الخصائص السيكومترية للنسخة العربية لمقياس التجنب المعرفى وعلاقته بمعدلات الاستمتاع والقبول والفعل لدى طلبة كلية التربية جامعة مدينة السادات

د. رحاب سمير عبد الغنى طاحون*

المستخلص

تناول البحث الحالى التحقق من البنية العاملية للنسخة العربية من مقياس التجنب المعرفي لدى عينة من طلبة وطالبات كلية التربية جامعة مدينة السادات. تكونت عينة البحث الحالى من (٧٢٦) طالبا وطالبة من طلبة كلية التربية جامعة مدينة السادات، بواقع عدد (١٧٥) طالباً بمتوسط عمرى قدره (٢٠.٥٣) ، وانحراف معيارى قدره (١.٨٧) و(٥٥١) طالبة بمتوسط عمرى قدره (١٩.٦٣) ، وانحراف معيارى قدره (١.٣٣) .أظهرت النتائج الحالية: أن التجنب المعرفي قد تمتع بخمسة عوامل، بتفسير ٦٧.٤٣٩ من التباين الكلي. كما بينت النتائج ملاءمة جيدة للنموذج لبيانات البحث الحالى، حيث كانت مؤشرات الملاءمة جيدة وجاءت على النحو التالى: (CFI) = 0.975 ؛ ومؤشر جودة الملاءمة (GFI) = 0.95 ؛ ومتوسط خطأ تقريب مربع.(RMSEA) = 0.034) ، وكانت مؤاشرات الثبات ملاءمة وبلغت قيمتها (Cronbach's α = 0.885)، وكانت أبعاد مقياس التجنب المعرفي مرتبطة بشكل كبير بابعاد مقياس معدلات الاستمتاع ومقياس القبول والفعل-٢.

الكلمات المفتاحية: التجنب المعرفي، مقياس معدلات الاستمتاع، التجنب التجريبي، الخصائص السيكومترية، والتحليل العاملى.

Psychometric properties of the Arabic version of the cognitive avoidance scale and its relationship to rates of enjoyment, acceptance and action among students of the Faculty of Education, Sadat City University

Dr.Rehab Samir Tahoon

Abstract

The current research investigated the global structure of the Arabic version of the cognitive avoidance scale among a sample of students from the Faculty of Education, Sadat City University. The current research sample consisted of (726) students from the Faculty of Education, Sadat City University, with a number of (175) male, with an average age of (20.53), and a standard deviation of (1.87), and (551) female, with an average age of (19.63), and a deviation A standard rate of (1.33). The current results showed that: Cognitive avoidance had five factors, explaining 67,439 of the total variance, and showing a good fit of the data to the model (CFI) = 0.975; goodness of fit index (GFI) = 0.95; mean square approximation error (RMSEA) = 0.034). The stability indicators were appropriate (Cronbach's α = 0.885), and the dimensions of the cognitive avoidance scale were significantly related to the dimensions of Gaudiebility scale and the acceptance and action scale -2.

Keywords: Cognitive Avoidance; Gaudiebility Scale; Acceptance and Action Questionnaire-II; psychometric properties; factorial structure.

المقدمة

التجنب هو استجابة طبيعية لبقاء الأفراد(Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 1996). ومع ذلك، قد تكون هذه الاستراتيجية غير قادرة على التكيف عندما تكون مفرطة أو غير ضرورية، وتعتبر عامل خطر لتطوير الاضطرابات العاطفية والحفاظ عليها، مثل اضطرابات الاكتئاب والقلق (Barajas, Garra, & Ros, 2017; Struijs et al., 2018). يهدف التجنب المعرفي إلى تجنب

◆ مدرس علم النفس - كلية التربية – جامعة مدينة السادات.

التفكير في المواقف أو المشكلات غير المرغوب فيها (Sagui-Henson, 2017). ترتبط استراتيجيات التحكم في التفكير باضطرابات القلق (Goodwin, Yiend, & Hirsch, 2017). قد يستخدم الأشخاص الذين يقلقون كثيرًا العديد من استراتيجيات التجنب المعرفي للأفكار المؤلمة (Koerner & Dugas, 2006; Sexton & Dugas, 2008). قام (Sexton & Dugas, 2008) باستطلاع آراء ٢٥٩ طالبًا فيما يتعلق بالقلق والتجنب المعرفي. كشفت النتائج أن جميع استراتيجيات التجنب المعرفي كانت مرتبطة بشكل كبير بالخوف والمعتقدات السلبية عن القلق. أيضًا، عانى الأشخاص الذين يعانون من القلق العام والذين يعانون من القلق الشديد بدرجة كبيرة من اللوم الذاتي الشديد، والاجترار، وإلقاء اللوم على الآخرين، وتجنب المثيرات المهددة (Nasiri et al., 2020).

ظهر استبيان للتجنب المعرفي منشور باللغة الفرنسية تحت عنوان الاستبيان d'evitement cognitif (Gosselin et al., 2002). يحتوي هذا المقياس على خمسة مقاييس فرعية (قمع الفكر، واستبدال الفكر، والإلهاء، وتجنب المثيرات المهددة، وتحويل الصور إلى أفكار). ثم طور Sexton and Dugas (2008) النسخة الإنجليزية من استبيان التجنب المعرفي، والذي أظهر اتساقا داخليًا ممتازًا. ووجد التحليل العاملى التوكيدي دعمًا لهيكل العوامل الخمسة.

تمثل المرونة النفسية عاملاً وقائيا في وجود محفزات مؤلمة جسديًا وعاطفيًا (Butler & Ciarrochi, 2007). في ضوء تكون عدم المرونة النفسية ميل الشخص إلى التصرف بصرامة، وتجنب الأحداث المكروهة غير المرغوب فيها وإحداث قيود مهمة في حياة الشخص (Bond et al., 2011). وتتكون عدم المرونة النفسية من مجموعة من العمليات الفرعية، بما في ذلك التجنب التجريبي، حيث يسعى الأفراد إلى تجنب أو الهروب من حدوث الأفكار والمشاعر الصعبة، وعدم الرغبة في معايشة تلك الافكار، الامر الذى يدفع الفرد الى القيام ببعض الخطوات (الاجراءات) لتغيير تلك الافكار او تقليل عدد مرات تكرارها.

يشتمل التجنب التجريبي على: الهروب، والتجنب، وتقليل الافكار والمشاعر غير المرغوب فيها الأمر الذي يخفف من أوجاع هذه الأفكار المؤلمة على المدى القصير إلا انه يزيد من تأثيرها على المدى الطويل، ويعد استبيان القبول والفعل هو المعيار الذهبي فى قياس عدم المرونة النفسية (Costa, Marôco, Pinto-Gouveia, & Galhardo, 2014; Hayes et al., 2004) والذي حقق خصائص سيكومترية أفضل وأظهر تناسقًا داخليًا جيدًا. حيث تشير الدرجات الأعلى من استبيان القبول والفعل إلى عدم مرونة نفسية، بينما تشير الدرجات الأقل إلى مستويات أعلى من المرونة النفسية. وكشفت نتائج التحليلات العاملية أن استبيان القبول والفعل يقيس بنية أحادية البعد (Fledderus, Oude Voshaar, ten Klooster, & Bohlmeijer, 2012b). وأظهرت الدراسات الحديثة أن مقياس القبول والفعل لديه أفضل الخصائص السيكومترية (Bond et al., 2011) حيث احتوى على ١٠ فقرات مع ٣ فقرات ذات درجات عكسية تم استخدامها على نطاق واسع في الدراسات السابقة ولكن، أخيرًا ، هذه العناصر الثلاثة تم حذفها من المقياس.

كما بينت التحليلات الإحصائية أن استبيان القبول والفعل كان مرتبطاً بالتعاطف مع الذات، ومرتبط بشكل ضعيف بالأداء البدني السيئ، واليقظة الذهنية (Tavakoli et al., 2019). وأيضاً ارتبط استبيان القبول والفعل إيجابياً بأعراض الاكتئاب (Karekla, & Michaelides, 2016; Kato, 2016) والقلق (Ruiz et al., 2016)، والضغط النفسي (Eisenbeck, & Szabó-Bartha, 2018)، وشعور أكبر بالوحدة (Shi, Zhang, Zhang, Fu, Wang, 2016)، وسلبيًا مع المرونة (Martins, & Giasdini, 2015). وتم ترجمة هذا المقياس الى اللغة اللغة الإيطالية (Pennato, Berrocal, Bernini,& Rivas, 2013)، والألمانية (Gloster et al., 2011)، واللغة الإسبانية (**Ruiz et al., 2013**)، واللغة الصينية (Cao, Ji, & Zhu, 2013)، واللغة الرومانية (Szabó et al., 2011)، وغيرها من اللغات. حيث تم الحصول على ملاءمة مرضية للمقياس الاصلى المكون من بنية أحادية العامل.

وكشفت نتائج بحث (Kashdan, & Steger, 2006) إلى ان الأفراد الذين يعانون من قلق اجتماعى مرتفع يشعرون بقليل من الأحداث والمواقف السعيدة لأنهم دائما يميلوا الى كبح الأفكار والأحداث المؤلمة وتجنبها، والكبح والتجنب يؤثر سلبيا على حياة الأفراد فيجعلهم يشعرون بالانهاك النفسي والاحباط وعدم القدرة على تحمل المسؤلية وتحقيق الأهداف والخوض في أمور الحياة.

يعرف كل من Padrós Blàzquez & Fernández-Castro (2008) معدلات الاستمتاع على أنه مجموعة من المعدِّلات (المهارات والمعتقدات وأنماط الحياة) التي تنظم المتعة التي يختبرها الناس. وترتبط ارتباطًا إيجابيًا بالتأثير والرفاهية النفسية، وترتبط سلبًا بالتأثير السلبي والاكتئاب (Padrós Blàzquez, Herrera Guzmán,& Gudayol Ferré, 2012). وتركز على كيفية تحقيق جرعة الاستمتاع. لاحظ كل من Padrós Blàzquez, & Fernández-Castro (2008) أن خصائص معدلات الاستمتاع : الخيال والقدرة على التركيز والاهتمام بالأشياء والقدرة على تحديد التحديات والتنظيم الشخصي.

كشفت نتائج بحث Reyna Barajas, Padrós Blázquez, & Copertari Isaacson (2021) أن الموارد النفسية كانت مرتبطة بشكل إيجابي بمعدلات الاستمتاع في حين أن معدلات الاستمتاع كان مرتبطًا بشكل سلبي بالإجهاد. يمكن أن تكون معدلات الاستمتاع نوعًا من الموارد النفسية تعمل كعامل وقائي مقابل الإجهاد المتصور. وجد Padrós Blàzquez, Hurtado-Izguerra,& Martínez-Medina (2019) أن معدلات الاستمتاع مرتبط سلبًا بالقلق العام. لكن معدلات الاستمتاع يرتبط ارتباطًا إيجابيًا بالتأثير الإيجابي والرفاهية النفسية والرضا عن الحياة (Padrós-Blázquez et al., 2011; Padrós Blàzquez, Herrera Guzmán, & Gudayol Ferré, 2012). وفي ضوء ما سبق قامت الباحثة باجراء هذا البحث لدراسة مدى ملاءمة مقياس التجنب المعرفي المترجم الى البيئة المصرية.

مشكلة البحث

في هذه الأيام يواجه الطاب الجامعي العديد من الضغوطات سواء كان ذلك في الجانب الأكاديمي أو الجانب الاجتماعي أو الجانب الانفعالى أو الجانب المعيشي بصفة عامة، الأمر الذى يجعله في حاجة إلى تخفيف حده التأثير الناتج عن هذه الضغوطات، وتجنب الشعور بالتوتر والقلق. فالتجنب المعرفي يمثل عامل وقائي ضد هذه التأثيرات السلبية. التجنب المعرفي هو مصطلح يمثل العديد من الاستراتيجيات، مثل الإلهاء والقلق وقمع الفكر، بهدف التجنب أو الهروب من الأفكار المتعلقة بالمواقف أو المشكلات غير المرغوب فيها(**Sagui-Henson, 2017**).

يعتبر التجنب المعرفي استراتيجية للسيطرة على الأفكار المقلقة. كما أنه عملية تلقائية لتجنب الأفكار المقلقة (**Borkovec & Roemer, 1995**). بشكل عام، يرتبط التجنب المعرفي بالأفراد الذين لديهم ميل كبير للقلق (**Koerner & Dugas, 2006**). لذلك، يمكن استخدام التجنب المعرفي للتمييز بين الأفراد البالغين الذين يعانون من القلق العام والأشخاص الأصحاء. حيث يميل بعض الطلبة إلي الاستجابة الحزينة وإلى اجترار الذكريات السلبية، فيميل إلى التفكير المتكرر حول أسباب التفكير السلبي، وبالتالي يرتفع مستوى القلق والتوتر ومن الممكن أن يؤدى الى نتائج سلبية أبرزها المزاج المكتئب إذ يعمل التوتر على زيادة القلق وضعف التجنب (**Nolen-Hoeksma, Wisco & Lyubomirsky, 2008, 7**) وبناء عليه تحددت مشكلة البحث الحالى في الاجابة عن التساؤل الرئيس التالى: **ما هى الخصائص السيكومترية لمقياس التجنب المعرفي لدى طلبة كلية التربية جامعة مدينة السادات؟**، ويتفرع من هذا التساؤل التساؤلات الفرعية التالية:

١- هل يتمتع مقياس التجنب المعرفي بدرجة صدق مقبولة لدى طلبة كلية التربية ؟

٢- هل يتمتع مقياس التجنب المعرفي بدرجة ثبات مقبولة لدى طلبة كلية التربية ؟

٣- هل يتمتع مقياس التجنب المعرفي بدرجة اتساق داخلى مقبولة لدى طلبة كلية التربية ؟

٤- هل توجد علاقة ارتباطية بين أبعاد مقياس التجنب المعرفي وكل من معدلات الاستمتاع والتجنب التجريبي ؟

٥- هل توجد فروق ذات دلالة احصائية بين الجنسين في مقياس التجنب المعرفي؟

أهمية البحث: تمثلت أهمية البحث الحالى فى:

- إمداد الباحثون بمقاييس تتلاءم مع البيئة المصرية بمؤشرات سيكومترية جيدة.
- توجيه أنظار الباحثين إلى متغير التجنب المعرفي ودراسة علاقته بمتغيرات نفسية ومعرفية أخرى.

أهداف البحث: هدف البحث الحالي إلى:

١. التعرف على صدق البناء العاملى لمقياس التجنب المعرفي.
٢. التعرف على ثبات مقياس التجنب المعرفي.
٣. التعرف على الاتساق الداخلى لمقياس التجنب المعرفي.
٤. الكشف عن العلاقة الارتباطية بين أبعاد مقياس التجنب المعرفي وكل من معدلات الاستمتاع والتجنب التجريبي.
٥. التحقق من الفروق الجنسية في مقياس التجنب المعرفي.

مفاهيم ومصطلحات البحث الاجرائية:

- **التجنب المعرفي:**

" مجموعة واسعة من الاستراتيجيات المستخدمة بشكل متكرر عند مواجهة الأفكار المتطفلة، والتى تتمثل في : استبدال الفكر، وتحويل الصور إلى أفكار، والإلهاء، وتجنب المحفزات المهددة، وقمع الفكر" (Sexton &Dugas, 2008).

- **معدلات الاستمتاع:**

" النظرة الايجابية لذات الفرد، واستثمار جميع امكاناته لتحقيق ذلك، وتعرف اجرائيا بالدرجة الكلية التى يحصل عليها الطالب على مقياس معدلات الاستمتاع (Padrós-Blázquez, Martinez-Medina, Guardia-Olmos, & Graff- Guerrero, 2021).

- **التجنب التجريبي:**

" محاولة لتجنب ما يؤلم الفرد من أحداث ومواقف وذكريات ومشاعر سلبية تؤثر عليه، ويعرف اجرائيا بالدرجة الكلية التى يحصل عليها الطالب على مقياس القبول والفعل – ٢ (Bond et al, 2011).

حدود البحث: تحددت محددات البحث الحالى بالمحددات التالية:

١- المحددات المكانية: تم الاعتماد على التطبيق الالكترونى لمقياس التجنب المعرفي ومقياس معدلات الاستمتاع والتجنب التجريبي.
٢- المحددات الزمانية: تم التطبيق في العام الدراسي ٢٠٢٢\ ٢٠٢٣.
٣- المحددات المنهجية، وتضمنت المحددات المنهجية التالية:

- محددات بشرية: تكونت العينة الأساسية من (٧٢٦) طالباً وطالبة من طلبة كلية التربية جامعة مدينة السادات، بواقع عدد (١٧٥) طالباً بمتوسط عمرى قدره (20.53)، وانحراف معيارى قدره (1.87) و(٥٥١) طالبة بمتوسط عمرى قدره (19.63)، وانحراف معيارى قدره(1.33).
- الأدوات: تم ترجمة وتقنين مقياس (2008) Sexton &Dugas لقياس التجنب المعرفي. ومقياس Padrós-Blázquez., Martinez-Medina, Guardia-Olmos, & Graff-Guerrero (2021) لقياس معدلات الاستمتاع، ومقياس(2011) Bond et al لقياس التجنب التجريبي.
- المنهج: تم استخدام المنهج الوصفي الارتباطى.
- الأساليب الاحصائية: تنوعت الأساليب الإحصائية التى تم استخدمتها وفقاً لنوع المعالجة وطبيعة البيانات ومن هذه الأساليب:
  - معامل إرتباط بيرسون لحساب معامل الاتساق الداخلى بين درجة الطالب/ الطالبة على الفقرة والدرجة الكلية للبعد التى تنتمى اليها هذه الفقرات، وكذلك الاتساق الداخلى بين الدرجة الكلية للبعد والدرجة الكلية للمقياس، وكذلك الكشف عن العلاقة الارتباطية بين متغيرات البحث.
  - التحليل العاملى الاستكشافى لمقاييس البحث، وذلك للكشف عن العوامل التى تتشبع عليها الفقرات.
  - التحليل العاملى التوكيدى، للتأكد من البنية العاملية لمقاييس البحث.
  - معامل ألفا كرونباخ للتأكد من ثبات مقاييس البحث.
  - اختبار ت للعينات المستقلة للكشف عن الفروق الجنسية في مقياس التجنب المعرفي.

فروض البحث: تم صياغة فروض البحث على النحو التالى:

١- يتمتع مقياس التجنب المعرفي بصدق البناء العاملى.

٢- يتمتع مقياس التجنب المعرفي بدرجة ثبات جيدة.

٣- يتمتع مقياس التجنب المعرفي بدرجة اتساق داخلى مقبولة.

٤- توجد علاقة ارتباطية بين أبعاد مقياس التجنب المعرفي وكل من معدلات الاستمتاع والتجنب التجريبي.

٥- توجد فروق ذات دلالة احصائية بين الجنسين في مقياس التجنب المعرفي

منهجية البحث: يختص هذا الجزء بوصف ما يلى:

عينة البحث: تم إختيار عينة عشوائية من طلاب وطالبات كلية التربية جامعة مدينة السادات، وقد إنقسمت العينة إلى:

- **عينة الخصائص السيكومترية** وتكونت من (٢١٠) طالباً وطالبة، بواقع عدد (٦٥) طالباً بمتوسط عمرى قدره (20.92)، وانحراف معيارى قدره(2.39)، وعدد (١٤٥) طالبة بمتوسط عمرى قدره (19.84)، وانحراف معيارى قدره(1.34).

- **عينة البحث الأساسية:** تكونت من (٧٢٦) طالباً وطالبة من طلبة كلية التربية جامعة مدينة السادات، بواقع عدد (١٧٥) طالباً بمتوسط عمرى قدره (20.53)، وانحراف معيارى قدره (1.87) و(٥٥١) طالبة بمتوسط عمرى قدره (19.63)، وانحراف معيارى قدره(1.33).

أدوات البحث: تم الاعتماد على الادوات التالية:

١- **مقياس التجنب المعرفي** اعداد: **Sexton &Dugas (2008)**

٢- **مقياس معدلات الاستمتاع** اعداد **Padrós-Blázquez., Martinez-Medina, Guardia-Olmos, & Graff- Guerrero (2021)**

٣- **مقياس القبول والفعل:** اعداد **Bond et al (2011)**، ترجمة وتعريب الباحثة.

١- **مقياس التجنب المعرفي:** هذا المقياس من اعداد **(Sexton &Dugas, 2008)** تم تطويره لقياس التجنب المعرفي، تكون هذا المقياس من (٢٥) فقرة. يقيس مقياس التجنب المعرفي الميل إلى استخدام التجنب المعرفي كاستراتيجية عند التعامل مع الأفكار المتطفلة التهديدية. يحتوي المقياس على بنية من خمسة عوامل: العامل الأول يعرف من خلال المقياس الفرعي لقمع الفكر (الفقرات: ١، ٢، ٥ ٦، ١٤) ؛ العامل الثاني يعرف من خلال مقياس استبدال الفكر (الفقرات: ٤، ١١، ١٧، ٢٠، ٢٥) ؛ العامل ٣ = مقياس التشتيت الفرعي (الفقرات: ٨، ١٠، ١٢، ١٣، ٢١) ؛ العامل ٤ = تجنب التهديد الفرعي للمحفزات (الفقرات: ٧، ٩، ١٦، ١٨، ٢٢) ؛ والعامل الأخير يعرف من خلال تحويل الصور إلى مقياس فرعي للأفكار (الفقرات: ٣، ١٥، ١٩، ٢٣، ٢٤). تم تسجيل الاستجابات باستخدام مقياس ليكرت الخماسي حيث ١ = لا أوافق بشدة، و ٥ = أوافق بشدة.

٢- **مقياس معدلات الاستمتاع:** من اعداد **Padrós-Blázquez., Martinez-Medina, Guardia-Olmos, & Graff-Guerrero (2021)**، تكون هذا المقياس من (١٥) فقرة. اتبع تقييم ردود المشاركين تنسيق ليكرت على أنه موافق تمامًا = ٣، لا يوجد اتفاق، ولا أعارض = ٢، ولا يوجد اتفاق = ١. يحتوي المقياس على بنية من خمسة عوامل: العامل الأول يعرف من خلال مقياس المتعة الفرعي (الفقرات: ١، ٧، ١١) ؛ العامل الثاني يعرف من خلال المقياس الفرعي الكفاءة الذاتية مقابل الملل (الفقرات: ٢، ٩، ١٥) ؛ العامل ٣ = روح الدعابة (الفقرات: ٣، ٦، ١٤) ؛ العامل ٤ = مقياس التخيل الفرعي (الفقرات: ٤، ٨، ١٢) ؛ والعامل الأخير يعرف بمقياس الفائدة الفرعي (الفقرات:٥، ١٠، ١٣). تشير الدرجات العالية إلى درجة عالية من إمكانية الاستمتاع.

٣- **مقياس القبول والفعل -٢:** اعداد **Bond et al (2011)**، يتكون من ٧ فقرات لقياس التجنب التجريبي (اى قبول أو تجنب الأفكار المؤلمة وعدم القيام بفعل ملتزم تجاه تحقيق الأهداف). صنف المشاركون كل فقرة على مقياس مكون من ٧ نقاط يتراوح من ١ = غير صحيح أبدًا إلى ٧ = صحيح دائمًا. تتراوح الدرجات من ٧ إلى ٤٩. أشارت الدرجات الأعلى على هذا المقياس إلى مرونة نفسية أقل (أى ارتفاع درجة التجنب وانخفاض درجة القبول والالتزام بالتغييرات). بينما تشير الدرجات المنخفضة إلى مرونة نفسية أكبر (أى انخفاض درجة التجنب وارتفاع درجة القبول والفعل تجاه التغييرات). قام بوند وزملاؤه (٢٠١١) بتقييم الخصائص السيكومترية للمقياس توصلت النتائج الى اتساقا داخليًا جيدًا (معامل كرونباخ ألفا = ٠.٨٨)، كما كشفت النتائج عن وجود بنية أحادية للمقياس. وتمتع المقياس بمعامل ثبات جيدة بالاعتماد على طريقة إعادة الاختبار بعد ٣ أشهر (معامل الارتباط= ٠.٨٠٧)، وبعد سنة (معامل الارتباط =٠.٧٩).

الخصائص السيكومترية لادوات البحث:

أ- الصدق، تم الاعتماد على التحليل العاملى الاستكشافي لأدوات البحث حيث تم استخدام طريقة المكونات الأساسية Principal Components لهوتلنج Hoteling بعد التدوير بطريقة فاريماكس Varimax مع إتباع معيار جتمان لتحديد عدد العوامل، حيث يعد العامل جوهرياً إذا كان جذره الكامن أكبر من (١.٠) (**بدر محمد الأنصارى، ٢٠٠٢، ٧٢٢**)، كما أن محك جوهرية تشبع الفقرات بالعوامل أكبر من (٠.٣٥)، ومحك جوهرية العامل هو إحتوائه على ثلاثة فقرات على الأقل حيث أنها تعد بمثابة معيار له إستقرار وقابل للتكرار (**أحمد محمد عبدالخالق، ٢٠١١، ١١٢- ١١٤**)، وكانت النتائج كما يلي:

التحليل العاملى الاستكشافى لمقياس التجنب المعرفي. أشار التحليل الذي تم إجراؤه باستخدام البيانات المأخوذة من العينة (٢١٠) إلى أن النموذج كان مناسبًا لشرح البيانات. أظهر تحليل المكونات الرئيسية بنية مكونة من خمسة عوامل والتي تفسر ٦٧.٤٣٩ من التباين الكلي. حيث أوضح العامل الأول ٣٠.٧٧٣ من التباين الكلي، وفسر العامل الثاني ١٢.٥٥١ من التباين الكلي، والعامل الثالث فسر ٩.٩١٤ من التباين الكلي، والعامل الرابع ٧.٦٥٦ من التباين الكلي، والعامل الخامس قد فسر ٦.٥٤٥ من التباين الكلي. يوضح الجدول ١ التالى توزيع الفقرات على أبعاد مقياس التجنب المعرفي بعد تحليل العامل الاستكشافي. حيث تم تسمية العامل الأول تجنب منبهات التهديد، أما العامل الثاني فقد تم تسميته الإلهاء، أما العامل الثالث فقد تم تسميته بقمع الفكر، والعامل الأربعة يسمى تحويل الصور إلى أفكار، والعامل الخامس كان يسمى استبدال الفكر، وذلك فى ضوء مضمون أول فقرة من كل مقياس فرعي.

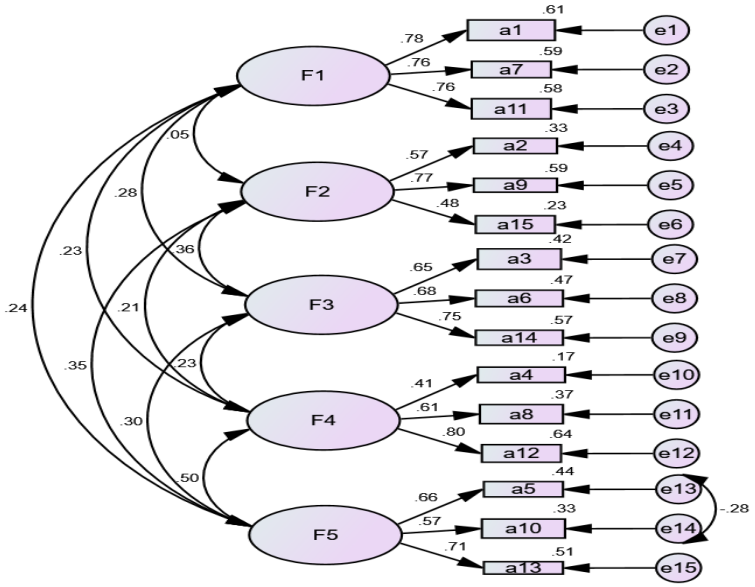
جدول (١) تشبعات فقرات المقياس على التجنب المعرفي الناتجة من التحليل العاملى الاستكشافى

	الفقرات	العوامل الناتجة من التحليل العاملي				
		1	2	3	4	5
تجنب المحفزات المهددة	أتجنب الأفعال التي تذكرني بأشياء لا أريد التفكير فيها.	0.846				
	أتجنب الأشخاص الذين يجعلونني أفكر في أشياء لا أريد التفكير فيها.	0.832				
	أحيانًا أتجنب الأماكن التي تجعلني أفكر في الأشياء التي أفضل عدم التفكير فيها.	0.827				
	أتجنب أحيانًا الأشياء التي يمكن أن تثير أفكارًا مزعجة.	0.806				
	أتجنب المواقف التي تنطوي على أشخاص يجعلونني أفكر في أشياء غير سارة.	0.806				
الالهاء	أحيانًا ألقي بنفسي في نشاط حتى لا أفكر في أشياء معينة.		0.820			
	لتجنب التفكير في الموضوعات التي تزعجني. أجبر نفسي على التفكير في شيء آخر.		0.796			
	ألهي نفسي لتجنب التفكير في بعض الموضوعات المزعجة.		0.792			
	غالبًا ما أقوم بأشياء لإلهاء نفسي عن أفكاري.		0.751			
	أحيانًا أشغل نفسي فقط لمنع الأفكار من الظهور في ذهني.		0.746			
قمع الفكر	هناك أشياء أفضل عدم التفكير فيها.			0.859		
	أتجنب بعض المواقف التي تدفعني إلى الاهتمام بأشياء لا أريد التفكير فيها.			0.813		
	هناك أشياء أحاول ألا أفكر فيها.			0.802		
	لدي أفكار أحاول تجنبها.			0.780		
	أحاول ألا أفكر في الجوانب الأكثر إزعاجًا في بعض المواقف حتى لا أخاف كثيرًا.			0.740		
تحويل الصور الى أفكار	بدلا من وجود صور لأحداث مزعجة في ذهني. أحاول وصف الأحداث باستخدام مناجاة داخلية (أشياء أقولها لنفسي في رأسي.				0.790	
	أقوم بإبعاد الصور الذهنية المتعلقة بحالة تهديدية من خلال محاولة وصف الموقف باستخدام مونولوج داخلي				0.785	
	عندما يكون لدي صور ذهنية مزعجة. أقول لنفسي أشياء في رأسي لتحل محل الصور.				0.763	
	أستبدل الصور الذهنية المهددة بأشياء أقولها لنفسي في ذهني.				0.741	
	أستمر في قول أشياء لنفسي في رأسي لتجنب تخيل السيناريوهات (سلسلة من الصور الذهنية) التي تخيفني.				0.736	
استبدال الفكر	أفكر في الكثير من الأشياء الصغيرة حتى لا أفكر في أمور أكثر أهمية.					0.835
	أفكر في الأحداث الماضية حتى لا أفكر في الأحداث المستقبلية التي تجعلني أشعر بعدم الأمان.					0.823
	أفكر في الأشياء التي تقلق الآخرين بدلا من التفكير في مخاوفي					0.683
	أفكر في التفاصيل التافهة حتى لا أفكر في الموضوعات المهمة التي تقلقني.					0.672
	أفكر في الأشياء التي تقلقني كما لو كانت تحدث لشخص آخر.					0.567

التحليل العاملى الاستكشافى لمقياس معدلات الاستمتاع: أظهرت النتائج بنية خماسية العوامل التي تفسر ٦٣.٩٥١ من التباين الكلي. أوضح العامل الأول ٢٢.١٨٨ من التباين الكلي، وفسر العامل الثاني ١٤.٥٤٦ من التباين الكلي، وفسر الثالث ١١.٢٨٤ من التباين الكلي، وفسر الرابع ٨.٦٨٤ من التباين الكلي، وأوضح الخامس ٧.٢٤٩ من التباين الكلي. يوضح الجدول ٢ التالى توزيع الفقرات على أبعاد مقياس معدلات الاستمتاع بعد التحليل العاملى الاستكشافى. علاوة على ذلك، تم تحقيق تشبع جيد من جميع الفقرات على العوامل. تم تسمية العامل الأول بالمتعة، بينما تم تسمية العامل الثاني باسم روح الدعابة، وتم تسمية العامل الثالث بالفائدة، وتم تسمية العامل الرابع باسم الكفاءة الذاتية مقابل الملل، وتم تسمية العامل الخامس بالخيال. لتأكيد هذه البنية تم إجراء تحليل العامل التأكيدي. أشارت مؤشرات الملاءمة إلى ملاءمة النموذج للنموذج وأكدت بنية عامل المقياس (الشكل ١)، (x2 = 133.543، درجة الحرية (df = 79)، CMIN \ df = 1.690، IFI = 0.956، CFI = 0.955، TLI = 0.940، GFI = 0.953، AGFI = 0.93؛ قيم جذر متوسط الخطأ التربيعي للتقريب (RMSEA)، والجذر القياسي المتوسط التربيعي المتبقي (SRMR) كانت ٠.٠٤٤ و ٠.٠٤٨ على التوالي الذي يدل على توافق النموذج بشكل جيد حيث كانت هذه النتائج أقل من ٠.٠٧ و ٠.٠٨ على التوالي.

جدول (٢) تشبعات فقرات المقياس على معدلات الاستمتاع الناتجة من التحليل العاملى الاستكشافى

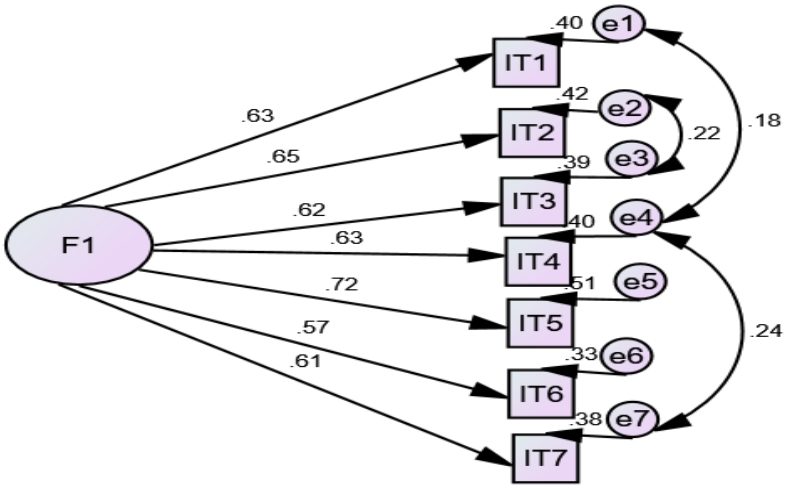
تسمية العامل في ضوء بيان الفقرة الاعلى في التشبع	بيان الفقرة	1	2	3	4	5
الاستمتاع	أستمتع حقًا عندما أكون مع بعض زملائي	.872				
	لدي وقت ممتع مع معظم زملائي	.858				
	أنا أستمتع دائمًا عندما أكون مع زملائي في الفصل	.821				
الدعابة	أضحك بسهولة		.826			
	أنا معتاد على الضحك عدة مرات في اليوم		.809			
	طوال اليوم، هناك العديد من الأشياء التي تجعلني أضحك		.728			
الاهتمام	أنا مهتم في كثير من الأحيان بمواضيع مختلفة			.809		
	أحيانًا أهتم بالاشياء شديدة الكثافة (معنى كلمة الكثافة :القوة أو الحدة أو الشدة)			.743		
	أنا مهتم بسهولة بمعظم الأشياء التي أقوم بها			.680		
فاعلية الذات مقابل الملل	أعتقد أنني أستطيع الاستمتاع بنفسي حتى عندما أكون مع أشخاص مملين				.821	
	أعتقد أنني يمكنني قضاء وقت ممتع حتى عندما أكون في مكان يبدو مملًا				.791	
	إذا كنت أفكر في ذلك، فأنا قادر على الاستمتاع بوضع يبدو مملًا				.585	
الخيال	لدي الكثير من الخيال					.851
	إذا وضعت تركيزى فى شئ ما، يمكنني بسهولة تخيل القصص					.807
	أنا شخص مبدع جدا					.396



الشكل (١):التحليل العاملى التوكيدى لمقياس معدلات الاستمتاع.

علما بان f1=الاستمتاع **f2 =** فاعلية الذات مقابل الملل **f3 =** الدعابة **f4 =** الخيال **f5 =**الاهتمام

التحليل العاملى الاستكشافى لمقياس التجنب التجريبي: أظهرت النتائج ما يلى : تم الحصول على بنية عامل واحد بقيمة جذر كامن أكبر من ١ (الجذر الكامن = 3.483)، ويفسر نسبة ٤٩.٧٥٥ من التباين الكلي. تراوحت تشبعات الفقرات بين قيمة ٠.٦٧ (البند ١) و٠.٧٨ (البند ٢). لتأكيد هذه البنية العاملية تم إجراء التحليل العاملى التوكيدي. أشارت مؤشرات الملاءمة إلى ملاءمة النموذج للنموذج (الشكل ٢)، (x2 = 7.512، (df) = 11، CMIN \ df = 0.683، IFI = 1.007، CFI = 1.000، TLI = 1.014، GFI = 0.99، AGFI = 0.976 ؛ قيم جذر متوسط الخطأ التربيعي للتقريب (RMSEA) كانت ٠.٠٠٠.



الشكل (٢): التحليل العاملى التوكيدى لمقياس التجنب التجريبي.

ب – **الثبات**: تم الاعتماد على قيمة معامل ألفا كرونباخ (α) في حساب الثبات لادوات البحث كما يلى:

قيمة معامل ألفا كرونباخ (α) الكلية لمقياس التجنب المعرفي كانت مرتفعة (α =.896). وفى ضوء المقاييس الفرعية الخمسة فجاءت على النحو التالي: قمع الفكر، α = 0.88 ؛ استبدال الفكر، α =.787 ؛ الهاء، α =.898؛ تجنب محفزات التهديد، α = 0.91 ؛ وتحويل الصور إلى أفكار، α =.87 . هذا يشير إلى الاستقرار المقبول للمقياس.

كما أظهرت قيمة معامل ألفا كرونباخ (α) الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع جيدة (α =.741). وكانت للمقاييس الفرعية كما يلى: المقياس الفرعي للتمتع (الفقرات ١، ٧، ١١، α = 0.831) ؛ مقياس الكفاءة الذاتية مقابل الملل الفرعي (البنود ٢، ٩، ١٥، α = 0.618) ؛ روح الدعابة (الفقرات ٣، ٦، ١٤، α =.734) ؛ مقياس التخيل الفرعي (الفقرات ٤، ٨، ١٢، α =.76) ؛ ومقياس الفائدة الفرعي (البنود ٥، ١٠، ١٣، α=0.649). هذا يشير إلى الاستقرار المقبول للمقياس.

أما مقياس التحنب التجريبي جاءت قيمة الفا كرونباخ الكلية مرتفعة (α=0.830). هذا يشير إلى الاستقرار المقبول للمقياس.

ت – **الإتساق الداخلي لمقياس التجنب المعرفي** : جاءت النتائج على النحو التالى : أظهر المقياس اتساقا داخليًا ممتازًا حيث أظهر معامل الارتباط بين درجة كل فقرة والدرجة الكلية للمقياس الفرعي على النحو التالي: تراوحت قيمة معامل الارتباط للمقياس الفرعي قمع الفكر ما بين ٠.٨٠١ و ٠.٨٥٧ ؛ أما المقياس الفرعى الفكر البديل فقد تراوحت ما بين ٠.٦٤٨ و ٠.٨١٧ ؛ وتراوحت للمقياس الفرعى الإلهاء بين ٠.٨١٨ و ٠.٨٥٢ ؛ وتراوحت للمقياس الفرعى تجنب محفزات التهديد ما بين ٠.٨٤٩ و ٠.٨٩٢ ؛ أما المقياس الفرعي تحويل الصور إلى أفكار فقد تراوحت بين ٠.٧٩٥ و ٠.٨٢٢ وجميعها كانت ذات دلالة إيجابية وإحصائية (p <0.01)، بينما تراوحت معاملات الارتباط بين درجة المقياس الفرعي والدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي بين ٠.٥٥ و ٠.٧٨، وكلها كانت إيجابية وذو دلالة إحصائية (p <0.01).

أظهر الاتساق الداخلي لمقياس معدلات الاستمتاع تناسقاً داخليًا ممتازًا على النحو التالي: أظهر معامل الارتباط بين درجة كل فقرة والدرجة الكلية للمقياس الفرعي على النحو التالي:

مستوى المتعة الفرعي يتراوح بين ٠.٨٦١ و ٠.٨٧، الكفاءة الذاتية مقابل الملل تراوحت بين ٠.٦٨٨ و ٠.٧٩١، تراوحت روح الدعابة بين ٠.٧٩٨ و ٠.٨١٦، وتراوح الخيال بين ٠.٧٦٢ و ٠.٨٦٩، وتراوح مقياس الاهتمام الفرعي بين ٠.٧٤٠ و ٠.٨١٨. كما أظهرت النتائج معاملات ارتباط قوية بين الدرجة الكلية للمقياس والمقياس الفرعي المرتبط بها وجميعها كانت ذات دلالة موجبة وإحصائية ($p <0.01$)، وتراوحت العلاقة بين درجة المقياس الفرعي والنتيجة الإجمالية لمقياس معدلات الاستمتاع بين ٠.٥٠٧ و ٠.٦٥٥ وكلها كانت إيجابية وذو دلالة إحصائية ($p <0.01$).

معاملات الاتساق الداخلي لمقياس التجنب التجريبي كانت عالية حيث أظهرت النتائج معاملات ارتباط قوية وجميعها كانت ذات دلالة موجبة وإحصائية ($p <0.01$)، وتراوحت بين ٠.٦٦١ إلى ٠.٧٦٧.

نتائج البحث:

يتناول هذا الجزء نتائج البحث واختبار صحة الفروض، فتم الاعتماد على البرنامج الاحصائي SPSS الإصدار رقم (٢٣)، وبرنامج AMOS الإصدار رقم (٢١). واستخدام أساليب التحليل الإحصائية المناسبة، حيث قامت الباحثة باجراء الخطوات التالية قبل التحقق من فروض البحث كما يلى:

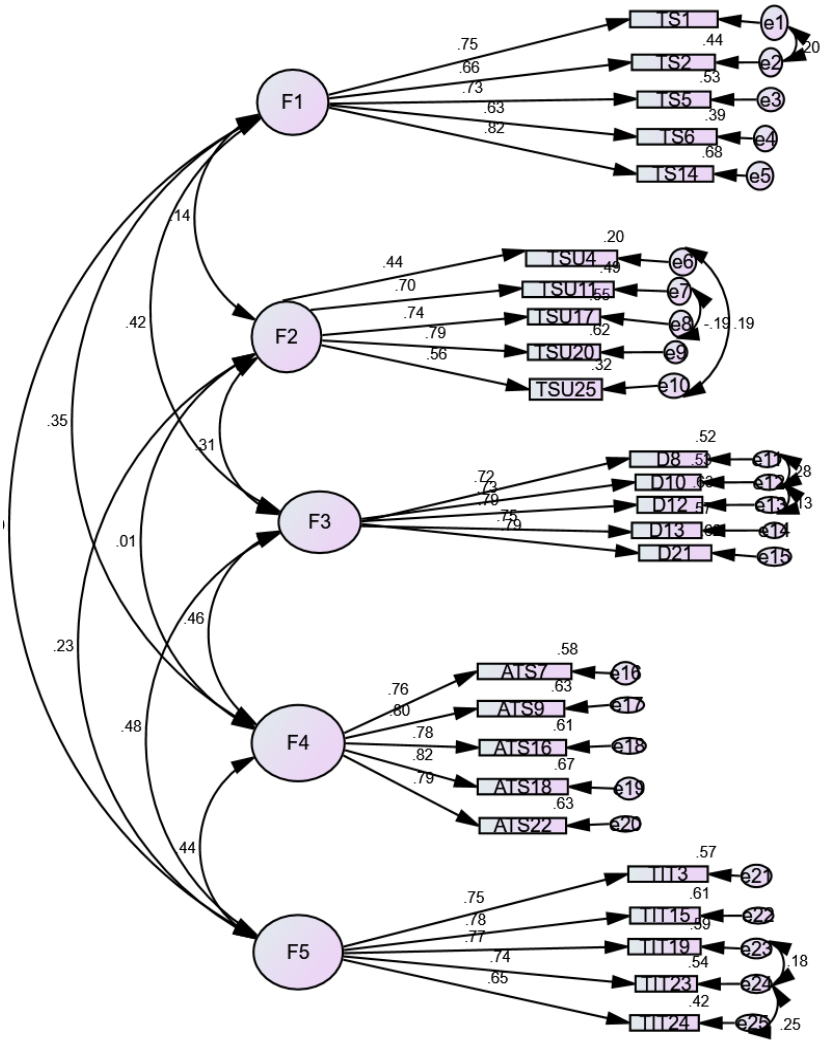
ترجمة المقاييس للغة العربية، والتحقق من سلامة الترجمة عن طريق عرضها على متخصصين فى اللغة الانجليزية بكلية التربية جامعة مدينة السادات وكلية التربية جامعة كفر الشيخ.

عرض الصيغة العربية على متخصصين فى اللغة العربية للتحقق من دقة اللغة.

تم عرض الصورة النهائية من الترجمة على أعضاء هيئة التدريس بقسم علم النفس من كلية التربية جامعة كفر الشيخ وكلية التربية بمطروح:

نتائج الفرض الأول:

ينص الفرض الأول على أن " **يتمتع مقياس التجنب المعرفي بصدق البناء العاملى**"، وللتحقق من صحة هذا الفرض تم الاعتماد على التحليل العاملى التوكيدى للتأكد من البنية العاملية للمقياس، ومدى مطابقة نموذج المقياس لبيانات البحث الأساسية، ويبين ذلك شكل (٣) التالى.



الشكل(٣): التحليل العاملى التوكيدى لمقياس التجنب المعرفي

علما بان f1= قمع الفكر f2 = استبدال الفكر f3 = الالهاء f4= تجنب المحفزات المهددة f5= تحويل الصور إلى أفكار

يتضح من شكل (٣) السابق أن قيم مؤشرات الملاءمة كانت ملاءمة للنموذج وأكدت على البنية العاملية للمقياس، وجاءت على النحو التالى : (x2 = 470.670، df = 258) CMIN \ df = 1.824، IFI = 0.975، CFI = 0.975، TLI = 0.970، GFI = 0.951، AGFI = 0.939 ؛ NFI=0.946، قيم جذر متوسط الخطأ التربيعي للتقريب (RMSEA)، والجذر القياسي المتوسط التربيعي المتبقي (SRMR) كانت ٠.٠٣٤ و ٠.٣٢ على التوالي، مما يدل على توافق النموذج بشكل جيد حيث كانت هذه النتائج أقل من ٠.٠٧ و ٠.٠٨ على التوالي. وجميع هذه المؤشرات تدل على تمتع نموذج التحليل العاملى التوكيدى بدرجة عالية من المطابقة لبيانات مقياس التجنب المعرفي.

نتائج الفرض الثانى:

ينص الفرض الثانى على أن " **يتمتع مقياس التجنب المعرفي بدرجة ثبات مقبولة**"، وللتحقق من صحة هذا الفرض تم الاعتماد على: ألفا كرونباخ، حيث أظهرت قيمة معامل ألفا كرونباخ (α) الكلية (α = 0.885). والمقاييس الفرعية الخمسة جاءت قيمة الفا لهما على النحو التالي: قمع الفكر، α = 0.843 ؛ استبدال الفكر، α = 0.782 ؛ الالهاء، α = 0.878 ؛ تجنب تهديدات المنبهات، α = 0.892 ؛ وتحويل الصور إلى أفكار، α = 0.866. هذا يشير إلى الاستقرار المقبول للمقياس. ويوضح جدول (٣) التالى قيم معاملات الثبات لفقرات مقياس التجنب المعرفي.

جدول (٣) قيم معاملات ألفا كرونباخ لكل بعد من أبعاد مقياس التجنب المعرفي

المقياس الفرعى	الفقرة	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة ألفا	المقياس الفرعى	الفقرة	المتوسط	الانحراف المعيارى	قيمة ألفا
قمع الفكر. α = 0.843	1	4.2617	0.87279	0.796	استبدال الفكر α =.782	1	3.2824	1.20523	0.779
	2	4.0978	0.90520	0.818		2	2.9504	1.26503	0.740
	3	4.0923	0.89197	0.811		3	2.7204	1.21385	0.731
	4	3.9766	0.94585	0.838		4	2.6309	1.20520	0.708
	5	4.1185	0.85000	0.791		5	2.7369	1.19698	0.747
الالهاء α =.878	1	3.7397	1.08647	0.854	تجنب المحفزات المهددة α =.892	1	3.8471	.98962	0.877
	2	3.6887	1.06716	0.847		2	3.8733	.99678	0.866
	3	3.7920	1.02088	0.844		3	3.7397	1.03710	0.869
	4	3.6405	1.08607	0.862		4	3.8664	.99934	0.863
	5	3.6915	1.04577	0.854		5	3.8554	1.01697	0.869
تحويل الصور الى أفكار α =.866	1	3.5537	1.09759	0.840					
	2	3.6667	1.09376	0.836					
	3	3.7094	1.06976	0.832					
	4	3.6433	1.04953	0.826					
	5	3.5606	1.01495	0.852					

نتائج الفرض الثالث:

ينص الفرض الثالث على أن " **يتمتع مقياس التجنب المعرفي باتساق داخلى**"، وللتحقق من صحة هذا الفرض تم الاعتماد على معامل الإرتباط، وتبين جداول (٤)و (٥) قيم معاملات الارتباط.

جدول (٤): قيم معاملات الارتباط بين درجة الفقرة والدرجة الكلية للمقياس الفرعى من مقياس التجنب المعرفي

المقياس الفرعى	الفقرة	الاتساق الداخلى	المقياس الفرعى	الفقرة	الاتساق الداخلى	المقياس الفرعى	الفقرة	الاتساق الداخلى
١- قمع الفكر	1	0.820**	٢- استبدال الفكر	1	0.646**	٥- تحويل الصور الى أفكار	1	0.802**
	2	0.768**		2	0.742**		2	0.814**
	3	0.783**		3	0.752**		3	0.822**
	4	0.727**		4	0.798**		4	0.835**
	5	0.830**		5	0.717**		5	0.759**
٣- الالهاء	1	0.817**	٤- تجنب المحفزات المهددة	1	0.810**			
	2	0.833**		2	0.844**			
	3	0.841**		3	0.837**			
	4	0.796**		4	0.851**			
	5	0.814**		5	0.837**			

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed), **. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

جدول (٥) قيم معاملات الارتباط بين درجة البعد والدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي

	1	2	3	4	5	6
١- قمع الفكر	-					
٢- استبدال الفكر	0.126**	-				
٣- الالهاء	0.359**	0.286**	-			
٤- تجنب المحفزات المهددة	0.308**	0.015	0.395**	-		
٥-تحويل الصور الى أفكار	0.336**	0.209**	0.400**	0.389**	-	
٦-الدرجة الكلية	0.616**	0.523**	0.756**	0.644**	0.721**	-

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

أظهرت نتائج جدول (٤) الاتساق الداخلي لمقياس التجنب المعرفي فجاءت النتائج على النحو التالى: حيث تراوحت قيمة معامل الارتباط بين درجة الفقرة والدرجة الكلية لقمع الفكر الفرعي (٠.٧٢٧: ٠.٨٣٠)، و(٠.٦٤٦: ٠.٧٩٨) من المقياس الفرعي لاستبدال الفكر، و(٠.٧٩٦: ٠.٨٤١) للمقياس الفرعي للإلهاء، و(٠.٨١٠: ٠.٨٥١) من المقياس الفرعي تجنب المحفزات المهددة، و (٠.٧٥٩: ٠.٨٣٥) من تحويل الصور إلى أفكار، كما بينت نتائج جدول (٥) السابق قيم معاملات الارتباطات بين درجة كل مقياس فرعي والدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي فقد تراوحت قيمتها من (٠.٥٢٣: ٠.٧٥٦) وجميع المعاملات موجبة ودالة احصائياً ($p < 0.01$).

نتائج الفرض الرابع:

ينص الفرض الرابع على أن " **وجود علاقة ارتباطية بين أبعاد مقياس التجنب المعرفي وكل من معدلات الاستمتاع والتجنب التجريبي**" . وللتحقق من صحة هذا الفرض تم الاعتماد على معامل ارتباط بيرسون (ر) بين استجابات الطلاب والطالبات على مقياس بين أبعاد مقياس التجنب المعرفي وكل من معدلات الاستمتاع والمرونة النفسية، ويوضح جدول (٦) التالى نتائج قيم معاملات الارتباط.

جدول (٦): قيم معاملات الارتباط بين أبعاد متغيرات البحث

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
١- قمع الفكر	1												
٢-استبدال الفكر	.078	1											
٣-الانهاء	.419**	.363**	1										
٤-تجنب المحفزات المهددة	.359**	.073	.454**	1									
٥- تحويل الصور الى أفكار	.303**	.222**	.464**	.401**	1								
٦-الدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي	.615**	.534**	.814**	.675**	.717**	1							
٧-الاستمتاع	.163**	-.075-	.143**	.160**	.172**	.164**	1						
٨- فاعلية الذات مقابل الملل	-.035-	-.028-	.038	.008	.020	.003	.025	1					
٩- الدعابة	.081	-.155**	.035	.049	.046	.013	.217**	.238**	1				
١٠- الخيال	.095	.028	.131*	.130*	.141**	.156**	.194**	.165**	.193**	1			
١١- الاهتمام	-.013-	-.084-	.044	.098	.066	.034	.181**	.236**	.210**	.378**	1		
١٢- الدرجة الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع	.093	-.108*	.126*	.141**	.142**	.115*	.523**	.589**	.640**	.608**	.646**	1	
١٣- الدرجة الكلية لمقياس التجنب التجريبي	.127*	.322**	.193**	.087	.170**	.271**	-.004-	-.117*	-.133*	.054	-.029-	-.086-	1

كشفت نتائج جدول (٦) السابق عن أن المقاييس الفرعية للتجنب المعرفي كانت مرتبطة بشكل إيجابي مع بعضها البعض وكذلك الدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي. وبالمثل، كانت المقاييس الفرعية لمقياس معدلات الاستمتاع كانت مرتبطة بشكل كبير وإيجابي مع بعضها البعض والدرجة الكلية للمقياس. وكان قمع الفكر لمقياس التجنب المعرفي مرتبطا بشكل كبير وإيجابي مع التمتع لمقياس معدلات الاستمتاع والدرجة الكلية لمقياس التجنب التجريبي، وكان استبدال الفكر لمقياس التجنب المعرفي مرتبطا بشكل كبير وسلبي بحس الفكاهة لمقياس معدلات الاستمتاع وارتباط إيجابي مع الدرجة الكلية لمقياس التجنب التجريبي ، وكان الإلهاء لمقياس التجنب المعرفي مرتبطا بشكل كبير وإيجابي بالتمتع والخيال والدرجة الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع والدرجة الكلية لمقياس التجنب التجريبي ، كان تجنب منبهات التهديد مرتبطا بشكل كبير وإيجابي مع كان الاستمتاع، والخيال، والدرجة الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع، وتحويل الصور إلى أفكار مرتبطة بشكل كبير وإيجابي بالتمتع والخيال والدرجة الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع و الدرجة الإجمالية لمقياس التجنب التجريبي علاوة على ذلك، كانت النتيجة الإجمالية للتجنب المعرفي مرتبطة بشكل كبير وإيجابي مع التمتع والخيال والدرجة الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع والدرجة الإجمالية لمقياس التجنب التجريبي. كانت الكفاءة الذاتية مقابل الملل وروح الدعابة لمقياس الاستمتاع مرتبطة بشكل كبير وسلبي مع الدرجة الإجمالية لمقياس التجنب التجريبي.

نتائج الفرض الخامس:

ينص الفرض الخامس على أنه " **توجد فروق ذات دلالة احصائية بين الجنسين في مقياس التجنب المعرفي**"، ولتحقق من هذا الفرض تم الاعتماد على اختبار(ت) للعينات المستقلة، ويبين جدول (٧) نتائج ذلك الفرض.

جدول(٧): الدلالة الاحصائية للفروق الجنسية في أبعاد مقياس التجنب المعرفي

	النوع	العدد	المتوسط	الانحراف المعيارى	متوسط الخطا المعيارى	ت	الدلالة الاحصائية
قمع الفكر	1	175	20.15	4.41	0.33		0.084
	2	551	20.67	3.16	0.13	-1.729-	
استبدال الفكر	1	175	14.48	4.82	0.36		0.588
	2	551	14.27	4.33	0.18	0.542	
الالهاء	1	175	17.76	5.11	0.39	-2.778-	0.006
	2	551	18.80	4.05	0.17		
تجنب المحفزات المهددة	1	175	19.21	4.39	0.33	0.104	0.917
	2	551	19.17	4.16	0.18		
تحويل الصور الى أفكار	1	175	16.70	5.06	0.38	-5.145-	0.000
	2	551	18.59	3.92	0.17		
الدرجة الكلية	1	175	88.30	16.19	1.22	-2.732-	0.006
	2	551	91.51	12.56	0.54		

كشفت نتائج جدول (٧) السابق عن عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث فيما يتعلق بقمع الفكر، وإبدال الفكر، والإلهاء، وتجنب المحفزات المهددة، والدرجة الكلية

لمقياس التجنب المعرفي. علاوة على ذلك، وجدت النتائج أن هناك فروقًا ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في تحويل الصور إلى أفكار للتجنب المعرفي.

مناقشة النتائج

تمثل الهدف من البحث الحالى هو تحليل بنية العامل والخصائص السيكومترية للنسخة العربية من التجنب المعرفي على عينة غير إكلينيكية. كشفت النتائج عن أن مقياس التجنب المعرفي يحتوي على (٢٥) عنصراً وبنية من خمسة عوامل بنسب وملاءمة مقبولة على بيانات البحث الحالى. تتفق هذه النتيجة مع (**Sexton, & Dugas, 2008 Gosselin et al., 2002**). علاوة على ذلك، أكد تحليل العامل التأكيدي وجود بنية من خمسة عوامل للمقياس، كذلك تشير قيم الملائمة لـ CFI، IFI، GFI، AGFI، TLI، NFI، RFI، AIC، ECVI، CMIN / df، و RMSEA.إلى ملاءمة جيدة.

علاوة على ذلك، أظهر المقياس والمقاييس الفرعية اتساقًا داخليًا جيد، فكانت معاملات الارتباط بين درجة كل فقرة والدرجة الكلية للمقاييس الفرعية الخمسة والارتباطات بين درجة المقياس الفرعي والدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي موجبة ودلالة إحصائية($p <0.01$). تتفق هذه النتائج مع (Sexton & Dugas, 2008; Latorre et al., 2020).

كما بينت نتائج هذا البحث البنية الخماسية لمقياس معدلات الاستمتاع. (Padrós-Blázquez & Fernández-Castro, 2008; Padrós-Blázquez, Herrera Guzmán, & Gudayol Ferré, 2012). علاوة على ذلك، أكد التحليل العاملى التأكيدي وجود بنية من خمسة عوامل لهذا المقياس، وتشير المؤشرات الملائمة إلى ملاءمة جيدة لـ CFI و IFI و GFI و AGFI و TLI و NFI و RFI و AIC و ECVI و CMIN / df و RMSEA. تتفق هذه النتيجة مع (Padrós-Blázquez et al., 2021). علاوة على ذلك، أظهر المقياس والمقاييس الفرعية بشكل جيد اتساق داخلي، كما أظهرت نتائج الدراسة الحالية وجود علاقة ارتباط موجبة بين درجة الفقرة ودرجة المقياس الفرعي والارتباطات بين درجة المقياس الفرعي والدرجة الكلية لمقياس معدلات الاستمتاع. في استبيان **التجنب التجريبي** ، وجدت الدراسة الحالية أن بنية أحادية العامل وتحليلات العوامل المؤكدة تؤكد الهيكلية ذات العامل الواحد لهذا المقياس. تتفق هذه النتيجة مع (Fledderus et al., 2012b; Karekla, & Michaelides, 2016; Kleszcz, Dudek, Bialaszek, Ostaszewski, & Bond, 2018; Eisenbeck,& Szabó-Bartha, 2018; Edwards, &.Vowles, 2020). كما تمتع مقياس **التجنب التجريبي** بدرجة ثبات واتساق داخلى جيدة، خصائص سيكومترية جيدة، مع اتساق داخلي مرتفع وموثوقية اختبار. تتفق هذه النتيجة مع.(Bond et al, 2011; Monestès et al, 2016)

وعن الارتباطات بين مقياس التجنب المعرفي ومقياس معدلات الاستمتاع والارتباطات بين مقياس التجنب المعرفي ومقياس **التجنب التجريبي**. وجدت النتائج أن المقاييس الفرعية للتجنب المعرفي كانت معاملات ارتباط إيجابية مع بعضها البعض والدرجة الكلية للتجنب المعرفي. فيرى Watkins & Moulds (2009) أن قمع الفكر يرتبط ارتباطًا إيجابيًا بالاجترار واستراتيجيات التحكم في التفكير من الإلهاء والعقاب. وبالمثل، أظهرت المقاييس الفرعية لمقياس معدلات الاستمتاع معاملات ارتباط موجبة مع بعضها البعض والدرجة الكلية لهذا المقياس. حيث يشير McKenzie, & (Kuiper Belanger, 1995) إلى أن بعض المهارات يحتمل أن تكون ذات صلة بالحصول على المتعة، مثل حس الدعابة. وجدت نتائج البحث الحالى أن الدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي كانت ترتبط إيجابيا مع درجة مقياس معدلات الاستمتاع والدرجة الكلية لمقياس **التجنب التجريبي**. فالأشخاص الذين بظهروا درجة عالية على مقياس التجنب المعرفي أكثر متعة في الدراسة والتفاعل الاجتماعي والمزيد من الخيال وليس لديهم القدرة على مواجهة المواقف بمرونة وغير قادرين على مواجهة المتطلبات الظرفية المتقلبة.

بالإضافة إلى ذلك، كانت الكفاءة الذاتية مقابل الملل وروح الدعابة في مقياس الاستمتاع ذات دلالة إحصائية ومرتبطة سلبًا مع الدرجة الكلية لمقياس **التجنب التجريبي**. حيث يُظهر

الأفراد درجات عالية من الكفاءة الذاتية مقابل الملل، كما أن إحساس الفكاهة في مقياس الاستمتاع هو مرونة الأفراد. تشير الدرجات المنخفضة في مقياس **التجنب التجريبي** إلى مستويات أعلى من المرونة النفسية. بينما ترتبط الدرجات المرتفعة في مقياس **التجنب التجريبي** بالاكتئاب والقلق والتوتر (Edwards & Vowles, 2020).

أما بالنسبة للفروق بين الجنسين في التجنب المعرفي. لم يجد البحث الحالى فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في قمع الفكر، وإحلال الفكر، والإلهاء، وتجنب المثيرات المهددة، والدرجة الكلية لمقياس التجنب المعرفي. علاوة على ذلك، وجدت النتائج فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث في تحويل الصور إلى أفكار لتجنب الإدراك. تختلف هذه النتيجة عن نتائج بحث (**Ptacek, Smith, & Dodge, 1994; Ptacek, Smith, & Zanas, 1992; Vingerhoets & Van Heck, 1990**). لقد ذكروا أن هناك أدلة على استخدام الإناث للتجنب المعرفي لكن الرجال يرون أنفسهم على أنهم يتمتعون بقدر أكبر من السيطرة على عوامل الإجهاد ويستخدمون القمع والخيال إلى حد أكبر من الإناث (**BenZur & Zeidner, 1996; Vingerhoets & Van Heck, 1990**). بينما تتفق نتائج البحث الحالي مع (***Gosselin et al., 2002***) حيث أفادوا أنه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور والإناث على مقياس التجنب المعرفي.

مستخلص النتائج:

في هذه الدراسة الحالية، أظهرت النسخة العربية من التجنب المعرفي خصائص سيكومترية جيدة واتساق داخلي ممتاز. ستكون النتائج التي توصلنا إليها بمثابة نقطة انطلاق للدراسات والأبحاث اللاحقة، واستخدام استراتيجيات التجنب المعرفي في الحد من اضطرابات القلق، وتحقيق المتعة والمرونة.

المراجع

١- أحمد محمد عبد الخالق(٢٠١١). **الأبعاد الأساسية للشخصية**. الإسكندرية: دار المعرفة الجامعية.

٢- بدر محمد الأنصارى(٢٠٠٢). **المرجع فى مقاييس الشخصية تقنين على المجتمع الكويتي**. الكويت: دار الكتاب الحديث.

3- Barajas, S., Garra, L., & Ros, L. (2017). Avoidance in anxiety and depression: Adaptation of the Cognitive-Behavioral Avoidance Scale in a Spanish sample. **The Spanish Journal of Psychology**, 20, 1-11. doi: 10.1017/sjp.2017.16

4- Ben-Zur, H., & Zeidner, M. (1996). Gender differences in coping reactions under community crisis and daily routine conditions. **Personality and Individual Differences**, 20, 331-340.

5- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II: A revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. **Behav. Ther**. 42, 676–688.

6- Borkovec, T. D., & Roemer, L. (1995). Perceived functions of worry among generalized anxiety disorder subjects: Distraction from more emotionally distressing topics? **Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry.**

7- Butler, J., & Ciarrochi, J. (2007). Psychological acceptance and quality of life in the elderly. **Quality of Life Research**, 16(4), 607–615. http://doi. org/10.1007/s11136-006-9149-1

8- Costa, J., Marôco, J., Pinto-Gouveia, J., Galhardo, A. (2014).Validation of the psychometric properties of Acceptance and Action Questionnaire-II in clinical and nonclinical groups of Portuguese population. **Int. J. Psychol. Psychol. Ther**. 14, 353–364.

9- Edwards,K. A., &.Vowles,K. E. (2020). Acceptance and Action Questionnaire – II: Confirmatory factor analysis and measurement invariance between Non-Hispanic White and Hispanic/Latinx undergraduates. Journal **of Contextual Behavioral Science**, 17, 32- 38.

10-Eisenbeck, N., & Szabó-Bartha, A. (2018). Validation of the Hungarian version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II). **Journal of Contextual Behavioral Science**, 9, 80- 87.

11-Eisenbeck, N., & Szabó-Bartha, A. (2018). Validation of the Hungarian version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II). J. Context. **Behav. Sci**, 9, 80–87.

12-Fledderus, M., Oude Voshaar, M. A., ten Klooster, P. M., & Bohlmeijer, E. T. (2012b). Further evaluation of the psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II. **Psychological Assessment**, 24(4), 925.

13-Gloster, A.T., Klotsche, J. , Chaker, S. , Hummel, K.V. , Hoyer, J. (2011). Assessing psychological flexibility: What does it add above and beyond existing constructs? **Psychol. Assess**, 23, 970.

14-Goodwin, H., Yiend, J., & Hirsch, C. (2017). Generalized anxiety disorder worry and attention to threat: A systematic review. **Clinical Psychology Review**, 54, 107-122. doi: 10.1016/j.cpr.2017.03.006

15-Gosselin, P., Langlois, F., Freeston, M. H., Ladouceur, R., Dugas, M. J., & Pelletier, O. (2002). Le Questionnaire d'e´vitement cognitif (QEC): De´veloppement et validation aupre`s d'adultes et d'adolescents [The CognitiveAvoidance Questionnaire (CAQ): Development and validation among adult and adolescent samples]. **Journal de The´rapie Comportementale et Cognitive**, 12, 24–37.

16-Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D.,... McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. **The Psychological Record**, 54(4), 553–578. https://doi.org/10.1007/ bf03395492.

17-Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experimental avoidance and behavioral disorders: a functional dimensional approach to diagnosis and treatment. **Journal of Consulting and Clinical Psychology**, 64, 1152-1168. doi:10.1037/0022-006X.64.6.1152

18-Kashdan, T. B., & Steger, M. F. (2006). Expanding the topography of social anxiety. An experience-sampling assessment of positive emotions, positive events, and emotion suppression, **Psychol Sci**, 17(2), 120-8.

19-Karekla , M., & Michaelides , M. P. (2016). Validation and invariance testing of the Greek adaptation of the Acceptance and Action Questionnaire -II across clinical vs. nonclinical samples and sexes. **Journal of Contextual Behavioral Science**, 1-6. http://dx.doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.11.006

20-Kato, T. (2016). Impact of psychological inflexibility on depressive symptoms and sleep difficulty in a Japanese sample. **Springer Plus**, *5*, 712.

21-Kleszcz, B., Dudek, J. E., Białaszek, W., Ostaszewski, P., & Bond, F.W. (2018). THE PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE POLISH VERSION OF THE ACCEPTANCE AND ACTION QUESTIONNAIRE-II (AAQ-II). **Studia Psychologiczne**. T, 56, 1-19. DOI: 10.2478/V1067-010-0178-1

22-Koerner, N., & Dugas, M. J. (2006). A cognitive model of generalized anxiety disorder: The role of intolerance of uncertainty. In G. C. L. Davey & A. Wells (Eds.), Worry and its psychological disorders: Theory, assessment and treatment (pp. 201–216). Hoboken, NJ, US: Wiley Publishing.

23-Kuiper, N. A., McKenzie, S. D., & Belanger, K. A. (1995). Cognitive appraisals and individual differences in sense of humor: motivational and affective implications. **Personality and Individual Differences**, 19, 359-372.

24-Latorre, J. M., Nieto, M., Ros, L., Font, M. A., Heras, J., Ricarte, J. J. (2020). Cognitive Avoidance Questionnaire: Factor structure and psychometric properties. **anales de psicología/ annals of psychology**, 36(3), 457-467 https://doi.org/10.6018/analesps.397711

25-Martins, L.,& Giasdini, S. (2015). Propriedades psicométricas iniciais do Acceptance and Action Questionnaire—II—Versão brasileira. **Psico USF**, 20, 75–85.

26-Monestès, J. L., Karekla, M., Jacobs, N., Michaelides, M. P., Hooper, N., Kleen, M., & Hayes, S. C. (2016). Experiential avoidance as a common psychological process in European cultures. European Journal of Psychological Assessment. https://doi.org/10. 1027/1015-5759/a000327 (Advanced online publication). N. Eisenbeck, A. **Szabó-Bartha Journal of Contextual Behavioral Science** 9 (2018) 80–8786.

27-Nasiri F, Mashhadi A, Bigdeli I, Chamanabad AG. (2020). How to Differentiate Generalized Anxiety Disorder from Worry: The Role of Cognitive Strategies. **Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy**, 38, 44–55.

28-Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. & Lyubomirsky, S. (2008). Rethinking Rumination. **Perspectives on Psychological Science**, 3 (5), 400-424.

29-Padrós Blàzquez, F., & Fernández-Castro, J. (2008). A proposal to measure a modulator of the experience of enjoyment: The Gaudibility Scale. **Intern J Psychol Psychol Therapy**. 8(3), 413-430.

30-Padrós Blàzquez, F., Herrera Guzmán, I., & Gudayol Ferré, E. (2012). Propiedades psicométricas de la escala de gaudibilidad en una población mexicana. **Evaluar**. 12, 1-20.

31-Padrós Blázquez, F., Hurtado-Izguerra, D., & Martínez Medina, M.P.(2019). Propiedades psicométricas de la Escala GADI (Generalized Anxiety Disorder Inventory) para la evaluación del Trastorno de Ansiedad Generalizada en México. **Ansiedad y Estrés**. 25(2), 85-90.

32-Padrós-Blázquez F., Martínez-Medina M. P., González-Ramírez V., Rodríguez-Maldonado, D., & y Astals-Vizcaíno M. (2011). Estudio del nivel degaudibilidad en pacientes con diagnóstico de trastorno por dependencia de sustancias [Study of the level of gaudibility in patients with a diagnosis of substance dependence disorder]. **Psiquis (Tlalpan)**. 20(2), 64-69.

33-Padrós-Blázquez, F., Martinez-Medina, M. P., Guardia-Olmos, J., & Graff-Guerrero, A. (2021). Psychometric properties of Gaudiebility Scale (Modulators of Enjoyment) for Children and Adolescents (GSCA). **anales de psicología / annals of psychology**, 37(1), 69-76.

34-Ptacek, J. T., Smith, R. E., & Dodge, K. L. (1994). Gender differences in coping with stress: When stressor and appraisals do not differ. **Personality and Social Psychology Bulletin**, 20, 421-430.

35-Ptacek, J. T., Smith, R. E., & Zanas, J. (1992). Gender, appraisal, and coping: A longitudinal analysis. **Journal of Personality**, 60, 747-770.

36-Reyna Barajas, G. V., Padrós Blázquez, F., & Copertari Isaacson, L. F. (2021). Psychological resources and gaudiebility. ARTÍCULO ORIGINAL, Gac **Méd Caracas**, 129(1), 128 137.DOI:10.47307/GMC.2021.129.s1.15

37-Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Cárdenas-Sierra, S., Durán, Y., Guerrero, K., & Riaño-Hernández, D. (2016). Psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II in Colombia. **Psychol. Rec**, 66, 429–437.

38-sagui-Henson, S. J. (2017). Cognitive Avoidance. **Encyclopedia of Personality and Individual Differences**, 1–3. doi:10.1007/978-3-319-28099-8_964-1

39-Sexton, K. A., & Dugas, M. J. (2008). The Cognitive Avoidance Questionnaire: Validation of de English translation. **Journal of Anxiety Disorders**, 22, 335-370. doi: 10.1016/j.janxdis.2007.04.005

40-Shi, R., Zhang, S., Zhang, Q., Fu, S., Wang, Z. (2016). Experiential Avoidance Mediates the Association between Emotion Regulation Abilities and Loneliness. **PLoS ONE**, 11, e0168536.

41-Struijs, S. Y., Lamers, F., Rinck, M., Roelofs, K., Spinhoven, P., & Penninx, B.W. J. (2018). The predictive value of approach and avoidance tendencies on the onset and course of depression and anxiety disorders. **Depression and Anxiety**, 35, 551-559. doi: 10.1002/da.22760

42-Tavakoli, N., Broyles, A., Reid, E. K., J. Robert Sandoval, J. R., & Correa-Fernández, V. (2019). Psychological inflexibility as it relates to stress, worry, generalized anxiety, and somatization in an ethnically diverse sample of college students. **Journal of Contextual Behavioral Science**, 11, 1-5.

43-Vingerhoets, A. J. & Van Heck, G. L. (1990). Gender, coping and psychosomatic symptoms. Psychological Medicine: **A Journal of Research in Psychiatry and Allied Sciences**, 20, 125-135.

44-Watkins, E. R., & Moulds, M. L. (2009). Thought control strategies, thought suppression, and rumination in depression. **International Journal of Cognitive Therapy**, 2, 235- 251.

45-Ruiz, F.J.; Langer, A.I.; Luciano, C.; Cangas, A.J.; Beltrán, I (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: The Spanish translation of the Acceptance and Action Questionnaire. **Psicothema**, 25, 123–129

46-Pennato, T., Berrocal, C., Bernini, O., & Rivas, T. (2013). Italian version of the Acceptance and Action Questionnaire–II (AAQ-II): Dimensionality, reliability, convergent and criterion validity. **Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 35, 552-563**. doi:10.1007/s10862-013-9355-4

47-Szabó, K. G., Vargha, J. L., Balázsi, R., Bartalus, J., & Bogdan, V. (2011). Measuring Psychological Flexibility: Preliminary Data on the Psychometric Properties of the Romanian Version of the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II). **Journal of Cognitive & Behavioral Psychotherapies**, 11(1), 67-82.

48-cao, J., Ji, Y., & Zhu, Z.-H. (2013). Reliability and validity of the Chinese version of the Acceptance and Action Questionnaire-Second Edition (AAQ-II) in college students. **Chinese Mental Health Journal**, 27(11), 873–877.