



Investigating reliability and validity of Persian version of the Attentional Style Questionnaire (ASQ)

Seyede Mansoureh Hakak¹, Ali Fathi-Ashtiani^{2*}, Hojatollah Farahani³

¹ PhD Candidate of Psychology, Department of Psychology, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

² Professor, Behavioral Sciences Research Center, Baqiyatallah University of Medical Sciences, Tehran, Iran
afa1337@gmail.com

³ Assistant Professor of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Citation: Hakak S M, Fathi-Ashtiani A, Farahani H. Investigating reliability and validity of Persian version of the Attentional Style Questionnaire(ASQ). *Journal of Cognitive Psychology*. 2022; 9 (4):106-121. [Persian].

Keywords

attention,
psychometric,
validity and
reliability factor
analysis

Abstract

In spite of increasing importance of attentional control in conceptualization of psychopathology, there are a few scales to measure it. It is necessary to use valid and reliable scale to study this construct in Iranian studies. This study aimed to provide and investigate psychometric characteristics of Persian version of the attentional style questionnaire. The sample of 426 students were selected by available sampling and completed Persian version of the attentional style questionnaire, attentional control (Derryberry & Reed, 2002) and repetitive thinking (Ehring et al, 2011) scales. Construct validity were evaluated through confirmatory factor analysis. Convergent and divergent validity were assessed by Pearson correlation. Reliability was calculated using Cronbach's alpha method, test-retest and Composite reliability. Factor analysis indicated that two-factor model (cognitive avoidance/distractibility and focusing) provided good model fit. Significant correlations between these factors and attentional control, and repetitive thinking scales confirmed convergent and divergent validity. Cronbach's alpha for both factors were 0/75 and test-retest coefficient for cognitive avoidance/distractibility and focusing were 0/88 and 0/73 respectively. Also composite reliability were 0/81 and 0/84 respectively. According to the results, Persian version of attentional style questionnaire characterized two factors and has been demonstrated to have acceptable validity and reliability to use in psychological researches in Iranian population.

بررسی اعتبار و روایی نسخه فارسی پرسشنامه سبک توجه

سیده منصوره حکاک^۱، علی فتحی آشتیانی^{۲*}، حجت‌الله فراهانی^۳

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی، گروه روانشناسی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

۲. (نویسنده مسئول) استاد، مرکز تحقیقات علوم رفتاری، دانشگاه علوم پزشکی بقیه‌الله (عج)، تهران، ایران. afa1337@gmail.com.

۳. استادیار، گروه روانشناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

چکیده

علی رغم اهمیت روزافزون سازه کنترل توجه در مفهوم‌سازی آسیب‌شناسی روانی، مقیاس‌های معدودی برای اندازه‌گیری آن تهیه شده است. برخورداری از مقیاسی روا و معتبر برای پژوهش‌های داخلی در این حوزه، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. هدف این پژوهش آماده‌سازی نسخه فارسی مقیاس سبک توجه و ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی آن بود. ۴۲۶ نفر از دانشجویان با نمونه‌گیری در دسترس انتخاب و به شیوه برخط بررسی شدند. نسخه فارسی مقیاس حاضر پس از طی مراحل ترجمه-بازترجمه، تنظیم و همراه با پرسشنامه‌های کنترل توجه (دریبری و رید، ۲۰۰۲) و تفکر ارجاعی (اهرینگ و همکاران، ۲۰۱۱) اجرا گردید. روایی سازه با روش تحلیل عاملی تأییدی و روایی همگرا و واگرا با محاسبه همبستگی پیرسون بررسی شد و برای بررسی اعتبار، از ضریب آلفای کرونباخ، ضریب بازآزمایی و اعتبار مرکب استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مدل دو عاملی حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و تمرکز بود. همبستگی‌های معنادار بین عوامل به دست آمده با مقیاس‌های کنترل توجه و تفکر ارجاعی نیز روایی همگرا و واگرایی مقیاس را تأیید کردند. اعتبار مقیاس با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای هر دو عامل ۰/۷۵ بود و ضریب بازآزمایی عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و تمرکز به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۷۳ بود. همچنین میزان اعتبار مرکب نیز به ترتیب برابر با ۰/۸۱ و ۰/۸۴ بود. به طور کلی می‌توان گفت نسخه فارسی مقیاس سبک توجه ساختاری دو عاملی داشته و از روایی و اعتبار لازم برای کاربرد در پژوهش‌های روانشناختی با نمونه ایرانی برخوردار است.

تاریخ دریافت

۱۴۰۰/۷/۲

تاریخ پذیرش نهایی

۱۴۰۰/۱۱/۱۳

واژگان کلیدی

توجه، روان سنجی، روایی و اعتبار، تحلیل عاملی.

مقدمه

فعالیت های شناختی، انجام وظایف شغلی، کفایت اجتماعی و تنظیم هیجان نیازمند توجه به اطلاعات مهم و حذف اطلاعات گمراه کننده است (آنزورث میلر و رایبسنون، ۲۰۲۱). موارد گفته شده در مراحل مختلف زندگی از جمله دوران دانشجویی حائز اهمیت است. بر اساس یک تعریف کلی و گسترده، توجه^۱ هر فرآیند شناختی است که موجب می گردد برخی از اطلاعات را از میان سایر اطلاعات انتخاب کنیم (کرینگ و اسلوان، ۲۰۰۶). هرچند محرک های درونی و بیرونی بی شماری می توانند مورد توجه قرار بگیرند اما ظرفیت شناختی انسان آن قدر محدود است که نمی تواند تمام آن ها را پردازش کند. بنابراین پردازش بهتر اطلاعات مستلزم این است که بتوانیم توجه خود را به اطلاعات مهم درونی و بیرونی معطوف کرده و اطلاعات کم اهمیت را از نظر دور کنیم، ظرفیتی که کنترل توجه نام دارد (پوسنر و روت بارت، ۲۰۰۷) و بخش اجرایی مرکزی^۲ در حافظه فعال مسئول آن است (دریبدی ورید، ۲۰۰۲).

آیزنک، درخشان، سانتوس و کالو در سال ۲۰۰۷ نظریه کنترل توجه را مطرح کردند. این نظریه دو سیستم متعامل توجه را در نظر دارد که هر کدام نسبت به محرک های خاصی حساس است. اول: سیستم توجه معطوف به هدف^۳ یا بالا به پایین^۴ که در ناحیه کرتکس پیش پیشانی^۵ تمرکز دارد و از اهداف فعلی، دانش و انتظارات افراد متأثر است و دوم: سیستم محرک محور^۶ یا پایین به بالا^۷ که در ناحیه گیجگاهی-آهیانه ای^۸ و کرتکس پیشانی-پیشانی^۹ قرار دارد و نسبت به محرک های

برجسته در محیط حساس است (آنزورث و همکاران، ۲۰۲۱؛ ماجروس، آتوت، دی آرگمبو، دگلدرو، فیا و همکاران، ۲۰۱۲؛ کوربتا و شلمن، ۲۰۰۲ و پوسنر و پترسون، ۱۹۹۰).

بر اساس این نظریه، اضطراب تعادل میان دو سیستم فوق را از بین برده و موجب می گردد اثر سیستم توجه محرک-محور بر فرآیندهای توجه افزایش پیدا کرده و اثر سیستم معطوف به هدف کاهش پیدا کند. به عبارت دیگر هنگامی که فرد مضطرب است نمی تواند به طور مناسبی توجه خود را به فعالیت جاری و هدفمند معطوف کند و محرک های درونی و بیرونی، به راحتی حواسش را پرت می کنند. این مسأله می تواند یکی از دلایل برانگیختگی هیجانی مفرط و افت عملکرد شناختی در افراد مضطرب باشد (آیزنک و درخشان، ۲۰۰۷). اضطراب موجب می گردد ظرفیت محدود توجه درگیر محرک های تهدید آور گردد و تمرکز بر فعالیت جاری کاهش یابد، لذا از بازداری اطلاعات نامربوط ناتوان می گردد. بنابراین کنترل توجه فرد را تضعیف می کند. این مسأله می تواند عامل خطری برای ایجاد اضطراب بیمارگون باشد، زیرا مانع از رهاسازی توجه از اطلاعات تهدید کننده و نگرانی می شود. به همین دلیل محرک های بیرونی و درونی خصوصاً محرک های تهدید آور راحت تر حواس افراد مضطرب را پرت می کنند (آیزنک و درخشان، ۲۰۰۷).

با توجه به اینکه توجه بنیادی ترین عملیات شناختی است و پژوهشگران بر این عقیده اند که کارکردهای اجرایی (از جمله توجه) یک عنصر ضروری برای تنظیم هیجانات هستند (فاستر، ۱۹۹۷ به نقل از برهانی دیزجی، مهری نژاد و پیوسته گر، ۱۳۹۹)، نقص در کنترل آن می تواند در تنظیم هیجان اشکال جدی ایجاد کند (کرینگ و اسلوان، ۲۰۰۶). کنترل توجه در مفهوم پردازی بسیاری از اختلالات روانی اهمیت اساسی پیدا کرده است (کرفت، گرنت و همکاران، ۲۰۱۹) و طی سه دهه گذشته در اکثر پژوهش ها نقش کنترل توجه در آسیب شناسی روانی مورد

¹ attention² Central executive³ Goal-directed⁴ Top-down⁵ Prefrontal⁶ Stimulus-driven⁷ Bottom-up⁸ Temporo-parietal⁹ Ventral frontal

تأکید قرار گرفته است (عباسی، محمدخانی و همکاران، ۲۰۱۷).

برای مثال انواع مشکلات توجه در اختلال‌هایی مانند افسردگی، اضطراب و سایر اختلالات هیجانی دیده شده اند (آیزنک و درخشان، ۲۰۰۷ و موگ و برادلی، ۲۰۰۵). همچنین نقص در کنترل توجه به سایر عوامل فراتشخیصی مانند نگرانی، نشخوار و دیگر شکل‌های تفکر ارجاعی مرتبط است (مک اوی، واتسون و همکاران، ۲۰۱۳). بر اساس شواهد پژوهشی سوگیری توجه در اختلال‌های اضطرابی (اوهمن و سوارز، ۱۹۹۸)؛ سوء مصرف مواد (هستر، ویکسون و همکاران، ۲۰۰۶) و اختلال خوردن (شافران، سی و همکاران، ۲۰۰۷) دیده شده است. همچنین بر اساس مطالعات گوناگون، مشکل اصلی توجه در بیماران افسرده نه در سوگیری توجه نسبت به محرک‌های منفی، بلکه در رهاسازی از آن است (کرینگ و اسلوان، ۲۰۰۶).

به منظور بررسی دقیق‌تر نقش توجه در آسیب‌های روانی ضروری است توجه را به اجزاء یا مؤلفه‌های آن مانند: تمرکز^۱، جابجایی^۲ و رهاسازی^۳ تجزیه کرده و سپس آن را بررسی کنیم (درخشان و آیزنک، ۲۰۰۹). در دهه گذشته با توجه به گرایش روزافزون به پژوهش در این زمینه، ساخت ابزار مناسب درباره توجه افزایش پیدا کرده است (کرفت، گرنت و همکاران، ۲۰۱۹). اما علی‌رغم اهمیت کنترل توجه و لزوم پژوهش‌های بیشتر در این حیطه، مقیاس‌های کمی به منظور سنجش تفاوت‌های فردی در ابعاد مختلف توجه وجود دارد (ون کالستر و دی آرگمبو، ۲۰۱۸).

مقیاسی که اخیراً به منظور بررسی و سنجش توجه ساخته شده است، پرسشنامه سبک توجه نام دارد (ون کالستر و دی آرگمبو، ۲۰۱۸). این مقیاس که موضوع

پژوهش حاضر است یک ابزار خود گزارشی است که تفاوت‌های فردی در کنترل توجه نسبت به محرک‌های درونی و بیرونی را می‌سنجد. فرم اولیه این مقیاس شامل ۱۷ سؤال بوده که پس از بررسی با روش تحلیل مؤلفه اصلی، تحلیل موازی و تحلیل عاملی تأییدی؛ پنج سؤال آن حذف گردید. نتایج حاکی از دو عاملی بودن این مقیاس شامل کنترل توجه بیرونی (۵ سؤال) و کنترل توجه درونی (۷ سؤال) بود که بر روی طیف لیکرت شش درجه‌ای از (۱= کاملاً مخالفم تا ۶= کاملاً موافقم) پاسخ داده می‌شود. این مقیاس به زبان فرانسوی تهیه شده و بر جمعیت فرانسوی‌زبان اجرا شده است.

کرفت و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی ویژگی‌های روان-سنجی این مقیاس بر جمعیت انگلیسی‌زبان در آمریکا پرداختند. آنها در پژوهش خود ابتدا از تحلیل عاملی اکتشافی و سپس تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که این مقیاس دارای دو خرده مقیاس تمرکز (۷ سؤال) و حواس‌پرتی/اجتناب شناختی (۸ سؤال) است. مبنای کار آنان نیز ترجمه انگلیسی این مقیاس بود که در مقاله اصلی درج گردیده بود. آنها یکی از دلایل استخراج ساختار عاملی متفاوت را ترجمه و زبان متفاوت مقیاس ذکر کردند که می‌تواند در برداشت پاسخ‌دهندگان و نتیجه پژوهش مؤثر باشد. زیرا پس از ترجمه معنا، دلالت ضمنی و ترکیب جملات می‌تواند تغییر کند (ون نس و آبما، ۲۰۱۰). همچنین در پژوهش ون کالستر و همکاران (۲۰۱۸) از تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شده ولی در پژوهش کرفت و همکاران (۲۰۱۹) از تحلیل عاملی اکتشافی با روش استخراج عامل دهی محور اصلی (PAF) استفاده شده است. شواهد فراوانی وجود دارد که نتایج حاصل از این دو روش بنا به دلایل متعدد می‌تواند متفاوت باشد (کرفت و همکاران، ۲۰۱۹). از طرف دیگر استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی به جای تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای استخراج عوامل ارجحیت دارد (فراهانی و روشن، ۲۰۲۰). همچنین در

¹ Focusing

² Shifting

³ Disengagement

تحصیلی ۱۴۰۰-۱۳۹۹، مشغول به تحصیل بودند. روش نمونه‌گیری با توجه به محدودیت در دسترسی حضوری به دانشجویان به خاطر کرونا، از نوع در دسترس بود و پرسشنامه‌ها به شیوه برخط پاسخ داده شد. حجم نمونه به جنبه‌های مختلف هر پژوهش متکی است.

قانون تقریبی در پژوهش‌های روان‌سنجی نسبت ۱ به ۱۰ (به ازای هر گویه، ۱۰ پاسخگو) است (فراهانی و روشن، ۱۳۹۸) در این پژوهش که مقیاس مورد نظر شامل ۱۷ سؤال بود، حداقل حجم نمونه ۱۷۰ نفر بود. از جهت دیگر به این منظور که تحلیل عاملی از کفایت لازم برخوردار باشد، بر اساس توصیه مک کالوم، ویدمن و همکاران (۱۹۹۹) و کومری و لی (۲۰۱۳) حداقل حجم نمونه مناسب، ۲۰۰ نفر است. البته لازم به ذکر است که افزایش حجم نمونه خطای اندازه‌گیری را کاهش و مانایی ساختار عاملی ابزار را می‌افزاید (فراهانی و روشن، ۲۰۲۰). لذا ۴۲۶ نفر به عنوان نمونه در نظر گرفته شد که متشکل از ۳۱۷ دختر و ۱۰۹ پسر با میانگین سنی ۲۶/۰۳ و انحراف معیار ۷/۱۸ سال بود.

ابزارهای پژوهش: پرسشنامه سبک توجه^۱ (ASQ): این مقیاس یک ابزار خود گزارشی است و کنترل توجه را نسبت به محرک‌های درونی و بیرونی به طور جداگانه اندازه‌گیری می‌کند و توسط ون کالستر و همکاران در سال ۲۰۱۸ معرفی شد. فرم اولیه این مقیاس شامل ۱۷ سؤال بود. در بررسی اولیه با روش تحلیل مؤلفه اصلی و سپس با تحلیل موازی ۲ عامل به دست آمد و نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز آن را تأیید کرد و بر اساس نتایج ۵ سؤال^۲ ۱۷، ۱۴، ۵، ۴ و ۳ حذف گردید. زیرا بار عاملی آن معنادار نبود (زیر ۰/۵۰ بود). نتایج نشان دهنده برازش مناسب این مدل بود (RMSEA=۰/۰۸، CFI=۰/۸۹، SRMR=۰/۰۷) و بر مبنای نتایج پژوهش آنان، این پرسشنامه که به زبان فرانسوی و بر جمعیت فرانسوی زبان رواسازی گردید؛ دارای دو خرده مقیاس کنترل توجه

پژوهش ون کالستر و همکاران (۲۰۱۸) مبنای معناداری را بار عاملی بیش از ۰/۵۰ در نظر گرفتند اما گرفت و همکاران (۲۰۱۹) با توجه به منابعی مانند تاکنیک و فیدل (۲۰۰۱) بار عاملی بیش از ۰/۳۲ را معنادار در نظر گرفتند. همچنین می‌توان گفت که اجرای مقیاس بر نمونه‌ای با زبان، فرهنگ و زمینه اجتماعی متفاوت می‌تواند بر نتیجه مؤثر باشد.

با توجه به اهمیت سنجش دقیق و مناسب کنترل توجه، کمبود ابزارهای مناسب جهت ارزیابی آن، اقبال روزافزون به بررسی نقش کنترل توجه در آسیب‌های روانی و تنظیم هیجان و از طرف دیگر معرفی ابزاری نوین جهت سنجش سبک‌های توجه؛ ضروری است این ابزار که تاکنون خصوصیات روان‌سنجی آن در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است، بررسی شود تا ضمن بررسی آن در جامعه ایرانی، امکان پژوهش‌های بیشتر در این خصوص برای پژوهشگران ایرانی فراهم گردد. از سویی دیگر با توجه به شواهد پژوهشی کارکردهای اجرایی مانند توجه انعطاف-پذیر هستند و امکان ارتقای آن‌ها با مداخله‌های مناسب وجود دارد (زانگ، وانگ، زائو، یانگ، بوچکوئل و همکاران، ۲۰۱۹) بنابراین نیاز به ابزارهای مناسب برای سنجش توجه برای پژوهش‌های کاربردی علاوه بر پژوهش‌های نظری الزامی است. بنابراین می‌توان عنوان کرد که مطالعه حاضر در پی پاسخ به این سؤال است که ساختار عاملی نسخه فارسی مقیاس سبک توجه و شاخص‌های روان-سنجی آن چگونه است

روش

این پژوهش یک طرح ارزشیابی بوده و در آن از شاخص‌های توصیفی ضرایب اعتبار، روایی و تحلیل ساختار عاملی برای برآورد ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سبک توجه استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه دانشجویان دانشگاه‌های تربیت مدرس، شهید بهشتی و تهران بودند که در سال

^۱ Attentional style Questionnaire

و سه زیر مقیاس تفکر منفی تکراری، ناکارآمدی ادراک- شده و تسخیر ظرفیت روانی توسط افکار منفی تکراری تشکیل شده است. نمره گذاری به صورت طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای از هرگز (۰) تا همیشه (۴) صورت گرفته است. آلفای کرونباخ برای کل آزمون ۰/۹۵ گزارش شده است (پور محمد قوچانی و قدم پور، ۲۰۱۹). پایایی این پرسشنامه را فائدی و همکاران (۱۹۹۴) با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۸۹ گزارش کرده‌اند. مقدار آلفای کرونباخ پرسشنامه فوق در پژوهش حاضر ۰/۹۲ بود.

شیوه انجام پژوهش: دستورالعمل‌های موجود برای انطباق بین فرهنگی ابزارها، معمولاً فرایند چند مرحله‌ای شامل ترجمه، بازترجمه و اطمینان‌یابی از هم‌ارزی مفهومی مقیاس‌ها را پیشنهاد می‌کنند (چینی فروشان، آزاد فلاح و همکاران، ۲۰۲۰). روند ترجمه این مقیاس به این صورت بود که ابتدا پرسشنامه توسط محقق به فارسی ترجمه شد و پس از آن جهت بررسی و نظارت بر ترجمه توسط یکی از اساتید روانشناسی و یکی از اساتید زبان انگلیسی به طور جداگانه مورد بازبینی قرار گرفت. سپس ترجمه فارسی به یک نفر که مسلط به زبان انگلیسی و فارسی بود داده شد تا ترجمه معکوس صورت بگیرد و در مرحله نهایی هر دو نسخه ترجمه شده و متن اصلی توسط نویسنده اول و پس از آن از سوی نویسنده دوم مورد بازبینی قرار گرفت و پس از تأیید و تطبیق ترجمه و اطمینان از صحت برگردان؛ پرسشنامه فوق به همراه مقیاس کنترل توجه و پرسشنامه تفکر ارجاعی بر روی ۴۲۶ نفر از دانشجویانی که تمایل به شرکت داشتند اجرا گردید.

شیوه تحلیل داده‌ها: در ابتدا داده‌های متنی ثبت شده به شیوه بر خط به داده‌های عددی تبدیل و نمرات مقیاس‌ها محاسبه شدند و سپس برای سنجش ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس به بررسی روایی و اعتبار پرسشنامه پرداخته شد. منابع متعدد بر این باورند که وقتی ساختار عاملی مقیاس مبنای نظری داشته باشد، استفاده از تحلیل

درونی (۷ سؤال) و کنترل توجه بیرونی (۵ سؤال) است که بر روی طیف لیکرتی ۶ درجه‌ای (از ۱= کاملاً مخالفم تا ۶= کاملاً موافقم) پاسخ داده می‌شود. این ابزار همچنین توسط گرفت و همکاران (۲۰۱۹) در آمریکا و بر جمعیت انگلیسی زبان اعتبارسنجی شد. مبنای کار نیز همان پرسشنامه ۱۷ سؤالی اولیه ون کالستر و همکاران (۲۰۱۸) بود که ترجمه آن به زبان انگلیسی در مقاله موجود بود. در این بررسی از تحلیل عاملی اکتشافی و سپس تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج این بررسی نشان داد که این مقیاس شامل دو خرده مقیاس تمرکز (۷ سؤال) و حواس‌پرتی (۸ سؤال) است. نتایج برازش مدل نشان داد که با حذف دو سؤال ۴ و ۱۷ این مدل برازش مناسبی دارد ($CFI=0/952$, $SRMR=0/081$, $RMSEA=0/067$).

۲- پرسشنامه کنترل توجه^۱ (ACS): پرسشنامه کنترل توجه (دریبدی ورید، ۲۰۰۲) یک ابزار خودگزارشی است که ۲۰ گویه دارد. شیوه پاسخگویی به این مقیاس بر مبنای طیف لیکرت (۱= تقریباً هیچ وقت و ۴= همیشه) است و دو زیرمقیاس تمرکز و جابجایی توجه را می‌سنجد و نمره کلی نیز دارد. آلفای کرونباخ این ابزار ۰/۸۸ و پایایی خرده مقیاس‌ها با شیوه ضریب بازآزمایی به ترتیب ۰/۷۵ و ۰/۴۵ بود. بازآزمایی نمره کل این ابزار نیز ۰/۶۱ است. این پرسشنامه در جمعیت ایرانی توسط عباسی و همکاران (۲۰۱۷)، بررسی شده و ذکر شده که از روایی و پایایی مناسبی برخوردار است. آلفای کرونباخ پرسشنامه فوق در پژوهش حاضر ۰/۸۴ بود.

۳- پرسشنامه تفکر ارجاعی^۲ (PTQ): برای سنجش تفکر ارجاعی، از پرسشنامه تفکر ارجاعی (اهرینگ و زتس، ۲۰۱۱) استفاده شد. این پرسشنامه یک ابزار خودگزارش دهی شامل ۱۵ عبارت است. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که این آزمون از یک مقیاس کلی تفکر ارجاعی

¹ Attention Control Scale

² Perseverative Thinking Questionnaire

عاملی تأییدی نسبت به اکتشافی، مرجح است. (کلاین، ۲۰۱۱) باتوجه به اینکه مبنای پژوهش حاضر نسخه انگلیسی پرسشنامه سبک توجه بود، ساختار عاملی مطرح شده در پژوهش گرفت و همکاران (۲۰۱۹) مد نظر قرار گرفت و جهت بررسی روایی مقیاس از روش‌های تحلیل عاملی تأییدی^۱، روایی همگرا^۲ و روایی واگرا^۳ استفاده شد. به این منظور همبستگی مقیاس حاضر با پرسشنامه کنترل توجه (دریبدی و رید، ۲۰۰۲) و تفکر ارجاعی (اهرینگ و زتس، ۲۰۱۱) بررسی شد و اعتبار مقیاس نیز با استفاده از روش اعتبار همسانی درونی (آلفای کرونباخ^۴) و ضریب بازآزمایی^۵ و اعتبار مرکب^۶ مورد ارزیابی قرار گرفت. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای "اس.پی.اس.اس"^۷ نسخه ۲۳ و "لیزرل"^۸ نسخه ۱۰/۲ انجام شد.

¹ Confirmatory factor analysis

² Convergent validity

³ Divergent validity

⁴ Cronbach s alpha

⁵ Test-retest coefficient

⁶ Composite reliability

⁷ SPSS

⁸ LISREL

یافته‌ها

جدول ۲، میزان همبستگی گویه‌ها با نمره کل تصحیح شده نشان می‌دهد که به جز گویه ۱ که حذف شده است، تقریباً تمام گویه‌های مقیاس از همبستگی نمره کل تصحیح شده بیش از ۰/۳۰ برخوردارند. همچنین مثبت بودن ضرایب همبستگی حاکی از آن است که تمام گویه‌ها همسو با نمره کل مقیاس هستند.

ویژگی‌های جمعیت شناختی نمونه مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است. مناسب بودن گویه‌های آزمون برای تحلیل عاملی با شاخص همبستگی نمره هر گویه با نمره کل تصحیح شده مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت شناختی

متغیرها	فراوانی	درصد
جنس	دختر	۳۱۷
	پسر	۱۰۹
تحصیلات	کارشناسی	۱۸۸
	کارشناسی ارشد	۱۶۶
	دکتر	۷۲
وضعیت تاهل	مجرد	۳۴۹
	متاهل	۷۲
	جدا شده	۵
وضعیت شغلی	شاغل	۱۰۹
	غیرشاغل	۳۱۷

جدول ۲. همبستگی گویه‌ها با نمره کل تصحیح شده^۱

گویه	عبارت	همبستگی با نمره کل تصحیح شده
۲	به طور کلی من به کنترل کردن افکارم ادامه می‌دهم و اجازه نمی‌دهم که افکار مزاحم حواسم را پرت کنند.	۰/۴۷
۳	من به آسانی به محرک‌های جدید (برای مثال صدای افرادی که از کنارم می‌گذرند، صدایی در خانه و غیره) که به کاری که انجام می‌دهم ارتباطی ندارند، جذب می‌شوم.	۰/۴۲
۵	هنگامی که دارم تکلیفی را انجام می‌دهم اغلب به قدری حواسم جمع است که توجهی به محیط اطرافم نمی‌کنم.	۰/۵۰
۶	در حالی که دارم به موسیقی گوش می‌کنم در کار کردن دشواری ندارم.	۰/۲۵
۷	برای من دشوار است که کل ساعتی را در فعالیتی باقی بمانم.	۰/۳۴
۸	در حین انجام یک فعالیت افکار و تصاویر بی ربطی به ذهنم خطوط می‌کند.	۰/۶۰
۹	من اغلب فعالیتی را متوقف می‌کنم زیرا ناگهان درباره فعالیت دیگری فکر می‌کنم که باید شروع کنم و یا اینکه ادامه دهم.	۰/۶۱
۱۰	من به طور کلی حواسم را به یک کار جمع می‌کنم تا زمانی که به پایان برسد.	۰/۴۹
۱۱	من می‌توانم به سهولت محیط اطرافم را نادیده بگیرم.	۰/۶۱

^۱ Corrected item total correlation

۱۲	گاهی فعالیتی را برای بررسی کردن یک امر جزئی بی‌ربط قطع می‌کنم.	۰/۵۵
۱۳	هنگامی که دارم با کامپیوتر کار می‌کنم اغلب به بازدید وبسایت‌هایی که ارتباطی با کار من ندارند، ادامه می‌دهم.	۰/۴۲
۱۴	من به سهولت می‌توانم حواسم را بر کاری متمرکز کنم حتی اگر در اتفاقی که هستم حرکتی وجود داشته باشد.	۰/۴۵
۱۵	من می‌توانم برای سؤالی چندین دقیقه وقت بگذارم و تلاش کنم آن را به دقت مورد مطالعه قرار دهم.	۰/۵۴
۱۶	هنگامی که سر و صداهایی وجود دارد در فکر کردن مشکل دارم حتی اگر این سر و صداها چندان هم شدید نباشند.	۰/۳۷

در این پژوهش به منظور بررسی روایی سازه در وهله نخست از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. ساختار عاملی که در این روش مد نظر قرار گرفت، ساختار عاملی مستخرج از پژوهش کرفت و همکاران (۲۰۱۹) بود. همانطور که ذکر شد در پژوهش آنان، مقیاس سبک توجه ساختاری دو عاملی (حواسپرتی/اجتناب شناختی (گویه-های ۱۶، ۱۳، ۸، ۹، ۱۲، ۱۰، ۷، ۳، ۱۶) و تمرکز (گویه‌های ۱۵، ۱۴، ۱۱، ۱۰، ۶، ۲) بود و نمره کل نداشت. در روش تحلیل عاملی تأییدی به این موضوع پرداخته می‌شود که

آیا ساختار عاملی مورد نظر پژوهشگران از برازش کافی برخوردار است و مورد تأیید قرار می‌گیرد؟ در ابتدا تمامی سؤالات متناسب با ساختار عاملی مطرح شده وارد تحلیل شد، اما با توجه به اینکه سؤال ۱ بر هر دو عامل بار می‌گرفت و قرار گرفتن آن در تحلیل موجب اشکال در نتایج می‌گردید، از میان سؤالات حذف گردید. شاخص‌های نیکویی برازش مدل به دست آمده در تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. شاخص‌های نیکویی برازش.

IFI	NNFI	NFI	CFI	GFI	RMSEA	χ^2/df	P Value	درجه آزادی	مجذور خی
۰/۸۵	۰/۸۱	۰/۸۳	۰/۸۵	۰/۸۹	۰/۰۹	۵	۰/۰۰۰۱	۷۰	۳۵۱/۲۷

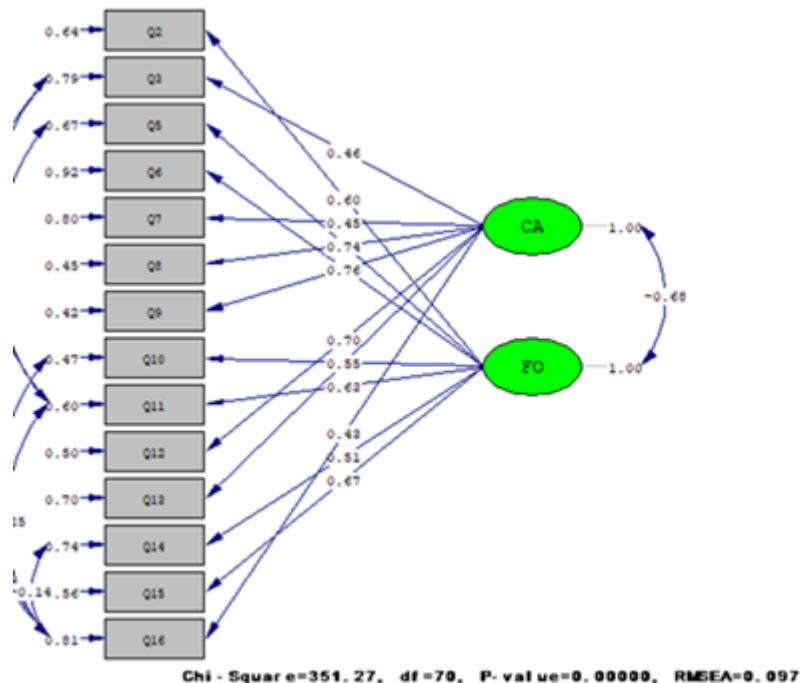
همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود. در این پژوهش برای بررسی برازش مدل به دست آمده از شاخص‌های مجذور خی، خی‌دو نسبی (مجذور خی به درجه آزادی)، RMSEA، GFI، CFI، NFI، NNFI و IFI استفاده شد. در ارزیابی برازش مدل، مجذور خی یک شاخص سنتی و رایج است که عدم معناداری آن در سطح ۰/۰۵ نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است (بارت، ۲۰۰۷). با این حال این شاخص محدودیت‌های قابل توجهی دارد که از جمله بارزترین آنها حجم نمونه است (الکسوپوس و کالاتیزیدیس، ۲۰۰۴). آزمون مجذور خی توان بالایی دارد و هر چه حجم نمونه افزایش یابد توان آزمون افزایش پیدا می‌کند و نتیجه آزمون مجذور خی از نظر آماری معنادار می‌شود حتی اگر مدل با داده‌ها دارای برازش قابل قبول باشد (میزر، گامست و همکاران، ۲۰۱۶). مجذور خی در اصل یک آزمون معناداری آماری است که کاربرد آن در نمونه‌های بزرگ تقریباً همیشه منجر به رد شدن مدل شده و از جهت دیگر در نمونه‌های کوچک توان خود را از دست می‌دهد. برای حل این مشکل و کاهش اثر حجم نمونه، شاخص نسبت مجذور

خی بر درجه آزادی معرفی شد (تاسی، کبولا و همکاران، ۲۰۱۶). خی‌دو نسبی در این مدل برابر با ۵ است. اگرچه این شاخص فاقد مقدار ثابت به عنوان میزان قابل قبول است اما هیر، بلک، بایین و اندرسون (هیر و اندرسون، ۲۰۱۰) تا خی دو نسبی ۵ را نیز قابل قبول می‌دانند. شاخص بعدی RMSEA است و نشانگر این است که خطای اندازه‌گیری در مدل کنترل شده است. میزر و همکاران (میزر، گامست و همکاران، ۲۰۱۶)، بیان می‌کنند که اندازه‌های بیشتر از ۰/۱۰ در این شاخص اغلب غیر قابل قبول هستند. همچنین لوهلین (به نقل از میزر، گامست و همکاران، ۲۰۱۶)

مقدار ۰/۸ تا ۰/۱۰ این شاخص را به معنای برازش متوسط می‌داند. مقدار محاسبه شده آن در این مدل برابر با ۰/۰۹ است و نشانگر برازش مطلوب و قابل قبول آن در پژوهش حاضر است. سایر شاخص‌های نیکویی برازش محاسبه شده عبارتند از GFI، CFI، NFI، NNFI و IFI و به ترتیب برابر هستند با ۰/۸۹، ۰/۸۵، ۰/۸۳، ۰/۸۱ و ۰/۸۵. این شاخص‌ها می‌توانند مقادیری بین ۰ تا ۱ را اتخاذ کنند و هر چه مقدار آنها به ۱ نزدیک‌تر باشد، مدل از

مجموع می‌توان گفت نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مطلوب و مناسب مدل دو عاملی گرفت و همکاران (۲۰۱۹) است (نمودار ۱)، (جدول ۴).

برازش بهتری برخوردار است (الکسوپوس و کالائیزیدیس، ۲۰۰۴) شاخص های ذکر شده همگی بالای ۰/۸۰ هستند که بر برازش مطلوب مدل دلالت دارند. در



نمودار ۱. مدل ۲ عاملی مقیاس سبک توجه و ضرایب استاندارد مسیرها.

جدول ۴. ضرایب غیر استاندارد، استاندارد و t گویه‌ها.

گویه‌ها	ضرایب غیر استاندارد (B)	ضرایب استاندارد (Beta)	t
۲	۰/۷۸	۰/۶۰	۱۲/۴۵**
۳	۰/۵۱	۰/۴۶	۹/۳۴**
۵	۰/۸۵	۰/۷۴	۱۶/۴۸**
۶	۱/۰۲	۰/۷۶	۱۷/۱۴**
۷	۰/۸۵	۰/۴۵	۹/۰۶**
۸	۰/۸۵	۰/۷۴	۱۶/۴۸**
۹	۱/۰۲	۰/۷۶	۱۷/۱۴**
۱۰	۰/۷۲	۰/۵۵	۱۱/۳۷**
۱۱	۰/۷۹	۰/۶۳	۱۳/۴۴**
۱۲	۰/۸۲	۰/۷۰	۱۵/۴۲**
۱۳	۰/۷۲	۰/۵۵	۱۱/۳۷**
۱۴	۰/۷۴	۰/۵۱	۱۰/۳۲**
۱۵	۱/۲۳	۰/۶۷	۱۴/۰۷**
۱۶	۰/۴۹	۰/۴۳	۸/۹۳**

*P<0/01

میانگین واریانس استخراج شده AVE برای عامل حواس پرتی/اجتناب شناختی ۰/۵۲ و برای عامل تمرکز برابر با ۰/۵۳ به دست آمد. میزان قابل قبول AVE مقادیر بزرگتر از ۰/۵ است (هیر و آندرسون، ۲۰۱۰) و نشانگر روایی همگرایی مقیاس و این نکته است که هر گویه فقط عامل خود را اندازه گیری می کند و ترکیب آن ها به گونه ای است که تمام عوامل به خوبی از یکدیگر تفکیک شده اند.

علاوه بر این به منظور بررسی روایی همگرا و روایی واگرایی مقیاس سبک توجه، همبستگی پیرسون با مقیاس کنترل توجه (ACS) و تفکر ارجاعی (PTQ) محاسبه شد. نتایج این بررسی در جدول ۵ درج شده است. عامل حواس پرتی/اجتناب شناختی با کنترل توجه رابطه معکوس و معنادار ($P < ۰/۰۵$) و با تفکر ارجاعی رابطه مثبت و معنادار ($P < ۰/۰۵$) دارد. تمرکز نیز با کنترل توجه رابطه مثبت و معنادار ($P < ۰/۰۵$) و با تفکر ارجاعی رابطه منفی و معنادار دارد. بنابراین روایی همگرا و روایی واگرایی این مقیاس تأیید گردید.

به منظور بررسی اعتبار نسخه فارسی مقیاس سبک توجه ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و ضریب بازآزمایی مورد بررسی قرار گرفت. آلفای کرونباخ برای هر دو عامل برابر با ۰/۷۵ محاسبه گردید. مقدار مناسب آلفا برای اعتبار یک مقیاس بزرگتر از ۰/۷ است (هلمز، هلمز و همکاران، ۲۰۰۶) بنابراین مقدار آلفای محاسبه شده مقیاس حاضر نشان دهنده اعتبار مناسب است. به منظور محاسبه ضریب بازآزمایی، این مقیاس بر ۳۸ نفر از پاسخ دهندگان به فاصله ۱۴ روز پس از پاسخ دهی اولیه اجرا شد. نتایج نشان داد ضرایب بازآزمایی عامل حواس پرتی/اجتناب شناختی برابر با ۰/۸۸ و برای عامل تمرکز برابر با ۰/۷۳ و معنادار بود (جدول ۴). در بررسی اعتبار مرکب CR عوامل مقیاس، مقدار محاسبه شده عامل حواس پرتی/اجتناب شناختی برابر با ۰/۸۱ و برای عامل تمرکز برابر با ۰/۸۴ بود و بر اساس نظر هیر و همکاران (۲۰۱۰) مقادیر بالاتر از ۰/۷ قابل قبول هستند.

جدول ۵. آلفای کرونباخ و همبستگی همگرا و واگرایی عوامل مقیاس سبک توجه.

آلفای کرونباخ	ضریب بازآزمایی	همبستگی پیرسون با مقیاس ACS	همبستگی پیرسون با مقیاس PTQ
عامل اول: حواس پرتی/اجتناب شناختی	۰/۷۵	۰/۸۸	۰/۶۴
sig	-	۰/۰۱	۰/۰۱
عامل دوم: تمرکز	۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۶۵
sig	-	۰/۰۱	۰/۰۱

بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سبک توجه انجام شد. نسخه اولیه این مقیاس به زبان فرانسوی توسط ون کالستر و همکاران (ون کالستر و دی آرگمبو، ۲۰۱۸) و سپس نسخه انگلیسی آن توسط کرفت و همکاران (۲۰۱۹)، از نظر روان‌سنجی بررسی شده بود. با مبنا قراردادن ساختار عاملی نسخه انگلیسی یعنی در نظر گرفتن دو عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی (گویه‌های ۱۶، ۱۳، ۷، ۸، ۹، ۱۲، ۱۳) و تمرکز (گویه‌های ۱۵، ۱۴، ۱۱، ۱۰، ۶، ۵، ۲)؛ از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد تا در صورت عدم تأیید از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شود. دلایل مدنظر پژوهشگران این بود که اولاً مبنای پژوهش حاضر نسخه انگلیسی پرسشنامه سبک توجه بود و این پرسشنامه از زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شده بود و ثانیاً در نسخه انگلیسی از روش تحلیل عاملی اکتشافی به منظور استخراج عوامل استفاده شده بود (بر خلاف نسخه فرانسوی که از تحلیل مؤلفه اصلی استفاده شده بود) و استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی برای استخراج عوامل جمعیت دارد (فراهانی و روشن، ۲۰۲۰).

نتایج به دست آمده حاکی از برازش مطلوب مدل دو عاملی مطرح شده بود. یافته‌ها نشان داد که نسخه فارسی این مقیاس شامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی گویه‌های (۱۶، ۱۳، ۱۲، ۹، ۸، ۷، ۳) و عامل تمرکز گویه‌های (۱۵، ۱۴، ۱۱، ۱۰، ۶، ۵، ۲). این نتایج با پژوهش کرفت و همکاران (۲۰۱۹) مطابقت دارد. البته در نسخه ایرانی این مقیاس سؤال ۱ که متعلق به عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی است حذف شده است زیرا این سؤال بر هر دو عامل بار می‌گرفت و قرار گرفتن آن در تحلیل موجب اشکال در نتایج می‌گردید. بر اساس گفته نانالی (۱۹۹۴) ترجمه نادقیق و یا متفاوت بودن بافت و زمینه‌های

فرهنگی و اجتماعی می‌تواند زمینه‌ساز حذف برخی سؤالات باشد.

وقتی فرد در عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی نمره بیشتری بگیرد به این معنی است که محرک‌های درونی و بیرونی با احتمال بیشتری حواس فرد را پرت کرده و کنترل توجه او را تضعیف می‌کنند. نمرات بالاتر در عامل تمرکز نشانگر این است که فرد توانایی بیشتری دارد تا هنگام انجام کارها ذهن خود را متمرکز کند.

برای بررسی اعتبار مقیاس از ضریب آلفای کرونباخ، ضریب بازآزمایی و اعتبار مرکب CR استفاده شد. نتایج نشان داد آلفای کرونباخ هر دو عامل ۰/۷۵ بود. با توجه به اینکه مقدار مناسب آلفا برای یک مقیاس باید بزرگتر از ۰/۷ باشد، لذا آلفای کرونباخ مقیاس حاضر مطلوب است. همچنین ضریب بازآزمایی حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و عامل تمرکز به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۷۳ گزارش شد و اعتبار مرکب CR عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و تمرکز نیز به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۸۴ بود که در مجموع حاکی از اعتبار مناسب مقیاس حاضر است.

میانگین واریانس اسخراج شده AVE عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و تمرکز به ترتیب برابر با ۰/۸۱ و ۰/۸۴ بود که حاکی از روایی همگرایی مناسب بود. همچنین همبستگی معنادار دو عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و تمرکز با مقیاس کنترل توجه و تفکر ارجاعی از روایی همگرا و روایی واگرایی مقیاس سبک توجه حمایت کرد. این یافته با پژوهش کرفت و همکاران (۲۰۱۹) مبنی بر همبستگی مثبت میان حواس‌پرتی/اجتناب شناختی و تفکر ارجاعی، اضطراب صفت، نگرانی؛ و همبستگی منفی میان تمرکز و مقیاس‌های فوق مطابقت دارد. آنان در پژوهش خود ذکر کردند که عامل حواس‌پرتی/اجتناب شناختی در مقیاس سبک توجه بیش از پرسشنامه کنترل توجه (دربیدی ورید، ۲۰۰۲) که تمرکز و جابه‌جایی توجه را می‌سنجد؛ قدرت پیش‌بینی آسیب‌های روانی را دارد.

از طرف دیگر نمونه این پژوهش جمعیت غیربالینی هستند و این مسأله نیز کاربرد این ابزار را در جمعیت بالینی با محدودیت مواجه می‌سازد. ضمن مدنظر قرار دادن این محدودیت‌ها پیشنهاد می‌شود در گام بعدی این مقیاس در جمعیت‌هایی با ویژگی‌های جمعیت شناختی متنوع و نیز در جمعیت بالینی مورد بررسی قرار گیرد تا دامنه کاربرد آن گسترش یابد.

در پایان نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از تمامی دانشجویانی که در این پژوهش به طور داوطلبانه شرکت کردند تشکر و قدردانی کنند.

منابع

- Abasi, I., Mohammadkhani, P., Pourshahbaz, A., & Dolatshahi, B. (2017). The Psychometric Properties of Attentional Control Scale and Its Relationship with Symptoms of Anxiety and Depression: A Study on Iranian Population. *Iranian journal of psychiatry*, 12(2), 109–117.
- Alexopoulos, D. S., & Kalaitzidis, I. (2004). Psychometric properties of Eysenck personality questionnaire-revised (EPQ-R) short scale in Greece. *Personality and individual Differences*, 37(6), 1205-1220.
- Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual differences*, 42(5), 815-824.
- Borhani dizaji Z, mehrinejad S A, peyvastegar M. (2021) Prediction of Defense Mechanism Styles Based on Executive Functions. *JCP*. 8 (4) :16-28.[Persian].
- Chiniforoushan, F., Azadfallah, P., & Farahani, H. (2020). Psychometric Properties of the Persian Version of the Psychological Adaptation Scale. *Clinical Psychology and Personality*, 17(2), 125-138. [Persian].
- همچنین یافته پژوهش حاضر با پژوهش عباسی و همکاران (۲۰۱۷) مبنی بر رابطه منفی میان کنترل توجه و نگرانی، نشخوار فکری، اضطراب فراگیر، افسردگی و اضطراب اجتماعی همسو است.
- به طور کلی نتایج نشان داد نسخه فارسی مقیاس سبک توجه در جمعیت ایرانی روایی و اعتبار مناسبی دارد، بنابراین ابزار حاضر می‌تواند زمینه انجام پژوهش‌های بیشتر محققین ایرانی در حیطه کنترل توجه و نقش آن در مفهوم سازی آسیب‌شناسی روانی را فراهم کند. از جمله محدودیت‌های این پژوهش این بود که جمعیت مورد مطالعه از میان دانشجویان شهر تهران و به شیوه در دسترس انتخاب شده بود که این مسأله می‌تواند روایی بیرونی و تعمیم پذیری نتایج را محدود کند.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (2013). A first course in factor analysis. Psychology press.
- Corbetta, M., & Shulman, G. L. (2002). Control of goal-directed and stimulus-driven attention in the brain. *Nature reviews neuroscience*, 3(3), 201-215.
- Derakshan, N., & Eysenck, M. W. (2009). Anxiety, processing efficiency, and cognitive performance: New developments from attentional control theory. *European Psychologist*, 14(2), 168-176.
- Derryberry, D., & Reed, M. A. (2002). Anxiety-related attentional biases and their regulation by attentional control. *Journal of abnormal psychology*, 111(2), 225.
- Ehring, T., Zetsche, U., Weidacker, K., Wahl, K., Schönfeld, S., & Ehlers, A. (2011). The Perseverative Thinking Questionnaire (PTQ): Validation of a content-independent measure of repetitive negative thinking. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry*, 42(2), 225-232.
- Eysenck, M. W., Derakshan, N., Santos, R., & Calvo, M. G. (2007). Anxiety and cognitive performance: attentional control theory. *Emotion*, 7(2), 336.

- Farahani, H., & Roshan, R. (2020). Essentials for Developing and Validating Psychological Scales: Guide to Best Practices. *Clinical Psychology and Personality*, 17(2), 197-212. [Persian].
- Ghaedi, F. (1994). Differentiation of self and repetitive negative thinking: the mediating role of learned helplessness. *Differentiation*, 30(05/94). [Persian].
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Babin, B. J., & Black, W. C. (2010). *Multivariate data analysis: A global perspective*: Pearson Upper Saddle River.
- Helms, J. E., Henze, K. T., Sass, T. L., & Mifsud, V. A. (2006). Treating Cronbach's alpha reliability coefficients as data in counseling research. *The counseling psychologist*, 34(5), 630-660.
- Hester, R., Dixon, V., & Garavan, H. (2006). A consistent attentional bias for drug-related material in active cocaine users across word and picture versions of the emotional Stroop task. *Drug and alcohol dependence*, 81(3), 251-257.
- Kraft, J. D., Grant, D. M., Taylor, D. L., Frosio, K. E., Nagel, K. M., & Deros, D. E. (2019). Assessing the psychometric properties of the Attentional Style Questionnaire. *Cognition and Emotion*.
- Kring, A. M., & Sloan, D. M. (Eds.). (2009). *Emotion regulation and psychopathology: A transdiagnostic approach to etiology and treatment*. Guilford Press.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3. Baskı). New York, NY: Guilford.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological methods*, 4(1), 84 [2] Posner, M. I., & Rothbart, M. K. (2007). Research on attention networks as a model for the integration of psychological science. *Annu. Rev. Psychol.*, 58, 1-23.
- Majerus, S., Attout, L., D'Argembeau, A., Degueldre, C., Fias, W., Maquet, P., & Baetens, E. (2012). Attention supports verbal short-term memory via competition between dorsal and ventral attention networks. *Cerebral Cortex*, 22(5), 1086-1097.
- [McEvoy, P. M., Watson, H., Watkins, E. R., & Nathan, P. (2013). The relationship between worry, rumination, and comorbidity: Evidence for repetitive negative thinking as a transdiagnostic construct. *Journal of affective disorders*, 151(1), 313-320.
- Meyers LS, Gamst G, Guarino AJ. *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications; 2016 Oct 28.
- Mogg, K., & Bradley, B. P. (2005). Attentional bias in generalized anxiety disorder versus depressive disorder. *Cognitive therapy and research*, 29(1), 29-45.
- Nunnally, J. C. (1994). *Psychometric theory* 3E. Tata McGraw-hill education.
- Öhman, A., & Soares, J. J. (1998). Emotional conditioning to masked stimuli: expectancies for aversive outcomes following nonrecognized fear-relevant stimuli. *Journal of Experimental Psychology: General*, 127(1), 69.
- Pourmahammadghoochani, K., Ghadampour, E., Yousefvand, M., Padervand, P., & Aj, A. (2019). The Effectiveness of Cognitive-metacognitive strategies training the difference of Problem solving styles and referential thinking in high school female students. *The Journal of New Thoughts on Education*, 15(2), 203-216. [Persian].
- Posner, M. I., & Petersen, S. E. (1990). The attention system of the human brain. *Annual review of neuroscience*, 13(1), 25-42.
- Shafran, R., Lee, M., Cooper, Z., Palmer, R. L., & Fairburn, C. G. (2007). Attentional bias in eating disorders. *International Journal of Eating Disorders*, 40(4), 369-380.
- Tabachnick, B. G., & Fidel, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*, MA: Allyn ve Bacon.

- Tsai, H-W.J., Cebula, K. & Fletcher-Watson, S. (2016). Influences on the psychosocial adjustment of siblings of children with autism spectrum disorder in Taiwan and the United Kingdom. *Research in Autism Spectrum Disorders*: vol 32: pp115-129
- Van Calster, L., D'Argembeau, A., & Majerus, S. (2018). Measuring individual differences in internal versus external attention: The attentional style questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 128, 25-32..
- Van Nes, F., Abma, T., Jonsson, H., & Deeg, D. (2010). Language differences in qualitative research: is meaning lost in translation? *European journal of ageing*, 7(4), 313-316.
- Zhang, Q., Wang, C., Zhao, Q., Yang, L., Buschkuehl, M., & Jaeggi, S. M. (2019). The malleability of executive function in early childhood: Effects of schooling and targeted training. *Developmental science*, 22(2), e12.