

老年人社会支持评价量表简化版的研制*

杨建^{1,2} 王婷仙^{1,2} 林艳伟^{2,3△}

【摘要】目的 研制并评价老年人社会支持评价量表简化版(the social support appraisals scale, SSA)。方法 采用整群随机抽样法,在东莞市选取 1130 名符合纳入标准的老年人进行一对一访问调查,随机抽取其中 565 名被试对象作为训练样本,用经典测量理论和项目反应理论的方法对训练样本进行条目筛选,剩下 565 名被试对象作为考核样本,用于评价简化版量表的信效度。**结果** 每个维度保留了 4 个较优条目(朋友维度保留了 5 个条目),形成了 13 个条目的简化版量表 SSA-13。SSA-13 Cronbach's α 系数为 0.903,各维度的 Cronbach's α 系数介于 0.755~0.866 之间。验证性因子分析拟合度指标为:卡方自由度比值(χ^2/df)为 4.93,比较适配优度指数(CFI)为 0.94,增值适配指数(IFI)为 0.94,比较适配度指数(GFI)为 0.92,非标准适配指数(TLI)为 0.92,渐进残差均方和平方根为 0.08,残差均方和平方根(RMR)为 0.02,各项拟合度指标均达到理想指标。项目反应理论分析结果显示,各条目的区分度介于 2.34~3.10 之间,除条目 SS-A18 难度参数(-5.56~1.23)外,其他条目难度参数介于在-3.76~2.25,平均信息量在 0.764~1.311。与原量表相比,总量表的平均信息量减少了 16.06%。**结论** SSA-13 具有良好的信度和效度,可以作为老年人社会支持评价研究中简单易行、可靠有效的测量工具。

【关键词】 社会支持 社会支持评价量表 项目反应理论 简化版 条目筛选

【中图分类号】 R195.1 **【文献标识码】** A **DOI** 10.11783/j.issn.1002-3674.2024.06.004

Development of a Shortened Version of the Social Support Appraisals Scale for Older People

Yang Jian, Wang Tingxian, Lin Yanwei (Department of Epidemiology and Health Statistics, School of Public Health, Guangdong Medical University, Dongguan 523808)

【Abstract】 Objective To develop and evaluate a shortened version of the social support appraisals scale (SSA). **Methods** A total of 1130 older people employed with the standard were administered by cluster random sampling method in this study. The data of 565 respondents were randomly selected for item screening by classical test theory and item response theory (IRT), while the data of the remaining 565 respondents were used to evaluate the reliability and validity of the shortened version scale. **Results** Each dimension retains 4 excellent items (5 items in the friend dimension), a shortened version SSA-13 was formed. Cronbach's α of SSA-13 was 0.755~0.866 for each dimension and 0.903 for the total scale. Confirmatory factor analysis showed χ^2/v was 4.93, comparative fit index was 0.94, incremental fit index was 0.94, goodness of fit index was 0.92, Tucker-Lewis index was 0.92, root mean square error of approximation was 0.08, and root mean square residual was 0.02, all the fitting indexes have reached the ideal indexes. IRT discrimination parameters were estimated to be 2.34~3.10, except for the item SS-A18 (-5.56~1.23), the difficulty parameters of other items were estimated to be -3.76~2.25, average item information ranged from 0.764~1.311. Compared with the original scale, the average information of SSA-13 was reduced 16.06% for the total scale. **Conclusion** The SSA-13 showed good reliability, validity, and can be used as a simple, reliable and effective measurement tool in social support evaluation studies for the older adult.

【Key words】 Social support; The social support appraisals scale; Item response theory; Shortened version; Item screening

社会支持是指来自各方面的包括家庭、朋友、邻居或其他人提供的物质或是精神上的帮助^[1-2]。已有研究表明^[3-4],良好的社会支持有利于缓解老年人的负担,提高生活质量。由此可见,社会支持在老年人的生活中有着不可或缺的角色。但随着年龄的增长,由于退休,配偶、父母和亲密朋友的死亡等原因,老年人的社会支持水平不可避免地面临着被破坏,准确地测量老年人的社会支持水平是提升其生活质量的有效依

据。目前国内外关于社会支持的量表虽然较多,测量内容普遍包括来源于生活和工作中的社会网络规模和交往频率等。国内社会支持测量普遍采用我国学者肖水源(1993)根据中国国情编制的社会支持评价量表(social support rating scale, SSRS)^[5],该量表为一般人群测量量表,包含朋友、居住、邻居、同事、家人、经济、安慰、倾诉、求助和活动十种支持。但在实际测量中发现退休、疾病等生活事件的发生导致老年人社会交往的广度和深度与一般人群存在明显差别,如较大的记忆偏倚影响了交往频率相关条目的应答;退休后的社会交往影响了来源于工作环境的社会支持相关条目的应答,这使得适用于老年人的社会支持量表有限。

学者 Alan Vaux 在 1986 年制定的社会支持评价

* 基金项目:国家自然科学基金(71804029);广东省普通高校特色创新类项目(2023KTSCX040)

1. 广东医科大学公共卫生学院流行病与卫生统计学系(523808)

2. 广东医科大学公共卫生学院社会医学与卫生事业管理系

3. 广东医科大学公共卫生与健康研究院

△通信作者:林艳伟, E-mail: linyanwei@gdmu.edu.cn

量表(the social support appraisals scale)被相关研究用于老年人社会支持测量,该量表主要测量老年人与家庭成员、朋友及其他人的社会关系,有良好的信效度及一致性检验^[6-8]。本课题组严格按照量表汉化程序引进此量表,并进行信、效度检验和修订后,得到正式的中文版老年人社会支持评价量表(the social support appraisals scale, SSA),相关程序和方法见前期研究成果^[9],结果显示总体信效度信度较好。与其他社会支持量表相比,中文版 SSA 量表更适用于老年人群,主要体现在一是测量维度上将社会支持来源人群划分为家庭成员、朋友和其他人,解决了老年人不便应答来源于工作环境中的同事等人群的社会支持的问题;二是条目通俗易懂,更适用文化程度相对较低的老年人群。但在实际调查中我们发现老年人理解力及精力有限,特别是对于高龄老年人而言,量表的长度对于老年人能否有效完成问卷至关重要。为使量表更适用于老年人的生理特点,同时考虑到 SSA 量表经过引进、修订和测试,得到具有 20 个条目的中文版 SSA 量表^[9],结果显示总体信效度较好,但“其他”维度 Cronbach's α 系数有待优化。故参考相关研究^[10],本研究在前期研究成果,即中文版 SSA 原量表的基础上,结合经典测量理论(classical test theory, CTT)和项目反应理论(item response theory, IRT)方法进一步研制出中文简化版 SSA,并考核其信效度,旨在简化量表的同时保证各维度的心理测量学指标,为老年人的社会支持进一步提供简便高效的测量工具。

资料与方法

1. 研究对象

2019 年 7 月—12 月,以方便抽样的方式选择东莞市下辖的 2 个镇作为抽样现场,在镇内采用整群随机抽样的方法。样本量首先参照样本量粗略估算方法:量表信效度检验样本量为量表条目的 5~10 倍,故基本样本量不低于 230 例;然后考虑到交叉验证的 CTT 和 IRT 分析统计方法的稳定性,每种分析方法样本量不低于 500 例;最终本研究样本量确定为不低于 1000 例。

根据 2021 年东莞统计年鉴数据显示,近 25% 的社区常住人口数分布在 8000~15000 人之间。本研究将人口数在此规模的社区作为研究开展社区,制定 2 个镇此规模社区的基本抽样框。参考东莞市第七次人口普查数据 65 岁及以上人口占比 3.54%,估算社区符合纳入标准的研究对象约 283~531 人,假定应答率为 50%,则估算社区中可调查对象约为 141~266 人。故本研究拟抽取 6 个社区作为研究现场。纳入标准包括:①年龄 ≥ 60 周岁;②老年人认知功能智力状态简易评价达到正常分数;③签署知情同意书。本研究获

得了广东医科大学附属第一医院机构审查伦理委员会审批(PJ2019-064),所有参与调查者均签署知情同意。

2. 研究工具

(1) 一般人口学资料

参考国内外相关文献自行设计。内容包括性别、年龄、婚姻状况、月平均收入等。

(2) 社会支持评价量表

该量表是一个包含 23 个项目的三维(家庭、朋友和其他人)量表,主要用于测量被试对象与家庭成员及朋友间的社会关系等,其中家庭维度 8 个条目,朋友维度 7 个条目,其他人维度 8 个条目,Cronbach's α 系数分别为 0.90, 0.80 和 0.84^[7]。采用 Likert 4 级评分法,从“1~4”分别为“非常不同意”至“非常同意”,各维度得分范围:家庭(8~32 分)、朋友(7~28 分)、其他维度(8~32 分)。总分最低分 23 分,最高分 92 分,分数越高,社会支持评价越高。

3. 条目筛选方法

利用简单随机抽样的方法抽取部分调查对象的数据作为训练样本,用于条目筛选;剩下的数据作为考核样本,用于评价简化版量表的信效度。具体条目筛选如下:

(1) 经典测量理论方法

①相关系数法:用于评价条目的代表性以及独立性。计算条目得分与所在维度得分的 Spearman 相关系数。根据以往研究^[11],一般以 $r \geq 0.6$ 作为入选标准,本研究在 $r \geq 0.6$ 的前提下,在各维度选择相关系数较大的条目;

②克朗巴赫系数法:是从内部一致性的角度筛选条目^[12]。计算某一维度的 Cronbach's α 系数(α_1),去除某一条目后所得 α_2 ,若 $\alpha_2 > \alpha_1$,则说明该条目降低了该维度的内部一致性,应去掉该条目,反之则应该保留;

③验证性因子分析(confirmatory factor analysis, CFA)法:用于评价条目的代表性。参考相关研究^[11-12],因子负荷 ≥ 0.4 和模型达到较好的拟合水平为筛选标准。本研究在因子负荷 ≥ 0.4 的前提下,各维度选择因子负荷较大的条目。一般认为^[13],模型卡方自由度比值(χ^2/df)小于 5,渐进残差均方和平方根(root mean square error of approximation, RMSEA)和残差均方和平方根(root mean square residual, RMR)小于 0.08,比较适配优度指数(goodness of fit index, GFI)、增值适配指数(incremental fit index, IFI)、比较适配度指数(comparative fit index, GFI)和非标准适配指数(Tucker-Lewis index, TLI)大于 0.9 时,表明模型与真实数据拟合较好。

(2) 项目反应理论方法

首先对其他、家庭和三个维度进行因子分析提取主成分来检验单维性;其他维度第一、二因子特征根比值为 3.80/1.40=2.71,具备一定的单维性;家庭维

度第一、二因子特征根比值为 3.76/1.29=2.91, 具备一定的单维性; 朋友维度第一、二因子特征根比值为 3.90/0.91=4.29(>3.00), 基本满足单维性。参考相关研究, 分别对各维度进行分析^[14-15]。

本研究应用 IRT 中等级多分类资料的双参数等级反应模型(graded response model, GRM)对量表各领域的条目进行分析评价。该模型假设对于每一个反应类别都有一条项目特征曲线。如果对于项目 i 的反应划分为 m_i+1 类别, 其分数分别记为 $x_i=0, 1, 2, \dots, m$, 那么等级反应的操作特征就定义为^[14-16]:

$$p_{xi}(\theta) = \frac{\exp[-Da_i(\theta-b_{xi+1})] - \exp[-Da_i(\theta-b_{xi})]}{\{1+\exp[-Da_i(\theta-b_{xi})]\} \{1+\exp[-Da_i(\theta-b_{xi+1})]\}}$$

其中, D 为量表因子, 一般 $D=1.7$, i 是条目编号, x 是项目响应类别, θ 为被试者的能力水平, a_i 是第 i 条目的区分度, b_{xi} 为第 i 条目第 x_i 等级的等级难度, $p_{xi}(\theta)$ 表示一个具有能力 θ 的被试者在项目 i 上得到 x_i 的概率。采用最大似然估计法, 测算出项目参数: 区分度 a 以及难度参数 $b(b_1, b_2, b_3)$ 。

①区分度参数 a : 一般来说^[12], 如果区分度参数 $a < 0.3$, 则认为条目的区分度过小, 说明条目较差;

②难度参数 b : 条目的难度参数 b 在 $[-4, 4]$ 范围内, 并且随难度系数($b_1 \rightarrow b_3$) 增加而呈现单调递增, 不存在逆向阈值, 说明条目性质较优; 如果 $b < -4$ 或 $b > 4$, 或者随难度系数($b_1 \rightarrow b_3$) 增加而出现逆反阈值, 则说明条目较差, 考虑删除^[12];

③条目信息量: 条目在被调查者能力水平下所能提供信息量的多少, 称为项目信息函数 $I_i(\theta)$, 计算公式为^[15-16]:

$$I_i(\theta) = \frac{p'_i(\theta)^2}{p'_i(\theta) \times [1-p_i(\theta)]}$$

其中 $p_i(\theta)$ 表示具有能力 θ 的被试者在项目 i 答对的概率, $p'_i(\theta)$ 表示项目反应函数对 θ 的一阶导数。信息函数具有可加性, 将 n 个条目的信息累加(即为量表总信息量), 则可产生测验信息函数 $I(\theta)$ 。其数学表达式为:

$$I(\theta) = \sum_{i=1}^n I_i(\theta)$$

根据经验总结^[15-16], 量表总信息量大于 25 为良好, 16~25 之间为有待改进。本研究量表包含 23 条目, 各条目信息量平均值大于 1.08(25/23), 说明条目较优; 信息量平均值在 0.696(16/23)~1.08 之间, 说明条目有待改进。但以信息量大小为筛选条目目前没有统一的标准, 参考以往研究^[12], 本研究在每个维度保留确定的条目数的前提下, 保留条目信息量最大的条目;

④项目功能差异性(differential item functioning, DIF): 本研究使用 logistic 回归模型^[17], 该方法是通过建立测试者能力值、分组与答对题目概率之间的三个

模型如下^[18-19]:

模型 1: Logit $P(Y_i \geq m) = a_m + \beta_1 \theta$

模型 2: Logit $P(Y_i \geq m) = a_m + \beta_1 \theta + \beta_2 g$

模型 3: Logit $P(Y_i \geq m) = a_m + \beta_1 \theta + \beta_2 g + \beta_3 g \theta$

$P(Y_i \geq m)$ 是项目 i 的类别 m 或更高类别的响应概率, θ 为测试者能力(由试验总分衡量), g 为组别变量(通常 0 表示参照组, 1 表示目标组), $g \times \theta$ 表示组别变量和能力之间的相互作用, a_m 代表截距, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 为回归系数。本研究 DIF 的检测使用 R 的 lordif 包进行评估^[18,20], 通过模型 2 到模型 3、模型 1 到模型 2 麦克法登伪 R^2 的改变量 $\Delta R_{23}^2, \Delta R_{12}^2$ 分别检验非一致性 DIF 和一

致性 DIF, 其中 $\Delta R_{23}^2 = 1 - \frac{\ln[L(a_m + \beta_1 \theta + \beta_2 g + \beta_3 g \theta)]}{\ln[L(a_m + \beta_1 \theta + \beta_2 g)]}$,

$\Delta R_{12}^2 = 1 - \frac{\ln[L(a_m + \beta_1 \theta + \beta_2 g)]}{\ln[L(a_m + \beta_1 \theta)]}$; 或通过比较模型 1 到模

型 2 能力回归系数(β_1) 比例变化($\Delta \beta_1$) 来检验一致性 DIF, 计算公式为 $\Delta \beta_1 = \left| \frac{\beta_1 - \beta_1^*}{\beta_1^*} \right|$, 其中 β_1 是来自模型 1 中能力的回归系数, β_1^* 是来自模型 2 的相同项。

参考以往研究, 当麦克法登伪 R^2 的改变量 > 0.13 或 β_1 系数的改变量大于 0.05 作为条目存在 DIF 的标准^[18-20], 评估各条目在性别(男、女)、年龄组(60~79 岁、80 岁~)、婚姻状况(已婚、未婚/丧偶/离异)、居住安排(独居、非独居)和月平均收入(≤ 1000 元、 > 1000 元)是否存在 DIF, 如果条目存在 DIF, 则需要考虑删除或者校正^[12]。

4. 统计学方法

应用 SPSS 25.0 软件进行统计描述, 计量资料以 $(\bar{x} \pm s)$ 表示, 采用 t 检验和 χ^2 检验进行差异性比较; 应用 AMOS 26.0 软件进行 CFA; 应用 Multilog 7.03 软件进行 IRT 分析。应用 R 4.0.3 软件的“lordif”包进行 DIF 分析。

结果

1. 基本情况

本研究共纳入 1130 名研究对象, 平均年龄为 (78.85 ± 9.04) 岁。其中男性 314 人, 占比 27.80%, 女性 816 人, 占比 72.20%; 60~79 岁老年人 591 人, 占比 52.30%, 80 岁及以上老年人 539 人, 占比 47.70%; 已婚 586 人, 占比 51.90%, 未婚或丧偶或离异 544 人, 占比 48.10%; 独居 452 人, 占比 40.00%, 非独居 678 人, 占比 60.00%; 月平均收入 1000 元及以下 755 人, 占比 66.80%, 1000 元以上 375 人, 占比 33.20%。1130 例老年人的社会支持总得分为 (67.96 ± 7.60) 分, 家庭、朋友、其他维度得分分别为 (24.24 ± 2.96) 、 (20.14 ± 2.81) 、 (23.58 ± 2.78) 分。整体看

来,老年人的社会支持得分处于中上水平。随机抽取其中 565 名作为训练样本,进行量表简化,剩余 565 名作为考核样本,对简化形成的量表进行检

验。社会人口学特征和各领域的基本情况在这两个样本中的差异均没有统计学意义 ($P>0.05$),说明两组样本具有可比性,详见表 1。

表 1 训练样本和考核样本的统计描述及对比结果[$n(\%)$]

基本特征	总样本 ($n=1130$)	样本类型		t/χ^2 值	P 值
		训练样本 ($n=565$)	考核样本 ($n=565$)		
性别				2.135	0.144
男	314(27.80)	168(29.70)	146(25.80)		
女	816(72.20)	397(70.30)	419(74.20)		
年龄($\bar{x}\pm s$,岁)	78.85 \pm 9.04	78.84 \pm 9.41	78.85 \pm 8.66	-0.023	0.982
年龄分组(岁)				0.798	0.372
60~79	591(52.30)	303(53.60)	288(51.00)		
80~	539(47.70)	262(46.40)	277(49.00)		
婚姻状况				0.227	0.634
已婚	586(51.90)	297(52.60)	289(51.20)		
未婚/丧偶/离异	544(48.10)	268(47.40)	276(48.80)		
居住安排				0.723	0.395
独居	452(40.00)	219(38.80)	233(41.20)		
非独居	678(60.00)	346(61.20)	332(58.80)		
月平均收入(元)				0.675	0.411
≤ 1000	755(66.80)	371(65.70)	384(68.00)		
>1000	375(33.20)	194(34.30)	181(32.00)		
SS-A 得分($\bar{x}\pm s$,分)					
其他	23.58 \pm 2.78	23.58 \pm 2.96	23.57 \pm 2.59	0.032	0.975
朋友	20.14 \pm 2.81	20.06 \pm 2.93	20.21 \pm 2.68	-0.975	0.330
家庭	24.24 \pm 2.96	24.39 \pm 3.11	24.10 \pm 2.79	1.680	0.093

2. 量表简化

(1) 经典测量理论分析

①相关系数法: SS-A 10(0.460)、SS-A 3(0.440)、SS-A 21(0.483)、SS-A 11(0.502)、SS-A 13(0.504)和 SS-A 22(0.569)与所在维度相关系数小于 0.6,不符合纳入标准;

②克隆巴赫系数法:SS A 10、SS-A 3、SS-A 21、SS-A 11 和 SS-A 13 不符合纳入标准;

③验证性因子分析模型拟合指标为:卡方自由度比值(χ^2/df)= 4.8, CFI= 0.88, IFI= 0.88, GFI= 0.84, TLI= 0.86, RMSEA= 0.08, RMR= 0.03。虽然结构效度拟合指标与理想标准存在微小偏差,但 SSA-23 信度和效度仍在可接受的范围内。

(2) 项目反应理论分析

①各条目区分度范围为 1.86~2.48,说明条目对不同能力水平个体的区分性较高;

②难度参数:除 SS-A 2、SS-A 4、SS-A 8、SS-A 9 和 SS-A 17 的难度系数不符合纳入标准外,其他条目的难度参数 b 都在-4~4 范围内,并且各个条目随难度系

数($b1\rightarrow b3$)增加而呈现单调递增,均不存在逆向阈值;

③条目信息量:各条目平均信息量为 0.511~0.993之间,平均值为 0.705;

④项目功能差异性:所有条目均不存在 DIF。

基于条目筛选策略以及为保持原始量表的结构和信息量。参考以往研究^[12-13],根据条目筛选方法的选入次数,在各维度选择性质较优的条目,最终纳入条目 SS-A 6、SS-A 15、SS-A 16、SS-A 19、SS-A 23(朋友维度);SS-A 5、SS-A 12、SS-A 14 和 SS-A 20(其他维度);SS-A 2、SS-A 7、SS-A 9 和 SS-A 18(家庭维度)形成了拥有 13 个条目的简化版 SSA-13。详见表 2。

3. 简化版量表的考核

(1) 经典测量理论分析结果

①相关系数法:内容效度结果显示各条目与所在维度之间关联性较强(相关系数在 0.624~0.852 之间),而与其他维度相关较弱(相关系数在 0.280~0.666 之间),条目与所在以及其他维度的相关系数见表 3;

表 2 SSA-23 条目筛选结果($n=565$, 训练样本)

条目	基于 GRM 的 IRT 分析					CTT 分析				
	区分度 a	难度 b			$\theta \in (-3, 3)$ 信息量平均值	相关 系数 r	Cronbach's α 系数	CFA 因子负荷	选入 次数	是否 保留
		b_1	b_2	b_3						
朋友						0.857*				
SS-A 1	2.480	-3.540	-1.680	1.280*	0.839	0.692	0.843	0.660*	2	否
SS-A 6	2.480	-2.500	-0.560	1.720*	0.993*	0.767*	0.833*	0.710*	5	是
SS-A 10	2.480	-2.520	-1.440	1.320*	0.925*	0.460	0.881	0.330	2	否
SS-A 15	2.480	-2.720	-0.580	1.590*	0.984*	0.836*	0.818*	0.820*	5	是
SS-A 16	2.480	-3.280	-1.050	1.580*	0.919	0.809*	0.823*	0.790*	4	是
SS-A 19	2.480	-3.290	-0.940	1.660*	0.920	0.830*	0.819*	0.810*	4	是
SS-A 23	2.480	-2.960	-0.480	1.920*	0.978*	0.743	0.836*	0.690*	4	是
其他							0.799			
SS-A 3	1.860	-2.830	-1.640	1.200*	0.631*	0.440	0.813	0.250	2	否
SS-A 5	1.860	-3.830	-0.850	1.660*	0.587*	0.774*	0.750*	0.760*	5	是
SS-A 8	1.860	-5.940	-1.940	1.600	0.511	0.747*	0.760*	0.750*	3	否
SS-A 12	1.860	-3.450	-1.190	1.630*	0.626*	0.729*	0.759*	0.720*	5	是
SS-A 14	1.860	-2.530	-0.110	2.290*	0.698*	0.664*	0.776*	0.580*	5	是
SS-A 17	1.860	-4.220	-1.220	1.710	0.554	0.761*	0.753*	0.770*	3	否
SS-A 20	1.860	-3.830	-1.710	1.510*	0.577	0.653*	0.773*	0.650*	4	是
SS-A 21	1.860	-2.690	-1.730	0.500*	0.603*	0.483	0.818	0.280	2	否
家庭							0.807			
SS-A 2	1.900	-5.790	-2.150	0.790	0.518	0.748*	0.768*	0.740*	3	是
SS-A 4	1.900	-4.170	-1.780	1.260	0.563	0.739	0.770*	0.740*	2	否
SS-A 7	1.900	-3.410	-1.140	1.500*	0.647*	0.743	0.768*	0.730	4	是
SS-A 9	1.900	-4.210	-1.990	0.950	0.554	0.777*	0.762*	0.800*	3	是
SS-A 11	1.900	-2.240	-0.440	1.850*	0.714*	0.502	0.822	0.430	2	否
SS-A 13	1.900	-2.690	-1.710	0.740*	0.638*	0.504	0.816	0.250	2	否
SS-A 18	1.900	-3.810	-1.540	1.150*	0.595	0.759*	0.765*	0.770*	4	是
SS-A 22	1.900	-2.890	-1.500	0.710*	0.650*	0.569	0.806	0.340	2	否

注: * 表示在该方法中入选

② 克隆巴赫系数法: SSA-13 总量表的 Cronbach's α 系数为 0.903, 各维度的 Cronbach's α 系数在 0.755~0.866 之间, 详见表 4;

③ 验证性因子分析模型拟合指标: $\chi^2/df=4.93$, $CFI=0.94$, $IFI=0.94$, $GFI=0.92$, $TLI=0.92$, $RMSEA=0.08$, $RMR=0.02$, 各项拟合度指标均达到理想指标。

(2) 项目反应理论分析结果

IRT 分析结果显示, 各条目的区分度范围为 2.34~3.10; 除条目 SS-A 18 的难度参数(-5.56~1.23)外, 其他条目难度参数在 -3.760~2.25 范围内, 且不存在逆反阈值, 但为了最大限度地保留“家庭”维度的信息, 因此将其保留; 平均信息量在 0.764~1.311, 平均信息量均值为 1.048。详见表 5。简化版量表 SSA-13 和原量表 SSA-23 平均信息量和信度比较见表 4。各条目均没有显示 DIF。并且 SSA-13 各条目的项目特征曲线分布合理, 没有出现“密集和聚堆”现象(图 1)。

表 3 SSA-13 条目与所在以及其他维度
相关系数分析结果($n=565$, 考核样本)

维度条目	朋友	其他	家庭
朋友			
SS-A 6	0.788	0.622	0.382
SS-A 15	0.852	0.614	0.411
SS-A 16	0.766	0.503	0.348
SS-A 19	0.844	0.608	0.417
SS-A 23	0.802	0.580	0.280
其他			
SS-A 5	0.666	0.821	0.534
SS-A 12	0.514	0.789	0.602
SS-A 14	0.560	0.796	0.364
SS-A 20	0.455	0.624	0.501
家庭			
SS-A 2	0.299	0.460	0.797
SS-A 7	0.484	0.645	0.786
SS-A 9	0.302	0.489	0.839
SS-A 18	0.376	0.485	0.810

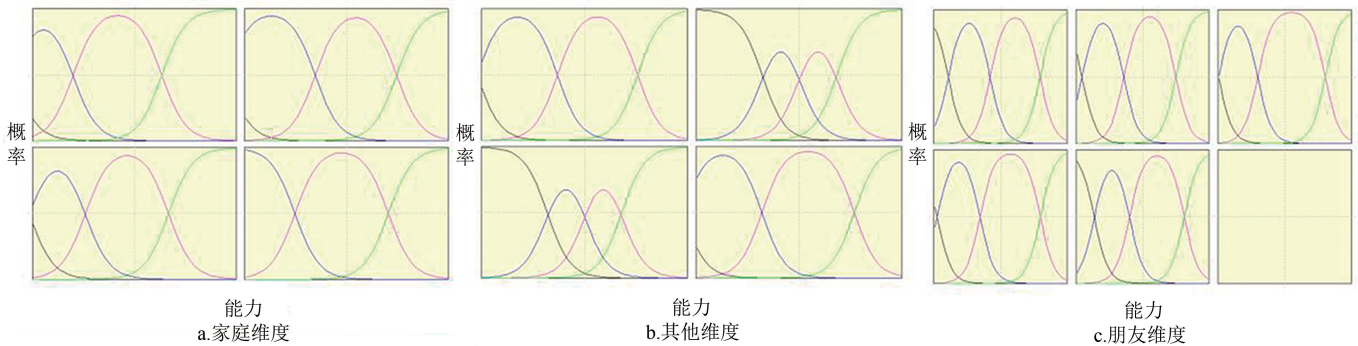
表 4 SSA-23 和 SSA-13 的平均信息量及信度

维度	$\theta \in (-3,3)$ 平均信息量			Cronbach's α 系数	
	SSA-23	SSA-13	差异 (%)	SSA-23	SSA-13
其他	4.787	3.382	1.405 (29.35)	0.799	0.755
朋友	6.558	6.436	0.122 (1.86)	0.857	0.866
家庭	4.879	3.800	1.079 (22.12)	0.807	0.822
总量表	16.224	13.618	2.606 (16.06)	0.904	0.903

表 5 SSA-13 的 IRT 分析 ($n=565$, 考核样本)

条目	$a(s_x)$	$b_1(s_x)$	$b_2(s_x)$	$b_3(s_x)$	$\theta \in (-3,3)$ 信息量平均值
朋友					
SS-A 6	3.10(0.10)	-2.40(0.17)	-0.49(0.06)	1.79(0.10)	1.270
SS-A 15	3.10(0.10)	-2.77(0.24)	-0.87(0.07)	1.51(0.10)	1.278
SS-A 16	3.10(0.10)	-3.02(0.35)	-1.23(0.07)	1.85(0.12)	1.280
SS-A 19	3.10(0.10)	-2.90(0.30)	-0.95(0.07)	1.80(0.12)	1.311
SS-A 23	3.10(0.10)	-2.22(0.13)	-0.60(0.06)	1.89(0.12)	1.297
其他					
SS-A 5	2.34(0.08)	-3.43(0.46)	-0.86(0.08)	1.68(0.11)	0.831
SS-A 12	2.34(0.08)	-3.76(0.57)	-1.19(0.08)	1.74(0.12)	0.764
SS-A 14	2.34(0.08)	-2.30(0.15)	-0.11(0.06)	2.25(0.17)	0.946
SS-A 20	2.34(0.08)	-3.17(0.36)	-1.73(0.10)	1.56(0.10)	0.841
家庭					
SS-A 2	2.81(0.10)	-3.58(0.49)	-1.82(0.12)	0.82(0.07)	0.952
SS-A 7	2.81(0.10)	-3.56(0.46)	-0.95(0.07)	1.48(0.09)	0.968
SS-A 9	2.81(0.10)	-3.12(0.27)	-1.46(0.09)	1.02(0.08)	1.090
SS-A 18	2.81(0.10)	-5.56(-)	-1.54(0.11)	1.23(0.08)	0.790

注: b_1, b_2, b_3 分别代表各个条目程度(难度)的等级, 括号内的数值为程度(难度)的标准误。“-”代表计算无意义。



注: 四种不同颜色的曲线代表条目中四个选项: 黑色代表选项 1, 蓝色代表选项 2, 粉色代表选项 3, 绿色代表选项 4; 横坐标表示被试者的能力水平 $\theta \in (-3,3)$; 纵坐标表示回答选项的概率。

图 1 SSA-13 类别反应曲线

讨论

本研究使用的 SSA 量表, 相对于国内目前使用的普适性量表^[5], 其测量条目与维度更加适合我国老年人的社交网络。该量表侧重于测量家庭成员或朋友情感支持的感知, 与我国老年人的社会交往特点(以家庭成员和朋友并重)契合, 同时该量表在国外已被应用于老年人群体, 信效度良好。并且本课题组在前期

研究中, 严格按照量表汉化程序将其引进, 并进行本土化量表版本的研制后, 形成中文版量表。但考虑到老年人群普遍文化程度较低, 理解能力有限, 且随着年龄的增长, 躯体机能逐渐下降, 慢性病相继出现, 导致其精力有限, 因此研究简短版的量表不仅能够确保研究对象较大的依从性, 提高应答率, 减少研究对象的负担, 也更利于量表的推广使用。

条目筛选是量表简化过程中必不可少的一个部

分,以往研究主要是基于 CTT 法筛选条目,如相关系数法、因子分析法、Cronbach's α 系数法及离散趋势法等^[21]。CTT 虽简单易理解,但相对于 IRT 而言,CTT 有以下缺点^[12,21]:①CTT 不能提供每个条目所获得的特征分;②CTT 不能估计每个潜在特质水平的测量信度;③CTT 项目参数严重依赖于被试样本。因此本研究充分利用 CTT 和 IRT 两种理论方法,利用训练样本数据,将具有 23 个条目的老年人社会支持评价量表(SSA-23)筛选出了性质较优的条目,最终形成了 13 条目的简化版量表(SSA-13),并利用与训练样本有可比性的数据对 SSA-13 进行了考核,结果显示各项指标均与原量表相当。

SSA-13 的 Cronbach's α 系数为 0.903,各维度的 Cronbach's α 系数介于 0.755~0.866 之间,均达到良好标准,可以认为量表内部一致性较好。验证性因子分析结果显示,各项拟合度指标均达到理想指标,模型拟合好。各条目区分度高,除 SS-A 18 外,其他条目难度分布也较为合理。相对 SSA-23 而言,SSA-13 条目减少接近一半,各维度的信息量减少了 1.86%~29.35%,总量表的信息量只减少了 16.06%。总体来说,SSA-13 较好地缩减了原量表,不仅保持了原量表的结构,同时又最大程度地保留了原量表的信息,具有良好信效度及项目质量。

SSA-13 内容简洁,条目少,在问卷调查中给调查员以及调查对象节省了大量时间,既能减轻老年人的负担,又方便调查员开展调查,也更利于量表的推广使用。通过对老年人社会支持的评价,可以及时准确地了解其社会支持质量,制定相应的干预措施,提高老年人生活质量。本研究的局限在研究对象仅局限于东莞市下辖的区镇,虽然样本量充足,但广度仍需进一步扩展,以避免影响研究结果的推广性和代表性。在未来的研究可在不同地区进行取样,以进一步检验简化版量表 SSA-13。

综上所述,SSA-13 包含 3 个维度 13 个条目,具有良好的信度和效度,可以作为老年人社会支持评价研究中简单易行、可靠有效的测量工具。

参 考 文 献

- [1] Lu S, Wu Y, Mao Z, et al. Association of Formal and Informal Social Support With Health-Related Quality of Life Among Chinese Rural Elders[J]. *Int J Environ Res Public Health*, 2020, 17(4):1351.
- [2] 王艳梅,李萍,李巧印,等.乌鲁木齐市社区老年人社会支持状况调查分析[J]. *齐齐哈尔医学院学报*, 2009, 30(23):2952-2955.
- [3] 郭志刚,刘鹏.中国老年人生活满意度及其需求满足方式的因素分析:来自核心家人构成的影响[J]. *中国农业大学学报(社会科学版)*, 2007(3):71-80.
- [4] 谢君,陈英,黄背英,等.老年人健康状况及社会支持影响研究——基于 2018 年 CLHLS 数据[J]. *卫生经济研究*, 2022, 39(7):74-78+82.
- [5] 肖水源.《社会支持评定量表》的理论基础与研究应用[J]. *临床精神医学杂志*, 1994(2):98-100.
- [6] Vaux A, Riedel S, Stewart D. Modes of social support: The social support behaviors(SS-B) scale[J]. *American Journal of Community Psychology*, 1987, 15(2):209-232.
- [7] Vaux A, Phillips J, Holly L, et al. The social support appraisals(SS-A) scale: Studies of reliability and validity[J]. *American Journal of Community Psychology*, 1986, 14(2):195-218.
- [8] Winningham RG, Pike NL. A cognitive intervention to enhance institutionalized older adults' social support networks and decrease loneliness[J]. *Aging & Mental Health*, 2007, 11(6):716-721.
- [9] 林艳伟,王婷仙,倪进东.老年人社会支持评价量表的汉化及信效度检验[J]. *中华疾病控制杂志*, 2022, 26(7):834-838+861.
- [10] 龚郁杏,刘靖,郭延庆,等.改良婴幼儿孤独症量表中文简化版的效度和信度[J]. *中国心理卫生杂志*, 2015, 29(2):121-124.
- [11] 陈慧艳,万崇华,杨铮,等.基于经典测量理论与项目反应理论的宫颈癌生命质量测定量表 QLICP-CE(V2.0) 条目分析[J]. *现代预防医学*, 2021, 48(9):1586-1591.
- [12] 吾尔肯·朱马江,林晓,王莹,等.慢性 HBV 感染者歧视测量量表简化版的研制[J]. *中华疾病控制杂志*, 2021, 25(6):716-721.
- [13] 林岳卿,方积乾.世界卫生组织生存质量老年量表简化版的研制[J]. *中国临床心理学杂志*, 2011, 19(1):27-30.
- [14] 陈姝,万崇华,杨铮,等.基于经典测量理论与项目反应理论的乳腺癌生命质量测定量表 QLICP-BR(V2.0) 条目分析[J]. *中国卫生统计*, 2021, 38(6):864-869.
- [15] 杨铮.癌症患者生命质量测定量表共性模块(V2.0) 研制及最小临床有意义差异制定[D]. 广州:南方医科大学, 2015.
- [16] 庞海玉,康琳,刘雅茹.基于项目反应理论的老年医学知行量表条目分析与评价[J]. *基础医学与临床*, 2019, 39(8):1108-1113.
- [17] Swaminathan H, Rogers HJ. Detecting Differential Item Functioning Using Logistic Regression Procedures[J]. *Journal of Educational Measurement*, 1990, 27:361-370.
- [18] Choi SW, Gibbons LE, Crane PK. lordif: An R Package for Detecting Differential Item Functioning Using Iterative Hybrid Ordinal Logistic Regression/Item Response Theory and Monte Carlo Simulations[J]. *J Stat Softw*, 2011, 39(8):1-30.
- [19] Crane PK, van Belle G, Larson EB. Test bias in a cognitive test: differential item functioning in the CASI[J]. *Stat Med*, 2004, 23(2):241-256.
- [20] Forero CG, Adroher ND, Stewart-Brown S, et al. Differential item and test functioning methodology indicated that item response bias was not a substantial cause of country differences in mental well-being[J]. *J Clin Epidemiol*, 2014, 67(12):1364-1374.
- [21] 路桃影,吴大嵘.简短版量表研究中条目筛选方法概述[C]//中国中西医结合学会循证医学专业委员会.第七届中医/中西医结合循证医学方法研讨会会议材料.广州:中国中西医结合学会, 2013: 95-102.

(责任编辑:郭海强)