

بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه حالت - صفت بیان خشم کودک و نوجوان (STAXI-2 C/A) در جمعیت ایرانی

لیلا حیدری نسب^۱

اعظم برآبادی^۲

مریم مقدسین^۳

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۳/۲۳

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۵/۱۳

چکیده

هدف اساسی پژوهش حاضر بررسی ساختار عاملی پرسشنامه صفت- حالت و بیان خشم کودکان و نوجوانان (STAXI-2 C/A) است. این پرسشنامه بر روی دانش آموزان ۱۲ تا ۱۷ ساله ایرانی مورد مطالعه قرار گرفته است. پس از این که پرسشنامه به زبان فارسی ترجمه شد، برای اطمینان از صحت ترجمه آن، دوباره به زبان اصلی برگردانده شد. پس از اطمینان و تأیید ترجمه، این پرسشنامه بر روی ۵۵۶ دانش آموز دختر و پسر راهنمایی و دبیرستان شهر تهران اجرا گردید. نتایج این مطالعه ۷ عامل را در بین کودکان و نوجوانان مورد تأیید قرار داد: این عوامل عبارت‌اند از: احساس خشم، بیان کلامی و جسمی خشم، خوی خشمناک، واکنش خشمناک، بیان خشم به سمت بیرون، بیان خشم به سمت درون و کنترل خشم. در مجموع نتایج مطالعه حاضر شواهدی بر صحت روایی سازه پرسشنامه صفت- حالت و بیان خشم (STAXI-2 C/A) در کودکان و نوجوانان ایرانی فراهم آورده است.

واژگان کلیدی: تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی، صفت - حالت خشم، شیوه

بیان خشم، کودک و نوجوان.

۱. استادیار گروه روانشناسی بالینی، دانشگاه شاهد.

۲. کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، دانشگاه علوم پزشکی سبزواری، معاونت پژوهشی دانشگاه، واحد تحقیقات بالینی.

۳. استادیار گروه روانشناسی بالینی، دانشگاه خوارزمی (نویسنده مسئول) mmoghadasin@yahoo.com

مقدمه

خشم یکی از شایع‌ترین هیجان‌هایی است که تجربه می‌شود (آوریل^۱، ۱۹۸۲). اگرچه در مورد خشم بیشتر از سایر هیجان‌ها بحث می‌شود، ولی به نظر می‌رسد که کمتر از همه مورد مطالعه قرار گرفته است (برنر^۲، ۲۰۰۹). خشم به خودی خود یک هیجان کارکردی است و می‌تواند منابع روان‌شناختی را برای واکنش مناسب انسان نسبت به خطر آماده سازد. کنش خشم، بروز پرخاشگری برای مواجهه با تهدید احتمالی است، بنابراین، دارای ارزش انطباقی است. خشم به‌عنوان نشانگانی از احساسات، شناخت‌ها و واکنش‌های فیزیولوژیک نسبتاً مشخصی که با میل به آسیب زدن به هدفی همراه است، تعریف شده است (برکویتز و هارمون جونز^۳، ۲۰۰۴). علی‌رغم اهمیت کنش انطباقی خشم برای بقاء ارگانیسم، بروز نابهنگام خشم موجب بروز مشکلات متعدد بین شخصی و اجتماعی و آمادگی برای ابتلا به برخی از بیماری‌های جسمی و روانی می‌شود. رابطه خشم با خصومت (داویدسون و همکاران^۴، ۲۰۰۰)، ناسازگاری فردی (دیفنباچر و همکاران^۵، ۱۹۹۶)، اوتیسم (ماتسون و همکاران^۶، ۲۰۰۵)، افسردگی (گودوین^۷، ۲۰۰۶؛ جاکوبسن و همکاران^۸، ۱۹۸۳) و اسکیزوفرنی (هاروی و همکاران^۹، ۱۹۹۷) تأیید شده است. همچنین، خشم در کودک و نوجوان با پیامدهای منفی سلامت جسمی شامل فشارخون بالا، علائم روان‌تنی (هاگلند و همکاران^{۱۰}، ۱۹۹۴)، بیماری‌های قلبی (هاربرگ و همکاران^{۱۱}، ۲۰۰۳)، آسم (فریدمن و همکاران^{۱۲}، ۱۹۸۷) و سرطان (توماس و همکاران^{۱۳}، ۲۰۰۰) همراه است.

1. Avril
2. Bruner
3. Berkowitz, Harmon-Jones
4. Davidson & et al.
5. Deffenbacher & et al.
6. Matson & et al.
7. Goodwin
8. Jacobsen & et al.
9. Harvey & et al.
10. Hagglund & et al.
11. Hurburg & et al.
12. Friedman & et al.
13. Thomas & et al.

در سطح مدرسه نیز ابراز خشم منجر به رفتارهای کلاسی مختل (آیزنبرگ و همکاران^۱، ۱۹۹۹؛ واش بوچس و همکاران^۲، ۱۹۹۸)، طرد از سوی همسالان (دوقرتی^۳، ۲۰۰۶)، عدم موفقیت علمی و فرار از مدرسه (کوکو^۴، ۲۰۰۶؛ ویتارو^۵، ۲۰۰۵) و بزهکاری (دودجی و همکاران^۶، ۲۰۰۳؛ کورنل و همکاران^۷، ۱۹۹۹) می‌گردد.

از نظر تحولی، ظهور و بروز کلامی خشم در حدود سن ۳ سالگی تحقق می‌یابد. اما با این وجود، امکان ارزیابی خشم از طریق روش‌های خودسنجی تا ۷ سالگی میسر نمی‌باشد (دل باریو^۸، ۲۰۰۲). طبق نظر محققان بعضی از ویژگی‌هایی که در سال‌های اولیه کودکی تحول یافته و ظاهر می‌شوند، تمایل به پایداری و ثبات در طول زندگی دارند (اشپیلبرگر، ۱۹۹۶). محققان دریافته‌اند ثبات در ویژگی خشم در دانش‌آموزان پایه تحصیلی بالاتر به مراتب بیشتر از دانش‌آموزان پایه تحصیلی پایین‌تر می‌باشد و کودکان کم‌سن‌تر بیشتر از کودکان بزرگ‌تر خشم خود را بیان می‌کنند (دنهام^۹، ۲۰۰۲؛ شپمن و همکاران^{۱۰}، ۲۰۰۳). ارزیابی خشم از طریق پرسشنامه خودسنجی^{۱۱} یکی از روش‌های ارزیابی خشم است که اطلاعات زیادی را فراهم می‌کند؛ و در حالی که امکان مقایسه گروهی را با توجه به ارزیابی‌های همسالان فراهم می‌کند و در تشخیص اختلالات رفتاری و بالینی آنان نیز مؤثر است. ارزیابی خشم کودک و نوجوان با استفاده از ابزارهای خودسنجی اولین بار با معرفی مقیاس بیان خشم مربوط به بیماری‌های کودک^{۱۲} (PAES) آغاز شد (جاکوب و همکاران^{۱۳}، ۱۹۸۹). به دنبال آن پرسشنامه‌های متعددی در رابطه با خشم کودک و نوجوان منتشر شد، یکی از این‌ها، نسخه دوم پرسشنامه صفت-حالت بیان خشم ویژه کودکان و

1. Esenberg & et al
2. Wasch busch & et al
3. Doughert
4. Kokko
5. Vitaro
6. Dodji
7. Cornell
8. Del Barrio
9. Denham
10. Shipman
11. Self-report
12. Pediatric Anger Expression Scale
13. Jacobs & et al

نوجوانان^۱ (STAXI-2 C/A) است. این پرسشنامه از (STAXI-2) اقتباس شده است که توسط اشپیلبرگر (۱۹۹۹، ۱۹۸۸) برای اندازه‌گیری خشم در بزرگسالان طراحی شده است. ساختار مفهومی STAXI-2C/A به‌طور زیادی شبیه (STAXI-2 و STAXI) است. مقیاس خشم کودک STAXI-2 C/A امکان ارزیابی از تجربه، بیان و کنترل خشم در کودکان و نوجوانان را فراهم می‌کند. به‌علاوه این مقیاس به‌عنوان یک روش ارزیابی بسیار دقیق از عناصر خشم هم برای کودکان و نوجوانان بهنجار و هم کودکان و نوجوانانی است که کانون توجه بالینی هستند. پرسشنامه (STAXI-2 C/A) در تحقیقاتی نیز مورد استفاده قرار گرفته است. به‌عنوان نمونه در مطالعه‌ای که به بررسی عوامل شناختی مؤثر بر پرخاشگری در نوجوانان بزهکار پرداخته بود، از این ابزار استفاده شده بود (اسمیت؛ ۲۰۱۲). همچنین پاترسون و همکارانش (۲۰۱۱)، با استفاده از این ابزار به بررسی برنامه مدیریت خشم بر روی نوجوانان آفریقایی آمریکایی پرداختند. علاوه بر این پرسشنامه، دو ابزار دیگری نیز جهت سنجش خشم کودکان و نوجوانان وجود دارد که هر دو بر اساس مدل صفت-حالت، بیان خشم اشپیلبرگر ساخته شده‌اند و ساختار عاملی آن‌ها شباهت زیادی به (STAXI-2 C/A) دارد. یکی از آن‌ها مربوط به دل‌باریو و همکارانش (۲۰۰۴) در اسپانیا است، آن‌ها بر روی ۲۱۹۱ آزمودنی، (میانگین سنی، ۱۲/۸۹ و انحراف استاندارد، ۲/۰۹) برای ساخت مقیاس خشم کودک و نوجوان مطالعه کردند، حاصل مطالعه آن‌ها پرسشنامه‌ای با ۴۵ عبارت بوده است. این پرسشنامه منطبق بر STAXI بزرگسالان است و شامل ۱۲ عبارت در بخش اول (حالت خشم)، ۹ عبارت در بخش دوم (صفت خشم) و ۲۴ عبارت در بخش سوم (بیان و کنترل خشم) می‌باشد. ضرایب اعتبار کرونباخ مقیاس‌ها و زیر مقیاس‌ها از ۰/۸۱ تا ۰/۵۳ گزارش شده است. به‌جز بیان خشم به سمت بیرون که ۰/۴۵ است. اعتبار آزمون باز آزمون آن با فاصله ۱۲ روزه بر روی ۶۷ آزمودنی انجام شده است. همبستگی پیرسون به‌دست آمده به‌جز مقیاس حالت خشم و احساس خشم برای همه مقیاس‌ها معنی‌دار بوده است (میگوئیل - توبال، ۲۰۰۱). ابزار دوم مربوط به رائل و همکارانش (۲۰۱۲) در مکزیک می‌باشد. آن‌ها به ساخت و بررسی مقیاسی منطبق بر نسخه

1. State-Trait anger expression inventory-2 child and adolescent

اسپانیایی مقیاس خشم کودک و نوجوان پرداختند. در طی تحلیل عاملی انجام شده بر روی ۵۹۲ کودک پایه ۴،۵ و ۶ ابتدایی، ۴ مقیاس استخراج شد که ۶ سؤال حالت خشم، ۵ سؤال صفت خشم (خوی خشمناک)، ۷ سؤال بیان خشم به سمت بیرون و ۱۲ سؤال کنترل خشم را ارزیابی می‌کند. ضرایب آلفای کرونباخ برای هر مقیاس به ترتیب عبارت از ۰/۷۶، ۰/۷۶، ۰/۷۳ و ۰/۸۸ می‌باشد. کنترل خشم با سایر مقیاس‌ها همبستگی منفی داشت؛ اما سایر مقیاس‌ها با هم‌دیگر همبستگی مثبت داشتند. در این مطالعه، محققان موفق نشدند سؤالات مربوط به بیان خشم به سمت درون و واکنش خشمناک را بسنجند.

هدف پژوهش حاضر بررسی مدل ساختاری (STAXI-2 C/A) در جمعیت ایرانی می‌باشد. در مدل‌های ساختاری همواره دو سؤال اساسی مطرح است؛ ۱- آیا شاخص‌ها یا معرف‌های به کاررفته در مدل همان چیزی را اندازه می‌گیرد که مدنظر محقق است؟ این سؤال روایی متغیرهای آشکار (قابل مشاهده یا تجربی) را ارزیابی می‌کند. ۲- متغیرهای آشکار با چه دقتی متغیر نهفته (غیر قابل مشاهده یا نظری) مورد نظر را اندازه‌گیری می‌کنند. این سؤال اعتبار متغیرهای آشکار یا عباراتی را که محقق برای سنجش متغیر نهفته انتخاب کرده است را ارزیابی می‌کند. تحلیل ساختار کواریانس، یک روش آماری چند متغیری است که تحلیل عاملی تأییدی را برای تحلیل روابط فرضی بین متغیرهای نهفته که به وسیله متغیرهای آشکار اندازه‌گیری شده‌اند، به کار می‌گیرد. یک مدل ساختاری کواریانس در واقع ترکیبی از دو زیر مدل است. یک بخش از آن مدل اندازه‌گیری است که نشان می‌دهد که هر متغیر نهفته چگونه به وسیله شاخص‌های قابل مشاهده اندازه‌گیری و عملیاتی شده‌اند. بخش دیگر آن مدل ساختاری است که به توضیح روابط بین متغیرهای نهفته می‌پردازد (لانگ^۱، ۱۹۸۳). تحلیل ساختاری کواریانس ذاتاً یک روش تأییدی است که تلاش می‌کند تا تأیید کند که درخصوص روابط فرضی بین متغیرهای نهفته و همچنین بین متغیرهای نهفته و آشکار با داده‌های تجربی در دسترس تناقضی وجود ندارد (لانگ^۱، ۱۹۸۳).

1. Long

روش پژوهش

روش این تحقیق از نوع رابطه‌ای (همبستگی) می‌باشد، زیرا هدف این پژوهش طراحی و تبیین مدل می‌باشد. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه دانش‌آموزان راهنمایی و دبیرستانی شهر تهران بوده که در سال تحصیلی ۱۳۹۰-۱۳۸۹ در مراکز آموزشی مناطق ۱۸، ۹، ۶، ۴ و ۳ مشغول به تحصیل بوده‌اند. طبق توصیه تپاچینک و فیدل (۲۰۰۱) به ازای هر عبارت حداقل ۱۰ آزمودنی در تحلیل عاملی باید وجود داشته باشد. پرسشنامه «صفت-حالت-بیان خشم» در کودکان و نوجوان دارای ۳۵ عبارت است. برای تعیین حجم نمونه لازم جهت تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی، ۵۵۶ نفر شامل ۲۹۰ پسر (۵۲/۲) و ۲۶۶ دختر (۴۷/۸) با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند.

ابزار گردآوری داده‌ها

در این پژوهش از نسخه فارسی STAXI-2 C/A (برنر، ۲۰۰۹) استفاده شده است. این ابزار امکان ارزیابی تجربه، بیان و کنترل خشم را در کودکان و نوجوانان فراهم می‌کند. این پرسشنامه دارای ۳۵ عبارت با ۵ مقیاس و ۴ خرده مقیاس است. مقیاس‌های آن عبارت‌اند از: حالت خشم (۱۰ عبارت)، صفت خشم (۱۰ عبارت)، بیان خشم به طرف بیرون (۵ عبارت)، بیان خشم به طرف درون (۵ عبارت) و کنترل خشم (۵ عبارت). مقیاس حالت خشم دارای ۲ خرده مقیاس احساس خشم و احساس تمایل به بیان کلامی و جسمی خشم است که هر کدام شامل ۵ عبارت است. مقیاس صفت خشم نیز دارای ۲ خرده مقیاس خوی خشمناک و واکنش خشمناک است که هر کدام ۵ عبارت دارد. این ابزار دارای سه بخش است: بخش اول حالت خشم، بخش دوم صفت خشم و بخش سوم بیان و کنترل خشم. هر بخش دستورالعمل مستقلی دارد، بنابراین هر بخش مجزا از بخش دیگر است. برنر و همکارانش (۲۰۰۹) ضریب آلفای کرونباخ برای کل جمعیت بهنجار را در مقیاس حالت خشم ۰/۸۷، صفت خشم ۰/۸۰، خشم به سمت بیرون ۰/۷۰، خشم به سمت درون ۰/۷۱ و کنترل خشم ۰/۷۹ گزارش کردند. ضریب آلفای کرونباخ در یک نمونه بالینی از نوجوانان دختر و پسر با اختلالات رفتاری، نیز مورد مطالعه قرار گرفت. علی‌رغم این که حجم نمونه بالینی پایین

بود، ولی ضریب آلفای کرونباخ برای صفت خشم و حالت خشم از ۰/۹۴ تا ۰/۸۸ به دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ به دست آمده برای گروه بالینی در مقیاس حالت خشم ۰/۹۴، صفت خشم ۰/۸۸، خشم به سمت بیرون ۰/۸۴، خشم به سمت درون ۰/۷۴ و کنترل خشم ۰/۸۹ گزارش شد. نتایج نشان می‌دهد که این ابزار دارای اعتبار مطلوبی است.

یافته‌های پژوهش

۱- ویژگی‌های جمعیت شناختی

میانگین (انحراف معیار) سن دانش‌آموزان پسر و دختر شرکت‌کننده در این مطالعه به ترتیب برابر با (۱/۷۴) ۱۴/۵۹ سال و (۱/۷۰) ۱۴ سال بود. ۲۹۰ نفر (۵۲/۲) از افراد نمونه را پسر و ۲۶۶ نفر (۴۷/۸) از افراد نمونه را دختر تشکیل می‌دهد.

۲- روایی سازه^۱

روایی سازه مقیاس‌های حالت خشم، صفت خشم و شیوه بیان و کنترل خشم به دو روش مورد واریس قرار گرفت: (۱) با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی (۲) با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی (با استفاده از نرم‌افزار LISREL-۷.۸). از آنجا که سه بخش پرسشنامه از یکدیگر مستقل هستند، تحلیل عوامل هر بخش به صورت جداگانه انجام می‌گیرد. به منظور بررسی روایی پرسشنامه از روش (cross-validation) استفاده شد، به طوری که بر روی نیمی از افراد نمونه تحلیل عاملی اکتشافی صورت گرفت، از آنجا که عوامل به دست آمده در نمونه ایرانی، مشابه نمونه آمریکایی بود، برای اطمینان از تأیید ساختار عاملی پرسشنامه، بر روی نیمی دیگر از افراد مورد مطالعه تحلیل عاملی تأییدی صورت گرفت. هدف از این روش این بود که آیا عوامل کشف شده در نیمی از نمونه، در نیمی دیگر مورد تأیید قرار می‌گیرد؟ این روش روایی نتایج به دست آمده از تحلیل عاملی را افزایش می‌دهد.

ساختار عاملی STAXI-2 C/A در جمعیت دانش‌آموزان ایرانی: تحلیل عاملی

اکتشافی و تأییدی

در تحلیل عاملی اکتشافی، جهت استخراج عوامل^۱ عبارات STAXI-2 C/A از روش تحلیل عاملی محورها^۲ اصلی استفاده شد. چرخش مناسب با توجه به توصیه تباچنیک و

1. Construct validity

فیدل، (۱۹۹۶) یک چرخش مایل (ابلیمین مستقیم) است؛ زیرا مشاهده ضرایب همبستگی بین عامل‌ها نشان داد که تمام ضرایب همبستگی بالاتر از $0/50$ است. به علاوه، بر اساس توصیه فابریگار، و گنر، مک کالوم و استراهان^۳، (۱۹۹۹)، مناسب‌ترین روش چرخش که برای تحلیل عاملی اکتشافی این گونه داده‌ها انتخاب می‌شود، روش چرخش متمایل است. همچنین از ملاک ارزش ویژه ۱ و بزرگ‌تر از آن (گاتمن^۴، ۱۹۵۴؛ کیزر^۵، ۱۹۶۱) و نیز از نمودار اسکری (کتل^۶، ۱۹۶۶) برای استخراج عوامل استفاده شد. در تحلیل عاملی، عبارات دارای بار عاملی $0/30$ و بالاتر برای گزارش انتخاب شدند.

علاوه بر تحلیل عاملی اکتشافی، برای تأیید تئوری برنر، تحلیل عاملی تأییدی نیز، روی داده‌ها انجام گرفت. این مدل بر اساس همان عوامل اولیه‌ای که در جمعیت آمریکایی به دست آمده بود، طراحی شد. تحلیل عاملی تأییدی بر روی ماتریس واریانس-کوواریانس انجام گرفت. روش مورد استفاده برای برآورد برای هر سه بخش، حالت خشم، صفت خشم و شیوه بیان خشم با روش حداقل مجذورات بی‌وزن ULS برآورد شده است. به منظور رسیدن به تشخیص مدل، ضرایب رگرسیون جملات خطا روی متغیرهای درونی با ۱ ثابت شدند (مک کالوم و همکاران، ۱۹۹۶). نتایج به دست آمده از ۵۵۶ دانش‌آموز با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی لیزرل مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آن در دیاگرام ۱، ۲ و ۳ و جداول ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ ارائه شده است. ضرایب $\gamma\lambda$ نشان می‌دهد که با هر واحد تغییر در متغیر نهفته در صورتی که سایر متغیرهای نهفته ثابت فرض شوند چه میزان تغییر در متغیر آشکار Y ایجاد می‌شود. این برآوردها استاندارد نشده هستند و شبیه ضرایب رگرسیون در تحلیل رگرسیون می‌باشند و بر اساس واحد اندازه‌گیری متغیرها انجام می‌گیرند. خطای استاندارد که در داخل پرانتز قرار دارد، نشان می‌دهد که مقدار پارامتر با چه دقتی برآورد می‌شود. مقادیر t، معناداری برآوردها را نشان می‌دهد. مجذور

1. Factor extraction
2. Principle axis factoring
3. Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan
4. Guttman
5. Kaiser
6. Cattell

همبستگی چندگانه (R2) برای بخش معادلات اندازه‌گیری، نشان می‌دهد که چه مقدار واریانس متغیرهای آشکار توسط مدل تبیین می‌شود. این مقادیر شبیه R2 در تحلیل رگرسیون است و نشان می‌دهد که چه میزان از تغییرات متغیرهای وابسته (سؤال‌ها) به وسیله مقیاس‌ها و خرده مقیاس‌ها تبیین می‌شود. سؤال‌های اول هر خرده مقیاس با ثابت کردن برآورد پارامتر آن به عنوان پارامتر مرجع شناخته می‌شود و اولین شاخص هر متغیر درونی برابر با ۱ است. رابطه بین متغیر نهفته بیرونی و درونی گاما می‌باشد. خطای ساختاری یا زتا (ζ) مقدار خطای متغیر نهفته درونی است که توسط متغیرهای نهفته بیرونی تبیین نمی‌شود. مجذور همبستگی چندگانه (R2) برای بخش معادلات ساختاری نشان می‌دهد که چه مقدار واریانس متغیرهای نهفته درونی توسط مدل تبیین می‌شود. این مقادیر شبیه R2 در تحلیل رگرسیون است و نشان می‌دهد که چه میزان از تغییرات متغیرهای وابسته (خرده مقیاس‌ها) به وسیله متغیر مستقل تبیین می‌شود. همان‌طور که نتایج جداول نشان می‌دهد، تمام برآوردها معنادار می‌باشند؛ که این معناداری دقت و روایی پارامترها را نشان می‌دهد. مقادیر مجذور همبستگی چندگانه (R2) تمام متغیرها نیز معنادار می‌باشد. نتایج به صورت مجزا برای سه قسمت پرسشنامه STAXI-2 C/A در زیر ارائه می‌شود.

در اینجا به منظور پرهیز از تکرار، شاخص‌های نیکویی برازش قبل از ارائه جداول آماری ارائه می‌شود: χ^2 (مجذور خی)، d.f. (درجه آزادی)، SRMR (ریشه میانگین استاندارد شده مجذور باقی مانده‌ها) است. همچنین، مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ شاخص‌های روبرو برازش قابل قبول مدل را نشان می‌دهد: این شاخص‌ها عبارت‌اند از: GFI (شاخص نیکویی برازش)، AGFI (شاخص نیکویی برازش اصلاح شده)، IFI (شاخص برازش فزاینده)، NFI (شاخص برازش هنجار شده)، CFI (شاخص برازش نسبی). مقادیر RMSEA کوچک‌تر ۰/۰۵ حاکی از برازش قابل قبول مدل، بین ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ نشان‌دهنده برازش تقریباً خوب، بین ۰/۰۸ تا ۰/۱ نشان‌دهنده برازش متوسط و بزرگ‌تر از ۰/۱ حاکی

از برازش ضعیف مدل است. شاخص ECVI، شاخص روایی درونی مورد انتظار است، که هرچه این مقدار به صفر نزدیک‌تر شود برازش مدل بهتر است (براون و کادک، ۱۹۹۳).

تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی مقیاس‌ها و خرده مقیاس‌های حالت خشم

نتایج به‌دست آمده از بخش اول پرسشنامه C/A (STAXI-2 حالت خشم) بر روی ۵۵۶ دانش‌آموز، با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحلیل در جدول ۱ ارائه شده است. دو عامل از بخش اول پرسشنامه استخراج شده است. این دو عامل در مجموع ۵۲ درصد واریانس مشترک را تبیین می‌کنند. آزمون کفایت نمونه‌گیری کیزر میراکلین^۲ (KMO) در کل نمونه، ۰/۸۲ است که مقدار رضایت‌بخش به شمار می‌آید. آزمون کرویت بارتلت^۳ مقدار کای اسکوئر را برای کل نمونه، برابر با ۱۶۷۹/۷۳ نشان می‌دهد، این مقادیر با درجه آزادی ۴۵ در سطح $P < ۰/۰۰۰۱$ معنی‌دار است.

همان‌طور که در جدول ۱ دیده می‌شود، تحلیل عاملی، دو عامل یا خرده مقیاس را استخراج کرد که با نتایج تحلیل عاملی برنر (۲ عامل یا خرده مقیاس) یکسان است. عامل اول از ۵ عبارت بیان کلامی و جسمانی خشم تشکیل شده است (عبارات ۱، ۲، ۳، ۸ و ۱۰). عامل دوم از ۵ عبارت احساس خشم تشکیل شده است (عبارات ۴، ۵، ۶، ۷ و ۹). به‌استثنا عبارت ۴ و ۱۰ در هیچ عبارتی بارهای ثانویه در هر دو عامل به‌دست نیامد. عبارات هر دو عامل، بارهای عاملی بالا روی عوامل مربوطشان دارند. از آنجا که از چرخش ابلیمین در استخراج عوامل استفاده شد، بنابراین، فرض بر این است که دو عامل (خرده مقیاس) به هم وابسته هستند (جدول ۱).

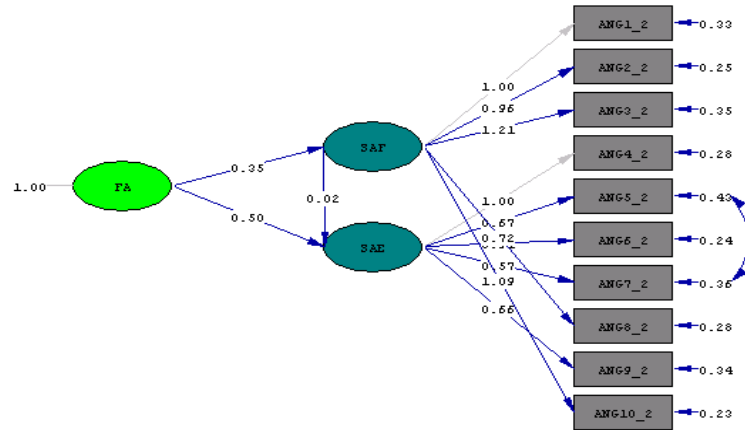
یک تحلیل عاملی تأییدی برای آزمون میزان برازش داده‌ها به‌دست آمده از جمعیت ایرانی با مدل اولیه برنر روی عبارات بخش اول پرسشنامه انجام گرفت. مدل برنر از یک متغیر نهفته بیرونی به نام حالت خشم (متغیر کسای^۱)، دو عامل یا خرده مقیاس (متغیر نهفته درونی η) احساس خشم، بیان کلامی خشم و بیان جسمانی خشم و ۱۰ متغیر آشکار که (عبارات ۱، ۲، ۳، ۸ و ۱۰) روی عامل نهفته احساس خشم، (عبارات ۴، ۵، ۶، ۷ و ۹)

1. Browne&Cudeck
2. Kaiser – Meyer Olkin(KMO)
3. Bartlett test of Sphericity

روی بیان کلامی و جسمانی خشم بار می‌شوند، تشکیل شده است (جدول ۲ و ۳). شاخص‌های برازش نشان داد که داده‌ها برازش خوبی با مدل برنر دارند. همان‌گونه که در جدول ۴ دیده می‌شود، شاخص‌های برازش برای مدل طراحی شده از مقادیر قابل قبولی برخوردار است (براون و کادک، ۱۹۹۳).

جدول ۱. نتایج تحلیل عاملی با چرخش ابلیمین قسمت اول پرسشنامه STAXI-2 C/A (حالت خشم) در (n = ۵۵۶)

کل نمونه		همین الان احساس می‌کنم.....
عامل ۲	عامل ۱	
	.۹۱	۵- دوست دارم کسی را کتک بزنم.
	.۸۷	۷- دوست دارم کسی را با لگد بزنم.
	.۶۰	۶- دوست دارم داد بزنم.
	.۵۸	۹- دوست دارم چیزی را پرت کنم.
.۳۱	.۵۶	۴- دلم می‌خواهد با صدای بلند فریاد بزنم.
.۰/۷۹		۱- دلخور هستم.
.۰/۶۶		۳- کلافه هستم.
.۰/۶۴		۲- خشمگین هستم.
.۰/۶۳		۸- بدخلق هستم.
.۰/۴۲	.۳۴	۱۰- دیوانه شده‌ام.
۱/۲۸	۳/۹۲	ارزش ویژه (Eigenvalues)
%۱۲/۸۲	%۳۹/۲۲	درصد واریانس تبیین شده
	%۵۲	واریانس کل تبیین شده توسط تحلیل عاملی



Chi-Square=81.28, df=31, P-value=0.00000, RMSEA=0.054

دیاگرام ۱. دیاگرام مسیر تحلیل عاملی تأییدی با یک متغیر نهفته بیرونی (حالت خشم) و سه متغیر نهفته درونی (عامل احساس خشم، بیان کلامی و جسمانی خشم)

جدول ۲. معادلات بخش اندازه‌گیری مدل عاملی حالت خشم در نوجوانان

متغیرهای آشکار (y)	رابطه متغیرهای آشکار γ با متغیر نهفته درونی (λ_y)	مقدار خطای متغیر آشکار γ یا متغیر نهفته درونی (λ_y)	تتا اپسیلون ($\theta - \epsilon$)	مجذور همبستگی چندگانه (R^2)
	آماره t	آماره t	آماره t	
متغیر نهفته درونی احساس خشم (η_1)				
سؤال ۱	۱.۰۰	۰/۳۳	(.۰۵۵)	.۲۹
		۵/۸۱		
سؤال ۲	.۹۶	.۲۵	(.۰۵۷)	.۳۳
	(.۱۴)	۴/۴۶		
سؤال ۳	۱/۲۱	۰/۳۵	(.۰۶۶)	.۳۶
	(.۱۷)	۵/۳۳		
سؤال ۸	.۷۲	.۲۸	(.۰۵۶)	.۲۰
	(.۰۹۷)	۰۰/۵۰		
	۷/۳۷			

بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه حالت- صفت بیان خشم... / ۱۳

	.۲۳	۱.۰۹	
.۴۱	(.۰۶۱)	(.۱۶)	سؤال ۱۰
	۳/۷۵	۶/۷۱	
متغیر نهفته درونی بیان کلامی و فیزیکی خشم (η_۲)			
	.۲۸		
.۶۰	(.۰۸۸)	۱.۰۰	سؤال ۴
	۳/۴۶		
	.۴۳	.۶۷	
.۳۱	(.۰۶۷)	(.۰۷۹)	سؤال ۵
	۶/۳۷	۸/۴۸	
	.۲۴	.۹۱	
.۵۹	(.۰۷۶)	(.۰۹۱)	سؤال ۶
	۳/۰۸	۹/۹۶	
	.۳۶۸	.۵۷	
.۲۸	(.۰۶۶)	(.۰۷۴)	سؤال ۷
	۵/۳۹	۷/۷۰	
	.۳۴	.۰/۶۶	
.۰/۳۴	(.۰۶۷)	(.۰۷۶)	سؤال ۹
	۵/۱۱	۸/۶۵	

جدول ۳. معادلات بخش ساختاری مدل عاملی حالت خشم در گروه نوجوانان

متغیر نهفته درونی یا اتا (η)	ضرایب مسیر یا گاما (Γ) (خطای اندازه‌گیری)	خطای ساختاری یا زتا (ζ) (خطای اندازه‌گیری)	مجذور همبستگی چندگانه (R^2)
	آماره t	آماره t	
حالت خشم (متغیر مستقل بیرونی یا کسای (ξ))			
احساس خشم	.۳۵ (.۰۳۸)	.۰۱۴ (.۰۲۳)	.۸۹
	۹/۲۲	.۶۲	
بیان کلامی و فیزیکی خشم	.۵۱ (.۰۴۱)	.۱۶ (.۰۳۸)	.۶۲
	۱۲/۵۹	۴/۱۹	

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل برای حالت خشم

مدل	X^2	d.f	SRMR	GFI	AGFI	IFI	NFI	CFI	RMSEA	ECVI
کل افراد										
شاخص برازش	۸۱/۲۸	۳۱	.۰۴۸	.۹۹	.۹۸	.۹۹	.۹۹	.۹۹	-.۰۶۹	.۰۵۴
										(.۰۴)

هدف از واریسی برازش مدل، آزمون این فرض است که تا چه حد یک مدل اولیه با داده‌های تجربی سازگاری و توافق دارد. این برازش در واقع میزان نزدیکی ماتریس نمونه S (به دست آمده از نمونه) به ماتریس جامعه Σ^{\wedge} (مدل نظری) را نشان دهد. در این پژوهش، این نزدیکی از طریق آزمون‌ها و روش‌های مختلفی مورد اندازه‌گیری قرار می‌گیرد. مقدار کای اسکوئر مدل، برابر با ۸۱/۲۸ می‌باشد که در سطح کوچک‌تر از $P < ۰/۰۰۰۱$ معنادار می‌باشد. این آماره حاکی از این است که ماتریس واریانس - کوواریانس مشاهده شده و برآورد شده متفاوت‌اند، ولی از آنجا که این آماره به تعداد نمونه وابسته است شاخص معتبری نمی‌باشد، از این رو از شاخص‌های برازش دیگری استفاده می‌شود. آماره RMSEM در این مدل برابر با ۰/۰۵۴ است چراکه این آماره بین ۰/۰۵ و ۰/۰۸ می‌باشد، حاکی از برازش خوب مدل طراحی شده است. به عبارتی این آماره

ریشه میانگین توان دوم خطای تقریب است و اختلاف بین ماتریس S و Σ را می‌سنجد. هر چه این مقدار کوچک‌تر شود حاکی از برازش بهتر مدل است. شاخص نیکویی برازش GFI مدل برابر با ۰/۹۹ می‌باشد و شاخص نیکویی برازش اصلاح شده برای درجات آزادی مدل AGFI نیز برابر با ۰/۹۸ است. این آماره‌ها بر اساس نسبت مجموع مربعات تفاوت میان ماتریس‌های مشاهده شده و برآورد شده به دست می‌آیند، هر چه این مقادیر به ۱ نزدیک‌تر شوند حاکی از تشابه بیشتر بین مدل تئوری و داده‌های تجربی است. چون هر دو مقدار بزرگ‌تر از ۰/۹۵ هستند، حاکی از برازش بسیار خوب مدل است. شاخص برازش هنجار شده NFI در مدل برابر با ۰/۹۹ می‌باشد. این مقدار بر اساس تبدیل مقیاس کای اسکوتر بین صفر (فقدان برازش) تا مقدار ۱ (برازش کامل) به دست می‌آید، این شاخص برای مقایسه یک مدل مقید با یک مدل کامل (مستقل از هر نوع ارتباط) به کار می‌رود (جدول ۴).

تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی مقیاس‌ها و خرده مقیاس‌های صفت خشم

با اجرای تحلیل عاملی بر روی بخش دوم پرسشنامه، ۲ عامل استخراج شد. این دو عامل در مجموع ۴۵ درصد واریانس مشترک را تبیین می‌کنند. آزمون کفایت نمونه‌گیری کیزر میراکلین (KMO)، برای کل نمونه برابر با ۰/۷۹ به دست آمد که مقدار رضایت بخشی است. آزمون کرویت بارتلت، مقدار کای اسکوتر برای کل نمونه را برابر با ۹۷۵/۱۱ نشان می‌دهد که با درجه آزادی ۴۵ در سطح $P < ۰/۰۰۰۱$ معنی‌دار است. همان‌طور که در جدول ۵ دیده می‌شود، تحلیل عاملی، دو عامل یا خرده مقیاس را استخراج کرد که با نتایج تحلیل عاملی برنر (۲ عامل یا خرده مقیاس) یکسان است. عامل اول ۵ عبارت دارد (عبارات ۱۸، ۱۵، ۱۷ و ۱۴) که به واکنش خشمناک مرتبط است و عامل دوم نیز از ۵ عبارت، (عبارات ۱۹، ۱۶، ۱۱، ۱۳ و ۱۲) که مرتبط به خوی خشمناک است، تشکیل شده است.

یک تحلیل عاملی تأییدی برای آزمون میزان برازش داده‌ها به دست آمده از جمعیت ایرانی با مدل اولیه برنر روی عبارات بخش دوم پرسشنامه انجام گرفت. مدل برنر از یک متغیر نهفته بیرونی به نام صفت خشم (متغیر کسای ξ)، دو عامل یا خرده مقیاس (متغیر نهفته درونی ۱) به نام‌های خوی خشمناک و واکنش خشمناک و ۱۰ متغیر آشکار (عبارات ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۶ و ۱۹) روی عامل نهفته خوی خشمناک، (عبارات ۱۴، ۱۵، ۱۷،

۱۸ و ۲۰) روی واکنش خشمناک بار می‌شوند، تشکیل شده است. شاخص‌های برآزش نشان داد که داده‌ها برآزش خوبی با مدل برنر دارند. همان‌گونه که در جدول ۸ دیده می‌شود، شاخص‌های برآزش برای مدل طراحی شده از مقادیر قابل قبولی برخوردار است (براون و کادک، ۱۹۹۳).

جدول ۵. نتایج تحلیل عاملی با چرخش ابلیمین قسمت دوم پرسشنامه C/ASTAXI-2 (صفت خشم) در جمعیت ایرانی (n=۵۵۶)

کل نمونه		معمولاً احساس می‌کنم.....
عامل ۲	عامل ۱	
	.۷۴	۱۸-وقتی برای کاری که نکرده‌ام سرزنش می‌شوم خشمگین می‌شوم.
	.۶۶	۱۵-وقتی غیرمنصفانه تنبیه می‌شوم دیوانه می‌شوم.
	.۵۳	۱۷-وقتی کار درستی انجام می‌دهم و دیگران می‌گویند اشتباه کرده‌ام خشمگین می‌شوم.
	.۴۶	۱۴-وقتی کار خوبی انجام می‌دهم و کسی به من توجه نمی‌کند دلخور می‌شوم.
	.۳۸	۲۰-وقتی کاری را خوب انجام می‌دهم و کسی می‌گوید بد انجام داده‌ای دلم می‌خواهد جیغ بزنم.
		۱۹-تندخو هستم.
.۶۸		۱۶-بدخلق می‌شوم.
.۵۸		۱۱-خشمگین می‌شوم.
.۵۷		۱۳-خیلی سریع خشمگین می‌شوم.
.۵۱		۱۲-دیوانه می‌شوم.
۱.۵۷	۲.۰۳	ارزش ویژه (Eigenvalues)
%۱۵.۷۱	%۳۰.۱۸	درصد واریانس تبیین شده
	%۴۵	واریانس کل تبیین شده توسط تحلیل عاملی

بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه حالت - صفت بیان خشم... / ۱۷

جدول ۶. معادلات بخش اندازه‌گیری مدل عاملی صفت خشم در نوجوانان

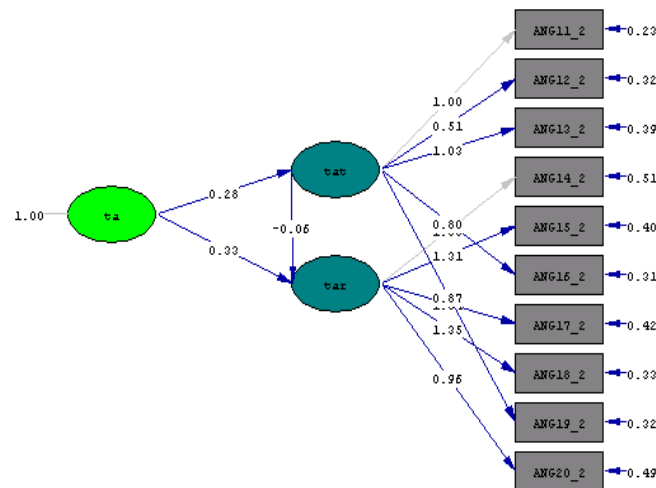
متغیرهای آشکار (y)	رابطه متغیرهای آشکار γ با متغیر نهفته درونی (λy)	مقدار خطا متغیر آشکار γ یا تتا اپسیلون ($\theta - \epsilon$)	مجدور همبستگی چندگانه (R^2)
	خطای اندازه‌گیری آماره t	خطای اندازه‌گیری آماره t	
متغیر نهفته درونی خوی خشمناک (η_1)			
سؤال ۱۱	۱.۰۰	۰/۲۳ (۰/۰۷۵)	۰/۴۸
		۳/۰۷	
سؤال ۱۲	۰/۵۱ (۰/۱۱)	۰/۳۲ (۰/۰۵۷)	۰/۰۱۵
	۴/۵۳	۵/۷۰	
سؤال ۱۳	۱/۰۳ (۰/۱۷)	۰/۳۹ (۰/۰۷۸)	۰/۳۷
	۵/۹۴	۵/۰۵	
سؤال ۱۶	۰/۸۰ (۰/۱۵)	۰/۳۱ (۰/۰۶۷)	۰/۳۱
	۵/۵۰	۴/۶۴	
سؤال ۱۹	۰/۸۷ (۰/۱۵)	۰/۳۲ (۰/۰۷۱)	۰/۳۳
	۵/۶۳	۴/۵۴	
متغیر نهفته درونی واکنش خشمگینانه (η_2)			
سؤال ۱۴	۱.۰۰	۰/۵۱ (۰/۰۶۸)	۰/۲۱
		۷/۴۸	
سؤال ۱۵	۱/۳۱ (۰/۲۱)	۰/۴۰ (۰/۰۷۳)	۰/۳۷
	۶/۲۸	۵/۴۷	
سؤال ۱۷	۱/۳۴ (۰/۲۱)	۰/۴۲ (۰/۰۷۲)	۰/۳۷
	۶/۲۴	۵/۷۷	
سؤال ۱۸	۱/۳۵	۰/۳۳	۰/۴۳

۱۸ / فصلنامه اندازه گیری تربیتی، دوره ششم، شماره ۲۰، تابستان ۱۳۹۴

	(/۰۷۲)	(/۲۲)	
	۴/۵۷	۶/۲۲	
	/۴۹	/۹۶	
سؤال ۲۰	(/۰۶۷)	(/۱۶)	
	۷/۲۷	۵/۸۵	

جدول ۷. معادلات بخش ساختاری مدل عاملی صفت در گروه نوجوانان

متغیر نهفته درونی یا اتا (η)	ضرایب مسیر یا گاما (Γ) (خطای اندازه گیری)	خطای ساختاری یا زتا (ζ) (خطای اندازه گیری)	مجدور همبستگی چندگانه (R^2)
آماره t	آماره t	آماره t	
صفت خشم (متغیر مستقل بیرونی یا کسای (ξ))			
	/۲۸	/۰۱۴	
خوی خشمناک	(/۰۴۲)	(/۰۴۰)	.۳۷
	۶/۶۵	۳/۳۸	
	.۳۲	.۳۷	
واکنش خشمگینانه	(/۰۵۰)	(/۰۲۳)	.۷۳
	۶/۳۲	۱/۶۲	



Chi-Square=59.34. df=32. P-value=0.00232. RMSEA=0.039

دیاگرام ۲. تحلیل عاملی تأییدی با یک متغیر نهفته بیرونی (صفت خشم) و دو متغیر نهفته درونی (عامل خوی خشمناک و واکنش خشمناک)

جدول ۸. شاخص‌های برازش مدل برای صفت خشم

مدل	X^2	d.f	SRMR	GFI	AGFI	IFI	NFI	CFI	RMSEA	ECVI
کل افراد شاخص‌های برازش	۵۹/۳۴	۳۲	/۰۴۲	/۹۹	/۹۸	/۹۹	/۹۹	/۹۹	۰/۰۳۹ (/۰۲۳- /۰۵۵)	/۱۹

مقدار کای اسکوئر مدل، برابر با ۵۹/۳۴ می‌باشد که در سطح کوچک‌تر از $P < ۰/۰۰۰۱$ معنادار می‌باشد، ولی از آنجا که این آماره به تعداد نمونه وابسته است، شاخص معتبری نمی‌باشد. آماره RMSEM در این مدل برابر با ۰/۰۳۹ است. چون این آماره کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، حاکی از برازش بسیار عالی مدل طراحی شده می‌باشد. به عبارتی این آماره ریشه میانگین توان دوم خطای تقریب است و اختلاف بین ماتریس S و Σ را می‌سنجد. هر چه این مقدار کوچک‌تر شود حاکی از برازش بهتر مدل است. شاخص نیکویی برازش GFI مدل برابر با ۰/۹۹ می‌باشد و شاخص نیکویی برازش اصلاح شده برای درجات آزادی مدل AGFI نیز برابر با ۰/۹۸ می‌باشد. شاخص برازش هنجار شده NFI در مدل برابر با ۰/۹۹ می‌باشد. این مقادیر برازش بسیار خوب مدل را نشان می‌دهند.

تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی مقیاس‌ها و خرده مقیاس‌های شیوه‌های بیان خشم
با اجرای تحلیل عاملی اکتشافی بر روی بخش سوم پرسشنامه، ۳ عامل استخراج شد که این سه عامل در مجموع ۴۳ درصد واریانس مشترک این بخش را تبیین می‌کنند. آزمون کفایت نمونه‌گیری کیزر میر اکلمن (KMO)، برای کل نمونه برابر با ۰/۸۲ به دست آمد که مقدار رضایت‌بخشی است. آزمون کرویت بارتلت، مقدار کای اسکوئر را برای کل نمونه برابر با ۱۳۴۷/۴۸ نشان می‌دهد. این مقدار با درجه آزادی ۱۰۵ در سطح $P < ۰/۰۰۰۱$ معنی‌دار است.

همان‌گونه که نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد، عامل اول از ۵ عبارت که همگی مفهوم کنترل خشم را شامل می‌شوند، تشکیل شده است. عامل دوم از ۵ عبارت بیان بیرونی خشم و عامل سوم از ۴ عبارت بیان درونی خشم تشکیل شده است. نتایج تحلیل عاملی کل نمونه

نشان می‌دهد که عبارت ۲۲ روی عامل اول بار می‌شود (که در پرسشنامه اولیه جز مقیاس بیان درونی قرار می‌گیرد) و این بار عاملی کوچک‌تر از ۰/۳۰ را دارا می‌باشد. یک تحلیل عاملی تأییدی برای آزمون میزان برازش داده‌ها به دست آمده از جمعیت ایرانی با مدل اولیه برنر روی عبارات بخش سوم پرسشنامه انجام گرفت. مدل برنر از سه عامل یا خرده مقیاس (متغیر نهفته درونی ۱) به نام بیان خشم به طرف بیرون، بیان خشم به طرف درون و کنترل خشم و ۵ متغیر آشکار (عبارات ۲۱، ۲۴، ۲۷، ۳۱ و ۳۴) روی مقیاس بیان خشم به طرف بیرون، (عبارات ۲۲، ۲۵، ۲۸، ۳۳ و ۳۵) روی بیان خشم به طرف درون (عبارات ۲۳، ۲۶، ۲۹، ۳۰ و ۳۲) روی مقیاس کنترل خشم بار می‌شوند، تشکیل شده است. شاخص‌های برازش نشان داد که داده‌ها برازش خوبی با مدل برنر دارند. همان‌گونه که در جدول ۱۱ دیده می‌شود، شاخص‌های برازش برای مدل طراحی شده از مقادیر قابل قبولی برخوردار است (براون و کادک، ۱۹۹۳).

بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه حالت- صفت بیان خشم... / ۲۱

جدول ۹. نتایج تحلیل عاملی با چرخش ابلیمین بیان و کنترل خشم 2-ASTAXI/C در جمعیت ایرانی (n=۵۵۶)

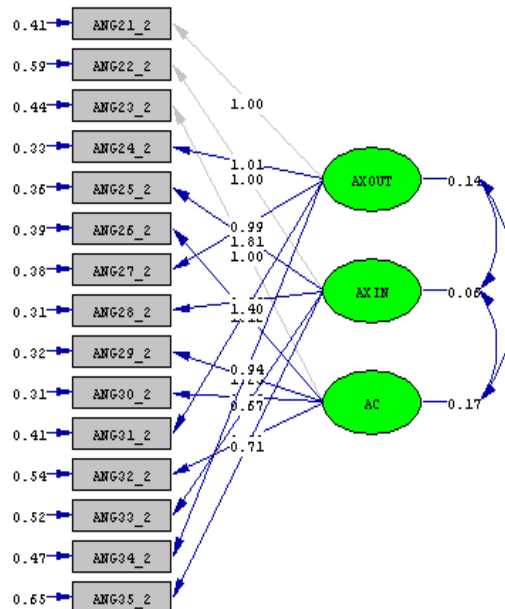
کل نمونه			معمولاً وقتی عصبانی یا خشمگین هستم.....
عامل ۳	عامل ۲	عامل ۱	
		.۶۹	۲۹- سعی می‌کنم خودم را آرام کنم. (از لحاظ احساسی و ذهنی)
		.۶۵	۳۰- سعی می‌کنم احساس خشمم را آرام کنم.
		.۵۷	۲۶- سعی می‌کنم خودم را آرام (ریلکس) کنم.
		.۴۳	۲۳- خون سردی‌ام را حفظ می‌کنم.
		.۳۲	۳۲- برای به آرامش رسیدن و آرام شدن کاری انجام می‌دهم.
		.۲۷	۲۲- اگر از کسی خوشم نیاید، آن را به کسی نمی‌گویم.
	.۶۲		۳۱- به جروبحث می‌پردازم.
	.۵۴		۲۴- حرف‌های بد می‌زنم.
	.۵۳		۲۷- تعادل خلقی‌ام را از دست می‌دهم.
	.۵۰		۲۱- خشمم را نشان می‌دهم.
	.۴۵		۳۴- کارهایی مثل به هم کوبیدن در را انجام می‌دهم.
.۵۴			۲۸- خشمم را در خودم نگه می‌دارم.
.۴۹			۲۵- خشمم را پنهان می‌کنم.
.۳۶			۳۵- از درون دیوانه می‌شوم اما آن را نشان نمی‌دهم.
.۳۲			۳۳- از اینکه خشمم را نشان بدهم، می‌ترسم.
۱/۲۳	۱/۷۶	۳/۵۴	ارزش ویژه (Eigenvalues)
۸/۲۳	۱۱/۷۴	۲۳/۵۹	درصد واریانس تبیین شده
	۴۳/۵۶		واریانس کل تبیین شده توسط تحلیل عاملی

جدول ۱۰. معادلات بخش اندازه‌گیری مدل عاملی بیان خشم (به سمت بیرون و درون) کنترل خشم در نوجوانان

متغیرهای آشکار (y)	رابطه متغیرهای آشکار y با متغیر نهفته درونی (λy)	مقدار خطا متغیر آشکار y	مجدور همبستگی
(خطای اندازه‌گیری) آماره t	(خطای اندازه‌گیری) آماره t	یا تا اپسیلون (ε) - (θ) (خطای اندازه‌گیری) آماره t	چندگانه (R ²)
متغیر نهفته درونی بیان خشم به سمت بیرون (η₁)			
سؤال ۲۱	۱.۰۰	۰.۴۱	۰.۲۶
	(/۱۲)	(/۰.۲۹)	
	۸/۱۵	۱۴/۱۲	
سؤال ۲۴	۱/۰۱	۰.۳۳	۰.۳۱
	(/۱۲)	(/۰.۲۴)	
	۸/۱۵	۱۳/۳۹	
سؤال ۲۷	۰/۹۹	۰/۳۹	۰/۲۷
	(/۱۳)	(/۰.۲۸)	
	۷/۸۴	۱۴/۰۱	
سؤال ۳۱	۱/۴۰	۰/۴۱	۰/۴۱
	(/۱۶)	(/۰.۳۵)	
	۸/۶۲	۱۱/۶۵	
سؤال ۳۴	۰/۹۴	۰/۴۷	۰/۳۱
	(/۱۳)	(/۰.۳۲)	
	۷/۳۲	۱۴/۷۲	
متغیر نهفته درونی بیان خشم به سمت درون (η_۲)			
سؤال ۲۲	۱.۰۰	۰/۵۹	۰/۰۹۶
	(/۱۲)	(/۰.۳۷)	
	۵/۶۹	۱۵/۸۷	
سؤال ۲۵	۱/۸۱	۰/۳۶	۰/۳۷
	(/۳۲)	(/۰.۳۰)	
	۲/۱۶	۱۲/۱۵	
سؤال ۲۸	۰/۳۷	۰/۳۱	۰/۴۸
	(/۳۷)	(/۰.۳۳)	
	۵/۷۷	۹/۳۶	

بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه حالت - صفت بیان خشم... / ۲۳

	۱/۵۲	۱/۶۷	
سؤال ۳۳	(.۰۳۲)	(.۱۸)	
۱/۵۱	۱۶/۲۶	۳/۶۸	
	۱/۶۵	۱/۷۱	
سؤال ۳۵	(.۰۴۰)	(.۲۰)	
۰/۰۴۶	۱۶/۳۰	۳/۵۶	
متغیر نهفته درونی کنترل خشم (۱۱۲)			
	۱/۴۴		
سؤال ۲۳	(.۰۳۰)	۱.۰۰	
۰/۲۸	۱۴/۷۰		
	۳۹	۱/۱۲	
سؤال ۲۶	(.۰۲۸)	(.۱۲)	
۰/۳۷	۱۳/۸۷	۹/۵۳	
	۰/۳۲	۱/۲۵	
سؤال ۲۹	(.۰۲۶)	(.۱۲)	
۰/۴۶	۱۲/۳۶	۱۰/۱۶	
	۰/۳۱	۱/۳۵	
سؤال ۳۰	(.۰۲۵)	(.۱۲)	
۰/۴۷	۱۲/۲۲	۱۰/۱۹	
	۱/۵۴	۱/۶۸	
سؤال ۳۲	(.۰۳۴)	(.۱۰)	
۰/۱۳	۱۵/۹۲	۶/۶۹	



Chi-Square=186.76, df=87, P-value=0.00000, RMSEA=0.045

دیاگرام ۳. تحلیل عاملی تأییدی مدل بیان خشم (به سمت بیرون و درون)، کنترل خشم

جدول ۱۱. شاخص‌های برازش مدل برای بیان درونی و بیرونی خشم و کنترل خشم

مدل	X ²	d.f	SRMR	GFI	AGFI	IFI	NFI	CFI	RMSEA	ECVI
کل افراد	۱۸۶/۷۶	۸۷	۰/۰۵۰	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۲	۰/۸۶	۰/۹۲	۰/۰۴۵	۰/۴۶
شاخص‌های برازش									(۰/۰۳۶-۰/۰۵۴)	

مقدار کای اسکور مدل، برابر با ۱۸۶/۷۶ می‌باشد که در سطح کوچک‌تر از ۰/۰۰۰۱ P < معنادار می‌باشد. آماره RMSEM در مدل ما برابر با ۰/۰۴۵ می‌باشد. چون این آماره کوچک‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، حاکی از برازش بسیار عالی مدل طراحی شده می‌باشد. شاخص نیکویی برازش GFI مدل برابر با ۰/۹۶ می‌باشد و شاخص نیکویی برازش اصلاح شده برای درجات آزادی مدل AGFI نیز برابر با ۰/۹۶ می‌باشد. همچنین، شاخص برازش

هنجار شده NFI در مدل برابر با ۰/۸۶ است. این مقادیر حاکی از برازش بسیار خوب مدل است.

بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر به منظور بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه (STAXI-2 C/A) انجام گرفت. هدف از بررسی روایی سازه پرسشنامه این بود که آیا تفاوت‌های بین فرهنگی از منظر این مقیاس‌ها با نمونه آمریکایی که توسط برنر (۲۰۰۹) مطرح شد، یکسان بوده است یا نه؟ برای بررسی این فرضیه ابتدا یک تحلیل عاملی اکتشافی روی داده‌ها صورت گرفت تا به صورت مقدماتی ساختار عاملی (STAXI-2 C/A) در جامعه ایرانی بررسی شود. همان‌طور که توضیح داده شد، بر روی ۳ بخش پرسشنامه به صورت جداگانه تحلیل عاملی انجام گرفت؛ یعنی به عبارتی چون دستورالعمل سه بخش حالت خشم، صفت خشم و شیوه ابراز خشم متفاوت بود، این تحلیل به صورت مجزا انجام گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی بخش اول (حالت خشم) نشان داده که این قسمت از ۲ عامل (خرده مقیاس) تشکیل شده است. ساختار ۲ عاملی این بخش بار دیگر مورد آزمون قرار گرفت که به این صورت بود که عامل اول از ۵ عبارت بیان کلامی و جسمانی خشم تشکیل شده است (عبارات ۱۰، ۸، ۳، ۲ و ۱) و عامل دوم از ۵ عبارت احساس خشم تشکیل شده است (عبارات ۹، ۷، ۶، ۵ و ۴) که این نتایج همسو با نتایج مطالعه (برنر، ۲۰۰۹) می‌باشد.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی بخش دوم (صفت خشم) نیز وجود ۲ عامل اشباع شده را تأیید می‌کند. عامل خوی خشمناک دارای ۵ عبارت و عامل واکنش خشمناک دارای ۵ عبارت است؛ و این نتایج نیز با مطالعه (برنر، ۲۰۰۹) همسو است. با اجرای تحلیل عاملی اکتشافی بر روی بخش سوم پرسشنامه ۳ عامل استخراج شد. ۵ عبارت کنترل خشم، ۵ عبارت بیان بیرونی خشم و ۴ عبارت بیان درونی خشم را تشکیل می‌دهد. سؤال ۲۲ که در ساختار عاملی اولیه برنر (۲۰۰۹) جز مقیاس بیان درونی خشم است، روی عامل کنترل خشم بارگذاری گردید. این نتیجه با نتایج (برنر، ۲۰۰۹) متفاوت می‌باشد. با این تفاوت که مقیاس بیان درونی خشم در مطالعه برنر دارای ۵ عبارت است. نتایج بخش سوم پیشنهاد می‌کند که درونی کردن خشم ممکن است به عنوان یک راهبرد کنترل خشم به وسیله

افراد ایرانی در نظر گرفته شود. این تفسیر با این تمایل هماهنگ است که در فرهنگ ایرانی هیجانات منفی به عنوان هیجانات آسیب‌زا و زیان‌آور تلقی می‌شوند که تجربه و نمایش آن از لحاظ اجتماعی غیرقابل قبول قلمداد می‌شود. این نتیجه با مطالعه (مقدسین، ۱۳۸۹) که در آن اکثر عبارات بیان خشم به سمت درون بر روی عامل کنترل خشم بارگذاری شدند، هماهنگ است. در مطالعه‌ای دیگر (حیدری نسب و همکارانش؛ ۱۳۸۶) دریافتند که میزان استفاده نمونه ایرانی از مکانیزم دفاعی پرخاشگری منفعلانه^۱ بالاتر از نمونه‌های غیر ایرانی است. این یافته در هماهنگی با یافته‌های محققان در فرهنگ چینی است و به نظر می‌رسد که در فرهنگ شرق نشان دادن ناخرسندی به طور مستقیم رفتاری عاقلانه و موردپسند نیست. میزان استفاده زیاد این مکانیزم را در فرهنگ شرق نمی‌توان ضرورتاً نشانه رشد نیافتگی دانست بلکه می‌توان از تبیین‌های فرهنگی مناسب استفاده نمود.

گذشته از این به منظور بررسی روایی سازه مقیاس (STAXI-2 C/A) تحلیل عاملی تأییدی مدل اولیه برنر بر روی جمعیت ایرانی مورد آزمون قرار گرفت. تحلیل عاملی تأییدی قسمت اول پرسشنامه نشان داد که شاخص‌های برازش بسیار مناسب بود (RMAEA= 0.054 GFI, AGFI > 0.95). ۲. عامل احساس خشم و بیان کلامی و جسمی خشم همانند مدل برنر مورد تأیید قرار گرفت. همچنین تحلیل عاملی تأییدی قسمت دوم پرسشنامه ۲ عامل خوی خشمناک و واکنش خشمناک را مورد تأیید قرار داد (RMAEA= 0.039 GFI, AGFI > 0.95). این نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های برازش این مدل بسیار مطلوب می‌باشد. در پایان تحلیل عاملی تأییدی قسمت سوم پرسشنامه با شاخص‌های برازش (RMAEA= 0.045 GFI, AGFI > 0.95) مدل برنر را مورد تأیید قرار می‌دهد. این نتایج حاکی از تأیید ساختار مفهومی این پرسشنامه در جمعیت ایرانی است. به طور خلاصه، نتایج پژوهش نشان داد این ابزار در دانش‌آموزان ایرانی دارای روایی سازه مناسبی می‌باشد؛ بنابراین، می‌توان گفت که سازه خشم امری است که در عین این که تحت تأثیر متغیرهای فرهنگی می‌باشد، در عین حال از یک الگوی عمومی در بین کودکان و نوجوانان در سطح بین‌المللی پیروی می‌کند. به این خاطر می‌توان از ابزار یاد شده در عین

1. passive aggressive

رعایت احتیاط‌های علمی در پژوهش‌های آتی و سپس در صورت به دست آمدن یافته‌های گسترده در سطوح بالینی نیز بهره جست.

از محدودیت‌های این پژوهش این است که مطالعه بر روی دانش‌آموزان تهرانی انجام شده است و با توجه به تفاوت‌های فرهنگی، محیطی و تربیتی تعمیم نتایج به کل دانش‌آموزان ایرانی باید با احتیاط انجام شود به همین دلیل پیشنهاد می‌گردد که مطالعات آینده به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در شهرهای دیگر بپردازند. از سویی دیگر از آنجا که این پرسشنامه یک مقیاس خودسنجی است و زمانی که دانش‌آموز آن را پاسخ می‌دهد در شرایط آرام است و با تفکر به سؤالات پاسخ می‌دهد، ممکن است با موقعیت‌های واقعی که برانگیزاننده خشم است کاملاً پاسخ متفاوتی داشته باشد؛ بنابراین پیشنهاد می‌گردد تحقیقات آینده به بررسی این سؤال بپردازند، آیا پاسخ‌های افراد در پرسش‌نامه با واکنش آن‌ها در موقعیت‌های واقعی یکسان است؟

منابع

- Averill, J.R. (1982). *Anger and aggression: An Essay on Emotion*. New York: Springer.
- Berkowitz L, Harmon – Jones E (2004). Toward an understanding of the determinants of anger. *Emotion* 4: 107-130
- Browne M.W & Cudeck R (1993). Alternative ways of assessing Model fit. In Kenneth A, Bollen B. and Scott Long J. (EDS). *Testing structural Equation Models* (pp. 136-62) New buypark, California: sage publications, INC.
- Brunner.T.M.& Pielbeger C.D. (2009). *State-Trait Anger Expression Inventory -2 child and adolescent (STAXI-2 C/A) professional manual*. by Psychological Assessment Resources, inc (PAR).
- Careg.T.C.Finch,A.J.&Carey,M.P. (1991). Relation between differential emotions and depression in emotionally disturbed children and adolescents. *Journal of consulting and clinical psychology*. 59, 594-597.
- Cattell, R. B. (1966). The meaning and strategic use of facate experimental psychology. Chicago: Cattell (Ed.), *Handbook of multivari Rand McNally*.
- Cornell,D.G.Peterson,C.S.&Richards,H. (1999). Anger as a predictor of aggression among incarcerated adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 67, 108-115.

- Davidson, R.J. & Ross, C.E. (2000). Economical hardship across the life course. *American sociological Review*, 64, 548-569.
- Deffenbacher, J.L., Oetting, E.R., Lynch, R.S. & Molris, C.D. (1996). The expression of anger and its consequen Behaviour Research and Therapy, 34, 75-59.
- Del Barrio, v. (2002) Emociones in fantiles: concepto, evaluacion control children emotions: concept, assessment, and contol. madrid: piramide.
- Del Barrio, v., Aluja, A. & Spilberger, C. (2004). Anger assessment with the STAXI-C/A: Psychometric properties of a new instrument for children and adolescents. *Personality and Individual Differences*, 37, 227-244.
- Denham, S.A., Caverly, S., Schmidt, M., Blair, K., Demulder, E., Caal, S., Mason, T. (2002). Preschool understanding of emotion: Contributions to classroom anger and aggression. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 43, 901-916.
- Dougherty, L.R. (2006). Childrens emotionality and social status: A meta-analytic review. *Social Development*, 15, 395-417.
- Dodge, K.A., et al. (2003). Developmental trajectories of childhood disruptive behaviors and adolescent delinquency: A Six-site, cross-national study. *Developmental Psychology*. Special issue: Violent children, 39, 222-245
- Eisenberg, N., Fabes, R.A., Murphy, B.C., Shepard, S., Guthrie, I.K., Mazsk, P. et al. (1999). Prediction of elementary school childrens socially appropriate and problem behavior from anger reaction at age 4-6 years. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 20, 119-142.
- Fava, M. (1998). Depression with anger attacks. *Journal of clinical psychiatry*, 59(suppl. 18) 18-22.
- Fava M, Vuolo RD, Wright EC, Nierenberg AA, Alpert JE, Rosenbaum JF (2000) Fenfluramine challenge in unipolar depression with and without anger attacks. *Psychiatric Res* 94:9-18
- Fabrigar, L.R., Wegener, D.T., MacCallum, R.C. & Strahan, E.J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Method*, 4, 272-299
- Friedman, H.S. & Booth-Kewley, S. (1987). The disease prone personality: A meta-analytic view of the construct. *American Psychologist*, 42, 539-555.
- Goodwin, R.D. (2006). Association between coping with anger and feelings of depression among youths. *American Journal of Public Health*, 96, 669-669
- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common-factor analyses. *Psychometrika*, 19, 149-161.
- Hagglund ky, Clay DL, Frank RG, Beck NC, Kashani. (1994). IH. Hewettl et al. Assessing Anger expression in children and adolescents *Journal of pediatric psychology*.

- Harburg, E. Julius, M. Kaciroti, N. Gleiberman, L. & Schork, M. A. (2003). Expressive/Suppressive anger coping responses, gender, and types of morality: A 17-year follow-up (Tecumseh, Michigan, 1971-1988). *Psychosomatic Medicine*, 65, 588-597.
- Harvey, P. D., Sukhodolsky, D., Parrella, M., White, L., & Davidson, M. (1997). The association between adaptive and cognitive deficits in geriatric chronic schizophrenic patients. *Schizophrenia Research* 27-211-218.
- Jacobs, G. A., Phelps, M., & Rohrs, B. (1989). Assessment of anger in children: The Pediatric Anger Expression Scale. *Personality of Individual Differences*, 10, 59-65.
- Kazdin, A. E., Esveltd, Dawson, K., Unis, A. S., & Raneurello, M. D. (1983). Child and parent evaluations of depression and aggression in psychiatric inpatient children. *Journal of Abnormal Child Psychology* 11-401-413.
- Kaiser, H. F. (1958). The varimax criterion in factor analysis. *Psychometrika*, 23, 187-200.
- Kokko, K., Tremblay, R. E., Lacourse, E., Nagin, D. S., & Vitaro, F. (2006). Trajectories of prosocial behavior and physical aggression in middle childhood: Links to adolescent school dropout and physical violence. *Journal of Research on Adolescence*, 16, 403-428.
- Long, J. S. (1983). *Covariance structure models: An introduction to LISREL*, SAGE publications.
- Matson, J. L., Dixon, D. R., & Matson, M. L. (2005). Assessing and treating aggression in children and adolescents with developmental disabilities: A 20-year overview. *Educational Psychology*, 25, 151-181.
- MacCallum R. C. & Browne, M. W. & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1, 130-149
- Moghadasin, M. & Asgharimoghadam, A. (2011). The study confirmatory factor analysis of a Persian version of the State-Trait Anger Expression Inventory-2 (STAXI-2) in a Clinical Sample. *Training Educational*, Volume 1. No. 4. Winter 1389 (2011).
- Olgun, Jerry L., Deffenbacher, Verónica Reyes Pérez Wilson, Jesús Pool Cibrión. (2012). Developing an Inventory to Measure Anger in Mexican Children. Department of Health Sciences. Blvd. del Niño Poblano 2901, U. T. Atlxayotl, Puebla, México, Z.C. 72430
- Patterson Starlette, M. (2011). REBT anger management programming on state and trait anger in urban, African American adolescents: Utilization of the STAXI-2. C/A, THE UNIVERSITY OF WISCONSIN - MILWAUKEE, 100 pages; 3510662

- Shipman, K.L., Zeman, J., Nesi, A.E., & Fitzgerald, M. (2003). Children's strategies for displaying anger and sadness: What works with whom? *Merrill-Palmer Quarterly*, 49, 100-122.
- Spielberger, C. D. (1985). Assessment of state and trait anger: Conceptual and methodological issues. *The Southern Psychologist*, 2, 6-16.
- Sue, S. (1983). Ethnic minority issues in psychology: A reexamination. *American Psychologist*, 38, 583-592.
- Stephanie Dunkel, S. (2012). "Cognitive Risk Factors Of Aggression In Male Juvenile Offenders" *Electronic Theses, Treatises and Dissertations*. Paper 5190.
- Tabachnick, B.G. & Fidell L.S. (1996). *Using multivariate statistics* (3th ed). New York: Harper and Row.
- Thomas, S.P., Groer, M., Davis, M., Droppleman, P., Mozingo, J., & Pierce, M. (2000). Anger and cancer: An analysis of the linkages. *Cancer Nursing*, 23, 344-349.
- Waschbusch, D.A., Willoughby, M.T., & Pellam, W.E. Jr. (1998). Criterion validity and utility of reactive and proactive aggression: Comparisons to attention deficit hyperactivity disorder, oppositional defiant disorder, conduct disorder, and other measures of functioning. *Journal of Clinical Child Psychology*, 27, 369-405.
- Weiner, B. (1995). *Judgments of responsibility*. New York: Guilford Press.
- Vitaro, F., Brendgen, M., Larose, S., & Trembaly, R.E. (2005). Kindergarten disruptive behaviors, protective factors, and educational achievement by early adulthood. *Journal of Educational Psychology*, 97, 617-659.