

# 人口年龄增长对医疗费用的影响分析\*

柏星驰<sup>①</sup>, 黎艳娜<sup>①</sup>, 程 薇<sup>①</sup>, 满晓玮<sup>①</sup>

**摘要** 目的: 分析人口年龄增长与医疗费用之间的非线性关系, 为控制医疗费用、完善医疗保障体系提供参考依据。方法: 采用中国家庭追踪调查 (CFPS) 2012年、2014年、2016年及2018年的面板数据, 通过建立动态面板门槛效应模型探究人口年龄变化对医疗费用的非线性影响。结果: 存在一个门槛值, 使得当年龄跨越约49岁的门槛值时, 人口年龄增长对总医疗费用影响的弹性系数变大, 由2.372增至5.422; 城镇居民年龄的弹性系数在跨越门槛值后约变为原来的3倍, 由2.643增至7.617; 农村居民年龄的弹性系数变化较小, 由1.846增至2.485。结论: 随着人口老龄化的深化, 卫生总费用将面临更大的增长压力。因此, 应当结合当前老龄化背景的需求方向, 加快医疗卫生健康体系内涵的扩充与整合。

**关键词** 人口年龄增长; 人口老龄化; 医疗费用; 非线性关系

**中图分类号** R1-9; F014.4 **文献标志码** A **文章编号** 1003-0743(2022)10-0040-05

The Effect of Population Age on Healthcare Expenditure/BAI Xing-chi, LI Yan-na, CHENG Wei, et al//Chinese Health Economics, 2022,41(10):40-43, 53

**Abstract Objective:** To investigate the relationship between population age growth and healthcare expenditure so as to provide references for controlling health expenditure and improving medical insurance system. **Methods:** Based on the panel data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2012, 2014, 2016 and 2018, the nonlinear impact of population age change on healthcare expenditure are explored by establishing a dynamic panel threshold effect model. **Results:** There is a threshold value such that when the age crosses the threshold value of about 49 years old, the elasticity coefficient of the effect of population age growth on total medical expenses becomes larger, ranges from 2.372 to 5.422. The elasticity coefficient of the age of urban residents nearly tripled after crossing the threshold, increasing from 2.643 to 7.617; the elasticity coefficient of the age of rural residents changed little, increasing from 1.846 to 2.485. **Conclusion:** With the deepening of population aging, the total health expenditure will face greater growth pressure. Therefore, it is needed to speed up the connotation expansion and integration of the medical and health system in combination with the demand of the current aging background.

**Keywords** population age growth; population aging; healthcare expenditure; non-linear relationship

**First-author's address** School of Management, Beijing University of Traditional Chinese Medicine, Beijing, 100029, China

**Corresponding author** MAN Xiao-wei, E-mail: manxw@126.com

近几十年来, 由于生育率的下降和预期寿命的增加, 我国的人口年龄结构正在发生快速变迁。截至2020年, 我国65岁以上人口约有1.91亿人, 占总人口的比重由2000年的7%增长至2020年的13.5%<sup>[1]</sup>。在人口老龄化趋势日益加剧的背景下, 疾病谱的转变可能对卫生系统筹资的可持续性带来挑战。老年人口比例的增加可能导致非传染性慢性疾病的发病率增加, 从而引发更多医疗服务需求, 对医疗基金和卫生总费用带来增长压力。厘清人口年龄与医疗消费的关系, 对控制医疗费用、完善医疗保障体系具有重要的意义。已有的文献鲜有利用微观大样本面板数据考察人口年龄对医疗费用的影响, 且忽视了年龄与医疗费用之间可能存在的非线性关系。因此, 本研究使用中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据考察人口年龄与医疗费用的影响, 通过建立动态面板门槛效应模型探索人口年龄变化与医疗费用之间的非线性关系, 根据实证分析的结

果, 提出优化卫生筹资体系、积极应对人口老龄化的建议, 为医疗和老龄相关政策的制定提供参考。

## 1 资料与方法

### 1.1 数据来源

本研究的数据来源于北京大学社会科学调查中心实施的CFPS。CFPS始于2010年, 在全国范围内长期追踪收集个体和家庭的生活状况, 反映我国经济发展、社会变迁等现实问题。本研究通过整理CFPS 2012年、2014年、2016年及2018年4期面板数据, 考察人口年龄与医疗费用的非线性关系。数据选择主要包括两个方面的考虑: (1) 由于2010年有效样本量缺失较大, 且收入变量口径与其余年份有差异, 因此本研究使用2012年及之后的4期数据; (2) 当前国内学界多采用横截面数据研究个体层面的相关问题, 本研究使用面板数据能够有效地克服由遗漏变量引起的内生性问题, 可以更加准确地估计年龄与医疗消费之间的关系。本研究最终筛选出的有效样本量为14 213个, 在4期数据中均有出现, 为平衡面板数据。

### 1.2 变量设计

根据Meijer C D<sup>[2]</sup>提出的个体医疗服务利用和支出的概念模型, 结合数据的可得性, 选取如表1所示的变

\* 基金项目: 北京市卫生健康委员会委托项目。

① 北京中医药大学管理学院 北京 100029

作者简介: 柏星驰 (1997—), 男, 硕士在读; 研究方向: 社会医学与卫生事业管理; E-mail: lorde1997@163.com。

通信作者: 满晓玮, E-mail: manxw@126.com。

量建立计量模型。被解释变量为医疗费用，包括总医疗费用和自付医疗费用。核心解释变量为年龄，还包括3组控制变量，即倾向因素（受教育年限、婚姻状况、是否吸烟）、促成因素（人均家庭纯收入、是否拥有医疗保险）及需要因素（医生诊断的慢性病个数、自感健康状况）。本研究将门槛变量设定为年龄，以考察年龄与医疗费用之间的非线性关系，即探索年龄是否存在一个显著的门槛值，使得不同年龄段人口对医疗费用的影响不同。变量说明及统计描述如表1所示。

### 1.3 模型设定

Hansen B E<sup>[3]</sup>提出基于固定效应的静态面板门槛回归建模方法，门槛回归模型可以根据数据本身的特点内生的划分数据区间，避免了人为划分样本区间的随机性。Hansen模型是静态的，且固定效应回归估计要求协变量是强外生变量，估计值是一致的。然而，在许多实际应用程序中，强外生性可能具有限制性。Seo M Y等<sup>[4]</sup>将该模型扩展到动态面板模型，在等式右侧引入被解释变量的滞后项，以解决面板数据固有的内生性问题。为了消除异方差对回归结果的影响，本研究将所有非虚拟变量取自然对数纳入模型。以年龄作为门槛变量，构建动态面板单一门槛模型，公式如下：

$$\ln HE_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times \ln Age_{it} \times I(\ln Age_{it} \leq \lambda) + \beta_2 \times \ln Age_{it} \times I(\ln Age_{it} > \lambda) + \alpha \times Predisposing_{it} + \gamma \times Enabling_{it} + \delta \times Need_{it} + \sigma \ln HE_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad \text{式1}$$

上述公式中，*i*表示个体，*t*表示年份，*HE*表示被解释变量，分别包括总医疗费用和自付医疗费用，*lnAge<sub>it</sub>*表示个体年龄的自然对数，*Predisposing*、*Enabling*和*Need*表示影响居民医疗消费的3组控制变量，即倾向因素、促成因素和需要因素。*μ*反映未观测到的不随时间变化的地区差异，*ε*为随机扰动项。*lnAge<sub>it</sub>*为门槛变量，*I(·)*为示性函数，如果括号内表达式为真，

那么 *I(·)* = 1，反之 *I(·)* = 0。

## 2 结果

由表2可知，以自付医疗费用为被解释变量的农村样本的门槛值约为42岁，其余各项门槛值均在48岁左右，且均在1%的显著性水平下显著。门槛检测结果表明，存在一个门槛值（λ），使得在低年龄段区间（*lnAge<sub>it</sub>* ≤ λ）与高年龄段（*lnAge<sub>it</sub>* > λ）区间，人口年龄的增长对总医疗费用和自付医疗费用的影响存在显著的差异，即人口年龄对医疗费用影响的弹性系数（β<sub>1</sub>）受到年龄门槛变量（λ=*lnAge<sub>it</sub>*）的影响。

表2 以年龄为门槛变量的检测结果

被解释变量	Z	门槛值	95%置信区间
<i>lnHE<sub>totalit</sub></i>			
总体	15.29	3.891 (48.960)*	[3.392, 4.390]
城镇	23.42	3.875 (48.183)*	[3.550, 4.199]
农村	17.96	3.888 (48.813)*	[3.445, 4.332]
<i>lnHE<sub>oopit</sub></i>			
总体	15.87	3.869 (47.894)*	[3.391, 4.347]
城镇	32.29	3.869 (47.894)*	[3.634, 4.104]
农村	10.07	3.734 (41.846)*	[3.007, 4.461]

注：λ = *lnAge<sub>it</sub>*，括号内数据为去自然对数的门槛值。\*表示在1%水平下显著。

表3报告了动态面板单一门槛模型的估计结果，可以观察到在不同的年龄段，人口年龄的变化对居民医疗费用的影响存在显著的差异。以总医疗费用为被解释变量总的回归结果与以自付医疗费用为被解释变量的回归结果基本一致，从核心解释变量的回归结果来看，各项回归结果均表明随着年龄跨越门槛值，年龄增长对医疗费用的影响程度变大；从各控制变量的回归结果来看，各控制变量估计系数的符号与显著性基本一致。

从表3中总体<sub>1</sub>的回归结果可以看出，当 *lnAge<sub>it</sub>* ≤

表1 变量说明及统计描述

变量类型	变量代码	变量说明	均值	标准差
被解释变量				
医疗费用	<i>HE<sub>total</sub></i>	过去1年的总医疗费用（元）	2 222.563	9 405.082
	<i>HE<sub>oop</sub></i>	过去1年的自付医疗费用（元）	1 296.000	2 655.201
解释变量				
倾向因素	<i>Gender</i>	性别	0.490	0.500
	<i>Age</i>	年龄（岁）	49.111	14.172
	<i>Eduy</i>	受教育年限（年）	7.181	4.687
	<i>Marriage</i>	婚姻状况（已婚=1，单身=0）	0.869	0.338
	<i>Smoke</i>	过去1个月是否吸烟（吸烟=1，不吸=0）	0.298	0.458
促成因素	<i>Pfincome</i>	人均家庭纯收入（元）	18 098.940	45 578.950
	<i>Insurance</i>	是否拥有医疗保险（是=1，否=0）	0.922	0.268
需要因素	<i>Ncd</i>	医生诊断主要慢性病的个数（个）	0.225	0.544
	<i>Phealth</i>	自感健康状况（健康或非常健康=1，一般或不健康=0）	0.696	0.460

3.891, 即年龄约小于49岁时, 人口年龄增长对总医疗费用影响的弹性系数(2.372)显著为正, 人口年龄每增长1%, 1年期间所发生的总医疗费用增长2.372%; 当 $\ln Age_{it} > 3.891$ , 即年龄约大于49岁时, 人口年龄增长对总医疗费用影响的弹性系数(5.422)变大, 人口年龄每增长1%, 1年期间所发生的总医疗费用增长5.422%。这项回归结果表明, 当人口跨越约49岁的门槛值, 可能由于伴随各类慢性非传染性疾病的患病率及重病率增加, 更多的人口因为长期带多种疾病生存, 对失能照护、长期护理等医疗服务的需求增加, 因而中老年人群随着年龄增长产生了更多的医疗费用, 导致年龄对卫生总费用影响的弹性系数大幅增加。

从表3中城镇<sub>1</sub>、农村<sub>1</sub>的回归结果可以看出, 与总体样本的回归结果一致, 城镇及农村居民年龄在跨越门槛值时, 年龄增长对医疗费用影响的弹性系数变大。跨越门槛值时, 城镇居民的年龄对医疗费用影响的弹性系数由2.643增长至7.617; 农村居民的年龄对医疗费用影响的弹性系数由1.846增长至2.485。实证结果表明, 在各年龄段, 城镇居民年龄增长对医疗费用增长的促进作用要强于农村居民。封进等<sup>[9]</sup>的研究也得到

了类似的结论, 即与城市相比, 农村老人的医疗需求未能得到同等程度的满足, 城镇居民的人均医疗支出随年龄增长的趋势相比农村居民更加明显。这可以由两方面的原因导致: 一方面, 城镇地区医疗服务的可及性较强, 人口潜在的医疗服务需求能够更有效地转化为现实需求, 而农村地区人口尤其是中老年人口的流动性较差, 就医的时间和金钱成本较高, 且健康意识较为薄弱, 部分潜在的医疗服务需求无法转化为现实需求; 另一方面, 城镇化进程中环境污染、人口密度过大等问题对城镇地区老年人口的健康造成损害: 从农村迁移到城镇的人口往往面临更大的生存压力, 他们更多从事低收入、高体耗的劳动<sup>[6]</sup>, 且很难与其他人建立和维持有意义的关系, 导致社会孤立<sup>[7]</sup>, 居住在城镇地区的老年人认知障碍和阿尔茨海默病的患病率要高于农村地区<sup>[8]</sup>。因此, 由城镇环境所带来的健康不平等问题导致了不健康的人口老龄化现象, 随着城镇居民年龄增长而增加的医疗服务需求和医疗费用要高于农村地区的居民。

### 3 稳健性检验

由 Meijer C D 等<sup>[2]</sup>提出的个人医疗服务利用与费用

表3 动态面板门槛模型回归结果

变量	以 $\ln HE_{total_{it}}$ 为被解释变量			以 $\ln HE_{oop_{it}}$ 为被解释变量		
	总体 <sub>1</sub>	城镇 <sub>1</sub>	农村 <sub>1</sub>	总体 <sub>2</sub>	城镇 <sub>2</sub>	农村 <sub>2</sub>
L.ln ( $HE_{total_{it}}$ )	0.037*** (-0.010)	0.031** (-0.016)	0.032** (-0.015)			
L.ln ( $HE_{oop_{it}}$ )				-0.008 (-0.009)	-0.023 (-0.015)	-0.012 (-0.014)
ln ( $Age_{it}$ )	2.372*** (-0.854)	2.643** (1.137)	1.846* (-0.965)	2.295*** (0.863)	2.714** (1.135)	2.012* (1.093)
	5.422** (-1.308)	7.617*** (-1.858)	2.485* (-1.499)	5.308** (1.222)	8.534*** (1.812)	3.986*** (1.456)
$Gender_{it}$	(-0.312) (-0.569)	(0.888) (-1.777)	(-0.790) (-0.536)	-0.264 (-0.618)	0.326 (-1.993)	-0.147 (-0.821)
$Edu_{it}$	(-0.029) (-0.049)	(-0.015) (-0.085)	-0.004* (-0.057)	-0.031 (-0.047)	-0.030 (-0.082)	-0.001 (-0.055)
$Marriage_{it}$	-0.246* (-0.141)	(-0.305) (-0.220)	(-0.244) (-0.199)	-0.318** (-0.136)	-0.372* (-0.213)	-0.308 (-0.190)
$Smoke_{it}$	-0.300*** (-0.108)	-0.314* (-0.189)	-0.282* (-0.144)	-0.291*** (-0.104)	-0.367** (-0.182)	-0.236* (-0.140)
ln ( $Pfincome_{it}$ )	0.088*** (-0.027)	(0.028) (-0.023)	0.042** (-0.019)	0.088*** (-0.028)	0.016 (-0.023)	0.036* (-0.019)
$Insurance_{it}$	0.228*** (-0.083)	0.267** (-0.120)	0.216* (-0.192)	0.131 (-0.081)	0.181 (-0.116)	0.121 (-0.125)
$Ncd_{it}$	0.997*** (-0.034)	1.017*** (-0.057)	0.939*** (-0.045)	0.908*** (-0.034)	0.931*** (-0.057)	0.844*** (-0.046)
$Phealth_{it}$	0.098** (-0.255)	(0.022) (-0.070)	0.166*** (-0.06)	0.117** (-0.047)	0.089 (-0.075)	0.201*** (-0.067)

注:  $\lambda = \ln Age_{it}$ , 括号内数据为标准差。\*、\*\*及\*\*\*分别示在10%、5%和1%水平下显著。

表4 面板logit模型的回归结果

变量	总体		城镇		农村	
	$\lambda \leq 49$	$\lambda > 49$	$\lambda \leq 48$	$\lambda > 48$	$\lambda \leq 49$	$\lambda > 49$
$\ln(Age_{it})$	0.056 (-0.176)	2.133* (-0.196)	0.033 (-0.239)	2.297* (-0.296)	-0.046 (-0.257)	1.950* (-0.266)
其余控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
截距项	-3.987* (-0.664)	-11.416* (-0.856)	-4.078* (-0.908)	-12.096* (-1.283)	-3.200* (-0.973)	-10.635* (-1.172)
LR	54.400*	335.160*	16.120*	189.250*	32.960*	139.190*

注： $\lambda = \ln Age_{it}$ ，括号内的数据为标准差。\*示在1%水平下显著。

的理论分析可知，年龄作为倾向因素会同时对医疗服务的利用及费用产生影响。因此，为了验证动态面板回归结果的稳健性，我们将医疗费用这一核心解释变量替换为“过去一年是否住院”变量建立计量模型。由于被解释变量为二分类变量，使用面板logit模型进行回归，估计不同门槛区间下上述结论是否依旧成立。由于各地区卫生政策推广和医疗技术进步等因素可能呈现随时间变化的趋势，通过引入时间虚拟变量来控制这种趋势的影响。

表4的结果显示，总体样本、城镇样本及农村样本年龄的回归系数在低年龄区间均不显著，高年龄区间下显著为正。这表明随着年龄跨越门槛值，人口年龄的增长促进了住院服务的利用，人口年龄的增长促进了住院服务的利用，因而导致年龄增长对医疗费用影响的弹性系数增加，这与前述的实证结果互相印证，因而证明动态门槛效应模型的回归结果是稳健的。

#### 4 讨论与建议

##### 4.1 加强城镇地区中老年人群的健康教育和健康管理

工作，为其提供更多的社会支持

与已有的研究结论一致<sup>[9]</sup>，本研究也发现，中老年人口尤其是居住在城镇地区的中老年人口，随着年龄增长会产生大量的医疗费用。由于人口非结构化的转移，从农村迁移到城镇的人口可能面临更多的健康风险，因而在衰老过程中产生更多的医疗服务需求和支出，尤其是基层医疗服务<sup>[10]</sup>。因此，在推进我国城镇化进程中，应当加快医疗卫生体系按照康复、养老、长期护理、临终关怀等老年健康需求进行整合。同时，应当加大对养老产业的鼓励和扶持，加强城镇地区中老年人群的健康教育和健康管理工作，为老年人口获得心理咨询、健康咨询、社交活动等提供便利，对老年人口给予更多的人文关怀与社会支持。

##### 4.2 优化卫生筹资结构，提高卫生支出的健康回报

随着人口老龄化程度的深化，卫生总费用将面临更大的增长压力。一方面，应当进一步明确不同筹资来源卫生支出的职能，拓宽医疗和预防服务的筹资渠

道，发挥政府卫生支出对各项卫生支出比例的调控作用。结合当前社会环境背景下的疾病谱，针对慢性病管理、老年病、精神和心理类疾病等的流行病学危险因素预防工作，改善政府医疗及预防服务投入的力度和精确度。另一方面，卫生投入的领域向基层和公共卫生部门倾斜。对于各类疾病而言，医疗卫生服务体系是“去存量”的保障，而公共卫生体系是“减增量”的筹码。为从根源上缓解我国高血压、心血管疾病等慢性病患者率及共病率<sup>[11-12]</sup>不断增加对医疗卫生服务体系和卫生经费带来的压力，在重视基层医疗卫生工作的同时也要完善公共卫生体系的体制、机制、能力、医防结合等方面的建设，积极调动疾病预防控制中心等公共卫生部门健康教育、健康促进的职能，增进我国居民的健康和预防意识。

#### 参 考 文 献

- [1] 国家统计局，国务院第七次全国人口普查领导小组办公室. 第七次全国人口普查公报（第五号）——人口年龄构成情况[J]. 中国统计，2021(5):10-11.
- [2] MEIJER C D, WOUTERSE B, POLDER J, et al. The effect of population aging on health expenditure growth: a critical review[J]. European journal of aging, 2013,10(4):353-361.
- [3] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999,93(2):345-368.
- [4] SEO M, SHIN Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. Journal of econometrics, 2016,195(2):169-186.
- [5] 封进，余央央，楼平易. 医疗需求与我国医疗费用增长——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.
- [6] HOU B, NAZROO J, MARSHALL A. Impacts of migration on health and well-being in later life in China: evidence from the China health and retirement longitudinal study (CHARLS)[J]. Health & place, 2019(58):102073.
- [7] ZHU Q, YAO Y, NING C X, et al. Trace element levels in the elders over 80 from the Hainan Province of China[J]. The journal of nutrition health and aging, 2019,23(9):883-889.

(▶▶下转第53页▶▶)

医学科的ICU病床数不少于医院病床总数的2%。直至2020年,我国三级综合医院ICU病床数占医院病床总数比例仅达到1.37%,与建设指南中的最低标准还有很大的差距,由此可见,我国重症床位资源总量有待升。

#### 3.4 按地理面积配置的公平性有待提高

我国重症床位资源按人口配置的公平性最优,其次是按经济水平配置的公平性,按地理面积配置的公平性最差。由基尼系数计算结果可知,按人口分布的重症床位资源配置都达到了绝对公平状态,按经济水平分布的重症床位资源配置均处于较公平状态,按地理面积分布的重症床位资源配置处于悬殊状态,远超过国际警戒线,且2015—2020年间其公平性并未有所改善。

我国重症床位资源按地理面积配置的不公平性主要来源于华北、西南两个地区。6大地理区域中,仅有西南、华东地区的地理公平性有所改善,其他地区地理公平性均呈下降趋势,但西南地区地理公平性仍最差。华北地区中内蒙古自治区、西南地区中西藏自治区占地面积广阔,但常居人口较少。地理公平性较差,可能与我国卫生健康行政部门分配卫生资源的主要指标通常为每千人口资源拥有量进行规划或建议有关。地理因素是影响居民医疗服务的可及性的重要原因<sup>[4]</sup>,因此,在医疗卫生资源配置规划时,人口作为配备标准因素的同时也应该要考虑地理因素,同时坚持“人向性”和“地向性”原则。建议在地理面积配置较差的地区建立重点医学中心,以解决疑难重症为核心,增加重症资源以促进6大地理区域间的均衡。

#### 3.5 区域内部差异较大,造成的不公平性有待降低

我国重症床位资源配置的不公平主要是由区域内差异造成的,按地理面积配置的公平性来看,2015—2020年间,总泰尔指数区域内贡献率在58.58%~59.80%之间波动,基本维持稳定。按人口配置的公平性总泰尔指数区域内贡献率在81.19%~86.65%之间,总体呈现逐年下降的趋势,表现出区域内差异逐渐缩小。按经济水平配置的公平性总泰尔指数区域内贡献

率在76.26%~88.00%之间,总体呈现逐年上升的趋势,表现出区域内差距不减反增。区域间差异普遍低于区域内差异,同一区域中不同地区重症床位配置水平差异悬殊。例如2020年,华北地区每万平方千米重症床位数为:北京市634.67张、内蒙古自治区7.36张;西北地区每百万人口重症床位数为:新疆维吾尔自治区67.88张、宁夏回族自治区29.13张;中南地区每千亿元地区生产总值重症床位数为:河南省137.37张、广东省46.44张。不同地区经济发展水平不同,医疗水平也层次不齐,存在重病患者向医疗水平优异地区(北、上、广)集中,造成各地区对重症床位的需求上存在差异。在后续的重症床位资源配置中,需着重分析区域间造成差异的原因,同时结合各地区重症资源供给和需求情况进行调整。

#### 参 考 文 献

- [1] 中华医学会重症医学分会.《中国重症加强治疗病房(ICU)建设与管理指南》(2006) [J]. 中国危重病急救医学, 2006(7):387-388.
- [2] 林金银, 雷海潮. 我国医疗床位省际分布的公平性研究[J]. 中国卫生经济, 2015,34(5):17-20.
- [3] 高倩倩, 杨满洲, 闫早红. 2014—2019年我国医院康复科床位资源配置区域差异分析[J]. 中国卫生经济, 2021,40(8):46-50.
- [4] 杨展, 胡晓, 陈饶. 我国基层医疗卫生资源配置公平性研究[J]. 中国卫生资源, 2017,20(2):106-122.
- [5] 姬瑞瑞, 吕晖, 郑思越. 河南省优质医疗资源配置状况分析[J]. 河南医学研究, 2021,30(30):5571-5575.
- [6] LITTON E, BUCCI T, CHAVAN S. Surge capacity of intensive care units in case of acute increase in demand caused by COVID-19 in Australia[J]. The medical journal of Australia, 2020,212(10):463-467.
- [7] 张萍, 吕芳, 杨继红. 重症监护病房呼吸机相关性肺炎患者住院费用影响因素的通径分析[J]. 中国医疗管理科学, 2020,10(2):23-28.

[收稿日期: 2022-08-21] (编辑: 毕然, 滕百军)

(◀◀上接第43页◀◀)

- [8] WU Y T, PRINA A M, JONES A, et al. Micro-scale environment and mental health in later life: results from the cognitive function and ageing study II (CFAS II)[J]. Journal of affective disorders, 2017(218):359-364.
- [9] 柏星驰, 满晓玮, 程薇. 我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.
- [10] 王力男, 丁玲玲, 方欣叶, 等. 老年人消耗的医疗资源分析:基于上海市医疗机构数据[J]. 中国卫生经济, 2018,37

(4):61-66.

- [11] 黎艳娜, 王艺桥. 我国老年人慢性病共病现状及模式研究[J]. 我国全科医学, 2021,24(31):3955-3962,3978.
- [12] 史诚, 陈鸣声. 基于社区共病网络的江苏省慢性非传染性疾病共病现状分析与防治策略研究[J]. 中国卫生经济, 2021,40(10):52-55.

[收稿日期: 2022-08-07] (编辑: 毕然, 滕百军)