

بررسی شاخص‌های روان‌سنجی سیاهه علائم اختلال خوردن^۱ (EDI) در دانش‌آموزان دختر پایه دوم دبیرستان‌های تهران

زینب شایقیان*

دکتر مریم وفایی**

چکیده:

هدف پژوهش حاضر، ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی و هنجاریابی سیاهه علائم اختلال خوردن گارنر و همکاران (۱۹۸۳) بوده است. در این پژوهش دانش‌آموزان ۱۸ کلاس (۴۰۳ نفر) مقطع دوم متوسطه، از دبیرستانهای دولتی دخترانه شهر تهران به شیوه خوشه‌ای مرحله‌ای به عنوان نمونه آماری، انتخاب شدند. تمام آزمودنی‌ها به فرم فارسی سیاهه علائم اختلال خوردن و پرسشنامه باور اختلال خوردن کوپر و همکاران (۱۹۹۶) پاسخ دادند. روایی این پرسشنامه نیز از راه شاخص‌های روایی سازه، همزمان و تحلیل عاملی بررسی شد. نتایج تحلیل عوامل با استفاده از روش‌های مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس نشان داد که این سیاهه از هفت عامل تشکیل شده است. این عوامل بیش از ۴۲/۶۵ درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند. روایی سازه این پرسشنامه با محاسبه ضریب همبستگی زیرمقیاس‌های این پرسشنامه با یکدیگر و با کل پرسشنامه تأیید شد که ضرایب بین زیرمقیاس‌ها با کل، به ترتیب ۰/۵۸، ۰/۵۳، ۰/۶۶، ۰/۴۸، ۰/۳۴، ۰/۴۳ متغیر و معنادار بودند ($P < 0/01$). روایی همزمان نیز با به کارگیری مقیاس باورهای اختلال خوردن، برآورد شد که ضریب همبستگی (۰/۴۸) بین این دو پرسشنامه بود ($P < 0/01$). اعتبار پرسشنامه باور اختلال خوردن با استفاده از روشهای آلفای کرونباخ و روش تنصیف تحلیل شد، که به ترتیب ضرایب ۰/۷۶ و ۰/۵۶ به دست آمد. با در نظر گرفتن نتایج پژوهش حاضر، آزمون باورهای اختلال خوردن می‌تواند به عنوان ابزاری معتبر، برای ارزیابی علائم اختلال خوردن در سطح دبیرستان‌های دخترانه استفاده شود.

کلیدواژه‌ها:

شاخص‌های روان‌سنجی، اعتبار، روایی و سیاهه علائم اختلال خوردن

1. The Eating Disorder Inventory-EDI

* نویسنده مسئول: کارشناسی ارشد روان‌شناسی دانشگاه تربیت مدرس shayeghian@yahoo.com

** دانشیار دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس

مقدمه

شیوع اختلال‌های خوردن در نوجوانان در سالهای اخیر به طور شگرفی افزایش داشته است. شواهد نشان می‌دهد که اختلال خوردن نوجوانان عاملی خطرساز برای اختلال‌های خوردن مزمن در بزرگسالی می‌باشد (روزن^۱ و همکاران، ۱۹۸۸). گرچه مسأله کاهش ارادی وزن و پیامدهای مربوط به آن به قرون وسطی باز می‌گردد، اما نخستین توصیف بالینی بر مبنای نشانه‌های اجتناب از غذا، لاغری مفرط، قطع قاعدگی و فزون‌کنشی را در سال ۱۶۹۴، پزشک انگلیسی، به نام مورتن^۲، ارائه داد. مورتن ضمن آنکه این اختلال را دارای مبنای عصب‌شناسی می‌دانست، اما تأثیر عوامل روان‌شناختی در پیدایش آن را نیز پذیرفته بود (کوپر^۳ و همکاران، ۱۹۹۴). در سال ۱۸۷۴، گول^۴ اصطلاح بی‌اشتهایی عصبی را به قلمروی پزشکی وارد کرد. این پزشک بیماری خاصی را توصیف کرد که اغلب در زنان جوان بروز می‌کرد و بر اساس لاغری مفرط مشخص می‌شد و این اختلال را آشکارا به عنوان یک اختلال روانی در نظر گرفت (کریسپ^۵، ۱۹۶۷، گارفینکل^۶ و همکاران، ۱۹۷۰ به نقل از دادستان، ۱۳۸۱). مطالعه در باره اختلال خوردن، به عنوان یکی از اختلال‌های عصبی و روانی و همراه با بیشترین مرگ‌ومیر و تلفات، اهمیت بالایی دارد (میلر^۷ و همکاران، ۲۰۰۵ به نقل از استریگل - مور و بولیک^۸، ۲۰۰۷)؛ در طی دهه‌های اخیر با رشد زیاد این اختلال مواجه هستیم (گارنر^۹ و همکاران، ۱۹۸۳). بر اساس چهارمین مجموعه تشخیصی آماری انجمن روانپزشکی آمریکا (DSM-IV (۲۰۰۰ اختلال‌های خوردن به سه دسته مجزای روان بی‌اشتهایی^{۱۰} یا پرخوری عصبی^{۱۱} و اختلال‌های تصریح نشده^{۱۲} تقسیم می‌شود.

-
1. Rosen
 2. Morten
 3. Cooper
 4. Goll
 5. Crisp
 6. Garfinkel
 7. Miller
 8. Striegel-Moore & Bulik
 9. Garner
 10. Anorexia
 11. Bulimia
 12. Not Otherwise Specified (NOS)

در سبب‌شناسی برای اختلال‌های خوردن عوامل متعددی را (از قبیل عوامل زیست‌شناختی، روان‌پویشی، روان‌شناختی و محیطی) ذکر کرده‌اند. در عوامل زیست‌شناسی، بر هورمونها و تغییرات بیوشیمیایی تأکید می‌کنند که یکی از مؤلفه‌های کارکرد این اختلال، محور هیپوتالامیک - هیپوفیز (نورآندوکراین) است که برخی مطالعات قرائن اختلال کارکرد در سروتونین، دوپامین، نوراپی نفرین (سه نوروترانسمیتر درگیر در تنظیم رفتار خوردن) در هسته پاراوانتریکولر هیپوتالاموس را نشان داده‌اند. از نظر محیطی، این بیماران تأکید جامعه بر لاغری و ورزش را وسیله حمایت اعمال مربوط به بیماری خود می‌دانند. گرچه هیچ مجموعه خانوادگی خاصی برای این اختلال توصیف نشده است؛ معه‌ذا قرائنی وجود دارد که مبتلایان به بی‌اشتهایی عصبی با والدین خود روابط نزدیک دشواری دارند (سادوک^۱ و سادوک، ۲۰۰۳). از طرفی فشارهای اجتماعی بر لاغری (مثل تمسخر همسالان)، طبقه اجتماعی بالا و ویژگی‌های شخصیتی (مثل کمال‌گرایی)، اضطراب اجتماعی بالا، بالا رفتن وزن و برانگیختگی بالا و تفاوت‌های فردی در پاسخ زیست‌شناختی به گرسنگی همراه می‌شود، اما این مدل‌ها به تنهایی نمی‌تواند به این سؤال پاسخ دهد که چرا برخی افراد به تحول پرخوری ادامه می‌دهند در حالیکه دیگران تنها محدودیت‌های رژیم افراطی را اعمال می‌کنند و افراد دیگر رفتارهای نامناسب کنترل وزن مثل ورزش زیاد را انتخاب می‌کنند، (استریگل - مور و بولیک، ۲۰۰۷).

شیوع بالای مرگ و میر در این اختلال تلاش برای ساختن ابزاری عینی به منظور سنجش این اختلال را سبب شده است. اسلاد^۲ در سال ۱۹۷۳، مقیاسی مشاهده‌ای برای ارزیابی رفتارهای بی‌اشتهایی عصبی پیشنهاد کرد. سپس در سال ۱۹۷۹، گارنر و گارفینکل تست نگرش‌های اختلال خوردن^۳ (EAT) را ساختند و تا مدت‌ها این تست به عنوان ابزاری برای جداسازی موارد مشخص از بی‌اشتهایی عصبی به کار می‌رفت. در سال ۱۹۸۰، فیچر و کسر^۴، یک مقیاس خودسنجی، برای ارزیابی چندین جنبه از رفتار بی‌اشتهایی عصبی، ساختند. در همان سال، گلیمنت و هاکینز^۵ نیز مقیاس پرخوری افراطی را ساختند. تا اینجا مقیاس‌های

-
1. Sadock
 2. Slade
 3. Eating Attitude Test (EAT)
 4. Ficher & Casser
 5. Glimnet & Hakinz

ساخته شده، حوزه شناختی اصلی اختلال خوردن را در بر نمی‌گیرند، اما سیاهه علائم اختلال خوردن (گارنر و همکاران، ۱۹۸۳)، ابزاری چندبعدی برای تشخیص ویژگی‌های روان‌شناختی وابسته به بی‌اشتهایی و پرخوری عصبی است، که پرسش‌های آن با توافق متخصصان بالینی گردآوری شده است. و این سیاهه، یکی از ابزارهای عمیق خودتوصیفی برای اختلال‌های خوردن است (نورینگ^۱، ۱۹۹۰). به نظر کوپر و همکاران (۱۹۸۵) این ابزار منعکس‌کننده آشفتگی‌های کلی آسیب‌شناسی خوردن است.

روش

جامعه آماری، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری پژوهش حاضر، دربرگیرنده کلیه دانش‌آموزان دختر مقطع دوم متوسطه شاغل به تحصیل در سال تحصیلی ۸۸-۱۳۸۷ دبیرستانهای دولتی شهر تهران بود. نمونه مورد بررسی، متشکل از دانش‌آموزان ۱۸ کلاس (۴۰۳ نفر) مقطع دوم متوسطه شاغل به تحصیل در سال تحصیلی ۸۸-۱۳۸۷ از دبیرستانهای دخترانه شهر تهران بود که به شیوه خوشه‌ای چند مرحله‌ای از مناطق جنوب و مرکز و شمال شهر تهران به تصادف انتخاب شد. بر اساس ماهیت پژوهش و جدول مورگان^۲، ۱۹۸۳ و در نظر گرفتن افت آزمودنی در میانه تحقیق، تعداد ۱۸ کلاس (۴۲۰ دانش‌آموز) از بین جامعه آماری انتخاب شدند، به این ترتیب که از شمال، مرکز و جنوب تهران، سه منطقه، و از بین مناطق ۱۸ مدرسه و از بین مدارس کلاس‌های دوم متوسطه به تصادف انتخاب شدند و کلیه دانش‌آموزان حاضر در کلاس، پرسشنامه‌های مورد نظر این تحقیق را تکمیل کردند که از بین آنها، تعداد ۴۰۳ پرسشنامه به طور کامل، تکمیل و برگردانده شد. شایان ذکر است دانش‌آموزان از لحاظ سنی (دامنه سنی ۱۷-۱۶ سال، با میانگین ۱۶/۰۹ و انحراف معیار ۰/۲۷)، جنسی و داشتن والدین (یتیم نبودن و زیستن با پدر و مادر اصلی) کنترل شدند. درضمن به این علت دختران دوم دبیرستان انتخاب شدند که بیشترین میزان شیوع اختلال خوردن در دختران نوجوان (بخصوص اواسط نوجوانی) است، (سادوک و سادوک، ۲۰۰۳).

1. Noring
2. Kerlinger & Pedhazur

ابزارهای پژوهش

سیاهه علائم اختلال خوردن: پرسشنامه علائم اختلال خوردن یک پرسشنامه ۶۴ سؤالی برای ارزیابی ویژگی‌های روانشناختی و نشانه‌های مرتبط با بی‌اشتهایی و پرخوری عصبی است که گارنر و همکاران، آن را در سال ۱۹۸۳ ساخته‌اند. یکی از پرسشنامه‌های خودتوصیفی عمیقی است که برای اختلال‌های خوردن به کار می‌رود. این پرسشنامه ابزار استاندارد است که نه تنها جنبه‌های نشانه‌شناسی اختلال‌های خوردن را می‌سنجد، بلکه آسیب‌شناسی بنیادین شخصیت را نیز می‌سنجد (روزن و همکاران، ۱۹۸۸). این پرسشنامه ۸ زیرمقیاس را شامل است که می‌تواند به دو بعد مهم بالینی تقسیم شود: نگرش‌های خوردن و ویژگی‌های کارکرد مختل خود (نورینگ، ۱۹۹۰). که زیرمقیاس‌های آن عبارت است از: ۱- ناکارآمدی^۱ ۲- ترسهای بلوغ^۲ ۳- کمال‌گرایی^۳ ۴- بی‌اعتمادی بین فردی^۴ ۵- تمایل به لاغری^۵ ۶- آگاهی درونی^۶ ۷- پرخوری^۷ ۸- نارضایتی بدنی^۸. از بین این زیرمقیاس، سه زیرمقیاس، ابعاد نشانه‌ای اختلال‌های خوردن را می‌سنجد که عبارت است از: تمایل به لاغری، پرخوری و فقدان رضایت از تصویر بدنی، اما نتیجه تحلیل عاملی سؤال‌ها با چرخش واریماکس در نمونه نوجوانان دختر ایرانی، هفت عامل اصلی (همه عوامل فوق به جز عامل ناکارآمدی) را در مقیاس نشان داد. ملاک استخراج عوامل شیب منحنی اسکری و ارزش ویژه بالاتر از یک بود. شاخص KMO برابر ۰/۸۲ و ضریب بارلت برابر با ۰/۴۷۶، در سطح ۰/۰۵ معنادار بود. در این آزمون از آزمودنی‌ها خواستیم که پاسخ خود را بین یکی از ۶ گزینه درجه‌بندی شده از همیشه تا هرگز انتخاب کنند. روش نمره‌گذاری در این آزمون به این شکل بود که به گزینه‌های همیشه، معمولاً و اغلب اوقات به ترتیب نمره ۱، ۲، ۳ و به سه گزینه بعدی گاهی اوقات، بندرت و هرگز نمره صفر داده شد. نمره‌های بالاتر در این آزمون نشان‌دهنده میزان بالاتر آسیب‌پذیری مرتبط با

-
1. Ineffectiveness
 2. Maturity Fears
 3. Perfectionism
 4. Interpersonal Distrust
 5. Drive for Thinness
 6. Interceptive Awareness
 7. Bulimia
 8. Body Dissatisfaction

خوردن است. این آزمون یکی از مقیاس‌های بسیار خوب برای آسیب‌شناسی خوردن است و با طبقه‌بندی بالینی، روایی تشخیصی و همگرا همبستگی‌های مثبتی دارد و با مقیاس‌های روانسنجی دیگر (از جمله؛ مقیاس نگرش خوردن، مقیاس افسردگی بک) همبسته است (گارنر و همکاران، ۱۹۸۳) و روایی تشخیصی خوبی دارد. آلفای کرونباخ محاسبه شده برای هر مقیاس عبارت است از، گرایش به لاغری (۰/۶۷)، پرخوری (۰/۷۰) و فقدان رضایت از تصویر بدنی (۰/۶۰) (نورینگ، ۱۹۹۰ به نقل از جونز^۱ و همکاران، ۲۰۰۵).

آزمون باور اختلال خوردن^۲ (EDBQ): این آزمون را کوپر و همکاران، در سال ۱۹۹۶، به عنوان یک ابزار خودسنجی برای ارزیابی تصورات و باورهای مرتبط با اختلال خوردن ساخته‌اند. فرم انگلیسی این ابزار ۳۲ پرسش و ۴ زیر مقیاس دارد، که زیرمقیاس‌های آن عبارت است از: ۱- خودباوریهای منفی^۳ (۱۱ پرسش) ۲- وزن و شکل مقبول دیگران (۹ پرسش) ۳- وزن و شکل مقبول خود (خودپذیری) (۶ پرسش) ۴- کنترل پرخوری^۴ (۶ پرسش) (کوپر و همکاران، ۱۹۹۶). که تحلیل عامل سؤال‌ها با چرخش واریماکس، همین چهار عامل اصلی را نشان داد. ملاک استخراج عوامل شیب منحنی اسکری و ارزش ویژه بالاتر از یک بود. شاخص KMO برابر ۰/۸۶ و ضریب بارتلت برابر با ۴۹۳۶، در سطح ۰/۰۰ معنادار بود.

در این پرسشنامه گزینه‌ها به شیوه‌ای تنظیم شده‌اند که جایگاه فرد را در هر پرسش، در یک مقیاس ۱۰۰ نقطه‌ای، از ۰ (کاملاً در باره من نادرست است) الی ۱۰۰ (کاملاً در باره من درست است) مشخص می‌کند. نتایج تحلیل روان‌سنجی نشان داده است که این پرسشنامه همسانی درونی بالایی دارد. همچنین، همبستگی زیرمقیاس‌های این پرسشنامه با یکدیگر و با کل مقیاس، که میان ۰/۴۷ تا ۰/۷۱ متغیر است، بیان‌کننده روایی مناسب این ابزار بوده است. اعتبار این آزمون، ضریب آلفای کرونباخ برای هر عامل از ۰/۹۴ - ۰/۸۶ ذکر شده است و خرده مقیاس‌ها با همدیگر همبستگی معناداری (دامنه‌ای از ۰/۴۷ - ۰/۷۱) $P < ۰/۰۱$ دارند (روز و همکاران، ۲۰۰۶). درباره روایی همزمان؛ بین خرده مقیاس‌های آزمون باورهای اختلال خوردن با آزمون بازخورد خوردن (دامنه معناداری از ۰/۵۰ تا ۰/۷۳) $P < ۰/۰۱$ و با آزمون افسردگی

-
1. Jones
 2. The Eating Disorder Belief Questionnaire
 3. Negative Self-beliefs
 4. Control Overeating

بک (دامنه‌ای معناداری از ۰/۳۹ تا ۰/۴۱) ($P < 0/01$) و با آزمون عزت نفس روزنبرگ (دامنه معناداری از ۰/۳۶- تا ۰/۷۱-) ($P < 0/01$) همبستگی معناداری گزارش شده است.

یافته‌ها

اعتبار پژوهش

روش تصنیفی: در این پژوهش با استفاده از شاخص ضریب همبستگی اسپیرمن براون مقدار ضریب اعتبار تصنیفی برای کل مقیاس ۰/۷۸ و برای نیمه اول و دوم به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۹۰ برآورد شده است. نتایج موجود در جدول ۱ نشان می‌دهد که کل ۶۴ پرسش این ابزار به دو نیمه ۳۲ پرسشی، تقسیم شده و ضریب همبستگی دو نیمه این پرسشنامه، ۰/۷۸ برآورد شده است.

جدول ۱: مقادیر اعتبار تصنیفی، بر اساس ضریب همبستگی تصحیح شده اسپیرمن براون

| ضریب همبستگی | تعداد پرسش | پرسشنامه |
|--------------|------------|----------|
| ۰/۸۵** | ۳۲ | نیمه اول |
| ۰/۹۰** | ۳۲ | نیمه دوم |
| ۰/۷۸** | ۶۴ | کل |

** $P < 0/01$

همسانی درونی: برای برآورد همسانی درونی سیاهه علائم اختلال خوردن از شاخص آلفای کرونباخ استفاده شده و نتایج پژوهش نشان داده است که کل مقیاس و هر هفت عامل این پرسشنامه، همسانی مطلوب و معناداری دارد. این نتایج در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲: تعداد پرسش و میزان همسانی درونی (آلفای کرونباخ) برای هر عامل و کل پرسشنامه

| عامل | تعداد پرسش | میزان آلفای کرونباخ |
|----------------------|------------|---------------------|
| نارضایتی بدنی | ۹ | ۰/۸۹ |
| تمایل به لاغری | ۷ | ۰/۸۱ |
| پرخوری | ۸ | ۰/۷۳ |
| آگاهی درونی | ۷ | ۰/۶۹ |
| ترسهای بلوغ | ۷ | ۰/۷۱ |
| بی‌اعتمادی میان فردی | ۶ | ۰/۶۱ |
| کمال‌گرایی | ۵ | ۰/۵۰ |
| کل | ۴۹ | ۰/۷۶ |

** P<۰/۰۱

شاخص‌های موجود در جدول ۲ نشان می‌دهد که دامنه ضریب آلفای کرونباخ برای عوامل سیاهه علائم اختلال خوردن بین ۰/۵۰ تا ۰/۸۹ و شاخص آلفای کرونباخ برای کل ابزار نیز ۰/۷۶ برآورد شده است.

روایی

در این پژوهش برای بررسی روایی پرسشنامه مورد نظر، از روش‌های تحلیل عاملی، روایی همزمان و روایی سازه، استفاده شده است.

تحلیل عوامل: در این پژوهش، به منظور تحلیل عوامل سیاهه علائم اختلال خوردن، از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، آزمون اسکری و روش چرخش متعامد از نوع واریماکس، استفاده شده است. نهایتاً، با استناد به نتایج معنادار ($P < 0/001$) آزمون کیزرمالکین ($= 0/86$) KMO و کولیت بارتلت ($Bts = 4936/6$)، هفت عامل به دست آمد. در تحلیل عوامل، از بار عاملی حداقل استفاده شده است. جدول ۳ نشان می‌دهد که این ابزار، از هفت عامل اصلی، تشکیل شده است. نتایج پژوهش نشان داد که مقدار واریانس تبیین شده برای هر یک از عوامل اول تا هفتم به ترتیب ۱۴/۴۰، ۷/۶۸، ۶/۶، ۴/۵۲، ۳/۶۶، ۳/۱۷، ۳/۱۷ برآورد شده است. که در مجموع ۴۲/۶۵ از واریانس کل را تبیین می‌کند.

جدول ۳: نتایج شاخص‌های روانسنجی تحلیل عاملی پرسشنامه علائم اختلال خوردن

| تعداد پرسش | عامل | درصد | | میزان اشتراک | ارزش ویژه | عامل |
|------------|-------|-------------|-------------------|--------------|-----------|---------------------|
| | | درصد تراکمی | واریانس تبیین شده | | | |
| ۹ | اول | ۱۴/۴۰ | ۱۴/۴۰ | ۰/۳۳ | ۹/۲۲ | نارضایتی بدنی |
| ۸ | دوم | ۲۲/۰۹ | ۷/۶۸ | ۰/۱۸ | ۴/۹۱ | تمایل به لاغری |
| ۷ | سوم | ۲۸/۶۹ | ۶/۶۰ | ۰/۱۵ | ۴/۲۲ | پرخوری |
| ۷ | چهارم | ۳۳/۲۱ | ۴/۵۲ | ۰/۱۰ | ۲/۸۹ | آگاهی درونی |
| ۷ | پنجم | ۳۶/۸۷ | ۳/۶۶ | ۰/۹ | ۲/۳۴ | ترسهای بلوغ |
| ۶ | ششم | ۴۰/۰۴ | ۳/۱۷ | ۰/۸ | ۲/۰۳ | بی‌اعتمادی بین فردی |
| ۵ | هفتم | ۴۲/۶۵ | ۲/۶۱ | ۰/۷ | ۱/۶۷ | کمال‌گرایی |

جدول ۴ پرسش‌هایی که در هر عامل بارگذاری کرده‌اند به همراه بار عاملی مربوط به آنها را نشان می‌دهد.

جدول ۴: بار عاملی چرخش یافته پرسش‌های فرم فارسی سیاهه علائم اختلال خوردن

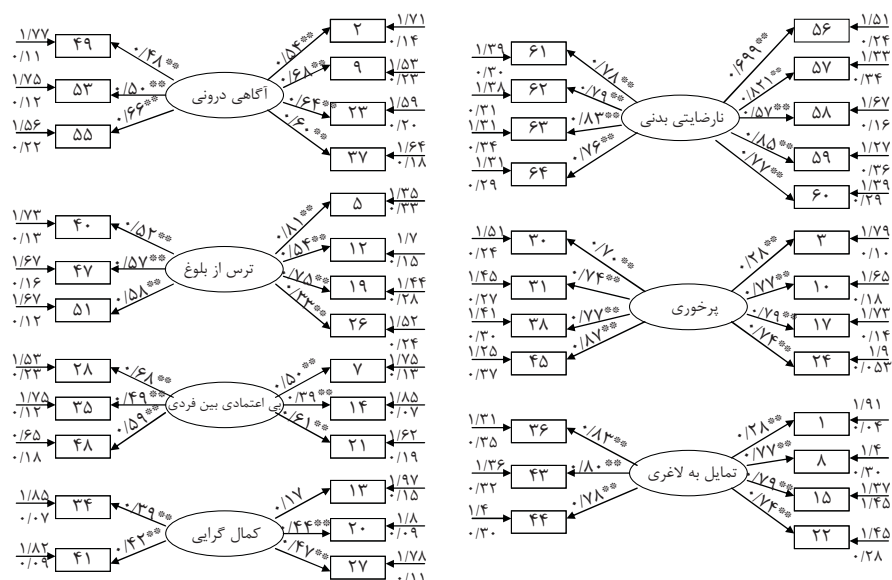
| عامل اول | | عامل دوم | | عامل سوم | | عامل چهارم | | عامل پنجم | | عامل ششم | | عامل هفتم | |
|----------|----|----------|----|----------|----|------------|----|-----------|----|----------|----|-----------|---|
| ب | پ | ب | پ | ب | پ | ب | پ | ب | پ | ب | پ | ب | پ |
| ۰/۶۴ | ۱ | ۰/۴۵ | ۳ | ۰/۴۴ | ۲ | ۰/۴۷ | ۵ | ۰/۶۸ | ۷ | ۰/۵۴ | ۱۳ | ۰/۴۶ | ب |
| ۰/۷۴ | ۸ | ۰/۶۹ | ۱۰ | ۰/۴۵ | ۹ | ۰/۵۴ | ۱۲ | ۰/۴۸ | ۱۴ | ۰/۵۴ | ۲۰ | ۰/۵۱ | پ |
| ۰/۵۸ | ۱۵ | ۰/۶۹ | ۱۷ | ۰/۴۶ | ۲۳ | ۰/۵۵ | ۱۹ | ۰/۶۰ | ۲۱ | ۰/۵۸ | ۲۷ | ۰/۳۵ | پ |
| ۰/۷۹ | ۲۲ | ۰/۶۶ | ۲۴ | ۰/۵۱ | ۳۷ | ۴۱ | ۲۶ | ۰/۵۱ | ۲۸ | ۰/۶۱ | ۳۴ | ۰/۵۱ | پ |
| ۰/۷۲ | ۳۶ | ۰/۶۹ | ۳۰ | ۰/۵۹ | ۴۹ | ۰/۶۳ | ۴۰ | ۰/۶۵ | ۳۵ | ۰/۳۹ | ۴۱ | ۰/۳۶ | پ |
| ۰/۷۴ | ۴۳ | ۰/۷۲ | ۳۱ | ۰/۶۱ | ۵۳ | ۰/۶۰ | ۴۷ | ۰/۴۹ | ۴۸ | ۰/۵۹ | | | پ |
| ۰/۷۴ | ۴۴ | ۰/۶۳ | ۳۸ | ۰/۶۴ | ۵۵ | ۰/۴ | ۵۱ | ۰/۶۷ | | | | | پ |
| ۰/۷۸ | | | ۴۵ | ۰/۶۹ | | | | | | | | | پ |
| ۰/۷۲ | ۶۴ | | | | | | | | | | | | پ |

پ = پرسش ب = بار عاملی

نتایج تحلیل عاملی تأییدی ۷ عامل به دست آمده در شکل ۱ ارائه شده است. همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌کنید، پرسشهای مربوط به هر عامل با ضریب استاندارد (بتا)ی

مربوطه مشخص شده است. فلشی که از بیرون وارد هر پرسش شده است دو عدد را نشان می‌دهد که عدد بالای فلش، نشان‌دهنده مقدار خطای واریانس و عدد پائین فلش، بیان‌کننده ضریب تبیین هر پرسش این پرسشنامه می‌باشد.

برازندگی تحلیل مذکور با استفاده از نرم افزار لیزرل ۸/۸، بررسی شد و شاخص‌های GFI, AGFI, CFI, NFI, SRMR و RMSEA به ترتیب برابر با ۰/۹۰، ۰/۹۰، ۱، ۱، ۰/۰۴ و ۰/۰۰ بود که نشان از برازندگی بسیار مطلوب آن است.



شکل ۱: ضرایب استاندارد، واریانس خطا و ضریب تبیین پرسشهای آزمون $P < 0/001$ **

روایی همزمان: در این پرسشنامه به منظور بررسی روایی همزمان سیاهه اختلال خوردن، از نمره کل مقیاس پرسشنامه باورهای اختلال خوردن (گارنر و همکاران، ۱۹۸۳) استفاده شده است. نتایج موجود در جدول ۵ نشان می‌دهد که بین علائم اختلال خوردن و هر یک از عوامل آن با باورهای اختلال خوردن، ارتباطی معنادار وجود دارد ($P < 0/001$). این نتایج گویای وجود روایی همزمان پرسشنامه باور اختلال خوردن است.

جدول ۵: همبستگی علائم اختلال خوردن و عوامل آن با باورهای اختلال خوردن

| عامل | باورهای اختلال خوردن |
|---------------------|----------------------|
| نارضایتی بدنی | ۰/۱۴۳** |
| تمایل به لاغری | ۰/۴۹۰** |
| پرخوری | ۰/۳۶** |
| آگاهی درونی | ۰/۳۴** |
| ترسهای بلوغ | ۰/۰۹۹* |
| بی‌اعتمادی بین فردی | ۰/۱۳۱** |
| کمال‌گرایی | ۰/۱۶۵** |
| کل | ۰/۴۸** |

* $P < 0.05$

** $P < 0.01$

روایی سازه: به منظور بررسی روایی سازه این پرسشنامه، از ضرایب همبستگی بین زیرمقیاس‌های سیاهه علائم اختلال خوردن استفاده شده است. نتایج موجود در جدول ۶ نشان می‌دهد که زیرمقیاس‌ها در سطح متوسط با یکدیگر همبستگی معنادار دارند که نشان‌دهنده این است که تمام زیرمقیاس‌های این آزمون، یک سازه را اندازه‌گیری می‌کند.

جدول ۶: همبستگی هر یک از عوامل علائم اختلال خوردن با یکدیگر و نمره کل

| عامل | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ |
|------------------------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|
| ۱. نارضایتی بدنی | ۱ | | | | | | |
| ۲. تمایل به لاغری | ۰/۲۱۴** | ۱ | | | | | |
| ۳. پرخوری | ۰/۰۷۷ | ۰/۳۷** | ۱ | | | | |
| ۴. آگاهی درونی | ۰/۱۴۸** | ۰/۳۷** | ۰/۳۸** | ۱ | | | |
| ۵. ترس‌های بلوغ | ۰/۱۱۰* | ۰/۰۶۸ | ۰/۰۹۹* | ۰/۲۱** | ۱ | | |
| ۶. بی‌اعتمادی بین فردی | ۰/۰۶۲ | ۰/۰۱۷ | ۰/۰۹۴ | ۰/۱۱۶* | ۰/۱۹۲** | ۱ | |
| ۷. کمال‌گرایی | ۰/۰۴۷ | ۰/۲۳** | ۰/۱۲۵* | ۰/۲۸* | ۰/۱۲۳* | ۰/۰۶۴ | ۱ |
| کل | ۰/۵۶* | ۰/۵۸** | ۰/۵۳** | ۰/۶۶** | ۰/۴۸** | ۰/۳۴** | ۰/۴۳** |

* $P < 0.05$

** $P < 0.01$

جدول ۶ نشان می‌دهد که بین اکثر عوامل علائم اختلال خوردن ارتباطی معنادار و مطلوب وجود دارد. هر یک از عوامل با کل پرسشنامه، همبستگی معناداری در سطح $P < 0/01$ دارند که حداقل و حداکثر آنها به ترتیب $0/34$ و $0/66$ است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از مطالعه حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی سیاهه علائم اختلال خوردن گارنر و همکاران (۱۹۸۳) در نمونه ایرانی بود. نخستین یافته‌های این پژوهش گویای این است که فرم فارسی سیاهه علائم اختلال خوردن اعتبار مناسبی دارد. ضریب اعتبار دو نیمه این پرسشنامه، $0/56$ بوده است و ضرایب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه $0/76$ و برای عوامل دامنه‌ای از $0/50$ تا $0/89$ به دست آمده است که این نتایج بر یافته‌های گارنر و همکاران (۱۹۸۳) منطبق می‌باشد. نورینگ (۱۹۹۰) در تحقیق خود، آلفای کرونباخ را برای سه زیرمقیاس اصلی سیاهه علائم اختلال خوردن یعنی گرایش به لاغری، پرخوری و نارضایتی بدنی محاسبه کرد که به ترتیب عبارت بود از $0/67$ ، $0/70$ و $0/60$ در حالی که در تحقیق حاضر آلفای کرونباخ این زیرمقیاس‌ها (به ترتیب $0/81$ ، $0/73$ و $0/89$) بالاتر به دست آمد.

دومین یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که با توجه به نتایج تحلیل عاملی و استناد نتایجی که در زمینه روایی سازه و همزمان این پرسشنامه به دست آمده است، می‌توان گفت که این پرسشنامه روایی مطلوبی دارد. نتایج همبستگی متوسط و معناداری را بین مقیاس علائم اختلال خوردن و زیرمقیاس‌های آن با نمره کل مقیاس باورهای اختلال خوردن نشان داد که معرف روایی همزمان این آزمون است. یافته حاضر منطبق با نتایج گارنر و همکاران (۱۹۸۳) اظهار داشت که سیاهه علائم اختلال خوردن، از بهترین مقیاس‌ها برای آسیب‌شناسی خوردن می‌باشد و با طبقه‌بندی بالینی، روایی تشخیصی و همگرا همبستگی مثبتی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که همبستگی متوسط و معناداری بین عوامل علائم اختلال خوردن وجود دارد، که نشان دهنده این مطلب است که تمام عوامل یک سازه را می‌سازند و این نتایج با یافته‌های نورینگ، ۱۹۹۰ (جونز و همکاران، ۲۰۰۵) همسو است.

به علاوه در مطالعه حاضر، برای بررسی ساختار عاملی و روایی سازه پرسشنامه، از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتیجه تحلیل عاملی سؤال‌ها با چرخش واریماکس، هفت

عامل اصلی را در مقیاس نشان داد که عامل ناکارآمدی از سیاهه هشت عاملی (۱- ناکارآمدی ۲- ترسهای بلوغ ۳- کمال‌گرایی ۴- بی‌اعتمادی میان فردی ۵- تمایل به لاغری ۶- آگاهی درونی ۷- پرخوری ۸- نارضایتی بدنی) علائم اختلال خوردن گارنر و همکاران (۱۹۸۳) حذف شده بود و هیچ یک از سؤال‌های مرتبط با عامل ناکارآمدی در تحلیل به دست نیامد. سپس نتایج تحلیل عاملی تأییدی محاسبه شد که تمامی ضرایب استاندارد مربوط به عوامل در شکل ۱ ارائه شد و شاخص‌های GFI ، $AGFI$ ، CFI ، NFI ، $SRMR$ و $RMSEA$ به ترتیب برابر با $0/90$ ، $0/90$ ، 1 ، 1 ، $0/04$ و $0/00$ بود که نشانه برازندگی بسیار مطلوب مدل است. البته، شایان ذکر است که اکثر تحقیقاتی که از این پرسشنامه به منظور بررسی علائم اختلال خوردن استفاده کرده‌اند، ۸ عامل را بررسی نکرده، بلکه تنها بر سه عامل نشان‌دهنده علائم اختلال خوردن تمرکز داشته‌اند، یعنی عوامل؛ تمایل به لاغری، پرخوری و نارضایتی بدنی (به طور مثال تحقیقات جونز، هریس و لانگ، ۲۰۰۵؛ بلیست و مییر، ۲۰۰۷؛ لانگ و پرایس، ۲۰۰۷؛ گوتالس و همکاران، ۲۰۰۷؛ والر و همکاران، ۲۰۰۲؛ سولنبرگر، ۲۰۰۱؛ یاماگوچی، ۲۰۰۰) و خود گارنر و همکاران (۱۹۸۳)، سازندگان اصلی این پرسشنامه، اظهار کرده‌اند که این سه عامل بیان‌کننده نگرشها و رفتارهای مرتبط با خوردن و تصویر بدن هستند و بیان می‌کنند که افراد مبتلا به اختلال خوردن نسبت به افراد بهنجار در این سه عامل، نمره بالاتری به دست می‌آورند. که نتایج تحلیل عاملی این سه عامل را به طور مشخصی نشان داد. این پرسشنامه برای اولین بار در ایران اجرا شده است، لذا یک تحقیق مقدماتی است و برای نتیجه‌گیری جامع‌تر به تحقیقات وسیع‌تر در این حوزه نیازمند می‌باشد.

نتیجه نهایی اینکه، فرم فارسی سیاهه علائم اختلال خوردن گارنر و همکاران (۱۹۸۳)، واجد اعتبار و روایی مناسبی در نمونه دانش‌آموزان دختر پایه دوم دبیرستان‌های تهران است. با توجه به اینکه تحقیق حاضر تنها در نمونه دختران پایه دوم دبیرستان‌های تهران انجام شده به تحقیقات بیشتر در سنین متفاوت و مناطق مختلف کشور و مطالعات تطبیقی دو جنس نیازمند می‌باشد تا بتوان از آن به عنوان یک مقیاس مناسب جامعه ایرانی استفاده کرد.

منابع

- انجمن روان پزشکی آمریکا، (۱۳۸۴). متن تجدید نظر شده مجموعه تشخیصی آماری انجمن روانپزشکی آمریکا، ترجمه محمد رضا نیکخو و آوادیتس یانس، چاپ چهارم، تهران، سخن.
- دادستان، پریخ، (۱۳۸۱). روانشناسی مرضی تحولی: از کودکی تا بزرگسالی (جلد دوم)، تهران، سمت.
- سادوک، بنیامین و ویرجینیا سادوک، (۱۳۸۵). خلاصه روانپزشکی (جلد دوم)، ترجمه نصرت الله پورافکاری، تهران، شهراب.
- Blissett J & Meyer C, (2007). The Mediating Role of Eating Psychopathology in the Relationship Between Unhealthy Core Beliefs and Feeding Difficulties in a Nonclinical Group, *International Journal of Eating Disorders*, 39:8 763-77.
- Cooper, M.J, cohen-Tovi,E, Todd, G,Wells, A & Tovi, M, (1996). The Eating Disorder Belief Questionnaire: Preliminary Development, *Elsevier science Ltd*, 35. 4. 381-388.
- Cooper, M.J, Whelan, E.Morrell, J & Murray, L, (1994). Association between childhood feeding problems and maternal eating disorder: role of the family environment, *The British Journal of psychiatry*. 184:210-215.
- Garner, D.M & Gar finkel, P.E, (1979). The Eating Attitudes Test: an index of the symptoms of anorexia nervosa, *Psychological Medicine*, 9:273-279.
- Garner, D. M, Olmsted Ph. D & Polivy M. A. J, (1983). Development and Vaidation of a Multidimensional Eating Disorder Inventory For Anorexia Nervosa and Bulimia, *International journal Eating Disorders*, Vo. 2 No. 2. xxx-xxx.
- Goethals, I & et al, (2007). Does regional brain perfusion correlate with eating disordes symptoms in anorexia and bulimia nervosa patients, *Journal of Psychiatric Reaserch*, 41; 1005-1011.
- Jones. C, Harris, G & leung, N, (2005). Parental Rearing Behaviours and Disorders: The Moderating Role of Core Belifes, *Eating Behaviors*, 6:355-364.
- Kerlinger, F.N & Pedhaazur, E.J, (1983). *Multiple regression in behavioral research*, New York, Holt, Rinehart and winson.
- Leung , N & Price, E, (2007). Core beliefs in dieters and eating disordered women, *Eating Behaviors*, 8,65-72.
- Norring, C. E. A, (1990). The Eating Disorder Inventory: Its Relation to Diagnostic Dimensions and Follow-Up Status, *International journal Of Eating Disorders*, Vol. 9,No. 6,685-694.

- Rose, K. S ,Cooper M. J & Turner, H, (2006). The Eating disorder belief Questionnaire: Psychometric properties in an adolescent sample, *Eating Behaviors*, 7:410-418.
- Rosen, J. C, Silberg, N. T & Gross, J, (1988). Eating attitudes test and eating disorder inventory: norms for adolescent girls and boy, *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 2:305-308.
- Solenberger, S, (2001). *Exercise and eating disorders a 3- year inpatient hospital record analysis* , Available online. 6113. Sw park place, Lawton, USA, 73505.
- Striegel-Moore R. H & Bulik C. M, (2007). *Risk Factors for Eating Disorders*. *American Psychologist*, by the American Psychological Association Vol. 62, No. 3, 181-198.
- Waller, G, Dickson, C & Ohanian, V, (2002). Cognitive Content in Bulimic Disorder Core Beliefs and Eating Attitudes, *Eating Behaviors*, 3, 171-178.
- Yamaguchi, N & et al, (2000). Parental representation in eating disorder patients with suicide, *Journal of psychosomatic research*, 49:131-136.

