

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

陆杰华, 汪 斌

摘 要: 本文利用2016年中国家庭追踪调查数据, 借鉴以往经典相关理论, 尝试探讨居民互联网使用对其自评健康状况的影响机制及效应。研究表明, 居民互联网使用对其自评健康产生显著的正向影响, 且主要作用途径之一是信息获取机制。进一步使用条件混合过程估计方法(CMP)控制内生性后, 所得结论依然较为稳健。同时发现互联网使用时间与居民自评健康之间呈现“倒U型”关系, 过度使用互联网可能不利于健康。异质性分析结果还表明, 互联网使用对不同世代的健康效应差异并不显著, 但对不同社会经济地位者的健康效应存在显著差异, 互联网使用可能有利于缩小健康不平等。研究结果对于在互联网时代和“健康中国”战略实施背景下推进健康中国建设、促进健康事业发展和缩小国民健康不平等具有一定的参考意义。

关键词: 互联网使用; 自评健康; 信息获取机制; 健康不平等

DOI: 10.13471/j.cnki.jsysusse.2020.03.013

一、引 言

21世纪以来, 互联网逐渐进入大众普及时代。根据中国互联网络信息中心(2019)发布的第44次《中国互联网络发展状况统计报告》显示, 中国网民的规模已经达到8.54亿, 互联网普及率已经达到61.2%。美国当代社会学家曼纽尔·卡斯特(2001)将以计算机和新通信技术为标志的超越传统工业社会的新社会形态定义为网络社会或信息社会。信息社会的到来不仅对政治、经济和文化产生了深刻的影响, 而且也改变了人们传统的学习、工作及生活方式。

在信息技术深入发展和大众网络深入普及的背景下, 互联网与健康之间关系逐渐进入传统社会科学的研究视野。在国外有关互联网与健康研究中已经发现数字不平等与人口健康差异有着紧密的关系, 其中数字鸿沟被认为是健康促进和医疗保健方面值得重点关注的新问题(Chou et al., 2011)。与国外研究相比, 国内对此现象缺乏足够的关注, 在此领域的研究起步也较晚。国内既有相关研究中关注对象多为老年人口, 研究视角多从心理学展开, 在研究方法上也较少考虑内生性问题(汪连杰, 2018; 李成波等, 2018)。

在互联网快速发展时代和推动“健康中国”战略实施关键时机下, 进一步明晰互联网使用与居民健康之间的关系, 对于在新时代背景下推进健康中国建设、促进健康事业发展和提升国民健康水平有着明

* 收稿日期: 2019—12—29

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“实现人口经济社会健康老龄化的对策研究”(16JJD840004)

作者简介: 陆杰华, 北京大学中国社会与发展研究中心、社会学系(北京100871);

汪 斌, 北京大学社会学系(北京100871)。

显的参考价值。在此背景下,本文利用2016年中国家庭追踪调查数据,借助二元Logit回归模型和条件混合估计方法(CMP方法),客观探究互联网使用对居民自评健康状况的影响及可能作用机制,并在社会分层视角下进一步考察互联网使用对健康不平等的影响。

二、相关文献回顾与评述

国内外众多学者对互联网与健康之间的关系进行了深入探讨,主要形成了三种代表性观点。第一种观点是健康促进论,认为互联网技术使用者往往有着更好的心理健康、身体健康和医疗决策能力,互联网使用对自评健康有显著的正向影响(Hong et al., 2017),通过缩小数字鸿沟可以带来健康效益(Kreps, 2005)。第二种观点是技术压力论。技术压力是指由于无法以健康的方式应对计算机技术而引起的现代适应疾病(Craig, 1984)。技术压力已经扩展到一般技术(比如互联网)的使用中。网络成瘾是技术压力一个重要表现,其重要的特征是技术用户倾向于将大量时间分配在互联网使用上。现有研究发现,无论是网络成瘾或过度使用互联网,还是对网络社交媒介的依赖,都会增加互联网使用者的健康风险(Allcott et al., 2019)。第三种观点是间接关系论,认为互联网使用反映的其实是社会经济地位对健康的影响,而互联网使用本身不会对健康产生直接影响。也就是说互联网对健康的影响其实质反映的是社会经济地位的作用,互联网本身对健康并无影响(Gracia & Herrero, 2009)。目前大部分观点倾向于健康促进论,而技术压力论反映的其实是对过度使用互联网所导致的健康风险问题反思。在实际探究互联网使用与健康关系时,不仅应该考虑到是否接入互联网对健康的影响,而且有必要考察互联网使用强度和健康之间的关系。

互联网作为信息媒介本身是无法直接影响健康的,必然是通过某种机制对健康产生作用。在对互联网使用和健康关系机制的研究中,主要形成了两种具有影响力的解释机制。第一种是人际情感解释机制。对于该机制的具体解释主要包括社会参与、社交活动、休闲娱乐等,多集中于对心理健康方面的解释(LaRose et al., 2001; Szabo et al., 2018)。第二种是信息获取解释机制。在网络社会,互联网作为一种传播媒介是健康信息的重要来源,网络使用者可以通过互联网查找健康知识、搜索疾病特征信息、加强健康预防和保健、参与在线健康活动、改善生活方式等活动提高个体健康水平(Sillence et al., 2007)。

在考察健康不平等时,传统社会分层理论视角往往认为信息和资源的流动受到了权力精英的控制,高社会经济地位阶层在信息和资源占有上更具有优势,从而获得更高的健康水平,并形成了所谓“社会因果论”。但是网络社会学理论认为“流动的权力优于权力的流动”(曼纽尔·卡斯特, 2001)。传统的工业社会的权力结构在网络社会中发生变化,信息与资源流动方式已经发生变迁。互联网技术在推动了信息分布平态化与信息流动网络化的发展同时,以极其低廉的方式把包含各式各样的知识与信息呈现在普通大众前,推进了信息平民化的实现(徐清源等, 2018)。在健康研究中,一方面确实发现最需要获得健康支持的群体,往往是在互联网接入方面最困难的低社会经济地位群体(Newman et al., 2012)。但另一方面互联网使用的增长和网络上可用的健康信息的增加,正在改变健康信息的格局(Jacobs et al., 2017),互联网使用作为重要的信息资源的载体可能会调节社会经济地位对健康的影响,进而有助于减轻健康方面的社会不平等(Rains, 2008)。也就是说在信息社会,互联网使用可能促进了信息与资源的流动,互联网接入上处于弱势的低社会经济地位群体,在接入互联网之后,获得了在传统社会中由于信息与资源弱势地位不足而未被满足的健康需求,从而有利于缩小不同阶层之间的健康不平等。但目前国内基于社会分层视角考察健康的研究中往往忽略信息技术发展背景下健康不平等的变化,难以回答网络社会中健康不平等新问题。

在考虑社会变迁因素影响时,队列也是不可忽视一个重要维度(Ryder, 1996)。Prensky(2001)认为出生在数字时代的年轻人是“数字原住民”,出生于数字时代之前的中年人是“数字移民”。“数字原住

民”天然熟悉和依赖信息通讯技术,而“数字移民”则通过学习“数字语言”融入数字时代(Tapscott, 1999)。老年人则被称之为“数字时代的难民”。不同世代所经历的不同社会变迁环境可能形成了他们在互联网使用时机会、能力和习惯的差异。在社会分层视角下研究互联网使用影响时,除了传统社会经济地位因素,同样难以忽略不同出生队列人群所形成的年龄分层效应。

综上所述,在以往关于互联网使用与健康关系的研究中,无论是健康促进论、技术压力论还是间接关系论,实际上都未能充分明晰互联网使用与其健康之间的关系,且互联网使用与健康之间往往存在难以忽视的内生性问题。在进一步的影响机制的探究中,现有研究主要形成了人际情感解释和信息获取解释两种路径。但以往研究往往侧重于心理健康,忽略对信息获取解释机制的探究,且当考虑到更综合的自评健康时很少有实证研究进行更深一步的探讨。同时,传统社会分层理论视角在探讨社会经济地位与健康不平等之间的关系时,主要形成了健康选择论、社会因果论等理论。但从传统工业社会到网络社会,社会权利结构和信息的流动方式已经发生了变化,社会分层研究亟需重点关注社会变迁背景下信息技术发展对健康不平等的影响。

三、研究设计

(一) 研究假设

基于上述考虑,本文聚焦的主要问题包括:(1)居民的互联网使用是否会影响其自评健康状况?如果有影响,那么互联网使用影响居民自评健康状况的主要机制是什么?(2)在不同出生队列人群中,互联网使用的健康效应是否存在显著差异?以及互联网使用是否减轻了不同阶层之间的健康不平等?为了进一步探究互联网使用与居民自评健康之间的关系,根据前文综述及相关理论,本文提出四个基本假设:

假设 1a:与不使用互联网居民相比,使用互联网的居民自评健康状况更好。

假设 1b:互联网使用时间对数和居民自评健康状况之间存在非线性关系。

假设 2:居民认为互联网作为信息渠道重要性越高,其自评健康状况越好。

假设 3:互联网使用对不同出生队列居民的自评健康影响存在显著差异。

假设 4:互联网使用对不同社会经济地位居民自评健康的影响存在显著差异。

(二) 数据来源

本研究所使用的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心 2016 年最新实施的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。中国家庭追踪调查是一项全国性、综合性的社会追踪调查项目,旨在通过追踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据基础。考虑到 CFPS 数据中老年人互联网使用样本量偏少及老年人社会经济地位测量尚存在争议等缘故,本文的研究对象限定为 16~64 岁人口,在剔除缺失严重的样本和不符合条件的样本后,有效样本数为 22,496 人。

(三) 变量设置

1. 因变量:自评健康状况。自评健康具有较好的信度和效度,即使在考虑了客观健康状况的条件下自评健康依然能够较好地代表人口的综合健康状况(Idler & Benyamini, 1997; 齐亚强, 2014)。在 CFPS2016 中问卷设问为“您认为自己的健康状况如何”,问题有五类,分别为“非常健康”、“很健康”、“比较健康”、“一般”和“不健康”五个选项。基于整个样本状况与研究实际的考虑,本文将前四类合并为“健康”,并赋值为 1,“不健康”赋值为 0。

2. 自变量:本文核心自变量为居民互联网使用情况。本文的互联网使用是指人们能够通过手机、电脑等现代信息通讯技术手段应用互联网技术进行学习、社交、娱乐等活动的行为,具体包括是否使用互联网和互联网使用的强度。通过问卷中“是否移动上网”和“是否电脑上网”生成新变量是否使用互联

网,回答”是”赋值为1,“否”的赋值为0。通过互联网使用时间测量互联网使用的强度。互联网使用时间通过“每周空闲上网的时间有多少小时对数”生成。此外,为了考察互联网使用影响健康的机制,本研究通过问卷中“互联网对您获取信息的重要性”生成变量互联网作为信息渠道重要性,选项按“非常不重要”到“非常重要”从1到5进行赋值,分数越高表明互联网作为信息渠道的重要程度越高。

3. 控制变量: 根据以往的研究,本文控制变量主要包括年龄、性别、婚姻状况、体育锻炼、ISEI、城乡类型和地区。由于我国城乡、区域之间医疗资源配置不均,由此可能导致居民健康状况也存在差异,因此将城乡和地区作为控制变量。在本研究中社会经济地位是一个核心变量。在社会经济地位的衡量方式上,Blau和Duncan(1967)根据每个职业的平均教育水平和收入计算出社会经济地位指数,后 Ganzeboom(1992)等人在此基础上发展出较为成熟的国际标准社会经济地位指数(International Socio-Economic Index, ISEI)。参照以往研究,本研究中利用 ISEI 测量个体社会经济地位。从1987年中国人发出第一封电子邮件到今天互联网的快速普及,不同世代人群出生、学习与工作的生命历程交织于互联网不同的发展阶段。据此,这里将出生队列简要划分为1967年以前、1967—1986年和1987年及以后三个类别。

表1是相关变量的描述统计结果。从表1可知,自评不健康的人口年龄均值略高,比自评健康的人口高8.76岁。自评不健康人口中女性居多,而男性仅占41.8%,这比自评健康的男性低12.8%。整体来看,自评健康的人口比自评不健康人口受教育程度更高。自评不健康的人口参与体育锻炼比例为32.2%,比不参与体育锻炼的人口低6.6%。社会经济地位越高的居民整体健康状况更好。自评健康人口中 ISEI 均值为35.02分,比自评不健康中人口高6.27分。自评健康人口中为城镇居民的占49.3%,比自评不健康的人口高13.1%。居民的健康状况可能存在地区差异,东部地区自评健康的人口占41.4%,比自评不健康的人口高6.6%。西部地区自评健康的人口占29.7%,比自评不健康的人口低7.7%。互联网使用和居民健康状况关系密切,自评不健康人口中使用互联网的人口仅占23.2%,比自评健康人口中使用互联网比例低30.2%。自评不健康的人口互联网使用时间对数略低于自评为健康的人口。自评不健康人口中互联网使用作为信息渠道重要性的均值为1.82,比自评健康的人口低0.96。

表1 相关变量描述统计

	全体样本		健康		不健康	
	均值/比例	标准差	均值/比例	标准差	均值/比例	标准差
年龄(岁)	41.96	12.39	40.92	12.29	49.68	10.23
出生队列						
1967年以前	0.315	0.465	0.281	0.450	0.567	0.496
1967—1986年	0.460	0.498	0.471	0.499	0.377	0.485
1987年及以后	0.224	0.417	0.247	0.431	0.055	0.229
性别						
女性=0	0.470	0.499	0.454	0.498	0.582	0.493
男性=1	0.530	0.499	0.546	0.498	0.418	0.493
婚姻状况						
无配偶=0	0.153	0.360	0.160	0.367	0.102	0.303
有配偶=1	0.847	0.360	0.840	0.367	0.898	0.303
体育锻炼						
不参与=0	0.620	0.485	0.612	0.487	0.678	0.467
参与=1	0.380	0.485	0.388	0.487	0.322	0.467
ISEI	34.27	14.45	35.02	14.68	28.75	11.23
城乡类型						
农村=0	0.522	0.500	0.507	0.500	0.638	0.481

城镇 = 1	0.478	0.500	0.493	0.500	0.362	0.481
地区						
东部 = 1	0.406	0.491	0.414	0.493	0.348	0.476
中部 = 2	0.287	0.453	0.289	0.453	0.278	0.448
西部 = 3	0.306	0.461	0.297	0.457	0.374	0.484
互联网使用						
否 = 0	0.502	0.500	0.466	0.499	0.768	0.422
是 = 1	0.498	0.500	0.534	0.499	0.232	0.422
互联网使用时间对数	1.14	1.30	1.23	1.30	0.50	1.00
互联网使用时间对数平方	2.99	4.02	3.22	4.09	1.27	2.96
互联网作为信息渠道重要性	2.67	1.64	2.78	1.63	1.82	1.38
家庭通讯支出对数	5.00	0.989	—	—	—	—
样本量		22496		19819		2677

(四) 分析方法

本文因变量自评健康状况(健康 = 1, 不健康 = 0) 是二分类变量, 因此使用二元 Logit 回归模型进行分析。在模型中 p 表示居民自评健康的概率, β_i 表示的是解释变量 x_i 的系数, k 为解释变量个数, α 为截距项。模型基本形式如下:

$$\ln\left(\frac{p(y=1)}{1-p(y=1)}\right) = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i \quad (1)$$

居民自评健康状况为“健康”的概率为:

$$p(y=1|x) = \frac{e^\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i}{1 + e^\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i} \quad (2)$$

互联网使用研究通常存在着一定内生性问题, 比如健康状况同样可能影响居民的互联网使用, 从而产生反向因果问题, 导致模型估计出现偏误。为此, 本文借鉴祝仲坤(2018) 等的研究, 将“家庭每月邮电通讯费(包括电话、手机、上网、邮寄等)对数形式”(简称家庭通讯支出)作为互联网使用和互联网作为信息渠道重要性的工具变量, 尝试对内生性问题进行纠正。家庭通讯支出费用与自变量有很强的关系, 符合工具变量相关性要求, 同时家庭通讯支出费用也并不能直接影响个体健康状况。由于内生解释变量互联网使用是离散变量, 而 Ivprobit 要求内生解释变量必须为连续型变量, 传统的 Ivprobit 模型不再适用。而条件混合过程估计方法(Conditional Mixed Process, 简称 CMP) 比 Ivprobit 适用范围更广, 是适用于不同模型、多个阶段的混合过程估计方法(Roodman, 2001)。综合考虑内生变量的特点, 本文选用条件混合估计方法(CMP 方法) 解决可能的内生性问题。

四、主要分析结果

(一) 互联网使用对居民自评健康的影响及作用机制

本文以自评健康状况为因变量, 通过拟合 Logit 模型来检验互联网使用对健康的影响及可能作用机制。模型 1 为基准模型, 在未控制其他变量的情况下考察是否使用互联网对居民自评健康的影响。模型 2 在模型 1 的基础之上纳入控制变量, 进一步检验互联网使用对居民自评健康的影响。模型 3 考察互联网使用强度对居民自评健康的影响。而模型 4 是以互联网使用作为信息渠道的重要性为自变量, 考察互联网使用对居民自评健康主要作用机制。研究结果见表 2。

由模型 1 结果可知, 互联网使用对自评健康有显著的正向影响, 但仍需进一步验证。在纳入控制变量后, 模型 2 结果表明互联网使用对自评健康仍然有显著影响。这否定了间接关系论, 同时也证实了假

设 1a。根据模型 2 拟合结果,使用互联网的居民自评健康状况为“健康”的发生比要比不使用互联网居民高 32.6% ($e^{0.282} - 1$)。也就是说与不使用互联网居民相比,使用互联网居民自评健康状况更好。同时控制变量中的年龄、性别、婚姻状况、体育锻炼、ISEI、城乡类型和地区都对居民自评健康有显著的影响。具体而言,年龄越小、男性、有配偶、参与体育锻炼、社会经济地位更高、城镇和东部地区的居民自评健康的可能性更大。这也与以往的研究结果基本一致(赵广川,2017)。模型 3 主要考察了本研究所关注的互联网使用强度对居民自评健康状况的影响。结果显示互联网使用时间对自评健康的影响呈现出显著的边际递减趋势。这表明互联网使用的时间与自评健康之间可能存在“倒 U 型”关系(见图 1)。但传统二次项检验方法并不能完全证实 U 型关系存在。Lind 和 Mehlum(2010)发现当自变量和因变量之间真正的关系是凸且单调时,二次项将产生一个错误极值点,从而形成一个“伪 U 型”曲线。因此,本文进行了进一步的检验。结果表明,模型 3 中 Utest 检验显著,且拐点值为 2.27。随着互联网使用时间对数的增加,居民自评健康状况为“健康”的可能性更大,但当互联网使用时间对数超过一定门槛值后,居民自评健康状况为“健康”的可能性会不断减小(见图 1)。这表明互联网使用强度和自评健康状况之间存在真实的“倒 U 型”关系。这证实了假设 1b。这也表明技术压力论与健康促进论之间并不矛盾,其实质反映的是不同视角下对于互联网使用对健康影响的认识。综合来看,互联网使用对自评健康的确有显著正效应,但过度使用互联网可能不利于个体健康水平的提升。

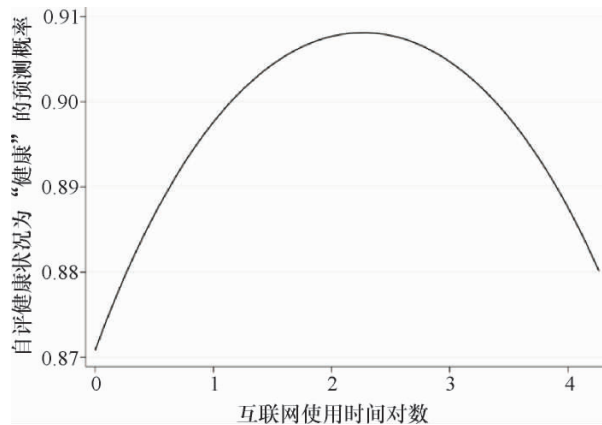


图 1 互联网使用时间与自评健康状况的“倒 U 型”图

接下来,本文进一步考察了互联网使用影响自评健康的作用机制。模型 4 拟合结果表明,居民认为互联网使用作为信息渠道的重要性越高其自评为“健康”的可能性越大。这证实了假设 2。信息获取可能是互联网使用影响居民自评健康状况的主要机制之一,居民可能通过信息通信技术提升了健康信息获取能力,从而增强疾病预防意识和改变不健康生活方式,继而促进了其健康水平。Kreps(2001)认为健康信息为指导健康行为、治疗和决策提供了依据,对于医疗保健和健康促进至关重要。国内研究表明移动互联网技术的发展更进一步提高了健康信息的泛化存在程度,消费者健康信息搜寻行为在互联网时代广泛存在(宋士杰等,2019)。宋士杰等(2018)研究发现相对于其他健康信息获取渠道,信息通讯技术对城乡居民健康素养的促进作用最大。在腾讯发布的《大健康产业数据洞察报告》中,也显示仅 2019 年上半年,腾讯新闻的健康内容点击量突破 41 亿次,其中饮食健康、癌症、疾病防治等话题高居阅读量榜首,生活方式、慢性病等话题受到国民的高度重视。在网络社会,得益于发达的网络传播工具,国民的疾病预防需求愈加强烈,健康保健意识逐渐增强,人们也越来越重视健康的生活方式。因此,结合现有国内外研究成果,并通过对假设 2 的验证,可以在一定程度上认为,互联网使用对自评健康的正效应可能是通过互联网作为健康信息机制发挥作用,也就是说,互联网作为重要的信息资源媒介可能通过健康信息的传播对居民的自评健康产生了促进效应。

表2 互联网使用影响居民自评健康的 Logit 回归模型分析

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
年龄		-0.054 ^{***} (0.002)	-0.053 ^{***} (0.002)	-0.053 ^{***} (0.002)
男性		0.534 ^{***} (0.043)	0.532 ^{***} (0.043)	0.532 ^{***} (0.043)
有配偶		0.156 [*] (0.072)	0.154 [*] (0.072)	0.164 [*] (0.072)
参加体育锻炼		0.137 ^{**} (0.047)	0.135 ^{**} (0.047)	0.124 ^{**} (0.047)
ISEI		0.012 ^{***} (0.002)	0.012 ^{***} (0.002)	0.011 ^{***} (0.002)
城镇		0.169 ^{***} (0.048)	0.168 ^{***} (0.048)	0.172 ^{***} (0.048)
中部		-0.114 [*] (0.054)	-0.114 [*] (0.054)	-0.113 [*] (0.054)
西部		-0.311 ^{***} (0.052)	-0.310 ^{***} (0.052)	-0.309 ^{***} (0.052)
互联网使用	1.333 ^{***} (0.048)	0.331 ^{***} (0.063)		
互联网使用时间对数			0.359 ^{***} (0.081)	
互联网使用时间对数的平方			-0.079 ^{**} (0.026)	
互联网作为信息渠道重要性				0.128 ^{***} (0.019)
Utest			2.13 [*]	
拐点值			2.27	
对数似然值 (自由度)	902.30 (1)	1679.93 (9)	1685.19 (10)	1698.75 (9)
截距	3.851 ^{***} (0.148)	3.565 ^{***} (0.157)	3.552 ^{***} (0.158)	3.375 ^{***} (0.163)
样本量	22496	22496	22496	22496

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 括号内为标准误。

前文的初步分析表明,互联网使用和互联网作为信息渠道重要性对居民自评健康有显著的正效应。但考虑到内生性问题,本研究继续以“家庭通讯支出对数”作为工具变量进一步检验。从表3可知,模型5和模型6的CMP估计结果中 atanhrho_{12} 值在1%的水平上均具有统计显著性,这表明模型可能存在内生性问题,此时有必要采用工具变量方法。第一阶段CMP估计结果显示,家庭通讯支出对数对互联网使用和互联网作为信息渠道重要性的影响均在1%的水平上具有统计显著性,满足工具变量相关性的要求。在控制了可能内生性偏误之后,第二阶段CMP的估计结果显示,互联网使用和互联网作为信息渠道重要性对居民自评健康状况的影响仍然显著。这再一次证实了前文的研究结论,即互联网使用和互联网作为信息渠道重要性对居民自评健康的影响是真实可信的。

表3 互联网使用对居民健康影响与机制的内生性分析

	模型5		模型6	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
互联网使用		0.634*** (0.119)		
互联网作为信息渠道重要性				0.533***
家庭通讯支出	0.211*** (0.012)	0.124***	(0.049) (0.009)	
其他变量	控制	控制	控制	控制
atanrho_12		-0.294*** (0.077)		-0.698*** (0.101)
样本量		22496		22496

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 括号内为标准误。

(二) 互联网时代的健康不平等

为了进一步探究信息社会中健康不平等现象,模型7、模型8在模型2的基础上分别加入了出生队列、社会经济地位与互联网使用的交互项,检验互联网使用对自评健康效应的组间差异。具体结果见表4。

表4 互联网使用影响居民自评健康的异质性分析

	模型7	模型8
互联网使用	0.471*** (0.107)	0.692*** (0.153)
1967—1986年	0.013*** (0.124)	
1987年及以后	1.928*** (0.198)	
互联网使用* 1956—1986年	0.013 (0.124)	
互联网使用* 1987年及以后	-0.162 (0.239)	
ISEI		0.019*** (0.003)
互联网使用* ISEI		-0.011** (0.004)
其他变量	控制	控制
对数似然值 (自由度)	1600.51 (12)	1686.76 (10)
截距	0.453*** (0.101)	3.379*** (0.174)
样本量	22496	22496

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 括号内为标准误。

模型7结果显示,互联网使用与出生队列之间交互效应并不显著。这表明在不同出生队列人群中,互联网使用对其健康的效应并不存在显著的差异。以往经验研究认为不同出生队列所处的社会环境与社会结构可能形成了他们在互联网接入机会和能力上的差异,但是实证研究表明在接入网络后所产生的健康回报并不会因为世代而产生显著差异,这否定了假设3。

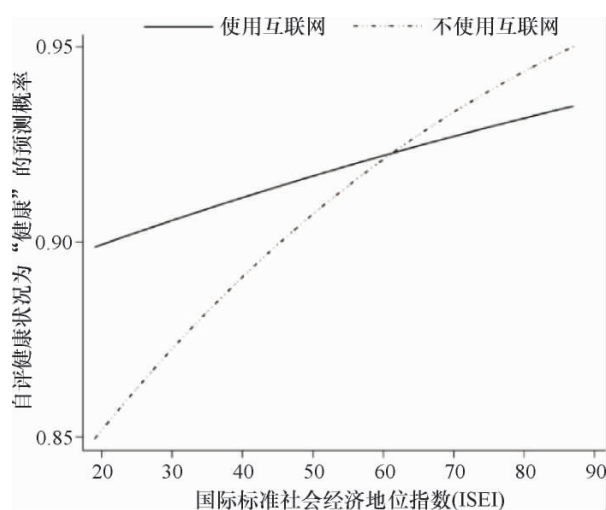


图2 ISEI与互联网使用对自评健康的交互效应图

最后,本文检验了互联网使用对不同阶层的健康效应是否存在差异,继续考察互联网使用对健康不平等的影响。模型8的结果表明,社会经济地位与互联网使用联合检验通过且交互效应显著,从而证实了假设4。在不使用互联网的居民中,ISEI得分每上升10分,自评为健康的发生比就会增加20.9% ($=e^{0.019 \times 10} - 1$);而对于使用互联网的居民而言,ISEI得分每上升10分,自评为健康的发生比仅增加8.3% ($=e^{0.008 \times 10} - 1$)。具体如图2所示,在使用互联网居民中,随着社会经济地位的上升,居民自评健康状况为“健康”的预测概率呈缓慢上升趋势。与之相比,在不使用互联网的居民中,随着社会经济地位的上升,居民自评为“健康”的预测概率呈快速上升的趋势。这表明在网络时代互联网使用有利于减轻不同阶层之间的健康不平等。Brodie(2000)等人研究认为人们一旦可以接入互联网,健康信息的数字鸿沟也就会消失。Lee和Hawkins(2010)基于未满足需求理论进一步发现,信息需求未得到的满足越多的个人花在专业健康信息上的可能性越大。在传统社会中往往最需要得到健康信息支持的是低社会经济地位者。但在从工业社会向网络社会的转型过程中,以往处于劣势地位的低社会经济者受益于互联网技术的接入,可能会缩小与高社会经济地位者信息与资源的差距,从而获得在接入互联网之前未被满足的健康需求,继而产生补偿型的健康效应。所以网络社会的互联网使用可能有利于促进健康信息与资源流动,从而缩小不同社会阶层间的健康不平等。

五、结论与讨论

互联网使用的确有利于提高居民健康水平,且其可能作用路径之一是信息获取机制。但过度使用互联网可能不利于个体健康水平的进一步提升。具体而言,互联网使用对居民自评健康状况有显著的正效应,居民认为互联网使用作为信息渠道的重要性越高,其自评为健康的发生比越大。互联网作为重要的信息资源媒介,可能通过健康信息的传递对居民的自评健康产生了积极的效应。进一步使用CMP方法控制潜在内生性后,所得结论依然稳健。同时研究结果表明互联网使用时间对数与居民自评健康状况之间呈现出“倒U型”关系。当互联网使用强度达到一定阈值后对自评健康的影响将会呈现出显著的边际递减效应。

异质性分析结果同时表明,互联网技术有利于减少不同阶层之间的健康不平等状况。实证研究发现,互联网使用对不同出生队列健康效应的差异并不显著,但对不同社会经济地位者健康的影响可能存在显著差异。互联网技术的普及与发展推动了健康信息资源分布和流动方式发生变化,以往在信息传

播中处于劣势地位的低社会经济地位者,可能会受益于数字时代信息的扁平化,从而减少其与中高社会经济地位者的健康不平等状况。在网络社会,信息技术发展为健康促进带来了一场新的信息革命。

信息技术的力量在某种意义上重塑了我们社会的信息结构,并丰富了传统社会分层理论对健康不平等的解释。本土化研究认为,相比于将健康作为个人社会流动的一种筛选机制的健康选择论,社会因果论在中国社会更具有解释力(陆杰华、郭冉,2017)。社会因果论认为,处于较低社会经济地位的群体面临的健康风险可能性更大(王甫勤,2012)。但从工业社会到信息社会,信息技术作为一种重要的力量,可能会重塑传统社会分层理论对健康不平等解释。也就是说,在信息社会可能存在信息促进效应。即信息技术的发展,可能通过促进了现代医学健康知识的传播与增强健康信息可及性,补偿了由于结构性因素导致的低社会经济地位者信息获取能力的不足,从而有效提高个人的健康水平,减轻不同阶层之间的健康不平等状况。这也启示政策制定者,在信息社会背景下亟需创新传统社会健康治理模式,善于运用健康信息传播技术,为推进健康中国建设、促进健康事业发展和缩小国民健康不平等探索出一条新路径。

本文在数据条件有限的情况下,尝试性地探究了互联网使用对居民自评健康的影响机制与效应,但仍存在着一些不足。互联网作为信息渠道重要性并非是探究影响机制最直接的变量,因此在没有更加详细的健康信息使用变量情况下,基于理论建立的替代性解释变量在机制估计时可能存在一定偏误。此外,不同社会阶层处理信息的能力可能也有所差别;网络健康信息的质量对信息使用者健康的影响也有所差异。但是本文作为在信息社会背景下对于互联网使用与健康关系的一项探索性研究,仍具有一定的理论价值与启发意义。随着调查数据的丰富,在未来更进一步的研究中可以进行更加细致的探讨。

[参 考 文 献]

- 卡斯特. 网络社会的崛起. 北京: 社会科学文献出版社, 2001.
- 李成波, 曹好, George. W. Leeson, 淦宇杰. 互联网使用、社会支持对城市老年人抑郁影响的比较研究——以西部地区三省市调查数据为例. 特区经济, 2018(09): 89—91.
- 陆杰华, 郭冉. 基于地区和社区视角下老年健康与不平等的实证分析. 人口学刊, 2017, 39(02): 57—67.
- 齐亚强. 自评一般健康的信度和效度分析. 社会, 2014, 34(06): 196—215.
- 宋士杰, 赵宇翔, 宋小康, 朱庆华. 互联网环境下失真健康信息可信度判断的影响因素研究. 中国图书馆学报, 2019, 45(04): 72—85.
- 宋士杰, 赵宇翔, 朱庆华. 健康信息获取渠道对健康素养培育的影响——基于城乡异质性视角. 图书与情报, 2018(05): 36—43.
- 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. 现代经济探讨, 2018(04): 101—108.
- 王甫勤. 健康不平等: 社会分层研究新视角. 中国社会科学报, 2012—07—27(B03).
- 徐清源, 罗祎, 陈秋心, 周彦. ICT 应用与社会不平等的重塑: 现象与机制. 中国电子科学研究院学报, 2018, 13(06): 669—673.
- 赵广川. 国民健康不平等及其内在影响机制、演变过程. 世界经济文汇, 2017(05): 55—74.
- 中国互联网络信息中心. 第 44 次中国互联网络发展状况统计报告. 2019(08). http://www.cac.gov.cn/2019-08/30/c_1124938750.htm.
- 祝仲坤, 冷晨昕. 互联网使用对居民幸福感的影响——来自 CSS2013 的经验证据. 经济评论, 2018(01): 78—90.
- Allcott H, Braghieri L, Eichmeyer S, et al. The Welfare Effects of Social Media. National Bureau of Economic Research, 2019.
- Blau P M, Duncan O D. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley, 1967.
- Brodie M, Flournoy R E, Altman D E, et al. Health Information, The Internet, and The Digital Divide. *Health Affairs*, 2000, 19(6): 255-265.
- Chou W Y S, Liu B, Post S, et al. Health-related Internet Use among Cancer Survivors: Data from the Health Information

- National Trends Survey, 2003—2008. *Journal of Cancer Survivorship Research & Practice*, 2011, 5(3): 263-270.
- Cline R J W, Haynes K M. Consumer Health Information Seeking on the Internet: the State Of the Art. *Health Education Research*, 2001, 16(6): 671-692.
- Craig, B. Technostress: The Human Cost of the COMPUTER Revolution. Asia-pacific Computer & Human Interaction. IEEE Computer Society. 1984.
- Ganzeboom H B G, De Graaf P M, Treiman D J. A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 1992, 21(1): 1-56.
- Gracia E, Herrero J. Internet Use and Self-Rated Health among Older People: A National Survey. *Journal of Medical Internet Research*, 2009, 11(4): e49.
- Hong Y A, Zhou Z, Fang Y. The Digital Divide and Health Disparities in China Evidence from a National Survey and Policy Implications. *Journal of Medical Internet Research*, 2017, 19(9): e317.
- Idler E L, Benyamini Y. Self-rated Health and Mortality: a Review of Twenty-seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 1997: 21-37.
- Jacobs W, Amuta A O, Jeon K C. Health Information Seeking in the Digital Age: An Analysis of Health Information Seeking Behavior among US Adults. *Cogent Social Sciences*, 2017, 3(1).
- Kreps G L. Disseminating Relevant Health Information to Underserved Audiences: Implications of the Digital Divide Pilot Projects. *Journal of the Medical Library Association*, 2005, 93(4 Suppl): S68.
- Kreps G L. The Evolution and Advancement of Health Communication Inquiry. *Annals of the International Communication Association*, 2001, 24(1): 231-253.
- LaRose R, Eastin M S, Gregg J. Reformulating the Internet Paradox: Social Cognitive Explanations of Internet Use and Depression. *Journal of Online Behavior*, 2001, 1(2): 1092-4790.
- Lee S Y, Hawkins R. Why Do Patients Seek an Alternative Channel? The Effects of Unmet Needs on Patients' Health-Related Internet use. *Journal of Health Communication*, 2010, 15(2): 152-166.
- Lind J T, Mehlum H. With or Without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 2010, 72(1): 109-118.
- Newman L, Biedrzycki K, Baum F. Digital Technology Use among Disadvantaged Australians: Implications for Equitable Consumer Participation in Digitally-mediated Communication and Information Exchange with Health Services. *Australian Health Review*, 2012, 36(2): 125-129.
- Prensky M. Digital Natives, Digital Immigrants Part 1. *On the Horizon*, 2001, 9(5): 1-6.
- Rains S A. Health at High Speed: Broadband Internet Access, Health Communication, and the Digital Divide. *Communication Research*, 2008, 35(3): 283-297.
- Roodman D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with Cmp. *The Stata Journal*, 2011, 11(2): 159-206.
- Ryder N B. The Cohort as a Concept in the Study of Social Change. *Cohort Analysis in Social Research beyond the Identification Problem*, 1965, 30(6): 843-861.
- Sillence E, Briggs P, Harris P R, Et Al. How do Patients Evaluate and Make Use of Online Health Information? *Social Science & Medicine*, 2007, 64(9): 1853-1862.
- Szabo A, Allen J, Stephens C, et al. Longitudinal Analysis of the Relationship between Purposes of Internet use and Well-being among Older Adults. *The Gerontologist*, 2018, 59(1): 58-68.
- Tapscott D. Educating the Net Generation. *Educational Leadership*, 1999, 56(5): 6-11.

【责任编辑: 赵洪艳; 责任校对: 赵洪艳, 周吉梅】