الخصائص السيكومترية لمقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية (النسخة المصغرة) ودراسة المتغيرات الديموجرافية في المجتمع السعودي

دلال مفرح المقاطي عواطف عبد الله البلادي كوثر عمرو الجحدلي أريج نوار السلمي

جامعة الملك عبد العزيز، المملكة العربية السعودية

أُستُلِم بتاريخ 2026/7/19 وقُبِل للنشر بتاريخ 2026/9/22

DOI:10.60159/2467-004-008-006

المستخلص: هدفت الدراسة الحالية إلى التحقُّق من الخصائص السيكومترية والبنية العاملية للنسخة العربية من مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية (النسخة المصغرة) Brief COPE Short Version (Mini-COPE)، والكشف عن مستوى استراتيجيات التكيُّف والفروق فيها وفق بعض المتغيرات الديموغرافية (الجنس، العمر، الحالة الاجتماعية). وتكوَّنت عينة الدراسة من (427) فردًا من المجتمع السعودي بمتوسط عمري بلغ (17.75) وانحراف معياري قدره (5.99) سنة. وطُبِّق المقياس إلكترونيًا من خلال استبانة اشتملت على البيانات الديموغرافية ومقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة)، الذي يتكوَّن من (12) عبارة موزعة على ثلاثة أبعاد، هي: التكيُّف النشط/الإيجابي، والتكيُّف التجنّبي/السلبي، والتكيُّف العاطفي/الحيادي. وللتحقُّق من الخصائص السيكومترية للمقياس، تم التحقُّق من الصدق البنائي باستخدام التحليل العاملي التوكيدي (CFA)، وحُسب الثبات باستخدام معامل ألفا كرونباخ، ومعامل أوميغا ماكدونالد، والتجزئة النصفية. وأظهرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي مطابقة جيدة جدًا للنموذج ثلاثي الأبعاد للبيانات، حيث بلغت النسبة بين كاي تربيع ودرجات الحرية ($\chi^2/df = 1{,}869$)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI = 0,976)، ومؤشر المطابقة التزايدي (IFI = 0,967)، ومؤشر تاكر–لويس (TLI = 0,969)، وجذر متوسط مربع خطأ الاقتراب (RMSEA = 0,045)، وكانت جميع التشبُّعات العاملية دالة إحصائيًا، وتراوحت معاملات ألفا كرونباخ للأبعاد الثلاثة بين (0,751–0,863)، ومعاملات أوميغا ماكدونالد بين (0857–0,748)، مما يدعم ثبات أبعاد المقياس. وأظهرت النتائج كذلك ارتفاع مستوى التكيُّف النشط/الإيجابي وانخفاض مستوى التكيُّف التجنّبي/السلبي مقارنة بالمتوسط الفرضي، وعدم وجود فروق دالة إحصائيًا تبعًا للجنس، في حين ظهرت فروق في بعض أبعاد التكيُّف تبعًا للعمر والحالة الاجتماعية. وتدعم النتائج صلاحية النسخة العربية من المقياس للاستخدام في البحوث النفسية والتطبيقات الإرشادية في المجتمع السعودي.

الكلمات المفتاحية: الضغوط، الصدمات العاطفية، استراتيجيات التكيُّف، مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة)، تقنين المقياس.

Psychometric Properties of the Brief COPE Short Version (Mini-COPE) for Coping with Stress Resulting from Emotional Trauma and Demographic Variables in Saudi Society

Dalal Almuqati
Awatif Abdullah Albeladi Kawthar Amro Aljahdali Areej Nawar Alsulami
King Abdulaziz University, Kingdom of Saudi Arabia

Received on 19/7/2026 and accepted for publication on 22 /9/2026

dalmuqati@kau.edu.sa
aalbaladi0006@stu.kau.edu.sa
kaljahdali0033@stu.kau.edu.sa
aalsulami1614@stu.kau.edu.sa

Abstract: This study aimed to examine the psychometric properties and factorial structure of the Arabic version of the Brief COPE Short Version (Mini-COPE) for coping with stress resulting from emotional trauma, as well as to assess coping strategies and examine differences according to selected demographic variables (gender, age, and marital status). The study sample consisted of 427 individuals from Saudi society with a mean age of 17.75 years (SD = 5.99). The scale was administered electronically through an online questionnaire that included demographic information and the Mini-COPE, which consists of 12 items distributed across three dimensions: active/positive coping, avoidant/negative coping, and emotional/neutral coping. Construct validity was examined using Confirmatory Factor Analysis (CFA), while reliability was assessed using Cronbach's alpha, McDonald's omega, and split-half reliability. The CFA results demonstrated a very good fit of the three-factor model to the data, with $\chi^2/df = 1.869$, Comparative Fit Index (CFI) = .976, Incremental Fit Index (IFI) = .976, Tucker–Lewis Index (TLI) = .969, and Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = .045; all factor loadings were statistically significant. Cronbach's alpha coefficients for the three dimensions ranged from .751 to .863, while McDonald's omega coefficients ranged from .748 to .857, supporting the reliability of the scale dimensions. The findings also showed that active/positive coping was higher than the hypothetical mean, whereas avoidant/negative coping was significantly lower. No statistically significant differences were found according to gender, whereas significant differences emerged in some coping dimensions according to age and marital status. Overall, the findings support the suitability of the Arabic version of the Mini-COPE for use in psychological research and counseling applications within Saudi society.

Keywords: Stress, Emotional Trauma, Coping Strategies, Brief COPE Short Version (Mini-COPE), Scale Standardization

مقدمة وخلفية نظرية

تُعدُّ الضغوط النفسية الناتجة عن الصدمات العاطفية من أبرز التحديات التي يواجهها الأفراد في مختلف مراحل حياتهم؛ لما لها من تأثيرات عميقة على التوازن النفسي والانفعالي والاجتماعي للفرد، فالعلاقات الإنسانية، سواء كانت أسرية أو عاطفية أو اجتماعية، تمثِّل جانبًا أساسيًا في تشكيل الهوية النفسية والاجتماعية، وعندما يتعرَّض

الفرد إلى فقدان علاقة ذات معنى، أو خيانة، أو انهيار ارتباط عاطفي؛ فإن ذلك يولِّد سلسلة من الاستجابات الانفعالية المعقَّدة مثل القلق، والحزن العميق، واضطرابات النوم (American Psychological Association[APA], 2020).

وتُعرَّف الصدمة العاطفية (Emotional Trauma) بأنها: استجابة نفسية وانفعالية، قد تنشأ عن التعرُّض لخبرة شديدة أو مؤلمة، تتجاوز قدرة الفرد على التكيُّف معها، وتثير لديه مشاعر العجز وعدم الأمان، وقد تؤثِّر في إحساسه بذاته وقدرته على تنظيم انفعالاته (Paganin & Signorini, 2023).

ولا يُشترَط لحدوث الصدمة العاطفية وجود إصابة جسدية؛ إذ قد تنتج عن خبرة مفردة ومفاجئة أو عن خبرات مؤذية متكررة ومتراكمة عبر الزمن، مثل: التنمُّر، والإذلال، والتمييز، وغيرها من المواقف التي تترك لدى الفرد شعورًا عميقًا بالعجز وفقدان الأمان (Paganin & Signorini, 2023). كما قد تحدث الصدمة العاطفية في سياق العلاقات الإنسانية عندما تتعرَّض الثقة والأمان في علاقة ذات أهمية للانتهاك؛ إذ تشير نظرية صدمة الخيانة إلى أن الخبرة الصادمة قد تنشأ عندما يتعرَّض الفرد للأذى أو لانتهاك الثقة من شخص يعتمد عليه أو تربطه به علاقة ذات أهمية (Freyd, 2003).

وفي سياق العلاقات العاطفية تحديدًا، قد يمثِّل انتهاء علاقة ذات معنى أو انهيارها خبرة شديدة الضغوط لدى بعض الأفراد؛ فقد أظهرت دراسة فان دير وات وآخرين (Van der Watt et al., 2023) ارتباط تفكك العلاقات العاطفية بأعراض ما بعد الصدمة، مما يشير إلى أن بعض خبرات الانفصال العاطفي قد تُدرَك بوصفها خبرات صادمة. ومع ذلك، لا يُعد كل انفصال أو فقدان لعلاقة صدمة عاطفية بالضرورة؛ إذ يتباين الأثر النفسي للخبرة تبعًا لطبيعتها وشدتها، وكيفية إدراك الفرد لها، ومدى ما يمتلكه من موارد نفسية واجتماعية، تساعده على التعامل معها والتكيُّف مع آثارها.

وتؤكِّد الأدبيات النفسية أن التعرُّض للضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية يُشكِّل خطرًا على الصحة النفسية والعاطفية للفرد، كما يُضعف قدرته على ممارسة أدواره الحياتية بصورة سليمة (Monroe et al.,2019)، فالأفراد الذين يتعرَّضون للصدمات العاطفية يكونون أكثر عرضة للإصابة ببعض الاضطرابات النفسية المصاحبة، مثل اضطراب القلق العام والاكتئاب، الأمر الذي قد يؤدي إلى انتكاسات متعددة في حياة الفرد، ويسهم في زيادة خطر الانتحار (Flory & Yehuda, 2015). كما أوضحت دراسة كابو تزي وآخرين (Capuzzi et al., 2020) أن الإساءة العاطفية في الطفولة ارتبطت بارتفاع ظهور الأعراض الذهانية بمعدل أربع مرات لدى عينة من السجناء الذكور المدمنين على المخدرات. وفي السياق ذاته، أشار تقرير منظمة الصحة العالمية (2025) إلى أن أكثر من مليار شخص حول العالم يعانون من اضطرابات نفسية، من أبرزها القلق والاكتئاب، والتي تُعزَى بدرجة كبيرة إلى التعرُّض المستمر للضغوط والتجارب الحياتية السلبية.

وفي ظل هذه التأثيرات الممتدة للصدمات العاطفية، تبرز أهمية استراتيجيات التكيُّف بوصفها أحد المتغيرات النفسية الأساسية المرتبطة بقدرة الفرد على مواجهة الضغوط واستعادة التوازن النفسي. وتُعرَّف استراتيجيات التكيُّف بأنها: محاولات الفرد لاستخدام استراتيجيات معرفية وسلوكية؛ من أجل إدارة الضغوط والمتطلبات والانفعالات وتنظيمها استجابةً لمواقف التوتر (McHugh & Vallis, 1986).

وقد أوضحت كيز وآخرون (Keyes et al., 2023) أن الممارسين النفسيين الذين يمتلكون مستويات مرتفعة من التعاطف الذاتي كانوا أكثر استخدامًا لاستراتيجيات التكيُّف المواجهة، وأقل اعتمادًا على استراتيجيات التجنُّب. كما أكَّد طومسون وآخرون (Thompson et al.,2018) أن بعض العمليات النفسية والاجتماعية؛ كالصلابة النفسية والتكيُّف التجنُّبي، تتوسَّط العلاقة بين الصدمة والمشكلات النفسية. وفي المقابل؛ فإن غياب مهارات التكيُّف قد يزيد من احتمالية اللجوء إلى أساليب غير صحية، مثل تعاطي الكحول أو الانسحاب الاجتماعي، مما يؤدي إلى تفاقم المشكلة بدلاً من حلِّها (Compas et al., 2017).

وتناولت النظريات النفسية العلاقة بين الضغوط النفسية واستراتيجيات التكيُّف بصورة واضحة؛ إذ يرى أنصار نظرية الضغط العام أن الضغوط الناتجة عن التجارب الحياتية السلبية خلال مراحل النمو قد

تزيد من احتمالية ظهور النتائج النفسية الضارة والسلوكيات ذات المخاطر الصحية، مثل تعاطي المواد المخدرة (Agnew, 2015). بينما يشير النموذج التفاعلي للتكيُّف إلى أن التوتر يحدث نتيجة وجود تفاوت بين متطلبات الموقف والموارد أو القدرات المتاحة للفرد للتعامل مع هذه المتطلبات، وأن نوع التكيُّف المستخدم يعتمد على الموارد المتاحة في البيئة (Lazarus & Folkman, 1984).

كما تتعدَّد أنماط واستراتيجيات التكيُّف مع الصدمات العاطفية، فبعضها يركِّز على معالجة المشكلة بشكل مباشر من خلال البحث عن حلول، بينما يركِّز بعضها الآخر على التنظيم الانفعالي، مثل إعادة التقييم المعرفي أو استخدام استراتيجيات الاسترخاء (Gross, 2015). وهناك أيضًا استراتيجيات قائمة على الدعم الاجتماعي، حيث يؤدي الدعم الذي يتلقاه الفرد من الأسرة والمجتمع دورًا مهمًا في توفير شبكة أمان نفسي، تساعده على استعادة توازنه النفسي (Taylor, 2011). وفي هذا السياق، أشارت دراستا جينزر وآخرين (Jenzer et al., 2020) وفوغن-كواكسوم وآخرين (Vaughn-Coaxum et al., 2018) إلى أن التعرُّض المتكرر للصدمات يرتبط إيجابيًا بالتكيُّف الانفعالي غير المناسب، مثل التنفيس الانفعالي، في حين لا يرتبط بالتكيُّف القائم على حل المشكلات.

وقد أظهرت العديد من الدراسات السابقة أن استراتيجيات التكيُّف ترتبط بدرجة كبيرة بالصحة النفسية ومستوى الضغوط النفسية، حيث بيَّنت بعض الدراسات أن الأفراد الذين يتعرَّضون لمستويات مرتفعة من الضغوط يميلون إلى استخدام استراتيجيات تكيف تجنبية أو انفعالية، في حين يرتبط انخفاض الضغوط باستخدام استراتيجيات أكثر فاعلية، مثل حل المشكلات والتخطيط (Chen et al., 2018; Gustems-Carnicer et al., 2019). كما أوضحت دراسة تشن وآخرين (Chen et al., 2018) وجود استراتيجيات تكيُّف تركِّز على المشكلة، وأخرى إيجابية تركِّز على العاطفة، وأخرى سلبية قائمة على المشاعر، مع وجود فروق عمرية في استخدام هذه الاستراتيجيات. كذلك أظهرت دراسات عديدة، مثل: (Bangash et al., 2023; Yubonpunt et al., 2020; Parsons et al., 2022) وجود فروق في استراتيجيات التكيُّف تبعًا لمتغيرات الجنس والحالة الاجتماعية، حيث يميل المتزوجون أو من يحظون بدعم اجتماعي مرتفع إلى استخدام استراتيجيات أكثر إيجابية، بينما يزداد استخدام التكيُّف التجنبي لدى الأفراد الأصغر سنًا أو المقيمين في مناطق منخفضة الكثافة السكانية.

وفيما يتعلق بالفروق المرتبطة بالجنس، أشارت بعض الدراسات إلى أن الإناث أكثر عرضة للإصابة باضطراب ما بعد الصدمة مقارنة بالذكور (Nolting et al., 2025)، بينما أوضحت دراسة هاناكوفا ولينديرغ وكارلسون (Hanáková, Lindberg, & Carlsson, 2024) أن الرجال أكثر عرضة للانفصال العاطفي والشعور بالاغتراب النفسي. كما بيَّنت دراسة إيوانيديس وآخرين (Ioannidis et al., 2020) أن بعض الأفراد

يستخدمون استراتيجيات تكيف إيجابية كالمرونة النفسية، مما يساعدهم على تجاوز مضاعفات الصدمة دون أضرار طويلة المدى، في حين يعاني آخرون من اضطرابات نفسية، مثل الاكتئاب وصعوبة تنظيم الانفعالات (Expósito-Álvarez et al., 2025; Qassem et al., 2021). وتشير هذه النتائج إلى وجود تفاوت في فعالية استراتيجيات التكيُّف تبعًا للعوامل الثقافية والاجتماعية والشخصية؛ إذ قد يكون الدعم الاجتماعي أكثر تأثيرًا في الثقافات الجماعية مقارنة بالفردية (Chun et al., 2006).

من ناحية أخرى، اهتمَّت الدراسات الحديثة بالتحقُّق من الخصائص السيكومترية لمقاييس استراتيجيات التكيُّف الصورة المختصرة، وعلى رأسها مقياس Coping Orientation to Problems Experienced – Brief Version (Brief COPE)، حيث أكَّدت العديد من الدراسات ملاءمة خصائصه السيكومترية في بيئات ثقافية متعددة، مما يدعم استخدامه في قياس أنماط التكيُّف المختلفة لدى الأفراد، كدراسة الغامدي (Alghamdi, 2020)، وعبد الرحمن وآخرين (Abdul Rahman et al., 2021)، وكانيستراري وآخرين (Canestrari et al., 2022)، ورودريغز وآخرين (Rodrigues et al., 2022).

كما ظهرت محاولات حديثة لاختصار المقياس وتطويره، مثل النسخة المطورة التي قدمها برامبيلا–تابيا وآخرون (Brambila-Tapia et al., 2023)؛ بهدف تسهيل تطبيقه في السياقات البحثية والميدانية المختلفة(Rodrigues et al., 2022). وقد مرَّ المقياس بعدة مراحل من التطوير والاختصار؛ إذ انطلق من مقياس (COPE) الأصلي، ثم طُوِّرت منه الصورة المختصرة (Brief COPE)؛ بهدف تقليل عدد العبارات وتسهيل التطبيق، وتبع ذلك عدد من الدراسات التي اختبرت بنيته وخصائصه السيكومترية في سياقات ثقافية مختلفة. وفي امتداد لهذا التوجُّه نحو تطوير أدوات أكثر إيجازًا، ظهرت الصورة المصغرة (Mini-Brief COPE)التي قدَّمها برامبيلا–تابيا وآخرون (Brambila-Tapia et al., 2023)؛ بهدف توفير أداة أقصر وأكثر ملاءمة للتطبيق في السياقات البحثية والميدانية. ويوضح الجدول (1) المراحل الرئيسة لتطور المقياس وصولًا إلى الصورة المصغرة التي تتناولها الدراسة الحالية.

جدول 1 *المراحل الرئيسة لتطور مقياس التوجه نحو التكيُّف مع المشكلات وصولًا إلى الصورة المصغرة Brief COPE Short Version (Mini-COPE)*

المرحلة	المقياس	المصدر	أبرز ملامح التطور
المقياس الأصلي	COPE	Carver et al. (1989)	الصورة الأصلية التي طُورت لقياس مجموعة متعددة من استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط.
الصورة المختصرة	Brief COPE	Carver (1997)	اختصار المقياس الأصلي لتقليل عدد العبارات وتسهيل التطبيق مع الاحتفاظ بقياس مجموعة متنوعة من استراتيجيات التكيُّف.
التحقق والتكييف عبر الثقافات	Brief COPE	Abdul Rahman et al., 2021; Alghamdi, 2020; Canestrari et al., 2022; Rodrigues et al., 2022	اختبار الخصائص السيكومترية والبنية العاملية للمقياس في عينات وسياقات ثقافية مختلفة.
الصورة المصغرة	Brief COPE Short Version (Mini-COPE)	Brambila-Tapia et al. (2023)	تطوير صورة أكثر إيجازًا من المقياس بهدف تسهيل تطبيقه مع المحافظة على تمثيل أنماط التكيُّف الأساسية.

يتضح من الجدول (1) أن مقياس استراتيجيات التكيُّف مرَّ بمراحل متتابعة من التطوير والاختصار، بدأت بمقياس (COPE) الأصلي، ثم الصورة المختصرة (Brief COPE)، وصولًا إلى الصورة المصغرة Brief COPE Short Version (Mini-COPE). ويعكس هذا التطور توجُّهًا نحو تقليل طول أدوات قياس استراتيجيات التكيُّف وتيسير استخدامها في الدراسات البحثية والميدانية، مع المحافظة على قدرتها على تمثيل أنماط التكيُّف المختلفة. ومن هذا المنطلق، تتجه الدراسة الحالية إلى ترجمة وتقنين الصورة المصغرة Brief COPE Short Version (Mini-COPE)، والتحقُّق من خصائصها السيكومترية ومدى ملاءمتها للتطبيق لدى الأفراد في المجتمع السعودي.

ورغم توافر عدد من المقاييس النفسية التي تقيس استراتيجيات التكيُّف؛ فإن معظم هذه الأدوات طُوِّرت في سياقات ثقافية غربية، واعتمدت بصورة كبيرة على عينات طلابية جامعية، مما يثير التساؤل حول مدى ملاءمة تطبيقها في البيئات الثقافية والاجتماعية المختلفة، ومنها البيئة السعودية. كما أن بعض المقاييس –رغم تمتعها بخصائص سيكومترية جيدة– تتسم بالطول النسبي، الأمر الذي قد يحد من سهولة تطبيقها في الدراسات الميدانية (Alghamdi, 2020). وفي ظل تزايد معدلات الضغوط النفسية والصدمات العاطفية بين الشباب، والحاجة إلى تطوير برامج وقائية وعلاجية فعّالة، تستند إلى أدوات قياس مقننة وموثوقة، تبرز الحاجة العلمية إلى تقنين مقياس استراتيجيات التكييف المختصر للصدمات العاطفية Brief COPE Short Version (Mini-COPE) بصورته المصغرة في البيئة السعودية، والتحقُّق من مدى ملاءمة بنيته العاملية وخصائصه السيكومترية لدى الأفراد، إضافة إلى الكشف عن أثر بعض المتغيرات الديموغرافية والعوامل الثقافية والاجتماعية المرتبطة بالسياق السعودي على استراتيجيات التكيُّف مع الصدمات العاطفية.

ومن هنا تتحدد مشكلة الدراسة الحالية في الحاجة إلى التحقُّق من الخصائص السيكومترية والبنية العاملية لمقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة) Brief COPE Short Version (Mini-COPE)لدى عينة من الأفراد في المجتمع السعودي، والتأكُّد من مدى ملاءمته الثقافية، وقدرته على قياس استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية في ضوء بعض المتغيرات الديموغرافية، بما يسهم في توفير أداة مقننة وموثوقة، يمكن الاستفادة منها في المجالات البحثية والإرشادية والعلاجية داخل البيئة السعودية.

وتتلخص مشكلة الدراسة الحالية في الأسئلة الآتية:

1. ما المؤشرات السيكومترية لمقياس استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة من الأفراد في المجتمع السعودي؟

2. ما مستوى استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة من الأفراد في المجتمع السعودي؟
3. هل توجد فروق في مستوى استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة من الأفراد في المجتمع السعودي تبعًا لمتغير الجنس؟
4. هل توجد فروق في مستوى استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة من الأفراد في المجتمع السعودي تبعًا لمتغير العمر؟
5. هل توجد فروق في مستوى استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة من الأفراد في المجتمع السعودي تبعًا لمتغير الحالة الاجتماعية؟

المنهج والإجراءات

المنهج

اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي المقارن؛ وذلك لملاءمته في تحقيق أهداف الدراسة الحالية.

المجتمع والعينة

شمل مجتمع البحث في الدراسة الحالية جميع الأفراد في المملكة العربية السعودية، وقد تم جمع عينة متيسرة من الأفراد البالغين بالمجتمع السعودي، والبالغ عددهم (427) مشاركًا، بمتوسط عمري بلغ (17.75)، وانحراف معياري قدره (5.99) سنة، وتوزعت العينة حسب المتغيرات الديموغرافية كالآتي: من حيث الجنس، بلغت نسبة الإناث 68.6% (ن = 293)، في حين بلغت نسبة الذكور 31.4% (ن = 134). ومن حيث الحالة الاجتماعية، كان 64.2% (ن = 274) من المشاركين غير متزوجين، بينما بلغ عدد المتزوجين 35.8% (ن = 153).

تم تطبيق الدراسة من خلال إعداد استبانة إلكترونية ونشرها عبر مواقع التواصل الاجتماعي، مع الحصول على الموافقة الإلكترونية من المشاركين قبل البدء في الإجابة عنها. كما جرى التأكيد لأفراد العينة على أن جميع البيانات التي يتم جمعها ستُعامل بسرية تامة، ولن تُستخدم إلا لأغراض البحث العلمي.

الأدوات

مقياس استراتيجيات التكيُّف الصورة المختصرة المصغرة (Mini-Brief COPE Short Version (COPE، إعداد: Brambila-Tapia et al. (2023).

يتكون المقياس من (12) فقرة موزعة على ثلاثة أبعاد، هي:

- البعد الأول: التكيُّف النشط/ الإيجابي: ويمثِّل استراتيجيات المواجهة النشطة والتخطيط، وتقيسه الفقرات ذات الأرقام (1، 2، 3، 4).
- البعد الثاني: التكيُّف التجنّبي/السلبي: ويمثِّل استراتيجيات الإنكار والانسحاب السلوكي، وتقيسه الفقرات ذات الأرقام (5، 6، 7، 8).
- البعد الثالث: التكيُّف العاطفي/الحيادي: ويمثِّل استراتيجيات الدعم العاطفي والدعم الأدائي، وتقيسه الفقرات ذات الأرقام (9، 10، 11، 12).

ويتم تصحيح فقرات المقياس وفق مقياس ليكرت الرباعي المتدرج من (0–3)، وتسير جميع الفقرات في اتجاه البُعد الذي تنتمي إليه، ولا توجد فقرات عكسية التصحيح؛ إذ تشير الدرجة المرتفعة على كل بُعد إلى ارتفاع استخدام نمط التكيُّف الذي يقيسه ذلك البُعد. وعليه، فإن ارتفاع الدرجة على بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي يدل على ارتفاع استخدام استراتيجيات التكيُّف النشط، وارتفاع الدرجة على بُعد التكيُّف التجنبي/السلبي يدل على ارتفاع استخدام استراتيجيات الإنكار والانسحاب السلوكي، في حين يدل ارتفاع الدرجة على بُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي على ارتفاع استخدام استراتيجيات الدعم العاطفي والأداتي. وتُحسب درجة كل بُعد بصورة مستقلة، ولا توجد درجة كلية للمقياس وفق النسخة الأصلية المقترحة.

أظهرت النسخة الأصلية المقترحة من مقياس (Mini-COPE) لدى (Brambila-Tapia et al. 2023) خصائص سيكومترية ملائمة؛ إذ أظهر النموذج ثلاثي العوامل مؤشرات مطابقة جيدة، حيث بلغت قيمة CFI=.954 ، وTLI=.941، وSRMR=.041، وRMSEA=.057، كما بلغت معاملات ألفا كرونباخ للأبعاد الثلاثة: التكيُّف النشط/التكيفي (.81)، والتكيُّف التجنبي/غيرالتكيفي (.65)، والتكيُّف العاطفي/الحيادي (.84) على التوالي، مما يدعم ملاءمة البنية العاملية والاتساق الداخلي للنسخة الأصلية من المقياس.

اتبعت الباحثات منهجية بياتون وآخرين (Beaton et al., 2000) في إجراءات ترجمة وتقنين مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر مع الضغوط الناتجة للصدمات العاطفية، وذلك وفق الخطوات الآتية:

- الترجمة الأولية: ترجمة مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر مع الضغوط الناتجة للصدمات العاطفية من الإنجليزية إلى العربية من قبل مُترجم مُعتَمد.
- المواءمة بين العبارات في النسختين: قام المترجم بتجميع الترجمة الأولية وتسوية الاختلافات، وقد تم التوصل من خلال هذا الإجراء إلى اعتماد نسخة أولية.
- الترجمة العكسية: تم ترجمة النسخة العربية بشكل مستقل إلى اللغة الإنجليزية؛ بهدف التحقق من مدى عكس النسخة المترجمة لمحتوى بنود النسخة الأصلية، وتجدر الإشارة إلى أن الترجمة لا تعني أن العنصر يجب أن يظل متطابقًا حرفيًا مع الأصل، بل يجب أن يحافظ على التكافؤ المفاهيمي.

تحليل البيانات

استعانت الباحثات ببرنامجي SPSS وAMOS لتطبيق مجموعة من الأساليب الإحصائية المناسبة لطبيعة المتغيرات قيد الدراسة؛ فقد استخدمت:

- الإحصاءات الوصفية: ممثلة في التكرارات، والنسب المئوية، والمتوسطات الحسابية، والانحرافات المعيارية؛ لتحديد مستوى استجابات المفحوصين على أبعاد المقياس.
- معامل ارتباط بيرسون: بهدف فحص الاتساق الداخلي لفقرات المقياس، إضافة إلى حساب معامل الثبات (ألفا كرونباخ)؛ للتحقق من درجة الاعتمادية الداخلية للأداة.
- التحليل العاملي التوكيدي (CFA) باستخدام برنامج AMOS: للتحقق من الصدق البنائي للمقياس، ومدى ملاءمة النموذج النظري لأبعاد المقياس.
- اختبار ت (t-test) للمقارنات بين المتغيرات الثنائية، وتحليل التباين الأحادي (One-way ANOVA): لفحص وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند المتغيرات التي تتضمن أكثر من فئتين، كما استخدم اختبار كروسكال–والِس (Wallis Test–Kruskal) في الحالات التي لا تتحقَّق فيها افتراضات الاختبارات المعلمية؛ وذلك بهدف التأكد من سلامة النتائج وعدم تأثُّرها بافتراضات التوزيع.
- حجم الأثر: بوصفه مؤشرًا على الدلالة العملية للفروق الإحصائية المكتشفة، ولتعزيز تفسير النتائج.

النتائج

نتيجة السؤال الأول: ما مؤشرات الخصائص السيكومترية لمقياس استراتيجيات التكُّيف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة الدراسة؟

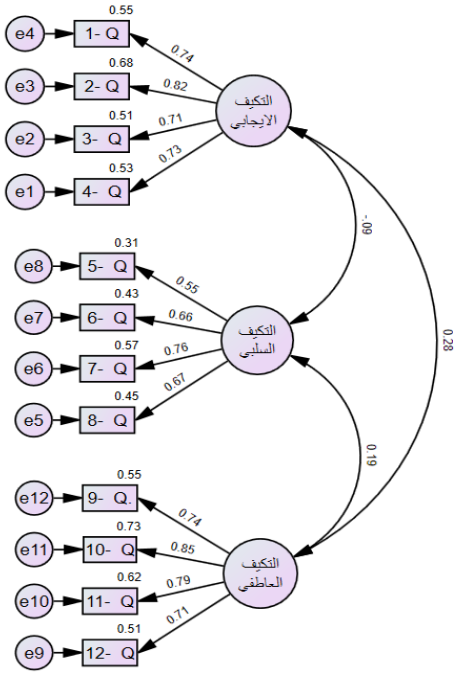
للإجابة عن هذا السؤال: تم التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس استراتيجيات التكُّيف المختصر من خلال حساب الاتساق الداخلي والتحليل العاملي التوكيدي، وحساب الثبات، وفيما يلي توضيح للنتائج.

الاتساق الداخلي:

أظهرت نتائج الاتساق الداخلي أن معاملات الارتباط بين درجة كل عبارة والدرجة الكلية للبُعد الذي تنتمي إليه كانت دالة إحصائيًا عند مستوى دلالة (0.01)، حيث تراوحت معاملات الارتباط في بُعد التكُّيف النشط/الإيجابي بين (.810) و(.844)، وفي بُعد التكُّيف التجنبي/السلبي بين (.714) و(.814)، وفي بُعد التكُّيف العاطفي/الحيادي بين (.804) و(.872)، مما يشير إلى تمتع عبارات الأبعاد الثلاثة بدرجة جيدة من الاتساق الداخلي، ويدعم صدق الاتساق الداخلي للمقياس.

التحليل العاملي التوكيدي:

تم التحقُّق من الصدق العاملي لمقياس استراتيجيات التكييف المختصر لدى عينة من البالغين في المملكة العربية السعودية، باستخدام التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الأولى، كما يوضِّحه الشكل (1)، والجدول (2).



يتضح لنا من الشكل (1) أن العامل الكامن لمقياس استراتيجيات التكييف المختصر لدى عينة البالغين في المملكة العربية السعودية، قد تشبَّعت عليه جميع عبارات المقياس، كما أن مؤشرات حسن المطابقة تقع في المدى المقبول لها، ويمكن توضيح مؤشرات حسن المطابقة لمقياس استراتيجيات التكييف المختصر لدى عينة من البالغين في المملكة العربية السعودية في الجدول (2).

شكل 1 *نموذج التحليل العاملي التوكيدي لمقياس استراتيجيات التكييف المختصر (ن= 427)*

جدول 2 *مؤشرات حسن المطابقة لنموذج مقياس استراتيجيات التكييف المختصر (ن= 427)*

مؤشرات حسن المطابقة	القيمة والتفسير	المدى المثالي للمؤشرات
^2x	95,317	أن تكون القيمة غير دالة
مستوى دلالة ^2x	P= 0,000	
درجة الحرية DF	51	
النسبة بين ^2x إلى درجة حريتها (^2x/df)	1,869	0 إلى أقل من 5
مؤشر المطابقة المقارن (CFI)	0,976	1-0,90
مؤشر جذر متوسط مربع خطأ الاقتراب (RMSEA)	0,045	0,08-0
مؤشر المطابقة التزايدي (IFI)	0,976	1-0,90
مؤشر تاكر- لويس (TLI)	0,969	1-0,90

يتضح من الجدول (2) أن نتائج التحليل العاملي التوكيدي أظهرت تمُّتع المقياس بنموذج قياسي ممتاز، وهو ما أكَّدته مؤشرات حسن المطابقة التي كانت في مداها المثالي، حيث بلغت النسبة بين x^2 ودرجات الحرية (1,869)، وكانت قيمة مؤشر المطابقة المقارن (0,976)، وبلغت قيمة مؤشر جذر متوسط مربع خطأ الاقتراب (0,045)، بينما كانت قيمة مؤشر المطابقة التزايدي (0,976)، في حين بلغت قيمة مؤشر تاكر- لويس (0,969)، كما تشبَّعت كل عبارة من عبارات المقياس على بعد من أبعاد المقياس الثلاثة المكونة للمقياس، وكانت جميع التشبعات دالة إحصائيًا؛ وذلك يجعلنا نطمئن إلى مدى صلاحية وملاءمة

النموذج الحالي، في قياس التكييف المختصر لدى عينة من البالغين في المملكة العربية السعودية، ومن ثم يمكن استخدامه في الدراسة الحالية.

الثبات

تم التحقُّق من ثبات أبعاد مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة) Brief COPE Short Version (Mini-COPE) باستخدام عدة مؤشرات للاتساق الداخلي والثبات. وقد تراوحت معاملات ألفا كرونباخ للأبعاد الثلاثة بين (0.751) و(0.863)، حيث بلغ معامل ألفا كرونباخ لبُعد التكيُّف النشط/الإيجابي (0.863)، ولبُعد التكيُّف التجنبي/السلبي (0.751)، ولبُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي (0.856). كما جاءت قيم معامل أوميغا ماكدونالد متقاربة مع قيم ألفا كرونباخ؛ إذ بلغت (0.835)، و(0.748)، و(0.857) للأبعاد الثلاثة على التوالي، مما يدعم الاتساق الداخلي لأبعاد المقياس. كما أظهرت نتائج التجزئة النصفية أن معاملات الارتباط بين نصفي الأبعاد تراوحت بين (0.633) و(0.713)، وارتفعت بعد التصحيح باستخدام معادلة سبيرمان–براون لتتراوح بين (0.775)و(0.832)، في حين تراوحت معاملات جتمان بين (0.775) و(0.832)، وهي قيم تدعم ثبات الأبعاد الثلاثة للمقياس.

وتتسق هذه النتائج مع ما توصل إليه برامبيلا–تابيا وآخرون (Brambila-Tapia et al., 2023) في النسخة الأصلية المقترحة من المقياس؛ إذ حُسب معامل ألفا كرونباخ لكل عامل بصورة مستقلة، وبلغ (0.805) لبُعد التكيُّف النشط/التكيفي، و(0.645) لبُعد التكيُّف التجنبي/غير التكيفي، و(0.837) لبُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي، مما يشير إلى تمتُّع أبعاد النسخة الأصلية بدرجات متفاوتة من الاتساق الداخلي.

نتيجة السؤال الثاني: ما مستوى استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية لدى عينة الدراسة؟

للإجابة عن هذا السؤال: تم استخدام اختبار (ت) لعينة واحدة One-Sample-Test لمقارنة المتوسطات الحسابية لأبعاد المقياس بالمتوسطات الفرضية. ونظرًا إلى أن المقياس يتكوَّن من (12) عبارة، موزعة على ثلاثة أبعاد بواقع (4) عبارات لكل بُعد، وتُجاب العبارات وفق تدريج يتراوح بين (0و3)؛ فقد بلغ المتوسط الفرضي لكل بُعد (6) درجات، وذلك لحساب مستوى استراتيجيات التكيُّف المختصر لدى الأفراد من المجتمع السعودي، والجدول الآتي يوضح ذلك.

جدول 3 *اختبار ت لعينة واحدة لمقياس استراتيجيات التكيف المختصر (ن=426)*

البعد	العدد	المتوسط الفرضي	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة ت	درجة الحرية	حجم الأثر Cohen's d
التكيف النشط/ الايجابي	427	6	7.98	3.15	13.03**	426	0.63
التكيف التجنبي/ السلبي		6	3.85	2.89	15.35-**		0.74-
التكيف العاطفي/ الحيادي		6	5.92	3.26	0.53-		-0.03

يوضح الجدول (3) أن المتوسط الحسابي لبعد التكيف الإيجابي بلغ (7.98)، بانحراف معياري قدره (3.15)، وهو أعلى من المتوسط الفرضي البالغ (6)، وقد بلغ الفرق مستوى الدلالة الإحصائية، حيث بلغت قيمة (ت) (13.03) عند درجة حرية (426)، وبمستوى دلالة (0.001). وبلغ حجم الأثر وفق معامل كوهن (0.63)، وهو حجم أثر متوسط، مما يشير إلى أن أفراد العينة يميلون إلى استخدام استراتيجيات التكيف الإيجابي بمستوى أعلى من المتوسط الفرضي. أما بُعد التكيف السلبي، فقد بلغ متوسطه الحسابي (3.85)، بانحراف معياري قدره (2.89)، وهو أقل من المتوسط الفرضي البالغ (6)، وكان الفرق دالًا إحصائيًا، حيث بلغت قيمة (ت) (-15.35) عند درجة حرية (426)، وبمستوى دلالة (0.001)، وبلغ حجم الأثر (0.74). وتشير القيمة إلى أثر متوسط يميل إلى الارتفاع، مما يدل على انخفاض استخدام أفراد العينة لاستراتيجيات التكيف السلبي مقارنة بالمتوسط الفرضي. وفيما يتعلق بُبعد التكيف العاطفي؛ فقد بلغ المتوسط الحسابي (5.92)، بانحراف معياري قدره (3.26)، وهو قريب جدًا من المتوسط الفرضي البالغ (6). ولم يكن الفرق بين المتوسطين دالًا إحصائيًا، حيث بلغت قيمة (ت) (-0.53) عند درجة حرية (426)، وبمستوى دلالة (0.594)، كما بلغ حجم الأثر (0.03)، وهو حجم أثر ضئيل جدًا، مما يشير إلى أن مستوى التكيف العاطفي لدى أفراد العينة لا يختلف جوهريًا عن المستوى الفرضي للمقياس.

وبناءً على ذلك، يتضح أن أفراد العينة أظهروا مستوى مرتفعًا نسبيًا من التكيف الإيجابي، ومستوى منخفضًا من التكيف السلبي، ومستوى متوسطًا من التكيف العاطفي، في حين جاء المستوى الكلي لاستراتيجيات التكيف عند المستوى المتوسط للمقياس.

نتيجة السؤال الثالث: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي درجات مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر لدى عينة الدراسة تبعًا لمتغير الجنس؟

للإجابة عن هذا السؤال: تم استخدم اختبار– ت (Test– t) لعينتين مستقلتين؛ للكشف عن دلالة الفروق الإحصائية لمتوسطي استجابات أفراد عينة الدراسة التي تُعزى للمتغير الجنس، ويوضح الجدول (4) نتائج ذلك.

جدول 4 *اختبار (ت) لعينتين مستقلتين للكشف عن الفروق في استراتيجيات التكيف المختصر وأبعاده تبعًا لمتغير الجنس (ن = 427)*

الابعاد	المجوعة	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة ت	مستوى الدلالة	حجم الأثر
التكيُّف النشط/ الإيجابي	الذكور	134	8.36	3.13	1.668	0.096	0.174
	الإناث	293	7.81	3.14			
التكيُّف التجنبي/ السلبي	الذكور	134	3.85	2.86	0.003	0.998	0.00
	الإناث	293	3.85	2.91			
التكيُّف العاطفي/ الحيادي	الذكور	134	5.63	3.10	1.238-	0.216	0.129-
	الإناث	293	6.05	3.33			

يتضح من الجدول (4) عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات درجات الذكور والإناث في جميع أبعاد مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر، ففي بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي، بلغ المتوسط الحسابي للذكور (8.36)، بانحراف معياري قدره (3.13)، مقابل متوسط حسابي بلغ (7.81)وانحراف معياري قدره (3.14) لدى الإناث. ورغم ارتفاع المتوسط الحسابي للذكور مقارنة بالإناث؛ فإن الفرق لم يكن دالًا إحصائيًا، حيث بلغت قيمة (ت) (1.67) عند درجة حرية (425)، ومستوى دلالة (0.096). كما بلغ حجم الأثر وفق معامل كوهن (0.17)، وهو حجم أثر صغير. وفي بُعد التكيُّف التجنبي/السلبي، بلغ المتوسط الحسابي للذكور (3.85)، بانحراف معياري قدره (2.86)، كما بلغ المتوسط الحسابي للإناث (3.85)، بانحراف معياري قدره (2.91). ولم يكن الفرق بين المجموعتين دالًا إحصائيًا، حيث بلغت قيمة (ت) (0.003) عند درجة حرية (425)، ومستوى دلالة (0.998)، وبلغ حجم الأثر (0.00)، مما يشير إلى عدم وجود فرق عملي بين المجموعتين في هذا البعد. أما في بُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي، فقد بلغ المتوسط الحسابي للذكور (5.63)، بانحراف معياري قدره (3.10)، مقابل متوسط حسابي بلغ (6.05)، وانحراف معياري قدره (3.33) لدى الإناث. ورغم ارتفاع المتوسط الحسابي لدى الإناث؛ فإن الفرق لم يكن دالًا إحصائيًا، حيث بلغت قيمة (ت) (-1.24) عند درجة حرية (425)، ومستوى دلالة (0.216)، وبلغ حجم الأثر (0,13)، وهو حجم أثر صغير.

وبناءً على ذلك، تشير النتائج إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في التكيُّف النشط/الإيجابي، والتكيُّف التجنبي/السلبي، والتكيُّف العاطفي/الحيادي لمقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر. كما تدعم أحجام الأثر الصغيرة أو الضئيلة هذه النتيجة، مما يشير إلى أن الفروق بين الجنسين في استراتيجيات التكيُّف لدى عينة الدراسة محدودة من الناحية العملية.

نتيجة السؤال الرابع: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات درجات مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر لدى عينة الدراسة تبعًا لمتغير العمر؟

للإجابة عن هذا السؤال: تم استخدام تحليل التباين الأحادي (One-Way ANOVA) للكشف عن دلالة الفروق بين متوسطات درجات أفراد عينة الدراسة في أبعاد مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر

تبعًا لمتغير العمر. كما تم التحقُّق من افتراض تجانس التباين بين الفئات العمرية باستخدام اختبار ليفين (Levene's Test)، وأظهرت النتائج تحقق افتراض تجانس التباين في بُعد التكيُّف التجنبي/السلبي عند مستوى دلالة (0،271)، وبُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي عند مستوى دلالة (0،541)، في حين لم يتحقق افتراض تجانس التباين في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي عند مستوى دلالة (0،034). ولذلك تم التحقُّق من دلالة الفروق في هذا البُعد باستخدام اختبار Welch المتين، كما يوضحه الجدول الآتي.

جدول5 *تحليل التباين الأحادي لاستراتيجيات التكيف مع الضغوط وفقًا لمتغير العمر (ن = 427)*

استراتيجيات التكيُّف مع الضغوط	مدى التباين	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات	قيمة ف	مستوى الدلالة	حجم الأثر η^2
بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي	بين المجموعات	317,389	4	79,347	**8,591	0,001	0,07
	داخل المجموعات	3897,496	422	9,236			
	الإجمالي	4214,885	426				
بُعد التكيُّف التجنبي/السلبي	بين المجموعات	57,868	4	14,467	1,740	0,140	0,01
	داخل المجموعات	3508,539	422	8,314			
	الإجمالي	3566,407	426				
بُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي	بين المجموعات	88,312	4	22,078	2,096	0,080	0,01
	داخل المجموعات	4444,653	422	10,532			
	الإجمالي	4532,965	426				

يتضح من الجدول (5) وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات العمرية في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي، حيث بلغت قيمة (ف) (8,591) عند درجتي حرية (422,4)، وبمستوى دلالة(0,001)، وبلغ حجم الأثر (0,07). ونظرًا إلى عدم تحقق افتراض تجانس التباين في هذا البُعد، فقد تم التحقق من النتيجة باستخدام اختبار Welch، الذي أكَّد وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات العمرية، حيث بلغت قيمته (11،701) عند درجتي حرية (911,140،4)، وبمستوى دلالة (0,001).

وفي المقابل، لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئات العمرية في بُعد التكيُّف التجنبي/السلبي، حيث بلغت قيمة (ف) (1،740) عند درجتي حرية (4, 422)، وبمستوى دلالة (0،140)، وبلغ حجم الأثر (0،01). كما لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية في بُعد التكيُّف العاطفي/الحيادي، حيث بلغت قيمة (ف) (2،096) عند درجتي حرية (4, 422)، وبمستوى دلالة (0،080) ، وبلغ حجم الأثر (0،01η).

ونظرًا إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي للمقياس، تم إجراء المقارنات البعدية (Post Hoc Comparisons) باستخدام اختبار Games-Howell؛ لتحديد مواضع الفروق واتجاهها بين الفئات العمرية، كما يوضحه الجدول الآتي.

جدول 6 *المقارنات البعدية باستخدام اختبار Games-Howell وفقًا لمتغير العمر(ن = 427)*

المتغيرات	الفئة العمرية الأولى	الفئة العمرية الثانية	فرق المتوسطات	الخطأ المعياري	مستوى الدلالة	اتجاه الفروق
التكيُّف النشط/الإيجابي	من 18 إلى 25 سنة	من 26 إلى 30 سنة	*1،350-	0،412	0،012	لصالح 26–30 سنة
	من 18 إلى 25 سنة	من 31 إلى 35 سنة	**2،391-	0،362	0،001	لصالح 31–35 سنة
	من 18 إلى 25 سنة	من 36 إلى 40 سنة	*1،537-	0،514	0،030	لصالح 36–40 سنة

يتضح من الجدول (6) أن المقارنات البعدية باستخدام اختبار Games-Howell أظهرت وجود فروق ذات دلالة إحصائية في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي بين الفئة العمرية من 18 إلى 25 سنة والفئة من 26 إلى 30 سنة، حيث بلغ فرق المتوسطات (-1،350)وكان الفرق لصالح الفئة من 26 إلى 30 سنة عند مستوى دلالة (0،012). كما ظهرت فروق ذات دلالة إحصائية بين الفئة من 18 إلى 25 سنة والفئة من 31 إلى 35 سنة، حيث بلغ فرق المتوسطات (-2،391)،وكان الفرق لصالح الفئة من 31 إلى 35 سنة عند مستوى دلالة (0،001). كذلك ظهرت فروق بين الفئة من 18 إلى 25 سنة والفئة من 36 إلى 40 سنة، حيث بلغ فرق المتوسطات (-1،537)،وكان الفرق لصالح الفئة من 36 إلى 40 سنة عند مستوى دلالة (0،030). ولم تظهر المقارنات البعدية فروقًا ذات دلالة إحصائية بين بقية الفئات العمرية في هذا البُعد.

وبناءً على ذلك، يتضح أن الفروق تبعًا لمتغير العمر ترتكز في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي في حين لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية تبعًا للعمر في بُعدي التكيُّف التجنبي/السلبي والتكيُّف العاطفي/الحيادي. كما تشير قيم حجم الأثر إلى أن أثر العمر في الفروق كان محدودًا بوجه عام.

نتيجة السؤال الخامس: هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي درجات مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر لدى عينة الدراسة تبعًا لمتغير الحالة الاجتماعية؟

للإجابة عن هذا السؤال: تم استخدام اختبار (ت) لعينتين مستقلتين (Independent Samples t-test)؛ للكشف عن دلالة الفروق بين متوسطات درجات أفراد عينة الدراسة في أبعاد مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر تبعًا لمتغير الحالة الاجتماعية. كما يوضحه الجدول الآتي.

جدول 7 *اختبار (ت) لعينتين مستقلتين للكشف عن الفروق في استراتيجيات التكيف المختصر وأبعاده تبعًا لمتغير الحالة الاجتماعية (ن = 427)*

استراتيجيات التكيُّف المختصر	المجموعة	العدد	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	قيمة ت	مستوى الدلالة	حجم الأثر Cohen's d
التكيُّف النشط/الإيجابي	متزوج/متزوجة	153	8،57	3,15	2,93**	0,004	0,30
	غير متزوج/متزوجة	274	7,65	3,09			
التكيُّف التجنبي/السلبي	متزوج/متزوجة	153	3,41	2,70	*2،31-	0,021	0،23-
	غير متزوج/متزوجة	274	4,09	2,96			
التكيُّف العاطفي/الحيادي	متزوج/متزوجة	153	6,11	3,12	0,95	0,340	0,10
	غير متزوج/متزوجة	274	5,80	3,33			

يتضح من الجدول (7)وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين المتزوجين وغير المتزوجين في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي، حيث بلغت قيمة (ت) (2،930) عند درجة حرية (425)، وعند مستوى دلالة (0،004). وجاءت الفروق لصالح المتزوجين؛ إذ بلغ متوسطهم الحسابي (8،58) مقارنة بمتوسط غير المتزوجين البالغ (7،65). وبلغ حجم الأثر وفق معامل كوهن (0،30)، مما يشير إلى أن حجم الفرق بين المجموعتين صغير.

كما أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية في بُعد التكيُّف التجنبي/السلبي، حيث بلغت قيمة (ت) (-2،316) عند درجة حرية (425)، وعند مستوى دلالة (0،021). وقد بلغ متوسط المتزوجين (3،42) مقابل (4،09) لدى غير المتزوجين، مما يشير إلى أن غير المتزوجين سجلوا مستوى أعلى في التكيُّف التجنبي/السلبي. وبلغ حجم الأثر وفق معامل كوهن (-0،23)، وهو حجم أثر صغير، وتشير الإشارة السالبة إلى اتجاه الفرق، ولا تعني أن حجم الأثر سلبي من حيث القوة. وفيما يتعلق بُبعد التكيُّف العاطفي/الحيادي، لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية بين المتزوجين وغير المتزوجين، حيث بلغت قيمة (ت) (0،956) عند درجة حرية (425)، وعند مستوى دلالة (0،340)، وبلغ حجم الأثر وفق معامل كوهن (0،10)، وهو حجم أثر صغير جدًا.

وبناءً على ذلك، يتضح أن الحالة الاجتماعية لرتبطت بفروق في بعض استراتيجيات التكيُّف؛ إذ أظهر المتزوجون مستوى أعلى في التكيُّف النشط/الإيجابي، في حين أظهر غير المتزوجين مستوى أعلى في التكيُّف التجنبي/السلبي، بينما لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين في التكيُّف العاطفي/الحيادي.

المناقشة

أظهرت نتائج الدراسة الحالية مجموعة من المؤشرات المهمة حول طبيعة استجابات عينة من الأفراد في المجتمع السعودي للصدمات العاطفية، حيث كشفت بدايةً عن دعم البنية العاملية الثلاثية للنسخة العربية المقننة من مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة Brief COPE Short Version (Mini-COPE)، وهو ما تؤكده مؤشرات حسن المطابقة التي أظهرها التحليل العاملي التوكيدي، بما يدعم ملاءمة هذه البنية لقياس أنماط التكيُّف لدى أفراد العينة الحالية. وتتسق هذه النتيجة بوجه عام مع الأدبيات السيكومترية التي أكدت إمكانية استخدام مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة) Brief COPE Short Version (Mini-COPE)، بعد ترجمتها وتكييفها في سياقات ثقافية مختلفة؛ فقد توصل الغامدي (Alghamd, 2020) عند تقنين النسخة العربية من Brief COPE على عينة من المجتمع السعودي، إلى بنية مكونة من ثلاثة عوامل هي التكيُّف النشط، والتكيُّف السلبي، وطلب الدعم، مع مؤشرات ثبات وصدق دعمت صلاحية النسخة العربية للاستخدام في البيئة السعودية. كما أكَّدت دراسة عبد الرحمن وآخرين (Abdul Rahman et al, 2021) لدى عينة من المرضات في دولة الإمارات العربية المتحدة أهمية التحقُّق من البنية العاملية للمقياس بما يتلاءم مع الخصائص الثقافية للعينة، وإن توصَّلت إلى بنية عاملية مختلفة، وهو ما يشير إلى أن تنظيم استراتيجيات التكيُّف في عوامل أوسع قد يتأثَّر بطبيعة العينة والسياق الثقافي. كذلك قدم رودريغز وآخرون (Rodrigues et al, 2022) أدلة على صدق وثبات Brief

COPE لدى البالغين، مع دعم البنية الأصلية المكونة من أربعة عشر عاملًا. ومن ثم، فإن نتائج الدراسة الحالية لا تشير إلى ثبات بنية عاملية واحدة للمقياس عبر جميع الثقافات بقدر ما تدعم صلاحية البنية الثلاثية للصورة المصغرة المستخدمة في الدراسة الحالية داخل السياق السعودي، وتؤكِّد أهمية التحقق التجريبي من البناء العاملي عند ترجمة أدوات التكيُّف وتطبيقها في بيئات ثقافية مختلفة. ويمكن فهم ذلك في ضوء الطبيعة متعددة الأبعاد للتكيف، فالخبرات المرتبطة بفقدان علاقة ذات معنى أو التعرض للخيانة أو الانهيار العاطفي قد تستثير استجابات معرفية وانفعالية وسلوكية متعددة، تتراوح بين المواجهة المباشرة للمشكلة وتجنّبها، ومحاولة تنظيم المشاعر المصاحبة لها (Gross, 2015).

كما أظهرت النتائج أن أفراد العينة يميلون إلى استخدام التكيُّف النشط/الإيجابي بدرجة أعلى من المتوسط الفرضي للمقياس، في حين جاء استخدام التكيُّف التجنبي/السلبي أقل من المتوسط الفرضي، بينما لم تظهر فروق دالة إحصائيًا بين المتوسط الفعلي والمتوسط الفرضي في التكيُّف العاطفي/الحيادي للمقياس. وتشير هذه النتيجة إلى أن أفراد العينة لا يعتمدون نمطًا واحدًا في مواجهة الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية، وإنما تتباين استراتيجياتهم وفق طبيعة الموقف والموارد النفسية والاجتماعية المتاحة، مع ميل أوضح إلى الاستراتيجيات النشطة والإيجابية مقابل انخفاض اللجوء إلى الاستراتيجيات التجنبية والسلبية. ويمكن تفسير ذلك في ضوء النموذج التفاعلي للضغط والتكيُّف لدى لازاروس وفولكمان (Lazarus & Folkman, 1984)، الذي يفترض أن استجابة الفرد للضغوط لا تتحدَّد بالموقف الضاغط وحده، وإنما بالطريقة التي يقيّم بها متطلبات الموقف ومدى إدراكه للموارد والقدرات المتاحة للتعامل معه، ومن ثم فإن إدراك الفرد لامتلاكه موارد مناسبة للمواجهة قد يدفعه إلى استخدام استراتيجيات أكثر نشاطًا وفاعلية بدلًا من الانسحاب أو التجنُّب. كما تنسجم هذه النتيجة مع ما أشار إليه غروس (Gross, 2015) من تعدُّد أساليب التعامل مع الضغوط بين الاستراتيجيات الموجهة نحو معالجة المشكلة والاستراتيجيات المرتبطة بتنظيم الانفعالات، ومع ما أوضحته تايلور (Taylor, 2011) بشأن أهمية الدعم الاجتماعي بوصفه موردًا يسهم في مساعدة الفرد على استعادة توازنه النفسي. كذلك تتسق النتيجة مع ما أوردته دراسة كيز وآخرين (Keyes et al., 2023) من أن ارتفاع بعض الموارد النفسية الإيجابية؛ كالتعاطف الذاتي، ارتبط بزيادة استخدام استراتيجيات المواجهة وانخفاض الاعتماد على التجنُّب، كما يمكن فهم انخفاض التكيُّف التجنبي/السلبي في ضوء ما أشار إليه طومسون وآخرون (Thompson et al., 2018) بشأن الدور الذي تؤديه أنماط التكيُّف، ومنها التكيُّف التجنبي، في العلاقة بين التعرض للصدمة والمشكلات النفسية. ومن ناحية أخرى، فإن عدم ارتفاع التكيُّف العاطفي/الحيادي قد يجمع الفرد بين استراتيجيات نشطة وانفعالية وتجنبية بدرجات متفاوتة تبعًا للموقف. ويدعم هذا التفسير ما أشار إليه تشن وآخرون (Chen et al., 2018) من وجود استراتيجيات تكيف ترتكز على المشكلة، وأخرى إيجابية ترتكز على العاطفة، وأخرى سلبية قائمة على المشاعر، فضلًا عما توصل إليه

جيتزر وآخرون (Jenzer et al., 2020) وفوغن-كواكسوم وآخرون(Vaughn-Coaxum et al., 2020) من اختلاف ارتباط التعرض للصدمات بأنماط التكيُّف المختلفة.

وعلى مستوى الفروق في المتغيرات الديمو جرافية؛ فقد بَيّنت النتائج عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في التكيُّف النشط/الإيجابي، والتكيُّف التجنُّبي/السلبي، والتكيُّف العاطفي/الحيادي، كما جاءت أحجام الأثر صغيرة أو ضئيلة، مما يشير إلى محدودية الفروق العملية بين الجنسين في استراتيجيات التكيُّف لدى أفراد العينة. ويمكن تفسير هذه النتيجة في ضوء النموذج التفاعلي للضغط والتكيُّف لدى لازاروس وفولكمان (Lazarus & Folkman, 1984)، الذي يفترض أن استجابة الفرد للضغوط لا تتحدَّد بخصائص الموقف الضاغط وحده، وإنما تتأثَّر بالطريقة التي يقيّم بها الفرد متطلبات الموقف ومدى إدراكه للموارد والقدرات المتاحة للتعامل معه، ومن ثم يمكن النظر إلى استراتيجيات التكيُّف بوصفها نتاجًا للتفاعل بين الفرد والموقف والموارد المتاحة أكثر من ارتباطها بمتغير الجنس وحده. ورغم أن بعض الأدبيات التي استندت إليها الدراسة أشارت إلى اختلافات مرتبطة بالجنس في الاستجابة للخبرات الصادمة؛ إذ أشارت نولتين وآخرون (Nolting et al., 2025) إلى ارتفاع قابلية الإناث للإصابة باضطراب ما بعد الصدمة مقارنة بالذكور، في حين أوضحت هاناكوفا ولينديرغوكارلسون (Hanáková, Lindberg, & Carlsson, 2024) أن الرجال قد يكونون أكثر عرضة للانفصال العاطفي والشعور بالاغتراب النفسي؛ فإن هذه النتائج تتعلق بأنماط الاستجابة أو الآثار النفسية المرتبطة بالصدمة، ولا تعني بالضرورة وجود اختلاف بين الجنسين في استراتيجيات التكيُّف المستخدمة. كما أشارت الأدبيات الواردة في الدراسة إلى أن فعالية استراتيجيات التكيُّف قد تتباين تبعًا للعوامل الثقافية والاجتماعية والشخصية، وأن الدعم الاجتماعي يمثِّل أحد الموارد المهمة في مواجهة الضغوط (Taylor, 2011; Chun et al., 2006).وبناءً على ذلك، يمكن تفسير عدم وجود فروق بين الذكور والإناث في الدراسة الحالية بأن الجنس -في حد ذاته- قد لا يكون عاملًا كافيًا لتفسير الاختلاف في استراتيجيات التكيُّف، وإنما تتشكَّل هذه الاستراتيجيات من خلال تفاعل مجموعة من الموارد النفسية والاجتماعية والسياقية مع طبيعة الخبرة الضاغطة.

أما الفروق في التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية تبعًا للعمر؛ فقد أظهرت النتائج وجود فروق تبعًا للعمر في بُعد التكيُّف النشط/الإيجابي لصالح الفئات العمرية الأكبر، في حين لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية في بُعدي التكيُّف التجنبي/السلبي والتكيُّف العاطفي/الحيادي. ويمكن تفسير ذلك بأن التقدُّم في العمر وما يصاحبه من تراكم الخبرات الحياتية والاجتماعية قد يسهم في توسيع الموارد التي يستعين بها الفرد عند التعامل مع المواقف الضاغطة، ويزيد قدرته على تقييم المشكلة واختيار استراتيجيات أكثر نشاطًا في مواجهتها. ويتسق هذا التفسير مع النموذج التفاعلي لدى لازاروس وفولكمان (Lazarus & Folkman, 1984)، الذي يؤكِّد أن اختيار استراتيجية التكيُّف يرتبط بتقييم الفرد لمتطلبات

الموقف والموارد المتاحة لديه، ومن ثم قد يؤدّي تراكم الخبرة إلى زيادة إدراك الفرد لقدرته على التعامل المباشر مع الضغوط. كما تتفق هذه النتيجة مع دراسة تشن وآخرين (Chen et al., 2018) التي أشارت إلى وجود فروق عمرية في استخدام استراتيجيات التكيُّف. وفي الوقت نفسه؛ فإن عدم ظهور فروق عمرية في التكيُّف التجنبي/السلبي والتكيُّف العاطفي/الحيادي في الدراسة الحالية يشير إلى أن أثر العمر لم يكن عامًا عبر جميع أنماط التكيُّف، وإنما ظهر بصورة أكثر وضوحًا في التكيُّف النشط/الإيجابي. ويمكن فهم ذلك في ضوء الطبيعة متعددة الأبعاد للتكيف، حيث قد تتأثَّر كل استراتيجية بدرجة مختلفة بالخبرة الحياتية والموارد المتاحة للفرد. كما أن محدودية حجم الأثر تشير إلى أن العمر يمثّل أحد العوامل المرتبطة باستراتيجيات التكيُّف، دون أن يكون عاملًا كافيًا بمفرده لتفسير الاختلافات الفردية في مواجهة الصدمات العاطفية.

أما من جانب الفروق في التكيُّف مع الضغوط الناتجة عن الصدمات العاطفية تبعًا للحالة الاجتماعية؛ فقد أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية تبعًا للحالة الاجتماعية في بُعدي التكيُّف النشط/الإيجابي والتكيُّف التجنبي/السلبي؛ إذ سجل المتزوجون مستوى أعلى في التكيُّف النشط/الإيجابي، في حين سجل غير المتزوجين مستوى أعلى في التكيُّف التجنبي/السلبي، بينما لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية في التكيُّف العاطفي/الحيادي. ويمكن تفسير ارتفاع التكيُّف النشط/الإيجابي لدى المتزوجين في ضوء ما قد توفّره العلاقة الزوجية من مصادر للدعم والمساندة الاجتماعية والانفعالية التي تساعد الفرد على مواجهة المواقف الضاغطة بصورة أكثر فاعلية، وهو ما يتسق مع ما أشار إليه تايلور (Taylor, 2011) من الدور المهم للدعم الاجتماعي في توفير شبكة أمان نفسي، تساعد الفرد على استعادة توازنه. كما تتسق هذه النتيجة بوجه عام مع ما أوردته الأدبيات حول ارتباط بعض المتغيرات الاجتماعية والديموغرافية باختلاف استراتيجيات التكيُّف (Parsons et al., 2020; Yubonpunt et al., 2022; Bangash et al., 2023). ويمكن كذلك تفسير ارتفاع التكيُّف التجنبي/السلبي لدى غير المتزوجين في ضوء اختلاف طبيعة الموارد الاجتماعية ومصادر الدعم المتاحة لهم مقارنة بالمتزوجين؛ إذ ينظر النموذج التفاعلي للضغط والتكيُّف لدى لدى لازاروس وفولكمان (Lazarus & Folkman, 1984) إلى الموارد الاجتماعية بوصفها أحد العوامل التي تؤثّر في تقييم الفرد لقدرته على التعامل مع الموقف الضاغط واختيار استراتيجية المواجهة المناسبة. وفي المقابل؛ فإن عدم ظهور فروق في التكيُّف العاطفي/الحيادي يشير إلى أن أثر الحالة الاجتماعية لا يمتد بصورة متجانسة إلى جميع أنماط التكيُّف، وإنما يرتبط ببعض الاستراتيجيات دون غيرها. كما أن صغر أحجام الأثر التي أظهرتها النتائج يؤكد ضرورة عدم المبالغة في تفسير أثر الحالة الاجتماعية؛ إذ قد يرتبط الاختلاف في استراتيجيات التكيُّف بتفاعل الحالة الاجتماعية مع عوامل أخرى، مثل جودة العلاقات الاجتماعية، ومستوى الدعم المتاح، وطبيعة الخبرة العاطفية، والموارد النفسية للفرد.

المحددات

ينبغي تفسير نتائج الدراسة الحالية في ضوء عدد من المحددات، أولًا: اعتمدت الدراسة على تصميم مقطعي، ومن ثم فإن النتائج تعكس استراتيجيات التكيُّف لدى أفراد العينة في وقت محدد، ولا تسمح بتحديد التغيرات التي قد تطرأ على هذه الاستراتيجيات بمرور الزمن أو استنتاج علاقات سببية بين المتغيرات المدروسة. ثانيًا: اعتمد قياس استراتيجيات التكيُّف على التقارير الذاتية للمشاركين، مما قد يجعل الاستجابات عرضة لبعض تحيزات الاستجابة، مثل الرغبة الاجتماعية أو اختلاف الأفراد في إدراك خبراتهم وتقدير أساليب تعاملهم معها. ثالثًا: اقتصرت الدراسة على عدد محدد من المتغيرات الديموغرافية، وهي: الجنس، والعمر، والحالة الاجتماعية، في حين قد تتأثَّر استراتيجيات التكيُّف بمتغيرات نفسية واجتماعية أخرى لم تتناولها الدراسة، مثل: الدعم الاجتماعي، والمرونة النفسية، وتنظيم الانفعال، وشدة الخبرة العاطفية، والمدة الزمنية المنقضية منذ حدوثها. وأخيرًا: ترتبط نتائج الدراسة بخصائص العينة والسياق الثقافي والاجتماعي الذي أجريت فيه، ومن ثم ينبغي توخي الحذر عند تعميمها على جميع الأفراد في المجتمع السعودي أو على مجتمعات تختلف في خصائصها الثقافية والاجتماعية.

خاتمة

خلصت الدراسة إلى دعم ملاءمة النسخة العربية المقننة من مقياس استراتيجيات التكيُّف المختصر (النسخة المصغرة) Brief COPE Short Version (Mini-COPE) في المجتمع السعودي، في ضوء ما أظهرته من مؤشرات صدق وثبات، تدعم استخدامها في الأغراض البحثية. كما أظهرت النتائج ميل أفراد العينة إلى استخدام التكيُّف النشط/الإيجابي بدرجة أعلى من المتوسط الفرضي مقابل انخفاض التكيُّف التجنبي/السلبي، في حين لم يظهر اختلاف دال إحصائيًّا في بعد التكيُّف العاطفي/الحيادي للمقياس. ولم تكشف النتائج عن فروق ذات دلالة إحصائية تبعًا للجنس، بينما ظهرت فروق مرتبطة بالعمر في التكيُّف النشط/الإيجابي. كما أظهرت النتائج فروقًا تبعًا للحالة الاجتماعية؛ إذ كان التكيُّف النشط/الإيجابي أعلى لدى المتزوجين، في حين كان التكيُّف التجنبي/السلبي أعلى لدى غير المتزوجين. وبناءً على هذه النتائج، توصي الدراسة بالاستفادة من النسخة العربية المقننة من المقياس في البحوث النفسية، وتطوير برامج إرشادية تعزِّز استراتيجيات التكيُّف النشط/الإيجابي، وتحد من التكيُّف التجنبي/السلبي، مع مراعاة الفروق العمرية والاجتماعية، وتعزيز مصادر الدعم النفسي والاجتماعي. كما تقترح الدراسات المستقبلية التحقُّق من التكافؤ القياسي للمقياس عبر الفئات الديموغرافية، ودراسة علاقته بمؤشرات الصحة النفسية، وفحص

الفروق في اســتراتيجيات التكيُّف تبعًا لمنطقة الإقامة باســتخدام عينات أكثر توازنًا وتمثيلًا لمختلف مناطق المملكة.

المراجع

المراجع الأجنبية

Abdul Rahman, H., Bani Issa, W., & Naing, L. (2021). Psychometric properties of brief-COPE inventory among nurses. *BMC Nursing, 20*(1), 73.

Agnew, R. (2015). General strain theory and delinquency. In M. D. Krohn & J. Lane (Eds.), *The handbook of juvenile delinquency and juvenile justice* (pp. 239–256). Wiley Blackwell. https://doi.org/10.1002/9781118513217.ch16

Alghamdi, M. (2020). Cross-cultural validation and psychometric properties of the Arabic Brief COPE in Saudi population. *Medical Journal of Malaysia, 75*(5), 502–509.

American Psychological Association. (2020). *Publication manual of the American Psychological Association* (7th ed.). APA.

Bangash, S. U., Muhammad, H., & Mehtabullah. (2023). Exploring emotional, problem-focused and dysfunctional coping and life satisfaction among married and unmarried spinal cord injury patients. *Advances in Humanities and Social Sciences, 4*(2).

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spine, 25(24), 3186–3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

Brambila-Tapia, A. J. L., Martínez-Arriaga, R. J., González-Cantero, J. O., González-Becerra, V. H., Reyes-Domínguez, Y. A., Ramírez-García, M. L., & Macías-Espinoza, F. (2023). Brief COPE short version (Mini-COPE): A proposal of item and factorial reduction in Mexican population. *Healthcare, 11*(8), 1070. https://doi.org/10.3390/healthcare11081070

Canestrari, C., Bongelli, R., Fermani, A., Riccioni, I., Muzi, M., Bertolazzi, A., & Burro, R. (2022). Italian validation of the situational Brief COPE scale (I-Brief COPE). *PLOS ONE, 17*(12), e0278486.

Capuzzi, E., Caldiroli, A., Besana, F., Cova, F., Buoli, M., & Clerici, M. (2020). Factors associated with psychotic symptoms among a sample of male prisoners with substance use disorder. *Journal of Substance Abuse Treatment, 118*, 108104. https://doi.org/10.1016/j.jsat.2020.108104

Carver, C. S. (1997). You want to measure coping but your protocol's too long: Consider the Brief COPE. *International Journal of Behavioral Medicine, 4*, 92–100.

Chen, Y., Peng, Y., Xu, H., & O'Brien, W. H. (2018). Age differences in stress and coping: Problem-focused strategies mediate the relationship between age and positive affect. *International Journal of Aging and Human Development, 86*(4), 347–363.

Chun, C. A., Moos, R. H., & Cronkite, R. C. (2006). Culture: A fundamental context for the stress and coping paradigm. In P. T. P. Wong & L. C. J. Wong (Eds.), *Handbook of multicultural perspectives on stress and coping* (pp. 29–53). Springer.

Compas, B. E., Jaser, S. S., Bettis, A. H., Watson, K. H., Gruhn, M. A., Dunbar, J. P., Williams, E., & Thigpen, J. C. (2017). Coping, emotion regulation, and psychopathology in childhood and adolescence. *Psychological Bulletin, 143*(9), 939–991. https://doi.org/10.1037/bul0000110

Expósito-Álvarez, C., Roldán-Pardo, M., Vargas, V., Maeda, M., & Lila, M. (2025). The impact of trauma and substance use on emotion regulation and intimate partner violence perpetration. *Behavioral Sciences, 15*(2), 156. https://doi.org/10.3390/bs15020156

Flory, J. D., & Yehuda, R. (2015). Comorbidity between post-traumatic stress disorder and major depressive disorder: Alternative explanations and treatment considerations. *Dialogues in Clinical Neuroscience, 17*(2), 141–150. https://doi.org/10.31887/DCNS.2015.17.2/jflory

Folkman, S., & Moskowitz, J. T. (2004). Coping: Pitfalls and promise. *Annual Review of Psychology, 55*, 745–774. https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.141456

Freyd, J. J. (2003). What is a betrayal trauma? What is betrayal trauma theory? University of Oregon.

Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry, 26*(1), 1–26. https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781

Gustems-Carnicer, J., Calderón, C., & Calderón-Garrido, D. (2019). Stress, coping strategies and academic achievement in teacher education students. *European Journal of Teacher Education, 42*(3), 375–390. https://doi.org/10.1080/02619768.2019.1576629

Hanáková, K., Lindberg, L. G., & Carlsson, J. (2024). Sex differences in trauma exposure and PTSD symptomatology. *Psychiatry Research, 339*, 116014. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2024.116014

Ioannidis, K., Askelund, A. D., Kievit, R. A., & van Harmelen, A.-L. (2020). Correction to: The complex neurobiology of resilient functioning after childhood maltreatment. *BMC Medicine, 18*(1), 202. https://doi.org/10.1186/s12916-020-01657-z

Jenzer ,T., Meisel, S. N., Blayney, J. A., Colder, C. R & ,.Read, J. P .(2020). Reciprocal processes in trauma and coping: Bidirectional effects over a four-year period. Psychological Trauma: Theory, Research ,Practice, and Policy, 12(2), 207–218 .https://doi.org/10.1037/tra0000500

Keyes, Jessica, Yankouskaya,Ala, Panourgia, Constantina. (2022). Self- compassion, coping strategies and gender differences in psychology, counselling and psychotherapy practitioners during

Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer.

McHugh, S., & Vallis, T. M. (1986). *Illness behavior: A multidisciplinary model*. Plenum Press.

Monroe, S. M., Anderson, S. F., & Harkness, K. L. (2019). Life stress and major depression: The mysteries of recurrences. *Psychological Review*, 126(6), 791–816. https://doi.org/10.1037/rev0000157

Nolting, I. K. L., Morina, N., Hoppen, T. H., Tam, K.-P., & Kip, A. (2025). A meta-analysis on gender differences in prevalence estimates of mental disorders following exposure to natural hazards. *European Journal of Psychotraumatology, 16*(1), 2476809. https://doi.org/10.1080/20008066.2025.2476809

Paganin, W., & Signorini, S. (2023). Biomarkers of post-traumatic stress disorder from emotional trauma. *European Journal of Trauma & Dissociation, 7*(2), 100328. https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2023.100328

Parsons, D., Cordier, R., Lee, H., Falkmer, T., & Vaz, S. (2020). Stress, coping, and quality of life in families with a child with ASD living regionally. *Journal of Child and Family Studies, 29*(2), 546–558.

Qassem, T., Smith, J., & Brown, R. (2021). Comorbid psychiatric disorders in PTSD. *Journal of Traumatic Stress, 34*(3), 560–573. https://doi.org/10.1002/jts.22672

Rodrigues, F., Figueiredo, N., Rodrigues, J., Ferreira, R., Hernández-Mendo, A., & Monteiro, D. (2022). A comprehensive review and bifactor modeling analysis of the Brief COPE. *INQUIRY, 59*, 00469580221108127.

Taylor, S. E. (2011). Social support: A review. In M. S. Friedman (Ed.), *The handbook of health psychology* (pp. 189–214). Oxford University Press.

Thompson, N. J., Fiorillo, D., Rothbaum, B. O., Ressler, K. J., & Michopoulos, V. (2018). Coping strategies as mediators in relation to resilience and PTSD. *Journal of Affective Disorders, 225*, 153–159. https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.08.049

Van der Watt, A. S. J., Kidd, M., Roos, A., Lesch, E., & Seedat, S. (2023). Romantic relationship dissolutions are significantly associated with posttraumatic stress symptoms as compared

to a DSM-5 Criterion A event: A case-case-control comparison. *European Journal of Psychotraumatology, 14*(2), 2238585. https://doi.org/10.1080/20008066.2023.2238585.

Vaughn-Coaxum, R. A., Wang, Y., Kiely, J., Weisz, J. R., & Dunn, E. C. (2018). Associations between trauma type, timing, and accumulation on current coping behaviors in

World Health Organization. (2025, September 2). *Over a billion people living with mental health conditions – services require urgent scale-up*. WHO.

Yubonpunt, P., Kunno, J., Supawattanabodee, B., Sumanasrethakul, C., & Wiriyasirivaj, B. (2022). Prevalence of perceived stress and coping strategies among healthcare workers during COVID-19. *PLOS ONE, 17*(7), e0270924.