کومش- جلد ۱۳، شماره ۱ (پیاپی ۴۱)، پائیز ۱۳۹۰

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 می شود. مقیاس باورها درباره ظاهر برای ارزیابی نگرش‌های ناکارآمد در رابطه با ظاهر بدنی طراحی شده است. هدف مطالعه حاضر رواسازی نسخه ایرانی مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر در جمعیت دانش‌آموزی بود.

مواد و روش‌ها: شرکت‌کنندگان ۲۱۴ نفر (۱۴۴دختر 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- نمره 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 گویه‌ها اجرا شد.

یافته‌ها: تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی، مدل فرضی مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر را تایید می‌کرد. یک مدل اندازه‌گیری چهار عاملی با نسخه کوتاه شده ۱۷ گویه‌ای 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 چاق از افراد با وزن طبیعی به طور معناداری بیش‌تر بود. به عنوان شاهدی از روایی هم‌گرا و واگرا مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر به ترتیب با مقیاس نگرش‌های ناکارآمد رابطه مثبت و با عزت نفس رابطه منفی نشان داد.

نتیجه‌گیری: یافته‌ها نشان داد که مقیاس باورها درباره‌ی 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: روان سنجی، روان شناسی نوجوانان، خودپنداره، ارزیابی خود، نگرش، تصویر بدن، ایران

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... می‌پردازند [۱]. در سال‌های اخیر ایده‌آل بدنی بیش از پیش به صورت لاغری مفرط تعریف شده است و بسیاری از نوجوانان و به ویژه دختران، لاغری را برای جذابیت مهم می‌دانند [۳،۲]. تلاش مفرط 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 سرسختانه 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].

* نویسنده مسئول، تلفن: ۰۹۱۲۶۰۴۰۶۹۰ نمابر: ۳۳۵۰۷۱۳ ۰۲۳۱
Email: stalepasand@semnan.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۲/۱۰

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

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، محتوای 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 محتوای 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 [۱۱-۱۴]. 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 روبه 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 درباره‌ی 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 [۱۹-۲۱]. هدف این مطالعه رواسازی مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر در یک نمونه از دانش‌آموزان نوجوان بود.

مواد و روش‌ها

نمونه مورد مطالعه شامل ۲۳۰ دانش‌آموز بود که در کلاس‌های تابستانی کانون‌های دانش‌آموزی شهر زنجان در سال ۱۳۸۷ ثبت‌نام کرده بودند. برای انتخاب شرکت‌کنندگان ابتدا نسبت نمونه‌گیری برحسب 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 (۱۴۴دختر و ۷۰ پسر) تحلیل شد. دامنه سنی شرکت‌کنندگان بین ۱۴ تا ۲۹ سال و میانگین سنی آن‌ها ۱۷/۹۳بود.

ابزارهای اندازه‌گیری

مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر. اسپنگلر این مقیاس را برای سنجش نگرش‌های ناکارآمد درباره‌ی ظاهر فرد که منحصر به اختلال خوردن، میل به محدودیت در خوردن، انتقاد از بدن، تمرکز بر محرکات 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 روبه پایین» استفاده شده است [۹] به طوری که در نهایت توصیف‌های بیماران درباره‌ی 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 (هرگز=۰، بسیار زیاد=۴) مشخص می‌کنند. نمره‌ی بالاتر نشان‌دهنده باورهای ناکارآمد بیش‌تر درباره‌ی ظاهر است. در این مطالعه برای اطمینان از کفایت نسخه ایرانی، فرم انگلیسی مقیاس باورها درباره‌ی 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.

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

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 [۲۳،۲۲].

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 متغییرهای 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 سؤال‌ها۲۰دقیقه و حداکثر ۴۵ 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 داده ها. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس باورها درباره ظاهر با تحلیل عاملی اکتشافی، هم‌بستگی سوال- نمره کل و تحلیل اعتبار به روش آلفای کرنباخ 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 در باره ظاهر 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 (Approx. X^2=۲۷۱۶/۵۲ ،df=۱۹۰ ،p<۰/۰۰۱). اندازه کفایت نمونه‌برداری ۰/۹۱ بود. در این تحلیل ۳ عامل ارزش ویژه بیش از ۱ داشتند. به هر حال، وارسی نمودار اسکری یک مولفه اولیه بزرگ (۸/۸۹ =λ با ۴۴/۴٪ واریانس) و به دنبال آن ۲ مولفه کوچک را نشان می‌داد (مولفه ۲ با ۲/۴۶ =λ و ۱۲٪ واریانس، و مولفه ۳ با ۱/۴۱ =λ و ۷٪ واریانس). به این ترتیب، برای رسیدن به یک ساختار عاملی روشن، مجموعه‌ای از راه‌حل‌های ۱، ۲ و ۳ عاملی بررسی شد. هم‌چنین، برای ساده‌سازی ساختار عاملی و تفسیر روشن آن از چرخش واریماکس استفاده شد.

در راه‌حل ۲ عاملی، اکثر گویه‌ها با بار عاملی بیش از ۰/۵۲ بر روی عامل چرخش نیافته ۱ بار شدند. در این راه حل عاملی، گویه‌های ۶ تا ۱۰ با بار عاملی بیش از ۰/۵۲ 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 ۰/۴۴ هم‌زمان بر روی هر ۲ عامل بار شدند. این راه‌حل چندان مناسب به نظر نمی‌رسید.

راه‌حل ۳ عاملی شباهت زیادی به راه‌حل ۲ عاملی داشت. اکثر گویه‌ها با بار عاملی بیش از ۰/۵۲ بر روی عامل چرخش نیافته ۱ بار شدند و گویه‌های ۶ تا ۱۰ با بار عاملی بیش از ۰/۵۲ 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. گویه‌های۱ تا ۳ نیز تنها بر روی عامل ۱ 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 راه‌حل گویه ۱۶ با داشتن بار عاملی

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

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. راه‌حل ۳ عاملی واریانس بیش‌تری را تبیین می‌کرد (۶۳/۸ ٪). به هر حال، با تحلیل اکتشافی چندان مشخص نبود کدام راه‌حل 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 راه‌حل‌ها، ساختار روابط گویه‌ها 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 تعدیل‌های غیر نرمال استفاده شد. شاخص‌های برازندگی ریشه واریانس خطای تقریب (Root mean square error of approximation, RMSEA)، ریشه استاندارد واریانس پس‌ماند (Standardized root mean square residual, SRMR)، شاخص برازندگی مقایسه‌ای (Comparative fit iIndex, CFI)، شاخص نیکویی برازش (Goodness of fit index, GFI) و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (Adjusted goodness of fit index, AGFI) برای سنجش برازندگی مدل استفاده شد.

برای شاخص‌های برازندگی برش‌های متعددی توسط متخصصان مطرح شده است. برای مثال، مقادیر مساوی یا کم‌تر از ۰/۰۵ برای ریشه واریانس خطای تقریب، مساوی یا بالاتر از ۰/۹۶ برای شاخص برازندگی مقایسه‌ای، مساوی یا کم‌تر از ۰/۰۷ برای ریشه استاندارد واریانس پس‌ماند، نشان‌دهنده برازندگی کافی مدل است [۲۴]. از طرف دیگر پیشنهاد شده است که اگر شاخص‌های برازندگی مقایسه‌ای، نیکویی برازش و نیکویی برازش تعدیل‌شده بزرگ‌تر از ۰/۹ و شاخص‌های ریشه واریانس خطای تقریب و ریشه واریانس پس‌ماند کوچک‌تر از ۰/۰۵ باشد بر برازش بسیار مطلوب و کوچک‌تر از ۰/۱ بر برازش مطلوب دلالت دارد [۲۵-۲۷].

سنجش برازندگی داده- مدل. برازندگی داده – مدل برای ۴ مدل فرضی بررسی شد. برازندگی داده – مدل برای مدل تک عاملی بسیار نامناسب‌تر از سایر مدل‌ها بود. برازندگی 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 برازندگی 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 برازندگی هنوز به حد مطلوب نرسیده است. از این‌رو، محتوی ابزار برای تشخیص جنبه‌های نظری که احتمالاً می‌توانست به بروز مشکل در گویه‌ها منجر شود، بررسی شد. از طرفی، وارسی ماتریس پس‌ماند گویه‌ها نشان داد که رابطه گویه‌های ۱، ۸ و ۱۰ با سایر گویه‌ها به خوبی توسط مدل ارائه نمی‌شود. لذا تصمیم گرفته شد که این گویه‌ها حذف شوند.

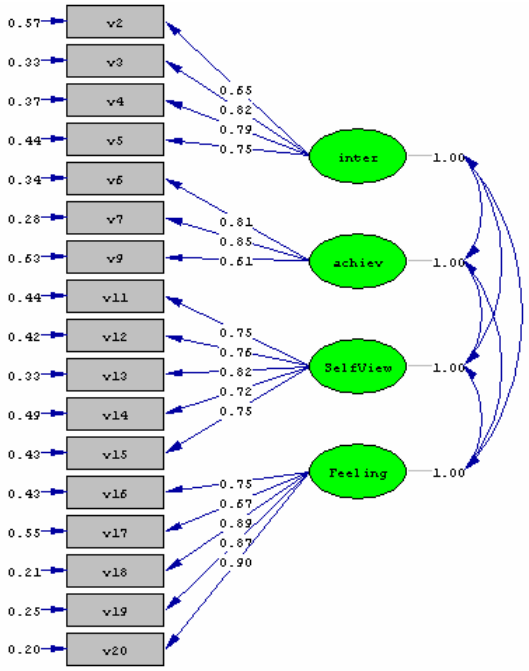
سنجش برازندگی فرم کوتاه شده ۱۷ گویه‌ای. شاخص های برازندگی فرم کوتاه شده ۱۷ گویه‌ای بررسی شد. یافته‌ها حاکی از برازندگی مطلوب داده – مدل است. در این مدل x^2= ۱۸۹/۶۵ df=۱۱۳ و بنابراین نسبت x^2/df =۱/۶۸ و کم‌تر از ۲ می‌باشد.

جدول ۱. شاخص های برازندگی مدل های فرضی مقیاس باورها در باره ظاهر (n= 214)

مدل	X^2	CFI	RMSEA	بازه اطمینان ۹۰ ٪ RMSEA	SRMR	GFI	AGFI
چهار عاملی	۳۳۳/۱۰	۰/۹۳	۰/۰۷	۰/۰۸۰ -۰/۰۵۹	۰/۰٤۹	۰/۸٦	۰/۸۳
سه عاملی	٦۱۵/۲۹	۰/۸٦	۰/۱۱	۰/۱۲۰ – ۰/۱۰۰	۰/۰۷٦	۰/۷۸	۰/۷۲
دو عاملی	۸۳۸/۹٦	۰/۹۳	۰/۱٤	۰/۱۵۰ -۰/۱۳۰	۰/۰۸٦	۰/۷۲	۰/٦۵
یک عاملی	۱٤۷۱/۰٦	۰/٦۸	۰/۱۹	۰/۲۰۰ – ۰/۱۸۰	۰/۱۱۰	۰/۵۹	۰/۵۰

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

سایر شاخص‌های برازندگی نیز در حد مطلوب است. شاخص برازندگی مورد انتظار (Expected cross validation index, ECVI) برای مدل فرضی و اشباع شده به ترتیب ۱/۲۷ و ۱/۴۴ است که از نظر فنی می‌توان گفت روایی پیش‌بین مدل فرضی بیش از مدل اشباع شده است.



شکل ۱. مدل اندازه‌گیری نهایی مقیاس باورها در باره ظاهر

برآورد پارامترها. با توجه به این‌که مدل ۴ عاملی با ۱۷ گویه برازندگی مناسبی نشان داد، ضرایب استاندارد، جملات خطا و واریانس تبیین شده (R^2) بررسی شد (جدول ۲). همه مسیرهای استاندارد معنادار بودند. برای عامل روابط بین فردی گویه ۳ اعتبار قابل قبولی داشت (R^2= ۰/۶۷)، برآورد اعتبار برای گویه ۴ نیز قابل قبول بود (R^2= ۰/۶۳). اما برآورد اعتبار برای گویه‌ها ۲ و ۵ نسبتاً پائین بود (به ترتیب، R^2=۰/۴۳ و R^2= ۰/۵۶). به این ترتیب، معتبرترین و نیرومندترین نشانگر سازه نهفته روابط بین فردی گویه ۳ ($\hat{\lambda}_{۳۱(s\,tand)}$ = ۰/۸۲) و به دنبال آن گویه ۴ ($\hat{\lambda}_{۴۱(s\,tand)}$ = ۰/۷۹) بود. در عامل دوم یعنی پیش‌رفت، گویه۶ و ۷ اعتبار قابل قبولی داشتند (R^2= ۰/۶۶ و ۰/۷۲ =R^2)، اما اعتبار گویه ۹ نسبتاً پایین بود (R^2= ۰/۳۷). معتبرترین و نیرومندترین نشانگر سازه نهفته پیش‌رفت، گویه ۷ ($\hat{\lambda}_{۷۲(s\,tand)}$ = ۰/۸۵) و به دنبال آن گویه ۶ ($\hat{\lambda}_{۶۲(s\,tand)}$ = ۰/۸۱) بود. در عامل سوم یعنی خود نظاره‌گری، گویه ۱۳ اعتبار قابل قبولی داشت (R^2= ۰/۶۷). معتبرترین و نیرومندترین نشانگر این سازه نهفته، گویه ۱۳ ($\hat{\lambda}_{۱۳۳(s\,tand)}$ = ۰/۸۲) بود. در عامل چهارم احساسات، گویه‌های ۱۸، ۱۹ و ۲۰ اعتبار قابل قبولی داشتند (۰/۷۹ =R^2، R^2=۰/۷۵ و R^2=۰/۸۰). معتبرترین و نیرومندترین نشانگر این سازه نهفته، گویه ۲۰ ($\hat{\lambda}_{۲۰۴(s\,tand)}$ = ۰/۹۰) و به دنبال آن گویه ۱۸ ($\hat{\lambda}_{۱۸۴(s\,tand)}$ = ۰/۸۹) و گویه ۱۹ ($\hat{\lambda}_{۱۹۴(s\,tand)}$ = ۰/۸۷) بود.

تحلیل اعتبار مقیاس ۱۷ گویه‌ای. تحلیل اعتبار کل نمونه (n=۲۱۴) به ضریب آلفای کرانباخ ۰/۹۳ منتهی شد. دامنه ضرایب آلفا برای ۱۷ گویه بین ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ بود. اعتبار خرده مقیاس روابط بین فردی ۰/۸۴ و دامنه هم‌بستگی سوال – نمره کل بین ۰/۵۹ تا ۰/۷۳ بود. اعتبار خرده مقیاس پیش‌رفت ۰/۷۹ و دامنه هم‌بستگی سوال – نمره کل بین ۰/۳۰ تا ۰/۵۱ بود. اعتبار خرده مقیاس خود نظاره‌گری ۰/۸۷ و دامنه هم‌بستگی سوال – نمره کل بین ۰/۶۷ تا ۰/۷۴ بود. اعتبار خرده مقیاس احساسات ۰/۹۱ و دامنه هم‌بستگی سوال – نمره کل بین ۰/۶۴ تا ۰/۸۵ بود. میانگین مقیاس در طیف ۵ درجه‌ای ۱/۲۴ با انحراف استاندارد ۰/۶۹ است (جدول ۳).

روایی هم‌گرا و واگرا. تحلیل هم‌بستگی برای تعیین شدت رابطه مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر و سایر اندازه‌هایی که به طور نظری فرض می‌شد با آن مرتبط‌اند، اجرا شد. هم‌بستگی مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر با مقیاس نگرش‌های ناکارآمد در کل نمونه محاسبه شد. یافته‌ها در جدول ۳ گزارش شده‌اند. هم چنان‌که انتظار می‌رفت هم‌بستگی بین دو اندازه مثبت و قوی بود (r=۰/۵۹ ,n=۲۱۴ P<۰/۰۱). هم‌چنین، مقیاس باورها درباره‌ی ظاهر با عزت نفس هم‌بستگی منفی و قوی داشت , (r= -۰/۵۸ ,n=۲۱۴ P<۰/۰۱).

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

جدول۲. شاخص‌های برازندگی و برآورد پارامترهای استاندارد مقیاس باورها درباره ی ظاهر (n=۲۱۴)

فرم کوتاه شده ۱۷ گویه ای مقیاس باورها درباره ی ظاهر						
مدل	X^2*	CFI	RMSEA	بازه اطمینان ۹۰ ٪ RMSEA	SRMR	GFI	AGFI
چهار عاملی	۱۸۹/۶۵	۰/۹۶	۰/۰۵۶	۰/۰۷۰- ۰/۰۴۲	۰/۰۴۵	۰/۹۱	۰/۸۷

ابعاد	ضریب مسیر	واریانس خطا	ضریب تعیین
روابط بین فردی			
۲	۰/۶۵	۰/۵۷	۰/۴۳
۳	۰/۸۲	۰/۳۳	۰/۶۷
۴	۰/۷۹	۰/۳۷	۰/۶۳
۵	۰/۷۵	۰/۴۴	۰/۵۶
پیشرفت			
۶	۰/۸۱	۰/۳۴	۰/۶۶
۷	۰/۸۵	۰/۲۸	۰/۷۲
۹	۰/۶۱	۰/۶۳	۰/۳۷
خود نظاره گری			
۱۱	۰/۷۵	۰/۴۴	۰/۵۶
۱۲	۰/۷۶	۰/۴۲	۰/۵۸
۱۳	۰/۸۲	۰/۳۳	۰/۶۷
۱۴	۰/۷۲	۰/۴۹	۰/۵۱
۱۵	۰/۷۵	۰/۴۳	۰/۵۷
احساسات			
۱۶	۰/۷۵	۰/۴۳	۰/۵۷
۱۷	۰/۶۷	۰/۵۵	۰/۴۵
۱۸	۰/۸۹	۰/۲۱	۰/۷۹
۱۹	۰/۸۷	۰/۲۵	۰/۷۵
۲۰	۰/۹۰	۰/۲۰	۰/۸۰

* مجذور کای به روش بیشینه درست نمایی

جدول۳. میانگین، انحراف استاندارد، ضرایب اعتبار و همبستگی بین متغیرها

متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱. باورها درباره ظاهر(۱۷ گویه)	۱/۲۴*	۰/۶۹	۰/۹۳**								
۲. روابط بین فردی	۱/۳۲	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۸۴							
۳. پیشرفت	۰/۵۲	۰/۶۱	۰/۶۲	۰/۶۱	۰/۷۹						
۴. خود نظاره گری	۱/۲۱	۰/۸۰	۰/۸۴	۰/۵۶	۰/۳۴	۰/۸۷					
۵. احساسات	۱/۶۶	۰/۹۷	۰/۹۰	۰/۶۷	۰/۴۲	۰/۶۸	۰/۹۱				
۶.نگرشهای ناکارامد	۳/۱۸	۰/۹۵	۰/۶۲	۰/۵۹	۰/۵۵	۰/۴۵	۰/۵۳	۰/۹۳			
۷. عزت نفس	۰/۷۰	۰/۲۱	-۰/۵۵	-۰/۵۸	-۰/۵۵	-۰/۳۷	-۰/۴۳	-۰/۷۸	۰/۹۱		
۸. نمایه توده بدنی	۲۰/۴۳	۲/۶۷	۰/۲۶	*۰/۱۶	۰/۲۶	۰/۱۸	۰/۲۸	۰/۲۶	-۰/۲۲	-	
۹. سن	۱۷/۹۳	۲,۶۴	*۰/۱۷	*۰/۱۶	ns۰/۱۲	ns۰/۰۹	۰/۲۰	ns۰/۰۸	ns-۰/۰۴	۰/۲۵	-

*دامنه مقیاس ۱ تا ۴ است

ns = p>0/05

**ضرایب اعتبار بر روی قطر فرعی قرار دارند

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

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

تمایز وزنی . تمایز وزنی به عنوان شاهد دیگری از روایی سازه مورد بررسی واقع شد. ابتدا فرض شد که باورها درباره‌ی 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 (گروه۱، bmi<۲۵)، اضافه وزن (گروه ۲، ۲۵≤bmi≤۳۰) و چاق (گروه ۳، bmi>۳۰). 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 (Levene statistics=۰/۸۲ ,p<۰/۰۵). بررسی توزیع داده‌ها در سه گروه حاکی از سه مقدار فرین (Outlier) بود که از مجموعه داده‌ها حذف شدند. در نهایت، نتایج برازش داده‌ها این حقیقت را آشکار کرد که تفاوت معناداری بین حداقل دو میانگین وجود دارد ($F_{۲,۲۱۱}$=۹/۴۷ ,p<۰/۰۰۱). نتایج آزمون شفه نشان داد که میانگین باورهای درباره ظاهر در گروه دارای اضافه وزن به طور معناداری بالاتر از گروه افراد دارای وزن طبیعی بود (MD_{i-j}=۰/۹۵ ,p<۰/۰۵).

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 پراکنش 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 (r=۰/۶۱ ،p<۰/۰۵).

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 دوجنس وجود نداشت (p>۰/۰۵, $t_{0.05,212}$=۰/۹۸۴).

جدول۴. میانگین، انحراف استاندارد و همبستگی سن و باورها در باره ظاهر به تفکیک گروه های وزنی

متغیرها	وزن طبیعی		اضافه وزن یا چاق	
	M	SD	M	SD
باورها در باره ظاهر	۱/۲۰	۰/۶۵	۱/۹۴	۰/۶۳
سن	۱۷/۸۴	۲/۵۷	۱۹/۵۴	۳/۵
همبستگی	r =۰/۱		r =۰/۶۱*	

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

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف رواسازی مقیاس باورها درباره ظاهر طرح‌ریزی و اجرا شد. در کل نتایج این مطالعه اعتبار، روایی سازه، روایی هم‌گرا و روایی واگرای نسخه ۱۷ گویه‌ای 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، پیش‌رفت، خودنظاره‌گری و احساسات نشان می‌داد. 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

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

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 برحسب داده‌های تجربی نشان دهند. به هرحال، 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 زندگی‌اشان از جمله روابط بین فردی، پیش‌رفت، خودنظاره‌گری و احساسات دارد. این یافته با این فرض نظریه‌پردازان شناختی هماهنگ است که محتوای نگرش‌های ناکارآمد درباره ظاهر شامل این باور است که ظاهر فرد، ارزش شخص یا خود نظاره‌گری 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 آوردند. باورها درباره ظاهر به طور مثبتی با نمایه توده بدنی مرتبط بود. این یافته بیان می‌کند که باورها درباره ظاهر احتمالاً می‌تواند افرادی را که مشکلاتی در زمینه تصویر بدنی دارند، متمایز 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 کار بنوتو و همکاران که روی گروه نمونه دانشجویان انجام گرفت و نشان داد که بین 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 روان‌سنجی 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.

علی‌رغم 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 بدنی را اندازه بگیرد. در نهایت، یافته‌های مطالعه حاضر عمدتاً هم‌بستگی هستند و یک مدل عالی را در نظریه شناختی آزمون نمی‌کنند. باورهای ناکارآمد هم‌چنان‌که توسط مقیاس باورها درباره ظاهر اندازه‌گیری 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 وپرورش شهر زنجان، مدیریت و اعضای محترم کانون‌های دانش‌آموزی برای همکاری صمیمانه.

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

منابع

[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, Dornbusch 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).

[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, Ghazitabatabaee 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.

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]

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

[Downloaded from koomeshjournal.semums.ac.ir on 2024-08-04]