

本文引用: 李幸泽, 于思洋. 血浆致动脉粥样硬化指数及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与中老年人脑卒中发病风险的队列研究[J]. 中国动脉硬化杂志, 2026, 34(5): 451-458. DOI: 10.20039/j.cnki.1007-3949.2026.05.008.

[文章编号] 1007-3949(2026)34-05-0451-08

· 临床研究 ·

血浆致动脉粥样硬化指数及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与中老年人脑卒中发病风险的队列研究

李幸泽, 于思洋

中国医科大学附属第一医院, 辽宁省沈阳市 110001

[摘要] **[目的]** 探索血浆致动脉粥样硬化指数(AIP)及其人体测量学衍生指标 AIP-腰围身高比(AIP-WHtR)、AIP-身体圆度指数(AIP-BRI)与中老年人脑卒中长期发病风险之间的关联。**[方法]** 研究人群来源于中国健康与养老追踪调查。通过自我报告的问卷数据确定新发脑卒中。采用酶催化显色法测定参与者血液中的甘油三酯(TG)及高密度脂蛋白胆固醇(HDL)水平,并计算 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR 和 AIP-BRI。采用 Cox 比例风险回归来评估累积和分类的 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与脑卒中发生之间的关联。使用限制性立方样条来探讨累积 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与脑卒中风险之间潜在的非线性关系。**[结果]** 8 454 名参与者的平均年龄为(60.65±9.29)岁,中位随访 7 年期间,共 670 名参与者(7.93%)新发脑卒中。在完全调整混杂因素后,AIP 每升高 1 个标准差,脑卒中风险增加 21% ($HR=1.21, 95\% CI: 1.09 \sim 1.33, P<0.001$)。同样,较高水平的 AIP-WHtR ($HR=1.40, 95\% CI: 1.18 \sim 1.66, P<0.001$) 和 AIP-BRI ($HR=1.04, 95\% CI: 1.02 \sim 1.06, P<0.001$) 均与脑卒中风险增加呈正相关。限制性立方样条分析显示,AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与脑卒中风险之间存在正向剂量-反应关系,且呈现显著的非线性趋势。此外,亚组分析进一步证实,男性中较高水平的 AIP 与脑卒中风险升高相关 ($HR=1.25, 95\% CI: 1.08 \sim 1.44, P<0.001$),而女性中 AIP 水平与脑卒中风险的关联不显著 ($HR=1.15, 95\% CI: 1.00 \sim 1.32, P=0.050$)。**[结论]** 中老年人中,较高水平的 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 均与脑卒中风险增加呈正相关,这些指数或可作为有效的脑卒中风险评估工具。

[关键词] 血浆致动脉粥样硬化指数; 脑卒中; 腰围身高比; 身体圆度指数; 队列研究

[中图分类号] R5

[文献标识码] A

A cohort study on the association between the atherogenic index of plasma and its anthropometric-derived indicators AIP-WHtR, AIP-BRI and the risk of stroke in middle-aged and elderly populations

LI Xingze, YU Siyang

The First Hospital of China Medical University, Shenyang, Liaoning 110001, China

[ABSTRACT] **Aim** To explore the association between atherogenic index of plasma (AIP) and its anthropometric-derived indicators AIP-waist-to-height ratio (AIP-WHtR) and AIP-body roundness index (AIP-BRI) and the long-term risk of stroke in middle-aged and elderly populations. **Methods** The study population was derived from the China Health and Retirement Longitudinal Study. Incident stroke cases were identified through self-reported questionnaire data. Enzyme-catalyzed colorimetric method was used to measure the levels of triglyceride (TG) and high density lipoprotein cholesterol (HDL) in the blood of participants, and AIP and its anthropometric-derived indicators AIP-WHtR and AIP-BRI were calculated. Cox proportional hazards regression was used to evaluate the association between cumulative and categorical AIP and its anthropometric-derived indicators AIP-WHtR, AIP-BRI and stroke occurrence. Restricted cubic spline was used to explore the potential nonlinear relationships between cumulative AIP and its anthropometric-derived indicators AIP-WHtR, AIP-BRI and the risk of stroke. **Results** The average age of 8 454 participants was (60.65±9.29)

[收稿日期] 2025-11-14

[修回日期] 2026-04-07

[作者简介] 李幸泽, 护师, 主要从事慢病护理研究, E-mail: 15004099853@163.com。通信作者于思洋, 硕士, 主要从事心血管流行病学研究, E-mail: m13840428167@163.com。

years, and during a median follow-up period of 7 years, a total of 670 participants (7.93%) had a new onset of stroke. After fully adjusting for confounding factors, for per 1-standard-deviation increment in AIP, the risk of stroke increased by 21% ($HR=1.21$, 95% CI : 1.09 ~ 1.33, $P<0.001$). Similarly, higher levels of AIP-WHtR ($HR=1.40$, 95% CI : 1.18 ~ 1.66, $P<0.001$) and AIP-BRI ($HR=1.04$, 95% CI : 1.02 ~ 1.06, $P<0.001$) were positively correlated with increased risk of stroke. Restrictive cubic spline analysis showed a positive dose-response relationship between AIP and its anthropometric-derived indicators AIP-WHtR, AIP-BRI and the risk of stroke, with a significant nonlinear trend. In addition, subgroup analysis further confirmed that higher AIP levels were associated with an increased risk of stroke in males ($HR=1.25$, 95% CI : 1.08 ~ 1.44, $P<0.001$), whereas the association was not significant in females ($HR=1.15$, 95% CI : 1.00 ~ 1.32, $P=0.050$).

Conclusion In the middle-aged and elderly population, higher levels of AIP and its anthropometric-derived indicators AIP-WHtR and AIP-BRI are positively correlated with increased risk of stroke, and these indicators may serve as effective risk of stroke assessment tools.

[KEY WORDS] atherogenic index of plasma; stroke; waist-to-height ratio; body roundness index; cohort study

脑卒中作为一种急性脑血管疾病,具有高发病率、高致残率和高死亡率的特点。据统计,全球每年约有1 500万人罹患脑卒中,其中约500万人死亡,存活者中约75%会遗留不同程度的残疾^[1]。在我国,脑卒中是导致全年龄组伤残调整生命年损失的首要疾病,每年新发约200万例,死亡约165万例,也是全球主要的公共卫生负担之一^[2]。因此,研究早期可简易识别的风险因素,对脑卒中的防治具有重大现实意义。

既往多项研究表明,以血脂异常、高血糖为代表的代谢紊乱是脑卒中的重要危险因素。尽管残余胆固醇、胰岛素抵抗指数等代谢指标已被用于评估脑卒中的风险与预后^[3-4],但其预测准确性仍存在局限。血浆致动脉粥样硬化指数(atherogenic index of plasma, AIP)定义为甘油三酯(triglyceride, TG)与高密度脂蛋白胆固醇(high density lipoprotein cholesterol, HDLC)比值的对数,是反映脂质代谢和糖类代谢的定量指标,对糖尿病和动脉粥样硬化等多种慢性疾病具有较强的预测价值^[5-6]。与单独的脂质参数相比,AIP能够更全面地反映血脂与血糖水平的异常情况,提示糖脂代谢失衡程度更为严重^[7]。以往关于AIP与脑卒中关联的研究多基于区域性样本或横断面设计。更值得关注的是,将AIP与身体圆度指数(body roundness index, BRI)、腰围身高比(waist-to-height ratio, WHtR)等人体测量指标结合形成的复合参数,可能比单独使用AIP更具优势,因为这类指标能够同时反映脂质代谢状态与身体成分特征。然而,目前AIP及其相关人体测量复合指标与中老年人群脑卒中发病风险的关联尚不明确。

本研究基于中国健康与养老追踪调查(China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)这一全国性队列数据开展长期随访,旨在验证AIP及其与人体测量学衍生指标AIP-WHtR、AIP-BRI与

脑卒中发病风险的关联,并阐明其中的剂量-反应关系和人群异质性,从而为不同人群的脑卒中危险分层提供我国人群特有的循证依据。

1 资料和方法

1.1 研究对象

本研究的研究对象来源于CHARLS项目。该项目于2011年启动基线调查,覆盖我国28个省、150个县级单位及450个社区或村庄,共纳入17 707名中老年人参与;此后每2~3年开展一次随访调查,持续监测参与者的健康状况^[8]。CHARLS项目的研究方案已获得北京大学生物医学伦理委员会批准(IRB00001052-1015)。本研究选取2011年入组人群的基线数据,随访至2020年。排除标准包括:基线时已患脑卒中或癌症、年龄小于45岁、户口信息不明的参与者,以及缺失性别、年龄、教育水平、婚姻状况、吸烟史、饮酒史、身高、体重、腰围(waist circumference, WC)、TG或HDLC水平等关键信息的参与者。最终共纳入8 454名合格参与者,具体流程见图1。

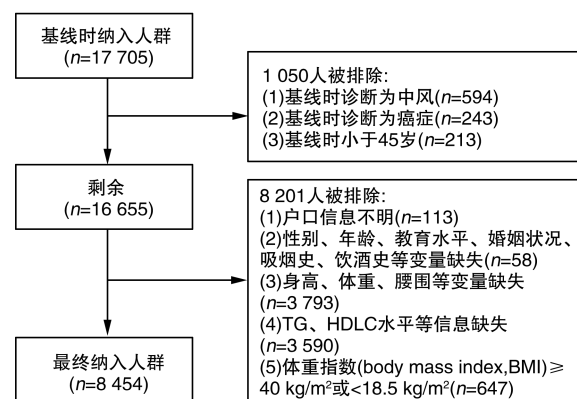


图1. 研究对象纳入流程图

Figure 1. Flowchart of research subject enrollment

1.2 研究方法

CHARLS 项目的研究内容包括问卷调查、体格检查及实验室检测等部分。本研究旨在探讨 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与脑卒中的相关性。研究者通过问卷调查获取人口学资料、健康状况及功能相关数据;通过体格检查获取身高、体重、腰围等指标;采用酶催化显色法测定参与者血液样本中的 TG 和 HDLC 水平,并据此计算 AIP。

1.3 主要分析指标及判定标准

1.3.1 脑卒中 在基线调查及每次随访的问卷调查中,研究人员会询问参与者是否曾被诊断为脑卒中;若参与者回答“是”,则判定其为脑卒中患者。

1.3.2 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR 和 AIP-BRI AIP 的计算公式如式(1)所示, WHtR^[9]、BRI^[10]、AIP-WHtR^[11] 及 AIP-BRI^[12] 的计算公式分别如式(2)至式(5)所示。

$$AIP = \log\left(\frac{TG(\text{mg/dL})}{HDLC(\text{mg/dL})}\right) \quad (1)$$

$$WHtR = \frac{WC(\text{cm})}{\text{Height}(\text{cm})} \quad (2)$$

$$BRI = 364.2 - 365.5 \times \sqrt{1 - \left(\frac{WC(\text{m}) / (2\pi)}{0.5 \times \text{Height}(\text{m})}\right)^2} \quad (3)$$

$$AIP-WHtR = AIP(\text{mg/dL}) \times WHtR \quad (4)$$

$$AIP-BRI = AIP(\text{mg/dL}) \times BRI \quad (5)$$

1.3.3 协变量 包括人口学资料:性别、年龄、户口、教育水平、婚姻状况;生活方式资料:吸烟史、饮酒史;健康相关信息:是否患高血压、糖尿病、心脏病等疾病,是否接受降脂治疗。其中,年龄划分为“45~59岁”“60~74岁”及“≥75岁”;户口划分为“农村”与“非农村”;教育水平划分为“初中及以下”与“高中及以上”;吸烟史划分为“是”或“否”;饮酒史划分为“<1次/月”“≥1次/月”及“从不”。基线高血压的判定标准为数据集中参与者回答“是”或接受降压治疗;基线糖尿病的判定标准为数据集中参与者回答“是”、接受降糖治疗、糖化血红

蛋白≥6.5%或空腹血糖≥7.0 mmol/L;基线心脏病及降脂治疗的判定标准为数据集中参与者回答“是”。

1.4 统计学分析

采用 R 4.1.2 软件和 SPSS 26.0 软件进行统计分析。对于身高、体重和腰围等变量中的异常值,采用中位数进行插补。服从正态分布的计量资料以 $\bar{x} \pm s$ 表示,组间比较采用 *t* 检验;服从偏态分布的计量资料以 $M(P25, P75)$ 表示,组间比较采用 Mann-Whitney *U* 检验;计数资料以例(%)表示,组间比较采用 χ^2 检验。选择 Cox 回归模型探究 AIP、AIP-WHtR、AIP-BRI 及其四分位数对中老年人群脑卒中风险的影响。模型 1 未调整协变量,模型 2 调整性别、年龄,模型 3 调整性别、年龄、户口、婚姻状况、教育水平、吸烟史、饮酒史、收缩压、舒张压、高血压、糖尿病、心脏疾病及降脂治疗。采用 Schoenfeld 残差检验评估 Cox 回归模型的比例风险假设。通过限制性立方样条分析 AIP、AIP-WHtR、AIP-BRI 与中老年人群脑卒中发病风险的剂量-反应关系。基于模型 3 按性别开展亚组分析,并进一步进行性别交互作用检验。最后,剔除身高、体重及腰围等变量中的异常值后开展敏感性分析。以双侧 $P < 0.05$ 为差异具有统计学意义。

2 结果

2.1 研究人群基线特征分析

本研究共纳入 8 454 名参与者,中位随访时间为 7 年。随访期间,共 670 名(7.93%)参与者被诊断为脑卒中。参与者平均年龄为(60.65±9.29)岁,其中女性占 46.06%;837 名(9.90%)参与者拥有高中及以上学历。发生脑卒中的参与者合并高血压、糖尿病及心脏疾病的比例更高,且使用降脂治疗的比例也更高($P < 0.01$)。此外,脑卒中患者的体重、腰围、BMI、TG、AIP 及人体测量学衍生指标 AIP-WHtR 和 AIP-BRI 的水平均更高,而 HDLC 水平较低(均 $P < 0.001$;表 1)。

表 1. 纳入人群的基线基本特征

Table 1. Baseline basic characteristics of the enrolled population

项目		合计	未患脑卒中($n=7\ 784$)	脑卒中($n=670$)	<i>P</i>
性别/[例(%)]	男	4 560(53.94)	4 201(53.97)	359(53.58)	0.879
	女	3 894(46.06)	3 583(46.03)	311(46.42)	
年龄/岁		60.65(9.29)	60.48(9.35)	62.63(8.29)	<0.001

续表

项目		合计	未患脑卒中(<i>n</i> =7 784)	脑卒中(<i>n</i> =670)	<i>P</i>
年龄/[例(%)]	45~59岁	4 106(48.57)	3 862(49.61)	244(36.42)	<0.001
	60~74岁	3 604(42.63)	3 233(41.53)	371(55.37)	
	≥75岁	744(8.80)	689(8.85)	55(8.21)	
户口/[例(%)]	农村	6 995(82.74)	6 428(82.58)	567(84.63)	0.196
	非农村	1 459(17.26)	1 356(17.42)	103(15.37)	
婚姻状况/[例(%)]	否	988(11.69)	909(11.68)	79(11.79)	0.980
	是	7 466(88.31)	6 875(88.32)	591(88.21)	
教育水平/[例(%)]	初中及以下	7 617(90.10)	7 007(90.02)	610(91.04)	0.432
	高中及以上	837(9.90)	777(9.98)	60(8.96)	
吸烟史/[例(%)]	否	5 208(61.60)	4 809(61.78)	414(61.79)	0.316
	是	3 246(38.40)	2 975(38.22)	285(42.54)	
饮酒史/[例(%)]	<1次/月	656(7.76)	613(7.88)	43(6.42)	0.407
	≥1次/月	2 121(25.09)	1 952(25.08)	169(25.22)	
	从不	5 677(67.15)	5 219(67.05)	458(68.36)	
高血压/[例(%)]	否	6 342(75.02)	5 958(76.54)	384(57.31)	<0.001
	是	2 112(24.98)	1 826(23.46)	286(42.69)	
糖尿病/[例(%)]	否	7 017(83.00)	6 489(83.36)	528(78.81)	0.003
	是	1 437(17.00)	1 295(16.64)	142(21.19)	
心脏疾病/[例(%)]	否	7 481(88.49)	6 935(89.09)	546(81.49)	<0.001
	是	973(11.51)	849(10.91)	124(18.51)	
降脂治疗/[例(%)]	否	7 677(90.81)	7 123(91.51)	554(82.69)	<0.001
	是	777(9.19)	661(8.49)	116(17.31)	
身高/cm		157.99(8.45)	157.98(8.44)	158.13(8.60)	0.661
体重/kg		59.74(10.46)	59.58(10.41)	61.63(10.91)	<0.001
腰围/cm		86.17(9.42)	85.93(9.35)	89.03(9.76)	<0.001
BMI/(kg/m ²)		23.87(3.32)	23.81(3.30)	24.57(3.48)	<0.001
收缩压/mmHg		127.67(115.33,142.67)	127.00(114.67,142.00)	134.00(120.58,150.08)	<0.001
舒张压/mmHg		75.00(67.67,83.67)	75.00(67.33,83.33)	78.00(70.67,87.00)	<0.001
TG/(mg/dL)		107.09(76.11,157.53)	106.20(74.34,156.65)	118.59(85.85,167.49)	<0.001
HDLC/(mg/dL)		49.10(40.21,59.54)	49.10(40.21,59.54)	46.59(39.05,56.06)	<0.001
AIP		0.77(0.30,1.30)	0.76(0.28,1.29)	0.92(0.49,1.38)	<0.001
AIP-WHiR		0.42(0.16,0.73)	0.41(0.15,0.72)	0.51(0.26,0.80)	<0.001
AIP-BRI		3.16(1.11,5.92)	3.08(1.05,5.81)	4.14(2.01,7.20)	<0.001
随访时间/年		9(9,9)	9(9,9)	7(7,9)	<0.001

2.2 基线 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHiR、AIP-BRI 与新发脑卒中的关联

未调整任何因素时,AIP 每升高 1 个标准差,脑卒中风险增加 30% ($HR = 1.30, 95\% CI: 1.19 \sim 1.43, P < 0.001$)。调整所有潜在混杂因素后,AIP 每升高 1 个标准差,脑卒中风险仍然增加 21% ($HR = 1.21, 95\% CI: 1.09 \sim 1.33, P < 0.001$)。将 AIP 作为分类变量并以 Q1 为参考进行分析时,模型 3 中 Q2、Q3 和 Q4 组参与者的脑卒中风险分别增加 61% ($HR = 1.61, 95\% CI: 1.26 \sim 2.06, P < 0.001$)、75%

($HR = 1.75, 95\% CI: 1.38 \sim 2.22, P < 0.001$) 和 61% ($HR = 1.61, 95\% CI: 1.26 \sim 2.05, P < 0.001$)。对于 AIP-WHiR 和 AIP-BRI,也观察到了类似的趋势。调整潜在混杂因素后,AIP-WHiR 和 AIP-BRI 每增加 1 个标准差,脑卒中风险分别增加 40% ($HR = 1.40, 95\% CI: 1.18 \sim 1.66, P < 0.001$) 和 4% ($HR = 1.04, 95\% CI: 1.02 \sim 1.06, P < 0.001$)。在基于四分位数的分析中,将 AIP-WHiR 作为分类变量并以 Q1 为参考时,模型 3 中 Q2、Q3 和 Q4 组参与者的脑卒中风险分别增加 66% ($HR = 1.66, 95\% CI: 1.30 \sim 2.12,$

$P < 0.001$)、61% ($HR = 1.61, 95\% CI: 1.26 \sim 2.05, P < 0.001$)和 69% ($HR = 1.69, 95\% CI: 1.32 \sim 2.16, P < 0.001$)。将 AIP-BRI 作为分类变量并以 Q1 为参考时,模型 3 中 Q2、Q3 和 Q4 组参与者的脑卒中风险分别增加 63% ($HR = 1.63, 95\% CI: 1.27 \sim 2.08, P < 0.001$)、58% ($HR = 1.58, 95\% CI: 1.24 \sim 2.03,$

$P < 0.001$)和 86% ($HR = 1.86, 95\% CI: 1.47 \sim 2.40, P < 0.001$)。经调整所有潜在混杂因素的限制性立方样条分析模型验证, AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 与脑卒中风险之间存在显著的非线性关系($P_{overall} < 0.05$ 且 $P_{nonlinear} < 0.05$;表 2 和图 2)。

表 2. AIP、AIP-WHtR 和 AIP-BRI 与脑卒中关联的 Cox 回归分析

Table 2. Cox regression analysis on the association of AIP, AIP-WHtR and AIP-BRI with stroke

项目	模型 1			模型 2			模型 3		
	β	HR(95% CI)	P	β	HR(95% CI)	P	β	HR(95% CI)	P
AIP	0.36	1.30(1.19 ~ 1.43)	<0.001	0.28	1.32(1.20 ~ 1.45)	<0.001	0.19	1.21(1.09 ~ 1.33)	<0.001
AIP-Q									
Ref=Q1									
Q2	0.52	1.68(1.32 ~ 2.15)	<0.001	0.53	1.70(1.33 ~ 2.16)	<0.001	0.48	1.61(1.26 ~ 2.06)	<0.001
Q3	0.66	1.94(1.53 ~ 2.46)	<0.001	0.67	1.96(1.55 ~ 2.49)	<0.001	0.56	1.75(1.38 ~ 2.22)	<0.001
Q4	0.65	1.91(1.51 ~ 2.42)	<0.001	0.67	1.95(1.54 ~ 2.48)	<0.001	0.47	1.61(1.26 ~ 2.05)	<0.001
AIP-WHtR	0.50	1.64(1.40 ~ 1.92)	<0.001	0.51	1.67(1.43 ~ 1.96)	<0.001	0.33	1.40(1.18 ~ 1.66)	<0.001
AIP-WHtR-Q									
Ref=Q1									
Q2	0.54	1.72(1.35 ~ 2.19)	<0.001	0.55	1.73(1.36 ~ 2.21)	<0.001	0.51	1.66(1.30 ~ 2.12)	<0.001
Q3	0.57	1.76(1.39 ~ 2.25)	<0.001	0.58	1.79(1.40 ~ 2.28)	<0.001	0.47	1.61(1.26 ~ 2.05)	<0.001
Q4	0.73	2.08(1.64 ~ 2.63)	<0.001	0.75	2.12(1.67 ~ 2.68)	<0.001	0.52	1.69(1.32 ~ 2.16)	<0.001
AIP-BRI	0.06	1.06(1.04 ~ 1.08)	<0.001	0.06	1.06(1.04 ~ 1.08)	<0.001	0.04	1.04(1.02 ~ 1.06)	<0.001
AIP-BRI-Q									
Ref=Q1									
Q2	0.50	1.65(1.29 ~ 2.12)	<0.001	0.51	1.67(1.31 ~ 2.14)	<0.001	0.49	1.63(1.27 ~ 2.08)	<0.001
Q3	0.54	1.72(1.34 ~ 2.19)	<0.001	0.55	1.74(1.36 ~ 2.22)	<0.001	0.46	1.58(1.24 ~ 2.03)	<0.001
Q4	0.85	2.33(1.85 ~ 2.95)	<0.001	0.86	2.37(1.88 ~ 3.00)	<0.001	0.63	1.86(1.47 ~ 2.40)	<0.001

注:模型 1 未调整任何变量,模型 2 调整了性别、年龄,模型 3 调整了性别、年龄、户口、婚姻状况、教育水平、吸烟史、饮酒史、收缩压、舒张压、高血压、糖尿病、心脏疾病及降脂治疗。

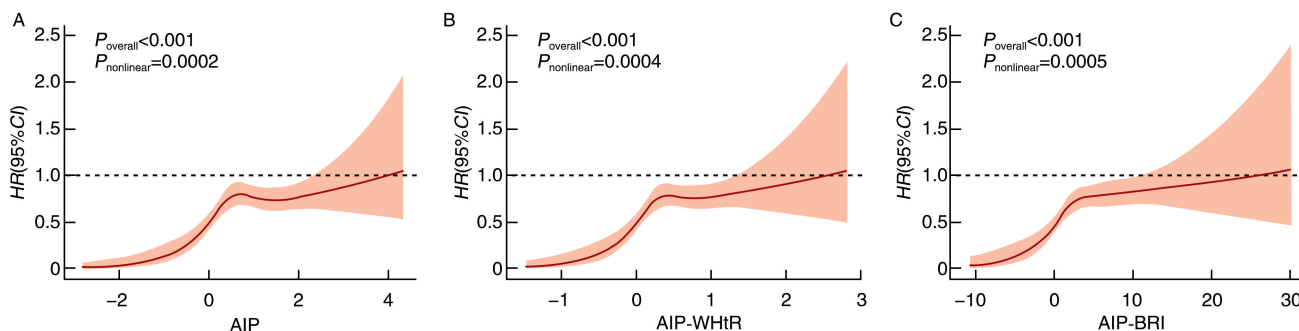


图 2. AIP、AIP-WHtR 和 AIP-BRI 与脑卒中发生风险的限制性立方样条分析曲线

Figure 2. Restricted cubic spline curves for associations of AIP, AIP-WHtR and AIP-BRI with the risk of stroke

2.3 亚组分析及交互作用

进一步开展亚组分析,旨在评估 AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 的连续测量值和分类变量值与新

发脑卒中的关联在预设亚组中是否具有有一致性。总体来看,所有指标的关联在各亚组中基本稳定。在男性参与者中,AIP 每增加 1 个标准差,脑卒中发

生风险升高 25% ($HR = 1.25, 95\% CI: 1.08 \sim 1.44, P < 0.01$); 在 AIP 的分类变量中, Q2、Q3、Q4 组参与者的发病风险与 Q1 组相比均显著增高 ($P < 0.01$)。AIP 与脑卒中发病的关联在女性参与者中同样稳定, AIP 每增加 1 个标准差, 女性脑卒中发生风险升高 15% ($HR = 1.15, 95\% CI: 1.00 \sim 1.32; P = 0.05$), 但是差异无统计学意义。在男性参与者中, AIP-WHtR 每增加 1 个标准差, 脑卒中发生风险升高 51% ($HR = 1.51, 95\% CI: 1.17 \sim 1.95, P < 0.05$); 在女性参与者中, AIP-WHtR 每增加 1 个标准差, 脑卒中发生风险升高 28% ($HR = 1.28, 95\% CI: 1.02 \sim 1.62, P < 0.05$)。在 AIP-WHtR 的分类变量分析中, Q2、Q3、Q4 组参与者的脑卒中发病风险与 Q1 组相

比均显著增高 ($P < 0.01$)。在男性参与者中, AIP-BRI 每增加 1 个标准差, 脑卒中发生风险升高 5% ($HR = 1.05, 95\% CI: 1.02 \sim 1.08, P < 0.001$); 在女性参与者中, AIP-BRI 每增加 1 个标准差, 脑卒中发生风险升高 3% ($HR = 1.03, 95\% CI: 1.00 \sim 1.05, P < 0.05$)。在 AIP-BRI 的分类变量分析中, Q2、Q3、Q4 组参与者的脑卒中发病风险与 Q1 组相比均显著增高 ($P < 0.01$; 图 3)。将 AIP、AIP-WHtR 和 AIP-BRI 分别与性别构建交互项并进行交互检验, 结果显示均不存在交互作用, 其中 AIP * 性别、AIP-WHtR * 性别、AIP-BRI * 性别的交互项 P 值依次为 0.318、0.260 和 0.187。

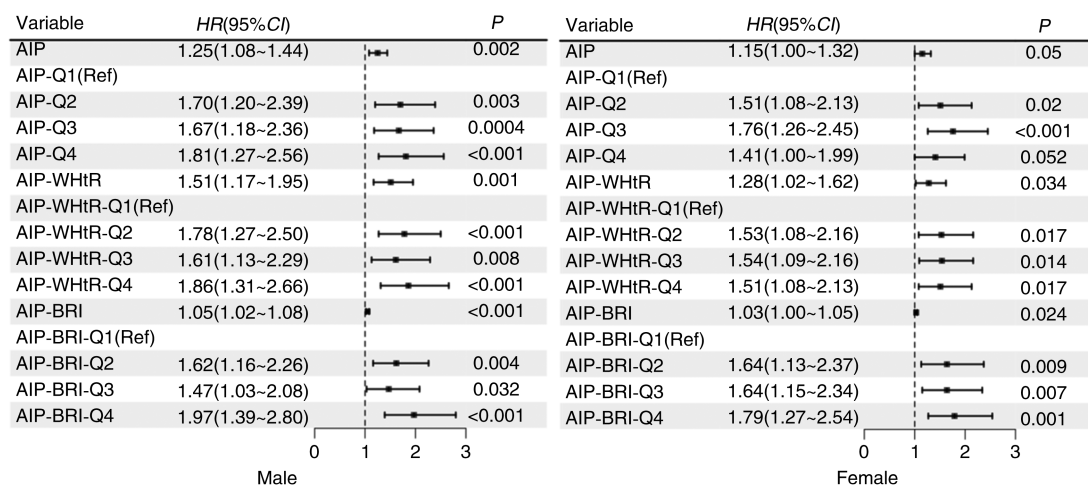


图 3. 不同性别参与者的亚组分析

使用模型 3, 调整了性别、年龄、户口、婚姻状况、教育水平、吸烟史、饮酒史、收缩压、舒张压、高血压、糖尿病及降脂治疗。

Figure 3. Subgroup analysis of participants of different genders

2.4 敏感性分析

在删除身高、体重和腰围等变量中的异常值后, 进行了敏感性分析, 最终纳入 8 284 名研究对象 (表 3)。

3 讨论

在这项纳入 8 454 名参与者的全国性大规模队列研究中, 探讨了中老年人群中 AIP 及其人体测量学衍生指标 AIP-WHtR、AIP-BRI 与脑卒中发病的关联。研究证据表明, AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 均与脑卒中发病风险呈显著正相关, 提示这些指标可作为识别脑卒中发病风险的稳健生物标志物。以性别为潜在效应修饰因素的亚组分析显示, 无论男性还是女性, AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 水平越高,

脑卒中发病风险也随之升高。AIP-WHtR 与 AIP-BRI 作为本研究新构建的人体测量学衍生指标, 具有显著创新性。二者突破了传统单一指标评估的局限性, 将血液脂质代谢指标 AIP 与反映身体脂肪分布的 WHtR、BRI 相结合, 从多维度综合评估脑卒中发病风险。从病理生理机制来看, AIP 升高所反映的脂质代谢异常 (高 TG、低 HDLC) 与 WHtR、BRI 升高所反映的中心性肥胖, 可通过共同通路协同促进动脉粥样硬化的发生。例如, 两者均会加剧胰岛素抵抗与慢性低度炎症状态; 而中心性肥胖相关的脂肪组织功能障碍, 会分泌瘦素增多、脂联素减少等异常脂肪因子, 进一步影响糖脂代谢与血管内皮功能。因此, AIP 与 WHtR、BRI 的乘积组合 (AIP-WHtR、AIP-BRI) 或可定量捕捉这种“脂质紊乱”与“不良体脂分布”间的协同效应, 其预测价值仍需未

表 3. AIP、AIP-WHtR 和 AIP-BRI 与脑卒中关联的敏感性分析

Table 3. Sensitivity analysis on the association of AIP, AIP WHtR and AIP-BRI with stroke

项目		β	HR(95% CI)	P
AIP		0.17	1.19(1.08 ~ 1.32)	<0.001
AIP-Q	Ref=Q1			
	Q2	0.47	1.60(1.25 ~ 2.04)	<0.001
	Q3	0.55	1.74(1.37 ~ 2.21)	<0.001
	Q4	0.46	1.59(1.24 ~ 2.03)	<0.001
AIP-WHtR		0.31	1.37(1.15 ~ 1.63)	<0.001
AIP-WHtR-Q	Ref=Q1			
	Q2	0.53	1.70(1.33 ~ 2.18)	<0.001
	Q3	0.48	1.62(1.26 ~ 2.07)	<0.001
	Q4	0.53	1.70(1.33 ~ 2.18)	<0.001
AIP-BRI		0.04	1.04(1.02 ~ 1.05)	<0.001
AIP-BRI-Q	Ref=Q1			
	Q2	0.49	1.62(1.27 ~ 2.08)	<0.001
	Q3	0.44	1.56(1.21 ~ 2.00)	<0.001
	Q4	0.61	1.85(1.44 ~ 2.36)	<0.001

注:模型调整了性别、年龄、户口、婚姻状况、教育水平、吸烟史、饮酒史、收缩压、舒张压、高血压、糖尿病、心脏疾病及降脂治疗。

来研究明确临床切点并进一步验证。

在既往研究中,AIP 与心脑血管疾病风险的关联已受到广泛关注。多数研究一致表明 AIP 与脑卒中风险呈正相关^[13],本研究结果与之一致。例如,国内开滦队列研究发现,高 AIP 暴露时间越长,缺血性卒中风险越高。本研究中,AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 分别采用连续性变量与分类变量进行分析,均显示其水平越高,罹患脑卒中的风险也越高。部分研究仅调整了年龄、性别、高血压等常见传统危险因素,而本研究除纳入上述因素外,还进一步考虑了糖尿病、吸烟史、饮酒史及生活方式等多种潜在混杂因素,使研究结果更稳健可靠,能更准确地反映 AIP 与脑卒中发病风险的真实关联,有力证明了 AIP 在脑卒中发病风险评估中的重要价值。

研究表明,AIP 不仅与血脂标志物显著相关,还与空腹血糖、糖化血红蛋白、腰围及 BMI 存在显著关联,提示其与血脂异常和肥胖均密切相关。流行病学研究已明确肥胖与脑卒中之间的因果关系^[14]。从病理生理学机制来看,AIP 升高意味着 TG 水平升高、HDLC 水平降低;TG 升高会使富含 TG 的脂蛋白增多,这类脂蛋白在代谢过程中易生成小而密的低密度脂蛋白^[15],其颗粒小、密度高,更易穿透血管

内皮并被巨噬细胞摄取,形成泡沫细胞,进而促进动脉粥样硬化斑块的形成与发展^[16]。因此,AIP 升高所反映的脂质代谢异常,会显著增加动脉粥样硬化的发生风险,最终提高脑卒中的发病概率。AIP-WHtR 中的 WHtR 是评估中心性肥胖的重要指标,可反映腹部脂肪堆积情况^[17]。中心性肥胖与代谢综合征关系密切,而代谢综合征是脑卒中的重要危险因素。当 AIP 与 WHtR、BMI 联合分析时,中心性肥胖会促使脂肪组织分泌大量脂肪因子,如瘦素、脂联素等^[18]。其中,瘦素水平升高会激活交感神经系统,导致血压上升,同时抑制胰岛素敏感性,引发血糖升高,进一步加剧代谢紊乱^[19];脂联素具有抗炎、抗动脉粥样硬化等保护作用,但中心性肥胖时脂联素水平通常降低,其对血管的保护效应随之减弱^[20]。

本研究具有以下几个重要优势:首先,这是针对我国中老年人开展的、关于 AIP 及其人体测量学衍生指标与脑卒中关系的大样本调查,大样本量有效提升了亚组分析的可靠性;其次,AIP 由常规检测的 TG 和 HDLC 计算得出,既避免了血脂成分评估的不一致性,又简化了其在预测场景中的应用。然而,本研究亦存在若干局限性:第一,最大局限在于脑卒中结局主要依赖研究对象自我报告的医生诊断结果,缺乏 CT、MRI 等影像学证据的确认。这不仅可能引发错分偏倚(如误诊或漏诊),更关键的是,无法区分缺血性与出血性脑卒中二者在危险因素与病理机制上存在显著差异。因此,本研究结果主要反映 AIP 等指标与广义“脑卒中”事件的关联,其对特定脑卒中亚型的解释力与普适性均受到限制。第二,由于脑卒中结局变量仅通过单一调查问题获取的医生诊断结果来定义,这一宽泛类别混杂了病因学差异显著的缺血性与出血性脑卒中,导致研究无法精细分析 AIP 与特定脑卒中亚型的关联,进一步限制了结果的普适性。第三,研究未能调整饮食习惯、体力活动及药物使用等重要混杂因素。第四,未考虑贝特类、他汀类等降脂药物及其他对血脂和脑卒中存在显著影响的药物的潜在混杂效应。第五,本研究仅采用基线时单次测量的 AIP 及其人体测量学衍生指标,无法反映这些指标随时间的动态变化,因此关于“长期动态监测”价值的推断需通过前瞻性重复测量研究进一步验证。综上,在解释本研究结果时需保持谨慎。

总之,本研究结果表明 AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 水平与脑卒中发病风险存在显著关联,提示这三项指标或可作为识别脑卒中发病风险的生物标

志物,其水平升高与脑卒中风险增加相关。这些发现强调,即使在看似健康的个体中,早期开展脂质代谢筛查对脑卒中的预防也具有重要意义。未来需通过多中心随机对照试验,验证以 AIP、AIP-WHtR 及 AIP-BRI 为指导的干预措施在预防脑卒中关键终点事件中的有效性,最终为脑卒中预防与控制策略提供证据。

[参考文献]

- [1] KOGAN E V, SCIRIA C T, LIU C F, et al. Early stroke and mortality after percutaneous left atrial appendage occlusion in patients with atrial fibrillation[J]. *Stroke*, 2023, 54(4): 947-954.
- [2] 王拥军, 李子孝, 谷鸿秋, 等. 中国卒中报告 2020(中文版)(1)[J]. *中国卒中杂志*, 2022, 17(5): 433-447. WANG Y J, LI Z X, GU H Q, et al. China stroke report 2020 (Chinese Edition) (1) [J]. *Chin J Stroke*, 2022, 17(5): 433-447.
- [3] JIANG L, ZHU T, SONG W, et al. Assessment of six insulin resistance surrogate indexes for predicting stroke incidence in Chinese middle-aged and elderly populations with abnormal glucose metabolism: a nationwide prospective cohort study[J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2025, 24(1): 56.
- [4] WADSTRÖM B N, WULFF A B, PEDERSEN K M, et al. Elevated remnant cholesterol increases the risk of peripheral artery disease, myocardial infarction, and ischaemic stroke: a cohort-based study [J]. *Eur Heart J*, 2022, 43(34): 3258-3269.
- [5] YIN B, WU Z, XIA Y, et al. Non-linear association of atherogenic index of plasma with insulin resistance and type 2 diabetes: a cross-sectional study[J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2023, 22(1): 157.
- [6] ZHENG G, JIN J, WANG F, et al. Association between atherogenic index of plasma and future risk of cardiovascular disease in individuals with cardiovascular-kidney-metabolic syndrome stages 0-3: a nationwide prospective cohort study [J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2025, 24(1): 22.
- [7] WEI B, ZHOU L, SHU B L, et al. Association of diabetic retinopathy with plasma atherosclerotic index, visceral obesity index, and lipid accumulation products: NHANES 2005-2008[J]. *Lipids Health Dis*, 2024, 23(1): 331.
- [8] ZHAO Y, HU Y, SMITH J P, et al. Cohort profile: the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) [J]. *Int J Epidemiol*, 2014, 43(1): 61-68.
- [9] PEIKERT A, VADUGANATHAN M, CLAGGETT B L, et al. Near-universal prevalence of central adiposity in heart failure with preserved ejection fraction: the PARAGON-HF trial[J]. *Eur Heart J*, 2025, 46(25): 2372-2390.
- [10] WANG B, LI L, TANG Y, et al. Joint association of triglyceride glucose index (TyG) and body roundness index (BRI) with stroke incidence: a national cohort study[J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2025, 24(1): 164.
- [11] WANG X, WEN P, LIAO Y, et al. Association of atherogenic index of plasma and its modified indices with stroke risk in individuals with cardiovascular-kidney-metabolic syndrome stages 0-3: a longitudinal analysis based on CHARLS[J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2025, 24(1): 254.
- [12] ZHANG N, XIE G, JIAN G, et al. Association of cumulative changes in atherogenic index of plasma and its obesity-related derivatives with cardiovascular disease: emphasis on incremental risk of diabetes status[J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2025, 24(1): 435.
- [13] ZHENG H, WU K, WU W, et al. Relationship between the cumulative exposure to atherogenic index of plasma and ischemic stroke: a retrospective cohort study [J]. *Cardiovasc Diabetol*, 2023, 22(1): 313.
- [14] GOLDSTEIN L B. Weighing the effect of overweight/obesity on stroke risk[J]. *Stroke*, 2024, 55(7): 1866-1868.
- [15] BALLING M, AFZAL S, DAVEY SMITH G, et al. Elevated LDL triglycerides and atherosclerotic risk[J]. *J Am Coll Cardiol*, 2023, 81(2): 136-152.
- [16] GLAVINOVIC T, THANASSOULIS G, DE GRAAF J, et al. Physiological bases for the superiority of apolipoprotein B over low-density lipoprotein cholesterol and non-high-density lipoprotein cholesterol as a marker of cardiovascular risk[J]. *J Am Heart Assoc*, 2022, 11(20): e025858.
- [17] ASHWELL M, GUNN P, GIBSON S. Waist-to-height ratio is a better screening tool than waist circumference and BMI for adult cardiometabolic risk factors: systematic review and meta-analysis[J]. *Obes Rev*, 2012, 13(3): 275-286.
- [18] YU M, JU M, FANG P, et al. Emerging central and peripheral actions of spexin in feeding behavior, leptin resistance and obesity [J]. *Biochem Pharmacol*, 2022, 202: 115121.
- [19] PEREIRA S, CLINE D L, GLAVAS M M, et al. Tissue-specific effects of leptin on glucose and lipid metabolism [J]. *Endocr Rev*, 2021, 42(1): 1-28.
- [20] GIANOPOULOS I, MANTZOROS C S, DASKALOPOULOU S S. Adiponectin and adiponectin receptors in atherosclerosis[J]. *Endocr Rev*, 2025, 46(1): 1-25.

(此文编辑 文玉珊)