
**بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه سنجش
رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا در دانش‌آموزان دختر مقطع
دبیرستان شهر اصفهان**

فرشته مؤمنی *

دکتر شعله امیری **

دکتر حجت ا... فراهانی ***

چکیده

پژوهش با هدف هنجارگزینی و بررسی اعتبار و قابلیت اعتماد پرسشنامه سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا (MEBS)، ون رانسون و همکاران، (۲۰۰۵) در دانش‌آموزان دختر مقطع دبیرستان شهر اصفهان اجرا شد. این پرسشنامه یکی از ابزارهای خود گزارش دهی است که به منظور ارزیابی علائم بی‌اشتهایی روانی به کار رفته است. شرکت کنندگان در پژوهش ۳۰۰ نفر از دانش‌آموزان دختر مقطع دبیرستان شهر اصفهان بودند که با روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شدند. این آزمودنی‌ها پرسشنامه MEBS را تکمیل کردند. و نتایج حاصل با نرم افزار SPSS و نرم افزار LISREL تجزیه و تحلیل شد. تحلیل عاملی به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس، ۳ عامل را برای پرسشنامه MEBS استخراج کرد که در حدود ۵۶/۸۳ درصد از واریانس کلی را تبیین کردند. تحلیل عاملی تأییدی درستی عامل‌های استخراج شده را تأیید کرد. همچنین تحلیل داده‌ها قابلیت اعتماد خوبی را نشان دادند (آلفای کرونباخ ۰/۷ به دست آمد). ضریب همبستگی میان نمره‌های آزمون و باز آزمون نیز ۰/۹۳ به دست آمد که حاکی از قابلیت اعتماد بالا به روش آزمون-بازآزمون بود. به منظور تعیین دامنه برش نیز از روش نمره‌های T استفاده شد و نمره ۱۹ به عنوان دامنه تشخیص بهنجار از نابهنجار مشخص شد. بنابراین، با توجه به نتایج فوق می‌توان گفت پرسشنامه MEBS به عنوان یک ابزار معتبر و پایا قابلیت استفاده در موقعیت‌های پژوهشی و بالینی را در تشخیص علائم اختلال بی‌اشتهایی روانی در دختران نوجوان شهر اصفهان داشت.

* نویسنده مسئول: دانشجوی دکترای روان‌شناسی بالینی دانشگاه شهید بهشتی momenipsy@gmail.com

** دانشیار دانشگاه اصفهان

*** دکترای تخصصی روان‌شناسی بالینی

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۲۵

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۲۳

کلید واژه‌ها:

بی‌اشتهایی روانی، هنجارگزینی، پرسشنامه سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا، اعتبار، قابلیت اعتماد

مقدمه

بی‌اشتهایی روانی^۱ یکی از اختلالات نسبتاً شایع است که عمدتاً در انتهای نوجوانی و ابتدای جوانی مشاهده می‌شود. شیوع این اختلال ۵/۰ تا ۴ درصد در دختران گزارش شده و میزان بروز آن در میان زنان ۲۰ برابر بیشتر از مردان است. (راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی، ۲۰۰۳). در این اختلال شخص، از حفظ حداقل وزن طبیعی بدن خویش امتناع کرده و شدیداً از بالا رفتن وزن خود هراس دارد و به میزان جالب توجهی درباره بدن خود و شکل آن دچار سوء تعبیر^۲ است (سادوک و سادوک، ۲۰۰۷).

در سال ۱۶۹۴، برای اولین بار مورتون توصیف پزشکی بی‌اشتهایی روانی را منتشر کرد و این وضعیت را تحلیل عصبی^۳ نامید و آن را به وضوح به عوامل روان‌شناختی نسبت داد (استیک و همکاران، ۲۰۰۴؛ کلین، والش؛ ۲۰۰۳ و هس و همکاران، ۲۰۰۱). تقریباً ۲۰۰ سال پیش، گال^۴ در انگلستان و لاسکا^۵ در فرانسه دوباره بی‌اشتهایی روانی را کشف کردند (شولدر^۶، ۱۹۸۷، به نقل از سیلوینی پالازولی، ۱۹۹۶) و انجمن روان پزشکی بریتانیا در آکسفورد در سال ۱۸۶۸، از اصطلاح «هیستری اپیسیا»^۷ برای توصیف بی‌اشتهایی روانی استفاده کرد که ابتدا گال به این وضعیت اشاره کرده بود و سرچشمه آن را مسائل روان‌شناختی می‌دانست (مورنو و همکاران، ۲۰۰۸) این اختلال در سال ۱۸۷۴ نام گذاری و برای اولین بار علائم آن توصیف شد (شروف و همکاران، ۲۰۰۶).

علائم فهرست وار این اختلال به این صورت است: ۱- کاهش حداقل ۱۵ درصد وزن بدن (BMI^۸ به کمتر از ۱۷/۵ برسد)؛ ۲- اجتناب از غذا خوردن؛ ۳- ترس زیاد از چاقی؛ ۴-

-
1. Anorexia nervosa
 2. misinterpretation
 3. nervous deterioration
 4. Gall
 5. Laska
 6. Sholder
 7. epepsia histry
 8. body mass index

علاقه شدید به کاهش وزن^۳ و رژیم گرفتن^۴؛ ۵- تصور بدشکل بودن اندام^۵؛ ۶- سوء استفاده^۶ از داروهای مدر^۷، ملین^۸ و قرص‌های لاغری^۹؛ ۷- استفراغ عمدی^{۱۰}؛ ۸- ورزش شدید؛ ۹- توقف قاعدگی^{۱۱} در زنان (سادوک و سادوک، ۲۰۰۷).

بی‌اشتهایی روانی به ۲ صورت در میان بیماران دیده می‌شود:

۱- نوع محدود^{۱۲}: در دوره جاری بی‌اشتهایی روانی، شخص به طور منظم دست به پر خوری دوره‌ای یا دفع تحمیلی و استفراغ عمدی، سوء مصرف ملین‌ها، مدرها یا تنقیه نمی‌زند.
۲- نوع پرخوری دوره‌ای / پاکسازی^{۱۳}: که در دوره جاری بی‌اشتهایی روانی شخص به طور منظم دست به پر خوری دوره‌ای و پس از آن پاکسازی (استفراغ عمدی یا سوء مصرف ملین‌ها و مدرها یا تنقیه) می‌زند (انجمن روان پزشکی آمریکا، ۲۰۰۳).

این اختلال عوارض متعددی از جمله سوء تغذیه، اختلالات رشد، هیپوترمی^{۱۴} و نارسایی‌های قلبی عروقی دارد. وزن کم باعث آمنوره (قطع قاعدگی) و تغذیه ناکافی، دختران دچار بی‌اشتهایی روانی را مستعد پوکی استخوان می‌کند (پرتی و همکاران، ۲۰۰۸). هیپوترمی به تحمل نکردن سرما و اختلال در ضربان قلب منجر می‌شود. ناپایداری در سیستم قلب و عروق نهایتاً به ضعف، خستگی، گیجی، غش و مرگ منجر خواهد شد (بالیک و همکاران، ۲۰۰۶).

اختلال بی‌اشتهایی روانی که زمانی بسیار نادر بود، در ۲۰ سال گذشته به صورت چشمگیری افزایش یافته است. در حال حاضر برآورد می‌شود که از هر صد هزار نفر، بین ۱/۶ تا ۲/۴ درصد افراد به این حالت مبتلا هستند (ضرغامی و چیمه، ۱۳۸۲).

1. eating avoidance
2. fear of overweight
3. losing weight
4. dieting
5. body dimorphic image
6. abuse
7. laxative
8. iuretic
9. diet pills
10. self-induced vomiting
11. amnore
12. restricting
13. binge eating-purging
14. hypotermia

اکثر افراد مبتلا به این اختلال از طبقات مرفه یا متوسط رو به بالای جامعه هستند. نوعاً تمام توجه مبتلابان به بی‌اشتهایی روانی به غذا است و میزان کالری هر غذایی را که می‌خواهند مصرف کنند را دقیقاً محاسبه می‌کنند و گاهی این دل مشغولی به حد وسواس^۱ می‌رسد (دادستان، ۱۳۸۳).

برای تشخیص علائم اختلالات روانی و از جمله بی‌اشتهایی روانی بیشتر از ملاک‌های ذهنی درمانگر و کمتر از آزمون‌ها استفاده می‌شود (پالمر، ۲۰۰۸) و اندک آزمون‌هایی هم که به کار می‌روند استاندارد نبوده یا فاقد هنجار ایرانی است و در نتیجه تشخیص‌ها از دقت اندکی برخوردار بوده و گاهی اشتباه‌های متعددی را باعث می‌شود.

به منظور سنجش و تشخیص بی‌اشتهایی روانی ملاک‌های زیادی در خارج از کشور تهیه شده است که از پرکاربردترین آنها مقیاس خود گزارش دهی دربارهٔ آسیب‌شناسی خوردن است که به پرسشنامه اختلالات^۲ (EDI) معروف است که در سال ۱۹۸۳، گارنر آن را ساخت و شامل ۶۴ سؤال است که باورها^۳، نگرش‌ها^۴ و خصوصیات شخصیتی^۵ افراد مبتلا به اختلالات خوردن^۶ را می‌سنجد. این مقیاس در میان گروهی از زنان با میانگین سنی ۲۲ سال اجرا شد، که به اختلال بی‌اشتهایی روانی مبتلا بوده‌اند. هم‌چنین در گروه گواهی^۷ متشکل از دختران ۲۰ ساله نیز اجرا شد و پس از آن نمره‌های این دو گروه مقایسه و نتیجه‌گیری شد که تفاوت معناداری بین نمره‌های این دو گروه وجود داشت (گارنر و همکاران، ۱۹۸۳) نکتهٔ جالب توجه این است که پرسشنامه مذکور از اختصار کافی برخوردار نبود و این یکی از نقاط ضعف پرسشنامه بود.

در میان سایر مقیاس‌های خود گزارش دهی که به منظور ارزیابی اختلالات خوردن ساخته شده است می‌توان به پرسشنامهٔ سنجش اختلالات خوردن (EDE-Q)^۸، تست نگرش‌های

-
1. obsession
 2. eating disorder inventory
 3. beliefs
 4. attitude
 5. personality characteristic
 6. eating disorder
 7. control group
 8. eating disorder examination questionnaire

خوردن (EAT)^۱، ارزیابی چند محوری از نشانه‌های اختلالات خوردن (MAEDS)^۲، تست تجدید نظر شده پرخوری (BULITR)^۳ و مقیاس اختلالات خوردن استرلینگ «SEDS»^۴ اشاره کرد که اعتبار^۵ و قابلیت اعتماد^۶ همه آنها بررسی شده و همگی از ارزش و قابلیت اعتماد خوبی برخوردار هستند (هینبرگ و همکاران، ۲۰۰۸).

از جمله مقیاس‌های سنجش اختلال خوردن پرسشنامه MEBS^۷ است که یک مقیاس خود گزارش دهی^۸ ۳۰ ماده‌ای است که در میان دختران نوجوان و والدین آنها اجرا شد. ملاک‌های MEBS از دو منبع تشکیل شده‌اند که اولی زیر مجموعه‌ای از ۲۳ سؤال است که شناخت‌ها و باورهایی را در رابطه با اختلال خوردن می‌سنجد و شامل نارضایتی از وضعیت بدن^۹، پرخوری^{۱۰} و میل به لاغری^{۱۱} است و دومی مطالعاتی است که در میان ۷۰۰ خانواده دارای فرزندان دختر دو قلو اجرا شد که مبتلا به بی‌اشتهایی روانی تشخیص داده شده بودند و ۵ ماده را برای ارزیابی رفتارهای جبرانی^{۱۲} (مثل مجبور کردن خود به استفراغ^{۱۳}، سوء استفاده از ملین‌ها و مدرها و قرص‌های رژیمی و ورزش شدید)، به دست آورده است (ون رانسون و همکاران، ۲۰۰۵)

به منظور پاسخ‌گویی به سؤالات هیچ محدوده زمانی خاصی قائل نشده و چون هدف این ابزار ارزیابی نگرش‌های مختل درباره خوردن در زمان جاری است، تمامی سؤال‌ها به زبان حال نوشته شده‌اند. نتایج پژوهش‌های انجام شده توسط سازندگان این مقیاس، قابلیت اعتماد و اعتبار بالایی را نشان داده‌اند. قابلیت اعتماد درونی پرسشنامه در پژوهش ون رانسون و همکاران (۲۰۰۵) از طریق آلفای کرونباخ در رده‌های سنی مختلف محاسبه شد. ضریب آلفای

1. eating attitude test
2. multimaximal assessment of eating disorders
3. test- revised
4. stirling eating disorder
5. validity
6. reliability
7. minnesota eating behavior survey
8. self-report
9. body dissatisfaction
10. bulimia
11. thinness drive
12. compensatory bulimia
13. purging

کل مقیاس برای رده سنی ۱۴ سال ۰/۸۶ رده سنی ۱۷ سال ۰/۸۷ و رده سنی ۲۰ سال ۰/۸۹ گزارش شده است ($P < ۰/۰۱$) هم چنین ۳ سال پس از اجرای اولیه، پرسشنامه در میان آزمودنی‌ها بازآزمون شد و همبستگی بین نمره‌های آزمون و باز آزمون ۰/۶۹ به دست آمد. (ون رانسون و همکاران، ۲۰۰۵). همچنین برای بررسی اعتبار همگرا، همزمان با اجرای این پرسشنامه، مقیاس BDI نیز از آزمودنی‌ها به عمل آمد و همبستگی درونی بین زیر مقیاس‌هایی از MEBS و EDI که تقریباً سازه‌های مشابهی را می‌سنجند بیشتر از ۰/۶۵ به دست آمد. (ون رانسون و همکاران، ۲۰۰۷).

بنابراین، با استناد به مدارک اخیر می‌توان گفت که این پرسشنامه در فرهنگ آمریکایی، از درجه اعتبار و اعتمادپذیری خوبی برخوردار است، ولی با توجه به تفاوت‌های فرهنگی که در میان ملل مختلف وجود دارد نمی‌توان با اطمینان اظهار داشت که این مقیاس در فرهنگ ایرانی نیز با همین درجه اعتماد، قابل استفاده و استناد باشد، بلکه باید کوشش شود تا ملاک‌های آن با فرهنگ و جامعه هدف مطابقت داده شده و هنجاریابی شود. با توجه به آنکه نوجوانی، دوره‌ای است که بیشترین میزان شیوع اختلالات خوردن در آن دوره مشاهده می‌شود (مومنی و امیری، ۱۳۸۵) و با توجه به این که ابزار رایجی یافت نشد که بتواند وضعیت موجود رفتارهای تغذیه‌ای را در نوجوانان ایرانی بررسی کند به همین دلیل لازم بود ابتدا الگوی بهنجار بررسی شود تا نقطه برش بررسی پذیر باشد؛ به این دلیل هدف این پژوهش هنجاریابی مقیاس سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا در دختران نوجوان سنین ۱۴ الی ۱۷ سال برای استفاده در نمونه‌های ایرانی بود.

بررسی حاضر با هدف پاسخ‌گویی به پرسش‌های زیر انجام شد:

- ۱- ساختار عاملی مقیاس MEBS در نمونه مورد بررسی چگونه است؟
- ۲- همسانی درونی و قابلیت اعتماد آزمون-بازآزمون مقیاس MEBS با استفاده از روش‌های آلفای کرونباخ و روش آزمون بازآزمون چقدر است؟

روش پژوهش

طرح پژوهش از نوع پیمایشی بود. در این پژوهش، جامعه آماری کلیه دختران نوجوان پایه تحصیلی اول تا سوم دبیرستان‌های شهر اصفهان بودند و نمونه پژوهش شامل ۳۰۰ نفر از

دختران نوجوان مقطع دبیرستان (پایه اول تا سوم و رده سنی ۱۷-۱۴) بود که در مدارس دولتی شهر اصفهان در سال تحصیلی ۸۵-۸۴ مشغول تحصیل بودند. برای انتخاب نمونه از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای استفاده شد. لذا ابتدا از میان ۵ ناحیه آموزش و پرورش شهر اصفهان، ۳ ناحیه به صورت تصادفی انتخاب شد و در مرحله بعدی از هر ناحیه ۱ دبیرستان دخترانه و جمعاً ۳ مدرسه از ۳ ناحیه تعیین شد و در نهایت از هر مدرسه تعداد ۳۳ دانش‌آموز پایه اول، ۳۳ دانش‌آموز پایه دوم و ۳۴ دانش‌آموز پایه سوم، با توجه به جمعیت کل دانش‌آموزان هر مدرسه برای اجرای پرسشنامه‌ها در نظر گرفته شدند و اطلاعات به دست آمده از آنها برای تعیین قابلیت اعتماد و اعتبار مقیاس به کار گرفته شد.

درباره حجم نمونه و تعداد آزمودنی‌های پژوهش نظریه‌های گوناگونی بیان شده است. برخی از پژوهشگران پیشنهاداتی را بر اساس نسبت اندازه نمونه به تعداد متغیرها ارائه داده‌اند؛ به عنوان مثال کتل (۱۹۷۸) نسبت سه به یک تا شش به یک و اوریت (۱۹۷۵) حداقل نسبت ده به یک و هایر و همکاران (۱۹۹۵) نسبت بیست به یک را پیشنهاد داده‌اند. برخی دیگر نیز با توجه به تعداد گویه‌های مقیاسی که قرار است ساختار عاملی آن تحلیل شود و به ازای هر گویه تعداد حداقل ۵ نفر را به عنوان حجم نمونه لازم در پژوهش پیشنهاد کرده‌اند (بریانته و یارنولد، ۱۹۹۵). بنابراین، در این پژوهش با در نظر گرفتن تمامی معیارهای ذکر شده حجم نمونه برابر با ۳۰۰ در نظر گرفته شد.

ابزار پژوهش

ابزار به کار گرفته شده پرسشنامه سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا بود. در سال ۲۰۰۰ میلادی، ون رانسون و همکاران این پرسشنامه را به منظور سنجش علائم بی‌اشتهایی روانی ساخته‌اند و ۳۰ ماده را شامل است. سؤال‌های موجود در پرسشنامه در ۴ زیر مقیاس نارضایتی از وضعیت بدن، رفتارهای جبرانی در خوردن نظیر استفراغ عمدی و استفاده از مسهل‌ها و ملین‌ها و داروهای کمکی به منظور کاهش وزن، پرخوری و اشتغال ذهنی درباره وضعیت بدن^۱ قرار می‌گیرند.

الگوی پاسخ دهی به سؤال‌ها بله - خیر بود و با توجه به آن که سؤال‌ها به زبان حال

نگاشته شده‌اند از آزمودنی‌ها خواسته می‌شود تا از بین دو جواب بلی - خیر پاسخی را انتخاب کنند که با وضعیت موجود آنها مطابقت بیشتری دارد. بدین ترتیب به پاسخ‌های بله نمره یک و به پاسخ‌های خیر نمره صفر تعلق می‌گیرد، اما ۴ مورد از سؤال‌ها از شیوه نمره‌گذاری معکوس پیروی می‌کنند (پاسخ‌های بلی نمره ۰ و پاسخ‌های خیر نمره ۱). بنابراین، نمره هر فرد در این مقیاس می‌تواند از ۰ تا ۳۰ در نوسان باشد که نمره‌های بالا حاکی از وجود علائم بی‌اشتهایی روانی در فرد بوده که با افزایش نمره‌های میزان آن شدیدتر می‌شود.

پژوهش‌های انجام شده توسط سازندگان این مقیاس، قابلیت اعتماد و اعتبار بالایی را برای آن گزارش کرده‌اند. قابلیت اعتماد درونی پرسشنامه در پژوهش ون رانسون و همکاران (۲۰۰۵) از طریق روش آلفای کرونباخ در رده‌های سنی مختلف محاسبه شده است. همچنین در پژوهش دیگری، که ون رانسون و همکاران، (۲۰۰۷) در میان نمونه کاندایی انجام داده‌اند، نیز آلفای کرونباخ ۰/۹۲ گزارش شده است. علاوه بر آن نتایج تحلیل عاملی نیز مشابه با نتایج پژوهش انجام شده در جمعیت اصلی است.

این پرسشنامه توانایی بالایی در شناسایی و تشخیص اختلال بی‌اشتهایی روانی دارد و در کنار سایر روش‌های ارزیابی، نظیر مصاحبه تشخیصی، گزارش‌های والدین و ... می‌تواند در موقعیت‌های تشخیص و بالینی قابل استفاده باشد.

پرسشنامه مذکور به زبان فارسی ترجمه و توسط چند نفر از استادان روان‌شناسی دانشگاه اصفهان بازبینی شد. پس از آن از ۲ نفر از کارشناسان زبان انگلیسی خواسته شد تا آن را به زبان اصلی ترجمه کنند. و متن ترجمه شده با متن اصلی مقایسه و اشکالات آن بررسی شد. سپس بعد از اجرای پرسشنامه در نمونه‌ای کوچک مشکلات موجود در آن اصلاح شد. پس از اتمام مراحل، پرسشنامه نهایی برای اجراء در نمونه دانش‌آموزان آماده شد.

تحلیل داده‌ها با استفاده از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی (چرخش واریماکس) و تأییدی انجام شد. علاوه بر آن برای به دست آوردن قابلیت اعتماد از روش آلفای کرونباخ برای کل آزمون و همچنین هر کدام از زیر مقیاس‌های آن و همچنین پایایی آزمون - بازآزمون (با فاصله ۱۰ روز) استفاده شد. با توجه به محدودیت در تصمیم‌گیری برای تعیین نقطه برش از نمره‌های T استفاده و دامنه برش به دست آمد.

یافته‌ها

روایی عاملی اکتشافی: در ابتدا برای بررسی مناسب بودن داده‌های مقیاس MEBS، KMO^۱ انجام شد و ضریب به دست آمده رضایت بخش بود ($KMO = 0/6$). همچنین آزمون کرویت بارتلت $2/251/59 = \chi^2$ محاسبه شد که از نظر آماری معنادار بود ($p < 0/0001$).
 به منظور بررسی اعتبار مقیاس MEBS از روش اعتبار سازه (تحلیل عاملی) استفاده شد. در این تحلیل با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (چرخش واریماکس) و مقادیر ویژه^۲ بیشتر از یک، ۳ عامل به دست آمد که در مجموع ۵۶/۸۳ درصد از واریانس مشاهده شده را تبیین کردند. نتایج حاصل از تحلیل عوامل در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱: ارزش ویژه، درصد تبیین واریانس و درصد تراکمی عوامل به دست آمده در

پرسشنامه MEBS

| عامل | ارزش ویژه | درصد واریانس | درصد تراکمی | سؤال‌ها |
|----------|-----------|--------------|-------------|-----------------------------------|
| عامل اول | ۲/۰۳ | ۲۵/۳۶ | ۲۵/۳۶ | ۱۹،۲۳،۲۶،۵،۲۷،۶،۱۵ |
| عامل دوم | ۱/۴۵ | ۱۸/۱۷ | ۴۳/۵۳ | ۲۵،۲۴،۲۲،۱۱،۲،۱۸،۱۶،۱۴،۱۲،۹،۸،۷،۳ |
| عامل سوم | ۱/۰۶۴ | ۱۳/۳ | ۵۶/۸۳ | ۲۸،۲۰،۱۳،۱۷،۱۰،۳،۰۲۹،۲۱،۴ |

همان گونه که در جدول مشخص است عامل اول ۷ ماده را در برداشته و ارزش ویژه برابر ۲/۰۳ دارد و ۲۵/۳۶ درصد از واریانس مشاهده شده را تبیین می‌کند. این عامل، پرخوری نام گرفته و سؤال‌هایی نظیر این که «هنگامی که در مورد چیزی آشفته‌ام پرخوری می‌کنم» یا «گاهی اوقات بسیار پرخوری کرده و احساس می‌کنم که نمی‌توانم جلو خود را بگیرم» را شامل می‌شود. عامل دوم ارزش ویژه برابر ۱/۴۵ داشته و ۱۸/۱۷ درصد از واریانس را تبیین می‌کند. این عامل، عامل نارضایتی از وضعیت بدن نام گرفته و سؤال‌هایی نظیر «همیشه آرزو می‌کنم کاش لاغرتر بودم» را در برمی‌گیرد عامل سوم ارزش ویژه برابر ۱/۰۶۴ داشته و ۱۳/۳ از واریانس را تبیین می‌کند. این عامل، عامل رفتارهای جبرانی در خوردن نام گرفته و با سؤال‌هایی نظیر «گاهی اوقات خود را مجبور به استفراغ می‌کنم تا از این راه مقداری وزن بدنم را کنترل کنم» را شامل می‌شود.

1. Kaisner-Meyer-Olkin Measures of Sampling Adequacy
2. Eigen value

جدول ۲ ماتریس عوامل موجود در پرسشنامه پس از چرخش را نشان می‌دهد.

جدول ۲: ماتریس عوامل چرخش یافته

| عوامل | | | سؤال‌ها |
|-------|-------|-------|---------|
| ۳ | ۲ | ۱ | |
| | | ۰/۶۴۸ | سؤال ۶ |
| | | ۰/۵۵۴ | سؤال ۱۵ |
| | | ۰/۵۴۶ | سؤال ۵ |
| | | ۰/۵۰۶ | سؤال ۱۹ |
| | | ۰/۴۹۶ | سؤال ۲۷ |
| | | ۰/۴۸۳ | سؤال ۲۳ |
| | | ۰/۴۷۷ | سؤال ۲۶ |
| | ۰/۶۵۴ | | سؤال ۷ |
| | ۰/۶۴۶ | | سؤال ۲۵ |
| | ۰/۶۳۶ | | سؤال ۱۸ |
| | ۰/۶۳۲ | | سؤال ۲ |
| | ۰/۵۵۲ | | سؤال ۱۱ |
| | ۰/۵۴۱ | | سؤال ۸ |
| | ۰/۵۲۲ | | سؤال ۲۲ |
| | ۰/۵۱۱ | | سؤال ۱۲ |
| | ۰/۵۰۱ | | سؤال ۳ |
| | ۰/۴۹۸ | | سؤال ۲۴ |
| | ۰/۴۸۶ | | سؤال ۹ |
| | ۰/۴۶۰ | | سؤال ۱۴ |
| | ۰/۴۵۵ | | سؤال ۱۶ |
| ۰/۵۴۱ | | | سؤال ۱۰ |
| ۰/۵۰۲ | | | سؤال ۲۹ |
| ۰/۴۶۵ | | | سؤال ۱۷ |
| ۰/۴۳۴ | | | سؤال ۲۸ |
| ۰/۴۰۲ | | | سؤال ۳۰ |
| ۰/۳۹۴ | | | سؤال ۴ |
| ۰/۳۸۹ | | | سؤال ۲۱ |
| ۰/۳۵۵ | | | سؤال ۲۰ |
| ۰/۳۳۲ | | | سؤال ۱۳ |

جدول ۳: مقایسه عوامل موجود مقیاس اصلی و عوامل استخراجی در جامعه ایرانی

| مقیاس در جامعه ایرانی | | مقیاس اصلی | |
|-----------------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| سؤال‌ها | زیر مقیاس | سؤال‌ها | زیر مقیاس |
| ۱۹،۲۳،۲۶،۵،۲۷،۶،۱۵ | پرخوری | ۱۹،۲۳،۲۶،۵،۲۷،۶،۱۵ | پرخوری |
| ۲۵،۲۴،۲۲،۱۱،۲،۱۸،۱۶،۱۴،۱۲،۹،۸،۷،۳ | نارضایتی از وضعیت بدن | ۸،۱۲،۱۶،۱۸،۲۲، ۳ | نارضایتی از وضعیت بدن |
| ۲۸،۲۰،۱۳،۱۷،۱۰،۳۰،۲۹،۲۱،۴ | رفتارهای جبرانی | ۷،۲،۱۱،۱۰،۲۵،۲۴،۱۴،۲۹ | اشتغال ذهنی |
| | | ۹،۲۸،۲۰،۱۳،۱۷،۱۰،۳۰،۲۱،۴ | رفتارهای جبرانی |

مقایسه سؤال‌های مربوط به عوامل به دست آمده و عوامل موجود در پرسشنامه اصلی نشان می‌دهد که سؤال‌های مربوط به دو زیر مقیاس نارضایتی از وضعیت بدنی و اشتغال ذهنی درباره وضعیت بدن در مقیاس اصلی در یک مقیاس کلی ادغام شده‌اند که این عامل نارضایتی از وضعیت بدنی نام گرفته است. به نظر می‌رسد در جمعیت ایرانی این دو عامل از همپوشی بالایی برخوردار بود و لذا در یک عامل گنجانیده می‌شود.

جدول ۴ همبستگی بین عامل‌های MEBS را نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌شود این عوامل از ۰/۰۸۱ تا ۰/۱۷ را در برمی‌گیرد.

جدول ۴: ماتریس همبستگی میان عوامل به دست آمده در پرسشنامه MEBS

| متغیر | عامل اول | عامل دوم | عامل سوم |
|----------|----------|----------|----------|
| عامل اول | ۱/۰۰ | ۰/۰۸۱ | ۰/۱۸ |
| عامل دوم | ۰/۰۸۱ | ۱/۰۰ | ۰/۱۷ |
| عامل سوم | ۰/۱۸ | ۰/۱۷ | ۱/۰۰ |

روایی عاملی تأییدی: به منظور تأیید عوامل استخراج شده از پرسشنامه MEBS مدل تحلیل عاملی تأییدی با کاربرد نرم افزار LISREL اجراء شد. نتایج محاسبه‌ها و نمودار مدل اندازه‌گیری برای عوامل مورد مطالعه به ترتیب در جدول‌های ۵ و ۶ درج شده است.

جدول ۵: مشخصه‌های آماری مدل تحلیل عاملی تأییدی برای عامل‌های MEBS

| عامل‌ها | b | β | t | SE | R ² |
|------------|------|---------|------|------|----------------|
| عامل اول | ۰/۴۸ | ۰/۳۵ | ۴/۹۴ | ۰/۱ | ۰/۱۲ |
| عامل دوم | ۱/۴۴ | ۰/۶۵ | ۶/۹۲ | ۰/۲۱ | ۰/۳۸ |
| عامل سوم | ۱/۳۰ | ۰/۷۷ | ۷/۴۹ | ۰/۱۷ | ۰/۵۹ |
| عامل چهارم | ۰/۰۹ | ۰/۱۲ | ۱/۶۶ | ۰/۰۵ | ۰/۰۱ |

چنانکه در جدول ۵ دیده می‌شود بالاترین ضریب مسیر ۰/۷۷ و متعلق به عامل سوم (نارضایتی از وضعیت بدن) است. این عامل ۵۹ درصد واریانس رفتارهای تغذیه‌ای را تشکیل می‌دهد. پس از این عامل بالاترین ضریب مسیر به عامل دوم (اشتغال ذهنی درباره وضعیت بدن) تعلق دارد که تبیین کننده ۳۸ درصد واریانس متغیر مورد مطالعه است. کمترین ضریب مسیر (۰/۱۲) مربوط به عامل چهارم (رفتارهای جبرانی در خوردن) است که فقط ۱ درصد از واریانس پرسشنامه MEBS را تبیین می‌کند.

جدول ۶: شاخص‌های برازندگی مدل چهارگانه MEBS

| TLI | PNFI | PCFI | RMSEA | CFI | AGFI | GFI | p | χ^2/df | df | χ^2 |
|------|------|------|-------|------|------|------|-------|-------------|----|----------|
| ۰/۹۱ | ۰/۷۱ | ۰/۷۶ | ۰/۰۳۵ | ۰/۹۹ | ۰/۹۷ | ۰/۹۸ | ۰/۰۵۲ | ۰/۲۷ | ۲ | ۲/۷۴ |

چنان که در جدول ۶ مشاهده می‌شود همه شاخص‌های برآورد شده نشان می‌دهد که مدل از برازش نسبتاً خوبی برخوردار است. مجذور کا از نظر آماری معنادار نیست. نسبت مجذور کا به درجه آزادی نیز ۰/۲۷ است که این میزان مطابق با ملاک‌های پیشنهادی است که مقدار مناسب را کمتر از ۲ می‌دانند.

شاخص‌های GFI و CFI نیز بالاتر از ۰/۹۵ و نشان دهنده برازش مناسب داده‌هاست. میزان RMSEA (ریشه دوم واریانس خطای تقریب) برابر با ۰/۰۳۵ بوده و می‌توان نتیجه گرفت درجه تقریب مدل در جامعه بزرگ نیست.

قابلیت اعتماد همسانی درونی: میانگین، واریانس و همبستگی و ضریب آلفای سؤال‌های پرسشنامه MEBS در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷: همبستگی و نمره‌های آلفای سؤال‌ها

| سؤال‌ها | همبستگی هر سؤال با نمره کل آزمون | آلفای کرونباخ آزمون در صورتی که این سؤال حذف شود. |
|---------|----------------------------------|---|
| ۱ | ۰/۱۳۷۲ | ۰/۷۰۶۲ |
| ۲ | ۰/۵۵۴۱ | ۰/۶۹۰۹ |
| ۳ | ۰/۳۵۵۴ | ۰/۷۰۰۱ |
| ۴ | ۰/۲۱۲ | ۰/۷۰۸۲ |
| ۵ | ۰/۳۵۲۱ | ۰/۶۹۹۹ |
| ۷ | ۰/۶۳۸۹ | ۰/۶۸۷۸ |
| ۸ | ۰/۴۵۰۰ | ۰/۶۹۶۲ |
| ۹ | ۰/۳۰۱۳ | ۰/۷۰۱۹ |
| ۱۰ | ۰/۵۰۰۰ | ۰/۶۹۳۴ |
| ۱۱ | ۰/۵۰۰۴ | ۰/۶۹۴۰ |
| ۱۲ | ۰/۴۲۲۱ | ۰/۶۹۷۱ |
| ۱۳ | ۰/۱۲۶۳ | ۰/۷۰۹۹ |
| ۱۴ | ۰/۲۸۸۲ | ۰/۷۰۲۲ |
| ۱۵ | ۰/۳۰۵۰ | ۰/۷۰۰۰ |
| ۱۶ | ۰/۱۹۰۵ | ۰/۷۰۳۴ |
| ۱۷ | ۰/۳۰۸۷ | ۰/۷۰۵۳ |
| ۱۸ | ۰/۵۷۲۱ | ۰/۶۸۹۹ |
| ۱۹ | ۰/۲۶۳۹ | ۰/۷۰۳۳ |
| ۲۰ | ۰/۱۵۳۱ | ۰/۷۰۵۴ |
| ۲۱ | ۰/۱۶۶۴ | ۰/۷۰۵۴ |
| ۲۲ | ۰/۴۴۳۴ | ۰/۶۹۶۸ |
| ۲۳ | ۰/۲۴۴۵ | ۰/۷۰۲۴ |
| ۲۴ | ۰/۳۰۹۱ | ۰/۶۹۹۷ |
| ۲۵ | ۰/۵۹۵۵ | ۰/۶۸۸۹ |
| ۲۶ | ۰/۱۲۷۳ | ۰/۷۰۷۸ |
| ۲۷ | ۰/۲۴۴۳ | ۰/۷۰۴۴ |
| ۲۸ | ۰/۲۹۵۸ | ۰/۷۰۳۲ |
| ۲۹ | ۰/۳۶۷۲ | ۰/۶۹۷۷ |
| ۳۰ | ۰/۲۱۴۰ | ۰/۷۰۷۳ |
| کل | ۰/۹۷۱۶ | ۰/۷۷۴۳ |

آلفای کرونباخ=۰/۷۰۷

جدول ۸: میانگین و واریانس سؤال‌ها

| سؤال‌ها | میانگین مقیاس | واریانس مقیاس | همبستگی هر سؤال با نمره کل آزمون |
|---------|---------------|---------------|----------------------------------|
| ۱ | ۱۶/۹۴۶۱ | ۸۱/۸۲۱ | ۰/۱۳۷۲ |
| ۲ | ۱۶/۷۳۷۴ | ۷۷/۹۱۰۵ | ۰/۵۵۴۱ |
| ۳ | ۱۶/۹۴۹۵ | ۸۰/۳۳۸۷ | ۰/۳۵۵۴ |
| ۴ | ۱۷/۱۲۴۶ | ۸۲/۷۹۱۹ | ۰/۲۱۲ |
| ۵ | ۱۶/۳۹۳۹ | ۸۰/۲۴۸۴ | ۰/۳۵۲۱ |
| ۷ | ۱۶/۷۴۰۷ | ۷۷/۲۱۳۰ | ۰/۶۳۸۹ |
| ۸ | ۱۶/۸۱۵۵ | ۷۹/۳۰۴۴ | ۰/۴۵۰۰ |
| ۹ | ۱۶/۹۶۶۳ | ۸۰/۷۹۶۲ | ۰/۳۰۱۳ |
| ۱۰ | ۱۶/۷۹۴۶ | ۷۸/۵۲۱۹ | ۰/۵۰۰۰ |
| ۱۱ | ۱۶/۴۰۷۴ | ۷۸/۷۳۵۵ | ۰/۵۰۰۴ |
| ۱۲ | ۱۶/۸۱۵۵ | ۷۹/۵۱۳۹ | ۰/۴۲۲۱ |
| ۱۳ | ۱۷/۰۸۴۲ | ۸۲/۱۳۸۲ | ۰/۱۲۶۳ |
| ۱۴ | ۱۶/۲۸۹۶ | ۸۰/۸۸۲۱ | ۰/۲۸۸۲ |
| ۱۵ | ۱۶/۷۳۰۶ | ۸۰/۰۱۵۰ | ۰/۳۰۵۰ |
| ۱۶ | ۱۶/۹۱۹۲ | ۸۰/۱۲۱۸ | ۰/۱۹۰۵ |
| ۱۷ | ۱۷/۱۰۱۰ | ۸۱/۹۹۶۵ | ۰/۳۰۸۷ |
| ۱۸ | ۱۶/۶۶۳۳ | ۷۷/۶۴۳۰ | ۰/۵۷۲۱ |
| ۱۹ | ۱۶/۹۹۶۶ | ۸۱/۲۰۶۱ | ۰/۲۶۳۹ |
| ۲۰ | ۱۶/۶۴۶۵ | ۸۱/۲۹۶۹ | ۰/۱۵۳۱ |
| ۲۱ | ۱۶/۹۴۶۱ | ۸۱/۶۱۸۷ | ۰/۱۶۶۴ |
| ۲۲ | ۱۶/۹۰۵۷ | ۷۹/۴۶۴۱ | ۰/۴۴۳۴ |
| ۲۳ | ۱۶/۸۲۱۵ | ۸۰/۶۸۷۶ | ۰/۲۴۴۵ |
| ۲۴ | ۱۶/۷۰۷۱ | ۷۹/۹۵۱۱ | ۰/۳۰۹۱ |
| ۲۵ | ۱۶/۶۲۹۶ | ۷۷/۴۲۹۹ | ۰/۵۹۵۵ |
| ۲۶ | ۱۷/۱۱۴۵ | ۸۲/۶۴۹۰ | ۰/۱۲۷۳ |
| ۲۷ | ۱۷/۰۴۰۴ | ۸۱/۵۹۹۷ | ۰/۲۴۴۳ |
| ۲۸ | ۱۷/۰۳۳۷ | ۸۱/۲۸۲۶ | ۰/۲۹۵۸ |
| ۲۹ | ۱۶/۷۱۷۲ | ۷۹/۴۶۰۳ | ۰/۳۶۷۲ |
| ۳۰ | ۱۷/۱۱۷۸ | ۸۲/۵۳۰۰ | ۰/۲۱۴۰ |
| کل | ۸/۶۱۲۸ | ۲۱/۳۰۵۶ | ۰/۹۷۱۶ |

همان گونه که مشاهده می‌شود میانگین کل مقیاس ۱۸/۶۱ و واریانس کل آن ۸۲/۵۳ است. علاوه بر آن، تمام سؤال‌ها با نمره کل آزمون همبستگی مثبت داشته و همبستگی سؤال‌ها با یکدیگر هم مثبت است. بنابراین، نیازی به حذف هیچ یک از سؤال‌های آزمون نیست، ولی با کمی دقت به سؤال‌ها مشخص شد که سؤال‌های ۴، ۱۳ و ۲۶ نسبت به سایر سؤال‌ها، همبستگی کمتری با نمره کل آزمون دارند این سؤال‌ها مربوط به رفتارهای جبرانی نظیر استفراغ عمدی و استفاده از مدرها و ملین‌ها به منظور کنترل وزن است. همچنین ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس نیز ۰/۷۰ به دست آمد. آلفای کرونباخ برای هر کدام از عوامل سه‌گانه مقیاس MEBS نیز به صورت جداگانه به دست آمد که نتایج آن در جدول ۹ آمده است.

جدول ۹: ضرایب آلفای کرونباخ برای هر کدام از عوامل سه‌گانه MEBS

| عوامل | آلفای کرونباخ |
|----------|---------------|
| عامل اول | ۰/۷۳ |
| عامل دوم | ۰/۷۰ |
| عامل سوم | ۰/۶۹ |

همان گونه که مشاهده می‌شود بیشترین قابلیت اعتماد همسان درونی متعلق به عامل اول (پرخوری) و برابر با ۰/۷۳ کمترین آن متعلق به عامل سوم (رفتارهای جبرانی در خوردن) و برابر با ۰/۶۹ است.

قابلیت اعتماد آزمون-بازآزمون: پس از اجرای مقیاس MEBS در میان آزمودنی‌ها، به فاصله ۱۰ روز از ۵۱ نفر از آنها که به صورت تصادفی انتخاب شده بودند، بازآزمون به عمل آمد و سپس ضریب همبستگی پیرسون بین نمره‌های آزمون و بازآزمون محاسبه شد. این ضریب معادل ۰/۹۳ به دست آمد. ($P < ۰/۰۱$).

توزیع فراوانی، درصد فراوانی، رتبه درصدی و نمره‌های T مقیاس MEBS: توزیع فراوانی، درصد فراوانی، رتبه درصدی و نمره‌های T مقیاس MEBS در جدول ۸ مشاهده می‌شود و در هر ردیف جدول، فراوانی هر نمره، درصد فراوانی و رتبه درصدی آن نمره ارائه شده است.

جدول ۱۰: فراوانی، فراوانی درصدی، رتبه درصدی و نمره‌های T سؤال‌ها

| نمره‌ها | فراوانی | فراوانی درصدی | رتبه درصدی | نمره‌های T |
|---------|---------|---------------|------------|------------|
| ۰ | ۴ | ۱/۳ | ۱/۳ | ۲۷/۷ |
| ۱ | ۶ | ۲/۰ | ۳/۳ | ۳۱/۲۱ |
| ۲ | ۱۵ | ۵/۰ | ۸/۴ | ۳۶/۲۱ |
| ۳ | ۱۶ | ۵/۳ | ۱۳/۷ | ۹۳/۱ |
| ۴ | ۱۵ | ۵/۰ | ۱۸/۷ | ۴۱/۱ |
| ۵ | ۳۵ | ۱۱/۷ | ۳۰/۴ | ۴۴/۹ |
| ۶ | ۲۱ | ۷/۰ | ۳۷/۵ | ۴۶/۸ |
| ۷ | ۲۷ | ۹/۰ | ۴۶/۵ | ۴۹/۲ |
| ۸ | ۲۵ | ۸/۳ | ۵۴/۸ | ۵۱/۲ |
| ۹ | ۲۰ | ۶/۷ | ۶۱/۵ | ۵۲/۹ |
| ۱۰ | ۱۸ | ۶/۰ | ۶۷/۶ | ۵۴/۶ |
| ۱۱ | ۲۱ | ۷/۰ | ۷۴/۶ | ۵۶/۶ |
| ۱۲ | ۱۹ | ۶/۳ | ۸۰/۹ | ۵۸/۴ |
| ۱۳ | ۸ | ۲/۷ | ۸۳/۶ | ۵۹/۵ |
| ۱۴ | ۱۳ | ۳/۴ | ۸۸/۰ | ۶۱/۷ |
| ۱۵ | ۱۴ | ۴/۷ | ۹۲/۶ | ۶۴/۵ |
| ۱۶ | ۹ | ۳/۰ | ۵۹/۷ | ۶۶/۵ |
| ۱۷ | ۴ | ۱/۳ | ۹۷/۰ | ۶۸/۸ |
| ۱۸ | ۴ | ۱/۳ | ۹۸/۳ | ۷۱/۷ |
| ۲۰ | ۳ | ۱/۰ | ۹۹/۳ | ۷۴/۶ |
| ۲۱ | ۲ | ۰/۷ | ۱۰۰ | ۸۷ |
| کل | ۲۹۹ | ۹۹/۷ | - | - |

به عنوان مثال ۳۵ دانش آموز نمره ۵ کسب کرده و در مجموع ۱۱/۷ درصد کل نمونه را تشکیل می‌دهد به علاوه نمره‌های ۳۰/۶ درصد کل دانش‌آموزان ۵ یا کمتر از آن است. محدودهٔ برش: برای تعیین محدوده برش از روش نمره‌های T استفاده شد. به صورتی که ۲ انحراف استاندارد بالاتر از میانگین نمره‌های T که ۵۰ است به عنوان نابهنجار شناخته می‌شود. در پژوهش فوق ۲ انحراف استاندارد بالاتر از میانگین نشان دهندهٔ بروز علائم اختلال بی‌اشتهایی روانی است.

با احتساب نمره‌های T، نمره‌های T ۷۰ و بالاتر از آن (یعنی نمره خام ۱۹ و بالاتر) نا بهنجار تلقی می‌شود. محدوده برش ۱۹ معادل با رتبه درصدی ۹۸/۳ است. بنابراین، در نمونه مورد مطالعه ۹۸/۳ از افراد نمره کمتر از ۱۹ به دست آورده‌اند.

بحث و نتیجه‌گیری

اگر چه اعتبار و پایایی پرسشنامه سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا را سازندگان آن در پژوهش‌های پیشین بررسی کرده‌اند، ولی نتایج حاصل از آن نمی‌تواند برای جمعیت ایرانی تعمیم‌پذیر باشد. لذا پژوهش حاضر به منظور استاندارد کردن این مقیاس با فرهنگ ایران و مطابقت دادن ملاک‌های آن با ملاک‌های موجود در ایران و سنجش اعتبار و پایایی آن است. بدین منظور پرسشنامه مذکور در میان ۳۰۰ نفر از دختران در مقطع دبیرستان انجام و نتایج آن تجزیه و تحلیل آماری شد.

نتایج تحلیل عاملی مقیاس به کمک روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی نشان داد که احتمالاً مقیاس MEBS، مقیاسی چند بعدی است که ۳ عامل دارد و عامل اول بیشترین سهم را در تبیین واریانس بر عهده دارد، این عامل پرخوری نام گرفت. علاوه بر آن ۲ عامل دیگر نیز به ترتیب عامل نارضایتی از وضعیت بدن و رفتارهای جبرانی در خوردن نام گرفتند. همان گونه که در پژوهش‌های ون رانسون و همکاران (۲۰۰۵) و ون رانسون و همکاران (۲۰۰۷) نیز مشاهده شده است، آنها ۴ عامل را در ارتباط با مقیاس فوق به دست آوردند که عامل دیگری به نام اشتغال ذهنی با وضعیت بدن نیز به آن اضافه شد. بررسی سؤال‌های مرتبط با عامل سوم نشان داده است که سؤال‌های مربوط به نارضایتی از وضعیت بدن و اشتغال ذهنی درباره وضعیت بدن همپوشی بالایی دارند و لذا تمامی سؤال‌های مربوط به این دو زیر مقیاس، در مقوله دوم جای گرفته‌اند که همان اشتغال ذهنی درباره وضعیت بدن است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در فرهنگ ایرانی این دو زیر مقیاس همپوشی زیادی داشته و تفکیک‌ناپذیر هستند.

برای به دست آوردن قابلیت اعتماد همسان درونی از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. آلفای به دست آمده برابر با ۰/۷ بود که نشان می‌داد این پرسشنامه از قابلیت اعتماد نسبتاً خوبی برخوردار است. هیچکدام از سؤال‌های فوق نیاز به حذف یا تغییر نداشته و همگی

ملاک‌های خوبی برای سنجش علائم اختلال بی‌اشتهایی روانی است. این شاخص قابلیت اعتماد با شاخص‌های گزارش شده در پژوهش ون رانسون و همکاران (۲۰۰۵) در نمونه دختران آمریکایی و همچنین قابلیت اعتماد گزارش شده در پژوهش ون رانسون و همکاران (۲۰۰۷) در نمونه دختران کانادایی همخوان است. علاوه بر این آلفای کرونباخ هر کدام از زیر مقیاس‌ها نیز نسبتاً بالا بوده است. همچنین پرسش‌های مقیاس با نمره کل، همبستگی مثبت داشته و کمترین همبستگی مربوط به سؤال ۱۳ و ۲۶ بوده که به رفتارهای جبرانی در خوردن نظیر استفراغ عمدی و استفاده از مسهل‌ها و ملین‌ها به منظور کاهش وزن مرتبط است. نتایج پژوهش ون رانسون و همکاران (۲۰۰۵) در نمونه دختران آمریکایی و همچنین ون رانسون و همکاران (۲۰۰۷) شبیه به این یافته‌ها بودند. که نشان می‌دهد احتمال بروز این گونه علائم در مقایسه با سایر علائم اختلال بی‌اشتهایی روانی کمتر است.

به منظور به دست آوردن قابلیت اعتماد آزمون - بازآزمون، پس از ۱۰ روز اجرای آزمون، بازآزمون به عمل آمد و ضریب همبستگی پیرسون میان دو نمره معادل ۰/۹۳ گزارش شد که این یافته مبین قابلیت اعتماد بسیار خوب مقیاس MEBS است. این نتیجه همسو با پژوهش ون رانسون و همکاران (۲۰۰۵) است که ۳ سال پس از اجرای آزمون بازآزمون گرفته و قابلیت اعتماد در حدود ۰/۷۳ به دست آمد.

در پژوهش فوق، نمره‌های T محاسبه و محدوده برش با توجه به آن معادل ۱۹ به دست آمد که نمره‌های بالاتر آن نشان‌دهنده وجود علائم بی‌اشتهایی روانی در فرد است که در نمونه حاضر ۹۸ درصد از افراد پایین تر از این نمره کسب کرده بودند. درباره محدوده برش و نمره‌های T هیچکدام از پژوهش‌ها به تعیین آن اقدامی نکرده‌اند. بنابراین، نتایج حاصل با ملاک دیگری مقایسه پذیر نیست.

بررسی پرسشنامه فوق نشان می‌دهد که اجرای آن در فرهنگ ایرانی چندان ممانعتی نداشته و سؤال‌ها بار فرهنگی چندان ندارند؛ اما با توجه به آنکه برخی رفتارها نظیر استفراغ عمدی پس از خوردن غذا یا استفاده از مسهل‌ها و ملین‌ها به منظور کاهش وزن در فرهنگ ایرانی نسبت به فرهنگ‌های غربی بسیار کمتر رایج بوده و در اجرای پرسشنامه نیز به وفور مشاهده می‌شد که نوجوانان از مشاهده سؤال‌های مذکور متعجب شده یا معنی و مفهوم سؤال‌ها را درک نمی‌کردند؛ به نظر رسید که اینگونه سؤال‌ها جایگاه زیادی در فرهنگ ایرانی

ندارد؛ چنان‌که در نتایج نیز مشاهده شد این سؤال‌ها همبستگی بسیار کمی با سایر سؤال‌ها داشته و در صورت حذف سؤال ضریب آلفای کرونباخ در حد کمی افزایش پیدا می‌کرد، اما به نظر می‌رسد که سایر سؤال‌های پرسشنامه MEBS متناسب با فرهنگ ایرانی بوده و به راحتی توسط نوجوانان قابل درک، فهم و پاسخگویی است و به راحتی قادر است مؤلفه‌های موجود در بی‌اشتهایی روانی را در دختران نوجوان جامعه ایرانی نشان دهد.

در نهایت با توجه به نتایج حاصل از پژوهش می‌توان گفت که مقیاس سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا می‌تواند پاسخ‌گوی نیاز پژوهشگران و متخصصان بالینی در زمینه‌های پژوهشی و تشخیصی باشد.

از محدودیت‌های پژوهش فوق، محدود بودن آن به دانش‌آموزان رده سنی ۱۴-۱۷ سال ساکن شهر اصفهان بود که تعمیم‌پذیری نتایج را به جمعیت‌های دیگر دچار مشکل می‌کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی این امر بررسی شود. همچنین پیشنهاد می‌شود برای بررسی قابلیت اعتماد همگرا از یک ابزار موازی استفاده شود.

منابع

- انجمن روانپزشکی آمریکا، (۲۰۰۳). راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی، ترجمه نیکخو، م. ر، آوادیس یانس، ه، تهران: نجوا.
- دادستان، پریخ، (۱۳۸۳). روان شناسی مرضی تحولی از کودکی تا بزرگسالی، جلد دوم. تهران، سمت.
- ضرغامی، مهران و نرگس چیمه، (۱۳۸۳). بررسی فراوانی نگرش‌های غیر طبیعی نسبت به خوردن وعوامل همراه با آن در دانش‌آموزان دبیرستانی شهر ساری در سال تحصیلی ۸۲-۸۱. مجله علمی پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی مازندران، دوره ۱۳، شماره ۴، ۷۸-۷۰.
- مؤمنی، فرشته و شعله امیری، (۱۳۸۵). هنجاریابی پرسشنامه سنجش رفتار تغذیه‌ای مینه سوتا در نوجوانان دختر مقطع دبیرستان شهر اصفهان، مقاله ارائه شده در نهمین کنگره بین‌المللی تغذیه، تبریز. ۹-۹.

- Bryant, B, F & Yarnold, P, R, (1995).** Principal- Components Analysis and Explanatory and Confirmatory Factor Anaysis, In L, G, Grime & P, R, Yarnold (Eds), *Reading and Understanding Multivariate Statistics*, Washington DC: APA.
- Bulik, C, Sullivan, P, F, Tozzi, F, Furberg, H, Lichtenstein P & Pedersen, NL, (2006).** Prevalence, heritability and prospective risk factors for anorexia nervosa, *journal of genetic psychiatry*, 63 , 305- 312.
- Cattell, R, B, (1978).** *The scientific use of factor analysis in behavioral and life sciences*, New York, Plenum.
- Everitt, B, S, (1975).** Multivariate analysis: The need for data, and other problems, *British Journal of Psychiatry*, 126, 237-240.
- Garner, D, M, Olmsted, M, P & Polivy, J, (1983).** Developmental and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia , *International journal of eating disorder*, 2, 15-34
- Hair, A, F, J, Anderson, R, E, Tatham, R, L & Black, W, C, (1995).** *Multivariate data analysis* 4th Ed, Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Heinberg, L, J, Coughlin, J, W, Pinto, A, M, Haug, N, Brode, C & Guarda, A, S, (2008).** Validation and predictive utility of the sociocultural attitudes toward appearance questionnaire for eating disorders (SATAQ-ED): Internalization of sociocultural ideals predicts weight gain, *journal of body image*, 5(3). 279-290.
- Klein, D, walsh, B, (2003).** Eating disorder, *International review of psychiatry*, 15, 205-216, Moreno, M, V, Djeddi, D, D & Jaffrin, M, Y, (2008). Assessment of body composition in adolescent subjects with anorexia nervosa by bioimpedance, *Journal of medical engineering and physics*, 30(6). 783-791.

- Palmer,B,(2008).** Epidemiology, diagnosing ,and assessing eating disorders, *Journal of psychiatry*,7(4). 143-146.
- Preti,A, Usai,A ,Miotto,P, Petretto,D,R & Masala,C,(2008).** Eating disorder among professional fashion models, *Journal of psychiatry research*,159(1). 86-94.
- Sadoc, B, J & sadock,V,A, (2007).** synopsis of psychiatry , Philadelphia: lippincott Williams & wilkins.
- Selvini-pallazzoli, M,P, (1996).** *Self srarvation: individual to family therapy in the treatment of anorexia nervo*, New york: Willey.
- Sholevar,G,p,(1987).** *Anorexia nervosa: Eating disorder throughout the life span*, New york: Mc Graw-Hill.
- Shroff, H,Reba L,ThorntonL, Tozzi, F,Klump K & Berrettini W,(2006).** Features associated with excessive exercise in women with eating disorders, *international journal of eating disorder*, 39, 454-461.
- Stic,E, Fisher,M & Martinez, E, (2004).** Eating Disorder Diagnostic scale: additional evidence of reliability and validity, *Psychological Assessment*, 16, 60-71.
- Vohs, K, D, Heatherton, T, F & Herrin, M, (2001).** Disordered eating and transition to college: A prospective study, *International journal of eating disorder*, 29, 280-288.
- Von Ranson,K,M, Klump,K,L, Iacono,W,G & Mc Gue,M, (2005)** Minnesota eating attitudes and behaviors, *Eating behaviors* , 6,365- 392.
- Von Ranson,K,M, Cassin ,S,E, Bramfield T,D & Fung,T,s, (2007)** , Psychometric properties of Minnesota eating behavior survey in Canadian university students, *Canadian journal of behavioral science*, 39, 151-159