

# 基于门限效应模型的 我国西部地区政府医疗卫生支出城乡差异分析\*

邴龙飞<sup>①</sup>, 余 兰<sup>①</sup>, 孙玉凤<sup>①②</sup>

**摘要** 目的: 分析我国西部地区政府医疗卫生支出城乡间的具体差异, 为西部地区政府在区域和城乡间医疗卫生支出的合理投入提供证据支持。方法: 基于2009—2019年我国西部地区12省份的132个市区面板数据, 采用固定效应模型和门限效应模型实证分析影响政府医疗卫生支出的因素。结果: 人均GDP与农村居民收入是影响政府医疗卫生支出的主要因素, 人均GDP门限值分别为9.84和10.48、城镇居民收入门限值分别为9.73和10.13、农村居民收入门限值分别为8.67和9.22, 而我国西部地区政府医疗卫生支出更偏向于经济发达地区的城镇居民和低收入群体中的农村居民。结论: 我国西部地区政府医疗卫生支出在不同区域间和区域内城乡间存在显著差别, 推动区域和城乡医疗卫生协调均衡发展需因地制宜、循序渐进的开展工作。

**关键词** 政府医疗卫生支出; 城乡差异; 中国西部; 门限效应模型; 固定效应模型

**中图分类号** R1-9; F014.4 **文献标志码** A **文章编号** 1003-0743(2022)09-0037-05

**Analysis of Urban-Rural Differences of Government Health Expenditure in Western China Based on Threshold Effect Model/BING Long-fei, YU Lan, SUN Yu-feng//Chinese Health Economics, 2022,41(9):37-40,45**

**Abstract Objective:** To analyze specific differences between urban and rural areas in government health expenditures in western China, and provide evidence support for the rational investment of regional and urban-rural medical and health expenditures by the governments in western China. **Methods:** Based on the panel data of 132 cities in 12 provinces in western China from 2009 to 2019, the fixed effect model and the threshold effect model are used to empirically analyze the factors that affect government health expenditure. **Results:** Per capita GDP and rural residents' income are the main factors affecting government health expenditures. The per capita GDP thresholds were 9.84 and 10.48, the urban residents' income thresholds were 9.73 and 10.13, and the rural residents' income thresholds were 8.67 and 9.22. Government health expenditures in western China are more skewed towards urban residents in economically developed areas and rural residents in low-income groups. **Conclusion:** There are significant differences in government health expenditures among different regions and between urban and rural areas in western China. Promoting the coordinated and balanced development of regional and urban and rural medical and health care needs to be carried out according to local conditions and step by step.

**Keywords** government health expenditure; urban and rural differences; Western China; threshold effect model; fixed effects model

**First-author's address** School of Public Health and Management, Ningxia Medical University, Yinchuan, 750004, China

**Corresponding author** SUN Yu-feng, E-mail: sunyf0607@sina.com

随着我国经济社会的快速发展, 城乡居民生活质量得到显著提高, 同时城乡居民医疗卫生服务的需求也逐年增长。十九大报告提出, “我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”<sup>[1]</sup>。区域间发展失衡, 区域内城乡间差距较大成为医疗卫生领域中的突出问题, 而我国西部地区的医疗卫生服务水平存在明显的滞后性, 地区内的各省市的城乡间差距尤为显著。2022年3月5日, 《政府工作报告》中明确指出, 要推动城乡区域协调发展, 着力保障和改善民生, 立足我国基本国情, 因地制宜创造性开展工作, 增强区域发展平衡性协调

性<sup>[2]</sup>。在此背景下, 伴随着经济社会的发展、居民收入水平的提高, 医疗卫生支出的增长是必然的<sup>[3]</sup>, 那么我国西部地区各省市在不同经济发展水平下, 政府医疗卫生支出的城乡间是否有差异, 城乡间居民收入在不同状况下, 政府医疗卫生支出是否有差异。本研究以期通过解决这两个问题, 为政府合理投入医疗卫生支出, 增强我国西部各区域和城乡间医疗卫生发展的协调性、平衡性, 提供了一定的政策借鉴。

## 1 资料与方法

### 1.1 资料来源

我国西部地区包括四川、云南、贵州、西藏、重庆、陕西、甘肃、青海、新疆、宁夏、内蒙古和广西12个省份, 本研究样本量包含2009—2019年西部地区12个省份的132个市区的原始数据, 均来源于各省份的2010—2020“统计年鉴”、2010—2020“卫生健康统计年鉴”, 各市国民经济和社会发展统计公报。

### 1.2 变量选取

本研究通过文献梳理并根据数据的可得性<sup>[3-7]</sup>, 选

\* 基金项目: 国家自然科学基金地区基金项目(71764021)。

① 宁夏医科大学公共卫生与管理学院 银川 750004

② 宁夏环境因素与慢性病控制重点实验室 银川 750004

作者简介: 邴龙飞(1995—), 男, 硕士在读; 研究方向: 医药卫生方针政策与法律法规研究; E-mail: williambing@163.com。

通信作者: 孙玉凤, E-mail: sunyf0607@sina.com。

取政府医疗卫生支出  $Y_{it}$  (为消除人口因素, 本研究选取医疗卫生支出除以总人口数) 为被解释变量; 选取人均GDP (元)  $\ln X_1$ 、城镇居民收入 (元)  $\ln X_2$ 、农村居民收入 (元)  $\ln X_3$  为核心解释变量; 选取城镇化率 (%)  $X_4$ 、财政自给率 (%)  $X_5$ 、医疗卫生支出占GDP比重 (%)  $X_6$ 、医疗卫生支出占财政支出比重 (%)  $X_7$ 、千人口医疗卫生机构床位数 (张)  $X_8$ 、千人口卫生技术人员数 (人)  $X_9$  为控制变量。数据统计分析采用 Stata/MP 16.0 软件完成。

### 1.3 研究方法

本研究基于 Hansen<sup>[3,8]</sup> 的门限回归模型思想, 分别以居民收入 (城镇居民为城镇居民人均可支配收入、农村居民为农村居民人均可支配收入) 和经济发展水平 (为消除人口因素对经济发展的影响采用人均GDP来反映<sup>[3]</sup>) 为核心解释变量, 讨论在不同经济发展水平下, 城乡居民收入水平对政府医疗卫生支出的影响, 以及城乡居民收入在不同状况下, 经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响。参照 Hansen 发展的门限效应模型的设定<sup>[3,9]</sup>, 构建门限效应模型。

模型表达式为:

$$Y_{it} = \alpha_i + Z_{it}\delta + I(q_{it} \leq \gamma) \ln X_{it}'\beta_1 + I(q_{it} > \gamma) \ln X_{it}'\beta_2 + \varepsilon_{it} \quad \text{式 1}$$

$$Y_{it} = \alpha_i + Z_{it}\delta + I(q_{it} \leq \gamma_1) \ln X_{it}'\beta_1 + I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) \ln X_{it}'\beta_2 + I(\gamma_2 < q_{it}) \ln X_{it}'\beta_3 + \varepsilon_{it} \quad \text{式 2}$$

式 1、式 2 分别为构建的单门限值、双门限值的面板模型, 其中  $Y_{it}$  为被解释变量, 表示  $i$  市在  $t$  时期的取值;  $\alpha_i$  为常数项;  $X'_{it}$  为核心解释变量, 主要指经济发展水平和居民收入变量;  $Z_{it}$  为一组除  $X'_{it}$  外对被解释变量具有显著影响的变量;  $\delta$  为系数向量;  $q_{it}$  为门限变量, 选取医疗卫生因素指标、社会因素指标分别进行回归分析, 考察其是否具有门限效应;  $\gamma$  为特定的门限值;  $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$  分别为不同条件下的影响系数;  $I(\cdot)$  为示性函数, 当满足括号中的条件时赋值为 1, 不满足赋值为 0;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项<sup>[3]</sup>。

表 1 我国西部 132 市区相关变量描述性分析

变量	均值	方差	最小值	最大值
政府医疗卫生支出: $Y_{it}$	6.435	0.775	2.170	8.603
人均GDP(元): $\ln X_1$	10.314	0.669	8.410	12.281
城镇居民收入(元): $\ln X_2$	9.965	0.459	7.444	10.828
农村居民收入(元): $\ln X_3$	8.982	0.493	7.444	10.730
城镇化率 (%): $X_4$	45.321	18.817	1.960	100.000
财政自给率 (%): $X_5$	30.293	19.160	0.297	88.530
医疗卫生支出占GDP比重 (%): $X_6$	2.734	2.253	0.010	23.900
医疗卫生支出占财政支出比重 (%): $X_7$	8.069	2.398	0.121	16.190
千人口医疗卫生机构床位数 (张): $X_8$	4.939	1.858	0.472	21.443
千人口卫生技术人员数 (人): $X_9$	5.459	2.220	0.365	18.761

## 2 结果分析

### 2.1 描述性分析

2009—2019 年我国西部 12 省份的 132 个市区, 政府医疗卫生支出最大值 5 450.54 元; 人均 GDP 最小值为 4 491 元, 最大值为 215 488 元; 城镇居民收入最小值为 1 709 元, 最大值为 50 427 元; 农村居民收入最小值为 1 709 元, 最大值为 45 658 元 (表 1)。

### 2.2 影响因素分析的模型选择

本研究对选取的 10 个自变量进行 OLS 回归分析, 采用 Hausman<sup>[10]</sup> 检验方法, 判断选择固定效应模型还是随机效应模型。结果显示, 除  $\ln X_2$  不显著且系数的方向存在差异外, 其余指标的 OLS 回归分析、固定效应、随机效应显著性与系数方向均具有一致性且系数大小差别不大。此外, 固定效应模型的拟合优度略高于 OLS 回归模型, 同时经 Hausman<sup>[10]</sup> 检验, 采取固定效应模型优于 OLS 模型, 更适用于对我国西部地区政府医疗卫生支出影响因素进行参数估计<sup>[11-12]</sup> (表 2)。

在核心解释变量中  $\ln X_1$  对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.558 且通过了 1% 的显著性检验;  $\ln X_3$  对  $Y_{it}$  的影响系数为 0.485 且通过了 1% 的显著性检验, 这充分说明经济发展水平和居民收入的提高, 刺激了医疗卫生支出快速增长。而  $\ln X_2$  在统计分析中不显著, 但在理论上城镇居民收入的影响和农村居民一致, 且其呈现正向影响关系, 因此, 我们进一步构建门限效应模型并对其进行检验。其余控制变量的结果见表 2。

### 2.3 门限值检验与获取

采用 Hansen 的 “Bootstrap” 法进行统计学检验, 根据 Hansen 的研究方法, 利用似然比统计量 LR 检验抽样估计门限值, 当 LR 等于零时, 抽样估计出的门限值等于各变量的真实门限值<sup>[3,13]</sup>。

结果显示, 分别以  $\ln X_2$  和  $\ln X_3$  为核心解释进行门限效应检验,  $\ln X_1$  两次均通过了双门限效应模型检验且门限值一致, 分别为 9.84 和 10.48。而替换核心解释变量时, 其门限数量和具体门限值保持一致, 说明研究结果具有稳健性 (表 3)。

表2 影响因素分析的模型选择结果

变量	OLS	固定效应	随机效应
lnX <sub>1</sub>	0.597 <sup>**</sup> (18.51)	0.558 <sup>**</sup> (16.99)	0.597 <sup>**</sup> (18.51)
lnX <sub>2</sub>	-0.023(-0.61)	0.026(0.67)	-0.023(-0.61)
lnX <sub>3</sub>	0.440 <sup>**</sup> (11.22)	0.485 <sup>**</sup> (12.22)	0.440 <sup>**</sup> (11.22)
X <sub>4</sub>	-0.020 <sup>**</sup> (-3.83)	-0.020 <sup>**</sup> (-3.24)	-0.020 <sup>**</sup> (-3.83)
X <sub>5</sub>	-0.009 <sup>**</sup> (-10.21)	-0.007 <sup>**</sup> (-7.16)	-0.009 <sup>**</sup> (-10.21)
X <sub>6</sub>	0.131 <sup>**</sup> (21.68)	0.102 <sup>**</sup> (16.01)	0.131 <sup>**</sup> (21.68)
X <sub>7</sub>	0.036 <sup>**</sup> (8.46)	0.045 <sup>**</sup> (10.21)	0.036 <sup>**</sup> (8.46)
X <sub>8</sub>	0.019 <sup>**</sup> (2.82)	0.015 <sup>*</sup> (2.40)	0.019 <sup>**</sup> (2.82)
X <sub>9</sub>	0.029 <sup>**</sup> (3.84)	0.021 <sup>**</sup> (2.86)	0.029 <sup>**</sup> (3.84)
观测值	1 452	1 452	1 452
R <sup>2</sup>	0.887	0.889	0.887
hausman		170.370 <sup>**</sup>	

注：括号中数据为 *t* 统计量，\*、\*\*分别示  $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ 。

以 lnX<sub>1</sub> 为核心解释进行门限效应检验，lnX<sub>2</sub> 通过了双门限效应模型检验，门限值分别为 9.73 和 10.13；lnX<sub>3</sub> 通过了双门限效应模型检验，门限值分别为 8.67 和 9.22。两个门限变量其门限值均落在 95% 的置信区间内，说明其估计值具有可接受性，而城镇居民收入第一门限高于农村的第二门限，反映出城镇居民收入水平显著高于农村居民收入的现状（表 3）。

#### 2.4 模型的参数估计

由表 4 可知，对通过门限效应检验的 3 个变量分别构建门限效应模型。人均 GDP 的门限下，根据模型 I 的分析结果，城镇居民收入对我国西部政府医疗卫生支出的作用表现出边际递增的规律。当 lnX<sub>1</sub> 低于 9.84 时，城镇居民收入对政府医疗卫生支出的影响系数为 1.010；当 lnX<sub>1</sub> 介于 9.84 和 10.48 之间时，城镇居民收入对政府医疗卫生支出的影响系数为 1.046；当 lnX<sub>1</sub> 超过

10.48，城镇居民收入对政府医疗卫生支出的影响系数为 1.075。根据模型 II 的分析结果，农村居民收入对我国西部地区政府医疗卫生支出的作用表现出边际递增的规律。当 lnX<sub>1</sub> 低于 9.84 时，农村居民收入对政府医疗卫生支出的影响系数为 1.019；当 lnX<sub>1</sub> 介于 9.84 和 10.48 之间时，农村居民收入对政府医疗卫生支出的影响系数为 1.042；当 lnX<sub>1</sub> 超过 10.48，农村居民收入对政府医疗卫生支出的影响系数为 1.060。

根据模型 III 的分析结果，在城镇居民收入的门限下，经济发展水平对我国西部地区政府医疗卫生支出的作用表现出边际递减的规律。当 lnX<sub>2</sub> 低于 9.73 时，经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.859；当 lnX<sub>2</sub> 介于 9.73 和 10.13 之间时，经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.838；当 lnX<sub>2</sub> 超过 10.13，经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.815。

根据模型 IV 的分析结果，在 lnX<sub>3</sub> 的门限下，经济发展水平对我国西部地区政府医疗卫生支出的作用表现出边际递减的规律。当 lnX<sub>3</sub> 低于 8.67 时，经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.955；当 lnX<sub>3</sub> 介于 8.67 和 9.22 之间时，经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.933；当 lnX<sub>3</sub> 超过 9.22，经济发展水平对政府医疗卫生支出的影响系数为 0.906。

### 3 讨论与建议

促进城乡医疗卫生事业协调发展，提高医疗卫生服务水平和卫生资源分配的公平性，一直是我国新医改的重要目标<sup>[3]</sup>。基于提出的问题，本研究通过固定效应模型分析得出 lnX<sub>1</sub> 与农村居民收入是影响政府医疗卫生支出的主要因素，这同时也验证了此前学者的研究观点<sup>[3]</sup>，随着经济社会的发展、居民收入水平的提高，这将进一步刺激医疗卫生支出的快速增长。而通过进一步构造门限效应模型得出我国西部地区政府医疗卫

表3 门限效应检验

门限变量及类型	核心解释变量	F	临界值			门限值	95%置信区间		
			10%	5%	1%		上限	下限	
lnX <sub>1</sub>	lnX <sub>2</sub>	单门限	130.600 <sup>**</sup>	36.667	41.594	53.684	9.843	9.838	9.849
		双门限	149.370 <sup>**</sup>	28.996	35.655	49.817	10.481	10.477	10.486
lnX <sub>1</sub>	lnX <sub>3</sub>	单门限	50.250 <sup>**</sup>	28.519	35.219	56.716	9.843	9.833	9.849
		双门限	61.060 <sup>**</sup>	24.842	30.760	44.834	10.481	10.473	10.486
lnX <sub>2</sub>	lnX <sub>1</sub>	单门限	150.980 <sup>**</sup>	29.756	33.278	38.190	10.128	10.121	10.131
		双门限	101.530 <sup>**</sup>	25.864	30.164	39.091	9.729	9.719	9.732
lnX <sub>3</sub>	lnX <sub>1</sub>	单门限	145.050 <sup>**</sup>	19.959	25.244	32.285	9.220	9.217	9.224
		双门限	125.150 <sup>**</sup>	19.346	24.952	32.012	8.666	8.639	8.670

注：\*、\*\*分别示  $P < 0.05$ 、 $P < 0.01$ ，门限效应的 *P* 值和临界值是由 Bootstrap 法重复抽样 300 次得到。

表4 门限模型估计结果

门限变量	$\ln X_1$		$\ln X_2$		$\ln X_3$			
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV				
$I(q_{ii} < \gamma_i) \ln X'_{ii}$	1.010*	1.019*	0.859*	0.955*	(33.15)	(42.85)	(28.86)	(32.03)
$I(\gamma_i < q_{ii} < \gamma_j) \ln X'_{ii}$	1.046*	1.042*	0.838*	0.933*	(36.21)	(47.30)	(27.58)	(30.40)
$I(\gamma_j < q_{ii}) \ln X'_{ii}$	1.075*	1.060*	0.815*	0.906*	(38.69)	(50.90)	(25.87)	(28.00)
控制变量	是	是	是	是				
$R^2$	0.774 1	0.831 6	0.821 8	0.806 3				
$F$	68.76*	86.27*	75.27*	74.04*				
观测值	1 452	1 452	1 452	1 452				

注： $i=1,2, j=1,2$ ，\*示  $P < 0.01$ ，门限效应的  $P$  值和临界值是由 Bootstrap 法重复抽样 300 次而得。

生支出在不同区域间以及区域内城乡间存在差别。

从经济发展水平的角度来看，根据模型 I、模型 II 的估计结果，我国西部地区 132 个市区的经济发展水平呈现明显的低、中、高 3 个层次，并在不同经济发展水平下，居民收入水平对政府医疗卫生支出具有显著差别。城镇和农村居民收入都对政府医疗卫生支出的影响表现出边际递增规律，说明经济越发达地区城乡居民获得政府医疗卫生的投入也就越多。在低经济发展水平地区农村居民收入的影响高于城镇居民，而在中等经济发展水平地区，城镇居民与农村居民差距不大，高经济发展水平地区，城镇居民明显高于农村居民。这意味着经济发展水平较低的地区，农村居民获得政府医疗卫生支出要多于城镇居民，在经济发展水平较高的地区，城镇居民多于农村居民，且经济发展水平越高，城镇获得的政府医疗卫生支出越多。

因此，政府在不断加大医疗卫生财政投入且考虑地区投入倾向的同时，应充分考虑地区资源分布状况，进一步加强医疗卫生资源分配的公平性和可及性，因地制宜地调整并转移支付分配策略，实现西部各地区区域内协调发展。对于西部经济欠发达地区，在着重加强农村医疗卫生服务能力和质量建设的同时，不忽视城镇地区居民医疗卫生支出受益的公平性。对于经济较发达地区则着重提升基层和乡村医疗卫生服务能力，提升医疗卫生资源的可及性，如通过建设县域医共体、医联体等举措，解决居民“看病难”的问题。

从城乡居民收入状况的角度来看，根据模型 III、模型 IV 的估计结果，我国西部地区各省市城镇居民本身也存在低收入、中收入、高收入 3 个层次，并且城镇和农村居民收入在不同状况下，随着经济的发展政府医疗卫生支出也有显著差别。经济发展水平对我国西部地区政府医疗卫生支出的影响表现出边际递

减的规律，说明随着城乡居民收入的提高，政府医疗卫生的投入会放缓<sup>[4]</sup>。在城乡的各个收入阶层中，农村居民获得政府医疗卫生支出均多于城镇居民，并且低收入群体差距最大 (0.096)，高收入群体差距最小 (0.091)。这说明在低收入群体中，农村居民获得政府医疗卫生支出最多，且随着经济的发展，政府医疗卫生支出在城乡之间的差距逐渐缩小。由此可见，当前我国西部地区的财政医疗卫生投入策略具有科学性，一方面更加倾向低收入群体，另一方面则随城乡居民收入的提高，城乡之间投入差距在不断缩小。然而，当前仍不能忽视我国城乡居民收入差距较大的问题，也就是不同收入群体获得医疗资源公平性较差的国情。

因此，应充分考虑我国的国情，合理分配医疗卫生资源，循序渐进开展工作，均衡西部地区各省市城乡间的发展。针对城乡居民收入状况及其所面临的问题，把握政府医疗卫生支出所具有的公益性和福利性，着重解决较低收入群体的就医经济负担，提升所属地区的医疗卫生服务能力和保障水平，充分发挥如“医疗救助、补充性医疗保障”等医疗保障制度的作用，减轻居民“看病贵”的问题，防止城乡居民“因病返贫、因病致贫”等问题的发生。

总之，面对当前我国对西部地区医疗卫生的财政支持一直保持稳步增长，而西部地区政府卫生支出更偏向于经济发达地区的城镇居民以及低收入群体中的农村居民的实际情况。政府部门应立足我国基本国情，循序渐进、因地制宜地开展相关工作<sup>[2]</sup>，通过稳步推进政府医疗卫生支出对西部地区的合理增长，持续推动区域城乡协调发展、优化卫生资源配置<sup>[8,14]</sup>，充分调动全社会的力量，增强我国西部地区医疗卫生区域发展的协调性和城乡发展的平衡性。

参 考 文 献

- [1] 习近平. 决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利[N]. 人民日报, 2017-10-28(001).
- [2] 李克强. 政府工作报告——2022年3月5日在第十三届全国人民代表大会第五次会议上[J]. 中华人民共和国全国人民代表大会常务委员会公报, 2022(2):318-331.
- [3] 邴龙飞, 余兰, 孙玉凤. 基于门限效应模型的经济水平对我国人均卫生费用的影响[J]. 中国卫生经济, 2021,40(9):44-47.
- [4] 祁华金, 周成超, 薛青云, 等. 我国卫生总费用影响因素分析[J]. 中国卫生经济, 2012,31(10):13-15.
- [5] 李相荣, 张秀敏, 任正, 等. 基于主成分回归分析法的我国人均卫生费用的影响因素分析[J]. 医学与社会, 2020,33(7):5-8,13.
- [6] 魏娜娜, 宇传华, 鲍俊哲, 等. 中国人均卫生总费用空间聚集性及其影响因素分析[J]. 中国卫生事业管理, 2016,33(3):190-192.

(▶▶下转第45页▶▶)

- from a tertiary center in southern India[J]. Archives of osteoporosis, 2022,17(1):32.
- [6] ALESSANDRA A, MARA T, ALBERTO L A, et al. Personalised 3D assessment of trochanteric soft tissues improves hip fracture classification accuracy[J]. Annals of biomedical engineering, 2022,50(3):303–313.
- [7] JEREMY K M, JOYCE S B, ALVIN C M, et al. Bilateral atypical femur fractures after denosumab in a bisphosphonate naive patient: a case report[J]. Calcified Tissue International, 2022, Online ahead of print.
- [8] CAMPENFELDT P, AL-ANI A, EKSTRÖM W, et al. Function, sarcopenia and osteoporosis 10 years after a femoral neck fracture in patients younger than 70 years[J]. Injury, 2022,53(4):1496–1503.
- [9] BECK B, RUBIN C, HARDING A, et al. The effect of low-intensity whole-body vibration with or without high-intensity resistance and impact training on risk factors for proximal femur fragility fracture in postmenopausal women with low bone mass: study protocol for the VIBMOR randomized controlled trial[J]. Trials, 2022,23(1):15.
- [10] FRANCK A, PILTZ S. The surgical treatment of unstable osteoporotic pelvic ring fractures with bilateral vertebropelvic stabilization using a less invasive technique[J]. Orthop traumatol surg res, 2022,108(2):103190.
- [11] WILSON D G G, KELLY J, RICKMAN M. Operative management of fragility fractures of the pelvis—a systematic review[J]. BMC musculoskelet disorder, 2021,22(1):717.
- [12] 张建政, 何红英, 王浩, 等. 骨质疏松性骨盆骨折的诊断与微创治疗研究进展[J]. 中华创伤骨科杂志, 2021,23(6): 548–552.
- [13] MEENA S, SHARMA PK, MITTAL S, et al. Modified stoppa approach versus ilioinguinal approach for anterior acetabular fractures; a systematic review and meta-analysis[J]. Bull emerg trauma, 2017,5(1):6–12.
- [14] BOELCH S P, JORDAN M C, MEFFERT R H, et al. Comparison of open reduction and internal fixation and primary total hip replacement for osteoporotic acetabular fractures: a retrospective clinical study[J]. Int orthop, 2017,41(9): 1831–1837.
- [15] Bow C H, Cheung E, Cheung C L, et al. Ethnic difference of clinical vertebral fracture risk[J]. Osteoporos int, 2012,23 (3):879–885.
- [16] 张智海, 刘忠厚, 李娜, 等. 中国人骨质疏松症诊断标准专家共识[J]. 中国骨质疏松杂志, 2014(9):1007–1010.
- [17] 中华骨质疏松和骨矿盐疾病杂志编辑部. 中国骨质疏松症流行病学调查及“健康骨骼”专项行动结果发布[J]. 中华骨质疏松和骨矿盐疾病杂志, 2019,12(4):317–318.
- [18] 陆翘楚, 付辰晨, 李沁芳, 等. 中国中老年人跌倒现状及其影响因素分析[J]. 广东医学, 2022,43(2):241–247.
- [19] 曲艺, 吴晶. 骨质疏松髋部骨折患者医疗资源使用与医疗费用研究[J]. 中国卫生统计, 2016,33(3):430–432.
- [20] 柴培培, 张毓辉, 万泉, 等. 基于“卫生费用核算体系 2011”的中国治疗费用核算结果[J]. 中国卫生经济, 2015,34(3):17–19.
- [21] 吴建, 穆子涵, 蒋睿, 等. 基于“SHA 2011”的河南省经常性卫生费用核算结果分析[J]. 中国卫生经济, 2022, 41(3):51–54.
- [22] 李岩, 张毓辉, 万泉, 等. 我国卫生总费用回顾与展望[J]. 中国卫生经济, 2022,41(6):9–11.

[收稿日期: 2022-06-30] (编辑: 高非)

(◀◀上接第40页◀◀)

- [7] 孙玉凤, 李林贵. 我国西部市级政府医疗卫生支出的边际受益归属研究[J]. 中国卫生经济, 2020,39(1):45–48.
- [8] HANSEN B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis[J]. Econometrica, 1996,64 (2):413–430.
- [9] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999,93(2):345–368.
- [10] HAUSMAN J A. Specification tests in econometrics[J]. Econometrica, 1978,46(6):1251–1271.
- [11] 陈乐, 王杉杉. 中国31省市乡村居民消费影响因素研究——基于面板数据的固定效应分析[J]. 现代营销(下旬刊), 2021(4):70–71.
- [12] 连玉君, 王闻达, 叶汝财. Hausman 检验统计量有效性的 Monte Carlo 模拟分析[J]. 数理统计与管理, 2014,33(5): 830–841.
- [13] 林炳华, 赵鸿程. 金融发展、创新活力与产业结构升级——基于系统 GMM 及门限效应的分析[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2019(10):22–32.
- [14] 陶春海, 焦荣荣. 政府卫生支出会“挤入”居民医疗保健消费吗? ——基于面板门槛回归模型分析[J]. 江西财经大学学报, 2020,13(4):27–39.

[收稿日期: 2022-06-27] (编辑: 毕然, 滕百军)