·流行病与统计方法·

健康体检人群血浆致动脉硬化指数与肾结石风险的相关性分析

许静鸣[1],沙维[2],李一帆[1]

1.扬州大学附属医院泌尿外科,江苏 扬州 225000;2.扬州大学医学院盱眙临床学院泌尿外科,江苏 盱眙 211700

摘要:目的　探讨中国健康体检人群中血浆致动脉硬化指数(atherogenic index of plasma,AIP)与肾结石患病风险之间的关联,为风险分层及精准防控提供循证依据。**方法**　基于 2022 年扬州大学附属医院 88 001 名健康体检者的横断面数据,通过多变量逻辑回归模型分析 AIP 与肾结石患病风险的关联性,并采用限制性立方样条和阈值饱和效应模型探索非线性关系。通过敏感性分析、亚组分析和 E 值评估结果的稳健性。**结果**　本研究共纳入了 88 001 名数据完整的参与者。肾结石的总患病率为 6.82%,随着 AIP 的增加,肾结石的患病率呈上升趋势(P<0.001)。多变量逻辑回归分析结果显示,在调整了相关混杂因素后,最高 AIP 组与最低 AIP 组的人群相比,肾结石的风险增加了 0.29 倍(OR=1.29,95% CI:1.17 ~ 1.42,P<0.001)。AIP 与肾结石风险呈非线性关联,当 AIP<0.27 时风险显著增加(OR=1.89,95% CI:1.62 ~ 2.19,P<0.001),而 AIP≥0.27 时风险增加趋势减缓(OR=1.23,95% CI:1.10 ~ 1.37,P<0.001)。分层分析显示,AIP 与肾结石患病风险之间的相关性在年龄≥60 岁、男性、糖尿病和高血压的参与者亚组中更明显。敏感性分析和交互作用检验表明,人群中 AIP 与肾结石风险的正相关是稳定和一致的(P 均 >0.05)。**结论**　这项研究表明,AIP 与肾结石患病风险增加有关。AIP 可作为评估肾结石风险的实用生物标志物,尤其对早期干预(如控制血脂、改善胰岛素抵抗)具有指导价值。未来需前瞻性研究验证其因果机制及阈值干预效果。

关键词:肾结石;血浆致动脉硬化指数;风险预测;横断面研究

中图分类号:R692.4;R543　　**文献标志码:**A　　**文章编号:**1003-8507(2026)03-399-06

DOI:10.20043/j.cnki.MPM.202508337

Association between the atherogenic index of plasma and kidney stone risk in a health examination population

XU Jing-ming*, SHA Wei, LI Yi-fan

Department of Urology, Affiliated Hospital of Yangzhou University, Yangzhou, Jiangsu 225000, China

Abstract: Objective To investigate the association between the atherogenic index of plasma (AIP) and the risk of kidney stones in the Chinese population undergoing health examinations, providing evidence-based support for risk stratification and precise prevention and control. **Methods** Using cross-sectional data from 88 001 healthy individuals who underwent health examinations at Yangzhou University Affiliated Hospital in 2022, we analyzed the association between AIP and the risk of kidney stones using a multivariable logistic regression model. We also explored the nonlinear relationship using restricted cubic splines and threshold saturation effect models. The robustness of the results was assessed through sensitivity analysis, subgroup analysis, and E-value assessment. **Results** A total of 88 001 participants with complete data were included in this study. The overall prevalence of kidney stones was 6.82%, and the prevalence of kidney stones increased with increasing AIP (P<0.001). Multivariable logistic regression analysis showed that, after adjusting for relevant confounding factors, the highest AIP group had 29% higher odds of kidney stones than the lowest AIP group (OR=1.29; 95% CI: 1.17-1.42; P<0.001). AIP exhibited a nonlinear association with kidney stone risk, with a significant increase in risk when AIP<0.27 (OR=1.89; 95% CI: 1.62-2.19; P<0.001), while the trend of increased risk slowed when AIP≥0.27 (OR=1.23; 95% CI: 1.10-1.37; P<0.001). Stratified analysis revealed that the association between AIP and the risk of kidney stones was more pronounced in subgroups of participants aged ≥60 years, men, and those with diabetes and hypertension. Sensitivity analyses and interaction tests indicated that the positive correlation between AIP and kidney stone risk was stable and consistent across the population (all P>0.05). **Conclusion** This study suggests that AIP is associated with an increased risk of kidney stones. AIP may serve as a practical biomarker for assessing kidney stone risk, particularly guiding early interventions such as lipid control and

基金项目:国家自然科学基金(82002675)

作者简介:许静鸣(1986—),女,本科,主管护师,研究方向:泌尿系结石诊治及结石代谢的基础和转化研究

通信作者:沙维,E-mail:605995837@qq.com;李一帆,E-mail:yfli@bjmu.edu.cn;沙维与李一帆为共同通信作者

improving insulin resistance. Future prospective studies are needed to validate its causal mechanisms and threshold intervention effects.

Keywords: Kidney stone; Atherogenic index of plasma; Risk prediction; Cross-sectional study

肾结石是一种以尿路晶体异常沉积为特征的全球性高发疾病，其在全球范围内的患病率约为 9%[1]。在中国，流行病学数据显示其发病率逐年增高且地理分布呈现显著差异性[2]。肾结石能够引发剧烈的肾绞痛、血尿、尿路感染等急性症状，显著影响患者生活质量并带来沉重的医疗资源消耗[3]。越来越多的证据表明，肾结石的形成是一个复杂的病理生理过程，其中代谢性紊乱扮演着核心驱动角色[4]。血脂谱的异常被多项研究证实为肾结石形成的显著风险因素[5]。这一关联提示脂质代谢通路可能通过炎症诱导、氧化应激加剧或结晶界面活性改变等多种途径，影响尿液过饱和状态或结晶动力学过程。

血浆致动脉硬化指数（atherogenic index of plasma，AIP）作为一个复合性脂质指标，能够灵敏反映致动脉粥样硬化的关键脂蛋白亚型分布[6]。相较于单一血脂参数，AIP 整合了促动脉粥样硬化的脂质组分，在预测心血管疾病风险方面展现出卓越价值[7-8]。近期研究焦点开始转向探索 AIP 与肾结石之间的关系。初步观察显示结石患者往往伴有较高的 AIP 值，这暗示着肾结石与动脉硬化性疾病可能存在共享的代谢性病理基础。

然而，现有证据存在明显的局限。首先，既往研究多聚焦于线性模型评估 AIP 与肾结石风险间的关联，却忽略了人体生物学效应中普遍存在的非线性或阈值现象——即关联强度可能在 AIP 的特定范围发生动态变化，呈现“U”型、“J”型或平台型曲线特征[9]。其次，专门针对中国人群进行的前瞻性研究较为有限，且对混杂因素的校正常不够充分[10]。因此，本研究基于扬州大学附属医院健康体检人群的横断面数据，通过限制性立方样条回归（restricted cubic splines，RCS）和饱和阈值效应分析，深入探讨 AIP 与肾结石患病风险的非线性剂量 - 反应关系。通过这一探索，不仅期望揭示 AIP 在肾结石发生中的潜在生物学机制窗口，更致力于为临床实践中基于 AIP 的风险分层及精准防控策略提供更为可靠的循证支持。

1 资料与方法

1.1 数据选择和研究设计 收集并整理 2022 年 1—12 月在扬州大学附属医院进行健康体检的 113 947 人的体检信息。排除年龄小于 18 岁、未接受腹部超声检查、甘油三酯或高密度脂蛋白胆固醇（high-density lipoprotein cholesterol，HDL-C）数据缺失的参与者，最终共纳入 88 001 名受试者。

1.2 实验室检查 由专业的医疗保健专业人员在标准环境中对参与者进行身高、体重和血压的测量。身体质量指数（body mass index，BMI）通过体重 / 身高的二次方（kg/m^2）计算得到。所有参与者在进行血液生化检查前需要至少禁食 10 h。由专业护理人员采集被体检者的静脉血，随后在标准实验室中使用自动分析仪器（Beckman Coulter AU5800，Brea，CA，USA）测量高密度脂蛋白胆固醇 HDL-C、总蛋白、甘油三酯、总胆固醇、低密度脂蛋白胆固醇（low-density lipoprotein cholesterol，LDL-C）、血清肌酐、血尿素氮、尿酸和空腹血糖水平。

1.3 变量定义 AIP 的计算公式为 AIP=Lg [TG (mmol/L)/HDL-C(mmol/L)]。其中，TG 为甘油三酯。

肾结石：参与者由经验丰富的中级或更高级别的超声医师进行腹部超声检查（使用腹部凸面阵列探头，频率：3.5 ~ 5 MHz），诊断标准为在肾脏区域发现伴有声影的强回声团。

糖尿病被定义为空腹血糖≥ 7.0 mmol/L、糖化血红蛋白（glycated hemoglobin，HbA1c）≥ 6.5%、使用降糖药物或自我报告患有糖尿病的个体。如果满足以下标准之一，则认为存在高血压：（1）平均舒张压为 90 mmHg 或以上；（2）平均收缩压为 140 mmHg 或以上；（3）使用抗高血压药物；（4）受试者自我报告患有高血压。使用 CKD-EPI 方程计算体检人群的估计肾小球滤过率（estimated glomerular filtration rate，eGFR）[11]。

1.4 统计分析 使用 R 软件（4.2.3）和 Empower Stats（6.0）进行统计分析。连续变量通过（均值 ± 标准差）表示，并使用单因素方差分析和 Mann-Whitney 检验进行比较。分类变量以频率或百分比表示，并使用 χ^2 检验进行比较。在这项研究中，5 个变量存在缺失值。其中总胆固醇、LDL-C、空腹血糖、收缩压、舒张压分别缺失 326、209、1 256、609 和 609 例。使用 R 软件中的 mice 包进行多重插补，插补模型使用预测均值匹配（prediction mean matching，PMM）方法，默认线性回归模型。方差膨胀因子（variance inflation factor，VIF）小于 5 且与肾结石显著相关的协变量被纳入最终模型。通过四种 logistic 回归模型（未调整模型、模型 I、模型 II 和模型 III）分析 AIP 与肾结石患病风险的相关性。其中模型 I 对性别、年龄、BMI 进行了调整；模型 II 对性别、年龄、BMI、高血压、糖尿病进行了调整；模型 III 调整了性别、年龄、BMI、糖尿病、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和

eGFR。通过构建 RCS 曲线和阈值饱和效应分析来探索 AIP 与肾结石患病风险之间的非线性关系。通过多种敏感性分析检验结果的可靠性。此外，通过计算 E 值以排除 AIP 和肾结石之间未知混杂因素的可能性。最后，通过分层分析和交互作用检验分析特定人群中 AIP 和肾结石之间相关性的稳定性。检验水准 α=0.05，双侧检验。

1.5　伦理声明　本研究遵循赫尔辛基宣言的伦理指南，并由扬州大学附属医院伦理委员会批准（批准号：2023-YKL01-13）。本研究为回顾性分析且所有数据均已去标识化，伦理委员会特此免除了获取体检者知情同意的要求。

2　结　果

2.1　参与者的基线特征　共纳入了 88 001 名数据完整的参与者，其中男性占 56.9%。所有参与者的平均年龄为（46.9 ± 13.5）岁。根据 AIP 四分位数将所有参与者分为四组，分别为 Q1（AIP＜-0.20）、Q2（-0.20 ≤AIP＜0.02）、Q3（0.02≤AIP＜0.26）和 Q4（AIP≥0.26）。肾结石的总患病率为 6.82%；随着 AIP 的增加，肾结石的患病率显着上升，从 3.9%（Q1）升高到 10.0%（Q4）（P＜0.001）。与低 AIP 水平的参与者相比，高 AIP 水平者的年龄较大，他们也更有可能患有代谢相关疾病包括糖尿病、高血压和肥胖（P＜0.001）。所有参与者的特征见表 1。

表 1　体检人群的基线资料［($\bar{x} \pm s$)，n(%)］

Table 1　Baseline characteristics of the examination cohort［($\bar{x} \pm s$)，n(%)］

变量	AIP 分组				统计量	P 值
	Q1(n=22 000)	Q2(n=22 001)	Q3(n=22 000)	Q4 (n=22 000)		
年龄(岁)	43.2 ± 13.4	47.3 ± 14.0	48.9 ± 13.6	48.5 ± 12.5	803.5	＜0.001
性别					14 476.8	＜0.001
男	6 175 (28.1)	10 948 (49.8)	14 975 (68.1)	17 939 (81.5)		
女	15 825 (71.9)	11 053 (50.2)	7 025 (31.9)	4 061 (18.4)		
肾结石					718.8	＜0.001
否	21 140 (96.1)	20 752 (94.3)	20 312 (92.3)	19 795 (90.0)		
是	860 (3.9)	1 249 (5.7)	1 688 (7.7)	2 205 (10.0)		
糖尿病					2 145.9	＜0.001
否	21 537 (97.9)	20 671 (94.0)	19 914 (90.5)	18 825 (85.6)		
是	643 (2.1)	1 330 (6.0)	2 086 (9.5)	3 175 (14.4)		
高血压					5 735.6	＜0.001
否	18 636 (84.7)	15 825 (71.9)	13 584 (61.7)	11 580 (52.6)		
是	3 364 (15.3)	6 175 (28.1)	8 416 (38.3)	10 420 (47.4)		
BMI(kg/m^2)	21.9 ± 2.7	23.7 ± 3.1	25.1 ± 3.2	26.2 ± 3.2	7 772.7	＜0.001
血清肌酐(μmol/L)	59.9 ± 15.9	65.0 ± 20.9	68.9 ± 19.2	72.0 ± 23.4	1 464.5	＜0.001
总蛋白(g/L)	73.0 ± 4.2	73.5 ± 4.2	74.0 ± 4.2	74.9 ± 4.2	752.7	＜0.001
总胆固醇(mmol/L)	4.7 ± 0.9	4.8 ± 0.9	5.0 ± 0.9	5.1 ± 0.9	768.9	＜0.001
HDL-C(mmol/L)	1.7 ± 0.3	1.4 ± 0.2	1.2 ± 0.2	1.0 ± 0.2	30 079.7	＜0.001
LDL-C(mmol/L)	2.5 ± 0.7	2.8 ± 0.7	3.0 ± 0.7	2.8 ± 0.8	1 503.6	＜0.001
甘油三酯(mmol/L)	0.7 ± 0.2	1.1 ± 0.2	1.7 ± 0.3	3.1 ± 1.2	57 314.5	＜0.001
尿酸(μmol/L)	286.9 ± 71.4	325.7 ± 79.9	359.2 ± 84.5	395.2 ± 88.5	6 974.6	＜0.001
空腹血糖(mmol/L)	5.1 ± 0.8	5.4 ± 1.0	5.6 ± 1.3	5.9 ± 1.7	1 441.6	＜0.001
eGFR[ml/(min·1.73m^2)]	95.4 ± 15.6	92.5 ± 16.3	90.4 ± 18.2	87.9 ± 15.1	1 071.4	＜0.001

2.2　Logistic 回归分析　采用多因素 logistic 回归分析研究 AIP 与肾结石患病风险之间的关系，见表 2。在未调整的模型中，AIP 与肾结石患病风险呈显著正相关。在调整了性别、年龄、BMI 后，AIP 每增加一个单位，肾结石的患病率增加 57%（OR=1.57，95% CI: 1.43 ~ 1.73，P＜0.001）。进一步调整了糖尿病和高血压后，AIP 与肾结石患者风险的相关性仍然显著（OR=1.52，95% CI: 1.38 ~1.68，P＜0.001）。在模型 III 中，与 AIP 最低四分位数的参与者相比，AIP 最高四分位数的参与者肾结石患病率增加了 29%（OR=1.29，95% CI:1.17 ~ 1.42，P＜0.001）。

2.3　AIP 与肾结石的非线性关系　通过 RCS 和阈值饱和效应分析以探索 AIP 与肾结石患病风险之间是否存在非线性关系。标准线性模型和双相线性模型之间似然比检验的 P＜0.05，这表明 AIP 和肾结石风险之间存在非线性关系，见表 3。结合递归算法的双

相线性模型确定 AIP 的拐点为 0.27。当 AIP＜0.27 时，AIP 比值每增加一个单位，肾结石的患病风险增加 0.89 倍（*OR*=1.89，95% *CI*: 1.62 ~ 2.19，*P*＜0.001）。相反，当 AIP≥0.27 时，肾结石风险增加趋势减缓（*OR*=1.23，95% *CI*: 1.10 ~ 1.37，*P*＜0.001）。见图 1。

表 2 AIP 与肾结石患病风险的多变量 logistic 回归分析

Table 2 Multivariable logistic regression analysis of AIP and kidney stone risk

指标	未调整模型		模型 I		模型 II		模型 III	
	OR 值(95% *CI*)	*P* 值	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值
AIP(连续变量)	3.15 (2.90 ~ 3.42)	＜0.001	1.57 (1.43 ~ 1.73)	＜0.001	1.52 (1.38 ~ 1.68)	＜0.001	1.41 (1.27~ 1.57)	＜0.001
AIP 四分位								
Q1	1.00		1.00		1.00		1.00	
Q2	1.48 (1.35 ~ 1.62)	＜0.001	1.07 (0.98 ~ 1.18)	0.127	1.07 (0.98 ~ 1.18)	0.138	1.06 (0.97 ~ 1.17)	0.210
Q3	2.04 (1.88 ~ 2.22)	＜0.001	1.22 (1.11 ~ 1.33)	＜0.001	1.21 (1.10 ~ 1.32)	＜0.001	1.17 (1.07 ~ 1.29)	0.001
Q4	2.74 (2.53 ~ 2.97)	＜0.001	1.41 (1.29 ~ 1.55)	＜0.001	1.38 (1.26 ~ 1.51)	＜0.001	1.29 (1.17 ~ 1.42)	＜0.001
$P_{趋势}$值	＜0.001		＜0.001		＜0.001		＜0.001	

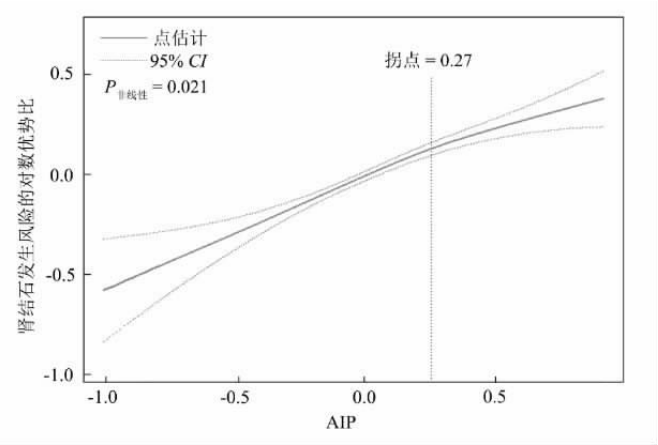
注：模型 1 未调整协变量；模型 I 根据性别、年龄和 BMI 进行调整；模型 II 根据性别、年龄、BMI、糖尿病和高血压进行调整；模型 III 根据性别、年龄、BMI、糖尿病、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和 eGFR 进行调整。

表 3 利用两段线性回归模型分析 AIP 与肾结石患病风险之间的饱和阈值效应

Table 3 Analysis of the saturation threshold effect between AIP and kidney stone risk using a two-stage linear regression model

结局	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值
肾结石		
采用标准线性模型拟合	1.66 (1.50 ~ 1.83)	＜0.001
采用两段线性模型拟合		
＜0.27	1.89 (1.62 ~ 2.19)	＜0.001
≥0.27	1.23 (1.10 ~ 1.37)	＜0.001
效应值差异	0.65 (0.45 ~ 0.94)	0.022
似然比检验		0.021

注：根据性别、年龄、BMI、糖尿病、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和 eGFR 进行调整。



注：根据性别、年龄、BMI、糖尿病、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和 eGFR 进行调整。

图 1 AIP 与肾结石患病风险的非线性关系

Figure 1 Nonlinear relationship between AIP and kidney stone risk

2.4 *敏感性分析* 通过多种敏感性分析评估先前发现的稳健性。首先，分析年龄小于 60 岁的个体。在调整混杂协变量后，AIP 与肾结石之间仍然存在正相关（*OR*=1.37，95% *CI*: 1.12 ~ 1.54，*P*＜0.001）（模型 1）。排除 BMI ≥25 kg/m² 的个体后，分析显示 AIP 仍与肾结石呈正相关（*OR*=1.60，95% *CI*: 1.39 ~ 1.84）（模型 2）。在非糖尿病的个体中，AIP 每增加一个单位，肾结石的患病风险增加 53%（95% *CI*: 1.38 ~ 1.71，*P*＜0.001）（模型 3）。此外，计算的 E 值为 2.17，这显示了更高水平的统计学显著性，表明未识别的混杂因素可以忽略不计。见表 4。

2.5 *亚组分析和交互作用检验* 通过亚组分析评估 AIP 与肾结石之间关系的稳定性，并确定不同人群之间的潜在差异，见表 5。值得注意的是，AIP 与肾结石之间的相关性在年龄 ≥60 岁、男性、糖尿病和高血压的参与者亚组中更明显（*P*＜0.05）。交互作用检验显示，所有亚组中的 *P* 值均大于 0.05。上述的研究结果表明在一般人群中，AIP 与肾结石患病风险之间的正相关性是稳定且一致的。尽管某些亚组（如男性、年龄≥60 岁）中 AIP 与肾结石的关联强度更高，但交互作用检验均未达到统计学显著性（*P*＞0.05），提示这些差异可能源于趋势而非显著效应修饰。

3 讨 论

本研究通过系统的分析体检人群的数据证实 AIP 与肾结石患病风险呈显著正相关，且存在非线性阈值效应。多因素调整模型显示，AIP 每增加 1 单位，肾结石风险上升 41%。限制性立方样条回归揭示其拐点为 0.27，当 AIP＜0.27 时风险急剧上升（*OR*=1.89），而当 AIP≥0.27 时，AIP 与肾结石之间风险增加的趋势减缓。这一非线性模式突破既往线性模型的局限，提示 AIP 对结石风险的影响存在生物学效应窗口。然后，由于横断面研究的局限性，不能得出

表 4　AIP 与肾结石患病风险相关性的敏感性分析

Table 4　Sensitivity analysis of the association between AIP and the risk of kidney stones

指标	模型 1		模型 2		模型 3	
	OR 值(95% *CI*)	*P* 值	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值
AIP(连续变量)	1.37 (1.21 ~ 1.54)	<0.001	1.60 (1.39 ~ 1.84)	<0.001	1.53 (1.38 ~ 1.71)	<0.001
AIP 四分位						
Q1	1.00		1.00		1.00	
Q2	1.09 (0.98 ~ 1.21)	0.095	1.14 (1.02 ~ 1.27)	0.021	1.12 (1.01 ~ 1.23)	0.024
Q3	1.20 (1.08 ~ 1.34)	0.001	1.28 (1.14 ~ 1.44)	<0.001	1.28 (1.16 ~ 1.41)	<0.001
Q4	1.29 (1.16 ~ 1.44)	<0.001	1.42 (1.26 ~ 1.61)	<0.001	1.42 (1.29 ~ 1.56)	<0.001
$P_{趋势}$值	<0.001		<0.001		<0.001	

注：模型 1 是对年龄<60 岁的参与者的敏感性分析，调整了性别、BMI、糖尿病、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和 eGFR；模型 2 是对 BMI<25 kg/m² 的人群的敏感性分析，调整了性别、年龄、糖尿病、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和 eGFR；模型 3 是对无糖尿病人群的敏感性分析，调整了性别、年龄、BMI、高血压、总胆固醇、LDL-C、尿酸、空腹血糖、总蛋白、血清肌酐和 eGFR。

表 5　AIP 与肾结石患病风险之间关联的亚组分析

Table 5　Subgroup analysis of the association between AIP and the risk of kidney stones

亚组	*OR* 值(95% *CI*)	*P* 值	*P* 交互作用值
性别			0.187
男性	2.00 (1.81 ~ 2.21)	<0.001	
女性	1.73 (1.43 ~ 2.10)	<0.001	
年龄(岁)			0.651
<60	1.37 (1.21 ~ 1.54)	<0.001	
≥60	1.51 (1.20 ~ 1.91)	0.001	
BMI(kg/m²)			0.067
<25	1.60 (1.39 ~ 1.84)	<0.001	
25 ~ <30	1.42 (1.19 ~ 1.69)	<0.001	
≥30	1.14 (0.75 ~ 1.73)	0.547	
高血压			0.052
否	1.55 (1.35 ~ 1.77)	<0.001	
是	1.65 (1.41 ~ 1.93)	<0.001	
糖尿病			0.059
否	1.53 (1.38 ~ 1.71)	<0.001	
是	1.98 (1.44 ~ 2.71)	<0.001	
eGFR[ml/(min·1.73m²)]			0.262
<90	1.56 (1.36 ~ 1.79)	<0.001	
90 ~ <120	1.45 (1.24 ~ 1.68)	<0.001	
≥120	1.23 (0.86 ~ 1.74)	0.255	

AIP 和肾结石风险之间的因果关系，未来需开展前瞻性队列研究或孟德尔随机化分析以进一步验证 AIP 与肾结石之间的因果关联。

这项研究发现 AIP 升高伴随尿酸、空腹血糖及 BMI 的梯度上升，提示 AIP 可能通过多种代谢途径影响肾结石形成。较高的甘油三酯竞争性抑制肾小管尿酸排泄，升高尿酸饱和度，促进结石的形成[12]。而 HDL-C 降低削弱了机体抑制草酸钙晶体聚集的生理功能[13]。最近的研究发现 AIP 是反应 IR 的综合指标。IR 可引起肾脏近端小管钠 / 氢交换功能障碍，影响氨转运或离子捕获，导致尿液低 pH 与枸橼酸重吸收增多[14]。此外，IR 会增加肾脏对钙、磷和尿酸的排泄[14]。RCS 回归所揭示的拐点现象（AIP=0.27）暗示了脂质代谢紊乱与肾结石风险之间存在生物阈值效应。当 AIP 低于 0.27 时，机体可能仍处于代谢代偿期——轻微升高的甘油三酯与轻度降低的 HDL-C 虽已启动病理进程，但尚未触发有效的负反馈调节机制。此阶段，甘油三酯的微幅上升即可竞争性抑制肾小管尿酸排泄，导致尿液中尿酸饱和度显著升高[15]。同时，HDL-C 的微量减少可能会削弱其抑制草酸钙结晶的能力，双重打击使晶体成核的动力学阈值被突破，肾结石风险呈现指数级增长（*OR*=1.89）。当 AIP 超过 0.27 后，机体可能启动多种适应性反应。首先，代谢重编使得脂毒性通路趋于饱和，如肝脏生成更多胆固醇酯转移蛋白（cholesteryl ester transfer protein，CE 总蛋白）以加速胆固醇逆向转运，从而部分抵消 HDL-C 降低的危害[16]。其次，继发性病理代偿开始主导，例如高 AIP 常伴随的 IR 会激活肾小管上皮中的 Na^+/H^+ 交换体（Na^+/H^+ exchanger，NHE），使尿液持续酸化[17]。最后，高 AIP 人群常合并高血压、糖尿病等共病，降压药物（如噻嗪类利尿剂）可能通过促进尿钙重吸收，掩盖 AIP 本身的影响[18]。此外，超声对肥胖人群的小结石检出率下降，也可能导致高风险群体的假性平台化现象。这一拐点的存在具有重要临床启示，AIP 在 0.27 以下的亚临床范围为防控关键窗口，针对此阶段人群的降脂干预（如贝特类药物提升 HDL-C 功能）可能显著阻断结石形成链。而 AIP≥0.27 后风险增长的趋缓，恰说明结石预防策略需转向综合管理（如联合尿液碱化与血糖控制），而非单纯依赖脂质调控。

本研究存在一些局限性。横断面设计难以确立因果时序、缺乏饮食及尿液成分数据。此外，超声检查对直径<3 mm 的肾结石检出敏感性有限，可能导致患病率被低估，未来可结合 CT 等更敏感影像学方

法以提高诊断准确性。值得注意的是,该研究的人群为中国人。因此,这项研究的结果可能不能直接适用于其他种族。这项研究的优势在于使用了具有代表性的大样本,这增强了研究结果的可信度。此外,通过严谨的方法学设计综合分析了 AIP 与肾结石的关系。然而,由于横断面研究的固有局限性,观察到的 AIP 和肾结石之间的联系只能被认为是相关的。未来需前瞻性队列验证 AIP 对结石发病率及复发的预测效能,并探索脂代谢干预对结石预防的实际效果。

这项研究表明,AIP 升高与肾结石患病风险增加有关。AIP 可作为评估肾结石风险的实用生物标志物。该非线性关联提示脂质代谢紊乱是肾结石发生的关键病理基础,拐点 0.27 为临床风险分层提供量化依据。建议将 AIP 整合至肾结石早期筛查体系,通过靶向调控脂代谢通路降低疾病负担。未来需前瞻性研究验证其因果机制及阈值干预效果。

利益冲突声明 本研究不存在任何利益冲突

参考文献

[1] Peerapen P, Thongboonkerd V. Kidney stone prevention[J]. Advances in Nutrition, 2023, 14(3): 555-569.

[2] Tan SS, Yuan DB, Su H, et al. Prevalence of urolithiasis in China: a systematic review and meta-analysis [J]. BJU International, 2024, 133(1): 34-43.

[3] Bargagli M, Scoglio M, Howles SA, et al. Kidney stone disease: risk factors, pathophysiology and management [J]. Nature Reviews Nephrology, 2025, 21(11): 794-808.

[4] Xu ZZ, Yao XY, Duan C, et al. Metabolic changes in kidney stone disease[J]. Frontiers in Immunology, 2023, 14: 1142207.

[5] Chen WN, Man SLA, Hong Y,et al.Association between metabolically healthy obesity and kidney stones: results from the 2011-2018 National Health and Nutrition Examination Survey [J]. Front Public Health, 2023, 11: 1103393.

[6] Chen Y, Lu C, Ju HN, et al. Elevated AIP is associated with the prevalence of MAFLD in the US adults: evidence from NHANES 2017-2018[J]. Frontiers in Endocrinology, 2024, 15: 1405828.

[7] Guelker JE, Bufe A, Blockhaus C, et al. The atherogenic index of plasma and its impact on recanalization of chronic total occlusion[J]. Cardiology Journal, 2020, 27(6): 756-761.

[8] Qu LJ, Fang S, Lan Z, et al. Association between atherogenic index of plasma and new-onset stroke in individuals with different glucose metabolism status: insights from CHARLS [J]. Cardiovascular Diabetology, 2024, 23(1): 215.

[9] Wang DW, Shi F, Zhang DG, et al. Relationship between the atherogenic index of plasma and the prevalence of kidney stones: insights from a population-based cross-sectional study [J]. Renal Failure, 2024, 46(2): 2390566.

[10] Wang DW, Shi F, Zhang DG, et al. The atherogenic index of plasma increases the risk of incident kidney stones: a nested case-control study in Chinese adults[J]. Renal Failure, 2025, 47(1): 2458757.

[11] Levey AS, Stevens LA, Schmid CH, et al. A new equation to estimate glomerular filtration rate [J]. Annals of Internal Medicine, 2009, 150 (9): 604-612.

[12] Gherghina ME, Peride I, Tiglis M, et al. Uric acid and oxidative Stress-Relationship with cardiovascular, metabolic, and renal impairment[J]. International Journal of Molecular Sciences, 2022, 23 (6): 3188.

[13] Cao C, Jin XH, Ding Q, et al. The altered composition of gut microbiota and biochemical features as well as dietary patterns in a southern Chinese population with recurrent renal Calcium oxalate stones[J]. Urolithiasis, 2023, 51(1): 95.

[14] Cai C, Mai ZL, Deng T, et al. Impact of dyslipidemia on 24-h urine composition in adults without urolithiasis [J]. Lipids in Health and Disease, 2018, 17(1): 250.

[15] Kan SY, Hou Q, Yang RX, et al. Inhibition of HDAC6 with CAY10603 alleviates acute and chronic kidney injury by suppressing the ATF6 branch of UPR [J]. Archives of Biochemistry and Biophysics, 2024, 756: 110009.

[16] Davidson MH, Hsieh A, Kastelein JJP. Cholesteryl ester transfer protein inhibition: a pathway to reducing risk of morbidity and promoting longevity [J]. Current Opinion in Lipidology, 2024, 35(6): 303-309.

[17] Forrester EA, Benítez-Angeles M, Redford KE, et al. Crucial role for sensory nerves and Na/H exchanger inhibition in dapagliflozin- and empagliflozin-induced arterial relaxation [J]. Cardiovascular Research, 2024, 120(14): 1811-1824.

[18] Cupisti A, Giannese D, D'Alessandro C, et al. Kidney stone prevention: is there a role for complementary and alternative medicine?[J]. Nutrients, 2023, 15(4): 877.

收稿日期:2025-08-20