

# 我国老年人自我药疗对医疗支出、健康状况的影响——基于2018年CHARLS数据的实证分析<sup>△</sup>

严小雨\*,常峰#,路云,杨奕(中国药科大学国际医药商学院,南京 211198)

中图分类号 R95 文献标志码 A 文章编号 1001-0408(2022)20-2438-05

DOI 10.6039/j.issn.1001-0408.2022.20.02



**摘要** **目的** 探究我国老年人自我药疗对医疗支出及健康状况的影响,为老龄化背景下老年患者的医疗服务选择和健康状况改善提供理论参考。**方法** 基于2018年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,分别利用Tobit回归模型和有序Probit回归模型实证研究老年人自我药疗对医疗支出及健康状况的影响,并进行稳健性检验和异质性分析,以分析模型结果的稳健性和不同个体自我药疗对医疗支出、健康状况影响的差异性。**结果** 9 770位受访者的平均年龄为68.8岁,74.5%为小学及以下文化程度,多居住在农村地区或户口类型为农业户口;近半数受访者的自评健康状况为“一般”,85.0%的受访者患有慢性疾病,近半数受访者存在不同程度的失能;有60.7%的受访者进行过自我药疗;受访者医疗支出的对数平均值为8.8。Tobit回归结果显示,老年人的自我药疗行为会使医疗支出(取对数值)显著降低0.116个单位( $P<0.05$ )。有序Probit回归结果显示,自我药疗对健康状况有显著负向影响( $P<0.01$ )。稳健性检验结果与Tobit回归和有序Probit模型结果基本一致;异质性分析结果表明,小学及以下文化程度、患有慢性疾病人群的自我药疗虽能降低医疗支出,但其健康风险更高。**结论** 自我药疗虽能够缓解医疗负担、降低医疗费用,但在一定程度上损害了老年人的健康状况;可通过采取鼓励合理的自我药疗、加强居民自我用药教育等措施来尽量避免其带来的健康损害,使其在医疗保健系统中发挥积极作用。

**关键词** 老年人;自我药疗;医疗支出;健康状况;影响因素;实证分析

## Influence of self-medication on medical expenditure and health status of the elderly in China: empirical analysis based on 2018 CHARLS data

YAN Xiaoyu, CHANG Feng, LU Yun, YANG Yi (School of International Pharmaceutical Business, China Pharmaceutical University, Nanjing 211198, China)

**ABSTRACT** **OBJECTIVE** To explore the influence of self-medication on medical expenditure and health status of the elderly in China, so as to provide theoretical reference for the selection of medical services and the improvement of health status of elderly patients under the background of aging. **METHODS** Based on the 2018 China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) data, Tobit regression model and ordered Probit regression model were adopted to empirically study the influence of self-medication on medical expenditure and health status of the elderly. In addition, a robustness test was performed to verify the robustness of the model results, and a heterogeneity analysis was conducted to explore the difference of the influence of self-medication on medical expenditure and health status among different individuals. **RESULTS** The average age of the 9 770 respondents was 68.8 years old, 74.5% of whom had primary school education or less, and most of them lived in rural areas or had a agricultural household registration type; nearly half of the respondents rated their health status as “fair”, 85.0% of respondents suffered from chronic diseases, and virtually half had varying degrees of disability. A total of 60.7% of respondents had self-medicated, and the log mean of the respondents’ medical expenditures was 8.8. Tobit regression results showed that self-medication behaviors in the elderly significantly reduced medical expenditure (logarithmically) by 0.116 units ( $P<0.05$ ). The results of ordered Probit regression showed that self-medication had a significant negative impact on health status ( $P<0.01$ ). The results of the robustness test were consistent with the results of the Tobit regression and ordered Probit models. The results of the heterogeneity analysis suggested that the self-medication of people with primary education or less and chronic diseases may reduce medical expenditure, but at a higher health risk. **CONCLUSIONS** While self-medication can alleviate the medical burden and reduce medical expenditure, it damages the health of the elderly to a certain extent. Therefore, it can play a positive role in the health care system by encouraging rational self-medication and enhancing self-medication education to avoid health damage.

**KEYWORDS** elderly; self-medication; medical expenditure; health status; influencing factors; empirical analysis

<sup>△</sup> 基金项目 国家医疗保障局规划财务和法规司服务购买项目

\* 第一作者 硕士研究生。研究方向:医疗保障政策、药物经济学。

E-mail: 3220040576@stu.cpu.edu.cn

# 通信作者 教授,博士生导师。研究方向:药品价格与采购政策、卫生技术评估。E-mail: cpcuf@163.com

近年来,我国人口老龄化的趋势日益加剧,2021年国家统计局发布的第7次全国人口普查数据显示,2020年我国总人口数为14.118亿,其中60岁及以上人口2.64

亿,65岁及以上人口1.91亿,分别占总人口的18.7%和13.5%<sup>[1]</sup>。随着年龄的增长,身体机能逐渐下降,健康状况也逐渐恶化,人们对医疗服务的需求也随之增加,导致医疗费用不断攀升,给个人和社会都带来了沉重的经济负担。为了减轻医疗支出带来的经济压力,不少患者自主选择和使用药物来进行自我药疗<sup>[2]</sup>。世界卫生组织(WHO)将自我药疗定义为通过自主选择和使用药品来处理自我认识的症状和疾病的行为<sup>[3]</sup>。在世界范围内,自我药疗都是各国医疗保健的一个重要组成部分,且各国的自我药疗率均居高不下<sup>[4]</sup>。据报道,欧洲国家的自我药疗率为68%,美国为77%,科威特为92%,印度为31%,尼泊尔为59%<sup>[5]</sup>。王壮飞等<sup>[6]</sup>基于中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)2011、2013、2015年的数据发现,我国中老年人自我药疗的平均发生率为45.52%。如果人们在自我药疗时足够了解药物的剂量、给药时间、过量服用的副作用等,自我药疗是安全的,并且可在一定程度上发挥积极作用,如节省稀缺的医疗资源、减轻由医护人员不足所造成的医疗服务压力、降低医疗成本等;但由于自我药疗者缺乏相关信息或对部分信息认知有误,自我药疗可能存在一定风险,如未能识别或自我诊断禁忌证、药物相互作用、警告和预防措施等,导致严重不良反应的发生,给使用者带来极大的健康损害<sup>[7]</sup>。目前,国内针对自我药疗的研究大多聚焦于老年人自我药疗及其影响因素、自我药疗的风险研究等领域<sup>[8-10]</sup>,极少关注自我药疗行为对我国老年人医疗支出和健康状况的影响。为此,本研究拟利用2018年CHARLS的有关数据,探究我国老年人自我药疗对医疗支出及健康状况的影响,以期为老龄化背景下老年患者的医疗服务选择和健康状况改善提供理论参考。

## 1 资料与方法

### 1.1 数据来源

本研究使用的数据来自CHARLS<sup>[11]</sup>,该调查旨在提供代表我国45岁及以上中老年人个人及家庭的全面、高质量的微观数据,包括人口背景、家庭特征、健康行为、医疗保险行为和退休情况等。CHARLS的基线访谈始于2011年,同一受访者每2~3年追踪1次,调查样本覆盖我国150个县、450个村约1万户家庭的1.7万人。本研究以2018年CHARLS数据中60岁及以上的老年人为对象,提取受访者的基本特征、健康状况、医疗保健和保险等数据进行分析。因本研究重点分析自我药疗对我国老年人医疗支出和健康状况的影响,故提取数据后删除了部分题项未回答或答案不明确的样本,最终纳入了9 770位受访者的数据。

### 1.2 变量设定

1.2.1 因变量 由于本研究旨在探讨老年人自我药疗对医疗支出和健康状况的影响,故课题组结合相关文献<sup>[12]</sup>和CHARLS数据,选择医疗支出(含门诊和住院医疗支出)和健康状况为因变量。其中,门诊医疗支出来

自CHARLS问卷中的题项——“您过去1个月去医疗机构门诊看病的总费用大概是多少”;住院医疗支出来自CHARLS问卷中的题项——“您过去1年住院的总费用(包括自付和报销部分的总费用)大概是多少”;总医疗支出由年门诊支出(以月门诊支出换算而成)与年住院支出加合而成。由于医疗支出存在零值问题使得该变量呈偏态分布,因此本研究对医疗支出数据作对数处理。健康状况变量来自CHARLS问卷中的题项——“您认为您的健康状况怎样(很好、好、一般、不好、很不好)”,为简化此因变量,本研究将其设为3个有序类别:差=1、一般=2、好=3,即健康状况为序次因变量。

1.2.2 自变量 本研究以是否进行过自我药疗为自变量。自我药疗的衡量标准是过去1个月是否自己买药服用(不包括凭处方取药)。将自变量设定为二值虚拟变量,当受访者进行过自我药疗时,取值为1,反之取值为0。

1.2.3 控制变量 为了避免因变量遗漏而导致的预估结果偏差,本研究借鉴安德森医疗服务利用影响模型<sup>[13]</sup>,纳入了预置因素、能力因素、健康因素共3个类别的11个控制变量。其中,预置因素包括年龄、性别、居住地区、户口类型、婚姻状况、受教育程度;能力因素包含个人参加医疗保险情况、是否参加养老保险和家庭经济情况;健康因素主要包括是否患慢性疾病及失能程度。

### 1.3 模型构建

1.3.1 Tobit回归模型 医疗支出是本研究的重要因变量之一,由于CHARLS数据中大部分实际医疗支出为0,不符合正态分布,若使用普通最小二乘法进行多元线性回归可能会导致有偏估计。因此,本研究借鉴相关文献方法<sup>[14]</sup>,引入Tobit回归模型来预测自我药疗对医疗支出的影响。Tobit回归模型又称删失回归模型,是一种因变量虽大致在正值上连续分布,但包含一部分取值为0的观察值的模型。Tobit回归模型可定义为一个潜变量模型<sup>[15]</sup>,其模型表达式如下:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & y_i^* > 0 \\ 0 & y_i^* \leq 0 \end{cases} \dots\dots\dots \text{公式(1)}$$

$$y_i^* = \beta_1 X + \beta_2 C_i + u_i \dots\dots\dots \text{公式(2)}$$

式中, $y_i^*$ 为潜变量,当 $y_i^* > 0$ 时, $y_i^* = y_i$ ;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 表示待估计的系数; $X$ 表示是否进行过自我药疗; $C_i$ 是包括人口、疾病状况、经济在内的其他控制因素的向量; $u_i$ 表示误差项, $u_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

1.3.2 有序Probit回归模型 本研究反映健康状况的因变量是有序的离散数据,对于研究变量为离散型变量的,利用有序Probit回归模型进行回归拟合是较为理想的估计方法<sup>[16]</sup>。健康状况有序Probit回归模型的表达式如下:

$$Y = a_0 + a_1 X + a_2 C_i + \varepsilon \dots\dots\dots \text{公式(3)}$$

式中, $Y$ 代表受访者的自评健康状态; $a_0$ 为常数项; $a_1$ 、 $a_2$ 表示待估计的系数; $\varepsilon$ 表示误差项且服从正态分布。

1.3.3 稳健性检验 为检验评价方法和指标解释能力的稳健性,通常会对模型设定进行合理修改,计算稳健

性检验模型对基准模型估计结果的支持程度<sup>[17]</sup>。目前,常用的稳健性检验手段为替换因变量、关键自变量及回归模型、改变数据源或样本大小、纳入额外的控制变量或虚拟变量等。本研究采用2种方法检验模型稳健性:(1)替换回归模型,采用两部模型预测老年人自我药疗对医疗支出的影响。两部模型是针对受限因变量而展开回归分析的回归模型,在两部模型中,第一部分使用二元选择模型(Logit回归模型或Probit回归模型)预测二元离散变量,第二部分使用线性回归模型(普通最小二乘模型或广义线性模型)拟合连续变量<sup>[18]</sup>。(2)借鉴文献方法<sup>[19]</sup>,将自评健康状况转化为二值虚拟变量并采用二元Logit模型进行回归拟合,分析自我药疗对健康状况的影响。其中,健康状况被设定为0(健康状况一般、健康状况差)或1(健康状况好)。

1.3.4 异质性分析 由于不同个体间的自我药疗对医疗支出、健康状况影响可能存在差异性,因此本研究采取分组回归就不同的患者类型对结果的影响进行异质性分析<sup>[20]</sup>。

#### 1.4 统计学方法

本研究使用Stata 14.0、SPSS 25.0软件对数据进行录入、整理和模型构建。描述性统计中的定量资料以 $\bar{x} \pm s$ 表示,定性资料以频数或率表示。模型回归分析、异质性分析及稳健性检验的检验水准均为 $\alpha=0.05$ 。

## 2 结果

### 2.1 描述性统计分析结果

受访者各变量的描述性统计结果见表1。由表1可见,9 770位受访者的平均年龄为68.8岁,74.5%为小学及以下文化程度,多居住在农村地区或户口类型为农业户口;近半数受访者的自评健康状况为“一般”,85.0%的受访者患有慢性疾病,近半数受访者存在不同程度的失能;有60.7%的受访者进行过自我药疗;受访者医疗支出的对数平均值为8.8。

### 2.2 自我药疗对医疗支出的影响因素分析结果

自我药疗对医疗支出影响因素的Tobit回归分析结果见表2。由表2可见,受访者自我药疗行为的发生使得医疗支出的对数值显著降低了0.116个单位,差异具有统计学意义( $P<0.05$ ),表明自我药疗能够显著促进医疗支出的降低。预置因素中,受访者性别、居住地区、户口类型均能够显著影响医疗支出( $P<0.05$ );通过分析回归系数大小和方向发现,女性受访者的医疗支出比男性受访者低0.149个单位,未居住在城或镇中心区的受访者的医疗支出要比居住在城或镇中心区的受访者低0.188个单位,非农业户口的受访者的医疗支出比农业户口多0.285个单位。能力因素中,仅养老保险能够显著影响受访者的医疗支出( $P<0.05$ ),参加养老保险能够使受访者的医疗支出降低0.254个单位。健康因素中,是否患有慢性疾病与失能程度均能够显著影响受访者的医疗支出( $P<0.05$ ),其中患慢性疾病受访者的医疗支出比未患慢性疾病受访者多0.595个单位,且失能受访者的医疗支出比未失能受访者更多。

表1 受访者各变量的描述性统计结果

变量名称	赋值	数值
因变量		
医疗支出	门诊、住院支出(取对数值)	8.8±1.5 <sup>a</sup>
健康状况	1=差 2=一般 3=好	3 016(30.9) <sup>b</sup> 4 695(48.1) <sup>b</sup> 2 059(21.1) <sup>b</sup>
自变量		
自我药疗	0=否 1=是	3 842(39.3) <sup>b</sup> 5 928(60.7) <sup>b</sup>
预置因素		
年龄/岁	连续变量	68.8±6.6 <sup>c</sup>
性别	1=男性 2=女性	4 836(49.5) <sup>b</sup> 4 934(50.5) <sup>b</sup>
居住地区	1=城或镇中心区 2=城乡或镇乡结合区 3=农村 4=特殊区域	1 902(19.5) <sup>b</sup> 640(6.6) <sup>b</sup> 7 203(73.7) <sup>b</sup> 25(0.3) <sup>b</sup>
户口类型	1=农业户口 2=非农业户口 3=统一居民户口 4=没有户口	7 410(75.8) <sup>b</sup> 2 211(22.6) <sup>b</sup> 148(1.5) <sup>b</sup> 1(<0.01) <sup>b</sup>
受教育程度	1=小学及以下 2=初高中 3=大学及以上	7 274(74.5) <sup>b</sup> 2 426(24.8) <sup>b</sup> 70(0.7) <sup>b</sup>
婚姻状况	0=未婚 1=已婚	1 968(20.1) <sup>b</sup> 7 802(79.9) <sup>b</sup>
能力因素		
医疗保险	0=否 1=是	278(2.8) <sup>b</sup> 9 492(97.2) <sup>b</sup>
养老保险	0=否 1=是	879(9.0) <sup>b</sup> 8 891(91.0) <sup>b</sup>
家庭经济	家庭总收入(取对数值)	9.3±1.5 <sup>a</sup>
健康因素		
是否患有慢性疾病	0=否 1=是	1 468(15.0) <sup>b</sup> 8 302(85.0) <sup>b</sup>
失能程度	0=未失能(IADL=0且ADL=0) 1=轻度失能(仅IADL=1~6) 2=中度失能(ADL=1~3) 3=重度失能(ADL=4~6)	5 186(53.1) <sup>b</sup> 3 794(38.8) <sup>b</sup> 688(7.0) <sup>b</sup> 102(1.0) <sup>b</sup>

a:  $\bar{x} \pm s$ ; b: 人数(占比); c: IADL指工具性日常生活能力(instrumental activities of daily living),包含做家务、做饭、购物、打电话、吃药、管理财务6项; d: ADL指日常生活能力(activities of daily living),包括洗澡、吃饭、穿衣、室内活动、上厕所、控制大小便6项;失能:ADL或IADL活动中任意1项有困难需要帮助才能完成或无法完成

### 2.3 自我药疗对健康状况的影响因素分析结果

自我药疗对健康状况影响因素的有序Probit回归分析结果见表3。由表3可见,自我药疗对健康状况有显著的负向影响( $P<0.05$ ),即受访者的自我药疗行为会在一定程度上损害其健康状况。预置因素中,受访者的性别、居住地区、受教育程度均与健康状况存在显著的相关关系( $P<0.05$ );通过分析回归系数大小和方向发现,女性受访者的健康状况更差,未居住在城或镇中心区的受访者的健康状况要差于居住在城或镇中心区的受访者,小学及以下文化程度受访者的健康状况要差于其他文化程度的受访者。能力因素中,家庭经济可显著影响受访者的健康状况且呈正相关关系( $P<0.05$ ),即

**表2 自我药疗对医疗支出影响因素的Tobit回归分析结果**

变量	回归系数	标准误	t	P	95%置信区间
自我药疗	-0.116	0.056	-2.070	0.039	(-0.227, -0.006)
年龄	-0.002	0.004	-0.480	0.634	(-0.010, 0.006)
性别	-0.149	0.056	-2.670	0.008	(-0.259, -0.040)
居住地区	-0.188	0.042	-4.490	<0.001	(-0.270, -0.106)
户口类型	0.285	0.070	4.050	<0.001	(0.147, 0.423)
受教育程度	0.005	0.064	0.090	0.931	(-0.119, 0.130)
婚姻状况	0.107	0.068	1.570	0.117	(-0.027, 0.242)
医疗保险	0.370	0.202	1.830	0.067	(-0.026, 0.767)
养老保险	-0.254	0.098	-2.600	0.009	(-0.446, -0.063)
家庭经济	0.009	0.019	0.470	0.638	(-0.028, 0.046)
是否患有慢性疾病	0.595	0.113	5.280	<0.001	(0.374, 0.816)
失能程度	0.244	0.035	6.950	<0.001	(0.175, 0.313)
常数项	8.335	0.492	16.940	<0.001	(7.371, 9.300)
$\sigma$	1.414	0.019			(1.378, 1.451)

家庭收入越高的受访者健康状况越好。健康因素中,受访者是否患有慢性疾病及其失能程度均能够显著影响健康状况( $P<0.05$ ),即患有慢性疾病、失能程度越大的受访者的健康状况越差。

**表3 自我药疗对健康状况影响因素的有序Probit回归分析结果**

变量	回归系数	标准误	Z	P	95%置信区间
自我药疗	-0.372	0.024	-15.520	<0.001	(-0.419, -0.325)
年龄	-0.001	0.002	-0.770	0.444	(-0.005, 0.002)
性别	-0.082	0.024	-3.370	0.001	(-0.130, -0.034)
居住地区	-0.062	0.019	-3.320	0.001	(-0.098, -0.025)
户口类型	0.007	0.032	0.210	0.836	(-0.056, 0.070)
受教育程度	0.138	0.028	4.870	<0.001	(0.082, 0.193)
婚姻状况	0.051	0.031	1.670	0.096	(-0.009, 0.111)
医疗保险	-0.080	0.071	-1.130	0.259	(-0.218, 0.059)
养老保险	-0.044	0.041	-1.060	0.289	(-0.124, 0.037)
家庭经济	0.072	0.008	8.760	<0.001	(0.056, 0.089)
是否患有慢性疾病	-0.790	0.034	-23.570	<0.001	(-0.855, -0.724)
失能程度	-0.161	0.018	-9.150	<0.001	(-0.196, -0.127)
截距1	-1.141	0.212			(-1.556, -0.726)
截距2	0.283	0.211			(-0.132, 0.697)

## 2.4 稳健性检验

稳健性检验结果见表4。由表4可见,两部模型和二元Logit回归结果均显示,老年人自我药疗能显著促进医疗支出的降低,但会存在一定的健康风险( $P<0.05$ )。这与表2和表3的研究结果一致,表明上述研究结果稳健、可靠。

## 2.5 异质性分析

由于有慢性疾病史、文化程度高而疾病意识风险强的老年人更倾向于自我药疗<sup>[21]</sup>,使得自我药疗对医疗支出、健康状况的影响可能存在异质性,因此有必要从教育程度、是否患有慢性疾病2个方面进行异质性分析,结果见表5。由表5可见,在不同教育程度、是否患有慢性疾病人群中,自我药疗对医疗支出的影响存在统计学意义( $P<0.05$ ),而对健康状况的影响不存在统计学意义( $P>0.05$ );通过比较2组系数大小发现,在小学及以下文化程度、患有慢性疾病人群中发生自我药疗行为的受

**表4 自我药疗的稳健性检验结果**

变量	医疗支出(两部模型 <sup>a</sup> )		健康状况(二元Logit模型)	
	系数	t	系数	t
自我药疗	-0.116 <sup>b</sup>	-2.060	-0.662 <sup>d</sup>	-12.59
年龄	-0.002	-0.480	-0.004	-0.950
性别	-0.149 <sup>c</sup>	-2.660	-0.127 <sup>b</sup>	-2.300
居住地区	-0.188 <sup>d</sup>	-4.480	-0.080	-1.940
户口类型	0.285 <sup>d</sup>	4.050	-0.038	-0.530
受教育程度	0.005	0.090	0.162 <sup>c</sup>	2.630
婚姻状况	0.107	1.560	0.034	0.480
医疗保险	0.370	1.830	-0.242	-1.570
养老保险	-0.254 <sup>c</sup>	-2.600	-0.052	-0.550
家庭经济	0.009	0.470	0.099 <sup>d</sup>	5.230
是否患有慢性疾病	0.595 <sup>d</sup>	5.260	-1.205 <sup>d</sup>	-19.360
失能程度	0.244 <sup>d</sup>	6.940	0.029	0.720
常数项	8.335 <sup>d</sup>	16.90	-0.167	-0.350

a:限于篇幅,表中仅汇报了两部模型中第二部分线性回归模型的估计结果;b: $P<0.05$ ;c: $P<0.01$ ;d: $P<0.001$

访者的健康状况更差。换言之,小学及以下文化程度、患有慢性疾病人群的自我药疗虽能降低医疗支出,但其健康风险更高。

**表5 异质性分析回归结果**

变量	回归系数及t	医疗支出				健康状况			
		小学及以下	小学以上	未患慢	患慢性	小学及以下	小学以上	未患慢	患慢性
		文化	文化	性疾病	疾病	文化	文化	性疾病	疾病
自我药疗	系数	-0.147 <sup>b</sup>	-0.011	-0.231	-0.114 <sup>b</sup>	-0.372 <sup>d</sup>	-0.365 <sup>d</sup>	-0.320 <sup>d</sup>	-0.380 <sup>d</sup>
	t	-2.240	-0.100	-0.960	-1.970	-13.380	-7.630	-5.120	-14.610
$\sigma$	系数	1.423 <sup>d</sup>	1.372 <sup>d</sup>	1.515 <sup>d</sup>	1.406 <sup>d</sup>				
	t	65.860	38.470	18.440	74.020				
截距1	系数					-1.056 <sup>d</sup>	-1.679 <sup>d</sup>	-1.326 <sup>d</sup>	-0.309
	t					-4.390	-3.750	-2.340	-1.360
截距2	系数					0.321	-0.106	0.254	1.095 <sup>d</sup>
	t					1.340	-0.240	0.450	-4.800

a:由于篇幅限制,未展示控制变量的分析结果;b: $P<0.05$ ;c: $P<0.01$ ;d: $P<0.001$

## 3 讨论与建议

### 3.1 自我药疗能缓解医疗负担,可予以适当鼓励

Tobit回归结果显示,自我药疗行为可使医疗支出的对数值显著降低0.116个单位,并且在5%的水平上具有统计学意义,表明自我药疗能够显著促进医疗支出的降低。从医疗服务利用角度来看,自我药疗可节省稀缺的医疗资源,避免过度医疗或不必要的医疗服务,从而有助于减轻部分医疗负担,可使有限的医疗资源得到更加合理的分配和利用。随着我国人口老龄化程度的不断加剧,民众医疗服务的需求明显增加,合理的自我药疗可在医疗保健系统中发挥积极作用。因此,可通过鼓励合理的自我药疗,使居民获取更多、更便利的医疗保健机会,在满足医疗服务需求的同时节省医疗费用。

### 3.2 自我药疗潜藏健康风险,需有效预防用药风险

有序Probit回归结果显示,自我药疗对健康状况具有显著的负向影响,即受访者的自我药疗行为会在一定程度上损害其健康状况。究其原因,可能与受访者对用药知识的认知不足和在购买药物时缺乏有效指导而盲

目用药有关。为避免自我药疗不当带来的风险,应在国家相关部门推动下,积极推进全民安全用药教育工作,从而提高民众对自我用药的正确认知,发挥自我药疗的积极作用。在社会层面上,药师可结合社区民众的用药情况,不定时开展安全用药等相关主题宣传活动,普及自我药疗相关的基本用药知识及注意事项,告知自我药疗不当引起的严重后果,以提高老年人对自我药疗的认知,从而保障用药安全。在政策层面上,政府相关部门可继续全面推进并落实居家药学服务工作,以提高自我药疗的效果。

### 3.3 用药风险存在人群差异,应重点关注特殊人群

由异质性分析结果可知,小学及以下文化程度、患有慢性疾病人群的自我药疗健康风险更高。这可能与受教育程度低的人群文化知识储备有限,难以理解药品说明书含义或不清楚药物间的配伍禁忌、用法用量等而导致错误用药有关。相较于未患有慢性疾病的人群,患有慢性疾病的老年人服药种类多、服药频次高、药物不良反应更为常见,使得其自我药疗的健康风险更高。因此,针对该类特殊群体尤其是健康风险较高的群体,可通过制定简单易懂的药品说明书(如在药品说明书上印刷可读性较强的插画以解释用药步骤,对药品说明书中的注意事项进行字体加粗加黑等处理以帮助使用者阅读)来协助其正确进行自我药疗;可利用国家全民健康信息平台等基础设施,实现医疗数据共享<sup>[22]</sup>;同时,可重点针对该类人群建立电子健康档案,记录其曾用药种类、剂量、频次及出现过的不良反应等信息,从而帮助其科学地自我用药。

## 4 结语

本研究基于2018年的CHARLS数据,利用Tobit回归模型和有序Probit回归模型预测了我国老年人自我药疗对医疗支出和健康状况的影响因素,发现自我药疗行为虽然能够缓解老年人的医疗负担、降低医疗费用,却在一定程度上损害了老年人的健康状况。因此,可通过适当的药学教育、严格的监管管理等策略使老年人的自我药疗行为更安全、有效。

### 参考文献

[1] 宁吉喆. 第七次全国人口普查主要数据情况[J]. 中国统计,2021(5):4-5.

[2] 郑宇航,邓清文,曾志超,等. 中国老年人自我治疗影响因素研究:基于CHARLS数据的分析[J]. 河北医科大学学报,2021,42(3):348-354.

[3] WERTHEIMER A I, SERRADELL J. A discussion paper on self-care and its implications for pharmacists[J]. Pharm World Sci,2008,30(4):309-315.

[4] MOHAMMED S A, TSEGA G, HAILU A D. Self-medication practice and associated factors among health care professionals at debre markos comprehensive specialized hospital, northwest Ethiopia[J]. Drug Healthc Patient

Saf,2021,13:19-28.

[5] KHATONY A, SOROUSH A, ANDAYESHGAR B, et al. Nursing students' perceived consequences of self-medication: a qualitative study[J]. BMC Nurs,2020,19:71.

[6] 王壮飞,管晓东,周越,等. 中国中老年人自我药疗发生率及影响因素研究:基于CHARLS 2011年,2013年和2015年的面板数据:英文[J]. 中国药学(英文版),2019,28(6):430-438.

[7] BENNADI D. Self-medication: a current challenge[J]. J Basic Clin Pharm,2014,5(1):19-23.

[8] 牛淑乔,俞海亮,米光明. 我国城乡居民自我药疗行为及影响因素的文献研究[J]. 中国药房,2012,23(29):2782-2784.

[9] 董春玲,叶旭春,刘晓虹. 居民自我药疗现状及其影响因素研究进展[J]. 护理学杂志,2011,26(20):95-97.

[10] 朱语眉,谢昊,王国华,等. 非处方中成药在自我药疗中的风险与防范[J]. 中国药房,2014,25(23):2197-2199.

[11] 国家发展研究院,北京大学. 中国健康与养老追踪调查[EB/OL]. [2022-02-11]. <http://charls.charlsdata.com/pages/Data/2018-charls-waves4/zh-cn.html>.

[12] 侯艳杰,王瑜,颜诗源,等. 长期护理保险对中老年人医疗服务利用、医疗负担及健康的影响:基于双重差分法的实证研究[J]. 中国卫生政策研究,2021,14(9):35-40.

[13] 李月娥,卢珊. 医疗卫生领域安德森模型的发展、应用及启示[J]. 中国卫生政策研究,2017,10(11):77-82.

[14] 周华林,李雪松. Tobit模型估计方法与应用[J]. 经济动态,2012(5):105-119.

[15] 杨银娣,严金哲,崔明哲,等. 基于Tobit模型的大学生信用消费分析研究[J]. 中南民族大学学报(自然科学版),2021,40(6):654-660.

[16] BECKER W E, KENNEDY P E. A graphical exposition of the ordered probit[J]. Econ Theory,1992,8(1):127-131.

[17] NEUMAYER E, PLÜMPER T. Robustness tests for quantitative research[M]. London: Cambridge University Press,2017:9-67.

[18] BELOTTI F, DEB P, MANNING W G, et al. Twopm: two-part models[J]. Stata J,2015,15(1):3-20.

[19] 郑超,才学韬. 家庭照料、医疗支出与老年人生活满意度[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版),2020(4):134-145.

[20] 尤济红,陈喜强. 去人力资本更高的城市发展:检验、机制与异质性:对中国城乡劳动力流向选择的实证分析[J]. 经济问题探索,2019(5):159-172.

[21] 王晓方,何强,刘彩. 基于计划行为理论视角下天津居民自我药疗行为影响因素研究[J]. 药物流行病学杂志,2019,28(4):241-244.

[22] 国家卫生健康委,财政部,国家中医药管理局. 关于做好2022年基本公共卫生服务工作的通知:国卫基层发〔2022〕21号[EB/OL]. (2022-07-05)[2022-07-11]. [http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-07/07/content\\_5699780.htm](http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-07/07/content_5699780.htm).

(收稿日期:2022-04-22 修回日期:2022-09-10)

(编辑:孙冰)