

DOI: 10.13288/j.11-2166/r.2015.09.009

方法学与临床评价

小儿厌食（喂养障碍）中医证候疗效评价量表的信度、效度和反应度测评

孔秀路¹, 徐田华¹, 胡思源^{2*}, 刘虹², 王泓午¹, 李振宇¹, 徐芳¹

(1. 天津中医药大学, 天津市南开区鞍山西道 312 号, 300193; 2. 天津中医药大学第一附属医院)

摘要 目的 评价“小儿厌食（喂养障碍）中医证候疗效评价量表”的质量。方法 应用“小儿厌食（喂养障碍）中医证候疗效评价量表”的临床调查表采集 253 例厌食患儿及 27 例健康儿童, 用主成分分析法进行探索性因子分析, 用于评价其结构效度; 计算量表总分与各维度、条目与各自维度的相关系数, 用于评价其内容效度; 计算两次测量的量表总分及各维度的相关系数, 用于评价其重测信度; 计算奇偶条目的 Cronbach's α 系数及两者的相关系数, 用于评价其分半信度; 计算量表总分及各维度的 Cronbach's α 系数, 用于评价其内部一致性; 计算健康儿童与厌食患儿治疗前后中医证候总积分和各维度积分, 用于评价其反应度。结果 所提取的 10 个公因子所包含的条目存在试验前所预想的逻辑关系; 除阴虚维度外, 其他维度与量表总分相关系数均 >0.4 ($0.42 \sim 0.63$), 除形体偏瘦外, 其余条目与本维度的相关系数均 >0.4 ($0.50 \sim 0.83$); 两次测量的量表总分相关系数为 0.66, 各维度相关系数均 >0.4 ($0.43 \sim 1.00$); 奇、偶数条目的 Cronbach's α 系数分别为 0.58、0.55, 两者的相关系数为 0.64; 总量表的 Cronbach's α 系数为 0.74, 各维度的 Cronbach's α 系数均 >0.4 ($0.47 \sim 0.72$); 健康儿童与厌食患儿各个维度中医证候积分及总分比较、厌食患儿中医证候总积分和各维度积分的治疗前后比较, 差异均有统计学意义 ($P < 0.01$)。结论 “小儿厌食（喂养障碍）中医证候评价量表”具有良好的信度、效度及反应度, 可用于本病各种常见中医证候疗效评价。

关键词 小儿厌食; 喂养障碍; 中医证候; 量表; 信度; 效度; 反应度

小儿厌食是儿科的常见病、多发病, 中药对于小儿厌食的疗效显著。中医证候疗效评价为中药临床疗效评价的特色, 而用量表法来评价中医证候的疗效, 更适合以证候表现的软指标为主要证据的中医诊疗过程^[1]。目前小儿厌食中药临床研究的观察指标缺乏统一且有数据理论支撑的量化标准, 因此, 研制符合中药特点的中医证候疗效评价量表具有重要意义。本课题组前期应用 Delphi 法进行条目筛选, 最终形成含有 30 个条目的该量表的临床调查表^[2]。为保证该量表的准确性、统计分析结论的科学性以及研究成果的质量, 需对测定量表得到的软数据进行信度、效度及反应度分析^[3], 以提高量表的质量, 进而提高整个研究的价值。

1 资料及方法

1.1 研究对象

1.1.1 小儿厌食（喂养障碍）的定义与诊断 中医对小儿厌食的定义: 以长期厌恶进食, 食量减少为主症^[4]。婴儿或儿童早期喂养障碍诊断按照 DSM-IV 标准^[5]: 1) 持续不能摄入足够的食物并伴有明显的体重不增或体重减轻至少 1 个月; 2) 不是由于相关的躯体疾病所致; 3) 不是由于缺少食物所致; 4) 在 6 岁以前出现症状。婴儿或儿童早期喂养障碍分类^[6]: 1) 状态调节障碍所导致的喂养障碍; 2) 由于忽视所导致的喂养障碍; 3) 婴儿厌食症: 拒绝摄入足够的食物至少持续 1 个月; 拒食通常发生在开始使用勺子喂食或自己进食时, 特别是在 6 个月至 3 岁; 几乎从不表示饥饿, 对食物和进食不感兴趣, 但对玩耍、探索和 (或) 与

基金项目: 国家科技重大专项(2011ZX09302-006-03)

* 通讯作者: husiuyan1963@sina.com, 13752009293

养护人互动有强烈的兴趣; 有明显的生长发育迟滞; 拒食不是发生在经历口咽部的创伤性事件之后; 拒食不是由于潜在的躯体疾病所导致; 4) 创伤后喂养障碍。

1.1.2 纳入标准 符合上述诊断标准; 患儿体重小于同月/龄正常儿童体重的均数^[4]; 年龄 1~14 岁; 家长或监护人签署知情同意书。

1.1.3 排除标准 合并严重佝偻病, 贫血及心、脑、呼吸、肝、肾等系统疾病者; 感觉性拒食; 由于躯体疾病所导致的喂养障碍。

1.2 病例来源

研究病例来自天津中医药大学第一附属医院、天津中医药大学第二附属医院、河南中医药大学第一附属医院、长春中医药大学附属医院、辽宁中医药大学附属医院 5 家三级甲等医院 2013 年 9 月至 12 月的门诊厌食患儿。按照研究任务的计划, 各中心要分别收 60 例厌食病例和 20 例复诊病例, 另外天津中医药大学第一附属医院要从其单位体检中心收集 30 例健康对照病例。

共收集病例 337 例, 其中小儿厌食(喂养障碍) 306 例, 健康对照 31 例。排除体重不符合要求的 54 例, 年龄不达标的 2 例, 严重逻辑错误的 1 例, 最终有效病例 280 例, 即厌食患儿 253 例, 健康儿童 27 例, 其中复诊病例为 147 例。

1.3 调查方法

采用医师主导, 经专业培训的调查员协助医师和厌食患儿家属完成问卷的方式进行临床调查。临床信息采集表分两部分, 包括基本信息和中医症状信息, 调查员需在纳入厌食患儿填写知情同意后, 填写厌食患儿的基本信息和中医症状信息。经过一段时间的治疗和随访后, 调查员需要再一次配合医师及厌食患儿完成中医症状信息的二次采集。在中医症状信息采集时, 调查员需根据逐条目询问厌食患儿的信息, 根据厌食患儿描述的信息, 对照课题组制定的小儿厌食(喂养障碍) 症状分级量化表, 选定与其描述相符合的级别, 填写到条目后面的相关位置。条目赋分: 症状条目按无计 0 分、轻计 1 分、中计 2 分、重计 3 分赋分; 舌脉条目按照无计 0 分、有计 1 分赋分。

1.4 干预措施

采用中医药辨证治疗的方法进行干预。参照《中医病证诊断疗效标准·厌食》^[5], 常见证型有脾胃不和证、脾胃气虚证、脾胃阴虚证和脾虚肝旺证, 选择中药汤剂、中成药, 联合小儿推拿按摩或针刺四缝等疗法, 疗程 2~4 周。

1.5 统计学方法

采用 Access 2007 进行数据录入, 由专人对数据进行二次录入并核对保存; 采用统计软件 SPSS 21.0 进行数据分析; 采用探索性因子分析测评其结构效度, 相关系数分析测评其内容效度、重测信度、分半信度, 克朗巴赫系数测评其内部一致性; t 检验和配对 t 检验测评其反应度。

2 结果

2.1 一般情况

253 例小儿厌食(喂养障碍) 患儿中男 137 例 (54.15%), 女 116 (45.85%); 年龄 1.04~13.70 岁, 平均 (4.79±2.88) 岁; 病程 0.10~13.20 年, 平均 (1.99±2.30) 年; 民族以汉族为主 (246 例, 97.23%); 身高 70~170 cm, 平均 (103.28±19.40) cm; 体重 7.50~62.00 kg, 平均 (15.94±5.91) kg; 按照婴儿或儿童早期喂养障碍分类标准^[6], 其中由于状态调节障碍所导致的喂养障碍 106 例 (41.90%)、由于忽视所导致的喂养障碍 73 例 (28.85%)、婴儿厌食症 66 例 (26.09%)、创伤后喂养障碍的病例 8 例 (3.16%)。

2.2 效度分析

2.2.1 结构效度 对 30 条量表, 采用主成分的方法进行探索性因子分析, 并进行方差最大旋转, 提取特征根大于 1 的 10 个公因子, 累积贡献率为 59.97%。苔腻、手足心热 2 个条目, 载荷小于 0.4。将结果提交课题小组及专家组, 集体讨论决定删除苔腻、手足心热两条目。

对剩余的 28 个条目量表, 重新进行因子分析, 结果, Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) 值 0.66, Bartlett's 球形检验近似卡方值为 1438.77 ($P<0.01$), 适合做因子分析。根据特征根大于 1 提取 10 个公因子, 累积贡献率为 62.11%, 经方差正交旋转后各条目的因子载荷值, 见表 1。结果显示, 所提取的 10 个公因子所包含的条目存在试验前所预想的逻辑关系, 提示量表具有较好的结构效度。每个公因子各自代表了一个维度, 不同公因子的组合能体现小儿厌食(喂养障碍) 的不同证型。专家组建议, 根据各个公因子所代表的临床意义, 部分公因子可以合并, 即公因子 4 和公因子 9 合并, 公因子 5 和公因子 10 合并, 最终确定为 8 个公因子, 即 8 个维度。各因子代表的维度如下: 因子 1 为血虚, 因子 2 为气虚, 因子 3 为肝旺, 因子 4 为脾失健运, 因子 5 为主症, 因子 6 为阴虚, 因子 7 为脾虚, 因子 8 为湿热食滞。

表 1 经方差正交旋转后小儿厌食（喂养障碍）中医证候疗效评价量表各条目的因子载荷值

条目	成分									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
皮肤干燥少泽	0.72									
毛发不泽	0.72									
肌肉松软	0.71									
面色少华	0.61									
少气懒言		0.80								
倦怠乏力		0.76								
精神不振		0.73								
好动多啼			0.79							
急躁易怒			0.78							
夜寐不安			0.53							
呃逆				0.84						
嗳气				0.82						
恶心				0.54						
食量减少					0.78					
食欲不振					0.71					
食而无味					0.59					
少苔						0.82				
舌红少津						0.75				
苔花剥						0.60				
食后则泻							0.74			
大便稀溏							0.68			
食少便多							0.56			
口臭								0.68		
脘腹胀满								0.67		
大便臭秽								0.65		
大便失调									0.82	
大便干结									0.53	
形体偏瘦										0.81

2.2.2 内容效度 表 2 示,28 条目量表的内容效度,除阴虚维度与量表总分的相关系数(相关系数=0.18, $P<0.01$)偏低外,其余维度与量表总分相关系数均 >0.4 (0.42~0.63),相关性较好。表 3 示,条目与各自维度的相关系数,除形体偏瘦(相关系数=0.39, $P<0.01$)外,其余条目与本维度的相关系数均 >0.4 (0.50~0.83),具有较强的相关性,提示量表具有较好的内容效度。

表 2 小儿厌食（喂养障碍）中医证候疗效评价量表总分与各维度的相关系数

维度	相关系数	维度	相关系数
血虚	0.63 [*]	阴虚	0.18 [*]
气虚	0.45 [*]	主症	0.55 [*]
肝旺	0.55 [*]	脾虚	0.42 [*]
脾失健运	0.61 [*]	湿热食滞	0.51 [*]

注: * $P<0.01$

2.3 信度分析

2.3.1 重测信度 选取 44 例复诊间隔在 7~10 天的测评对象,计算量表总分两次测量的相关系数。

结果显示,两次测量总分的相关系数为 0.66 ($P<0.01$),各维度的相关系数均有统计学意义,提示量表的重测信度较好。见表 4。

表 3 小儿厌食（喂养障碍）中医证候疗效评价量表条目与各自维度的相关系数

条目简称	相关系数	条目简称	相关系数
食欲不振	0.67 [*]	好动多啼	0.78 [*]
食量减少	0.74 [*]	急躁易怒	0.78 [*]
食而无味	0.70 [*]	少苔	0.81 [*]
形体偏瘦	0.39 [*]	苔花剥	0.61 [*]
精神不振	0.78 [*]	口臭	0.67 [*]
毛发不泽	0.74 [*]	呃逆	0.62 [*]
皮肤干燥少泽	0.77 [*]	脘腹胀满	0.71 [*]
肌肉松软	0.73 [*]	夜寐不安	0.69 [*]
少气懒言	0.83 [*]	大便臭秽	0.72 [*]
倦怠乏力	0.77 [*]	食少便多	0.83 [*]
面色少华	0.70 [*]	食后则泻	0.78 [*]
嗳气	0.63 [*]	大便失调	0.60 [*]
恶心	0.52 [*]	大便稀溏	0.53 [*]
大便干结	0.50 [*]	舌红少津	0.79 [*]

注: * $P<0.01$

表 4 小儿厌食(喂养障碍)中医证候疗效评价量表重测信度各维度相关系数

维度	相关系数	维度	相关系数
血虚	0.87*	阴虚	0.84*
气虚	0.70*	主症	0.60*
肝旺	1.00*	脾虚	0.58*
脾失健运	0.43*	湿热食滞	0.68*

注: * $P < 0.01$

2.3.2 分半信度 按奇数指标为一组,偶数指标为一组,计算两组的相关性。表 5 示,奇、偶数条目的 Cronbach's α 系数分别为 0.58、0.55,两者的相关系数为 0.64 ($P < 0.01$), Spearman-Brown 系数与 Guttman Split-Half 系数均为 0.78,提示量表具有较好的分半信度。

表 5 小儿厌食(喂养障碍)中医证候疗效评价量表分半信度结果

指标	Cronbach's α 系数	相关系数	Spearman-Brown 系数	Guttman Split-Half 系数
奇数条目	0.58	0.64*	0.78	0.78
偶数条目	0.55			

注: * $P < 0.01$

2.3.3 内部一致性 表 6 示,总量表的 Cronbach's α 系数为 0.74。各维度的 Cronbach's α 系数为 0.47~0.72,均 > 0.4 ,说明本量表及其各维度的内部一致性较好。

表 6 小儿厌食(喂养障碍)中医证候疗效评价量表总表以及各维度的 Cronbach's α 系数

维度	Cronbach's α 系数	维度	Cronbach's α 系数
总表	0.74	阴虚	0.59
血虚	0.72	主症	0.49
气虚	0.71	脾虚	0.53
肝旺	0.60	湿热食滞	0.48
脾失健运	0.47		

2.4 反应度

2.4.1 与健康儿童比较 27 例健康儿童和 253 例厌食患儿,分别计算两类人群 8 个维度得分和量表总分,进行 t 检验。表 7 示,统计量 t 值为 2.77~15.81, P 均 < 0.01 ,差异具有统计学意义,说明本量表能够区别健康儿童和厌食患儿。

2.4.2 厌食患儿治疗前后中医证候积分比较 表 8 示,147 例厌食患儿在治疗 2~4 周后复诊,其中中医证候总积分和各维度积分的治疗前后自身比较, t 值为 3.73~22.11, P 均 < 0.01 ,差异具有统计学意义,说明本量表能够反应厌食患儿经治疗后的证候积分变化。

表 7 厌食患儿与健康儿童中医证候疗效评价量表反应度分析

维度	调查对象	例数	计分 (分, $\bar{x} \pm s$)	t 值
血虚	厌食患儿	253	2.96 $\pm$ 2.02	6.94*
	健康儿童	27	0.26 $\pm$ 0.45	
气虚	厌食患儿	253	1.26 $\pm$ 1.47	4.34*
	健康儿童	27	0.04 $\pm$ 0.19	
肝旺	厌食患儿	253	2.63 $\pm$ 1.86	3.82*
	健康儿童	27	1.19 $\pm$ 1.96	
脾失健运	厌食患儿	253	3.40 $\pm$ 2.34	5.05*
	健康儿童	27	1.07 $\pm$ 1.47	
阴虚	厌食患儿	253	0.82 $\pm$ 0.97	2.77*
	健康儿童	27	0.30 $\pm$ 0.54	
主症	厌食患儿	253	5.65 $\pm$ 1.68	15.81*
	健康儿童	27	0.44 $\pm$ 0.89	
脾虚	厌食患儿	253	0.78 $\pm$ 1.26	3.07*
	健康儿童	27	0.04 $\pm$ 0.19	
湿热食滞	厌食患儿	253	2.48 $\pm$ 1.62	5.09*
	健康儿童	27	0.85 $\pm$ 1.13	
总分	厌食患儿	253	19.99 $\pm$ 6.85	11.84*
	健康儿童	27	4.19 $\pm$ 3.20	

注: * $P < 0.01$

表 8 厌食患儿治疗前后中医证候疗效评价量表反应度分析

维度	时间	例数	计分 (分, $\bar{x} \pm s$)	t 值
血虚	治疗前	147	3.38 $\pm$ 2.07	9.78*
	治疗后	147	2.33 $\pm$ 1.84	
气虚	治疗前	147	1.67 $\pm$ 1.60	9.47*
	治疗后	147	0.86 $\pm$ 1.44	
肝旺	治疗前	147	2.71 $\pm$ 1.83	11.01*
	治疗后	147	1.62 $\pm$ 1.31	
脾失健运	治疗前	147	3.74 $\pm$ 2.37	12.76*
	治疗后	147	1.48 $\pm$ 1.67	
阴虚	治疗前	147	0.95 $\pm$ 0.99	3.73*
	治疗后	147	0.66 $\pm$ 0.86	
主症	治疗前	147	5.81 $\pm$ 1.74	21.93*
	治疗后	147	2.66 $\pm$ 1.74	
脾虚	治疗前	147	0.93 $\pm$ 1.36	6.37*
	治疗后	147	0.39 $\pm$ 0.92	
湿热食滞	治疗前	147	2.58 $\pm$ 1.76	13.27*
	治疗后	147	1.24 $\pm$ 1.27	
总分	治疗前	147	22.33 $\pm$ 7.27	22.11*
	治疗后	147	11.67 $\pm$ 6.29	

注: * $P < 0.01$

3 讨论

3.1 条目优化和效度分析

效度主要评价量表的准确度、有效性和正确性,反映一个测量工具是否有效地测量了它所测量的内容,或测量工具的测量结果与预想结果的符合程度^[8]。评价结构效度常用的统计方法是探索

性因子分析,其目的是了解属于相同概念的不同问卷项目是否如理论预测那样集中在同一公共因子中,所得公共因子的意义类似于组成“结构”的领域,即维度。本量表在研制之初没有设计相关维度,目的是要通过数据分析得到试验前所预想的连带关系或逻辑关系。因子分析法,也可以从代表性角度进行条目筛选^[1]。因子负荷反映了条目对领域的贡献,因子负荷值越大说明与领域的关系越密切,负荷值<0.4的条目和在2个或2个以上因子负荷系数相近而无特异性的条目考虑删除。根据探索性因子分析结果,删除苔腻、手足心热2个条目。对剩余的28个条目量表,重新进行因子分析,结果显示,所提取的10个公因子所包含的条目存在连带关系或逻辑关系,且每个因子各自代表了一个维度,不同因子的组合能体现小儿厌食(喂养障碍)的不同证型,符合临床实际。量表具有较好的结构效度。内容效度主要衡量量表语言表达的准确性,通常以专家评议为依据。本量表在条目筛选阶段先后进行两轮专家调查,能够保证量表有较好的内容效度,且内容效度与结构效度有相关性,通常是通过结构效度的量化指标间接反映的,所以具有较好的结构效度的本量表也具有较好的内容效度^[1]。各维度与量表总分及各条目与各自维度的相关系数均较高,提示量表具有较好的内容效度。阴虚维度的相关系数偏低,其原因可能与其条目少苔、舌红少津、苔花剥的评分为两级(0、1),与其余条目的评分标准(0~3)不一致有关。形体偏瘦条目与本维度的相关性偏低,可能与其评分是等级数值量化有关。

3.2 信度分析

信度是指量表测量结果的精密度、稳定性和一致性的程度,即测量过程中随机误差造成测定值的变异程度的大小^[2]。通常对信度的分析采用重测信度、分半信度和Cronbach's α 系数。重测信度主要考察量表跨时间的稳定性,即两次测量结果有无变动。需要注意的是两次测量的间隔时间不宜太长或太短,多数学者认为一般以1~4周为宜^[3]。结果显示,两次量表总分测量的相关系数为0.66,提示量表具有较好的重测信度。分半信度指两个半量表得分间的稳定性。本量表按奇、偶分半,奇、偶数条目的Cronbach's α 系数分别为0.58和0.55,两者的相关系数为0.64, Spearman-Brown系数与Guttman Split-Half系数均为0.78,,说明该量表具有较好的分半信度。内部一致性信度,指量表跨条目

的稳定性,各维度及总量表的Cronbach's α 系数在0.47~0.74,说明该量表具有较好的内部一致性。

3.3 反应度分析

反应度也称敏感性,指一份量表具有检测厌食患儿病情细微的、有临床意义的、随时间改变的能力。一份量表经评价后有一定的信度和效度,但没有检测出反应度,还不能算有效的测定工具^[3]。通常从以下2个领域考察量表的反应度^[4]:1)量表区分两类不同人群生存质量的能力;2)量表区分同一个体(或群体)生存质量随时间变化的能力。结果显示,健康儿童与厌食患儿各个维度及总分的评分差异及厌食患儿中医证候总积分和各因子积分治疗前后的变化均具有统计学意义,提示量表具有较高的反应度。

总之,含有28个条目的《小儿厌食(喂养障碍)中医证候评价量表》具有良好的信度、效度及反应度,可用于本病的各种常见中医证候疗效评价。但由于时间、条件的限制,样本量仍然相对不足,尤其是健康儿童的样本量偏小;虽然已是多中心合作完成,但样本的代表性仍受到局限。由于量表的研究工作是一个需要长期不断完善的过程,因此今后需应用于临床实际工作中以进行大样本的测试以及不断完善分析,进一步深入研究本量表的性能,为小儿厌食(喂养障碍)患者的康复情况提供一种客观、全面、简便的评价工具。

参考文献

- [1] 张永玲,王保和. 中医证候临床疗效评价方法研究进展[J]. 山东中医药大学学报,2010,34(5):463-465.
- [2] 孔秀路,徐田华,胡思源,等. 基于Delphi法的小儿厌食中医证候疗效评价量表的条目筛选[J]. 天津中医药,2014,31(9):522-525.
- [3] 倪宗瓚. 医学统计学[M]. 北京:高等教育出版社,2003:230-239.
- [4] 汪受传. 全国高等中医药院校规划教材中医儿科学[M]. 北京:中国中医药出版社,2002:108.
- [5] American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders [M]. 4th edition (DSM-IV). Washington DC: American Psychiatric Association, 2000: 107-108.
- [6] Irene Chatoor,郑毅,丁宗一. 婴幼儿喂养障碍[J]. 中国循证儿科杂志,2008,3(2):81-85.
- [7] 胡亚美,江载芳. 诸福棠实用儿科学[M]. 7版. 北京:人民卫生出版社,2002:23-24.
- [8] 国家中医药管理局. 中医病证诊断疗效标准[S]. 南京:南京大学出版社,1994:79.

⑦ 蒋小花,沈卓之,张楠楠,等. 问卷的信度和效度分析

⑧. 现代预防医学, 2010, 37(3): 429-431.

⑨ 秦浩,陈景武. 医学量表条目的筛选考评方法及其应

⑩. 中国行为医学科学, 2006, 15(4): 375-376.

⑪ 方积乾. 生存质量测定方法及应用 [M]. 北京: 北京

大学医学出版社, 2000: 73.

⑫ Valmi DS, Wilaiporn R. Translation adaptation and vali-

⑬ dation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research a clear and user-friendly guideline

⑭. J Eval Clin Pract, 2011, 17(2): 268-274.

⑮ 方积乾, 徐勇勇, 余松龄. 医学统计学与电脑实验

⑯. 上海: 上海科学技术出版社, 1997: 240-247.

⑰ 解亚宁. 心理统计学 [M]. 北京: 人民卫生出版社,

2007: 282-321.

Evaluation of Reliability, Validity and Responsiveness of Clinical Efficacy Scale of Traditional Chinese Medicine Syndromes of Infantile Anorexia (Feeding Disorder)

KONG Xiulu¹, XU Tianhua¹, HU Siyuan², LIU Hong², WANG Hongwu¹, LI Zhenyu¹, XU Fang¹

(1. Tianjin University of Traditional Chinese Medicine, Tianjin, 300193; 2. First Teaching Hospital of Tianjin University of TCM)

ABSTRACT Objective To evaluate the quality of Clinical Efficacy Scale of Traditional Chinese Medicine (TCM) Syndromes of Infantile Anorexia (Feeding Disorder). **Methods** Collect 253 cases of anorectic children and 27 cases of healthy children adopting clinical questionnaire of Clinical Efficacy Scale of TCM Syndromes of Infantile Anorexia (Feeding Disorder). Use principal component analysis to carry out exploratory factor analysis, which was to evaluate the construct validity. Calculate correlation coefficients between total scores of the scale and dimensions and between dimensions and items to evaluate the content validity. Calculate correlation coefficients twice of total scores of the scale and dimensions to evaluate the test-retest reliability. Calculate Cronbach's α of parity items and correlation coefficient of two Cronbach's α to evaluate the split-half reliability. Calculate Cronbach's α of total scores of the scale and dimensions to evaluate the internal consistency. Calculate TCM syndromes total scores of healthy and anorectic children before and after treatment and scores of dimensions to evaluate the responsiveness. **Results** Items included in 10 extracted common factors possessed logical relation which was preconceived before the test. Besides Yin deficiency dimension, correlation coefficients of total scores of the scale and other dimensions were greater than 0.4 (0.42 to 0.63). Besides partial lean shape, correlation coefficients of other items and this dimension were greater than 0.4 (0.50 to 0.83). Correlation coefficient of twice calculated total scores of the scale was 0.66. Correlation coefficients of all dimensions were greater than 0.4 (0.43 to 1.00). Cronbach's α of parity items were respectively 0.58 and 0.55; correlation coefficient of two Cronbach's α was 0.64. Cronbach's α of the scale was 0.74. Cronbach's α of all dimensions were greater than 0.4 (0.47 to 0.72). The difference of TCM syndromes scores of dimensions and total scores of healthy and anorectic children was significant ($P < 0.01$), so was TCM syndromes scores and scores of dimensions of anorectic children before and after treatment. **Conclusion** Clinical Efficacy Scale of TCM Syndromes of Infantile Anorexia (Feeding Disorder), with good reliability, validity and responsiveness, could be used to evaluate efficacy of common TCM syndromes of the disease.

Keywords infantile anorexia; feeding disorder; traditional Chinese medicine syndrome; scale; reliability; validity; responsiveness

(收稿日期: 2014 - 08 - 22; 修回日期: 2014 - 11 - 08)

编辑: 焦 爽

欢 迎 投 稿

欢 迎 订 阅