

·论著·

列线图预测模型评估急性缺血性脑卒中患者 1年预后不良的风险

张娜,刘仲仲,逯青丽,王静,刘佩,刘燕,常乔乔,王燕,宋沉生,蔺雪梅,王芳,吴松笛

作者单位

西安市第一医院,西北大学附属第一医院神经内科
西安 710002

基金项目

陕西省科技计划项目(No. 2017SF-163; 2021SF-333);
西安市科技计划重大项目[No. 201805104YX12SF38(2)];
西安市科技计划项目[No. 20YXYJ0008(1)];

西安市卫健委科研项目(No. 2020ms03; 2020yb05; 2021yb33)

收稿日期

2021-06-15

通讯作者

吴松笛

wusongdi@gmail.com

com

摘要 目的:探讨急性缺血性脑卒中(AIS)患者1年发生预后不良的危险因素,并建立其列线图风险预测模型。**方法**:通过西安脑卒中数据库平台,连续收集本市4所三级甲等医院2015年1~12月入院的AIS患者,并在入院确诊后随访1年。采用单因素和多因素 Logistic 回归分析,探讨AIS患者1年预后不良的相关危险因素,采用R软件及rms程序包构建AIS患者1年预后不良的列线图预测模型。**结果**:多因素 Logistic 回归分析显示,年龄($OR=1.069$, 95% CI 1.052 ~ 1.087, $P=0.000$)、合并肺炎($OR=3.121$, 95% CI 1.595 ~ 6.107, $P=0.001$)、白细胞计数($OR=1.137$, 95% CI 1.062 ~ 1.217, $P=0.000$)、心房颤动($OR=1.816$, 95% CI 1.059 ~ 3.115, $P=0.030$)、入院NIHSS评分($OR=1.196$, 95% CI 1.153 ~ 1.241, $P=0.000$)是西安地区AIS患者随访1年发生预后不良的独立危险因素。根据上述危险因素,成功建立预测AIS患者1年发生预后不良的列线图预测模型。该模型ROC曲线下面积(AUC)为0.846,具有良好的区分度; Hosmer-Lemeshow 拟合优度检验结果显示差异无统计学意义($\chi^2=12.22$, $df=8$, $P=0.142$)。**结论**:成功建立用于预测AIS患者随访1年预后不良的列线图风险预测模型,该模型具有良好区分度与校准度。

关键词 急性缺血性脑卒中;危险因素;预后不良;列线图

中图分类号 R741;R743.3 **文献标识码** A **DOI** 10.16780/j.cnki.sjssgncj.20210581

本文引用格式:张娜,刘仲仲,逯青丽,王静,刘佩,刘燕,常乔乔,王燕,宋沉生,蔺雪梅,王芳,吴松笛.列线图预测模型评估急性缺血性脑卒中患者1年预后不良的风险[J].神经损伤与功能重建,2022,17(5):254-258.

Nomogram Risk Prediction Model to Assess Risk of Poor 1-Year Prognosis after Acute Ischemic Stroke ZHANG Na, LIU Zhong-zhong, LU Qing-li, WANG Jing, LIU Pei, LIU Yan, CHANG Qiao-qiao, WANG Yan, SONG Chen-sheng, LIN Xue-mei, WANG Fang, WU Song-di. Department of Neurology, Xi'an No.1 Hospital, the First Affiliated Hospital of Northwest University, Xi'an 710002, China

Abstract Objective: To investigate the risk factors of poor prognosis 1 year after acute ischemic stroke (AIS) and to establish a nomogram risk prediction model. **Methods:** Clinical data of AIS patients who were consecutively admitted to 4 tertiary-grade A class hospitals from January to December 2015 were collected through the Xi'an Stroke Data Bank. The patients were followed up for 1 year after diagnosis. Univariate and multivariate Logistic analysis were applied to analyze the risk factors of poor 1-year prognosis. R software and the rms package were used to establish a nomogram risk prediction model for poor 1-year prognosis in AIS patients. **Results:** Multivariate Logistic regression analysis showed that age ($OR=1.069$, 95% CI 1.052 ~ 1.087, $P=0.000$), complication by pneumonia ($OR=3.121$, 95% CI 1.595 ~ 6.107, $P=0.001$), leukocyte count ($OR=1.137$, 95% CI 1.062 ~ 1.217, $P=0.000$), atrial fibrillation ($OR=1.816$, 95% CI 1.059 ~ 3.115, $P=0.030$), and NIHSS score at admission ($OR=1.196$, 95% CI 1.153 ~ 1.241, $P=0.000$) were independent risk factors for poor 1-year prognosis of AIS patients in the Xi'an area. Based on the above independent risk factors, a nomogram prediction model was established to predict poor 1-year prognosis in AIS patients. ROC curve analysis showed that the area under the curve (AUC) was 0.846, indicating good discrimination. The Hosmer-Lemeshow test showed no significant difference ($\chi^2=12.22$, $df=8$, $P=0.142$). **Conclusion:** A nomogram risk prediction model for poor 1-year prognosis in AIS patients was successfully established. This model has good differentiation and calibration.

Key words acute ischemic stroke; risk factors; poor prognosis; nomogram

急性缺血性脑卒中(acute ischemic stroke, AIS)具高致残性,导致患者日常生活能力下降,给患者家庭和社会带来巨大的精神和经济负担^[1]。因此,早期识别和预测发生预后不良的高风险人群,尽早给予干预和治疗,对改善AIS患者的生活质量具有重要

意义。既往研究多关注与AIS患者预后相关的危险因素^[2-4],但较少有研究给出操作简单和方便的预测模型,并且部分研究纳入的样本量较小,以及部分研究纳入的临床指标不易收集等因素导致模型的应用受到一定影响^[5,6]。本研究通过西安脑卒中数据库平

台,基于简单、有效、可靠,临床上易获得的原则,探讨影响AIS患者发生1年预后不良的相关危险因素,并进一步构建用于预测AIS患者1年预后不良的列线图风险预测模型。

1 资料与方法

1.1 一般资料

连续性收集2015年1~12月西安地区4所三级甲等医院住院的AIS患者的临床资料。纳入标准:均经头颅CT(和)或MRI检查确诊为急性缺血性脑卒中或短暂性脑缺血发作,符合中国急性缺血性脑卒中诊治指南的诊断标准^[7];发病至入组时间 ≤ 3 d;发病前改良Rankin评分(modified Rankin scale, mRS) < 3 分并签署知情同意书。排除标准:排除脑出血、蛛网膜下腔出血以及非脑血管病事件,如原发脑肿瘤、脑外伤或者硬膜下出血等;拒绝参与本研究;失访。本研究经西安市第一医院伦理委员会审核通过[伦理批准号为2014伦审(5)]。

1.2 方法

收集入院的AIS患者的相关临床信息,包括人口学信息、基线信息、既往病史、神经功能的评估、实验室相关检查等资料。分别在确诊后1月、3月、6月和1年采取电话或当面询问的方式对患者进行随访(随访时间误差不超过7 d),终点事件定义为研究对象在1年随访发生预后不良事件。对于拒绝随访或5个工作日内,每天5次电话仍不能联系到的患者视为失访。预后良好定义为1年随访时mRS评分 < 3 分;预后不良定义为1年随访时mRS评分 ≥ 3 分(包括死亡)。

1.3 统计学处理

采用EmpowerStats和R软件分析数据。对于符合正态分布的计量资料以 $(\bar{x}\pm s)$ 表示,非正态分布的计量资料以M(Q₁~Q₃)表示;计数资料以率(%)表示,2组间比较采用t检验,多组比较采用方差分析,不符合正态分布及方差齐时采用Mann-Whitney U检验,满足正态分布并且方差齐时的分类变量的组间比较采用 χ^2 检验,理论频数 < 10 时采用Fisher确切概率法。采用单因素和多因素Logistic回归分析探讨AIS患者1年预后不良的相关危险因素,采用R软件及rms程序包建立AIS患者1年预后不良的列线图预测模型。采用Bootstrap法重复抽样500次进行列线图稳定性的验证。采用受试者工作特征(Receiver Operating Characteristic, ROC)曲线下面积(area under curve, AUC)评估预测模型的区分度;通过Hosmer-Lemeshow

拟合优度检验来评价预测模型的校准能力。 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 基线资料与筛选流程

基于西安脑卒中数据库中3 117例脑卒中患者,排除1年随访结束共失访342例,排除发病前mRS评分 ≥ 3 分患者357例;排除非急性缺血性脑卒中患者357例,最终纳入AIS患者2 201例,男1 368例,平均年龄 (62.77 ± 12.35) 岁;女833例,平均年龄 (66.72 ± 11.76) 岁。1年随访结束预后不良366例(16.6%),预后良好1 835例(83.4%)。

2.2 预后良好组和预后不良组临床资料比较分析

根据1年随访结果,将患者分为预后良好组和预后不良组。与预后良好组相比,预后不良组的年龄、女性患者、卒中史、合并肺炎、入院48 h不能行走、心房颤动、入院NIHSS评分、空腹血糖、谷丙转氨酶、尿素氮、尿酸、白细胞计数水平和心率均明显升高;文化程度为高中以上、目前仍吸烟、饮酒、甘油三酯水平均较低,差异均有统计学意义($P < 0.05$)。2组间高血压、糖尿病、总胆固醇、高密度脂蛋白胆固醇、低密度脂蛋白胆固醇、谷草转氨酶、碱性磷酸酶、同型半胱氨酸水平、肌酐和体质指数之间比较,差异无统计学意义($P > 0.05$),见表1。

2.3 发生1年预后不良的Logistic回归分析

将上述2组比较差异有统计学意义的变量纳入多因素Logistic回归分析,结果显示,年龄($OR = 1.069$, 95%CI 1.052~1.087, $P = 0.000$)、合并肺炎($OR = 3.121$, 95%CI 1.595~6.107, $P = 0.001$)、白细胞计数($OR = 1.137$, 95%CI 1.062~1.217, $P = 0.000$)、心房颤动($OR = 1.816$, 95%CI 1.059~3.115, $P = 0.030$)以及入院NIHSS评分($OR = 1.196$, 95%CI 1.153~1.241, $P = 0.000$)是AIS患者1年预后不良的独立危险因素,见表2。

2.4 AIS患者1年预后不良列线图风险预测模型的建立和验证

以多因素Logistic回归分析得到的危险因素(年龄、合并肺炎、白细胞计数、心房颤动和入院NIHSS评分)绘制预测AIS患者1年预后不良的列线图预测模型,见图1。采用Bootstrap对该模型经过500次重抽样,利用建模自身的数据来内部验证模型的预测效果,获得校准曲线,见图2。该模型ROC的AUC为0.846(95%CI 0.818~0.873),见图3。通过Hosmer-Lemeshow拟合优度检验来评价预测模型的校准能力,结果显示差异无统计学

表1 预后良好组和预后不良组临床特征比较分析

组别	例数	年龄/ (岁, $\bar{x}\pm s$)	性别/[例(%)]		文化程度/[例(%)]		
			男	女	小学及以下	初中	高中及以上
预后良好组	1 835	62.87±11.96	1 173(63.92)	662(36.08)	825(44.96)	363(19.78)	647(35.26)
预后不良组	366	71.26±11.48	195(53.28)	171(46.72)	202(55.19)	56(15.30)	108(29.51)
χ^2/t 值		12.336	14.699		13.008		
P值		<0.001	<0.001		0.001		

组别	吸烟/[例(%)]			饮酒/ [例(%)]	卒中史/[例(%)]		合并肺炎/ [例(%)]	入院48 h不能 行走/[例(%)]
	从不吸烟	戒烟	目前仍吸烟		初次	再次		
预后良好组	990(53.95)	363(19.78)	482(26.27)	460(25.07)	1 359(74.06)	476(25.94)	32(1.74)	417(25.41)
预后不良组	245(66.94)	68(18.58)	53(14.48)	51(13.93)	243(66.39)	123(33.61)	64(17.49)	209(59.04)
χ^2/t 值	26.839			21.218	9.054		181.284	152.927
P值	<0.001			<0.001	0.003		<0.001	<0.001

组别	高血压/ [例(%)]	糖尿病/ [例(%)]	心房颤动/ [例(%)]	入院 NIHSS 评分/ [分, M(Q ₁ ~ Q ₃)]	总胆固醇/ [mmol/ L, ($\bar{x}\pm s$)]	甘油三酯/ [mmol/ L, ($\bar{x}\pm s$)]	高密度脂 蛋白胆固醇/ [mmol/L, ($\bar{x}\pm s$)]	低密度脂 蛋白胆固醇/ [mmol/L, ($\bar{x}\pm s$)]
预后不良组	256(69.95)	94(25.68)	65(17.76)	6.00(4.00 ~ 11.75)	4.37±0.99	1.52±1.09	1.16±0.35	2.58±0.78
χ^2/t 值	0.0183	2.568	84.009	-19.786	-0.445	-2.521	1.621	-0.179
P值	0.892	0.109	<0.001	<0.001	0.657	0.012	0.105	0.858

组别	空腹血糖/ [mmol/L, ($\bar{x}\pm s$)]	谷丙转氨酶/ [U/L, M(Q ₁ ~ Q ₃)]	谷草转氨酶/ [U/L, M(Q ₁ ~ Q ₃)]	碱性磷酸酶/ [U/L, ($\bar{x}\pm s$)]	同型半胱氨酸/ [μmol/L, M(Q ₁ ~ Q ₃)]
预后不良组	6.34±2.79	17.00(12.00 ~ 23.90)	21.00(17.00 ~ 28.70)	80.29±27.52	19.26(13.03 ~ 29.73)
χ^2/t 值	3.529	3.680	-1.280	3.380	1.554
P值	<0.001	<0.001	0.201	0.280	0.120

组别	肌酐/[μmol/ L, ($\bar{x}\pm s$)]	尿素氮/[μmol/ L, ($\bar{x}\pm s$)]	国际标准化 比值/($\bar{x}\pm s$)	尿酸/[μmol/ L, ($\bar{x}\pm s$)]	白细胞计数/ [×10 ⁹ /L, ($\bar{x}\pm s$)]	体重指数/ [(kg/m ² , ($\bar{x}\pm s$)]	心率/ [次/分, ($\bar{x}\pm s$)]
预后不良组	78.70±60.34	5.43±2.19	1.06±0.16	274.19±105.16	7.79±3.28	23.62±3.99	76.01±12.52
χ^2/t 值	2.103	3.328	2.419	-3.032	7.391	-1.687	2.568
P值	0.0546	<0.001	0.016	0.002	<0.001	0.092	0.010

表2 西安地区 AIS 患者 1 年预后不良的多因素 Logistic 回归分析

因素	系数	标准误	OR	95%CI	P值
常量	-8.090	0.691	/	/	/
年龄	0.067	0.008	1.069	1.052 ~ 1.087	0.000
合并肺炎	1.138	0.343	3.121	1.595 ~ 6.107	0.001
白细胞计数	0.128	0.034	1.137	1.062 ~ 1.217	0.000
心房颤动	0.597	0.275	1.816	1.059 ~ 3.115	0.030
入院NIHSS评分	0.179	0.019	1.196	1.153 ~ 1.241	0.000

意义 ($\chi^2=12.22, df=8, P=0.142$), 提示模型预测值与实际观测值之间的差异没有统计学意义, 预测模型有较好的校准能力。

3 讨论

研究显示, 中国因脑卒中导致的伤残调整寿命年

仍呈上升趋势, 约为全球平均水平的 2 倍多^[8,9]。尽管近年在脑卒中的防控方面已取得一系列进展^[10], 但脑卒中导致的预后不良形式依然严峻^[11-13]。因此, 需要探索一种简单且易于操作的预测脑卒中患者发生预后不良的预测模型, 从而为早期临床干预提供有效且实用的方法, 基于此, 本研究基于西安脑卒中数据库平台,

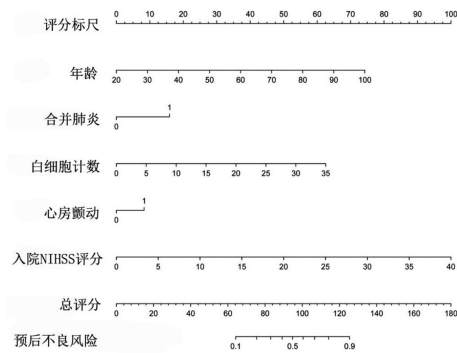
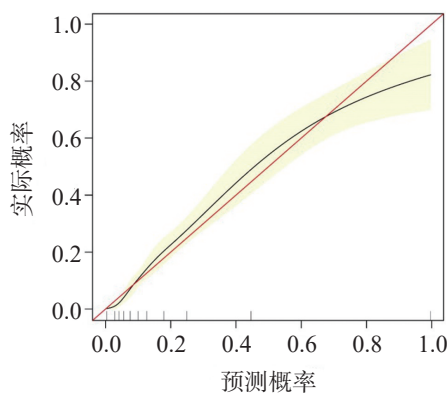


图1 预测 AIS 患者 1 年预后不良的列线图风险预测模型



注:红色线为标准曲线,黑色线为校准曲线,黄色部分为校准曲线的置信区间

图2 列线图模型预测 AIS 患者 1 年预后不良验证内部验证的校准曲线

AUC=0.846

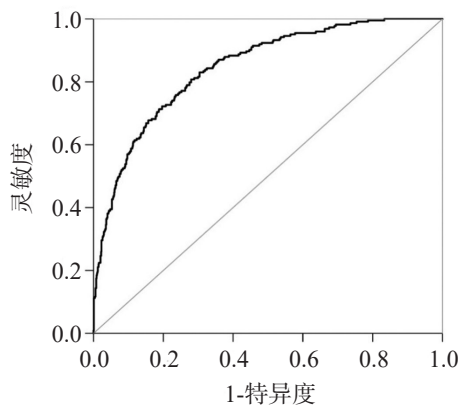


图3 列线图模型预测 AIS 患者 1 年预后不良的 ROC 曲线

建立一种列线图预测模型,用于评估急性缺血性脑卒中患者 1 年发生预后不良的风险。

本研究最终纳入 AIS 患者 2 201 例,其中 1 年预后不良 366 例(16.6%);与既往研究相比,高于中国国家卒中登记研究总体残障率(14.39%)^[14];低于 Olindo 等^[15]纳入非洲加勒比患者的 1 年残障率(28.8%),低于国内成都地区卒中登记研究中的 1 年预后不良率(31.14%)^[16]。这提示,不同国家及国内不同区域 AIS 患者发生 1 年预后不良存在明显差异,除去不同研究设计的因素,可能与不同区域的地理环境、饮食习惯、经济水平及脑

卒中的早期预防措施等诸多因素有关,这也提示区域性脑卒中登记研究的重要性。

本研究发现,AIS 患者 1 年预后不良的独立危险因素包括年龄、合并肺炎、白细胞计数、心房颤动、入院 NIHSS 评分。年龄作为 AIS 患者 1 年预后不良的危险因素,通常年龄越大预后会较差^[2,17,18]。本研究中随访 1 年预后不良组的平均年龄比预后良好组大约 9 岁 [(71.26±11.48) v.s. (62.87±11.96), $P<0.001$],虽然无法改变这一因素,但可呼吁年轻人重视脑卒中中的一级预防,降低本区域老年人的预后不良率。AIS 患者一旦合并肺部感染,可加重患者病情、延长住院时间等,导致预后不良^[19,20]。本研究中 AIS 患者预后不良组中合并肺炎的占比显著高于预后良好组(17.49% v.s. 1.74%, $P<0.001$)。由于合并肺部感染与卒中导致的吞咽障碍密切相关,存在吞咽障碍的 AIS 患者肺部感染发病率约增加 3 倍^[21],因此,临床医师应对 AIS 患者早期进行吞咽评估及干预,有助于减少卒中后肺炎的发生。早期升高的白细胞计数与脑卒中的严重程度及可能合并感染等密切相关,常导致患者病情加重且预后不良^[22,23]。本研究中预后不良组的白细胞计数显著高于预后良好组 [(7.79±3.28) v.s. (6.74±2.26), $P<0.001$],提示临床医师关注患者入院时白细胞计数水平,早期识别患者的卒中的严重程度及是否合并感染;对于非感染性白细胞增高患者,尽早防治应激状态与并发症,包括应激性溃疡、急性脑心综合征等;对合并感染的白细胞增高患者,选择合理的抗感染治疗,可能会改善此类患者预后不良的结局。心房颤动常导致严重的心源性卒中等血栓栓塞事件,同时合并心房颤动的 AIS 患者往往年龄较高、神经功能损伤较重及合并肺炎患者较多等,常导致较高的预后不良率^[24,25]。本研究中预后不良组的房颤的比例显著高于预后良好组(17.76% v.s. 4.58%, $P<0.001$),提示临床医师需重视房颤患者卒中中的一级预防,关注此类患者住院时心脏功能和卒中后抗凝药物的规范(再)启动。NIHSS 评分反映卒中导致患者神经功能缺损的严重程度,入院 NIHSS 评分高往往伴随着更严重的脑损伤,脑组织缺血缺氧更甚,故预后较差^[26,27]。本研究中预后不良组的入院 NIHSS 评分显著高于预后良好组(中位数 6.00 v.s. 3.00, $P<0.001$),提示临床医师应加强对区域内人群卒中中的一级预防,且快速评估及规范治疗中重度卒中(入院高 NIHSS 评分)患者,完善各中心卒中质量控制能力,如缩短静脉溶栓时间及尽快将初筛符合血管内治疗的患者转运至高级卒中中心等。

目前,国内外部分研究基于脑卒中患者预后不良的危险因素已建立了预后的评分或预测系统^[5,6,28]。但多数研究纳入的样本量较小,部分参数不易获得等因素导致临床实践不够简便。本研究基于构建预测模型的参数应简单、有效、可靠,临床上易获得的原则,进行AIS患者1年预后不良的列线图预测模型构建。通过纳入西安地区2 201例AIS患者,进行Logistic回归分析,将得到的与AIS患者1年预后不良相关危险因素引入R软件,成功构建了用于预测西安地区AIS患者1年预后不良的列线图模型;该模型总共纳入5个指标,包括年龄、合并肺炎、白细胞计数、心房颤动和入院NIHSS评分;这些指标均可在患者入院时快速获得,并且能够相对准确量化,方便临床工作人员执行和操作。与传统研究中报道的评分系统预测模型相比,列线图模型可快速、直观地计算出患者的预后风险,临床应用更简单、灵活。本研究建立的AIS患者1年预后不良的列线图预测模型,采用Bootstrap对该模型经过500次重抽样,利用建模自身的数据进行内部验证模型的预测效果,结果显示,预测校准曲线贴近标准曲线,提示列线图的预测能力较好。

综上,本研究基于西安脑卒中数据库,建立用于早期预测AIS患者发生1年预后不良的列线图预测模型。该模型具有良好区分度与准确度,简单实用,易于操作。有助于早期识别预后不良的高危患者,并进行个体化干预,从而降低患者预后不良发生率,改善患者预后,对早期临床干预策略制定具有一定的指导意义。本研究也存不足之处,本研究是基于西安市脑卒中数据库平台进行分析,并不能代表全部人群;研究中未纳入药物干预及影像学等因素,后续还需要进一步完善,使其预测结果更加准确。

参考文献

[1] Alonso De Lecinana M, Gutierrez-Fernandez M, Romano M, et al. Strategies to improve recovery in acute ischemic stroke patients: Iberoamerican Stroke Group Consensus[J]. Int J Stroke, 2014, 9: 503-513.
 [2] 刘仲仲,段康丽,蔺雪梅,等. 西安地区急性脑梗死患者1年预后不良的相关危险因素分析[J]. 中华老年心脑血管病杂志, 2018, 20: 1169-1173.
 [3] Ling X, Shen B, Li K, et al. Development of a prediction model for 1-year poor prognosis in patients with acute ischemic stroke[J]. J Investig Med, 2019, 67: 957-963.
 [4] 肖兴莉,陈秀. 入院早期中性粒细胞/淋巴细胞水平对急性脑梗死病情评估及预后判断的价值[J]. 神经损伤与功能重建, 2021, 16: 231-233.
 [5] Bautista Af, Lenhardt R, Yang D, et al. Early Prediction of Prognosis in Elderly Acute Stroke Patients[J]. Crit Care Explor, 2019, 1: e0007.
 [6] Sun C, Li X, Song B, et al. A NADE nomogram to predict the probability of 6-month unfavorable outcome in Chinese patients with

ischemic stroke[J]. BMC Neurol, 2019, 19: 274.
 [7] 中华医学会神经病学分会,中华医学会神经病学分会脑血管病学组. 中国急性缺血性脑卒中诊治指南2014[J]. 中华神经科杂志, 2015, 48: 246-257.
 [8] 宇传华,罗丽莎,李梅,等. 从全球视角看中国脑卒中疾病负担的严峻性[J]. 公共卫生与预防医学, 2016, 27: 1-5.
 [9] Zhou M, Wang H, Zeng X, et al. Mortality, morbidity, and risk factors in China and its provinces, 1990-2017: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017[J]. Lancet, 2019, 394: 1145-1158.
 [10] Li Z, Jiang Y, Li H, et al. China's response to the rising stroke burden[J]. BMJ, 2019, 364: 1879.
 [11] Cruz-Cruz C, Moreno-Macias H, Parra-Cabrera Mds, et al. Survival After Ischemic and Hemorrhagic Stroke: A 4-Year Follow-Up at a Mexican Hospital[J]. J Stroke Cerebrovasc Dis, 2019, 28: 2109-2114.
 [12] Long X, Lou Y, Gu H, et al. Mortality, Recurrence, and Dependency Rates Are Higher after Acute Ischemic Stroke in Elderly Patients with Diabetes Compared to Younger Patients[J]. Front Aging Neurosci, 2016, 8: 142.
 [13] Wang G, Zhong C, Peng H, et al. Renal Function Affects Prognostic Role of Antiphosphatidylserine Antibodies for Acute Ischemic Stroke Patients[J]. Cerebrovasc Dis, 2019, 48: 1-8.
 [14] Wang Z, Li J, Wang C, et al. Gender differences in 1-year clinical characteristics and outcomes after stroke: results from the China National Stroke Registry[J]. PLoS One, 2013, 8: e56459.
 [15] Olindo S, Saint-Vil M, Jeannin S, et al. One-year disability, death and recurrence after first-ever stroke in a Black Afro-Caribbean population[J]. Int J Stroke, 2017, 12: 844-850.
 [16] Kong Fy, Tao Wd, Hao Zl, et al. Predictors of one-year disability and death in Chinese hospitalized women after ischemic stroke[J]. Cerebrovasc Dis, 2010, 29: 255-262.
 [17] Knoflach M, Matosevic B, Rucker M, et al. Functional recovery after ischemic stroke—a matter of age: data from the Austrian Stroke Unit Registry[J]. Neurology, 2012, 78: 279-285.
 [18] Yao X, Dong Q, Song Y, et al. Thrombelastography maximal clot strength could predict one-year functional outcome in patients with ischemic stroke[J]. Cerebrovasc Dis, 2014, 38: 182-190.
 [19] Meisel A, Smith Cj. Stroke: Preventive antibiotics for stroke-associated pneumonia[J]. Nat Rev Neurol, 2015, 11: 672-673.
 [20] Hannawi Y, Hannawi B, Rao Cp, et al. Stroke-associated pneumonia: major advances and obstacles[J]. Cerebrovasc Dis, 2013, 35: 430-443.
 [21] Matz K, Seyfang L, Dachenhausen A, et al. Post-stroke pneumonia at the stroke unit - a registry based analysis of contributing and protective factors[J]. BMC Neurol, 2016, 16: 107.
 [22] Rezende Sm, Lijfering Wm, Rosendaal Fr, et al. Hematologic variables and venous thrombosis: red cell distribution width and blood monocyte count are associated with an increased risk[J]. Haematologica, 2014, 99: 194-200.
 [23] Heikinheimo T, Putaala J, Haapaniemi E, et al. Leucocyte count in young adults with first-ever ischaemic stroke: associated factors and association on prognosis[J]. Int J Stroke, 2015, 10: 245-250.
 [24] Fang Mc, Go As, Chang Y, et al. Long-term survival after ischemic stroke in patients with atrial fibrillation[J]. Neurology, 2014, 82: 1033-1037.
 [25] 刘仲仲,蔺雪梅,段康丽,等. 西安地区伴心房颤动老年急性缺血性卒中患者临床特征及1年预后分析[J]. 中国卒中杂志, 2019, 14: 578-584.
 [26] Villringer K, Florczak-Rzepka M, Grittner U, et al. Characteristics associated with outcome in patients with first-ever posterior fossa stroke[J]. Eur J Neurol, 2018, 25: 818-824.
 [27] Schaefer Pw, Pulli B, Copen Wa, et al. Combining MRI with NIHSS thresholds to predict outcome in acute ischemic stroke: value for patient selection[J]. AJNR Am J Neuroradiol, 2015, 36: 259-264.
 [28] 胡萍,崔妙玲,蒋云. 基于MEWS的急性脑卒中短期预后评分系统的构建及评价[J]. 中国实用神经疾病杂志, 2019, 22: 1988-1995.

(本文编辑:王晶)