

本文引用: 董昱希, 蔡信, 杨晨. 互联网发展对商业健康险及中医药服务利用的影响研究[J]. 湖南中医药大学学报, 2023, 43(10): 1911-1917.

互联网发展对商业健康险及中医药服务利用的影响研究

董昱希, 蔡信, 杨晨

湖南大学, 湖南长沙 410000

【摘要】目的 在我国互联网高速发展和国家对商业保险公司推出中医药特色健康保险产品政策支持的背景下, 探讨互联网的发展水平对我国商业健康保险发展和潜在中医药服务利用的影响。**方法** 以主成分分析法构建的互联网发展水平为核心自变量, 以商业健康险保费收入为因变量, 同时选取地区生产总值等作为控制变量。通过运用 2011 年至 2020 年我国 31 个省、区、直辖市的数据, 构建面板数据模型, 实证分析互联网发展水平与商业健康险保费收入和潜在中医药服务利用的数量关系。**结果** 互联网发展水平促进了我国商业健康险保费收入的增长、潜在中医药服务利用的增加和保险密度的提升。同时, 研究结果还表明该影响存在一定的区域异质性, 即中部地区受互联网发展水平的影响程度高于西部地区。**结论** 应进一步提高互联网发展水平, 加强西部地区的互联网建设并推动商业健康保险和潜在中医药服务利用的数字化转型。

【关键词】 互联网商业健康险; 中医药服务利用; 主成分提取; 固定效应模型; 异质性分析

【中图分类号】R2

【文献标志码】A

【文章编号】doi:10.3969/j.issn.1674-070X.2023.10.026

Impact of internet development on commercial health insurance and TCM service utilization

DONG Yuxi, CAI Xin, YANG Chen

Hunan University, Changsha, Hunan 410000, China

【Abstract】 Objective To discuss the impact of internet development on the potential TCM service utilization the development of the commercial health and insurance, under the rapid development of China's internet industry and the national policy support for commercial insurance companies to launch TCM characteristic health insurance products. **Methods** The internet development level constructed by principal component analysis was taken as the core independent variable, while commercial health insurance premium income served as the dependent variable, meanwhile, the regional GDP was selected as the control variable. By using the data of 31 provinces and municipalities in China from 2011 to 2020, the panel data model was constructed to empirically investigate the quantitative relationship between internet development and commercial health insurance premium income and the potential TCM service utilization. **Results** The internet development level promoted China's commercial health insurance premium income, potential TCM service utilization, and insurance density. At the same time, the results also indicated a certain regional heterogeneity in this impact, with the central region being more affected by the internet development level compared with the western region. **Conclusion** It is recommended to further improve the internet development level and strengthen the internet construction in the western region so as to promote the digital transformation of commercial health insurance and potential TCM service utilization.

【Keywords】 internet commercial health insurance; TCM service utilization; principal component analysis; fixed effects model; heterogeneity analysis

【收稿日期】2023-04-03

【基金项目】湖南省医改办委托项目(YGBB1803)。

【第一作者】董昱希, 女, 助教, 博士研究生, 研究方向: 卫生经济学、医疗保障、应用微观计量经济学, E-mail: yuxidong@hnuucm.edu.cn。

2019年,国务院发布《中共中央国务院关于促进中医药传承创新发展的意见》,鼓励商业保险公司推出中医药特色健康保险产品,开展健康管理服务^[1]。因为,中医中的“治未病”概念与健康险的设计理念相契合,保险公司希望与中医药服务机构合作并提供中医药服务以控制赔付支出。现阶段,多数保险公司已经推出“中医与健康险融合”模式,虽然目前暂无公司提供单独的健康险中有关中医药服务利用的数据,但商业健康险的投保者极有可能也同时获得了中医药相关的附加服务^[2]。因此,本文认为健康险的保费收入很大程度上体现了投保人利用中医药服务的概率。2015年,李克强总理提出了“互联网+”行动计划,为互联网与传统产业的融合创新提供了重要支持,也为传统保险业通过提高互联网技术实现转型升级提供了良好的政策环境^[3]。根据中国保险行业协会发布的报告,我国互联网人身保险业务的保费收入从2016年的1797亿元增长至2021年的2916.7亿元。其中,互联网健康保险的保费收入从2016年的31.8亿元增长至2021年的551亿元,增长了约16倍,增速较快^[4]。然而,互联网健康保险在人身险市场中的占比仅为18.9%,相对较低^[4]。

基于上述背景,本文运用2011年至2020年我国31个省、区、直辖市的数据,构建面板数据模型,实证分析互联网发展水平与商业健康险保费收入和潜在中医药服务利用的数量关系。本研究旨在对现有研究进行定量补充论证,以推动我国商业健康保险和中医药事业的长期健康发展。

1 文献综述

西方学者通过研究普遍认为,互联网的运用能通过降低行业准入门槛、减少销售费用、提高投保理赔速度等方式促进保险公司的业务开展^[5-8],但也有学者承认互联网保险会为互联网保险公司带来一定的财务风险^[9]。

在“互联网+”行动正式提出后,国内学者对于互联网和保险的研究逐渐丰富,主要集中在定性分析和定量分析两方面。在定性分析方面,大多数学者通过分析得到一致结论,即互联网发展水平的提高能促进我国商业健康保险的发展^[10-12]。在定量分析方面,学者也得到了类似结论。朱如珍、杨碧云等实证研究发现,“互联网+”发展水平对家庭购买商业保险或对健康险的保费收入具有显著的正向作用^[13-14]。学者利用CFPS、CHFS等不同的数据库,对互联网的使用和家庭购买保险的概率,或居民商业保险参保

率之间的关系进行实证分析,一致认为二者呈现正向关系^[15-18]。此外,学者们也通过以农业保险为例进行相关分析。李泉和张慧琳的实证研究发现,互联网发展水平的提高显著促进了农业保险的发展^[19-20]。

在互联网高速发展的背景下,许多学者指出保险业应将互联网与创新相结合,利用互联网技术创新产品和服务,以提升竞争力。然而,目前关于互联网对保险业发展的研究主要以定性分析为主,对于定量研究的内容相对较少,且主要集中在农业保险领域,这为本文提供了边际贡献的机会。此外,目前尚缺乏统一的衡量互联网发展水平的标准。本文通过网页数、域名数、互联网普及率和移动电话普及率4个指标,运用主成分分析法对这些指标进行降维处理,构建了较为合理和科学的互联网发展水平指标。

2 数据与变量

2.1 数据来源

本研究基于2011年至2020年中国31个省、区、直辖市的商业健康险保费收入和互联网发展情况的数据进行分析。商业健康险保费收入数据来自中国银行保险监督管理委员会官方网站的公开数据,其他各类数据来源包括国家统计局官方网站和《中国统计年鉴》,数据真实有效。

2.2 变量选取与处理

2.2.1 被解释变量 本文将商业健康保险发展水平作为核心被解释变量。衡量保险发展水平的最直接的指标是保费收入,其中包括对中医药服务的潜在利用^[2]。为减少异方差的影响,本文取健康险保费收入数据的自然对数。

2.2.2 核心解释变量 核心解释变量为互联网发展水平,互联网发展水平是一个较为综合的概念,其涉及范围较大。在有关互联网发展对医疗保险影响的研究中,尚不存在衡量互联网的发展水平的统一标准。因此,本文参考了朱如珍、李泉等有关学者的做法^[13,19],最终选取网页数、域名数、互联网普及率、移动电话普及率4个指标,运用主成分分析法对各个指标进行降维处理,构建一组互联网发展水平指标以衡量我国31个省、区、直辖市的互联网发展水平。

2.2.3 控制变量 商业健康险的发展不是单一因素决定的,根据已有的相关研究^[3],其他多种因素如社会经济因素、人口特征等,都对商业健康保险的发展有影响。因此,本文还将各地的经济发展水平、通货膨胀水平、社会医疗保障水平以及人口老龄化程度纳入模型,实证考察这几种因素对商业健康险的共同作用。具体变量的选择和衡量详见表1。

表1 变量指标及含义

变量类型	变量名称	字母表示	变量含义
被解释变量	商业健康保险发展水平	lnhipi	商业健康保险保费收入(亿元)的自然对数
核心解释变量	互联网发展水平	internet	互联网发展水平评价指标
控制变量	经济发展水平	lngdp	地区生产总值(亿元)的自然对数
	人口老龄化程度	epdr	老年人口抚养比(%)=中老年人口数/劳动年龄人口数
	通货膨胀水平	cigr	居民消费价格指数(CPI)增长率(%)=(年度CPI同比数据-100)/100
	社会医疗保障水平	lsmc	社会医疗保障水平(%)=医疗卫生支出/政府财政支出

2.3 理论模型

结合本文研究的具体情况,本文将基础模型设定如下:

$$\ln(\text{hipi})_i = \alpha_i + \beta_1 \text{internet}_i + \beta_2 \ln(\text{gdp})_i + \beta_3 \text{epdr}_i + \beta_4 \text{cigr}_i + \beta_5 \text{lsmc}_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

模型1中, i 表示不同的省份, t 表示年份,为本文所关心的核心解释变量,其余为控制变量,为随机误差扰动项。

2.4 数据处理

2.4.1 相关性检验与数据标准化处理 本文选取了我国31个省、区、直辖市的互联网普及率、网页数、移动电话普及率和域名数进行主成分分析。为了方便表示,分别用 ipr 、 mpr 和 ndn 来代表这些指标。在表2中, ipr 、 mpr 、 ndn 和 nwp 之间的相关系数较高,适合使用主成分分析法提取合适的成分。由于这些指标的单位不同,对它们进行标准化处理,将数据转化为无量纲的数值。并用 X_1 、 X_2 、 X_3 和 X_4 来表示处理后的数据。

表2 互联网发展水平评价指标的相关系数

	ipr	mpr	ndn	nwp
ipr	1.00			
mpr	0.85	1.00		
ndn	0.50	0.57	1.00	
nwp	0.52	0.71	0.64	1.00

2.4.2 KMO检验和巴特利特球形检验 为进一步检验本文所选取的4个互联网发展水平评价变量是否适合使用主成分分析,本文将标准化后的变量数据进行KMO检验和巴特利特球形检验,结果如表3。综合的KMO检验值为0.68,大于0.6;巴特利特球形检验的 P 值小于0.001,因此,可以拒绝4个变量之间不存在相关性的原假设,即4个变量之间是存在相关性的,可以使用主成分分析。

2.5 互联网发展水平评价指标构建

2.5.1 主成分选择 本文运用主成分分析法,对标准化处理后的 ipr 、 mpr 、 ndn 、 nwp 4个互联网发展水

表3 KMO检验和Bartlett球形检验结果

	KMO值	0.68
Bartlett 球形度检验	近似卡方	804.16
	df	6
	P 值	< 0.001

平评价指标的数据进行分析,表4为主成分分析的结果。选取合适的主成分个数的一般规则为特征值是否大于1,因此,本文仅选取第一主成分。

主成分碎石图也为该选择提供了证据。从图1可以看出,拐点为第二个主成分的特征值点,因此选取第一个主成分。

表4 主成分分析结果

主成分	特征值	方差百分比	贡献率/%	累计贡献率/%
X_1	2.90	2.28	0.72	0.72
X_2	0.62	0.25	0.16	0.88
X_3	0.37	0.27	0.09	0.97
X_4	0.11	0.00	0.03	1.00

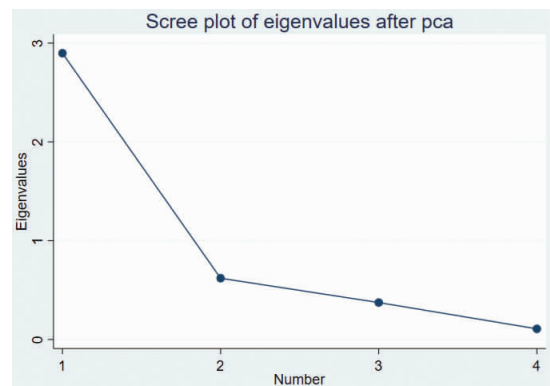


图1 主成分碎石图

2.5.2 互联网发展水平指标构建 为确定互联网发展水平指标的计算公式,本文根据第一个主成分的特征根所对应的特征向量,计算4个变量的成分得分,结果见表5。因此将第一主成分表示为:

$$Y_i = X_1 \times 0.50 + X_2 \times 0.54 + X_3 \times 0.46 + X_4 \times 0.49 \quad (2)$$

由于本文对 ipr 、 mpr 、 ndn 、 nwp 4个变量的数据进行了标准化处理,因此数据会有正负之分,为了消

表 5 主成分特征向量

变量	第一主成分	第二主成分	第三主成分	第四主成分
X ₁	0.50	-0.58	0.27	0.58
X ₂	0.54	-0.35	-0.14	-0.75
X ₃	0.46	0.62	0.63	-0.07
X ₄	0.49	0.40	-0.71	0.30

除正负差异带来的偏差,本文对计算出的第一主成分数据进行了归一化处理。采用了 Min-Max Normalization 的方法,将数据范围映射到[0,1]区间内。具体的归一化公式如下:

$$\text{internet}_{it} = \frac{Y_{it} - \min(Y_{it})}{\max(Y_{it}) - \min(Y_{it})} \quad (3)$$

本文将归一化后的数据作为互联网发展水平的指标,其中*i*表示地区,*t*表示年份。表 6 显示了主要变量的描述性统计。

表 6 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnhipi	310	3.97	1.34	-0.25	6.54
internet	310	0.24	0.16	0.00	1.00
lngdp	310	9.69	1.00	6.42	11.62
epdr	310	0.14	0.04	0.07	0.26
cigr	310	0.03	0.01	0.01	0.06
lsmc	310	0.08	0.02	0.04	0.12

3 回归结果

3.1 平稳性检验

为避免出现伪回归的问题,本文进行单位根检验,由表 7 的检验结果可知,变量费雪式检验的 4 个统计量的 *P* 值均小于 0.001,在 1%的水平上显著,强烈拒绝存在面板单位根的原假设,即被所有变量

均是平稳的,可以进行后续分析。

3.2 基础模型回归

为选取合适模型,本文对其进行固定效应检验和随机效应检验,再结合 *F* 检验和豪斯曼检验结果选取,回归结果见表 8。表 8 主要列示基础模型固定效应和随机效应检验的结果。

本文通过 *F* 检验和豪斯曼检验选取模型,根据表 9 所示,*F* 检验的 *P* 值小于 0.001,在 1%的水平上显著,拒绝不存在个体效应的原假设,应选择固定效应模型。表 9 第三列的豪斯曼检验结果进一步证实本文应选取固定效应模型。豪斯曼检验的 *P* 值小于 0.001,“模型中个体影响与各个解释变量不相关”的原假设应当被拒绝,根据表 9 中的回归结果可知,固定效应模型的回归效果良好,核心解释变量互联网发展水平对商业健康险保费收入和潜在中医药服务利用有明显的正向影响,在 1%的水平上显著。由表 8 中固定效应的检验结果可知,互联网发展水平对我国的商业健康保险保费收入和潜在中医药服务利用有显著的正向影响,且在 1%的水平上显著,系数为 1.46,说明当互联网发展水平每提高 1 单位时,健康保险的保费收入能够提高近 1.46%,由此能够说明本文的假设成立,这也与有关学者的研究结果相一致。

3.3 异质性分析

由于我国各省份的地理位置、经济建设状况、居民受教育水平、人口构成等存在差异,各地区的互联网发展水平和商业健康保险发展水平也存在差异。基于此,本文根据经济发展水平的高低,从高到低依次将我国 31 个省、区、直辖市划分为东、中、西部 3 个地区,表 10 为 3 个地区各变量的描述性统计结果。从表 10 中分地区的描述性统计结果可以看出,

表 7 主要变量的单位根检验结果

变量		Inverse chi-squared(62)P	Inverse normal Z	Inverse logit t(159) L*	Modified inv. chi-squared Pm	是否平稳
lnhipi	统计量	175.55	-7.84	-8.23	10.20	是
	<i>P</i> 值	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	
internet	统计量	162.36	-7.30	-7.38	9.01	是
	<i>P</i> 值	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	
lngdp	统计量	128.93	-4.93	-5.08	6.01	是
	<i>P</i> 值	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	
epdr	统计量	143.46	-6.48	-6.39	7.32	是
	<i>P</i> 值	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	
cigr	统计量	212.05	-9.95	-10.35	13.48	是
	<i>P</i> 值	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	
lsmc	统计量	143.79	-6.44	-6.38	7.35	是
	<i>P</i> 值	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001	

表8 基础模型回归结果

变量	固定效应	随机效应
	lnhipi	lnhipi
internet	1.46*** (3.16)	2.98*** (11.07)
lngdp	1.62*** (9.39)	0.68*** (10.88)
epdr	9.37*** (7.97)	10.41*** (10.59)
cigr	-2.55 (-1.51)	-5.94*** (-3.32)
lsmc	16.20*** (5.42)	19.34*** (7.84)
R^2	0.90	0.89
观测值	310	310

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 第二列括号中的为 t 值, 第三列括号中的为 z 值。

表9 F检验与豪斯曼检验结果

指标	F 检验	豪斯曼检验
F 值	15.89	/
Chi2 值	/	63.02
P 值	< 0.001	< 0.001

我国东部、中部、西部互联网发展水平和商业健康险保费收入水平存在区域性差异。在互联网发展水平上,我国东部地区互联网发展的平均水平为 0.37,中部和西部地区的均值都为 0.16,东部地区的互联网发展水平在三地中最高。在商业健康保险的保费收入方面,东部地区的保费收入平均水平为 4.54,中部地区的平均水平为 4.19,西部地区的平均水平最低,为 3.31。总的来看,东部地区无论是互联网发展的水平,还是商业健康险的发展水平都比中部地区和西部地区要高,中部和西部的互联网发展水平相差不大,但中部地区的商业健康险发展水平高于西部地区,这与各地区的经济发展水平高度相关。

与前文做法相同,本文运用固定效应模型分地区进行回归,表 11 列示了将全国分成东、中、西部 3

个地区后各地区的回归结果。从表 11 可以看出,互联网发展水平对商业健康险保费收入和潜在中医药服务利用的影响在地域上存在一些差异。由表 11 可知,互联网发展水平对商业健康险保费收入和潜在中医药服务利用在中、西部地区都存在显著的正向影响,且在 1% 的水平上显著,说明随着互联网发展水平的提高,中、西部地区的商业健康险发展水平能够得到一定的提高。从影响系数来看,中部地区影响系数为 5.56,西部地区为 4.74,中部地区的互联网发展水平对商业健康险发展水平的提高程度略高于西部地区。

4 稳健性分析

4.1 替换核心被解释变量检验

本文通过替换核心被解释变量进行稳健性分析,用商业健康险密度替代原有的健康险保费收入,对其取自然对数后再次进行回归,商业健康险密度越高,说明商业健康保险的发展水平越高,中医药服务潜在利用程度越高。为确定模型估计方式,与上文相同,进行了 F 检验和豪斯曼检验,结果见表 12,选择固定效应模型。

表 13 展示了将健康险保费收入替换为商业健康险保险密度后的稳健性检验结果。从表中可以看出,本文的核心解释变量即互联网发展水平,它的提高会对我国商业健康险密度的增加和潜在中医药服务利用产生明显的积极作用,影响系数为 1.45。互联网发展水平越高,商业健康险的保险密度越高,中医药服务潜在利用程度越高。即将健康险保费收入替换成健康险密度后,各变量系数的显著性和符号均没有发生改变。

4.2 缩尾检验

为进一步证明本文结果的稳健性,我们对核心解释变量即互联网发展水平的前后 5% 进行缩尾处理。缩尾的目的是去除数据中的极端值,使数据更符合正态分布或其他假设的分布形式。本文选取固定

表10 分地区描述性统计

变量	东部				中部				西部			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
lnhipi	4.54	1.22	0.80	6.54	4.19	1.03	2.26	6.24	3.31	1.35	-0.25	6.01
internet	0.37	0.19	0.08	1	0.16	0.08	0	0.32	0.16	0.08	0.01	0.36
lngdp	10.23	0.86	7.8	11.62	9.91	0.52	8.95	10.92	9.06	1.01	6.42	10.79
epdr	0.15	0.04	0.09	0.24	0.15	0.03	0.10	0.22	0.13	0.04	0.07	0.25
cigr	0.03	0.01	0.01	0.06	0.02	0.01	0.05	0.12	0.03	0.01	0.01	0.06
lsmc	0.07	0.01	0.04	0.11	0.08	0.01	0.05	0.12	0.08	0.02	0.04	0.11

表 11 不同地区互联网发展水平对商业健康保险的影响

变量	东部地区 Inhipi	中部地区 Inhipi	西部地区 Inhipi
internet	-0.21 (-0.39)	5.56*** (4.66)	4.74*** (3.52)
lngdp	2.59*** (8.21)	1.32*** (4.58)	0.66* (1.93)
epdr	5.81*** (4.19)	6.83*** (2.90)	6.67* (2.19)
cigr	-2.60 (-1.03)	-5.03* (-1.95)	-3.35 (-1.18)
lsmc	11.02** (2.46)	8.10* (1.89)	22.73*** (4.23)
观测值	110	80	120
R-squared	0.93	0.95	0.89
F 统计量	14.51	5.85	7.78

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号中报告的是 t 值。

表 12 F 检验与豪斯曼检验结果

指标	F 检验	豪斯曼检验
F 值	21.99	/
Chi2 值	/	113.66
P 值	<0.001	<0.001

表 13 替换核心被解释变量检验结果

变量	固定效应 Iniden
internet	1.45*** (3.06)
lngdp	1.49*** (8.42)
epdr	10.04*** (8.31)
cigr	-2.66 (-1.54)
lsmc	16.32*** (5.31)
R^2	0.89
观测值	310

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号中报告的是 t 值。

效应模型进行回归, 结果如表 14 所示。

通过对表 14 缩尾检验结果的分析发现: 互联网发展水平的提高会对我国商业健康保险保费收入和潜在中医药服务利用程度的增加发挥明显的积极作用, 影响系数为 2.66。其他控制变量的符号也与上述分析一致, 缩尾处理后, 回归结果与变量替换前的回归结果基本保持一致, 故可以得出本文所采用模型的估计结果较为稳健的结论。

表 14 缩尾检验结果

变量	固定效应 Iniden
internet	1.45*** (3.06)
lngdp	1.49*** (8.42)
epdr	10.04*** (8.31)
cigr	-2.66 (-1.54)
lsmc	16.32*** (5.31)
R^2	0.89
观测值	310

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著, 括号中报告的是 t 值。

5 结论与建议

本文采用主成分分析法构建互联网发展水平作为核心自变量, 商业健康险保费收入作为因变量, 并选择地区生产总值等控制变量, 应用面板固定效应模型研究了互联网发展对我国商业健康保险发展和潜在中医药服务利用的影响。通过实证分析, 本文得出以下结论。

一是互联网发展水平的提高对我国商业健康险保费收入增长和潜在中医药服务利用有显著促进作用, 与研究假设一致。二是不同地区商业健康险发展和潜在中医药服务利用对互联网发展的响应程度存在差异。中部地区互联网发展对商业健康险和潜在中医药服务利用的影响程度高于西部地区。三是本文通过替换核心被解释变量和缩尾检验, 证实模型结果稳健。

在互联网发展水平较低、普及程度不高的情况下, 市场存在严重的信息不对称问题。对于潜在参保者而言, 由于难以获得保险公司和保险产品的有关信息, 导致其对保险市场缺乏信任, 不愿购买保险产品, 从而导致保险交易量低迷, 保险市场处于萎缩状态^[2]。而对于保险公司而言, 市场中信息量不足也导致保险公司面临较高的信息获取成本, 保险企业对保险市场的把握不充分。随着互联网覆盖范围的扩大, 各类信息能够快速、大规模地在市场中流通, 信息搜寻成本大大降低, 潜在参保者能够在线上各类平台获得大量相关信息, 缓解了由于信息不对称导致的信任缺乏问题, 对潜在参保者的参保行为发挥了促进作用。市场中信息量的增加也降低了保险公司

获取信息的成本^[2],有利于保险公司获取潜在投保者的信息。此外,保险公司通过互联网技术能及时地了解客户需求,从而提供更满足客户需求的服务和更多样化的产品,满足潜在参保者的保险需求^[4],并能整合线上及线下资源,为用户提供便捷高效的中医养生服务以及中医诊疗服务。

互联网对于商业健康保险发展影响的区域异质性主要是由于西部地区的经济发展水平相对滞后,当地居民的受教育水平也偏低^[2],居民保险意识相对薄弱,保险购买意愿偏低。而东部地区互联网发展水平对商业健康险保费收入不存在显著影响,这可能与东部地区经济发展水平较高、互联网发展对商业健康险的发展已趋于饱和、边际收入不再增长有关。综合来看,中部地区互联网的发展对于商业健康保险发展的影响作用更大。

基于实证研究结果,本文提出以下建议:

一是进一步提高互联网发展水平。加强信息化建设,在商业健康保险领域深化互联网技术的应用,使互联网红利惠及商业健康险行业。

二是加强西部地区的互联网建设。经济相对滞后的西部地区互联网发展水平较低,互联网对商业健康保险发展和潜在中医药服务利用的促进作用较小。保险公司应承担起企业责任和社会责任,加强对西部地区健康险行业人员在互联网技术、保险科技等方面的教育培训,引入更多互联网技术人才。同时,可以举办公益性质的讲座,普及互联网和健康保险的相关知识,宣传健康保险的互联网渠道,以促进当地商业健康险的发展。

三是推动商业健康保险和潜在中医药服务利用的数字化转型。鼓励保险公司积极支持商业健康保险业务的数字化改革,充分发挥现有业务的优势,积极探索并实践“保险+大健康”的数字化运营模式。依据中医药服务的独特特点和市场需求,开发与之相适应的产品,持续不断地丰富互联网保险服务方案。这一举措旨在满足客户在其整个生命周期中的各类需求,将传统的“治已病”保险模式逐渐演变为以“治未病”为核心的全新产品设计理念。

参考文献

- [1] 中共中央国务院关于促进中医药传承创新发展的意见 [J]. 中华人民共和国国务院公报, 2019(31): 6-10.
- [2] 郑和平, 王江娜, 刘雅. 健康管理与健康保险融合发展的现状、问题与对策[J]. 卫生经济研究, 2023, 40(6):40-43.

- [3] 国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2015(20): 11-23
- [4] 中国保险行业协会. 2021年度人身险公司互联网保险业务经营情况分析报告[R]. 中国保险行业协会, 2022.
- [5] KAISER T. The Customer Shall Lead: E-Business Solutions for the New Insurance Industry[J]. The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice, 2002, 27(1): 134-145.
- [6] GARVEN J R. On the Implications of The Internet for Insurance Markets and Institution[J]. Risk Management and Insurance Review, 2002, 5(2): 105-116.
- [7] TERESA B. Critical Examination of Einsurance: the Portuguese Case[J]. The Business Review, 2009, 14(1): 179-185.
- [8] MESHKAT L, FARKHONDEHNIA F, BAGHERI Z, et al. Electronic Insurance and its application in e-commerce[J]. Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business, 2012,4(8): 640-647.
- [9] SEKOLOVSKA M. Internet Business Models for Einsurance and Conditions in Republic of Macedonia [J]. Procedia Social and Behavioral Sciences, 2012, 44(14): 163-168.
- [10] 陈书涵. 以“互联网+”推动商业健康保险发展的思考[J]. 福建金融, 2015, 30(7): 61-65.
- [11] 张浩辰. 互联网与中国商业健康保险市场变革研究[J]. 现代管理科学, 2016, 26(5): 115-117.
- [12] 胡芳, 彭琛, 陈小红. 健康中国战略下保险科技赋能商业健康保险发展研究[J]. 西南金融, 2021, 42(6): 73-84.
- [13] 朱如珍. “互联网+”对健康保险发展的影响研究[D]. 开封:河南大学, 2018: 49.
- [14] 杨碧云, 吴熙, 易行健. 互联网使用与家庭商业保险购买:来自CFPS数据的证据[J]. 保险研究, 2019, 40(12): 30-47.
- [15] 王跃洁. 数字普惠金融发展与家庭商业保险购买[J]. 现代营销(下旬刊), 2020, 15(11): 122-125.
- [16] 盛潇怡. 互联网使用对城市居民商业保险参保的影响[D]. 上海:上海财经大学, 2021: 34-39.
- [17] 李森林. 互联网使用、金融信息关注与家庭保险需求[D]. 武汉:中南财经政法大学, 2021: 28-42.
- [18] 卢思羽. 移动互联网使用与家庭商业保险参与[D]. 武汉:中南财经政法大学, 2021: 38-53.
- [19] 李泉. 互联网发展水平对农业保险发展的影响研究:基于双重中介效应的实证分析[J]. 兰州学刊, 2020, 41(9): 115-130.
- [20] 张慧琳. 互联网科技水平对我国农业保险发展的影响[J]. 中阿科技论坛(中英文), 2021, 5(12): 47-49.
- [21] 朴明根, 雷定安. 论保险市场信息不对称[J]. 保险研究, 2002, 22(6): 30-31.
- [22] 王亚杰, 陈军. 信贷市场信息不对称与信息量和信息供求的关系[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2005, 5(3): 40-43.
- [23] 舒尚艳. 中国西部经济发展滞后的影响因素分析[J]. 中国市场, 2013, 20(36):11-12.

(本文编辑 禹纯顺)