

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه ایرانی مقیاس باورها درباره ظاهر

سیاوش طالع‌پسند^{*} (Ph.D)، ایمان‌اله بیگدلی (Ph.D)، زینت فلاح (M.A)

دانشگاه سمنان، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی

چکیده

سابقه و هدف: تصویر بدنی هر فرد از احساس رضایت بدنی، عزت نفس و باورها درباره ظاهر تشکیل می‌شود. مقیاس باورها درباره ظاهر برای ارزیابی نگرش‌های ناکارآمد در رابطه با ظاهر بدنی طراحی شده است. هدف مطالعه حاضر رواسازی نسخه ایرانی مقیاس باورها درباره ظاهر در جمعیت دانش‌آموزی بود.

مواد و روش‌ها: شرکت‌کنندگان ۲۱۴ نفر (۱۴۴ دختر و ۷۰ پسر) از اعضای کانون‌های دانش‌آموزی بودند که با روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای از کانون‌های دانش‌آموزی شهر زنجان انتخاب شدند. همه شرکت‌کنندگان مقیاس نگرش‌های ناکارآمد و پرسش‌نامه عزت نفس را تکمیل کردند. تحلیل عاملی اکتشافی، همبستگی سوال-نموده کل و تحلیل اعتبار برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس باورها درباره ظاهر اجرا شد. همچنین، تحلیل عاملی تاییدی برای بررسی مدل اندازه‌گیری و ساختار روابط درونی گویی‌ها اجرا شد.

یافته‌ها: تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی، مدل فرضی مقیاس باورها درباره ظاهر را تایید می‌کرد. یک مدل اندازه‌گیری چهار عاملی با نسخه کوتاه شده ۱۷ گویی‌ای از این مقیاس تایید شد. ابزار مذکور افراد با وزن طبیعی را از افراد با اضافه وزن به طور معنادار تفکیک می‌کرد. رابطه مقیاس باورها درباره ظاهر با سن در افراد با اضافه وزن یا چاقی از افراد با وزن طبیعی به طور معناداری بیشتر بود. به عنوان شاهدی از روایی همگرا و واگرا مقیاس باورها درباره ظاهر به ترتیب با مقیاس نگرش‌های ناکارآمد رابطه مثبت و با عزت نفس رابطه منفی نشان داد.

نتیجه‌گیری: یافته‌ها نشان داد که مقیاس باورها درباره ظاهر دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی است و می‌تواند به عنوان یک ابزار بالینی مورد استفاده قرار گیرد. تلویحات نظری یافته‌ها مورد بحث قرار گرفت.

واژه‌های کلیدی: روان‌سنجی، روان‌شناسی نوجوانان، خودپنداره، ارزیابی خود، نگرش، تصویر بدن، ایران

می‌دانند [۲، ۳]. تلاش مفترط برای لاغری می‌تواند به تشخیص بالینی اختلال‌های خوردن منجر شود. مبتلایان به اختلال‌های خوردن نسبت به خود نگرش منفی دارند و همواره از ظاهر و وزن خود ناراضی هستند، در نتیجه یک کشش بسیار سرسرخانه برای لاغری و کاهش وزن از خود نشان می‌دهند [۴]. احساسات منفی، رفتارها و پردازش‌های شناختی نامناسب در مورد تصویر بدنی و ظاهر فرد به تحریف تصویر بدنی و خودپنداره منفی منجر می‌شود که از نشانه‌های بارز اختلال‌های خوردن است [۵، ۶].

مقدمه

همه ساله افراد هزینه زیادی را صرف ظاهر بدنی (Bodily appearance) و قیافه دلخواه خود می‌کنند و برای رسیدن به معیارهای مورد نظر خود (مانند: قد، وزن، تناسب اندام و...) به روش‌های مختلفی از جمله استفاده از رژیم‌های غذایی، فعالیت‌های ورزشی، جراحی، مصرف داروهای لاغری و... می‌بردازند [۱]. در سال‌های اخیر ایده‌آل بدنی بیش از پیش به صورت لاغری مفترط تعریف شده است و بسیاری از نوجوانان و به ویژه دختران، لاغری را برای جذابیت مهم

مقیاس باورها درباره ظاهر در یک نمونه از دانش آموزان نوجوان بود.

مواد و روش‌ها

نمونه مورد مطالعه شامل ۲۳۰ دانش آموز بود که در کلاس‌های تابستانی کانون‌های دانش آموزی شهر زنجان در سال ۱۳۸۷ ثبت‌نام کرده بودند. برای انتخاب شرکت‌کنندگان ابتدا نسبت نمونه‌گیری بر حسب رشته‌های ثبت‌نامی محاسبه شد، سپس از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای استفاده شد. تعداد ۱۶ پاسخ‌نامه به طور ناقص تکمیل شده بودند که از تحلیل داده‌ها حذف شدند. داده‌های ۲۱۴ پرسشنامه (۱۴۴ دختر و ۷۰ پسر) تحلیل شد. دامنه سنی شرکت‌کنندگان بین ۱۴ تا ۲۹ سال و میانگین سنی آن‌ها ۱۷/۹۳ بود.

ابزارهای اندازه‌گیری

مقیاس باورها درباره ظاهر. اسپنگلر این مقیاس را برای سنجش نگرش‌های ناکارآمد درباره ظاهر فرد که منحصر به اختلال خوردن، میل به محدودیت در خوردن، انتقاد از بدن، تمرکز بر محركات مرتبط با ظاهر است، طراحی نمود [۱۸]. مقیاس شامل ۲۰ گویه است که با استفاده از مصاحبه نیمه‌ساختار یافته با بیماران مبتلا به اختلال ایجاد شده است. در این پرسشنامه برای استخراج معانی مرتبط با ظاهر از «تکنیک پیکان رویه پایین» استفاده شده است [۹] به طوری که در نهایت توصیف‌های بیماران درباره مفهوم ظاهر در ۴ دسته روابط بین فردی، پیش‌رفت، خود نظاره‌گری و احساس‌ها گروه‌بندی شده است. افراد درجه موافقت خود را در هر یک از ۴ حیطه‌ی بالا در یک طیف لیکرت (هر گز = ۰، بسیار زیاد = ۴) مشخص می‌کنند. نمره‌ی بالاتر نشان‌دهنده باورهای ناکارآمد بیش‌تر درباره ظاهر است. در این مطالعه برای اطمینان از کفايت نسخه ایرانی، فرم انگلیسی مقیاس باورها درباره ظاهر به فارسی و مجدداً به انگلیسی برگردانده شد. پس از اطمینان از تطابق فرم ترجمه شده با فرم اصلی، نسخه ایرانی مورد استفاده قرار گرفت.

تصویر بدنی هر فرد از احساس رضایت بدنی، عزت نفس و باورها درباره ظاهر تشکیل می‌شود [۷]. اصطلاح باورها درباره ظاهر یک سازه شناختی است و نگرش‌های ناکارآمد در رابطه با ظاهر فرد در زندگی روزمره‌اش را در بر می‌گیرد [۸]. بر اساس نظریه شناختی بک، نظریه‌های جدیدی مطرح شد که ماهیت و نقش شناخت‌های مخصوص به اختلال، محتواهی دقیق آن‌ها و رابطه آن‌ها با رفتارها و هیجان‌های درگیر را مورد توجه بیش‌تری قرار داده است [۱۰، ۹]. یکی از این مفاهیم شناختی طرح‌واره‌های ظاهر است. در نظریه شناختی فرض می‌شود محتواهی طرح‌واره‌ها، از نگرش‌های ناکارآمد ساخته می‌شود [۱۱]. مقیاس باورها درباره ظاهر ابزاری است که ارتباط بین تصویر بدنی و طرح‌واره‌های ظاهر را مشخص می‌کند و از طرفی نشان می‌دهد چگونه طرح‌واره‌های ظاهر در سایر حوزه‌های زندگی فرد از جمله: روابط، کار، تحصیل و... گسترش یافته و آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

پژوهش‌ها در زمینه تصویر بدنی و اختلال‌های خوردن توجه زیادی را به خود معطوف ساخته است [۱۴-۱۱]. در ایران به دلیل تعدادی عوامل از جمله جوان بودن جمعیت، تغییر در الگوی مصرف غذایی و الگوگیری جوانان از معیارهای غربی، نگرانی در مورد تصویر بدنی رویه افزایش است [۱۵]. به هر حال، یک نقص جدی در این پژوهش‌ها تمرکز آن‌ها بر نگرش‌های مرتبط با خوردن است در صورتی که این نگرش‌ها پیامد ثانویه باورها نسبت به ظاهر محسوب می‌شوند [۱۷، ۱۶].

مقیاس باورها درباره ظاهر به وسیله اسپنگلر بر پایه کار بالینی با مبتلایان به اختلال خوردن طراحی و ویژگی‌های روان‌سنجی آن بررسی شده است [۱۸]. مطالعات نشان داده‌اند که این ابزار می‌تواند رشد نارضایتی بدنی در طول زمان، تمایل به داشتن رژیم غذایی، عاطفه‌ی منفی و نشانه‌های اختلال را پیش‌بینی کند و نسبت به درونی‌سازی ایده‌آل لاغری حساس است [۲۱-۱۹]. هدف این مطالعه رواسازی

تحلیل عاملی اکتشافی بر روی کل نمونه انجام شد. از تحلیل مولفه‌های اصلی برای استخراج عامل‌ها استفاده شد. نتایج آزمون کرویت بارتلت معنادار و حاکی از رد فرض کرویت بود ($X^2=2716/52$, $p<0.001$, $df=190$). اندازه کفایت نمونه‌برداری 0.91 بود. در این تحلیل ۳ عامل ارزش ویژه بیش از ۱ داشتند. به هر حال، وارسی نمودار اسکری یک مولفه اولیه بزرگ ($\lambda=0.89$) با $8/44$ % واریانس) و به دنبال آن ۲ مولفه کوچک را نشان می‌داد (مولفه ۲ با $2/46$ و 12 % واریانس، و مولفه ۳ با $1/41$ و 7 % واریانس). به این ترتیب، برای رسیدن به یک ساختار عاملی روش، مجموعه‌ای از راه حل‌های ۱، ۲ و ۳ عاملی بررسی شد. هم‌چنین، برای ساده‌سازی ساختار عاملی و تفسیر روش آن از چرخش واریماکس استفاده شد.

در راه حل ۲ عاملی، اکثر گویه‌ها با بار عاملی بیش از 0.52 بر روی عامل چرخش نیافته ۱ بار شدند. در این راه حل عاملی، گویه‌های ۶ تا ۱۰ با بار عاملی بیش از 0.52 بر روی عامل دوم نیز بار شدند. ماتریس چرخش یافته عامل نشان داد که گویه‌های ۶ تا ۱۰ یک عامل متمایز را تشکیل می‌دادند. گویه‌های ۱ تا ۵ با بار عاملی بیش از 0.44 هم‌زمان بر روی هر ۲ عامل بار شدند. این راه حل چندان مناسب به نظر نمی‌رسید.

راه حل ۳ عاملی شباهت زیادی به راه حل ۲ عاملی داشت. اکثر گویه‌ها با بار عاملی بیش از 0.52 بر روی عامل چرخش نیافته ۱ بار شدند و گویه‌های ۶ تا ۱۰ با بار عاملی بیش از 0.52 هم‌زمان بر روی عامل دوم نیز بار شده بودند. گویه ۱ و ۲ با بار عاملی منفی و گویه ۱۵ با بار عاملی مثبت بر روی عامل ۳ بار شده بودند. به هر حال، ساختار عاملی در ماتریس چرخش یافته عامل وضوح بیشتری داشت. گویه‌های ۶ تا ۱۰ و گویه‌های ۱۱ تا ۱۵ به وضوح عامل‌های متمایزی را تشکیل می‌دادند. گویه‌های ۱ تا ۳ نیز تنها بر روی ۱ عامل بار داشتند. گویه‌های ۴ و ۵ هم‌زمان بر روی عامل ۱ و ۳، و گویه‌های ۱۶ تا ۲۰ هم‌زمان بر روی عامل ۱ و ۲ بار گرفته بودند. در این راه حل گویه ۱۶ با داشتن بار عاملی

مقیاس نگرش‌های ناکارآمد: این مقیاس شامل ۴۰ عبارت برای تعیین نگرش‌های زمینه‌ساز افسردگی است که بر مبنای نظریه شناختی بک ساخته شده است. افراد درجه موافقت خود را در یک طیف لیکرت (کاملاً مخالفم = ۱، کاملاً موافقم = ۵) مشخص می‌کنند. نمره‌ی بالاتر نشان‌دهنده نگرش‌های ناکارآمد بیش‌تر است. اعتبار و روایی نسخه ایرانی این مقیاس در مطالعات متعدد نشان داده شده است [۲۲، ۲۳].

مقیاس عزت نفس آیزنک: این پرسشنامه دارای ۳۰ ماده است که میزان عزت نفس افراد را می‌سنجد. افراد درجه موافقت خود را به صورت خیر = ۰ و بلی = ۱ مشخص می‌کنند. نمره‌ی بالاتر نشان‌دهنده عزت نفس بیش‌تر است. مقیاس عزت نفس آیزنک اعتبار و روایی مناسبی در ایران نشان داده است.

پرسشنامه جمعیت‌شناسی: پرسشنامه‌ای جهت جمع‌آوری برخی متغیرهای جمعیت‌شناسی شامل رشته ثبت‌نامی، جنس، سن، قد و وزن طراحی شد. روش گردآوری داده‌ها. برای سهولت در فرآیند گردآوری داده‌ها، پرسشنامه‌ها به طور مجزا از پاسخ‌نامه‌ها تهیه شدند حداقل زمان مورد نیاز برای پاسخ‌گویی به تمامی سوال‌ها 20 دقیقه و حداقل 45 دقیقه بود. برای جمع‌آوری متغیرهای قد و وزن، از یک متر و ترازوی ثابت استفاده شد. پاسخ‌نامه‌ها بدون نام جمع‌آوری شدند.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها. ویژگی‌های روان‌سنگی مقیاس باورها درباره ظاهر با تحلیل عاملی اکتشافی، همبستگی سوال - نمره کل و تحلیل اعتبار به روش آلفای کربنیاخ و با استفاده از نرم‌افزار PASW بررسی شد. مدل اندازه‌گیری و ساختار روابط درونی گویه‌ها با تحلیل عاملی تاییدی و با استفاده از نرم‌افزار LISREL 8.54 [۲۴] آزمون شد.

نتایج

تحلیل عاملی اکتشافی. به منظور تعیین تعداد عوامل و مطالعه ویژگی‌های ۲۰ گویه مقیاس باورها درباره ظاهر

نشان‌دهنده برازنده‌گی کافی مدل است [۲۴]. از طرف دیگر پیشنهاد شده است که اگر شاخص‌های برازنده‌گی مقایسه‌ای، نیکویی برازش و نیکویی برازش تعديل شده بزرگ‌تر از 0.9 و شاخص‌های ریشه واریانس خطای تقریب و ریشه واریانس پس‌ماند کوچک‌تر از 0.05 باشد بر برازش بسیار مطلوب و کوچک‌تر از 0.01 بر برازش مطلوب دلالت دارد [۲۵-۲۷]. سنجش برازنده‌گی داده- مدل. برازنده‌گی داده - مدل برای ۴ مدل فرضی بررسی شد. برازنده‌گی داده - مدل برای مدل تک عاملی بسیار نامناسب‌تر از سایر مدل‌ها بود. برازنده‌گی داده - مدل برای مدل ۲ عاملی مطلوب‌تر از مدل تک عاملی و برای مدل ۳ عاملی مطلوب‌تر از مدل ۲ عاملی بود. یافته‌ها حاکی از آن است که برازنده‌گی داده - مدل برای مدل چهار عاملی (بر اساس مدل نظری) به صورت قابل ملاحظه‌ای بهبود یافته است (جدول ۱).

به هر حال، برای مدل ۴ عاملی بعضی از شاخص‌های برازنده‌گی هنوز به حد مطلوب نرسیده است. از این‌رو، محتوی ابزار برای تشخیص جنبه‌های نظری که احتمالاً می‌توانست به بروز مشکل در گوییده‌ها منجر شود، بررسی شد. از طرفی، وارسی ماتریس پس‌ماند گوییده‌ها نشان داد که رابطه گوییده‌ای 1.0 با سایر گوییده‌ها به خوبی توسط مدل ارائه نمی‌شود. لذا تصمیم گرفته شد که این گوییده‌ها حذف شوند.

سنجش برازنده‌گی فرم کوتاه شده ۱۷ گوییده‌ای. شاخص‌های برازنده‌گی فرم کوتاه شده ۱۷ گوییده‌ای بررسی شد. یافته‌ها حاکی از برازنده‌گی مطلوب داده - مدل است. در این مدل از $df = 113$ و $x^2 = 189/65$ و بنابراین نسبت $x^2/df = 1.68$ و کمتر از 2 می‌باشد.

یکسان بر روی عامل‌های ۱ و ۲ گویه مناسبی به نظر نمی‌رسید.

به طور خلاصه، تحلیل عاملی اکتشافی ۱ تا ۳ عامل را مطرح می‌کند. راه حل ۳ عاملی واریانس بیشتری را تبیین می‌کرد ($63/8$ ٪). به هر حال، با تحلیل اکتشافی چندان مشخص نبود کدام راه حل عاملی درست است، به ویژه آن‌که به لحاظ نظری فرض شده بود، ۴ عامل زیر بنای مقیاس باورها درباره ظاهر می‌باشد. بنابراین، برای سنجش میزان درستی راه حل‌ها، ساختار روابط گوییده‌ها در قالب مدل‌های رقیب مفهوم‌سازی شد، و با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی مورد بررسی قرار گرفت.

تحلیل عاملی تاییدی. چولگی تک متغیری و چند متغیری بررسی شد و از برآوردهای بیشینه درست نمایی با تعديل‌های غیر نرمال استفاده شد. شاخص‌های برازنده‌گی ریشه واریانس (Root mean square error of approximation, RMSEA) Standardized root mean square residual، پس‌ماند (SRMR)، شاخص برازنده‌گی مقایسه‌ای (Comparative fit index, CFI) و شاخص نیکویی برازش (Goodness of fit index, GFI) تعديل شده (Adjusted goodness of fit index, AGFI) برای سنجش برازنده‌گی مدل استفاده شد.

برای شاخص‌های برازنده‌گی برش‌های متعددی توسط متخصصان مطرح شده است. برای مثال، مقادیر مساوی یا کمتر از 0.05 برای ریشه واریانس خطای تقریب، مساوی یا بالاتر از 0.06 برای شاخص برازنده‌گی مقایسه‌ای، مساوی یا کمتر از 0.07 برای ریشه استاندارد واریانس پس‌ماند،

جدول ۱. شاخص‌های برازنده‌گی مدل‌های فرضی مقیاس باورها در باره ظاهر ($n=214$)

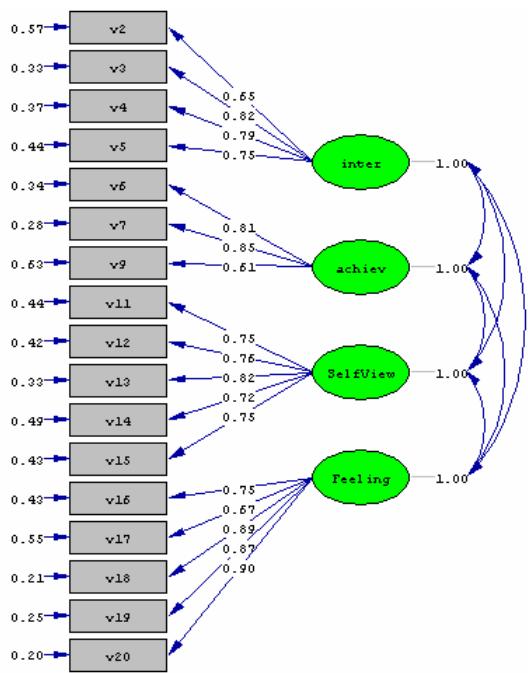
مدل	X^2	CFI	RMSEA	بازه اطمینان RMSEA٪	SRMR	GFI	AGFI
چهار عاملی	۳۳۳/۱۰	۰/۹۳	۰/۰۷	۰/۰۵۹ - ۰/۰۸۰	۰/۰۴۹	۰/۸۶	۰/۸۳
سه عاملی	۶۱۵/۲۹	۰/۸۶	۰/۱۱	۰/۱۰۰ - ۰/۱۲۰	۰/۰۷۶	۰/۷۸	۰/۷۲
دو عاملی	۸۳۸/۹۶	۰/۹۳	۰/۱۴	۰/۱۳۰ - ۰/۱۵۰	۰/۰۸۶	۰/۷۲	۰/۶۵
یک عاملی	۱۴۷۱/۰۶	۰/۶۸	۰/۱۹	۰/۱۸۰ - ۰/۲۰۰	۰/۱۱۰	۰/۰۹	۰/۰۰

ساخچه ۶ = $\lambda_{\text{v}2(s \tan d)}$ و بـه دنبـال آن گـویـه ۸۵ = $\lambda_{\text{v}1(s \tan d)}$ بـود. در عـامل سـوم يـعنـى خـود نـظـارـهـگـرـي، گـويـه ۱۳ اـعـتـبار قـابـل قـبـولـي دـاشـت ($R^2 = 0.67$). مـعـتـبرـتـرـين و نـيـروـمـنـدـتـرـين نـشـانـگـرـي اـينـ سـازـهـ نـهـفـتـهـ، گـويـه ۱۲ = $\lambda_{\text{v}3(s \tan d)}$ بـود. در عـامل چـهـارـمـ اـحـسـاسـاتـ، گـويـهـهـاـيـ ۱۸ـ و ۲۰ـ اـعـتـبار قـابـل قـبـولـي دـاشـتـند ($R^2 = 0.79$). مـعـتـبرـتـرـين و نـيـروـمـنـدـتـرـين نـشـانـگـرـي اـينـ سـازـهـ نـهـفـتـهـ، گـويـه ۲۰ = $\lambda_{\text{v}4(s \tan d)}$ و به دنبـال آن گـوـيـهـ ۱۸ـ = $\lambda_{\text{v}5(s \tan d)}$ و گـويـهـ ۱۹ـ = $\lambda_{\text{v}6(s \tan d)}$ بـود.

تحلـيلـ اـعـتـبارـ مقـيـاسـ ۱۷ـ گـويـهـايـ. تـحلـيلـ اـعـتـبارـ كـلـ نـمـونـهـ (n=۲۱۴) بـهـ ضـرـيبـ آـلـافـيـ کـرـانـباـخـ ۹۳ـ ۰ـ منـتهـيـ شـدـ. دـامـنهـ ضـراـيبـ آـلـافـ بـارـيـ ۱۷ـ گـويـهـ بـيـنـ ۰ـ/۷۹ـ تـاـ ۰ـ/۹۱ـ بـودـ. اـعـتـبارـ خـرـدهـ مقـيـاسـ روـابـطـ بـيـنـ فـرـديـ ۰ـ/۸۴ـ و دـامـنهـ هـمـبـستـگـيـ سـوالـ خـرـدهـ مقـيـاسـ روـابـطـ بـيـنـ فـرـديـ ۰ـ/۷۳ـ تـاـ ۰ـ/۵۹ـ بـودـ. اـعـتـبارـ خـرـدهـ مقـيـاسـ - نـمـرهـ کـلـ بـيـنـ ۰ـ/۳۰ـ تـاـ ۰ـ/۵۱ـ بـودـ. اـعـتـبارـ خـرـدهـ مقـيـاسـ خـودـ نـظـارـهـگـرـيـ ۰ـ/۰ـ و دـامـنهـ هـمـبـستـگـيـ سـوالـ - نـمـرهـ کـلـ بـيـنـ ۰ـ/۶۷ـ تـاـ ۰ـ/۷۴ـ بـودـ. اـعـتـبارـ خـرـدهـ مقـيـاسـ اـحسـاسـاتـ ۰ـ/۹۱ـ و دـامـنهـ هـمـبـستـگـيـ سـوالـ - نـمـرهـ کـلـ بـيـنـ ۰ـ/۶۴ـ تـاـ ۰ـ/۸۵ـ بـودـ. مـيانـگـينـ مقـيـاسـ در طـيفـ ۵ـ درـجهـهـايـ ۱ـ/۲۴ـ باـ انـحرـافـ استـانـدارـدـ ۰ـ/۶۹ـ استـ (جـدولـ ۳ـ).

روـايـهـ هـمـگـراـ وـ واـگـراـ. تـحلـيلـ هـمـبـستـگـيـ بـرـايـ تعـيـينـ شـدـتـ رـابـطـهـ مقـيـاسـ باـورـهاـ درـبارـهـ ظـاهـرـ وـ سـايـرـ انـداـزـهـهـايـ بـهـ طـورـ نـظـريـ فـرضـ مـيـشـدـ بـاـ آـنـ مـرـتـبـطـانـدـ، اـجـراـ شـدـ. هـمـبـستـگـيـ مقـيـاسـ باـورـهاـ درـبارـهـ ظـاهـرـ باـ مقـيـاسـ نـگـرـشـهـايـ نـاكـارـآـمدـ درـ كـلـ نـمـونـهـ مـحـاسـبـهـ شـدـ. يـافتـهـهـاـ درـ جـدـولـ ۳ـ گـزارـشـ شـدـهـانـدـ. هـمـ چـنانـكـهـ اـنتـظـارـ مـيـرـفتـ هـمـبـستـگـيـ بـيـنـ دـوـ (r=۰.۵۹, n=۲۱۴) P<۰.۰۱ـ. هـمـ چـنـينـ، مقـيـاسـ باـورـهاـ درـبارـهـ ظـاهـرـ باـ عـزـتـ نفسـ هـمـبـستـگـيـ منـفيـ وـ قـوىـ بـودـ. هـمـ چـنـينـ، مقـيـاسـ باـورـهاـ درـبارـهـ ظـاهـرـ باـ عـزـتـ نفسـ هـمـبـستـگـيـ منـفيـ وـ قـوىـ دـاشـتـ (r=۰.۵۸, n=۲۱۴) P<۰.۰۱ـ.

ساـيـرـ شـاخـصـهـايـ بـراـزـنـدـگـيـ نـيـزـ درـ حـدـ مـطـلـوبـ استـ. شـاخـصـ بـراـزـنـدـگـيـ مـورـدـ اـنـظـارـ (Expected cross validation index, ECVI) بـرـايـ مـدلـ فـرـضـيـ وـ اـشـبـاعـ شـدـهـ بـهـ تـرتـيـبـ ۱ـ/۴۴ـ وـ ۱ـ/۲۷ـ استـ كـهـ اـزـ نـظرـ فـنـيـ مـيـتوـانـ گـفتـ روـايـيـ پـيشـبـينـ مـدلـ فـرـضـيـ بـيـشـ اـزـ مـدلـ اـشـبـاعـ شـدـهـ استـ.



شـكـلـ ۱ـ. مـدلـ انـداـزـهـ گـيـرـيـ نـهـاـيـيـ مقـيـاسـ باـورـهاـ درـ بـارـهـ ظـاهـرـ برـآـورـدـ پـارـامـترـهـاـ. باـ تـوجـهـ بـهـ اـيـنـ كـهـ مـدلـ ۴ـ عـامـليـ بـاـ ۱۷ـ گـويـهـ بـراـزـنـدـگـيـ منـاسـبـيـ نـشـانـ دـادـ، ضـراـيبـ اـسـتـانـدارـدـ، جـملـاتـ خطـطاـ وـ وـارـيانـسـ تـبيـينـ شـدـهـ (R^2) بـرـرسـيـ شـدـ (جـدولـ ۲ـ). هـمـ مـسـيرـهـايـ اـسـتـانـدارـدـ مـعـنـادـارـ بـودـنـدـ. بـرـايـ عـاملـ روـابـطـ بـيـنـ فـرـديـ گـويـهـ ۳ـ اـعـتـبارـ قـابـلـ قـبـولـيـ دـاشـتـ ($R^2 = 0.67$), بـرـآـورـدـ اـعـتـبارـ بـرـايـ گـويـهـ ۴ـ نـيـزـ قـابـلـ قـبـولـ بـودـ ($R^2 = 0.63$). اـماـ بـرـآـورـدـ اـعـتـبارـ بـرـايـ گـويـهـ ۲ـ وـ ۵ـ نـسبـتـاـ پـائـينـ بـودـ (بـهـ تـرتـيـبـ $R^2 = 0.43$ وـ $R^2 = 0.56$). بـهـ اـيـنـ تـرتـيـبـ، مـعـتـبرـتـرـينـ وـ نـيـروـمـنـدـتـرـينـ نـشـانـگـرـيـ سـازـهـ نـهـفـتـهـ روـابـطـ بـيـنـ فـرـديـ گـويـهـ ۳ـ = $\lambda_{\text{v}1(s \tan d)}$ وـ بـهـ دـنبـالـ آـنـ گـوـيـهـ ۴ـ = $\lambda_{\text{v}2(s \tan d)}$ بـودـ. درـ عـاملـ دـومـ يـعنـى پـيشـرـفتـ، گـويـهـ ۶ـ = $\lambda_{\text{v}4(s \tan d)}$ وـ ۷ـ اـعـتـبارـ قـابـلـ قـبـولـيـ دـاشـتـ ($R^2 = 0.66$ وـ $R^2 = 0.72$). اـماـ بـرـآـورـدـ اـعـتـبارـ گـويـهـ ۹ـ نـسبـتـاـ پـائـينـ بـودـ ($R^2 = 0.37$). مـعـتـبرـتـرـينـ وـ نـيـروـمـنـدـتـرـينـ نـشـانـگـرـيـ سـازـهـ نـهـفـتـهـ پـيشـرـفتـ، گـويـهـ ۷ـ

جدول ۲. شاخص‌های برازنده‌گی و برآورد پارامترهای استاندارد مقیاس باورها درباره ظاهر (n=۲۱۴)

فرم کوتاه شده ۱۷ گویه ای مقیاس باورها درباره ظاهر							
AGFI	GFI	SRMR	RMSEA % ۹۰ بازه اطمینان	RMSEA	CFI	* χ^2	مدل
.۰/۸۷	.۰/۹۱	.۰/۰۴۵	.۰/۰۷۰ - .۰/۰۴۲	.۰/۰۵۶	.۰/۹۶	۱۸۹/۶۵	چهار عاملی
ضریب تعیین		واریانس خطأ		ضریب مسیر		ابعاد	
روابط بین فردی							
.۰/۴۳		.۰/۰۵۷		.۰/۰۶۵			۲
.۰/۰۶۷		.۰/۰۳۳		.۰/۰۸۲			۳
.۰/۰۶۳		.۰/۰۳۷		.۰/۰۷۹			۴
.۰/۰۵۶		.۰/۰۴۴		.۰/۰۷۵			۵
پیشرفت							
.۰/۰۶۶		.۰/۰۳۴		.۰/۰۸۱			۶
.۰/۰۷۲		.۰/۰۲۸		.۰/۰۸۵			۷
.۰/۰۳۷		.۰/۰۶۳		.۰/۰۶۱			۹
خود نظاره گری							
.۰/۰۵۶		.۰/۰۴۴		.۰/۰۷۵			۱۱
.۰/۰۵۸		.۰/۰۴۲		.۰/۰۷۶			۱۲
.۰/۰۶۷		.۰/۰۳۳		.۰/۰۸۲			۱۳
.۰/۰۵۱		.۰/۰۴۹		.۰/۰۷۲			۱۴
.۰/۰۵۷		.۰/۰۴۳		.۰/۰۷۵			۱۵
احساسات							
.۰/۰۵۷		.۰/۰۴۳		.۰/۰۷۵			۱۶
.۰/۰۴۵		.۰/۰۵۵		.۰/۰۶۷			۱۷
.۰/۰۷۹		.۰/۰۲۱		.۰/۰۸۹			۱۸
.۰/۰۷۵		.۰/۰۲۵		.۰/۰۸۷			۱۹
.۰/۰۸۰		.۰/۰۲۰		.۰/۰۹۰			۲۰

* مجذور کای به روش بیشینه درست نمایی

جدول ۳. میانگین، انحراف استاندارد، ضرایب اعتبار و همبستگی بین متغیرها

متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱. باورها درباره ظاهر (۱۷ گویه)	*۱/۲۴	۰/۰۶۹	**۰/۰۹۳	**۰/۰۹۳	۰/۰۶۹									
۲. روابط بین فردی	۱/۳۲	۰/۰۸۱	۰/۰۸۴	۰/۰۸۴	۰/۰۸۵									
۳. پیشرفت	۰/۰۵۲	۰/۰۶۱	۰/۰۶۲	۰/۰۷۹	۰/۰۶۱									
۴. خود نظاره گری	۱/۰۲۱	۰/۰۸۰	۰/۰۸۴	۰/۰۸۷	۰/۰۵۶									
۵. احساسات	۱/۰۶۶	۰/۰۹۷	۰/۰۹۰	۰/۰۹۱	۰/۰۶۸									
۶. نگرشاهی ناکارامد	۳/۱۸	۰/۰۹۵	۰/۰۸۲	۰/۰۹۳	۰/۰۵۳									
۷. عزت نفس	۰/۰۷۰	۰/۰۲۱	۰/۰۵۵	۰/۰۹۱	-۰/۰۷۸									
۸. نمایه توده بدنی	۲۰/۴۳	۲/۰۶۷	۰/۰۲۶	-۰/۰۲۲	۰/۰۲۶									
۹. سن	۱۷/۹۳	۲/۶۴	۰/۰۱۷	*۰/۰۱۶	*۰/۰۱۶									

ns = p>0/05

** دامنه مقیاس ۱ تا ۴ است

*** ضرایب اعتبار بر روی قطر فرعی قرار دارند

**** سایر همبستگی ها در سطح ۱ درصد معنادار بودند

جدول ۴. میانگین، انحراف استاندارد و همبستگی سن و باورها در باره ظاهر به تفکیک گروه های وزنی

اضافه وزن یا چاق		وزن طبیعی		متغیرها
SD	M	SD	M	
.۰/۶۳	۱/۹۴	.۰/۶۵	۱/۲۰	باورها در باره ظاهر
۳/۵	۱۹/۵۴	۲/۵۷	۱۷/۸۴	سن
$t = .61^*$		$t = .1$		همبستگی

*.شدت همبستگی (پیرسون) تفاوت معناداری با گروه وزن طبیعی داشت.

بحث و نتیجه گیری

مطالعه حاضر با هدف رواسازی مقیاس باورها درباره ظاهر طرح ریزی و اجرا شد. در کل نتایج این مطالعه اعتبار، روایی سازه، روایی هم‌گرا و روایی واگرای نسخه ۱۷ گویمای مقیاس باورها درباره ظاهر را تایید می‌کرد. مقیاس باورها درباره ظاهر یک ابزار چند بعدی با یک ساختار ۴ عاملی است.

برآورد اعتبار این ابزار به ضریب بالایی منتهی شد که با نتایج رواسازی اولیه آن همسو می‌باشد [۸]. ضریب اعتبار بالای این ابزار نشان می‌دهد که این ابزار می‌تواند در زمینه تشخیصی به کار رود. ضریب اعتبار هر یک از خرده مقیاس‌های این ابزار نیز بالا بود که نشان‌دهنده قابلیت اعتماد بالای ابزار است.

روایی سازه ابزار با تحلیل عاملی تاییدی بررسی شد. تحلیل عاملی تاییدی ساختار ۴ عاملی ابزار را تایید کرد که هماهنگ با مدل نظری آن بود. عامل ۱، ۲، ۳ و ۴ باورهای ناکارآمد درباره ظاهر را به ترتیب در زمینه روابط بین فردی، پژوهش‌های بسیاری نشان داده‌اند که افراد مبتلا به اختلال‌های خوردن و گروه‌های در معرض خطر نشانه‌های شناختی متمایزی در زمینه شکل، وزن و ظاهر خود دارند [۲۸]. هم‌چنین، مطالعات از اهمیت تحریف هسته شناختی به صورت مهم بودن شکل و وزن در قضاوت و ارزش شخص حمایت می‌کنند [۱۴]. نتایج این مطالعه در زمینه مدل اندازه‌گیری ابزار

تمایز وزنی. تمایز وزنی به عنوان شاهد دیگری از روایی سازه مورد بررسی واقع شد. ابتدا فرض شد که باورها درباره ظاهر در افرادی که اضافه وزن داشته یا چاق هستند در مقایسه با افرادی که وزن طبیعی دارند بیشتر هستند. با این هدف نمایه توده بدنی به سه گروه تقسیم شد. نمایه توده بدنی افراد با وزن طبیعی (گروه ۱، $bmi < 25$)، اضافه وزن (گروه ۲، $25 \leq bmi < 30$) و چاق (گروه ۳، $bmi \geq 30$). به این ترتیب سه گروه وزنی تشکیل شد. به منظور آزمون فرض نظری در مورد کفایت ابزار در تفکیک سه گروه وزنی مورد نظر از مدل تحلیل واریانس یک راهه استفاده شد. ابتدا مفروضه یکسانی واریانس بررسی شد که بین سه گروه برقرار بود ($p = .05$, $F = 9.47$, $Levene statistics = .082$). بررسی توزیع داده‌ها در سه گروه حاکی از سه مقدار فرین (Outlier) بود که از مجموعه داده‌ها حذف شدند. در نهایت، نتایج برآش داده‌ها این حقیقت را آشکار کرد که تفاوت معناداری بین حداقل دو میانگین وجود دارد ($p = .001$, $F = 22.61$, $t = .95$, $MD_{ij} = .05$).

تمایز سنی. تمایز سنی به عنوان شاهد دیگری از روایی سازه مورد بررسی قرار گرفت. به منظور مقایسه شدت رابطه سن و باورها درباره ظاهر در دو گروه وزنی (گروه با وزن طبیعی در برابر گروه با اضافه وزن یا چاق) از مدل خطی - لگاریتمی فیشر استفاده شد (جدول ۴). وارسی نمودار برآکنش سن و باورها درباره ظاهر حاکی از وجود یک مقدار فرین در گروه ۱ (وزن طبیعی) بود که از مجموعه داده‌ها حذف شد. نتایج حاکی از تفاوت معنادار در شدت رابطه سن و باورها درباره ظاهر در دو گروه بود ($p = .05$, $t = .61$).

تمایز جنسی. نمرات مقیاس باورها درباره ظاهر به عنوان تابعی از جنسیت افراد تحلیل شد. نتایج آزمون t حاکی از آن بود که تفاوت معناداری بین دو جنس وجود نداشت ($p > .05$, $t_{0.05,212} = .984$).

دختران و پسران از نظر باورها یا نگرش‌های ناکارآمد درباره ظاهر تفاوت معنادار وجود ندارد، هم‌سو است به طوری که در این پژوهش نگرش‌های ناکارآمد درباره‌ی ظاهر در دختران و پسران تفاوتی نداشت [۲۱].

به طور کلی مقیاس باورها درباره ظاهر، ویژگی‌های روان‌سنجدی مناسبی را در جمعیت ایرانی نمایان ساخته به گونه‌ای که علاوه بر زمینه‌ی آسیب‌شناسی بالینی، امکان استفاده از آن در روان‌شناسی اجتماعی، ورزشی، سلامت، جامعه‌شناسی، پزشکی، مدیریت و ... امکان‌پذیر است.

على‌رغم تایید اولیه مقیاس باورها درباره ظاهر مطالعات بیشتری لازم است. در زمینه روایی مطالعاتی باید طرح‌ریزی شوند تا مشخص شود آیا مقیاس باورها درباره ظاهر می‌تواند افراد را با تشخیص اختلال در خوردن از سایر اختلالات تفکیک نماید؟ به گونه اختصاصی‌تر، آیا مقیاس باورها درباره ظاهر می‌تواند بین خرده انواع اختلالات خوردن تمایز قائل شود؟

مقیاس باورها درباره ظاهر به منظور سنجش باورهای ناکارآمد درباره ظاهر طراحی شده است و این بدان معنا نیست که می‌تواند طیفی از نگرش‌های ناکارآمد احتمالی در ارتباط با اختلالات خوردن یا تصویر بدنه را اندازه بگیرد. در نهایت، یافته‌های مطالعه حاضر عمدتاً هم‌بستگی هستند و یک مدل عالی را در نظریه شناختی آزمون نمی‌کنند. باورهای ناکارآمد هم‌چنان که توسط مقیاس باورها درباره ظاهر اندازه گیری می‌شود می‌توانند علت یا پیامد اختلالات خوردن یا عامل دیگری باشند. مطالعات بیشتری برای کشف اثر علی باورهای ناکارآمد درباره ظاهر در زمینه سبب‌شناسی، دوام و درمان اختلالات خوردن باید طرح‌ریزی شوند.

تشکر و قدردانی

با سپاس از اداره آموزش و پرورش شهر زنجان، مدیریت و اعضا محترم کانون‌های دانش‌آموزی برای همکاری صمیمانه.

با نتایج رواسازی اولیه آن هم‌خوان نبود [۸]. گرچه اسپنگلر و استیس به طور نظری فرض کرده بودند که مقیاس باورها در باره ظاهر دارای ۴ عامل است اما در تحلیل‌هایشان نتوانستند ساختار ۴ عاملی را بحسب داده‌های تجربی نشان دهند. به هر حال، در این مطالعه ساختار نظری مقیاس باورها درباره ظاهر در ۴ بعد نشان داد که افراد بر این باورند که ظاهرشان تاثیر مهمی بر ابعاد مختلف زندگی اشان از جمله روابط بین فردی، پیش‌رفت، خودناظاره‌گری و احساسات دارد. این یافته با این فرض نظریه پردازان شناختی هماهنگ است که محتوای نگرش‌های ناکارآمد درباره ظاهر شامل این باور است که ظاهر فرد، ارزش شخص یا خودناظاره‌گری وی را تعیین می‌کند. در عین حال، یافته‌های این مطالعه علاوه بر این فرض، پیشنهاد می‌کند که محتوای نگرش‌های ناکارآمد درباره ظاهر فرد، می‌تواند حالات احساسی و موفقیت در زمینه‌های روابط بین فردی و پیش‌رفت وی را نیز تعیین کند.

برحسب روایی هم‌گرا و واگرا، مقیاس باورها درباره ظاهر به طور معنادار و در جهت مورد انتظار با اندازه‌هایی که به طور نظری فرض می‌شد با آن مرتبط‌اند، هم‌بسته بود. به ویژه، افرادی که در مقیاس باورها درباره ظاهر نمرات بالاتری کسب می‌کردند، نمرات بالاتری در نگرش‌های ناکارآمد و نمرات پایین‌تری در عزت نفس به دست آورند. باورها درباره ظاهر به طور مثبتی با نمایه توده بدنه مرتبط بود. این یافته بیان می‌کند که باورها درباره ظاهر احتمالاً می‌تواند افرادی را که مشکلاتی در زمینه تصویر بدنه دارند، تمایز سازد. این یافته هم‌چنین با نتایج اسپنگلر و استیس ناهمخوان بود [۸].

برحسب تمایز وزنی، مقیاس باورها درباره ظاهر به طور معنادار افراد با اضافه وزن را از افراد با وزن طبیعی تفکیک می‌کرد. هم‌چنین، این مقیاس در افراد با اضافه وزن یا چاق به طور مثبت و معناداری با سن مرتبط بود. این یافته نشان می‌دهد که باورهای ناکارآمد درباره ظاهر در افرادی که سن بالاتری دارند بیش از افراد جوان‌تر وجود دارد.

نتایج حاصل از این پژوهش با کاربنوتو و همکاران که روی گروه نمونه دانشجویان انجام گرفت و نشان داد که بین

منابع

- [14] Goldfein JA, Walsh BT, Midlarsky E. Influence of shape and weight on self-evaluation in bulimia nervosa. *Int J Eat Disord* 2000; 27: 435-445.
- [15] Omidvar N, Eghtesadi S, Ghazitabatabae M, Minaei S, Samareh S. Body image and relationship with body mass index and dietary factors in adolescences of Tehran. *Pejouhesh* 2003; 26: 257-264. (Persian).
- [16] Cooper MJ. Cognitive theory in anorexia nervosa and bulimia nervosa: A review. *Behav Cogn Psychoth* 1997; 25: 113-145.
- [17] Vitousek KB, Hollon SD. The investigation of schematic content and processing in eating disorders. *Cognitive Ther Res* 1990; 14: 191-214.
- [18] Spangler DL. The beliefs about appearance scale. Manuscript in preparation, 1999a.
- [19] Spangler DL. Testing the cognitive model of eating disorders: the role of dysfunctional beliefs about appearance. *Behav Ther* 2002; 33: 87-105.
- [20] Liechty T. Body image and beliefs about appearance: maternal influences and resulting constraints on leisure of college-aged women. Department of Recreation Management and Youth Leadership, Brigham Young University, 2004.
- [21] Benuto L, Haboush A, Johns-Forster SH. Compensatory efforts for body dissatisfaction: some gender and ethnic differences. *The New School Psychology Bulttin* 2008; 5: 19-25.
- [22] Wissmen AN. The dysfunctional attitudes scale: a validation study. *Dissertation Abstracts International* 40, 1389 B-1390 B. 1979.
- [23] Talepasand S, Rezaei A. Dysfunctional attitude scale: evidence of disconformity factor structure. *IPA* 2009; 3: 59-77. (Persian).
- [24] Jöreskog KG, Sörbom D. LISREL 8: User's Reference Guide. Chicago: Scientific Software Inc, 2003.
- [25] Berkler SJ. Applications of covariance structure modeling in psychology: cause for concern. *Psychol Bull* 1990; 107: 260-273.
- [26] Cole DA. Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *J Consult Clin Psychol* 1987; 55: 584-594.
- [27] Mulaik SA, James LR, Van Alstine J, Bennet, N, Lind S, Stiwell CD. Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychol Bull* 1989; 105(3): 430-445.
- [28] Treasure J, Schmidt U, Van Furth E. Handbook of eating disorders. John Wiley&Sons.UK, 2003.
- [1] Worell J, Goodheart CD. *Handbook of girls and women's psychological health*. Oxford University Press, New York, 2006.
- [2] Richardson SA, Hastorf AH, Goodman N, Dormbusch SM. Cultural uniformity interaction to physical disabilities. *Am Sociol Rev* 1961; 26: 241-247.
- [3] Smolak L, Levine MP. Adolescent transition and the development of eating problems. In L. Smolak, M.P. Levine & R. Striegel-Moore (Eds), *The developmental psychopathology of eating disorders. implications for research, prevention and treatment*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates 1996; 207-235.
- [4] Fairburn CG, Harrison PJ. Eating disorders. *Clin Psychol Rev* 2003; 361: 407-416.
- [5] Thompson JK, Heinberg LJ, Altabe M, Tanleff DS. *Exacting beauty: theory, assessment, and treatment of body image disturbance*. Washington, DC: APA, 1999.
- [6] Jacobi C, Paul T, de Zwaan M, Nutzinger DO, Dahme B. Specificity of self-concept disturbances in eating disorders. *Int J Eat Disord* 2004; 35: 204-210.
- [7] Family and Community Development Committee. Inquiry into Issues Relating to the Development of Body Image among Young People and Associated Effects on their Health and Wellbeing. NLA <http://www.parliament.vic.gov.au/fcdc>, 2005.
- [8] Spangler DL, Stice E. Validation of the beliefs about appearance scale. *Cognitive Ther Res* 2001; 25: 813-827.
- [9] Beck J. *Cognitive therapy: Basics and beyond*. New York: Guilford Press, 1995.
- [10] Cooper MJ. Cognitive theory in anorexia nervosa and bulimia nervosa: Progress, development and future directions. *Clin Psychol Rev* 2005; 25: 511-531.
- [11] Cash TF, Melnyk SE, Harbosky JI. The assessment of body image investment: An extensive revision of the appearance schemas inventory. *Int J Eat Disord* 2004; 35: 305-316.
- [12] Pahlevanzadeh S, Maghsoudi J, Ghezavati Z, Habibpour Z. Body satisfaction and body mass index in adolescence. *JBS* 2005; 3: 39-44. (Persian).
- [13] Zarghami M, Chimeh N. Disturbed eating attitudes and correlate factors in high school students of Sari in 2002 – 2003. *Jmums* 2003; 13: 70-78. (Persian).

Psychometric properties of an Iranian version of the beliefs about appearance scale

Siavash Talepasand (Ph.D)^{*}, Imanolaah Bigdeli (Ph.D), Zeynab Fallah (M.A)

Faculty of Psychology and Education, University of Semnan, Semnan, Iran

(Received: 1 Nov 2010 Accepted: 30 Apr 2011)

Introduction: Body Image of everyone includes a feel of body satisfaction, self-esteem, and beliefs about appearance. The beliefs about appearance scale (BAAS) was designed to measure dysfunctional attitudes about bodily appearance. The aim of the present study was to validate the Iranian Version of the BAAS in student population.

Materials and Methods: A total of 214 Iranian students (144 females and 70 males) from student club members participated in the study. They were recruited by stratified random sampling from Zanjan's clubs. Participants completed a dysfunctional attitudes scale and a self-esteem questionnaire. Exploratory factor analysis, item-total correlation and reliability analyses were undertaken to assess the psychometric properties of the BAAS. In addition, confirmatory factor analysis was administered to assess the measurement model and the construct of internal relations of items.

Results: Exploratory and confirmatory factor analysis confirmed the hypothesized model of the BAAS. A four-factor model with an abbreviated 17-item version was confirmed. The BAAS distinguished normal and overweight people significantly. The relationship of BAAS with age in overweight or fat people was more than normal people. The BAAS had positive relationship with dysfunctional attitude positively and negative relationship with self-esteem.

Conclusion: The BAAS has good psychometric properties and it could be used as a clinical tool. Theoretical implication was discussed.

Keywords: Psychometrics, Adolescent psychology, Self concept, Self assessment, Attitude, Body image, Iran

* Corresponding author: Fax: +98 231 3350713 ; Tel: +98 9126040690
stalepasand@semnan.ac.ir