

简式父母教养方式问卷蒙文版在大学生中的信效度检验

白 杨

吉林大学珠海学院，珠海

摘 要 | 目的：考察简式父母教养方式问卷蒙文版（the short-form egna minnenav barndoms uppfostran for the Mongolian language user, s-EMBU-m）在大学生群体中的信度和效度。方法：采取整群抽样的方式对400名大学生蒙语使用者集体施测，并进行项目分析，效度分析和信度分析等。结果：简式父母教养方式问卷蒙文版的三因素结构拟合良好（父亲分问卷；母亲分问卷）；聚合效度和区分效度较好（父亲分问卷各维度的因素负荷在0.61 ~ 0.85之间，组合信度在0.867 ~ 0.899之间，平均方差抽取量在0.450 ~ 0.577之间。母亲分问卷各维度的因素负荷在0.62 ~ 0.86之间，组合信度在0.867 ~ 0.909之间，平均方差抽取量在0.521 ~ 0.568之间）；父亲分问卷的Cronbach's α 系数为0.784，父亲分问卷的重测信度为0.788。结论：简式父母教养方式问卷蒙文版具有良好的信效度，可以用来测量大学生蒙文使用者的父母教养方式。

关键词 | 父母教养方式；蒙文；信度；效度

Copyright © 2021 by author (s) and SciScan Publishing Limited

This article is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/). <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>



父母教养方式反映了亲代与子代关系的实质。作为一种主观体验，父母教养方式主要考察个体体验到的父母对待子女的方式是否与子女的需要相适应。以往的研究表明，与个体的需要相适应的父母教养方式具有抑制个体非适应性特质和行为产生的作用^[1]；相反，与个体不相适应的父母教养方式将促使个体产生问题行为^[2]。父母教养方式对子女的影响不仅存在于未成年时期^[3,4]，也存在于个体成年期^[5]。

父母教养方式对个体和社会具有深远影响。基于我国成年个体的研究表明，父母教养方式不仅可以预测大学生的社会责任感^[5]、创造性^[6]和自尊等特质^[7]；也可以预测学业拖延^[8]，攻击^[9]和网络成瘾等行为^[10]。父母教养方式甚至可以预测成年个体患精神分裂症^[11]，抑郁症^[12]和强迫症^[13]等精神疾病的情况。同时，基于我国蒙古族大学生群体的研究表明，父母教养方式可以预测其自我同一性^[14]、文化适应^[15]、情绪调节能力^[16]及成就动机^[17]等。父母教养方式对成年子女的影响研究具有重要意义。

同时，我国幅员辽阔，是一个多民族的国家。不同的生态环境和文化环境促使不同的民族在父母教

养方式类型方面存在一定差异。以汉族和蒙古族为例,蒙古族大学生与汉族大学生的父母教养方式在过度保护维度存在显著差异,蒙古族大学生过度保护的父母教养方式显著低于汉族大学生。这些差异提示研究者在我国进行父母教养方式的研究时,有必要细化变量,将民族作为一个重要的因素进行考察。因此,有效的测量工具是细化父母教养方式研究的重中之重。

以往以蒙古族大学生为被试的父母教养方式研究中,常采用岳冬梅^[18]在父母教养方式调查问卷^[19](EMBU)的基础上修订的中文版本^[14, 17, 20, 21]。在使用过程中,研究者发现岳冬梅^[18]修订的中文版本存在以下不足:(1)条目过多。该版本共包含115个条目,疲惫和注意力不集中将导致测量效度下降^[22]。(2)父亲分问卷与母亲分问卷维度不一致。其中父亲分问卷分为6个维度,而母亲分问卷分为5个维度。维度的不同增加了对比父亲与母亲教养方式的难度^[23]。(3)结构不稳定^[22]。同时,基于EMBU修订的另一个中文版本,简式父母教养方式问卷中文版^[23]具有以下优势:(1)条目较少。该版本共包含42个条目。(2)父亲分问卷与母亲分问卷具有相同的结构维度。近年来越来越多的研究者选用该中文版进行测量^[24, 25]。但是,使用该问卷对蒙古族大学生的父母教养方式进行测量时,其效度很难达到测量学标准。

经过进一步的检验,研究者发现简式父母教养方式问卷中文版在民族这一变量上(蒙古族和汉族)未能通过测量不变性检验。究其原因,研究对象的中文水平是重要影响因素。部分蒙古族学生由于在基础教育阶段以蒙文为主要文字,因此对汉字的理解力较弱。比起汉字,他们对蒙文更熟悉,使用更熟练。综上所述,研究者认为有必要开发适用于蒙文使用者的简式父母教养方式问卷蒙文版。

1 研究对象与方法

1.1 研究对象

样本一:整群抽取内蒙古地区某大学的本科生为被试,共发放问卷230份,回收有效问卷200份,有效回收率86.96%。其中,男生98人(49.00%),女生102人(51.00%);大一学生101人(50.50%),大二学生63人(31.50%),大三学生17人(8.50%),大四学生18人(9.00%),并有1人遗漏(0.50%);独生子女77人(38.50%),非独生子女122人(61.00%)

样本二:整群抽取内蒙古地区某大学的本科生为被试,共发放问卷222份,回收有效问卷200份,有效回收率90.09%。其中,男生90人(45.00%),女生110人(55.00%);大一学生94人(47.00%),大二学生72人(36.00%),大三学生14人(7.00%),大四学生20人(10.00%);独生子女78人(39.00%),非独生子女122人(61.00%)。

1.2 测量工具

1.2.1 蒙文水平测验

被试需要在正式测验前进行蒙文水平测验,通过蒙文水平测验的被试可以进入正式测验。蒙文水平测验的内容选自小学三年级蒙语文教材,被试需要使用蒙文在限定时间内完成对材料内容的概括。概括内容正确,句式无语病且书写无误的被试视为通过测验。蒙文水平测验的时间在15分钟左右。

1.2.2 简式父母教养方式问卷中文版

蒋奖等人(2010)基于简式父母教养方式问卷(s-EMBU)修订了简式父母教养方式问卷中

文版 (s-EMBU-c)。该问卷分为父亲分问卷和母亲分问卷, 两分问卷各包含 21 个内容相同的条目, 分为拒绝 (6 个条目), 过度保护 (8 个条目) 和情感温暖 (7 个条目) 维度。采用 1 (从不) ~ 4 (总是) 的 4 点计分, 第 17 题是反向计分题。该问卷具有较好的信度, 拒绝, 情感温暖和过度保护在父亲问卷中的内部一致性信度系数分别为 0.78, 0.82, 0.74; 在母亲问卷中的内部一致性信度系数分别为 0.82, 0.84, 0.78^[23]。正式测验的时间在 15 分钟左右。

1.3 数据处理

本研究采用 SPSS 22.0 进行项目分析, 探索性因素分析及信效度检验, 采用 AMOS17 进行验证性因素分析。并基于路径系数计算组合信度 (composite reliability, CR)、平均方差抽取量 (average variance extract, AVE) 和最大共同方差 (maximum shared variance, MSV) 等。

2 研究结果

2.1 项目分析

根据各分问卷总分的高低 27%, 将样本分为高分组和低分组, 并进行独立样本 *t* 检验。检验结果显示, 各条目在高分组和低分组间存在显著差异 ($p < 0.05$)。同时采用 Pearson 相关法对两分问卷的题总相关进行测量。所有条目与所在分问卷的总分之间均呈现显著的相关关系 ($p < 0.05$); 父亲分问卷的题总相关系数在 0.170 ~ 0.541 之间, 母亲分问卷的题总相关系数在 0.108 ~ 0.566 之间。结果详见表 1 和表 2。以上结果说明所有条目均具有较高的鉴别力。

表 1 父亲分问卷的题总相关系数和独立样本 *t* 检验结果

Table 1 Results of question total correlation coefficient and independent sample *t*-test for father's sub-questionnaire

| 条目 | r | <i>t</i> |
|-----|---------|----------|
| A1 | 0.357** | 2.901 |
| A2 | 0.284** | 4.457 |
| A3 | 0.209** | 2.027 |
| A4 | 0.375** | 3.241 |
| A5 | 0.535** | 6.926 |
| A6 | 0.253** | 2.793 |
| A7 | 0.477** | 4.019 |
| A8 | 0.541** | 5.597 |
| A9 | 0.385** | 5.481 |
| A10 | 0.449** | 4.267 |
| A11 | 0.310** | 3.847 |
| A12 | 0.496** | 4.121 |
| A13 | 0.200** | 2.651 |
| A14 | 0.297** | 3.354 |
| A15 | 0.170* | 2.302 |
| A16 | 0.477** | 4.733 |
| A17 | 0.265** | 3.427 |

续表

| 条目 | r | t |
|-----|---------|-------|
| A18 | 0.393** | 5.325 |
| A19 | 0.389** | 4.432 |
| A20 | 0.411** | 5.646 |
| A21 | 0.130* | 2.635 |

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.0001$, 下同。

表2 母亲分问卷的题总相关系数和独立样本 t 检验结果

Table 2 Results of question total correlation coefficients and independent sample t -tests for the mother subquestionnaire

| 条目 | r | t |
|-----|---------|-------|
| B1 | 0.222** | 2.933 |
| B2 | 0.183* | 2.622 |
| B3 | 0.267** | 4.159 |
| B4 | 0.345** | 3.359 |
| B5 | 0.566** | 8.550 |
| B6 | 0.157* | 2.674 |
| B7 | 0.375** | 3.858 |
| B8 | 0.471** | 7.013 |
| B9 | 0.177* | 2.436 |
| B10 | 0.390** | 5.256 |
| B11 | 0.109* | 2.598 |
| B12 | 0.446** | 3.817 |
| B13 | 0.126* | 2.274 |
| B14 | 0.439** | 2.029 |
| B15 | 0.162** | 2.359 |
| B16 | 0.436** | 4.917 |
| B17 | 0.108* | 2.390 |
| B18 | 0.461** | 5.975 |
| B19 | 0.281** | 4.438 |
| B20 | 0.377** | 5.985 |
| B21 | 0.111* | 2.250 |

2.2 效度分析

2.2.1 探索性因素分析

使用样本一的数据对父亲分问卷进行探索性因素分析。第一步,对样本是否适合进行探索因素分析进行初步判断。Bartlett 球形检验的结果为 Bartlett $\chi^2=1606.319$, $p < 0.001$, 取样适当性度量值 KMO 为 0.865。上述结果表明样本一适合于进行探索性因素分析^[27]。第二步,采用主成分分析法作为公因子的提取方法,采用最大方差斜交旋转法为负荷矩阵旋转方式,删除多重负荷、因素负荷 < 0.40 、共同度 < 0.40 的因素。以此标准保留了父亲分问卷中全部的 21 个条目,父亲分问卷的因素负荷详见表 3。第三步,参考碎石图,保留特征根 > 1 的因素。以此标准得到一个 3 因素模型。三因素模型的累计方差解释率为 53.47%,可以解释大部分的变异。其中,父亲过度保护维度的特征根为 5.541, 方差解释率为 20.04%; 父亲情感暖维度的特征根为 3.268, 方差

解释率为 18.18%；父亲拒绝维度的特征根为 2.420，方差解释率为 15.25%。

使用样本一的数据对母亲分问卷进行探索性因素分析。第一步，对样本是否适合进行探索因素分析进行初步判断。Bartlett 球形检验的结果为 Bartlett $\chi^2=2082.733$, $p<0.001$ ，取样适当性度量值 KMO 为 .871。上述结果表明样本一适合于进行探索性因素分析^[27]。第二步，采用主成分分析法作为公因子的提取方法，采用最大方差斜交旋转法为负荷矩阵旋转方式，删除多重负荷、因素负荷 <0.40、共同度 <0.40 的因素。以此标准保留了母亲分问卷中全部的 21 个条目，母亲分问卷的因素负荷详见表 4。第三步，参考碎石图，保留特征根 >1 的因素。以此标准得到一个与父亲分问卷结构完全相同的 3 因素模型。三因素模型的累计方差解释率为 58.60%，可以解释大部分的变异。其中，母亲过度保护维度的特征根为 6.100，方差解释率为 23.75%；母亲情感温暖维度的特征根为 3.827，方差解释率为 19.70%；母亲拒绝维度的特征根为 2.378，方差解释率为 15.15%。

表 3 父亲分问卷的因素负荷 (n=200)

Table 3 Factor loading of the father subquestionnaire

| 过度保护 | | 情感温暖 | | 拒绝 | |
|------|-------|------|-------|-----|-------|
| 条目 | 因素负荷 | 条目 | 因素负荷 | 条目 | 因素负荷 |
| A10 | 0.770 | A6 | 0.754 | A1 | 0.735 |
| A8 | 0.743 | A11 | 0.751 | A14 | 0.715 |
| A3 | 0.734 | A2 | 0.725 | A4 | 0.708 |
| A5 | 0.724 | A13 | 0.719 | A19 | 0.684 |
| A18 | 0.701 | A9 | 0.711 | A7 | 0.680 |
| A16 | 0.693 | A17 | 0.710 | A12 | 0.664 |
| A15 | 0.661 | A21 | 0.691 | | |
| A20 | 0.604 | | | | |

表 4 母亲分问卷因素负荷 (n=200)

Table 4 Factor loading of the mother subquestionnaire

| 过度保护 | | 情感温暖 | | 拒绝 | |
|------|-------|------|-------|-----|-------|
| 条目 | 因素负荷 | 条目 | 因素负荷 | 条目 | 因素负荷 |
| B3 | 0.848 | B9 | 0.839 | B7 | 0.748 |
| B18 | 0.833 | B13 | 0.819 | B1 | 0.719 |
| B8 | 0.826 | B6 | 0.813 | B4 | 0.716 |
| B20 | 0.767 | B21 | 0.733 | B14 | 0.713 |
| B5 | 0.755 | B17 | 0.699 | B19 | 0.703 |
| B15 | 0.729 | B11 | 0.680 | B12 | 0.631 |
| B16 | 0.720 | B2 | 0.670 | | |
| B10 | 0.680 | | | | |

2.2.2 验证性因素分析

使用样本二的数据对探索性因素分析获得的模型进行验证性因素分析。父亲分问卷的 3 维结构模型拟合良好，且各因素荷载在 0.61 ~ 0.80 之间，详见表 5 和图 1。母亲分问卷的 3 维结构模型拟合良好；且各因素荷载在 0.62 ~ 0.86 之间，详见表 6 和图 2。

表 5 父亲分问卷的验证性因素分析拟合指标 (n=200)

Table 5 Validated Factor Analysis Fitted Indicators for Father's Sub-Questionnaire

| 拟合指标 | χ^2 | df | χ^2/df | RMSEA | SRMR | CFI | TLI | IFI |
|-------|----------|-----|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 判断标准 | | | <3.00 | <0.08 | <0.08 | >0.9 | >0.9 | >0.9 |
| 父亲分问卷 | 239.084 | 186 | 1.285 | 0.038 | 0.047 | 0.973 | 0.969 | 0.973 |

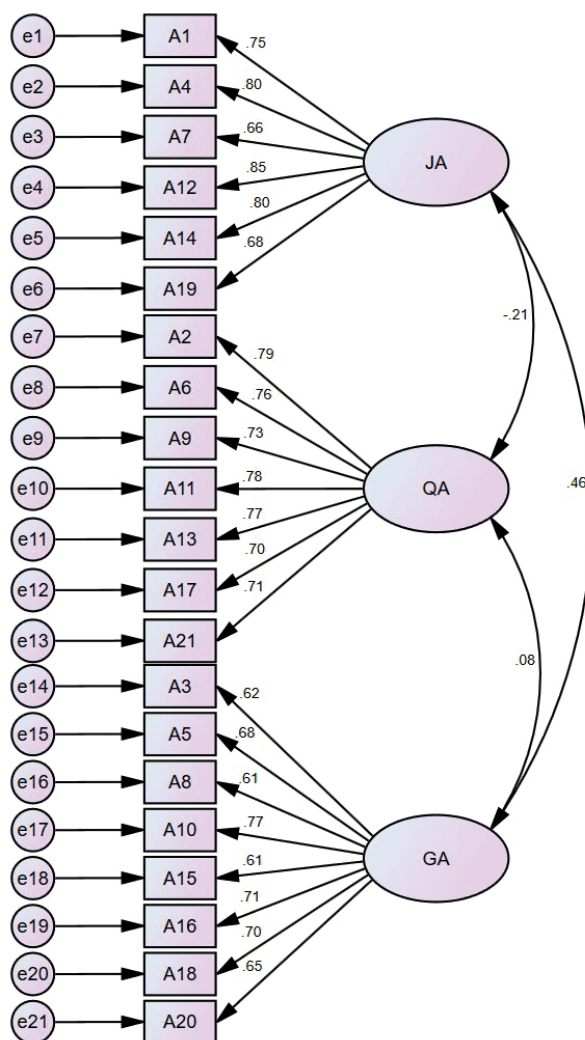


图 1 父亲分问卷的验证性因素分析

Figure 1 Validation factor analysis of the father score questionnaire

表 6 母亲分问卷的验证性因素分析拟合指标 (n=200)

Table 5 Validated Factor Analysis Fitted Indicators for Father's Sub-Questionnaire

| 拟合指标 | χ^2 | df | χ^2/df | RMSEA | SRMR | CFI | TLI | IFI |
|-------|----------|-----|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 判断标准 | | | <3.00 | <0.08 | <0.08 | >0.9 | >0.9 | >0.9 |
| 母亲分问卷 | 306.211 | 186 | 1.646 | 0.057 | 0.072 | 0.946 | 0.939 | 0.946 |

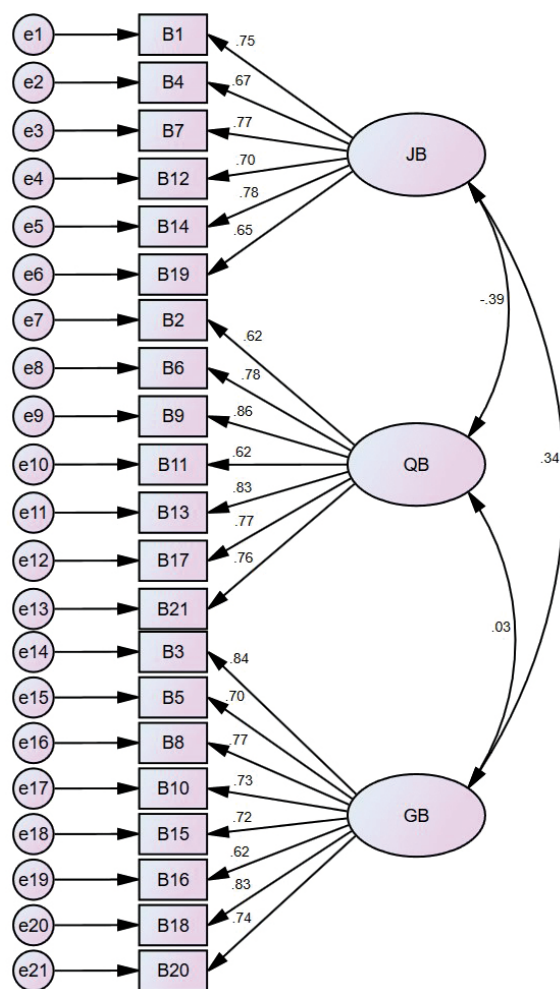


图2 母亲分问卷的验证性因子分析

Figure 2 Validation factor analysis of the mother score questionnaire

2.2.3 聚合效度和区分效度

合并样本一和样本二的数据，并进行聚合效度和区分效度的检验。父亲分问卷与母亲分问卷各维度的因素负荷均 >0.50，组合信度（CR）均 >0.70，平均方差抽取量（AVE）均 >0.50，表明两分问卷都具有良好的聚合效度。并且，两两因素间相关系数的平方（R²）均 < 平均方差抽取量（AVE），说明两分问卷都具有良好的区分效度。详见表7和表8。

表7 父亲分问卷的聚合效度和区分效度分析（n=200）

Table 7 Analysis of convergent and discriminant validity of father's score questionnaire

| | 因素负荷范围 | CR | AVE | 过度保护 | 情感温暖 | 拒绝 |
|------|-------------|-------|-------|----------|----------|----------|
| 过度保护 | 0.61 ~ 0.77 | 0.867 | 0.450 | 1.000 | -0.960** | 0.289** |
| 情感温暖 | 0.70 ~ 0.79 | 0.899 | 0.561 | -0.960** | 1.000 | -0.170** |
| 拒绝 | 0.66 ~ 0.85 | 0.890 | 0.577 | 0.289** | -0.170** | 1.000 |

表 8 母亲分问卷的聚合效度和区分效度分析 (n=200)

Table 8 Analysis of convergent and discriminant validity of mother's score questionnaire

| | 因素负荷范围 | CR | AVE | 过度保护 | 情感温暖 | 拒绝 |
|------|-------------|-------|-------|----------|----------|----------|
| 过度保护 | 0.62 ~ 0.84 | 0.909 | 0.558 | 1.000 | -0.117** | 0.259** |
| 情感温暖 | 0.62 ~ 0.86 | 0.901 | 0.568 | -0.117** | 1.000 | -0.257** |
| 拒绝 | 0.65 ~ 0.78 | 0.867 | 0.521 | 0.259** | -0.257** | 1.000 |

2.3 信度分析

2.3.1 Cronbach's α 系数

合并样本一和样本二的数据, 并进行 Cronbach's α 系数的测量。父亲分问卷的 Cronbach's α 系数为 0.784, 母亲分问卷的 Cronbach's α 系数为 0.785。

2.3.2 重测信度

间隔 2 周后进行重新测量的结果显示, 父亲分问卷的重测信度为 0.788, 母亲分问卷的重测信度为 0.807。

3 讨论

本研究尝试以蒙古族大学生为被试, 修订简式父母教养方式问卷蒙文版。问卷分为父亲分问卷和母亲分问卷。项目分析的结果显示, 两分问卷各条目在高分组和低分组的得分具有显著差异, 说明两问卷各条目的区分度良好; 且各条目与所属分问卷的题总相关显著, 说明问卷具有同质性。因此对原中文版问卷中的所有条目予以保留。

探索性因素分析的结果表明, 父亲分问卷与母亲分问卷的结构稳定, 两问卷包含相同的三个维度。与简式父母教养方式中文版在修订时得到的结构相同^[23]。蒙文版问卷沿用中文版问卷的维度名称, 将父母教养方式问卷分为“拒绝”, “情感温暖”和“过度保护”3个维度。

验证性因素分析的结果表明, 两分问卷的三因素结构拟合良好; 各条目在所属分问卷的因素负荷达到显著水平; 各维度与各分问卷总分之间达到中等程度以上的相关, 问卷各维度在表征概念时既有区分又具有一致性, 各维度不可互相替代, 结构稳定。以上均说明修订后的问卷具有良好的结构效度。

聚敛效度和区分效度检验的结果表明, 父亲分问卷与母亲分问卷各维度的因素负荷均 >0.50 , 组合信度 (CR) 均 >0.70 , 平均方差抽取量 (AVE) 均 >0.50 , 表明两分问卷都具有良好的聚合效度。并且, 两分问卷中两两因素间相关系数的平方 (R^2) 均 $<$ 平均方差抽取量 (AVE), 说明两分问卷都具有良好的区分效度。

信度分析的结果表明, 父亲分问卷的 Cronbach's α 系数为 0.784, 母亲分问卷的 Cronbach's α 系数为 0.785。两分问卷的 Cronbach's α 系数均满足 >0.70 的条件。原中文版问卷父亲分问卷的 Cronbach's α 系数在 0.610 ~ 0.800 之间; 原中文版问卷母亲分问卷的 Cronbach's α 系数在 0.620 ~ 0.860 之间^[23]。两版问卷对 Cronbach's α 系数的研究结果具有一致性。且在间隔两周后, 对同一批被试重复测量得到的重测信度为父亲分问卷 0.788, 母亲分问卷 0.807。以上结果表明, 修订后的问卷具有良好的稳定性和一致性。

本研究的结果表明,修订后的简式父母教养方式问卷蒙文版适用于大学生蒙文使用者的父母教养方式测量。基本解决了蒙文使用者作答中文版问卷,受制于汉语水平导致的效度不佳的问题。本次修订也存在一定不足:由于缺乏与校标对应的蒙文版问卷,本次修订未进行校标效度的检验。在未来的研究中,应该招募蒙语与汉语的双语者对该问卷的校标效度进行进一步的测量。

参考文献

- [1] Bandura A. Aggression: a social learning analysis [J]. *American Journal of Sociology*, 1973, 26 (5): 1101-1109.
- [2] Maccoby E E. FAMILY STRUCTURE AND CHILDREN'S ADJUSTMENT: IS QUALITY OF PARENTING THE MAJOR MEDIATOR? [J]. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 1992, 57 (2-3).
- [3] 王丽, 傅金芝. 国内父母教养方式与儿童发展研究 [J]. *心理科学进展*, 2005, 13 (3): 298-304.
- [4] 邓世英, 刘视湘, 郑日昌. 西方有关父母教养方式与青少年问题行为关系的理论及其研究综述 [J]. *心理发展与教育*, 2001 (2): 51-55.
- [5] 罗蕾, 明桦, 田园, 等. 父母教养方式与大学生社会责任感的关系: 自我控制的中介作用及其性别差异 [J]. *心理发展与教育*, 2018.
- [6] 李文福, 王苗苗, 徐芳芳, 等. 父母教养方式对创造性倾向的影响——人格的中介作用 [J]. *心理学探新*, 2017, 37 (6): 537-542.
- [7] 彭莉, 范兴华. 大学生自尊与父母教养方式的关系 [J]. *中国临床心理学杂志*, 2007, 15 (1): 58-60.
- [8] 马欣仪, 凌辉, 张建人, 等. 大学生拖延行为与父母教养方式的关系研究 [J]. *中国临床心理学杂志*, 2011 (5): 675-676.
- [9] 倪林英. 大学生攻击行为影响因素路径分析 [J]. *中国学校卫生*, 2012 (8): 63-65.
- [10] 李涛, 张兰君. 大学生网络成瘾倾向与父母教养方式关系研究 [J]. *心理科学*, 2004, 27 (3): 662-663.
- [11] 胡蕾, 唐茂芹, 王爱荣, 等. 独生子女精神分裂症患者人格与父母养育方式及相关因素的研究 [J]. *中国行为医学科学*, 2004.
- [12] 卓东炳, 许勤伟, 王运策. 父母养育方式与抑郁症关系的研究 [J]. *海南医学*, 2002, 13 (1): 13.
- [13] 赵光国, 曾昭祥, 郭军. 强迫症患者家庭环境及父母教育方式的对照研究 [J]. *中国健康心理学杂志*, 2003 (3): 186-187.
- [14] 苗一梅. 蒙古族大学生自我同一性发展特征研究 [D]. 内蒙古师范大学, 2004.
- [15] 乌仁图亚. 蒙古族成年人文化适应与家庭教养方式及其相关性研究 [D]. 内蒙古师范大学, 2009.
- [16] 陆畅. 蒙古族预科生情绪调节能力与家庭教养方式的相关性研究 [J]. *赤峰学院学报 (自然科学版)*, 2016, 32 (20): 60-62.
- [17] 特日格乐. 家庭教养方式对蒙古族大学生成就动机的影响 [J]. *教育: 文摘版*, 2016 (1): 297.
- [18] 岳冬梅. 父母教养方式: EMBU 的初步修订及其在神经症患者的应用 [J]. *中国心理卫生杂志*, 1993, 7 (3): 97-101.
- [19] Perris C, Jacobsson L, Lindström H, et al. Development of a new inventory assessing memories of parental rearing behaviour [J]. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 1980, 61 (4): 265-274.
- [20] 利爱娟, 郑莉君. 内蒙古地区蒙汉族大学生父母教养方式研究 [J]. *边疆经济与文化*, 2006 (10):

108-110.

- [21] 张静, 赵贤芳, 闫妍, 等. 蒙汉族大学生父母教养方式的调查研究 [J]. 内蒙古民族大学学报(自然汉文版), 2011, 26(6): 708-710.
- [22] 杨红君, 楚艳民, 刘利, 等. 父母养育方式量表(PBI)在中国大学生中的初步修订 [J]. 中国临床心理学杂志, 2009, 17(4): 434-436.
- [23] 蒋奖, 鲁峥嵘, 蒋苾菁, 等. 简式父母教养方式问卷中文版的初步修订 [J]. 心理发展与教育, 2010(1): 97-102.
- [24] 刘方琳, 温红博, 张云运, 等. 父母教养方式对子女焦虑的影响: 认知情绪调节策略与男性化特质的中介作用 [J]. 心理科学, 2011(6): 1390-1396.
- [25] 李晓彤, 王雪玲, 王大华, 等. 青年子女的传统孝观念及其与早期父母教养行为的关系 [J]. 心理发展与教育, 2014, 30(6): 601-608.

Reliability and Validity of the Short-Form Eгна Minnenav Barndoms Uppfostran for the Mongolian Language User in College Students

Bai Yang

Zhuhai College of Jilin University, Zhuhai

Abstract: Objective: To examine the reliability and validity of the short-form eгна minnenav barndoms uppfostran for the Mongolian language user(s-EMBU-m) in a population of university students. METHODS: A group test was administered to 400 college students using a whole group sampling method. RESULTS: The three-factor structure of s-EMBU-m for the Mongolian language user fit well (father sub questionnaire: $\chi^2/df=1.285$, RMSEA=0.038, SRMR=0.047, CFI=0.973, TLI=0.969, IFI=0.973; mother sub questionnaire: $\chi^2/df=1.646$, RMSEA= 0.057, SRMR= 0.072, CFI= 0.946, TLI= 0.939, IFI= 0.946); good aggregate and discriminant validity (factor loadings for each dimension of the father score questionnaire ranged from 0.61 to 0.85, combined reliability from 0.867 to 0.899, and mean variance extraction from 0.450 to 0.577). between. The factor loadings for each dimension of the mother's questionnaire ranged from 0.62 to 0.86, the combined reliabilities ranged from 0.867 to 0.909, and the mean variance extraction ranged from 0.521 to 0.568; the Cronbach's α coefficient was 0.784 for the father's questionnaire and 0.785 for the mother's questionnaire. The retest reliability was 0.788 and the retest reliability of the mother sub-questionnaire was 0.807. CONCLUSION: s-EMBU-m has good reliability and validity for measuring the parenting style of college students who are Mongolian language user.

Key words: Parenting style; Mongolian language; Reliability; Validity