Journal of Cognitive Psychology
March 2022, Volume 9, Issue 4

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

Seyede Mansoureh Hakak[1], Ali Fathi-Ashtiani[2*], Hojatollah Farahani [3]

[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). **J**ournal of **C**ognitive **P**sychology. 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 (congnitive 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 alfa 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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

بررسی اعتبار و روایی نسخه فارسی پرسشنامه سبک توجه

سیده منصوره حکاک[۱]، علی فتحی آشتیانی[۲*]، حجت‌الله فراهانی[۳]

۱. کاندیدای دکترای روانشناسی، گروه روانشناسی دانشگاه تربیت مدرس،تهران، ایران.

۲. (نویسندهٔ 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.

تاریخ دریافت
۱۴۰۰/۷/۲

تاریخ پذیرش نهایی
۱۴۰۰/۱۱/۱۳

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

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 واگرای 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 دوعاملی داشته و از روایی و اعتبار لازم برای کاربرد در پژوهش‌های روانشناختی با نمونه ایرانی برخوردار است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

مقدمه

فعالیت های شناختی، انجام وظایف شغلی، کفایت اجتماعی و تنظیم هیجان نیازمند توجه به اطلاعات مهم و حذف اطلاعات گمراه‌کننده است(آنزورث میلر و رابینسون،۲۰۲۱). موارد گفته شده در مراحل مختلف زندگی از جمله دوران دانشجویی حائز اهمیت است. بر اساس یک تعریف کلی و گسترده، توجه[1] هر فرآیند شناختی است که موجب می‌گردد برخی از اطلاعات را از میان سایر اطلاعات انتخاب کنیم(کرینگ و اسلوان، ۲۰۰۶). هرچند محرک‌های درونی و بیرونی بی‌شماری می‌توانند مورد توجه قرار بگیرند اما ظرفیت شناختی انسان آن‌قدر محدود است که نمی تواند تمام آن‌ها 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[2] 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 هرکدام نسبت به محرک-های خاصی حساس است. اول: سیستم توجه معطوف به هدف[3] یا بالا به پایین[4] که در ناحیه کرتکس پیش پیشانی[5] تمرکز دارد و از اهداف فعلی، دانش و انتظارات افراد متأثر است و دوم: سیستم محرک‌محور[6] یا پایین به بالا[7] که در ناحیه گیجگاهی-آهیانه‌ای[8] و کرتکس پیشانی-پیشانی- شکمی[9] قرار دارد و نسبت به محرک‌های برجسته در محیط حساس است(آنزورث و همکاران،۲۰۲۱؛ ماجروس، آتوت، دی آرگمبو، دگلدرو، فیاس 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 می‌گردد 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 نمی‌تواند به طور مناسبی توجه خود را به فعالیت جاری و هدفمند معطوف کند و محرک-های درونی و بیرونی، به راحتی حواسش را پرت می‌کنند. این مسأله می‌تواند 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 محرک‌های تهدید آور گردد و تمرکز بر فعالیت جاری کاهش یابد، لذا از بازداری اطلاعات نامربوط ناتوان می‌گردد. بنابراین کنترل توجه فرد را تضعیف می کند. این مسأله می‌تواند عامل خطری برای ایجاد اضطراب بیمارگون باشد، زیرا مانع از رهاسازی توجه از اطلاعات تهدیدکننده و نگرانی می شود. به همین دلیل محرک‌های بیرونی و درونی خصوصاً محرک‌های تهدید آور راحت‌تر حواس افراد مضطرب را پرت می‌کنند(آیزنک و درخشان، ۲۰۰۷).

با توجه به اینکه توجه بنیادی‌ترین عملیات شناختی است و پژوهشگران بر این عقیده‌اند که کارکردهای اجرایی(از جمله توجه) یک عنصر ضروری برای تنظیم هیجانات هستند(فاستر،۱۹۹۷ به نقل از برهانی دیزجی، مهری نژاد و پیوسته‌گر،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 پژوهش‌ها نقش کنترل توجه در آسیب‌شناسی روانی مورد

[1] attention
[2] Central executive
[3] Goal-directed
[4] Top-down
[5] Prefrontal
[6] Stimulus-driven
[7] Bottom-up
[8] Temporo-parietal
[9] Ventral frontal

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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 اختلال های 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 محرک های 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[1]، جابجایی[2]و رهاسازی[3]؛ 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 علی رغم 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 محرک های 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 می تواند در برداشت پاسخ‌دهندگان و نتیجه پژوهش مؤثر باشد. زیرا پس از ترجمه معنا، دلالت ضمنی و ترکیب جملات می تواند تغییر کند(ون نس و آبما، ۲۰۱۰). همچنین در پژوهش ون کالستر و همکاران(۲۰۱۸) از تحلیل مؤلفه های 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 می تواند 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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

پژوهش ون کالستر و همکاران (۲۰۱۸) مبنای معناداری را بار عاملی بیش از ۰/۵۰ در نظر گرفتند اما کرفت و همکاران (۲۰۱۹) با توجه به منابعی مانند تاکنیک و فیدل (۲۰۰۱) بار عاملی بیش از۰/۳۲ را معنادار در نظر گرفتند. همچنین می‌توان گفت که اجرای مقیاس بر نمونه‌ای با زبان، فرهنگ و زمینه اجتماعی متفاوت می-تواند 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 سوال 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 شاخص های توصیفی ضرایب اعتبار، روایی و تحلیل ساختار عاملی برای برآورد ویژگی های روان‌سنجی مقیاس سبک توجه استفاده شده است.

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه دانشجویان دانشگاه‌های تربیت مدرس، شهید بهشتی و تهران بودند که در سال 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 اندازه گیری را کاهش و مانایی ساختار عاملی ابزار را می افزاید (فراهانی و روشن، ۲۰۲۰). لذا ۴۲۶ نفر به عنوان نمونه در نظر گرفته شد که متشکل از ۳۱۷ دختر و ۱۰۹پسر با میانگین سنی ۲۶/۰۳ و انحراف معیار۷/۱۸ سال بود.

ابزارهای پژوهش: پرسشنامه سبک توجه[1](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 سوالِ ۱۷،۱۴،۵،۴ و ۳ حذف گردید. زیرا بار عاملی آن معنادار نبود (زیر۰/۵۰ 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

[1] Attentional style Questionnaire

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

درونی (۷ سؤال) و کنترل توجه بیرونی (۵ سؤال) است که بر روی طیف لیکرتی ۶ درجه‌ای (از ۱= کاملاً مخالفم تا ۶ =کاملا موافقم)پاسخ داده می‌شود. این ابزار همچنین توسط کرفت 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=۰/۹۵۲، RMSEA=۰/۰۶۷، SRMR=۰/۰۸۱).

۲-پرسشنامه کنترل توجه[1] (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 ۰/۸۸و پایایی خرده مقیاس‌ها با شیوه ضریب بازآزمایی به ترتیب ۰/۷۵ و۰/۴۵ 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[2] (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 و سه زیر مقیاس تفکر منفی تکراری، ناکارآمدی ادراک-شده و تسخیر ظرفیت روانی توسط افکار منفی تکراری تشکیل شده است. نمره‌گذاری به صورت طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای از هرگز (۰) تا همیشه (۴) صورت گرفته است. آلفای کرونباخ برای کل آزمون ۹۵/ ۰گزارش شده است(پور محمد قوچانی و قدم پور، ۲۰۱۹). پایایی این پرسشنامه را قائدی و همکاران (۱۹۹۴) با استفاده از آلفای کرونباخ۰/۸۹ 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

[1] Attention Control Scale
[2] Perseverative Thinking Questionnaire

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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 کرفت 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 ورید، 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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

یافته‌ها

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 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.

جدول۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی

متغیرها		فراوانی	درصد
جنس	دختر	۳۱۷	۷۴/۴۱
	پسر	۱۰۹	۲۵/۵۸
تحصیلات	کارشناسی	۱۸۸	۴۴/۱۳
	کارشناسی ارشد	۱۶۶	۳۸/۹۶
	دکترا	۷۲	۱۶/۹۰
وضعیت تاهل	مجرد	۳۴۹	۸۱/۵
	متاهل	۷۲	۱۶/۸
	جدا شده	۵	۱/۲
وضعیت شغلی	شاغل	۱۰۹	۲۵/۵
	غیرشاغل	۳۱۷	۷۴/۱

جدول۲.همبستگی گویه ها با نمره کل تصحیح شده[1]

گویه	عبارت	همبستگی با نمره کل تصحیح شده
۲	به طور کلی من به کنترل‌کردن 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 کارکردن 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 خطور 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 می توانم به سهولت محیط اطرافم را نادیده بگیرم.	۰/۶۱

[1] Corrected item total correlation

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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 می دهم.	۰/۴۲
۱۴	من به سهولت می‌توانم حواسم را بر کاری متمرکز کنم حتی اگر در اتاقی 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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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-های۱۳،۱۲،۹،۸،۷،۳،۱،۱۶) و تمرکز (گویه‌های ۱۵،۱۴،۱۱،۱۰،۶،۵،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 ۱بر هر دو عامل بار می-گرفت 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 درجدول ۳ نشان داده شده است.

جدول۳. شاخص‌های نیکویی برازش.

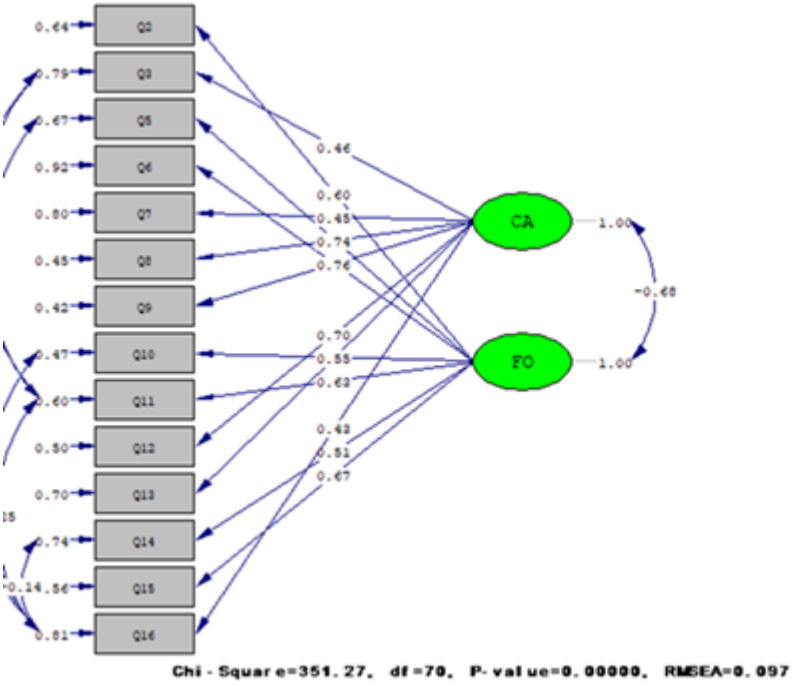
مجذور خی	درجه آزادی	P Value	χ2/df	RMSEA	GFI	CFI	NFI	NNFI	IFI
۳۵۱/۲۷	۷۰	۰/۰۰۰۱	۵	۰/۰۹	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۸۵

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 نمونه های کوچک توان خود را از دست می دهد. 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،بابین و اندرسون(هیر و آندرسون، ۲۰۱۰) تا خی دو نسبی ۵ را نیز قابل قبول می‌دانند. شاخص بعدیRMSEA است و نشانگر این است که خطای اندازه گیری در مدل کنترل شده است. میرز و همکاران(میزر، گامست و همکاران، ۲۰۱۶)، بیان می کنند که اندازه های 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 تا۰/۱۰ 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 و۰/۸۵. این شاخص‌ها می‌توانند مقادیری بین ۰ تا ۱ را اتخاذ کنند و هر چه مقدار آنها به ۱ نزدیک‌تر باشد، مدل از

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

برازش بهتری برخوردار است(الکسوپوس و کالایتزیدیس،۲۰۰۴) شاخص های ذکر شده همگی بالای ۰/۸۰ هستند که بر برازش مطلوب مدل دلالت دارند. در مجموع می‌توان گفت نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مطلوب و مناسب مدل دو عاملی کرفت و همکاران(۲۰۱۹)است(نمودار۱)،(جدول۴).



نمودار۱. مدل۲عاملی مقیاس سبک توجه و ضرایب استاندارد مسیرها.

جدول ۴. ضرایب غیر استاندار،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

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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 همگرای مقیاس و این نکته است که هر گویه فقط عامل خود را اندازه‌گیری می‌کند و ترکیب آن‌ها به گونه‌ای است که تمام عوامل به‌خوبی از یکدیگر تفکیک شده‌اند.

علاوه بر این به منظور بررسی روایی همگرا و روایی واگرای 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 واگرای 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 ۰/۷۵محاسبه گردید. مقدار مناسب آلفا برای اعتبار یک مقیاس بزرگتر از ۰/۷است (هلمز، هلمز و همکاران، ۲۰۰۶) بنابراین مقدار آلفای محاسبه شده مقیاس حاضر نشان‌دهنده اعتبار مناسب است. به منظور محاسبه ضریب بازآزمایی، این مقیاس بر ۳۸ نفر از پاسخ-دهندگان به فاصله ۱۴ روز پس از پاسخ‌دهی 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.

جدول۵. آلفای کرونباخ و همبستگی همگرا و واگرای عوامل مقیاس سبک توجه.

	آلفای کرونباخ	ضریب بازآزمایی	همبستگی پیرسون با مقیاس ACS	همبستگی پیرسون با مقیاس PTQ
عامل اول: حواسپرتی/ اجتناب شناختی	۰/۷۵	۰/۸۸	-۰/۶۴	۰/۶۰
sig	-	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
عامل دوم:تمرکز	۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۶۵	-۰/۴۳
sig	-	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

بحث و نتیجه‌گیری

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،۱،۳،۷،۸،۹،۱۲،۱۳) و تمرکز (گویه‌های ۲،۵،۶،۱۰،۱۱،۱۴،۱۵)؛ 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. یافته ها نشان داد که نسخه فارسی این مقیاس شامل حواس‌پرتی/ اجتناب شناختی گویه‌های (۳،۷،۸،۹،۱۲،۱۳،۱۶) و عامل تمرکز گویه-های(۲،۵،۶،۱۰،۱۱،۱۴،۱۵). این نتایج با پژوهش کرفت و همکاران(۲۰۱۹) مطابقت دارد. البته در نسخه ایرانی این مقیاس سؤال ۱ که متعلق به عامل حواس پرتی/ 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 می کنند. 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 مرکبCR استفاده شد. نتایج نشان داد آلفای کرونباخ هر دو عامل ۰/۷۵بود. با توجه به اینکه مقدار مناسب آلفا برای یک مقیاس باید بزرگتر از ۰/۷باشد، لذا آلفای کرونباخ مقیاس حاضر مطلوب است. همچنین ضریب بازآزمایی حواسپرتی/ اجتناب شناختی و عامل تمرکز به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۷۳گزارش شد و اعتبار مرکبCR 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 شدهAVE عامل حواس‌پرتی/ اجتناب شناختی و تمرکز به ترتیب برابر با ۰/۸۱ و۰/۸۴ بود که حاکی از روایی همگرای مناسب بود.همچنین همبستگی معنادار دو عامل حواس پرتی/ اجتناب شناختی و تمرکز با مقیاس کنترل توجه و تفکر ارجاعی از روایی همگرا و روایی واگرای 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 (دریبدی ورید، ۲۰۰۲) که تمرکز و جابه‌جایی توجه را می‌سنجد؛ قدرت پیش‌بینی آسیب‌های روانی را دارد.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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 محدودیت های 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.

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 محدودیت ها 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].

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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

. 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., & Balteau, 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 multivarite statistics, MA: Allyn ve Bacon.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]

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.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-11-06]