

بررسی ساختار عاملی، اعتبار و پایایی فرم فارسی مقیاس سندروم شناختی-توجیهی (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

Professor of Clinical Psychology, Faculty of psychology and education Science, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran

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 Allameh Tabataba'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)

حسین فرخی (نویسنده مسئول)

دانشجوی دکتری روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه
فردوسی، مشهد، ایران Hossein.farrokhi110@gmail.com

فرامرز سهرابی

استاد روانشناسی باریانی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه
طباطبائی، تهران، ایران

چکیده

هدف: هدف این پژوهش، بررسی روایی، پایایی و ساختار عاملی مقیاس سندروم شناختی-توجیهی (CAS-1) بود. **روش:** در این پژوهش توصیفی، نفر از دانشجویان دوره کارشناسی دانشگاه علامه طباطبائی بصورت تصادفی انتخاب شدند و مقیاس سندروم شناختی-توجیهی روی آنها انجام شد. **یافته‌ها:** پایایی مقیاس سندروم شناختی-توجیهی 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 سندروم شناختی-توجیهی با استفاده از روش تحلیل عاملی و روایی سازه با اجرای پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهنده نشخواری (RRS) برآورد شد. بین مقیاس سندروم شناختی-توجیهی (CAS-1) با پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهنده 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 اندیشه‌کی، تهدیدیابی، رفتارهای مقابله‌ای و میزان اعتقاد به باورهای فراشناختی را برای مقیاس سندروم شناختی-توجیهی در کل ۷۷ درصد از واریانس را تبیین می‌کند. **نتیجه گیری:** طبق نتایج این پژوهش، مقیاس سندروم شناختی-توجیهی واجد ویژگی‌های روانسنجی مورد نیاز برای کاربرد پژوهش‌های روان شناختی و تشخیص‌های بالینی است.

کلید واژه‌ها: اعتبار، پایایی، ساختار عاملی، مقیاس سندروم شناختی-توجیهی

مقدمه

در سال‌های اخیر بر نقش فرآیندهای مشترک، مثل توجه و حافظه، در تشخیص اختلالات روانی بطور قراوَان 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 می‌افتد. 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 سندروم 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 فعل سازی و تداوم احساس تهدید شده و از این رو اضطراب و افسردگی را برای مدت طولانی تداوم می‌بخشند (ولز، ۲۰۰۹).

نتایج پژوهش‌های بی‌شماری بر نقش مؤلفه‌های نشانگان شناختی-توجهی در ایجاد و تداوم اختلالات روان شناختی صحه می‌گذارند. برای مثال یافته‌های پژوهشی دوپای و لادوس^۶ (۲۰۰۸)، هونگ^۷ (۲۰۰۷)، موریس^۸ و همکاران (۲۰۰۵)، مک‌لاگین و نولن-هوکسما^۹ (۲۰۱۱) و واتکینز^{۱۰} (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که نمرات افراد در مقیاس‌های نشخوار فکری و نگرانی، پیش‌بینی کننده‌ی افسردگی و اضطراب آنها است. همچنین، پرادوس^{۱۱} (۲۰۱۱) نیز با مروری که بر چندین پژوهش داشت، پی بردن 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. Ehring& 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 ماہون^۲، ۲۰۱۱). سرانجام، دیکسون، سیسلا و ریلی^۳ (۲۰۱۲) پی بردنده که می‌توان با توجه به نمرات بیماران در نشخوار فکری و نگرانی، میزان اضطراب روزانه، اجتناب شناختی و رفتاری آنها را پیش‌بینی کرد.

در واقع، نشخوار فکری و نگرانی بطور خود کار توجه بیمار را به محركهای 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 موید نقش مؤثر سوگیری توجه در ایجاد اختلالات روان شناختی می‌باشد (ولز و فیشر، ۲۰۱۵). پس از آن که بیمار در گیر نشخوار فکری، نگرانی و سوگیری توجه شد و در دور باطل سندروم 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 سندروم شناختی-توجهی (CAS) در بروز و تداوم مشکلات روان شناختی، استفاده از پرسشنامه‌ای معتبر که از نظر ساختاری و روان‌سنجی 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 موجود اختلالات مناسبند، ارزش بالایی برای درمان‌گران و پژوهشگران حوزه بالینی دارند. از این رو، در پژوهش حاضر نیز تلاش شد تا با بهره گیری از روش‌های بازآزمایی و آلفای کرونباخ و تحلیل عاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سندروم 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 ۱۳۹۶-۹۷ در رشته‌های مختلف، شاغل به تحصیل بودند. با استفاده از روش نمونه گیری چند مرحله‌ای ۴۷۲ نفر انتخاب و پرسشنامه روی آنها اجرا گردید. در نمونه گیری، 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 معابر 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 اندازه گیری استفاده شد که عبارت بودند از:

۱. مقیاس سندروم شناختی-توجهی (CAS-1): مقیاس سندروم شناختی-توجهی، مقیاسی ۱۶ ماده‌ای است که به منظور ارزیابی فعال شدن سندروم شناختی-توجهی توسط ولز (۲۰۰۹) ایجاد شده است. مقیاس سندروم شناختی-توجهی ۱۶ سؤال ۹ درجه‌ای دارد که

1. Olatunji

2. Khawaja & McMahon

3. Dickson & Ciesla& Reilly

بر حسب مقیاسی لیکرتی از ۰ تا ۸ درجه بندی می‌شود. در حال حاضر، داده‌های محدودی برای حمایت از خصوصیات روان‌سنجدی این مقیاس وجود دارد. کسب نمرات بالاتر در این مقیاس نشانه‌ی فعال سازی بیشتر سندروم 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 اندازه گیری 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 نیست=۱ تا کاملاً موافق=۴ پاسخ داده می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ خرده مقیاس آن از ۰/۹۳ تا ۰/۷۷ گسترشده است. همبستگی بازآزمایی در فاصله زمانی ۱۱۸ تا ۲۲ 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 بازآزمایی 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 نول- هوکسما و مورو (۱۹۹۱) می‌باشد. این مقیاس دارای ۲۲ سؤال ۴ گزینه‌ای لیکرت است که برای دستیابی به نشخوار فکری طراحی شده است. ترینور و همکاران (۲۰۰۳)، ضریب آلفای این مقیاس را ۰/۹۰، اعتبار بازآزمایی را ۰/۶۸ گزارش کرده‌اند (به نقل از یوک^۱ و همکاران، ۲۰۱۰).

یافته‌ها

به منظور تعیین پایایی مقیاس همجوشی فکر از روش‌های بازآزمایی و ثبات درونی استفاده شد.

بازآزمایی: به منظور تعیین پایایی بازآزمایی، مقیاس سندروم 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 بازآزمایی مقیاس سندروم شناختی-توجهی (CAS-1)

		زن				جنسیت			
		مردان		میانگین		تعداد		موقعیت اجرا	
	کل	تعداد	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	تعداد	میانگین	تعداد	اجرا اول
۱۴/۵۶	۵۴/۸۹	۴۷۲	۱۴/۹۵	۵۵/۴۳	۲۶۸	۱۲/۸۷	۵۵/۴۳	۲۰۴	اجرا اول
۱۳/۹۸	۵۵/۷۸	۴۷۲	۱۵/۳۴	۵۶/۵۶	۲۶۸	۱۱/۶۵	۵۵/۴۲	۲۰۴	اجرا دوم
		۰/۸۴۲			۰/۷۹۸			۰/۸۳۲	ضریب همبستگی بین اجرا اول و دوم

ثبات درونی: برای محاسبه ثبات درونی مقیاس سندروم 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 سندروم 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 سندروم 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 سندروم شناختی-توجهی (CAS-1) در کل ۷۷٪ از واریانس را تبیین می‌کند که در برگیرنده ۴ عامل است.

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

عوامل	مجموع مجذور بارهای استخراج شده قبل از چرخش				
	ارزش ویژه	درصد واریانس	درصد تراکمی واریانس	ارزش ویژه	درصد واریانس
عامل اول	۰/۸۶۷	۰/۲۲۳	۰/۴۳۴	۰/۲۳۴	۰/۴۵۵
عامل دوم	۰/۵۴۶	۰/۸۹۷	۰/۰۹۹	۰/۶۴۵	۰/۶۵۶
عامل سوم	۰/۶۵۶	۰/۲۲۱	۰/۷۶۸	۰/۷۶۵	۰/۵۴۳
عامل چهارم	۰/۳۴۳	۰/۵۶۷	۰/۷۸۹	۰/۷۸۹	۰/۳۴۴

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

عامل	۱	۲	۳	۴
۱. در هفته گذشته، چه مدت زمان صرف نگاری با تفکر زیاد درباره 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 منفی تان، از اجتناب از موقعیت‌ها به چه میزان استفاده کردید؟	۰/۷۷			
۴. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی تان، از مصرف الکل و دارو به چه میزان استفاده کردید؟	۰/۷۶			
۵. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی تان، از تلاش برای کنترل هیجان‌ها به چه میزان استفاده کردید؟	۰/۷۸			
۶. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی تان، از تلاش برای فکر نکردن به مشکلات به چه میزان استفاده کردید؟	۰/۸۲			
۷. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی تان، از اطمینان جویی از دیگران به چه میزان استفاده کردید؟	۰/۷۸			
۸. در هفته گذشته، برای مقابله با احساسات و افکار منفی تان، از کنترل علامی 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 خطرناک را چقدر قبول دارید؟	۰/۷۴			
۱۱. باور نمی‌توانم افکارم را کنترل کنم را چقدر قبول دارید؟	۰/۷۲			
۱۲. باور برخی افکار، یا 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 تمرنگ بر تهدیدهای بالقوه، می‌تواند امتنیم را تضمین کنم 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 (۰/۸۶۷) و عامل دوم تهدیدیابی (۰/۵۴۶)، و عامل سوم رفتارهای مقابله‌ای (۰/۶۵۶) و کمترین درصد واریانس مربوط به عامل چهارم میزان اعتقاد به باورهای فراشنختی (۰/۳۴۳) است. این تحلیل عاملی نشان داد که خرد مقياس‌های جداگانه مقیاس سندروم شناختی-توجهی (CAS-1) به تنها از موارد ممکن است جنبه‌های مختلفی از سندروم را بسنجد.

روایی سازه: به منظور تعیین روایی مقیاس سندروم شناختی-توجهی (CAS-1) از روش روایی سازه با اجرای پرسشنامه باورهای فراشنختی (MCQ-30) و پرسشنامه سبک پاسخ دهی نشخواری (RRS) استفاده شد. همان طور که قبل 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 دهنده 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 دهنده نشخواری (RRS)

مقیاس‌ها	مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1)	پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30)
-	۰/۸۶۶	پرسشنامه باورهای فراشناختی (MCQ-30)
۰/۷۸۹	۰/۸۹۸	پرسشنامه سبک پاسخ دهنده نشخواری (RRS)

بحث و نتیجه گیری

سندرم شناختی-توجهی در دهه اخیر مورد توجه روانشناسان و روانپژوهان بوده و مطالعات اخیر در حوزه سبب شناسی 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 فمول بندی و درمان فراشناختی (CAS-1) 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 رضایت‌بخش و معنادار می‌باشد. این یافته با نتایج پژوهش‌های ولز (۲۰۰۹)، فرگاس، باردین و اورکات (۲۰۱۲) که پایایی و آلفای کرونباخ بالای در پژوهش‌های خود بدست آورده 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 تهدید‌پذیری (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 تنها یکی در برخی از موارد ممکن است جنبه‌های مختلفی از سندرم را بسنجد، 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 دهنده نشخواری (RRS) (۰/۸۹۸) بود. به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که نسخه فارسی مقیاس سندرم شناختی-توجهی (CAS-1) از پایایی و روایی رضایت‌بخشی 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 کار گیری 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 فکر شود 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، تهدید‌پذیری و رفتار مقابله‌ای دردرساز آگاه شوند و بتوانند این فرآیندها را شناسایی کنند. یکی از راهبردهایی که برای شناسایی سندرم شناختی-

توجهی وجود دارد، مقیاس درجه بندی CAS-1 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. BehavTher, 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 CognTher, 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. PersIndividDif, 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 PsycholSci, 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. PersIndividDif, 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. ApplPrevPsychol, 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. PersIndividDif, 37, 679-94.
- Wells, A. Welford, M. King, P.Papageorgiou, 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.Certwright-Hatton, S. (2004). A short form of Meta-Cognitons 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.