炼

的时间及频率^[28]。

再者, 互联网时代, “人工智能”通过用户“数字痕迹”产生的消费诱导使得公众养成良好的生活饮食习惯, 这种不良生活饮食直接影响公众健康水平^[29]。网络诱导引发的紊乱的时间分配加剧了个体肥胖的可能; 同时, 网络空间侪辈群体不健康行为(比如吸烟、酗酒、非法使用药物等)的示范效应也会诱导青年世代行为偏好, 对青年世代身心健康产生负面影响^[30]。

然而, 上述的因果链具备稳健性吗? 实际上, 基于信息共享与健康认知的相关理论就提出了相悖的见解——依托互联网传播方式的迅捷性、传播内容的丰富性和易检索性, 知识扩散的“乘数效应”得到放大^[31]。健康信息在虚拟与现实之间交互扩散并极大便利了个体健康信息检索行为。随着“人工智能”的发展与搜索引擎的优化, 权威健康网站、健康专业人士和权威健康社交媒体平台的活跃以及个人健康素养的提高^[32], 互联网健康信息服务功能不断得以完善。而基于网络检索的健康信息重塑个体健康认知, 并对个体健康起到积极作用^[33]。如此, 自我健康认知能力以及自我健康管理水平的提高, 势必对个体抵制游戏沉迷、网络“消费诱导”、熬夜等紊乱时间安排起到积极作用, 并因此裨益个体健康。

此外, 健康素养水平的提高, 势必使得个体更加注重自我健康管理, 并增加个体参与健康险的可能^[34]。在全国基本医疗保险广泛普及的情况下, 商业医疗保险成为个体重视自我健康管理的重要体现。与此同时, 基于互联网平台的体育健康信息扩散(如运动类 App)、体育供给者和需求者的对话也增加了个体参加体育锻炼的可能性^[35], 而体育锻炼的健康效应业已得到广泛证实^[36]。然而, 相似于前述对互联网社会关系“在场替代效应”的论述, 线下社交活动的减少, 社会网络规模的减小等也会进而抑制个体的体育参与^[37]。基于此, 本文提出如下竞争性研究假设。

假设 4: 高频度互联网使用造成青年世代超重肥胖的健康危机, 存在“健康惩罚”效应。

假设 5a: 在高频度互联网使用对青年世代的健康影响中, 网络诱导(信息诱导、游戏娱乐)、健康管理

(商业医疗保险、体育锻炼)起到中介作用。

假设5b:在高频率互联网使用对青年世代的健康影响中,网络诱导(信息诱导、游戏娱乐)、健康管理(商业医疗保险、体育锻炼)起到遮掩效应。

三、数据与研究方法策略

1. 数据来源

本文基于2017年中国综合社会调查(CGSS2017)数据进行实证分析。CGSS2017涵盖了中国28个省居民社会人口属性、生活方式、健康等各维度信息,共收集到12584份有效问卷。参考已有研究^[38],本文将青年世代的年龄上限设置在44岁。同时考虑到CGSS2017调查对象的年龄分布,我们将青年年龄下限设置为18岁,最终,我们得到4454份有效样本。此外,本文也匹配了2018年《中国统计年鉴》的部分宏观数据。

2. 变量处理

(1)被解释变量

基于数据可得性和指标权衡,本文从主观健康、客观健康和心理健康三个维度测度青年世代的健康水平,从而尽可能规避主观健康的情绪干扰和单一指标的片面性。

主观健康(自评健康)使用CGSS2017中“您觉得您目前的身体状况是?”问题进行测度,该问题的答案分为“很不健康、比较不健康、一般、比较健康和很健康”。本文将一般、比较健康和很健康记为1,很不健康和比较不健康记为0。客观健康以BMI指数和生病住院次数测度,前者根据受访者的身高和体重计算得出,指数越高反映出潜在超重肥胖风险越大;后者使用CGSS2017中“请问在过去的12个月里,您由于生病或受伤住过几次院?”问题进行测度,次数越多,表明身体健康危机越严重。为避免极端值的影响,本文将年生病住院次数在10次以上的处理为缺失值(占样本总数的0.09%)。心理健康测量分为孤独倾向和抑郁倾向。孤独倾向使用CGSS2017中“在过去4周里,您多久会有一次这样的感受?(1.感觉缺少陪伴;2.感觉被其他人孤立;3.感觉被冷落了)”问题进行测度,从“从不”到“很频繁”(采用1~5分制),本文对上述问题得分进行加总,分数越高,表明孤独感越强。抑郁倾向使用CGSS2017中“在过去

的四周中,您感到心情抑郁或沮丧的频繁程度是?”问题进行测度,从“总是”到“从不”(采用1~5分制),分数越高,表明抑郁倾向越不明显,心理健康状况良好。本文将“从不”和“很少”记为0,表示心理健康;将“有时、总是和经常”记为1,表示心理不健康。

考虑到青年世代健康各维度指标可能存在潜在的高度相关问题,本文测度了青年世代健康各维度指标的相关性。青年世代健康各维度指标呈现微弱的相关关系,仅孤独倾向和抑郁倾向相关系数稍高,但也仅在0.3水平(篇幅所限,感兴趣的读者可以联系作者获取指标相关性的统计结果表)。

(2)核心解释变量

核心解释变量为互联网使用。本文使用CGSS2017中“过去一年,您对互联网(包括手机上网)的使用情况”问题进行测度,将“经常”和“非常频繁”记为1,表示高频率使用互联网,将“从不、很少和有时”记为0,表示低频率使用互联网。

(3)中介变量

中介变量包括社会网络(社会支持、社会交往)、健康管理(商业医疗保险、体育锻炼)、网络诱导(游戏娱乐、信息诱导)。社会支持使用CGSS2017中“综合看来,在目前这个社会上,您本人的社会经济地位属于”问题进行测度,从“上层到下层(采用1~5分制)”。本文在此进行倒置处理,从下层到上层,数值越大表明社会地位越高。“地位限制理论”认为个体社会地位制约个体社会网络形态,高社会经济地位意味着社会网络的扩大化与深厚化,社会资源因此更多、有效社会支持会更强^[39](受限于CGSS2017缺乏对社会支持的有效测度,本文使用个体社会地位作为社会支持的代理变量,并从理论上阐述其合法性)。社会交往使用CGSS2017中“请问您与其他朋友进行社交娱乐活动(如互相串门,一起看电视,吃饭,打牌等)的频繁程度是”问题进行测度,从“几乎每天”到“从不”(采用1~7分制),本文在此进行倒置处理,从“从不”到“几乎每天”,数值越大,表明社会交往越频繁。商业医疗保险使用CGSS2017中“您目前是否参加了商业性医疗保险”问题进行测度,本文处理为二分变量,0表示“没有参加”,1表示“参加”。体育锻炼使用CGSS2017中“在过去的12个月里,您

在通常情况下,进行时间达到30分钟,且会让您出汗的体育锻炼活动每周有几次?”问题进行测度,并将极端值处理为缺失值。游戏娱乐使用CGSS2017中“在过去的一年里,您因为游戏娱乐(如:游戏、音乐、视频等)而上网的频繁程度是?”问题进行测度,从“从不”到“总是”(采用1~5分制),分数越高,表明因为游戏娱乐上网的程度越频繁。信息诱导使用CGSS2017中“在过去的12个月里,您在通常情况下,每天大约花多少时间通过电脑上网或通过各种微信、微博等各类手机应用阅读资讯和文章?”问题进行测度,花费时间越多,则被各类信息咨询诱惑的可能性越高。

(4)工具变量

工具变量包括“互联网普及率”和“家人上网”。

“互联网普及率”使用受访者所在省份的互联网普及率(在数据可得情况下匹配地市数据、县区数据甚至社区数据将会是更好的选择,但是CGSS2017仅提供受访者所在省份的ID)。“家人上网”使用CGSS2017中“在最近半年,您家里其他的人上过网吗,包括使用电脑、手机、智能穿戴等各种设备上网?”问题进行测度,处理为二分变量,0表示“没上过”,1表示“上过”。

此外本文还控制了性别、年龄、婚姻、受教育程度、医疗保险、民族、宗教信仰、收入等变量。各变量的描述性统计如表1所示。

3. 统计方法

本文的因变量(青年世代的健康)存在二分变量和连续变量两种形式。对于青年健康测量维度中的

表1 变量的描述性统计(N=4454)

变量	类别/指标	平均值/百分比	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
主观健康	0	5.84%	0.439	0	1
	1	94.16%			
抑郁倾向	0	67.36%	0.469	0	1
	1	32.64%			
孤独倾向	-	12.749	2.263	3	15
BMI指数	-	22.286	3.774	8.651	44.995
生病住院次数	-	0.153	0.570	0	10
核心解释变量					
高频率互联网使用	0	18.76%	0.390	0	1
	1	81.24%			
控制变量					
性别	女	53.30%	0.499	0	1
	男	46.70%			
年龄	-	32.359	7.429	18	44
婚姻	未婚	26.65%	0.442	0	1
	已婚	73.35%			
民族	汉族	91.83%	0.274	0	1
	少数民族	8.17%			
受教育程度	未接受教育	2.81%	1.187	0	5
	小学和私塾	10.54%			
	初中	26.39%			
	高中、中专、技校	21.22%			
	大学专科、本科	35.74%			
	研究生及以上	3.30%			
收入(取对数)	-	8.562	4.184	0	16.118

(续表1)

变量	类别/指标	平均值/百分比	标准差	最小值	最大值
宗教信仰	0	91.27%	0.282	0	1
	1	8.73%			
	否	96.76			
中介变量					
社会支持	下层	19.51%	0.834	1	5
	中下层	37.76%			
	中层	37.80%			
	中上层	4.83%			
	上层	0.09%			
社会交往	从来不	5.22%	1.152	1	6
	一年1次或更少	6.61%			
	一年几次	16.84%			
	大约一个月1次	11.42%			
	一个月几次	32.06%			
	一周1~2次	22.48%			
	几乎每天	5.37%			
体育锻炼(次/周)	-	1.859	2.403	0	10
游戏娱乐	从不	3.51%	0.998	1	5
	很少	11.37%			
	有时	24.11%			
	经常	45.28%			
	总是	15.74%			
商业医疗保险	0	80.86%	0.393	0	1
	1	19.14%			
信息诱导(分钟/天)	-	118.839	121.562	0	840
工具变量					
互联网普及率	-	56.96%	12.545	39.92%	77.81%
家人是否上网	0	7.60%	0.265	0	1
	1	92.40%			

二分变量,采用Probit模型来进行基准回归;对于青年世代健康测量维度中的连续变量,采用OLS模型进行基准回归(均采用稳健标准误形式)。在探究高频度互联网使用影响青年世代的健康路径中可能存在的中介机制时,本文使用社会网络(社会地位、社会交往)、健康管理(商业医疗保险、体育锻炼)、网络诱导(游戏娱乐、信息诱导)作为中介变量。考虑到本文存在线性回归和非线性回归两种形式,中介效应KHB在这方面具备优势。

基于“技术-关系-健康”的逻辑主线,本文梳理了互联网使用与青年世代健康之间的逻辑因果链,

但是在实证因果之维,两者间的关系依旧会因为潜在的内生性问题而造成估计偏误。其一,在互联网使用与青年世代健康的关系机制中,个体互联网使用频度可能受到家庭的决策影响(这种影响在青年世代的年轻群体中尤为明显),这使得个体互联网使用与家庭情况相关联,进而造成遗漏变量偏误。其二,互联网使用影响青年世代健康可能互为因果。例如,研究发现健康状况同样会影响个体对于互联网的使用^[40],健康状况良好的个体会更倾向于更多地使用互联网。其三,个体的互联网使用无论是他者决定层面还是自我影响因素层面,都意味着个体使用互

联网以及使用的频度不是随机的,这种随机性假定的违背会造成统计意义上的自选择问题。

对于遗漏变量、互为因果等内生性问题,本文使用工具变量法进行修正(2SLS和IV-Probit),包括:省级层面“互联网普及率”和“家人是否上网”。工具变量选取需要满足相关性和外生性假设。一方面,互联网普及率越高,互联网基础设施越完备,这种互联网基础设施的覆盖广泛化和使用设施便利化正向强化了人们对互联网的使用。同时,互联网普及率越高,信息技术的同伴效应就会越强,个人高频度使用互联网的可能性就越大,两者存在相关性。另一方面,省级层面的互联网普及率几乎不受个体因素影响,这在理论上满足外生性假设。逻辑而言,若家人上网,那么个人上网的可能性就会非常大,但是家人上网很难对个体健康产生直接影响,这也在理论上满足外生性和相关性假设(本文在工具变量回归中采用了严格的工具变量内生检验、弱工具变量检验,从统计上表明了“互联网普及率”以及“家人上网”是合理的工具变量)。工具变量法解决内生性存在局限性,为了应对不可观测变量带来的选择性偏误,并测度出高频度互联网使用引致的个体健康差异的平均处理效应,本文进一步使用内生转换模型估计高频度互联网使用影响青年世代的健康效应。

四、结果分析

本文基于CGSS2017数据,首先采用系列基准回归验证高频度互联网使用对青年世代健康的直接影响。在此基础上,基于工具变量法和内生转换模型应对潜在的内生性问题,并测度互联网影响青年世代健康的平均处理效应。接着,基于理论逻辑验证互联网使用影响青年世代健康可能的路径机制。

1. 高频度互联网使用与青年世代的健康

本文首先进行OLS稳健回归,在此基础上使用IV-Probit和2SLS模型应对可能存在的内生性问题。下页表2的工具变量内生检验、弱工具变量检验、第一阶段F值和P值均证明所选工具变量的适当性以及工具变量法的合理性。进一步对可能存在的遗漏变量造成估计偏误进行检验^[41]。Oster检验适用于因变量为连续变量情况,本文在此将分类变量作

为连续变量处理。通过遗漏变量检验,有一半检验结果证明存在不可观测变量造成的遗漏变量偏误($P < 0.1$),同样证实本文采用工具变量法回归具备合理性(篇幅所限,感兴趣的读者可以联系作者获取遗漏变量检验的统计结果表)。

由模型1可知,高频度互联网使用在1%的显著性水平下对主观健康起到显著促进作用,假设1对应成立。由模型2可知,在使用工具变量进行内生性处理后,检验结果表明不存在弱工具变量问题,同时内生检验拒绝了高频度互联网使用的外生假设。此时,高频度互联网使用仍在1%显著性水平下对主观健康起到显著的促进作用,结论仍成立。由模型3可知,高频度互联网使用对抑郁倾向具有抑制作用,但是这种作用是不显著的,假设1对应并未得到印证。在模型4中使用IV-Probit模型进行估计,此时高频度使用互联网在10%显著性水平下对抑郁倾向起到抑制作用,假设1对应成立,假设3不成立。高频度使用互联网能显著抑制青年世代的抑郁倾向。由模型5可知,高频度互联网使用对孤独倾向具备抑制作用,但是这种作用是不显著的。在使用IV-Probit模型进行估计的模型6中我们发现,高频度互联网使用在5%显著性水平下对孤独倾向起到抑制作用,假设1对应成立,假设3不成立。高频度使用互联网能显著抑制青年世代的孤独倾向。整体而言,互联网使用对青年世代的心理健康起到显著促进的“健康溢价”效应而非“健康惩罚”效应。

本文进一步分析高频度互联网使用对客观健康的影响。IV-Probit模型和2SLS估计结果显示,高频度互联网使用在1%显著性水平上对BMI指数起到显著促进作用。高频度互联网使用加重青年BMI指数上升的健康危机,造成潜在肥胖超重的“健康惩罚”,假设4成立。从生病住院次数来看,高频度互联网使用在1%显著性水平上对生病住院次数起到抑制作用,平均而言(控制其他变量不变)高频度使用互联网群体要比低频度使用互联网群体每年住院次数少0.7次,假设1对应部分成立。与互联网使用对主观健康和心理健康的同向性结论不同,互联网对客观健康两个维度的影响相互对立:即在减少生病住院次数的同时,造成BMI指数增长的“健康惩罚”。

表2

互联网影响青年健康多维度效应

模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	
自评健康		抑郁倾向		孤独倾向		BMI指数		生病住院次数		
Probit	IV_Probit	Probit	IV_Probit	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	
高频度互联网使用	0.240***	1.273***	-0.048	-0.720*	-0.251	-2.614**	0.393**	2.695***	-0.126*	-0.723***
	(0.084)	(0.387)	(0.060)	(0.368)	(0.188)	(1.094)	(0.169)	(0.932)	(0.077)	(0.280)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
截距	2.167***	1.526***	-1.700***	-1.511***	-15.187***	-14.130***	16.684***	16.002***	0.189	0.808***
	(0.528)	(0.568)	(0.487)	(0.512)	(1.377)	(1.593)	(1.357)	(1.412)	(0.617)	(0.239)
N	4024	3993	4021	3991	1375	1375	3946	3917	4014	4014
(伪)R ²	0.113		0.017		0.035		0.104		0.026	
弱工具变量检验(Wald)	-	chi2(1)= 10.82 P=0.001	-	chi2(1)= 3.83 P=0.050	-	-	-	-	-	-
内生性检验(Wald)	-	chi2(1)= 8.73 P=0.003	-	chi2(1)= 3.49 P=0.062	-	-	-	-	-	-
杜宾-吴-豪斯曼稳健(DWH)内生性检验	-	-	-	-	-	chi2(1)= 5.382 P=0.021	-	chi2(1)= 6.490 P=0.011	-	chi2(1)= 7.311 P=0.007
第一阶段F值、P值	-	93.55 P=0.000	-	100.59 P=0.000	-	33.37 P=0.000	-	70.68 P=0.000	-	95.47 P=0.000

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为稳健标准误。

基于前述文献及理论逻辑,本文认为两者影响路径机制存在差异,前者是网络诱导(游戏诱惑和信息诱导)之维,后者则是社会网络与健康(体育锻炼)之维。在后文的路径机制检验部分,本文将对这一看似相悖的结论做进一步说明。

2. 高频度互联网使用影响青年世代健康的平均处理效应

由表3可知,高频度使用互联网和低频度使用互联网的青年世代在自评健康、心理健康(抑郁倾向)、心理健康(孤独倾向)、BMI指数和生病住院次数方面都具备显著的差异性。但是这种均值的差异未考虑控制其他变量,为了应对可能存在的样本自选择导致偏误,本文使用内生转换模型进一步测度青年世

代健康的平均处理效应。

由内生转换模型的结果可知(由于篇幅所限,本文在此未提供内生转换模型的图表结果),各内生转换模型的 ρ_1 均显著,模型拟合优度检验和方程独立性检验均至少在10%水平下显著,说明存在样本选择偏差,采用ESP和ERP模型是合理的。进一步,我们测度高频度互联网使用影响青年世代健康的平均处理效应。考虑到结果的政策意义,本文仅展示处理组的平均处理效应ATT。

由表4可知,对于高频度使用互联网的青年来说,相对于这些青年低频度使用互联网(反事实),其主观健康概率增加16.9%;对于高频度使用互联网的青年来说,相对于这些青年低频度使用互联网(反

表3 比较视野下高频度使用互联网群体和低频度使用互联网群体健康差异

变量	高频度使用互联网(3533)	低频度使用互联网(811)	T检验
自评健康	0.960	0.863	-11.800***
抑郁倾向	0.314	0.381	3.684***
孤独倾向	5.186	5.580	2.635**
BMI指数	0.420	0.147	2.859**
生病住院次数	0.134	0.234	4.589***

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

表4 内生转换模型:主观和心理健康测度

	ATT	标准误	t值	变化(%)
主观健康	0.169***	0.002	93.262	
抑郁倾向	-0.361***	0.002	-2.1e+02	
孤独倾向	-0.432**	0.025	17.311	11.6%
BMI指数	0.367***	0.028	12.898	1.7%

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著;(2)变化幅度(%)=[(处理组-对照组)/对照组]*100%,为了格式统一,统一处理成百分比形式。

事实),其抑郁倾向下降36.1%;对于高频度使用互联网的青年来说,相对于这些青年低频度使用互联网(反事实),其孤独倾向下降11.6%;对于高频度使用互联网的青年来说,相对于这些青年低频度使用互联网(反事实),其BMI指数上升1.7%。

3. 高频度互联网使用影响青年世代健康的机制分析

由表5可知,在高频度互联网使用影响主观健康(自评健康)和心理健康(抑郁倾向、孤独倾向)路径中,社会网络(社会支持、社会交往)中介效应显著,中介效应依次占比18.48%、60.64%、18.21%,假设2a成立,假设2b不成立,假设3a不成立。这印证了前述的理论逻辑,互联网技术使得人们形成“线上+线下”交叠的社会网络形态。社会交往的空间距离瓦解使得个体社会网络延展,这种强化的社会网络对青年世代的主观健康和心理健康水平起到裨益

作用。但是对于客观生病住院次数,社会支持中介效应显著,中介效应占比9.27%,社会交往的中介效应则不存在。因此,对于客观身体疾病而言,更为重要的是社会网络背后的社会资源支持,即有效的社会网络。

对健康管理的中介效应机制进行检验后发现,体育锻炼仅对心理健康(抑郁倾向、孤独倾向)和自评健康起到显著中介作用,中介效应分别占比9.61%、9.74%、9.51%。但是在其他路径中则不存在显著中介效应,假设5a得到部分成立,假设5b不成立。此外可以看出,对于当下青年世代而言,互联网所引致的体育锻炼的“增强免疫力效应”(减少生病住院次数)和“减脂减重效应”(BMI指数下降)并未得到证实。可能的解释是,互联网的使用虽然提高了健康素养,增强了体育锻炼意识,但是占用了体育锻炼时间,所以并未通过体育锻炼对青年世代产生显著的

表5 互联网影响健康的中介机制检验

	总效应	直接效应	中介效应	中介效应占比—全部	社会网络		健康管理		网络诱导	
					中介效应占比—社会支持	中介效应占比—社会交往	中介效应占比—体育锻炼	中介效应占比—商业医疗保险	中介效应占比—游戏娱乐	中介效应占比—信息诱导
高频度互联网使用→ 自评健康	0.241***	0.174*	0.068***	27.99%	4.76%	13.72%	9.51%	-	-	-
	(0.089)	(0.091)	(0.018)	-	-	-	-	-	-	-
高频度互联网使用→ 抑郁倾向	-0.068	-0.020	-0.048***	70.25%	31.56%	29.08%	9.61%	-	-	-
	(0.063)	(0.064)	(0.011)	-	-	-	-	-	-	-
高频度互联网使用→ 孤独倾向	-0.285	-0.205	-0.080***	27.95%	5.48%	12.73%	9.74%	-	-	-
	(0.182)	(0.184)	(0.034)	-	-	-	-	-	-	-
高频度互联网使用→ BMI指数	0.755**	0.574*	0.181**	24.00%	-	-	-	-	15.79%	8.21%
	(0.338)	(0.346)	0.077	-	-	-	-	-	-	-
高频度互联网使用→ 生病住院次数	-0.040*	-0.034	-0.006***	15.64%	9.27%	-	-	6.37%	-	-
	(0.026)	(0.026)	(0.003)	-	-	-	-	-	-	-

注:(1)***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著,括号内为标准差;(2)中介机制检验中,所选取的中介变量中介占比过小或未得到统计意义上的验证,均未在结果中进行汇报。

“健康溢价”。商业医疗保险仅在互联网使用影响生病住院次数路径中起到显著中介效应,中介效应占比6.37%。假设5a得到部分成立,假设5b不成立。对网络诱导的中介效应机制进行检验发现,游戏娱乐对BMI指数增长起显著中介作用,中介效应占比15.79%。信息诱导对BMI指数增长起显著中介作用,中介效应占比8.21%。假设5a部分得到成立,假设5b不成立。可见,随着青年世代生活方式的嬗变,网络沉迷、网络信息诱导深刻影响当代青年的自我健康管理和健康水平。

对前文述及的互联网使用对客观健康两个维度——生病住院次数和BMI指数看似相悖的影响做进一步阐述。我们可以发现,高频度互联网使用主要通过社会网络维度下的社会支持和健康管理维度下的商业医疗保险来减少生病住院次数,而高频度互联网使用增加个体BMI指数主要通过网络诱导(游戏娱乐、信息诱导)的途径。这种不同的路径机制对互联网使用影响客观健康的异质性做了合理性背书。对互联网使用影响青年世代各维度健康的遮掩效应做系统性检验后,我们发现,网络诱导之维的信息诱导遮蔽了高频度互联网使用对客观健康(生病住院次数)和心理健康(孤独倾向)的“健康溢价”效应。网络诱导之维的游戏娱乐遮蔽了高频度互联网使用对心理健康(抑郁倾向)的“健康溢价”效应。健康管理之维的商业医疗保险遮蔽了高频度互联网使用造成BMI指数上升的“健康惩罚”效应,假设2b和5b得到部分成立。诸此,可以看出,网络诱导不仅直接造成BMI指数上升的“健康惩罚”,也遮蔽了高频度互联网使用对心理健康和客观健康(生病住院次数)的“健康溢价”。

五、结论与讨论

物理空间与虚拟网络空间有机整合的“互联网+健康”服务管理模式,形成当下世代“人媒互动”的新形势。而“线上+线下”交叠的社会网络形态则刻画了“人际互动”模式下社会交往、社会支持影响个体健康的路径逻辑。数字经济时代的“劳动监控”与“算法锁定”通过“强迫偏好”抑或“引诱偏好”途径使得个体工作生活发生转向,“偏好互动”模式下劳动时间的延展与网络诱导,刺激青年世代潜在

的肥胖超重风险。我们的研究发现:互联网使用的“健康溢价”效应主要体现在主观健康、心理健康以及客观健康维度下的生病住院次数,而互联网的“健康惩罚”效应则主要体现在BMI指数增长。平均而言,高频度使用互联网的青年群体,相对于这一群体低频度使用互联网(反事实),其互联网使用使得个体主观健康概率提升16.9%,抑郁倾向概率下降36.1%,孤独倾向水平下降11.6%,BMI指数水平上升1.7%。

互联网使用以不同的路径机制影响了个体健康水平,而不同路径机制间也呈现复杂交叠的正逆效应。健康管理之维的体育锻炼和社会网络(社会支持、社会交往)在互联网使用影响主观健康、心理健康(抑郁倾向、孤独倾向)路径中起到显著中介作用;对于客观健康而言,健康管理之维的商业医疗保险和社会网络之维的社会支持对客观生病住院次数起到显著的中介作用,网络诱导(游戏娱乐、信息诱导)对BMI指数增长起到显著的中介作用。此外,基于遮掩效应的系统性检验发现,整体而言,网络诱导遮蔽了互联网使用对心理健康(抑郁倾向、孤独倾向)的“健康溢价”效应。健康管理之维的商业医疗保险遮蔽了互联网使用造成BMI指数增长的“健康惩罚”效应。进一步地,影响青年健康各因素存在变与不变的特征。基于随机森林的测度结果,我们发现,无论对于主观健康还是心理健康,传统的资本因素(收入、年龄和受教育程度)仍是最重要的影响因素。但是,互联网使用对青年世代健康预测的重要性突出,尤其对于心理健康,高频度互联网使用对青年世代健康预测的重要性仅次于收入,这揭示了当下持续开展“互联网与健康”议题研究的重要性和紧迫性。

从理论与政策维度而言,“技术-关系-健康”的逻辑系统本质是一种社会关系重组、整合和互动,其在“人媒互动”“人际互动”以及“偏好互动”中体现着社会关系互动的复杂交叠性。当互联网正以直接或间接的方式影响和操纵个人的情感、行为和习惯时,个体如何在扑朔迷离之中找到“自我”?如我们研究所发现,网络诱导不仅直接导致BMI指数增长的“健康惩罚”,同时也遮蔽了互联网的心理健康维度的

“健康溢价”效度。那么,应如何发挥互联网知识共享与提升健康认知的“溢价”能力?技术社会化的过程对网络素养提出了更高要求,在深度参与网络时代的关系互动中,青年世代只有保持自我独立性、克制性和辨别能力,在“技术-关系-健康”之间寻求一种动态平衡,方能实现自我的健康发展。而对于政府来说,“技术-关系-健康”动态平衡需要其全方位的治理参与。首先,政府需要在技术端充当建设角色,着力开拓“互联网+大健康”新内容、新形势,依托互联网技术提高公众健康投资效率,节约健康投资成本,放大互联网“健康溢价”效度等重要政策建构;其次,政府需要在社会端充当治理角色,推动网络生态的整治、净化,建立高效和科学的监管体系,遏制网络诱导的“健康惩罚”。

本文也存在如下不足:其一,工具变量的匹配仅使用省级层面的互联网普及率,这可能导致“同伴效应”不突出,并影响测度的准确性。其二,考虑到工具变量法中工具变量选取难以尽善尽美,尽管基于逻辑和统计意义上的检验证明工具变量的合理性,但潜在的交互(互为因果)问题仍亟待进一步研究补充。尽管有如上局限,我们仍相信本文是对青年世代健康多维度测度和影响路径机制探索的合理尝试,也是对“技术-社会-健康”逻辑分析范式下人口健康研究的有益补充,能为后续研究奠定一定基础。

参考文献:

[1]赵霞,孙宏艳,张旭东,等.《中长期青年发展规划(2016-2025年)》实施以来我国青年健康政策与工作进展分析[J].中国青年研究,2020(12).

[2]邓希泉.中国青年人口与发展统计报告(2015)[J].中国青年研究,2015(11).

[3]郭未,沈晖.重大突发公共卫生事件中的网络社会心态:一个整合分析框架[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2020(12).

[4][17][23]Kraut Robert, Michael Patterson, Vicki Lundmark, et al. 1998, Internet Paradox: A Social Technology That Reduces Social Involvement and Psychological Well-being?[J].

American Psychologist 1998, 53(9).

[5][31]雷跃捷,金梦玉,吴风.互联网媒体的概念、传播特性、现状及其发展前景[J].现代传播(北京广播学院学报),2001(1).

[6]杨乐怡,钟大年.“关系技术”:互联网技术的社会化内涵[J].现代传播(中国传媒大学学报),2019(12).

[7][12]申曙光,吴庆艳.健康治理视角下的数字健康:内涵、价值及应用[J].改革,2020(12).

[8]邓悦,倪星.国外数字健康的内涵、应用与发展趋势[J].国外社会科学,2021(1).

[9]江积海,刘芮,王烽权.互联网医疗商业模式价值动因的组态效应如何促进价值创造?[J].南开管理评论,2022(3).

[10]彭雅楠,席居哲,左志宏.互联网+背景下心理服务类APP的现状、问题及展望[J].中国临床心理学杂志,2017(2).

[11]Görge Frauke, Caroline Oehler, Eckart von Hirschhausen, et al. Get Happy 2-user Perspectives on an Internet Based Self-management Positive Psychology Intervention among Persons with and without Depression: Results from a Retrospective Survey[J]. Journal of Clinical Psychology 2020, 76(6).

[13]Coleman James Samuel, James Smoot Coleman, Thomas J. Farraro. Rational Choice Theory: Advocacy and Critique[M]. Newbury Park, Calif: Sage, 1992.

[14]Grossman Michael. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2).

[15]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).

[16]Gross Elisheva F. Adolescent Internet Use: What We Expect, What Teens Report[J]. Journal of Applied Developmental Psychology, 2004, 25(6).

[18]Nabi Robin L, Abby Prestin, Jiyeon So. Facebook Friends with (Health) Benefits? Exploring Social Network Site Use and Perceptions of Social Support, Stress, and Well-being[J]. Cyberpsychology, Behavior and Social Networking, 2013, 16(10).

[19]Kessler, Ronald C, Jane D McLeod. Social Support and Mental Health in Community Samples[M]. Academic Press, 1985.

[20]Taylor, Shelley E, Annette L Stanton. Coping Resources, Coping Processes, and Mental Health[J]. Annual Review of Clinical Psychology 1995, 1(1).

cal Psychology, 2007, 3(1).

[21]Cobb Sidney. Social Support as a Moderator of Life Stress [J]. Psychosomatic Medicine, 1976, 38(5).

[22]成伯清. 自我、中介与社会: 作为情感机器的互联网 [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(1).

[24]Kim Junghyun, Robert LaRose, Wei Peng. Loneliness as the Cause and the Effect of Problematic Internet Use: The Relationship between Internet Use and Psychological Well-being[J]. Cyberpsychology & Behavior, 2009, 12(4).

[25]汪怀君. 论网络空间人际交往的伦理困境[J]. 自然辩证法研究, 2005(7).

[26]Booth Alison L, Marco Francesconi, Jeff Frank. A Sticky Floors Model of Promotion, Pay, and Gender[J]. European Economic Review, 2003, 47(2).

[27]Auld M Christopher, Lisa M Powell. Economics of Food Energy Density and Adolescent Body Weight[J]. Economica, 2009, 76(304).

[28]Zach Sima, Sabina Lissitsa. Internet Use and Leisure Time Physical Activity of Adults: A Nationwide Survey[J]. Computers in Human Behavior, 2016, 60.

[29]Chou Shin-Yi, Inas Rashad, Michael Grossman. Fast-food Restaurant Advertising on Television and Its Influence on Childhood Obesity[J]. The Journal of Law and Economics, 2008, 51(4).

[30]DiNardi Michael, Melanie Guldi, David Simon. Body Weight and Internet Access: Evidence from the Rollout of Broadband Providers[J]. Journal of Population Economics, 2019, 32(3).

[32]何艺璇, 闫文捷. 谁在社交媒体扩散虚假健康信息? ——

健康素养与分析性思维的作用[J]. 新闻记者, 2021(7).

[33]Jiang Shaohai, Richard L. Street. Pathway Linking Internet Health Information Seeking to Better Health: A Moderated Mediation Study[J]. Health Communication, 2017, 32(8).

[34]Sapelli Claudio, Bernardita Vial. Self-selection and Moral Hazard in Chilean Health Insurance[J]. Journal of Health Economics, 2003, 22(3).

[35]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(5).

[36]Van Raalte, Judy L, Britton W Brewer. Exploring Sport and Exercise Psychology[M]. Washington, DC: American Psychological Association, 2002.

[37]Voorhees Carolyn C, David Murray, Greg Welk, et al. The Role of Peer Social Network Factors and Physical Activity in Adolescent Girls[J]. American Journal of Health Behavior, 2005, 29(2).

[38]郭未, 鲁佳莹. 流动中的小镇青年: 心怀远方还是惦念故乡 ——基于 CMDS 2016 数据的实证研究[J]. 中国青年研究, 2020(2).

[39]贺寨平. 个人特征与老年人社会支持[J]. 江苏社会科学, 2008(5).

[40]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(3).

[41]Oster Emily. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37(2).