

• 专题研究:肿瘤 •

# 基于多模态数据的甲状腺髓样癌中央区淋巴结转移术前预测模型的构建与分析

张祥<sup>1</sup>, 柳卫<sup>2</sup>, 杨倩倩<sup>3</sup>, 张燕<sup>1\*</sup><sup>1</sup>南京医科大学第一附属医院检验学部, <sup>2</sup>核医学科, 江苏 南京 210029; <sup>3</sup>南京梅山医院检验科, 江苏 南京 210039

**[摘要]** 目的: 基于多模态数据构建甲状腺髓样癌(medullary thyroid carcinoma, MTC)中央区淋巴结转移(central lymph node metastasis, CLNM)的预测模型, 并分析其临床意义。方法: 回顾性分析2017年1月—2025年5月南京医科大学第一附属医院收治的104例MTC患者的临床病理资料、术前影像学特征及实验室指标。通过单因素Logistic回归初步筛选变量( $P < 0.1$ ), 进一步采用向后逐步回归法进行多因素Logistic回归分析筛选CLNM的独立危险因素, 构建预测模型并绘制列线图, 受试者工作特征(receiver operating characteristic, ROC)曲线、校准曲线和决策曲线分析(decision curve analysis, DCA)评估模型的区分度、校准度和临床适用性, 使用Bootstrap法进行内部验证。结果: 根据病理结果是否存在CLNM将104例MTC患者分成转移组(55例)与非转移组(49例)。与非转移组患者相比, 转移组患者性别( $P=0.001$ )、超声形态是否规则( $P < 0.001$ )、超声边缘是否光整( $P < 0.001$ )、血清癌胚抗原(carcinoembryonic antigen, CEA)水平( $P=0.006$ )、血清降钙素(calcitonin, CT)水平( $P < 0.001$ )等差异有统计学意义。多因素Logistic回归分析显示, 患者的性别( $OR=6.50, 95\%CI: 2.03\sim 20.81, P=0.002$ )、超声边缘是否光整( $OR=9.77, 95\%CI: 3.12\sim 30.59, P < 0.001$ )以及血清CT水平( $OR=1.25, 95\%CI: 1.10\sim 1.42, P < 0.001$ )是CLNM的独立危险因素。联合三者建立的列线图模型可良好地识别CLNM, ROC曲线下面积(area under the curve, AUC)为0.873, 95%CI: 0.808~0.939, 校准曲线和DCA均表明该模型具有良好的性能及临床适用性。使用Bootstrap法进行内部验证也显示该模型具有良好的稳定性和可靠性( $AUC=0.874, 95\%CI: 0.865\sim 0.879$ )。结论: 结合患者的性别、超声边缘是否光整以及血清CT水平的多模态数据模型能有效预测MTC患者CLNM风险, 为临床决策提供依据。

**[关键词]** 甲状腺髓样癌; 中央区淋巴结转移; 多模态数据; 预测模型**[中图分类号]** R736.1**[文献标志码]** A**[文章编号]** 1007-4368(2026)01-14-07**doi:** 10.7655/NYDXBNSN250910

## Construction and analysis of a preoperative prediction model for central lymph node metastasis in medullary thyroid carcinoma based on multimodal data

ZHANG Xiang<sup>1</sup>, LIU Wei<sup>2</sup>, YANG Qianqian<sup>3</sup>, ZHANG Yan<sup>1\*</sup><sup>1</sup>Department of Laboratory Medicine, <sup>2</sup>Department of Nuclear Medicine, the First Affiliated Hospital of Nanjing Medical University, Nanjing 210029; <sup>3</sup>Department of Laboratory Medicine, Nanjing Meishan Hospital, Nanjing 210039, China

**[Abstract]** **Objective:** To develop and validate a multimodal data-based predictive model for central lymph node metastasis (CLNM) in patients with medullary thyroid carcinoma (MTC) and evaluate its clinical significance. **Methods:** We retrospectively analyzed clinical-pathological data, preoperative imaging features, and laboratory parameters of 104 MTC patients treated at the First Affiliated Hospital of Nanjing Medical University between January 2017 and May 2025. Potential predictors ( $P < 0.1$  in univariate analysis) were included in a multivariate logistic regression model with backward stepwise selection to identify independent risk factors for CLNM. A prediction model was constructed and a nomogram was drawn. The receiver operating characteristic (ROC) curve, calibration curve and decision curve analysis (DCA) were used to evaluate the discrimination, calibration, and clinical applicability of the model. Internal validation was performed via bootstrap resampling. **Results:** According to the presence or absence of CLNM in the pathological results,

**[基金项目]** 江苏省医学重点学科(ZDXK202239)

\*通信作者(Corresponding author), E-mail: zhangyanzd@njmu.edu.cn (ORCID: 0009-0004-1213-9103)

104 MTC patients were classified into CLNM-positive ( $n=55$ ) and CLNM-negative ( $n=49$ ) groups. Compared to the CLNM-negative group, CLNM-positive patients showed significant differences in sex ( $P=0.001$ ), whether the ultrasound (US) tumor morphology was regular ( $P < 0.001$ ), whether US tumor margin was smooth ( $P < 0.001$ ), serum carcinoembryonic antigen (CEA) level ( $P=0.006$ ), and serum calcitonin (CT) level ( $P < 0.001$ ). Multivariate analysis identified male gender (OR=6.50, 95% CI: 2.03–20.81;  $P=0.002$ ), non-circumscribed US margins (OR=9.77, 95% CI: 3.12–30.59,  $P < 0.001$ ), and elevated serum CT (OR=1.25, 95% CI: 1.10–1.42,  $P < 0.001$ ) as independent risk factors for CLNM. The nomogram integrating these factors demonstrated excellent discrimination (AUC=0.873, 95% CI: 0.808–0.939), with good calibration and clinical utility on DCA. Bootstrap validation confirmed model stability (AUC=0.874, 95% CI: 0.865–0.879). **Conclusion:** A multimodal model incorporating sex, US tumor margin status, and serum CT levels effectively predicts CLNM risk in MTC patients, providing a valuable tool for clinical decision-making.

[Key words] medullary thyroid carcinoma; central lymph node metastasis; multimodal data; prediction model

[J Nanjing Med Univ, 2026,46(01):14-20]

甲状腺髓样癌 (medullary thyroid carcinoma, MTC) 是一种罕见的神经内分泌肿瘤,起源于甲状腺滤泡旁细胞,是甲状腺恶性肿瘤的一种特殊分型,在甲状腺恶性肿瘤中占比1%~2%。MTC虽发病率低但恶性程度高且侵袭性强,早期即可发生淋巴结转移,其中中央区淋巴结 (central lymph node, CLN) 是转移首站,中央区淋巴结转移 (central lymph node metastasis, CLNM) 是MTC复发和预后不良的重要指标<sup>[1]</sup>。MTC的治疗主要采用外科手术完全切除所有肿瘤组织。美国甲状腺协会 (American Thyroid Association, ATA) 指南<sup>[2]</sup>、欧洲内科肿瘤学会 (European Society of Medical Oncology, ESMO) 指南<sup>[3]</sup>及中国临床肿瘤学会 (Chinese Society of Clinical Oncology, CSCO) 指南<sup>[4]</sup>均推荐初始MTC患者应行甲状腺全切和中央区淋巴结清扫 (I级推荐),但是否行预防性颈侧区和上纵隔淋巴结清扫仍有争议。有研究表明,预防性淋巴结清扫并不能有效降低病死率<sup>[5]</sup>,反而增加喉返神经损伤及甲状腺功能减退等潜在的手术并发症风险,多数指南推荐需结合患者血清降钙素 (calcitonin, CT) 水平、肿瘤大小、CLNM等指标综合判断,以达到最优的临床结果<sup>[6]</sup>。因此,术前评估患者是否发生CLNM对于手术范围的决策及预后的判断具有重要意义。目前,影像学方法如超声和计算机断层扫描是CLNM术前评估的主要手段,但影像学检查对微转移的敏感性存在一定局限性,且影像诊断有较强的主观性,易受判读者水平的差异、技术状态和其他因素影响<sup>[7]</sup>。近年来,多模态数据如患者的临床特征、分子标志物及影像学数据的整合为精准预测提供了新思路。本研究旨在通过多模态数据构建CLNM术前预测模型,并分析其临床意义,为MTC精准化手术及预后管理

提供参考。

## 1 对象和方法

### 1.1 对象

回顾性分析2017年1月—2025年5月于南京医科大学第一附属医院甲状腺外科收治的MTC患者,纳入标准:①患者为初诊入院治疗;②年龄>18岁;③病理确诊为MTC并行甲状腺切除和CLN清扫,诊断标准符合ATA指南;④未合并其他类型甲状腺癌;⑤临床资料完整。排除标准:①任何原因导致的未行手术者;②除甲状腺外其他脏器存在恶性肿瘤;③合并感染性疾病;④自身免疫性疾病。最终104例患者纳入分析,根据病理结果是否存在CLNM将患者分为转移组55例,非转移组49例。本研究获南京医科大学第一附属医院伦理委员会批准 (伦理号:2025-SR-650),患者知情同意。

### 1.2 方法

收集患者的临床基本资料,包括年龄、性别、入院时间、手术时间、手术方式以及病理结果;实验室指标包括白细胞 (white blood cell, WBC)、淋巴细胞 (lymphocyte, LY)、单核细胞 (monocyte, MO)、中性粒细胞 (neutrophil, NE);生物化学指标如丙氨酸氨基转移酶 (alanine aminotransferase, ALT)、天冬氨酸氨基转移酶 (aspartate aminotransferase, AST)、总蛋白 (total protein, TP)、白蛋白 (albumin, ALB)、总胆固醇 (total cholesterol, TC)、甘油三酯 (triglycerides, TG)、高密度脂蛋白胆固醇 (high-density lipoprotein cholesterol, HDL-C)、低密度脂蛋白胆固醇 (low-density lipoprotein cholesterol, LDL-C)、空腹血糖 (glucose, GLU)、尿酸 (uric acid, UA)、钙 (calcium, Ca)、磷 (phosphorus, P);甲状腺功能指标包括游离三碘甲

状腺原氨酸(free triiodothyronine, FT3)、游离甲状腺素(free thyroxine, FT4)、促甲状腺激素(thyroid-stimulating hormone, TSH)、甲状腺过氧化物酶抗体(thyroid peroxidase antibody, TPOAb)、甲状腺球蛋白抗体(thyroglobulin antibody, TgAb);肿瘤标志物包括血清CT、癌胚抗原(carcinoembryonic antigen, CEA)。此外,甲状腺超声包括结节数量、结节最大径、位置、形态、边缘、血流信号等特征,超声报告由2名高年资的影像科医师评估。

### 1.3 统计学方法

使用SPSS 26.0和R 4.4.1进行数据分析,分类变量以例数(百分比)[ $n(\%)$ ]表示,连续变量经过正态检验呈正态分布的资料以均值 $\pm$ 标准差( $\bar{x} \pm s$ )表示,非正态分布的资料用中位数(四分位数)[ $M(P_{25}, P_{75})$ ]表示。分类变量采用 $\chi^2$ 检验进行比较,连续变量用独立样本 $t$ 检验或Mann-Whitney  $U$ 检验进行比较;先进行单因素Logistic回归分析,将 $P < 0.1$ 的变量纳入多因素Logistic回归模型,采用逐步回归法(后退法,剔除标准为 $P > 0.05$ )筛选独立危险因素;绘制模型中预测变量的列线图,通过受试者工作特征(receiver operating characteristic, ROC)曲线、校准曲线评估模型的区分度、校准度,决策曲线分析

(decision curve analysis, DCA)计算模型的净收益;使用Bootstrap法重复抽样1000次进行内部验证。 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

## 2 结果

### 2.1 临床基本资料的比较分析

本研究的两组患者年龄差异无统计学意义( $P=0.635$ ),而性别差异具有统计学意义( $P=0.001$ ,表1)。此外,在超声学参数的比较分析中,两组患者在结节形态是否规则以及结节边缘是否光整之间存在显著差异( $P < 0.001$ ,表1)。

### 2.2 实验室指标的比较分析

转移组和非转移组患者临床检验数据的比较分析结果如表2所示。Mann-Whitney  $U$ 检验结果显示,转移组患者的CEA( $P=0.006$ )、CT( $P < 0.001$ )水平均显著高于非转移组,其他实验室参数的比较,尚未发现差异具有统计学意义。

### 2.3 Logistic回归分析

将单因素分析中具有统计学差异的指标(性别、结节形态、结节边缘、血清CT及CEA)全部纳入多因素Logistic回归分析。为筛选独立危险因素并优化模型,采用向后逐步回归法进行变量筛选(变

表1 临床基本资料及超声学参数的比较分析

Table 1 Comparison of baseline clinical characteristics and ultrasonographic parameters

Baseline data	Non-CLNM( $n=49$ )	CLNM( $n=55$ )	$t/\chi^2/Z^2$	$P$
Age(years, $\bar{x} \pm s$ )	50.18 $\pm$ 11.25	49.02 $\pm$ 13.67	0.477	0.635
Sex[ $n(\%)$ ]			10.211	0.001
Male	10(20.41)	29(52.73)		
Female	39(79.59)	26(47.27)		
Location of tumor[ $n(\%)$ ]			0.212	0.645
Unilateral	41(83.67)	43(78.18)		
Bilateral	8(16.33)	12(21.82)		
Lesion area[ $n(\%)$ ]			0.346	0.557
Unifocal	39(79.59)	40(72.73)		
Multifocal	10(20.41)	15(27.27)		
Maxtumor[mm, $M(P_{25}, P_{75})$ ]	14.7(10.5, 21.1)	19.6(10.4, 23.2)	1.524	0.128
Shape[ $n(\%)$ ]			11.904	< 0.001
Regular	37(75.51)	22(40.00)		
Irregular	12(24.49)	33(60.00)		
Margin[ $n(\%)$ ]			20.067	< 0.001
Well-defined	33(67.35)	12(21.82)		
Ill-defined	16(32.65)	43(78.18)		
Vascularity[ $n(\%)$ ]			0.364	0.546
Subtle	15(30.61)	21(38.18)		
Marked	34(69.39)	34(61.82)		

表2 实验室指标分析

Table 2 Comparison of laboratory parameters

Laboratory parameter	Non-CLNM( <i>n</i> =49)	CLNM( <i>n</i> =55)	<i>t</i> / <i>Z</i>	<i>P</i>
WBC[×10 <sup>9</sup> /L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	5.28(4.38, 6.27)	5.58(4.87, 6.43)	1.009	0.313
LY[×10 <sup>9</sup> /L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	1.65(1.29, 1.96)	1.66(1.29, 2.06)	0.088	0.930
MO[×10 <sup>9</sup> /L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	0.36(0.32, 0.46)	0.38(0.32, 0.46)	0.626	0.532
NE[×10 <sup>9</sup> /L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	3.20(2.37, 3.65)	3.16(2.73, 3.84)	1.195	0.232
ALT[U/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	18.8(11.0, 25.5)	15.4(10.3, 23.5)	0.707	0.480
AST[U/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	20.9(16.0, 24.0)	20.0(15.5, 24.5)	0.388	0.698
TC(mmol/L, $\bar{x} \pm s$ )	4.69 ± 1.05	4.58 ± 0.94	0.574	0.567
TG[mmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	1.32(0.90, 1.84)	1.14(0.83, 1.58)	0.922	0.357
HDL-C[mmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	1.17(1.01, 1.45)	1.21(1.04, 1.34)	0.301	0.764
LDL-C[mmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	2.94(2.49, 3.54)	2.83(2.27, 3.46)	0.753	0.452
TP(g/L, $\bar{x} \pm s$ )	68.76 ± 6.93	68.33 ± 4.96	0.360	0.720
ALB(g/L, $\bar{x} \pm s$ )	41.65 ± 4.37	42.02 ± 3.28	-0.492	0.624
GLU[mmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	4.60(4.26, 5.30)	4.47(4.12, 5.15)	1.075	0.283
UA[μmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	280.0(244.7, 330.5)	284.0(235.5, 325.0)	0.268	0.789
Ca[mmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	2.30(2.21, 2.37)	2.25(2.20, 2.32)	1.170	0.242
<i>P</i> (mmol/L, $\bar{x} \pm s$ )	1.25 ± 0.20	1.20 ± 0.19	1.369	0.174
FT3[pmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	4.79(4.30, 5.39)	4.66(4.37, 5.00)	0.746	0.456
FT4[pmol/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	16.1(14.6, 17.9)	16.3(14.9, 18.0)	0.466	0.641
TSH[mU/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	1.86(1.27, 3.48)	2.19(1.42, 3.12)	0.860	0.390
TPOAb[U/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	13.30(9.15, 17.75)	11.30(9.00, 15.05)	1.331	0.183
TgAb[U/L, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	15.9(13.5, 18.9)	13.9(10.7, 18.4)	1.768	0.077
CEA[ng/mL, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	8.61(3.73, 23.40)	23.40(7.24, 47.84)	2.774	0.006
CT[pg/mL, <i>M</i> ( <i>P</i> <sub>25</sub> , <i>P</i> <sub>75</sub> )]	74.9(27.0, 165.4)	640.9(135.3, 1 067.0)	5.133	<0.001

量剔除标准为  $P > 0.10$ )。

单因素 Logistic 回归分析显示, 患者的性别( $P=0.001$ )、结节形态是否规则( $P < 0.001$ )、结节边缘是否光整( $P < 0.001$ )以及血清 CT 水平( $P < 0.001$ )与中央区淋巴结转移显著相关。经过多因素变量筛选后, 最终模型显示, 患者的性别(男性,  $OR=6.50$ ,  $95\% CI: 2.03\sim 20.81$ ,  $P=0.002$ )、超声边缘不光整( $OR=9.77$ ,  $95\% CI: 3.12\sim 30.59$ ,  $P < 0.001$ )以及血清 CT 水平( $OR=1.25$ ,  $95\% CI: 1.10\sim 1.42$ ,  $P < 0.001$ )是 CLNM 的独立危险因素。结节形态与 CEA 在变量筛选过程中被剔除出最终模型( $P$ 均 $>0.05$ )。

#### 2.4 列线图模型的建立

根据上述多因素 Logistic 回归分析的结果, 确定了患者的性别、超声边缘是否光整和血清 CT 是患者发生淋巴结转移的危险因素。联合三者建立列线图模型(图 1), 根据每一指标的单项得分, 计算出总得分, 并于最下方风险轴读取对应的 CLNM 发生概率。通过 Youden 指数计算出列线图最佳的总分截断值为 62.6 分, 低于此分提示低风险可避免过度清扫, 高于此分提示高风险。

#### 2.5 模型的性能评估及验证

通过绘制 ROC 曲线评估列线图预测模型的区

表3 单因素和多因素 Logistic 回归分析

Table 3 Univariate and multivariate logistic regression analyses

Variable	Univariate			Multivariate		
	OR	95%CI	<i>P</i>	OR	95%CI	<i>P</i>
Sex(Female)	4.35	1.82-10.42	0.001	6.50	2.03-20.81	0.002
Margin(Well-defined)	7.39	3.08-17.73	<0.001	9.77	3.12-30.59	<0.001
CT	1.25	1.12-1.40	<0.001	1.25	1.10-1.42	<0.001
Shape(Regular)	4.62	1.99-10.77	<0.001	-	-	-
CEA	1.07	0.99-1.14	0.072	-	-	-

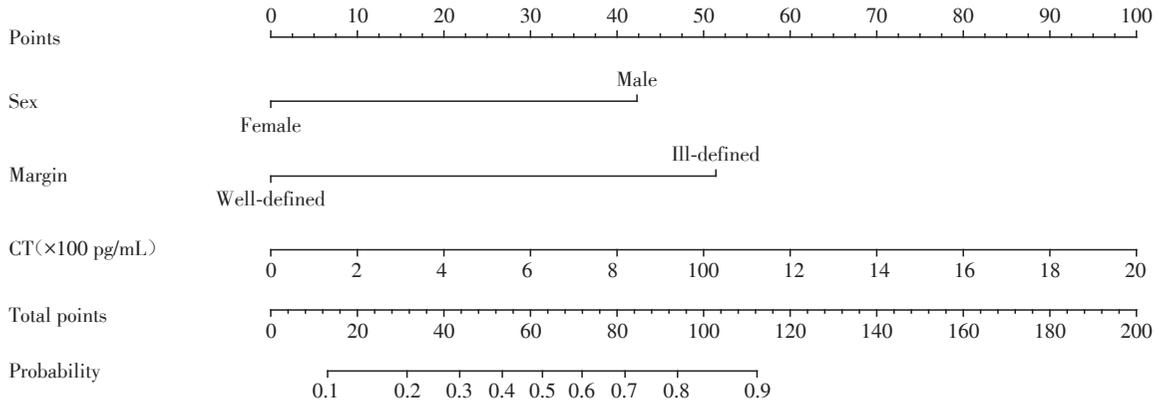


图1 列线图模型

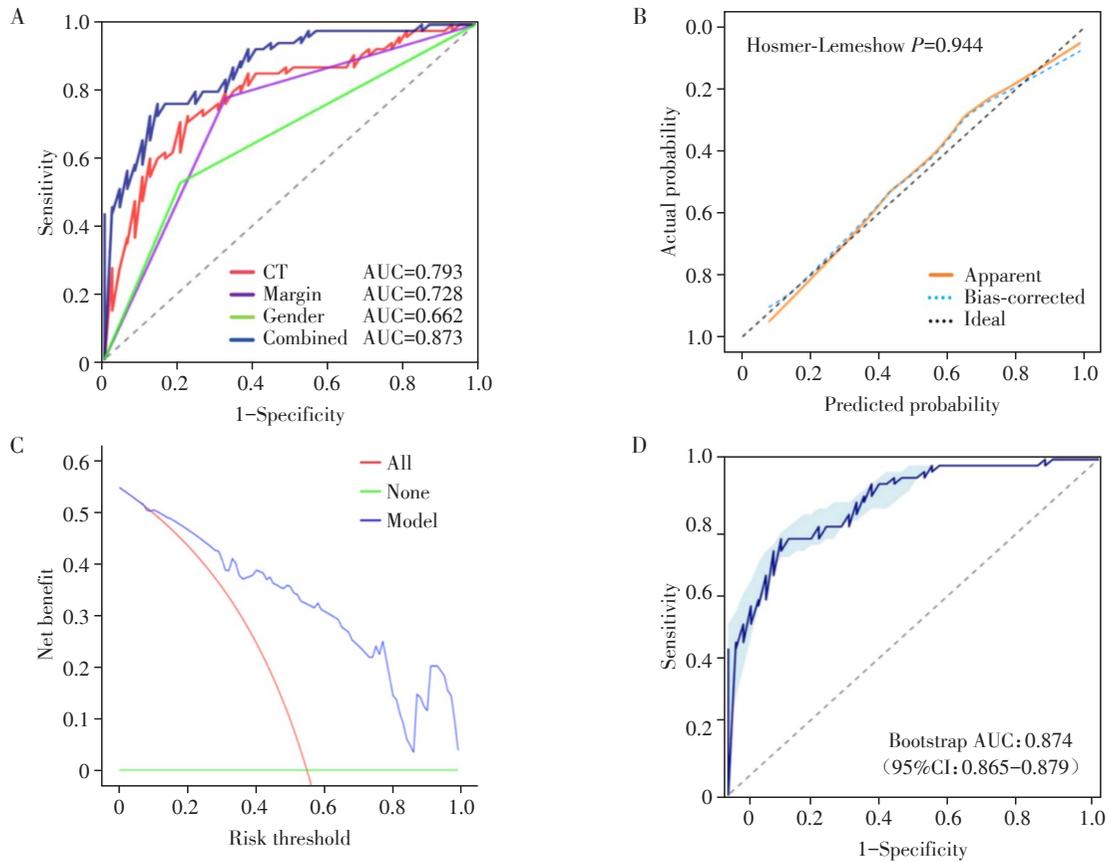
Figure 1 Nomogram model

分度,结果显示:临床特征(性别)、超声特征(边缘是否光整)和血清CT的ROC曲线下面积(area under the curve, AUC)分别为0.662、0.728和0.793,而三者联合的AUC达到0.873(95%CI: 0.808~0.939)(图2A)。校准曲线结果显示,联合三者的列线图模型具有良好的校准度(图2B),Hosmer-Lemeshow检验 $P=0.944$ ,表面模型拟合良好。此外,DCA结果也显示,该模型应用于判断患者淋巴结转移具有良

好的临床收益(图2C)。采用Bootstrap法重复抽样1000次显示AUC为0.874(95%CI: 0.865~0.879,图2D),提示该模型具有良好的稳定性和可靠性。

### 3 讨论

MTC侵袭性强,据统计54.8%~64.3%的MTC患者有颈部淋巴结转移<sup>[8]</sup>,其中中央区是最早、最常发生转移的区域,本研究通过整合临床病理特征、影



A: ROC curve. B: Calibration curve. C: Decision curve analysis. D: Internal validation by the bootstrap method.

图2 模型的性能评估与验证

Figure 2 Model performance and validation

影像学数据及外周血标志物,构建了MTC患者CLNM的多模态预测模型。该模型的建立对于MTC手术治疗决策及预后管理有明确的指导意义。

现有指南均指出对于MTC患者需进行甲状腺全切和中央区淋巴结清扫,但对于其他部位淋巴结清扫的指征和时机仍存在争议。为避免并发症的出现,建议术前影像学检查发现可疑或转移性淋巴结肿大时对患者进行其他区域淋巴结清扫。但传统影像学手段(如超声)对微转移的敏感性不足(60%~70%)<sup>[9]</sup>,且易受影像医生主观经验影响,可能导致部分患者清扫不足或过度治疗。本研究通过单因素和多因素分析筛选出的CLNM独立危险因素为性别、超声边缘是否光整及术前血清CT水平。其中,“超声边缘不光整”是一个重要的影像学特征,具体表现为:结节边缘呈分叶状、成角、毛刺样或甲状腺外侵犯,与周围组织分界不清,这些特征提示肿瘤可能存在突破包膜、向周围组织侵袭性生长的倾向,与淋巴管浸润和淋巴结转移风险增高相关。这与黄思思等<sup>[10]</sup>研究有所差异,他们发现初始术式(规范化术式和非规范化术式)及术前血清CT水平是CLNM的独立危险因素,与患者年龄、性别及包膜侵犯等不相关,可能因为他们的病例数较少(CLNM仅15例),而本研究结果与叶柳青等<sup>[11]</sup>颈侧区淋巴结转移风险因素的研究结果基本一致。根据本研究结果,对于模型评分高的患者,建议扩大中央区清扫范围或结合术中冰冻病理,以减少微转移灶的遗漏;而低风险患者则可避免不必要的预防性清扫,从而降低喉返神经损伤和甲状旁腺功能减退等并发症风险<sup>[12]</sup>,更符合临床“减少过度治疗”的需求。

CLNM的存在与MTC患者的总生存率显著相关<sup>[13]</sup>。本模型通过术前预测CLNM风险,可为术后随访策略提供重要依据。高风险患者术后可缩短复查的间隔时间(如每3~6个月行颈部超声),并密切监测血清CT和CEA水平,以早期发现复发或远处转移。此外,若模型提示CLNM高风险且术后病理证实转移,可考虑辅助放疗或靶向治疗(如Selpercatinib等RET抑制剂)<sup>[14]</sup>,从而改善预后。此外,本研究发现血清CT水平与淋巴结转移风险呈显著正相关(OR=1.25),这与Wells等<sup>[2]</sup>的结论一致,表明血清CT不仅是诊断MTC的核心标志物,也可作为动态监测治疗反应的关键指标。

虽然有研究表明,液基细胞学等新技术可显著提升术前诊断与术后病理的一致性<sup>[15]</sup>,但侵入性检

查存在一定风险,而本研究创新性地整合了临床特征(性别)、影像组学特征(超声边缘是否光整)及生物学标志物(血清CT),这些数据易于获得且充分体现了多模态数据的互补性。有研究表明,男性MTC患者相比女性,更易发生淋巴结转移且预后较差<sup>[16-17]</sup>;超声边缘不光整可能反映肿瘤侵袭性生长模式及淋巴管浸润倾向<sup>[18]</sup>;而血清CT直接表征肿瘤负荷和转移潜能<sup>[19]</sup>。三者联合应用克服了单一数据维度的局限性,例如,高血清CT水平可能导致超声表现不典型<sup>[20]</sup>,而男性MTC患者可能症状出现较晚(如诊断时肿瘤体积更大、分期更晚),且超声特征(如钙化率低、边缘光整)较不典型,因此,多模态模型通过综合评估可减少单一指标模型造成的误差。本研究结果也显示,多模态模型的AUC值(0.873)高于仅依赖临床特征、超声特征及血清CT水平的AUC值(分别为0.662、0.728、0.793),凸显了多模态整合的必要性。

本研究的不足之处为单中心回顾性分析,且未纳入计算机断层扫描等影像技术及一些新型分子标志物(如RET突变)等。未来需通过多中心大样本数据来验证模型的普适性,进一步加入新型分子标志物及影像学指标优化模型,更好地为MTC精准化、个体化治疗及预后管理提供参考。

本研究构建的多模态预测模型能够有效识别MTC患者CLNM风险,为术前精准评估、手术范围决策及术后随访策略提供重要依据。未来通过外部验证和技术优化,该模型有望进一步开发为可视化风险评分表或在线计算工具,推动MTC治疗的个体化与精准化。

#### 利益冲突声明:

所有作者声明无利益冲突。

#### Conflict of Interests:

All authors declare no conflict of interests.

#### 作者贡献声明:

张祥负责数据整理与分析等;柳卫负责论文设计及指导等;杨倩倩负责数据收集及整理;张燕负责论文撰写及修改等。

#### Author's Contributions:

ZHANG Xiang was responsible for data collation and analysis; LIU Wei was responsible for study design and guidance; YANG Qianqian was responsible for data collection and collation; ZHANG Yan was responsible for manuscript writing and revision.

#### [参考文献]

- [1] LUO Z, HONG Y, YAN C, et al. Nomogram for preoperative estimation risk of cervical lymph node metastasis in

- medullary thyroid carcinoma[J]. *Front Oncol*, 2022, 12: 883429
- [2] WELLS S A JR, ASA S L, DRALLE H, et al. Revised American thyroid association guidelines for the management of medullary thyroid carcinoma[J]. *Thyroid*, 2015, 25(6):567-610
- [3] FILETTI S, DURANTE C, HARTL D, et al. Thyroid cancer: ESMO clinical practice guidelines for diagnosis, treatment and follow-up[J]. *Ann Oncol*, 2019, 30(12): 1856-1883
- [4] 中国临床肿瘤学会指南工作委员会. 中国临床肿瘤学会甲状腺髓样癌诊疗指南2022[M]. 北京: 人民卫生出版社, 2022  
Chinese Society of Clinical Oncology Guidelines Working Committee. Chinese Society of Clinical Oncology (CSCO) diagnosis and treatment guidelines for medullary thyroid carcinoma 2022 [M]. Beijing: People's Medical Publishing House, 2022
- [5] SPANHEIMER P M, GANLY I, CHOU J F, et al. Prophylactic lateral neck dissection for medullary thyroid carcinoma is not associated with improved survival [J]. *Ann Surg Oncol*, 2021, 28(11): 6572-6579
- [6] 彭颖, 苏艳军, 程若川. 外科视角下《CACA 甲状腺癌诊治指南(2025版)》更新要点解读[J]. *中华内分泌外科杂志*, 2025, 19(1): 8-13  
PENG Y, SUY J, CHENG R C. Interpretation of key updates in the “CACA thyroid carcinoma diagnosis and treatment guideline (2025 Edition)” from a surgical perspective[J]. *Chinese Journal of Endocrine Surgery*, 2025, 19(1): 8-13
- [7] COHEN O, BLANK A, MEIERSDORF S, et al. Impact of high-quality ultrasound following community ultrasound on surgical planning and active surveillance in patients with thyroid cancer[J]. *Clin Endocrinol (Oxf)*, 2021, 94(6): 990-997
- [8] MENG K, LUO H, CHEN H, et al. Prognostic value of numbers of metastatic lymph node in medullary thyroid carcinoma: a population-based study using the SEER 18 database[J]. *Medicine (Baltimore)*, 2019, 98(1): e13884
- [9] CHEN D W, LANG B H H, MCLEOD D S A, et al. Thyroid cancer[J]. *Lancet*, 2023, 401(10387): 1531-1544
- [10] 黄思思, 郝洪庆, 李晨, 等. 甲状腺髓样癌淋巴结转移相关因素及生存分析[J]. *中华内分泌外科杂志*, 2022, 16(1): 12-17  
HUANG S S, XI H Q, LI C, et al. Factors associated with lymph node metastasis and survival analysis of medullary thyroid carcinoma[J]. *Chinese Journal of Endocrine Surgery*, 2022, 16(1): 12-17
- [11] 叶柳青, 毛晓春, 丁金旺, 等. 145例可手术甲状腺髓样癌颈侧区淋巴结转移的风险模型分析[J]. *中国耳鼻咽喉头颈外科*, 2021, 28(11): 669-673  
YE L Q, MAO X C, DING J W, et al. Risk model analysis of lateral cervical lymph node metastasis in 145 cases of operable medullary thyroid carcinoma [J]. *Chinese Archives of Otolaryngology - Head and Neck Surgery*, 2021, 28(11): 669-673
- [12] SUN H, TIAN W. Chinese guidelines on intraoperative neuromonitoring in thyroid and parathyroid surgery (2023 edition)[J]. *Gland Surg*, 2023, 12(8): 1031-1049
- [13] LIN X, HUO J, SU H, et al. Risk factors for cervical lymph node metastasis in the central or lateral cervical region in medullary thyroid carcinoma: a systematic review and meta-analysis [J]. *Eur Arch Otorhinolaryngol*, 2024, 281(2): 547-561
- [14] SUBBIAH V, HU M I, MANSFIELD A S, et al. Pralsetinib in patients with advanced/metastatic rearranged during transfection (RET)-altered thyroid cancer: updated efficacy and safety data from the ARROW study [J]. *Thyroid*, 2024, 34(1): 26-40
- [15] 谷志远, 蔡赟, 陈欢欢, 等. SurePath 沉降式液基细胞采集技术应用于甲状腺细针穿刺细胞学诊断的准确性评价[J]. *南京医科大学学报(自然科学版)*, 2024, 44(11): 1550-1557  
GU Z Y, CAI Y, CHEN H H, et al. Accuracy evaluation of SurePath liquid-based cytology technique applied in thyroid fine-needle aspiration cytological diagnosis[J]. *Journal of Nanjing Medical University (Natural Sciences)*, 2024, 44(11): 1550-1557
- [16] MACHENS A, LORENZ K, WEBER F, et al. Sexual dimorphism in medullary thyroid cancer aggressiveness [J]. *Endocr Relat Cancer*, 2024, 31(3): e230301
- [17] COSTA C S, SOUTEIRO P, PAREDES S, et al. Male gender as a poor prognostic factor in medullary thyroid carcinoma: behavior or biological difference?[J]. *Minerva Endocrinol (Torino)*, 2023, 48(4): 395-400
- [18] LEE S, SHIN J H, HAN B K, et al. Medullary thyroid carcinoma: comparison with papillary thyroid carcinoma and application of current sonographic criteria[J]. *AJR Am J Roentgenol*, 2010, 194(4): 1090-1094
- [19] TRIMBOLI P, MIAN C, PICCARDO A, et al. Diagnostic tests for medullary thyroid carcinoma: an umbrella review[J]. *Endocrine*, 2023, 81(2): 183-193
- [20] KLAIN M, HADOUX J, NAPPI C, et al. Imaging medullary thyroid cancer patients with detectable serum markers: state of the art and future perspectives [J]. *Endocrine*, 2022, 75(2): 330-337
- (收稿: 2025-08-15; 修回: 2025-10-14; 录用: 2025-10-15)  
(本文编辑: 唐震)