

# 互联网发展、居民健康与健康不平等：微观传导机制<sup>1</sup>

钟美瑞 强丹 汪进贤

**内容提要：**居民健康水平提升，健康不平等下降是一个国家稳定和谐的重要标志。互联网发展不仅对社会经济运行和发展产生深远影响，同时也成为影响居民健康的重要因素。本文基于个体收入、健康消费和健康行为三个微观视角，利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据和城市数据，探讨了互联网发展对居民健康和健康不平等的影响程度和作用机制。研究发现，互联网发展有助于提高居民健康水平，降低居民个体健康剥夺程度，上述积极影响主要通过互联网提高居民绝对和相对收入水平，增加个体健康投资消费以及改善健康行为来实现。异质性分析表明，互联网发展更能提升中国东部和农村地区居民的健康水平，为年轻人群带来了更多的健康效应，而老年人群健康水平的提升较困难。因此，继续推动互联网发展，实施数字包容政策将有助于缩小中国健康差距，推进健康中国建设。

**关键词：**互联网发展，居民健康，健康不平等

## 一、引言

健康是社会福利最重要的指标之一，也是经济发展所必需的人力资本形成的决定因素之一，健康不平等威胁着社会经济可持续发展，损害人们的成就感和自我价值感（UCPCN, 2020; Gong 等, 2012; Guzel 等, 2021），因此，健康的决定因素和健康不平等问题是国际机构和世界各国政府、社会、学术团体等极为关注的重要议题。联合国开发计划署（UNDP）于 2015 年正式通过了《改造我们的世界：2030 年可持续发展议程》，并宣布了可持续发展目标（Sustainable Development Goals），SDGs-3 表明应确保所有人拥有健康的生活以及良好的福祉（Lee 等, 2016）。世界卫生组织（WHO）一直强烈呼吁，缩小人群之间的健康差异，享有良好的健康水平是各国政府主要的社会性目标之一（WHO, 2019）。

进入 21 世纪以来，中国居民的整体健康水平实现了飞跃式提升，反映健康水平的各项指标在发展中国家中排名居前。“十四五”国民健康规划(2022)指出，2015 年至 2020 年，中国人均预期寿命从 76.34 岁提高到 77.93 岁，婴儿死亡率从 8.1‰降至 5.4‰，5 岁以下儿童死亡率从 10.7‰降至 7.5‰等。然而，不同个体间的健康差异是客观存在的，平均居民健康水平的提升并不能掩盖健康不平等问题存在的事实，有研究表明中国健康不平等正在扩大（Baeten 等, 2013; Hong 等, 2017）。中国卫生健康统计年鉴（2020）指出，中国居民两周患病率的差距从 1998 年到 2018 年翻了上百倍，居民健康不平等程度呈现扩大趋势。不断扩大

---

<sup>1</sup> 钟美瑞、强丹、汪进贤，中南大学商学院，邮政编码：410083，电子信箱：swuqiangdan@163.com, wangjinxian@csu.edu.cn。本文感谢国家自然科学基金项目（项目批准号：72203238）的资助。文责自负。

的健康差距凸显了现阶段中国发展不平衡不充分的社会主要矛盾，因此，探究健康的决定因素、缩小健康差距，对于解决中国社会主要矛盾、推进健康中国建设具有重要意义。

随着数字化浪潮的推进，互联网的健康效应也正被深入探索（Odgers 和 Jensen, 2020）。在全球经济增长放缓、科技革命推动世界进入新一轮经济增长的当下，数字技术与经济发展深度融合，基于人工智能、云计算、大数据、互联网等新一代信息技术的数字经济已渗透到社会经济各个领域，在很大程度上改变了人们的生活方式，包括就业、教育、医疗保健、购物等方面（Hjort 和 Poulsen, 2019; You 等, 2021），同时也对居民的健康产生了一定的影响（Pandey 等, 2003; Tan 和 Goonawardene, 2017）。一方面，互联网的发展对居民的收入变化产生了重要影响。一些原先只有在城市或线下才能从事的行业，如今可以通过互联网渠道进行创业，就业机会的增加带来居民收入的增长（Balsmeier 和 Woerter, 2019; Akerman 等, 2015; Hjort 和 Poulsen, 2019）。另一方面，互联网突破了信息传播的时间和空间限制，有助于现代健康医学知识的普及（Hämeen-Anttila 等, 2018; AlGhamdi 和 Moussa, 2012）。特别是在发展中国家，人们的教育水平低，往往缺乏基本的卫生保健知识。互联网已成为人们获取医疗信息的主要渠道和日常健康管理的有效工具，使更多人广泛参与到健康活动中来。近年来，随着远程医疗的发展，互联网使弱势群体能够在网上及时得到医疗问题的解决方案，有效弥补了医疗基础设施的不足（Kim 等, 2017; Suziedelyte, 2012）。因此，互联网发展在促进居民收入增长、提高居民健康意识等方面起着至关重要的作用。

遗憾的是，当前学界鲜有对互联网发展和居民健康关系的探讨，对健康不平等影响效应的研究更是微乎其微，其传导机制也未被探索。为了填补文献中的空白，我们使用 2012-2018 中国家庭追踪调查（CFPS）数据和城市统计数据，探索互联网发展对中国居民健康及健康不平等的影响。研究表明，首先，中国城市互联网发展显著提升了居民健康水平，同时有助于降低居民间的健康不平等。其次，就传导机制而言，本文发现互联网发展不仅有助于提升居民的绝对收入，还能够降低居民的相对收入剥夺感从而对健康产生影响，除此之外，互联网的普及还通过增加居民的保健消费支出，改善体育锻炼、抽烟喝酒等健康行为来提升健康水平，降低健康不平等。最后，异质性分析表明，互联网发展在不同区域、城乡和年龄都发挥了积极作用，其影响效果主要呈现为中国东部优于中部优于西部，农村优于城市，但相较于年轻群体，老年群体的健康效应提升较困难，仍然面临数字鸿沟问题，是在数字化浪潮下需要被重点关注的对象。

本文余下的内容安排如下：第二部分对相关文献进行综述；第三部分是理论分析；第四部分讨论实证策略与数据；第五部分报告结果；第六部分为总结。

## 二、文献综述

### (一) 收入、健康消费、健康行为和健康结果

健康和健康不平等的影响因素众多,其中个体收入、健康消费和健康行为被认为是影响健康和健康不平等的主要因素(Belloc 和 Breslow, 1972; Xu 和 Yilmazer, 2021)。一般来说,随着收入水平的提高,人们获得更丰富的食物和营养,这可以提高他们的抗病能力和降低死亡率(Ettner, 1996)。关于收入对健康影响的研究, Ecob 和 Smith(1999)、Frijters 等(2005)、Xu 和 Yilmazer(2021)、Kim 和 Koh(2021)等研究都发现收入和健康结果之间存在正相关的关系。然而,也有一些研究认为收入可能会导致负面的健康结果,例如肥胖(Ren 等 2019; Elgar 等, 2016)。除了绝对收入外,相对收入也是影响居民健康的重要因素,相对收入比个体的绝对收入对健康的影响更大,很好地解释了个体层面的收入不平等和健康之间的关系(Adjaye-Gbewonyo 和 Kawachi, 2012; Pickett 和 Wilkinson, 2015),相对收入可以用平均收入、收入排名、相对剥夺等多种形式表现,其中相对剥夺是被广泛使用的一种相对收入指标。收入相对剥夺即是指当人们将自己的收入与某个或某些参照对象相比较而发现自己处于劣势的剥夺程度。有研究表明,个体收入剥夺较高可以导致较差的自评身心健康(Kuo 和 Chiang; 2013; Subramanyam 等, 2009; Mishra 和 Carleton, 2015),但也有研究得出相对剥夺和自评健康之间没有显著关联(Lorgelly 和 Lindley, 2008)。除此之外,孕妇的相对剥夺也会对婴儿的健康产生不利影响(Lhila 和 Simon, 2010)。收入相对剥夺程度更大的个体往往缺乏社会支持,因而难以借助外力有效消除上述压力和负面情绪的影响,长期处于这种心理状况,会增加个体抽烟和喝酒等不健康的生活行为,长此以往还会导致身体健康问题,增加患病概率,如导致心血管疾病和抑郁症等,从而对个体健康产生不利影响(Smith 等, 2012; Adjaye-Gbewonyo 和 Kawachi, 2012)。

健康消费是个人、家庭或社会在维持和改善健康方面所支付的费用。它包括用于医疗服务(如诊断、治疗、康复和预防),药物和医疗器械的费用,以及其他与健康有关的费用,如健康保险、健康教育和健康促进活动所需的费用(Dieleman 等, 2016)。医疗保健消费的增加不仅改善居民健康状况,还提高了人力资本的生产力,为经济增长做出了积极贡献(Gong 等, 2012; Maduka 等, 2016)。Sarafino(2006)定义健康行为(Health-Related Behaviors)是个体为了预防疾病、保持自身健康所采取的行为,包括改变健康危险行为如吸烟、酗酒、不良饮食或采取积极的健康行为如经常锻炼、定期体检等。世界卫生组织(WHO)定义健康行为是个人、群体或社群采取的与健康保护、促进和维持相关的行动、决策和实践(WHO, 2006)。大量研究表明健康行为对于个体和家庭健康结果是必不可少的(Whooley 等, 2008; Mo 等, 2023; Mata 等, 2021),可改变的健康

行为（如饮酒、吸烟、饮食习惯或体育锻炼）对于健康结果至关重要（Marteau 等，2021）。Khaw 等（2008）认为从事四种健康行为，即每天至少摄入五份水果和蔬菜，禁烟，适度饮酒和参与体育锻炼的人的预期寿命平均比不从事任何这些健康行为的人长 14 年。休闲活动和锻炼能有效提高身体机能、增强个体性格的乐观性和心理调整能力，有助于建立良好的人际关系和社会网络，提高个体的社会适应力等（Wilhite 和 Shank，2009；Hoglund 等，2009）。

## （二）互联网发展与健康

现存的直接研究互联网发展与健康关系的文献较少，现有研究主要形成了健康促进论和技术压力论两大观点。健康促进理论认为，互联网用户往往具有更好的心理健康、身体健康和医疗决策能力（Sillence 等，2007；Tan 和 Goonawardene，2017）。Byaro 等（2023）使用 2000-2020 年 48 个撒哈拉以南非洲国家的非平衡面板数据，研究认为互联网使用可以延长撒哈拉以南非洲国家居民的预期寿命，并降低婴儿死亡率和五岁以下儿童死亡率。在德国，超过 85% 的人认为数字技术对医疗保健和健康有积极影响（De Santis，2021）。Lam 和 Jivraj（2020）研究表明使用互联网与家人、朋友交流能够减轻英国老年人的抑郁症，同样地，Zhang 等（2022b）也发现使用 ICT 可以提高中国老年人的健康状况和生活满意度。You 等（2021）聚焦中国老龄化问题，探讨数字经济发展与居民健康的关系。实证结果显示，中国上网人数的增加能显著降低 5 岁以下儿童的营养不良率，但是这种关系存在非线性的单阈值效应。技术压力理论是指随着数字技术的深入发展，互联网被过度使用的现象逐渐出现，并带来健康问题。互联网普及加剧了人们久坐不动，缺乏运动的问题，容易导致肥胖、心脏疾病等健康问题，网络成瘾、过度使用互联网和依赖在线社交媒体会增加互联网用户的健康风险（Allcott 等，2020）。大量使用社交媒体与主观幸福感和心理健康呈负相关（Frison 和 Eggermont，2020）。Sami 等（2018）认为，互联网过度使用会导致睡眠剥夺和睡眠满意度下降，从而导致抑郁症。

传导机制方面，Zhang 等（2022a）基于 2001-2016 年的中国省级面板数据评估了 ICT 传播对人口健康的影响，实证结果证明，ICT 传播通过在宏观层面增加公共卫生保健支出和在微观层面培养个人健康素养显著降低了中国人口死亡率。Wu 等（2022）从互联网普及度、互联网基础设施、互联网信息资源和互联网应用四个维度计算和分析了中国互联网发展水平，研究发现互联网的发展可以通过促进科技、教育、医疗、城镇化和开放化的发展显著抑制死亡率，改善居民的健康水平。除此之外，互联网发展还可以通过抑制收入不平等的中介渠道对公共健康产生积极影响（Wang 和 Xu，2023）。Szabo 等（2019）采用纵向中介分析和人口统计学控制相结合的方法，通过对 1165 名 60-77 岁老年人的调查发现基于社交、工具和信息三个目的的互联网使用可以缓解老年人的孤独感。Suziedelyte

(2012)表明个体通过数字平台搜索健康信息对卫生保健服务的需求产生了积极影响。互联网用户可以通过数字平台进行社交活动、休闲娱乐,这将有利于缓解个人孤独感、抑郁或焦虑情绪,促进个体心理健康,改善健康状况(Sillence等, 2007; Hämeen-Anttila等, 2018)。

综上所述,各位学者已经在个体收入,健康消费、健康行为和互联网发展等方面进行了大量研究,为本文的研究奠定了基础并提供了实证参考。但是,对于互联网发展与居民健康关系的研究还存在较大的空间,可以进一步的发掘和探索。相比于已有文献,本文力图在以下几个方面有所创新:第一,以往文献多只从微观视角研究个体互联网使用对其健康水平的影响,或只基于国家、地区层面研究整体互联网发展水平对人口死亡率、预期寿命的影响,而本文将同时结合宏微观视角,匹配宏观城市数据和微观调查数据,研究互联网发展对居民健康水平和健康不平等的影响,探索互联网的健康效应,拓展相关领域研究。第二,以往文献多从理论上探讨分析互联网发展对健康和健康不平等的影响和机理,还缺少进一步的实证机制验证,本文将从收入水平、健康消费和健康行为三个方面来揭示互联网发展影响居民健康和健康不平等的微观传导机制。最后,已有研究多从宏观层面来衡量不平等程度,假设个体受到的不平等程度是一致的,本文考虑到个体的异质性,从个体的主观认知出发,在微观层面衡量个体的健康和收入剥夺程度。同时,对于发展中国家,尤其是数字经济发展相对缓慢的国家,本文的研究结论可以为他们的发展提供重要的参考。

### 三、理论假设

为给后文评估互联网的健康绩效提供理论层面的支撑,本文先在健康经济学范畴内进行理论探讨。Grossman(1972)基于健康资本视角提出了健康需求模型。该模型首次提出健康不仅是一种消费品,还是一种投资品的假设,因此,人们既可以消费健康,也可以通过消费行为等为健康投资。随着信息技术的发展,互联网不仅影响人们的生产生活方式,而且对健康投资的影响也越来越深远(You等, 2021)。因此,本文基于Grossman的研究建立如下健康需求模型,消费者健康目标就是在预算约束和时间约束的共同作用下实现整个生命周期的效用最大化。在该模型中,消费者一生的效用函数被设置为 $U(H, Z)$ ,其中 $H$ 指消费者的健康,与医疗服务( $M$ )、消费者花费在健康产品上的时间( $T_h$ )和其他因素( $E$ )如教育水平等有关。 $Z$ 是指能够获得效用的其他消费品,与其他消费品的数量( $X$ )、消费者生产其他消费品所花费的时间( $T_z$ )以及其他因素( $E$ )有关。消费者一生的健康效用函数可以表示如下:

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots \phi_t H_t, \dots \phi_n H_n, Z_0, \dots Z_t, \dots Z_n) \quad (1)$$

$$H = G_1 (M, T_h, E) \quad (2)$$

$$Z = G_2 (X, T_z, E) \quad (3)$$

其中， $H_0$ 代表健康资本的初始存量， $H_t$ 代表  $t$  时期消费者的健康资本存量， $\phi_t$ 代表每单位健康资本的收益， $\phi_t H_t$ 代表  $t$  时期的健康消费， $Z_t$ 代表  $t$  时期其他商品的总消费。健康投资等于健康存量减健康折旧，则第  $t+1$  期的健康投资函数为：

$$H_{t+1}-H_t = I_t-\delta_t H_t \quad (4)$$

$H_{t+1}$ 表示  $t+1$  时期消费者的健康资本存量， $H_t$ 代表  $t$  时期消费者的健康资本存量， $I_t$ 代表消费者在  $t$  期的健康投资， $\delta_t$ 指健康折旧率，由外部因素决定，并随着消费者年龄的增长而变化。消费者在一生中面临两种约束，收入预算约束和时间约束：

$$\sum[(P_t M_t + V_t X_t)/(1+r)^t] = \sum[(W_t T W_t)/(1+r)^t] + A_0 \quad (5)$$

$$T W_t + T S_t + T_H + T_Z = \Omega \quad (6)$$

等式（5）是收入约束， $P_t$ 和 $V_t$ 分别表示 $M_t$ 和 $X_t$ 的市场价格， $r$ 是利率， $W_t$ 是消费者在  $t$  时期内的工资率， $T W_t$ 是消费者在  $t$  期工作的时间， $A_0$ 代表初始财富。等式（6）是时间约束， $T S_t$ 代表消费者因病不能从事市场或非市场活动而损失的时间， $\Omega$ 是消费者在每个时期内的最大效用时间，并且 $\Omega$ 只能在当期使用，例如一天只有 24 个小时，那么最大的生产时间只能为 24 小时。在此过程中，健康与其他投资品一样，当边际收益等于边际成本时达到消费者健康的最优投资水平。由此，得到消费者投资的均衡条件<sup>2</sup>：

$$[W_t + (U_{ht}/m)(1+r)^t]G_t = \pi_{t-1}(r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t) \quad (7)$$

其中， $\pi_{t-1}$ 表示第  $t-1$  期健康总投资的边际成本， $\tilde{\pi}_{t-1}$ 代表第  $t-1$  期到第  $t$  期的健康投资的边际成本的变化率， $G_t = \partial T S_t / \partial h_t$ 表示健康时间的健康存量的边际产出， $h_t$ 为消费者可以消费的总天数， $U_{ht} = \partial U / \partial h_t$ 表示健康的边际效用， $m$ 表示货币的边际效用。等式（7）两边同时除以健康总投资的边际成本 $\pi_{t-1}$ ，可得

$$\gamma_t + \alpha_t = r - \tilde{\pi}_{t-1} + \delta_t \quad (8)$$

$\gamma_t$ 表示投资健康的边际货币收益率，也叫健康资本的边际效率（Marginal Efficiency of Health Capital, MEC）， $\alpha_t$ 表示健康在效用层面获得的收益率，两者构成消费者投资健康所获得的边际回报率。方程（1）-（8）构成了健康需求模型，依据健康需求模型，图 1 展示了在任何时期的健康资本最优存量的确定，因为健康投资成本与健康存量无关，所以供给曲线  $S$  是无限弹性的。需求曲线 MEC 为向右下方倾斜的曲线，最优健康存量的均衡解在供给曲线和需求曲线的交点  $E_1$  处取得。由上述分析框架可知，要想在收入预算约束和时间约束限制下实现消费

<sup>2</sup> 具体推导过程详见 GROSSMAN G M. On the concept of health capital and the demand for health[J]. Journal of Political Economy, 1972, 80(2): 223-255.

者健康效用最大化，则消费者可以选择最优健康投资 $I_t$ ，从而决定第  $t$  期最优的健康存量 $H_t^*$ ，也就是说，不同消费者选择的健康投资水平不同会造成其健康存量的差异。

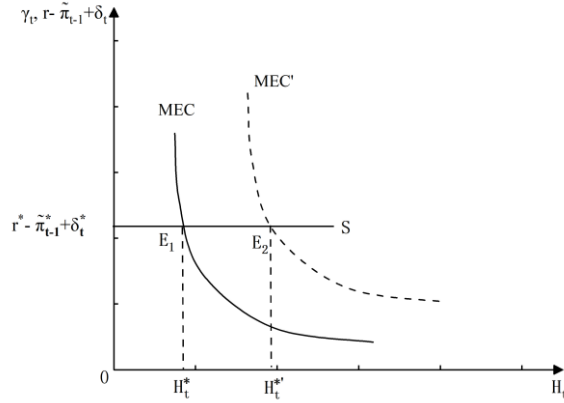


图 1 健康投资需求曲线图

互联网的快速发展催生了新的经济模式和商业机会，增加了居民收入，扩大了健康投入的预算约束集（Akerman 等，2015；Hjort 和 Poulsen，2019），良好的经济收入能为居民提供良好的营养物质条件，居民可以支配更多的经济资源进行专门的健康投资，如购买医疗保险和服务、保健器材及设施等，从而有利于消费者的身心健康（Ettner，1996；Xu 和 Yilmazer，2021）。除了绝对收入水平外，个人相对于同龄人和社会其他群体的收入水平在健康方面也起着至关重要的作用（Runciman，1966），个体的收入剥夺能够在微观层面上捕获额外的信息，有助于确定个体相对收入水平对健康的影响（Lhila 和 Simon，2010）。除此之外，互联网的普及还会影响个体的健康投资决策和行为，健康意识的提升促使居民增加体育锻炼，养成少抽烟喝酒的良好习惯等，进一步为健康投资。在数字化时代，数字平台已经成为人们日常生活中获取信息最普遍的来源，人们只需使用电脑或移动手机就可以获取所需的任何信息，极大地促进健康知识和现代医学信息的普及（Suziedelyte，2012）。有研究显示，55%的互联网用户会在线搜索健康信息，其中有 70%的人认为从网上获得的信息对他们的健康行为有影响（Wikgren，2003）。与此同时，随着微信、支付宝等一系列互联网工具与金融产品创新的出现，居民消费观念和消费结构发生改变，驱使他们增加在健康维护方面的投资消费。依据健康需求理论，健康投资增加有助于健康投资需求曲线右移，从而使得最优的健康存量在更高水平即 $H_t^{*'}$ 处取得，均衡点从 $E_1$ 移动至 $E_2$ ，消费者健康效应提升。由此本文提出假设 1 和假设 2：

假设 1：互联网发展能够有效提升居民健康水平，降低居民健康不平等。

假设 2：互联网发展通过提升收入水平，增加健康消费和改善健康行为来提升居民健康水平，降低居民健康不平等。

互联网的普及和应用在中国的不同地区和城乡存在明显的异质性特点。中国是典型的城乡二元结构，由于资源禀赋和发展阶段的不同，中国城镇和乡村，东部、中部和西部地区在互联网基础设施、高速网络连接、互联网资源和服务获取的便利程度等方面都存在差异，因此居民在健康知识获取、健康管理和医疗资源利用方面也存在一定的差距。除此之外，不同年龄群体之间也存在差异。年轻群体通常更可能通过互联网平台参与在线健康社群和互动交流，而老年群体接触和使用互联网的门槛较高，容易存在数字鸿沟问题，与年轻群体相比仍然存在一定的差距。由此本文提出假设 3：

假设 3：互联网发展对居民健康水平和健康不平等的影响在中国不同地区，城乡和年龄之间存在异质性。

## 四、模型和数据

### （一）基准回归模型

本文以居民自评健康和健康剥夺程度作为被解释变量，以居民所在城市互联网发展水平作为核心解释变量，构建如下基准回归模型：

$$\text{Health}_{ict} = \beta_0 + \beta_1 \text{Internet}_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \alpha_c + v_t + \epsilon_{ict} \quad (9)$$

其中， $\text{Health}_{ict}$  为 t 年 c 城市第 i 个居民的自评健康和健康剥夺程度， $\text{Internet}_{ct}$  表示 t 年 c 城市的互联网发展水平， $X_{ict}$  表示个体层面和家庭层面的控制变量， $Z_{ct}$  表示城市层面的控制变量， $\alpha_c$  和  $v_t$  是城市和年份固定效应， $\epsilon_{ict}$  为随机扰动项。

### （二）指标测度与选取

#### 1. 被解释变量

健康水平的衡量指标有很多，宏观层面的健康指标包括人口死亡率、发病率、存活率和预期寿命等，微观健康指标包括过去一年的患病次数和因病卧床次数、日常生活自理能力、认知功能以及主观的自评健康等。本文选取自评健康作为测量个体健康水平和健康剥夺的基础。就本文的研究目的和数据可得性而言，选取自评健康的优势在于：第一，与患病率等单一指标不同，自评健康是一个综合性的指标，能够全面反映个体的健康状况，被已有研究广泛应用（Miilunpalo 等，1997；Van Doorslaer 和 Jones，2003）。第二，虽然自评健康具有主观性，存在一定的测量误差，但诸多研究表明，自评健康能够有效地预测死亡率、功能丧失、因病缺勤等客观健康指标（Mossey 和 Shapiro，1982；Idler 和 Angel，1990；Idler 和 Kasl，1995）。第三，采用个体自评健康指标有助于我们进一步测度健康的相对剥夺指数来刻画健康不平等。通过考察受访者“您认为自己的健康状况如何？”，将自评健康按照五个选项“不健康、一般、比较健康、很健康、非常健



康”顺序赋值为1~5。

根据以往研究，健康不平等可以用基尼系数、泰尔指数、差异指数、集中曲线和集中指数等方法计算得到(Wagstaff和Van Doorslaer, 2004; Baeten等, 2013; Yan等, 2020)。Erreygers (2009)和Wagstaff (2009)分别对集中指数进行了修正，构建了Erreygers指数(EI)和Wagstaff指数(WI)，用来衡量与社会经济相关的健康不平等，通常是计算与收入相关的健康集中指数。此外，Abul Naga和Yalcin (2008)还构建了针对健康序数数据的不平等度量方法，也被广泛用于健康不平等研究中(Madden, 2010; Jones等, 2011; Pascual等, 2018)。但是，这些研究多从宏观层面衡量健康不平等，假设个体受到的不平等程度是一致的，往往忽略个体的异质性，本文借鉴Salti (2010)、Lhila和Simon (2010)的研究，将基于个人自评健康测度的相对剥夺指数作为衡量个体健康不平等的主要变量。相对剥夺感的核心心理过程是社会比较，既包括个体或所属群体与参照群体进行的横向比较，也包括价值期待与价值能力或当前状况与过去、未来状况之间的纵向比较(Runciman, 1966; Smith等, 2012)。因此，相对剥夺在一定程度上可以衡量不平等(Adjaye-Gbewonyo和Kawachi, 2012; Elgar等, 2016)。由于Kakwani指数(1984)满足无量纲性、正规性、转移不变性等优良性质，因此本文以整个城市居民作为参照群，将每个受访者和参照群中比其健康水平高的其他个体进行比较，计算得到个体的健康剥夺指数。依据相对剥夺理论，在某个群体内，健康状况越差的居民在健康劣势累积过程中所遭受到相对剥夺程度越高，即健康不平等水平越高。参照Kakwani (1984)对相对剥夺指数(RD)的定义，假设X为一个群组，样本量为n，将个体按自评健康进行升序排列，得到群组总分布 $X=(X_1, X_2, \dots, X_n)$ ，其中 $X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n$ 。根据定义，将每个个体和其他参照个体相比较，该个体的相对剥夺可表示为：

$$RD(X_j, X_i) = \begin{cases} x_j - x_i & \text{if } x_j > x_i \\ 0 & \text{if } x_j \leq x_i \end{cases} \quad (10)$$

其中，第i个居民个体的健康相对剥夺 $RD(X_j, X_i)$ 意味着 $X_j$ 对 $X_i$ 的相对剥夺，把 $RD(X_j, X_i)$ 对j求和，并除以居民个体自评健康均值，则个体健康平均相对剥夺指数RD可以表示为：

$$RD = \frac{1}{n\mu_x} (n_{X_i}^+ \times \mu_{X_i}^+ - n_{X_i}^+ \times X_i) = \frac{1}{\mu_x} \gamma_{X_i}^+ (\mu_{X_i}^+ - X_i) \quad (11)$$

其中， $\mu_x$ 是群内所有个体自评健康均值， $\mu_{X_i}^+$ 是群内X自评健康超过 $X_i$ 样本的自评健康均值， $\gamma_{X_i}^+$ 是X中自评健康超过 $X_i$ 的样本数占总样本数的百分比。

## 2. 解释变量

核心解释变量：本文以城市互联网发展水平作为解释变量，考虑到互联网发

展对居民健康的影响是多维复合的，单一产业增加值或单一维度无法全面地衡量一个地区互联网发展的综合水平，因此采用指标构建法对互联网发展水平进行测度（Wu 等，2022）。本文借鉴赵涛等（2020）的研究，基于互联网涵义的核心内容和结合中国城市层面相关数据可获得性，从互联网发展和数字金融两方面对中国城市互联网发展水平进行测度。互联网发展测度选取每百人互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量和每百人移动电话用户数四个指标，数字金融测度采用中国数字普惠金融指数。将上述五个指标标准化，通过熵值法计算得到各城市互联网发展水平综合指数，同时用主成分分析计算互联网发展水平综合指数进行稳健性检验。表 1 展示了互联网发展水平测度的指标体系和数据来源。

控制变量：本文参照 Zhang 等（2022a），从以下四个层面选取控制变量：第一，个体特征主要包括性别、年龄、年龄平方、婚姻、个体收入水平、受教育水平等；第二，个人健康行为习惯主要包括是否抽烟、是否锻炼身体、是否喝酒；第三，家庭整体层面控制了家庭规模；第四，宏观控制变量包括地区经济水平、医疗资源和空气质量。其中，地区经济水平用城市人均生产总值的对数代理；医疗资源以城市医院人均床位数衡量；空气质量以城市 PM2.5 排放量的对数代理。

表 1 互联网发展综合指数指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性	数据来源
互联网发展水平	互联网普及率	每百人互联网宽带接入用户数	+	中国城市统计年鉴
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数	+	中国城市统计年鉴
	互联网相关产出	人均电信业务总量	+	中国城市统计年鉴
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重	+	中国城市统计年鉴
	数字金融发展	数字普惠金融指数	+	中国北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团

### 3. 机制变量

Deaton（2003）指出，家庭既是一个生产单位也是一个决策单位，使用人均家庭收入比家庭劳动力的个人收入更能准确地反映收入对健康水平的影响，并且使用人均家庭收入能更好地反映家庭成员对家庭资源的利用情况。因此，本文借鉴 Deaton（2003）采用人均家庭收入来衡量居民绝对收入水平，并做对数处理，除此之外，同样聚焦个体层面用 Kakwani 指数测度的个体收入剥夺程度来衡量居民的相对收入水平。健康消费支出采用居民保健消费支出的对数衡量，选取 CFPS 家庭问卷中“过去 12 个月内，您家保健费用支出（包括健身锻炼及购买相关产品器械、保健品等）是多少？”衡量家庭总保健消费，除以家庭规模即为人均保健消费。最后，本文通过以下三个变量来捕获居民健康行为：1）受访者在过去一个月是否进行体育锻炼，是为 1，否则为 0；2）受访者在过去一个月内每

周饮酒是否超过三次？是为 1，否则为 0；3）受访者在过去一周内是否吸烟，是为 1，否则为 0。

### （三）数据来源

本文的微观数据均来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。具有全国代表性的 CFPS 始于 2010 年，之后每两年开展一次，覆盖中国 25 个省、自治区、和直辖市，采用分层多阶段抽样设计对不同家庭和个体进行跟踪调查，是具有代表性的大型微观综合性社会调查数据，基本能反映中国居民的经济、教育和健康状况。CFPS 调查问卷共分为 3 种，即社区问卷，家庭问卷和个体问卷。本文主要使用个体问卷和相应的家庭问卷。其中，个体问卷又包含成人问卷和幼儿问卷，本文只使用成人问卷作为研究对象。城市层面的人均生产总值以及人均床位数均来源于《中国城市统计年鉴》，PM2.5 数据来源于 Van Donkelaar 等（2021）计算的全球年度 PM2.5 卫星栅格数据。

由于互联网发展水平指数数据从 2011 年开始，因此，将 CFPS 数据与城市数据进行合并后，本文得到了包含 2012 年、2014 年、2016 年和 2018 年的混合截面数据，进一步，我们剔除了样本中各指标值为不知道、拒绝回答、不适用、缺失以及家庭人均收入小于等于 0 的个体。同时，考虑到儿童有别于成年人的生理和社会特征，导致儿童与成年个体在健康以及影响健康的因素等方面有较大差异，而老年人往往存在一些慢性病或者基础疾病，在计算健康不平等可能会存在偏差（Choi 和 DiNitto, 2013；Szabo 等, 2019），故本文保留 18 岁至 80 岁的样本，最终得到 82848 个样本数据。主要变量的描述性统计结果见表 2。由表 2 可以看出，在研究期间，居民平均自评健康水平呈现出先升后降的趋势，健康不平等程度与之相反，表现为先升高后下降的趋势。2014 年的自评健康水平最高，健康不平等程度最低。就互联网水平而言，由于数字经济的快速发展，中国城市互联网发展程度在 2012-2018 年均呈上升趋势。

表 2 主要变量描述性统计（N=82848）

变量名		2012	2014	2016	2018
Self_Health	均值	2.817	3.071	2.944	2.936
	标准差	1.201	1.226	1.221	1.220
RD	均值	0.374	0.347	0.365	0.359
	标准差	0.336	0.328	0.332	0.337
Internet	均值	0.115	0.127	0.138	0.159
	标准差	0.0766	0.101	0.104	0.112
Age	均值	46.32	46.44	47.29	48.63
	标准差	15.60	15.61	15.90	15.72
Age <sup>2</sup> /100	均值	23.89	24.00	24.89	26.12
	标准差	14.79	14.74	15.20	15.23

续表 2

主要变量描述性统计 (N=82848)

变量名		2012	2014	2016	2018
Urban	均值	0.462	0.488	0.473	0.511
	标准差	0.499	0.500	0.499	0.500
Gender	均值	0.488	0.498	0.494	0.489
	标准差	0.500	0.500	0.500	0.500
Marriage	均值	0.834	0.831	0.824	0.833
	标准差	0.372	0.375	0.381	0.373
Education	均值	1.831	1.899	1.920	1.990
	标准差	0.968	0.981	1.013	1.024
Smoke	均值	0.340	0.333	0.320	0.339
	标准差	0.474	0.471	0.467	0.474
Wine	均值	0.161	0.159	0.152	0.180
	标准差	0.367	0.366	0.359	0.384
Sports	均值	0.447	0.386	0.434	0.506
	标准差	0.497	0.487	0.496	0.500
Lnnincome	均值	8.849	9.035	9.087	9.423
	标准差	1.263	1.203	1.252	1.184
Familysize	均值	4.218	4.210	4.265	4.187
	标准差	1.838	1.878	1.944	1.976
Lngdp	均值	10.55	10.69	10.76	10.89
	标准差	0.572	0.570	0.562	0.565
Air	均值	3.862	3.889	3.684	3.531
	标准差	0.386	0.360	0.373	0.344
Bed	均值	0.004	0.005	0.005	0.005
	标准差	0.002	0.002	0.002	0.002
观测值数量		22866	20240	20920	18822

## 五、实证结果与分析

本部分聚焦互联网发展能否提高居民健康水平,降低居民健康不平等展开探讨。首先估算互联网的健康效应,接着处理内生性,进行稳健性检验,探讨作用机制,最后探讨异质性影响。

### (一) 互联网健康绩效的总体评估

我们根据式(9)进行线性最小二乘法(OLS)回归,并加入时间和城市双重固定效应。表3汇报了城市互联网发展对居民自评健康和健康剥夺影响的基准回归结果,因为自评健康为有序分类数据,为了回归结果的稳健性,同时汇报有序probit模型回归结果做对比分析。回归时均先不包含控制变量,而后加入控制变量。可以看出,Internet的估计系数均在1%统计水平下显著,互联网发展水平每增加1个百分点,居民自评健康增加0.545个百分点,健康剥夺程度下降0.082个百分点。这与Dutta等(2019)、Zhang等(2022a)等学者研究结论一致,互

联网的普及有助于居民健康水平的提高，降低居民健康不平等。

根据回归结果，表 3 中的各个控制变量基本都符合健康经济学理论预期。从个体特征来看，年龄、性别、婚姻状况、受教育水平、收入水平、健康行为等对居民健康产生了显著影响。其中，提升教育程度和收入水平对于改善居民健康水平、缓解健康不平等具有积极意义。个体行为也是影响居民健康水平和健康不平等的重要影响因素。宏观层面上，经济较发达地区的居民健康水平较高，健康剥夺程度较低，同时，环境污染不仅会降低居民健康水平，还可能加剧个体间的健康不平等。

表 3 基准回归结果

变量名	OLS		有序 probit		OLS	
	Self_Health (1)	Self_Health (2)	Self_Health (3)	Self_Health (4)	RD (5)	RD (6)
Internet	0.570*** (0.173)	0.545*** (0.167)	0.485*** (0.151)	0.513*** (0.158)	-0.091*** (0.029)	-0.082*** (0.028)
Age		-0.051*** (0.002)		-0.047*** (0.002)		0.008*** (0.000)
Age <sup>2</sup> /100		0.025*** (0.002)		0.023*** (0.002)		-0.003*** (0.000)
Urban		-0.014 (0.010)		-0.013 (0.009)		-0.002 (0.002)
Gender		0.166*** (0.010)		0.158*** (0.010)		-0.026*** (0.002)
Marriage		0.062*** (0.012)		0.058*** (0.012)		-0.015*** (0.002)
Education		0.024*** (0.005)		0.021*** (0.004)		-0.011*** (0.001)
Smoke		0.066*** (0.011)		0.063*** (0.011)		-0.013*** (0.002)
Wine		0.183*** (0.012)		0.173*** (0.012)		-0.028*** (0.002)
Sports		0.111*** (0.008)		0.109*** (0.008)		-0.018*** (0.001)
Lnincome		0.036*** (0.004)		0.034*** (0.003)		-0.007*** (0.001)
Familysize		0.019*** (0.002)		0.018*** (0.002)		-0.003*** (0.000)
Lngdp		-0.173** (0.070)		-0.171** (0.070)		0.009 (0.012)

续表 3

基准回归结果

变量名	OLS		有序 probit		OLS	
	Self_Health (1)	Self_Health (2)	Self_Health (3)	Self_Health (4)	RD (5)	RD (6)
Air		-0.176*** (0.050)		-0.163*** (0.048)		0.035*** (0.008)
Bed		-12.376 (8.801)		-11.340 (8.422)		1.192 (1.428)
常数项	2.489*** (0.058)	6.349*** (0.665)			0.266*** (0.009)	-0.111 (0.109)
观测值数量	82,848	82,848	82,848	82,848	82,848	82,848
R <sup>2</sup>	0.034	0.171			0.024	0.168

注: \*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 。括号内为稳健标准误。以下各表同。

## (二) 内生性处理

### 1. 工具变量估计

模型 (9) 可能存在遗漏变量和内生性问题。比如, 不同个体对互联网的接受程度和使用能力往往有差别, 这不仅影响互联网发展进度, 也影响居民健康行为从而影响健康, 而且这类因素很难被度量。与此同时, 反向因果也可能存在, 因为居民健康水平的提高, 或许会增加对数字产品和数字服务的需求, 进而促进互联网水平的提升。为了获得合理一致的回归结果, 我们使用工具变量对模型 (9) 重新进行估计。我们参照张勋等 (2020) 的研究, 利用地理信息系统 (GIS) 计算得到的居民所在地区与中国杭州的球面距离构建工具变量。中国杭州是支付宝的发源地, 因此杭州的互联网发展水平应处于领先地位, 可以预期, 在地理上距离中国杭州越近, 互联网发展程度越高。由于球面距离不随时间变化而变化, 这将导致工具变量的第二阶段估计失效, 为此, 本文构造球面距离的对数与全国互联网接入端口数的交互项作为随时间变化的新工具变量。工具变量估计结果见表 4 第 (1) - (2) 列。首先, 根据第一阶段结果, 构造的工具变量与互联网发展水平显著负相关, 意味着离杭州距离越远, 互联网发展程度越低, 这是符合预期的。其次, 我们发现, 第一阶段识别异方差的弱工具变量检验 F 统计量大于 10, 表明工具变量满足相关性特征。这说明了本文所构建的工具变量是有效的。从估计结果上看, 我们依然发现互联网水平显著促进了居民健康水平, 降低居民健康不平等, 证实了估计结果的稳健性。

### 2. 滞后一期解释变量

考虑到互联网发展对居民健康的影响可能出现时滞性, 于是将解释变量滞后一期进行基准回归, 回归结果见表 4 第 (3) - (4) 列, 回归系数仍然显著, 但系数有所减小, 说明数字化水平对居民健康的影响具有时滞性, 并且随着时间的推移, 这种作用效果更明显。

### 3.增加固定效应

经济发展质量水平较高的城市，数字技术也会得到优先发展，进而互联网的发展也有着“先发优势”，使得本文实证部分的因果关系判断面临内生问题。对此，通过设定省份与年份交互效应，以缓解数字经济广泛发展可能带来宏观系统性环境的变化。表 4 第（5）-（6）结果表明，在考虑了宏观因素系统性变化之后，本文之前的研究结果依然保持稳健。

表 4 内生性处理

变量名	Self_Health (1)	RD (2)	Self_Health (3)	RD (4)	Self_Health (5)	RD (6)
Internet	1.324* (0.798)	-0.277** (0.132)			0.559** (0.230)	-0.077** (0.037)
D.Internet			0.367** (0.155)	-0.048* (0.026)		
常数项	7.784*** (1.576)	-0.469* (0.260)	6.133*** (0.674)	-0.064 (0.111)	5.592*** (0.475)	-0.163** (0.078)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应					是	是
第一阶段系数	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)				
第一阶段 P 统计量	0.000	0.000				
第一阶段 F 统计量	2651.50	2651.50				
观测值数量	82848	82848	82,733	82,733	82,848	82,848
R <sup>2</sup>	0.171	0.171	0.171	0.168	0.173	0.170

### （三）稳健性检验

为加强研究结论的严谨性，从以下三个方面进行稳健性检验。首先，替换解释变量。通过将解释变量的五个原始指标标准化，重新使用主成分分析法计算各城市互联网发展水平并带入回归模型，回归结果见表 5 第（1）-（2）列。由 Internet\_pca 的系数可知，使用主成分分析法计算互联网发展水平结果依旧稳健，居民的健康绩效提升，个体健康剥夺程度下降，与表 3 的结果一致。其次，替换被解释变量。前文将被解释变量自评健康按顺序赋值为 1-5，并以此来计算健康剥夺指数，我们重新将自评健康回答为“不健康”“一般”的结果赋值为 1，“比较健康”的结果赋值为 2，“很健康”“非常健康”的结果赋值为 3，并以此计算健康剥夺指数。回归结果见表 5 第（3）-（4）列，互联网发展水平仍然在 1%的显著水平下增加居民的自评健康，降低居民的健康剥夺程度。再次，由于老年群体通常面临更多的身体限制和功能障碍，往往存在一些慢性病或者基础疾病，可

能对我们的结果产生偏差，因此，本部分剔除 60 岁及以上老年群体后重新对模型（9）进行回归。表 5 第（5）-（6）列结果表明，互联网仍然显著提高了居民的健康水平，降低了居民的健康剥夺感，改善了健康不平等。

表 5 稳健性检验

变量名	Self_Health (1)	RD (2)	Health_3 (3)	RD3 (4)	Self_Health (5)	RD (6)
Internet_pca	0.953*** (0.351)	-0.131** (0.058)				
Internet			0.460*** (0.113)	-0.098*** (0.029)	0.580** (0.234)	-0.079** (0.035)
常数项	5.527*** (0.596)	0.014 (0.097)	4.716*** (0.426)	-0.345*** (0.108)	8.002*** (0.735)	-0.303*** (0.108)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值数量	82,848	82,848	82,848	82,848	63,654	63,654
R <sup>2</sup>	0.171	0.168	0.167	0.162	0.142	0.139

#### （四）机制检验

在发现互联网水平的提升有助于提高居民健康水平，降低居民健康不平等的前提下，本部分进一步分析其中的传导机制。根据文献综述和理论假设，本部分将重点探讨收入水平，健康消费和健康行为的机制作用。

##### 1. 收入水平

互联网发展可以通过居民收入水平和其公平发展影响居民健康，本文使用人均家庭收入对数衡量居民绝对收入水平，使用 Kakwani 指数测度的个体收入剥夺指数来衡量居民的相对收入水平。表 6 分析了互联网发展对居民绝对和相对收入水平的影响，第（1）和第（3）列没有加入控制变量，第（2）和第（4）列加入控制变量。结果表明，不管有没有加入控制变量，互联网发展均在 1% 的显著性水平下提升居民的收入水平，降低个体的收入剥夺程度。一方面，数字技术与实体经济的深度融合催生了许多新的产业和商业模式，为居民提供了额外的就业机会，提升居民收入（Akerman 等 2015；Hjort 和 Poulsen，2019），较高的收入使居民能够有更多资金进行健康消费和投资，包括更高质量的食物、更清洁的水以及更优质的医疗保健服务（Kim 和 Koh，2021；Xu 和 Yilmazer，2021）。另一方面，随着互联网发展水平的提升，低技能工人的收入增加有助于抑制贫困和收入不平等，那些传统经济中较为弱勢的群体也能通过互联网参与到经济活动中。例如农村居民可以通过电商平台销售农产品，个体工商户可以利用互联网进行在线业务，从而扩大了他们的经济机会。这些机会的增加减少了不同群体之间的收



入差距，降低了收入剥夺感，从长远来看，这些都将改善居民的健康水平（Salti 等，2010；Wang 和 Xu，2023；Kuo 和 Chiang，2013）。

表 6 机制检验：收入水平

变量名	Lnincome (1)	Lnincome (2)	Inc_RD (3)	Inc_RD (4)
Internet	0.804*** (0.160)	0.742*** (0.161)	-0.323*** (0.039)	-0.311*** (0.039)
常数项	9.705*** (0.052)	0.371 (0.597)	0.513*** (0.013)	-0.572*** (0.143)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值数量	82,848	82,848	82,848	82,848
R <sup>2</sup>	0.207	0.252	0.038	0.111

## 2.健康消费和健康行为

本文使用居民人均保健消费对数衡量居民的健康消费，使用体育锻炼、抽烟、喝酒捕获居民的健康行为。表 7 验证了居民健康消费和健康行为的机制作用，第（1）列采用 OLS 估计，第（2）-（4）列均采用 probit 模型估计。结果发现，互联网发展水平高的城市居民更倾向于增加健康保健消费，对健康进行投资，并且改善自身健康行为，增加锻炼和减少喝酒、吸烟的频率。具体而言，互联网发展水平每增加 1 个百分点，居民人均保健消费支出增加 1.277 个百分点，锻炼的概率增加 0.403 个百分点，每周内喝酒超过三次的概率减少 0.491 个百分点，每周吸烟的概率减少 0.459 个百分点。这与 Zhang 等（2022a）的研究结论一致，强调了互联网发展对改善居民健康行为的重要性。因此，微观机制分析表明，互联网发展水平的提升有助于个体健康消费的增加和健康行为的改善，人们通过数字平台获取健康信息，普及医疗知识，从而提升自身健康意识，增加在健康维护方面的投资（Kim 等，2017；Tan 和 Goonawardene，2017）。

表 7 机制检验：健康消费和健康行为

变量名	Health consumption (1)	Physical exercise (2)	Drinking (3)	Smoking (4)
Internet	1.277*** (0.437)	0.403* (0.208)	-0.491* (0.297)	-0.459* (0.277)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值数量	82,848	82,848	82848	82848
R <sup>2</sup>	0.111			

### （五）异质性分析

以上研究表明，互联网发展在一定程度上促进了居民的健康水平，降低居民个体健康剥夺，而且通过促进绝对和相对收入水平提升、增加健康投资消费和改善个体健康行为来提升健康绩效。那么，对于中国不同区域、城乡以及年龄的群体，哪一类群体能够更充分地获得数字经济带来的便利，获得更多机会呢？回答这一问题具有重要的理论和现实意义，有利于从政策层面上给出启示和建议。

#### 1. 区域异质性

本部分将总样本划分为东部地区，中部地区和西部地区进行分组回归。回归结果见表 8，结果表明，互联网发展对居民健康水平影响主要体现在东部地区，均在 1%的水平下提升居民自评健康水平，降低居民健康剥夺程度，而这种影响在中部和西部地区均不显著。即东部地区数字经济对居民健康的积极效应更强。造成这种差异的主要原因与中国独特的区位、地理环境和经济发展密切相关，东部沿海地区人口密集，地形以平原和丘陵为主，城市化和工业化水平较高。数字化基础设施密集度明显高于中西部地区，其数字经济发展较早、水平也较高，使得数字化红利的释放更为充分，居民从中受益更多（Wu 等，2022）。

表 8 异质性分析：区域异质性

变量名	东部		中部		西部	
	Self_health (1)	RD (2)	Self_health (3)	RD (4)	Self_health (5)	RD (6)
Internet	0.565*** (0.189)	-0.100*** (0.032)	1.398 (0.879)	-0.101 (0.133)	0.051 (0.332)	-0.022 (0.059)
常数项	1.520** (0.746)	0.425*** (0.145)	58.399 (71.446)	-19.977* (11.427)	11.016*** (1.989)	-1.384*** (0.345)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值数量	36,910	36,910	29,543	29,543	16,395	16,395
R <sup>2</sup>	0.169	0.166	0.176	0.171	0.168	0.168

#### 2. 城乡和年龄异质性

本部分对中国城镇和农村样本分别进行回归，结果如表 9 第（1）-（4）列所示，相较于城镇居民，农村地区互联网发展对居民健康水平和健康不平等的影响更显著。这一结果产生的可能原因在于，一方面，互联网的发展对偏远地区医疗服务水平不高、医疗资源不足等问题的改善作用更强，数字技术红利的释放更为充分，农村居民从中受益更多（Gong 等，2012）。另一方面，在互联网的推动下，农业生产、电子商务等领域迅猛发展，创造了就业机会，增加居民经济收入，改善居民生活质量，这些因素促使农村居民的收入提升具有更大的可持续性（Balsmeier 和 Woerter，2019）。最后，我们探讨了互联网发展对于不同年龄居民

的健康效应。由于老年群体在使用信息技术时面临着较高的门槛（Zhang 等，2022b），因此，本文将样本划分为 60 岁以下、60 岁及以上两个群体分别进行回归，探讨互联网的深入发展是否带来数字鸿沟问题，结果如表 9 第（5）-（8）列所示。具体而言，互联网发展显著促进了 60 岁以下居民的健康水平，降低个体健康剥夺水平，但对于老年群体的健康效应提升不显著。互联网的发展为年轻人群带来了更多的健康效应，而老年人群健康水平的提升较困难。可能的解释是，老年群体已经习惯于原本的生活，需要更长的时间来适应与使用互联网（Hong 等，2017）。在数字化建设进程的快速推进中，受制度、技术、文化和自身因素限制，老年群体与其他群体在信息技术拥有程度、运用程度都存在巨大差别，其主动或被动地与信息时代脱节，被排斥在数字时代外沦为“数字难民”（Choi 和 DiNitto，2013）。

表 9 异质性分析：城乡和年龄异质性

变量名	城镇		乡村		年龄<60		年龄≥60	
	Self_Health (1)	RD (2)	Self_Health (3)	RD (4)	Self_Health (5)	RD (6)	Self_Health (7)	RD (8)
Internet	0.332* (0.194)	-0.056* (0.032)	1.241*** (0.342)	-0.174*** (0.056)	0.605*** (0.192)	-0.084*** (0.030)	0.220 (0.337)	-0.050 (0.063)
常数项	6.390*** (1.129)	-0.078 (0.181)	7.452*** (1.680)	-0.249 (0.161)	8.300*** (0.777)	-0.340*** (0.120)	3.543** (1.784)	0.305 (0.329)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值数量	39,954	39,954	42,894	42,894	61,950	61,950	20,898	20,898
R <sup>2</sup>	0.156	0.150	0.192	0.189	0.139	0.137	0.076	0.075

## 六、结论和政策启示

本文通过匹配中国城市级别数据和 CFPS 数据，结合区域、城乡和年龄差异，基于收入水平提高、健康消费增加和健康行为改善的视角，探讨了城市互联网发展对居民健康和健康不平等的影响程度与作用机制。研究结论如下：

第一，互联网发展有利于居民健康水平的改善，降低居民健康不平等，这一结论在进行内生性处理、稳健性检验后依然成立。互联网的发展为居民提供了更便捷、高效和个性化的健康服务，推动了健康数据管理能力的提升，健康教育意识的普及，同时也推动了医疗技术的创新。这些积极影响共同作用，提高了居民的整体健康水平，并降低了他们的个体健康剥夺感。

第二，本研究从微观层面出发，揭示了互联网发展如何促进居民健康水平的

传导机制。具体而言，首先，互联网发展提高了居民的绝对收入并降低了居民的相对收入剥夺感，放松居民健康投资的预算约束，其次，互联网的普及提升了居民的健康意识，有助于增加个体健康保健消费，改善体育锻炼等健康行为，从而促进居民整体健康状况的提升。

第三，互联网的积极影响在不同地区和年龄群体中呈现出显著的异质性。具体而言，东部地区的居民更多地从互联网发展中获益，互联网对农村地区的红利释放也更加充分。然而，老年群体相比于年轻群体的健康提升效应较为有限。虽然互联网的普及和发展为老年人提供了一些便利和增强社交联系的机会，但老年群体在融入数字生活过程中仍面临着极大的挑战。

本文具有十分明显的政策含义。首先，互联网作为重要的社交媒介，有助于传播健康信息和倡导健康行为。因此中国或者其他发展中国家应继续推动互联网的发展，强化其在增收、改善居民健康状况和降低健康不平等的作用。其次，在推进数字化的过程中，政府分区域分群体实行差异化政策和数字包容政策尤为必要。加强对老年人和其他弱势群体的关注，除了确保互联网设备的可及性，还需要重视他们的数字技能需求，有针对性地提供互联网使用技能培训、数字素养培养等支持措施，帮助弱势群体更好地适应并融入数字化社会，形成政府主导、家庭参与、社会支持的友好局面。

## 参考文献

赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(10):65-76.

张勋,杨桐,汪晨,万广华. 数字金融发展与居民消费增长: 理论与中国实践[J]. 管理世界,2020,36(11):48-63.

Abul Naga R H , Yalcin T. Inequality measurement for ordered response health data[J]. Journal of Health Economics, 2008,27(6): 1614-1625.

Adjaye-Gbewonyo K, Kawachi I. Use of the Yitzhaki Index as a test of relative deprivation for health outcomes: a review of recent literature[J]. Social Science & Medicine, 2012, 75(1): 129-137.

Akerman A, Gaarder I, Mogstad M. The skill complementarity of broadband internet[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130(4): 1781-1824.

AlGhamdi K M, Moussa N A. Internet use by the public to search for health-related information[J]. International Journal of Medical Informatics, 2012, 81(6): 363-373.

Allcott H, Braghieri L, Eichmeyer S, et al. The welfare effects of social media[J]. American Economic Review, 2020, 110(3): 629-676.

Baeten S, Van Ourti T, Van Doorslaer E. Rising inequalities in income and health in China: who is left behind?[J]. Journal of Health Economics, 2013, 32(6): 1214-1229.

Balsmeier B, Woerter M. Is this time different? How digitalization influences job creation and destruction[J]. Research Policy, 2019, 48(8): 103765.

Belloc N B, Breslow L. Relationship of physical health status and health practices[J]. Preventive Medicine,

1972, 1(3): 409-421.

Byaro M, Rwezaula A, Ngowi N. Does internet use and adoption matter for better health outcomes in sub-Saharan African countries? New evidence from panel quantile regression[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, 191: 122445.

Choi N G, DiNitto D M. The digital divide among low-income homebound older adults: Internet use patterns, eHealth literacy, and attitudes toward computer/Internet use[J]. *Journal of Medical Internet Research*, 2013, 15(5): e93.

De Santis K K, Jahnel T, Sina E, et al . Digitization and health in Germany: cross-sectional nationwide survey[J]. *JMIR Public Health and Surveillance*, 2021, 7(11): e32951.

Deaton A. Health, income, and inequality[J]. *National Bureau of Economic Research Reporter: Research Summary*. Retrieved August, 2003, 15: 2009.

Dieleman J L, Baral R, Birger M, et al. US spending on personal health care and public health, 1996-2013[J]. *Jama*, 2016, 316(24): 2627-2646.

Dutta U P, Gupta H, Sengupta P P. ICT and health outcome nexus in 30 selected Asian countries: Fresh evidence from panel data analysis[J]. *Technology in Society*, 2019, 59: 101184.

Ecob R, Smith G D. Income and health: what is the nature of the relationship?[J]. *Social Science & Medicine*, 1999, 48(5): 693-705.

Elgar F J, Xie A, Pfortner T K, et al . Relative deprivation and risk factors for obesity in Canadian adolescents[J]. *Social Science & Medicine*, 2016, 152: 111-118.

Erreygers G. Correcting the concentrations index[J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 2: 504-515.

Ettner S L. New evidence on the relationship between income and health[J]. *Journal of Health Economics*, 1996, 15(1): 67-85.

Frijters P, Haisken-DeNew J P, Shields M A. The causal effect of income on health: Evidence from German reunification[J]. *Journal of Health Economics*, 2005, 24(5): 997-1017.

Frison E, Eggermont S. Toward an integrated and differential approach to the relationships between loneliness, different types of Facebook use, and adolescents' depressed mood[J]. *Communication Research*, 2020, 47(5): 701-728.

Gong L, Li H, Wang D. Health investment, physical capital accumulation, and economic growth[J]. *China Economic Review*, 2012, 23 (4), 1104–1119.

Guzel A E, Arslan U, Acaravci A. The impact of economic, social, and political globalization and democracy on life expectancy in low-income countries: are sustainable development goals contradictory?[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2021: 1-18.

Hämeen-Anttila K, Pietilä K, Pylkkänen L, et al. Internet as a source of medicines information (MI) among frequent internet users[J]. *Research in Social and Administrative Pharmacy*, 2018, 14(8): 758-764.

Hjort J, Poulsen J. The arrival of fast internet and employment in Africa[J]. *American Economic Review*, 2019, 109(3): 1032-1079.

Hoglund M W, Sadovsky R, Classie J. Engagement in life activities promotes healthy aging in men[J]. *Journal of Men's Health*, 2009, 6(4): 354-365.

Hong Y A, Zhou Z, Fang Y, et al . The digital divide and health disparities in China: evidence from a national survey and policy implications[J]. *Journal of Medical Internet Research*, 2017, 19(9): e317.

Idler E L and Angel R J. Self-rated health and mortality in the NHANES 21 epidemiologic follow-up study[J]. *Journal of American Public Health*, 1990, 80: 446-452.

Idler E L, Kasl S V. Self-ratings of health: do they also predict change in functional ability?[J]. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 1995, 50(6): S344-S353.

- Jones A M, Rice N, Robone S, et al. Inequality and polarisation in health systems' responsiveness: A cross-country analysis[J]. *Journal of Health Economics*, 2011,30(4): 616-625.
- Kakwani N. The relative deprivation curve and its applications[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, 2(4): 384-394.
- Khaw K T, Wareham N, Bingham S, et al. Combined impact of health behaviours and mortality in men and women: the EPIC-Norfolk prospective population study[J]. *PLoS Medicine*, 2008, 5(1): e12.
- Kim H, Paige Powell M, Bhuyan S S. Seeking medical information using mobile apps and the internet: are family caregivers different from the general public?[J]. *Journal of Medical Systems*, 2017, 41: 1-8.
- Kim S, Koh K. The effects of income on health: Evidence from lottery wins in Singapore[J]. *Journal of Health Economics*, 2021, 76: 102414.
- Kuo C T, Chiang T. The association between relative deprivation and self-rated health, depressive symptoms, and smoking behavior in Taiwan[J]. *Social Science & Medicine*, 2013, 89: 39-44.
- Kurt S. Government health expenditures and economic growth: a Feder-Ram approach for the case of Turkey[J]. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2015, 5(2): 441-447.
- 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.
- Lee B X, Kjaerulf F, Turner S, et al. Transforming our world: implementing the 2030 agenda through sustainable development goal indicators[J]. *Journal of Public Health Policy*, 2016, 37: 13-31.
- Lhila A, Simon K I. Relative deprivation and child health in the USA[J]. *Social Science & Medicine*, 2010, 71(4): 777-785.
- Lorgelly P K, Lindley J. What is the relationship between income inequality and health? Evidence from the BHPS[J]. *Health Economics*, 2008, 17(2): 249-265.
- Madden D. Ordinal and cardinal measures of health inequality: An empirical comparison[J]. *Health Economics*, 2010,19(2): 243-250.
- Maduka A C, Madichie C V, Ekesiobi C S. Health care expenditure, health outcomes, and economic growth nexus in Nigeria: A Toda–Yamamoto causality approach[J]. *Unified Journal of Economics and International Finance*, 2016, 2(1): 1-10.
- Marteau T M, Rutter H, Marmot M. Changing behaviour: an essential component of tackling health inequalities[J]. *Bmj*, 2021, 372.
- Mata J, Wenz A, Rettig T, et al. Health behaviors and mental health during the COVID-19 pandemic: A longitudinal population-based survey in Germany[J]. *Social Science & Medicine*, 2021, 287: 114333.
- Miilunpalo S, Vuori I, Oja P, et al. Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population[J]. *Journal of Clinical Epidemiology*, 1997, 50(5): 517-528.
- Mishra S, Carleton R N. Subjective relative deprivation is associated with poorer physical and mental health[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 147: 144-149.
- Mo M, Möller J, László K D, et al. The joint effect between fetal growth and health behaviors on the risk of cardiovascular diseases in young adulthood[J]. *Annals of Epidemiology*, 2023, 78: 54-60.
- Mossey J M, Shapiro E. Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly[J]. *American Journal of Public Health*, 1982, 72(8): 800-808.
- Odgers C L, Jensen M R. Annual research review: Adolescent mental health in the digital age: Facts, fears, and future directions[J]. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 2020, 61(3): 336-348.
- 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.

- Pascual M, Cantarero D, Lanza P. Health polarization and inequalities across Europe: An empirical approach[J]. *The European Journal of Health Economics*, 2018, 19:1039-1051.
- Pickett K E, Wilkinson R G. Income inequality and health: a causal review[J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 128: 316-326.
- Ren Y, Li H, Wang X. Family income and nutrition-related health: Evidence from food consumption in China[J]. *Social Science & Medicine*, 2019, 232: 58-76.
- Runciman W G. Relative deprivation and social justice: A study of attitudes to social inequality in twentieth-century England[J]. 1966.
- Salti N. Relative deprivation and mortality in South Africa[J]. *Social Science & Medicine*, 2010, 70(5): 720-728.
- Sami H, Danielle L, Lihi D, et al . The effect of sleep disturbances and internet addiction on suicidal ideation among adolescents in the presence of depressive symptoms[J]. *Psychiatry Research*, 2018, 267: 327-332.
- Sillence E, Briggs P, Harris P R, et al. How do patients evaluate and make use of online health information?[J]. *Social Science & Medicine*, 2007, 64(9): 1853-1862.
- Smith H J, Pettigrew T F, Pippin G M, et al. Relative deprivation: A theoretical and meta-analytic review[J]. *Personality and Social Psychology Review*, 2012, 16(3): 203-232.
- Subramanyam M, Kawachi I, Berkman L, et al. Relative deprivation in income and self-rated health in the United States[J]. *Social Science & Medicine*, 2009, 69(3): 327-334.
- Suziedelyte A. How does searching for health information on the Internet affect individuals' demand for health care services?[J]. *Social Science & Medicine*, 2012, 75(10): 1828-1835.
- Szabo A, Allen J, Stephens C, et al. Longitudinal analysis of the relationship between purposes of internet use and well-being among older adults[J]. *The Gerontologist*, 2019, 59(1): 58-68.
- Tan S S L, Goonawardene N. Internet health information seeking and the patient-physician relationship: a systematic review[J]. *Journal of Medical Internet Research*, 2017, 19(1): e9.
- Van Donkelaar A, Hammer M S, Bindle L, et al . Monthly global estimates of fine particulate matter and their uncertainty[J]. *Environmental Science & Technology*, 2021, 55(22): 15287-15300.
- Van Doorslaer E, Jones A M. Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement[J]. *Journal of Health Economics*, 2003, 22(1): 61-87.
- Wagstaff A, Van Doorslaer E. Overall versus socioeconomic health inequality: A measurement framework and two empirical illustrations[J]. *Health Economics*, 2004, 13:297-301.
- Wagstaff A. Correcting the concentration index: A comment[J]. *Journal of Health Economics*, 2009, 2: 516-520.
- Wang J, Xu Y. Digitalization, income inequality, and public health: Evidence from developing countries[J]. *Technology in Society*, 2023, 73: 102210.
- Whooley M A, De Jonge P, Vittinghoff E, et al. Depressive symptoms, health behaviors, and risk of cardiovascular events in patients with coronary heart disease[J]. *Jama*, 2008, 300(20): 2379-2388.
- Wikgren M. Everyday health information exchange and citation behaviour in Internet discussion groups[J]. *The New Review of Information Behaviour Research*, 2003, 4(1): 225-239.
- Wilhite B, Shank J. In praise of sport: Promoting sport participation as a mechanism of health among persons with a disability[J]. *Disability and Health Journal*, 2009, 2(3): 116-127.
- Wu H, Ba N, Ren S, et al . The impact of internet development on the health of Chinese residents: Transmission mechanisms and empirical tests[J]. *Socio-Economic Planning Sciences*, 2022, 81: 101178.
- Xu Y, Yilmazer T. Childhood socioeconomic status, adulthood obesity and health: The role of parental permanent and transitory income[J]. *Social Science & Medicine*, 2021, 283: 114178.
- Yan B, Chen X, Gill T M. Health inequality among Chinese older adults: the role of childhood circumstances[J].

The Journal of the Economics of Ageing, 2020, 17: 100237.

You Z T, Zhong M, Gao Q, et al . The impact of digital economy on residents' health: based on the perspective of population ageing[J]. Frontiers in Public Health, 2021, 9: 725971.

Zhang J, Gong X, Zhang H. ICT diffusion and health outcome: Effects and transmission channels[J]. Telematics and Informatics, 2022a, 67: 101755.

Zhang Q, Guo X, Vogel D. Examining the health impact of elderly ICT use in China[J]. Information Technology for Development, 2022b, 28(3): 451-467.