

# 矛盾年龄偏见量表在中国大学生群体中的修订及信效度检验\*

吴洪翔 宋意霞 吴文峰

(贵州师范大学心理学院, 贵阳 550025)

**摘要:**目的:修订矛盾年龄偏见量表(the Ambivalent Ageism Scale, AAS),并在中国大学生群体中进行信、效度检验。方法:对1182名大学生施测AAS中文翻译版,探索并验证其因子结构,分析信、效度和测量等值性。其中347人还完成老化知识量表(FAQ)和容纳他人量表(AOS),用以检验AAS中文版的校标关联效度。另有74人在4周后重测AAS中文版。结果:AAS中文修订版包含认知帮助/保护、不想要的帮助和敌意年龄偏见三因子,总量表和各维度的Cronbach's  $\alpha$ 系数依次为0.83、0.80、0.85、0.76,重测信度依次为0.78、0.62、0.78、0.71。AAS中文修订版及各维度与FAQ和AOS负相关( $r = -0.23 \sim -0.48, ps < 0.001$ )。验证因素分析表明AAS中文修订版的拟合良好( $\chi^2/df = 3.51, CFI = 0.96, TLI = 0.94, RMSEA = 0.07, SRMR = 0.05$ )。且该量表跨性别形态、弱等值、部分强等值和部分严格测量等值成立。结论:修订后的矛盾年龄偏见量表(AAS)中文版的信、效度良好,具备跨性别的测量部分等值性,可以用于测量中国大学生的矛盾年龄偏见。

**关键词:**矛盾年龄偏见量表;信度;效度;测量等值;大学生

**中图分类号:**B841.2

**文献标识码:**A

**文章编号:**1003-5184(2022)02-0171-07

## 1 引言

随着全球老龄化程度的加重,老年人健康问题日益突显。研究发现,年龄歧视是老年人健康问题的诱因之一,对其身心健康有着消极影响,如降低幸福感和动机水平,加重认知功能障碍,增加抑郁、焦虑症状以及患心血管疾病的可能性(Ayalon, 2018; Ayalon et al., 2019; Lyons et al., 2017)。如今,年龄歧视已成为除种族、性别歧视之外的第三大社会歧视(Weiss & Zhang, 2020; 吴帆, 2008a, 2008b)。

年龄歧视(ageism)最早由Butler提出(Butler, 1969),专指社会对老年人产生一定程度的偏见以及由此产生的想法和行为(吴帆, 2008a)。值得关注的是,年龄歧视并不只是由单一的敌意年龄偏见构成,其还包括善意年龄偏见(Palmore, 2001)。其中敌意年龄偏见是对老年人带有消极的偏见态度或行为,如躲避老年人;善意年龄偏见则是对老年人的过度帮助偏见态度或行为,如老年人在公交车上婉拒你提供的座位后,你仍执意让座(Cary, Chasteen, & Remedios, 2017)。虽然这种行为看起来是帮助老年人,但本质上却具有控制性,会对他们造成潜在伤

害(Tasdemir, 2020)。更需要强调的是,善意年龄偏见是用表面善意且易于接受的方式传达偏见态度,其不同于日常生活中的热心帮助。刻板印象内容模型(the stereotypes content model, SCM)指出大众对于老年人的刻板印象是热情的、但又是无能的(Cary et al., 2017; Tasdemir, 2020)。这种认知会产生对老年人的傲慢和家长式态度(比如过度保护、缺乏尊重等)(Tasdemir, 2020),健康、独立的成年人(包括青年人和老年人)会将这种态度视为对自己的冒犯和贬低,尤其对于老年人而言,他们对傲慢的交流方式更敏感,从而导致其产生更多的消极反应(Hehman & Bugental, 2015)。

目前,国内实证研究均侧重于年龄歧视的敌意偏见,关于善意年龄偏见的研究则较为欠缺,这可能与缺乏相应的研究工具有关。以往应用最为广泛的工具包括老化知识量表(the Facts on Aging Quizzes, FAQ)、科根老年人态度量表(Kogan's Attitudes toward Old People Scale, KAOP)、老年歧视量表(Fraboni Scale of Ageism, FSA)等(Wang et al., 2010; Kogan, 1961; Fraboni, Saltstone, & Hughes,

\* 基金项目:贵州省哲学社会科学规划课题“易地扶贫搬迁户社区认同与新环境适应的耦合机制及其实现路径研究”前期成果(21GZZD40)。

通讯作者:吴文峰, E-mail: wwfhsd@aliyun.com。

1990)。虽然上述量表都得到广泛应用,但各有其局限之处。FAQ 通过测量个体的知识水平来反映其对老年人的评价,因此并不能直接测量年龄歧视,还可能存在测量误差。另外,FAQ 与 KAOP 一样主要适用于医护人员(贾锐,季红,于洁,宋菲菲,2020)。而 FSA 仅涉及认知层面,忽略了情感层面。除此之外,这些量表的部分测量指标(如结构效度、内部一致信度)结果并不一致(Ayalon et al., 2019),更难以测量善意年龄偏见。因此,Chasteen 团队编制了包含善意年龄偏见和敌意年龄偏见两方面的矛盾年龄偏见量表(the Ambivalent Ageism Scale, AAS)。该量表基于已有的年龄歧视量表、善意年龄偏见研究结果以及 SCM 理论编制而成,适用于测量大众对老年人善意和敌意年龄偏见的程度(Cary et al., 2017)。AAS 的开发不仅解决了缺乏测量善意年龄偏见工具的问题,还可以同时测量善意年龄偏见和敌意年龄偏见,为两者的比较提供了更加便捷的方式,更有利于全面地探讨年龄歧视。

已有研究表明,青年人相比其他群体更容易接受敌意年龄偏见,而不论什么年龄的群体,都认为善意年龄偏见比敌意年龄偏见更容易接受(Horhota, Chasteen, & Crumley - Branyon, 2019)。另有调查发现,青年大学生对老年人的看法更为消极(吴帆, 2008a)。目前, AAS 是仅有的能够测量善意年龄偏见的工具,国内因缺乏这类工具,对年龄歧视的研究仍停留在敌意年龄偏见方面,导致相关研究不能全面反映年龄歧视问题。有鉴于此,该研究对 AAS 进行翻译和修订,并初步以大学生作为样本,检验 AAS 中文版的效度和信度,以及其跨性别的测量等值性,以期为国内年龄歧视研究的发展尽绵薄之力。

## 2 对象与方法

### 2.1 调查对象

样本 1:采用方便取样,选取贵州、山东、广东三省共 8 所高校的大学生,发放 1300 份问卷,剔除规律作答及漏答的问卷后,获得有效问卷 1182 份,年龄范围在 17 ~ 25 岁,平均( $20 \pm 1$ )岁。其中,男生 423 人,女生 738 人,性别未填 21 人;大一 536 人,大二 243 人,大三 247 人,大四 156 人。随机将被试数据分成两组,一组被试数据用于项目分析和探索性因素分析,另一组被试数据用于验证性因素分析。

样本 2:方便选取样本 1 中的 80 人进行重测,有效匹配数据 74 对,其中男生 15 人,女生 59 人。该样本用于重测信度分析。

### 2.2 量表修订过程

通过《The Ambivalent Ageism Scale: Developing and Validating a Scale to Measure Benevolent and Hostile Ageism》一文的通讯作者,邮件联系到 Alison Chasteen 教授,征得她的授权后,6 名心理学专业和 2 名英语专业的研究生先将原英文量表翻译成中文,再通过另外 2 名英语专业研究生回译。然后对 30 名心理学专业学生(男生 7 人,女生 23 人)进行预施测,了解他们对本量表存在疑问的地方,最后经一名心理学教授与研究者的讨论修改定稿。

### 2.3 工具

#### 2.3.1 矛盾年龄偏见量表(The Ambivalent Ageism Scale, AAS)

由 Cary (2017) 等人编制而成,量表共 13 个条目,包括 3 个维度:认知帮助/保护(cognitive assistance/protection),不想要的帮助(unwanted help),敌意年龄偏见(hostile ageism)。其中,认知帮助/保护维度和不想要的帮助维度包含的条目 1 ~ 条目 9 测量善意年龄偏见,敌意年龄偏见维度的条目 10 ~ 条目 13 测量敌意年龄偏见。采用 7 点计分(1 = “非常不同意”, 7 = “非常同意”),善意/敌意年龄偏见的条目得分之和越高代表相应类型的年龄偏见越高,量表总分越高代表对老年人的年龄歧视越严重。

#### 2.3.2 老化知识量表(Facts on Aging Quiz, FAQ)

由 Palmore 编制而成,中国台湾学者 Wang (2010)等修订。老化知识是指个体在成长与衰老过程中对生理、心理、社会事实及常见老化误解的认识。量表共 25 个条目。每个条目有 3 个选项(对、错、不知道),奇数题的正确选项为“错”、偶数题正确选项为“对”,每题答对计 1 分。总分越高表示掌握老化知识的水平越高。FAQ 在该研究中的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.78。

#### 2.3.3 容纳他人量表(the Acceptance of Others Scale, AOS)

由 Fey 编制而成,范肖东修订(汪向东,王希林,马弘,1999),共 20 个条目。采用 5 点计分(1 = “总是”, 5 = “无”),其中条目 2、5、16、18、19 为反向计分,总分越高表示对他人的容纳程度越高。AOS 在该研究中的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.71。

### 2.4 统计方法

使用 SPSS25.0 对量表采用题总相关和高低分组差异性检验进行项目分析,采用主成分分析和斜交旋转进行探索性因素分析,采用 Pearson 相关分

析探讨 AAS 中文版的效标关联效度,使用 Cronbach's  $\alpha$  系数检验量表内部一致信度,用组内相关系数评估重测信度。使用 Mplus8.1 通过验证性因素分析检验量表的结构效度,通过多组验证性因素分析评估其跨性别等值性。

该研究记录以下测量指标: $t$ 、 $p$ 、Cronbach $\alpha$  系数、相关系数( $r$ )、卡方( $\chi^2$ )、自由度( $df$ )、比较拟合指数(Comparative Fit Index, CFI)、Tucker - Lewis 指数(Tucker - Lewis Index, TLI)、近似误差均方根(Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA)、标化残差均方根(Standardized Root Mean Square Residual, SRMR)、Bayesian 信息标准(Bayesian Informa-

tion Criterion, BIC)。模型拟合指标以 $\chi^2/df < 5$ , CFI、TLI  $> 0.90$ , RMSEA、SRMR  $< 0.08$  作为模型拟合标准(温忠麟,黄彬彬,汤丹丹,2018)。

3 结果

3.1 项目分析

先计算每个被试的量表总分,取排名前 27% 为高分组,后 27% 为低分组,对高低分组在 13 个条目得分上进行独立样本  $t$  检验,然后计算每个条目与量表总分的相关系数。结果显示,13 个条目的决断值差异有统计学意义( $ps < 0.001$ )。每个条目与总分的相关系数均达到统计学显著性水平( $r = 0.33 \sim 0.65, ps < 0.001$ )。结果见表 1。

表 1 量表各个条目的决断值、题总相关( $n = 595$ )

条目	$t$	$r$	条目	$t$	$r$
1	11.73***	0.49***	8	13.42***	0.62***
2	12.81***	0.55***	9	12.68***	0.62***
3	14.72***	0.59***	10	13.46***	0.59***
4	9.41***	0.57***	11	13.66***	0.59***
5	16.82***	0.65***	12	10.02***	0.49***
6	15.95***	0.64***	13	5.55***	0.33***
7	11.68***	0.62***			

注: \* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$ ,下同。

3.2 效度分析

3.2.1 探索性因素分析

使用其中一组数据( $n = 595$ )做探索性因素分析,结果显示 KMO 值为 0.81, Bartlett 球形检验 $\chi^2 = 2915.10, p < 0.001$ ,表明数据适合进行下一步分析。采用主成分法和斜交旋转法,根据特征值大于 1 的标准提取出 3 个公因子,累计方差解释率为 60.45%。参考以往研究的条目筛选标准,对于因子载荷与交叉载荷之差绝对值小于 0.10 的条目以及交叉载荷大于 0.40 的条目进行删除(彭小凡,罗长

群,王颖,尹桂玲,2020;苏双等,2014),其中条目 1 和条目 13 满足上述删除标准,因此剔除条目 1 和条目 13。然后将剩下的 11 个条目再次进行探索性因素分析,结果显示 KMO 值为 0.80, Bartlett 球形检验 $\chi^2 = 2642.29, p < 0.001$ ,特征值大于 1 的因子仍为 3 个,累计方差解释率为 66.55%,最终得到 11 个条目的 AAS 中文版。因子 1(不想要的帮助)包括了 6 个条目,因子 2(敌意年龄偏见)包括了 3 个条目,因子 3(认知帮助/保护)包括了 2 个条目,具体因子结构和负荷结果如表 2 所示。

表 2 AAS 中文版的探索性因素分析结果( $n = 595$ )

因子 1		因子 2		因子 3	
条目	因子负荷	条目	因子负荷	条目	因子负荷
4	0.76	10	0.81	2	0.89
5	0.59	11	0.87	3	0.89
6	0.63	12	0.78		
7	0.83				
8	0.83				
9	0.83				
特征值	4.14	1.87		1.31	
方差解释率	37.66%	17.02%		11.86%	

### 3.2.2 验证性因素分析

使用另一组数据 ( $n = 587$ ) 进行验证性因素分析。在删除条目 1 和条目 13 的情况下, AAS 中文版的拟合情况不够理想 ( $\chi^2/df = 5.45$ ,  $CFI = 0.92$ ,  $TLI = 0.90$ ,  $RMSEA = 0.09$ ,  $SRMR = 0.06$ )。其修正指数 (Modification Indices, MI) 显示条目 8 和条目 9 之间的残差相关最高。这两个条目的含义均与给老年

人的帮助有关, 故二者存在一定的相关性, 所以可以在模型中设定二者的残差相关 (朱宇航等人, 2016)。模型图见图 1。分析结果显示,  $\chi^2/df = 3.51$  小于 5,  $CFI = 0.96$  和  $TLI = 0.94$  均大于 0.90,  $RMSEA = 0.07$  和  $SRMR = 0.05$  均小于 0.08。这表明 3 因子结构模型的拟合良好, 该量表具有良好的结构效度。

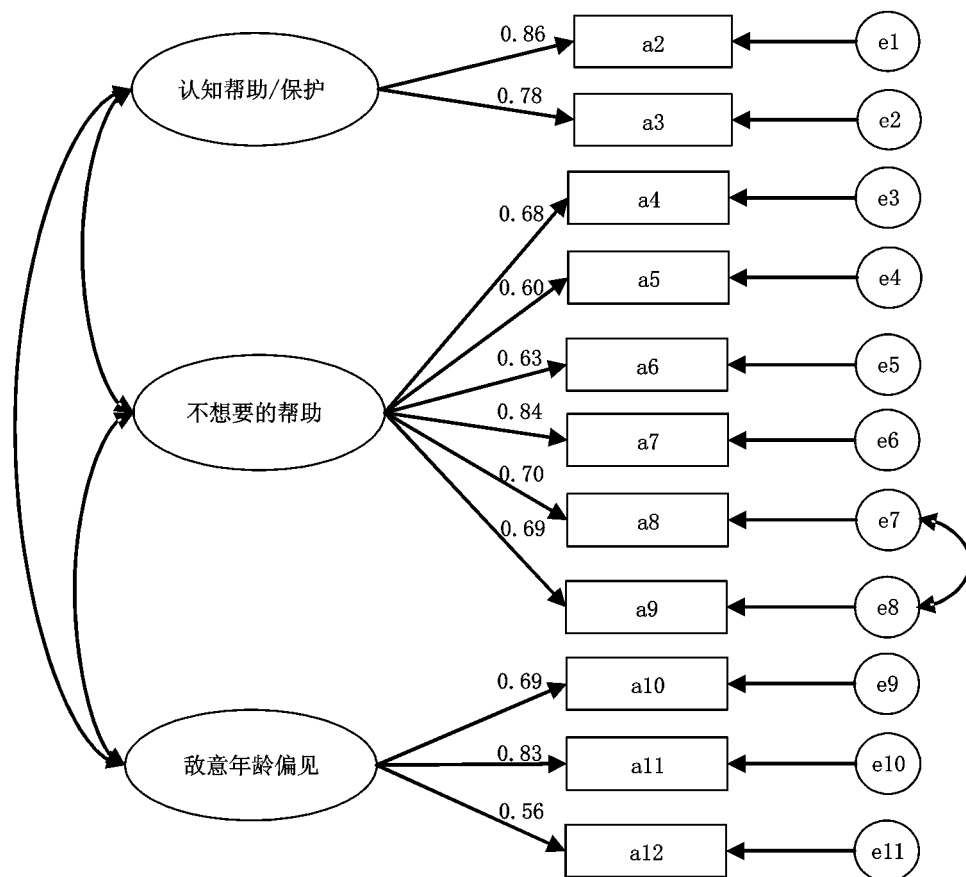


图 1 AAS 中文版的结构方程模型

### 3.2.3 效标关联效度

研究选取了老化知识量表和容纳他人量表作为 AAS 中文版的效标。分析结果显示, AAS 中文版及各维度与 FAQ 和 AOS 负相关, 相关系数绝对值均大于 0.20, 且达到统计学显著水平 ( $ps < 0.001$ )。结果见表 3。

表 3 AAS 中文版及各维度的效标关联效度 ( $n = 347$ )

	AAS	认知帮助/保护	不想要的帮助	敌意年龄偏见
FAQ	-0.36***	-0.23***	-0.27***	-0.25***
AOS	-0.48***	-0.25***	-0.37***	-0.32***

### 3.3 信度分析

AAS 中文版总量表及各维度的 Cronbach's  $\alpha$  系数为 0.76 ~ 0.85。间隔 4 周后, 总量表及各维度

的重测信度为 0.71 ~ 0.78。结果见表 4。

表 4 AAS 中文版及各维度的 Cronbach's  $\alpha$  系数和重测信度

	AAS	认知帮助/保护	不想要的帮助	敌意年龄偏见
Cronbach's $\alpha$ ( $n = 595$ )	0.83	0.80	0.85	0.76
重测信度 ( $n = 74$ )	0.78	0.62	0.78	0.71

### 3.4 等值性检验

使用 SPSS25.0 对 AAS 中文版各条目进行 K-S 正态性检验, 结果显示各条目  $p$  值均小于 0.001, 表明数据非正态, 因此使用稳健最大似然估计 (MLM) 方法进行分析。

第一步, 建立 AAS 中文版跨性别测量等值性的形态等值模型 (M1)。基于验证性因素分析模型修

正后而得的形态等值模型,所得各个拟合指标均达到拟合要求,跨性别结构等值性成立。

第二步,设定因子负荷跨性别样本间相等。建立弱等值模型(M2),再与 M1 模型进行比较,结果显示  $\Delta CFI < 0.01$ ,  $\Delta RMSEA < 0.01$ ,  $\Delta S - B\chi^2/\Delta df = 13.74/8$ ,  $p = 0.089$ ,跨性别弱等值性成立。

第三步,设定跨性别样本之间对应观测变量的截距相等,建立强等值模型(M3),再与 M2 模型进行比较,得到  $\Delta CFI > 0.01$ ,  $\Delta RMSEA < 0.01$ ,  $\Delta S - B\chi^2/\Delta df = 59.56/8$ ,  $p < 0.001$ ,说明 AAS 中文版跨性别强等值不成立。根据 MI 提示,释放条目 4、条目 5 和条目 6 的截距等值限制,得到部分强等值模型(M3-1),并与 M2 模型进行比较,结果为  $\Delta CFI < 0.01$ ,  $\Delta RMSEA < 0.01$ ,  $\Delta S - B\chi^2/\Delta df = 8.66/5$ ,  $p = 0.123$ ,跨性别部分强等值性成立。

第四步,设定跨性别观测变量的误差相等,建立严格等值模型(M4),再与 M3-1 模型进行比较,结果表明  $\Delta CFI < 0.01$ ,  $\Delta RMSEA < 0.01$ ,  $\Delta S - B\chi^2/\Delta df = 34.80/11$ ,  $p < 0.001$ ,因此 AAS 中文版跨性别严格等值性不成立。根据 MI 提示,释放条目 4 的残差方差等值限制,得到部分严格等值模型(M4-1),并与 M3-1 模型进行比较,得到  $\Delta CFI < 0.01$ ,  $\Delta RMSEA < 0.01$ ,  $\Delta S - B\chi^2/\Delta df = 14.82/10$ ,  $p = 0.139$ ,因此 AAS 中文版跨性别部分严格等值性成立。详细结果见表 5。从 M1、M2、M3-1、M4-1 结果中,可以看出这四个模型的 BIC 值不断下降,并且其 CFI、TLI、RMSEA 和 SRMR 值均达到心理测量学标准(潘登等人,2019),说明 AAS 中文版具有跨性别测量部分等值性。

表 5 AAS 中文版跨性别的测量等值性检验

模型	$S - B\chi^2/df$	TLI	CFI	BIC	RMSEA(90% CI)	SRMR
M1	252.11/80	0.94	0.96	41753.11	0.06(0.05~0.07)	0.05
M2	265.85/88	0.94	0.95	41709.61	0.06(0.05~0.07)	0.05
M3	325.41/96	0.93	0.94	41719.13	0.06(0.06~0.07)	0.06
M3-1	274.51/93	0.95	0.95	41682.19	0.06(0.05~0.07)	0.05
M4	309.31/104	0.95	0.95	41661.53	0.06(0.05~0.07)	0.06
M4-1	289.33/103	0.95	0.95	41638.47	0.06(0.05~0.06)	0.05

4 讨论

研究对矛盾年龄偏见量表(AAS)进行修订,并选取中国大学生作为样本,验证了其在中国背景下的有效性。根据条目分析、探索性因素分析和验证性因素分析的结果,删除了原量表中的条目 1 和条目 13,形成了由 11 个条目构成的 AAS 中文版。结果表明,AAS 中文版具有良好的条目区分度,每个条目与总分显著相关。探索性因素分析结果表明量表有三个因子,即认知帮助/保护、不想要的帮助和敌意年龄偏见。因此,中文修订版量表的维度与原量表大体一致(Cary et al.,2017)。

AAS 原量表将条目 1 归为认知帮助/保护维度,而量表修订研究中需删除条目 1(最好向老年人说明他们因年纪过大而不能做某些事情的事实,不然最后失败时他们心里会受到伤害)。原因可能有两个:一是条目 1 在 AAS 开发时载荷稍低(仅 0.47),其交叉载荷为 0.37(Cary et al.,2017);二是文化差异。在中国文化背景下,条目 1 的内涵可能不该属于认知帮助/保护,老年人因年纪大做不了有些事,将这一事实告诉老年人在中国文化背景下本

就是一种伤害。老年人明白自己年纪大而做不了什么事,可能是一个自然内化并接纳的过程,若旁人向老年人直白说出来,就可能变成了敌意偏见。另外,研究也删除了条目 13(老年人是医疗系统和社会经济的负担)。虽条目 13 在探索因素分析中归敌意年龄偏见维度,但其交叉负荷大于 0.40。研究认为在中国文化背景下,条目 13 与条目 10~12 的内涵不同,条目 10~12 是从老年人的态度、情感、行为上表达了大众的敌意看法,而条目 13 并非如此,其是将老年人各方面综合为一个整体。并且对于条目 13 的看法可能会让作答者不自觉地联想到道德、社会赞许、孝道等因素。

在删除条目 1 和条目 13 的情况下,增设条目 8(即使老年人没有寻求帮助,他们也应该得到帮助)和条目 9(即使老年人没有求助,也应该在他们日常购物时提供帮助)之间的共变关系后,对三因子结构进行了验证,最终的模型拟合指数比较理想,达到了模型拟合标准,表明 AAS 中文版具有良好的结构效度。

在信度检验上,AAS 中文版及各维度的 Cron-

bach's  $\alpha$  系数为 0.76 ~ 0.83, 4 周后的重测信度为 0.71 ~ 0.79, 表明 AAS 中文版的信度良好, 具有较高的内在一致性和稳定性。此外, 在效标关联效度上, AAS 中文版及各维度与老化知识和容纳他人负相关, 结果与前人研究一致 (Fraboni et al., 1990), 表明量表具有较好的效标关联效度。不仅如此, 多群组验证性因素分析的结果显示, AAS 中文版在跨性别上的形态等值、弱等值、部分强等值和部分严格等值均成立, 表明该量表具备跨性别的部分等值性。

研究也存在一定局限。首先, 原量表根据 SCM 理论和已有研究编制而成, 可通过因素分析得出三因子结构 (认知帮助/保护、不想要的帮助和敌意年龄偏见)。另外, 原量表研究更关注善意与敌意年龄偏见, 将前两个维度合为一个善意年龄偏见分量表, 后一个维度形成敌意年龄偏见分量表, 并验证了二因子结构 (善意年龄偏见和敌意年龄偏见) 的有效性。而在中文修订版研究中, 尝试在探索性因素分析时设置固定提取因子数为 2, 结果显示第 2、3 条目不在善意年龄偏见维度中。导致这样的结果可能与选取样本有关, 抑或者二因子结构不符合中国文化背景。因此, 未来研究可以更换样本尝试进一步探索。尽管如此, 中文修订版研究的三因子结构更符合理论和预期。其次, 原量表的样本包括各种职业的青年人和中年人, 表明量表适用性较广。而量表中文修订版研究仅以大学生群体作为研究对象, 由于青年大学生对老年人的看法更为消极, 因此其是否适用于中国其他群体的证据还需补充。尽管 AAS 中文版存在上述局限, 但其各项指标均达到了心理测量学标准, 具有良好的信度和效度, 可以用于评估中国大学生群体的矛盾年龄偏见。此外, 该量表具有跨性别的形态等值、弱等值、部分强等值和部分严格等值性, 可以进行大学生群体的性别跨组比较。

### 参考文献

- 贾锐, 季红, 于洁, 宋菲菲. (2020). 养老机构护理员对老年人态度的研究进展. *护理研究*, 34(23), 4191 - 4194.
- 潘登, 马诗浩, 王优, 叶建梅, 张静静, 吴文峰. (2019). 压力信念量表在中国大学生群体中的信效度检验. *中国临床心理学杂志*, 27(4), 722 - 725.
- 彭小凡, 罗长群, 王颖, 尹桂玲. (2020). 亲密关系体验 - 关系结构量表 (ECR - RS) 中文版测评大中学生的效度和信度. *中国心理卫生杂志*, 34(11), 957 - 963.
- 苏双, 潘婷婷, 刘勤学, 陈潇雯, 王宇静, 李明月. (2014). 大学生智能手机成瘾量表的初步编制. *中国心理卫生杂志*, 28(5), 392 - 397.
- 汪向东, 王希林, 马弘. (1999). *心理卫生评定量表手册* (增订版). 北京: 中国心理卫生杂志社.
- 温忠麟, 黄彬彬, 汤丹丹. (2018). 问卷数据建模前传. *心理科学*, 41(1), 204 - 210.
- 吴帆. (2008a). 青年人眼中的老年人: 一项关于老年歧视问题的调查. *青年研究*, (7), 24 - 29.
- 吴帆. (2008b). 认知、态度和社会环境: 老年歧视的多维解构. *人口研究*, (4), 57 - 65.
- 朱宇航, 郭继志, 罗盛, 李敏, 胡善菊, 董毅. (2016). 简易应对方式问卷在老年人群体中的修订及信效度检验. *中国卫生统计*, 33(4), 660 - 664.
- Ayalon, L. (2018). Perceived age discrimination: A precipitator or a consequence of depressive symptoms? *The Journals of Gerontology: Series B*, 73(5), 860 - 869.
- Ayalon, L., Dolberg, P., Mikulioniene, S., Perek - Bialas, J., Rapoliene, G., Stypinska, J., ... dela Fuente - Nunez, V. (2019). A systematic review of existing ageism scales. *Ageing Research Reviews*, 54, 100919.
- Butler, R. N. (1969). Age - ism: Another form of bigotry. *The Gerontologist*, 9(4), 243 - 246.
- Cary, L. A., Chasteen, A. L., & Remedios, J. (2017). The ambivalent ageism scale: Developing and validating a scale to measure benevolent and hostile ageism. *The Gerontologist*, 57(2), e27 - e36.
- Fraboni, M., Saltstone, R., & Hughes, S. (1990). The Fraboni Scale of Ageism (FSA): An attempt at a more precise measure of ageism. *Canadian Journal on Aging*, 9(1), 56 - 66.
- Helman, J. A., & Bugental, D. B. (2015). Responses to patronizing communication and factors that attenuate those responses. *Psychology and Aging*, 30(3), 552 - 560.
- Horhota, M., Chasteen, A. L., & Crumley - Branyon, J. J. (2019). Is ageism acceptable when it comes from a familiar partner? *The Journals of Gerontology: Series B*, 74(4), 595 - 599.
- Kogan, N. (1961). Attitudes toward old people: The development of a scale and an examination of correlates. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 62, 44 - 54.
- Lyons, A., Alba, B., Heywood, W., Fileborn, B., Minichiello, V., Barrett, C., et al. (2017). Experiences of ageism and the mental health of older adults. *Ageing & Mental Health*, 22(11), 1456 - 1464.
- Palmore, E. (2001). The ageism survey: First findings. *The Gerontologist*, 41(5), 572 - 575.
- Tasdemir, N. (2020). Young group identification and motives as

- predictors of ageism, aging anxiety, and life satisfaction. *Journal of Genetic Psychology*, 181(5), 375 – 390.
- Wang, C. C. , Liao, W. C. , Kuo, P. , Yuan, S. C. , Chuang, H. L. , Lo, H. C. , . . . Yen, C. H. (2010). The Chinese version of the facts on aging quiz scale: Reliability and validity assessment. *International Journal of Nursing Studies*, 47(6), 742 – 752.
- Weiss, D. , & Zhang, X. (2020). Multiple sources of aging attitudes: Perceptions of age groups and generations from adolescence to old age across China, Germany, and the United States. *Journal of Cross – Cultural Psychology*, 51(6), 407 – 423.

## Reliability and Validity of the Chinese Version of the Ambivalent Ageism Scale in Chinese Undergraduates

Wu Hongxiang Song Yixia Wu Wenfeng

(School of Psychology, Guizhou Normal University, Guiyang 550025)

**Abstract:** Objective: to test the reliability and validity the Ambivalent Ageism Scale (AAS) in Chinese undergraduates. Methods: 1182 undergraduates completed AAS. The criteria – related validity was tested with the Acceptance of Others Scale (AOS) and Facts on Aging Quiz (FAQ) by 347 students. After 4 weeks, 74 students were tested for test – retest reliability. Results: the Chinese Version of AAS contains three factors: cognitive assistance/protection, unwanted help, and hostile ageism. The internal consistency reliabilities of them were 0.83, 0.80, 0.85 and 0.76, and the test – retest reliabilities were 0.78, 0.62, 0.78, and 0.71. The AAS and three factors were correlated with the acceptance of others and the facts on aging. The CFA proved that AAS had good fit structure. In addition, the configural, metric, scalar and partial strict invariance of the model across gender was verified. Conclusion: The Chinese version of the Ambivalent Ageism Scale has good reliability and validity, and the results of AAS can be contrasted across genders of Chinese undergraduate.

**Key words:** the Ambivalent Ageism Scale; reliability; validity; measurement invariance; Chinese undergraduates