بررسی ویژگی‌های روانسنجی و ساختار عاملی آزمون افسردگی کودکان و نوجوانان و وضعیت افسردگی در دختران نوجوان

دکتر امیر محمد شهسوارانی [۱] ـ هاجر شهرانی [۲] ـ کلثوم ستاری [۳]
دکتر مصطفی محمدی [۴] ـ مریم حکیمی کلخوران [۵]

چکیده

مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان ابزاری خودگزارش‌دهی است که به منظور تشخیص و ارزیابی میزان و شدت اختلال افسردگی عمده در کودکان و نوجوانان طراحی شده است. هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روانسنجی و ساخت عاملی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) (جان‌بزرگی، ۱۳۷۸) و نیز وضعیت افسردگی در دختران نوجوان بوده است به همین منظور تعداد ۴۱۷ نفر دانش‌آموز دختر (۱۴-۱۹ سال) در شهر تهران در مناطق مختلف آموزشی فرم ۱۳ ماده‌ای این آزمون را تکمیل کردند. در بررسی پایایی CADS که به سه روش پایایی درونی (آلفای کرونباخ و تصنیف)، همبستگی درونی و بازآزمایی انجام شد مشخص شد این مقیاس از پایای بالا و کاملاً مطلوبی

۱. دکتری نورورسوسیولوژی؛ پژوهشکدهٔ علوم روانی-زیستی-اجتماعی-اقتصادی، تهران، ایران. پست الکترونیک: amirmohammadshi@gmail.com
۲. کارشناسی ارشد، مشاوره، پژوهشکدهٔ علوم روانی-زیستی-اجتماعی-اقتصادی، تهران، ایران.
۳. کارشناس ارشد مدیریت آموزشی و برنامه ریزی تحصیلی، پژوهشکدهٔ علوم روانی-زیستی-اجتماعی-اقتصادی، تهران، ایران.
۴. دکتری روانشناسی، گروه روانشناسی اجتماعی، دانشگاه لوزان، لوزان، سوییس.
۵. کارشناسی ارشد روانشناسی، پژوهشکدهٔ علوم روانی-زیستی-اجتماعی-اقتصادی، تهران، ایران .

برخوردار است. تحلیل عاملی اکتشافی به روش‌های مولفهٔ اصلی، موازی و آزمون کمترین میانگین سهمی نشان دادند که این پرسشنامه تنها از یک عامل افسردگی تشکیل شده است. تحلیل عاملی تاییدی نیز نشانگر حضور تنها یک عامل در CADS است. بررسی وضعیت افسردگی در دختران نیز نشانگر سلامت کامل ۳۲/۹٪ آنها و حضور رگه‌های افسرده وار تا افسردگی شدید در۶۷/۱٪ از جامعهٔ مورد بررسی است. با توجه به یافته‌های پژوهش به نظر می‌رسد که CADS ابزاری مطلوب برای سنجش و غربالگری افسردگی هم به صورت بالینی و هم به صورت پژوهشی چه به شکل انفرادی و چه به شکل گروهی است. همچنین با توجه به میزان بالای شیوع افسردگی در جمعیت دختران نوجوان به نظر می‌رسد ارائهٔ مداخلات شناختی-رفتاری لازم برای مقابله و کاهش این اختلال ناتوان کننده و مزمن از اهمیت بالایی برخوردار باشد.

کلیدواژه‌ها: مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان، تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی موازی، تحلیل عاملی آزمون کمترین میانگین سهمی، تحلیل عاملی تاییدی.

مقدمه

افسردگی موضوع مهمی در سلامت جامعه محسوب می‌شود (دولتی[1]، هرمان[2]، سوارفیگر[3]، لیو[4]، شام[5] و ریم[6]، ۲۰۱۰) و از حیث رواج، افسردگی را به جرأت می‌توان سرماخوردگی بیماری‌های روانی نامید (سلیگمن[7]، ۲۰۱۱). افسردگی از جملهٔ شایع‌ترین مشکلات حیطهٔ سلامت روان در جهان است و علایم افسرده‌وار از رایج‌ترین شکایت‌های عام و رایج در نوجوانان است (هورن[8]، لمکین[9] و سولز[10]، ۲۰۰۹). افسردگی بویژه هنگامی که تظاهرات آن وجههٔ اختلال افسردگی عمده[11] را به خود بگیرند دارای عود و بازگشت بالا بوده و فرد را دچار معلولیت روانی-اجتماعی[12] می‌سازد و نیز نیم‌رخ علایم مرضی آن

1. Dowlati, Y.
2. Herrman, N.
3. Swarfager, W.
4. Liu, H.
5. Sham, L.
6. Reim E.
7. Seligman, M. E. P.
8. Howren, M. B.
9. Lamkin, D. M.
10. Suls, J.
11. major depressive disorder (MDD)
12. psychosocial disability

در طول دوره‌های مختلف متفاوت است (آنتیپا[1]، ون در دوز[2] و پنینکس[3]، ۲۰۱۰). اختلالات خلقی[4] از جمله رایج‌ترین مشکلات و مسایل روانی و عاطفی در دوران کودکی و نوجوانی هستند و بروز این قبیل مسایل در این دوران بر اغلب کنش‌های شناختی و هیجانی تأثیر می‌گذارد. اختلالات خلقی بویژه افسردگی در همهٔ رده‌های سنی کودکان و نوجوانان بروز می‌کنند و کودکان و نوجوانان دچار این طیف از مشکلات، اغلب دچار تحریک‌پذیری، کناره‌گیری، از خانواده و همسالان، افت تحصیلی و در نهایت انزوای اجتماعی شدید و مخرب می‌شوند (رویکی[5]، چن[6]، فرانک[7]، فلتنر[8] و مرلاک[9]، ۲۰۱۰).

افسردگی تاثیرات بسیار زیادی بر خلق و کارکردهای روانی-اجتماعی کودکان و نوجوانان چه در این دورهٔ سنی و چه در زندگی آینده آنها در بزرگسالی دارد، به گونه‌ای که در پژوهش‌های طولی مشخص شده که کودکان و نوجوانان افسرده علاوه برداشتن عاطفهٔ منفی[10]، تجربهٔ خلق‌ها[11] و هیجان‌های[12] منفی بیشتری را نسبت به افراد عادی هم در دوران سنی خود و هم در بزرگسالی داشته و از سطح سلامت پایین‌تری در بزرگسالی برخوردارند (گرین‌فیلد[13] و مارکس[14]، ۲۰۱۰). شدت شیوع افسردگی و علایم آن در دوران کودکی و نوجوانی تا به حدی است که حتی در بین کودکان و نوجوانان بزهکار این اختلال به شکلی رایج و عام گزارش شده است و بسیاری از پژوهشگران بزهکاری را به نوعی خوددرمانی کودک و نوجوان در برابر افسردگی تعبیر نموده‌اند (چنگ[15]، ۲۰۰۹).

1. Antypa, N.
2. Van der Does, A. J. W.
3. Penninx, B. W. J. H.
4. mood disorders
5. Revicki, D. A.
6. Chen, W. H.
7. Frank, L.
8. Feltner, D.
9. Morlock, R.
10. negative affect
11. mood
12. emotion
13. GreenField, E. A.
14. Marks, N. F.
15. Cheng, T. C.

شیوع[1] افسردگی بین طول عمر در کل جمعیت بین ۴/۴٪ تا ۲۰٪ گزارش شده است (اُهایون[2]، ۲۰۰۷). این میزان در کودکان سنین مدرسه حدود یک درصد بوده و تفاوتی بین دو جنس مشاهده نمی‌شود. در سنین نوجوانی میزان شیوع افسردگی عمده ۱ تا ۶٪ و میزان آن در دختران نوجوان دو برابر پسران نوجوان است. میزان شیوع تجمعی افسردگی در نوجوانان با سنین بالاتر بین ۱۴ تا ۲۵٪ برآورد شده است (سادوک[3] و سادک[4]، ۲۰۰۸). بر اساس نسخهٔ بازنگری شدهٔ ویرایش چهارم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی برای تشخیص افسردگی عمده در کودکان و نوجوانان باید حداقل پنج ضابطه از نه ضابطهٔ علایم مرضی افسردگی همراه با تغییر در کارکرد قبلی به مدت دو هفته در فرد حضور داشته باشند تا بتوان مبادرت به چنین تشخیصی نمود (سادوک، سادوک و رویز[5]، ۲۰۰۹).

در زمینهٔ سنجش اختلالات خلقی بویژه افسردگی ابزارهای گوناگونی ساخته شده‌اند که به شکل عام بر پایهٔ ارزیابی به یکی از دو روش فاعلی[6] (خود-گزارش‌دهی[7]) و عینی[8] طراحی شده‌اند. در روش فاعلی (خود-گزارش دهی) اساس بر گزارش و ارزیابی خود فرد از وضعیت خلقی خود است که نمونه‌های بازر چنین ابزارهایی پرسشنامهٔ افسردگی بک برای کوکان و نوجوانان[9] شامل ۲۱ مادهٔ چهارگزینه‌ای که گزینه‌های هر ماده نمراتی بین ۰ تا ۴ داشته و شدت افسردگی را از کم به زیاد نشان می‌دهد (بک[10]، ۲۰۰۸). مقیاس دیگر در سبک خود-گزارش‌دهی شامل پرسشنامهٔ افسردگی کودکان[11] است که دارای ۲۷ مادهٔ سه گزینه‌ای در ۵ خرده مقیاس بوده و هر ماده نمراتی بین ۰ تا ۲ را دارد و نمرات بالاتر درجات بیشتری از افسردگی را نشان می‌دهند (محمدی و همکاران، ۱۳۸۹). در روش

1. prevalence
2. Ohayon, M.M.
3. Sadock, B. J.
4. Sadock, V. A.
5. Ruiz, P.
6. subjective
7. self-report
8. objective
9. Beck Depression Inventory for Children and Adolescents (BDI-CA)
10. Beck, A. T.
11. Children's depression Inventory (CDI)

عینی، فردی آموزش دیده و متخصص بر مبنای ملاک‌های تشخیصی خاصی اقدام به ارزیابی وضعیت افسردگی در فرد مورد نظر می‌نماید که بارزترین نمونه‌های چنین ابزاری شامل مقیاس درجه‌بندی افسردگی همیلتن[1] (سادوک، سادوک و رویز، ۲۰۰۹؛ ببگی[2]، رایدر[3]، شولر[4] و مارشال[5]، ۲۰۰۴) است که شامل ۲۴ ماده بوده و نمرهٔ هر یک از ماده‌ها بین بین ۰ تا ۴ است و نمرهٔ کلی بالای ۹ در مرز اسیب قرار داردو به گونه‌ای مشابه مقیاس درجه‌بندی افسردگی مونتگمری-آزبرگ[6] که شامل ۱۰ ماده است و نسبت به مقیاس درجه‌بندی افسردگی همیلتن کوتاه‌تر است (ریو[7] و فایرز[8]، ۲۰۰۵) هستند.

ابزارهای مذکور بر مبنای مشاهدات بالینی متخصصان و نیز در راستای برآورده‌سازی ملاک‌های DSM تهیه شده‌اند. اما مسئلهٔ مهم در تدارک این ابزارها بومی نبودن آنها و عدم تطابق خاص آنها با فرهنگ و جامعهٔ ایرانی بویژه الگوهای خلقی کودکان و نوجوانان ایرانی، علی‌رغم تلاش برای هنجاریابی آنها در ایران است. با توجه به اهمیت افسردگی در کاهش توانمندی‌های شناختی و نیز محدود شدن فعالیت‌های فرد و نیز اهمیت دوره‌های کودکی و نوجوانی در شکل‌گیر ساخت‌های شناختی اساسی، مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان[9] بر اساس نیاز بالینی جامعهٔ ایرانی به ابزاری که تا حد ممکن همه‌جانبه‌نگر باشد، تدارک دیده شده است. در ساخت این مقیاس، ابتدا محورهای بزرگ نظریه‌پردازان روانشناسی بالینی در زمینهٔ افسردگی کودکان و نوجوانان مورد وارسی قرار گرفته و ملاک‌های افسردگی استخراج شده است که شامل ۴۲ نشانهٔ بیماری است. البته اغلب آنها با یکدیگر همپوشی داشته و تقلیل یافته‌اند. سپس ملاک‌هایی که بیشترین همپوشی یا تکرار را در نظریه‌های مختلف به خود اختصاص داده‌اند، استخراج

1. Hamilton Depression Rating Scale (HAM-D/HDRS)
2. Babgy, R. M.
3. Ryder, A. G.
4. Schuller, D. R.
5. Marshall, M. B.
6. Montgomery-Asberg Depression Rating Scale (MADRS)
7. Reeve B. R.
8. Fayers, P.
9. Children and Adolescent Depression Scale (CADS)

و با ملاک‌های DSM برای افسردگی کودکان و نوجوانان مقایسه شده و سپس فهرستی شامل ۱۲ مقوله به شرح زیر تهیه شد (جان‌بزرگی، ۱۳۸۷):

-تفریح و سرگرمی	-اشتها
-روابط اجتماعی (فعال-منزوی)	-خواب
-بازدهی تحصیلی	-خستگی
-تحریک پذیری	-احساس گناه
-احساس غمگینی	-خودکشی
-گریه	-فعالیت

نشانه‌های منفرد به صورت یک مقوله با عنوان سوال‌های اضافی در پایان مقیاس گنجانیده شده‌اند که می‌توان آنها را به عنوان نشانه‌های فرعی تلقی نمود (جان‌بزرگی، ۱۳۸۷) و شامل ۹ عبارت هستند.

بر این اساس، مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان دارای ۲۱ سوال است که در ۱۳ محور تدوین شده است. در برابر ۱۲ محور که هرکدام مشخص کنندهٔ یکی از علایم مرضی هستند، ۵ جمله وجود دارد که آن عامل را از قطب مثبت تا قطب منفی درجه‌بندی کرده است و آزمودنی عبارتی را که بیشتر با حال او متناسب است انتخاب می‌کند. محور ۱۳ شامل ۹ سوال اضافی است که به صورت بلی/خیر نمره‌گذاری می‌شوند. کسانی که نمره‌ای بالاتر از ۹ در این آزمون کسب کنند، افسرده محسوب می‌شوند (جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴). این آزمون قابلیت اجرا به هر دو شکل فردی و گروهی را دارا است (جان‌بزرگی، ۱۳۷۸). اجرای این آزمون باید بوسیلهٔ افراد آموزش دیده صورت پذیرد و هرگونه ابهامی برای آزمودنی‌ها توضیح داده شود (جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴).

روایی آزمون از طریق ارجاع موارد مقیاس به ۱۰ متخصص بالینی کودک سنجیده شد و پس از تغییرات لازم بر روی ۱۵۴۶ نفر از کودکان و نوجوانان ایرانی در محدودهٔ سنی ۷ تا

۱۸ سال اجرا شد و هنجار مورد نظر بدست آمد. ضریب آلفای کرونباخ اولیهٔ گزارش شده برای این آزمون ۰/۶۱۶۸ است (جان‌بزرگی، ۱۳۷۸). در پژوهشی دیگر، در تعداد ۱۰۰ نفر از دانش‌آموزان دختر و پسر مقطع راهنمایی که به طور تصادفی از بین ۸۴۳ نفر نمونهٔ پژوهش انتخاب شده بودند ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴۰۲ برای این ابزار بدست آمد و نتایج حاصل از این ابزار همبستگی بالایی را با سیاهه افسردگی بک برای کودکان و نوجوانان (BDI-CA) نشان داد (جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴).

با توجه به اینکه تاکنون بر مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان تنها دو پژوهش روانسنجی برای بررسی پایایی[1] صورت گرفته (جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴؛ جان بزرگی، ۱۳۷۸) و نیز تاکنون ساخت عاملی آن مورد بررسی قرار نگرفته است، هدف از انجام پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روانسنجی و ساخت عاملی این مقیاس برای ارزیابی و ارزشیابی توانمندی آن در زمینه‌های پژوهش‌های بالینی و غربالگری کودکان و نوجوانان در سنجش سازهٔ افسردگی و نیز استفاده از آن در فعالیت‌های درمانی بالینی است. این ابزار توسط جان بزرگی (۱۳۷۸) ساخته و هنجاریابی شده (جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴) و در پژوهش حاضر، محققان تنها آن را مورد مطالعه و روانسنجی قرار داده‌اند. این پژوهش در حقیقت با در نظر گرفتن این نکته در نوجوانان با سنین بالاتر افسردگی در دختران تقریباً ۲ برابر پسران برآورد شده است و این امر اهمیت بررسی افسردگی را در جنس مونث بیشتر می‌سازد (مانند، آلوی[2] و لیو[3]، ۲۰۱۰)، بنابراین جامعهٔ هدف در پژوهش حاضر دختران نوجوان انتخاب شدند.

سوال‌های پژوهش حاضر به شرح زیر هستند:

۱. آیا مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان با وجود گذشت بیش از ۱۲ سال، هنوز از ساخت از پایایی برخوردار است؟

1. reliability
2. Liu, R. T.
3. Alloy, L. B.

۲. وضعیت ساخت عاملی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان به چه صورت است؟
۳. میزان افسردگی در دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطهٔ شهر تهران به چه صورت است؟
۴. با توجه به سوالات فوق، دو فرضیهٔ پژوهشی زیر در نظر گرفته شدند:
۵. مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان از پایایی برخوردار است.
۶. ساخت عاملی این مقیاس بر اساس پیش‌فرض‌های نظری در نظرگرفته شده برای تهیهٔ این ابزار شامل یک عامل است.

روش پژوهش

جامعهٔ پژوهش حاضر شامل کلیه دختران دانش‌آموز مقطع متوسطهٔ شهر تهران در سال تحصیلی ۱۳۸۷-۸۸ بودند که از میان آنها تعداد ۴۵۰ نفر، از ۱۵ کلاس به شکل نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی انتخاب شدند. دامنهٔ سنی گروه نمونه بین ۱۴ تا ۱۹ سال با میانگین ۱۵ سال و ۸ ماه و انحراف استاندارد ۰/۹۳۸ است. از این تعداد، ۴۱۷ نفر به طور کامل به مقیاس پاسخ دادند که در پژوهش مورد بررسی قرار گرفتند.

در پژوهش حاضر از مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (جان بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴) استفاده شد که شامل ۱۳ ماده است. کلیهٔ ماده‌های آزمون به صورت عبارات خبری هستند. ۱۲ مادهٔ اول آزمون تشکیل شده از ۵ عبارت خبری (با حروف الف تا ه مشخص شده‌اند) هستند که آزمودنی تنها یکی از ۵ عبارت را می‌تواند انتخاب نماید. ماده ۱۳ آزمون متشکل از ۹ عبارت خبری است که آزمودنی به صورت بلی خیر به آنها پاسخ می‌دهد. نمره‌گذاری آزمون بر اساس روش لیکرت از ۰ تا ۴ (الف= صفر،...، ه=۴) برای ۱۲ مادهٔ اول آزمون و برای مادهٔ ۱۳ به صورت ۱ برای بلی و ۰ برای خیر طراحی شده است. نمرات مربوط به عبارت‌های نه گانه مادهٔ ۱۳ باهم جمع شده و تقسیم بر عدد ۹ می‌شوند. سپس این نمره با نمرهٔ ۱۲ مادهٔ اول جمع می‌شود. این آزمون قابلیت اجرایی

انفرادی و گروهی (گروه‌های ۲ تا ۱۵ نفری) را دارد (جان‌بزرگی، ۱۳۸۷).

ابتدا از بین مناطق شهر تهران به شکل خوشه‌گیری تصادفی ۵ منطقه انتخاب شدند. سپس در هر منطقه یک دبیرستان دخترانه به شکل تصادفی انتخاب شده و در پایان از هر مقطع تحصیلی در هر مدرسه یک کلاس انتخاب شد (۱۵ کلاس، ۴۵۰ دانش آموز). پس از انتخاب خوشه‌های نهایی، در ابتدا از والدین آزمودنی‌های رضایت‌نامهٔ کتبی دریافت شد و سپس آزمودنی‌ها به شکل انفرادی و در طی ۱ جلسه به اجرای آزمون پرداختند. برای رعایت همسانی در شرایط اجرا، کلیهٔ آزمودنی‌ها آزمون را در بازه زمانی ۱۰ تا ۱۲ صبح اجرا نمودند. همچنین تمامی آزمودنی‌هایی که به شکل ناقص به CADS پاسخ داده بودند از گروه نمونه حذف شدند که تعداد نهایی باقیمانده گروه نمونه (۴۱۷ نفر) شامل این افراد است.

داده‌های حاصل از اجرای مقیاس پژوهش بوسیلهٔ نسخهٔ ۱۸ نرم‌افزار SPSS، نسخه ۱۵/۵ نرم‌افزار Minitab و نسخهٔ ۸/۵ نرم‌افزار Lisrel مورد تحلیل قرار گرفتند. روش‌های آماری استفاده شده علاوه بر روش‌های آماری توصیفی شامل محاسبات مربوط به پایایی به روش‌های بازآزمایی[1]، آلفای کرونباخ[2]، همبستگی درونی، تنصیف (دو نیم‌سازی)[3]، تحلیل عاملی اکتشافی[4] (مولفه‌های اصلی[5]، موازی[6]، آزمون کمترین میانگین سهمی (MAP)[7]) و تحلیل عاملی تاییدی[8] هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

یافته‌های پژوهش

۱. پایایی

در زمینهٔ یافته‌های مربوط به پایایی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) از

1. test-retest
2. Chronbach's alpha
3. half-split
4. explanatory
5. principal components
6. parallel
7. minimum partial average test (MAP)
8. confirmatory

روش‌های بازآزمایی، آلفای کرونباخ، دونیم‌سازی (تصنیف) و همبستگی درونی (همبستگی بین ماده‌های مقیاس با یکدیگر و با نمرهٔ کل مقیاس) استفاده شد. ضریب پایایی این مقیاس در بازآزمایی بعد از ۳ هفته (N=۵۰) ۰/۸۶۵ محاسبه شد و برای بررسی همسانی درونی ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۷۱، ضریب دونیم‌سازی گاتمن ۰/۶۴۳ و ضریب دونیم‌سازی تصحیح‌شدهٔ اسپیرمن-براون ۰/۸۱۵ بدست آمدند (p<۰/۰۱) که نشانگر پایایی و همسانی درونی بالای این مقیاس هستند (جدول۱).

جدول۱: ویژگی‌های مربوط به پایایی و همسانی درونی CADS در گروه نمونه

تعداد	میانگین	واریانس	آلفای کرونباخ	بازآزمایی (N=۵۰)	ضرایب دو نیم‌سازی (تصنیف)			سطح معناداری
					همبستگی بین دو نیمه	ضریب دونیم‌سازی گاتمن	ضریب تصحیح اسپیرمن-براون	
۴۱۷	۱/۳۷۸	۰/۹۳۷	۰/۸۷۱	۰/۸۶۵	۰/۶۸۸	۰/۶۴۳	۰/۸۱۵	p<۰/۰۱

همچنین همبستگی سوال‌های این مقیاس با یکدیگر و با نمرهٔ کل محاسبه شد که همهٔ سوال‌های CADS همبستگی مثبت و معناداری با نمرهٔ کل در دامنهٔ ۰/۳۹۳ تا ۰/۷۴۴ داشتند. البته دامنهٔ این ضرایب در بین تمامی مواد با هم از ۰/۰۸۸ تا ۰/۷۴۴ در نوسان است. جدول ۲ میانگین و انحراف استاندارد ماده‌های مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) را نشان می‌دهد. همانگونه که در این جدول مشاهده می‌شود بالاترین میانگین متعلق به مادهٔ شمارهٔ ۲ با ۲/۶۷ و انحراف معیار ۱/۲۲۷ است. کمترین میانگین نیز متعلق به مادهٔ شمارهٔ ۱۲ با ۰/۱۱ و انحراف معیار ۱/۲۸۲ است. به علاوه میانگین کل سوال‌های سیزده‌گانهٔ مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان برابر با ۲۶/۲۱ و انحراف استاندارد آن ۸/۴۶ است.

جدول ۲: میانگین و انحراف استاندارد ماده‌های CADS

شاخص‌ها / ماده‌ها	تعداد	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف استاندارد
۱	۴۱۷	۱	۵	۱/۹۹	۱/۲۳۹
۲	۴۱۷	۰	۵	۲/۶۷	۱/۲۲۷
۳	۴۱۷	۰	۵	۱/۴۳	۰/۹۰۲
۴	۴۱۷	۰	۵	۲/۰۴	۱/۲۹۴
۵	۴۱۷	۰	۵	۱/۷۸	۱/۳۳۷
۶	۴۱۷	۰	۵	۲/۳۱	۱/۲۳۱
۷	۴۱۷	۰	۵	۲/۵۲	۱/۱۵۴
۸	۴۱۷	۰	۵	۲/۰۱	۱/۱۸۳
۹	۴۱۷	۰	۵	۲/۵۷	۱/۲۷۱
۱۰	۴۱۷	۰	۵	۱/۸۶	۱/۰۲۶
۱۱	۴۱۷	۰	۵	۲/۵۹	۱/۳۴۳
۱۲	۴۱۷	۰	۵	۰/۱۱	۱/۲۸۲
۱۳الف	۴۱۷	۰	۱	۰/۵۸	۰/۴۹۹
۱۳ب	۴۱۷	۰	۱	۰/۱۷	۰/۳۸۳
۱۳پ	۴۱۷	۰	۱	۰/۴۴	۰/۴۹۷
۱۳ت	۴۱۷	۰	۱	۰/۲۵	۰/۴۳۳
۱۳ث	۴۱۷	۰	۱	۰/۱۶	۰/۳۷۰
۱۳ج	۴۱۷	۰	۱	۰/۲۲	۰/۴۲۳
۱۳چ	۴۱۷	۰	۱	۰/۳۹	۰/۴۸۸
۱۳ح	۴۱۷	۰	۱	۰/۵۲	۰/۵۰۰
۱۳خ	۴۱۷	۰	۱	۰/۳۴	۰/۴۷۴
۱۳ (مجموع)	۴۱۷	۰	۱	۰/۳۴	۰/۲۶
نمرهٔ کلی مقیاس	۴۱۷	۱۱/۲۲	۵۶/۶۷	۲۶/۲۱	۸/۴۶

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲. تحلیل عاملی

برای بررسی مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی از دو آزمون مقدماتی اندازهٔ

کفایت نمونه‌گیری کیسر-مه‌یر-الکین (KMO)[1] (کیسر[2]، ۱۹۷۰) و آزمون کرویت بارتلت[3] (هرمن[4]،۱۹۷۶) استفاده شد. نتایج آزمون اندازهٔ کفایت نمونه‌گیری KMO برابر با ۰/۸۹۷ و آزمون کرویت بارتلت ۱۳۲۸/۶۵۳ است که در سطح معناداری ۰/۰۰۰۱>p معنادار است و نشانگر آنند که این داده‌های این مقیاس برای اجرای روش‌های تحلیل عاملی مناسب هستند.

برای تحلیل عاملی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی (شامل تحلیل عاملی مولفه‌های اصلی، تحلیل عاملی موازی و تحلیل عاملی آزمون کمترین میانگین سهمی (MAP)) و تحلیل عاملی تاییدی، استفاده شد.

در روش تحلیل عاملی اکتشافی در ابتدا بر اساس آزمون اسکری[5] (کتل[6]، ۱۹۶۶) که تعداد تقریبی عامل‌های قابل استخراج را از بین داده‌ها پیشنهاد می‌کند، مشخص شد که با توجه به مقدار آیگن[7] یا ارزش ویژه عوامل (مجموع مجذورهای ضریب‌های عاملی ماده‌های موجود در هر عامل)، تنها یک عامل نیرومند قابل استخراج است (نمودار۱). در جدول ۳ درصد واریانس‌های تبیین شده ارائه شده است.

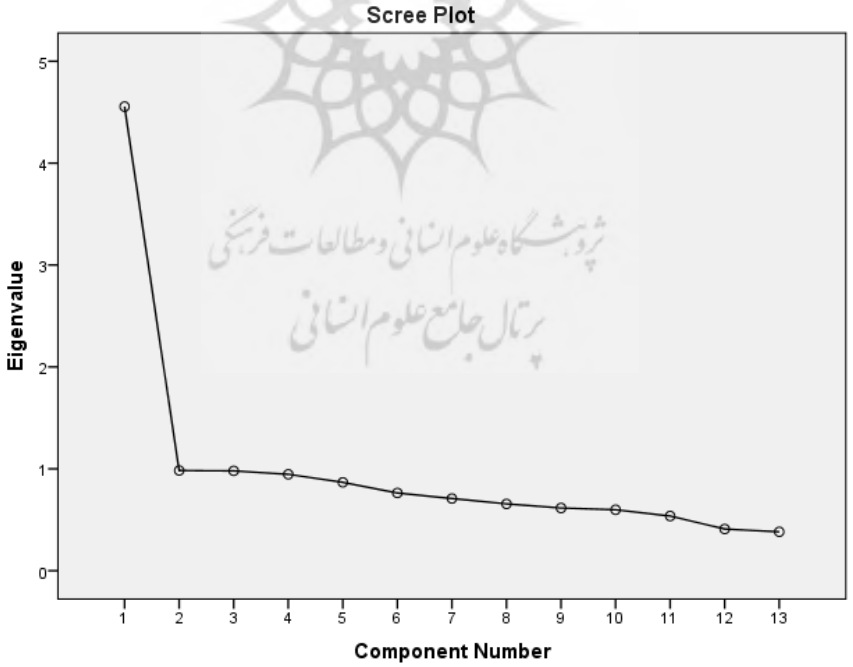
جدول ۳: واریانس‌های تبیین شده در روش تحلیل عامی اکتشافی

مولفه	مقدار آیگن اولیه			مجموع استخراج بار مجذور		
	مجموع	درصد واریانس	درصد تراکمی	مجموع	درصد واریانس	درصد تراکمی
۱	۴/۵۵۵	۳۵/۰۳۸	۳۵/۰۳۸	۴/۵۵۵	۳۵/۰۳۸	۳۵/۰۳۸
۲	۰/۹۸۳	۷/۵۶۵	۴۲/۶۰۳			
۳	۰/۹۸۰	۷/۵۳۶	۵۰/۱۳۹			
۴	۰/۹۴۷	۷/۲۸۱	۵۷/۴۲۰			

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of sampling adequacy (KMO)
2. Kaiser, H. F.
3. Bartlett's test of sphericity
4. Herman, H. H.
5. scree test
6. Cattell, R. B.
7. eigenvalue

مولفه	مقدار آیگن اولیه			مجموع استخراج بار مجذور		
	مجموع	درصد واریانس	درصد تراکمی	مجموع	درصد واریانس	درصد تراکمی
۵	۰/۸۶۷	۶/۶۷۰	۶۴/۰۹۰			
۶	۰/۷۶۳	۵/۸۶۷	۶۹/۹۵۷			
۷	۰/۷۰۹	۵/۴۵۲	۷۵/۴۰۹			
۸	۰/۶۵۶	۵/۰۶۴	۸۰/۴۵۴			
۹	۰/۶۱۶	۴/۷۳۵	۸۵/۱۸۹			
۱۰	۰/۵۹۸	۴/۵۹۹	۸۹/۷۸۹			
۱۱	۰/۵۳۶	۴/۱۲۶	۹۳/۹۱۵			
۱۲	۰/۴۰۹	۳/۱۴۸	۹۷/۰۶۳			
۱۳	۰/۳۸۲	۲/۹۳۷	۱۰۰/۰۰۰			

روش استخراج: تحلیل عاملی مولفه اصلی



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱: نمودار واریانس‌های تبیین شده در آزمون اسکری (نمودار سنگریزه)

تحلیل اکتشافی عوامل به روش مولفه‌های اصلی بر مبنای ۲۵ چرخش آزمایشی[1] با روش چرخش متعامد[2] از نوع واریماکس[3] منجر به استخراج تنها یک عامل شد. در تحلیل عوامل از بارهای عاملی حداقل ۰/۴ استفاده شد. به عبارت دیگر، ضریب همبستگی ۰/۴ به عنوان حداقل درجهٔ همبستگی مقبول بین هر ماده و عوامل استخراج شده تعیین شد. بررسی‌ها نشانگر این امر هستند که هر ۱۳ ماده بر یک عامل قرار گرفته‌اند. همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود مادهٔ ۱۳ (سوالات اضافی) بیشترین بار عاملی (۰/۷۶۵) و مادهٔ ۲ کمترین بار عاملی (۰/۳۴۷) را دارا هستند. واریانس توجیه پذیر تک عامل این مقیاس ۳۵/۰۳۸٪ است.

جدول۴: خلاصهٔ نتایج تحلیل عاملی مولفه‌های اصلی با چرخش متعامد

سوال	بار عاملی
۱۳	۰/۷۶۵
۹	۰/۷۴۰
۱۰	۰/۶۷۸
۸	۰/۶۵۶
۷	۰/۶۲۳
۴	۰/۶۰۰
۱	۰/۵۹۴
۶	۰/۵۷۲
۱۱	۰/۵۱۵
۱۲	۰/۵۱۱
۵	۰/۴۸۲
۳	۰/۴۷۳
۲	۰/۳۴۷

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. iteration
2. orthogonal
3. varimax

در روش تحلیل عاملی اکتشافی به روش آزمون کمترین میانگین سهمی (MAP) بر مبنای آزمون کمترین میانگین سهمی ولیسر براساس مجذور و توان چهارم میانگین سهمی همبستگی اقدام به محاسبهٔ تعداد عوامل موجود در ماده‌های یک مقیاس یا آزمون می‌شود (اُکانر[1]، ۲۰۰۰). کمترین مقدار مجذور میانگین سهمی همبستگی ۰/۰۱۱۹ و کمترین مقدار توان چهارم میانگین سهمی همبستگی ۰/۰۰۰۳ بدست آمد. براساس روش اولیه MAP (ولیسر[2]، ۱۹۷۶) تعداد عوامل محاسبه شده برای داده‌های حاصل از اجرای مقیاس، یک است. نتایج تحلیل حاصل از اجرای روش بازنگری شدهٔ MAP (ولیسر، ایتون[3] و فاوا[4]،۲۰۰۰) نیز نشانگر حضور تنها یک عامل در این مقیاس است.

روش تحلیل عاملی اکتشافی موازی بر این فرض اصلی استوار است که مولفه‌های غیربدیهی[5] از داده‌های واقعی با ساختار عاملی معتبر[6] باید مقدار آیگن‌های بزرگتری نسبت به مولفه‌های موازی مشتق از داده‌های تصادفی با همان اندازهٔ نمونه و تعداد متغیر داشته باشند (ترنر[7]، ۱۹۹۸؛ گلورفلد[8]، ۱۹۹۵). بنابراین در این روش تعداد ۱۰۰ سری داده‌های تصادفی مجازی تولید شده و میانگین مقدار آیگن‌های ماتریس‌های همبستگی آنها با مقدار آیگن‌های ماتریس همبستگی داده‌های واقعی مورد مقایسه قرار می‌گیرد (هیتن[9]، آلن[10] و اسکارپلو[11]، ۲۰۰۴؛ هورن[12]،۱۹۶۵). تحلیل عاملی به روش موازی نشان داد که با توجه به تعداد ۱۳ مادهٔ موجود در این مقیاس و ۴۱۷ نفر آزمودنی تعداد یک عامل در این مقیاس وجود دارد.

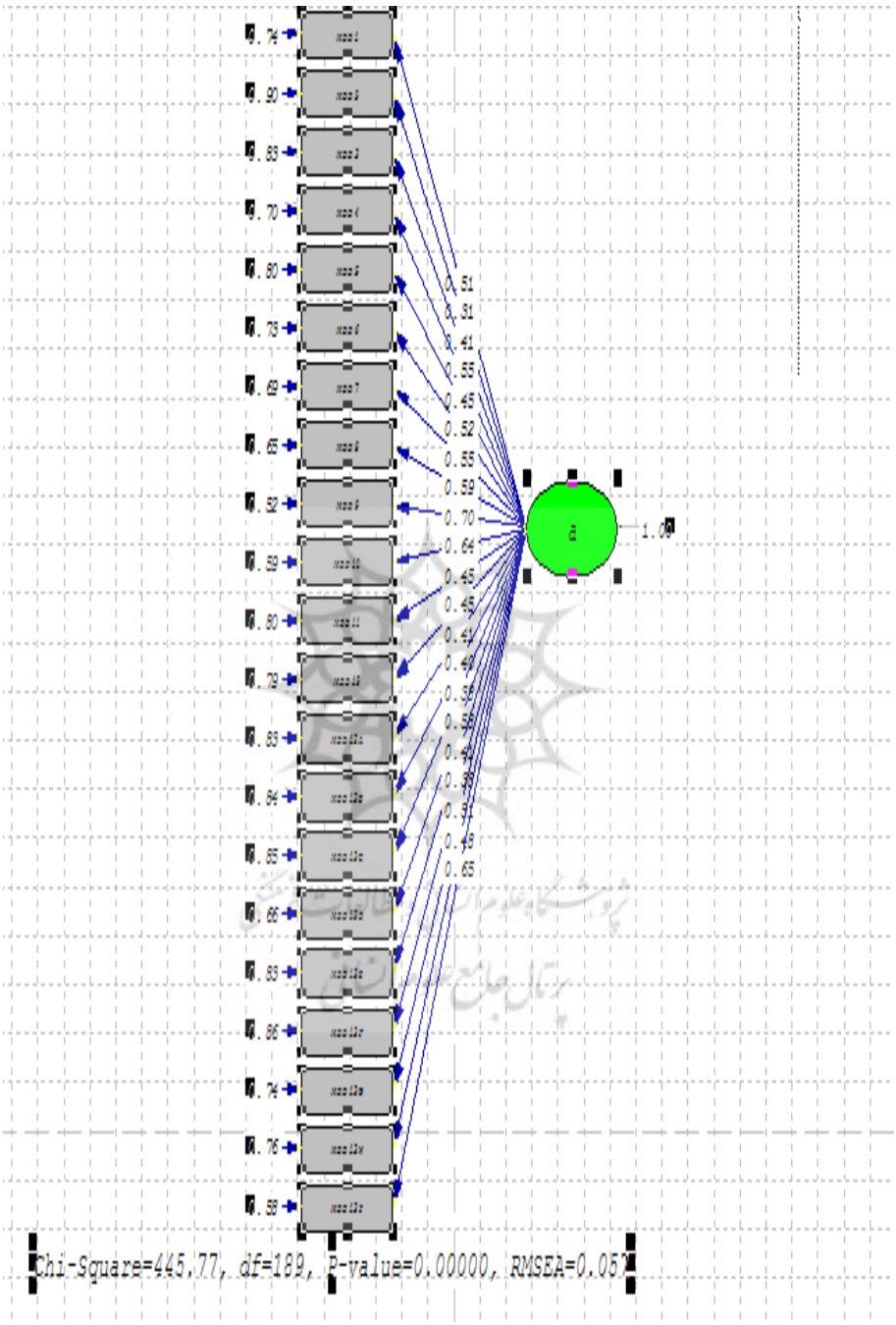
در انتها، به منظور بررسی اینکه آیا روابط مفروض و پیش‌بینی شده بین متغیرها در

1. O'Connor, B. P.
2. Velicer, W. F.
3. Eaton, C. A.
4. Fava, J. L.
5. nontrivial
6. valid
7. Turner, N. E.
8. GlorFeld, L .W.
9. Hayton, J. C.
10. Allen, D. G.
11. Scarpello, V.
12. Horn, J. L.

داده‌های واقعی نیزوجود دارد و به عبارت دیگربرای بررسی روایی سازه مقیاس با کمک از نرم افزار لیزرل ۸/۸ ، از تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد.

براساس تحلیل انجام شده، گزاره‌ها دارای بار عاملی معنادار دارند (p<۰/۰۰۱). نمودار ۲ و ۳ نشانگر الگوی اندازه‌گیری آزمون افسردگی برای تحلیل برازش ساختار عاملی یک بعدی در حالت‌های تخمین استاندارد و مدل اندازه‌گیری ICT هستند. ارزش‌های نوشته شده روی پیکان‌ها، میزان واریانسی هستند که از سوی عامل قابل توضیح است. پیکان‌های کوچک نیزواریانس باقیمانده (خطا) را نشان می‌دهند که به وسیله عامل مورد نظر تبیین نمی‌شوند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

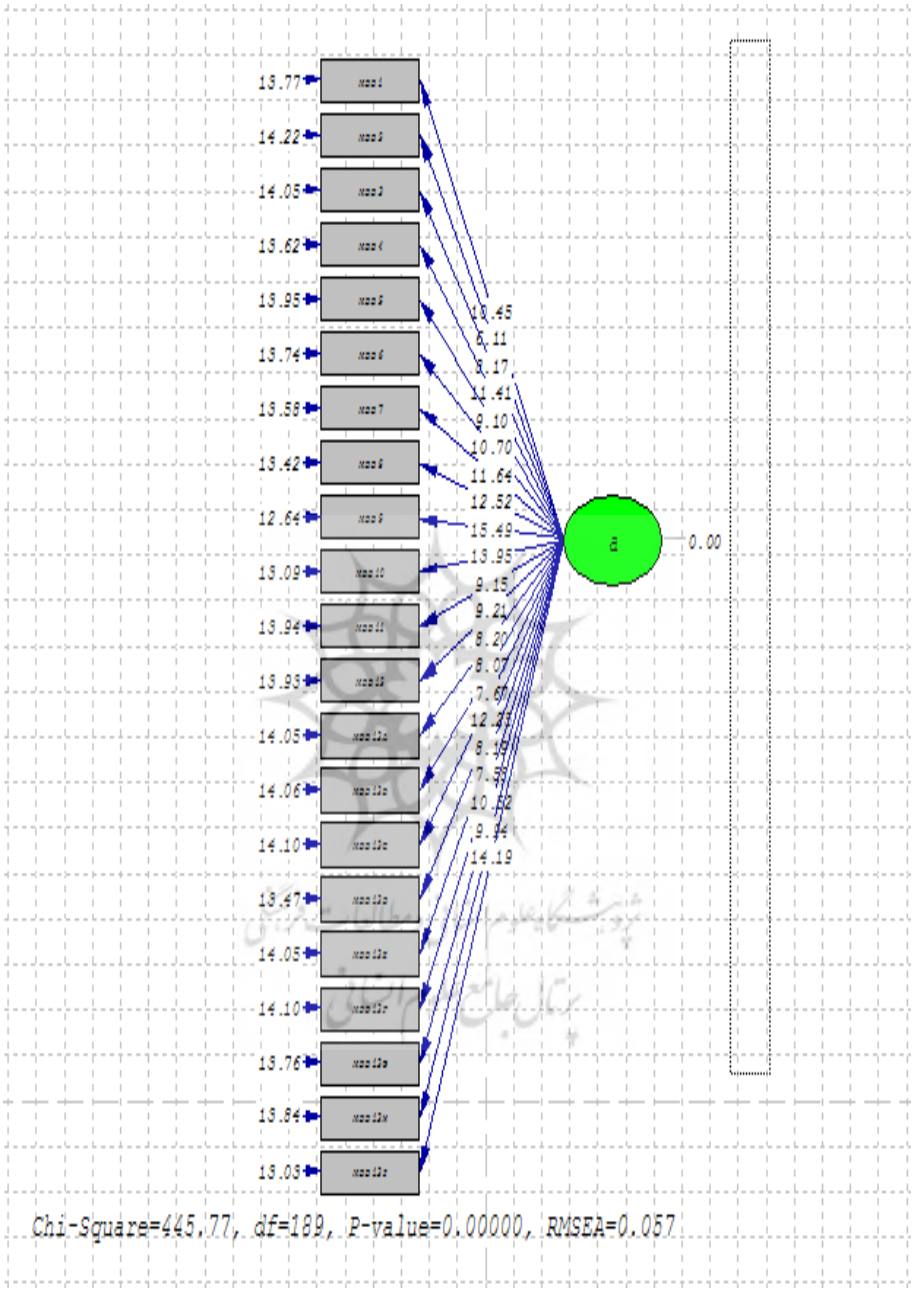


نمودار ۲: مدل اندازه‌گیری مقیاس CADS با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی در حالت تخمین استاندارد

مدل‌های اندازه‌گیری در حالت تخمین استاندارد میزان تأثیر هر کدام از متغیرها و یا گویه‌ها را در توضیح واریانس نمرات متغیر یا عامل اصلی نشان می‌دهد. با توجه به این شکل مشخص می‌شود که ماده‌های ۲ (۰/۹۰)، ۳ (۰/۸۳)، ۵ (۰/۸۰)، ۱۱ (۰/۸۰)، ۱۳الف (۰/۸۳)، ۱۳ب (۰/۸۴)، ۱۳پ (۰/۸۵)، ۱۳ث (۰/۸۳) و ۱۳ ج (۰/۸۶) بیش از باقی ماده‌های آزمون در تبیین عامل اصلی نقش دارند.

خروجی بعدی، قسمت معناداری ضرایب و پارامترهای بدست آمده مدل اندازه‌گیری مقیاس را نشان می‌دهد که تمامی ضرایب بدست آمده معنادار شده‌اند. زیرا مقدار آزمون معناداری تک تک آنها از عدد ۲ بزرگتر و از عدد ۲- کوچکتر است. معناداری این اعداد نشان دهنده معنادار بودن و تایید شدن مدل است. به عبارت دیگر، قرار گرفتن هر کدام از گویه‌ها در قالب هر کدام از عوامل سه گانه استخراج شده در مدل معنادار است (نمودار ۳).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۳: ضرایب معناداری t برای ضرایب مدل اندازه‌گیری ICT

همچنین چهار شاخص از شاخص‌های تحلیل برازش که عبارتند از شاخص مقایسه‌ای برازش (CFI) شاخص خی دو نیکویی برازش (GFI)[1](که حساس به حجم نمونه و انحراف از هنجار چند متغیری بسیار حساس است؛ جارزکوگ[2] و ساربوم[3]، ۲۰۰۲)، شاخص خی دوی آشیان (AGFI؛ خی دو تقسیم بر درجه آزادی) و شاخص ریشهٔ دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA) مورد بررسی قرار گرفتند (اُکانر[4] و همکاران، ۲۰۱۰؛ وانگ[5] و همکاران، ۲۰۱۰).

شاخص مقایسه‌ای برازش (CFI) به بررسی مغایرت بین داده‌ها و مدل فرض شده می‌پردازد. میزان CFI بین ۰ و ۱ متغیر بوده و میزان ۰/۹ به بالا به طور کلی نشانگر برازش مطلوب مدل است (گاتینگون، ۲۰۱۰). شاخص مقایه‌ای برازش (CFI) در پژوهش حاضر معاد ۰/۹۳ محاسبه شد که حاکی از مطلوبیت مدل و توان مورد قبول ابزار در سنجش سازه مورد نظر دارد. میزان از آن جایی که آزمون خی دو برازندگی را پیش‌بینی می‌کند و نه تفاوت را، آزمون خی دو باید معنادار باشد تا مطلوب باشد. در این آزمون هرچه نمونه بالاتر باشد، توان آزمون نیز بالاتر خواهد بود. در این پژوهش خی دو GFI ۴۴۵/۷۷ بدست آمد. به علاوه، بر اساس پژوهش‌های مرتبط با تحلیل عاملی تاییدی، اگر شاخص خی‌دوی آشیان (AGFI) کمتر از ۳ بدست آید، نشانگر برازش مطلوب است (هرینگتون[6]، ۲۰۰۹). بر این اساس، در این پژوهش این شاخص برابر با ۲/۳۶ است.

نیز بر اساس گزارش لوهین (۲۰۰۴)، RMSEA که از شاخص‌های مطلق به شمار می‌رود، چنانچه کوچکتر از ۰/۰۸ باشد برازندگی مطلوب، چنانچه بین ۰/۰۸ تا ۰/۱ باشد قابل قبول و بزرگتر از ۰/۱ بر برازندگی ضعیف دلالت دارد. تحلیل عاملی مقیاس در داده‌های حاضر نشانگر عدد ۰/۰۵۷ برای شاخص RMSEA است.

1. goodness of fit index (GFI)
2. Joreskog, K.
3. Sorbom, D.
4. O'Connor, M.
5. Wang, L.
6. Harrington, D.

۳. وضعیت افسردگی در دختران نوجوان

برای بررسی وضعیت افسردگی دختران نوجوان مقطع متوسطه، پس از محاسبهٔ نمرات کل هریک از آزمودنی‌ها، نمرات آنها براساس دستورالعمل مقیاس به ۵ دسته نمرهٔ استاندارد شامل۱= فقدان افسردگی (۰-۱)، ۲= افسردگی خفیف (۲-۷)، ۳= افسردگی متوسط (۸-۱۸)، ۴= افسردگی شدید (۱۹-۲۸) و ۵= افسردگی بسیار شدید (۲۹ با بالا) تبدیل شد (جان‌بزرگی، ۱۳۸۷؛ جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴). براساس این دسته‌بندی، در جدول ۵ وضعیت افسردگی دختران نوجوان براساس گروه سنی آنها تفکیک و ارائه شده‌است. همانگونه که در این جدول مشخص شده، ۳/۶٪ از شرکت‌کنندگان در پژوهش فاقد افسردگی، ۲۲/۵٪ دارای افسردگی خفیف، ۴۶/۸٪ دارای افسردگی متوسط، ۲۰/۴٪ دارای افسردگی شدید و ۶/۷٪ دارای افسردگی بسیار شدید هستند. بیشترین میزان فقدان افسردگی در گروه سنی ۱۴ سال با ۱۵/۴٪، بیشترین میزان افسردگی خفیف در گروه سنی ۱۹ سال با ۳۳/۳٪، بیشترین میزان افسردگی متوسط در گروه سنی ۱۹ سال با ۶۶/۷٪، بیشترین میزان افسردگی شدید در گروه سنی ۱۶ سال با ۲۵٪ و بیشترین میزان افسردگی بسیار شدید در گروه سنی ۱۵ سال با ۷/۹٪ مشاهده شده است. آزمون مجذور خی محاسبه شده برای بررسی تفاوت بین گروه‌های سنی از نظر توزیع طبقات افسردگی حاکی از عدم وجود تفاوت معنادار آماری بین طبقات توزیع است.

جدول۵: توزیع طبقات افسردگی در دختران نوجوان به تفکیک سن

سن		طبقات نمرات استاندارد شده				
		فقدان افسردگی	افسردگی خفیف	افسردگی متوسط	افسردگی شدید	افسردگی بسیار شدید	مجموع
۱۴	تعداد	۲	۱	۷	۲	۲	۱۳
	درصد در توزیع سنی	٪۱۵/۴	٪۷/۷	٪۵۳/۸	٪۱۵/۴	٪۷/۷	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۱۳/۳	٪۱/۱	٪۳/۶	٪۲/۴	٪۳/۶	٪۳/۱
۱۵	تعداد	۷	۴۵	۱۰۰	۳۵	۱۶	۲۰۳
	درصد در توزیع سنی	٪۳/۴	٪۲۲/۲	٪۴۹/۳	٪۱۷/۲	٪۷/۹	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۴۶/۷	٪۴۷/۹	٪۵۱/۳	٪۴۱/۲	٪۵۷/۱	٪۴۸/۷
۱۶	تعداد	۳	۳۱	۵۰	۳۰	۶	۱۲۰
	درصد در توزیع سنی	٪۲/۵	٪۲۵/۸	٪۴۱/۷	٪۲۵	٪۵	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۲۰	٪۳۳	٪۲۵/۶	٪۳۵/۳	٪۲۱/۴	٪۲۸/۸
۱۷	تعداد	۱	۱۴	۲۹	۱۵	۴	۶۳
	درصد در توزیع سنی	٪۱/۶	٪۲۲/۲	٪۴۶	٪۲۳/۸	٪۶/۳	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۶/۷	٪۱۴/۹	٪۱۴/۹	٪۱۷/۶	٪۱۴/۳	٪۱۵/۱
۱۸	تعداد	۲	۲	۷	۳	۱	۱۵
	درصد در توزیع سنی	٪۱۳/۳	٪۱۳/۳	٪۴۶/۷	٪۲۰	٪۶/۷	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۱۳/۳	٪۲/۱	٪۳/۶	٪۳/۵	٪۳/۶	٪۳/۶
۱۹	تعداد	۰	۱	۲	۰	۰	۳
	درصد در توزیع سنی	٪۰	٪۳۳/۳	٪۶۶/۷	٪۰	٪۰	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۰	٪۱/۱	٪۱	٪۰	٪۰	٪۰/۷
مجموع	تعداد	۱۵	۹۴	۱۹۵	۸۵	۲۸	۴۱۷
	درصد در توزیع سنی	۳/۶	٪۲۲/۵	٪۴۶/۸	٪۲۰/۴	٪۶/۷	٪۱۰۰
	درصد در توزیع شدت افسردگی	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰

در عین حال، با توجه به اهمیت تشخیص بالینی و برای داشتن ملاکی برای تفکیک

افراد سالم از افراد افسرده در شرایط بالینی و درمانی، تهیه‌کنندگان این مقیاس برای ملاک تشخیص افسردگی بر اساس دستورالعمل نمرهٔ ۹ را به عنوان نقطهٔ برش معرفی کرده و داشتن نمرهٔ بالاتر از ۹ را ملاک افسرده بودن آزمودنی دانسته‌اند (جان‌بزرگی، ۱۳۸۷؛ جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴). بر این اساس آزمودنی‌های شرکت کننده در پژوهش به دو دستهٔ افراد سالم (دارای نمرات کمتر از ۹) و افراد افسرده (دارای نمرات بیش از ۹) تفکیک شدند که نتایج این طبقه‌بندی در جدول ۶ به تفکیک گروه سنی ارائه شده است. با توجه به جدول ۷ مشخص می‌شود که در کل ۳۲/۹٪ از آزمودنی‌های پژوهش سالم و ۶۷/۱٪ از آنها دارای اختلال افسردگی از منظر بالینی هستند. در گروه سنی ۱۴ سال میزان سلامت ۲۳/۱٪ و میزان افسردگی ۷۶/۹٪، در گروه سنی ۱۵ سال میزان سلامت ۳۰٪ و میزان افسردگی ۷۰٪، در گروه سنی ۱۶ سال میزان سلامت ۳۸/۳٪ و ۶۱/۷٪، در گروه سنی ۱۷ سال ۳۴/۹٪ سالم و ۶۵/۱٪ افسرده، در گروه سنی ۱۸ سال ۲۶/۷٪ سالم و ۷۳/۳٪ افسرده و در گروه سنی ۱۹ سال ۳۳/۳٪ سالم و ۶۶/۷٪ افسرده هستند. آزمون مجذور خی محاسبه شده برای بررسی تفاوت بین گروه‌های سنی از نظر دسته‌بندی سلامت و افسردگی حاکی از عدم وجود تفاوت معنادار آماری بین طبقات توزیع است.

جدول۶: توزیع دسته‌بندی بالینی سالم و افسرده در دختران نوجوان به تفکیک سن

سن		دسته‌بندی		مجموع
		سالم	افسرده	
۱۴	تعداد	۳	۱۰	۱۳
	درصد در توزیع سنی	٪۲۳/۱	٪۷۶/۹	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۲/۲	٪۳/۶	٪۳/۱
۱۵	تعداد	۶۱	۱۴۲	۲۰۳
	درصد در توزیع سنی	٪۳۰	٪۷۰	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۴۴/۵	٪۵۰/۷	٪۴۸/۷
۱۶	تعداد	۴۶	۷۴	۱۲۰
	درصد در توزیع سنی	٪۳۸/۳	٪۶۱/۷	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۳۳/۶	٪۲۶/۴	٪۲۸/۸

	تعداد	۲۲	۴۱	۶۳
۱۷	درصد در توزیع سنی	٪۳۴/۹	٪۶۵/۱	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۱۶/۱	٪۱۴/۶	٪۱۵/۱
	تعداد	۴	۱۱	۱۵
۱۸	درصد در توزیع سنی	٪۲۶/۷	٪۷۳/۳	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۲/۹	٪۳/۹	٪۳/۶
	تعداد	۱	۲	۳
۱۹	درصد در توزیع سنی	٪۳۳/۳	٪۶۶/۷	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۰/۷	٪۰/۷	٪۰/۷
	تعداد	۱۳۷	۲۸۰	۴۱۷
مجموع	درصد در توزیع سنی	٪۳۲/۹	٪۶۷/۱	٪۱۰۰
	درصد در توزیع تفکیکی بالینی	٪۱۰۰	٪۱۰۰	٪۱۰۰

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی پایایی، اعتبار و ساخت عاملی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) بود. از آنجا که این مقیاس تنها مقیاس بومی و کاملاً منطبق با معیارهای تشخیصی بالینی افسردگی در کودکان و نوجوانان مدارس در مقاطع ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان است اعتبارسنجی و بررسی ساخت عاملی آن می‌تواند زمینهٔ استفاده از این مقیاس را هم پژوهش و تحقیقات آموزشی و انگیزش تحصیلی و هم در بررسی‌های غربالگری و سنجش بالینی و سلامت روان در کشور فراهم کند. در نظر گرفتن گسترهٔ داده‌ها و یافته‌ها و با توجه به دسته‌بندی یافته‌های پژوهش بر اساس سوالات پژوهشی، در این بخش به تبیین و تفسیر یافته‌ها در پرتو سوالات پژوهشی پرداخته می‌شود.

۱ـ آیا مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) پس از گذشت بیش از ۱۲ سال از ساخت از پایایی برخوردار است؟

در پژوهش حاضر پایایی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) با چند شیوه

بررسی شد. در ابتدا با استفاده از روش‌های بررسی همسانی درونی ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۸۷۱، دونیم‌سازی گاتمن ۰/۶۴۳ و دونیم‌سازی تصحیح شدهٔ اسپیرمن-براون ۰/۸۱۵ بدست آمدند که با در نظر گرفتن آلفای کرونباخ محاسبه شده برای این ابزار در پژوهش‌های گذشته، (۰/۶۱۶۸، جان‌بزرگی، ۱۳۷۸؛ ۰/۸۴۰۲، جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴) مشخص می‌شود این مقیاس همچنان از پایایی درونی بالایی برخوردار است. همبستگی درونی تمامی ماده‌های مقیاس با نمرهٔ کل بین ۰/۳۹۳ تا ۰/۷۴۴ و معنادار مثبت است که این امر نیز نشانگر توان بالای متوسط مقیاس در ثبات درونی است. در مرحلهٔ سوم ارزیابی پایایی، برای ارزیابی به روش بازآزمایی (N=۵۰) پس از سه هفته ضریب بازآزمایی ۰/۸۶۵ محاسبه شد. تمامی این موارد در مجموع نشانگر پایابی مطلوب و بالی این مقیاس بالینی هستند.

۲ـ وضعیت ساخت عاملی مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) به چه صورت است؟

پیش از اجرای تحلیل عاملی برای حصول اطمینان از این امر که حجم نمونه پژوهش برای انجام تحلیل کفایت می‌کند از آزمون کفایت نمونه‌برداری KMO و آزمون کرویت بارتلت استفاده شد. مقدار KMO در این پژوهش برای نمونهٔ دختران ۰/۸۹۷ و آزمون کرویت بارتلت ۱۳۲۸/۶۵۳ (p<۰/۰۰۰۱) بدست آمد که بیان کنندهٔ کفایت نمونه‌برداری در حد کاملاً مطلوب و توجیه‌پذیری اجرای تحلیل عاملی بر مبنای ماتریس‌های همبستگی بین ماده‌های مقیاس است.

برای بررسی ساخت عاملی این مقیاس از سه روش تحلیل عاملی اکتشافی شامل تحلیل عاملی مولفه‌های اصلی، تحلیل عاملی موازی و تحلیل عاملی به روش آزمون کمترین میانگین سهمی (MAP) سود جسته شد. هر سه روش تحلیل عاملی تاییدی نشانگر وجود تنها یک عامل و دسته‌بندی در سوالات CADS هستند و بیشترین بار عاملی مربوط به مادهٔ ۱۳ (۰/۷۶۵) و کمترین بار عاملی مربوط به مادهٔ ۲ (۰/۳۴۷) است که با توجه به واریانس توجیه‌پذیر تک عامل ۳۵/۰۳۸٪ نشانگر گزینش مطلوب ماده‌های

آزمون و هدف‌گیری درست سازهٔ نظری بوسیلهٔ ماده‌ها است.

در مرحلهٔ بعدی تحلیل عاملی، برای اطمینان از نتایج حاصل از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی با پیش‌فرض نظری وجود یک عامل به تحلیل عاملی به روش تاییدی پرداخته شد. با توجه به نتایج تحلیل عاملی تاییدی، نیز مشخص شد که الگوی تک‌عاملی در مقیاس مذکور مورد تایید است. در میان سه شاخص محاسبه شده برای تحلیل برازندگی، دو شاخص مهم خی دوی آشیان و RMSEA، برازش مناسب الگوی آزمون شده با داده‌ها را نشان می‌دهند. نتایج تحلیل عاملی تاییدی داده‌های این پژوهش نیز از ساختار تک عاملی مقیاس افسردگی در نمونه پژوهش حاضر حمایت می‌کند. نتایج پژوهش دلالت بر برازش مناسب و قابل قبول مدل تک بعدی مطرح شده توسط سازنده مقیاس دارد.

۳ـ میزان افسردگی در دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطهٔ شهر تهران به چه صورت است؟

پژوهش حاضر نشان داد که در کل افسردگی از سطح بالایی بر جامعهٔ دختران نوجوان محصل در مقطع متوسطهٔ شهر تهران وجود دارد (جدول‌های ۵ و ۶) و به گونه‌ای که ۶۷/۱٪ از این افراد در این ارزیابی مبتلا به افسردگی بالینی تشخیص داده‌اند (بر اساس ضوابط CADS) و این سطح بالا و نگران کننده‌ای از سرماخوردگی بیماری‌های روانی در همسران و مادران نسل آینده است.

نتایج پژوهش حاضر در این بخش با پاره‌ای از یافته‌های پژوهش‌های پیشین در تقابل است. در پژوهش‌های گوناگون در ایران نرخ شیوع افسردگی بر مبنای پرسشنامه‌های محقق ساخته، پرسشنامهٔ افسردگی بک و پرسشنامهٔ افسردگی کودکان کواکس (CDI) و با در نظر گرفتن یک نقطهٔ برش (که عمدتاً مبتنی بر نمونه‌های غیر ایرانی است) بین ۱۰٪ تا ۳۰٪ برآورد شده است (محمدی، برجعلی، اسکندری و دلاور، ۱۳۸۹؛ جان‌بزرگی و مستخدمین حسینی، ۱۳۸۴؛ منیرپور یزداندوست، عاطف‌وحید، دلاور و خوسفی،

۱۳۸۳؛ دهقانی، حکیمی، ۱۳۸۲؛ اعتصام و مودب،۱۳۸۱؛ شجاعی زاده و صافیایی، ۱۳۸۰؛ رضایی مصمم، ۱۳۷۹؛ فلاح و صیامی، ۱۳۷۵). به عنوان نمونه دهقانی و حکیمی (۱۳۸۲) در شهرستان یزد میزان شیوع افسردگی ۳۰٪ را برای دانش‌آموزان مقطع متوسطهٔ این شهر گزارش کردند. اعتصام و مودب (۱۳۸۱) در کلان‌شهر تهران گزارش کردند که ۲۸/۴٪ از دانش‌آموزان دچار اختلالات افسرده‌وار هستند. شجاعیانی و صافیانی در پژوهش خود میزان شیوع ۱۴٪ را برای افسردگی در میان دانش‌آموزان مقطع پیش‌دانشگاهی شهر کازرون گزارش کرده‌اند. در پژوهشی که به تازگی توسط محمدی و همکاران (۱۳۸۹) بر پسران نوجوان دانش‌آموز بندرعباس صورت گرفته است میزان شیوع ۱۵/۴٪ افسردگی بر اساس شاخص‌های مصاحبهٔ بالینی وی ضوابط تشخیصی DSM-IV-TR برآورد شده است. با توجه به این که در این پژوهش‌ها جامعه یا ترکیبی از دو جنس و یا صرفاً جنس مذکر بوده‌اند بنابراین درصد شیوع گزارش شده بسیار کمتر از میزان بدست آمده در پژوهش حاضر هستند. بر اساس یافته‌های بالینی و پژوهشی میزان شیوع افسردگی در جنس مونث از سنین نوجوانی به دو برابر جنس مذکر رسیده و در باقی عمر نیز به همین نسبت باقی می‌ماند. به همین دلیل نسبت بدست آمده در پژوهش حاضر دو برابر نسبت بدست آمده در پژوهش اعتصام و مودب (۱۳۸۱) در جامعهٔ مشابه در میان دو جنس است. اما با توجه به اینکه حتی ترکیب دو جنس نیز نمی‌تواند منجر به کاهش ۵۰٪ نسبت افسردگی در جامعهٔ مورد بررسی شود، می‌توان نتیجه گرفت که یا حساسیت ابزار پژوهشی حاضر بالاتر از ابزار پژوهش‌های پیشین است و یا نرخ شیوع افسردگی در سال‌های اخیر در بین دختران نوجوان تهرانی افزایش یافته است. با توجه به عدم انجام پژوهشی مقایسه‌ای بین میزان حساسیت CADS و سایر ابزارهای سنجش افسردگی، پژوهش‌های آتی در این زمینه لازم و ضروری به نظر می‌رسند.

با توجه به نتایج پژوهش حاضر مشخص می‌شود که مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) از قابلیت بالایی در تشخیص سازهٔ افسردگی برخوردار است و با اینکه بیش از ۱۰ سال از هنجاریابی اولیه آن می‌گذرد حساسیت کاملاً مطلوبی در زمینهٔ

تشخیص و غربالگری افسردگی دارد. بنابراین می‌توان با اطمینان بیان داشت که استفاده از این ابزار بومی جهت تشخیص، شناسایی و غربالگری اختلال افسردگی عمده در کودکان و نوجوانان قاطعیت اجرایی بالایی داشته و می‌توان در پژوهش‌های آتی با توجه به کوتاهی ابزار و نیز سادگی اجرا و نمره‌گذاری از آن به عنوان مقیاسی سودمند استفاده نمود. در مباحث درمانگری‌های شناختی-رفتاری متمرکز بر کودکان و نوجوانان نیز با توجه به پیوستاری بودن نمرات این ابزار و افتراق گروه‌های مختلف از نظر شدت اختلال می‌توان از این مقیاس به در ارزیابی‌های اولیه، مستمر و پیگیری درمان‌های بالینی انفرادی و گروهی سود برد.

از سوی دیگر، یافته‌های حاصل از پژوهش حاضر دالّ بر شیوع رگه‌های افسرده‌وار و اختلال افسردگی به صورت بالینی در سطح بالایی در بین دختران نوجوان در شهر تهران (۶۷/۱٪ دارای رگه‌ها و علایم کامل بالینی در مقابل ۳۲/۰٪ فاقد هرگونه علامت افسردگی، جدول ۵) است. فارغ از دلایل، زمینه‌ها و عوالمل موثر در بروز و شیوع اختلال افسردگی عمده در سنین نوجوانی و در بین گروه‌های جمعیتی مونث، این نرخ شیوع به نوعی زنگ هشدار را در متولیان امور بهداشت روانی در جامعه روشن می‌نماید و نمایانگر نیاز مبرم طرح‌ریزی و ارائهٔ خدمات مشاوره‌ای و روانشناختی هم به صورت فراگیر در سطح جامعه و هم به صورت انفرادی برای افراد است. به نظر می‌رسد در این زمینه وزارت آموزش و پرورش به عنوان متولی عمدهٔ امورات گروه سنی نوجوانان بتواند با بهره‌گیری از خدمات سازمان نظام روانشناسی و مشاوره جمهوری اسلامی ایران به برنامه‌ریزی موثر و مدونی جهت کاهش این مسئله نایل آید.

مولفان بر خود لازم می‌دانند از جناب آقای دکتر مسعود جان‌بزرگی سازندهٔ مقیاس افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS) بواسطهٔ موافقت ایشان در استفاده از این مقیاس در پژوهش حاضر و نیز در اختیار گذاشتن داده‌های پژوهش‌های پیشین خود سپاسگزاری نمایند. همچنین نگارندگان مراتب تشکر خود را نسبت به تمامی آزمودنی‌ها و شرکت

کنندگان در پژوهش و نیز والدین آنها اعلام می‌دارند.

منابع

- اعتصام، م.، و مودب، گ. (۱۳۸۱). بررسی شیوع علایم افسردگی و عوامل موثر بر آن در دانش‌آموزان مقطع متوسط در شهر تهران در سال تحصیلی ۷۹-۸۰ [رسالهٔ دکتری]. تهران: دانشگاه علوم پزشکی تهران.
- جان بزرگی، م. (۱۳۸۷). ***راهنمای آزمون افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS)***. تهران: موسسهٔ تحقیقاتی علوم رفتاری سینا (روان تجهیز).
- جان بزرگی، م، و مستخدمین حسینی، خ. (۱۳۸۴). بررسی شیوع افسردگی در دانش‌آموزان مدارس شهر تهران. ***پژوهنده***، ۱۰(۶)، ۳۷۹-۳۸۳.
- جان‌بزرگی، م. (۱۳۷۸). ساخت و سنجش اعتبار آزمون افسردگی کودکان و نوجوانان (CADS). تهران: مرکز مشاورهٔ طلیعه.
- دهقانی، م. و حکیمی، ح. (۱۳۸۲). بررسی شیوع افسردگی در دانش‌آموزان مدارس راهنمایی پسرانهٔ شهر یزد در سال تحصیلی ۸۰-۸۱ [رسالهٔ دکتری]. یزد: دانشگاه علوم پزشکی یزد.
- رضایی مصمم، ح. (۱۳۷۹). بررسی میزان شیوع افسردگی و عوامل موثر بر آن در دانش‌آموزان پسر دبیرستان‌های شهر همدان [پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد]. تهران: دانشگاه علوم پزشکی تهران.
- شجاعی‌زاده، د. و صافیایی، ح. ر. (۱۳۸۰). بررسی میزان شیوع افسردگی و عوامل موثر بر آن در دانش‌آموزان پسر مقطع پیش‌دانشگاهی شهرستان کازرون در سال تحصیلی ۱۳۷۹-۸۰. فصلنامهٔ توانبخشی، ۲(۶-۷)، ۲۹-۳۲.
- فلاح، الف. و صیامی، الف. (۱۳۷۵). بررسی میزان شیوع افسردگی در دانش‌آموزان دبیرستانه‌های شهر کرمان[رسالهٔ دکتری]. تهران» دانشگاه علوم پزشکی تهران.
- محمدی، ک. برجعلی، الف.، اسکندری، ح و دلاور،ع. (۱۳۸۹). کارایی بالینی پرسشنامهٔ افسردگی کودکان در تشخیص اختلال افسردگی کودکان و نوجوانان. مجلّ روانشناسی بالینی، ۵، ۲-۱۰.
- محمدی، ک.، برجعلی، الف.، اسکندری، ح.، و دلاور، ع. (۱۳۸۹). کارایی بالینی پرسشنامهٔ افسردگی کودکان دذ تشخیص اختلال افسردگی کودکان و نوجوانان. مجلهٔ روانشناسی بالینی، ۵، ۱-۸.
- منیرپور، ن.، یزدان‌دوست، ر.، عاطف‌وحید، م. ک.، دلاور، ع.، خوسفی، ه. (۱۳۸۳). ارتباط

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی با میزان سیوع افسردگی در دانش‌آموزان دبیرستانی شهرری، فصلنامهٔ رفاه اجتماعی، ۴(۱۴)، ۱۸۹-۲۰۴.

- Antypa, N., Van der Does, A. J. W., & Penninx, B. W. J. H. (2010). Cognitive reactivity: Investigation of a potentially treatable marker of suicide risk in depression. *Journal of Affective Disorders*, 1221, 46-52.
- Bagby, R. M., Ryder, A. G., Schuller, D. R., & Marshall, M. B. (2004) The Hamilton Depression Rating Scale: has the gold standard become a lead weight? *American Journal of Psychiatry*, 161, 2163-2177.
- Beck, A.T. (2008). The evolution of the cognitive model of depression and its neurobiological correlates. *American Journal of Psychiatry;* 165, 969 –977.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Journal of Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cheng, T. C. (2009). Factors related to adolescents' seeking help from social workers in mental health settings. *Children and Youth Services Review*, 31, 807-801.
- Dowlati, Y., Herrman, N., Swarfager, W., Liu, H., Sham, L., Reim E., & Lanctôt, K. L. (2010). A meta-analysis of cytokines in major depression. *Biological Psychiatry*, 67, 446-457.
- Glorfeld, L.W. (1995). An improvement on Horn's parallel analysis methodology for selecting the correct number of factors to retain. *Educational and Psychological Measurement*, 55, 377-393.
- Gatignon, H. (2010). *Confirmatory Factor Analysis in Statistical analysis of management data*. London, UK: Springer.
- GreenField, E. A., & Marks, N. F. (2010). Identifying experiences of physical and psychological violence in childhood that jeopardize mental health in adulthood. *Child abuse and Neglect*, 34, 161-171.
- Harman, H. H. (1976). *Modern Factor Analysis* (3rd Edition). Chicago, IL, USA: University of Chicago Press.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis.* New York, NY, USA: Oxford University Press.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, *32*, 179-185.
- Howren, M. B., Lamkin, D. M., & Suls, J. (2009). Associations of depression with C-reactive protein, IL-1, and IL-6: A meta-analysis. *Psychosomatic Medicine*; 71: 171–186.
- Joreskog, K., & Sorbom, D. (2002). *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chicago, IL. USA: Scientific Software International.
- Kaiser, H. F. (1970). A second-generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Liu, R. T., & Alloy, L. B. (2010). Stress generation in depression: A systematic review of the empirical literature and recommendations for future study. *Clinical Psychology Review*, 30, 583-593.
- O'Connor, M., Lasgaard, M., Shelvin, M., & Guldin, M. B. (2010). A confirmatory factor analysis of combined models of the Harvard Trauma Questionnaire and the Inventory of Complicated Grief-Revised: Are we measuring complicated grief or posttraumatic stress? *Journal of Anxiety Disorders*, 24, 672-679.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods,*

Instrumentation, and Computers, 32, 396-402.
- Ohayon, M.M. (2007). Epidemiology of depression and its treatment in the general population. *Journal of Psychiatric Research*; 41, 207–213.
- Reeve B. R., & Fayers, P. Applying item response theory modeling for evaluating questionnaire item and scale properties. In: Fayers P, Hays R, eds. *Assessing Quality of Life in Clinical Trials*. (2nd edition). New York, NY, USA: Oxford University Press; 2005:55-73.
- Revicki, D. A., Chen, W. H., Frank, L., Feltner, D., & Morlock, R. (2010). Depression Severity scales based on the HDRS and MADRS. *Health Outcomes Research in Medicine*, 1, e111-e122.
- Sadock, B. J., Sadock, V. A. (2008*). Kaplan and Sadock's concise textbook of clinical psychiatry* (3rd Edition). New York, NY, USA: Lippincott Williams & Wilkins.
- Sadock, B. J., Sadock, V. A., & Ruiz, P. (2009). *Kaplan and Sadock's Comprehensive Textbook of Psychiatry* (9th Edition). New York, NY, USA: Lippincott Williams & Wilkins.
- Seligman, M. E. P. (2011). *Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being*. USA: Free Press.
- Turner, N. E. (1998). The effect of common variance and structure pattern on random data eigenvalues: Implications for the accuracy of parallel analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 58, 541-568.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327.
- Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. Pp. 41-71 in R. D. Goffin and E. Helmes, eds., *Problems and solutions in human assessment*. Boston, USA: Kluwer.
- Wang, L., Li, Z., Shi, Z., Zhang, Y., & Shen, J. (2010). Factor Structure of acute stress disorder symptoms in Chinese earthquake victims: A confirmatory factor analysis of acute stress disorder scale. *Personality and Individual Differences*, 48, 798-802.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی