



# 基于安德森模型的维持性血液透析患者电子健康素养研究

徐 骏<sup>1,2</sup>, 吉小静<sup>2</sup>

1. 江苏省苏北人民医院医院管理研究所, 2. 血液净化中心, 江苏 扬州 225000

**摘要:**便利抽样选取2022年9—11月在扬州市不同级别医疗机构治疗的428例维持性血液透析患者作为研究对象。基于安德森模型,采用SPSS 26.0进行描述性分析、卡方检验和多元线性分层回归,探索维持性血液透析患者电子健康素养现状及影响因素。结果显示,该类患者的电子健康素养总分处于低水平,有待进一步提高;年龄( $\beta=-0.239$ )、网络健康信息搜寻频率( $\beta=0.177$ )、自我效能( $\beta=0.441$ )、透析持续时间( $\beta=-0.124$ )、Davies-Stoke评分( $\beta=-0.091$ )为影响维持性血液透析患者电子健康素养的主要因素( $P<0.05$ )。应对年龄大、透析持续时间长、合并症负担重、自我效能低的患者,给予针对性干预和指导,同时增加患者网络健康信息搜寻频率,提高患者的电子健康素养水平。

**关键词:**安德森模型;维持性血液透析;电子健康素养;健康教育

中图分类号:C913.4

文献标志码:A

文章编号:1671-0479(2023)01-074-008

doi:10.7655/NYDXBSS20230112

在我国1.2亿慢性肾脏病患者中,每年约1‰的患者病程进展至终末期肾病,需要接受血液透析、腹膜透析或者肾移植手术<sup>[1]</sup>。维持性血液透析(maintenance hemodialysis, MHD)仍然是目前最常用和最主要的肾脏替代治疗方式。MHD患者需长期居家进行自我观察和管理,在饮食管理、血压控制、药物服用、血管通路维护、并发症的防治等各方面都需要有较高的自我管理水平和<sup>[2]</sup>。电子健康素养是个体在电子物质资源上搜查、理解认知和评测健康数据信息,以及应用所获取的数据信息全面处理和解决健康问题的综合能力<sup>[3]</sup>。数字通信应用操作平台逐渐发展成为健康数据信息传播的核心媒介,良好的电子健康素养可以帮助患者了解自己的病情,获取与健康相关的信息和知识,提高自我健康管理和与医生沟通的能力。然而,有研究显示仅有37.2%的MHD患者电子健康素养水平合格<sup>[4]</sup>。低水平的健康素养会增加透析次数、急诊就诊比例以及住院比例,造成医疗卫生资源紧张,还会提高患者的死亡比例<sup>[5-7]</sup>,是制约MHD患

者生存质量提升的重要瓶颈。近年来安德森模型(医疗服务利用模型或医疗保健服务利用标准模型)逐渐应用在机构养老、应急健康教育需求及家庭医生签约等医疗服务研究<sup>[8-10]</sup>。基于此,本研究以安德森模型为理论框架,全面研究分析MHD患者电子健康素养的影响因素,从而为提升该人群的电子健康素养水平提供理论参考依据。

## 一、对象和方法

### (一)调查对象

2022年9—11月,采用便利抽样的方法,根据扬州市不同级别的医疗机构治疗水平,选取接受血液透析治疗的患者进行问卷调查。纳入标准:①满足终末期肾病的诊断标准,并且规律血液透析至少3个月;②年龄 $\geq 18$ 岁;③有网络健康信息搜寻经历;④无引起认识功能障碍的精神疾病;⑤知情同意本次研究并自愿主动参与。排除标准:因各种原因无法完成问卷调查。本研究获得医院医学伦理委员会的批准(伦理批号2022ky017),全部研

**基金项目:**扬州市政策引导计划——软科学研究项目“互联网+社区血液透析服务模式的构建与实践研究”(YZ2021212);江苏省苏北人民医院管理课题“维持性血液透析患者延续护理管理APP的构建与应用研究”(YYGL202232)

**收稿日期:**2023-01-31

**作者简介:**徐骏(1990—),男,江苏盐城人,主管护师,研究方向为公共管理和护理管理,通信作者,754489253@qq.com。

究对象均签署了知情同意书。

## (二)调查方法

课题组随机选取扬州市1所三级医院、2所二级医院、3所乡镇卫生院或独立血透中心的MHD患者进行问卷调查。在每所医疗机构分别选取1名调查员,就调查目的、调查对象、调查方法进行统一培训,确保每名调查员采用统一的调查流程。利用问卷星生成电子问卷,并设定每个终端仅能填写1次。本研究共下发调研问卷450份,回收有效问卷428份,有效回收率为95.11%。

## (三)模型设计

安德森标准模型从倾向特征、使能因素、需求因素三个维度探究个体医疗服务利用的影响因素<sup>[11]</sup>。根据现有文献和研究<sup>[12-15]</sup>将变量分类,倾向特征包括性别、年龄、文化程度、职业、婚姻状况;使能因素包含个人月平均收入、医疗费用支付方式、网络健康信息的搜索频率、对网络健康信息搜索兴趣;需求因素包括对网络健康信息的态度、透析持续时间、治疗单位级别、合并症负担(采用Davies-Stoke评分<sup>[16]</sup>评价)、自我效能等。

## (四)研究工具

### 1. 一般资料调查表

由人口社会学资料、疾病相关资料以及互联网使用情况三方面构成。内容为研究者自行设计,包括性别、年龄、婚姻状况、透析持续时间、合并症负担、治疗所在的透析中心级别、网络健康信息搜寻频率等。

### 2. 电子健康素养量表

采用郭帅军等<sup>[17]</sup>汉化的电子健康素养量表,分为网络健康信息与服务的应用能力、评判能力、决策能力3个维度,共8个条目。应用Likert 5级计分法,总分8~40分,大于32分为合格<sup>[4]</sup>,得分越高表示电子健康素养越高,该量表的Cronbach's  $\alpha$ 系数是0.913<sup>[18]</sup>。本研究中该量表的Cronbach's  $\alpha$ 系数为0.821,KMO统计量为0.836,具有较高的信效度。

### 3. 自我效能量表

采用Lorig等<sup>[19]</sup>编制的慢性病自我效能量表,分为症状管理和疾病共性管理2个维度,共6个条目。采用Likert 10级评分,1分表示“毫无信心”,10分表示“完全有信心”。量表总分为各条目得分的平均分,得分范围1~10分,得分越高表示患者的自我效能水平越高。得分在7分以上说明患者自我效能水平高,低于7分表明自我效能水平低<sup>[20]</sup>,该量表的Cronbach's  $\alpha$ 系数是0.910。本研究中该量表的Cronbach's  $\alpha$ 系数为0.940,KMO统计量为0.934,具有较高的信效度。

## (五)统计学方法

应用SPSS 26.0软件进行统计分析。计量资料

符合正态分布采用均数 $\pm$ 标准差( $\bar{x}\pm s$ )表示,非正态分布则以中位数表示;计数资料采用频数、百分比表示。组间比较采用独立样本 $t$ 检验或单因素方差分析;应用多元线性分层回归方法将前倾特征放入模型1,再加入使能因素形成模型2,最后加入需求因素形成模型3,比较和分析不同因素对MHD患者电子健康素养的作用水平。 $P<0.05$ 为差异有统计学意义。

## 二、结果

### (一)一般情况

本研究共纳入428例MHD患者,年龄20~85岁,平均(54.7 $\pm$ 14.9)岁;男252例(58.9%),女176例(41.1%);透析时间3~302个月,平均(64.0 $\pm$ 53.5)个月。

### (二)自我效能和电子健康素养得分状况

428名MHD患者自我效能均分为(6.55 $\pm$ 1.15)分,其中症状管理维度得分为(6.54 $\pm$ 1.15)分,疾病共性管理维度得分为(6.56 $\pm$ 1.24)分;电子健康素养总分平均为(28.02 $\pm$ 5.29)分,网络健康信息与服务的应用能力维度得分(18.67 $\pm$ 3.48)分,评判能力维度得分为(6.66 $\pm$ 1.65)分,详见表1。

### (三)电子健康素养单因素分析

安德森模型下,不同年龄、文化程度、月收入、网络健康信息搜寻频率、网络健康信息搜寻兴趣、对网络健康信息的态度、透析持续时间、Davies-Stoke评分、自我效能的MHD患者电子健康素养得分比较,差异有统计学意义( $P<0.05$ );不同性别、职业、婚姻状况、医保类型、治疗所在医疗机构级别的MHD患者电子健康素养得分比较差异无统计学意义( $P>0.05$ ,表2)。

### (四)电子健康素养多元线性分层回归分析

以MHD患者电子健康素养总分为因变量,以单因素分析中有统计学意义的因子为自变量(赋值情况见表3)。首先对影响因素进行共线性统计, $VIF<5$ ,说明不存在多重共线性。其次将倾向特征中年龄、文化程度作为自变量构建模型1,结果显示年龄( $\beta=-0.373$ )、文化程度( $\beta=0.164$ )是MHD患者电子健康素养的影响因素。再在模型1的基础上加入使能因素构建模型2,结果显示年龄( $\beta=-0.334$ )、文化程度( $\beta=0.109$ )的影响被削弱,月收入( $\beta=0.114$ )、网络健康信息搜寻频率( $\beta=0.292$ )正向影响电子健康素养,网络健康信息搜寻兴趣因素没有统计学意义。最后加入需求因素形成模型3,结果显示文化程度、月收入、网络健康信息的态度对电子健康素养的影响不再有统计学意义,年龄、网络健康信息搜寻频率对电子健康素养的影响被削弱,需求因素中Davies-Stoke评分( $\beta=-0.091$ )、透析持续时间( $\beta=-0.124$ )、自我效能( $\beta=0.441$ )影响电子健康素养水平(表4)。

表1 MHD患者自我效能和电子健康素养评分

(n=428,分,  $\bar{x} \pm s$ )

| 内容(维度及条目)  | 条目均分      | 维度均分       |
|--|-----------|------------|
| 自我效能   |           |            |
| 症状管理维度   |           | 6.54±1.15  |
| 您对控制自身疾病所引起的疲劳的信心有多大                             | 6.50±1.28 |            |
| 您对控制自身疾病所引起的身体不适或疼痛的信心有多大                        | 6.56±1.31 |            |
| 您对控制自身疾病所引起的情绪压抑的信心有多大                           | 6.52±1.27 |            |
| 您对控制自身疾病所引起的症状或健康问题的信心有多大                        | 6.59±1.30 |            |
| 疾病共性管理维度   |           | 6.56±1.24  |
| 为了减少去看医生的次数可以采取一定的自我保健行为,您对采取这些自我保健行为的信心有多大      | 6.54±1.32 |            |
| 为了减轻疾病给您日常生活所带来的影响,除了使用药物治疗外还可以做一些其他的事,您对此有多大的信心 | 6.58±1.34 |            |
| 总均分  |           | 6.55±1.15  |
| 电子健康素养   |           |            |
| 网络健康信息与服务的应用能力维度                                 |           | 18.67±3.48 |
| 我知道如何通过互联网查找有益的健康资源                              | 3.84±1.01 |            |
| 我知道如何使用互联网回答与健康有关的问题                             | 3.71±0.95 |            |
| 我知道互联网上有哪些健康资源                                   | 3.78±1.04 |            |
| 我知道在互联网上哪里可以找到有用的健康资源                            | 3.62±0.90 |            |
| 我知道如何利用获取的互联网健康资源提升自己                            | 3.72±1.01 |            |
| 评判能力维度   |           | 6.66±1.65  |
| 我具备评估在互联网上找到的健康资源所需的技能                           | 3.32±1.02 |            |
| 我可以在互联网上区分高质量和低质量的健康资源                           | 3.34±1.07 |            |
| 决策能力维度   |           | 2.70±0.93  |
| 我对使用来自互联网的健康信息充满信心                               | 2.70±0.93 |            |
| 总分   |           | 28.02±5.29 |

表2 电子健康素养单因素分析

(n=428)

| 类型            | 变量         | 分类          | 例数(%)      | 电子健康素养(分, $\bar{x} \pm s$ ) | t/F值    | P值      |
|---------------|------------|-------------|------------|-----------------------------|---------|---------|
| 倾向特征          | 性别         | 男性          | 252(58.88) | 28.40±5.29                  | 1.772   | 0.077   |
|               |            | 女性          | 176(41.12) | 27.48±5.26                  |         |         |
|               | 年龄(岁)      | 18~29       | 24(5.61)   | 34.42±3.20                  | 33.744  | < 0.001 |
|               |            | 30~49       | 151(35.28) | 29.38±4.86                  |         |         |
|               |            | 50~69       | 201(46.96) | 27.34±4.64                  |         |         |
|               |            | ≥70         | 52(12.15)  | 23.75±5.54                  |         |         |
|               |            | 文化程度        | 小学及以下      | 114(26.64)                  |         |         |
|               | 初中或高中      | 199(46.49)  | 27.42±5.22 |                             |         |         |
|               | 中专或大专      | 90(21.03)   | 29.27±5.49 |                             |         |         |
|               | 本科及以上      | 25(5.84)    | 33.84±3.21 |                             |         |         |
| 职业            | 农民         | 144(33.64)  | 27.37±5.10 | 1.313                       | 0.264   |         |
|               | 机关、事业单位职员  | 37(8.64)    | 28.19±4.99 |                             |         |         |
|               | 企业职工       | 127(29.67)  | 28.65±5.56 |                             |         |         |
|               | 个体、自由职业者   | 84(19.63)   | 27.75±5.61 |                             |         |         |
|               | 无职业者       | 36(8.41)    | 28.89±4.41 |                             |         |         |
| 婚姻状况          | 未婚/离异/丧偶   | 104(24.30)  | 28.17±5.26 | 0.333                       | 0.740   |         |
|               | 已婚         | 324(75.70)  | 27.98±5.31 |                             |         |         |
| 使能因素          | 月收入(元)     | < 3 000     | 203(47.43) | 27.15±4.88                  | 5.994   | 0.001   |
|               |            | 3 000~4 999 | 131(30.61) | 28.24±5.40                  |         |         |
|               |            | 5 000~7 999 | 60(14.02)  | 28.87±5.83                  |         |         |
|               |            | ≥8 000      | 34(7.94)   | 30.91±5.07                  |         |         |
|               |            | 医保类型        | 城镇职工医疗保险   | 177(41.36)                  |         |         |
| 城镇居民医疗保险      | 221(51.64) | 28.00±5.19  |            |                             |         |         |
| 离休干部医疗保险或其他保险 | 17(3.97)   | 25.88±6.36  |            |                             |         |         |
| 自费            | 13(3.04)   | 27.54±5.09  |            |                             |         |         |
| 网络健康信息搜寻频率    | 偶尔         | 102(23.83)  | 25.55±6.01 | 44.540                      | < 0.001 |         |
|               | 有时         | 205(47.90)  | 27.29±4.51 |                             |         |         |
|               | 经常         | 121(28.27)  | 31.35±4.18 |                             |         |         |

表2(续)

| 类型       | 变量                | 分类         | 例数(%)      | 电子健康素养(分, $\bar{x} \pm s$ ) | t/F值   | P值    |
|----------|-------------------|------------|------------|-----------------------------|--------|-------|
| 需求因素     | 网络健康信息搜寻兴趣        | 非常感兴趣      | 89(20.79)  | 29.18±4.82                  | 3.183  | 0.024 |
|          |                   | 有点感兴趣      | 244(57.01) | 27.98±5.61                  |        |       |
|          |                   | 不感兴趣       | 79(18.46)  | 27.39±4.55                  |        |       |
|          |                   | 非常不感兴趣     | 16(3.74)   | 25.38±5.07                  |        |       |
|          | 对网络健康信息的态度        | 完全相信       | 46(10.75)  | 28.41±5.53                  | 5.648  | 0.001 |
|          |                   | 有点相信       | 289(67.52) | 28.28±5.16                  |        |       |
|          |                   | 不太相信       | 83(19.39)  | 27.71±5.08                  |        |       |
|          |                   | 完全不相信      | 10(2.34)   | 21.50±5.95                  |        |       |
|          | 透析持续时间            | 1年内        | 63(14.72)  | 29.60±4.64                  | 4.841  | 0.003 |
|          |                   | 5年内        | 189(44.16) | 28.43±5.19                  |        |       |
|          |                   | 10年内       | 120(28.04) | 27.29±5.58                  |        |       |
|          |                   | 10年以上      | 56(13.08)  | 26.43±5.13                  |        |       |
|          | Davies-Stoke评分(分) | 0          | 72(16.82)  | 29.58±5.07                  | 4.244  | 0.006 |
|          |                   | 1          | 176(41.12) | 28.23±4.35                  |        |       |
| 2        |                   | 107(25.00) | 27.61±5.48 |                             |        |       |
| ≥3       |                   | 73(17.06)  | 26.60±6.75 |                             |        |       |
| 血液透析中心级别 | 三级医院              | 189(44.16) | 28.39±5.22 | 1.876                       | 0.154  |       |
|          | 二级医院              | 147(34.35) | 27.34±5.46 |                             |        |       |
|          | 乡镇卫生院或独立透析中心      | 92(21.50)  | 28.36±5.11 |                             |        |       |
| 自我效能     | 低水平               | 211(49.30) | 24.77±3.95 | 15.788                      | <0.001 |       |
|          | 高水平               | 217(50.70) | 31.19±4.44 |                             |        |       |

表3 自变量赋值

| 自变量            | 赋值方式   |
|----------------|--|
| 年龄(岁)          | 18~29=1, 30~49=2, 50~69=3, ≥70=4                 |
| 文化程度           | 小学及以下=1, 初中或高中=2, 中专或大专=3, 本科及以上=4               |
| 月收入(元)         | <3 000=1, 3 000~4 999=2, 5 000~7 999=3, ≥8 000=4 |
| 网络健康信息搜寻频率     | 偶尔=1, 有时=2, 经常=3                                 |
| 网络健康信息搜寻兴趣     | 非常感兴趣=1, 有点感兴趣=2, 不感兴趣=3, 非常不感兴趣=4               |
| 对网络健康信息的态度     | 完全相信=1, 有点相信=2, 不太相信=3, 完全不相信=4                  |
| Davies-Stoke评分 | 0=0, 1=1, 2=2, ≥3=3                              |
| 透析持续时间         | 1年内=1, 5年内=2, 10年内=3, 10年以上=4                    |
| 自我效能           | 低水平=1, 高水平=2                                     |

### 三、讨论

#### (一)MHD患者电子健康素养现状

近年来,迅速发展的网络增加了对健康数据信息的访问,要求用户拥有研究分析健康数据信息的综合能力。因此,在互联网时代电子健康素养已成为重要的能力指标,直接影响人们通过网络获得健康数据信息、使用健康数据信息和进行健康护理。本研究结果显示,MHD患者电子健康素养得分为28.02分,低于Cherid等<sup>[21]</sup>调查的加拿大老年骨折患者的电子健康素养水平[29.0(24.0~32.0)分],可能因为我国MHD患者电子健康信息普及率低、电子干预手段单一、电子健康教育效果不佳;但结果明显高

于罗辉芳等<sup>[22]</sup>调查的类风湿关节炎患者的电子健康素养水平[(14.57±10.05)分],也高于赵煜华等<sup>[15]</sup>调查的肠造口患者的电子健康素养水平[(24.05±6.29)分]。说明我国在慢性肾脏病领域的互联网健康教育普及程度正日趋完善,越来越多的MHD患者愿意通过互联网来获取健康信息。

电子健康素养各维度条目均分从高到低依次是网络健康信息与服务的应用能力、评判能力和决策能力,与James等<sup>[23]</sup>的研究结果一致,说明MHD患者从某种层面可以使用网络健康数据信息,但个人可能没有足够的电子健康素养来评估健康信息的质量或做出最正确的选择<sup>[24-25]</sup>。而具有更好的电子健康素养的个人可以获取更准确的健康相关信息,更好地评估信息的可信度,提高自我管理能力和自我管理能力,更有效地参与治疗和护理决策<sup>[26]</sup>。可通过培养MHD患者从互联网获取数据信息、自主处理和解决某些健康问题的能力,从而提高患者健康素养水平。因此,医务人员应加强对MHD患者网络健康数据信息评测能力的培训,告知患者通过权威的健康科普途径,如权威机构的微信公众号或小程序了解健康知识,指导患者如何使用网络查找和辨别信息;网络健康信息的提供方应提高网络宣传力度,让患者更容易找到自己需要的优质健康信息;政府和行政机构还应完善相关法律法规,加强对互联网健康信息发布的监管,改善互联网健康信息环境。

#### (二)MHD患者电子健康素养的影响因素

本研究在安德森模型的理论指导下,经多因素分析,结果显示倾向特征中的年龄,使能因素中网

表4 电子健康素养的多元线性分层回归分析

| 因素              | B值     | SE值   | $\beta$ 值 | t值     | P值      | R <sup>2</sup> | $\Delta R^2$ | F值     |
|-----------------|--------|-------|-----------|--------|---------|----------------|--------------|--------|
| 第一层(倾向特征)       |        |       |           |        |         | 20.6%          | 20.2%        | 55.100 |
| (常量)            | 32.775 | 1.195 | —         | 27.425 | < 0.001 |                |              |        |
| 年龄              | -2.59  | 0.317 | -0.373    | -8.182 | < 0.001 |                |              |        |
| 文化程度            | 1.033  | 0.287 | 0.164     | 3.599  | < 0.001 |                |              |        |
| 第二层(使能因素)       |        |       |           |        |         | 32.3%          | 31.5%        | 24.439 |
| (常量)            | 28.303 | 1.537 | —         | 18.412 | < 0.001 |                |              |        |
| 年龄              | -2.314 | 0.298 | -0.334    | -7.778 | < 0.001 |                |              |        |
| 文化程度            | 0.682  | 0.271 | 0.109     | 2.516  | 0.012   |                |              |        |
| 月收入             | 0.632  | 0.230 | 0.114     | 2.746  | 0.006   |                |              |        |
| 网络健康信息搜寻频率      | 2.145  | 0.307 | 0.292     | 6.988  | < 0.001 |                |              |        |
| 网络健康信息搜寻兴趣      | -0.525 | 0.294 | -0.073    | -1.786 | 0.075   |                |              |        |
| 第三层(需求因素)       |        |       |           |        |         | 51.6%          | 50.5%        | 41.501 |
| (常量)            | 25.516 | 1.575 | —         | 16.197 | < 0.001 |                |              |        |
| 年龄              | -1.658 | 0.261 | -0.239    | -6.364 | < 0.001 |                |              |        |
| 文化程度            | 0.287  | 0.234 | 0.046     | 1.225  | 0.221   |                |              |        |
| 月收入             | 0.364  | 0.199 | 0.065     | 1.834  | 0.067   |                |              |        |
| 网络健康信息搜寻频率      | 1.300  | 0.271 | 0.177     | 4.792  | < 0.001 |                |              |        |
| 网络健康信息搜寻兴趣      | -0.124 | 0.282 | -0.017    | -0.44  | 0.66    |                |              |        |
| 对网络健康信息的态度      | -0.607 | 0.332 | -0.071    | -1.827 | 0.068   |                |              |        |
| Davies-Stoke 评分 | -0.499 | 0.192 | -0.091    | -2.593 | 0.01    |                |              |        |
| 透析持续时间          | -0.735 | 0.204 | -0.124    | -3.593 | < 0.001 |                |              |        |
| 自我效能            | 4.657  | 0.403 | 0.441     | 11.548 | < 0.001 |                |              |        |

络信息搜索频率,需求因素中自我效能、透析持续时间、Davies-Stoke 评分是电子健康素养的主要影响因素,具体分析如下。

### 1. 倾向特征

本研究结果显示,年龄是MHD患者电子健康素养的重要影响因素。年龄越小,电子健康素养水平越高,与Austin等<sup>[27]</sup>研究结果一致。原因可能是我国互联网教育普及率越来越高,年轻人更愿意使用互联网技术来提高自身的健康知识水平;也与老年人机体功能开始出现不同程度的衰弱,接受新事物能力低,对电子健康信息的理解、应用能力差有关<sup>[28]</sup>。为提升老年患者电子健康素养水平,产品提供方应最大限度利用科技手段提升网络健康信息获取的便利性,如通过调整页面字体大小或设置语音播放等形式设计简单易用的应用程序,以提高老年人在查找和使用在线健康信息方面的熟练程度和舒适度。医护人员应针对老年患者进行电子健康培训,同时做好照顾者的宣教,共同鼓励和引导老年MHD患者利用电子健康信息做好自我管理。

### 2. 使能因素

经常使用互联网搜索健康信息的患者与偶尔使用的患者相比,拥有更高的电子健康素养,与其他研究一致<sup>[29-30]</sup>。说明患者频繁地搜寻网络健康信息可能会拥有更高的电子健康素养,可能因常常运用网络搜索健康数据信息,其网络使用能力有了明

显的提高。本研究也发现许多MHD患者目前使用互联网和智能手机,并有兴趣使用移动医疗解决具体的健康问题,但很少有人使用移动医疗应用程序或拥有足够的电子医疗知识。由此可见,医护人员可以调查MHD患者对网络健康信息的具体需求,并开发针对不同需求的健康管理软件和学习平台。同时由于医学知识的特殊性,存在一定程度的理解困难,建议网络健康信息尽量使用通俗易懂的语言进行描述,以此增加患者搜索健康信息的频率。

### 3. 需求因素

本研究中,MHD患者自我效能均分为(6.55±1.15)分,处于低水平,且自我效能对电子健康素养影响最大,并呈正相关,这与田青等<sup>[31]</sup>研究结果一致。原因可能是高水平自我效能的人群在接受、理解和应用血液透析相关知识方面更有信心,从而可能拥有更高的电子健康素养。其他针对不同人群的研究同样证实,自我效能与电子健康素养水平呈正相关<sup>[32-34]</sup>。有研究显示,移动医疗护理方式下的精准综合管理,能够显著提升血液透析患者营养水平,提高干体重和液体管理效率<sup>[35]</sup>。因此,医疗服务提供者应借助互联网、物联网、人工智能等信息技术,根据自我效能理论通过语言激励、间接性经验学习等措施<sup>[36]</sup>提高患者的电子健康素养,以促进其自我管理行为。

有研究表明病程对患者电子健康素养存在影响<sup>[37]</sup>。本研究结果显示,透析持续时间在1年内的

患者比透析持续时间10年以上的患者电子健康素养高。这可能因为刚开始透析的患者,对疾病相关知识的储备不足,急于采用各种途径来获取相关知识,而基于网络的健康信息又方便获取,因此利用电子健康信息的可能性就越大<sup>[4]</sup>。透析时间较长的患者自认为“久病成医”,足够掌握疾病知识,对网络健康信息的渴求度不大,并且伴随着透析时间的增加,部分患者也许会消极负面应对日常生活和治疗,而不太愿意主动寻求网络健康信息。因此,针对透析持续时间短的患者,要指导其评估健康信息的准确性和可靠度,以防其获得错误信息后导致不良后果;对透析持续时间长的患者要加强教育,更新其疾病相关知识,不断增强其网络健康知识的感知性,从而提高其电子健康素养水平。

Davies-Stoke评分越高,合并症负担越重的MHD患者其电子健康素养越低。可能是此类人群由于受到疾病带来的诸多并发症的困扰,降低了机体体力活动水平,影响患者的身心健康,很难花费更多的时间和精力通过互联网来解决自身问题,患者更倾向于直接寻找医护人员面对面求助。由此提示,医护人员应该帮助疾病处于不同阶段的患者在互联网上寻找相应的并发症预防和处理知识。科室在确定MHD患者电子健康素养干涉方案时,需重点关注合并症重人群的特征,加强患者对电子健康数据信息媒介的准确认知,引领其主动寻找电子健康数据信息资源,进而提升其电子健康素养水平。

随着科学技术的飞速发展以及公众越来越多地使用电子医疗服务,了解如何更好地从数字医疗服务时代受益至关重要。本研究中MHD患者电子健康素养处于低水平,自我效能、年龄、透析持续时间、Davies-Stoke评分和网络健康信息搜寻频率对MHD患者的电子健康素养有显著影响。这就要求医护人员重点关注自我效能低、年龄大、透析时间长、Davies-Stoke评分高的患者,并给予针对性干预,提高他们网络健康信息搜寻频率以及寻找健康相关决策和评估在线资源可信度的能力。同时,建议建立专业信息管理平台,将电子健康素养纳入血液透析患者管理,提高医疗环境智慧化程度和患者的电子健康素养水平。本研究的局限性在于所有的研究对象都接触过互联网,未接触过互联网的患者被排除在外,这可能会导致选择偏倚,即互联网用户参与者可能拥有较高的电子健康素养。因此,结果可能无法推广到所有MHD患者,未来的研究应考虑结合质性研究扩大研究对象的范围和研究内容的深度,以确保普遍性。

#### 参考文献

[1] 郝思嘉,赵璐,邬碧波,等. 2016—2018年上海市慢性

肾脏病高风险人群流行病学调查[J]. 陆军军医大学学报,2023,45(1):86-92

- [2] 罗燕,张华,李雪芹,等. 维持性血液透析病人延续性护理需求的调查分析[J]. 护理研究,2018,32(1):120-122
- [3] NORMAN C D,SKINNER H A. eHealth literacy: essential skills for consumer health in a networked world[J]. J Med Internet Res,2006,8(2):e9
- [4] 封蕾,庞微微,李云姝,等. 电子健康素养对维持性透析患者生活质量的影响[J]. 中国血液净化,2019,18(9):611-614
- [5] ADESEUN G A,BONNEY C C,ROSAS S E. Health literacy associated with blood pressure but not other cardiovascular disease risk factors among dialysis patients[J]. Am J Hypertens,2012,25(3):348-353
- [6] CAVANAUGH K L,WINGARD R L,HAKIM R M, et al. Low health literacy associates with increased mortality in ESRD[J]. J A m Soc Nephrol,2010,21(11):1979-1985
- [7] GREEN J A,MOR M K, ANNE M S, et al. Associations of health literacy with Dialysis adherence and health resource utilization in patients receiving maintenance hemodialysis[J]. Am J Kidney Dis,2013,62(1):73-80
- [8] 陈书培,徐爱军,乔学斌. 基于安德森模型对我国独生子女父母机构养老意愿及影响因素的研究[J]. 中国医疗管理科学,2022,12(5):45-49
- [9] 范成鑫,尹文强,王相印,等. 基于Anderson模型的突发公共卫生事件应急健康教育现状及影响因素研究——以日照市居民为例[J]. 现代预防医学,2021,48(24):4487-4490,4509
- [10] 刘春光,代震,崔丽伟,等. 老龄化背景下山东省农村老年人家庭医生签约行为分析[J]. 中国卫生事业管理,2022,39(5):362-366
- [11] 卢珊,李月娥. Anderson医疗卫生服务利用行为模型:指标体系的解读与操作化[J]. 中国卫生经济,2018,37(9):5-10
- [12] 熊芮,樊丹丹,杨玉洁,等. 维持性血液透析患者电子健康素养与网络健康信息搜寻行为的研究[J]. 华西医学,2022,37(11):1690-1696
- [13] 黄佩宣,杨玉洁,熊芮,等. 维持性血液透析患者电子健康素养现状及影响因素分析[J]. 华西医学,2022,37(9):1322-1327
- [14] 李佩瑶,陈璇,张红梅. 老年糖尿病患者电子健康素养现状及其影响因素分析[J]. 现代临床护理,2021,20(11):8-14
- [15] 赵煜华,王俊霞,吴田瑞,等. 肠造口患者电子健康素养现状及影响因素分析[J]. 护理管理杂志,2021,21(11):805-809,818

- [16] DAVIES S J, PHILLIPS L, NAISH P F, et al. Quantifying comorbidity in peritoneal dialysis patients and its relationship to other predictors of survival[J]. *Nephrol Dial Transplant*, 2002, 17(6): 1085-1092
- [17] 郭帅军, 余小鸣, 孙玉颖, 等. eHEALS健康素养量表的汉化及适用性探索[J]. *中国健康教育*, 2013, 29(2): 106-108, 123
- [18] 周寒寒, 郑爱明. 社区老年人电子健康素养现状及影响因素分析[J]. *南京医科大学学报(社会科学版)*, 2018, 18(6): 455-458
- [19] LORIG K R, SOBEL D S, RITTER P L, et al. Effect of a self-management program on patients with chronic disease[J]. *Eff Clin Pract*, 2001, 4(6): 256-262
- [20] BODENHEIMER T, LORIG K, HOLMAN H, et al. Patient self-management of chronic disease in primary care [J]. *JAMA*, 2002, 288(19): 2469-2475
- [21] CHERID C, BAGHDADLI A, WALL M, et al. Current level of technology use, health and eHealth literacy in older Canadians with a recent fracture—a survey in orthopedic clinics[J]. *Osteoporos Int*, 2020, 31(7): 1333-1340
- [22] 罗辉芳, 黄颜怡, 宋嘉婷, 等. 类风湿关节炎患者电子健康素养与服药依从性调查[J]. *中国临床研究*, 2022, 35(4): 534-538
- [23] JAMES D C S, HARVILLE C 2nd. eHealth literacy, online help-seeking behavior, and willingness to participate in mHealth chronic disease research among African Americans, Florida, 2014—2015 [J]. *Prev Chronic Dis*, 2016, 13: E156
- [24] NETER E, BRAININ E. eHealth literacy: extending the digital divide to the realm of health information [J]. *J Med Internet Res*, 2012, 14(1): e19
- [25] ZRUBKA Z, BRITO FERNANDES Ó, BAJI P, et al. Exploring eHealth literacy and patient-reported experiences with outpatient care in the Hungarian general adult population: cross-sectional study [J]. *J Med Internet Res*, 2020, 22(8): e19013
- [26] NEJATI B, LIN C C, AARONSON N K, et al. Determinants of satisfactory patient communication and shared decision making in patients with multiple myeloma [J]. *Psycho-oncology*, 2019, 28(7): 1490-1497
- [27] AUSTIN D W, BHOLA P, TEBBLE C, et al. Preferences for online mental health services among Australian and Indian samples: a cross-cultural comparison [J]. *Psychol Stud*, 2018, 63(4): 376-383
- [28] 刘珍, 张晗, 张艳, 等. 郑州市农村老年人电子健康素养现状及影响因素分析[J]. *现代预防医学*, 2020, 47(2): 283-286, 309
- [29] VILLANI D, COGNETTA C, REPETTO C, et al. Promoting emotional well-being in older breast cancer patients: results from an eHealth intervention [J]. *Front Psychol*, 2018, 9: 2279
- [30] BERKOWSKY R W. Exploring predictors of eHealth literacy among older adults: findings from the 2020 CAL-SPEAKS survey [J]. *Gerontol Geriatr Med*, 2021, 7: 23337214211064227
- [31] 田青, 姜亚芳, 向晶, 等. 血液透析患者健康素养现状及其影响因素分析[J]. *中国护理管理*, 2018, 18(4): 492-496
- [32] 宗明灿, 忻笑, 倪雪萍, 等. 自我效能和治疗依从性在高血压患者电子健康素养和血压控制间的链式中介作用[J]. *军事护理*, 2022, 39(9): 45-48, 64
- [33] 张霞, 冯世平, 曾书萍, 等. 2型糖尿病患者电子健康素养与自我效能感及自我管理行为的现状及相关性分析[J]. *现代临床医学*, 2022, 48(3): 170-174
- [34] 张微, 赵雅宁, 刘瑶, 等. 信息自我效能在社区居民家庭关怀度与电子健康素养间的中介效应研究[J]. *军事护理*, 2022, 39(9): 29-32
- [35] 张娜, 陆晓青, 姬永辉, 等. 基于移动医疗模式下的精准管理在老年血液透析患者中的应用[J]. *中华现代护理杂志*, 2022, 28(13): 1792-1796
- [36] 耿朝辉, 袁长蓉. 构建移动医疗领域健康行为干预模式的常用理论框架[J]. *解放军护理杂志*, 2016, 33(3): 43-47, 51
- [37] 厉锦巧. 冠心病患者电子健康素养现状及其与生活质量的相关性研究[D]. 杭州: 杭州师范大学, 2019

(本文编辑: 姜鑫)

## Current status and influencing factors of electronic health literacy in maintenance hemodialysis patients based on the Anderson model

XU Jun<sup>1,2</sup>, JI Xiaojing<sup>2</sup>

1. Institute of Hospital Management, 2. Blood Purification Center, Northern Jiangsu People's Hospital, Yangzhou 225000, China

**Abstract:** This study selected 428 maintenance hemodialysis patients treated at different levels of medical institutions in Yangzhou from September to November 2022 using convenience sampling. Based on the Anderson model, this study adopts SPSS26.0 descriptive analysis, Chi-square test and multiple linear hierarchical regression to explore the status and influencing factors of e-health literacy among maintenance hemodialysis patients. The results showed that these patients' total score of e-health literacy was at a low level and required further improvement. Age ( $\beta=-0.239$ ), frequency of searching Internet health information ( $\beta=0.177$ ), self-efficacy ( $\beta=0.441$ ), dialysis duration ( $\beta=-0.124$ ) and Davies-Stoke score ( $\beta=-0.091$ ) were the main contributing factors to the e-health literacy of maintenance hemodialysis patients ( $P<0.05$ ). Targeted intervention and guidance should be given to patients with older age, long duration of dialysis, higher comorbidity burden, and low self-efficacy. Meanwhile, increasing patients' frequency of online health information search is essential to improve their e-health literacy.

**Key words:** Anderson model; maintenance hemodialysis; e-health literacy; health education