



基于经络谐波特征的慢性萎缩性胃炎 无创筛查研究*

乐云青¹⁾ 陈建新¹⁾ 陈爱萍¹⁾ 李志红^{2)**}⁽¹⁾ 北京中医药大学, 中医学院, 生命科学学院, 北京 100029; ⁽²⁾ 北京中医药大学东直门医院消化科, 北京 100700

摘要 **目的** 慢性萎缩性胃炎 (chronic atrophic gastritis, CAG) 临床确诊依靠胃镜与病理活检, 这种有创检查难以应用于大规模人群筛查与重复随访, 因此有必要探索适用于大规模人群的无创初筛方法。本研究基于指端光电容积脉搏波 (photoplethysmography, PPG) 提取经络谐波参数, 筛选出不受年龄混杂干扰的稳定特征指标, 并构建 CAG 无创联合筛查模型。**方法** 研究共纳入 343 名受试者, 包括 171 例 CAG 患者与 172 名非 CAG 对照者, 用指端 PPG 设备采集受试者的 8 条经络谐波数据, 通过非参数检验、年龄协变量分析结合 FDR 多重校正, 筛选组间稳定差异参数, 构建多元 Logistic 回归筛查模型, 采用 ROC 分析、分层五折交叉验证、Bootstrap 校正及决策曲线分析, 系统评价模型判别效能、内部稳定性与临床应用价值。**结果** 全部经络谐波参数均不服从正态分布, 单变量分析显示胃经、膀胱经、肝经参数存在组间差异, 经年龄及 FDR 校正后, 仅胃经与膀胱经参数差异稳定, CAG 组呈现胃经参数升高、膀胱经参数降低的特征性改变。单一经络参数判别效能有限, 胃经单指标 AUC 为 0.652 (95% CI: 0.595~0.707), 整合年龄与多经络参数的联合模型 AUC 达 0.791 (95% CI: 0.743~0.835), 较最优单指标提升 0.139。分层五折交叉验证平均 AUC 为 0.753 (95% CI: 0.715~0.781), Bootstrap 校正后 AUC 为 0.748, 模型过拟合偏低、内部稳定性良好。模型特异度 $\geq 95\%$ 时敏感度仅 40.4%, 漏诊风险偏高, 不适用于人群初筛; 基于约登指数最大化确定最优截断值 0.419, 对应敏感度为 80.7%、特异度 62.8%, 可有效降低初筛漏诊率。决策曲线分析表明, 模型在 10%~55% 阈值概率区间内临床净获益优于常规筛查策略, 适配 CAG 阶梯式诊疗前置分流场景。**结论** CAG 患者呈现以胃经升高、膀胱经降低为代表的经络谐波特征, 与单一经络指标相比, 联合筛查模型具有更好的整体区分能力, 在理论层面与中医整体辨证思路相契合, 该模型有望作为“无创初筛-胃镜确诊”路径中的前置分流工具, 但其筛查表现及临床适用性仍需在多中心、独立人群中进一步验证。

关键词 慢性萎缩性胃炎, 光电容积脉搏波, 经络标记谐波参数, 无创辅助筛查, 脉诊客观化, 中医人工智能

中图分类号 R573.3+2, R241, R318.6

DOI: 10.3724/j.pibb.2026.0101

CSTR: 32369.14.pibb.20260101

中医脉诊作为望闻问切四诊之一, 历经两千余年临床实践, 《难经》云: “寸口者脉之大会……五脏六腑之所终始, 故取法于寸口也。”脉诊依赖医者经验, 缺乏客观定量标准, 制约了现代医学的临床推广。自 20 世纪 80 年代以来, 王唯工教授及其团队基于现代物理学重构脉诊理论, 提出了“血液循环共振理论” (blood circulation resonance theory, BCRT), 该理论认为, 当心脏跳动频率与动脉系统自然频率匹配时^[1-2], 系统进入共振状态, 阻抗降至最低, 能量传输效率达到最大化, 因此, 心脏可视为“振荡器”而非单纯的“泵”, 动脉系统则是精密的共振腔网络^[3-8]。基于该理论, 桡动脉脉搏波经快速傅里叶变换可分解为基波与一系列高次

谐波, 形成具有明确物理意义的频域参数体系^[9]。动物实验与临床观察表明, 不同谐波阶次与特定脏腑经络存在稳定的共振匹配关系^[10-13], 后续研究进一步确立了谐波与脏腑的对应关系^[4]: 第一谐波 (C1) 对应肝经, 第二谐波 (C2) 对应肾经^[14], 第三谐波 (C3) 对应脾经^[15], 第四谐波 (C4) 对应肺及血管硬化状态, 第五谐波 (C5) 对应胃及消化系统^[16]。在中药干预、针灸等临床场景中不断验证与扩展这一映射体系^[17-23], 最终在近年系统性综述中被总结为 C1~C8 依次对应肝、

* 国家自然科学基金 (82025036) 资助项目。

** 通讯联系人。

Tel: 13521162969, E-mail: lzhls1966@126.com

收稿日期: 2026-02-28, 接受日期: 2026-05-09

肾、脾、肺、胃、胆、膀胱、大肠的经络框架^[24], 该谐波-经络映射体系为脉诊提供了可量化的参数指标。

慢性萎缩性胃炎 (chronic atrophic gastritis, CAG) 作为胃癌的癌前病变, 其早期筛查具有重要的临床意义^[25-27]。目前胃镜检查虽为诊断金标准, 但其侵入性和操作门槛限制了该方法在大规模人群筛查中的推广应用。值得注意的是, 脉搏谐波分析法已在心脑血管疾病风险预测、糖代谢紊乱监测、妊娠期生理特征评估等多个临床场景中展现出无创筛查的潜力^[25, 28-36]。然而, 该方法在慢性萎缩性胃炎无创筛查领域的应用尚属空白。

本研究使用光电容积脉搏波描记法 (photoplethysmography, PPG) 技术的指端脉诊仪采集数据, 该设备采用经临床验证的信号重构算法, 可实现 PPG 信号向压力波谐波参数的有效转换^[37-39]。本研究采集了 343 例临床数据, 通过信号处理与谐波参数提取获得 8 条经络对应的谐波参数, 系统分析其与慢性萎缩性胃炎的关联性, 并构建慢性萎缩性胃炎无创筛查预测模型, 探索慢性萎缩性胃炎的智能化诊断新路径。

1 材料与方法

1.1 数据来源

本研究纳入 2023 年 9 月~2024 年 6 月于北京中医药大学东直门医院门诊就诊的 CAG 患者 171 例, 非 CAG 患者 172 例, 研究方案经本院医学伦理委员会批准 (伦理审批号: 2019BZHYLL0101), 已豁免患者知情同意, 所有数据均经匿名化处理, 有效保护患者隐私。

1.2 纳入与排除标准

纳入标准如下。a. 年龄 18~80 岁。b. 研究组: 根据胃镜检查及病理结果明确诊断为慢性萎缩性胃炎, 且病程持续 6 个月及以上。对照组 (Non-CAG 组): 所有对照组受试者均接受上消化道胃镜检查及病理活检, 病理报告均明确排除慢性萎缩性胃炎、活动性胃炎及其他显著胃黏膜病变。内镜所见胃黏膜形态正常, 无糜烂、出血、溃疡、息肉或占位性病变。c. 能够配合完成脉诊检测。

排除标准: a. 严重心律失常影响脉象检测准确性; b. 妊娠期或哺乳期妇女; c. 严重心、肝、肾功能不全; d. 脉诊数据缺失或质量不佳; e. 近期服用显著影响心血管系统的药物; f. 急性感染或炎症性疾病; g. 患有严重精神障碍的个体, 包括抑郁症、

躁狂症及精神分裂症等; h. 胃癌及其他类型的恶性肿瘤患者。

1.3 诊断标准

慢性萎缩性胃炎的诊断依据《慢性萎缩性胃炎中西医结合诊疗专家共识 (2025 年)》^[27], 即病理活检显示固有腺体萎缩, 以此作为确诊标准; 内镜下表现则参考《慢性胃炎的内镜分型分级标准及治疗的试行意见》^[40]。舌象与脉象的判定均基于《中医诊断学》中的相关标准。

1.4 数据采集与处理

1.4.1 数据采集流程

采集符合纳入标准的受试者的基本信息, 如性别、年龄。测试前, 受试者静坐 5 min, 待身心平稳后开始测试。为减少采集部位差异对脉搏波信号的影响, 本研究按照统一的设备操作规范和取样流程进行检测, 考虑到传统脉诊中存在“男左女右”的取脉习惯, 结合本研究所用指端脉诊仪的固定采集方案, 男性取左手食指, 女性取右手食指, 指腹轻贴传感器检测区域; 肩臂放松, 双足平放, 身体尽量保持静止。每名受试者需要进行 3 次重复测量, 测量持续 40 s/次, 结束后记录脉搏波形和经络参数。选取信号最稳定的一次波形的经络数据用于后续分析; 若信号波动超过 10%, 需核查原因, 并排除存在心脏功能异常的个体。所有采集的数据由研究者整理后录入 Excel 数据库, 用于后续分析。

1.4.2 信号处理与谐波参数提取

本研究所使用的 8 条经络参数由采样设备内置固件直接输出, 而非通过外部软件对原始波形进行二次计算, 设备内部的信号解耦、参数提取及频率划分均依据既有研究报道的方法构建。指端 PPG 记录的是指尖微血管床的血容量变化形成的原始时间序列信号。信号进入参数提取前, 首先进行波形质量控制, 依据脉冲高度、脉冲高度变化及基线漂移等指标剔除形态不稳定或质量不足的信号。经质量筛选后, 原始时域波形通过快速傅里叶变换转化为频域表示, 提取各阶谐波的振幅与相位, 以描述输入信号的谐波谱型^[37]。在谐波分析框架下, 单个脉搏周期可表示为一个基线项与多阶谐波项之和, 频率划分按谐波阶次进行, 即第 n 阶谐波的频率为心搏基频的整数倍。既有研究指出, 第 0 阶至第 11 阶谐波已覆盖人体动脉压力波约 98% 的总能量, 因此以前 12 阶谐波作为主要分析范围, 可较完整地表征系统状态^[4]。

在此基础上, 依据既有谐波分析研究提出的谐

波与经络相关指标之间的对应框架^[24], C0~C7依次对应心包经、肝经、肾经、脾经、肺经、胃经、胆经、膀胱经, 本研究所采用的手厥阴心包经(Pericardium)、足厥阴肝经(Liver)、足少阴肾经(Kidney)、足太阴脾经(Spleen)、手太阴肺经(Lung)、足阳明胃经(Stomach)、足少阳胆经(Gallbladder)和足太阳膀胱经(Bladder)这8条经络参数, 即基于上述映射体系从频域参数中提取, 而非脱离谐波体系之外的独立经验变量。综上, 从原始PPG信号采集到八大经络参数输出的实现路径可概括为: 原始信号采集→波形质量控制→快速傅里叶变换→各阶谐波振幅与相位提取→以前12阶谐波作为主要分析范围→基于谐波-经络映射框架输出C0~C7对应的8条经络参数。

1.5 统计分析方法

1.5.1 研究设计与样本量估算

本研究采用横断面研究设计, 在研究实施与论文撰写过程中, 均严格遵守观察性研究报告规范(STROBE)与诊断准确性研究报告规范(STARD)指南的要求, 采用连续入组的方法, 共纳入343例符合标准的受试者, 所有研究对象均接受过胃镜检查及病理活检, 并依据其诊断报告分为两组: 慢性萎缩性胃炎组171例(占49.9%)和非慢性萎缩性胃炎对照组172例(占50.1%)。

在正式数据采集开始前, 根据预试验所获得的效应量估算研究需要的样本量。在预试验阶段, 通过比较CAG组与非CAG组在8条经络谐波参数上的差异, 计算出相应的组间标准化效应量(Cohen's d), 并以此确定正式研究所需样本数。在双侧 $\alpha=0.05$ 、检验效能为80%且假定两组样本量相等的条件下, 采用两独立样本 t 检验进行样本量估算, 从而计算出每组所需的最低样本数:

$$n_{\text{per group}} = \left\lceil 2 \left(\frac{Z_{1-\alpha/2} + Z_{1-\beta}}{d} \right)^2 \right\rceil \quad (1)$$

其中, d 为Cohen's d ; $Z_{1-\alpha/2}$ 与 $Z_{1-\beta}$ 分别为标准正态分布在 $1-\alpha/2$ 与 $1-\beta$ 分位点的临界值。取 $\alpha=0.05$ 、 $1-\beta=0.80$ 时, $Z_{1-\alpha/2}=1.960$ 、 $Z_{1-\beta}=0.842$ 。以先导试验估计的效应量 $d=0.608$ 进行计算, 得到理论最小样本量为每组43例, 总计86例。本研究实际纳入343例受试者, 远高于事前估算的最小样本量, 为后续统计分析提供充足的样本量保障。

1.5.2 描述性统计与基线比较

所有经络谐波数据均按照上述标准流程采集,

无缺失值。首先以Shapiro-Wilk检验判断各变量是否服从正态分布, $P<0.05$ 视为不服从正态分布。用描述性统计方法对基线资料进行分析: 连续变量中(如年龄), 符合正态分布的以均数 $\pm$ 标准差(mean $\pm$ SD)表示, 组间比较使用独立样本 t 检验(Student's t -test); 若不符合正态分布, 则用Mann-Whitney U 检验进行组间比较。分类变量(如性别)以频数及百分比(n , %)描述, 组间差异采用卡方检验。所有统计检验均采用双侧检验, 将显著性水平设定为 $\alpha=0.05$ 。与此同时, 所有经络谐波参数在建模前都进行了Z-score标准化处理, 从而消除不同量纲的影响, 也更有利于后续系数的解释。

1.5.3 经络相关性分析

8条经络谐波参数间的关联性采用Pearson相关分析。相关系数按 $|r|\geq 0.7$ 、 $0.5\sim 0.7$ 、 $0.3\sim 0.5$ 、 <0.3 依次定义为强、中、弱以及极弱相关; 显著性检验取双侧, $P<0.05$ 为有统计学意义。最终将相关系数矩阵绘制为热力图, 直观展现经络间的协同或拮抗关系。

1.5.4 组间差异分析、混杂因素控制与多重比较校正

a. 正态性检验: 对各经络谐波参数进行Shapiro-Wilk检验, 符合正态分布者以均数 $\pm$ 标准差描述, 非正态分布者以中位数(四分位数)描述; 相应组间比较分别采用独立样本 t 检验或Mann-Whitney U 检验。

b. 协方差分析(ANCOVA): 基线资料比较显示CAG组与非CAG组年龄存在统计学差异($P=0.022$)。为控制年龄的混杂效应, 采用协方差分析评估组间经络特征差异, 以疾病类型(CAG vs. Non-CAG)为固定因子, 年龄为协变量进行统计校正, 获得各经络参数校正后的均值及相应 F 统计量。

c. 多重比较校正(FDR): 为控制多重比较导致的I类错误累积风险, 本研究对8条经络指标的原始 P 值采用Benjamini-Hochberg(BH)法进行假发现率校正, 设总检验次数为 m (本研究 $m=8$), 将原始 P 值按升序排列:

$$P_{(1)} \leq P_{(2)} \leq \dots \leq P_{(m)} \quad (2)$$

BH校正后的 P 值定义为

$$P_{(i)}^{\text{BH}} = \min_{j \geq i} \left\{ \min \left(1, \frac{m}{j} P_{(j)} \right) \right\}, \quad i = 1, \dots, m \quad (3)$$

当校正后 $P_{(i)}^{\text{BH}} < 0.05$, 可判定差异有统计学意义。

义, 因此, 宜用 Bonferroni 和 Holm-Bonferroni 方法进行敏感性分析, 以评估结论的稳健性。

d. 效应量计算 (Cohen's d)

为量化组间差异的实际效应强度, 本研究采用 Cohen's d 作为标准化均值差 (standardized mean difference, SMD)。设两组样本量分别为 n_1 、 n_2 , 均值分别为 $\bar{X}_1$ 、 $\bar{X}_2$, 标准差分别为 S_1 、 S_2 , 合并标准差 (pooled SD) 定义为:

$$S_p = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \quad (4)$$

Cohen's d 计算为:

$$d = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S_p} \quad (5)$$

效应量判定标准: $|d| \geq 0.8$ 为大效应, $0.5 \leq |d| < 0.8$ 为中等效应, $0.2 \leq |d| < 0.5$ 为小效应。

1.5.5 诊断效能评估

以 Python 3.9 的 Scikit-learn 模块为基础, 采用受试者工作特征曲线 (receiver operating characteristic curve, ROC) 曲线分析各单经络谐波参数对 CAG 的鉴别能力, 通过计算受试者工作特征曲线下面积 (area under the receiver operating characteristic curve, AUC) 及其 95% 置信区间 (95% confidence interval, 95% CI) 评估其整体区分效能。为获得稳健的区间估计, 采用 Bootstrap 重复抽样方法 (1 000 次); 通常认为, AUC 在 0.5~0.7 时提示区分能力较低, 0.7~0.9 为良好, 超过 0.9 为极佳。此外, 为补充比较各单经络指标在高特异度约束下的表现, 本研究进一步报告特异度 $\geq 95\%$ 条件下的敏感度, 该分析主要用于展示单经络指标在严格控制假阳性条件下的保守工作点表现, 而非作为早期筛查场景下的推荐应用阈值。

1.5.6 多元 Logistic 回归建模与评价

为厘清各经络参数对 CAG 独立诊断的贡献, 并尽可能提高诊断效能, 本研究建立多元 Logistic 回归模型, 以疾病状态 (阳性赋值为 1, 阴性为 0) 为因变量, 年龄与 8 条经络的谐波参数为自变量, 为消除量纲影响, 所有自变量入模前均进行标准化处理。由此筛选出校正年龄后仍具有独立诊断价值的经络组合, 回归模型形式如下:

$$\begin{aligned} \text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Age}_i + \beta_2 \text{ST}_i + \\ & \beta_3 \text{BL}_i + \beta_4 \text{LR}_i + \beta_5 \text{SP}_i + \beta_6 \text{LU}_i + \beta_7 \text{GB}_i + \\ & \beta_8 \text{KI}_i + \beta_9 \text{PC}_i \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $P_i = \text{Pr}(Y_i = 1 | X_i)$ 表示第 i 名受试者为 CAG

阳性的预测概率 ($Y_i=1$ 为阳性, $Y_i=0$ 为阴性), β_0 为截距项, $\beta_1 - \beta_9$ 为回归系数。除截距项外, 各自变量入模前均进行 Z 标准化处理 (均值=0、标准差=1)。

采用 Statsmodels 库进行二分类 Logistic 回归分析: 以极大似然法估计回归系数, 通过似然比检验评估模型整体有效性; 各回归系数经指数转换为优势比 (OR), 并报告 95% CI 与双侧 P 值。模型拟合度采用 McFadden R^2 、Cox & Snell R^2 及 Nagelkerke R^2 衡量; 采用 Hosmer-Lemeshow 检验评价预测概率与实际结果的一致性 ($P > 0.05$ 视为拟合良好)。为排除共线性干扰, 计算各变量方差膨胀因子 (VIF), $VIF < 5$ 提示不存在严重多重共线性。最后通过 Bootstrap 重抽样 (重复 1 000 次) 对回归系数及 OR 值进行稳健性检验, 以百分位法估计 95% 置信区间。

1.5.7 阈值优化与临床决策分析

为全面评估联合筛查模型在不同临床场景下的实际效能, 并克服单一固定特异度下阈值报告的局限性, 本研究在多元 Logistic 回归模型基础上, 进一步开展阈值优化分析与临床决策曲线分析。

a. 约登指数最优阈值

基于模型 ROC 曲线, 逐一计算各候选阈值对应的约登指数 (Youden index, $J = \text{灵敏度} + \text{特异度} - 1$)。以约登指数最大化为目标, 确定统计学意义上的最优决策阈值, 并报告该阈值下对应的灵敏度、特异度及约登指数。该最优阈值代表模型在灵敏度与特异度间的最佳综合平衡点, 适用于需兼顾漏诊与误诊的临床辅助诊断场景。

b. 大规模人群初筛推荐阈值

依据临床流行病学筛查原则, 初筛工具的首要目标是最小化漏诊率。在“无创初筛-胃镜确诊”的阶梯式诊疗框架中, 以灵敏度 $\geq 80\%$ 为约束条件, 在满足该条件的所有阈值中选取特异度最高者作为大规模人群初筛的推荐阈值, 并报告该阈值下的灵敏度与特异度。

c. 决策曲线分析

采用决策曲线分析 (decision curve analysis, DCA) 对联合模型的临床净收益进行量化评估。DCA 通过计算不同阈值概率 (threshold probability) 下的净收益 (Net Benefit), 将模型筛查策略与“对所有受试者行胃镜检查”及“不对任何受试者行筛查”两种参照策略进行比较, 直接量化不同决策阈值下本模型相较于上述极端策略的临

床收益差异。净收益定义为： $\text{Net Benefit} = TP/n - FP/n \times p_i / (1 - p_i)$ ，其中 TP 为真阳性数， FP 为假阳性数， n 为总样本量， p_i 为阈值概率。上述分析均基于Python 3.9实现。

1.5.8 模型内部验证

为评估联合模型的内部有效性与泛化能力，采用五折分层交叉验证对模型性能进行无偏估计。根据CAG与Non-CAG的分组比例，将343例样本随机分层划分为5个互斥子集，每折验证集68~69例。每轮迭代中，以4折数据重新拟合多元Logistic回归模型，剩余1折作为验证集计算 AUC ；循环5次后，取各折 AUC 的均值与标准差。

特征标准化（均值归零、方差归一）仅在各折训练集上拟合，并以相同参数对验证集进行变换，以避免信息泄露。此外，采用Bootstrap重采样法进行乐观度校正。具体而言，进行1 000次有放回重采样，按Harrell方法估计乐观度，即自举样本表观 AUC 与原始样本 AUC 之差的平均值。乐观校正 AUC 定义为全样本表观 AUC 减去乐观度均值。上述分析均基于Python scikit-learn实现，随机种子固定为42，以确保结果可重现。

2 结 果

2.1 受试者基线资料描述

本研究最终纳入343例受试者，即慢性萎缩性胃炎（CAG）组171例与非慢性萎缩性胃炎对照（Non-CAG）组172例。年龄在两组间呈非正态分布，以中位数（下四分位数，上四分位数）描述，组间比较采用Mann-Whitney U 检验，结果显示，CAG组年龄中位数为57岁（55岁，65岁），Non-CAG组为56岁（43岁，62.5岁），两组年龄分布的差异具有统计学意义（ $Z=2.294$ ， $P=0.0216$ ），具体表现为CAG组受试者年龄整体略高于Non-CAG组。性别分布方面，CAG组男性99例（57.9%）、女性72例（42.1%）；Non-CAG组男性82例（47.7%）、女性90例（52.3%）。卡方检验结果表明，两组性别分布差异无统计学意义（ $\chi^2=3.594$ ， $P=0.058$ ），由于两组年龄分布存在显著差异，若不加以控制，年龄很可能是影响经络谐波参数的重要混杂因素，因此，在后续分析中采用二元Logistic回归模型，并将年龄作为协变量纳入以校正其对经络谐波参数的干扰（表1）。

Table 1 Baseline characteristics of the study population

Characteristics		CAG group (n=171)	Non-CAG group (n=172)	Statistic	P value
Age (median (IQR))		57 (55,65)	56 (43,62.5)	$ Z =2.294$	0.022
				$\chi^2=3.594$	0.058
Sex (n (%))	Male	99 (57.9%)	82 (47.7%)		
	Female	72 (42.1%)	90 (52.3%)		

Age is presented as median (interquartile range, IQR), and sex is presented as n (%). The age distribution between the two groups was compared using the Mann-Whitney U test, and the sex distribution was compared using the Pearson chi-square test. A two-sided $P<0.05$ was considered statistically significant. CAG, chronic atrophic gastritis; Non-CAG, controls without chronic atrophic gastritis.

2.2 经络谐波相关性分析

从经络谐波相关性热力图（图1）中可以看出，8条经络谐波参数间存在复杂且明确的协同及拮抗关系。首先，若干经络谐波间存在十分显著的负相关关系，其中心包经与肾经的相关系数达 $r=-0.72$ ，该结果印证了中医“心肾不交”理论。胃经与膀胱经（ $r=-0.56$ ）、心包经与肝经（ $r=-0.51$ ），均呈中等程度负相关。与之相对，部分经络间存在正相关关系，即协同共振：肺经与膀胱经呈中等正相关（ $r=0.49$ ），提示呼吸系统与泌尿系统存在协同关系；胆经与脾经间亦呈弱正相关（ $r=0.31$ ）。此外，部分经络谐波彼此相关性极弱（ $|r|<0.3$ ），如肾经与脾经、肝经与胆经等，提示这些经

络受其他经络调节的影响较小。综上所述，经络间的相关关系并非随机，而是存在明确、可量化的规律，上述量化指标为进一步探讨CAG患者的脉象特征奠定了基础。

2.3 组间差异分析与多重比较校正

2.3.1 正态性检验与初步单变量分析

为评估各经络谐波参数是否服从正态分布，本研究采用Shapiro-Wilk检验进行分析。结果显示，各经络谐波参数在CAG组与Non-CAG组中均不服从正态分布（ $P<0.05$ ）。因此，本研究采用中位数及四分位间距（M（IQR））描述数据，并使用Mann-Whitney U 检验进行组间单变量分析。结果显示，8条经络中有3条经络的谐波参数组间差异

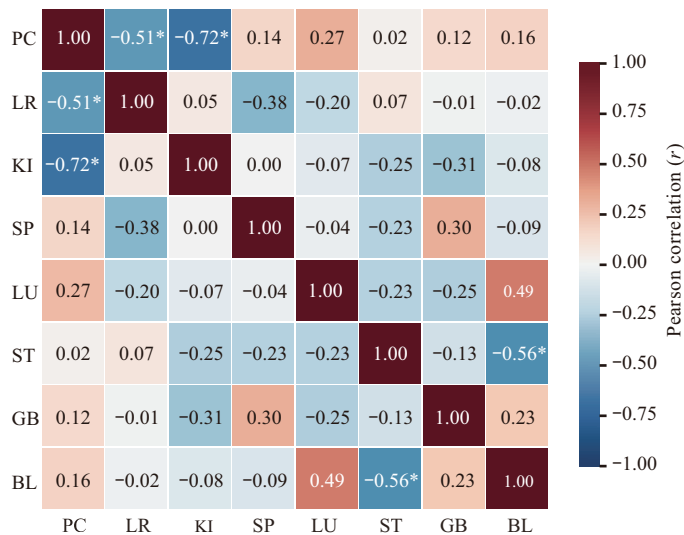


Fig. 1 Heatmap of Pearson correlations for harmonic parameters across the eight meridians
Correlation matrix of inter-meridian relationships in CAG. Warm colors: positive correlations; cool colors: negative correlations. PC, pericardium; LR, liver; KI, kidney; SP, spleen; LU, lung; ST, stomach; GB, gallbladder; BL, bladder.

具有统计学意义（表2）。其中，胃经关联性最强（ $P<0.001$ ），其次为膀胱经（ $P<0.001$ ）和肝经（ $P=0.014$ ），提示这3条经络谐波特征为CAG的特征性脉象表现。而单变量分析中，心包经、肾经、脾经、肺经及胆经5条经络参数未见显著组间差异（ $P>0.05$ ）。

Table 2 Comparison of meridian harmonic parameters in CAG patients versus controls				
Meridian	CAG median (IQR) (n=171)	Non-CAG median (IQR) (n=172)	Z value	P value
PC (pericardium)	-0.04 (-0.07-0)	-0.03 (-0.07-0)	-0.435	0.663
LR (liver)	0.15 (0.11-0.19)	0.13 (0.09-0.18)	-2.454	0.014
KI (kidney)	0.05 (-0.03-0.16)	0.06 (-0.03-0.16)	-0.063	0.950
SP (spleen)	-0.26 (-0.33--0.14)	-0.26 (-0.34--0.17)	-0.238	0.812
LU (lung)	-0.24 (-0.33--0.11)	-0.22 (-0.28--0.12)	-1.365	0.172
ST (stomach)	0.16 (0.02-0.33)	0.05 (-0.06-0.17)	-4.865	0
GB (gallbladder)	0 (-0.13-0.15)	-0.03 (-0.24-0.17)	-0.917	0.359
BL (bladder)	-0.21 (-0.33--0.05)	-0.14 (-0.24--0.01)	-3.550	0

Because the meridian data is not normally distributed, they are described as the median (25th-75th percentiles) rather than as the mean±standard deviation.

2.3.2 混杂因素校正、多重检验与效应量评估

为排除年龄对组间差异的干扰，本研究以年龄为协变量进行ANCOVA分析（表3），经FDR校正后，胃经与膀胱经的组间差异依然显著。其中，CAG组的胃经参数显著高于非CAG组（ 0.195 ± 0.018 vs 0.055 ± 0.018 ，校正 $P<0.001$ ），Cohen’s $d=0.594$ ，属中等效应强度，提示该经络参数对CAG具有良好的鉴别能力。相反，膀胱经参数在CAG组显著降低（ -0.183 ± 0.015 vs -0.104 ± 0.015 ，校正 $P=0.0009$ ），Cohen’s $d=-0.402$ ，效应量偏小。值得注意的是，肝经参数在单变量分析中虽呈现组间差异，但经年龄校正后，该差异失去显著性（校正

$P>0.05$ ）。进一步印证，胃经升高与膀胱经降低是CAG脉象中不随年龄改变的稳定特征。效应量比较显示，胃经的鉴别价值更为突出。

2.4 单经络诊断效能评估

单纯的统计显著性不足以支撑临床诊断。为评估各个经络的临床诊断价值，本研究进一步引入ROC分析。通过计算各经络参数的AUC及Bootstrap 95% CI量化区分度，并在95%特异度条件下计算敏感度，系统比较各经络指标对CAG的诊断效能。

表4显示，单一经络指标对CAG的鉴别能力整体有限。其中胃经AUC相对最高，其余指标大多接近0.5。在特异度≥95%的条件下，各指标敏感

Table 3 Analysis of covariance results for harmonic parameters across meridians

Meridian	CAG (adjusted mean±SE)	Non-CAG (adjusted mean±SE)	<i>F</i> value	<i>P</i> value	<i>P</i> _{adj} (FDR)	Cohen's <i>d</i>	Effect magnitude
PC	−0.040±0.004	−0.039±0.004	0.041	0.839 5	0.839 5	−0.019	Negligible
LR	0.144±0.005	0.134±0.005	2.052	0.153 0	0.305 9	0.153	Negligible
KI	0.089±0.013	0.067±0.012	1.520	0.218 4	0.349 5	0.134	Negligible
SP	−0.234±0.011	−0.257±0.011	2.146	0.143 9	0.305 9	0.160	Negligible
LU	−0.204±0.013	−0.193±0.013	0.338	0.561 5	0.660 2	−0.065	Negligible
ST	0.195±0.018	0.055±0.018	28.697	0.000 0	0.000 0	0.594	Medium
GB	0.015±0.020	−0.000±0.020	0.311	0.577 6	0.660 2	0.057	Negligible
BL	−0.183±0.015	−0.104±0.015	13.837	0.000 2	0.000 9	−0.402	Small

After adjustment for age, data are presented as mean±standard error (SE). *F* and *P* values were obtained from ANCOVA, with group (CAG vs. Non-CAG) as the fixed factor and age as the covariate. *P*_{adj} indicates the false discovery rate (FDR)-adjusted *P* value. Effect size was assessed using Cohen's *d*, with $|d| \geq 0.8$, $0.5 \leq |d| < 0.8$, and $0.2 \leq |d| < 0.5$ indicating large, medium, and small effects, respectively. PC, pericardium meridian; LR, liver meridian; KI, kidney meridian; SP, spleen meridian; LU, lung meridian; ST, stomach meridian; GB, gallbladder meridian; BL, bladder meridian.

Table 4 Single meridian parameters for CAG diagnosis: AUC and sensitivity at 95% specificity

Meridian index	<i>AUC</i>	<i>AUC</i> 95% <i>CI</i> (lower)	<i>AUC</i> 95% <i>CI</i> (upper)	Diagnostic grade	Specificity (target ≥ 0.95)	Sensitivity at $\geq$ 95% specificity	Sensitivity 95% <i>CI</i> (lower)	Sensitivity 95% <i>CI</i> (upper)	Threshold (operating point)
ST	0.652	0.595	0.707	Low	0.953	0.298	0.134	0.380	0.310
LR	0.577	0.513	0.637	Low	0.953	0.053	0.012	0.105	0.250
GB	0.529	0.468	0.587	Low	0.965	0.035	0.012	0.076	0.510
SP	0.507	0.448	0.568	Low	0.965	0.035	0.000	0.117	0.040
KI	0.498	0.433	0.555	Low	0.959	0.058	0.023	0.111	0.350
PC	0.486	0.429	0.549	Low	0.953	0.047	0.006	0.094	0.040
LU	0.457	0.400	0.522	Low	0.959	0.029	0.006	0.076	0.170
BL	0.389	0.333	0.446	Low	0.953	0.035	0.006	0.082	0.240

AUC was derived from receiver operating characteristic (ROC) curve analysis. Diagnostic grade was classified according to the *AUC* value, with 0.5–0.7 indicating low, 0.7–0.9 indicating good, and >0.9 indicating excellent discrimination. Sensitivity was calculated at the operating point achieving a specificity of at least 0.95, and the corresponding threshold is presented as the cutoff value. The 95% confidence intervals for *AUC* and sensitivity are reported. *AUC*, area under the ROC curve; *CI*, confidence interval; PC, pericardium meridian; LR, liver meridian; KI, kidney meridian; SP, spleen meridian; LU, lung meridian; ST, stomach meridian; GB, gallbladder meridian; BL, bladder meridian.

度普遍偏低,说明单经络指标在严格控制误诊率的筛查情境下难以有效检出患者。因此,后续拟采用多经络联合建模,以提高CAG的诊断效能。

2.5 联合筛查模型的构建、效能评价及临床决策分析

鉴于单经络诊断效能有限,本文以年龄及8条经络谐波参数为自变量构建多元Logistic回归模型,评估多经络联合模型对CAG的鉴别能力,似然比检验显示模型整体显著优于空模型($LLR=99.047$, $P<0.001$)。拟合度指标表明模型解释能力为中等水平(McFadden $R^2=0.208$; Cox & Snell $R^2=0.251$; Nagelkerke $R^2=0.334$), Hosmer-Lemeshow检验提示模型拟合良好($\chi^2=12.503$, $df=8$, $P=0.130$)。共线性诊断结果表明,所有自变量的 *VIF*

均小于5(1.312~4.646),故模型结构十分稳定。

多因素Logistic回归分析显示,年龄及ST、LR、SP、GB、KI、PC 6条经络参数与CAG阳性状态独立相关(均 $P<0.01$),膀胱经未见独立相关,肺经呈边缘相关($P=0.050$)(表5)。基于模型预测概率进行ROC曲线分析,结果显示,*AUC*为0.791(95% *CI*: 0.743~0.835),当特异度不低于95%时,敏感度为0.404(95% *CI*: 0.257~0.497)。相较最佳单经络指标ST,联合模型*AUC*提升0.139(95% *CI*: 0.087~0.192),提示多经络联合建模可显著提升对CAG的鉴别效能(表6)。上述*AUC*增益在ROC曲线对比图中可直观呈现:联合模型曲线在全程范围内均优于包括ST在内的所有单经络指标(图2)。

Table 5 Multivariable logistic regression for CAG (positive=1): standardized coefficients, ORs, and collinearity diagnostics (VIF)

Predictor	Standardized β	OR	OR 95% CI (lower)	OR 95% CI (upper)	P value (two-sided)	VIF
Age	0.514 293	1.672 455	1.249 339	2.238 869	0.000 549	1.311 755
ST	1.205 592	3.338 735	2.216 078	5.030 127	0.000 000	2.024 567
BL	-0.192 399	0.824 977	0.540 638	1.258 860	0.372 226	2.560 823
LR	1.126 113	3.083 647	1.944 995	4.888 897	0.000 002	2.377 464
SP	0.459 275	1.582 926	1.142 595	2.192 950	0.005 754	1.653 000
LU	0.366 811	1.443 126	0.999 935	2.082 747	0.050 041	1.832 400
GB	0.587 634	1.799 724	1.269 842	2.550 716	0.000 958	1.787 829
KI	1.769 648	5.868 789	3.181 033	10.827 513	0.000 000	4.038 173
PC	1.570 336	4.808 263	2.553 206	9.055 042	0.000 001	4.646 046

The dependent variable was CAG status (yes=1, no=0). Age and the eight meridian harmonic parameters were entered as independent variables after Z standardization (mean=0, standard deviation=1). β represents the change in log-odds for a one-standard-deviation increase in each predictor. OR was calculated as $\exp(\beta)$, and the 95% CI was derived by exponentiating the Wald 95% CI for β . All P values were two-sided. $VIF < 5$ indicated no substantial multicollinearity.

Table 6 Diagnostic performance of the multivariate logistic regression model for CAG identification

Metric	Value
Sample size (N)	343
Number of predictors (df_model)	9
Log-likelihood (full model)	-188.224 323
Log-likelihood (null model)	-237.748 025
Likelihood ratio statistic (LLR)	99.047 405
LLR P value	<0.001
McFadden R^2	0.208 303
Cox & Snell R^2	0.250 814
Nagelkerke R^2	0.334 420
Hosmer-Lemeshow χ^2	12.503 081
Hosmer-Lemeshow df	8
Hosmer-Lemeshow P value	0.130 129
Bootstrap resamples (for robustness)	1 000
Joint model AUC (predicted probability)	0.791 106
Joint model AUC 95% CI (lower)	0.743 165
Joint model AUC 95% CI (upper)	0.835 002
Specificity at operating point (target ≥ 0.95)	0.953 488
Sensitivity at $\geq 95\%$ specificity	0.403 509
Sensitivity 95% CI (lower)	0.257 310
Sensitivity 95% CI (upper)	0.497 076
Decision threshold (operating point)	0.749 315
ΔAUC (joint model-ST single index)	0.139 246
ΔAUC 95% CI (lower)	0.086 692
ΔAUC 95% CI (upper)	0.191 719
Bootstrap resamples (for ΔAUC)	1 000

Model fit was evaluated using the McFadden, Cox & Snell, and Nagelkerke pseudo- R^2 statistics and the Hosmer-Lemeshow test ($P > 0.05$ indicating good calibration). Overall significance was assessed by the likelihood ratio test versus the null model. Discrimination was evaluated by AUC. AUC and sensitivity at specificity $\geq 95\%$ were estimated using 1 000 bootstrap resamples, with 95% CIs calculated by the percentile method ($P_{2.5} - P_{97.5}$). The maximum sensitivity, corresponding specificity, and threshold at this operating point were also reported. Incremental value was assessed by ΔAUC (combined model vs. ST); a bootstrap 95% CI excluding 0 was considered significant.

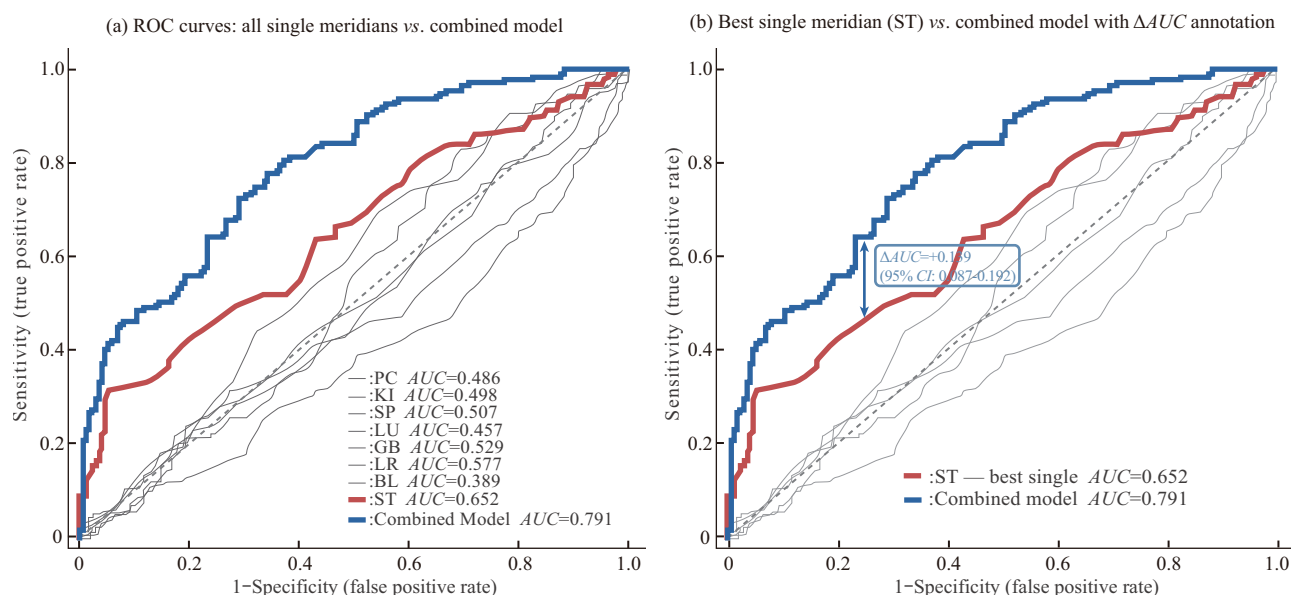


Fig. 2 ROC curves for single meridian parameters and the combined diagnostic model for CAG identification

(a) ROC curves for all eight single-meridian harmonic parameters against the combined multivariate logistic regression model. The ST meridian (red) represents the best-performing single indicator; the combined model (blue, bold) demonstrates superior discrimination across the full curve. (b) Head-to-head comparison of ST versus the combined model; the bidirectional arrow denotes the AUC increment ($\Delta AUC = +0.139$, 95% CI: 0.087–0.192). $AUC < 0.5$ for certain meridians (e.g., BL=0.389) reflects an inverse parameter-disease association, consistent with significantly reduced BL harmonic values in the CAG group. Bootstrap resampling (1 000 iterations); 95% CIs by percentile method. PC, pericardium; LR, liver; KI, kidney; SP, spleen; LU, lung; ST, stomach; GB, gallbladder; BL, bladder.

为进一步探讨不同临床应用场景下的最优决策阈值,本研究在上述ROC分析基础上补充了约登指数最优阈值分析与决策曲线分析(DCA)。基于ROC曲线的约登指数($J = \text{Sensitivity} + \text{Specificity} - 1$)最大化分析显示,当决策阈值设定为0.419时,约登指数达到最大值($J = 0.435$),对应敏感度80.7%、特异度62.8%(表7)。值得注意的是,该约登指数

最优阈值与大规模人群初筛场景下“敏感度优先”策略所得推荐阈值完全一致,即统计最优与临床初筛逻辑最优在本模型中高度吻合,与特异度 $\geq 95\%$ 约束下的结果(敏感度40.4%、特异度95.3%)相比,约登指数最优阈值将敏感度提升40.3个百分点,漏诊率由约60%大幅降低至约19%,在敏感度与特异度之间实现了统计意义上的最优平衡。

Table 7 Comparison of different threshold strategies for the combined diagnostic model

Threshold strategy	Decision threshold	Sensitivity	Specificity	Youden index	Clinical application
Specificity $\geq 95\%$ (original report)	0.749	40.4%	95.3%	–	Clinical confirmation; strict control of unnecessary referrals
Youden index optimal (recommended)	0.419	80.7%	62.8%	0.435	Large-scale population-based noninvasive primary screening (recommended)

Sensitivity and specificity were calculated from the ROC curve of the combined screening model using the full sample ($n = 343$). The optimal Youden index threshold ($J = \text{Sensitivity} + \text{Specificity} - 1$) represented the statistically optimal overall operating point and coincided exactly with the recommended threshold derived from the “prioritizing sensitivity $\geq 80\%$ ” strategy for large-scale population prescreening. The result at specificity $\geq 95\%$ is presented only to illustrate the model's performance boundary under an extremely conservative constraint and should not be interpreted as a clinically recommended threshold. Bootstrap resampling (1 000 iterations) was performed, and 95% confidence intervals were estimated using the percentile method.

决策曲线分析结果显示,在阈值概率约10%~55%的范围内,联合模型的净收益持续高于“对所

有受试者实施胃镜检查”与“不对任何受试者实施筛查”两种参照策略,提示在该阈值区间内,采用

该模型进行初筛可获得更高的临床净收益（图3）。基于全样本ROC曲线，约登指数最优阈值的精确值为0.418 5，在该精确阈值下，联合模型的净收益为0.268。上述结果表明，在“无创初筛-胃镜确诊”的阶梯式诊疗流程中，该模型具有一定的前置筛查价值。

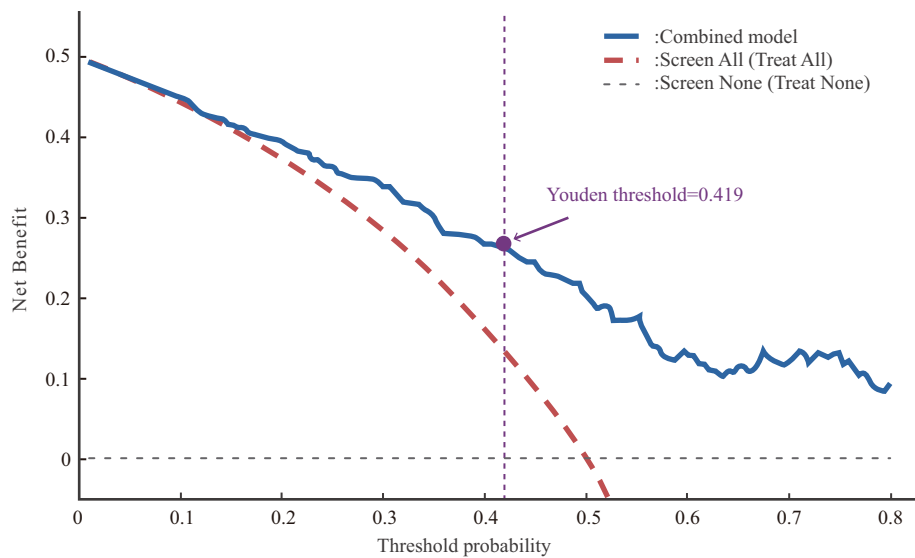


Fig. 3 Decision curve analysis of the combined diagnostic model for CAG identification
The x-axis represents the threshold probability; the y-axis represents the net benefit. The blue solid line represents the combined model; the red dashed line represents the “Screen All” strategy (treat all as positive); the gray dotted line represents the “Screen None” strategy (Net Benefit=0). The combined model demonstrates superior net benefit over both reference strategies across threshold probabilities of approximately 10%–55%.

2.6 模型内部验证结果

为减少基于同一数据集建模与评估所带来的乐观偏倚，并进一步验证联合模型的内部稳定性，本研究对全样本进行了五折分层交叉验证。各折验证集 *AUC* 依次为 0.752、0.679、0.789、0.785 及 0.760，*AUC* 均值为 0.753（*SD*=0.040，95% *CI*: 0.715~0.781），以约登最优阈值（0.419）作为分类切点，交叉验证各折的平均敏感度为 77.2%，平均特异度为 55.3%，与全样本估计值（敏感度 80.7%、特异度 62.8%）相比，两者均有所下降，其中敏感

度下降幅度相对有限，而特异度下降更为明显。进一步采用 Bootstrap 乐观校正（1 000 次迭代）后，乐观度均值为 0.023，乐观校正 *AUC* 为 0.748，其与全样本表观 *AUC*（0.771）之差仅为 0.023。上述结果表明，联合模型在内部验证中仍保持一定的判别能力，过拟合偏倚较小，但其筛查性能较全样本估计有所下降，尤其是特异度下降较为明显。因此，模型在真实筛查场景中的应用价值仍需在独立人群中进一步验证（表8）。

Table 8 Internal validation results of the combined diagnostic model

Metric	Value
Apparent full-sample <i>AUC</i>	0.771
Mean 5-fold cross-validated <i>AUC</i>	0.753
Standard deviation of 5-fold CV <i>AUC</i>	0.04
95% <i>CI</i> for 5-fold CV <i>AUC</i>	0.715–0.781
Fold-specific <i>AUCs</i> (Fold 1–5)	0.752/0.679/0.789/0.785/0.760
Mean cross-validated sensitivity (threshold=0.419)	77.20%
Mean cross-validated specificity (threshold=0.419)	55.30%

续表8

Metric	Value
Mean bootstrap optimism	0.023
Optimism-corrected <i>AUC</i>	0.748
Overfitting gap (ΔAUC)	0.018–0.023

CV, cross-validation; *AUC*, area under the curve; SD, standard deviation; 95% CI, 95% confidence interval. The apparent *AUC* refers to the apparent *AUC* obtained from model fitting in the full sample, whereas the corrected *AUC* refers to the *AUC* after Bootstrap optimism correction. ΔAUC represents the difference between the apparent *AUC* from the full sample and the internally validated *AUC*, and was used to reflect the degree of overfitting bias in the model.

3 讨 论

3.1 主要研究发现与临床定位

本研究以CAG患者为对象,基于指端PPG检测获取的经络谐波信息,系统分析其外周脉搏波频域特征并构建联合筛查模型,结果显示,CAG患者并未呈现单一经络异常,而是以胃经谐波升高、膀胱经谐波降低为核心特征,同时伴随多条经络间关联模式的重构。相较于单一经络指标,多维度联合模型具备更优的疾病区分效能,提示对CAG患者外周脉搏波的识别,更适宜从整体频谱特征入手,而非依赖单一指标判断。

本研究的临床定位,在于探索一种可嵌入“无创初筛-胃镜确诊”诊疗路径的前置分流工具。在讨论部分,除结合现代病理生理学机制与中医理论对核心谐波特征进行阐释外,还将从阈值选取策略、临床适用场景及研究局限性等方面,明确该模型的实际应用边界与适用条件。

3.2 局部胃黏膜病变与外周谐波改变的可能病理生理路径

从现代病理生理学角度分析,CAG所引发的外周脉搏波变化,大概率与疾病进程中伴随的微循环及血流动力学异常密切相关。组织病理学证据表明,CAG患者常出现胃黏膜腺体萎缩^[41]及黏膜毛细血管网退化^[42-43],这类结构性损伤会导致局部微血管总截面积下降,进而升高胃黏膜区域的血流灌注阻力。已有研究指出,局部灌注异常与血流阻力改变甚至可早于肉眼可见的胃黏膜萎缩^[44],这说明,CAG并非单纯的局部组织学损伤,同时伴随显著的微循环功能异常。

Wang等^[1, 4]提出的血液循环共振理论为此提供了颇具参考价值的理论框架,该理论着重探讨心脏搏动、动脉弹性网络与器官血管床频率响应之间的相互作用,依据这一理论,局部器官可被视作动

脉系统中的谐振单元,而在已建立的谐波-经络映射体系中,第五谐波被认为与胃经及胃部功能状态密切相关,当胃部血管床因病理损伤而出现阻抗升高时,原有的波反射和频率共振平衡会被打破,相关变化经动脉树传导与反射作用,最终改变外周脉搏波中特定谐波的振幅与相位分布。由此,胃黏膜局部病变与外周脉搏波频谱之间,便形成一条从组织结构改变、微循环阻抗异常到外周信号变化的完整关联通路。

3.3 年老正虚与“脾胃虚衰”病机相呼应

CAG组受试者整体年龄偏高,提示年龄因素与本病的发生、进展密切相关。中医理论认为,人至年老则元气渐衰,中焦阳气不振,脾胃运化功能随之减弱,气血生化乏源,胃络失于濡养。《黄帝内经》有“邪之所凑,其气必虚”,脾胃既虚,则外邪易侵,湿热、痰浊、瘀阻等病理产物更易滞留胃脘,病程因而迁延反复。结合现代医学视角,随着年龄增长,机体免疫功能下降,胃肠黏膜屏障完整性受损,组织损伤后的修复能力显著下降^[45],为CAG的发病与长期迁延奠定了病理生理学基础。中医临床治疗多遵循“缓中补虚”的治则,在祛邪的同时兼顾健脾养胃、扶助正气,以减少病情反复并延缓病变进展^[46]。综上,本研究中CAG患者年龄偏高的特征,与中医“脾胃虚衰、正气渐亏”的核心病机高度契合。

3.4 胃经与膀胱经的反向关联体现“本虚标实、升降失常”病机

本研究的核心特征性结果显示,CAG患者呈现胃经谐波升高、膀胱经谐波降低的表达模式,该结果提示,CAG并非局限于胃部的局部病变,往往伴随中焦运化失常与全身气机失调。从中医理论角度推测,胃经与膀胱经的反向同步变化,契合本病“本虚标实、奇计升降失常”的核心病机。脾胃功能受损后,纳运腐熟失常,气血化生不足,胃络

失于濡养;同时水谷精微代谢紊乱,痰湿、瘀滞、浊毒等病理产物内生并壅阻胃络,形成虚中夹实之势^[47]。据此推断,胃经谐波升高,或与胃失和降、浊邪壅滞胃脘的病理状态存在一定关联,膀胱经作为足太阳经,主一身之表、固护阳气,其谐波水平降低,则反映出机体阳气不足、卫外失固的内在状态。综上,胃经升高与膀胱经降低的组合特征,可共同指向CAG本虚标实、升降失调的整体病机内涵,上述推测尚需结合更多临床研究与基础实验进一步佐证。

3.5 肝经变化的年龄依赖性及其病机动态演变

单变量分析可见肝经相关参数存在组间统计学差异,但校正年龄混杂因素后,组间差异消失,这表明肝经谐波特征并非CAG稳定的独立生物学标识,其波动更易受年龄分层与疾病进展阶段的共同调控,结合中医理论,该现象可通过土虚木乘病机进行合理解释。

《素问·逆调论篇》记载:“胃不和则卧不安”,脾胃失调常伴随情志失和、睡眠障碍及中枢神经调节功能紊乱。现代研究证实,胃肠菌群失调会导致脂多糖等内毒素进入血液循环,诱发全身性免疫激活与神经炎症反应,同时干扰5-羟色胺等关键神经递质的代谢稳态^[48],损伤脑-肠轴双向调控机制,最终形成消化损伤、情志异常与睡眠紊乱互为因果的病理循环。中医视角下,长期情志不畅易引发肝气郁结、疏泄失常,木郁乘土,进一步加剧中焦壅滞,加重脾胃运化障碍。

据此推测,肝经参数波动更多反映疾病进程中的阶段性代偿改变。在病变早中期,脾虚日久、肝失疏泄,易出现木郁乘土、肝胃不和的阶段性表现,肝经功能可呈代偿性偏亢;随病程迁延,脾胃元气亏虚逐步成为核心病机,病变重心由肝脾失调转向中焦本虚,这一病机演变规律,也合理阐释了肝经指标具有明显年龄依附性与时段特异性,相较胃经、膀胱经的特征性改变,无法作为CAG恒定、特异的经络辨识指标。

3.6 经络间相关模式提示脏腑系统间的协同与制约关系

除单个经络参数的改变外,本研究同时观察到,多组经络间的关联模式在组内发生明显重塑,不同经络两两之间正负相关并存,这一结果说明,CAG对应的脉搏波频谱异常并非孤立出现,而是脏腑间协同制约、代偿调节等整体平衡关系发生系统性重构的外在体现。

其中,心包经与肾经呈现显著负相关,与中医“心肾不交”病机高度契合。叶天士在《临证指南医案·虚劳》中指出:“神伤精败,心肾不交,上下交损,当治其中”,明确提出上下阴阳失和、心肾水火失济之时,需以调和中焦为核心治法。中焦脾胃运化失常,不仅会造成消化功能损伤,更会进一步扰乱上下焦气血阴阳的交会与平衡^[49-51]。与此同时,肺经与膀胱经表现出显著正向关联,可借由“提壶揭盖”治法及“肺主通调水道”理论加以解释,肺气宣降有度,则水液代谢顺畅、下注膀胱,二者在气化运行与水液调节层面本就存在固有联动规律^[52]。

综上,经络间关联网络的异常重构进一步证实:CAG的本质并非单一脏腑的局部病变,而是以中焦功能紊乱为核心、贯穿全身的功能稳态失衡,该结论也为本研究构建多经络联合筛查模型,提供了扎实的中医理论依据。

3.7 单因素与多因素结果差异的统计学解释及其理论含义

本研究发现,部分经络谐波指标在单因素与多因素分析中的结果存在差异,该差异并非方法学缺陷所致,本质源于经络谐波体系内部高度关联、协同联动的固有特征。单因素分析仅单独考察单一指标与疾病的关联效应,而多因素模型可同步校正年龄混杂因素,并剥离其余经络参数的相互干扰,精准识别各指标的独立诊断价值,因此,两类分析结果出现分化,具备严谨的统计学逻辑与合理性。

以膀胱经为例:经年龄校正后,其组间差异仍具有统计学意义($P=0.0002$),但在多因素Logistic回归模型中不再显著($P=0.372$),进一步相关性分析显示,膀胱经与胃经存在显著强负相关($r=-0.557$),而胃经是鉴别CAG效能最优的单一经络指标,当胃经纳入回归模型后,膀胱经与疾病分组的偏相关系数趋近于零($r=-0.022$, $P=0.679$),这表明膀胱经在单因素分析中呈现的组间差异,主要来自其与胃经的反向联动特征,并不具备独立的诊断效能。相反,心包经和肾经在单因素分析中未见明显组间差异,却在多因素模型中展现出良好的预测价值(OR 值分别为3.37和3.89),且两者存在高度负相关($r=-0.723$),提示两经络存在大量共享变异信息,单一分析时效应相互遮蔽、难以显现;同步纳入多因素模型后,混杂重叠效应被剥离校正,各自与CAG关联的独立作用方可有效凸显。

从理论内涵来看,CAG的经络谐波异常,是

多条经络共同参与、整体稳态失衡的综合性表现。足阳明胃经以通降为核心生理特性，足太阳膀胱经主周身气化、固护肌表卫阳。本病病位虽定于胃，但病机影响并不局限于单一脏腑，胃经谐波上调、膀胱经谐波下调，可分别对应胃失和降与太阳气化亏虚的外在经络表征，二者反向联动的特征，进一步印证CAG的频谱异常源于全身调节机能的整体性紊乱。心包经与肾经的参数变化，则体现出另一套脏腑调控规律。手厥阴心包经内应上焦心神，足少阴肾经镇守下焦精元，二者协同维系水火相交、上下相济的生理平衡。临床辨证中，CAG常合并脾肾两虚、心脾失和等复合病机，正因如此，心包经与肾经可在多因素模型中提供独立的增量诊断信息，也侧面说明，CAG介导的脉搏波谐波扰动，牵涉范围更广，是多维度机体调节网络失调的综合结果。

3.8 多经络联合模型的诊断价值、阈值选择及临床应用场景

本研究结果表明，单一经络谐波指标的鉴别效能存在明显局限；而整合年龄因素与多条经络参数构建的联合模型，可显著提升疾病区分能力，其AUC较最优单指标提升0.139，该结果与中医整体辨证的核心思想高度契合。脾胃居于中州，秉土德而司运化，为气机升降之枢纽，上以升举心肺清阳，下以疏利肝肾浊阴，全身脏腑机能皆赖中土濡养维系，与肝、肺、肾等多脏腑生理活动紧密联动^[47]。《灵枢·本神》有云：“脾气虚则四肢不用，五脏不安”，明确阐明脾胃盛衰直接关乎五脏六腑的稳态平衡。CAG病位虽在胃，但其病机演变并非局限于胃腑局部，由此可见，多经络联合建模既能够实现更优的客观筛查效能，也贴合中医对本病病机复杂、病势牵及多脏的整体认知。

需补充说明的是，模型临界值的设定，应当结合实际临床应用场景灵活适配，本研究设定特异度 $\geq 95\%$ 开展效能分析，意在明确高特异度约束下的模型性能上限，对应临床严格控制假阳性、减少不必要转诊的应用需求。在此临界条件下，联合模型敏感度仅为40.4%，整体检出能力有限，因此，该参数结果仅适用于保守筛查场景的参考对照，并不适合作为大规模无创初筛路径下的常规推荐截断值。

为全面评估模型在不同临床场景中的应用价值，本研究进一步结合约登指数最优截断值与决策曲线展开综合分析，结果显示，模型最优临界值为

0.418 5，对应敏感度80.7%、特异度62.8%，约登指数0.435，相较于特异度 $\geq 95\%$ 的严苛判定标准，该最优阈值大幅提升了检出能力，可将疾病漏诊率由近60%回落至19%左右，在灵敏度与特异度之间实现合理平衡。

结合临床诊疗逻辑来看，约登指数最优临界值，更适配无创初筛-胃镜确诊的分级诊疗模式。初筛手段的核心目标，在于最大程度识别高危人群、降低漏诊风险，最终确诊则需依托胃镜与病理活检完成。在此应用前提下，80.7%的敏感度能够保障绝大多数CAG高危患者被有效筛出，及时纳入后续规范化检查；而62.8%的特异度虽会带来一定比例的假阳性分流，需健康人群接受进一步复核，但在人群大范围筛查的公共卫生视角下，该风险处于可接受区间。

决策曲线分析结果进一步印证了上述结论：在阈值概率10%~55%的区间范围内，多经络联合模型的临床净获益，始终优于全员胃镜筛查与完全不筛查两种极端对照方案。于约登指数最优临界值0.418 5处，模型净收益可达0.268。依据决策曲线分析的量化定义，每纳入100名筛查对象，应用该模型即可合理规避约26.8次不必要的侵入性胃镜检查。综上可知，在无创前置分流、胃镜精准确诊的分级诊疗模式下，本研究构建的联合预测模型，具备良好的临床实用价值与推广潜力。

3.9 研究局限性

尽管本研究证实联合模型具备良好的疾病判别效能，经阈值优化后也展现出无创初筛的应用前景，但研究结论的解读与临床外推仍存在若干局限。首先，本研究两组样本配比接近1:1，整体患病构成比约49.9%，均衡的样本结构有助于模型训练与组间对比分析，但与普通社区人群10%~20%的真实患病基线存在明显偏差。患病率波动不会改变模型的敏感度与特异度，但会直接影响阳性、阴性预测值水平。因此，在本样本中获得的阈值及其表现，不等同于一般人群筛查场景中的实际效能。结合约登指数最优阈值的情景分析显示，当人群患病率回落至社区常规水平时，模型阳性预测值会明显降低，阴性预测值则同步升高（详见表S1），以15%人群患病率为例，模型阳性预测值为27.7%，阴性预测值可达94.9%，这意味着在社区筛查场景中，模型筛查阳性者，真实CAG的占比有限；而筛查阴性者，可在较高可信度下排除患病可能。综上，该模型在低患病率群体中，更适合承

担初步分流、风险分层的辅助工具, 而非确定性诊断工具。

此外, 人群患病率降低, 还会造成假阳性病例增多, 进而增加不必要的内镜转诊负担。情景分析数据显示: 在 15% 的低患病率条件下, 每百名筛查对象中约 31.6 人会因假阳性结果接受后续胃镜复查, 漏诊病例约 2.9 例; 而在本研究近对半配比的样本条件下, 假阳性人数仅为 18.6 人。这一差异说明, 模型在真实社区筛查场景下带来的医疗资源消耗, 会高于本研究样本条件下的预估水平。由此可见, 该模型的临床落地价值, 不能仅依靠敏感度、特异度等统计指标评判, 还需结合目标人群的患病基线综合考量。

本研究的模型验证工作均依托单中心同源数据开展, 尽管五折交叉验证与 Bootstrap 乐观校正结果均提示, 模型整体过拟合程度轻微 ($\Delta AUC \leq 0.023$), 稳定性良好, 但上述手段仅属于内部验证范畴, 难以完全规避检测环境、仪器设备、操作流程统一度等因素引发的系统性偏倚。因此, 该模型在不同地域人群、多类检测设备及差异化临床场景中的泛化能力, 仍有待依托多中心独立队列开展前瞻性研究, 完成外部验证后, 方可进一步明确其普适性与推广价值。

4 总 结

本研究基于指端 PPG 经络谐波数据, 发现 CAG 患者存在胃经谐波升高、膀胱经谐波降低及多经络关联重塑的特征, 多经络联合模型鉴别效能优于单一指标, 为 CAG 无创初筛提供了新视角, 该模型仅作为“无创初筛-胃镜确诊”的前置分流工具, 不可替代胃镜及病理诊断, 后续将通过多中心前瞻性研究验证模型泛化性, 结合真实患病率校准阈值, 整合多维中医信息, 优化模型性能, 助力中医诊断客观化与智能化发展。

附件 见本文网络版 (<http://www.pibb.ac.cn>, <http://www.cnki.net>);

PIBB_20260101_Table_S1.pdf

数据可用性声明 本研究中使用和/或分析的数据集可根据合理要求, 从通讯作者处获取。

参 考 文 献

[1] Wang L Y Y, Sze W K, Bau J G, *et al.* The ventricular-arterial

coupling system can be analyzed by the eigenwave modes of the whole arterial system. *Appl Phys Lett*, 2008, **92**(15): 153901

[2] Wang L Y Y, Jan M Y, Shyu C S, *et al.* The natural frequencies of the arterial system and their relation to the heart rate. *IEEE Trans Biomed Eng*, 2004, **51**(1): 193-195

[3] Wang Y Y, Chang S L, Wu Y E, *et al.* Resonance. The missing phenomenon in hemodynamics. *Circ Res*, 1991, **69**(1): 246-249

[4] Wang G C, Wang S H, Liao K M, *et al.* Development of a modern pulse diagnosis using harmonics analysis of arterial signals. *J Artif Intell Med Sci*, 2023, **4**(1): 3-11

[5] Lin Wang Y Y, Wang W K. A hemodynamics model to study the collective behavior of the ventricular-arterial system. *J Appl Phys*, 2013, **113**(2): 024702

[6] Lin Wang Y Y, Wang W K. Anatomy of arterial systems reveals that the major function of the heart is not to emit waves associated with the axial blood motion. *J Physiol*, 2014, **592**(2): 409

[7] Lin Wang Y Y, Sze W K, Lin C C, *et al.* Examining the response pressure along a fluid-filled elastic tube to comprehend Frank's arterial resonance model. *J Biomech*, 2015, **48**(6): 907-910

[8] Lin Wang Y Y, Wang W K. Why the cardiovascular studies should start with the radial oscillation of arterial wall rather than from axial flow motion of blood. *Int J Cardiol*, 2019, **274**: 303

[9] Jiang Z, Zhang D, Lu G. Radial artery pulse waveform analysis based on curve fitting using discrete Fourier series. *Comput Methods Programs Biomed*, 2019, **174**: 25-31

[10] Young S T, Wang W K, Chang L S, *et al.* Specific frequency properties of renal and superior mesenteric arterial beds in rats. *Cardiovasc Res*, 1989, **23**(6): 465-467

[11] Young S T, Wang W K, Chang L S, *et al.* The filter properties of the arterial beds of organs in rats. *Acta Physiol Scand*, 1992, **145**(4): 401-406

[12] Hsu T L, Chao P T, Hsiu H, *et al.* Organ-specific ligation-induced changes in harmonic components of the pulse spectrum and regional vasoconstrictor selectivity in Wistar rats. *Exp Physiol*, 2006, **91**(1): 163-170

[13] Wang Y Y L, Hsu T L, Jan M Y, *et al.* Theory and applications of the harmonic analysis of arterial pressure pulse waves. *J Med Biol Engineer*, 2010, **30**(3): 125-131

[14] Yu G L, Wang Y L, Wang W K. Resonance in the kidney system of rats. *Am J Physiol Heart Circ Physiol*, 1994, **267**(4): H1544-H1548

[15] Wang W K, Bau J G, Hsu T L, *et al.* Influence of spleen meridian herbs on the harmonic spectrum of the arterial pulse. *Am J Chin Med*, 2000, **28**(2): 279-289

[16] Hsu T L, Chiang C, Wang W K, *et al.* Pulse analysis as a possible real-time biomarker complementary to SGPT and SGOT for monitoring acute hepatotoxicity. *Toxicol Mech Methods*, 2003, **13**(3): 181-186

[17] Wang W K, Hsu T L, Wang Y Y. Liu-Wei-Dihuang: a study by pulse analysis. *Am J Chin Med*, 1998, **26**(1): 73-82

[18] Wang W K, Hsu T L, Chang H C, *et al.* Effect of acupuncture at hsien-ku (st-43) on the pulse spectrum and a discussion of the evidence for the frequency structure of Chinese medicine. *Am J Chin Med*, 2000, **28**(1): 41-55

[19] Wang Y Y, Sheu J I, Wang W K. Alterations of pulse by Chinese herb medicine. *Am J Chin Med*, 1992, **20**(2): 181-190

[20] Wang W K, Hsu T L, Huang Z Y, *et al.* Collective effect of a Chinese formula—a study of Xiao-Jian-Zhong-Tang. *Am J Chin Med*, 1995, **23**(3/4): 299-304

- [21] Lu W A, Wang Y Y, Wang W K. Pulse analysis of patients with severe liver problems. Studying pulse spectrums to determine the effects on other organs. *IEEE Eng Med Biol Mag*, 1999, **18**(1): 73-75
- [22] Wang W K, Hsu T L, Chiang Y, *et al.* Pulse spectrum study on the effect of sie-zie-Tang and Radix aconiti. *Am J Chin Med*, 1997, **25**(3/4): 357-366
- [23] Wang W K, Hsu T L, Chang H C, *et al.* Effect of acupuncture at Tsu San Li (St-36) on the pulse spectrum. *Am J Chin Med*, 1995, **23**(2): 121-130
- [24] Wang Y Y, Wang S H, Jan M Y, *et al.* Past, present, and future of the pulse examination (mài zhěn). *J Tradit Complement Med*, 2012, **2**(3): 164-185
- [25] Sugano K, Tack J, Kuipers E J, *et al.* Kyoto global consensus report on *Helicobacter pylori* gastritis. *Gut*, 2015, **64**(9): 1353-1367
- [26] Li Y, Xia R, Zhang B, *et al.* Chronic atrophic gastritis: a review. *J Environ Pathol Toxicol Oncol*, 2018, **37**(3): 241-259
- [27] 中国中西医结合学会消化系统疾病专业委员会. 慢性萎缩性胃炎中西医结合诊疗专家共识(2025年). *中国中西医结合消化杂志*, 2025, **33**(3): 1123-1140
Digestive System Diseases Professional Committee of Chinese Association of Integrative Medicine. *Chin J Integr Tradit West Med Dig*, 2025, **33**(3): 1123-1140
- [28] Hsiao K Y, Kang J H, Wu Y S, *et al.* Peripheral pulse harmonic analysis and its clinical application: a systematic review. *J Tradit Complement Med*, 2024, **14**(2): 223-236
- [29] Wang W K, Tsuei J, Chang H C, *et al.* Pulse spectrum analysis of chemical factory workers with abnormal blood test. *Am J Chin Med*, 1996, **24**(2): 199-203
- [30] Huang Y C, Chang Y H, Cheng S M, *et al.* Applying pulse spectrum analysis to facilitate the diagnosis of coronary artery disease. *Evid Based Complement Alternat Med*, 2019, **2019**: 2709486
- [31] Liao K M, Chang C W, Wang S H, *et al.* The first harmonic of radial pulse wave predicts major adverse cardiovascular and microvascular events in patients with type 2 diabetes. *J Diabetes Complications*, 2019, **33**(11): 107420
- [32] Zhang C K, Liu L, Wu W J, *et al.* Identifying coronary artery lesions by feature analysis of radial pulse wave: a case-control study. *Biomed Res Int*, 2021, **2021**: 5047501
- [33] Chen C Y, Liao K M, Wang S H, *et al.* Non-Invasive radial pressure wave analysis may digitally predict women's risks of type 2 diabetes (T2DM): a case and control group study. *PLoS One*, 2021, **16**(10): e0259269
- [34] Liao K M, Chang C W, Wang S H, *et al.* Risk assessment of macrovascular and microvascular events in patients with type 2 diabetes by analyzing the amplitude variation of the fourth harmonic component of radial pulse wave. *Physiol Rep*, 2019, **7**(19): e14252
- [35] Liao Y T, Chen H Y, Huang C M, *et al.* The pulse spectrum analysis at three stages of pregnancy. *J Altern Complement Med*, 2012, **18**(4): 382-386
- [36] Lin S K, Hsiu H, Chen H S, *et al.* Classification of patients with Alzheimer's disease using the arterial pulse spectrum and a multilayer-perceptron analysis. *Sci Rep*, 2021, **11**(1): 8882
- [37] Cox J R, Akeila E, Avolio A P, *et al.* Validation of noninvasive derivation of the central aortic pressure waveform from fingertip photoplethysmography using a novel selective transfer function method. *Pulse (Basel)*, 2024, **12**(1): 95-105
- [38] Hellqvist H, Karlsson M, Hoffman J, *et al.* Estimation of aortic stiffness by finger photoplethysmography using enhanced pulse wave analysis and machine learning. *Front Cardiovasc Med*, 2024, **11**: 1350726
- [39] Saha M, Xu M A, Mao W, *et al.* Pulse-PPG: an open-source field-trained PPG foundation model for wearable applications across lab and field settings. *Proc ACM Interact Mob Wearable Ubiquitous Technol*, 2025, **9**(3): 1-35
- [40] 中华医学会消化内镜学分会. 慢性胃炎的内镜分型分级标准及治疗的试行意见. *中华消化内镜杂志*, 2004, **21**(2): 77-78
Chinese Society of Digestive Endoscopy. *Chin J Dig Endosc*, 2004, **21**(2): 77-78
- [41] Botezatu A, Bodrug N. Chronic atrophic gastritis: an update on diagnosis. *Med Pharm Rep*, 2021, **94**(1): 7-14
- [42] Wang Y R, Yan X E, Ding M Y, *et al.* Research on the signaling pathway and the related mechanism of traditional Chinese medicine intervention in chronic gastritis of the "inflammation-cancer transformation". *Front Pharmacol*, 2024, **15**: 1338471
- [43] Fornasari M, Capuano A, Maiero S, *et al.* pCLE highlights distinctive vascular patterns in early gastric cancer and in gastric diseases with high risk of malignant complications. *Sci Rep*, 2021, **11**(1): 21053
- [44] Song Y, Yan J. Case Report: Novel endoscopic characteristics of early-stage autoimmune gastritis from two cases: the fog is lifting. *Front Immunol*, 2025, **16**: 1550919
- [45] Shen X, Gao X, Wang L. Intestinal aging-related immune dysfunction: mechanisms and interventions. *Acta Biochim Biophys Sin*, 2026, **58**(1): 183-200
- [46] 孟昊阳, 吕文亮, 黄超群, 等. 吕文亮教授基于“缓中补虚”论治慢性萎缩性胃炎经验. *时珍国医国药*, 2025, **36**(24): 4765-4768
Meng H Y, Lü W L, Huang C Q, *et al.* *Lishizhen Med Mater Med Res*, 2025, **36**(24): 4765-4768
- [47] 饶显俊, 黄国栋, 王纯, 等. 从多次归因角度探析慢性萎缩性胃炎的分级辨治思路. *北京中医药大学学报*, 2025, **48**(12): 1715-1723
Rao X J, Huang G D, Wang C, *et al.* *J Beijing Univ Tradit Chin Med*, 2025, **48**(12): 1715-1723
- [48] Rhee S H, Pothoulakis C, Mayer E A. Principles and clinical implications of the brain-gut-enteric microbiota axis. *Nat Rev Gastroenterol Hepatol*, 2009, **6**(5): 306-314
- [49] 刘江腾, 张华, 阮智超, 等. 基于“上下交损, 当治其中”论治心肾综合征. *中医学报*, 2025, **40**(9): 190-193
Liu J T, Zhang H, Ruan Z C, *et al.* *Acta Chin Med*, 2025, **40**(9): 190-193
- [50] 陈楠楠, 蒙传鹏, 郭华. “上下交病治其中”理论来源与《伤寒杂病论》. *环球中医药*, 2019, **12**(9): 1328-1332
Chen N N, Meng C P, Guo H. *Glob Tradit Chin Med*, 2019, **12**(9): 1328-1332
- [51] 伍竹君, 王邦才, 包科颖, 等. 王邦才教授对“上下交损当治其中”理论的发微与临床应用. *浙江中医药大学学报*, 2020, **44**(5): 447-450, 454
Wu Z J, Wang B C, Bao K Y, *et al.* *J Zhejiang Chin Med Univ*, 2020, **44**(5): 447-450, 454
- [52] 杨楚琪, 崔言坤, 吴含章, 等. 从开阖枢论提壶揭盖法之调畅气机. *中华中医药杂志*, 2022, **37**(5): 2436-2439
Yang C Q, Cui Y K, Wu H Z, *et al.* *China J Tradit Chin Med Pharm*, 2022, **37**(5): 2436-2439

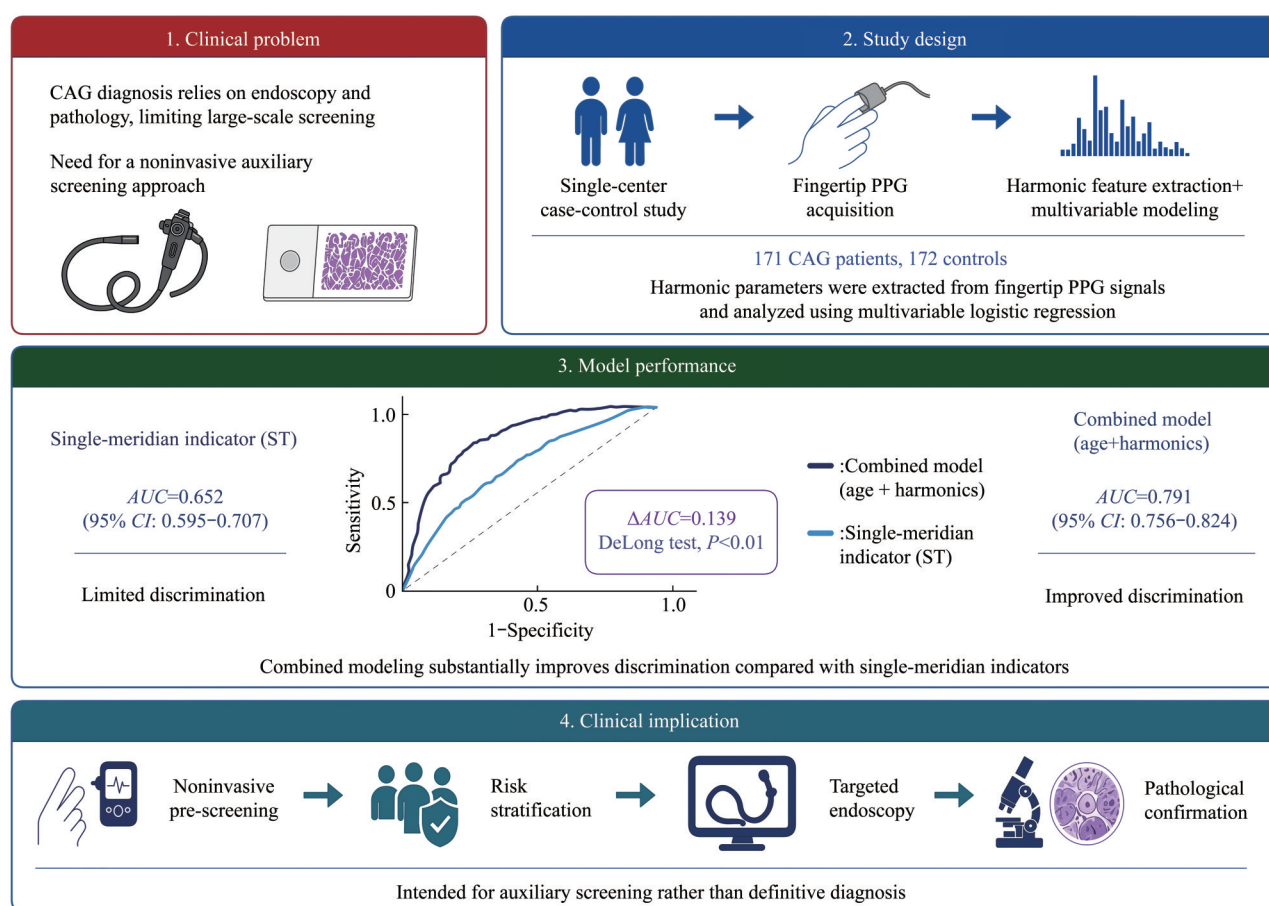
Noninvasive Screening for Chronic Atrophic Gastritis Using Photoplethysmography-derived Meridian-labelled Harmonic Parameters*

LE Yun-Qing¹⁾, CHEN Jian-Xin¹⁾, CHEN Ai-Ping¹⁾, LI Zhi-Hong^{2)**}

(¹⁾School of Life Sciences, School of Traditional Chinese Medicine, Beijing University of Chinese Medicine, Beijing 100029, China;

²⁾Department of Gastroenterology, Dongzhimen Hospital, Beijing University of Chinese Medicine, Beijing 100700, China)

Graphical abstract



Abstract Objective Chronic atrophic gastritis (CAG) is usually diagnosed by gastroscopy and histopathological biopsy. These procedures remain the reference standard, but their invasive nature and resource requirements may limit their use in large-scale population screening and repeated follow-up. A convenient and reproducible method for noninvasive auxiliary screening may help identify individuals who require further endoscopic assessment. Fingertip photoplethysmography (PPG) provides a noninvasive recording of peripheral

* This work was supported by a grant from The National Natural Science Foundation of China (82025036).

** Corresponding author.

Tel: 86-13521162969, E-mail: lzhl1966@126.com

Received: February 28, 2026 Accepted: May 9, 2026

pulse waves and allows harmonic features to be extracted from the signal. In this study, the so-called meridian-related variables were defined as PPG-derived harmonic parameters labelled according to meridian nomenclature, rather than as direct measurements of meridian physiology. This study aimed to compare these harmonic parameters between patients with CAG and non-CAG controls, identify parameters that remained different after age adjustment, and develop a multivariable model for noninvasive auxiliary screening and pre-endoscopic risk stratification of CAG. **Methods** A total of 343 participants were included, comprising 171 patients with CAG and 172 non-CAG controls. CAG diagnosis was established using gastroscopy and histopathology as the reference standard. Fingertip PPG signals were collected using a PPG-based pulse acquisition device. Eight PPG-derived harmonic parameters labelled according to meridian nomenclature were extracted for analysis. Between-group differences were first assessed using nonparametric tests. Age-adjusted analyses were then performed to reduce potential confounding by age. The false discovery rate (FDR) method was applied for multiple-comparison correction. A multivariable logistic regression model integrating age and multiple harmonic parameters was constructed. Model performance was evaluated using receiver operating characteristic (ROC) analysis and the area under the curve (AUC). Internal validation performance was assessed using stratified five-fold cross-validation and bootstrap optimism correction. Threshold performance was examined using both a high-specificity strategy and a Youden index-based cutoff. Decision curve analysis was used to evaluate the model's net clinical benefit across a range of threshold probabilities. **Results** All eight harmonic parameters were non-normally distributed. In the univariate analysis, the stomach-labelled harmonic parameter (ST), bladder-labelled harmonic parameter (BL), and liver-labelled harmonic parameter (LR) differed between the CAG and non-CAG groups. After age adjustment and FDR correction, only ST and BL remained statistically significant. Compared with non-CAG controls, patients with CAG showed higher ST values and lower BL values. This finding indicates an associated differential harmonic pattern that was not fully explained by age distribution. However, the discriminative ability of a single harmonic parameter was limited. The best-performing single indicator was ST, with an *AUC* of 0.652 (95% *CI*: 0.595–0.707). The multivariable model integrating age and multiple harmonic parameters achieved an *AUC* of 0.791 (95% *CI*: 0.743–0.835), representing an improvement of 0.139 over ST alone. In internal validation, stratified five-fold cross-validation yielded a mean *AUC* of 0.753 (95% *CI*: 0.715–0.781), and the bootstrap optimism-corrected *AUC* was 0.748. These results suggest that the model retained moderate discriminative performance after internal validation. At a specificity of at least 95%, the model achieved a sensitivity of only 40.4% (95% *CI*: 25.7%–49.7%). This high-specificity cutoff may be suboptimal as the preferred threshold for an initial screening setting because of the potential risk of missed CAG cases. The Youden index-based optimal cutoff was 0.419, corresponding to a sensitivity of 80.7% and a specificity of 62.8%. This threshold may better match the practical aim of noninvasive auxiliary screening, where sensitivity is usually prioritized to reduce missed cases. Decision curve analysis showed that, within a threshold probability range of 10%–55%, the model provided higher net clinical benefit than the reference strategies of recommending gastroscopy for all participants or for none. **Conclusion** Patients with CAG showed associated harmonic differences in fingertip PPG-derived features, mainly characterized by higher ST and lower BL values after age adjustment and FDR correction. Compared with a single harmonic parameter, the multivariable model showed better overall discrimination and retained moderate internal validation performance. These findings suggest that PPG-derived harmonic parameters labelled according to meridian nomenclature may provide auxiliary information for noninvasive auxiliary screening and front-line triage before gastroscopic confirmation in CAG. The present results support further validation rather than immediate clinical implementation. External validation in independent, multicenter, and preferably prospective screening cohorts is needed to assess the model's generalizability, screening performance, and potential clinical utility.

Key words chronic atrophic gastritis, photoplethysmography, meridian-labelled harmonic parameters, noninvasive auxiliary screening, pulse diagnosis objectification, artificial intelligence in TCM

DOI: 10.3724/j.pibb.2026.0101

CSTR: 32369.14.pibb.20260101