

بررسی ساختار عاملی، اعتبار و پایایی فرم فارسی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1)
*Investigating Reliability, Validity and Factor Structure of the Persian Version of the Cognitive
Attentional Syndrome (CAS-1)*

Hossein Farrokhi (Corresponding author)
Ph.D. student of psychology, Faculty of psychology and
Education Science, University of Ferdowsi, Mashhad, Iran
Email: Hossein.farrokhi110@gmail.com

Faramarz Sohrabi
Profesor of Clinical Ppschology, Faculty of psychology
and education Science, University of AllamehTabataba'i,
Tehran, Iran

حسین فرخی (نویسنده مسئول)
دانشجوی دکتری روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه
فردوسی، مشهد، ایران Hossein.farrokhi110@gmail.com
فرامرز سهرابی
استاد روانشناسی بالینی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه
طباطبائی، تهران، ایران

Abstract

Aim: The aim of the present research was to examine the validity, reliability and factor structure of Cognitive Attentional Syndrome Scale (CAS-1). **Method:** In this descriptive study, 472 undergraduate students of Allamehtabataba'i University were randomly selected, and the Cognitive Attentional Syndrome Scale was administered to them. **Results:** The reliability of the (CAS-1) was analyzed using Cronbach's alpha and retest method with a 50day interval and its correlation coefficients were 0.89 and 0.84 at significant level ($P < 0.001$) respectively. Validity of the (CAS-1) was estimated using factor analysis and construct validity method with implementation of (MCQ-30) and (RRS) questionnaire. There was a positive and significant correlation coefficient between the (CAS-1) and (MCQ-30) questionnaires (0.866) and with (RRS) questionnaire (0.898) at significant level ($P < 0.001$). Also, the results of exploratory factor analysis show that the four factors of concern, threatening, coping behaviors, and trust to metacognitive beliefs for the Cognitive Attentional Syndrome Scale account for 77% of variance. **Conclusion:** According to the results of this study, (CAS-1) has the psychometric properties to be utilized in psychological research and clinical diagnosis.

Keywords: Reliability, Validity, Factor Structure, Cognitive Attentional Syndrome Scale (CAS-1)

چکیده

هدف: هدف این پژوهش، بررسی روایی و ساختار عاملی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) بود. **روش:** در این پژوهش توصیفی، ۴۷۲ نفر از دانشجویان دوره کارشناسی دانشگاه علامه طباطبائی بصورت تصادفی انتخاب شدند و مقیاس سندرم شناختی-توجهی روی آنها انجام شد. **یافته‌ها:** پایایی مقیاس سندرم شناختی-توجهی با استفاده از روش آلفای کرونباخ و بازآزمایی با فاصله زمانی ۵۰ روزه مورد تحلیل قرار گرفت و ضرایب همبستگی آن به ترتیب ۰/۸۹ و ۰/۸۴ به دست آمد. روایی مقیاس سندرم شناختی-توجهی با استفاده از روش تحلیل عاملی و روایی سازه با اجرای پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS) برآورد شد. بین مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) با پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS) ضریب همبستگی مثبت و معنادار (۰/۸۶۶) و (۰/۸۹۸) در سطح معناداری ($P < 0/001$) به دست آمد. همچنین نتایج تحلیل عامل اکتشافی نشان می‌دهد که چهار عامل نگرانی و اندیشناکی، تهدیدپایی، رفتارهای مقابله‌ای و میزان اعتقاد به باورهای فراشناختی را برای مقیاس سندرم شناختی-توجهی در کل ۷۷ درصد از واریانس را تبیین می‌کند. **نتیجه گیری:** طبق نتایج این پژوهش، مقیاس سندرم شناختی-توجهی واجد ویژگی‌های روانسنجی مورد نیاز برای کاربرد پژوهش‌های روان شناختی و تشخیص‌های بالینی است.

کلید واژه‌ها: اعتبار، پایایی، ساختار عاملی، مقیاس سندرم شناختی-توجهی

مقدمه

در سال‌های اخیر بر نقش فرآیندهای مشترک، مثل توجه و حافظه، در تشخیص اختلالات روانی بطور قراوان تاکید شده است (هاروی^۱ و همکاران، ۲۰۰۸). میزان بالای همبودی بین اختلالات روان شناختی، خصوصاً میزان افسردگی اساسی (MDD) و اختلالات اضطرابی، منجر به پژوهش در مورد مکانیسم‌ها و عوامل مشترک مسئول شده است (ارینگ و واتکینز^۲، ۲۰۰۸). در این بین، فرآیندهای مشترک متعددی به عنوان مکانیسم‌های مؤثر در همبودی میان اختلالات گوناگون شناخته شده‌اند که از میان آن‌ها می‌توان به نشخوار فکری، نگرانی، استدلال، افکار و رفتار اشاره کرد (موسز و بارلو^۳، ۲۰۰۶). برخی از پژوهشگران مانند ولز^۴ و همکاران (۲۰۰۹) توانسته‌اند با گردآوری این فرآیندها در کنار یکدیگر تحت عنوان نشانگان شناختی-توجهی (CAS) و بررسی نقش این فرآیندها در ایجاد و تداوم اختلالات روان شناختی، مداخلات درمانی طراحی کنند که بتوانند در زمان کوتاه‌تر، به میزان بهبودی بالاتری دست پیدا کنند (ولز و همکاران، ۲۰۱۰؛ وندرهیدن^۵ و همکاران، ۲۰۱۲).

بر طبق مدل فراشناختی اختلالات روان شناختی (مدل کارکرد اجرایی خودتنظیمی؛ S-REF) افراد به این دلیل در دام اختلال روانی گرفتار می‌شوند که در دور باطلی به نام نشانگان شناختی-توجهی گیر می‌افتند. در واقع، اصل بنیادین مدل فراشناختی آن است که اختلال روان شناختی با فعال شدن نوعی سبک تفکر ناسازگارانه در ارتباط است که ولز و متیوس (۲۰۰۹) آن را سندرم شناختی-توجهی می‌نامند. این نشانگان، شامل نوعی تفکر تکرار شونده به صورت نگرانی، نشخوار فکری، توجه متمرکز بر تهدید و راهبردهای مقابله‌ای ناسازگارانه است. پیامدهای این نشانگان در درازمدت منجر به تداوم اختلال روانی و تشدید هیجان‌های منفی می‌شود؛ به عنوان مثال، از آنجایی که نشخوار فکری و نگرانی همواره دارای سوگیری هستند، توجه فرد را بر اطلاعات منفی متمرکز می‌کنند و بدین وسیله موجب ادراک تحریف شده‌ای از خود و جهان می‌گردند و یا موجب فعال سازی و تداوم احساس تهدید شده و از این رو اضطراب و افسردگی را برای مدت طولانی تداوم می‌بخشند (ولز، ۲۰۰۹).

نتایج پژوهش‌های بی شماری بر نقش مؤلفه‌های نشانگان شناختی-توجهی در ایجاد و تداوم اختلالات روان شناختی صحه می‌گذارند. برای مثال یافته‌های پژوهشی دوپای و لادوسر^۶ (۲۰۰۸)، هونگ^۷ (۲۰۰۷)، موریس^۸ و همکاران (۲۰۰۵)، مک لاگین و نولن-هوکسما^۹ (۲۰۱۱) و واتکینز^{۱۰} (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که نمرات افراد در مقیاس‌های نشخوار فکری و نگرانی، پیش بینی کننده‌ی افسردگی و اضطراب آنها است. همچنین، پرادوس^{۱۱} (۲۰۱۱) نیز با مروری که بر چندین پژوهش داشت، پی برد نگرانی در ۴۰ درصد تا ۶۰ درصد از موارد اختلالات اضطرابی، اختلالات خلقی، اختلالات جسمانی شکل و اختلالات طیف اسکیزوفرنی حضور دارد. علاوه بر این، نتایج دو پژوهش، بیان کننده‌ی آن است که نگرانی علاوه بر آن که خصوصیات اصلی اختلال اضطراب فراگیر (GAD) است، در

1. Harvey
2. Ehrling & Watkins
3. Moses & Barlow
4. Wells
5. Van der Heiden
5. Dupuy & Ladouceur
6. Hong
7. Muris
8. McLaughlin & Nolen-Hoeksema
9. Watkins
10. Prados

اختلالات دیگر مثل اضطراب اجتماعی، اختلال وسواسی-اجباری و افسردگی نیز نقش مهمی را ایفا می‌کنند (اولاتونجی^۱ و همکاران، ۲۰۱۱؛ کاواجا و مک ماهون^۲، ۲۰۱۱). سرانجام، دیکسون، سیسلا و ریلی^۳ (۲۰۱۲) پی بردند که می‌توان با توجه به نمرات بیماران در نشخوار فکری و نگرانی، میزان اضطراب روزانه، اجتناب شناختی و رفتاری آنها را پیش بینی کرد.

در واقع، نشخوار فکری و نگرانی بطور خودکار توجه بیمار را به محرک‌هایی سوق می‌دهد که با محتوای نگرانی و نشخوار فکری هماهنگ باشد. این امر در درازمدت منجر به سوگیری توجه شده و محتوای باورهای تشکیل دهنده‌ی نگرانی و نشخوار فکری را تقویت می‌کند. در همین راستا، نتایج پژوهش‌های گوناگون مویده نقش مؤثر سوگیری توجه در ایجاد اختلالات روان شناختی می‌باشد (ولز و فیشر، ۲۰۱۵). پس از آن که بیمار درگیر نشخوار فکری، نگرانی و سوگیری توجه شد و در دور باطل سندرم شناختی-توجهی به دام افتاد، دست خوش هیجان‌های منفی و آزار دهنده‌ای می‌گردد و برای خلاص شدن از این شرایط و به منظور نظم جویی هیجان، دست به روش‌های مقابله‌ای مثل اجتناب، استفاده از مواد و الکل می‌زند.

با توجه به اهمیت سندرم شناختی-توجهی (CAS) در بروز و تداوم مشکلات روان شناختی، استفاده از پرسشنامه‌ای معتبر که از نظر ساختاری و روان سنجی تأیید شده باشد ضروری به نظر می‌رسد؛ به ویژه اینکه پرسشنامه در موقعیت‌های بالینی، در تشخیص اختلالات هیجانی، مؤثر بوده است (ولز، ۲۰۰۹).

پرسشنامه‌هایی از این دست که برای طراحی روش‌های درمانی مناسب و شناسایی سازوکارهای موجد اختلالات مناسبند، ارزش بالایی برای درمانگران و پژوهشگران حوزه بالینی دارند. از این رو، در پژوهش حاضر نیز تلاش شد تا با بهره‌گیری از روش‌های بازآزمایی و آلفای کرونباخ و تحلیل عاملی، ویژگی‌های روان سنجی مقیاس سندرم شناختی-توجهی در نمونه‌ای ایرانی بررسی گردد تا در صورت مناسب بودن آن، ابزار کارآمدی در اختیار متخصصان این حوزه جهت شناسایی راهبردهای افراد در مقابله با اختلالات قرار گیرد.

روش

طرح پژوهش حاضر توصیفی و همبستگی است. جامعه آماری این پژوهش، تمام دانشجویان دوره کارشناسی دانشگاه علامه طباطبائی را در بر می‌گرفت که در سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶ در رشته‌های مختلف، شاغل به تحصیل بودند. با استفاده از روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای ۴۷۲ نفر انتخاب و پرسشنامه روی آنها اجرا گردید. در نمونه‌گیری، دانشکده‌ها و رشته‌ها جزو نمونه قرار گرفتند، سپس کلاس‌ها و در نهایت، دانشجویان به صورت تصادفی انتخاب شدند. تعداد دختران ۲۰۲ نفر و میانگین سنی آنها ۲۰/۸ (انحراف معیار ۲/۵ و دامنه ۱۸-۲۵) و تعداد پسران ۲۷۰ نفر و میانگین سنی آنها ۲۱/۷ (انحراف معیار ۲/۳ و دامنه ۱۸-۲۶) بود. رضایت آزمودنی‌ها برای شرکت در آزمون جلب شد و افرادی که علاقه مند به همکاری در مطالعه بودند و در پژوهش شرکت داده شدند.

ابزار

در این پژوهش از سه ابزار اندازه‌گیری استفاده شد که عبارت بودند از:

۱. مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-I): مقیاس سندرم شناختی-توجهی، مقیاسی ۱۶ ماده‌ای است که به منظور ارزیابی فعال شدن سندرم شناختی-توجهی توسط ولز (۲۰۰۹) ایجاد شده است. مقیاس سندرم شناختی-توجهی ۱۶ سؤال ۹ درجه‌ای دارد که

1. Olatunji
2. Khawaja & McMahon
3. Dickson & Ciesla & Reilly

برحسب مقیاسی لیکرتی از ۰ تا ۸ درجه بندی می‌شود. در حال حاضر، داده‌های محدودی برای حمایت از خصوصیات روان‌سنجی این مقیاس وجود دارد. کسب نمرات بالاتر در این مقیاس نشانه‌ی فعال‌سازی بیشتر سندرم شناختی-توجهی می‌باشد.

۲. پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30): این ابزار به منظور سنجش چند عنصر فراشناختی طراحی شده است. پرسشنامه فراشناختی یک مقیاس ۳۰ سوالی خود گزارشی است که حیطه‌های فراشناختی زیر را در پنج مقیاس جداگانه اندازه‌گیری می‌کند:

- ۱- باورهای مثبت درباره نگرانی، ۲- باورهای منفی درباره نگرانی که با کنترل ناپذیری و خطر مرتبط هستند، ۳- اطمینان شناختی ضعیف، ۴- لزوم کنترل افکار و ۵- خودآگاهی شناختی (ولز، ۲۰۰۹). این مقیاس بر پایه مدل کارکرد اجرایی خود نظم بخش ولز و متیوس درباره اختلالات هیجانی ساخته شده است. سؤالات بر روی یک مقیاس لیکرتی از موافق نیستم=۱ تا کاملاً موافقم=۴ پاسخ داده می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ خرده مقیاس آن از ۰/۷۲ تا ۰/۹۳ گسترده است. همبستگی باز آزمایی در فاصله زمانی ۲۲ تا ۱۱۸ روز برابر با نمره‌ی کلی ۰/۷۵ می‌باشد (ولز و کاترایت-هاتن، ۲۰۰۴). شیرین زاده دستگیری (۱۳۸۷)، ضریب همسانی درونی آن را به کمک ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۱؛ و برای خرده مقیاس‌های آن در دامنه ۰/۷۱ تا ۰/۸۷؛ و اعتبار باز آزمایی این آزمون را در فاصله چهار هفته‌ای برای کل مقیاس ۰/۷۳ گزارش کردند.
۳. پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS): مقیاس سبک پاسخ نشخواری زیر مقیاسی از پرسشنامه سبک‌های پاسخ نولن-هوکسما و مورو (۱۹۹۱) می‌باشد. این مقیاس دارای ۲۲ سؤال ۴ گزینه‌ای لیکرت است که برای دستیابی به نشخواری فکری طراحی شده است. ترینور و همکاران (۲۰۰۳)، ضریب آلفای این مقیاس را ۰/۹۰، اعتبار باز آزمایی را ۰/۶۸ گزارش کرده‌اند (به نقل از یوک^۱ و همکاران، ۲۰۱۰).

یافته‌ها

به منظور تعیین پایایی مقیاس همجوشی فکر از روش‌های باز آزمایی و ثبات درونی استفاده شد. باز آزمایی: به منظور تعیین پایایی باز آزمایی، مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) در فاصله زمانی ۵۰ روزه دوبار بر روی نمونه مورد مطالعه اجرا شد. ضریب پایایی مقیاس ۰/۸۴ به دست آمد که در سطح ($P < 0/001$) معنادار بود (جدول ۱).

جدول ۱: ضریب پایایی باز آزمایی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1)

جنسیت	زنان		مردان		کل	
	تعداد	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	انحراف معیار
موقعیت اجرا						
اجرای اول	۲۰۴	۵۵/۴۳	۱۲/۸۷	۲۶۸	۵۵/۴۳	۱۴/۹۵
اجرای دوم	۲۰۴	۵۵/۱۲	۱۱/۶۵	۲۶۸	۵۶/۵۶	۱۵/۳۴
ضریب همبستگی بین اجرای اول و دوم	۰/۸۳۲		۰/۷۹۸		۰/۸۴۲	

ثبات درونی: برای محاسبه ثبات درونی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد که برابر بود با ۰/۸۹ بود که در سطح ($P < 0/001$) معنادار است.

به منظور تعیین روایی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) از روش روایی سازه و تحلیل عاملی استفاده شد. تحلیل عاملی: ابتدا برای بررسی اینکه حجم نمونه انتخاب شده برای تحلیل عاملی کافی است یا خیر؟ از آزمون کفایت نمونه برداری کیزر-می‌یر-الکین و برای اینکه مشخص شود همبستگی بین مواد آزمون در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون کرویت بارتلت

استفاده شد. با توجه به اینکه حداقل میزان مورد پذیرش (KMO) ۰/۶ است، در این پژوهش ۰/۸۷۷ بدست آمد که نشان دهنده مناسب بودن حجم نمونه انتخاب شده برای انجام تحلیل عاملی است. همچنین آزمون کرویت بارتلت در سطح ۰/۹۹ اطمینان معنادار است. این نتیجه در پژوهش حاضر، حاکی است که سؤالات مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) برای تشکیل عوامل دارای همبستگی کافی است، بنابراین به کارگیری روش تحلیل عاملی مجاز بود. نتایج تحلیل عامل اکتشافی با استفاده از روش چرخش واریماکس در جدول (۲ و ۳) نشان داد مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) در کل ۷۷٪ از واریانس را تبیین می کند که در برگیرنده ۴ عامل است.

جدول ۲: مجموع واریانس تبیین شده تحلیل عامل مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1)

عوامل	مجموع مجذور بارهای استخراج شده قبل از چرخش		مجموع مجذور بارهای استخراج شده بعد از چرخش	
	ارزش ویژه	درصد واریانس	ارزش ویژه	درصد واریانس
عامل اول	۹/۶۲۲	۵۰/۴۵۵	۹/۴۳۴	۲۸/۸۶۷
عامل دوم	۵/۳۴۲	۳۰/۶۵۶	۵/۰۹۹	۴۵/۵۴۶
عامل سوم	۵/۲۱۱	۲۹/۵۴۳	۵/۷۶۸	۴۶/۶۵۶
عامل چهارم	۴/۸۹۸	۱۹/۳۴۴	۴/۷۸۹	۷۷/۳۴۳

جدول ۳: بارهای عاملی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1)

عامل	عامل			
	۱	۲	۳	۴
۱. در هفته گذشته، چه مدت زمان صرف نگرانی یا تفکر زیاد درباره‌ی مشکلاتتان کردید؟	۰.۷۷			
۲. در هفته گذشته، چه مدت زمان به مسائل تهدیدبرانگیز (برای مثال، علایم، افکار و خطر) توجه نمودید؟	۰.۷۹			
۳. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی‌تان، از اجتناب از موقعیت‌ها به چه میزان استفاده کردید؟	۰.۷۷			
۴. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی‌تان، از مصرف الکل و دارو به چه میزان استفاده کردید؟	۰.۷۶			
۵. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی‌تان، از تلاش برای کنترل هیجان‌ها به چه میزان استفاده کردید؟	۰.۷۸			
۶. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی‌تان، از تلاش برای فکر نکردن به مشکلات به چه میزان استفاده کردید؟	۰.۸۲			
۷. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی‌تان، از اطمینان جویی از دیگران به چه میزان استفاده کردید؟	۰.۷۸			
۸. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی‌تان، از کنترل علایم به چه میزان استفاده کردید؟	۰.۷۷			
۹. باور نگرانی بیش از حد، می‌تواند به من صدمه بزند را چقدر قبول دارید؟	۰.۸۰			
۱۰. باور هیجان‌های شدید خطرناکند را چقدر قبول دارید؟	۰.۷۴			
۱۱. باور نمی‌توانم افکارم را کنترل کنم را چقدر قبول دارید؟	۰.۷۲			
۱۲. باور برخی افکار، باعث می‌شوند عقلم را از دست بدهم را چقدر قبول دارید؟	۰.۹۰			
۱۳. باور نگرانی به من کمک می‌کند تا با مشکلات مقابله کنم را چقدر قبول دارید؟	۰.۸۷			
۱۴. باور تمرکز بر تهدیدهای بالقوه، می‌تواند امنیتم را تضمین کند را چقدر قبول دارید؟	۰.۸۷			
۱۵. باور کنترل افکارم، مسئله مهمی است را چقدر قبول دارید؟	۰.۸۷			
۱۶. باور تحلیل مشکلاتم، به حل آنها کمک خواهد کرد را چقدر قبول دارید؟	۰.۸۹			

طبق جدول (۲) و جدول (۳) سؤالات مربوط به زمان درگیری افراد با نگرانی و اندیشناکی به عنوان عامل اول، بالاترین درصد واریانس (۲۸/۸۶۷) و عامل دوم تهدیدیابی (۴۵/۵۴۶)، و عامل سوم رفتارهای مقابله‌ای (۴۶/۶۵۶) و کمترین درصد واریانس مربوط به عامل چهارم میزان اعتقاد به باورهای فراشناختی (۷۷/۳۴۳) است. این تحلیل عاملی نشان داد که خرده مقیاس‌های جداگانه مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) به تنهایی در برخی از موارد ممکن است جنبه‌های مختلفی از سندرم را بسنجند.

روایی سازه: به منظور تعیین روایی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) از روش روایی سازه با اجرای پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS) استفاده شد. همان طور که قبلاً اشاره شد، پایایی و روایی این دو پرسشنامه در مطالعات متعددی به اثبات رسیده است. نتایج نشان داد که ضریب همبستگی بین نمرات گروه مورد مطالعه در مقیاس

سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) و پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) برابر با ۰/۸۶۶ و پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS) برابر با ۰/۸۹۸ است که در سطح ($P < 0/001$) معنادار می‌باشد (جدول ۴).

جدول ۴: همبستگی بین مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) و پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS)

مقیاس‌ها	مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1)	پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30)
پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30)	۰/۸۶۶	-
پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS)	۰/۸۹۸	۰/۸۸۹

بحث و نتیجه گیری

سندرم شناختی-توجهی در دهه اخیر مورد توجه روانشناسان و روانپزشکان بوده و مطالعات اخیر در حوزه سبب‌شناسی و درمان اختلالات روان شناختی، پژوهشگران را به اندازه گیری آن علاقه مند کرده است. اخیراً سندرم شناختی-توجهی مبنای قسمتی از اندازه گیری‌های روان شناختی قرار گرفته است. یک تعریف عملیاتی از سندرم شناختی-توجهی، مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) است که توسط ولز برای ارزیابی نگرانی‌ها، تهدیدها، راهبردهای فراشناختی که به فرمول بندی و درمان فراشناختی اختلالات روان شناختی مربوط می‌شود، طراحی کرد. سندرم شناختی-توجهی، از طریق ابزار ۱۶ ماده‌ای که دارای یک مقیاس واحد است، ارزیابی می‌شود. هدف این پژوهش بررسی میزان پایایی و روایی نسخه فارسی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) در دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه علامه طباطبائی بود. یافته‌ها حاکی از پایایی و روایی مناسب مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) است. همان طور که اشاره شد در این مطالعه پایایی مقیاس با روش باز آزمایی که به مدت ۵۰ روز دوبار از نمونه گرفته شد، پایایی (۰/۸۴) بدست آمد و ثبات درونی مقیاس با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ (۰/۸۹) به دست آمد که ضریب رضایت بخش و معنادار می‌باشد. این یافته با نتایج پژوهش‌های ولز (۲۰۰۹)، فرگاس، باردین و اورکات (۲۰۱۲) که پایایی و آلفای کرونباخ بالایی در پژوهش‌های خود بدست آوردند همخوانی دارد.

همچنین نتایج تحلیل عامل اکتشافی نشان می‌دهد که چهار عامل سؤالات مربوط به زمان درگیری افراد با نگرانی و اندیشناکی به عنوان عامل اول، بالاترین درصد واریانس (۲۸/۸۶۷) و عامل دوم تهدیدیابی (۴۵/۵۴۶)، و عامل سوم رفتارهای مقابله‌ای (۴۶/۶۵۶) و کمترین درصد واریانس مربوط به عامل چهارم میزان اعتقاد به باورهای فراشناختی (۷۷/۳۴۳) است. این تحلیل عاملی نشان داد که خرده مقیاس‌های جداگانه مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) به تنهایی در برخی از موارد ممکن است جنبه‌های مختلفی از سندرم را بسنجند، و همچنین یافته‌ها نشان دهنده این است که نسخه فارسی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) از روایی مناسبی برخوردار است. ضریب همبستگی بین نمرات آزمودنی‌ها در مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) و پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) (۰/۸۶۶) و با پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS) (۰/۸۹۸) بود. به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که نسخه فارسی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) از پایایی و روایی رضایت بخشی برخوردار است. در آخر مهمترین محدودیت این پژوهش عبارت بود از محاسبه پایایی و روایی بر روی یک گروه دانشجویی که پیشنهاد می‌شود بر روی سایر گروه‌های سنی، تحصیلی و قومی نیز اجرا شود.

شناسایی سندرم شناختی-توجهی در مراحل اولیه‌ی به کارگیری فراشناخت درمانی برای درمانگران دشوار است. علت اصلی این امر آن است که درمانگر نمی‌تواند نگرانی و اندیشناکی را چه وقتی بیمار در حال توصیف فکرش است و چه وقتی این فرآیندها در طول جلسه فعال می‌شود، شناسایی کند. لازم است که ابتدا درمانگر و سپس بیمار از وجود فرآیندهای نگرانی، اندیشناکی، تهدید یابی و رفتار مقابله‌ای در دسرساز آگاه شوند و بتوانند این فرآیندها را شناسایی کنند. یکی از راهبردهایی که برای شناسایی سندرم شناختی-

توجهی وجود دارد، مقیاس درجه بندی CAS-I می‌باشد. بدین منظور، درمانگر از بیماران می‌خواهد مدت زمان پرداختن به افکار منفی یا تلاش برای سرکوب افکار برانگیزاننده نگرانی‌هایشان را در طول روز ثبت نمایند.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از دانشجویان دانشگاه علامه طباطبائی که بی هیچ چشم داشتی به تکمیل پرسشنامه‌ها پرداختن قدردانی می‌شود.

Reference

- Adler, A.D. (2008). Manipulation Of Cognitive Biases and Rumination: An Examination of Single and Combined Correction Conditions. Presented In Partial Fulfillment Of The Requirements. The Degree Master of Arts in the Graduate School of the Ohio State University.
- Dickson, K.S., Ciesla, J.A., Reilly, L.C. (2012). Rumination, worry, cognitive avoidance, and behavioral avoidance: Examination of temporal effects. *Behav Ther*, 43, 629-40.
- Dupuy, J.B., Ladouceur, R. (2008). Cognitive processes of generalized anxiety disorder in comorbid generalized anxiety disorder and major depressive disorder. *J Anxiety Disord*, 22, 505-14.
- Ehring, T., Watkins, E.R. (2008). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic process. *Int J Cogn Ther*, 1; 3, 192-205.
- Fergus, T.A., Bardeen, J.R., Orcutt, H.K. (2012). Attentional control moderates the relationship between activation of the cognitive attentional syndrome and symptoms of psychopathology. *Pers Individ Dif*, 53, 213-17.
- Harvey, A.G., Watkins, E., Mansell, W., Shafran, R. (2008). Cognitive behavior processes across psychological disorders: A transdiagnostic approach to research & treatment. London: Oxford University Press.
- Hong, R.Y. (2007). Worry and rumination: Differential associations with anxious and depressive symptoms and coping behavior. *Behav Res Ther*, 45, 277-90.
- McLaughlin, K.A., Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behav Res Ther*, 49, 186-93.
- Moses, E.B., Barlow, D.H. (2006). A new unified treatment approach for emotional disorders based on emotion science. *Curr Dir Psychol Sci*, 15; 3, 146-50.
- Muris, P., Roelofs, J., Rassin, E., Franken, I., Mayer, B. (2005). Mediating effects of rumination and worry on the links between neuroticism, anxiety and depression. *Pers Individ Dif*, 39, 1105-11.
- Olatunji, B.O., Wolitzky-Taylor, K.B., Sawchuk, C.N., Ciesielski, B.G. (2011). Worry and the anxiety disorders: A meta-analytic synthesis of specificity to GAD. *Appl Prev Psychol*, 14, 1-24.
- Prados, L.M. (2011). Do beliefs about the utility of worry facilitate worry? *J Anxiety Disord*, 25, 217-23.
- Shirinzadeh, D.S., Goodarzi, M.A., Ghanizadeh, A., Naghavi, M.R. (2008). Investigating the Factor Structure, Validity and Reliability of the Meta-Cognition Questionnaire-30. *Journal of psychology*, 48, 445-461.
- Khawaja, N.G., McMahon, J. (2011). The relationship of meta-worry and intolerance of uncertainty with pathological worry, anxiety, and depression. *Behav Change*, 28; 4, 165-80.
- Vander Heiden, C., Muris, P., Vander Molen, H.T. (2012). Randomized controlled trial on the effectiveness of metacognitive therapy and intolerance-of-uncertainty therapy for generalized anxiety disorder. *Behav Res Ther*, 5, 100-09.
- Watkins, E. (2004). Appraisals and strategies associated with rumination and worry. *Pers Individ Dif*, 37, 679-94.
- Wells, A., Welford, M., King, P., Papanageorgiou, C., Wisley, J., Mendel, E. (2010). A pilot randomized trial of metacognitive therapy vs applied relaxation in the treatment of adults with generalized anxiety disorder. *Behav Res Ther*, 48, 429-34.
- Wells, A., Fisher, P. (2015). *Treating Depression: MCT, CBT and Third Wave Therapies*, Chichester, Wiley.
- Wells, A. (2009). *Metacognitive Therapy for Anxiety and Depression*, New York, Guilford Press.
- Wells, A., Wright-Hatton, S. (2004). A short form of Meta-Cognition Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 385-396.
- Yook, K., Kim, K., Young Suh, S., Lee, K. (2010). Intolerance of uncertainty, worry, and rumination in major depressive disorder and generalized anxiety disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 24, 623-628.