

中文版婴儿态度量表在已婚育龄女性中的信效度检验^{*}

郗亚男 吴小勇

(贵州中医药大学人文与管理学院, 贵阳 550025)

摘要:目的 将婴儿态度量表(Attitude Toward Babies Scale, ABS)进行汉化,并检验在中国已婚育龄女性中的信效度。方法 采用方便取样的方法,选取贵州、山西、湖北等地的700名育龄女性进行施测,通过项目分析、内容效度分析、探索性因素分析、验证性因素分析、效标关联效度、Cronbach α 系数、分半信度、重测信度评价其信效度。结果 项目分析表明,婴儿态度量表各条目与量表各维度总分显著相关,具有良好的区分度;内容效度分析表明专家间一致性水平(IR)为1,I-CVI在0.83~1之间,S-CVI/UA为0.82,S-CVI/Ave为0.97;探索性因素分析得出5个特征值>1的因子,累计方差贡献率为54.399%;验证性因素分析表明五因素模型拟合度较好($\chi^2/df=2.500$, CFI=0.922, TLI=0.914, RMSEA=0.048, SRMR=0.050);各效标与该量表显著相关;总量表 Cronbach α 系数为0.748,量表的分半信度为0.661,重测信度为0.639。结论 修订后的ABS具有良好的信效度,可以作为已婚育龄女性生育动机的有效测量工具。

关键词:婴儿态度;婴儿兴趣;育龄女性;信度;效度

中图分类号:B841.2

文献标识码:A

文章编号:1003-5184(2022)05-0475-06

1 引言

近年来,冻卵、代孕、婚而不育、生而不养等现象,充分暴露出育龄人群没有做好成为父母的内在准备,缺乏应有的生育素养,这会阻碍育龄人群充分释放生育潜力,顺利实现家庭生育计划,而且会威胁到子女养育的质量。婴儿态度不仅是个体生育心理动机的重要组成部分,而且也是衡量个体是否为生育做好内在准备的重要标准,是其生育素养的重要体现。随着全面三孩政策的正式落地,生育政策进一步宽松,关注婴儿态度研究将为提升育龄人群,尤其是女性育龄人群的生育健康和心理的素养,实现优生优育提供有效理论参考。

目前对国内外测量婴儿态度的工具主要包括对婴儿兴趣问卷(Interest in Infants Questionnaire)(Charles, Alexander, & Saenz, 2013; Cheng, Zhang, Sun, Jia, & Ta, 2015; Maestripieri & Pelka, 2002)和婴儿态度量表(Attitude Toward Babies Scale)(Brase & Brase, 2012)。婴儿兴趣问卷为仅有10个题项的单维量表,并没有对婴儿态度的结构进行深入探讨,而且在测量中受测者面对的是一个陌生婴儿问题情境,难以有较多的情感卷入体验。为了能够更全面预测涉及婴儿态度的各种因素,Brase 和 Brase(2012)编制了婴儿态度量表,该量表包含了5个维度:正面接触(Positive Exposure)、负面接触(Nega-

tive Exposure)、权衡(Trade - Offs)、养育(Nurturance)、女性的角色信念(Female Role Beliefs)。正面接触倾向于测量对婴儿产生的兴趣或期待,特别是与婴儿相关的积极感官刺激(视觉、听觉和嗅觉等);负面接触也与婴儿的视觉、声音和气味密切相关,但它是从消极方面测量的;权衡维度涉及认知评估,是对养育孩子如何影响个人的经济、职业、社会生活等方面的有意识且长期的考虑;养育(Nurturance)反映了人们通过识别婴儿的情绪及意图,从而作出相应的行为反应;女性的角色信念(Female Role Beliefs)测量了坚持传统性别角色和文化规范是否会影响人们对婴儿的感受以及生育行为。例如,持有浓厚传统角色态度的女性可能会有强烈的生育欲望,并基于这种角色观念做出许多利于生育的决策。

为准确把握人们关于婴儿态度的维度,Brase 和 Brase(2012)面向不同群体开展了系列研究,第一阶段的研究群体来自英格兰东北部一所大学的80名学生,使用3个与婴儿态度相关的一般性指标、2个开放性问题以及Bem性别角色清单来衡量人们对婴儿的感受;而后进一步扩大研究样本,选取来自美国中西部一所大学的257名学生,在第一阶段研究结果的基础上增添了家庭规模、对孩子和金钱的欲望的衡量、对婴儿物品的态度等条目,通过探索性因

* 基金项目:贵州省哲学社会科学规划课题(21GZZD44)。

通讯作者:吴小勇,E-mail:94014365@qq.com。

子分析得出 4 个因子,包括正面接触、负面接触、权衡以及传统角色信念。之后,考虑到大学生群体多为未婚群体,尚未完成生育经历,故而又选取了 853 名社会人员作为研究对象,对所有条目进行探索性因子分析,提取出 10 个特征值 > 1.0 的因子,通过进一步简化,保留了 5 个解释力最强的因子,最终形成了 34 个条目共 5 个维度的婴儿态度量表,具有良好的信效度。

Brase(2016)采用 ABS 量表在美国大学生群体中进行了进一步检验,发现该量表信效度良好,Sin-salo 等(2022)针对芬兰育龄女性的研究也同样验证了 ABS 量表的有效性。相对其他测量婴儿态度的工具而言,ABS 更加系统和完整,能够更全面反映涉及婴儿态度的认知、情感和行为等各方面因素。因此,选择对婴儿态度量表进行修订,并检验其在我国已婚育龄女性中的信度和效度,为今后开展婴儿态度研究提供一个可靠的测量工具。

2 方法

2.1 研究对象

采用方便抽样方法选取贵州、山西、湖北等地的育龄已婚女性进行施测。共发放问卷 700 份,剔除无效问卷后剩余 645 份,有效率 92.1%。645 名被试中,城市育龄女性 332 名(51.5%),农村育龄女性 313 名(48.5%),年龄在 19~49 岁之间,平均年龄为 (30.20 ± 5.21) 岁。所有被试群体学历水平中,小学及以下 3 名(0.5%),初中 51 名(7.9%),高中或中专 128 名(19.8%),大专 156 名(24.2%),本科 243 名(37.7%),研究生及以上 64 名(9.9%)。将总样本随机分为两部分。

样本 1:随机抽取 300 名被试用于探索性因素分析。城市育龄女性 167 名(55.7%),农村育龄女性 133 名(44.3%),平均年龄 (30.90 ± 5.19) 岁。

样本 2:将剩余 345 名被试进行验证性因素分析。城市育龄女性 165 名(47.8%),农村育龄女性 180 名(52.2%),平均年龄 (30.30 ± 5.23) 岁。

样本 3:用于重测信度检验。采用方便抽样的方式,随机抽取 100 名被试于 3 周后进行重测,回收有效问卷 82 份,其中城市育龄女性 48 名(58.5%),农村育龄女性 34 名(41.5%),平均年龄为 (31.47 ± 4.32) 岁。

2.2 研究工具

2.2.1 婴儿态度量表(ABS)

由 Brase 和 Brase(2012)编制,共有 34 个条目,5 个维度,采用 Likert 五点计分,从 1(完全不同意)到 5(完全同意)。5 个维度分别为:正面接触(包含 10 个条目)、负面接触(包含 8 个条目)、权衡(包含

6 个条目)、养育(包含 6 个条目)、女性的角色信念(包含 4 个条目)。

2.2.2 生育意愿与生育行为

将期望生育子女数量、期望生育男孩数量、期望生育女孩数量、初婚年龄、初育年龄五个反映生育意愿或生育行为的指标作为效标,参考中国综合社会调查(China general social survey, CGSS),生育意愿和生育行为是反映育龄人群生育情况的直接表现,主要包含三个指标,包括生育子女数量、生育子女时间、生育子女性别(谭雪萍,2015;风笑天,2017)。鉴于部分已婚育龄女性尚未完成人生生育历程,因此,将涉及生育子女数量和生育子女性别的指标设置为:期望生育子女数量、期望生育男孩数量、期望生育女孩数量。与此同时,鉴于已有研究显示,初婚年龄、初育年龄是直接或间接反映生育行为的有效指标(吴小勇,毕重增,2018),因此,将初婚年龄、初育年龄作为在时间角度上反映生育行为的效标。

2.3 研究方法

2.3.1 量表汉化

采用 Brislin 翻译模型进行量表的汉化(王晓娇,夏海鸥,2016)。第一步,正译。在征得原量表作者同意后,由 3 名中西医结合心理学专业的研究生以及 1 位医学英语专业的老师和 1 位心理学专业的老师(以上人员均有研究背景且熟悉测量工具研发过程)分别对量表进行翻译,而后进行对比讨论及修订,形成初始中文版 ABS。第二步,回译。请 2 名未接触原量表且不熟悉测量工具背景的双语医学博士进行回译。第三步,审查。对比直译和回译两个版本,研究团队进行再次修订,以确保条目意思一致且符合中国的文化背景以及言语表达逻辑,形成最终的中文版 ABS。例如,条目 15 直译为“我自己生孩子要花太多钱”,经过讨论修改为“要孩子会产生巨大经济负担”。整个汉化过程,保留了英文版量表的所有条目以及沿用原量表计分方法。

2.3.2 预调查

采用方便抽样的分析选取 20 名育龄女性进行预调查,评估育龄女性对量表条目、说明、回答的理解以及难易程度,确保被试对所有条目均无异议。

2.3.3 资料收集

在正式施测前,对调查员进行统一培训。在填写问卷前,由调查员讲解指导语和测试目的,被试者自愿填写,平均测试时间为 10 分钟,填写后当场收回。发放问卷 700 份,回收问卷 682 份,剔除无效问卷后剩余 645 份,有效率 92.1%。3 周后,随机抽取 100 名被试进行重测,回收有效问卷 82 份,有效率为 82%。

2.4 统计学方法

采用 SPSS22.0 对数据进行项目分析、探索性因素分析、效标效度检验、内部一致性系数检验以及重测信度检验;采用 Mplus 8.3 进行验证性因素分析。采用极端组检验方法和题总相关系数法进行项目分析;采用条目水平的内容效度指数(I-CVI)和量表水平的内容效度指数(S-CVI)进行内容效度分析;采用主成分分析法抽取因子,用最大方差法进行因子旋转,做探索性因素分析;采用最大似然法(ML)进行验证性因素分析;采用 Pearson 相关分析进行效标关联效度检验;采用 Cronbach α 系数、分半信度、重测信度进行内部一致性系数检验。 $p < 0.05$ 有统计学差异。

表 1 中文版 ABS 各条目项目分析

| 正面接触 | | | 负面接触 | | | 权衡 | | | 养育 | | | 女性角色信念 | | |
|------|--------|---------|------|--------|---------|-----|--------|---------|-----|--------|---------|--------|--------|---------|
| 条目 | CR | r | 条目 | CR | r | 条目 | CR | r | 条目 | CR | r | 条目 | CR | r |
| A1 | 20.288 | 0.68 ** | A2 | 20.980 | 0.68 ** | A4 | 16.866 | 0.60 ** | A3 | 22.241 | 0.70 ** | A9 | 16.803 | 0.56 ** |
| A7 | 24.453 | 0.74 ** | A8 | 18.361 | 0.65 ** | A6 | 28.560 | 0.76 ** | A5 | 22.215 | 0.72 ** | A20 | 32.272 | 0.79 ** |
| A11 | 29.675 | 0.80 ** | A13 | 22.628 | 0.72 ** | A12 | 18.284 | 0.64 ** | A10 | 15.148 | 0.59 ** | A29 | 25.880 | 0.76 ** |
| A21 | 28.333 | 0.78 ** | A17 | 13.123 | 0.54 ** | A15 | 18.144 | 0.64 ** | A14 | 19.139 | 0.66 ** | A30 | 27.191 | 0.68 ** |
| A22 | 31.457 | 0.80 ** | A18 | 22.143 | 0.73 ** | A23 | 19.908 | 0.68 ** | A16 | 14.333 | 0.56 ** | | | |
| A24 | 36.698 | 0.86 ** | A27 | 19.434 | 0.71 ** | A26 | 23.789 | 0.73 ** | A19 | 20.893 | 0.67 ** | | | |
| A25 | 31.905 | 0.82 ** | A28 | 18.771 | 0.69 ** | | | | | | | | | |
| A31 | 25.452 | 0.78 ** | A33 | 13.406 | 0.54 ** | | | | | | | | | |
| A32 | 35.372 | 0.81 ** | | | | | | | | | | | | |
| A34 | 17.243 | 0.60 ** | | | | | | | | | | | | |

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, 下同。

3.2.1 内容效度分析

采用条目水平的内容效度指数(I-CVI)和量表水平的内容效度指数(S-CVI)进行内容效度分析。邀请 6 名医学心理学领域、生育领域的专家对该量表的内容效度进行评价,采用 4 级评分制,1 或 2 分表示条目与所属维度不相关,条目不具有代表性;3 或 4 分表示条目与所属维度相关,条目代表性好。再计算 CVI 之前先算出专家间一致性水平(IR)。判断标准:IR 不低于 0.7 或 0.8;专家人数 ≤ 5 , I-CVI 应为 1;专家人数 ≥ 6 人时,I-CVI 不低于 0.78,全体一致 S-CVI(S-CVI/UA) 不低于 0.80,平均 S-CVI(S-CVI/Ave) 大于 0.90。结果显示,专家间一致性水平(IR)为 1,I-CVI 在 0.83 ~ 1 之间,均大于 0.78,S-CVI/UA 为 0.82,S-CVI/Ave 为 0.97,符合心理测量学标准。

3.2.2 探索性因素分析(EFA)

对样本 1 进行探索性因素分析,KOM 值为 0.939,Bartlett 球形检验卡方值 9393.534 ($P < 0.001$),因此,数据可以进行因素分析。考虑到原量表的 5 因子结构,因而在限定因子个数的情况下,采用主成分法进行分析,抽取因子做最大方差法旋

3 结果

3.1 项目分析

采用极端组检验方法和题总相关系数法进行项目分析。计算总样本各维度的总分并按高低进行排序,取前后 27% 划分为高分组和低分组。之后进行独立样本 t 检验,结果表明,所有条目在两组间均有显著差异($P < 0.01$)。随后再对各条目得分与其所属维度总分进行相关分析,所有条目的决断值(CR)在 13.123 ~ 36.688 之间($P < 0.01$),条目和所属维度的相关系数在 0.543 ~ 0.862 之间($P < 0.01$),均符合 CR 值 > 3 ,题总相关系数 $r > 0.30$ 的筛选标准(吴明隆,2011),因此所有条目均被保留(见表 1)。

3.2 效度分析

转。结果发现,5 个因子的特征根均大于 1,累计方差贡献率为 54.399%,各因子载荷在 0.394 ~ 0.847 之间。但是结果也显示,条目 A30 所属因子发生了改变,条目 A8 和 A12 在两个因子上的载荷均大于 0.4 且差值小于 0.2,与原量表不一致,因而将 A8、A12、A30 删除,保留 31 个条目(见表 2)。

3.2.3 验证性因素分析(CFA)

应用 Mplus8.3 软件对样本 2 数据进行验证性因素分析,采用最大似然法(ML)、CFI、TLI、RMSEA 和 SRMR 来检验模型拟合程度。筛选标准: $\chi^2/df < 3$, CFI > 0.9 , TLI > 0.9 , SRMR < 0.08 , RMSEA < 0.08 (温忠麟,黄彬彬,汤丹丹,2018)。首先,根据原量表的五因子模型和探索性因素分析结果构建模型:模型 M1:原量表五因子模型;模型 M2,五因子模型,删除 A8、A12、A30。结果见表 3。对比 2 个模型,发现模型 M2 的各项拟合指标更优,相较于模型 M1 的各项系数均达到较好的测量标准,且在因子载荷上均大于 0.3,符合心理学测量要求(杨柳青,郝志红,2020),说明修订后的量表具有良好的结构效度。

表2 中文版ABS探索性因子分析

| 正面接触 | | 负面接触 | | 权衡 | | 养育 | | 女性角色信念 | |
|------|--------|------|--------|-----|--------|-----|--------|--------|--------|
| 条目 | 因子载荷 | 条目 | 因子载荷 | 条目 | 因子载荷 | 条目 | 因子载荷 | 条目 | 因子载荷 |
| A24 | 0.847 | A18 | 0.681 | A4 | 0.765 | A16 | 0.669 | A9 | 0.694 |
| A25 | 0.822 | A28 | 0.662 | A6 | 0.685 | A14 | 0.588 | A29 | 0.669 |
| A32 | 0.782 | A27 | 0.649 | A26 | 0.648 | A10 | 0.588 | A20 | 0.566 |
| A11 | 0.779 | A17 | 0.647 | A23 | 0.495 | A19 | 0.483 | | |
| A22 | 0.776 | A13 | 0.596 | A15 | 0.436 | A5 | 0.426 | | |
| A21 | 0.768 | A2 | 0.542 | | | A3 | 0.394 | | |
| A31 | 0.745 | A33 | 0.502 | | | | | | |
| A7 | 0.659 | | | | | | | | |
| A1 | 0.592 | | | | | | | | |
| A34 | 0.529 | | | | | | | | |
| 解释方差 | 20.911 | | 11.975 | | 7.871 | | 7.277 | | 6.365 |
| 特征值 | 9.317 | | 3.162 | | 1.951 | | 1.352 | | 1.082 |
| 累积方差 | 20.911 | | 32.886 | | 40.757 | | 48.034 | | 54.399 |

表3 中文版ABS验证性因素分析拟合指标

| MODEL | χ^2/df | CFI | TLI | RMSEA(90% CI) | SRMR |
|-------|-------------|-------|-------|--------------------|-------|
| M1 | 2.591 | 0.910 | 0.901 | 0.050(0.046 0.053) | 0.056 |
| M2 | 2.500 | 0.922 | 0.914 | 0.048(0.045 0.052) | 0.050 |

3.2.4 效标关联效度

对ABS中文修订版与各效标之间进行关联效度检验。结果如表4所示,ABS各维度与期望子女

数量、初育年龄呈显著相关($r = -0.421 \sim 0.550, P < 0.01$),正面接触、负面接触、权衡3个维度与初婚年龄没有显著相关($P > 0.05$)。

表4 中文版ABS各维度的效标关联效度分析

| | 期望子女数量 | 期望男孩数量 | 期望女孩数量 | 初婚年龄 | 初育年龄 |
|--------|----------|----------|----------|---------|----------|
| 正面接触 | 0.550** | 0.431** | 0.351** | 0.064 | 0.216** |
| 负面接触 | -0.421** | -0.338** | -0.262** | -0.071 | -0.245** |
| 权衡 | -0.207** | -0.174** | -0.126** | -0.019 | -0.125** |
| 养育 | 0.351** | 0.261** | 0.239** | 0.104** | 0.258** |
| 女性角色信念 | 0.242** | 0.228** | 0.107** | 0.094* | 0.205** |

3.3 信度分析

对婴儿态度量表进行内部一致性信度检验,结果显示,ABS的Cronbach α 系数为0.748,正面接触为0.925,负面接触为0.799,权衡为0.743,养育为0.736,女性角色信念为0.626。婴儿态度量表的分半信度为0.661,各维度的分半信度分别为0.925,0.742,0.734,0.776,3周后婴儿态度量表的重测信度为0.639,各维度的重测信度分别为0.749,0.756,0.707,0.647,0.689。这说明婴儿态度量表具有较高的信度。

4 讨论

4.1 婴儿态度量表修订的必要性

社会经济的飞速发展、媒体的普及等诸多外部环境因素对当代育龄人群的生育观念产生了巨大的冲击,初婚初育年龄推迟,离婚率提高,同居率攀升,

不婚不育现象增多,生育行为变得更加多元和复杂。因此,在国家不断放宽生育政策的背景下,育龄人群的生育自主选择权持续放大,剖析影响育龄人群的生育心理显得尤为重要。研究发现男女社会角色、父母对子女投资偏好与婴儿态度存在一定的关系(Ding et al., 2020)。当下人们普遍重视优生优育,更加注重子女的综合素质,以及子女给家庭带来的满足感和幸福感。“好父亲”“好母亲”的身份角色认同感不同,也必然会呈现出不同的婴儿态度。因而,婴儿态度能在一定程度上预测人们的生育行为。众多研究探讨了婴儿态度与生育之间的关系(Ajzen & Klobas, 2013; Clutterbuck, Adams, & Nettle, 2014; Yaakobi, Mikulincer, & Shaver, 2014),例如婴儿态度(尤其是积极的婴儿态度)与家庭模式和性别(Matytsia & Nitsche, 2016)、父母身份(Tate & Patterson,

2019)均有密切联系,以及在社交媒体中同样发现婴儿态度会影响生育意愿(Adair, Brase, Akao, & Jantsch, 2014),对婴儿的积极态度可能会激发生育潜能,维持适当的生育水平。由此可见,Brase 和 Brase (2012) 编制的涉及婴儿的积极态度、消极态度、权衡考虑、以及养育态度和角色信念 5 个方面的婴儿态度量表,为研究提供了一个良好的测量工具。由于中西方文化差异,直接引用国外量表可能并不适用于我国。因而严格遵循量表汉化标准对婴儿态度量表进行了修订,并检验了中文版 ABS 在中国已婚育龄女性群体中的信、效度。

4.2 中文版 ABS 的信效度

ABS 进行修订,并选取中国已婚育龄女性作为研究人群,验证该量表在中国背景下的信效度。项目分析表明,所有条目均与所属维度在高分组、低分组呈现显著相关,说明各条目均有较高的区分度。

内容效度分析显示,中文版 ABS 的内容效度指数(I-CVI)和量表水平的内容效度指数(S-CVI)均符合统计学标准,说明该量表的条目设置合理,具有良好的代表性。探索性因素分析发现,条目 A30(要孩子对于女人的人生圆满很重要)由原量表中的女性角色态度维度转向正面接触维度,与原量表维度不一致,这可能是由于调查文化背景差异或不同种族人群对条目内容理解偏差引起的或是存在语句歧义问题(陈春棉,姜德国,陈策,马晓燕,毛富强,2020);条目 A8(当看到孩子脾气暴躁时,我想尽量远离)和 A12(要孩子会毁了我的生活圈)均在负面接触和权衡两个维度上因子载荷大于 0.4 且差值小于 0.2,按传统标准应将其删除,但是基于理论角度和评估其效用方面需要继续探索和暂时保留。因此,可以考虑进一步采用验证性分析建立多个模型比较,发现删除条目 A8、A12、A30 后模型拟合度更高,具有更可靠的稳定性($\chi^2/df = 2.500$, CFI = 0.922, TLI = 0.914, RMSEA = 0.048, SRMR = 0.050),所以最终量表保留 31 个条目,5 个维度。总而言之,删除条目的原因可能是由于条目内涵翻译存在一定误差,或是不同文化背景下人群的理解不同,以及人们在填写过程中本就处于一个权衡的过程。

效标关联效度分析结果表明,婴儿态度量表的正面接触、养育、女性角色信念维度与生育子女数量、初育年龄等指标存在较为普遍的显著正相关,负面接触和权衡度与其存在较为普遍的显著负相关。信度结果表明,婴儿态度量表 Cronbach α 系数为 0.748,各维度的内部一致性系数在在 0.626 ~ 0.925 之间,分半信度在 0.629 ~ 0.925 之间,3 周后

的重测信度在 0.639 ~ 0.756 之间,这说明 ABS 在我国文化背景下具有较好的信度和效度。

4.3 研究局限性

基于女性作为生育主体,且已婚女性正处于生育历程或是一段稳定亲密关系中,她们的生育心理可能更有典型性或代表性。故在初次修订量表时,将已婚育龄女性作为研究样本,但这恰恰也是局限所在,样本人群单一。此外,由于条件有限,仅对几个地区进行了调查,今后可扩大样本人群、取样范围以及采用更合理的抽样方法,进一步验证该量表在全国范围内的普适性。同时也发现有部分不可或缺的条目影响了量表信度,女性角色信念维度 Cronbach α 系数较低,但是考虑到中国传统生育文化的影响,该维度具有重要的理论价值,因而保留了该维度的条目,在未来的研究中可进行进一步的探索。

综上所述,婴儿态度量表中文版各项指标均达到心理测量学标准,在我国文化背景下可作为测量已婚育龄女性婴儿态度的有效工具。

参考文献

- 陈春棉,姜德国,陈策,马晓燕,毛富强. (2020). 格拉斯哥抗精神病药副反应评定量表中文版信效度分析. *中华行为医学与脑科学杂志*, 29(1), 79–83.
- 风笑天. (2017). 当代中国人的生育意愿: 我们实际上知道多少? *社会科学*, 444(8), 59–71.
- 谭雪萍. (2015). 成本–效用视角下的单独二胎生育意愿影响因素研究——基于徐州市单独家庭的调查. *南方人口*, 30(2), 1–12.
- 吴小勇,毕重增. (2018). 人格特征会影响中国人的生育行为吗? ——基于 CCSS(2013) 数据的分析. *人口学刊*, 40(4), 31–42.
- 吴明隆. (2011). 结构方程模型 AMOS 的操作与应用. 重庆: 重庆大学出版社.
- 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.
- 王晓娇,夏海鸥. (2016). 基于 Brislin 经典回译模型的新型翻译模型的构建及应用. *护理学杂志*, 31(7), 61–63.
- 杨柳青,郝志红. (2020). Fischer 就医态度量表的汉化及信效度分析. *中华行为医学与脑科学杂志*, 29(8), 757–762.
- Adair, L. E., Brase, G. L., Akao, K., & Jantsch, M. (2014). Babyfever: Social and media influences on fertility desires. *Personality and Individual Differences*, 71, 135–139.
- Ajzen, I., & Klobas, J. (2013). Fertility intentions: An approach based on the theory of planned behavior. *Demographic Research*, 29, 203–232.
- Brase, G. L., & Brase, S. L. (2012). Emotional regulation of fertility decision making: What is the nature and structure of

- “baby fever”? *Emotion*, 12(5), 1141–1154.
- Brase, G. L. (2016). The relationship between positive and negative attitudes towards children and reproductive intentions. *Personality and Individual Differences*, 90, 143–149.
- Clutterbuck, S., Adams, J., & Nettle, D. (2014). Childhood adversity accelerates intended reproductive timing in adolescent girls without increasing interest in infants. *PLoS One*, 9(1), e85013.
- Charles, N. E., Alexander, G. M., & Saenz, J. (2013). Motivational value and salience of images of infants. *Evolution and Human Behavior*, 34(5), 373–381.
- Cheng, G., Zhang, D., Sun, Y., Jia, Y., & Ta, N. (2015). Childless adults with higher secure attachment state have stronger parenting motivation. *Personality and Individual Differences*, 87, 39–44.
- Ding, F., Cheng, G., Jia, Y., Zhang, W., Lin, N., Zhang, D., & Mo, W. (2020). The role of sex and femininity in preferences for unfamiliar infants among Chinese adults. *Plos One*, 15(11), e0242203.
- Maestripieri, D., & Pelka, S. (2002). Sex differences in interest in infants across the lifespan: A biological adaptation for parenting? *Human Nature*, 13(3), 327–344.
- Matysiak, A., & Nitsche, N. (2016). *Emerging trends in the social and behavioral sciences: An interdisciplinary, searchable, and linkable resource*. John Wiley & Sons, Inc.
- Sinisalo, H., Bakermans – Kranenburg, M. J., & Peltola, M. J. (2022). Hormonal and behavioral responses to an infant simulator in women with and without children. *Developmental Psychobiology*, 64, e22321.
- Tate, D. P., & Patterson, C. J. (2019). Sexual minority women’s attitudes toward infants, children, and parenthood. *Journal of Lesbian Studies*, 23(4), 464–475.
- Yaakobi, E., Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2014). Parenthood as a terror management mechanism: The moderating role of attachment orientations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 40(6), 762–774.

Reliability and Validity of the Chinese Version of the Attitudes Toward Babies Scale in Married Women of Childbearing Age

Qie Yanan Wu Xiaoyong

(School of Humanities and Management, Guiyang University of TCM, Guiyang 550025)

Abstract: Objective To translate the Attitude Toward Babies Scale (ABS) into Chinese and test its reliability and validity in Chinese married women of childbearing age. Methods Totally 700 married women of childbearing age in Guizhou, Shanxi, Hubei and other places were test through convenient sampling methods. Project analysis, Content validity analysis, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, criterion correlation validity, Cronbach α coefficient, split half Reliability and test – retest reliability evaluate its reliability and validity. Results Item analysis showed that each item of ABS was significantly correlated with the total score of each dimension of the scale, which had good discrimination; Content validity analysis shows that the consistency level between experts was 1, I – CVI was between 0.83 and 1, S – CVI/UA was 0.82, and S – CVI/AVE was 0.97; Exploratory factor analysis showed that there were five factors with eigenvalue > 1 , and the cumulative variance contribution rate was 54.399%; Confirmatory factor analysis identified a five factor model ($\chi^2/df = 2.500$, CFI = 0.922, TLI = 0.914, RMSEA = 0.048, SRMR = 0.050); The ABS was of good criterion – related validity; The Cronbach’s α coefficient for the total scale was 0.748, and the Cronbach’s α coefficient of each dimension ranged from 0.626 to 0.925, the split – half reliability of the scale is 0.661, and the test – retest reliability were 0.639. Conclusion The revised Chinese version of ABS has good reliability and validity, which can be used as an effective indicator to measure the attitude toward babies of married women in childbearing age.

Key words: attitude toward babies; interest in infants; childbearing age; reliability; validity