

## *Methods of Maintaining Mental Health in Iranian Patients with Cancer: The Factor Structure of Brief Coping Orientation to Problems Experienced Scale*

Mona Daryaafzoon<sup>1</sup> , Hassan Ahadi<sup>1</sup> , Farhad Jomehri<sup>2\*</sup> ,  
Mehrdad Eftekhari-Ardebili<sup>3</sup> , Gholamreza Babaei<sup>4</sup> 

<sup>1</sup> Department of Health Psychology, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran.

<sup>2</sup> Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology and Education, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

<sup>3</sup> Mental Health Research Center, Iran University of Medical Science, Tehran, Iran.

<sup>4</sup> Department of Management, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran.

**\*Corresponding Author:**

**Farhad Jomehri;**  
Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology and Education, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

Email:  
farhadjomehri@yahoo.com

Received: 27 Jan, 2020  
Accepted: 20 Feb, 2021

### **Abstract**

**Background and Objectives:** Brief COPE (Coping Orientation to Problems Experienced) is a common instrument used for the assessment of patients' coping strategies. Since the factor structure of the instrument has been shown to vary in different clinical populations, the present study aimed to cross-validate the factor structure of the Brief COPE among Iranian women with breast cancer.

**Methods:** This cross-sectional study was conducted on 224 women with breast cancer who were recruited from October 2014-May 2015 in Tehran, Iran. Factor analysis was performed using Principal Component Analysis (PCA). Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha, and analysis was carried out using SPSS software (version 24).

**Results:** The PCA results indicated nine factors explaining 61.6% of the total variance. Acceptance and religious coping compose an independent factor. Each pair of positive reframing and planning, use of emotional support and instrumental support, substance use and withdrawal, as well as venting and self-blame, composed one united component. Humor was extracted as an independent factor in the 9-factor structure. A number of 26 items (except humor) were merged with two higher-order factors of efficient and inefficient coping. The internal consistency of the 9-factor structure ranged from 0.54-0.72, and those of functional and dysfunctional copings were obtained at 0.83 and 0.61, respectively.

**Conclusion:** Consistent with previous studies, Brief Cope shows different factor structures in Iranian women with breast cancer. Researchers who use this instrument are recommended to be aware of the possible changes in the combinations of the strategies among their population of interest.

**Keywords:** Adaptation; Breast neoplasms; Brief Cope; Factor analysis; Psychological; Statistical.

DOI: 10.29252/qums.14.12.41

## روش‌های حفظ سلامت روان در بیماران ایرانی مبتلا به سرطان: ساختار عاملی مقیاس فرم کوتاه مقابله

مونا دریا افزون<sup>۱</sup> ID، حسن احدی<sup>۱</sup> ID، فرهاد جمهری<sup>۲\*</sup> ID، مهرداد افتخار اردبیلی<sup>۳</sup> ID، غلامرضا بابایی<sup>۴</sup> ID

### چکیده

**زمینه و هدف:** یکی از مقیاس‌های متداول در سنجش استراتژی‌های مقابله‌ای، مقیاس کوتاه مقابله (Brief COPE) است. با توجه به اینکه ساختار عاملی این مقیاس در جمعیت‌های مختلف تفاوت دارد، هدف این پژوهش ارزیابی مجدد ساختار عاملی این ابزار در جمعیت زنان ایرانی مبتلا سرطان پستان است.

**روش بررسی:** ۲۲۳ بیمار زن مبتلا به سرطان پستان به صورت مقطعی از آبان ۱۳۹۳ تا اردیبهشت ۱۳۹۴ به صورت در دسترس از شهر تهران وارد مطالعه شدند. تحلیل عاملی به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) انجام شد. همسانی درونی با آلفای کرونباخ ارزیابی شد. تحلیل‌ها با نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۴ انجام شدند.

**یافته‌ها:** مقیاس کوتاه مقابله متشکل از ۹ عامل است که ۶۱/۶ درصد از واریانس کلی را تبیین کرد. راهبردهای پذیرش و مقابله مذهبی یک عامل مستقل را تشکیل دادند. هر زوج راهبرد «برنامه‌ریزی و چارچوب‌بندی مثبت»، «استفاده از حمایت عاطفی و پشتیبانی ابزاری»، «مصرف مواد و کناره‌گیری» و «تخلیه کلامی و خودسرزنی» یک عامل مرکب را شکل دادند. شوخ‌طبعی فقط در ساختار ۹ عاملی به شکل مستقل استخراج شد. ۲۶ گویه (به جز شوخ‌طبعی) در دو عامل مرتبه بالاتر مقابله کارآمد و غیرکارآمد تلفیق شدند. همسانی درونی برای ساختار ۹ عاملی از ۰/۵۶ تا ۰/۷۲ و برای مقابله‌های کارآمد و غیرکارآمد به ترتیب ۰/۸۳ و ۰/۶۱ بود.

**نتیجه‌گیری:** مقیاس کوتاه مقابله همخوان با یافته‌های پیشین روی جمعیت‌های مختلف، ساختار عاملی متفاوتی را در زنان ایرانی مبتلا به سرطان پستان نشان داد. پژوهشگرانی که از این ابزار استفاده می‌کنند لازم است از تغییرات محتمل در ترکیب استراتژی‌های مقابله‌ای در جمعیت مورد نظرشان آگاه باشند.

**کلیدواژه‌ها:** آمار؛ تحلیل عاملی؛ سازگاری؛ سرطان پستان؛ روان‌شناسی؛ مقیاس کوتاه مقابله.

<sup>۱</sup> گروه روان‌شناسی سلامت، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران.

<sup>۲</sup> گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

<sup>۳</sup> مرکز تحقیقات بهداشت روان، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران، تهران، ایران.

<sup>۴</sup> گروه مدیریت، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران.

\* نویسنده مسئول مکاتبات:

**فرهاد جمهری؛** گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران.

آدرس پست الکترونیکی:

farhadjomehri@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۱/۱۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۱۰

لطفاً به این مقاله به صورت زیر استناد نمایید:

Daryaafzoon M, Ahadi H, Jomehri F, Eftekhari-Ardebili M, Babaei Gh. Methods of Maintaining Mental Health in Iranian Patients with Cancer: The Factor Structure of Brief Coping Orientation to Problems Experienced Scale. Qom Univ Med Sci J 2021;14(12):41-51. [Full Text in Persian]

## مقدمه

سرطان پستان رایج‌ترین بیماری در میان زنان جهان محسوب می‌شود (۱). در ایران سن ابتلا به این سرطان در زنان ایرانی در مقایسه با زنان غربی ده سال کمتر و نرخ وقوع سرطان پستان زنان، ۲۲ نفر در میان ۱۰۰ هزار جمعیت و نرخ شیوع آن ۱۲۰ نفر به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر است (۲، ۳). بسیاری از این بیماران از ناراحتی‌های روان‌شناختی مانند اضطراب، افسردگی و ترس از عود رنج می‌برند که بر رفتارهای مقابله‌ای آن‌ها اثر می‌گذارد (۴-۶).

مقابله به‌عنوان فرایند پاسخ‌دادن به یک عامل استرس‌زا تعریف می‌شود (۷). برخی مطالعات نشان داده‌اند استرس رابطه نزدیکی با پیگیری اهداف یا پیشگیری از تهدیدات دارد و واکنش‌های افراد برای مقابله با تهدیدات و عوامل استرس‌زا از جمله عوامل تعیین‌کننده کلیدی برای بهزیستی روان‌شناختی محسوب می‌شود (۸). سرطان یکی از زمینه‌های استرس‌زا شناخته می‌شود که غلبه بر عوارض ناشی از آن از جمله نیازهای مهم بیمار تلقی می‌شود (۹)؛ بنابراین، ارزیابی رویی و پایایی شیوه‌های مقابله‌ای بیماران اهمیت دارد.

چندین مقیاس خودگزارشی واکنش‌های مقابله‌ای طراحی شده است و در دسترس قرار گرفته‌اند؛ از جمله پرسش‌نامه شیوه‌های مقابله (WCQ) (۱۰)، جهت‌گیری مقابله‌ای نسبت به مشکلات تجربه‌شده (COPE) (۱۱)، فهرست چندبعدی مقابله (MCI) (۷) و فهرست مقابله برای موقعیت‌های استرس‌زا (CISS) (۱۲). همه این مقیاس‌ها در ارزیابی رویکردها و رفتارهای مقابله‌ای به‌ویژه دو سبک کلی مسئله‌مدار و هیجان‌مدار، رویی و پایایی مطلوبی داشته‌اند. با این حال، یکی از معایب احتمالی این مقیاس‌ها این است که شامل ۴۸ تا ۶۶ گویه می‌شوند که کارایی آن‌ها را در پروتکل‌های تحقیقاتی طولانی در شرایط بالینی محدود می‌کند.

Carver (۱۳) در سال ۱۹۹۷ برای رفع این نقص، مقیاس فرم کوتاه مقابله (Brief COPE) را ارائه داد که نسخه خلاصه‌شده مقیاس مقابله (COPE) بود. مقیاس فرم کوتاه مقابله، ۱۴ واکنش مقابله‌ای را که با مبنای نظری شناسایی شده بودند، در ۲۸ گویه ارزیابی می‌کند که عبارت‌اند از: خودمشغول‌سازی (Self-Distracton)، مقابله فعال (Active Coping)، انکار (Denial)، مصرف مواد (Substance Use)، استفاده از پشتیبانی عاطفی (Use of Emotional Support)، استفاده از پشتیبانی ابزاری (Use of Instrumental Support)،

کناره‌گیری (Withdrawal)، تخلیه (کلامی) (Venting)، چارچوب‌بندی مثبت (Positive Reframing)، برنامه‌ریزی (Planning)، شوخ‌طبعی (Humor)، پذیرش (Acceptance)، مقابله مذهبی (Cope Religion) و خودسرزنشی (Self-Blame).

با وجود این، مطالعات جدید روی جمعیت‌های بالینی مختلف نشان می‌دهند مقیاس فرم کوتاه مقابله ساختار عاملی متفاوتی دارد (۱۳)؛ به‌طور مثال، در بیماران سرطانی و مراقبان آن‌ها، این مقیاس از چهار عامل تشکیل شده که شامل حمایت اجتماعی، حل مسئله، خودداری و تفکر مثبت است (۱۴). همچنین در بیماران مبتلا به بیماری لاعلاج کبدی و سرطان معده-روده، ۷ زیرمقیاس به‌دست آمده است که در یک تحلیل عاملی مرتبه بالا به دو عامل کاهش می‌یابد: فعال بودن، حمایت عاطفی، بازسازی مثبت، پذیرفتن در یک عامل، انکار و سرزنش خود در عامل دوم (۱۵). همچنین در افراد مبتلا به HIV، یک ساختار عاملی شش‌بعدی استخراج شده است (۱۶).

پیش‌تر آقاییوسفی (۱۷) این مقیاس را در جمعیت دارای اختلال استرس پس از سانحه استفاده کرده بود و اشک‌تراب و دیگران (۱۸) آن را روی همسران بیماران دیالیزی هنجاریابی کردند. از آنجاکه کاربرد این مقیاس در جمعیت بیماران مزمن، به‌ویژه بیماران سرطان پستان، یک ضرورت برای درک کارکرد سبک‌های مقابله‌ای بیماران و طراحی مداخلات مناسب است، شناسایی ساختار عاملی این ابزار به افزایش دقت در اندازه‌گیری‌های آتی منجر خواهد شد. در نتیجه هدف از پژوهش حاضر بررسی ساختار عاملی مقیاس فرم کوتاه مقابله در میان نمونه‌ای از زنان ایرانی مبتلا به سرطان پستان است.

## روش بررسی

جامعه این مطالعه را زنان ایرانی مبتلا به سرطان پستان و ساکن تهران تشکیل دادند. نمونه مطالعه شامل ۲۲۴ زن مبتلا به سرطان پستان بود که از مهر تا آذر ۱۳۹۳ در سه مرکز درمان سرطان در تهران پذیرش شده بودند. معیارهای ورود شامل رضایت برای شرکت در مطالعه، توانایی برقراری ارتباط به زبان فارسی، تشخیص قطعی سرطان پستان و سن بالای ۱۸ سال بود. در صورتی که بیماران سابقه بستری به دلیل اختلال روان‌پزشکی داشتند یا به متاستاز مغزی مبتلا بودند، از مطالعه خارج می‌شدند.

عاملی برابر یا بزرگ‌تر از ۰/۴ مناسب در نظر گرفته و نمودار سنگ‌ریزه برای پیشنهاد عامل‌بندی مجدد به کار گرفته شد.

### یافته‌ها

در مطالعه حاضر داده‌های یک شرکت‌کننده به دلیل نقص در پرسش‌نامه مقیاس فرم کوتاه مقابله از فرایند تجزیه و تحلیل حذف شد. داده‌ها حاکی از آن هستند که میانگین سنی بیماران  $9/10 \pm 47/10$  سال بود. بیشتر شرکت‌کنندگان متأهل (۸۱/۲ درصد)، با تحصیلات زیردیپلم (۷۷/۷ درصد) و خانه‌دار (۸۳/۴ درصد) بودند. بیش از نیمی از شرکت‌کنندگان شیمی درمانی شده (۶۱/۴ درصد) و تحت ماستکتومی (Mastectomy) قرار گرفته بودند (۷۰ درصد). اطلاعات مربوط به ویژگی‌های بالینی و جمعیت‌شناسی ۲۲۳ بیمار در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول شماره ۱: اطلاعات بالینی و جمعیت‌شناسی - اجتماعی (تعداد: ۲۲۳ نفر)

مشخصات	
سن، میانگین $\pm$ انحراف معیار (به سال)	۱۰/۴۷ $\pm$ ۹/۱۰
(حداقل تا حداکثر)	(۱۹-۷۵)
مدت زمان تشخیص سرطان، میانگین $\pm$ انحراف معیار (به هفته)	۱۵/۰۲ $\pm$ ۱۹/۲۸
<b>وضعیت تحصیلی</b>	
بی‌سواد	۲۱
زیردیپلم	۱۶۰
دانشگاهی	۴۲
<b>وضعیت تأهل</b>	
مجرد	۱۵
متأهل	۱۸۱
مطلقه / بیوه	۲۷
<b>وضعیت شغلی</b>	
شاغل	۳۴
غیرشاغل	۱۸۶
<b>محل زندگی</b>	
شهر	۱۹۶
روستا	۲۷
<b>ابتلا به بیماری همبود</b>	
خیر	۱۳۹
بله	۸۷
<b>شیمی‌درمانی</b>	
رادیوتراپی	۸۹
ماستکتومی	۱۵۶

پژوهش حاضر از رساله دکتری نویسنده اول در رشته روان‌شناسی سلامت دانشگاه آزاد اسلامی کرج گرفته شده است. این مطالعه بخشی از طرح پایان‌نامه مشترکی است که از نظر علمی و اخلاقی در گروه بهداشت و ارتقای سلامت دانشگاه علوم پزشکی تهران، به شماره ۶۰۴۹ در سال ۱۳۹۳ تصویب شده است. همه مسائل اخلاقی بر اساس اصول بیانیه هلسینکی رعایت شدند. شرکت در این مطالعه داوطلبانه بود. همچنین از تمام بیماران قبل از اجرای پرسش‌نامه رضایت‌نامه کتبی گرفته شد.

اطلاعات بالینی و اجتماعی-جمعیت‌شناسی شامل سن، وضعیت تأهل، تحصیلات، وضعیت شغلی، وجود بیماری‌های دیگر، مدت زمان تشخیص سرطان پستان و نوع درمان به استفاده از چک‌لیست به صورت خودگزارشی از بیماران گرفته شد.

مقیاس فرم کوتاه مقابله، نسخه خلاصه‌شده مقیاس مقابله است که Carver در سال ۱۹۹۷ ارائه داد (۱۳). در مقیاس فرم کوتاه مقابله، ۱۴ واکنش مقابله‌ای بنابر نظریه تفکیک شده‌اند که عبارت‌اند از: خودمشغول‌سازی، مقابله فعال، انکار، مصرف مواد، استفاده از پشتیبانی عاطفی، استفاده از پشتیبانی ابزاری، کناره‌گیری، تخلیه (کلامی)، چارچوب‌بندی مثبت، برنامه‌ریزی، شوخ‌طبعی، پذیرش، مقابله مذهبی و خودسرزنشی. هر زیرمقیاس دو گویه دارد و کل مقیاس شامل ۲۸ گویه است. در هر یک از گویه‌ها پاسخ‌دهندگان مشخص می‌کنند که آیا از واکنش مقابله‌ای بر اساس مقیاس چهار درجه‌ای لیکرت استفاده کرده‌اند یا خیر (اصلاً این کار را انجام نداده‌ام: امتیاز ۱، کمی این کار را انجام داده‌ام: امتیاز ۲، به طور نسبی این کار را انجام داده‌ام: امتیاز ۳ و این کار را بسیار انجام داده‌ام: امتیاز ۴) (۱۳). آفایوسفی پیش‌تر این ابزار را ترجمه کرده بود، اما گزارشی از هنجاریابی آن ارائه نشده است (۱۷).

برای تحلیل داده‌ها از نرم افزار SPSS نسخه ۲۴ استفاده شد همسانی درونی برای SQR، با استفاده از همبستگی‌های درونی آیتم (گویه) و آلفای کرونباخ تعیین شد (۱۹، ۲۰). روایی سازه با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) با چرخش واریماکس ارزیابی شد. از شاخص کاسیر - میر - اولکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت به ترتیب برای ارزیابی کفایت حجم نمونه و ماتریس همبستگی غیرصفر استفاده شد. مقادیر ویژه بیشتر از ۱ برای تعیین تعداد عوامل استفاده شدند. بار

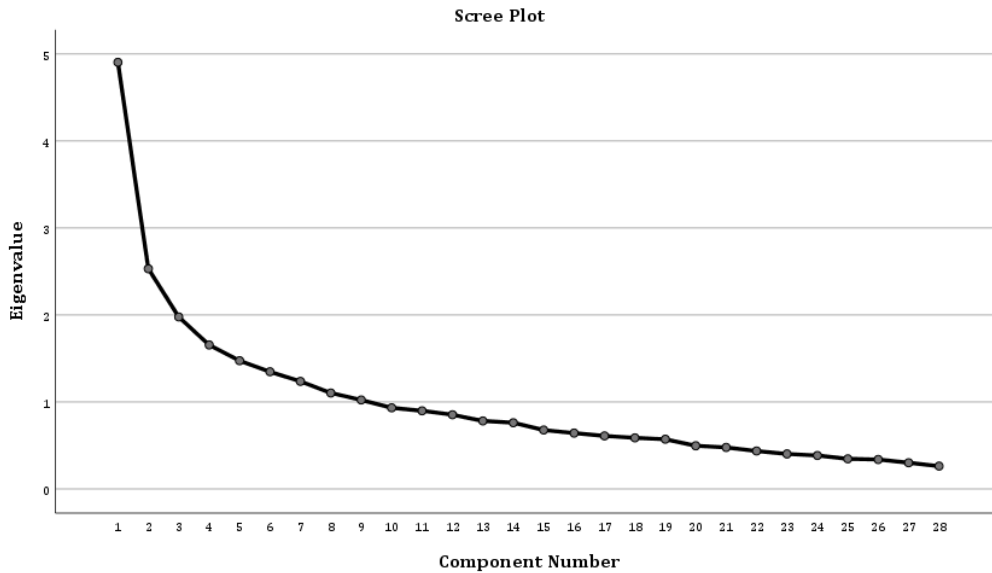
تیین کردند. جدول ۲ این ۹ عامل را با گویه‌های بارگذاری شده و بارهای عاملی متناظر هر عامل نشان می‌دهد. بنابر جدول ۲، فقط مقابله مذهبی، انکار و شوخ طبعی به‌وضوح به‌صورت مؤلفه‌های مجزا توسط گویه‌های اصلی‌شان استخراج شدند. از سوی دیگر، گویه bc1 «خودمشغول‌سازی: به سر کار برگشتم یا مشغول فعالیت‌های دیگری شدم تا ذهنم را به چیزهای دیگر

مقدار KMO برابر با ۰/۷۳۱ به‌دست آمد و مجدورکای تقریبی آزمون کروییت بارتلت برابر با ۱۵۳۱/۶۹۹ با درجه آزادی ۳۷۸ معنادار بود ( $P < ۰/۰۰۱$ ). این نتایج نشان‌دهنده کفایت حجم نمونه و وجود همبستگی بین متغیرها برای انجام تحلیل مؤلفه‌های اصلی است. تحلیل مؤلفه‌های اصلی ۹ عامل را با مقادیر ویژه ۴/۹۱۰ تا ۱/۰۱۷ استخراج کرد که روی هم ۶۱/۶ درصد از واریانس کل را

جدول شماره ۲: تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس روی ۲۸ گویه مقیاس کوتاه مقابله

مقابله مذهبی	انکار	شوخ طبعی	خودمشغول‌سازی و مقابله فعال	پذیرش	تخلیه کلامی و خودسرزنی	مصرف مواد و کناره‌گیری	جست‌وجوی حمایت عاطفی و ابزاری	چارچوب‌بندی مثبت و برنامه‌ریزی	
			۰/۷۴*						bc1
			۰/۷۳						bc2
	۰/۷۸					۰/۷۵			bc3
							۰/۶۸		bc4
						۰/۵۸			bc5
								۱/۵۶۰	bc6
	۰/۷۹								bc7
					۰/۵۱				bc8
							۰/۸۰		bc9
						۰/۷۰			bc10
								۰/۷۵	bc11
					۰/۶۹				bc12
								۰/۷۵	bc13
							۰/۴۱		bc14
				۰/۴۶*		۰/۴۱			bc15
								۰/۶۴	bc16
		۰/۸۳							bc17
								۰/۴۴*	bc18
				۰/۷۴					bc19
					۰/۶۴				bc20
۰/۷۷									bc21
							۰/۷۵		bc22
				۰/۶۲					bc23
								۰/۳۳	bc24
					۰/۷۸				bc25
۰/۷۳									bc26
		۰/۸۴							bc27
	۱/۰۱	۱/۱۰	۱/۲۴	۱/۳۵	۱/۴۹	۱/۶۶	۱/۹۸	۲/۵۳	۴/۹۰
	۳/۶۲	۳/۹۴	۴/۴۲	۴/۸۲	۵/۳۱	۵/۹۱	۷/۰۶	۹/۰۵	۱۷/۵۱
	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۶۵	۰/۶۱	۰/۵۷	۰/۶۲	۰/۵۴	۰/۷۲	۰/۷۰

بارهای عاملی ایرانیک دارای ستاره روی عامل ناهمساز خود بار شده‌اند. بارهای عاملی که زیر آن‌ها خط کشیده شده است، زیر حد معیار ۰/۴۰ هستند.

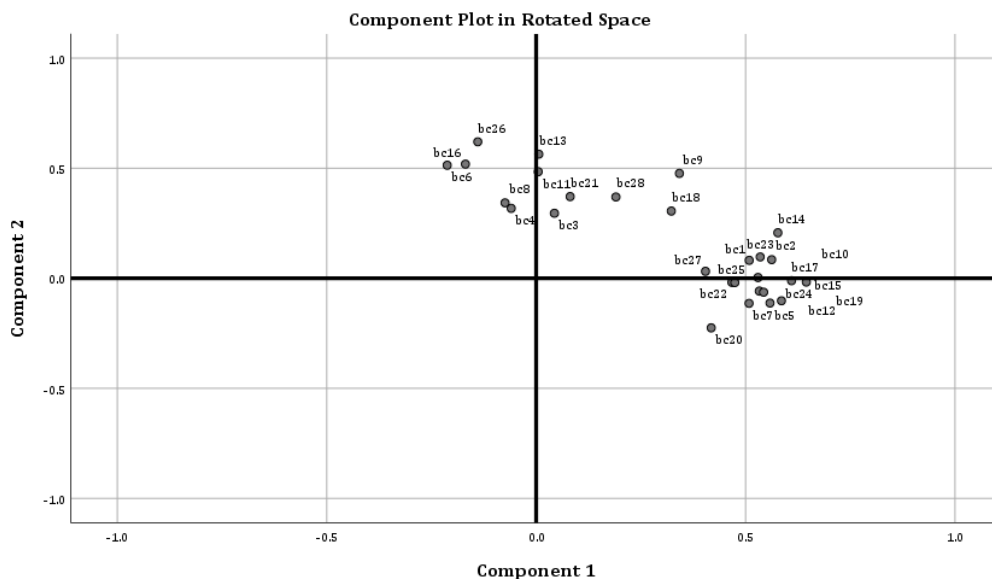


نمودار شماره ۱: نمودار سنگ‌ریزه

بارگذاری شد و گویه دیگر خودمشغول‌سازی (bc19) «مشغول کاری می‌شدم تا کمتر به آن فکر کنم؛ مثل رفتن به سینما، تماشای تلویزیون، مطالعه کردن، خیال‌پردازی، خوابیدن یا خرید» روی عاملی متشکل از برنامه‌ریزی و چارچوب‌بندی مثبت بارگذاری شد.

همان‌طور که نمودار سنگ‌ریزه نشان می‌دهد، زانوی نمودار ۱ ساختار دو یا سه عاملی را پیشنهاد می‌دهد. کاوش روی این دو پیشنهاد نشان داد ساختار دو عاملی تفسیرپذیری بهتری دارد که

مشغول‌کنم»، با مقابله فعال ترکیب شد. همچنین گویه bc7 «مقابله فعال: فعالیتی را در پیش گرفتم تا باعث بهتر شدن موفقیت شود» با بار عاملی زیر حد مجاز بارگذاری شد (بار عاملی برابر با ۰/۳۱). نقض معیار بار عاملی در گویه bc25 نیز مشاهده شد: «برنامه‌ریزی: من به شدت مشغول فکر کردن درباره مراحل بودم که باید طی می‌کردم» (بار عاملی ۰/۳۳). همچنین گویه bc15 «استفاده از حمایت عاطفی: احساس راحتی پیدا کردم از اینکه کسی هست تا مرا درک کند» با بار عاملی قوی‌تری روی مقابله پذیرش



شکل شماره ۱: نمودار مؤلفه‌ها در ساختار دو عاملی مرتبه بالای مقیاس کوتاه مقابله

با استراتژی‌های مقابله کارآمد (Functional) و ناکارآمد (Dysfunctional) همخوان هستند (۱۳). همان‌طور که نمودار مؤلفه‌ها در شکل ۱ نشان می‌دهد، گویه‌ها دو خوشه را در فضای چرخش یافته تشکیل دادند که یک ساختار دوعاملی را تبیین می‌کند. نتایج بارهای عاملی در جدول ۳ گزارش شده است. بنابر جدول ۳،

جدول شماره ۳: تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس برای استخراج دو عامل روی مقیاس کوتاه مقابله

راهبردهای مقابله‌ای	مقابله کارآمد	مقابله ناکارآمد	آلفای کرونباخ
خودمشغول‌سازی	گویه ۱ ۰/۵۱		۰/۴۸
	گویه ۱۹ ۰/۵۹		
مقابله فعال	گویه ۲ ۰/۵۶		۰/۵۴
	گویه ۷ ۰/۵۱		
استفاده از حمایت عاطفی	گویه ۵ ۰/۵۶		۰/۴۵
	گویه ۱۵ ۰/۵۳		
استفاده از حمایت ابزاری	گویه ۱۰ ۰/۵۳		۰/۶۸
	گویه ۲۳ ۰/۵۳		
چارچوب‌بندی مثبت	گویه ۱۲ ۰/۶۵		۰/۶۲
	گویه ۱۷ ۰/۶۱		
برنامه‌ریزی	گویه ۱۴ ۰/۵۸		۰/۴۴
	گویه ۲۵ ۰/۴۷		
پذیرش	گویه ۲۰ ۰/۴۲		۰/۵۷
	گویه ۲۴ ۰/۵۴		
مقابله مذهبی	گویه ۲۲ ۰/۴۷		۰/۵۶
	گویه ۲۷ ۰/۴۰		
شوخ طبعی	گویه ۱۸ ۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۶۵
	گویه ۲۸ ۰/۲۰	۰/۳۷	
انکار	گویه ۳ ۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۵۸
	گویه ۸ ۰/۲۴	۰/۳۴	
مصرف مواد	گویه ۴ ۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۵۰
	گویه ۱۱ ۰/۴۹	۰/۴۹	
کناره‌گیری	گویه ۶ ۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۴۴
	گویه ۱۶ ۰/۵۲	۰/۵۲	
تخلیه کلامی	گویه ۹ ۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۴
	گویه ۲۱ ۰/۳۷	۰/۳۷	
خودسرزنی	گویه ۱۳ ۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۶۹
	گویه ۲۶ ۰/۶۲	۰/۶۲	
آلفای کرونباخ		۰/۸۳	۰/۶۱

بارهای عاملی ایرانیک زیر حد معیار ۰/۴۰ برآورد شدند.

به شکل یک مقیاس مستقل استخراج شد و در ساختار دو عاملی نتوانست بنابر دسته بندی Carver (۱۳)، جزئی از مقابله های کارآمد بارگذاری شود.

ترکیب بعضی از راهبردهای مقابله ای موجب کاهش ساختار عاملی مقیاس کوتاه مقابله شد. چارچوب بندی مثبت و برنامه ریزی که در اولین عامل با یکدیگر ترکیب شدند، توانستند ۱۷/۵ درصد از واریانس کلی را تبیین کنند. در این عامل یکی از گویه های خودمشغول سازی نیز بار عامل معتبر بارگذاری شد. این گویه به استفاده از فیلم ها، برنامه های تلویزیونی، مطالعه، خیال پردازی، خوابیدن و خرید به عنوان راهی برای پرت کردن حواس از فشار یک واقعه استرس زا اشاره می کرد.

می توان پیشنهاد داد سرگرم شدن به این فعالیت های سرگرم کننده در زندگی روزمره با تلاش بیماران برای فکر کردن و توجه به یک چشم انداز مثبت نسبت به موقعیت شان در ارتباط است. شاید دلیل این موضوع این باشد که فعالیت های تفریحی برای مقابله با مشکلات پیش روی بیماران مهم هستند و به بیماران کمک می کنند فضایی را برای تفکر مثبت تر، برنامه ریزی و یافتن راه حل های مناسب فراهم کنند (۲۱). مطالعات آتی می توانند فعالیت های تفریحی را در زندگی روزمره زنان ایرانی مبتلا به سرطان پستان بررسی و کاوش کنند که این فعالیت های خودمشغول ساز چگونه ممکن است در ارتقای مقابله با مسائل استرس زا نقش ایفا کنند.

علاوه بر این، استفاده از هر دو دسته حمایت های عاطفی و ابزاری در دومین عامل توانست ۹ درصد از واریانس کلی را توجیه کند. ترکیب تلاش های بیماران برای به دست آوردن پشتیبانی عاطفی و ابزاری در یک عامل ممکن است به دلیل ماهیت تعامل بیماران سرطانی با حامیان شان در بستر بیماری مزمن سرطان باشد. نیازهای بیماران زن برای پشتیبانی ابزاری احتمالاً باعث می شود در جستجوی حمایت و پشتیبانی عاطفی نیز باشند و بالعکس. مطالعات نیز نشان می دهند زنان مبتلا به سرطان پستان تعامل عاطفی تری با حامیان خود (مثلاً همسرشان) دارند (۲۲). به بیان دیگر، گرفتن حمایت و پشتیبانی از دیگران به طور کلی تلاش منسجم حمایت طلبی را نشان می دهد که ممکن است برای

گویه های خودمشغول سازی در اولین عامل معادل مقابله کارآمد بارگذاری شدند که مقابله فعال، استفاده از پشتیبانی عاطفی، استفاده از پشتیبانی ابزاری، چارچوب بندی مثبت، برنامه ریزی، پذیرش و مقابله مذهبی را دربر می گرفت. شوخ طبعی نتایج متعارضی را با بارهای عاملی ضعیف در هر دو مؤلفه نشان داد. سایر راهبردهای مقابله ای شامل انکار، مصرف مواد، کناره گیری، تخلیه کلامی و خودسرزنی دومین عامل را معادل با مقابله ناکارآمد تشکیل دادند. باین حال، گویه های مرتبط با انکار (گویه ۳ و ۸)، مصرف مواد (گویه ۴) و تخلیه کلامی (گویه ۲۱) با بار عاملی کمتر از حد معیار بازگذاری شدند. از نظر همسانی درونی، فقط مقابله فعال (۰/۵۴)، استفاده از حمایت ابزاری (۰/۶۸)، چارچوب بندی مثبت (۰/۶۲)، پذیرش (۰/۵۷)، مقابله مذهبی (۰/۵۶)، شوخ طبعی (۰/۶۵)، انکار (۰/۵۸)، مصرف مواد (۰/۵۰) و خودسرزنی (۰/۶۹) به سطح مدنظر Carver برابر با ۰/۵۰ برای عامل های دارای دو گویه رسید (۱۳). در مجموع، همسانی درونی برای مقابله کارآمد ۰/۸۳ در سطح مطلوب و برای مقابله ناکارآمد ۰/۶۱ و کمتر از معیار متداول ۰/۷۰ برای مقیاس های چندگویه ای به دست آمد.

## بحث

هدف این مطالعه ارزیابی ساختار عاملی مقیاس فرم کوتاه مقابله (۱۳) در میان نمونه ای از زنان ایرانی مبتلا به سرطان پستان بوده است. نتایج مطالعه با چارچوب اصلی این مقیاس ناهمسان بود. بر اساس نتایج تحلیل مؤلفه های اصلی، مقیاس فرم کوتاه مقابله به جای ۱۴ عامل، از ۹ عامل تشکیل شد. سایر مطالعات در میان بیماران سرطانی فرانسوی و مراقبان آنها (۱۴)، ۴ خرده مقیاس را در میان افراد استخراج کردند. مطالعات چینی در میان افراد مبتلا به HIV نیز تنها ۶ عامل را استخراج کردند (۱۶). مطالعه ایرانی دیگری گزارش داده است مقیاس فرم کوتاه مقابله اصلی با ۱۴ خرده مقیاس ممکن است با داده های همسران بیماران همودیالیزی انطباق یابد (۱۸). در مطالعه ما نیز تنها مقابله های پذیرش و مقابله مذهبی نتوانستند به وضوح یک عامل معتبر را تشکیل دهند. علاوه بر این، مشخص شد شوخ طبعی فقط در ساختار ۹ عاملی



دریافت عواطف حمایت‌گرانه یا حل مسئله ابزاری باشد.

سومین عامل از مصرف مواد و کناره‌گیری تشکیل شد که ۷ درصد از واریانس کلی را تبیین کرد. همچنین مقیاس‌های تخلیه کلامی و خودسرزنی روی عامل چهارم بارگذاری شدند. ترکیب زوجی این راهبردهای مقابله‌ای احتمالاً به دلیل ارتباط تنگاتنگ بین به‌کارگیری هر یک از آن‌ها برای کسب مزایای راهبرد دیگر است؛ بدین معنی که عقب‌نشینی از رویارویی با موقعیت ممکن است در کسانی بیشتر روی دهد که با مصرف مواد، به‌ویژه دخانیات، سعی در مقابله با مسائل دارند. همچنین در تخلیه کلامی به‌عنوان یکی از راه‌های صحبت‌کردن درباره احساسات منفی، ممکن است دیالوگ‌های خودسرزنش‌گر بیشتری انجام شود. به‌عبارت‌دیگر، هر یک از این زوج راهبردها در یک شبکه رفتاری به‌هم‌پیوسته رخ می‌دهند.

در مطالعات قبلی نشان داد شد زنانی که خود را به دلیل سرطان سرزنش می‌کنند و این سرزنش را به ویژگی‌های شخصیتی خودشان ربط می‌دهند، در مقایسه با زنانی که خودسرزنی شخصیت‌محور دارند، استرس و تنش طولانی‌تری را تجربه می‌کنند (۲۳). می‌توان پیشنهاد داد که تخلیه‌کردن احساسات منفی نسبت به موقعیت به‌راحتی با سرزنش‌کردن خود بیمار همراه می‌شود و نه تنها نوعی مقابله ناکارآمد را رقم می‌زند، بلکه به‌عنوان یک عامل حفظ‌کننده برای تنش موقعیت عمل می‌کند. این موضوع در زمینه کناره‌گیری و مصرف مواد نیز صدق می‌کند. در نتیجه شکل‌گیری این دو زوج عامل در ساختار عاملی مقیاس کوتاه مقابله، نه تنها با مطالعات پیشین، بلکه با شهود و تجربه عام نیز هم‌راستا است.

سرانجام خودمشغول‌سازی و مقابله فعال عامل یکپارچه‌ای را تشکیل دادند که ۴/۸ درصد از واریانس کلی را تبیین کرد. در این عامل، گوئی دوم خودمشغول‌سازی بارگذاری شد که با «برگشتن به سرکار یا مشغول‌شدن به فعالیت‌های دیگر برای رهایی از فشار فکری» مرتبط بود. همان‌طور که در تلفیق خودمشغول‌سازی به‌شکل سرگرمی‌ها با چارچوب‌بندی مثبت و برنامه‌ریزی ذکر شد، اینجا نیز شاهدیم که خودمشغول‌سازی به‌شکل رفتن به سراغ کارهای (مولد) دیگر می‌تواند در قالب سبکی فعال برای کنارآمدن با مسائل استرس‌زا عمل کند. در تحلیل عاملی بعدی نیز

نشان داده شد خودمشغول‌سازی روی عامل مرتبه بالاتر مقابله کارآمد بارگذاری شد.

قرارگرفتن مقابله خودمشغول‌سازی در میان راهبردهای کارآمد در زنان ایرانی دارای سرطان پستان نیازمند مطالعات دیگری است تا نقش این نوع راهبرد کنارآمدن با استرس را در بستر این بیماری مزمن بهتر بشناسیم. مطالعات آتی می‌توانند به این پرسش پاسخ دهند که شیوه‌هایی از فشار موقعیت به‌شکل مشغول‌شدن به سرگرمی یا امور مولد دیگر، چگونه می‌تواند به‌عنوان یکی از راه‌های فعال برای حل مسئله در جمعیت مبتلا به سرطان پستان عمل کند. در پاسخ به این سؤال می‌توان گفت که شاید مشکل اصلی، پریشانی ناشی از موقعیت است که می‌توان آن را با رویکرد فعالانه به شکل بهره‌بردن از زمان به‌صورت کارآمد نیز مدیریت کرد.

درنهایت، با توجه به اینکه Carver (۱۳) در اعتبارسنجی مقیاس کوتاه مقابله اشاره می‌کند که همسانی درونی ۰/۵۰ برای مقیاس‌های دارای دو گوئی کافی است، برخی از مقیاس‌های نظری در این مطالعه به این حد نرسیدند که شامل تخلیه کلامی، کناره‌گیری، برنامه‌ریزی، استفاده از حمایت عاطفی و خودمشغول‌سازی بود. با این وجود، زیرمقیاس‌های اکتشاف‌شده در این مطالعه همگی همسانی درونی معتبری داشتند که کمترین آن‌ها شامل مصرف مواد و کناره‌گیری با آلفای ۰/۵۴ و بیشترین شامل استفاده از پشتیبانی با آلفای ۰/۷۲ بود. همسانی درونی در مطالعات دیگر روی همسران بیماران دیالیزی (۱۸) در جمعیت ایرانی مشکل‌زا نبود. این کاهش در همسانی درونی مقیاس‌های نظری در برابر عامل‌های اکتشافی نشان می‌دهد مطالعات آتی باید نسبت به پایایی این ابزار حساس باشند؛ چراکه شرط روایی سنجش هر پدیده به پایایی آن سازه منوط است.

این مطالعه محدودیت‌هایی داشت که تفسیر نتایج آن را با احتیاط همراه می‌کند. این یافته‌ها باید در جمعیت متفاوت بیماران مزمن، به‌خصوص مردان نیز مجدد بررسی شود. همچنین نتایج پژوهش حاضر ممکن است تحت تأثیر ویژگی‌های نمونه که بیشتر تحصیلات زیردیپلم داشتند، قرار گرفته باشد. همچنین پرسش‌نامه به شکل خودگزارشی اجرا شد که ماهیت ذهنی (Subjective) آن ممکن است واقعیت رفتار بیماران را

تشخیص تا مراحل پیشرفته یکسان باقی می ماند یا خیر.

### نتیجه گیری

اگرچه مقیاس کوتاه مقابله به عنوان ابزاری پایا و روا محسوب می شود، در جمعیت های مختلف بیماران مزمن ساختارهای عاملی مختلفی دارد. این مطالعه نشان داد ساختار عاملی این مقیاس به دلیل تلفیق راهبردهای مقابله ای با یکدیگر از ۹ عامل تشکیل شده است. همچنین دو عامل مرتبه بالای مقابله کارآمد و غیر کارآمد نیز با ۲۸ گویه این مقیاس قابل استخراج است. محققان آتی می توانند با آگاهی از تغییرات احتمالی این ساختار در میان جمعیت مدنظرشان، استفاده صحیحی از این ابزار داشته باشند.

### تشکر و قدردانی

پژوهشگران مراتب سپاس و قدردانی خود را از تمامی افرادی که در انجام تحقیق مساعدت کردند، به ویژه بیماران شرکت کننده در این پژوهش اعلام می دارند.

اندازه گیری نکند و موجب سوگیری در پاسخ بیماران شود. همچنین برخی از سؤالات پرسش نامه مانند مصرف مواد ممکن است از رفتارهای شایع جامعه هدف مطالعه نباشد؛ لذا مطالعات آتی می توانند به بررسی عمیق تر استفاده از این راهبردهای خاص در جمعیت بیماران سرطان پستان پردازند. این موضوع در زمینه مقابله شوخ طبعی نیز صادق است و مرز فرهنگی شوخ طبعی و تمسخر ممکن است موجب سوگیری در پاسخ شرکت کنندگان شده باشد.

از آنجا که در این مطالعه از روش تحلیل عاملی اکتشافی برای استخراج عوامل استفاده کردیم، مطالعات دیگری لازم است تا با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی در حجم نمونه کافی به بررسی یافته های مطالعه حاضر و روایی سازه این ابزار اقدام کنند. علاوه بر این، مطالعات آتی می توانند بیماران را در مراحل متفاوت تشخیص سرطان پیگیری کنند تا به فهم دقیق تری از به کارگیری راهبردهای مقابله و عملکرد آن ها در این بیماران دست یابند و مشخص کنند که ساختار عاملی راهبردهای مقابله ای از ابتدای

### References:

1. Khoramirad A, Mousavi M, Dadkhahtehrani T, Pourmarzi D. Relationship between sleep quality and spiritual well-being/religious activities in Muslim women with breast cancer. *J Relig Health* 2015;54(6):2276-85. DOI: [10.1007/s10943-014-9978-0](https://doi.org/10.1007/s10943-014-9978-0)
2. Montazeri A. Health-related quality of life in breast cancer patients: a bibliographic review of the literature from 1974 to 2007. *J Exp Clin Cancer Res* 2008;27(1):32. DOI: [10.1186/1756-9966-27-32](https://doi.org/10.1186/1756-9966-27-32)
3. Harirchi I, Kollahdoozan S, Karbakhsh M, Chegini N, Mohseni SM, Montazeri A, et al. Twenty years of breast cancer in Iran: downstaging without a formal screening program. *Ann Oncol* 2011;22(1):93-7. DOI: [10.1093/annonc/mdq303](https://doi.org/10.1093/annonc/mdq303)
4. Knott V, Turnbull D, Olver I, Winefield A. A grounded theory approach to understand the cancer-coping process. *Br J Health Psychol* 2012;17(3):551-64. DOI: [10.1111/j.2044-8287.2011.02054.x](https://doi.org/10.1111/j.2044-8287.2011.02054.x)
5. Khalili N, Farajzadegan Z, Mokarian F, Bahrami F. Coping strategies, quality of life and pain in women with breast cancer. *Iran J Nurs Midwifery Res* 2013;18(2):105-11. [Link](#)
6. Kvillemo P, Bränström R. Coping with breast cancer: a meta-analysis. *PLoS One* 2014;9(11):e112733. DOI: [10.1371/journal.pone.0112733](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0112733)
7. Endler NS, Parker JD. Multidimensional assessment of coping: a critical evaluation. *J Pers Soc Psychol* 1990;58(5):844-54. DOI: [10.1037//0022-3514.58.5.844](https://doi.org/10.1037//0022-3514.58.5.844)
8. Carver CS, Connor-Smith J. Personality and coping. *Annu Rev Psychol* 2010;61:67-704. DOI: [10.1146/annurev.psych.093008.100352](https://doi.org/10.1146/annurev.psych.093008.100352)
9. Chiriac VF, Baban A, Dumitrascu DL. Psychological stress and breast cancer incidence: a systematic review. *Clujul Med* 2018;91(1):18-26. DOI: [10.15386/cjmed-924](https://doi.org/10.15386/cjmed-924)

10. Folkman S, Lazarus RS. Manual for the ways of coping questionnaire. Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press; 1988. [Link](#)
11. Carver CS, Scheier MF, Weintraub JK. Assessing coping strategies: a theoretically based approach. *J Pers Soc Psychol* 1989;56(2):267-83. [DOI: 10.1037//0022-3514.56.2.267](https://doi.org/10.1037//0022-3514.56.2.267)
12. Endler NS, Parker JD. Assessment of multidimensional coping: task, emotion, and avoidance strategies. *Psychol Assess* 1994;6(1):50-60. [Link](#)
13. Carver CS. You want to measure coping but your protocol's too long: consider the brief COPE. *Int J Behav Med* 1997;4(1):92-100. [DOI: 10.1207/s15327558ijbm0401\\_6](https://doi.org/10.1207/s15327558ijbm0401_6)
14. Baumstarck K, Alessandrini M, Hamidou Z, Auquier P, Leroy T, Boyer L. Assessment of coping: a new French four-factor structure of the brief COPE inventory. *Health Qual Life Outcomes* 2017;15(1):8. [DOI: 10.1186/s12955-016-0581-9](https://doi.org/10.1186/s12955-016-0581-9)
15. Hagan TL, Fishbein JN, Nipp RD, Jacobs JM, Traeger L, Irwin KE, et al. Coping in patients with incurable lung and gastrointestinal cancers: a validation study of the brief COPE. *J Pain Symptom Manage* 2017;53(1):131-8. [DOI: 10.1016/j.jpainsymman.2016.06.005](https://doi.org/10.1016/j.jpainsymman.2016.06.005)
16. Su XY, Lau JT, Mak WW, Choi KC, Feng TJ, Chen X, et al. A preliminary validation of the Brief COPE instrument for assessing coping strategies among people living with HIV in China. *Infect Dis Poverty* 2015;4:41. [DOI: 10.1186/s40249-015-0074-9](https://doi.org/10.1186/s40249-015-0074-9)
17. Aghayusefi A. Coping ways to post-traumatic stress disorder and chronic stress symptoms. *Int J Behav Med* 2010;4:29-34. [Link](#)
18. Ashktorab T, Baghcheghi N, Seyedfatemi N, Baghestani A. Psychometric parameters of the Persian version of the brief COPE among wives of patients under hemodialysis. *Med J Islam Repub Iran* 2017;31:20. [DOI: 10.18869/mjiri.31.20](https://doi.org/10.18869/mjiri.31.20)
19. Clark LA, Watson D. Constructing validity: basic issues in objective scale development. *Psychol Assess* 1995;7(3):309-19. [DOI: 10.1037/14805-012](https://doi.org/10.1037/14805-012)
20. Nunnally JC, Bernstein IH. *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill; 1994. [Link](#)
21. Kim J, Kim JH. A facilitator of leisure activities for stress-related growth experience among middle-aged Korean women with depression. *Health Care Women Int* 2014;35(11-12):1245-66. [DOI: 10.1080/07399332.2014.946508](https://doi.org/10.1080/07399332.2014.946508)
22. Çömez S, Karayurt Ö. We as spouses have experienced a real disaster!: a qualitative study of women with breast cancer and their spouses. *Cancer Nurs* 2016;39(5):E19-28. [DOI: 10.1097/NCC.0000000000000306](https://doi.org/10.1097/NCC.0000000000000306)
23. Bennett KK, Compas BE, Beckjord E, Glinder JG. Self-blame and distress among women with newly diagnosed breast cancer. *J Behav Med* 2005;28(4):313-23. [DOI: 10.1007/s10865-005-9000-0](https://doi.org/10.1007/s10865-005-9000-0)