

互联网保险发展对农村居民健康的影响研究 ——来自中国家庭追踪调查的微观证据

于明哲¹, 黄乃静², 梁坤华¹

(1. 北京工商大学国际经管学院, 北京 100048;

2. 中央财经大学经济学院, 北京 100081)

摘要:近年来,科技与金融加速融合,互联网保险业务蓬勃发展,打破地理限制、深入农村,为改善农村居民健康状况提供了新的机遇。基于中国家庭追踪调查 2016 年和 2018 年的面板数据,发现互联网保险的发展能够显著提高中国农村居民的健康水平,且年龄在 30~60 岁区间、受教育水平和收入水平处于中低档的人群受到的正向影响较大。影响机制的分析结果表明,互联网保险的发展主要通过提高农村居民的商业保险可获得性和高水平医院诊疗意愿渠道,促进其健康水平的提升。

关键词:互联网保险;健康;农村居民;影响机制

中图分类号:F328

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)07-0140-11

Effects of Internet Insurance on the Health of Rural Chinese: Evidence from CFPS

YU Mingzhe¹, HUANG Naijing², LIANG Shenhua¹

(1. School of International Economics and Management, Beijing Technology and Business University, Beijing 100048, China;

2. School of Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

Abstract: In recent years, with the accelerated integration of technology and finance, Internet-insurance business has developed vigorously, breaking geographical restrictions, penetrating rural areas and providing new opportunities for improving the health of rural Chinese. Based on the CFPS dataset, this paper show that the development of Internet-insurance has significantly improved the health of rural residents, and the group between 30 and 60 years old, education and income in the middle and low level have greater positive effects. The mechanism analysis show that the development of Internet-insurance mainly promotes the health of rural residents by improving their availability to commercial insurance and their willingness to seek medical treatment in high-level hospitals.

Key words: internet-insurance; health; rural Chinese; working mechanism

健康作为重要的人力资本,不仅是个人全面发展的必然要求,也是经济社会发展的基础条件,更是民族昌盛和国家富强的重要标志。中国是农村人口占比近 40% 的农业大国,但长期的二元经

济发展结构,造成了我国农村居民与城市居民的健康状况存在较大差距。与城镇相比,广大农村地区在基础设施条件、人居环境、医疗卫生供给等方面比较薄弱,看病难、看病贵等问题依旧严峻,

收稿日期:2022-01-20 修回日期:2022-06-10

基金项目:国家自然科学基金青年项目“金融科技发展对系统性金融风险的影响研究:基于金融科技‘业务—技术’二元发展趋势的视角”(72103011)。

作者简介:于明哲(1991—),女,黑龙江大庆人,经济学博士,北京工商大学国际经管学院硕士生导师,研究方向为金融风险、数字金融。

加之农村居民的卫生医疗保健意识普遍不高,这些因素都给农村居民的健康带来诸多不利影响。此外,根据中国社会科学院的百村调研,有36.2%的农户因病致贫,11.5%的农户因残致贫,二者分别位居贫困诱因的第一位和第四位^[1]。由此可见,提高农村居民健康水平对于巩固脱贫攻坚成果、推进乡村全面振兴和实现共同富裕具有重要意义。

医疗保险作为健康人群与非健康人群之间(或健康与患病时)对患病风险的分摊机制,保障了人们在患病就医时的财务可及性,能够有效维护和提高个人健康水平^[2-3]。近年来,包括中国、美国在内的世界各国均通过建立基本医疗保险制度、扩大医疗保险覆盖范围等方式改善国民健康状况,尤其是贫困和弱势群体。2003年,我国推行新型农村合作医疗保险制度(以下简称“新农合”),投保门槛低、费用少,到2018年末全国参合人数已达到1.3亿人,在促进农村居民患病后得到有效医疗救治、降低农村居民医疗支出负担等方面发挥了基础保障作用^[4]。但是,新农合作为国家主导、政府统一实施的社会福利性保险,在报销范围、报销额度方面存在一定的局限性。如在报销范围方面,新农合仅能报销政策范围内的一般医疗费用,治疗癌症的靶向药、进口药、特殊手术等则不能报销;在报销比例方面,新农合根据医院级别和治疗费用设置报销比例,无法实现全额报销,且规定了每年最高报销额度。因此,学者们和政策当局纷纷呼吁商业保险公司深入农村,充分发挥其在产品服务、风险管理、精算技术等方面的优势,提供种类多样、档次不同的保险品种,以满足农村居民多样化、个性化的保险需求^[5]。

然而,由于农村地区通常具有地理位置偏僻、人群居住分散等特点,传统商业保险公司网点难以触达。同时,由于农民收入水平普遍偏低,可承受保费能力较低,保险公司只能向其出售保额低、保费少的产品,使得大型保险公司不愿意去花费精力开拓农村保险市场。此外,传统保险合同条款往往较难理解,农民为购买保险而受骗的事件时有发生。如四川省绵阳市出现的以“为不符合条件的农民购买失地农民养老保险”为名,诈骗82

名农民近200万元;河南郑州农民因不了解保险服务条款,2年内陆续购买了21份保险,年收入不足10万元但每年需缴纳的保费却超过50万元。上述问题导致农民买不到、不敢购买商业保险,调查数据显示,我国农村居民中有70%认为现有医疗保障不充足,拥有商业保险的人数占比不到20%。

近年来,依赖于信息技术、大数据、云计算等创新科技的互联网金融,彻底打破了地理限制,为降低金融交易成本、拓展金融服务范围提供了巨大的发展空间^[6-7]。其中,互联网保险业务的发展最为瞩目。中国互联网保险发展指数的省级均值从2011年的47.12增加到了2018年的644.11,其发展程度明显领先于互联网投资、互联网信贷业务。根据中国保险行业协会的数据,从2012—2018年,我国互联网保险业务的保费收入由111亿元增加至1889亿元,年均增速达到83.6%,互联网保险业务的渗透率也由2012年的0.7%提高到了2018年的5%。截止到2018年,我国已有132家保险公司开展了互联网保险业务。与此同时,我国农村地区互联网迅猛发展。截至2019年6月,我国农村网民规模达到2.25亿人,网民占比也从2007年的5.1%上升至2019年的40.8%。互联网保险的飞速发展与农村地区互联网接入量的快速提升,使得广大农村地区的居民通过互联网就能购买到商业保险产品,从而为进一步提升农村居民健康水平提供新的机遇。

基于以上分析,本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)2016年和2018年的面板数据,从微观层面考察了互联网保险的发展是否会对农村居民的健康产生影响,并分析其影响机制,探索互联网保险的发展能否成为改善农村居民健康状况的重要契机。

一、文献综述与假设提出

(一)文献综述

1. 有关健康的影响因素的研究

健康的影响因素一直是健康经济学的核心研究内容,现有文献主要从个体特征、就业及环境、收入差距等方面进行分析。

首先,个体特征是影响健康的最主要因素。

其中,个体基本特征包括个体的性别、年龄、教育水平、婚姻状况、户口等,个体家庭特征包括个体所属家庭的规模、成员结构、经济状况等。舒玢玢等(2017)^[8]使用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年和2012年的面板数据,发现成年子女外出务工会对老年人健康状况产生不利影响,导致老年人健康状况变差的主要原因是家庭因两地分离使得照顾和情感方面的支持减少。

其次,就业状况和社区环境特征也会影响健康。在就业状况方面,雷晓燕等(2010)^[9]以退休年龄作为断点,基于断点回归模型(RD),发现正常年龄退休会对男性健康产生负向影响。在社区环境特征方面,李静等(2013)^[10]使用山东、河南、陕西三省的农户调研数据,发现相对生活水平、生活环境以及社区环境等都对健康状况有显著影响,即除了个体自身特征,外界环境也会对健康产生重要影响。

此外,在收入差距方面,目前学术界尚未达成一致看法。

2. 有关保险对健康的影响研究

随着保险业务的蓬勃发展和各国医疗保险政策的普及,许多学者对保险与居民健康的关系展开研究。国内研究则主要集中于基本医疗保险、新农合、商业保险等。在基本医疗保险方面,刘国恩等(2011)^[11]建立医疗服务需求模型,发现医疗保险会影响老年人医疗服务需求,能显著提高其就医率、降低其医疗负担,进而改善老年人的健康状况。在新农合方面,王翌秋等(2016)^[12]发现新农合显著改善了农村人口的短期健康人力资本,进而增加其劳动参与率。傅虹桥等(2017)^[13]基于中国老年健康影响因素跟踪调查(CLHLS)数据进行实证研究,发现新农合可能会引致事前道德风险,相比于没有参保者,新农合受访者的吸烟、饮酒比例较高,而锻炼比例较低。在商业保险方面,刘宏等(2012)^[14]使用Probit模型,发现基本医疗保险能够提高居民对商业医疗保险的需求,但同时存在逆向选择问题。

在互联网保险方面,既有研究相对较少,主要集中于以下两个方面:一是数字普惠金融能够对居民生活产生影响,如缩小城乡收入差距、具有减贫

效应、促进农户创业、增加私人借贷难度等^[15-18];二是互联网金融会对企业行为产生影响,如促进企业创业、驱动企业技术创新、提高保险企业经营效率等^[19-21]。目前,尚未有文献直接研究互联网保险与居民健康状况的关系,因此本文关于互联网保险发展与农村居民健康的探讨,具有重要的理论价值和现实意义。

(二) 假设提出

随着大数据、人工智能、云计算等新兴技术的发展与应用,金融科技正在加速金融数字化转型,蓬勃发展的互联网保险可能成为影响农村居民健康状况的重要因素。相较于传统商业保险,互联网保险具有虚拟性、时效性、效益性、创新性和小额高频性的特点^[22],能够有效降低交易成本和和保险信息的不对称性,打破传统商业保险的空间距离制约,拓展交易的可能性集合^[23]。可见,互联网保险通过弥补传统商业保险交易成本高、信息不对称、专业化程度大、空间距离制约强等不足,从而使得文化水平较低、地理位置偏远的农村居民也有机会获得商业保险服务,提高农村居民的商业保险可获得性。同时,已有研究表明,商业保险能满足居民高强度和多样化的保障需求,发挥补充社会医疗保险的功能,进而对居民健康状况产生积极影响^[24]。因此,互联网保险的发展,能够促进农村居民购买商业保险,提升其健康水平。据此,本文提出研究假设1:互联网保险的发展将通过提高农村居民的商业保险可获得性,进而改善其健康水平。

依靠互联网、大数据等创新技术,互联网保险的投保、退保、理赔等业务均可以在网上完成,业务办理变得更加便捷。尤其是在理赔环节,传统商业保险中存在的理赔手续烦琐、涉及部门较多、调查取证时间长等问题,导致理赔不及时或拖延理赔等现象频频发生。而互联网保险会有保险公司提供的特殊服务条款,如理赔绿色通道,投保人可以通过网络平台向保险公司索赔,其案件通常能享受理赔优先权。此外,高水平医院大多在距离农村较远的省会城市,农村居民去看病时不仅有医疗成本,还面临着交通、食宿方面的成本,而互联网商业保险具有报销范围大、报销速度快的

特点,这显然会增强农村居民前往高水平医院就诊的意愿。因此,相比于传统商业保险,互联网保险凭借其更简化的理赔申请手续与更快速的理赔,极大地减轻了投保人使用医疗服务时的支付压力,在提高个人就医的财务可及性方面显然更有优势,从而可以通过提高农村居民对高水平医疗服务的利用率提高其健康水平。据此,本文提出研究假设2:互联网保险的发展能够通过提高农村居民的高水平医院诊疗意愿,进而改善其健康水平。

二、实证模型和变量说明

(一) 数据说明

本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)2016年和2018年的面板数据。该数据库是由北京大学中国社会科学调查中心负责实施的追踪调查,每两年开展一次,调查范围覆盖了全国25个省份,采用三阶段不等概率的整群抽样设计,可以视为一个具有全国代表性的样本。鉴于本文的研究问题是互联网保险的发展对农村居民健康状况的影响,本文在个人层面对此问题进行研究,并将样本限定为农村居民。经过筛选,本文的最终样本包括在CFPS 2016和CFPS 2018中均接受调查的3457名农村居民。

(二) 模型设定

1. 基准回归模型。为了估计互联网保险的发展对农村居民健康状况的影响,本文构建基准回归模型如下:

$$Health_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 I_insurance_{j,t-1} + X_{i,j,t} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中,下标*i*指代个人,*j*表示个人所属地区,*t*表示时间。 $Health_{i,j,t}$ 表示*t*年*j*地区中个人*i*的健康状况, $I_insurance_{j,t-1}$ 表示*t*-1年*j*地区的互联网保险发展水平, $X_{i,j,t}$ 表示控制变量, δ_j 为地区固定效应, δ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,j,t}$ 为随机误差项。

2. 机制分析模型。为了进一步分析互联网保险的发展对农村居民健康状况的影响机制,检验前文提出的两个研究假设,本文构建机制分析模型如下:

$$MEC_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 I_insurance_{j,t-1} + X_{i,j,t} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2)$$

$$Health_{i,j,t} = \gamma_0 + \gamma_1 MEC_{i,j,t} + X_{i,j,t} + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中, $MEC_{i,j,t}$ 表示机制变量,即互联网保险的发展影响农村居民健康状况的传导渠道,其余变量与式(1)相同。由式(1)可知,影响系数 β_1 衡量了互联网保险的发展对我国农村居民健康状况的影响。根据江艇(2022)^[25]提供的操作建议,式(2)中的影响系数 α_1 衡量了互联网保险的发展对机制变量的影响,式(3)中的影响系数 γ_1 衡量了机制变量对我国农村居民健康状况的影响,若 α_1 和 γ_1 两个系数均显著,说明存在机制变量表征的传导渠道。

(三) 变量描述

1. 农村居民健康($Health_{i,j,t}$)。农村居民的健康状况是本文的被解释变量,已有文献通常采用居民对自身健康状况的打分来衡量^[26]。本文根据CFPS调查问卷中的问题“您认为自己的健康状况如何?”进行定义。为便于后续研究,本文将其取值进行了调整:取值为1表示“不健康”,取值为2表示“一般”,取值为3表示“比较健康”,取值为4表示“很健康”,取值为5表示“非常健康”。取值越高代表健康状况越好。总体来说,样本中农村居民健康状况的平均水平为2.980。

2. 互联网保险发展($I_insurance_{j,t-1}$)。中国互联网保险的发展情况是本文的核心解释变量,本文采用北京大学数字金融研究中心构建的“互联网保险发展指数”作为我国互联网保险发展情况的衡量指标。该指数由国内代表性互联网金融企业“蚂蚁金服”提供互联网保险服务数据,包括互联网保险用户数、人均保险笔数、人均保险金额等,使用无量纲处理、变异系数法赋权和加权平均法进行指数合成,覆盖了中国31个省份的337个地级市及2800个县区,可以较客观地描述中国互联网保险的真实发展情况^[27]。学者研究和评价我国农村数字金融发展时均使用该指数作为主要代理指标^[28-29]。本文使用地级市层面的互联网保险发展指数,并考虑到个体对互联网保险发展的反映存在滞后性^[19],本文则使用互联网保险指数的一阶滞后项。

3. 控制变量。本文选取了个人特征、行为特

征和地区特征 3 个层面的控制变量,降低估计偏差。个人特征包括居民的年龄、性别(男/女)、教育、婚姻(已婚/未婚)、工作状态(工作/待业)、工作类型(农业/非农业)、收入、家庭规模;行为特征包括居民是否饮酒、每周锻炼时间,以及是否拥有新农合保险;地区特征包括居民所属地区的 GDP、公共财政支出和医疗支出,本文对这 3 个变量均进行对数化处理,并使用一阶滞后项。

4. 机制变量。首先,本文使用机制变量商业保险购买($C_{insurance_{i,j,t}}$)衡量居民的商业性保险购买情况,以检验本文提出的研究假设 1,即互联网保险的发展能否通过提高农村居民的商业保险可获得性,进而改善其健康水平。同时,根据中国银保监会发布的数据显示,2022 年 3 月,我国保险保费收入中,人身险(健康险、寿险和意外伤害险)保费收入占比为 81.8%,说明商业保险购买越多,与居民健康水平相关保险的购买也越多^①。因此,本文根据 CFPS 调查问卷中的问题“您家用于购买商业性保险的支出是多少”进行定义,如果支出大于 0,则取值为 1,表示“购买了商业保险”;如果支出等于 0,则取值为 0,表示“没有购买商业保险”。

其次,本文使用机制变量医疗服务水平($Medical_level_{i,j,t}$)衡量居民的高水平医疗服务利用情况,以检验本文提出的研究假设 2,即互联网保险的发展能否通过提高农村居民的高水平医院诊疗意愿,进而改善其健康水平。本文根据 CFPS 调查问卷中的问题“您若找医生看病,一般去哪里看病”进行定义,为便于后续研究,本文将其取值进行了调整,取值为 1 表示“诊所”,取值为 2 表示“社区卫生服务站或村卫生室”,取值为 3 表示“社区卫生服务中心或乡镇卫生院”,取值为 4 表示“专科医院”,取值为 5 表示“综合医院”,即取值越高代表居民选择了越高水平的医疗服务。

变量的描述性统计如表 1 所示。

三、实证结果和分析

(一) 互联网保险发展对农村居民健康的影响

表 2 给出了互联网保险发展对农村居民健康

影响的基准回归结果。其中,第(1)列未加入控制变量,第(2)列—第(4)列分别加入个人特征、行为特征和地区特征 3 个层面的控制变量。可以看到,通过逐步增加控制变量,互联网保险发展的影响系数均显著为正,表明互联网保险的发展能够显著改善农村居民的健康状况。第(5)列进一步加入了个人上一期健康状况,得到互联网保险发展的影响系数为 0.001 2,具有统计显著性,意味着互联网保险发展指数每增长 1 个单位,农村居民健康状况将提升 0.001 2 个单位。就回归的经济显著性而言,考虑到我国地区互联网保险发展指数从 2015 年的平均 353.89 增加到了 2017 年的平均 599.79,将使得农村居民的健康水平平均提升 0.295,这是一个非常可观的促进作用。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
健康	6914	2.980	1.229	1	5
互联网保险	6914	360.1	63.97	306.8	785.4
性别	6914	0.482	0.500	0	1
年龄	6914	43.58	10.97	18	90
婚姻	6914	0.906	0.292	0	1
教育	6914	6.469	4.612	0	19
工作状态	6914	0.890	0.313	0	1
工作类型	6914	0.831	0.375	0	1
收入	6914	9.154	0.900	3.689	14.10
家庭规模	6914	4.699	1.997	1	19
饮酒	6914	0.153	0.360	0	1
运动	6914	1.487	2.659	0	15
新农合保险	6914	0.261	0.239	0	1
地区医疗支出	6914	6.131	0.462	4.418	7.023
地区经济发展	6914	10.83	0.459	10.23	11.85
地区财政支出	6914	9.263	0.255	8.967	10.95
商业保险购买	6914	0.085	0.091	0	1
医疗服务水平	6914	2.678	0.771	1	5

此外,表 2 中控制变量的估计结果也与预期基本相符,由第(5)列可知,个体性别的影响系数显著为正,即男性的身体健康状况略高于女性;个体年龄的影响系数显著为负,表明个体健康状况随年龄的增长而下降;个体婚姻状况的影响系数显著为负,说明未婚个体由于更年轻且家庭压力较轻,其健康状况高于已婚个体;个体教育水平的影

^① 数据来源:中国银保监会发布的《2022 年 3 月保险业经营情况表》, <http://www.cbirc.gov.cn/cn/view/pages/ItemDetail.html?docId=1052413&itemId=954>

响系数为正,说明教育对个体健康状况具有积极影响;有工作的个体其健康状况要高于无工作者,但从事农业工作将对健康状况产生显著的不利影响;个人收入的影响系数显著为正,表明收入较高的个体,其健康状况也较好;家庭规模的影响系数显著为正,表明身处于较大家庭规模的个体,能得到更多的家庭帮助,其健康状况也更好;饮酒、运动等个人健康管理行为对个体健康状况的影响并不显著,而拥有“新农合”医疗保险会显著改善个人健康状况;经济发展、财政支出、医疗支出较高的地区医疗环境也较好,对个体健康状况具有显著的正向影响;滞后一期个体健康状况的影响系数显著为正,表明健康状况确实具有动态依赖性。

表2 互联网保险发展对农村居民健康的影响:基准回归

变量	被解释变量:健康				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网保险	0.0017 *** (3.90)	0.0018 *** (3.16)	0.0018 *** (3.28)	0.0011 *** (9.73)	0.0012 *** (11.38)
性别		0.253 *** (7.76)	0.215 *** (5.73)	0.216 *** (5.74)	0.140 *** (4.62)
年龄		-0.027 *** (-15.06)	-0.026 *** (-16.69)	-0.026 *** (-16.69)	-0.015 *** (-8.03)
婚姻		-0.071 (-1.65)	-0.064 (-1.49)	-0.065 (-1.50)	-0.076 ** (-2.13)
教育		0.270 *** (5.62)	0.276 *** (5.95)	0.276 *** (5.95)	0.185 *** (5.40)
工作状态		0.030 * (1.75)	0.033 * (2.02)	0.034 * (2.03)	0.018 (1.27)
工作类型		-0.111 ** (-2.31)	-0.101 ** (-2.07)	-0.101 * (-2.06)	-0.100 ** (-2.63)
收入		0.084 *** (4.23)	0.086 *** (4.26)	0.086 *** (4.26)	0.058 *** (2.82)
家庭规模		0.043 *** (4.79)	0.041 *** (4.82)	0.041 *** (4.83)	0.028 *** (3.96)
饮酒			0.139 *** (2.90)	0.138 *** (2.86)	0.071 (1.66)
运动			0.003 (0.54)	0.004 (0.55)	0.002 (0.34)
新农合保险			0.094 ** (2.75)	0.094 ** (2.73)	0.047 ** (2.40)
地区医疗支出				1.407 *** (3.14)	0.749 *** (5.07)
地区经济发展				4.075 *** (4.72)	6.101 *** (4.06)
地区财政收入				0.258 *** (4.34)	0.700 *** (10.00)
上一期健康					0.400 *** (6.89)
R ²	0.030	0.125	0.126	0.127	0.271
地区虚拟变量	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是
观测数	6914	6914	6914	6914	6914

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的t统计量值;*、**、***分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

(二)异质性分析

既然互联网保险发展对农村居民的健康状况具有显著的改善作用,那么这种改善作用在不同人群中是否存在差别呢?本文将从年龄、收入水平、受教育水平3个维度进行异质性分析。

1. 分年龄。本文根据个体年龄将总样本划分为30岁以下、30~50岁、50~60岁、60岁以上4个子样本,将基准回归模型中的年龄变量剔除后,对每个子样本分别进行回归估计,结果如表3所示。可以看到,互联网保险的发展对30岁以下和60岁以上的农村居民健康没有显著影响,而对30~

表3 互联网保险发展对农村居民健康的影响:分年龄

变量	被解释变量:健康			
	(1) 30岁以下	(2) 30—50岁	(3) 50—60岁	(4) 60岁以上
互联网保险	0.0002 (1.09)	0.0073 *** (2.91)	0.0064 *** (9.96)	0.0007 (1.32)
性别	0.0481 (0.84)	0.1499 *** (2.99)	0.1925 *** (3.37)	-0.0872 (-0.53)
婚姻	-0.1423 ** (-2.14)	-0.0201 (-0.20)	-0.2063 ** (-2.56)	-0.1385 (-0.59)
教育	0.0310 (1.45)	0.0461 ** (2.29)	0.0029 (0.13)	0.0462 (0.45)
工作状态	0.0564 (0.99)	0.2083 *** (2.80)	0.4009 *** (4.09)	0.4903 *** (3.07)
工作类型	0.0708 (0.74)	-0.1089 * (-1.97)	-0.3257 *** (-4.94)	-0.3752 (-1.41)
收入	0.0207 (0.46)	0.0751 *** (2.86)	0.0637 (1.61)	0.0337 (0.36)
家庭规模	0.0304 ** (2.59)	0.0448 *** (4.95)	0.0178 (1.25)	0.0389 (1.07)
饮酒	0.0524 (0.46)	0.0588 (0.90)	0.0515 (0.93)	0.0468 (0.21)
运动	0.0014 (0.11)	-0.0142 ** (-2.47)	0.0228 ** (2.36)	0.0122 (0.69)
新农合保险	0.0030 ** (2.16)	0.0243 ** (2.44)	0.1095 (1.54)	0.1224 (0.87)
地区医疗支出	2.0186 *** (6.48)	0.8877 *** (7.61)	1.6918 *** (6.04)	2.1388 *** (3.51)
地区经济发展	11.5022 *** (21.67)	2.6406 *** (14.29)	7.1616 *** (9.54)	0.7764 ** (2.14)
地区财政收入	3.8889 *** (3.25)	0.0615 (0.49)	8.1410 *** (10.35)	0.0016 (0.00)
上一期健康	0.3509 *** (9.76)	0.4058 *** (7.04)	0.4200 *** (4.32)	0.4117 *** (4.96)
R ²	0.182	0.229	0.265	0.378
地区虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测数	1126	3727	1840	221

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的t统计量值;*、**、***分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

60 岁的农村居民会产生显著的正向影响。究其原因,这是由于 30 岁以下人群的身体健康水平较高,受互联网保险发展的影响较小,60 岁以上人群对互联网保险的接受能力较低,所受影响也较小。而对于 30~60 岁的农村居民,其身体健康水平随年龄增长而逐渐下降,并且对互联网保险的接受能力较高,使得互联网保险的发展对其健康水平呈现显著正向影响。

2. 分收入水平。本文根据个体收入水平的分位数(25%,50%和75%),将总样本划分为低收入、中低收入、中高收入、高收入 4 个子样本,将基准回归模型中的收入变量剔除后,对每个子样本分别进行回归估计,结果如表 4 所示。可以看到,

表 4 互联网保险发展对农村居民健康的影响:分收入水平

变量	被解释变量:健康			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	低收入	中低收入	中高收入	高收入
互联网保险	0.0034 * (1.89)	0.0082 *** (8.48)	0.0015 (1.18)	0.0002 (1.09)
性别	0.0982 (1.59)	0.1817 ** (2.45)	0.1427 ** (2.11)	0.1229 ** (2.26)
年龄	-0.0139 *** (-5.89)	-0.0176 *** (-5.70)	-0.0156 *** (-5.57)	-0.0127 *** (-6.25)
婚姻	-0.0636 (-0.72)	0.0120 (0.13)	-0.0872 (-1.39)	-0.1282 ** (-2.30)
教育	0.0231 (0.86)	0.0112 (0.43)	0.0525 *** (2.95)	0.0045 (0.21)
工作状态	0.2100 *** (3.00)	0.2772 *** (3.31)	0.1756 *** (2.92)	0.1277 (1.36)
工作类型	-0.1728 (-1.60)	-0.3196 *** (-2.98)	0.0889 * (1.72)	-0.0955 (-1.44)
家庭规模	0.0435 *** (4.09)	0.0611 *** (3.11)	-0.0023 (-0.18)	0.0096 (0.67)
饮酒	0.1805 ** (2.12)	0.0967 (0.76)	0.0730 (1.00)	-0.0057 (-0.08)
运动	0.0016 (0.18)	-0.0035 (-0.30)	0.0077 (0.93)	-0.0019 (-0.21)
新农合保险	0.1221 ** (2.35)	0.0893 * (1.79)	0.0154 (0.29)	0.0264 (0.42)
地区医疗支出	0.1239 (0.40)	4.8676 *** (8.53)	1.7149 *** (8.92)	2.6970 *** (5.53)
地区经济发展	1.4765 *** (28.72)	15.0046 *** (14.05)	3.8046 *** (25.01)	2.4302 *** (21.52)
地区财政收入	0.8357 *** (5.18)	0.5733 (1.04)	2.2062 *** (10.48)	1.4155 *** (15.28)
上一期健康	0.3799 *** (12.38)	0.3869 *** (8.80)	0.4179 *** (9.86)	0.3887 *** (13.77)
R ²	0.288	0.282	0.304	0.249
地区虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测数	1729	1514	1901	1770

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的 t 统计量值,*、**、*** 分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

互联网保险的发展对低收入、中低收入的农村居民具有显著正向影响,而对中高收入、高收入人群的影响则不显著。可能的原因在于,中高收入、高收入人群对健康的重视程度较高,在个人健康管理方面的投入较多,其接触商业保险、获取优质医疗资源的机会也较多,受互联网保险发展的影响较小。而对于低收入、中低收入的农村居民,互联网保险的发展将促进其健康保障意识的提升,并提供投保门槛低、性价比高的商业保险产品,使其受互联网保险发展的正向影响较大。

3. 分教育水平。本文根据个体受教育年限将总样本分为低教育水平(6 年及以下)、中低教育水平(6~9 年)、中高教育水平(9~12 年)、高教育水平(12 年及以上)4 个子样本,将基准回归模型中的受教育水平变量剔除,对每个子样本分别进行回归估计,结果如表 5 所示。可以看到,互联网保险的发展对不同教育水平的农村居民健康状况均存在显著正向影响,但对低教育水平、中低教育水平的农村居民的影响效应较大。说明互联网保险通过更简易的条款、更便捷的操作和多维度的产品展示等方式,提高了低教育水平、中低教育水平的农村居民对保险产品的接受度和适应力,使得互联网保险的发展对其健康的正向影响较大。

(三)稳健性检验

1. 有序 Probit 模型

为了避免由于模型选择引致的估计偏误,参考 Contoyannis 等(2004)^[30]的做法,由于个体 i 的真实健康状况 $health_{i,j,t}^*$ 是无法直接观测到的,可将其视为一个潜在变量,即

$$health_{i,j,t}^* = \beta_0 + \beta_1 I_{insurance_{j,t-1}} + X_{i,j,t} + \delta_j + \delta_i + \varepsilon_{i,j,t} \quad (5)$$

式(5)右侧的解释变量与式(1)相同, $\varepsilon_{i,j,t}$ 服从正态分布。潜在变量 $health_{i,j,t}^*$ 与个体 i 的“自评健康状况” $health_{i,j,t}$ 之间具有如下关系,

$$health_{i,j,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } health_{i,j,t}^* \leq \mu_1 \\ 2, & \text{if } \mu_1 < health_{i,j,t}^* \leq \mu_2 \\ \dots & \\ K, & \text{if } \mu_{K-1} < health_{i,j,t}^* \leq \mu_K \end{cases} \quad (6)$$

表5 互联网保险对农村居民健康的影响:分教育水平

变量	被解释变量:健康			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	低教育	中低教育	中高教育	高教育
互联网保险	0.0078 *** (9.18)	0.0048 *** (8.69)	0.0018 (0.88)	0.0046 ** (2.34)
性别	0.1596 *** (4.46)	0.1152 ** (2.18)	0.0994 (1.00)	0.0973 (0.73)
年龄	-0.0152 *** (-7.13)	-0.0149 *** (-5.39)	-0.0122 *** (-4.13)	-0.0260 *** (-4.09)
婚姻	-0.0756 (-1.27)	-0.0996 (-0.71)	-0.0390 (-0.34)	-0.0369 (-0.25)
工作状态	0.2267 *** (3.83)	0.1909 *** (2.91)	0.0365 (0.28)	-0.1437 (-0.82)
工作类型	-0.2059 *** (-3.46)	-0.0048 (-0.10)	0.0136 (0.15)	0.1019 (0.80)
收入	0.0555 ** (2.17)	0.0748 *** (3.43)	0.0231 (0.42)	0.0510 (0.53)
家庭规模	0.0330 *** (2.88)	0.0257 ** (2.26)	0.0196 (0.76)	0.0068 (0.16)
饮酒	0.0489 (0.85)	0.0807 (1.12)	0.1472 (1.57)	0.1611 (0.71)
运动	0.0030 (0.29)	-0.0111 (-1.20)	0.0197 (1.19)	0.0888 ** (2.63)
新农合保险	0.0954 ** (2.45)	0.0642 (1.38)	0.0294 (0.48)	0.0295 (0.19)
地区医疗支出	3.1283 *** (5.11)	2.4400 *** (6.60)	1.8551 *** (4.08)	3.8078 *** (6.16)
地区经济发展	1.4938 *** (3.30)	5.6018 *** (9.17)	0.6039 * (1.73)	1.3499 (1.55)
地区财政收入	3.7854 *** (4.83)	3.8769 *** (3.14)	0.7374 ** (2.60)	1.3690 *** (2.91)
上一期健康	0.3863 *** (3.22)	0.4151 *** (5.64)	0.4564 *** (9.95)	0.3358 *** (3.98)
R^2	0.254	0.286	0.346	0.302
地区虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测数	3880	2145	637	252

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的 t 统计量值;*、**、***分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

其中, $health_{i,j,t}$ 是可以直接观测到的取值范围为 $[1, K]$ 的离散变量, $K \in R$ 。 μ_k 是一组新的参数,且 $\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_K$ 。 $health_{i,j,t}^*$ 被划分为 K 个互不重叠的区间,使得 $health_{i,j,t}$ 取某个特定值 k 的概率为:

$$P(health_{i,j,t} = k) = P(\mu_{k-1} < health_{i,j,t}^* \leq \mu_k) = \Phi(\mu_k - W) - \Phi(\mu_{k-1} - W) \quad (7)$$

其中, $W = \beta_0 + \beta_1 I_{insurance_{j,t-1}} + X_{i,j,t} + \delta_j + \delta_t$ 。式(7)的对数似然函数为:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^K \ln[\Phi(\mu_k - W) - \Phi(\mu_{k-1} - W)] \quad (8)$$

从而可通过最大化式(8),估计出 W 中互联网保险发展的影响系数 β_1 ,估计结果如表6所示。可以看到,使用有序Probit模型进行估计,互联网保险发展的影响系数仍然显著为正,表明本文基准回归模型的估计结果具有稳健性。

表6 互联网保险发展对农村居民健康的影响:有序Probit模型

变量	被解释变量:健康				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网保险	0.0016 *** (3.95)	0.0017 *** (3.07)	0.0017 *** (3.15)	0.001 ** (2.13)	0.001 ** (2.02)
性别		0.232 *** (7.68)	0.197 *** (5.64)	0.195 *** (6.83)	0.138 *** (4.79)
年龄		-0.024 *** (-13.68)	-0.024 *** (-15.23)	-0.024 *** (-18.52)	-0.015 *** (-10.91)
婚姻		-0.062 (-1.48)	-0.056 (-1.34)	-0.027 (-0.59)	-0.046 (-0.99)
教育		0.027 * (1.73)	0.031 ** (1.99)	0.035 *** (2.75)	0.021 (1.64)
工作状态		0.256 *** (5.84)	0.262 *** (6.19)	0.269 *** (6.21)	0.202 *** (4.59)
工作类型		-0.100 ** (-2.29)	-0.091 ** (-2.05)	-0.066 * (-1.76)	-0.085 ** (-2.24)
收入		0.078 *** (4.12)	0.080 *** (4.16)	0.068 *** (4.38)	0.052 *** (3.30)
家庭规模		0.039 *** (4.56)	0.038 *** (4.59)	0.027 *** (3.95)	0.020 *** (2.80)
饮酒			0.128 *** (2.94)	0.102 *** (2.65)	0.053 (1.37)
运动			0.004 (0.63)	0.006 (1.25)	0.004 (0.85)
新农合保险			0.085 *** (2.64)	0.077 *** (2.72)	0.037 (1.30)
地区医疗支出				0.226 *** (6.84)	0.202 *** (6.06)
地区经济发展				0.135 *** (3.91)	0.118 *** (3.38)
地区财政收入				0.540 *** (6.52)	0.421 *** (5.03)
上一期健康					0.408 *** (5.50)
R^2	0.010	0.043	0.044	0.063	0.096
地区虚拟变量	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是
观测数	6914	6914	6914	6914	6914

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的 t 统计量值;*、**、***分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

2. 使用身体质量指数

除居民健康自评之外,身体质量指数(BMI)也是衡量个体健康水平的重要客观指标,划分标准如表7所示。基于此,本部分探究互联网保险的发展对居民BMI指数的影响,以验证基准回归结果的稳健性。本文首先根据个体的身高、体重数据计算出个体的BMI指数,随后根据卫生部疾病控制司公布的标准将BMI指数转化为三分变量。当 $28 \leq \text{BMI}$ 时,取值为1;当 $\text{BMI} < 18.5$ 或 $24 \leq \text{BMI} < 28$,取值为

2;当 $18.5 \leq \text{BMI} < 24$,取值为3,即 BMI 指数越高,个体健康水平越高。估计结果如表 8 所示,可以看到,在使用 BMI 指数作为居民健康的衡量指标后,互联网保险发展的影响系数仍然显著为正,说明本文基准回归模型的估计结果是非常稳健的。

表 7 成年人身体质量指数划分标准

类型	成年人身体质量指数			
	轻体重 BMI	健康体重 BMI	超重 BMI	肥胖 BMI
取值范围	$\text{BMI} < 18.5$	$18.5 \leq \text{BMI} < 24$	$24 \leq \text{BMI} < 28$	$28 \leq \text{BMI}$

表 8 互联网保险发展对农村居民健康的影响:
使用 BMI 指数

变量	被解释变量:健康				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网保险	0.021 ** (2.42)	0.023 ** (2.33)	0.024 ** (2.37)	0.004 * (1.73)	0.001 * (1.90)
性别		0.001 (0.08)	0.000 (0.01)	0.000 (0.02)	0.000 (0.02)
年龄		-0.081 (-0.92)	-0.085 (-1.02)	-0.082 (-0.98)	-0.088 (-1.04)
婚姻		0.002 (0.05)	0.003 (0.07)	0.006 (0.13)	0.009 (0.21)
教育		0.019 (0.51)	0.024 (0.72)	0.021 (0.65)	0.020 (0.65)
工作状态		0.029 (0.44)	0.028 (0.44)	0.028 (0.43)	0.033 (0.56)
工作类型		-0.125 (-1.38)	-0.128 (-1.42)	-0.136 (-1.54)	-0.124 (-1.46)
收入		0.246 *** (2.88)	0.242 *** (3.10)	0.246 *** (3.17)	0.243 *** (3.12)
家庭规模		0.037 (1.33)	0.036 (1.37)	0.035 (1.34)	0.037 (1.47)
饮酒			-0.012 (-0.08)	-0.023 (-0.14)	-0.024 (-0.15)
运动			0.005 (0.31)	0.004 (0.30)	0.004 (0.26)
新农合保险			1.922 *** (3.12)	1.089 *** (3.07)	1.770 *** (3.11)
地区医疗支出				5.920 *** (11.95)	5.859 *** (12.13)
地区经济发展				0.548 *** (4.51)	0.177 *** (10.18)
地区财政收入				2.125 *** (13.55)	1.882 *** (5.33)
上一期健康					0.054 *** (9.94)
R^2	0.049	0.085	0.086	0.089	0.093
地区虚拟变量	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是
观测数	1002	1002	1002	1002	1002

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的 t 统计量值;*、**、*** 分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

2. 内生性问题

基准回归模型的估计结果虽然证实了互联网保险发展与农村居民健康之间的正相关性,但以下 3 点原因可能导致基准回归模型的估计结果存在偏误:第一,互联网保险的发展与农村居民健康

之间存在相互影响。这是因为,农村居民健康水平可能会影响到其对互联网保险的需求,进而对互联网保险的发展产生影响;第二,互联网保险发展指数可能存在一定程度的度量误差;第三,模型中可能存在的遗漏变量也会影响个体的健康状况,导致回归结果存在偏误。因此,本文使用工具变量方法(IV)以缓解上述内生性问题,一个理想的工具变量是互联网信息渠道的重要性,因为互联网信息渠道对个体的重要性越高,个体接触互联网保险的概率越高,但并不会直接影响到个体的健康水平。本文根据 CFPS 调查问卷中的问题“您认为互联网作为一种信息渠道对您的重要性?”进行定义:取值为 1 表示“非常重要”,取值为 2 表示“重要”,取值为 3 表示“一般”,取值为 4 表示“不重要”,取值为 5 表示“非常不重要”。取值越高代表其使用互联网获取信息的频率越高、能力越强,也意味着其接触互联网保险的概率越大。

表 9 报告了工具变量法第二阶段的估计结果。第(1)列为未加入控制变量,第(2)列~第(5)列依次加入了个体层面、行为层面、地区层面以及滞后一期健康水平的控制变量。可以看到,在加入全部的控制变量之后,第(5)列中互联网保险发展的影响系数仍然显著为正,且互联网保险发展指数每上升 1 个单位,农村居民健康水平上升 0.002 个单位,同基准回归模型的估计结果较接近。由此可见,互联网保险发展的确对农村居民健康起到了积极的促进作用。

(四)影响机制分析

在检验了互联网保险发展对农村居民健康作用及其异质性的基础上,进一步分析互联网保险发展影响农村居民健康的影响机制,本文分别使用商业保险购买($C_insurance_{i,j,t}$)和医疗服务水平($Medical_level_{i,j,t}$)两个机制变量,通过机制分析模型,检验互联网保险的发展能否通过提高农村居民的商业保险可获得性和高水平医院诊疗意愿,进而改善其健康水平。对式(2)和式(3)进行检验,估计结果如表 10 所示。

首先,在表 10 的第(1)列中,互联网保险对商业保险购买的影响系数显著为正,且在第(2)列中商业保险购买对农村居民健康的影响系数也显著

为正,说明互联网保险的发展会通过提高农村居民的商业保险可获得性,从而促进其健康水平的提升,验证了研究假设1。其次,由第(3)列回归结果看,互联网保险对医疗服务水平的影响系数均显著为正,且在第(4)列中医疗服务水平对农村居民健康的影响系数也显著为正,说明互联网保险的发展会提高农村居民的高水平医院诊疗意愿,从而改善其健康水平,验证了研究假设2。

表9 互联网保险发展对农村居民健康的影响:
工具变量法

变量	被解释变量:健康				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
互联网保险	0.255 *** (3.08)	0.037 ** (2.42)	0.003 ** (2.32)	0.002 ** (2.42)	0.002 * (1.87)
性别		0.255 *** (7.17)	0.219 *** (5.77)	0.196 *** (3.59)	0.126 *** (2.77)
年龄		-0.028 *** (-5.22)	-0.028 *** (-5.02)	-0.026 *** (-10.85)	-0.015 *** (-7.07)
婚姻		-0.058 (-0.94)	-0.051 (-0.83)	-0.009 (-0.10)	-0.031 (-0.40)
教育		0.020 (1.11)	0.025 (1.44)	0.015 (0.57)	0.003 (0.15)
工作状态		0.273 *** (4.72)	0.279 *** (4.86)	0.282 *** (3.50)	0.192 *** (2.83)
工作类型		-0.084 (-1.60)	-0.075 (-1.42)	-0.119 (-1.64)	-0.114 (-1.37)
收入		0.084 *** (3.97)	0.087 *** (4.14)	0.095 *** (3.16)	0.066 *** (2.61)
家庭规模		0.038 *** (3.96)	0.037 *** (3.78)	0.030 ** (1.96)	0.019 (1.51)
饮酒			0.099 ** (2.55)	0.120 ** (2.12)	0.069 (1.44)
运动			0.001 (0.15)	0.005 (0.47)	0.005 (0.53)
新农合保险			0.132 ** (2.54)	0.264 ** (2.48)	0.173 * (1.92)
地区医疗支出				9.489 *** (4.60)	9.585 *** (3.52)
地区经济发展				4.191 *** (3.61)	3.617 *** (3.51)
地区财政收入				2.966 *** (10.64)	2.889 *** (11.52)
上一期健康					0.390 *** (21.43)
地区虚拟变量	是	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是	是
观测数	6914	6914	6914	6914	6914

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的 t 统计量值;*、**、***分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

三、结论与启示

(一) 结论

第一,互联网保险的发展能够显著提高中国农村居民的健康水平;第二,互联网保险发展对农村居民健康的影响效应存在异质性,年龄在30岁至60岁区间、受教育水平和收入水平处于中低档

的人群所受到的正向影响较大,说明互联网保险的发展对于保险意识较缺乏或者商业保险购买可能性较低的人群作用更加明显;第三,影响机制的分析结果表明,互联网保险的发展主要通过提高农村居民的商业保险可获得性和医疗服务可利用性渠道,促进其健康水平的提升。

表10 互联网保险发展对农村居民健康的影响机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	商业保险 购买	健康	医疗服务 水平	健康
互联网保险	0.008 *** (9.95)		0.020 *** (3.58)	
商业保险购买		0.123 ** (2.57)		
医疗服务水平				0.118 *** (4.57)
性别	0.001 (0.52)	0.136 *** (4.73)	0.131 *** (6.02)	0.156 *** (5.29)
年龄	0.001 (1.37)	-0.015 *** (-10.96)	-0.007 *** (-4.94)	-0.015 *** (-8.66)
婚姻	0.001 (0.30)	-0.051 (-1.11)	0.056 ** (2.07)	-0.069 * (-1.87)
教育	0.021 (0.58)	0.021 * (1.67)	-0.006 (-0.61)	0.017 (1.20)
工作状态	0.001 (0.11)	0.189 *** (4.38)	0.031 (0.77)	0.188 *** (5.14)
工作类型	-0.003 (-0.61)	-0.087 ** (-2.31)	0.014 (0.42)	-0.099 ** (-2.55)
收入	0.005 *** (3.02)	0.053 *** (3.40)	0.013 (0.80)	0.060 *** (2.84)
家庭规模	0.000 (0.21)	0.018 *** (2.65)	0.007 (0.81)	0.029 *** (3.85)
饮酒	-0.002 (-0.69)	0.059 (1.52)	0.024 (0.63)	0.074 (1.69)
运动	0.001 * (1.96)	0.004 (0.81)	-0.011 *** (-3.91)	0.001 (0.15)
新农合保险	0.014 (0.45)	0.036 (1.27)	0.014 (0.49)	0.044 (1.30)
地区医疗支出	0.407 *** (8.32)	0.193 *** (5.94)	1.531 *** (6.24)	1.612 *** (14.02)
地区经济发展	0.100 *** (10.04)	0.142 *** (4.40)	0.066 (0.71)	7.351 *** (6.49)
地区财政收入	0.365 *** (6.09)	0.307 *** (5.45)	0.606 *** (3.96)	0.018 (0.56)
上一期健康	0.001 (0.14)	0.408 *** (7.64)	0.033 *** (3.00)	0.396 *** (7.12)
R^2	0.022	0.258	0.049	0.276
地区虚拟变量	是	是	是	是
时间虚拟变量	是	是	是	是
观测数	6914	6914	6914	6914

注:括号内是使用地区层面聚类(cluster)调整标准差的 t 统计量值;*、**、***分别对应 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 的置信水平。

(二) 启示

一是要加快推进农村地区数字基础设施建

设,提高农村居民经济型智能手机的普及,并通过公益讲座、志愿培训等方式,着重提高受教育程度较低人群和老年群体的基础数字素养,弥合“数字鸿沟”,为缩小城乡差距、实现共同富裕打下坚实基础;二是要鼓励各类保险公司充分利用互联网平台和数字技术,为广大农村居民提供多样性、个性化的保险产品,简化保险选购、理赔等业务操作流程,并对重要条款做出相应标注,进一步提升互联网保险服务质效;三是要加强对互联网保险平台和产品的资质审查,确保其向消费者进行充分的信息披露和风险提示,做好互联网保险相关知识的普及工作,以免造成农村居民的经济损失。

参考文献:

- [1]白描,高颖. 农村居民健康现状及影响因素分析[J]. 重庆社会科学,2019(12):14-24.
- [2]AMY F, SARAH T, BILL W, et al. The oregon health insurance experiment: evidence from the First Year[J]. Quarterly journal of economics, 2012, 127(3):1057.
- [3]潘杰,雷晓燕,刘国恩. 医疗保险促进健康吗?——基于中国城镇居民基本医疗保险的实证分析[J]. 经济研究, 2013,48(4):130-142,156.
- [4]赵黎. 新医改与中国农村医疗卫生事业的发展——十年经验、现实困境及善治推动[J]. 中国农村经济,2019(9):48-69.
- [5]程令国,张晔. “新农合”:经济绩效还是健康绩效?[J]. 经济研究,2012,47(1):120-133.
- [6]谢平,邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究, 2012(12):11-22.
- [7]黄益平,CFP. 互联网金融解决了普惠金融的痛点[J]. 企业观察家,2016(5):49-51.
- [8]舒玢玢,同钰莹. 成年子女外出务工对农村老年人健康的影响——再论“父母在,不远游”[J]. 人口研究, 2017,41(2):42-56.
- [9]雷晓燕,谭力,赵耀辉. 退休会影响健康吗?[J]. 经济学(季刊),2010,9(4):1539-1558.
- [10]李静,谭清香. 农民健康状况及其影响因素——基于三省调查数据的经验分析[J]. 中国农村经济,2013(12):15-27.
- [11]刘国恩,蔡春光,李林. 中国老人医疗保障与医疗服务需求的实证分析[J]. 经济研究,2011,46(3):95-107,118.
- [12]王翌秋,刘蕾. 新型农村合作医疗保险、健康人力资本对农村居民劳动参与的影响[J]. 中国农村经济,2016(11):68-81.
- [13]傅虹桥,袁东,雷晓燕. 健康水平、医疗保险与事前道德风险——来自新农合的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2017,16(2):599-620.
- [14]刘宏,王俊. 中国居民医疗保险购买行为研究——基于商业健康保险的角度[J]. 经济学(季刊),2012,11(4):1525-1548.
- [15]宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学,2017(6):14-25.
- [16]黄倩,李政,熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革,2019(11):90-101.
- [17]何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济,2019(1):112-126.
- [18]吴雨,李成顺,李晓,等. 数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J]. 管理世界,2020,36(10):52-66.
- [19]谢绚丽,沈艳,张皓星,等. 数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊),2018,17(4):1557-1580.
- [20]唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界,2020,36(5):52-66,9.
- [21]刘远翔. 互联网保险发展对保险企业经营效率影响的实证分析[J]. 保险研究,2015(9):104-116.
- [22]孔祥蕊. 我国互联网保险发展与监管研究[J]. 经济研究导刊,2018(35):147-148.
- [23]谢平,邹传伟,刘海二. 互联网金融的基础理论[J]. 金融研究,2015(8):1-12.
- [24]HOODA S K. Health insurance, health access and financial risk protection[J]. Economic and political weekly, 2015, 50(50):63-72.
- [25]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [26]冯科,吴婕妤. 收入差距与健康公平——基于 2018 年 CFPS 数据的实证研究[J]. 财经科学,2020(10):121-132.
- [27]郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.
- [28]傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究,2018(11):68-84.
- [29]张勋,万广华,吴海涛. 缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学,2021(8):35-51,204-205.
- [30]CONTOYANNIS P, RICE J N. Topics in health econometrics the dynamics of health in the British Household Panel Survey[J]. Journal of applied econometrics, 2004, 19(4):473-503.

(本文责编:海洋)