



doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.11.005
http://dx.doi.org/10.3978/j.issn.1005-6947.2017.11.005
Chinese Journal of General Surgery, 2017, 26(11):1397-1404.

· 专题研究 ·

甲状腺结节的前后径与横径比值对其良恶性诊断价值的 Meta 分析

胡如英, 莫文魁, 杨晓霞, 王国平, 黄国强, 黄一波

(浙江中医药大学附属第二医院 普通外科, 浙江 杭州 310005)

摘要

目的: 评价甲状腺结节的前后径与横径比值 ($A/T \geq 1$) 对其良恶性的诊断价值。

方法: 检索多个国内外数据库, 收集 2017 年 7 月前发表的有关评价甲状腺结节 $A/T \geq 1$ 对于恶性甲状腺结节诊断价值的诊断性研究。按照纳入标准筛选文献、提取资料和质量评价后, 用 Meta-Disc 1.4 统计软件对数据进行分析。对纳入文献间的异质性进行评估, 计算纳入研究中甲状腺结节 $A/T \geq 1$ 诊断其为恶性的合并效应量, 包括灵敏度、特异度、阳性似然比 (PLR)、阴性似然比 (NLR)、诊断比值比 (DOR)、综合受试者工作特征曲线下面积 (AUC) 与 Q^* 指数; 采用敏感性分析评估研究结果的稳定性, 并寻找研究间异质性来源。绘制 Deek 漏斗图评估研究结果所致的发表偏倚。

结果: 共纳入 13 篇研究, 总计 11 243 枚结节, 其中良性结节 9 227 枚, 恶性结节 2 016 枚。13 篇文献评估后质量高低不一, 纳入研究间存在非阈值效应引起的异质性 ($r=0.352, P=0.239$)。甲状腺结节 $A/T \geq 1$ 诊断其为恶性的合并灵敏度为 0.31 (95% $CI=0.29\sim 0.33$)、特异度为 0.50 (95% $CI=0.49\sim 0.51$)、PLR 为 1.32 (95% $CI=0.81\sim 2.14$)、NLR 为 0.85 (95% $CI=0.73\sim 0.99$)、DOR 为 1.51 (95% $CI=0.77\sim 2.90$)、AUC 为 0.538 9、 Q^* 值为 0.529 2。纳入研究总体合并效应量结果稳定性好, 异质性来源可能为研究方法, 种族差异, 是否采用盲法等, Deek 漏斗图显示研究结果呈不对称分布, 存在纳入研究结果所致的发表偏倚。

结论: 甲状腺结节 $A/T \geq 1$ 对甲状腺结节的良恶性具有一定的诊断价值; 但敏感度、特异度较低, 需结合其他影像学征象综合判断。

关键词

甲状腺结节; 诊断, 鉴别; Meta 分析

中图分类号: R653.2

Value of anteroposterior to transverse diameter ratio of the thyroid nodule in diagnosis of its benign and malignant nature: a Meta-analysis

HU Ruying, MO Wenkui, YANG Xiaoxia, WANG Guoping, HUANG Guoqiang, HUANG Yibo

(Department of General Surgery, the Second Affiliated Hospital of Zhejiang Chinese Medical University, Hangzhou, Zhejiang 310005, China)

Abstract

Objective: To evaluate the value of anteroposterior to transverse diameter ratio (A/T) of the thyroid nodule

基金项目: 浙江省医药卫生科技计划资助项目 (2015106556)。

收稿日期: 2017-08-14; **修订日期:** 2017-09-06。

作者简介: 胡如英, 浙江中医药大学附属第二医院住院医师, 主要从事肝胆及甲状腺、乳腺疾病方面的研究。

通信作者: 黄一波, Email: 1175198034@qq.com

greater than or equal to 1 in diagnosis of its benign and malignant nature.

Methods: The studies published before July 2017 evaluating the value of thyroid nodule's A/T \geq 1 in diagnosis of malignant lesion were collected through searching several national and international databases. After screening for inclusion criteria, data extraction and quality assessment, the data were analyzed with Meta-DiSc 1.4 statistical software. The heterogeneity among the included studies was assessed, and the pooled effect estimates of thyroid nodule's A/T \geq 1 in diagnosing its malignant nature in the included studies were calculated, which included the sensitivity, specificity, positive likelihood ratio (PLR), negative likelihood ratio (NLR), diagnostic odds ratio (DOR), the area under the curve (AUC) of summary receive operating characteristic curve and Q* index. The stability of results of the overall pooled estimates of the included studies was validated by sensitivity analysis, and the sources of heterogeneity among the included studies were analyzed. The publication bias caused by the results of the included studies was evaluated by drawing the Deek's funnel plot.

Results: A total of 13 studies were included, involving 11 243 nodules that included 9 227 benign nodules and 2 016 malignant nodules. The quality of 13 studies was uneven, and there was a heterogeneity caused by non-threshold effect among the included studies ($r=0.352$, $P=0.239$). The overall pooled sensitivity, specificity, PLR, NLR, DOR, AUC and Q* index of the included studies of thyroid nodule's A/T \geq 1 for diagnosing malignant nodule were 0.31 (95% CI=0.29–0.33), 0.50 (95% CI=0.49–0.51), 1.32 (95% CI=0.81–2.14), 0.85 (95% CI=0.73–0.99), 1.51 (95% CI=0.77–2.90), 0.538 9 and 0.529 2, respectively. The results of the overall pooled estimates of included studies were stable, and the research methods, racial differences and whether by blind design might be sources of the heterogeneity of the studies. The Deek's funnel plot showed an asymmetrical distribution of the results, indicating that there was a publication bias caused by the results of the included studies.

Conclusion: Thyroid nodule's A/T \geq 1 has certain value in differential diagnosis of benign and malignant thyroid nodules. However, its sensitivity and specificity are low, so combined judgment with other imaging signs is necessary.

Key words Thyroid Nodule; Diagnosis, Differential; Diagnosis; Meta-Analysis

CLC number: R653.2

甲状腺结节在临床上较为常见，发病率近年来具有上升趋势^[1-2]。早期发现甲状腺结节并鉴别其良恶性对临床治疗决策具有重要意义。目前甲状腺结节常规检查方法有B超或CT。Kim等^[3]首次提出甲状腺结节的前后径与横径比值（anteroposterior diameter to transverse diameter ratio, A/T） >1 能提示甲状腺结节的恶性可能。然而，随着相关研究的增多，国内外的研究结果并不统一^[4-7]。因此，本研究通过搜集国内外甲状腺结节经B超或CT检查的诊断性研究，对A/T \geq 1考虑为恶性结节的诊断价值进行Meta分析，为临床提供可靠的循证医学依据。

1 资料与方法

1.1 文献检索

选取PubMed、EMBASE、Cochrane Library、

中国知网、维普、万方等数据库，检索2017年7月前发表的有关评价A/T \geq 1对于恶性甲状腺结节诊断的诊断性研究。其中结节前后径是指横切面或纵切面测得的前后径，结节横径是指横切面测得的左右径或纵切面测得的上下径中较大者，前后径与横径的比值=前后径/横径。英文检索词包括：thyroid、thyroid nodules、anteroposterior、transverse diameter、Meta analysis、shape、anonymous、prospective、random、blind、diagnosis。中文检索词包括：甲状腺、甲状腺结节、前后径、左右径、纵横比、良性、恶性、荟萃分析、前瞻性、随机、盲法、诊断。

1.2 文献纳入标准和排除标准

1.2.1 纳入标准 (1) 术前均行甲状腺B超或CT检查；(2) 均行细针穿刺活检或手术切除，有病理结果作为金标准；(3) 诊断性研究，包括随机或盲法研究；(4) 原始文献给出数据充分，可以做四格表。

1.2.2 排除标准 (1) 甲状腺术后复发结节; (2) 合并甲状腺功能亢进者; (3) 摘要、综述、评论、信件、社论、病例报道; (4) 文献无法提供研究所需的原始数据; (5) 无最终病理诊断的文献; (6) 重复发表的文献; (7) 病例对照研究。

1.3 数据提取

由 2 名研究者对纳入文献的全文进行阅读后, 按照预先设计的数据资料提取表提取数据。主要包括: (1) 一般资料 (第一作者姓名、发表年限、文献类型、样本量、检测方法); (2) 主要指标 (检查方法, 金标准诊断方法, 前后径与左右径比值, 总结节数, 良性结节, 恶性结节等); (3) 次要指标 (结节大小, 恶性类型, 良性类型等。意见不一致通过第三者协商解决)。

1.4 纳入研究的风险偏倚及临床适用性评估

使用诊断准确性研究量表评价工具 2 (QUADAS 2)^[8-10]对纳入的文献进行质量评价。该工具包括病例选择、待评价诊断方法、对照诊断方法、病例流程和进展情况等 4 个部分, 每个部分都进行偏倚风险的评估, 前 3 个部分同时进行临床适用性的评估。意见不一致时通过第三位研究者进行讨论决定。本研究所谓“盲法”是指“待评价试验的结果判读是在不知晓金标准试验结果的情况下进行的”。

在偏倚风险评估中, 每个部分均纳入一些标志性问题, 评价者根据各纳入研究的具体情况, 每个问题用“是”, “否”, “不清楚”来评价。整理好所有标志性问题结果, 综合评定各纳入研究在本部分偏倚风险情况。如所有标志性问题评价均为“是”, 该研究在本部分偏倚风险低; 如所有标志性问题均为“否”或者仅有“否”和“不清楚”, 则该研究在本部分偏倚风险高; 如标志性问题中仅有“是”和“否”或者仅有“是”和“不清楚”, 在该研究在本部分偏倚风险不确定^[11]。

在临床适用性方面, 评估各项纳入研究在每个部分的临床适用风险度, 用“低”, “高”或“不确定”来评价, 分别代表纳入研究在各个部分临床适用风险度低、高、不确定^[11]。

1.5 Meta 分析

1.5.1 异质性分析 研究主要参考诊断试验 Meta 分析手册^[12], 通过 Meta-Disc (1.4 版本) 软件^[13]对文章进行异质性检验和统计分析。计算合并效应量, 即: 敏感度, 特异度, 阳性似然比 (positive

likelihood ratio, PLR), 阴性似然比 (positive likelihood ratio, NLR), 诊断比值比 (diagnostic odds ratio, DOR)。绘制综合受试者工作特征曲线 (SROC) 曲线和曲线下面积 (AUC) 分析评价诊断试验的准确性。通过 95% 的可信区间 (95% CI) 来评价本研究的精确度。(1) 通过敏感度对数和 (1- 特异度) 对数之间使用 Spearman 相关系数来验证是否存在阈值效应引起的异质性。如为正值且 $P < 0.05$, 则存在阈值效应引起的异质性^[13]。(2) 用 χ^2 检验来评价文献的非阈值效应所引起的异质性。 $P \leq 0.01$ 表示纳入研究间存在非阈值引起的异质性, $P > 0.01$ 表示纳入研究间不存在非阈值引起的异质性。进一步根据 χ^2 检验结果计算 I^2 , 定量分析纳入研究间因非阈值效应所致的异质性。若 $I^2 = 0$, 表示不存在异质性; $0 < I^2 \leq 25\%$ 表示存在极低异质性, $25\% < I^2 \leq 50\%$ 表示存在中度异质性, $I^2 > 50\%$ 表示存在高度异质性^[14]。

1.5.2 异质性来源分析 采用 Meta-Disc 1.4 软件进行分析。(1) 逐一去除各单项研究后, 对剩余研究行敏感性分析, 按上述方法生成剩余研究的合并敏感度和特异度, 评价纳入研究总体合并效应量的稳定性。如去除单项研究后合并敏感度和特异度无明显变化, 说明纳入研究总体合并效应量稳定性好; 如果去除单项研究后合并敏感度或特异度有明显改变, 说明去除的单项研究可能是异质性的来源。(2) 提出纳入研究间形成异质性的可能因素, 通过亚组分析、Meta 回归等寻找异质性来源^[15]。若异质性过于明显, 特别是具有明显的临床异质性、方法学异质性而无法通过亚组分析或 Meta 回归方法解决时, 放弃作 Meta 分析, 只对结果进行一般的统计描述^[16]。

1.5.3 合并统计量 采用 Meta-Disc 1.4 软件进行分析。如存在阈值效应引起的异质性, 根据各纳入研究汇总生成的 SROC, 计算 AUC 和 Q^* 指数。如不存在阈值效应引起的异质性, 也不存在非阈值效应引起的异质性或存在非阈值效应引起的低度异质性时采用固定效应模型, 当存在非阈值效应引起的中、高度异质性时采用随机模型^[13]。

1.6 发表偏倚评价

采用 Stata 13.0 统计软件绘制 Deek 漏斗图, 评估纳入研究结果引起的发表偏倚, $P < 0.05$ 表示存在发表偏倚, $P \geq 0.05$ 表示不存在发表偏倚^[11]。若无发表偏倚则图形类似倒漏斗状^[17]。

2 结 果

2.1 文献基本特征

共检索到760篇中英文文献。经过阅读标题和摘要进行初步筛选，共排除723篇文章，再通过阅读全文，根据纳入标准和排除标准，最终纳入13篇诊断性研究。3篇前瞻性，10篇回顾性研究。其中英文文献6篇^[4-5, 18-21]，中文文献7篇^[6-7, 22-26]。13篇文章发表于2004—2016年之间，总计11 243枚结节，其中良性结节9 227枚，恶性结节2 016枚。各研究中均行细针穿刺活检或手术切除，均有病理作为诊断金标准。本研究中良性肿瘤包括结节性甲状腺肿、滤泡状腺瘤、甲状腺囊肿、甲状腺炎；恶性肿瘤包括乳头状癌、滤泡状癌、髓样癌、未分化癌、淋巴瘤。文献检索流程图见图1，纳入文献的一般情况见表1。

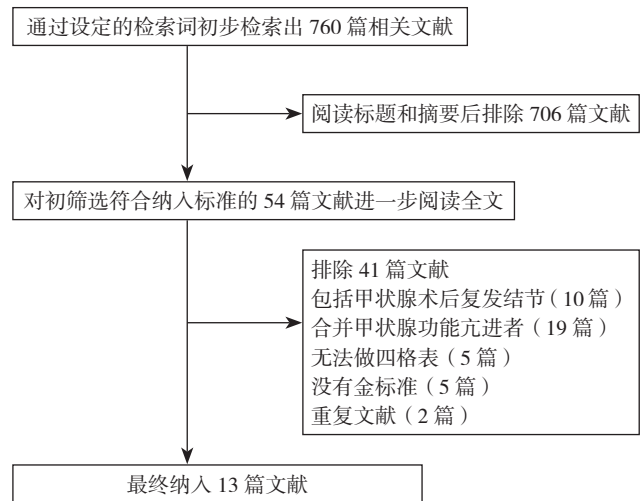


图 1 文献筛选流程及结果

Figure 1 Literature screening process and results

表 1 纳入文献的一般情况

Table 1 General information of the included studies

第 1 作者	发表年份	国家	设计方法	是否随机	是否盲法	总患者数 (n)	男/女 (n)	年龄 (岁)	总结节数 (枚)
Iannuccilli, 等 ^[4]	2004	美国	回顾性	是	是	未提及	未提及	未提及	70
Cappelli, 等 ^[5]	2006	意大利	回顾性	未说明	是	4495	未提及	未提及	6135
Yoon, 等 ^[21] (1)	2007	韩国	回顾性	是	是	56	8/48	53.5 ± 12.9	65
Moon, 等 ^[19]	2008	韩国	回顾性	未说明	是	831	115/716	49.5 ± 13.8	849
刘锦鹏 ^[6]	2008	中国	前瞻性	未说明	是	53	17/36	51.5	89
Yoon, 等 ^[18] (2)	2008	韩国	回顾性	未说明	是	734	384/350	49.8 ± 13.7	120
沈业芹, 等 ^[7]	2014	中国	回顾性	是	未说明	219	43/176	40.5 ± 6.3	534
张明博, 等 ^[22]	2014	中国	回顾性	未说明	是	789	171/618	48.1 ± 10.8	830
Popli, 等 ^[20]	2012	印度	回顾性	未说明	是	203	17/186	15~62	240
章晶, 等 ^[23]	2014	中国	前瞻性	未说明	未说明	415	112/303	51.3 ± 11.7	810
郑梅娟 ^[24]	2014	中国	前瞻性	未说明	未说明	318	69/249	48.39 ± 12.48	425
冯占武 ^[25]	2010	中国	回顾性	未说明	是	244	61/183	43.38 ± 0.83	291
韦亚楠 ^[26]	2016	中国	回顾性	是	未说明	461	103/358	49.2 ± 12.1	785

表 1 纳入文献的一般情况 (续)

Table 1 General information of the included studies (continued)

第 1 作者	A/T	检测方法	金标准	真阳性数 (枚)	假阳性数 (枚)	真阴性数 (枚)	假阴性数 (枚)
Iannuccilli, 等 ^[4]	前后径 > 横径	B 超	手术或细针穿刺病理	0	2	34	34
Cappelli, 等 ^[5]	≥ 1	B 超	手术或细针穿刺病理	216	3 511	2 340	68
Yoon, 等 ^[21] (1)	>1	B 超	手术或细针穿刺病理	2	4	49	10
Moon, 等 ^[19]	>1	B 超	手术或自动活检枪或细针穿刺活检病理	144	42	447	216
刘锦鹏 ^[6]	>1	增强 CT	手术病理	5	6	48	30
Yoon, 等 ^[18] (2)	>1	B 超和增强 CT	手术或细针穿刺病理	5	10	95	10
沈业芹, 等 ^[7]	≥ 1	B 超	手术病理	122	151	230	31
张明博, 等 ^[22]	>1	B 超	手术或细针穿刺病理	188	103	322	217
Popli, 等 ^[20]	前后径 > 横径	B 超	细针穿刺病理	34	39	157	10
章晶, 等 ^[23]	≥ 1	B 超	病理 (未提及手术或细针穿刺)	56	12	737	5
郑梅娟 ^[24]	>1	B 超	手术病理	67	6	263	89
冯占武 ^[25]	≥ 1	B 超	手术病理	18	1	224	48
韦亚楠 ^[26]	≥ 1	B 超	手术病理	195	40	354	196

2.2 纳入研究的风险偏倚及临床适用性评估情况
偏倚风险: 根据诊断准确性研究量表评价工

具 2 (QUADAS 2) 从偏倚风险及临床适用性 2 个方面对纳入的 13 篇文献进行质量评价 (表 2)。

表 2 纳入研究的偏倚风险及临床适用性评价结果
Table 2 Results of bias risk and clinical applicability evaluation

第 1 作者	发表年份	病例选择	偏倚风险			病例流程和进展 情况	病例选择	临床适用性	
			待评价诊断 方法	对照诊断 方法	待评价诊断 方法			对照诊断方法	
Iannuccilli, 等 ^[4]	2004	不确定	低	不确定	不确定	高	高	高	
Cappelli, 等 ^[5]	2006	不确定	低	不确定	不确定	高	高	高	
Yoon, 等 ^[21] (1)	2007	高	低	不确定	不确定	低	高	高	
Moon, 等 ^[19]	2008	高	低	不确定	不确定	高	高	高	
刘锦鹏 ^[6]	2008	不确定	低	不确定	不确定	高	高	高	
Yoon, 等 ^[18] (2)	2008	高	低	不确定	不确定	高	高	高	
沈业芹, 等 ^[7]	2014	不确定	不确定	不确定	低	高	高	高	
张明博, 等 ^[22]	2014	高	低	不确定	不确定	中	高	高	
Popli, 等 ^[20]	2012	高	低	不确定	高	中	高	高	
章晶, 等 ^[23]	2014	高	低	不确定	不确定	高	高	高	
郑梅娟 ^[24]	2014	高	低	不确定	低	中	高	高	
冯占武 ^[25]	2010	高	低	不确定	不确定	高	高	高	
韦亚楠 ^[26]	2016	不确定	不确定	不确定	低	高	高	高	

2.3 异质性检验

2.3.1 阈值效应检验 通过视图检验, 即 SROC 曲线散点图不呈“肩臂状”样式 (图 2), Spearman 相关分析显示不存在阈值效应 ($r=0.352$, $P=0.239$)。

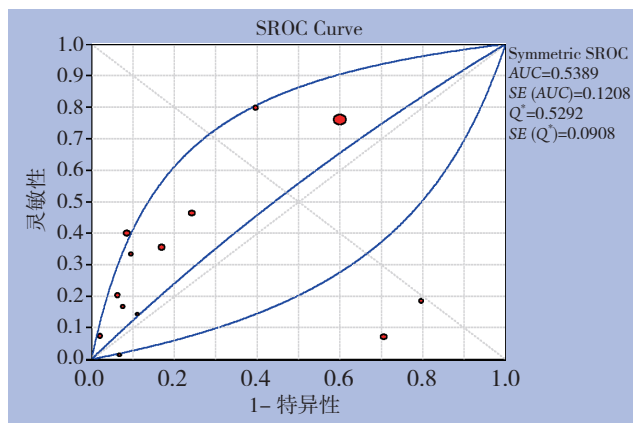


图 2 SROC 曲线散点图
Figure 2 Scatter diagram of SROC

2.3.2 非阈值效应检验 对使用 DOR 作为效应量, 使用 Q 检验探讨非阈值效应引起的异质性, 得到 DOR 森林图 (图 3), 结果表明存在非阈值效应引起的高度异质性 (Cochran-Q=202.34,

$P=0.0000$, $I^2=94.1\%$)。

根据以上结果, 故认为所纳入文献间存在异质性且来源于非阈值效应, 故选用随机效应模式合并统计量。

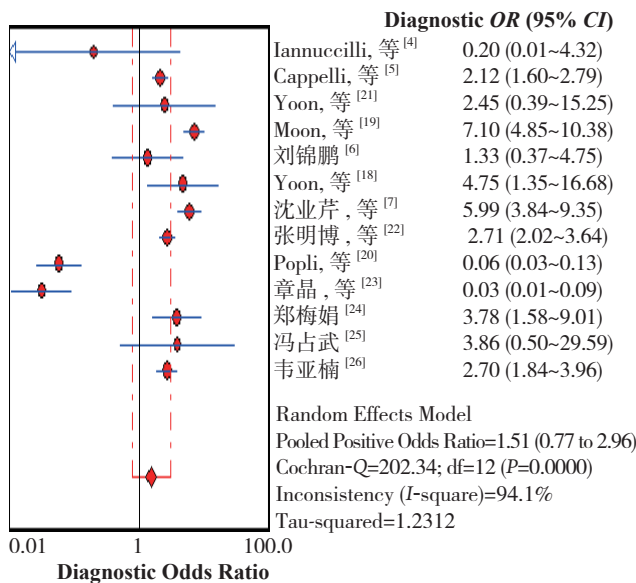


图 3 DOR 森林图
Figure 3 DOR forest plot

2.3.3 异质性来源分析 对非阈值效应引起的异质

性来源进行分析, 尝试亚组分析及 Meta 回归均无法解决, 则进行描述性分析, 主要考虑大致有 5 种变量所致, (1) 研究方法类型, 前瞻性研究或回顾性研究; (2) 种族, 中国或外国; (3) 是否采用盲法; (4) 检测方法, 增强 CT 或 B 超; (5) 病例选择的偏倚风险, 不确定风险或高风险等。每一变量如分组, 各组间也可能存在异质性, 如种族差异中外国组, 本研究中有美国、意大利、韩国、印度, 因各地区差异, 诊断水平差异等均可引起异质性。如检测方法中 B 超组, 也包括灰阶超声, 弹性超声等, 各研究间所用超声型号不一, 使用赫兹不一, 都可能为异质性来源。

2.3.4 敏感性分析 敏感性分析结果显示, 除去单项研究后合并敏感度为 27%~38%, 合并特异度为 47%~79%, 与纳入研究总体合并敏感度、特异度相近, 显示纳入研究总体合并效应量结果的稳定性好。

2.4 合并统计量

因纳入研究间存在由非阈值效应引起的高度异质性, 故采用随机效应模型。甲状腺结节的 A/T ≥ 1 对恶性甲状腺结节诊断价值的合并敏感度为 0.31 (95% CI=0.29~0.33); 合并特异度为 0.50 (95% CI=0.49~0.51); 合并 PLR 为 1.32 (95% CI=0.81~2.14); 合并 NLR 为 0.85 (95% CI=0.73~0.99); 合并 DOR 为 1.51 (95% CI=0.77~2.90); SROC 曲线下 AUC 为 0.5389, Q^* 值为 0.0908。

2.5 发表偏倚评价

从 Deek 漏斗图可以看出, 各文献结果呈不对称分布, 表明纳入的文章存在发表偏倚 (图 4)。

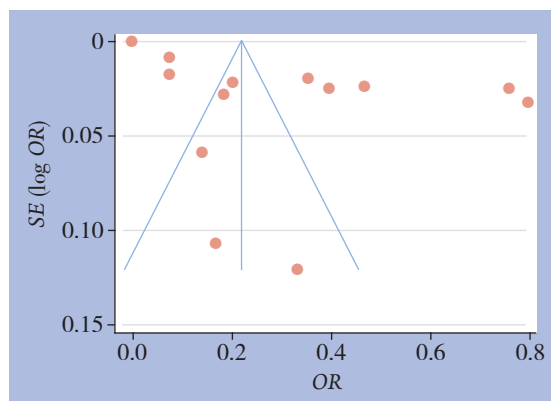


图 4 Deek 漏斗图

Figure 4 Deek's funnel plot

3 讨论

A/T 是结节形态的变异指标, 与结节生长方式相关^[27]。纵横比 > 1 通常被认为是甲状腺癌的特征。Kim 等^[3]于 2002 年最早提出甲状腺结节的 A/T > 1 能提示甲状腺结节具有恶性的可能。

本研究搜集了国内外应用甲状腺结节 A/T ≥ 1 来诊断结节良恶性的相关研究。结果显示, 甲状腺结节的 A/T ≥ 1 对恶性甲状腺结节诊断价值的合并敏感度为 0.31, 合并特异度为 0.50, 合并阳性似然比为 1.32, 合并阴性似然比为 0.85, 合并诊断比值比为 1.51, SROC 分析显示准确性为 0.5389 ± 0.5292 。该数据显示对于 A/T ≥ 1 对于鉴别甲状腺恶性结节有一定准确性, 但敏感度、特异度较低。结合国内外文献, 对于 B 超或 CT 中显示的 A/T ≥ 1 的甲状腺结节, 需综合结节其他征象, 如结节是否钙化、钙化形态、边界是否模糊不清、内部是否富含血流等来判断甲状腺良恶性^[28-30]。

本研究所纳入的 13 篇文献均符合纳入和排除标准, 但仍存在以下不足: (1) 13 篇文献甲状腺结节 A/T 未统一, 共有 6 篇文献为 “ > 1 ”^[6, 18-19, 21-22, 24], 5 篇文献为 “ ≥ 1 ”^[5, 7, 23, 25-26], 2 篇英文文献只使用 “前后径 $>$ 横径” 作定性描述^[4, 20], 没有给出具体数值。(2) 甲状腺结节本身大小没有统一。Yoon 等^[31]研究显示, 测量同样的甲状腺结节前后径, B 超测量值明显低于 CT 测量值。该研究提示探头的压力可以改变甲状腺肿块的形态, 对于良性、囊性和位于腺叶前 1/3 的肿块形态改变更为突出。因此, 甲状腺结节的前后径和横径的测量因测量工具的不同而有所差异, 这也可能影响本研究结果的准确性。(3) 文献来自不同中心, 原始文献存在测量偏倚等风险。因此, 需要更多高质量的研究来评价该论点的诊断价值, 为临床提供更可靠的理论依据。

综上所述, 甲状腺结节的 A/T ≥ 1 对于诊断恶性甲状腺结节有一定的准确性, 有助于甲状腺结节良恶性的鉴别诊断, 可作为术前甲状腺结节的常规检查中提示恶性结节的征象, 但敏感度、特异度较低, 还需结合其他征象来综合判断结节良恶性。需要更多高质量的研究来评价前后径与横径 ≥ 1 对于恶性甲状腺结节的诊断价值, 为临床提供更可靠的理论依据。

参考文献

- [1] 张瑛, 王志明, 李新营, 等. 超声下甲状腺结节内微钙化对良恶性的鉴别及其与甲状腺乳头状癌临床病理特征的关系[J]. 中国普通外科杂志, 2014, 23(11):1548-1552. doi:10.7659/j.issn.1005-6947.2014.11.018.
Zhang Y, Wang ZM, Li XY, et al. Significance of microcalcification under ultrasound in differential diagnosis between benign and malignant thyroid nodules and its relation with clinicopathologic features of papillary thyroid carcinoma[J]. Chinese Journal of General Surgery, 2014, 23(11):1548-1552. doi:10.7659/j.issn.1005-6947.2014.11.018.
- [2] 孙永亮, 杨志英, 谭海东, 等. 甲状腺微小乳头状癌的诊治:附47例报告[J]. 中国普通外科杂志, 2017, 26(5):561-566. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.05.005.
Sun YL, Yang ZY, Tan HD, et al. Diagnosis and treatment of papillary thyroid microcarcinoma: report of 47 cases[J]. Chinese Journal of General Surgery, 2017, 26(5):561-566. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.05.005.
- [3] Kim EK, Park CS, Chung WY, et al. New sonographic criteria for recommending fine-needle aspiration biopsy of nonpalpable solid nodules of the thyroid[J]. AJR Am J Roentgenol, 2002, 178(3):687-691.
- [4] Iannuccilli JD, Cronan JJ, Monchik JM. Risk for malignancy of thyroid nodules as assessed by sonographic criteria: the need for biopsy[J]. J Ultrasound Med, 2004, 23(11):1455-1464.
- [5] Cappelli C, Castellano M, Pirola I, et al. Thyroid nodule shape suggests malignancy[J]. Eur J Endocrinol, 2006, 155(1):27-31.
- [6] 刘锦鹏. CT增强检查对甲状腺良恶性病变的诊断价值[D]. 杭州: 浙江大学医学院, 2008:1-30.
Liu JP. Diagnostic value of enhanced CT examination on benign and malignant thyroid lesions[D]. Hangzhou: Zhejiang University School of Medicine, 2008:1-30.
- [7] 沈业芹, 李丽俐, 张慧, 等. 高频彩色多普勒超声在甲状腺良恶性结节诊断中的价值[J]. 甘肃医药, 2014, 33(3):181-183.
Shen YQ, Li LL, Zhang H, et al. Value of ultrasonography in diagnosis of benign and malignant thyroid nodules[J]. Gansu Medical Journal, 2014, 33(3):181-183.
- [8] 邹兰, 张永, 曾宪涛. QUADAS-2在诊断准确性研究的质量评价工具中的应用[J]. 湖北医药学院学报, 2013, 32(3):201-208. doi:10.7543/j.issn.1006-9674.2013.03.004.
Wu L, Zhang Y, Zeng XT, et al. The QUADAS-2 tool for the quality assessment of diagnostic accuracy study: an introduction[J]. Journal of Hubei University of Medicine, 2013, 32(3):201-208. doi:10.7543/j.issn.1006-9674.2013.03.004.
- [9] Whiting PF, Rutjes AW, Westwood ME, et al. QUADAS-2: a revised tool for the quality assessment of diagnostic accuracy studies[J]. Ann Intern Med, 2011, 155(8):529-536. doi: 10.7326/0003-4819-155-8-201110180-00009.
- [10] Wade R, Corbett M, Eastwood A. Quality assessment of comparative diagnostic accuracy studies: our experience using a modified version of the QUADAS-2 tool[J]. Res Synth Methods, 2013, 4(3):280-286. doi: 10.1002/jrsm.1080.
- [11] 黄莺, 邱林, 梅爱莲, 等. 激光多普勒成像对烧伤深度诊断价值的荟萃分析[J]. 中华烧伤杂志, 2017, 33(5):301-308. doi:10.3760/cma.j.issn.1009-2587.2017.05.009.
Huang Y, Qiu L, Mei AL, et al. Meta-analysis on the diagnostic value of laser Doppler imaging for burn depth[J]. Chinese Journal of Burns, 2017, 33(5):301-308. doi:10.3760/cma.j.issn.1009-2587.2017.05.009.
- [12] 田金徽, 陈杰峰. 诊断试验系统评价: Meta分析指导手册[M]. 北京: 中国医药科技出版社, 2015:102-148.
Tian JH, Chen JF. Systematical evaluation of diagnostic tests: 诊断试验系统评价: Meta-analysis guide book[M]. Beijing: China Medical Science and Technology Press, 2015:102-148.
- [13] 张天嵩, 钟文昭. Meta-DiSc软件在诊断试验Meta分析中的应用[J]. 循证医学, 2008, 8(2):97-100. doi:10.3969/j.issn.1671-5144.2008.02.010.
Zhang TS, Zhong WZ. Meta-DiSc Software in Meta-Analysis of Diagnostic Test[J]. The Journal of Evidence-Based Medicine, 2008, 8(2):97-100. doi:10.3969/j.issn.1671-5144.2008.02.010.
- [14] 王家良. 循证医学[M]. 北京: 人民卫生出版社, 2010:81-90.
Wang JL. Evidence Based Medicine[M]. Beijing: People's Medical Publishing House, 2010:81-90.
- [15] 吴斌, 陈敏捷, 陈飞, 等. 循环肿瘤细胞对胰腺癌诊断价值的Meta分析[J]. 中国普通外科杂志, 2017, 26(3):271-280. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.03.002.
Wu B, Chen MJ, Chen F, et al. Value of circulating tumor cells for diagnosis of pancreatic cancer: a Meta-analysis[J]. Chinese Journal of General Surgery, 2017, 26(3):271-280. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.03.002.
- [16] 王丹, 翟俊霞, 牟振云, 等. Meta分析中的异质性及其处理方法[J]. 中国循证医学杂志, 2009, 9(10):1115-1118. doi:10.3969/j.issn.1672-2531.2009.10.013.
Wang D, Zhai JX, Mou ZY, et al. Discussing on the Research of Heterogeneity in Meta-analysis[J]. Chinese Journal of Evidence-Based Medicine, 2009, 9(10):1115-1118. doi:10.3969/j.issn.1672-2531.2009.10.013.
- [17] 刘晓晟, 许建荣, 华佳, 等. MRI对膝关节半月板撕裂诊断价值的Meta分析[J]. 中华放射学杂志, 2007, 41(7):731-736. doi:10.3760/j.issn.1005-1201.2007.07.018.
Liu XS, Xu JR, Hua J, et al. MRI diagnosis in meniscal tears: a Meta analysis[J]. Chinese Journal of Radiology, 2007, 41(7):731-736. doi:10.3760/j.issn.1005-1201.2007.07.018.

- [18] Yoon DY, Chang SK, Choi CS, et al. The prevalence and significance of incidental thyroid nodules identified on computed tomography [J]. *J Comput Assist Tomogr*, 2008, 32(5):810-815. doi: 10.1097/RCT.0b013e318157fd38.
- [19] Moon WJ, Jung SL, Lee JH, et al. Benign and malignant thyroid nodules: US differentiation--multicenter retrospective study[J]. *Radiology*, 2008, 247(3):762-770. doi: 10.1148/radiol.2473070944.
- [20] Popli MB, Rastogi A, Bhalla P, et al. Utility of gray-scale ultrasound to differentiate benign from malignant thyroid nodules[J]. *Indian J Radiol Imaging*, 2012, 22(1):63-68. doi: 10.4103/0971-3026.95407.
- [21] Yoon DY, Lee JW, Chang SK, et al. Peripheral calcification in thyroid nodules: ultrasonographic features and prediction of malignancy[J]. *J Ultrasound Med*, 2007, 26(10):1349-1355.
- [22] 张明博, 付帅, 周昀, 等. 预测甲状腺微小癌的多元回归公式[J]. *中国医学科学院学报*, 2014, 36(1):79-85. doi:10.3881/j.issn.1000-503X.2014.01.015.
Zhang MB, Fu S, Zhou J, et al. A Multiple Regression Formula for the Prediction of Thyroid Microcarcinoma[J]. *Acta Academiae Mediciniae Sinicae*, 2014, 36(1):79-85. doi:10.3881/j.issn.1000-503X.2014.01.015.
- [23] 章晶, 徐辉雄, 张一峰, 等. 甲状腺影像报告和数据系统在甲状腺结节分类中的前瞻性验证[J]. *中华医学超声杂志:电子版*, 2014, 11(2):167-171. doi:10.3877/cma.j.issn.1672-6448.2014.02.015.
Zhang J, Xu XH, Zhang YF, et al. Prospective validation of the thyroid imaging reporting and data system on thyroid nodules[J]. *Chinese Journal of Medical Ultrasound: Electronic Edition*, 2014, 11(2):167-171. doi:10.3877/cma.j.issn.1672-6448.2014.02.015.
- [24] 郑梅娟. 甲状腺结节超声征象分级评估与报告系统的临床研究[D]. 福州: 福建医科大学, 2014:1-51.
Zheng MJ. Clinical study of ultrasonogram stratifying characterization and reporting system for thyroid nodules[D]. Fuzhou: Fujian Medical University, 2014:1-51.
- [25] 冯占武. 常规超声及弹性成像对甲状腺结节的鉴别诊断价值[D]. 广州: 南方医科大学, 2010:1-39.
Feng ZW. The value of conventional ultrasound and ultrasonic elastography in differential diagnosis of thyroid nodules[D]. Guangzhou: Southern Medical University, 2010:1-39.
- [26] 韦亚楠. 甲状腺结节超声分型及其恶性风险评估[D]. 郑州: 郑州大学附属肿瘤医院, 2016:1-48.
Wei YN. The ultrasound classification of thyroid nodules and the risk assessment of each type[D]. The Affiliated Cancer Hospital of Zhengzhou University, 2016:1-48.
- [27] 詹维伟. 甲状腺结节的超声诊断进展[J]. *中华医学超声杂志: 电子版*, 2011, 8(6):1170-1179. doi:10.3877/cma.j.issn.1672-6448.2011.06.002.
Zhan WW. Advances in ultrasonographic diagnosis of thyroid nodules[J]. *Chinese Journal of Medical Ultrasound: Electronic Edition*, 2011, 8(6):1170-1179. doi: 10.3877/cma.j.issn.1672-6448.2011.06.002.
- [28] 王志军, 李玉龙, 彭德峰, 等. 甲状腺微小癌262例临床分析[J]. *中国普通外科杂志*, 2016, 25(11):1557-1562. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2016.11.006.
Wang ZJ, Li YL, Peng DF, et al. Thyroid microcarcinoma: a clinical analysis of 262 cases[J]. *Chinese Journal of General Surgery*, 2016, 25(11):1557-1562. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2016.11.006.
- [29] 陈富星, 肖维华, 胡燕标, 等. 甲状腺结节105例多层螺旋CT表现与病理对照分析[J]. *中国临床医学影像杂志*, 2014, 25(10):696-699.
Chen FX, Xiao WH, Hu YB, et al. MSCT features of thyroid nodules and correlation with pathology[J]. *Journal of China Clinic Medical Imaging*, 2014, 25(10):696-699.
- [30] 张素芳, 薛恩生, 何以救, 等. 超声随访在甲状腺良性结节鉴别诊断中的价值探讨[J]. *中华超声影像学杂志*, 2016, 25(7):579-583. doi:10.3760/cma.j.issn.1004-4477.2016.07.008.
Zhang SF, Xue ES, He YM, et al. The value of ultrasonic follow-up in diagnosis of benign and malignant thyroid nodules[J]. *Chinese Journal of Ultrasonography*, 2016, 25(7):579-583. doi:10.3760/cma.j.issn.1004-4477.2016.07.008.
- [31] Yoon SJ, Yoon DY, Chang SK, et al. "Taller-than-wide sign" of thyroid malignancy: comparison between ultrasound and CT[J]. *AJR Am J Roentgenol*, 2010, 194(5):W420-424. doi: 10.2214/AJR.09.3376.

(本文编辑 姜晖)

本文引用格式: 胡如英, 莫文魁, 杨晓霞, 等. 甲状腺结节的前后径与横径比值对其良恶性诊断价值的Meta分析[J]. *中国普通外科杂志*, 2017, 26(11):1397-1404. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.11.005
Cite this article as: Hu RY, Mo WK, Yang XX, et al. Value of anteroposterior to transverse diameter ratio of the thyroid nodule in diagnosis of its benign and malignant nature: a Meta-analysis[J]. *Chin J Gen Surg*, 2017, 26(11):1397-1404. doi:10.3978/j.issn.1005-6947.2017.11.005