



单位代码 11799
学 号 2020651005

重庆工商大学

硕士学位论文

互联网使用对居民健康支出的影响研究

论文作者：杨皓然

所在学院：长江上游经济研究中心

学科专业：国民经济学

研究方向：国民经济运行与宏观调控

指导教师：许小苍

提交论文日期：2023 年 5 月 22 日

论文答辩日期：2023 年 5 月 25 日

中国 · 重庆

2023 年 5 月

目 录

第 1 章 绪论.....	1
1.1 研究背景和意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 研究内容和方法.....	3
1.2.1 研究内容.....	3
1.2.2 研究方法.....	5
1.3 可能的创新点.....	5
第 2 章 理论基础与文献综述	7
2.1 理论基础.....	7
2.1.1 Grossman 健康需求模型	7
2.1.2 生命价值理论	9
2.2 文献综述.....	10
2.2.1 健康支出的影响因素分析.....	10
2.2.2 灾难性医疗支出的影响因素分析.....	14
2.2.3 互联网使用对健康支出的影响.....	17
2.2.4 文献评述.....	18
2.3 本章小结.....	19
第 3 章 现状概述	20
3.1 我国互联网发展现状.....	20
3.1.1 互联网建设现状.....	20
3.1.2 互联网区域发展差异.....	21
3.2 健康支出状况.....	23
3.2.1 健康状况.....	23
3.2.2 诊疗人次.....	24
3.2.3 健康支出.....	25
3.3 本章小结.....	26
第 4 章 互联网使用对居民健康支出影响机制分析	27
4.1 信息不对称.....	27
4.2 健康投资意愿.....	28
4.3 替代效应.....	28
4.4 间接影响.....	28
4.5 本章小结.....	30
第 5 章 互联网使用对居民健康支出的影响实证分析	31

5.1 数据来源及变量选取.....	31
5.1.1 数据来源.....	31
5.1.2 指标选取.....	31
5.2 模型构建.....	33
5.2.1 两部分模型.....	34
5.2.2 Logit 模型.....	34
5.2.3 倾向得分匹配法.....	35
5.3 实证结果及分析.....	37
5.3.1 描述性统计.....	37
5.3.2 基准回归一.....	38
5.3.3 基准回归二.....	41
5.3.4 倾向得分匹配估计.....	43
5.4 稳健性检验.....	46
5.5 异质性分析.....	47
5.5.1 城乡异质性.....	47
5.5.2 收入异质性.....	48
5.5.3 性别异质性.....	49
5.6 本章小结.....	50
第 6 章 结论与政策建议	51
6.1 主要结论.....	51
6.2 政策建议.....	52
6.3 研究展望.....	54
参考文献.....	55

互联网使用对居民健康支出的影响研究

摘要

党的二十大报告提出，推进健康中国建设，健全公共卫生体系，把保障人民健康放在优先发展的战略位置，积极应对人口老龄化带来的风险挑战。当前，人口老龄化已经成为全球性问题。由中国发展基金会发布的《中国发展报告 2020：中国人口老龄化的发展趋势和政策》指出，从 2035 年到 2050 年是中国人口老龄化的高峰阶段，根据预测，到 2050 年中国 65 岁及以上的老年人口将达 3.8 亿，占总人口比例近 30%；60 岁及以上的老年人口将接近 5 亿，占总人口的比例超过三分之一。人口老龄化给经济社会各方面带来诸多不利影响，如增加家庭养老负担和健康支出。这给政策制定者和学者带来了压力，要求其了解健康支出如何以及为什么增加，并探索健康支出的可持续增长问题。与此同时，随着互联网的发展和数字基础设施的不断完善，我国互联网高速发展，CNNIC 发布的第 51 次《中国互联网络发展状况统计报告》指出，截至 2022 年 12 月，我国网民规模达 10.67 亿，较 2021 年 12 月增长 3549 万，互联网普及率达 75.6%；我国互联网医疗用户规模达 3.63 亿，较 2021 年 12 月增长 6466 万，占网民整体的 34.0%。自 2018 年国务院通过了《关于促进“互联网+医疗健康”发展的意见》以来，促进了互联网与医疗健康的深度融合，也促使越来越多的人了解“互联网+医疗健康”理念，并学习相关的智能技术，有助于解决医疗资源发展不平衡、不充分的问题。因此，在推动“互联网+医疗健康”发展过程中，探讨和研究互联网使用对于居民的健康支出影响具有重要意义。

本文利用中国家庭小组研究（CFPS）2018 年数据库，基于两部分模型、倾向得分匹配法以及 Logit 模型进行实证分析，随后通过变量替换法完成稳健性检验，最后基于样本中存在的个体差异进行城乡、收入、性别异质性检验。得到了以下结论：一是互联网使用增加了居民的健康支出，且使用频率越高影响越大。与不使用互联网人群相比，使用互联网使得健康支出增加 7.1%。当研究几乎每天都使用互联网人群时，增加个体 16.5% 的健康支出。二是互联网使用降低了灾难性医疗支出发生率，高频使用互联网影响较大。三是互联网使用对个体健康支出

的影响存在城乡、收入、性别之间的个体差异。四是医疗保险在降低健康支出方面发挥了重要作用。

基于以上研究结论，提出相关政策建议。首先，政府应采取措施优化互联网信息环境，推进“互联网+医疗卫生”建设。其次，还应加强通过互联网宣讲健康知识，引导群众更有效地利用医疗资源。再次，继续发展和完善医疗保险和社会医疗制度，在个人、政府和社会之间分担快速增长的健康支出。最后，加强农村地区的互联网基础设施建设，提高农村居民使用互联网能力。

关键词：互联网使用；健康支出；两部分模型；倾向得分匹配法

STUDY ON THE IMPACT OF INTERNET USE ON RESIDENT HEALTH EXPENDITURE

ABSTRACT

The report to the 20th National Congress of the Communist Party of China proposed to promote the building of a healthy China, improve the public health system, give strategic priority to the protection of people's health, and actively respond to the risks and challenges brought by an aging population. At present, population aging has become a global problem. The "China Development Report 2020: Trends and Policies of China's Aging Population" issued by China Development Foundation points out that China's aging population will peak from 2035 to 2050. According to the forecast, the elderly population aged 65 and above will reach 380 million in 2050, accounting for nearly 30% of the total population. The elderly population aged 60 and above will approach 500 million, accounting for more than one-third of the total population. Population aging has brought about many adverse effects on economic and social aspects, such as increasing family pension burden and health expenditure. This puts pressure on policymakers and academics to understand how and why health spending is increasing and to explore sustainable growth in health spending. At the same time, with the development of the Internet and the continuous improvement of digital infrastructure, China's Internet is developing rapidly. The 51st Statistical Report on the Development of the Internet in China released by CNNIC pointed out that by December 2022, the number of Chinese netizens reached 1.067 billion, an increase of 35.49 million compared with December 2021. The Internet penetration rate reached 75.6%; The number of Internet medical users in China reached 363 million, an increase of 64.66 million compared with December 2021, accounting for 34.0% of the total netizens. Since The State Council adopted the Opinions on Promoting the Development of "Internet Plus Medical and Health" in 2018, the deep integration of the Internet and medical and health care has been promoted, and more and more people have been encouraged to understand the concept of "Internet plus medical and health care" and learn relevant intelligent technologies, which helps to solve the problem of unbalanced

and inadequate development of medical resources. Therefore, in the process of promoting the development of "Internet + medical health", it is of great significance to explore and study the influence of Internet use on the health expenditure of middle-aged and elderly groups.

Based on the 2018 database of China Household Group Study (CFPS), this thesis conducts empirical analysis based on the two-part model, propensity score matching method and Logit model. Then, robustness test is completed by variable substitution method. Finally, heterogeneity test is conducted based on individual differences in the samples. The conclusions are as follows: First, Internet use increases residents' health expenditure, and the higher the frequency of use, the greater the impact. Internet use increased health spending by 7.1 percent compared to non-users. When the study looked at people who used the Internet almost every day, it increased individual health spending by 16.5 percent. Second, Internet use reduces the incidence of catastrophic medical expenditures, and the high frequency of Internet use has a greater impact. Third, there are individual differences between urban and rural areas, income and gender in the impact of Internet use on individual health expenditure. Fourth, medical insurance has played an important role in reducing health expenditure.

Based on the above research conclusions, relevant policy suggestions are put forward. First, the government should take measures to optimize the Internet information environment and promote the construction of "Internet plus medical and health". Secondly, we should enhance the dissemination of health knowledge through the Internet to guide people to make more effective use of medical resources. Third, we should continue to develop and improve the medical insurance and social medical systems to share the rapidly growing health expenditure among individuals, the government and the society. Finally, strengthen the construction of Internet infrastructure in rural areas and improve the ability of rural residents to use the Internet.

Keywords: internet use; health expenditure; two-part model; propensity score matching

第1章 绪论

1.1 研究背景和意义

1.1.1 研究背景

党的二十大报告提出，推进健康中国建设，深化健康中国行动和实施积极应对人口老龄化国家战略。这充分体现了党深入贯彻以人民为中心的发展思想。新时代这十年，健康中国建设步伐稳健，人民健康得到全方位保障，人民生活品质不断提高，积极应对人口老龄化战略稳步实施，切实增强广大群众的获得感、幸福感和安全感。正如习近平总书记指出：“现代化最重要的指标还是人民健康，这是人民幸福生活的基础。”

当前，随着经济转型和社会转型的深化，我国的人口结构发生了深刻的变化，人口老龄化比例的增加成为我国人口转型的关键特征之一。改革开放以来，随着我国人口经济的快速发展和科学技术的巨大进步，居民的预期寿命持续增长。中国统计年鉴显示，1990 年中国人口的平均预期寿命为 68.6 岁，2018 年达到 76.4 岁，增加了 7 岁的。此外，多年计划生育政策的实施大大降低了婴儿出生率，儿童比例减少，老年人预期寿命延长，导致了中国人口严重老龄化。我国第七次全国人口普查显示，65 岁及以上人口为 19064 万人，占 13.50%。而统计数据显示，2000 年时中国 65 岁及以上人口占总人口的 7%，人口老龄化系数比 2000 年增加了一倍左右。

随着老龄化趋势而发生的变化之一是健康状况的转变。《中国卫生健康统计年鉴》2022 年统计数据显示，截至 2019 年底，在中国 2.54 亿老年人口中，约有 1.2 亿老年人患有慢性病，残疾人和半残疾人老年人口超过 4000 万。据 WHO 统计，世界各地的心脏病、癌症和肥胖等慢性非传染性疾病的发病率不断攀升，在这种情况下，健康支出只会继续上升；此外，随着科学技术的进步，人们为了治疗疾病正在开发更加昂贵且尖端的药品和疗法，这也将加剧卫生费用上升的趋势^[1]。人口老龄化给社会的老年保障带来了沉重的负担，并导致了卫生保健需求的增加和医疗费用的迅速增加。

在此背景下，大幅增长的健康支出已成为一个重要的全球问题。根据 WHO 统计数据，2000 年至 2017 年，全球卫生支出以每年 3.9% 的速度增长，而经济以

每年 3.0% 的速度增长，这一趋势在中等收入国家更为严重。另根据国家卫生健康委员会资料显示，我国自新一轮卫生系统改革开始以来，也在迅速转向更高的支出水平。2009-2018 年，中国总卫生支出以每年 14.45% 的速度增长，高于 GDP（12.89%），导致同期的卫生支出占 GDP 的比例从 4.96% 上升到 6.39%。根据一项预计 2015-2035 年中国卫生支出的研究，预计到 2035 年，卫生支出将上升到 GDP 的 9.1%^[2]。根据中国统计年鉴数据，“十三五”时期（2016-2019 年）卫生总支出从 4.6 万亿元增长到 6.5 万亿元，年均增长 12.2%；且同期全国财政医疗卫生支出比同期全国财政支出增幅高出 0.4 个百分点。随着我国经济步入新常态，经济增长放缓，健康支出的快速增长给政府预算和患者个人财政状况带来了压力。

同时，互联网的使用以及迅速普及，给个人行为、生活习惯和价值观带来了实质性的变化^[3]。互联网的普及改变了人们的生活方式，越来越多的人通过互联网享受方便的信息传递和丰富的生活服务。“互联网+医疗健康”理念的普及促进了人们利用互联网获得健康相关知识。互联网已成为公众和患者搜索健康信息、沟通和决策的主要来源，这可能会影响公众的就医决策和治病方式。在这一过程中，个体使用互联网是如何影响就医决策？更进一步谈论互联网使用是否会减少医疗服务领域医患之间的信息不对称，并最终影响其健康支出？然而，相关的研究还不充分，也是本文重点研究的内容。

1.1.2 研究意义

（1）理论意义

学者们关于健康支出的研究大多探讨了相关的影响因素、机制作用、与经济社会等的关系，但是在互联网快速发展背景下，居民的互联网使用对持续增压的医疗卫生负担和医疗资源需求有何影响，已有的研究则略显不足。

此外，互联网的使用加剧了医疗信息的溢出效应，信息供给的数量、质量和范围得以不断发展。有学者研究发现，互联网是获取健康信息的有效渠道，可以减少患者与卫生保健提供者之间的知识信息不对称，从而减少了过度治疗风险，相应地减少了健康支出。另一方面，互联网的使用降低了人们了解常见疾病的障碍，导致自我治疗管理的可能，对更高级别的医疗保健需求增加；此外互联网使用在影响人们健康水平的同时也影响了健康支出。当考虑到个人通过在线平台与医生互动时，个人也可以通过浏览健康信息、在线与医生交流以及获得一些初级卫生保健服务从而增加就医的概率，增加健康支出。

可以发现，互联网的使用对个人的就医以及产生的健康支出存在方向相反的影响，在这一过程中，究竟是获取信息减少过度治疗以及选择自我治疗对医院护理的替代影响大一些，还是互联网提供便利增加人们的就医可能的影响大，当前并未进行详细研究。本文通过研究互联网使用对健康支出的影响，使我们可以从理论角度更好地厘清利用互联网获取健康信息这一行为对人们就医决策及财务状况的影响。

（2）实际意义

在老龄化背景下，人们对医疗保健需求增加，健康支出在未来的几十年里将继续上升，快速增长的速度给医疗资源带来了巨大压力。如何控制健康支出的快速增长，减轻个人就医时的经济负担，成为中国政府亟待解决的主要问题之一。本文旨在评估互联网使用对个人健康支出的影响，并进一步探讨其潜在影响机制。为“互联网+医疗健康”战略的深化提供政策建议，以应对当前资源基础有限的人口日益增长的医疗需求，也为更好利用互联网以期更好地服务群众对健康信息的需求提供现实意义。

1.2 研究内容和方法

1.2.1 研究内容

本文基于 Grossman 健康资本模型以及生命价值理论，探讨互联网使用对健康支出的影响。本文的主要内容有以下五个部分：

第一章：绪论。首先交代本文的选题背景和选题意义，并介绍本文的主要研究内容和方法。确定本文的研究对象为个体互联网使用以及使用频率对健康支出的影响，主要研究目的是探讨互联网使用能否影响人们的就医决策，减轻人们就医时的医疗负担。接下来阐述了本文的研究意义，包括理论意义与现实意义，主要研究方法，以及本研究可能存在的创新之处。

第二章：理论基础及文献综述。首先介绍本文所依据的健康资本模型以及生命价值理论，确定本文的研究对象。然后介绍当前学者对健康支出、灾难性医疗支出的研究，最后阐述学者们已有的关于互联网使用对健康状况影响的研究综述。从而引出研究的不足和本文的研究切入点。

第三章：现状分析。现状分析是梳理研究对象现存的问题，对后文的实证研究提供现实依据。主要从互联网发展现状、健康支出的宏观数据及现有研究结论

梳理当前现状，从而了解当前研究背景下各部分的现状，进一步强调本文的研究意义。

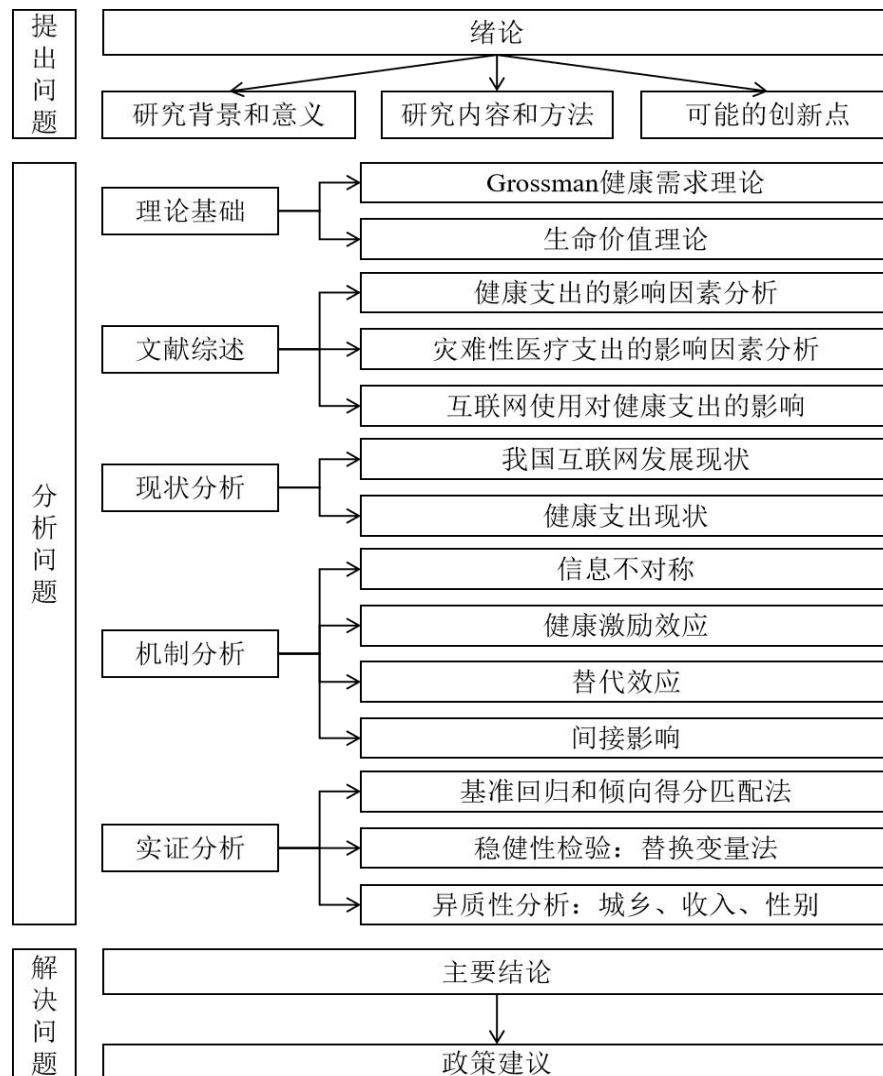


图 1.1 研究框架

第四章：机制分析。按照互联网使用对健康及健康支出的不同影响，从信息不对称、健康投资意愿、替代效应以及间接影响四个方面展开。首先明确每种效应的含义，然后通过梳理已有学者们的研究，探讨在不同的机制影响下，互联网使用如何影响居民的健康支出水平。

第五章：实证分析。首先依据本文的研究框架对 CFPS（2018）数据库进行清洗，根据所得数据建立模型，主要从互联网使用以及使用频率对健康支出的直接影响与间接影响两个方面展开，采用了两部分模型、倾向得分匹配法、logit 模型等。为确保结果稳健，分析不同人群使用互联网差异导致的健康支出差异，本

文通过变量替换法进行稳健性检验以及对城乡、收入、性别进行异质性分析。

第六章：政策建议。总结以上理论研究、现状研究和实证研究，得出互联网使用及使用频率对健康支出、灾难性医疗支出影响的最终结论，并对人群互联网使用差异造成的就医决策和就医行为进一步探讨，从而提出政策建议。最后，梳理全文，总结不足，提出进一步的研究展望和研究方向。

本文研究框架如图 1.1 所示。

1.2.2 研究方法

(1) 文献研究法。

对有关文献进行全面系统的梳理，学习其研究方法与思想，掌握现有文献的研究动态，从视角、方法及结构等方面去总结，了解当前学术研究的前沿方法和理论。

(2) 描述性分析与实证分析相结合的方法。

首先对样本的总体情况进行了描述性统计，对样本特征展开初步分析，为后来实证分析的样本再分组部分奠定了基础。在实证研究部分使用了截面数据，采用两部分模型、倾向得分匹配法、Logit 模型等方法进行实证分析，并采用稳健性检验和异质性分析进行实证检验。

1.3 可能的创新点

关于互联网使用对个体的就医行为、影响机制、健康状况等，学术界已经进行了广泛的研究。通过总结相关文献，本文可能的创新点主要有：

第一，将互联网使用对健康状况的影响进行定量分析。以往关于互联网使用对个体健康状况影响的研究，停留在定性角度，即使用互联网对个体健康状况有无改善。但是，在这一过程中，个体可能在互联网上获取健康信息进行自我治疗和自我管理，减少求医行为；也可能使得人们对疾病风险的认识更加全面，从而增加到更高层次的医疗机构就医的趋势。两种行为究竟对个体的实际就医决策和健康支出有无影响以及在多种因素综合下如何影响，还有待进一步探讨。因此，本文重点研究互联网使用及使用频率对个体的健康支出的影响。

第二，本文从绝对和相对两个维度对健康支出进行分析。产生相同的健康支出之于家庭可支付能力不同人群的影响是不同的。因此，本文首先研究互联网使用及使用频率对健康支出绝对值的影响；然后研究互联网使用对灾难性医疗支出

这一相对值的影响，从而为相关政策制定提供更准确的依据。

第三，对人群进行分类。在信息化背景下，不同地区、性别、收入均会接触到互联网，不同群体的使用差异使得是否会影响其就医行为，从而影响就诊概率和健康支出水平？现有的文献还未对互联网使用对健康支出的影响进行人群进行划分，本文在基准回归和稳健性检验之后，对样本中的城乡、收入、性别差异进行异质性分析，探讨本次研究在不同个体间的差异。

第2章 理论基础与文献综述

2.1 理论基础

2.1.1 Grossman 健康需求模型

Grossman (1972) 基于人力资本学建立了健康需求模型，该模型被认为是医疗保健需求派生经济学中的一个突破^[4]。Grossman 将人的健康视为资本，利用边际分析法来探究，除了个人健康禀赋外，健康投资、恶化率如何对健康产生作用，如年龄、工资、受教育程度等。在此分析框架下，健康被视为会折旧的资本品，其存量是动态变化的，如疾病的的发生和年龄的增长都会使健康存量减少。在健康需求模型框架中，个人需要医疗保健（例如，投资时间和消费医疗产品和服务），以获得健康提供的消费利益（健康作为商品的一种为个体提供效用）和生产效益（健康的个体有更大的收入）。该模型已被广泛应用于探索与健康、医疗保健、健康不平等、健康与社会经济地位之间的关系、职业选择等相关的各种现象。

在该模型中，根据跨时效用函数 (2.1)，假设个人从消费一种商品(Z)中获得效用和从“生病时间”中获得负效用 (t^s)，则该个体的健康资本 H_t 存量的函数：

$$\int_0^T e^{-\rho t} U[t^s(H_t), Z_t] \quad (2.1)$$

满足假设 $\frac{\partial U_t}{\partial t_s} < 0$, $\frac{\partial U_t}{\partial Z_t} > 0$, $\frac{\partial t_s}{\partial H_t} < 0$, ρ 指折旧率。健康存量的变动表示为：

$$\dot{H}_t = I_t(M_t, t^i) - \delta_t H_t \quad (2.2)$$

满足假设 $\frac{\partial I_t}{\partial M_t} > 0$, $\frac{\partial I_t}{\partial t_i} > 0$ 。这意味着对健康资本 I 的投资是由医疗保健 M 和为了保持健康所花费的时间 t^i ，如体育活动。另一方面，健康资本会以一定的速度 δ 发生折旧，其大小只取决于个人的年龄，是外生变量。资产积累公式可表示如下：

$$\dot{A}_t = rA_t + Y[t^s(H_t)] - \pi_t^H I_t - \pi_t^Z Z_t \quad (2.3)$$

A 指金融资产的存量， r 是利率， Y 是指劳动收入，是“生病时间”的函数， π^H 和 π^Z 分别是投资于健康和消费的边际（或平均）成本。约束条件为： $H(0) = H_0$, $A(0) = A_0$, $H_t \geq H'$, 并且 $A_t \geq 0$ 。其中， H' 是健康资本的死亡存量。个体必须在动态约束 (2.2) 和 (2.3)，以及约束条件下选择时间路径 H_t 和 Z_t 。这一

约束条件可表示为：

$$\left\{ \frac{\partial U_t}{\partial t^s} e^{-(\rho-r)t} + \frac{\partial Y_t}{\partial t^s} \right\} \frac{\partial t^s}{\partial H_t} = \left\{ r + \delta_t - \frac{\dot{\pi}_t^H}{\pi_t^H} \right\} \pi_t^H \quad (2.4)$$

其中， $\lambda(0)$ 表示初始资产的影子价格。（2.3）式左侧持有额外健康资本的边际收益必须等于右侧持有额外健康资本的边际成本。额外的医疗资本减少了“生病时间”，它提供了直接的效用（左边总和代表“净消费”），同时还增加了劳动力收入（第二个总和代表“净投资”）。折旧率 δ 的上升增加了投资于健康资本的边际成本。由于机会成本的增加，利率也会上升。另一方面，如果未来健康资本的价值上涨，即 $\dot{\pi}_t^H > 0$ ，从而降低了目前投资的相对成本。

在进一步分析中，货币回报相对于“精神”回报是巨大的，所以相比于净消费模型，学者们更关注净投资模型。（2.4）取对数可得：

$$\ln \left(-\frac{\partial t^s}{\partial H_t} \right) + \ln w_t = \ln \delta_t + \ln \pi_t^H - \ln \psi_t \quad (2.5)$$

工资率 $w_t = -\frac{\partial Y_t}{\partial t^s}$ ， $\psi_t = \delta_t / [r + \delta_t - \frac{\dot{\pi}_t^H}{\pi_t^H}]$ 。在进行下一步研究之前，需对方程形式进行假设。假设如下：

$$t_i^s = \beta_1 H_{it}^{-\beta_2} \quad (2.6)$$

$$\ln \delta_{it} = \ln \delta_0 + \beta_3 t_i \quad (2.7)$$

其中， β_1 、 β_2 、 β_3 是正数，根据柯布-道格拉斯生产函数，假设对健康资本的投资是由时间(t_i)和医疗保健(M)结合起来产生的，其规模报酬是不变的。此外，Grossman认为，教育(E)提高了家庭部门生产过程的效率，体现在投资方程上：

$$I_{it} = M_{it}^{\beta_4} t_i^{1-\beta_4} E_{it}^{\beta_5} \quad (2.8)$$

其中， $0 < \beta_4 < 1$ 、 $\beta_5 > 0$ 。在规模收益不变的情况下，可以得到投资函数的边际成本：

$$\ln \pi_{it}^H = (1 - \beta_4) \ln w_{it} + \beta_4 \ln P_{it}^M - \beta_5 E_{it} \quad (2.9)$$

其中， P^M 是医疗保健的价格， E 是以正规教育年限来衡量的教育程度。假设效用函数是以如下形式存在的：

$$U_{it} = \beta_6 t_i^{s\beta_7} + g(Z_{it}) \quad (2.10)$$

其中, $\beta_6 < 0$, $0 < \beta_7 < 1$, $g(\cdot)$ 是某种函数形式。接下来, 对 ψ_t 作出假设:

$$\psi_{it} = \beta_8 t_i \quad (2.11)$$

其中, $\beta_8 > 0$ 。现在可以推导出健康和医疗保健需求方程。考虑净投资模型中对健康的直接需求。从(2.6)可得:

$$\frac{\partial t_i^s}{\partial H_{it}} = -\beta_1 \beta_2 H_{it}^{-\beta_2-1} \quad (2.12)$$

方程(2.12)联立方程(2.7) (2.9) (2.11), 可得:

$$\ln H_{it} = \beta_9 + \beta_4 \epsilon \ln w_{it} - \beta_4 \epsilon \ln P_{it}^M - (\beta_3 - \beta_8) \epsilon t_i + \beta_5 E_{it} + u_{1it} \quad (2.13)$$

其中, $\beta_9 = \epsilon \ln \beta_1 \beta_2$, $\epsilon = \frac{1}{1+\beta_2}$ 。 ϵ 是健康需求关于健康资本的边际生产力。

由 $\beta_2 > 0$ 可得, $0 < \epsilon < 1$ 。而 $u_{1it} = -\epsilon \ln \delta_0$ 被认为是均值为零, 方差为零且不变的误差项。

对医疗保健的需求可有方程 (2.2)、(2.8)以及健康投资的成本最小化的条件
($\frac{P_{it}^M}{w_{it}} = \frac{\beta_4}{1-\beta_4} \frac{t_i}{M_{it}}$)推导:

$$\begin{aligned} \ln M_{it} = & \beta_{10} + \ln H_{it} + (1 - \beta_4) \ln w_{it} - (1 - \beta_4) \ln P_{it}^M + \beta_3 t_i - \beta_5 E_{it} \\ & + u_{2it} \end{aligned} \quad (2.14)$$

其中, $\beta_{10} = -(1 - \beta_4) \ln [(1 - \beta_4)/\beta_4]$, $u_{2it} = \ln \delta_0 + \ln [1 + \frac{H_{it}}{H_{it} \delta_{it}}]$, 是误差项。

健康资本存量 H 以系数为正的前提进入医疗保健需求方程。这重申了需要医疗保健来建立健康资本模式的基本理念, 即个人所拥有的健康资本存量与其对医疗保健的需求之间存在着正相关关系。因此, 拥有健康资本会增加对医疗保健需求, 也即人们普遍有医疗保健需求。最后, 由方程 (2.13) 和 (2.14), 可得, 净投资模型确定了医疗保健或医疗保健支出需求的四个主要决定因素, 分别为名义工资率 (w_{it}) 也即个体的收入水平、医疗保健价格 (P_{it}^M)、年龄 (t) 和知识资本/教育水平 (E_{it})。

2.1.2 生命价值理论

个人会因疾病而受到经济福利损失, 如患病去医院诊疗时, 减少了本人及陪同者的劳动时间, 从而减少了相应的劳动报酬。经济学上衡量该损失的方法主要是生命价值理论。

生命价值概念最早由政治经济学之父、统计学始祖威廉·配第于 1672 年提

出，作者运用“生产成本法”来测算当时英国人的平均生命价值^[5]。经历了一定发展阶段后，恩斯特·恩格尔的《人的价值》（1833年）和威廉·法尔的《所得税与财产税》（1853年）发展了生命价值理论。随后，1968年美国学者谢林在《你拯救的生命可能属于你自己》一书中，将生命价值定义为：个体为降低死亡风险而愿意支付的成本或增加死亡风险而愿意接受的补偿。该理论的核心观点基于权衡取舍，即人们在付出成本以降低死亡风险或增加死亡风险来获取补偿之间面临取舍。

虽然理论上可以在付出成本从而降低死亡率与接受补偿增加死亡风险之间找到一个均衡，但是现实生活中，人们更倾向于付出一定成本增加生存概率。人们从互联网上获取健康相关信息，增强对疾病的了解，进行自我治疗管理或寻求更好的医疗资源。

因此，通俗上来说，患有慢性病等疾病会对个体财务状况产生影响的机制可以分为“减收”与“增支”两方面。“减收”主要将健康作为人力资本一部分角度来考虑，当个体患有疾病时，劳动生产率下降，伴随着收入的降低。“增支”主要指个体为了降低死亡风险在门诊、医院看病以及交通、住宿等方面花费的支出，其结果导致了健康支出的增加。在二者共同作用下，个体不得不面对疾病所带来的财务冲击，即健康支出的增加。

2.2 文献综述

2.2.1 健康支出的影响因素分析

回顾学者们的研究，总体上，对健康支出影响因素的研究可以分为宏观层面和微观层面。宏观层面的研究侧重于技术进步、医疗保险覆盖率、人口结构变化、老龄化社会、经济增长、医疗产业的快速发展等经济、社会、环境因素。而微观层面的研究更倾向于个体、家庭特征变量对健康支出的影响。具体研究如下：

（1）宏观层面

首先是技术因素和保险政策。由于医疗支出的不断上涨，促使学者们不断进行研究探讨，其中绕不开的是技术进步和医疗保险的普及。Goddeeris（1984）认为，医疗支出增长背后的驱动力是技术变革，而不是保险的增长，主要因为医疗保健的筹资方式会影响技术变革的路径^[6]。Weisbrod（1991）也提出了相似的观点，认为由于技术的提升，一方面提高了保险需求，扩大了消费者需要保险的服

务范围；另一方面也增加了医疗成本和资源成本^[7]。Finkelstein (2007) 通过总结前人研究，指出 81% 的卫生经济学家赞同技术进步是医疗支出持续上涨的主要原因，并根据医疗保险的估计影响进行的粗略计算表明，1950 年至 1990 年期间美国医疗保险的总体分布可能可以解释这段时间内实际人均医疗支出增长的至少 40%^[8]。国内学者也进行了相关研究。王文娟等 (2016) 对现阶段增加医疗资源供给的政策措施研究发现技术进步、人口结构、医保覆盖率等对医疗费用有不同程度的影响^[9]。高春亮等 (2019) 基于 2005-2016 年 31 个样本省份数据的实证检验表明：技术进步为医疗支出上涨的主因^[10]。

其次是社会经济因素。国内外学者在研究健康支出的经济社会因素时，大多考虑了面板数据，对健康支出的上涨有关的社会经济因素展开了分析。代表性学者 Hraim (1974) 以 16 个不同国家样本数据得出收入可以解释人均健康支出的绝大部分差异^[11]。随后，Newhouse (1977) 提出了双变量模型：通过对人均 GDP 和人均医疗保健支出做线性回归，得到判定系数 $R^2=90$ ，表明健康支出的变动可以由人均收入解释的比例高达 90%^[12]。这一经典结论吸引了学者关注，并且收入与健康支出存在一定关系成为了卫生经济学公认的观点之一 (Parkin 1987)^[13]。欧阳志刚 (2007) 基于综列协整模型，研究得出医疗保健服务价格、药品价格的上升阻碍了中国农民医疗卫生支出的增加；农民收入的提高有利于农民医疗卫生支出的增加^[14]。何长江 (2011) 使用 31 省、直辖市、自治区 2000—2010 年的面板数据，实证分析了我国地方政府公共卫生支出的影响因素，发现经济发展水平和政府机构及人员的膨胀程度与政府公共卫生支出之间存在着正相关关系^[15]。李郁芳等 (2015) 根据 2003-2012 年中国 31 个省（市）面板数据指出，地方政府医疗卫生支出效率在样本期间内有明显的地区差异。影响效率的主要因素包括财政分权、户籍制度、医疗卫生改革、城镇化水平、经济发展水平、人口密度和教育水平等^[16]。饶晓辉等 (2015) 利用我国 31 个省份 2002—2012 年的相关统计数据，对我国农民医疗保健支出的影响因素展开实证分析，农民收入的提高、病床数的增加、老龄化率的上升有助于农民增加医疗保健支出，而药品价格的上涨阻碍了农民增加医疗支出^[17]。李乐乐等 (2017) 采用时间序列数据，通过对 2008—2014 年北京市数据进行实证分析，得出人均医疗费用增长中，老龄化的贡献率为 4.9%，人均 GDP、时间变量与残差项的贡献率分别为 38.6%、53.8% 和 2.7%^[18]。柏星驰等 (2021) 进一步的研究表明，中国人口老龄化对居民医疗卫生支出的影响与城镇化水平有关^[19]。

此外，还有关于环境因素对健康支出的研究。Pearce 等（1991）指出，环境污染的代价是多方面的，包括健康支出的增加^[20]。随后，Murthy 等（2000）、Clancy 等（2002）、Jerrett 等（2003）等早期学者验证了健康支出与污染物排放之间的积极关系^[23,22,21]。茅铭晨等（2016）也指出环境污染对健康支出两者之间呈正相关关系。学者们基于宏观样本数据展开了研究^[24]。有以下结论：一是大气中的空气污染物会导致居民健康成本的增加。叶小青等（2013）运用迭代 GMM 估计方法，研究了 1991-2011 年 SO₂ 排放量、居民收入对医疗健康支出的影响，发现环境质量的恶化导致居民医疗健康支出的增长^[25]。Hao 等（2018）利用 GMM 方法分析了 1998-2015 年中国各省面板数据，发现环境污染（以 SO₂ 和煤烟排放为代表）确实会导致中国居民医疗费用的增加，每万人二氧化硫排放量每增加 1%，居民公共卫生支出将增加 0.15%^[26]。二是健康支出的变化具有时滞性。Yahaya 等（2016）从长短期两个视角分别运用了面板协整检验，在研究 1995-2012 年 125 个发展中国家的 NO₂、CO₂、SO₂、CO 排放量与人均卫生支出的影响时发现，空气污染物对人均卫生支出的影响随着时间的推移而增加^[27]。李光勤等（2019）运用空间杜宾模型研究了中国 2002-2015 年期间 PM_{2.5} 平均质量浓度对健康成本的影响，滞后一期 PM_{2.5} 平均质量浓度对人均就诊次数的影响显著^[28]。三是不同空气污染物对健康支出的影响有差异。Narayan 等（2008）在考察 1980-1999 年期间八个经合组织国家中，环境质量在决定人均健康支出中的作用时发现，短期来看 CO 排放对卫生支出具有统计上显著的积极影响；而长期中，SO₂ 排放对卫生支出也具有统计上显著的积极影响^[29]。苗艳青、陈文晶（2010）利用 2008 年山西省微观调研数据，得出相比于 SO₂，PM₁₀ 对人体的健康危害更大，并且在所调研范围内，较低社会地位与空气污染造成的健康损害联系最密切^[30]。

除了本文所列举的主要影响因素外，关于宏观层面健康支出的其他因素，Mohammad 等（2021）通过收集 36 篇与宏观健康支出相关的文献，并总结主要结论，得出健康支出的主要影响因素还包括：社会人口，生活方式，与流行病学转变和疾病模式变化相关的因素，与提供卫生服务相关的因素，以及与卫生部门的管理和设计有关的因素^[31]。

（2）微观层面

从微观角度看，居民的个人和家庭收入水平、家庭负债、年龄、受教育水平、对健康的需求、患慢性病等因素均会不同程度上导致个体的健康支出上升。学者们基于家庭微观数据库，进行了广泛的研究，主要研究因素如下：

基于家庭特征变量，如收入、负债的研究。Matteo等（1998）、Karatzas等（2000）等学者考虑了健康支出的社会经济因素：年龄、医疗服务水平、执业医生数量、收入分配、65岁以上人口比例、女性劳动力参与率等^[33,32]。魏众等（2005）基于2002年大样本家计调查资料，以家庭为单位分析了家庭收入与医疗支出的关系，并探讨居民医疗支出地域上的不公平性问题^[34]。徐伟等（2013）采用1995—2011年我国29省城镇和农村居民的收入和医疗消费支出数据实证分析得出，我国居民医疗消费支出随收入水平提高而增长，其中农村居民医疗消费的增长对收入更为敏感^[35]。景抗震等（2019）利用CHARLS面板数据，研究发现家庭债务存量对老年家庭医疗、保健消费具有显著负向影响^[36]。李聪等（2020）基于微观样本，从家庭负债视角考察其对医疗支出的门限效应，研究发现中国居民家庭负债对医疗支出具有显著的门限效应，且门限值为0.4167，进一步的分析表明城乡及不同地区的居民家庭间存在异质性^[37]。

基于个体特征变量的研究。叶春辉等（2008）采用中国健康和营养调查1991-2004年的相关数据，研究了在经济转型过程中，中国农村居民医疗支出大小的决定因素。研究结果发现，相对而言，受教育程度低、收入水平低、年龄大的人群，其生病的概率较大；居民的医疗支出存在着财富效应^[38]。宋璐等（2010）利用纵向调查数据，从性别的视角研究农村老年人医疗支出状况及其影响因素，研究发现，有医疗支出的农村女性老人的比例高于男性老人，且医疗支出的性别差异主要是由于低龄老年阶段住院支出的性别差异^[39]。马爱霞等（2015）基于Andersen医疗服务利用行为模型框架，并利用2011年微观数据，得出：年龄、性别、婚姻状况和城乡身份是影响健康支出的显著因素^[40]。Mondal等（2020）在所有年龄组的住院费用性别差距中，系数效应约占50%，这表明对女性的性别偏见很大，并进一步揭示了性别差距以及隐性、显性形式的性别歧视在老年人中最严重^[41]。李乐乐等（2021）采用OLS和分位数回归的方法，发现：人口年龄变化对医疗总费用增长具有显著的正向影响，人口年龄变化对医疗总费用的影响总体上呈现先升高后降低的“倒U型”变化特征^[42]。

基于医疗健康需求、医疗保险的研究。封进等（2015）指出，在人口老龄化和老年医疗支出城乡差异凸显的背景下，中国医疗费用增长部分源于合理的健康需求^[43]。苏春红等（2013）发现不同基本医疗保险对居民医疗消费的影响不同^[44]。王新军等（2014）基于两期面板数据发现，医疗保险增加了老年人的医疗费用总支出，提高了老年人的及时就医概率^[45]。谢明等（2016）基于面板数据，得出

医疗保险整体上对医疗费用具有促进作用，但是对于不同收入的人群医疗保险的作用具有差异性^[46]。但是，Huang 等（2017）指出，医疗保险由于存在道德风险，需要建立公共医疗保险的约束机制，以减轻医疗服务过度消费、提高医疗资源配置效率^[47]。

基于以慢性病为疾病代表的研究。解垩利用中国健康与营养调查(CHNS)数据和 Heckman 两阶段模型，研究慢性病对个体多方面的影响；得出慢性病显著地增加了医疗费用开支，并且富裕个体在抵御慢性病冲击上明显比贫困的慢性病患者有利的结论^[48]。章蓉和李放利用 CHARLS 数据以及二阶段最小二乘模型（2SLS）等方法，实证检验了医疗保险对我国城乡老年人慢性病医疗状况的影响，发现医疗保险显著增加了老年人慢性病的门诊和住院医疗费用^[49]。国外学者们的研究也进一步佐证了这一结论。Paez（2009）等在分析了美国 10 年中(1996-2005 年)慢性疾病的自付医疗费用的趋势后发现，由于慢性疾病，人均自付医疗费用增加了 39.4%^[50]。Meraya（2015）等利用美国 2009 年和 2011 年医疗支出小组调查的数据以及 Logistic 回归方法分析慢性疾病组合与高支出负担之间的关系，发现在患有关节炎、糖尿病、心脏病和高血压的成年人中，总卫生保健支出因慢性疾病组合类型而不同，其中具有所有四种条件的人平均总支出最高^[51]。Counts 等利用卡格拉健康和发展调查数据，构建了一个为期 19 年的面板数据集，探讨坦桑尼亚关于慢性病护理如何推动卫生支出，研究发现：受慢性病影响的家庭在医疗保健上的花费比未受影响的家庭多出 22%；随着时间的推移，家庭似乎无法维持高水平的支出，可能导致不规律的慢性病治疗和贫困^[52]。

此外，健康支出的微观影响因素分析，学者们还针对城乡区域^[54,53]、养老金^[55]、工作状况^[56]、长期护理保险^[58,57]等展开研究。

2.2.2 灾难性医疗支出的影响因素分析

产生相同金额的健康支出对家庭可支付能力不同的家庭而言，影响可能是不同的，抛开家庭经济承受能力而探讨健康支出对家庭的影响是不客观的，如果基于健康支出这一绝对值水平而提出相关保障政策容易造成低效率。而灾难性医疗支出这一指标可以衡量医疗支出的相对性水平。因此，本文引入灾难性医疗支出这一相对值。

关于灾难性的卫生支出的含义，学术界上并没有统一的标准，但主要有两种观点：若从相对贫困的角度来看，灾难性的医疗支出发生在一个家庭使用现金支

付医疗费用，并且其在整个家庭可以使用的金领中所占的份额等于或大于某个值时；若从绝对贫困的角度来看，灾难性医疗支出是指威胁家庭经济能力的任何医疗支出^[59]。

通常来讲，灾难性医疗支出指超过患者收入一定水平的医疗支出，即由于某种原因产生的医疗支出超过了家庭支付能力某一临界值时，就认为产生了灾难性医疗支出。根据 WHO 的研究，将这一临界值选为 40%^[60]，此后学者们主要基于这一临界值展开了研究。而家庭支付能力，一般用家庭消费支出与非食品支出的差值来衡量。高的医疗支出无疑会影响个体在其他方面的支出，对其生活会造成负面影响，严重时还可能发生因病致贫，因此 CHE 指标能很好地反映家庭的“因病致贫”状态^[61]。

国内外经济学领域学者关于灾难性医疗支出（CHE）研究较为充分，梳理学者们的主要研究成果，主要集中在以下五个方面：

一是灾难性医疗支出影响因素及易受灾难性医疗支出的人群特征分析。例如，练乐尧等运用社会分层、社会风险理论，研究发现影响灾难性卫生支出发生的因素有医疗保障、家庭收入、人口、家庭健康状况及是否有成员住院^[62]。卢雪梅等采用二项 Logistic 回归模型分析发现家庭经济条件、家庭发展机会、信息获取、社会支持系统都对贫困家庭灾难性卫生支出起显著的影响作用^[63]。Xu et al 对 59 个国家的家庭调查数据回归分析，得出对贫困、女性户主家庭、有老年成员的家庭、农村家庭、人口众多的家庭、有慢性病成员的家庭和没有保险的家庭是灾难性的^[59]。

二是某地区的灾难性医疗支出发生率测算。例如，王怡欢等基于 2018 年中国健康与养老追踪调查数据，研究结果表明：我国农村贫困家庭灾难性卫生支出发生率为 28.20%，平均强度为 7.6%，因病致贫率为 32.40%^[64]。闫菊娥等通过分析陕西省眉县农村新医改前后家庭灾难性卫生支出的变化情况，发现在 40% 的界定标准下，2011 年的发生率、平均差距、相对差距分别为 5.38%、1.99%、2.45%，均低于 2009 年未发生新医改的水平^[65]。

三是重点分析基本医疗保险对灾难性医疗支出的影响。例如，丁继红等通过利用 Logit 模型和多元线性回归模型等方法得出不同的医疗保险对于降低老年人灾难性卫生支出发生率和发生强度存在明显差异^[66]。Ekman 使用了 1998 年从赞比亚收集的最新的公开家庭数据，发现医疗保险无法提供针对灾难性支付风险的财务保护，并且拥有保险会增加这种风险^[67]。

四是研究患病对灾难性医疗支出的影响。王中华和李湘君利用 CHARLS 数据库，实证分析了老年慢病家庭灾难性卫生支出风险及相关影响因素；结果表明，家庭相关因素和慢病患者的就医行为会显著影响老年慢病家庭灾难性卫生支出的发生率和发生强度，同时也决定了灾难性卫生支出风险的不平等^[68]。于新亮等利用国务院城镇居民基本医疗保险评估入户调查数据，建立了三重差分计量模型，研究医疗保险、慢性病、CHE 之间的关系；得出医疗保险显著提高了慢性病患者灾难性医疗支出发生风险，这种影响在较低收入组更加明显的结论；进一步分析表明，产生这一影响机制主要在于医疗保险显著提高了慢性病患者的医疗消费自付金额^[69]。刘二鹏等研究慢性病对健康支出的影响后，进一步研究慢性病对 CHE 的影响，结果表明：患慢性病的老年人个体及其家庭发生灾难性医疗支出贫困的概率上升 1%~2.3%^[70]。来自国外的研究也得出了相似的结论。Swe 等利用贝叶斯和 logistic 回归模型以及 1995 年和 2010 年进行的具有尼泊尔全国代表性的生活水平调查数据，研究发现经通货膨胀调整的慢性疾病费用增加了 4.6%，哮喘、糖尿病、心脏病、疟疾、黄疸和寄生虫疾病显示，随着时间的推移，CHE 增加了^[71]。Shumet 等对 2018 年 5 月 25 日至 2018 年 6 月 30 日期间埃塞俄比亚东北部德西转诊医院就诊的 302 名慢性疾病患者的 CHE 进行分析，研究慢性病患者的 CHE 的程度和相关因素；研究发现：64.2% 的慢性病患者发生了 CHE，其中昂贵的医疗服务、交通和药品是慢性患者产生 CHE 的原因^[72]。Kien 等采用主成分分析（PCA）方法评估了越南北部与非传染性疾病相关的 CHE 和贫困方面的社会经济不平等；得出的结论为：家庭自我报告的非传染性疾病诊断与灾难性卫生支出和贫困的相关性最高，进一步对社会经济不平等的估算，发现这些家庭可能更穷^[73]。

五是学者们偏向于研究发展中国家的灾难性医疗支出水平。研究显示，在 2015 年，遭受巨额自付医疗支出的绝大多数人（87%）生活在中等收入国家^[74]。例如，Pal（2012）基于必需品消费的灾难性自付医疗支出的新衡量方法，发现印度家庭的经济社会地位是灾难性医疗支出发生率的重要决定因素；教育降低了发生灾难性卫生支出的可能性^[75]。Van Minh 等运用越南具有全国代表性的家庭调查数据，发现灾难性支出和贫困问题在老年人较多的家庭和农村家庭中更为常见^[76]。Proaño 等使用 2016 年秘鲁全国家庭调查的 30,966 个家庭的数据，运用逻辑回归，发现许多秘鲁家庭被迫通过自付费用支付其医疗保健，使他们的财政负担影响他们的生活水平^[77]。

2.2.3 互联网使用对健康支出的影响

Chen等(2018)指出,随着互联网技术的发展,在线搜索健康信息是群众获取健康信息的常见渠道^[79,78],这一行为在一定程度上有利于减少就医时可能存在信息不对称问题。已有学者的研究表明,在互联网上,人们了解健康相关知识并通过社交媒体分享、获取与就医相关的信息,常见的信息用途包含:自我诊断疾病种类^[81,80]、慢性病(如糖尿病)人的自我管理^[83,82]、调节医患关系^[85,84]等。总而言之,互联网的使用拓宽了人们获取医疗信息的途径,普通人借助互联网可以更好地了解自己的健康状况,选择合理就医行为,使得医疗资源得以合理分配。互联网使用对于健康支出的影响,学者们主要从定性角度来分析。

关于定性分析,研究者们指出互联网的使用有利于改善个体健康水平,但要注意使用动机和频率。张锋等(2006)采用结构方程模型技术构建了互联网使用动机、病理性互联网使用行为与其相关社会-心理健康的关系模型;研究发现基于信息获取性动机而使用有助于相关社会-心理健康水平的提高^[86]。赵建国等(2020)基于再社会化理论,分析发现互联网使用对老年人的生理和心理健康有明显的促进作用,且对心理健康的提升作用高于生理健康^[87]。侯建明等(2022)基于老龄化背景,探讨互联网对老年人健康的影响,发现互联网使用通过社交、学习途径对老年人的身心健康状况有正向影响^[88]。陈培彬等(2022)基于计量模型,发现互联网使用能够显著正向作用于农户健康水平的提升,影响机制通过社会资本的部分中介效应实现^[89]。范从波等(2023)的进一步研究发现,互联网使用对低龄、男性、农村、非独居和教育程度低的中老年人的自评健康的促进作用相对更大^[90]。国外研究者也有相似发现:Jakyung Lee等(2022)在研究2019年冠状病毒病(COVID-19)大流行期间韩国老年人互联网使用情况与健康的关系时,发现互联网使用量的增加与参与者更好的自我健康状况有关,特别是在年轻群体中^[91]。Haitao等(2022)建立了一个评价互联网发展四个维度(互联网普及程度、互联网基础设施、互联网信息资源和互联网应用),探讨其对健康的影响,结果表明,互联网的发展显著抑制了死亡率,改善了居民的健康^[92]。关于互联网使用对健康的正向促进作用,其他学者们基于不同数据库进行了充分研究,得到了相似结论^[95,94,93]。但是,互联网的使用之于个体健康状况的改善并非都是正向的。吕明阳等(2022)证实了互联网使用对农村老年人的健康激励效应,随后又指出,随着使用频率的增加,互联网对于农村老年人的健康存在非线性的影响,部分证据表

明过度使用互联网会恶化其健康状况，而且会降低使用传统信息媒介的概率、挤出其睡眠时间且增加虚拟理财产品的持有可能性^[96]。

然而，基于信息化时代背景以及健康支出快速增长的现实问题下，互联网的使用对健康支出的研究较少。互联网的快速发展，使医学信息爆发式增长，医学知识的可及性大幅增加。这使得互联网成为居民在就医前获得医疗信息和专业知识的主要来源之一。已有研究解释了由于信息不对称，专家确实存在“欺骗”病患过度就医行为^[97]。也即专家可能会利用自己的信息优势来诱导患者进行过度治疗，这一行为缘于医生有“诱导”患者“过度”消费医疗服务以获得更多福利的动机，这种激励导致居民健康支出迅速上升。刘海英（2015）基于医疗服务投入产出效率测度视角识别过度医疗，研究表明，在我国北京和东北地区过度医疗问题相对严重^[98]。另一方面，由于互联网的普及，打破健康知识的进入壁垒，居民有更多机会通过互联网了解常见疾病和健康信息，在这一过程中，存在自我治疗和管理减少医院护理从而减少健康支出，也存在通过学习、社交等途径增加健康投资意愿，从而增加健康支出。由此可见，互联网对健康支出的影响存在相反方向的影响。使用互联网究竟对个体的就医行为和健康支出有何影响？相关探讨还不充分。因此，基于学者们已有研究，本文着重分析互联网使用对居民健康支出的影响。

2.2.4 文献评述

在人口老龄化大背景下，健康支出持续上升。关于健康支出、灾难性医疗支出的影响因素，有大量文献对此进行探讨，学者们已有较为详细的分析和结论，为后续进一步研究提供了丰富的研究素材。健康支出的影响因素大多从宏观、微观两个层面展开。宏观层面的影响因素主要包含技术进步、保险相关政策、社会经济因素（如经济发展水平、城镇化、老龄化）还有环境因素（如空气污染物）；微观层面的研究集中在居民的个人和家庭收入水平、家庭负债、年龄、受教育水平、对健康的需求、患慢性病等因素。此外，还有探讨健康支出相对于家庭可支付能力的探讨，即灾难性医疗支出的影响因素探讨，主要围绕发生率的测算、易受灾难性医疗支出的人群特征、医疗保险以及患疾病（如慢性病）对灾难性医疗支出的影响。

基于互联网使用对个体健康支出的影响近些年也吸引广大研究者分析讨论，相关研究成果主要从定性层面展开，即探讨互联网的使用是否会提高个体的健康

水平。但是，由于学者们选择的衡量健康水平的因素多为自评健康状况，并非一个客观标准，容易导致结果有偏误。此外，在学者们进一步的研究中，互联网使用对个体的就医行为有两个方向的影响：一是掌握更多健康知识提高自我护理和管理能力，减少就诊概率和健康支出；二是由于信息不对称，专家存在“诱导”病患过度治疗的动机，此外通过互联网了解更多信息使人们增加了对更高级别医疗资源的需求和健康投资意愿，从而增加了健康支出。因此，从定量层面探讨互联网对个体健康支出的影响有重要意义。

2.3 本章小结

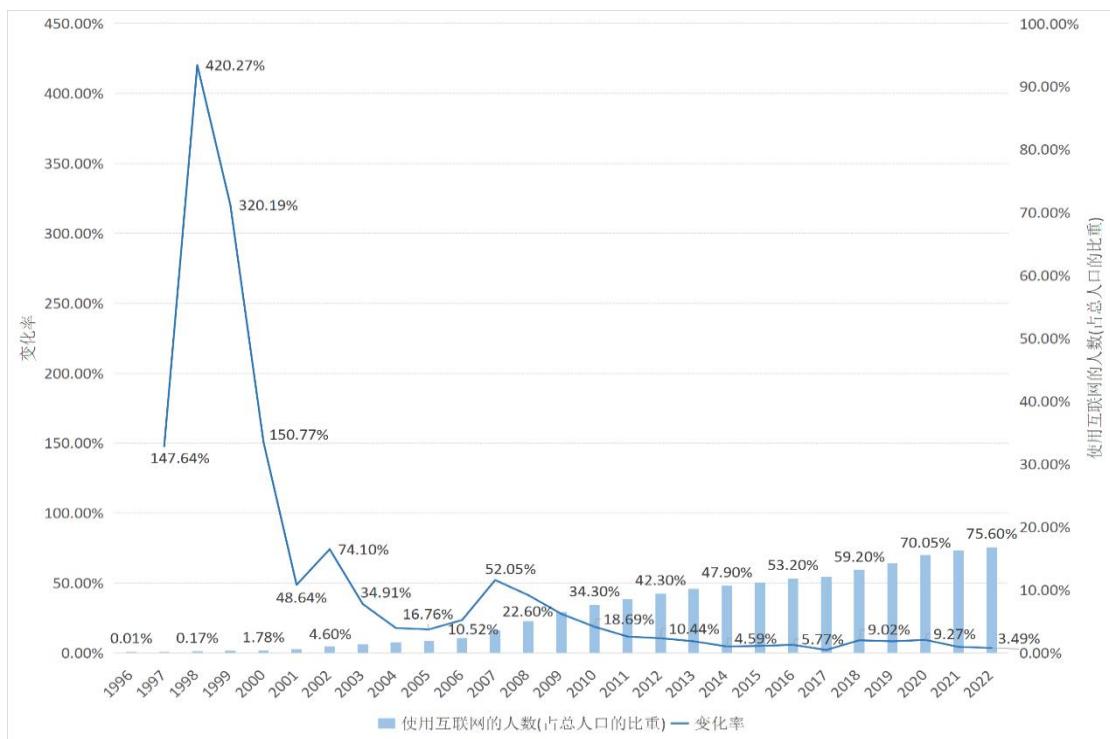
本章通过整理与本次研究主题相关的理论基础和文献综述，了解了当前学术研究主要的方法和方向。首先，介绍了 Grossman 健康需求模型和生命价值理论，然后梳理了关于健康支出的宏微观影响因素、灾难性医疗支出的影响因素以及互联网使用对健康支出影响的相关文献，并对文献进行评述。其次，当前正处于信息化快速发展阶段，居民健康支出不断增长，“而互联网+医疗健康”的融合发展正在稳步推进，但是基于互联网使用视角展开对居民健康支出的分析文献有限。最后，在梳理互联网使用对健康相关因素影响文献时，发现互联网使用对健康支出存在方向相反的双重影响，那么在多种因素影响下，互联网使用对健康支出究竟有何影响有待对此进行深入研究。

第3章 现状概述

3.1 我国互联网发展现状

互联网促进了交流，连接市场和个体，优化了资源分配的效率；它是我们日常工作、学习、社交、寻求信息、娱乐等的工具，对我们的现代生活是必不可少的，影响着我们生活的方方面面。2013年，美国每100人中有30.4个宽带用户，而中国只有13.6个。2019年，美国的这一数字上升到了34.7，而中国的这一数字则上升到了31.3^①，这组数据从侧面反映出我国互联网在近十年高速发展态势。

3.1.1 互联网建设现状



数据来源：世界银行 2022 年统计数据^②

图 3.1 互联网普及率及变化率

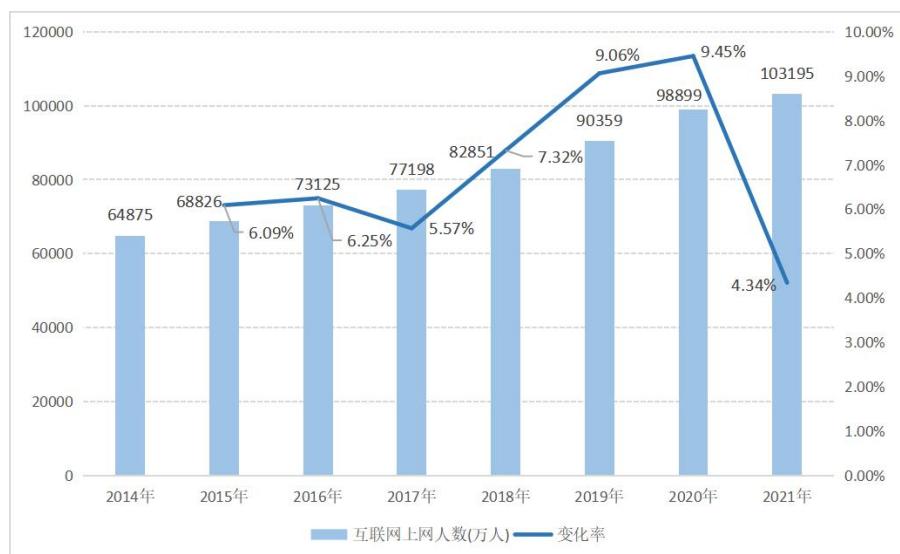
多年来，我国致力于利用互联网来推动经济增长，提高中国的生活水平，互联网呈快速发展趋势。如图 3.1 所示，在 2001 年之前，互联网普及率以较高比率在增长，但由于人口基数大，我国互联网普及率仍处于较低水平。2002 年的互联

^① <https://ourworldindata.org/>

^② (https://data.worldbank.org/indicator/IT.NET.USER.ZS?locations=CN&name_desc=false)

网普及率仍只有 4.60%。步入 21 世纪，即使这一变化率逐步下降，但互联网的普及率仍呈递增状态，2022 年的互联网普及率为 75.60%，体现了互联网发展的逐步深化。

图 3.2 统计了我国互联网上网人数，从 2014 年的 64875 万人增长到 2021 年的 103195 万人。互联网的发展正逐步渗透到我们的日常生活中。2020 年之前，这一增长率以递增的趋势增加，反映出当前我国互联网的快速发展趋势，并且 2022 年的增长率高达 9.45%。根据《2021 年联合国经济和社会事务部世界社会报告》，互联网接入的发展潜力超过了城市移徙的发展能力。因此，我们要正视互联网的快速发展，稳步推进各项事业与互联网的融合，并提高相应的技术服务水平。



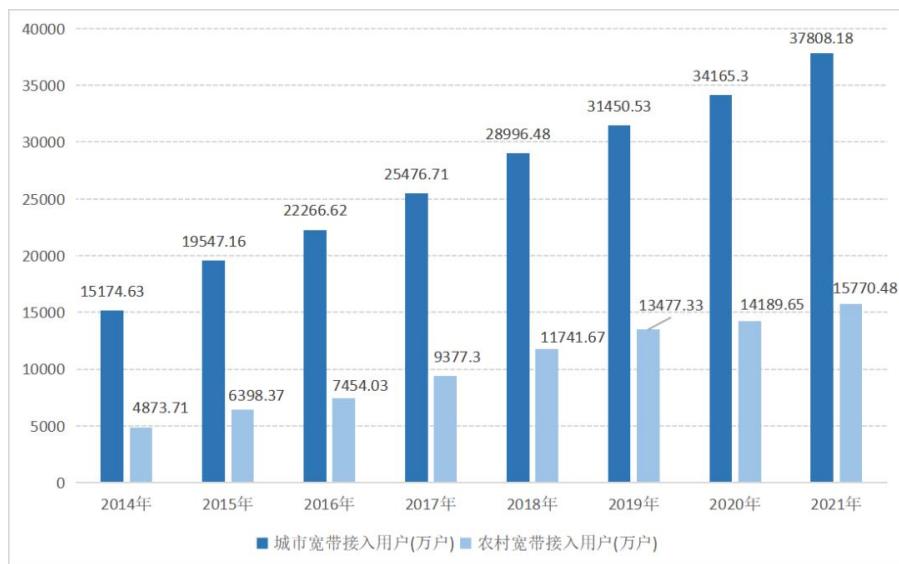
数据来源：2022 年《中国统计年鉴》

图 3.2 我国互联网上网人数

3.1.2 互联网区域发展差异

图 3.3 统计了我国城乡地区宽带接入用户数，都呈现出稳步增长状态。2014-2021 年，城市地区用户数从 15174.63 万户增长到 37808.18 万户，年均增长量为 2829.19 万户；而农村地区从 4873.71 万户增长到 15770.48 万户，年均增长量为 1362.1 万户。考虑到在互联网普及程度的快速增长和极端贫困状况消除的背景下，2017 年党的十九大报告中乡村振兴战略的提出，促进了新一代信息技术与农业生产经营深度融合，加强乡村公共服务、社会治理等数字化智能化建设。根据中国网络空间管理局（CAC）和农业农村部（MARA）发布的《中国数字村发展报

告》，到2020年11月，超过98%的行政村可以使用光纤和4G。因此，“互联网+”将助力乡村全面振兴，乡村应依托互联网平台，建设、治理乡村，实现村富民强。



数据来源：2022年《中国统计年鉴》

图 3.3 城乡宽带接入用户数

截至2021年底，四个地区的100Mbps及以上速率固定宽带接入用户渗透率情况如表3.1所示，总体来看，四个地区的互联网的渗透率都稳步增长但是也表现出明显的区域差异，首先，各地区的宽带接入用户渗透率整体水平之间有差异，其次在宽带接入发展过程中也表现出差异。与2019年相比，东部、中部、西部、东北地区四个区域的增长率分别为：8.59%、10.71%、12.24%、7.09%。西部地区的增长率最高，东北地区增长率最低。

表 3.1 不同地区 100Mbps 及以上速率固定宽带接入用户渗透率情况

	东部	中部	西部	东北
2019	86.1%	85.9%	83.3%	87.5%
2020	88.9%	90.8%	90.3%	91.2%
2021	92.6%	94.1%	92.6%	93.3%
2022	93.5%	95.1%	93.5%	93.7%

数据来源：2021和2022年《通信业统计公报》

3.2 健康支出状况

3.2.1 健康状况

表3.2统计了2000年至2021年我国婴儿死亡率和预期寿命，两组数据可以从整体上反映当前我国居民健康水平及其变化。从婴儿死亡率来看，2000年的死亡率高达32%，随着居民生活水平的提高，这一比率逐年下降，2021年的死亡率为5%。从预期寿命来看，2000年我国人均预期寿命是71.4岁，随着物质条件的改善，预期寿命逐年增长。相比于2000年的预期寿命水平，2021年增长了6.8岁，平均每年增长0.31岁。

表3.2 婴儿死亡率和预期寿命

年份	婴儿死亡率(%)	预期寿命(岁)
2000	32	71.4
2005	19	73
2010	13.1	74.83
2015	8.1	76.3
2016	7.5	76.5
2017	6.8	76.7
2018	6.1	77
2019	5.6	77.3
2020	5.4	77.93
2021	5.0	78.2

数据来源：2022年《中国卫生健康统计年鉴》

表3.3统计了2008、2013和2018年我国居民慢性病患病率。首先，从时间上看，个体的慢性病患病率高速增长，男、女性2018年的慢性病患病率分别是2008年的2.37倍和2.02倍。其次，从男女性别差异来看，女性的慢性病患病率虽然增速略低于男性，但是对同年进行比较可以发现女性的患病率大多数情况下高于男性。最后，从城乡区域角度来看，总体上，城市地区的慢性病患病率较高，但是2018年城乡地区的男性样本的患病率则基本一致。

表 3.3 居民慢性病患病率

居民慢性病 患病率 (%)	合计			城市			农村			
	年份	2008	2013	2018	2008	2013	2018	2008	2013	2018
男性		142.1	234.5	336.1	196	260.1	336	123.7	209.6	336.3
女性		172.7	255.5	349.3	214.2	266.1	333.8	157.4	244.5	367.5

数据来源：2022 年《中国卫生健康统计年鉴》

3.2.2 诊疗人次

医院诊疗人次可以反映出居民对医疗保健资源的需求，除去个别特殊年份，总体上，对医疗服务需求呈持续增加。2000 年的诊疗人次为 12.86 亿人次，2021 年为 38.84 亿人次。2000-2021 年的总体增速为 202.02%，年均增长量为 1.18 亿人次。因此，相关保障措施应满足人民日益增长的医疗资源需求，完善相关法律法规，畅通就医通道。



数据来源：2022 年《中国卫生健康统计年鉴》

图 3.4 医院诊疗人次数

由表 3.4 可知，由于我国医疗资源分布在较发达地区，因此东部地区的诊疗人次最高。健康检查指在门诊进行的全身性健康检查人次数，同样东部地区最高。

表 3.4 2021 年分区域医院门诊服务情况

地区	诊疗人次数（万人次）	健康检查人次数（万人次）
东部	198942.56	14520.78
中部	92960.73	6636.66
西部	96476.81	7472.02

数据来源：2022年《中国卫生健康统计年鉴》

3.2.3 健康支出

在表3.3中，我国慢性病患病率高速增长。分别统计住院和门诊的诊疗支出，在此基础上求得慢性病的总支出，结果如图3.5。首先，慢性病总支出逐年增长，2019年相比于2008年增长了6.27倍。门诊支出、住院支出在2016年之前相差不大，但是自2016年之后，住院支出超过门诊支出，二者导致了慢性病总支出的高增长。



数据来源：通过历年《中国卫生健康统计年鉴》整理

图 3.5 慢性病总支出

由图3.6可知，总体上，我国人均医疗保健支出呈增长趋势。在2015年以前，以较低水平增长；在2015年之后，人均医疗保健支出突破2000元，在2019年突破3500元。分区域来看，城镇居民的医疗保健支出高于农村居民，且农村地区的增幅小于城镇地区。当前，随着我国医疗卫生体系的改革以及医疗保险的保障机制逐渐成熟，城乡居民医疗保健支出由过去大幅增长阶段到有所下降的转变。



数据来源：2022 年《中国卫生健康统计年鉴》

图 3.6 城乡居民人均医疗保健支出

3.3 本章小结

本章通过介绍我国互联网建设现状及互联网在不同区域的发展差异，另通过介绍当前我国人口的健康水平、诊疗人次更好地了解健康支出水平。发现近几年互联网在我国高速发展，但是城乡之间发展差异较为明显。此外，从婴儿死亡率和预期寿命可以看出，我国人口的健康水平逐年上升，进一步导致对医疗保健资源的需求增加。最后，从支出角度分析了慢性病总支出和城乡人均医疗保健支出，均呈增长趋势，但是在 2020 年有下降的趋势。以上分析为后文进一步研究提供了现实基础。

第4章 互联网使用对居民健康支出影响机制分析

在前文的分析中，探讨了互联网使用对健康支出影响的相关文献，发现居民互联网使用对健康支出的影响有不同的影响机制。根据已有学者的研究，可概括为以下三个主要方面。首先，由于信息不对称性，医生有诱导消费者消费过多医疗资源的动机，存在过度医疗现象，而互联网的使用通过增加医疗信息供给可以减少这种不对称。其次，使用互联网会带来健康激励效应，提高了居民的健康投资意愿，增加了健康支出。再次，居民在使用互联网时，可以通过自我诊疗和管理而替代医院护理，一定程度上减少了就医行为和健康支出。最后，互联网的使用还可以通过影响居民的健康水平间接影响健康支出。下面分别对这几种不同的影响机制展开论述。

4.1 信息不对称

Darby 等（1973）在公共卫生领域引入“不确定性”^[99]。作者认为，在某些情况下，如果消费者被充分告知，他将不会购买相关医疗保健产品或医疗服务，也即市场安排取代了完全竞争。医药管理和过度治疗是我国卫生部门市场改革过程中存在的严重问题。为了获得更多的医药佣金，相对于必要的药物，医生往往开出了更加昂贵的，因此，这大大增加了居民的健康支出。针对这一现象，有学者进行了分析探讨：一方面由于公立医院预算分配的减少，这迫使他们通过昂贵的药物处方和不必要的治疗来增加收入，这一行为导致了卫生支出总额的大幅增加；而另一方面，在利益的驱使下，许多医生成为制药公司的中间商，将消费者本不需要的药出售给对方^[100]。在信息不对称情况下，医疗服务供给方和需求方在交易过程中，会直接导致过度医疗的产生。过度医疗问题发生时，消费者由于缺乏讨价还价能力，健康支出水平随之上升。

随着互联网的发展，居民可以通过在网络上搜索相关健康信息，减少治疗过程中的不确定风险，有效减少“过度就医”现象。因此，沓钰淇等（2022）指出，一些互联网医疗机构的第三方平台可以通过提升网络口碑，进而有效缓解医患间信息不对称、改善患者就医体验^[101]。

4.2 健康投资意愿

健康投资意愿受多种因素影响，其中收入水平、教育水平、医疗保险自身的健康状况等是较为主要的影响因素^[103,102]。在分析互联网使用对健康水平的影响因素时，吕明阳等（2022）探讨了互联网使用的健康激励效应，结果通过了显著性检验，即互联网的使用显著增加了农村老年人的健康投资意愿^[96]。这表明，互联网的使用通过增加居民健康投资意愿提升了健康水平。同时也说明，健康投资意愿的增加，表明人们在健康资本上的投资增加，健康支出随之增加。许多消费者通过在互联网上搜索健康信息，并利用这些信息进行健康投资。例如，随着人们对自身健康状况的重视，愿意花钱购买心理咨询等服务，从而增加了健康支出。

4.3 替代效应

当前，医疗保健成本和使用量都在上升，使用互联网寻求健康信息成为一种趋势。互联网上对健康相关信息的普及有助于居民学习健康知识，进行自我管理、诊疗并减少就医。Andreassen 等（2007）研究了来自挪威、丹麦、德国、希腊、波兰、葡萄牙和拉脱维亚的一般人群如何使用互联网上有关医疗服务问题，发现使用互联网最常见的方式是查阅健康信息；其次，在上网的人群中，女性是最活跃的健康使用者，且四分之一的受访者使用互联网来准备或跟进医生的预约^[104]。王学成等（2012）运用多阶段抽样方法，利用上海中心城区进行问卷调查研究互联网在健康传播、病患医疗决策中的作用，研究发现，相比于美国，当前我国运用互联网获取健康信息的网民比例很低，搜索引擎是最主要的互联网健康信息获取工具；互联网健康信息对网络病人自我诊断的影响较大^[105]。在分析互联网使用对医疗决策的影响时，Spoelman 等（2016）通过观察荷兰的一个健康信息网站启动两年后的就诊率变化，发现在这个全国性的自然实验中，网站启动后初级保健的使用减少了，线下咨询人数在两年后下降了近 12%^[106]。这表明，通过提供在线健康信息，医疗保健的使用可能会受到影响，即提供在线健康信息可以使居民有效地进行自我管理从而减少医疗保健的使用，相应地，减少了健康支出。

4.4 间接影响

前文探讨了关于互联网对健康水平的定性分析，表明互联网使用可通过影响居民的健康水平间接影响健康支出。使用互联网在提升居民的健康水平时，健康

资本的增加除了花费时间，还有一定的医疗保健支出，在这一过程中，健康支出随之增加。而关于健康水平的衡量一般有多种维度，常见维度包括：（1）自评健康状况等级；（2）心理健康（包括日常活动能力、认知水平、抑郁等）；（3）生理健康（如由于健康问题影响到工作或其他日常活动的频繁程度）；（4）健康对生活的影响等。此外，在实证分析时，学者们还进行了机制检验。其在分析互联网对健康水平影响时常见的中介变量包括：（1）社会资本（如人情礼支出、社会关系网络）；（2）互联网使用用途（社交频率、娱乐频率、学习频率、商业频率等）；（3）健康激励效应（如：健康意识、养成良好的生活习惯、促进家庭互动等）。在利用中介效应模型检验互联网的使用对中介变量的影响，结果一般都通过了显著性检验。学者们在研究互联网使用对健康水平影响时的中介效应分析主要结论可总结为表 4.1。

表 4.1 互联网使用对健康支出影响的中介效应分析

作者、发表时间	因变量	自变量	中介变量	实证方法	中介效应研究结论
陈培彬等 (2022)	自评健康状况	是否使用互联网	人情礼支出对数	Ordered Probit、OLS、Fixed effect	互联网使用会通过社会资本的部分中介效应对农户健康产生影响。
吕明阳等 (2022)	自评健康、心理健康的使用频率，主要信息来源，智能手机使用	使用频率，主要信息来源，智能手机使用	互联网使用用途	有序 Probit 模型	进行社交、娱乐活动改善了其自评健康和心理健康状况。
赵建国等 (2020)	生理健康、心理健康	互联网使用	学习频率	多元有序 Probit 模型	学习频率在互联网使用与老年人生理和心理健康中存在部分中介效应。
范从波等 (2023)	自评健康、健康对生活的影响、心理健康的使用频率	互联网使用	社交频率、休闲频率和学习频率	Logit 模型	互联网的使用会通过社交途径影响中老年人的健康，但不会通过休闲途径和学习途径影响中老年人的健康。

4.5 本章小结

本章通过梳理互联网使用对健康支出的影响机制，发现其中存在多种影响机制。一方面，互联网的使用会增加健康支出，如由于信息不对称导致的过度医疗问题；随着人们的教育水平和收入水平的提高，居民对健康信息掌握得越多健康投资意愿越强；互联网通过中介变量促进了健康水平，增加了健康支出。另一方面，使用互联网会降低居民的健康支出，一是互联网对健康相关知识的普及降低了药物治疗不确定性风险并在一定程度上减少了医患之间的信息不对称性；二是当前人们有很好的自我健康管理意识，通过互联网查阅相关信息，减少了就医行为。这些影响机制如图 4.1 所示。可以发现，基于不同的影响机制，互联网对健康支出的影响是不同的。在多种影响机制并存下，互联网究竟对健康支出有何影响？后文将针对微观数据库，进一步探讨其中的缘由。

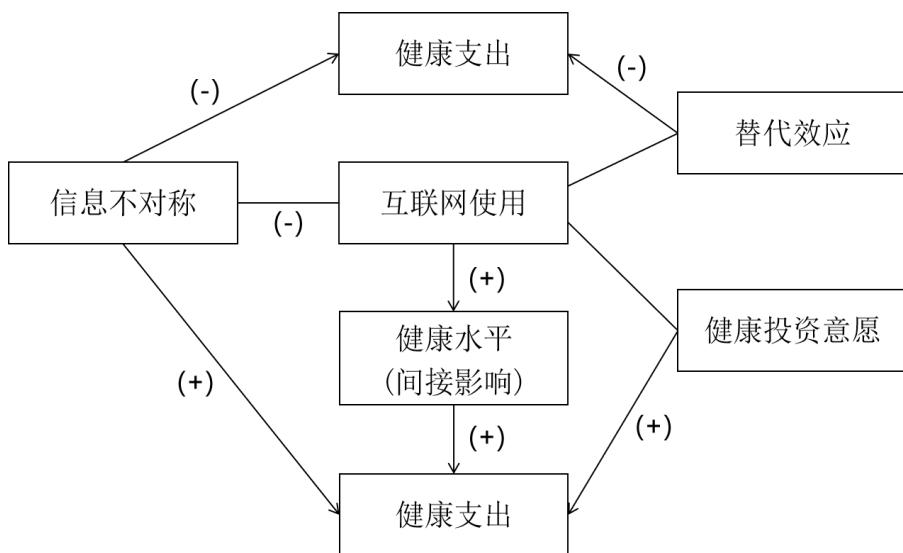


图 4.1 互联网使用对健康支出影响机制分析

第5章 互联网使用对居民健康支出的影响实证分析

上一章中回顾和梳理了我国互联网发展以及健康支出现状，较为充分地了解了总体上还有不同区域的发展情况。在本章中，针对北京大学中国社会科学调查中心调查研究数据，首先展开互联网使用对健康支出的实证分析，并对样本自选择进行检验。其次，通过变量替换法完成稳健性检验。最后，针对样本个体差异，对城乡、收入、性别进行异质性分析。

5.1 数据来源及变量选取

5.1.1 数据来源

本次研究的数据来自中国家庭小组研究（China Family Panel Studies, CFPS），该数据库由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施，是一个广泛调查中国居民的经济活动、家庭关系和健康状况的数据库。CFPS 重点关注中国居民的经济与非经济福利，是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。CFPS 调查涵盖了各种研究主题，包括家庭财务，婚姻状况，社会保障，医疗保健支出，健康状况，互联网使用等。CFPS 样本覆盖 25 个省/市/自治区，调查问卷共有社区问卷、家庭问卷、成人问卷和少儿问卷四种主体问卷类型，由于最新一期 2020 年数据的家庭经济数据暂未公布，本次研究选择数据类型更全面的 2018 年度数据。CFPS2018 数据库为研究我国个体的健康支出和互联网使用情况提供了较为充实的数据支持，契合本次研究主题。

本文在对 CFPS2018 数据清洗阶段，首先依据已有文献筛选出需要的变量，将成人数据库的数据与家庭数据库的数据进行匹配，然后对分类变量进行分类处理。此外，为减少异方差对模型干扰和数据波动，对连续型变量如家庭人均收入、家庭金融资产等取值范围较大的连续变量取对数形式。最后，剔除掉问卷中回答“不适用”“不知道”或“拒绝回答”而导致的缺失值。最终得到有有效样本 6554 个。

5.1.2 指标选取

(1) 被解释变量

本文研究的被解释变量为居民过去 12 个月的健康支出（HCE），是个人为

了治疗身体疾病以及维持当前的健康状况而产生的费用。根据 CFPS 问卷，健康支出由医疗支出和保健支出组成。医疗支出指不包括已经报销的和预计可以报销的就医支出，而保健支出指健身锻炼及购买相关产品器械、保健品等的支出。

由于健康支出有大量 0 值，为避免直接进行 OLS 回归可能导致的结果有偏误，选用两部分模型。首先要完成自变量对就诊概率的回归，问卷中“过去两周身体是否不适”，如果选择是，则继续回答“看过医生吗？”根据问卷回答结果来看，发现身体不适而就医的概率高达 99.23%。因此，选择“过去两周身体是否不适”的回答结果作为人群中就医的概率具有一定可行性，故将该回答看作是否就诊的变量。

在基准回归二中，将因变量替换为之于家庭可支付能力的健康支出——灾难性医疗支出（CHE）。灾难性医疗支出，也称灾难性卫生支出，指家庭在一定时期内，由于支付医疗费用而导致生活上其他消费支出减少到某一阈值时（一般选择 40%），该家庭就被认为发生了灾难性医疗支出。

（2）解释变量

本文的研究主题是互联网使用对健康支出的影响，因此解释变量为是否使用互联网（internet），是一个二分类变量。根据问卷中“是否移动上网”以及“是否电脑上网”，若回答使用则赋值为 1，二者回答都为否定时，赋值为 0。此外，选择使用互联网学习的频率作进一步分析。若回答“从不”赋值为 0；回答“几个月一次”、“一月一次”、“一月 2-3 次”、“一周 1-2 次”、“一周 3-4 次”赋值为 1，表示“有时”；回答“几乎每天”赋值为 2。

在稳健性检验中，选取“互联网对获取信息的重要程度”作为对核心自变量的替换。问卷中对重要程度的排序为 1-5，1 表示非常不重要，5 表示非常重要。若重要程度为 3、4、5，赋值为 1，重要程度为 1 和 2 时，赋值为 0。

（3）控制变量

根据相关文献研究，对控制变量的选取主要参考范从波等（2023）、陈培彬等（2022）和 Marco 等（2020）^[107,90,89]，将控制变量从个人特征角度和家庭特征角度选取。个人特征角度包含受教育水平（edu）、性别（gender）、年龄（age）、健康状况（qp201）、婚姻状况（marry）、一周锻炼时长（qp702）。家庭特征角度包括家庭人口规模（fml_count）、家庭人均纯收入（inc）、家庭金融资产（lft1）、医疗保险（medical）以及居住地（urban）。变量的定义及具体解释如表 5.1 所示。

表 5.1 变量定义及含义

变量名称	变量含义
就诊概率 P (d)	看过赋值为 1; 没看过赋值为 0
健康支出 (HCE)	过去 12 个月个体的医疗支出与保健支出之和, 取对数
灾难性医疗支出 (CHE)	过去 12 个月的健康支出与家庭可支付能力的比值, 若比值>0.4,赋值为 1; 否则赋值为 0
是否使用互联网(internet)	选择移动上网或电脑上网, 赋值为 1; 否则赋值为 0
互联网使用频 (fre)	从不赋值为 0, 有时赋值为 1, 几乎每天赋值为 2
是否认为互联网重要 (important)	排序 3、4、5 认为重要, 赋值为 1; 排序 1、2, 认为不重要, 赋值为 0
年龄 (age)	问卷调查年即 2018 年的实际年龄
性别 (gender)	男性赋值为 1, 女性赋值为 0
受教育水平 (edu)	未上学赋值为 0, 文盲半文盲赋值为 1, 小学赋值为 2, 初中赋值为 3, 高中 /中专/技校/职高赋值为 4, 大专赋值为 5, 大学及以上赋值为 6
健康状况 (qp201)	自评健康 1-5 分别代表非常健康、很健康、比较健康、一般、不健康
一周锻炼时 (qp702)	一周内锻炼身体的时长
婚姻状况 (marry)	婚姻状况为有配偶或同居, 赋值为 1; 否则赋值为 0
医疗保险 (medical)	拥有任意一种医疗保险赋值为 1; 否则为 0
家庭人均纯收入 (inc)	过去 12 个月家庭的人均纯收入, 取对数
家庭金融资产 (lft1)	过去 12 个月家庭的金融资产, 取对数
家庭人口规模(fml_count)	问卷调查年的家庭人口数
城乡 (urban)	居住地为城镇赋值为 1; 乡村赋值为 0

5.2 模型构建

本文首先分析个体使用互联网对其健康支出的影响, 通过两部分模型、Logit 模型以及倾向得分匹配 (PSM) 方法完成实证分析, 然后运用替换变量法进行稳健性检验, 通过替换核心自变量, 将问卷中个体认为互联网的重要程度作为自变量参与回归分析。在此基础上进一步对样本中群体不同特征进行异质性分析。

5.2.1 两部分模型

如 5.1 所示，健康支出数据由于存在大量零值，不满足随机误差项服从正态分布的假设，因此考虑两部分模型^[108]，即将研究分为两个部分，且通常假设两个部分相独立，模型如下：

$$f(y_i|x_i) = \begin{cases} P(d_i = 0|internet_i) & CHE_i = 0 \\ P(d_i = 1|internet_i)f(CHE_i|d_i = 1, internet_i) & CHE_i = 1 \end{cases} \quad (5.1)$$

其中， $f(CHE_i|d_i = 1, internet_i)$ 表示健康支出的密度函数。第一阶段表示患者是否产生健康支出。这一决策用 d_i 来描述，本次研究用生病后是否找医生看来描述这一概率，并使用 Probit 模型来估计。第二部分表示患者产生了健康支出，为减轻健康支出的偏态分布，通常选用对数线性模型来探究健康支出的影响因素。

第一部 分是否产生健康支出的概率：

$$P(d_i|x_i) = \alpha_1 + \beta_{1i}internet_i + \beta_{2i}x_i + \varepsilon_{1i} \quad (5.2)$$

第二部分健康支出的对数值可以表示为：

$$\ln(CHE_i|d_i = 1) = \alpha_2 + \beta_{3i}internet_i + \beta_{4i}x_i + \varepsilon_{2i} \quad (5.3)$$

其中， d_i 表示个体选择； $internet_i$ 表示核心自变量，即使用互联网； x_i 表示影响决策的自变量及控制变量； ε_{1i} 、 ε_{2i} 表示方程中的扰动项。

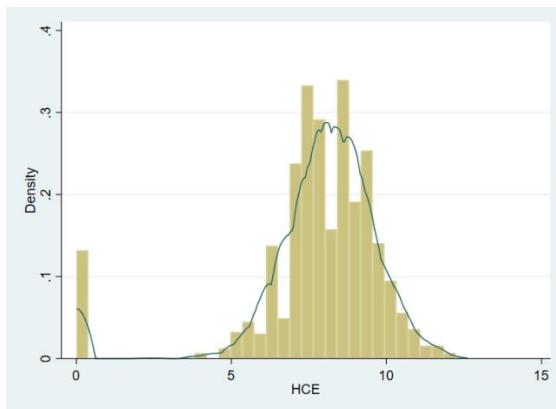


图 5.1 健康支出呈偏态分布

5.2.2 Logit 模型

灾难性医疗支出（CHE）反映了疾病对家庭的影响程度。根据 WHO 的定义，当个体的医疗支出超过家庭支付能力的 40% 时，则意味着当前个体产生了灾难性医疗支出^[110,60]。过高的医疗支出无疑会影响个体在其他方面的支出，对其生活会

造成负面影响，严重时还可能发生因病致贫^[61]。灾难性医疗支出与家庭的自付健康支出、消费支出及生存支出（食品支出）有关。由于 CHE 是一个二分类变量，因此选择 Logit 模型进行回归，相关的公式及模型如下：

$$\text{CHE} = \begin{cases} 1, & \text{if } \frac{\text{HCE}_i}{\text{ctp}_i} \geq 0.4 \\ 0, & \text{if } \frac{\text{HCE}_i}{\text{ctp}_i} < 0.4 \end{cases} \quad (5.4)$$

$$\text{ctp}_i = \exp_i - \text{food}_i \quad (5.5)$$

$$\text{logit CHE} = \alpha_3 + \beta_{5i} X_i + \varepsilon_{3i} \quad (5.6)$$

其中， HCE_i 指个体*i*的自付健康支出； ctp_i 指个体*i*的可支付能力，是个体*i*的总消费支出 \exp_i 与用于食品购买的支出 food_i 的差额，也是个体*i*的非食品支出。 α_3 、 β_{5i} 是回归系数； ε_{3i} 是随机扰动项。

5.2.3 倾向得分匹配法

除了是否使用互联网，还有其他因素影响居民的健康支出。但是两部分回归模型可能存在样本自选择偏误，比如生病的人更倾向于在互联网上搜寻相关病因并选择就医看病，从而产生健康支出，由此可能导致选择偏差，使得回归结果有偏误。因此，为避免样本自选择带来的内生性问题，使得研究结果更可靠，本次研究选择倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）进行稳健性检验。

倾向得分匹配法是基于 Rubin 在 1974 年提出的“反事实框架”（A Counterfactual Framework），由 Rosenbaum & Rubin 于 1983 年共同提出的针对非随机实验数据进行因果推断的统计方法，建立在鲁宾因果模型（Rubin causal model 或者 Neyman-Rubin causal model）基础之上^[109]。其基本思想是，通过反事实来设计一个接近于随机实验的场景，从而通过计算处理组和对照组之间的平均差异来估计平均处理效应。如果在控制一组影响因素(x_1, x_2, \dots, x_n)之后，处理行为 (D) 的分配，即选择接受处理 (D=1) 或不接受处理 (D=0) 可以被看作是随机的。所以，可以根据这组因素(x_1, x_2, \dots, x_n)构造平衡得分（如：倾向得分）。在控制平衡得分之后，处理行为 (D) 的分配，也可以被看作是随机的。此外，随机实验还需满足两个假设：一是独立性假设（Conditional Independence Assumption, CIA），即是否选择接受处理独立于潜在结果(y_{1i}, y_{0i})，那么，在其他条件基本相同的情况下，处理组和控制组表现出来的差异即为处理行为所导

致的；二是共同支撑假设（Common Support Assumption, CSA），即使用互联网的处理组和未使用互联网的控制组在倾向得分上有重叠的支撑区域，保证匹配是有效的。

在本次实验中，根据样本中是否使用互联网将样本随机分为两个组，一是处理组(treat group)，在本次研究中指使用互联网上网的组；二是控制组（control group），指实际生活中不使用互联网上网的组。利用多维协变量($x_1, x_2, \dots x_n$)计算两组样本的倾向得分。然后对两组样本的得分进行匹配，使得处理组和对照组除了是否使用互联网这个变量外，其他个人和家庭特征均相似。即将多维协变量($x_1, x_2, \dots x_n$)用一个一维变量——倾向得分 P(x) 来代替，这样，只需要对单一的倾向得分变量进行匹配，从而减少匹配的难度。倾向得分本质是一个概率，衡量个体选择或者不选择接受处理行为的概率。一般使用 Logit 或 Probit 方法计算求得。倾向得分计算公式如下：

$$P(x_1, x_2, \dots x_n) = Pr(D = 1|x_1, x_2, \dots x_n) \quad (5.7)$$

匹配方法有多种，如精确匹配（只有倾向得分一样的未接受处理组的个体，才被选择作为对照组）、近邻匹配（未接受处理组中，倾向得分离实验组个体最近的一个或者多个个体，被选择作为对照组）、带卡尺的近邻匹配（未接受处理组中，在卡尺范围内的个体，倾向得分最近的一个或者多个个体可以被选择作为对照组）、半径匹配（在未接受处理组中，在卡尺范围内的所有个体 y_{0i} 的平均值，作为对照组）还有核匹配（未接受处理组中，所有个体都作为对照组成员，求所有个体 y_{0i} 的加权平均数）。为使得检验结果更加稳健，本次研究选择近邻匹配、半径匹配以及核匹配三种匹配方法，确保结果稳健。

最后，在计算协变量的倾向得分，并选择一定的匹配方法后，处理组与控制组在健康支出表现上的差异，来判断使用互联网的行为与健康支出之间的因果关系。真实的因果处理效应为：

$$\tau_{ATT} = E[Y_{1i}|D_i = 1] - [Y_{0i}|D_i = 1] \quad (5.8)$$

其中第一项为可观测到的结果，指使用互联网的人的健康支出；第二项为不可观测的反事实结果，指使用互联网但是却没有产生健康支出。两组健康支出差值的期望即由是否使用互联网这一行为造成。

5.3 实证结果及分析

关于使用互联网对健康支出的影响，本文首先对样本进行描述性统计，对样本情况有基本了解之后，再完成实证分析，并对结果进行稳健性检验和异质性分析。此外，在实证分析中，对个人所在省份进行了控制。本次实证研究均通过STATA16完成。

5.3.1 描述性统计

表 5.2 样本描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
就诊概率 P (d)	6554	0.250	0.433	0	1
健康支出 (HCE)	6554	7.174	2.686	0	12.61
灾难性医疗支出 (CHE)	6554	0.326	0.469	0	1
是否使用互联网 (internet)	6554	0.471	0.499	0	1
互联网使用频率					
从不	2415	0.369	0.483	0	1
有时	2658	0.405	0.491	0	1
几乎每天	1483	0.226	0.418	0	1
是否认为互联网重要 (important)	6554	1.326	0.648	0	2
受教育水平 (edu)	6554	3.329	1.199	0	6
一周锻炼时长 (qp702)	6554	7.062	8.901	0.10	91
健康状况 (qp201)	6554	2.778	1.078	1	5
年龄 (age)	6554	39.306	14.575	16	86
性别 (gender)	6554	0.536	0.499	0	1
婚姻状况 (marry)	6554	0.714	0.452	0	1
医疗保险 (medical)	6554	0.916	0.725	0	1
家庭人均纯收入 (inc)	6554	10.025	0.976	0	15.01
家庭金融资产 (lft1)	6554	8.268	4.531	0	15.425
家庭人口规模(fml_count)	6554	3.882	1.924	1	17
城乡 (urban)	6554	0.666	0.472	0	1

描述性统计如表 5.2 所示。在本次研究选择的样本中，居民就诊概率平均为

25%，健康支出对数均值为 7.2，CHE 发生率为 32.6%。使用互联网的人在样本中的占比为 47.1%，几乎每天使用互联网的占比为 22.6%，认为互联网上网重要的人占 54.4%。样本人群中，平均年龄为 39 岁，男性多于女性，有伴侣人群占比较多，平均每周锻炼时长为 7 小时左右，家庭人口规模平均为 3-4 口人。医疗保险普及率为 91.6%，城镇与农村人口之比为二比一。

5.3.2 基准回归一

首先使用两部分模型进行使用互联网对健康支出影响的实证分析。回归结果如下：

表 5.3 基准回归一

变量	(1) 就诊概率	(2) 健康支出	(3) 就诊概率	(4) 健康支出
使用互联网	0.014 (0.012)	0.071* (0.041)		
互联网使用频率				
有时			0.016 (0.012)	0.084* (0.044)
几乎每天			0.025* (0.014)	0.165*** (0.050)
受教育水平	-0.015*** (0.005)	0.014 (0.018)	-0.016*** (0.005)	0.008 (0.018)
年龄	-0.000 (0.000)	0.008*** (0.002)	-0.000 (0.000)	0.009*** (0.002)
性别	-0.042*** (0.010)	0.034 (0.035)	-0.042*** (0.010)	0.035 (0.035)
健康状况	0.116*** (0.005)	0.104*** (0.018)	0.116*** (0.005)	0.105*** (0.018)
是否患慢性病	0.177*** (0.014)	0.355*** (0.051)	0.176*** (0.014)	0.353*** (0.051)
一周锻炼时长	0.000 (0.001)	0.005** (0.002)	0.000 (0.001)	0.005** (0.002)

表5.3 基准回归一（续表）

变量	(1) 就诊概率	(2) 健康支出	(3) 就诊概率	(4) 健康支出
婚姻状况	-0.010 (0.014)	-0.101* (0.052)	-0.010 (0.014)	-0.100* (0.052)
城乡	-0.009 (0.012)	0.088** (0.044)	-0.008 (0.012)	0.088** (0.044)
家庭人均纯收入	0.007 (0.006)	0.150*** (0.024)	0.007 (0.006)	0.150*** (0.024)
家庭金融资产	-0.002** (0.001)	-0.008** (0.004)	-0.002** (0.001)	-0.008* (0.004)
家庭人口规模	-0.004 (0.003)	-0.102*** (0.010)	-0.004 (0.003)	-0.101*** (0.010)
医疗保险				
公费医疗	0.033 (0.032)	-0.003 (0.105)	0.033 (0.032)	-0.002 (0.105)
城镇职工医疗保险	-0.019 (0.022)	0.013 (0.075)	-0.019 (0.022)	0.012 (0.075)
城镇居民医疗保险 (含一老一小保险)	-0.053** (0.023)	-0.039 (0.081)	-0.052** (0.023)	-0.034 (0.081)
补充医疗保险	-0.092* (0.048)	-0.069 (0.179)	-0.092* (0.048)	-0.083 (0.180)
新型农村合作医疗保险	-0.023 (0.020)	-0.152** (0.071)	-0.024 (0.020)	-0.151** (0.071)
常数项		5.278*** (0.295)		5.232*** (0.295)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	6554	5925	6554	5925
R ²		0.129		0.130

Standard errors in parentheses; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

模型（1）和（2）研究是否使用互联网对健康支出的影响，（3）和（4）在此基础上，分析互联网使用频率对健康支出的影响。回归发现，使用互联网显著增加个人自付健康支出，且互联网使用频率越高影响程度越大，但只有高频使用互联网的人群其就诊概率会受到显著影响。由于回归结果中，是否使用互联网和互联网使用频率的控制变量的回归系数及显著性较为相似，主要以模型（1）和（2）进行回归结果解读，具体内容如下：

（1）就诊概率分析。几乎每天使用互联网群体的就诊概率比不使用互联网的群体高 2.5% ($dy/dx=-0.025$)，且通过率显著性检验。这可能是因为随着互联网的发展，可以查询到更多健康相关知识，高频使用互联网增加了搜索经验，对健康知识了解更多，从而对医疗资源需求更大，其就诊概率随之增加。第二，受教育水平显著降低了就诊概率。随着教育水平的提高，对疾病的认识更加理性，确需就医时才会就医。第三，年龄、婚姻状况的就诊概率在本次回归中没有通过显著性检验。第四，自评健康状况和是否患慢性病均在 $p<0.01$ 显著性水平下通过了检验，自评健康每变差一个等级，其就诊的概率会上升 11.6% ($dy/dx =0.116$)；患慢性病与健康人群相比，就诊概率显著增加 17.7%。第五，在 1% 显著水平下，男性就诊概率比女性低 4.2%。第六，家庭特征中，家庭金融水平的增加会降低就诊概率 ($p<10\%$)，而人均纯收入和人口规模没有通过显著性检验。此外，不同医疗保险对就诊概率的影响是不同的，城镇居民医疗保险和补充医疗保险显著降低了就诊概率。与没有保险的人群相比，二者的就诊概率分别降低 5.3% ($p<5\%$)、9.2% ($p<10\%$)。

（2）健康支出分析。表 5.3 的回归结果表明，影响就诊概率及产生健康支出的影响机制存在差异。第一，使用互联网会显著增加健康支出。与不使用互联网的人群相比，使用互联网使得健康支出增加 7.1%，结果在 $p<0.1$ 的水平上显著。第二，年龄每增加 1 岁，健康支出增加 0.8% ($p<0.05$)。此外，健康支出每恶化一个等级，健康支出增加 10.4%，慢性病患的健康支出显著增加 35.5%，二者均在 1% 置信区间上显著。第四，相比于有伴侣人群，单身群体的健康支出高出 10.1%，且结果在 10% 置信水平上通过了显著性检验。第五，家庭特征中，家庭金融资产水平和人口规模显著影响健康支出，二者的变化与健康支出呈负相关，而家庭人均纯收入每增加一个单位，健康支出增加 15% ($P<1\%$)。此外，不同医疗保险对健康支出影响的方向存在差异。但是只有针对农村居民的新型农村合作医疗通过了显著性检验，在 5% 显著水平下，与没有医疗保险的人群相比，健康支出平均

减少15.2%。

5.3.3 基准回归二

为进一步检验互联网使用对健康支出相对值的影响，进行互联网使用及使用频率对灾难性医疗支出（CHE）的回归分析。由于 CHE 是二分类变量，故采用 Logit 模型进行回归，并报告几率比。

表 5.4 基于 Logit 回归的影响分析结果

变量	灾难性医疗支出			
	(5)	(6)	(7)	(8)
	OR 值	OR 值	OR 值	OR 值
使用互联网	0.804*** (0.052)	0.883* (0.061)		
使用频率				
有时			0.926 (0.063)	0.929 (0.067)
几乎每天			0.866* (0.070)	0.958 (0.082)
受教育水平	0.907*** (0.026)	0.970 (0.030)	0.896*** (0.025)	0.963 (0.029)
年龄	0.998 (0.003)	1.017*** (0.003)	1.000 (0.003)	1.018*** (0.003)
性别	1.173*** (0.065)	1.158** (0.068)	1.161*** (0.064)	1.150** (0.067)
健康状况	1.182*** (0.033)	1.204*** (0.035)	1.183*** (0.033)	1.205*** (0.035)
一周锻炼时长	1.006** (0.003)	1.002 (0.003)	1.006** (0.003)	1.002 (0.003)
婚姻状况	1.393*** (0.108)	0.766*** (0.067)	1.415*** (0.110)	0.771*** (0.067)
是否患慢性病	1.402*** (0.114)	1.471*** (0.130)	1.404*** (0.114)	1.471*** (0.130)
医疗保险				
公费医疗	0.845 (0.143)	1.032 (0.189)	0.825 (0.139)	1.022 (0.187)

表 5.4 基于 Logit 回归的影响分析结果（续表）

变量	灾难性医疗支出			
	(5) OR 值	(6) OR 值	(7) OR 值	(8) OR 值
城镇职工医疗保险	0.851 (0.099)	1.018 (0.129)	0.830 (0.096)	1.006 (0.127)
城镇居民医疗保险 (含一老一小保险)	0.818 (0.102)	0.949 (0.127)	0.804* (0.100)	0.942 (0.126)
补充医疗保险	0.797 (0.250)	0.874 (0.304)	0.791 (0.248)	0.867 (0.302)
新型农村合作医疗保险	0.949 (0.101)	0.808* (0.093)	0.955 (0.101)	0.812* (0.093)
家庭人均纯收入		0.755*** (0.032)		0.752*** (0.032)
家庭金融资产		0.983** (0.007)		0.983** (0.007)
家庭人口规模		1.505*** (0.030)		1.506*** (0.030)
常数项	0.268*** (0.078)	0.909 (0.470)	0.256*** (0.075)	0.929 (0.481)
地区固定效应	Y	Y		
样本量	6560	6560	6560	6560

Exponentiated coefficients; Standard errors in parentheses

互联网使用对 CHE 影响的回归结果如表 5.4 所示，其中模型（5）和（7）是个体特征变量的回归结果，（6）和（8）是加入家庭特征变量下的回归结果。加入家庭特征变量后，回归几率比总体上均有小幅度变动。下面分别以模型（5）和模型（7）为例展开分析。首先，在 $p<0.01$ 的置信水平下，使用互联网可以显著降低 CHE 的发生，风险概率是未使用互联网群体的 0.8 倍（ $OR=0.804$ ）。第二，考虑家庭特征变量时，年龄增长会显著增加 CHE 发生风险，年龄每增长一岁，CHE 发生的概率增加 1.7%（ $OR=1.017$ ）；婚姻状况、性别也通过了模型的显著性检验，有配偶家庭发生 CHE 是单身人群的 1.4 倍（ $OR=1.393$ ）；男性 CHE 发生风险是女性的 1.17 倍（ $OR=1.173$ ）。第三，健康状况、患慢性病也显著影响

CHE 水平的发生，且在 1% 显著水平下通过了检验。自评健康状况评分每高一个等级，CHE 概率则显著增加 18.2%；患慢性病群体的 CHE 发生风险是健康人群的 1.4 倍。第四，拥有新型农村合作医疗保险个体的 CHE 风险是没有医疗保险群体的 80.8% ($P<0.1$)。此外，家庭人均纯收入、家庭金融资产和人口规模对 CHE 发生率有显著影响，随着家庭人均收入水平和金融资产水平的增加，CHE 减少，而随着家庭人口规模的增加，CHE 风险变大。

从使用频率来看，回归分析结果表明，在只考虑个人特征变量条件下，与从未使用过互联网的人相比，几乎每天使用互联网人群的 CHE 发生率为 0.866 倍 ($OR=0.866$)，这一结果在 10% 的水平上具有显著意义。其他变量的显著性及系数大小与模型（6）相近。

5.3.4 倾向得分匹配估计

如前所述，首先依据个人和家庭特征计算处理组和控制组使用互联网的概率，即采用 logit 概率模型估计处理组的条件概率，得到倾向得分。通过控制组中与处理组接近的倾向得分对两组的个体进行匹配，尽可能消除两组个体其他方面的差异。两组表现出的健康支出差异，即为是否使用互联网对健康支出影响的平均处理效应。估计出倾向得分后，在报告 ATT 值之前，首先进行平衡性检验以及共同支撑检验。

表 5.5 逻辑回归结果

变量	系数	稳健标准误	P 值
受教育水平	0.698***	0.032	0.000
年龄	-0.047***	0.003	0.000
性别	0.450***	0.059	0.000
婚姻状况	-0.641***	0.085	0.000
一周锻炼时长	-0.007***	0.004	0.000
家庭人均纯收入	0.341***	0.038	0.000
家庭金融资产	0.031***	0.007	0.000
家庭人口规模	-0.014	0.017	0.401
医疗保险	-0.148***	0.018	0.000
LR 统计量		2019.04***	
R ²		0.223	

采用 logit 概率模型估计倾向得分结果如表 5.5 所示。估计结果表明，除了家庭人口规模外，互联网使用概率与教育水平、年龄、性别、婚姻状况、家庭人均纯收入等显著相关。

(1) 平衡性检验

根据 Lechner (2000) 和 Caliendo (2007) 的研究，一般认为匹配后各变量的标准偏差不超过 10%，则表明匹配后的样本平衡性良好^[111,112]。此外，该值越小，说明匹配效果越好。

表 5.6 平衡性检验

变量	样本	均值		标准偏差 (%)	标准 缩减 (%)	差异性 T 检验	
		D=1	D=0			t 值	p 值
受教育水平	匹配前	3.2032	1.9531	103.2		23.44	0.000
	匹配后	3.0652	3.0966	-2.6	97.5	-0.52	0.601
健康状况	匹配前	3.7820	3.9731	-18.1		-4.03	0.000
	匹配后	3.8071	3.7445	5.9	67.2	1.14	0.254
一周锻炼时长	匹配前	8.1906	10.0860	-18.8		-4.05	0.000
	匹配后	8.3609	8.3503	0.1	99.4	0.02	0.983
年龄	匹配前	56.089	63.405	-83.8		-18.55	0.000
	匹配后	56.379	56.534	-1.8	97.9	-0.37	0.714
性别	匹配前	0.4697	0.4090	12.2		2.77	0.006
	匹配后	0.4653	0.4357	6.0	51.3	1.12	0.265
婚姻状况	匹配前	0.9018	0.8418	18.0		3.91	0.000
	匹配后	0.9021	0.8913	3.3	81.9	0.67	0.503
家庭人均纯收入	匹配前	10.099	9.3258	68.3		15.22	0.000
	匹配后	10.045	9.9634	7.2	89.4	1.60	0.111
家庭金融资产	匹配前	8.0821	6.6182	31.2		7.05	0.000
	匹配后	7.9201	8.1369	-4.6	85.2	-0.90	0.370
家庭人口规模	匹配前	3.4105	3.7836	-19.4		-4.21	0.000
	匹配后	3.4411	3.3893	2.7	86.1	0.57	0.572
医疗保险	匹配前	0.9623	0.9356	12.2		2.62	0.009
	匹配后	0.9603	0.9563	1.8	85.1	0.37	0.709

在表5.6中，匹配后各变量的标准偏差均小于10%。同时可以发现，匹配后各变量在处理组和控制组之间差异均不显著（ $p>0.1$ ），这表明不能拒绝处理组与对照组变量的偏差均值不存在显著差异的原假设，即原假设成立，变量在匹配后不存在显著差异。

图5.6将匹配后变量标准化偏差图示，可以发现匹配后的均值差异接近0值。因此，通过倾向得分匹配，样本的选择性偏差在很大程度上得以消除。

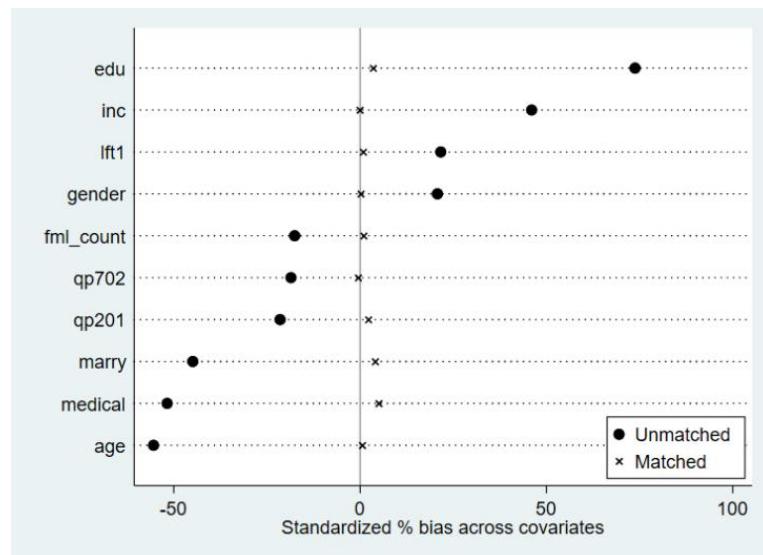


图5.6 变量标准化偏差图

(2) 共同支撑检验

在使用倾向得分匹配方法时，为保障处理组和控制组样本的匹配质量，确保可以对两组样本的倾向得分进行匹配，否则会导致匹配质量较差导致无效^[113]。如图5.7所示，对匹配前后的核密度图进行对比，匹配之后处理组和控制组共同区域明显增加，表明样本通过了共同支撑假设，且匹配效果良好。

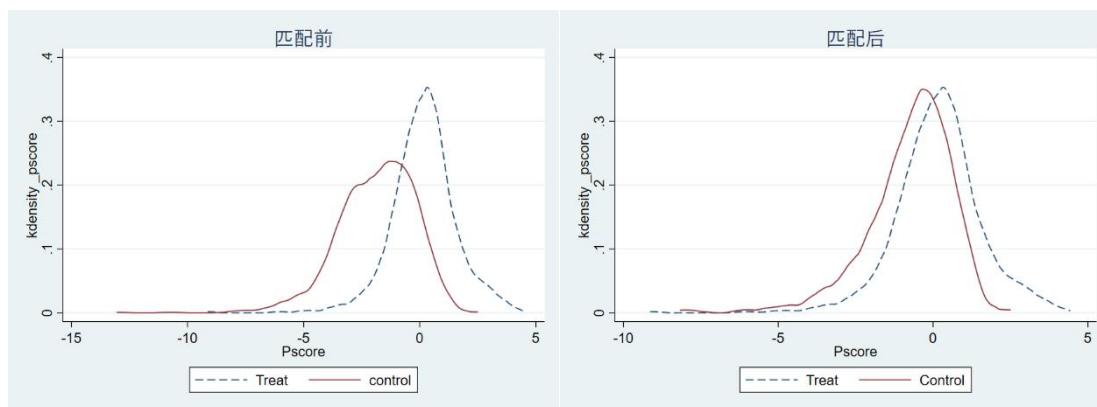


图5.7 处理组与控制组共同支撑域

(3) 平均处理效应

在估计互联网使用对居民健康支出的影响时，选择近邻匹配、半径匹配以及核匹配三种方法进行估计，回归结果如表 5.7 所示。其中近邻匹配为一对二有放回匹配，半径匹配的卡尺范围为 0.05，核匹配选择默认的核函数和带宽。在三种匹配方法下，结果均在 $P < 0.05$ 水平下通过了显著性检验。在匹配前，健康支出的 ATT 值为 0.0364，在对选择偏差进行控制后，近邻匹配、半径匹配以及核匹配三种方法的回归结果显示，互联网使用对个体健康支出的净效应分别为 5.61%、4.12%、3.93%。同时也说明，如果不对基准模型中存在的选择性偏差进行处理，会低估互联网使用对个体健康支出的作用。此外，不同匹配方法的估计结果基本相同，表明本研究对匹配方法不敏感，具有良好的稳健性。

表 5.7 平均处理效应结果

样本	平均处理效应 (ATT)	标准误	T 值
匹配前	0.0364***	0.0982	2.70
匹配后			
近邻匹配	0.0561**	0.1436	1.98
半径匹配	0.0412**	0.1519	2.32
核匹配	0.0393**	0.1521	2.29

5.4 稳健性检验

在上文的分析中，通过基准的两部分模型和 Logit 模型，以及倾向得分匹配法检验了互联网使用对健康支出有显著正影响，但是当考虑到健康支出之于家庭可支付能力这一相对值时，互联网使用显著降低了 CHE 发生率。

表 5.8 两部分模型稳健性检验回归结果

变量	(9)	(10)	(11)
	就诊概率	健康支出	灾难性医疗支出(OR)
认为互联网或手机重要	0.001 (0.008)	0.087*** (0.028)	0.985*** (0.005)
控制变量	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y
N	6554	5925	6554
R ²		0.130	

Standard errors in parentheses; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

为了使实证分析更加可靠，并检验以上回归结果，使用替换自变量的方法进行稳健性检验，即用互联网和手机对获取信息的重要程度作为核心自变量。在该部分实证分析中，模型（9）和（10）是健康支出的两部分模型回归结果，（11）是 CHE 的 Logit 模型回归结果。结果表明：认为互联网或手机较为重要的人群，其健康支出会增加，平均增加 8.7% ($p < 1\%$)，但是就诊概率并未通过显著性检验。在进一步对 CHE 的回归中，结果在 1% 的显著性水平下均通过了显著性检验，认为手机或互联网重要显著降低了 CHE 的发生率，与前文结论一致，表明上述回归结果较为稳健。

5.5 异质性分析

前文的研究得出互联网使用会显著增加健康支出，且之于家庭可支付能力而言会显著降低灾难性医疗支出的发生率。然而，由于个体差异，使用互联网对不同群体的健康支出是否有显著差异，本文接下来对样本中可能存在异质性进行检验，主要从城乡异质性、收入异质性和性别异质性三个维度展开。

5.5.1 城乡异质性

由于我国的城乡二元结构，城镇与农村的经济发展存在客观差异，导致城乡在互联网发展方面也存在客观差异。关于就诊概率，在城乡之间均未通过显著性检验。关于健康支出，互联网使用使农村居民的健康支出减少 7.7%，但是并未通过显著性检验；与未使用互联网的居民相比，使用互联网使城镇居民的健康支出增加 21.9%，且在 1% 显著水平上通过了检验。另一方面，与前文结论相似，互联网使用频率高显著影响健康支出，且对农村居民的影响较大。这可能因为农村地区的健康资源投入较少，且由于缺乏一定的辨别能力，受互联网影响大，多种因素导致使用互联网对健康支出的影响高于城镇地区。

表 5.9 城乡异质性检验

变量	农村				城镇			
	就诊	健康	就诊	健康	就诊	健康	就诊	健康
	概率	支出	概率	支出	概率	支出	概率	支出
互联网使用	-0.001 (0.021)	-0.077 (0.164)			0.022 (0.014)	0.219* (0.115)		
使用频率								
有时		0.011 (0.021)	0.121 (0.076)			0.022 (0.015)	0.066 (0.054)	
几乎每天		0.004 (0.026)	0.202** (0.091)			0.033* (0.017)	0.142** (0.061)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	2186	2000	2186	2000	4367	3925	4367	3925
R ²		0.087		0.074		0.133		0.132

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5.5.2 收入异质性

表 5.10 收入异质性检验(一)

变量	较低收入		低收入		中收入		高收入	
	就诊	健康	就诊	健康	就诊	健康	就诊	健康
	概率	支出	概率	支出	概率	支出	概率	支出
互联网使用	0.021 (0.024)	0.408** (0.193)	0.021 (0.022)	0.005 (0.184)	0.041* (0.023)	0.032 (0.183)	-0.040* (0.023)	0.061 (0.194)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1634	1476	1649	1516	1630	1460	1637	1473
R ²		0.235		0.203		0.218		0.211

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

在样本描述性统计中提到，按照家庭人均收入的 25、50、75 分位数将居民的收入水平划分为四个层次，不同收入水平之间就互联网对健康支出的影响表现

出明显的差异。从显著性角度来看：互联网使用使中收入群体的就诊概率增加4.1% ($dy/dx=0.041$)，使高收入群体的健康支出减少4% ($p<0.1$)。从使用频率来看，在10%显著水平下，几乎每天使用互联网群体中收入较低人群的就诊概率显著增加，较低收入和低收入分别增加4.9%、5.3%。此外，互联网使用对较低收入人群的健康支出影响较大，互联网的使用使该群体的健康支出增加40.8% ($p<5\%$)。而与不使用互联网群体相比，几乎每天使用互联网使较低收入群体的健康支出增加19.9%，使高收入群体的健康支出增加16.6%，结果均在10%显著水平上通过检验。这可能与不同收入群体使用互联网的用途不同，高收入群体可能更倾向于关注自己身体状况，并积极了解掌握健康知识，就医概率显著降低；而较低收入人群受限于经济条件，对健康信息的接收较为闭塞，对互联网上相关信息又缺乏一定的信息辨别能力，就医概率和健康支出均显著增加。

表 5.11 收入异质性检验（二）

变量	较低收入		低收入		中收入		高收入	
	就诊	健康	就诊	健康	就诊	健康	就诊	健康
	概率	支出	概率	支出	概率	支出	概率	支出
使用频率								
有时	0.014 (0.024)	0.023 (0.088)	0.048** (0.023)	0.038 (0.089)	0.012 (0.024)	0.121 (0.083)	-0.001 (0.026)	0.072 (0.090)
几乎每天	0.049* (0.030)	0.199* (0.110)	0.053* (0.029)	0.096 (0.101)	0.014 (0.028)	0.123 (0.099)	0.004 (0.028)	0.166* (0.096)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1634	1476	1649	1516	1630	1460	1637	1473
R ²	0.110		0.092		0.097		0.157	

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5.5.3 性别异质性

表5.12是性别异质性检验的回归结果，男女样本表现出明显的差异。从是否使用互联网角度来看，使用互联网使男性就诊概率增加2.6% ($p<0.1$)，而使女性健康支出增加14.7% ($p<0.05$)。从互联网使用频率上来看，几乎每天使用互联网依旧显著影响健康支出，性别差异体现在系数大小上。与从不使用互联网的

男性相比，几乎每天使用互联网增加男性 18.8%的健康支出，增加女性 20.1%的健康支出，这一结果在 1%的统计水平上具有显著意义。

表 5.12 性别异质性检验

变量	男性				女性			
	就诊 概率	健康 支出	就诊 概率	健康 支出	就诊 概率	健康 支出	就诊 概率	健康 支出
互联网使用	0.026*	0.083			-0.003	0.147**		
	(0.015)	(0.056)			(0.018)	(0.060)		
使用频率								
有时		0.024	0.104*			0.013	0.096	
		(0.016)	(0.060)			(0.019)	(0.064)	
几乎每天		0.033*	0.188***			0.022	0.201***	
		(0.018)	(0.068)			(0.023)	(0.076)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	3041	2765	3041	2765	3510	3160	3510	3160
R ²		0.106		0.107		0.149		0.108

Standard errors in parentheses; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5.6 本章小结

本章通过使用最新最全面的 2018CFPS 数据库，实证分析了互联网使用对居民健康支出的影响。首先，介绍数据来源、指标选取以及基于本次研究的实证模型，然后基于两部分模型、Logit 模型和倾向得分匹配法进行实证分析，随后通过替换变量法完成稳健性检验，最后针对样本差异进行城乡、收入、性别异质性检验。基准回归结果表明：互联网使用会增加居民健康支出水平，但是使得灾难性医疗支出水平降低，整体上减少了因病致贫风险。这表明当前，随着互联网的发展和普及，当发现身体不适时，居民有寻求网络进行自我治疗和管理的倾向；此外，由于互联网上健康知识的科普，人们对疾病的了解也更加深入，从而更加注重身体健康，一定程度上提高了人们对高层次医疗保健的需求。

第6章 结论与政策建议

在“健康中国”的背景下，人们对于医疗保健的需求增加，提供充足的医疗保健服务，有效控制健康支出的过度增长，已成为我国新时代发展的首要任务。本文旨在估计互联网使用对个体的健康支出和所涉及的就诊概率的影响，并进一步探讨互联网使用对灾难性医疗支出的影响。本文基于2018CFPS数据库，以互联网使用对健康支出的影响为研究对象，通过实证分析得到二者之间正相关的关系，且结果通过了稳健性检验。本章首先总结上文分析得到的主要结论，并对此提出相关的政策建议。

6.1 主要结论

尽管互联网在我国普及率很高，但互联网使用与健康支出之间的关系尚未进行充分研究。本文利用2018CFPS数据，采用两部分模型、倾向得分匹配法、Logit模型，并用替换变量法进行稳健性检验以及对城乡、收入、性别进行异质性分析，保证结果可信度，探讨互联网使用对健康支出的影响。主要结论如下：

一是互联网使用增加了健康支出水平，且使用频率越高影响越大。基准回归方程结果表明，在控制居民个人特征、家庭特征和省份固定效应时，互联网使用显著增加了居民的健康支出。其中，与不使用互联网人群相比，使用互联网使得健康支出增加7.1%。当研究几乎每天都使用互联网人群时，增加个体16.5%的健康支出。表明当前很多人习惯利用互联网搜索健康信息，并利用这些信息选择合理的就医行为。这与学者们相关研究结果结论一致^[114]。随着互联网技术的进步，在线搜索健康信息在普通人群中越来越受欢迎，这可以在一定程度上减少信息不对称，减少过度医疗行为。但是，另一方面，互联网利用率的提高为我们提供了更好的学习咨询机会，通过在线寻求健康信息，更好使用医疗资源，从而增加了健康支出。从使用频率来看，居民上网频率越高，信息搜索经验就越丰富，对更高级别的医疗服务的需求更高，进一步增加了个人健康支出水平。

二是互联网使用降低了灾难性医疗支出发生率，高频使用互联网影响较大。使用互联网使得CHE风险发生概率是未使用互联网群体的0.8倍；与从未使用过互联网的人相比，几乎每天使用互联网人群的CHE发生率为0.87倍，而低频互联网使用没有影响。CHE的测算基于家庭可支付能力，当有家庭成员遭受健康冲

击时，往往以家庭为单位应对这一冲击。在表 4.7 中，由于家庭人口规模显著增加了 CHE 发生风险，在控制个体变量基础上加入家庭特征变量时，使得 CHE 发生风险有所增加，但仍显著低于未使用互联网群体。已有研究针对信息传播对 CHE 的影响主要从社会网络入手，如有学者研究发现，社会网络对我国家庭灾难性医疗支出风险的直接效应显著为负^[115]。

三是互联网使用对个体健康支出的影响存在个体差异。在异质性分析中，在控制居民个人、家庭特征和省份固定效应时，互联网对个体的城乡、收入、性别等特征存在显著差异。首先，使用互联网使城镇地区的就医行为影响更大，使城镇地区居民的健康支出增加 21.9%。但是在考虑使用频率时，几乎每天使用互联网对农村居民影响更大，与未使用互联网群体相比，互联网使用使农村居民的健康支出水平增加 20.2%，而使城镇居民的健康支出水平增加 14.2%。其次，互联网使用对不同收入群体的就医决策和健康支出有不同影响，且对较低收入和高收入群体的影响较大。使用互联网使高收入群体的就诊概率减少 4%，使较低收入群体的健康支出增加 40.8%。此外，高频率使用互联网使得较低收入群体的健康支出增加 19.9%，而使高收入群体的健康支出增加 16.6%。不同收入群体接受信息的能力不同，在使用互联网过程中，从信息识别、甄选到决策阶段，个体的就医行为在不同收入水平下体现出个体差异。最后，女性的就医行为受到互联网影响比男性大。从健康支出角度看，高频使用互联网会使男性健康支出增加 18.8%，使女性增加 20.1%。这一差异可能是由社会学或心理学的性别差异引起。

四是医疗保险在降低健康支出方面发挥了重要作用。但是，不同医疗保险所发挥的作用不同。在基准回归一中，城镇居民医疗保险和补充医疗保险显著降低了居民的就诊概率，但是其对健康支出无显著影响；另外，医疗保险就降低 CHE 发生率也发挥了作用。在基准回归二中，新型农村合作医疗保险显著降低了 CHE 发生风险。因此，不同的医疗保险补偿机制在个体就医行为上有显著影响。

6.2 政策建议

基于上文得出的结论，本文提出以下对策建议。

第一，政府应采取措施优化互联网信息环境，推进“互联网+医疗卫生”建设。随着信息通信技术的发展，未来我国互联网使用频率将持续增加。一方面，要加强基础设施建设，进一步扩大互联网覆盖面，为公民获取健康信息提供便捷的信息环境，提高医疗信息的可及性。另一方面，政府应大力支持医疗机构建设

互联网信息平台，鼓励医疗机构提供更多在线咨询、健康咨询、患者沟通、自我健康管理等互联网医疗服务。此外，政府应通过加强对互联网媒体的监督，及时发布官方知识和信息来改善互联网状况，并引导公民对医疗信息的获取，进一步减少由于信息不对称导致的过度医疗现象。而互联网医疗服务提供者应完善在线健康信息咨询及时反馈机制，特别是可能会遇到潜在的有误导性或不准确的信息。在疾病预防、诊断、治疗、康复的全过程中，要利用互联网健康信息溢出的优势，提供更多的健康信息获取渠道，在不增加经济负担的情况下，进一步提升个人健康状况。

第二，还应加强通过互联网宣讲健康知识，引导群众更有效地利用医疗资源。首先，建议对不同健康状况下的人群实施精确分类，并建立动态监测机制，有针对性的医疗服务。如对于老年人来说，应该首先预防疾病和康复疾病。其次，还应加强健康知识的线下宣讲。如举办医学知识讲座等活动，提高公共医学基础知识水平。在信息化快速发展阶段，不应忽视互联网使用较少群体的健康知识普及，加强对受教育程度较低的人和老年人的关注度，如集中于合理使用互联网和甄别信息质量的培训，并鼓励老年人参与培训计划。

第三，继续发展和完善医疗保险和社会医疗制度，在个人、政府和社会之间分担快速增长的健康支出，继续发展和完善医疗保险和社会医疗制度。我国的老年人口规模预计将在2048年达到峰值，届时中国将面临养老金和医疗保障的沉重负担。因此，在2048年之前，完善医疗服务体系，缓解不断增长的健康支出所带来的挑战。最后，为了科学应对人口老龄化造成的健康恶化风险和健康支出扩张，有必要加强基本人口健康状况普查，建立健康状况较差的重点人群动态监测机制。目前，关于老年人口的数据仍然缺乏。对不同人口进行健康普查和统计收集可以帮助我们了解人口健康状况，这是相关政策的前提。因此，可以在全国人口普查期间收集相关的细分统计数据，或收集分区域的统计数据或抽样统计数据，鼓励重点人群定期报告其健康状况，并提供专业和有针对性的保健服务。

第四，加强农村地区的互联网基础设施建设，提高农村居民使用互联网能力。应尽量消除农村人口参与医疗保健的障碍。然而，由于在偏远农村地区，人们可能缺乏使用互联网的能力，因为他们要么是低收入人群，要么无法使用智能手机或电脑。因此，一方面要加大信息和通信技术的传播，特别是在低收入的农村地区，另一方面，要加强农村互联网使用的宣传培训项目，提高农民使用互联网的认知能力和能力，从而使得该地区居民有机会利用网络获取完整和准确的医疗信

息。

6.3 研究展望

最后，受限于当前数据可获得性和本人当前的分析能力，本文仍有不足之处，存在局限性。首先，本次研究只从 CFPS 获得 2018 年期间的互联网使用、个体、家庭等数据，存在一定分析的滞后性；其次，本次研究选用的数据为横截面数据，并未分析互联网使用对个体就医行为的长期决策，另一方面，在分析期间没有明显的政策变化，我们无法调查互联网使用推广政策对就医行为的影响。再次，在机制分析部分，互联网使用对健康支出的影响存在正负两个方向的影响，但是本文的实证结果只检验出多种因素综合影响后的结果，对于负向影响如何检验及影响程度的探讨不够充分。最后，新冠肺炎疫情（COVID-19）大流行期间，技术取得了很大的进步，极大程度提高了互联网使用对居民就医行为的影响，但是本次研究没有对此展开进一步研究。

因此，今后应在其他现有调查数据的基础上，充分考虑技术、文化、人伦道德等因素，对互联网使用对健康支出的长期影响进行实证研究，如进行时间和空间差异上的研究分析。还应该指出的是，可以对 COVID-19 大流行期间互联网使用如何影响健康支出进行深入分析。此外，在老龄化大背景下，老年人仍然是医疗保健需求的主力，但是该部分群体对互联网依赖程度较低，相关探讨容易被忽视，未来可以针对老年人进行更加精准化的研究。

参考文献

- [1]World Health Organization. The world health report: health systems financing: the path to universal coverage[J]. Rapport sur la santé dans le monde : le financement des systèmes de santé : le chemin vers une couverture universelle, Geneva: World Health Organization, 2010.
- [2]Zhai T, Goss J, Dmytraczenko T, et al. China's Health Expenditure Projections To 2035: Future Trajectory And The Estimated Impact Of Reforms[J]. Health Affairs, 2019, 38(5): 835–843.
- [3]Valkenburg P M, Peter J. Internet Communication and Its Relation to Well-Being: Identifying Some Underlying Mechanisms[J]. Media Psychology, 2007, 9(1): 43–58.
- [4]Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J]. Journal of Political Economy, University of Chicago Press, 1972, 80(2): 223–255.
- [5]威廉·配第. 政治算术[M]. 商务印书馆, 1978.
- [6]Goddeeris J H. Medical insurance, technological change, and welfare[J]. Economic Inquiry, 1984, 22(1): 56–67.
- [7]Weisbrod B A. The Health Care Quadrilemma: An Essay on Technological Change, Insurance, Quality of Care, and Cost Containment[J]. Journal of Economic Literature, 1991, 29(2): 523–552.
- [8]Finkelstein A. The aggregate effects of health insurance: Evidence from the introduction of medicare[J]. The quarterly journal of economics, 2007, 122(1): 1–37.
- [9]王文娟, 曹向阳. 增加医疗资源供给能否解决“看病贵”问题?——基于中国省际面板数据的分析[J]. 管理世界, 2016(6): 98–106.
- [10] 高春亮, 余晖. 新医改能遏制医疗支出上涨吗[J]. 江海学刊, 2019(3): 73-79+254.
- [11] Kleiman E. The Determinants of National Outlay on Health[A]. 见 : M. Perlman. The Economics of Health and Medical Care[M]. London: Palgrave Macmillan UK, 1974: 66–88.
- [12] Newhouse J P. Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey[J]. The Journal of Human Resources, 1977, 12(1): 115.
- [13] Parkin D. Aggregate health care expenditures and national income: Is health care a luxury good?[J]. Journal of Health Economics, 1987, 6(2): 109–127.
- [14] 欧阳志刚. 农民医疗卫生支出影响因素的综列协整分析[J]. 世界经济, 2007(9): 47–55.
- [15] 何长江. 政府公共卫生支出行为影响因素的实证分析[J]. 财经科学, 2011(4): 94–100.
- [16] 李郁芳, 王宇. 中国地方政府医疗卫生支出效率及影响因素研究[J]. 海南大学学报(人文社会科学版), 2015, 33(3): 41–49.

- [17] 饶晓辉, 李佳蓉. 老龄化形势下我国农民医疗保健支出的影响因素研究[J]. 江西社会科学, 2015, 35(2): 197–202.
- [18] 李乐乐, 杨燕绥. 人口老龄化对医疗费用的影响研究——基于北京市的实证分析[J]. 社会保障研究, 2017(3): 27–39.
- [19] 柏星驰, 满晓玮, 程薇. 中国人口老龄化对居民医疗卫生支出的影响研究[J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14(5): 50–58.
- [20] Pearce , D. & Turner , K.R. Economics of natural resources and the environment[J]. Book Review, 1991, 73(1): 227–228.
- [21] Jerrett M. Environmental influences on healthcare expenditures: an exploratory analysis from Ontario, Canada[J]. Journal of Epidemiology & Community Health, 2003, 57(5): 334–338.
- [22] Clancy L, Goodman P, Sinclair H, et al. Effect of air-pollution control on death rates in Dublin, Ireland: an intervention study[J]. The Lancet, 2002, 360(9341): 1210–1214.
- [23] Murthy N R V, Okunade A A. Managed care, deficit financing, and aggregate health care expenditure in the United States: A cointegration analysis[J]. Managed care, 2000:279–285 .
- [24] 茅铭晨, 黄金印. 环境污染与公共服务对健康支出的影响——基于中国省际面板数据的门槛分析[J]. 财经论丛, 2016(1): 97–104.
- [25] 叶小青, 李先玲. 环境质量、居民收入与医疗健康支出关系研究——基于截面相关的省际面板数据模型[J]. 统计与信息论坛, 2013, 28(12): 42–46.
- [26] Hao Y, Liu S, Lu Z-N, et al. The impact of environmental pollution on public health expenditure: dynamic panel analysis based on Chinese provincial data[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2018, 25(19): 18853–18865.
- [27] Yahaya A, Nor N M, Habibullah M S, et al. How relevant is environmental quality to per capita health expenditures? Empirical evidence from panel of developing countries[J]. SpringerPlus, 2016, 5(1): 925.
- [28] 李光勤, 何仁伟. PM2.5 污染与健康支出:时间滞后效应与空间溢出效应[J]. 安全与环境学报, 2019, 19(1): 326–336.
- [29] Narayan P K, Narayan S. Does environmental quality influence health expenditures? Empirical evidence from a panel of selected OECD countries[J]. Ecological Economics, 2008, 65(2): 367–374.
- [30] 苗艳青, 陈文晶. 空气污染和健康需求:Grossan 模型的应用[J]. 世界经济, 2010, 33(6): 140–160.
- [31] Meskarpour Amiri M, Kazemian M, Motaghed Z, et al. Systematic review of factors

- determining health care expenditures[J]. Health Policy and Technology, 2021, 10(2): 100498.
- [32]Karatzas G. On the determination of the US aggregate health care expenditure[J]. Applied Economics, 2000, 32(9): 1085–1099.
- [33]Di Matteo L, Di Matteo R. Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures: 1965–1991[J]. Journal of Health Economics, 1998, 17(2): 211–228.
- [34]魏众, B · 古斯塔夫森. 中国居民医疗支出不公平性分析[J]. 经济研究, 2005(12): 26–34.
- [35]徐伟, 陈慧美. 我国居民收入对医疗消费支出的影响研究[J]. 中国卫生政策研究, 2013, 6(6): 52–57.
- [36]景抗震, 顾海. 家庭债务对老年家庭医疗保健消费的影响[J]. 社会科学文摘, 2019(11): 62–64.
- [37]李聪, 刘喜华, 姜东晖. 居民家庭负债如何影响医疗支出?——基于门限效应模型的经验分析[J]. 东岳论丛, 2020, 41(10): 77–85.
- [38]叶春辉, 封进, 王晓润. 收入、受教育水平和医疗消费: 基于农户微观数据的分析[J]. 中国农村经济, 2008(8): 16–24.
- [39]宋璐, 左冬梅. 农村老年人医疗支出及其影响因素的性别差异: 以巢湖地区为例[J]. 中国农村经济, 2010(5): 74–85.
- [40]马爱霞, 许扬扬. 我国老年人医疗卫生支出影响因素研究[J]. 中国卫生政策研究, 2015, 8(7): 68–73.
- [41]Mondal B, Dubey J D. Gender discrimination in health-care expenditure: An analysis across the age-groups with special focus on the elderly[J]. Social Science & Medicine, 2020, 258: 113089.
- [42]李乐乐, 杜天天. 人口年龄变化、医疗需求行为与医疗费用增长: 基于医疗保险结算数据的实证研究[J]. 当代经济管理, 2021, 43(4): 72–80.
- [43]封进, 余央央, 楼平易. 医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角[J]. 中国社会科学, 2015(3): 85–103+207.
- [44]苏春红, 李齐云, 王大海. 基本医疗保险对医疗消费的影响——基于 CHNS 微观调查数据[J]. 经济与管理研究, 2013(10): 23–30.
- [45]王新军, 郑超. 医疗保险对老年人医疗支出与健康的影响[J]. 财经研究, 2014, 40(12): 65–75.
- [46]谢明明, 朱铭来. 医疗保险对医疗费用影响的门槛效应研究[J]. 江西财经大学学报, 2016(4): 57–65.
- [47]Huang F, Gan` L. The Impacts of China's Urban Employee Basic Medical Insurance on Healthcare Expenditures and Health Outcomes: Impacts of China's Urban Employee Basic Medical Insurance[J]. Health Economics, 2017, 26(2): 149–163.

- [48]解垩. 中国居民慢性病的经济影响[J]. 世界经济文汇, 2011(03): 74–86.
- [49]章蓉, 李放. 医疗保险是否改善了老年人的慢性病医疗状况?——基于 CHARLS 数据的实证分析[J]. 科学决策, 2021(09): 102–113.
- [50]Paez K A, Zhao L, Hwang W. Rising Out-Of-Pocket Spending For Chronic Conditions: A Ten-Year Trend[J]. Health Affairs, 2009, 28(1): 15–25.
- [51]Meraya A M, Raval A D, Sambamoorthi U. Chronic Condition Combinations and Health Care Expenditures and Out-of-Pocket Spending Burden Among Adults, Medical Expenditure Panel Survey, 2009 and 2011[J]. Preventing Chronic Disease, 2015, 12: 140388.
- [52]Counts C J, Skordis-Worrall J. Recognizing the importance of chronic disease in driving healthcare expenditure in Tanzania: analysis of panel data from 1991 to 2010[J]. Health Policy and Planning, 2016, 31(4): 434–443.
- [53]Wang L, Wang A, Zhou D, et al. An Empirical Analysis of Rural-Urban Differences in Out-Of-Pocket Health Expenditures in a Low-Income Society of China[J]. P. Anglewicz. PLOS ONE, 2016, 11(5): e0154563.
- [54]余央央. 老龄化对中国医疗费用的影响——城乡差异的视角[J]. 世界经济文汇, 2011(5): 64–79.
- [55]潘俊. 养老金对乡村老年居民医疗支出的影响研究——基于 CFPS 数据的实证研究[J]. 市场周刊, 2022, 35(3): 5–9.
- [56]Granlund D. The effect of health care expenditure on sickness absence[J]. The European Journal of Health Economics, 2010, 11(6): 555–568.
- [57]高旭瑶, 乐章. 我国长期护理保险对中老年人医疗费用支出的影响研究——基于中国健康与养老追踪调查数据[J]. 新疆农垦经济, 2022(2): 38–46.
- [58]于新亮, 刘慧敏, 杨文生. 长期护理保险对医疗费用的影响——基于青岛模式的合成控制研究[J]. 保险研究, 2019(2): 114–127.
- [59]Xu K, Evans D B, Kawabata K, et al. Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis[J]. The Lancet, 2003, 362(9378): 111–117.
- [60]World Health Organization. The world health report 2000. Health systems: improving performance[J]. Geneva: World Health Organization, 2000.
- [61]高健, 李华, 徐英奇. 商业医疗保险能缓解城乡居民医保家庭“因病致贫”吗? ——大病冲击下的经验证据[J]. 江西财经大学学报, 2019(05): 81–91.
- [62]练乐尧, 毛正中. 我国城市贫困家庭的灾难性卫生支出研究[J]. 西北人口, 2008(05): 79–

82+87.

[63] 卢雪梅, 慈勤英. 贫困家庭灾难性卫生支出的影响因素与医疗救助政策选择——基于阿马蒂亚·森的可行能力视角[J]. 广西社会科学, 2017(08): 152–157.

[64] 王怡欢, 张楚. 农村贫困家庭灾难性卫生支出风险及影响因素研究——基于 2018 年 CHARLS 数据[J]. 中国卫生政策研究, 2021, 14(01): 44–49.

[65] 闫菊娥, 郝妮娜, 廖胜敏, 等. 新医改前后农村家庭灾难性卫生支出变化及影响因素——基于陕西省眉县的抽样调查[J]. 中国卫生政策研究, 2013, 6(02): 30–33.

[66] 丁继红, 游丽. 基本医疗保险对老年人灾难性卫生支出的影响研究[J]. 保险研究, 2019(12): 98–107.

[67] Ekman B. Catastrophic health payments and health insurance: Some counterintuitive evidence from one low-income country[J]. Health Policy, 2007, 83(2–3): 304–313.

[68] 王中华, 李湘君. 老年慢病家庭灾难性卫生支出影响因素及其不平等分析[J]. 人口与发展, 2014, 20(03): 87–95.

[69] 于新亮, 申宇鹏, 熊先军. 慢病致贫与多层次医疗保障研究[J]. 保险研究, 2019(12): 81–97.

[70] 刘二鹏, 张奇林, 冯艳. 慢性病的老年贫困风险: 理论机制与实证检验[J]. 保险研究, 2020(11): 63–78.

[71] Swe K T, Rahman Md M, Rahman Md S, et al. Cost and economic burden of illness over 15 years in Nepal: A comparative analysis[J]. B. Devleesschauwer. PLOS ONE, 2018, 13(4): e0194564.

[72] Shumet Y, Mohammed S A, Kahissay M H, et al. Catastrophic Health Expenditure among Chronic Patients Attending Dessie Referral Hospital, Northeast Ethiopia[J]. ClinicoEconomics and Outcomes Research, 2021, Volume 13: 99–107.

[73] Kien V D, Minh H V, Ngoc N B, et al. Inequalities in Household Catastrophic Health Expenditure and Impoverishment Associated With Noncommunicable Diseases in Chi Linh, Hai Duong, Vietnam[J]. Asia Pacific Journal of Public Health, 2017, 29(5_suppl): 35S–44S.

[74] Rasanathan K, Evans T G. Primary health care, the Declaration of Astana and COVID-19[J]. Bulletin of the World Health Organization, World Health Organization, 2020, 98(11): 801–808.

[75] Pal R. Measuring incidence of catastrophic out-of-pocket health expenditure: with application to India[J]. International Journal of Health Care Finance and Economics, 2012, 12(1): 63–85.

[76] Van Minh H, Kim Phuong N T, Saksena P, et al. Financial burden of household out-of pocket health expenditure in Viet Nam: Findings from the National Living Standard Survey 2002–2010[J]. Social Science & Medicine, 2013, 96: 258–263.

- [77] Proaño Falconi D, Bernabé E. Determinants of catastrophic healthcare expenditure in Peru[J]. International Journal of Health Economics and Management, 2018, 18(4): 425–436.
- [78] Chen Y-Y, Li C-M, Liang J-C, et al. Health Information Obtained From the Internet and Changes in Medical Decision Making: Questionnaire Development and Cross-Sectional Survey[J]. Journal of Medical Internet Research, 2018, 20(2): e47.
- [79] 安娜·德·克利夫兰, 潘雪群, 陈江萍, 等. 健康信息需求分析及相关网络资源的使用——对达拉斯福和地区华人的调查[J]. 图书情报工作, 2008(3): 112–116.
- [80] De Choudhury M, Morris M R, White R W. Seeking and sharing health information online: comparing search engines and social media[A]. Proceedings of the SIGCHI Conference on Human Factors in Computing Systems[C]. Toronto Ontario Canada: ACM, 2014: 1365–1376.
- [81] Fiksdal A S, Kumbamu A, Jadhav A S, et al. Evaluating the Process of Online Health Information Searching: A Qualitative Approach to Exploring Consumer Perspectives[J]. Journal of Medical Internet Research, 2014, 16(9): e224.
- [82] 周敏, 郅慧. “替我搜一下” : 慢性病患者健康信息替代搜寻行为影响因素研究[J]. 新闻记者, 2022(12): 81–96.
- [83] Longo D R, Schubert S L, Wright B A, et al. Health Information Seeking, Receipt, and Use in Diabetes Self-Management[J]. The Annals of Family Medicine, 2010, 8(4): 334–340.
- [84] Meng L, Yu X, Han C, et al. Does Internet Use Aggravate Public Distrust of Doctors? Evidence from China[J]. Sustainability, 2022, 14(7): 3959.
- [85] Hu X, Bell R A, Kravitz R L, et al. The Prepared Patient: Information Seeking of Online Support Group Members Before Their Medical Appointments[J]. Journal of Health Communication, 2012, 17(8): 960–978.
- [86] 张锋, 沈模卫, 徐梅, 等. 互联网使用动机、行为与其社会-心理健康的模型构建[J]. 心理学报, 2006(3): 407–413.
- [87] 赵建国, 刘子琼. 互联网使用对老年人健康的影响[J]. 中国人口科学, 2020(5): 14-26+126.
- [88] 侯建明, 周文剑. 互联网使用对中国老年人健康状况的影响机理及异质性分析[J]. 人口学刊, 2022, 44(3): 73–87.
- [89] 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.
- [90] 范从波, 温勇. 互联网使用对中老年人健康的影响研究[J]. 西北人口, 2023: 1–13.
- [91] Lee J, Jang S. Have changes in Internet use during the COVID-19 pandemic affected older

- adults' self-rated health? A cross-sectional study of young-old and old-old populations in Korea[J]. Geriatric Nursing, 2022, 48: 145–149.
- [92] 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.
- [93] 杨妮超, 顾海. 互联网使用、非正式社会支持与农民健康——基于中国家庭追踪调查数据[J]. 农村经济, 2020(3): 127–135.
- [94] 杨克文, 何欢. 互联网使用对居民健康的影响——基于 2016 年中国劳动力动态调查数据的研究[J]. 南开经济研究, 2020(3): 182–203.
- [95] 陈亮, 李莹. 互联网使用对居民健康的影响路径研究[J]. 财经问题研究, 2020(7): 86–93.
- [96] 吕明阳, 彭希哲, 张益. 互联网与农村老年人健康——微观证据与影响机制[J]. 中国经济问题, 2022(4): 156–169.
- [97] Zhigang W. Open Medical Information to Reduce Excessive Treatment in China[A]. 2010 International Forum on Information Technology and Applications[C]. Kunming, China: IEEE, 2010: 352–354.
- [98] 刘海英. 中国存在过度医疗问题吗?——基于省际地区城市医院医疗服务效率测度视角[J]. 社会科学, 2015(12): 65–75.
- [99] Darby M R, Karni E. Free Competition and the Optimal Amount of Fraud[J]. The Journal of Law and Economics, 1973, 16(1): 67–88.
- [100] Wang S. China's Health System: From Crisis to Opportunity[J]. Yale-China Health Journal, 2004, 3.
- [101] 胥钰淇, 傅虹桥. 网络口碑对患者就医选择的影响——基于在线医生评论的实证研究[J]. 管理评论, 2021, 33(11): 185–198.
- [102] 王俊, 昌忠泽, 刘宏. 中国居民卫生医疗需求行为研究[J]. 经济研究, 2008(7): 105–117.
- [103] 李娟娟, 王征兵. 陕西农户健康投资意愿影响因素分析[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2009, 30(4): 34–38.
- [104] Andreassen H K, Bujnowska-Fedak M M, Chronaki C E, et al. European citizens' use of E-health services: A study of seven countries[J]. BMC Public Health, 2007, 7(1): 53.
- [105] 王学成, 刘长喜. 互联网在健康传播、病患医疗决策中的作用与影响研究——基于对上海中心城区居民的调查分析[J]. 新闻大学, 2012(1): 109–115.
- [106] Spoelman W A, Bonten T N, de Waal M W M, et al. Effect of an evidence-based website on

- healthcare usage: an interrupted time-series study[J]. BMJ Open, 2016, 6(11): e013166.
- [107]Benvenuto M, Avram A, Sambati F V, et al. The impact of internet usage on health-care expenditures and sustainability[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2019, 17(12): 95–107.
- [108]Duan N, Manning W G, Morris C N, et al. A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1983, 1(2): 115.
- [109]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41–55.
- [110]褚福灵. 灾难性医疗支出研究[J]. 中国医疗保险, 2016(03): 24-26+30.
- [111]Becker S O, Caliendo M. Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects[J]. The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata, 2007, 7(1): 71–83.
- [112]Lechner M. Equation Section 1Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption[J]. Econometric Evaluation of Labour Market Policies, 2000: 43–58.
- [113]万海远, 李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究, 2013, 48(9): 43–55.
- [114]Diaz J A, Griffith R A, Ng J J, 等. Patients' use of the internet for medical information[J]. Journal of General Internal Medicine, 2002, 17(3): 180–185.
- [115]钟美玲, 蒲成毅. 社会网络对家庭灾难性医疗支出风险的影响[J]. 金融发展研究, 2020(9): 67–74.