Doi: 10.34120/0080-049-003-004

An Arabic Version of the Third Long Form of Young Schema Questionnaire (YSQ-L3): Latent Factor Structure and Evidence of Reliability and Validity in a Saudi Sample

Ahmed Kassab S. Alshayea

Abstract

Objective: No Arabic version of the third long form of Young Schema Questionnaire (YSQ-L3) is available yet. This study was set up to develop and psychometrically assess an Arabic version of YSQ-L3. **Methods:** In a correlational and cross-sectional designs, paper-and-pencil format of the A-YSQ-L3 was administered to a sample of 1258 Saudis, with an average age of 22.36 and standard deviation of 3.90, along with various divergent and convergent validity psychological measures. **Results:** Analyses supported the emergence of a 16-factor structure, representing 16 maladaptive schemas, on which 160 items loaded; albeit do not fully resemble the original structure. Cronbach's á ranged from 0.49 to 0.87, average 0.75; test-retest ranged from 0.54 to 0.81, average 0.69. Convergent and divergent validity patterns were as hypothised for most subscales, with some exceptions. Gender differences were found on 7 subscales. Four subscales associated with age in low effect sizes. **Conclusion:** the A-YSQ-L3 appears to be psychometrically sound in general. However, it would be helpful to replicate findings in clinical samples, investigate the influence of social desirability, and explore hierarchical structure of the schemas extracted. Findings were discussed taking into account the measure's theoretical background, classical test theory and cultural characteristics of the Saudi society.

Keywords: Early Maladaptive Schemas, Schema Therapy, Young Schema Questionnaire, Psychological Assessment

نسخة عربية من الصيغة الثالثة الطويلة لاستبانة يونق للمخطوطات: البنية العاملية الكامنة وشواهد الثبات والصدق لدى عينة سعودية

أحمد كساب الشايع*

ملخص:

هدف الدراسة: لا تتوافر نسخة عربية من الصيغة الثالثة الطويلة لاستبانة يونق للمخطوطات، وهذا ما هدفت هذه الدراسة إلى توفيره والتحقق منه سيكومترياً. **المنهجية**: باستخدام منهج وصفي ارتباطي ومقارن؛ طُبقت ترجمة عربية للاستبانة على عينة سعودية من 1258 فرداً، بمتوسط للعمر 22.36 وانحراف معياري 3.90، مع مقاييس نفسية أخرى لأغراض تقييم الصدق التقاربي والتباعدي. **النتائج**: دعمت التحليلات وجود بنية عاملية تتكون من 16 مقياساً فرعياً، يمثل كل منها مخطوطةً ذهنية غير تكيفية تشبع عليها 160 بنداً، وتختلف جزئياً عن البنية الأصلية. راوحت قيم ثبات ألفا بين 0.49 و0.87، وثبات الإعادة بفاصل 3 أسابيع بين 0.54 و0.81. خرجت نتائج الصدق لأغلب المقاييس بنمط متسق مع ما هو مفترض – ارتباطها السلبي أو الصفري مع مفاهيم الصدق التباعدي، والطردي مع مفاهيم الصدق التقاربي. كما ظهر وجود فروق بين الجنسين على سبع من هذه المخطوطات؛ وارتبطت أربع منها بالعمر، بأحجام أثر منخفضة. **الخلاصة**: يظهر اتسام النسخة العربية للمقياس بخصائص سيكومترية ملائمة إجمالاً؛ إلا أنه من المفيد إعادة تفحصها لدى عينات عيادية، ودراسة مدى تأثرها بالمرغوبية الاجتماعية، والتحقق من البنية الهرمية للمخطوطات المستخرجة. نوقشت النتائج وفقاً للإطار النظري للمقياس، ونظرية القياس الكلاسيكية، والخصائص الثقافية للمجتمع السعودي.

المصطلحات الأساسية: المخطوطات المبكرة غير التكيفية، العلاج المخطوطاتي، مقياس يونق للمخطوطات، التقييم النفسي.

* قسم علم النفس، جامعة الملك سعود. aalshayea@ksu.edu.sa

مقدمة:

أسهمت النظريات النفسية الذهنية (المعرفية) الكلاسيكية للاضطراب النفسي بفاعلية في فهم هذه الظاهرة وعلاجها وإدارتها، ومازالت تزود المختصين بنماذج مفيدة بحثياً وعيادياً. إلا أن فاعلية هذه النظريات محدودة فيما يتعلق بالظواهر النفسية المرضية الأكثر شدةً وتعقيداً من القلق والاكتئاب، لاسيما اضطرابات الشخصية؛ الأمر الذي استدعى وضع نماذج خاصة بهذه الاضطرابات، تتناولها من منظور أعمق مما تقترحه النماذج الكلاسيكية. ومن هنا قدم يونق Young وزملاؤه نظرية العلاج المخطوطاتي Schema Therapy للوفاء بهذا الغرض (Bricker, Young, & Flanagan, 1993; Young, Klosko, & Weishaar, 2003).

وتمثل المخطوطات المبكرة غير التكيفية (أو المُختلة) Early Maladaptive Schemas مكوناً رئيساً في النموذج النظري للعلاج المخطوطاتي؛ وتُعرّف بأنها: "نمط أو رؤى أو موضوعات عريضة وواسعة، تتكون من ذكريات وانفعالات ومحتوى ذهني وأحاسيس جسدية، تتعلق بالشخص نفسه وعلاقاته مع الآخرين، ظهرت خلال الطفولة أو المراهقة، ونمت واستفاضت خلال حياة الشخص اللاحقة، وهي مُختلة بدرجة عالية" (Young et al., 2003, p. 7). وتوصف بأنها موجودة لدى المصابين نفسياً والأسوياء، وإن كانت بوضوح وشدة أعلى لدى الفئة الأولى (Lee, Taylor, & Dunn, 1999; Rijkeboer & van den Bergh, 2006; Young & Klosko, 1993). وهذا يتسق مع الطبيعة البُعدية Dimensional المفترضة لهذه المخطوطات (Green, 2003; Young et al., 2003).

قدم يونق حصراً لعدد محدد من المخطوطات المتمايزة كما يقترح، ضمن الإطار النظري للعلاج المخطوطاتي (Young, 2014; Young et al., 2003). وقد مر هذا الحصر بعدة مراجعات منذ أن ظهر في 1990 (Young & Brown, 1990) حتى الآن. ويتكون في صورته الأخيرة من 18 مخطوطة (Young, 2014)، هي: (1) الحرمان الانفعالي Emotional Deprivation، وهو اعتقاد الشخص بأن الآخرين لن يحققوا له رغباته وحاجاته الانفعالية الأساسية. (2) الهجر والتقلب Abandonment/Instability وهو خوف مبالغ فيه من فقدان مصادر الأمان والدعم. (3) الارتياب والإيذاء Mistrust/Abuse، ويتضمن توقع التعرض للأذى أو الإساءة أو الإهانة أو الخداع بشكل متعمد. (4) العزلة الاجتماعية والاغتراب Social Isolation/Alienation وفيها الشعور بعدم الانتماء والعزلة والاغتراب. (5) العجز والخزي Defectiveness/Shame،

ويمثل شعوراً عميقاً بالعيوب والعجز، والحساسية العالية للنقد والرفض، والخزي من جرّاء ذلك. (6) الفشل Failure ويمثل اعتقاداً بالفشل الراسخ وعدم النجاح والإنجاز وتدني المكانة. (7) الاعتمادية والقصور Incompetence/ Dependence ويمثل اعتقاداً بالعجز عن التعامل مع الحياة اليومية بفاعلية، والحاجة للاعتماد على الآخرين. (8) القابلية للأذى أو المرض Vulnerability to Harm or Illness، وهي خوف مفرط من حصول كارثة وشيكة، خارجية أو شخصية، وعدم القدرة على منع ذلك أو التعامل معه. (9) التعالق والذات غير النامية Enmeshment/Undeveloped Self، وهي اندماج انفعالي مفرط مع المحيطين؛ ما يُضر بتفرد الشخصية والهوية الذاتية. (10) الخضوع والإبطال Subjugation/Invalidation، وفيها انقياد مفرط للآخرين، لشعور بالإكراه أو لتجنب العواقب؛ وإبطال الحاجات والمشاعر الذاتية. (11) التضحية بالذات Self-Sacrifice، وهي تركيز مفرط على حاجات الآخرين على حساب الحاجات الشخصية. (12) الكف الانفعالي Emotional Inhibition، ويتمثل بقمع لتلقائية الانفعال والسلوك، ككف الغضب وحرية التعبير الانفعالي الإيجابي أو السلبي. (13) المعايير الصارمة والانتقادية المفرطة Unrelenting Standards/Hypercriticalness، وفيها تبنى معايير داخلية عالية جداً ومتشددة في السلوك، والاعتقاد بحتمية اتباعها. (14) الاستحقاق والاستعلاء Entitlement/Grandiosity، وتمثل اعتقاداً راسخاً بالرّفعة والتعالي على الآخرين، والحق في القيام بما يشاء أياً كان، والصَلَف. (15) الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي Insufficient Self-Control/Self-Discipline، وتتضمن عُسراً في ضبط الذات والاندفاعات، وتأجيلها، والالتزام بالقيام بنشاط محدد، وعدم تحمل الإحباطات. (16) طلب التقدير والقبول Admiration-seeking/Recognition-seeking، وتتضمن اهتماماً مفرطاً باعتراف الآخرين وجلب انتباههم وتقديرهم، وتدني الشعور بالأمن الذاتي. (17) التشاؤم والهم والمشغولية Pessimism/Worry، وتتضمن تركيزاً على سلبيات الحياة، وتجاهل إيجابياتها، وتوقعات سلبية. (18) القصاصية والجزائية Punitiveness، وتمثل الاعتقاد الجامد بالعقاب الصارم غير المتوازن للخطأ، تجاه الآخرين والذات، وصعوبة في الغفران والتسامح.

وُضع مقياس يونق للمخطوطات Young Schema Questionnaire، لتقييم هذه المخطوطات. وتمثل النسخة الثالثة – موضوع هذه الدراسة – آخر ما نُشر من مراجعات لهذا المقياس (YSQ-L3; Young & Brown, 2003). وقد بدأت أولى جهود تصميم هذا المقياس باقتراح يونق لوجود 16 مخطوطة، تمثل كل منها عاملاً

مستقلاً من الدرجة الأولى، ووضع النسخة الأولى من المقياس (205 بنود) وفقاً لذلك. إلا أن الأبحاث اللاحقة لم تدعم هذا التصور بشكل كامل. ففي أول تحليل عاملي استكشافي لهذه النسخة لدى عينة غير عيادية، أظهر شميت Schmidt ورفاقه وجود 13 عاملاً متمايزاً أمكن استخراجها بشكل متطابق لدى عينتين مستقلتين، 12 منها تتطابق مع عوامل اقترحها يونق في (1991). (Schmidt, Joiner, Young, & Telch, 1995). وبإعادة تحليل بنود المقياس بالطريقة نفسها لدى عينة عيادية، كُشف عن وجود 15 عاملاً مستقلاً من العوامل التي اقترحها يونق (1991)؛ أي كلها عدا عامل النفور الاجتماعي Social Undesirability، فيما ظهرت المخطوطات الثلاث التي اندمجت مع غيرها في تحليل العينة الأولى غير العيادية كعوامل مستقلة في عينة المرضى؛ ما يشير، بحسب الباحثين، إلى أن هذه المخطوطات تبدو متمايزة وأكثر وضوحاً لدى عينة المرضى.

وتمت إعادة استخراج قدر كبير من نتائج البنية العاملية لدى العينة العيادية في دراسة شميت Schmidt في دراسة أخرى أسترالية وظفت عينة عيادية أكبر حجماً. إذ كشف الباحثون عن بنية كامنة تتكون من 16عاملاً مستقلاً، تماثل 14 منها ما سبق أن اقترحه يونق، عدا مخطوطة النفور الاجتماعي التي لم تظهر (Lee et al., 1999). وفي دراسة هولندية للنسخة الثانية الطويلة للمقياس، استخرج الباحثون 16 عاملاً مستقلاً لدى عينتين سوية وعيادية (Rijkeboer & van den Bergh, 2006). والنتيجة نفسها ظهرت في دراسة بلجيكية أحدث (Pauwels et al., 2013).

وبالنظرإلى نتائج هذه التحليلات، يظهر وجود قدر معقول من التطابق بين نتائج التحليلات السابقة من حيث تشبع البنود على المخطوطات (العوامل من الدرجة الأولى)، وتشبع المخطوطات على عوامل الدرجة الثانية (النطاقات). إلا أن نتائج دراسات أخرى قد أظهرت عدم تشبع بعض البنود على أي عامل وخروج بعض العوامل من التحليل كليةً. وهو ما ظهر بشكل جلي في دراسة طبقت ترجمةً كولومبية من النسخة الثانية الطويلة (205 بنود)، وخرجت بأن قرابة 78% من البنود (160 بنداً) لم تتشبع على أي عامل بمقدار 0.40 أو أعلى، ووجود 11 عاملاً متمايزاً من الدرجة الأولى (مخطوطات) تشبعت عليها البنود الخمسة والأربعون الباقية (Castrillet al., 2005).

كما أظهرت دراسة بولندية حديثة عدم تشبع قدر كبير من البنود على العوامل (Staniaszek & Popiel, 2017)؛ ففي المراحل المتعاقبة لاشتقاق بنود تمثل صيغة

مختصرة من الصيغة الطويلة للمقياس، استبعد الباحثون 67 بنداً لم تتشبع بمقدار 0.40 على عواملها، أو تشبعت على عوامل غير المفترض بها التشبع عليها بقدر أعلى من تلك التي تنتمي لها مفاهيمياً. إلا أن تحليلاً عاملياً توكيدياً لاحقاً لبنود الصيغة المختصرة التي اشتقوها، كشف عن نتائج داعمة لبنية تتكون من 18 عاملاً.

وقد يمكن، على ضوء ما سبق، الخلاص إلى أنه مع توافر قدر من الدعم للبنية الكامنة التي اقترحها يونق، فإنه كما يبدو دعماً جزئياً في أفضل الظروف، لاسيما في النسخ الطويلة. وهي الخلاصة ذاتها التي خرجت بها مراجعة مبكرة نسبياً؛ إذ أوردت أنه لا يُعرف للنسخة الطويلة لهذا المقياس بنية عاملية مستقرة عبر الدراسات التي تفحصت ذلك (Oei & Baranoff, 2007)؛ الأمر الذي يبدو أنه مازال على ما هو عليه حتى الآن.

لم تمنع مواطن ضعف اتساق نتائج البنية العاملية للمقياس من نقله وتكييفه إلى ثقافات أخرى؛ نظراً لأصالة المفاهيم التي يقيسها، وجدواه العيادية. فقد أُعدت من هذا المقياس عدة نسخ في ثقافات مختلفة، منها مثلاً لا حصراً، إسبانيا (Calvete, Orue, & González-Diez, 2013)، والصين (Cui, Lin, & Oei, 2011)، وكوريا الجنوبية (Lee, Choi, Rim, Won, & Lee, 2015)، واليونان (Lyrakos, 2014)، والدانمرك (Rijkeboer, van den Bergh, & van den Bout, 2005)، وكندا / بالفرنسية (Hawke & Provencher, 2012)، والبرازيل (Cazassa & Oliveira, 2012). كما توجد ترجمات عربية للصيغ المختصرة للمقياس (مثلاً: الدباغ، 2005؛ العمري، 2013؛ ظافر، 2015؛ Alfasfos, 2009).

تُرجمت النسخة الثالثة الطويلة من هذا المقياس إلى العربية في دراسة استطلاعية سابقة (الشايع، قيد النشر)، وجرى التحقق من الخصائص السيكومترية أولياً لدى عينة من 170 فرداً. ومما خرجت به نتائج هذه الدراسة: تراوح قيم ثبات ألفا لمقاييس المخطوطات بين 0.62 و0.86، وارتباط أغلب البنود بالدرجات الكلية لمخطوطاتها؛ وارتباط أغلب المخطوطات بمؤشرات بالقلق والاكتئاب. ومع أهمية هذه النتائج، فإنها محدودة بمنهجها وغرضها الاستطلاعي، فلا تُغني عن التقييم السيكومتري الأوسع للمقياس، كما يتمثل في هذه الدراسة.

تهدف هذه الدراسة إلى التحقق من البنية العاملية الكامنة للصورة المعربة من الصيغة الطويلة للصورة الثالثة من مقياس يونق للمخطوطات، استكشافياً وتوكيدياً،

وتقييم هذه البنية بجمع شواهد الثبات بالاتساق الداخلي والإعادة، وشواهد الصدق التقاربي والتباعدي؛ وكذا علاقتها بالعمر والجنس.

المنهج والإجراءات:

المنهج: هذه دراسة سيكومترية، توظف المنهجين الارتباطي والمقارن، بما يتسق مع طبيعة أهدافها.

العينة: سحبت عينة هذه الدراسة بالطريقة العرضية، وتتكون من 1258 فرداً من السعوديين. 66.30% منهم من الإناث، راوحت أعمارهم بين 18 و58، بمتوسط 22.36 وانحراف معياري 3.90. 1086 (84.65%)، منهم عزاب 161 (12.55%)، ومتزوجون، 5 (0.39%)، ومطلقون؛ 31 (2.42%) إما أنهم ذكروا عدم رغبتهم بالتصريح عن حالتهم الاجتماعية وإما أنهم تركوا هذه الفقرة دون إجابة. شكّل الطلبة على اختلاف مراحلهم ما نسبته 95.40% من العينة، فيما 4% منهم موظفون، وامتنع 0.6% عن تحديد ذلك.

الأدوات: نظراً لطول المقياس الأساسي لهذه الدراسة (232 بنداً)، فقد تم استخدام نسخ مختصرة للمقاييس التي استخدمت كمحكات متى ما أمكن ذلك، كما أن هذه المقاييس قد طبقت على عينات فرعية وليس على كل العينة. وفيما يلي عرض مقتضب لها:

(1) قائمة البيانات الديموغرافية: تتضمن استقصاءً لعدد من المتغيرات الديموغرافية وهي: (أ) تاريخ الميلاد (يوم/شهر/سنة)؛ (ب) النوع/الجنس (ذكر/أنثى)؛ (ج) الحالة الاجتماعية (متزوج/أعزب/مطلق/أرمل/لا أرغب بالتصريح)؛ (د) الجنسية (سعودي/غير سعودي)؛ (هـ) العمل (طالب/موظف/غير ذلك)؛ (و) المرحلة الدراسية إن كان المشارك طالباً (ثانوي/تحضيري/بكالوريوس/ماجستير/دكتوراه)؛ (ز) الجامعة التي يدرس بها المشارك إن كان طالباً جامعياً؛ (ح) التخصص الدراسي/القسم.

(2) النسخة العربية للصيغة الثالثة الطويلة من مقياس يونق للمخطوطات: مقياس تقرير ذاتي يتكون من 232 بنداً تمثل عبارات تقريرية، موزعة على 18 مقياساً فرعياً، يمثل كل مقياس فرعي مخطوطة ذهنية مُختلة بحسب التنظير الذي قدمه يونق Young (Young & Brown, 2003; Young et al., 2003). يجاب عنه باختيار رقم على متصل من نوع ليكرت يتدرج من 1 (لا تنطبق عليّ أبداً) إلى 6 (تنطبق عليّ تماماً)، ويكتب الرقم إلى يمين كل بند/عبارة. وتستخرج درجة كل مخطوطة (مقياس فرعي) بحساب متوسط الدرجات التي وضعها الشخص على بنودها كافة، ويعكس ارتفاع الدرجة ارتفاعاً في

مستوى/شدة المخطوطة المقيسة. ترجم هذا المقياس إلى العربية وفق إجراءات مُحددة، ودرست الخصائص السيكومترية لهذه النسخة المترجمة لدى عينة استطلاعية (الشايع، قيد النشر). أُعيدت مراجعة الصياغة اللغوية لترجمة بعض البنود على ضوء نتائج الدراسة الاستطلاعية. وكما ورد آنفاً، فقد راوحت قيم ألفا للمقاييس الفرعية في الدراسة الاستطلاعية بين 0.62 و0.86.

(3) صيغة مختصرة لمقياس العصابية من مقياس العوامل الخمسة الكبرى للشخصية (الرويتع، 2007 ب): عشرة بنود تقرير ذاتي تقيس مكونات سمة العصابية كأحد الأبعاد الخمسة الكبرى للشخصية. اختيرت أعلى عشرة بنود تشبعاً على عامل العصابية عند الرويتع (2007 ب)؛ لتكون هذه النسخة المختصرة. يجاب عنها وفق مدرج ليكرت الخماسي، ويبدأ من صفر (لا تنطبق أبداً) حتى 4 (تنطبق تماماً). للمقياس شواهد ثبات وصدق مختلفة تدعم توافره على خصائص سيكومترية ممتازة. وبلغت قيمة ثبات ألفا له في هذه الدراسة 0.86.

(4) صيغة مختصرة من قائمة الوجدانات الإيجابية والسلبية The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS; Watson, Clark, & Tellegen, 1988): عشرة بنود تقرير ذاتي، يقيس خمسة منها الوجدانات الإيجابية والخمسة الأخرى الوجدانات السلبية. اشتقت من الإعداد العربي للصيغة الكاملة للمقياس (Alshayea & Jones, 2017)، وفقاً لتشبعها على العامل الذي تنتمي له، وذلك لكل نوع (ذكر/أنثى) على حدة. أظهرت النتائج السابقة وجود فروق بين الجنسين على النسخة العربية الكاملة للقائمة. يجاب عن كل بند وفق مدرج ليكرت الخماسي، من نادراً (1) حتى كثيراً جداً (5). تتسم بخصائص سيكومترية جيدة في العديد من الثقافات، وكذا في نسختها العربية. بلغت متوسطات قيم ألفا لمقياسي الوجدانين الإيجابي والسلبي في هذه الدراسة 0.59 و0.74 على التوالي.

(5) مقياس الاتجاهات غير الفعالة المختصر (المحارب، 1999): أربعة عشر بنداً مشتقة من النسخة العربية لمقياس الاتجاهات غير الفعالة Dysfunctional Attitudes Scale (DAS) أعدها المحارب (1999). وتتوزع البنود على ثلاثة مقاييس فرعية؛ الإنجاز (5 بنود)، التحكم الذاتي/الأحقية (5 بنود)، تقويم الأداء (4 بنود)، ويجاب عنها بحسب متصل رباعي من أوافق تماماً (3) حتى لا أوافق أبداً (0). تعكس الدرجة على هذا المقياس مدى وجود معتقدات غير تكيفية مُختلة ذات علاقة

وطيدة بالخلل النفسي، لاسيما الاكتئاب. تم في هذه الدراسة استخدام الدرجة الكلية للمقاييس الفرعية الثلاثة معاً، وهو ما يتسق مع الغرض من استخدام هذا المقياس في الدراسة الحالية من جهة، كمؤشر عام على التشويه الذهني وأخطاء التفكير؛ وطبيعة النتائج التي أظهرها المحارب (1999) من جهة ثانية؛ حيث اعتمد المحارب في التحقق من ثبات الاتساق الداخلي والإعادة على الدرجة الكلية. لهذه النسخة خصائص سيكومترية جيدة في صورتها العربية الأصلية. وهو ما تبين في هذه الدراسة؛ إذ بلغ ثبات ألفا 0.70 لجميع البنود.

(6) مقياس المستشفى للقلق والاكتئاب (El-Rufaie & Absood, 1987; El-Rufaie & Absood, 1995): نسخة عربية أعدها الرفاعي وأبزود (El-Rufaie & Absood, 1987) من مقياس زيقموند وسنايث (Zigmond & Snaith, 1983). يتكون من 14 بنداً، 7 تقيس أعراض القلق و7 تقيس أعراض الاكتئاب، وذلك بطريقة التقرير الذاتي وفق مدرج من 0 إلى 3؛ حيث يشير ارتفاع الدرجة إلى ارتفاع المفهوم المقيس. خرج معدو هذه الصورة العربية ودراسات لاحقة بتوافرها على شواهد اتساق داخلي وصدق مرتبط بالمحكات بقدر مناسب (Al-Eithan, 1999؛ الزهراني، 2004)، كما بلغ ثبات ألفا في هذه الدراسة 0.72 لمقياس القلق و0.64 لمقياس الاكتئاب.

(7) صيغة مختصرة من قائمة القلق كسمة (عبد الخالق، 1992): مقياس تقرير ذاتي مكون من 11 بنداً مشتقة من القائمة الكاملة ذات العشرين بنداً للقلق كسمة، وأعدها عبد الخالق (1992) نقلاً عن سبيلبرجر Spielberger وزملائه (Spielberger, Gorsuch, Lushene, Vagg, & Jacobs, 1983)؛ اشتقت البنود وفقاً لتشعباتها على العامل المستخرج في دراسة سابقة لدى عينة سعودية مقاربة في خصائصها للعينة الحالية (Alshayea & Jones, 2017). للمقياس قيم ثبات وصدق جيدة مع عينات سعودية في نسخته الكاملة (أبو راسين ودرويش، 2003؛ أحمد، 1991)؛ والنسخة المختصرة الحالية (Alshayea & Jones, 2017). وباستخدام بيانات هذه الدراسة تم استخراج ثبات ألفا، قدره 0.80.

(8) مقياس روزنبرق لتقدير الذات (Rosenberg's Self-Esteem Scale (Rosenberg, 1965:
عشر فقرات تقرير ذاتي، خمس منها عكسية الاتجاه، تقيس تقدير الذات العام وفق تدريج ليكرت رباعي (اتفق بشدة، اتفق، اختلف، اختلف بشدة). تواترت نتائج الدراسات على هذا المقياس منذ نشره على اتسامه بخصائص سيكومترية جيدة، وكذا ملاءمته للاستخدام

في ثقافات غير غربية (Blairy et al., 2004; Chan, Chau, & Chang, 2007; Johnson, Meyer, Winett, & Small, 2000; Schmitt & Allik, 2005; Shapira et al., 1999; Sherer & Enbal, 2006). بلغت قيم ثبات ألفا للمقياس في هذه الدراسة 0.75.

إجراءات الدراسة: طبقت نسخ ورقية من الأدوات جماعياً، في مجموعات راوحت أحجامها بين 15 و43 فرداً، بزمن تطبيق راوح من 47 إلى 94 دقيقة تقريباً. صممت جميع إجراءات الدراسة على ضوء توصيات أدلة أخلاقيات البحث العلمي النفسي المعتبرة (American Psychological Association, 2017; British Psychological Society, 2014)، قُدمت استمارة معلومات المشاركين في الدراسة للراغبين قبل البدء في تطبيق الأدوات، وتضمنت معلومات عن الدراسة وأهدافها العامة ودور المشارك فيها وحقوقه وكيفية التعامل مع البيانات وحفظ السرية والهوية الشخصية للمشاركين. وبعدها قُدم نموذج الموافقة المستنيرة لمن رغبوا بالمشاركة بعد الاطلاع على الاستمارة، وفيه إقرار من الفرد بموافقته على المشاركة في الدراسة. استبعدت استجابات من استوفوا محكات الاستبعاد التالية في هذه المرحلة: (أ) ترك صفحتين أو أكثر من صفحات البنود دون إجابة، و/أو (ب) الإجابة عن صفحتين أو أكثر باستخدام البديل نفسه، فاستُبعدت إجابات 189 فرداً من العينة قبل إدخال البيانات لبرنامج التحليل الإحصائي. جمعت البيانات خلال الفترة من سبتمبر 2015 حتى مارس 2016؛ في مدينة الرياض. روجعت دقة إدخال البيانات على البرنامج الإحصائي، وصوبت الأخطاء حيثما وجدت.

التحليلات الإحصائية: عرضت البيانات وصفياً باستخدام إحصاءات المتوسط والوسيط والانحراف المعياري والالتواء والتفرطح. أجريت عملية المراجعة الأولية للبيانات بحسب التوصيات ذات العلاقة (Tabachnick & Fidell, 2007). فُحصت اعتدالية توزيع الدرجات باستخراج الدرجات المعيارية Z المناظرة لقيم الالتواء والتفرطح، وبتقييم شكل التوزيع بصرياً؛ وعُد التوزيع غير اعتدالي إن استوفى أحد شرطين أو كليهما: (أ) كانت قيمة الدرجة المعيارية Z تساوي أو تزيد على 2.58 (p 0.001) أو 3.29 (p)، (ب) ظهر شكل المضلع التكراري للدرجات Histogram ملتوياً أو متفرطحاً (Field, 2005; Tabachnick & Fidell, 2007). عُينت القيم المتطرفة Outlier باستخراج درجاتها المعيارية، وحذفت الدرجات التي تتجاوز درجاتها المعيارية 3.29، على اعتبار أنها قيمة متطرفة.

وظفت اختبارات لا معلمية Non-parametric في دراسة العلاقات والفروق حال أظهرت نتائج الخطوة السابقة عدم اعتدالية توزيع الدرجات المدروسة، أو معلمية إن ظهر عكس ذلك. وظف اختبار ت للعينات المستقلة، أو نظيره اللامعلمي اختبار مان ويتني Man-Whitney، للتحقق من جوهرية الفروق بين الجنسين على مقاييس المخطوطات. ومعامل ارتباط بيرسون في حال الاعتدالية، أو سبيرمان للرتب حال عدم توافر ذلك، وذلك للتحقق من العلاقة بين مقاييس المخطوطات ومقاييس المفاهيم المستخدمة في الصدق التقاربي والتباعدي والعمر. عُدل مستوى الدلالة (ألفا) في التحليلات الإحصائية الاستدلالية من 0.05 إلى 0.003 بحسب تصحيح بونفيروني Bonferroni Correction، وذلك لخفض أو منع حصول الخطأ من النوع الأول في المقارنات المتضمنة (رفض الفرض الصفري على نحو خاطئ) (Tabachnick & Fidell, 2007).

أجريت التحليلات العاملية الاستكشافية بطريقة المكونات الأساسية Principal Components؛ للاتساق مع الدراسات السابقة بما يمكن من مقارنة النتائج معها؛ مع استخدام التدوير المائل Oblique بطريقة البروماكس Promax لتمكين العوامل من الارتباط فيما بينها كما يُفترض نظرياً. وُظف اختبارا KMO وبارتليت Bartlett's Test لتقييم ملاءمة البيانات للتحليل العاملي. (Field, 2005; Tabachnick & Fidell, 2007). حُدد عدد العوامل المستخرجة وفقاً لثلاث طرق: محك كايزر Kaiser للعوامل ذات الجذر الكامن الأعلى من واحد، واختبار التراكم Scree-plot لكاتل Cattell، والتحليل الموازي Parallel analysis (O'Connor, 2000; Tabachnick & Fidell, 2007).

أجريت التحليلات العاملية التوكيدية بطريقة الاحتمالية القصوى Maximum Likelihood. وتم التحقق من مطابقة نموذج كل مقياس فرعي على حدة باستخدام مؤشرات حسن المطابقة الآتية: (أ) قيمة كاي تربيع المعدلة Adjusted، وهي قيمة كاي مقسومةً على درجة الحرية المقابلة، وتعد هذه القيمة مقبولة إن كانت أقل من 3، فيما تشير لملائمة عالية إن كانت 2 فأقل. (ب) مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)، (ج) مؤشر تكر–لويس Tucker-Lewis index (TLI)، وينبغي ألا تقل قيم هذين المؤشرين عن 0.90 كي تعد مقبولة، فيما تشير إلى ملائمة عالية إن بلغت 0.95 فأكثر؛ (د) مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقارب The Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)، وينبغي ألا تزيد على 0.07 كي تعد مقبولة، فيما تعد 0.05 أو أقل مؤشراً على ملائمة عالية (تيغزة، 2011). أجريت جميع التحليلات الإحصائية بوساطة برنامجي SPSS\23 وAMOS/23.0.0.

النتائــج:

نتائج التحليلات الأولية:

تحليل البيانات المفقودة Missed Values: حللت بيانات القيم المفقودة تبعاً للتوصيات العلمية ذات العلاقة (Schafer & Graham, 2002; Tabachnick & Fidell, 2007)، ظهر وجود قيم مفقودة لدى 161 فرداً من العينة (12.35%)، بإجمالي قدره 0.22 % من البيانات، وحذفت إجابات أفراد العينة التي تتضمن قيماً مفقودة بنسبة 5% فأعلى من البنود، ما بلغ 21 فرداً. وبذا انخفض إجمالي نسبة القيم المفقودة من 0.22% إلى 0.08%؛ وانخفضت نسبة أفراد العينة الذين لديهم قيم مفقودة من 12.53% إلى 10.98%. عوضت القيم المفقودة بقيم المتوسط بحسب المتعارف عليه، علماً أن التعويض بالمتوسط في هذه الحالة قد لا يؤثر على القيم الإحصائية المستخرجة لانخفاض عدد البنود المفقودة مقارنةً بحجم العينة ككل. واستخدمت بقية العينة المكونة من 1283 فرداً لأغراض التحليلات الإحصائية التالية.

تعيين القيم المتطرفة Outliers: عينت القيم المتطرفة بتحويل الدرجات الكلية لمقاييس المخطوطات إلى درجات معيارية، واعتبار الدرجة التي تماثل أو تزيد على 3.29 (قيمة احتمالية < 0.000) قيمةً متطرفة، تبعاً للتوصيات العلمية ذات العلاقة (Tabachnick & Fidell, 2007). وجدت قيم متطرفة لدى 25 من أفراد العينة، 7 منها قيم متطرفة متعددة Multivariate– على أكثر من مقياس. تم حذف كامل بيانات من وجد لديهم قيم متطرفة بنوعيها (25 فرداً).

نتائج التحليلات الأساسية

(1) البنية العاملية الكامنة للمقياس: عملاً بالتوصيات العلمية الحديثة (Fokkema & Greiff, 2017)، قسمت العينة الكلية عشوائياً إلى عينتين فرعيتين، تمثل كل منهما نصف العينة الكلية تقريباً (645 و613 فرداً). أُجري التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام بيانات العينة الأولى، وتم التحقق من نتائج هذا التحليل في التحليل العاملي التوكيدي باستخدام بيانات العينة الثانية. لم توجد فروق دالة إحصائياً بين هاتين العينتين الفرعيتين في العمر ($ت_{(1094)} = 0.56$-، غ د)، أو توزيع متغير الجنس ($\chi^2_{(1)} = 1.05$، غ د)، بعد استبعاد من لم يحددوا العمر أو الجنس. وفيما يلي وصف لنتائج هذه التحليلات.

(1–1) التحليل العاملي الاستكشافي لبيانات العينة الفرعية الأولى (ن = 645):

دعمت النتائج ملاءمة حجم العينة وبياناتها لأغراض التحليل العاملي، كما يتضح من قيمة اختبار KMO (0.89)، واختبار بارتليت (χ^2 (26796) = 7124.52، قيمة احتمالية < 0.000). بلغت قيمة محدد Determinant مصفوفة الارتباط 0.0002104، ما يشير إلى عدم وجود مشكلة اعتماد خطي Multicollinearity في البيانات. خلص التحليل الموازي إلى استخراج 15 عاملاً، فيما لم تكن نتيجة اختبار التراكم قابلة للتفسير على نحو بيّن، وأظهر التحليل الأولي وجود 67 عاملاً بجذر كامن لا يقل عن 1. وعلى ضوء كل من هذه النتائج والأساس النظري للمقياس، تم استخراج ست بنى عاملية: 13 و14 و15 و16 و17 و18 عاملاً، وتدوير عواملها بالتدوير المائل، والمفاضلة فيما بينها على أساس عدد البنود ذات التشبع المقبول (0.30) على عواملها، ومقدار ما تضيفه إلى التباين المفسر، ومدى تماسكها نظرياً وإن بشكل أولي. وظهر أن البنية المكونة من 15 عاملاً مترابطاً هي الأفضل، إضافة لاتساقها مع ما خلص إليه التحليل الموازي. وفيما يلي وصف لهذه البنية المستخرجة ومكوناتها.

فسرت البنية المكونة من 15 عاملاً 36.96% من التباين الكلي. تشبع عليها 191 بنداً من أصل 232 بنداً (82.33%)، بما لا يقل عن 0.30 على أحد العوامل الخمسة عشر، 130 من هذه البنود تشبعت على نحو متسق، أي تشبعت – على الأقل– مع 4 من بنود المقياس الذي تتبع له أصلاً على العامل ذاته (على اعتبار أن أربعة بنود هو الحد الأدنى لإمكانية التحقق من المقياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي). فسر العامل الأول 15.258% من التباين، وتشبع عليه 34 بنداً من مقاييس مخطوطات الاعتمادية والقصور (15/10)[1]، والفشل (9/7)، والعجز والخزي (15/4)، والتعالق (11/5)، وطلب التقدير (14/3)، والخضوع (10/3)، وبند واحد من كل من مقياسي الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي بتشبع (0.50)، والقصاصية بتشبع (0.41). وفسر العامل الثاني 3.81% من التباين، وتشبع عليه 21 بنداً من مقاييس الحرمان الانفعالي (9/9)، والعزلة الاجتماعية والاغتراب (10/7)، والهجر (12/4)، وبند من مقياس الارتياب بتشبع (0.44). فيما فسر العامل الثالث 2.90% من التباين، وتشبعت عليه بنود من مقياسي طلب التقدير (14/12)، وبند من المعايير الصارمة بتشبع (0.46)، وبند من الخضوع بتشبع (40.0). واختص العامل الرابع بمقدار 2.20% من التباين،

(1) تشير الأرقام بين قوسين بعد كل عامل إلى: (عدد بنود المقياس التي تشبعت على العامل/عدد بنود المقياس ككل).

وتكونت بنوده من التشبعات الآتية: التضحية بالذات (17/14)، وبند من الاستحقاق بتشبع (–0.47)، ونظراً للتشبع العكسي لهذا البند، وهو ما يتسق مع محتواه، لم يُضف إلى بنود هذا العامل؛ إذ لا يتضمن هذا المقياس أية بنود ذات صياغة عكسية. كما فسر العامل الخامس 1.77% من التباين، وتشبع عليه بنود من مقياس الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي (15/9)، وبند من الكف الانفعالي بتشبع (0.46). أما العامل السادس؛ فقد فسر 1.41% من التباين، فتشبعت عليه بنود من مقياس القابلية للأذى أو المرض (12/9) وبندان من مقياس الهجر بتشبعات بلغت (0.63) و (0.42). وفسر العامل السابع 1.33% من التباين، وتشبعت عليه بنود من مقياس الارتياب (17/11)، وبندان من مقياسي الهجر بتشبع (0.45)، والخضوع بتشبع (0.41). فيما فسر الثامن 1.24%، وتشبعت عليه بنود من مقياس العجز والخزي (15/9)، وبندان من مقياسي الهجر بتشبع (0.58)، والخضوع بتشبع (0.48).

وفسر التاسع 1.11%، وتشبعت عليه بنود من مقاييس المعايير الصارمة (16/10)، وبند من مقياس الاستحقاق بتشبع (0.41). أما العامل العاشر؛ فشرح 1.08% من مجمل التباين، ولم تتشبع عليه أية بنود بشكل متسق - تشبع على الأقل 4 بنود من المقياس نفسه بقيم لا تقل عن 0.30) - إنما تشبعت عليه ثلاثة بنود من مقياس التشاؤم والسلبية بقيم (0.31 و0.41 و0.43)، وبند من مقياس الخضوع بتشبع (0.36)، وبند من التعالق (0.32)، ومن الممكن أن يمثل هذا العامل مظهراً ذا علاقة بمخطوطة التشاؤم والهم والمشغولية. وسيبقى كي يتسنى التحقق من صحته إمبريقياً في التحليل العاملي التوكيدي. في حين فُسرت نسبة 1.06% من التباين بوساطة العامل الحادي عشر، الذي تشبعت عليه بنود من مقياس الاستحقاق (11/4)، وبند من مقياس العزلة الاجتماعية بتشبع (0.46)، ويبدو أن هذا عامل مخطوطة الاستحقاق والاستعلاء.

فيما فُسرت نسبة 0.98% عن طريق العامل الثاني عشر، وتشبع عليه بنود من مقياس الجزائية (14/6)، وبند من المعايير الصارمة بتشبع (0.44). أما العامل الثالث عشر فقد فسر 0.96% من التباين، وتشبعت عليه بنود من مقياس الجزائية (14/4)، مع بند واحد من مقياس الاستحقاق بتشبع (0.40). ويلحظ أنه فيما تشبعت بنود الجزائية التي تتضمن اقتصاصاً من الذات على العامل الثاني عشر، فقد تشبعت البنود التي تتضمن اقتصاصاً من الآخرين ومشاعر الضغينة والغضب والعدائية تجاه من يُنظر لهم كمقصرين على الثالث عشر. وعليه؛ فقد حُدد العامل الثاني عشر بالجزائية الذاتية، وُحدد الثالث عشر بالجزائية بين الشخصية.

وكما في العامل العاشر، فلم تتشبع أية بنود بشكل متسق على العامل الرابع عشر، الذي فسر 0.95% من التباين. وإنما تشبعت عليه ثلاثة بنود من مقياس الكف الانفعالي بتشبعات (0.42، و0.40، و0.38)، وبند من التعالق (0.34)، وبند من التشاؤم (0.32)، وربما كان يمثل مظهراً من مظاهر مخطوطة الكف الانفعالي، ولذا أُسمي هذا العامل بالكف الانفعالي في التحليلات اللاحقة. أخيراً، فسر العامل الخامس عشر 0.90% من التباين، ولم تتشبع عليه بنود أي مقياس بشكل متسق؛ عدا ثلاثة بنود من مقاييس التعالق (0.41) والاستحقاق (0.36) والتضحية بالذات (0.30). ولن يُنظر في هذا العامل لقلة عدد بنوده وتعذر إضفاء تفسير نظري عليه.

(1–1–1) التحليل العاملي الاستكشافي لبنود العامل الأول والعامل الثاني: بخلاف بقية العوامل، فقد تشبعت بنود أكثر من مخطوطة على العاملين الأول والثاني في التحليل السابق (1–1)؛ ما يعني عدم وضوح تمايز مكونات هذين العاملين. ولذا حللت البنود التي تشبعت على كل عامل لدى العينة ذاتها وباتباع الإجراءات ذاتها المستخدمة في التحليلات السابقة، وبشكل مستقل لكل عامل. وفيما يلي نتائج ذلك.

1–1–1–1) التحليل العاملي الاستكشافي لبنود العامل الأول: في تحليل بنود العامل الأول، استخرجت بنية مكونة من عاملين مترابطين (0.67)، يفسران معاً 32.57% من التباين؛ دعمت نتائج كل من التحليل الموازي واختبار التراكم صحة تعيين هذه البنية. تشبعت على العامل الأول 14 بنداً بشكل مستقل؛ هي 8 من مخطوطة الاعتمادية والقصور، 3 من الفشل، 1 من طلب التقدير بتشبع (0.57)، 1 من الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي بتشبع (0.60)، 1 من الخضوع بتشبع (0.57). وبالنظر إلى محتوى بنود هذا العامل ككل، فهو على الأرجح عامل مخطوطة الاعتمادية والقصور.

أما العامل الثاني؛ فتشبع عليه بشكل مستقل 15 بنداً. هي 4 بنود من مخطوطة العجز والعار، و3 بنود من الفشل، و4 بنود من التعالق، وبند واحد من طلب التقدير بتشبع (0.53)، وواحد من الاعتمادية والقصور بتشبع (0.47)، وبند واحد من الجزائية بتشبع (0.67)، وبند من الخضوع بتشبع (0.48). وبالنظر إلى محتوى البنود التي تشبعت على العامل الثاني، الذي يتضمن الوعي المفرط بالذات Self-consciousness والاعتقاد بتدني الإنجاز مقارنة بالآخرين والعجز ومدركات القصور الذاتي والفشل والتعالق وتدني الجاذبية الاجتماعية. فإنه يبدو أن أفضل تفسير لهذا العامل هو أنه يتماثل مع وصف مخطوطة النفور الاجتماعي

Social Undesirability، التي كانت موجودة في نسخ سابقة من المقياس. وعليه، فسيشار إلى هذا العامل بالنفور الاجتماعي.

(1–1–1–2) التحليل العاملي الاستكشافي لبنود العامل الثاني: أما في تحليل بنود العامل الثاني؛ فقد تم استخراج بنية من عاملين مترابطين (0.65) يفسران معاً 43.93% من التباين، اتسقت مع ما خلص إليه اختبارا التحليل الموازي والتراكم. تشبع على العامل الأول 11 بنداً بشكل مستقل: 7 من الحرمان الانفعالي، 3 من الهجر، وواحد من الارتياب بتشبع (0.47). وهذا هو عامل مخطوطة الحرمان الانفعالي. فيما تشبعت 9 بنود على العامل الثاني: 7 منها من مخطوطة الانعزال والاغتراب، وواحد من الهجر بتشبع (0.48)، وواحد من الحرمان الانفعالي بتشبع (0.44). وهذا هو عامل مخطوطة الانعزال والاغتراب الاجتماعي.

(1–2) التحليل العاملي التوكيدي باستخدام بيانات العينة الفرعية الثانية (ن = 613): للتحقق من حسن ملاءمة نماذج مقاييس المخطوطات التي خرجت بها نتائج التحليلات السابقة، فقد اختبر حسن مطابقة نموذج من عامل عام واحد تتشبع عليه جميع البنود، لكل مقياس مخطوطة على حدة، بالتحليل العاملي التوكيدي باستخدام بيانات العينة الفرعية الثانية. ويعرض جدول (1) لهذه النتائج، إضافة لقيم الإحصاءات الوصفية لكل مخطوطة.

دعمت مؤشرات حسن المطابقة الكلية ملاءمة نماذج مقاييس المخطوطات المستخرجة، علماً أنه تم ربط قيم بواقي Residuals (الأخطاء Errors) بعض البنود في بعض المقاييس، بحسب اقتراح مؤشرات التعديل Modification Indices [(2)]. تشبعت بنود مقاييس المخطوطات بقيم من متوسطة إلى مرتفعة إجمالاً.

عملاً بالتوصيات العلمية ذات العلاقة (Costello & Osborne, 2005)، واتساقاً مع دراسات سابقة نحت هذا النحو (Bach, Lockwood, & Young, 2018)، فقد تم استبقاء بعض البنود على الرغم من تدني تشبعاتها نسبياً لوجود مبرر نظري لذلك؛ إذ يتسق محتواها وقيمة ارتباطها النسبي بعامل المخطوطة (التشبع) مع ما هو متوقع بحسب الإطار النظري. وعلى كل حال، يبقى الحكم النهائي حول الكفاءة السيكومترية لمقاييس المخطوطات غير مكتمل حتى يُنظر في ثبات وصدق هذه المخطوطات. وهذا ما سيتم تقييمه في التحليلات التالية.

(2) يمكن للقارئ المهتم التواصل مع الباحث لمعرفة البنود التي رُبطت قيم بواقيها لكل عامل.

جدول 1

مؤشرات حسن المطابقة وقيم التشبعات في التحليل العاملي التوكيدي والإحصاءات الوصفية لمقاييس المخطوطات المستخرجة

م	المقياس الفرعي (عدد البنود)	مؤشرات حسن المطابقة				قيم التشبعات		الإحصاءات الوصفية			
		كاي تربيع المعدلة	الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقارب	مؤشر المطابقة المقارن	تاكر- لويس	أقل قيمة	أعلى قيمة	المتوسط (ع)	الوسيط	الالتواء	التفرطح
1	الاعتمادية والقصور (14)	2.60	.05	.95	.93	.38	.65	2.30 (.84)	2.14	.64**	-.10
2	النفور الاجتماعي (15)	2.39	.05	.94	.93	.32	.69	1.85 (.73)	1.67	1**	.42*
3	الحرمان الانفعالي (11)	2.59	.05	.97	.96	.47	.74	2.63 (1)	2.45	.57**	-.30
4	الانعزال والاغتراب (9)	2.27	.05	.98	.97	.51	.71	2.39 (1)	2.11	.79**	.03
5	طلب التقدير والقبول (144)	2.53	.05	.93	.92	.29	.63	3.04 (.89)	3	**.19***	**-.37***
6	التضحية بالذات (14)	2.07	.04	.94	.93	.31	.61	3.42 (.85)	3.43	.15	-.26
7	الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي (10)	2.33	.05	.96	.94	.34	.69	3.16 (.92)	3.10	**.28****	-.36
8	القابلية للأذى أو المرض (11)	2.36	.05	.96	.94	.29	.62	2.79 (.99)	2.73	.48**	-.30
9	الارتياب (13)	2.63	.05	.94	.92	.32	.67	2.89 (.92)	3.85	**.32****	-.42**
10	العجز والخزي (11)	2.54	.05	.96	.95	.29	.76	2.28 (.85)	2.09	.88**	.56**

تابع / جدول 1

مؤشرات حسن المطابقة وقيم التشبعات في التحليل العاملي التوكيدي والإحصاءات الوصفية لمقاييس المخطوطات المستخرجة

م	المقياس الفرعي (عدد البنود)	مؤشرات حسن المطابقة				قيم التشبعات		الإحصاءات الوصفية			
		كاي تربيع المعدلة	الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقارب	مؤشر المطابقة المقارن	تاكر- لويس	أقل قيمة	أعلى قيمة	المتوسط (ع)	الوسيط	الالتواء	التفرطح
11	المعايير الصارمة (11)	2.23	.05	.95	.93	.26	.59	3.45 (.83)	3.45	.07	-.19
12	التشاؤم والهم والمشغولية (5)	1.47	.03	.99	.98	.31	.68	2.53 (.99)	2.40	.47**	-.40*
13	الاستحقاق (5)	1.44	.03	.99	.99	.25	.82	3.24 (1)	3.20	**.27****	-.39*
14	القصاصية والجزائية الذاتية (7)	2.16	.04	.96	.93	.33	.54	3.44 (.92)	3.43	.14	-.33
15	القصاصية والجزائية بين الشخصية (5)	1.15	.02	.99	.99	.31	.63	3.02 (.98)	3	.38**	-.16
16	**الكف الانفعالي (5)**	2.60	.05	.97	.91	.21	.77	3.05 (.97)	3	**.20***	-.53**

□/ رتبت المقاييس في هذا الجدول بحسب ترتيب ظهور عواملها في التحليل العاملي الاستكشافي (النتيجة 1-1، وما يندرج ضمنها)؛ إذ إن ترتيب ظهور العوامل في التحليل العاملي يعكس أهميتها النسبية.

□□/ أوزان الانحدار المعيارية Standardized Regression Weights (التقديرات المعيارية Standard Estimated)

/ قيم الالتواء و/أو التفرطح المدونة **بالخط الغامق**، تشير إلى أن شكل التوزيع لا يبدو بصرياً على أنه ملتو و/أو متفرطح، على الرغم من دلالة القيم إحصائياً.

*/ دال عند 0.01، **/ دال عند 0.001.

(2) الإحصاءات الوصفية واعتدالية التوزيعات لمقاييس المخطوطات: كما في جدول (1)، راوحت قيم المتوسط والوسيط للمخطوطات بين 1.85 (وسيط 1.67) لمخطوطة النفور الاجتماعي و3.45 (وسيط 3.45) لمخطوطة المعايير الصارمة. مع تشتت بلغ، بحسب معامل الاختلاف، من 41.84% لمقياس مخطوطة الانعزال والاغتراب إلى 24.06% لمخطوطة المعايير الصارمة.

وظهر أن توزيع درجات 13 مقياساً ملتو إيجاباً أو متفرطح سلباً أو إيجاباً، أو كليهما، بمستوى دال إحصائياً. وبتقييم منحنيات التوزيعات بصرياً، اتضح عدم وجود التواء بيّن في شكل التوزيع لدى 5 من التوزيعات رغماً عن التوائها الدال إحصائياً، وعدم وجود تفرطح واضح لدى واحد من التوزيعات السبعة التي كانت قيم تفرطحها دالة إحصائياً. إجمالاً، كما في جدول (1)، يبدو عدم اعتدالية توزيعات درجات 11 من المقاييس، واعتدالية توزيعات درجات الخمسة الأخرى.

(3) الفروق بين الجنسين في الأداء على مقاييس المخطوطات: ظهر وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة المحدد وفقاً لتصحيح بونفيروني، بين الذكور والإناث، لصالح الإناث على مقاييس النفور الاجتماعي (ي = 134.78، قيمة احتمالية < 0.000)، والقابلية للأذى أو المرض (ي = 197.42، قيمة احتمالية < 0.001)، والالتزام والضبط الذاتي غير الكافي (ي = 200.55، قيمة احتمالية < 0.000)، والقصاصية والجزائية بين الشخصية (ي = 208.66، قيمة احتمالية < 0.000). ولصالح الذكور على مقاييس: العجز والخزي (ي = 140.76، قيمة احتمالية < 0.000)، والمعايير الصارمة (ت $_{(1256)}$ = 3.42، قيمة احتمالية < 0.001)، والتشاؤم (ي = 145.94، قيمة احتمالية < 0.000). ولم يظهر وجود فروق على المقاييس التسعة المتبقية.

(4) ارتباط مقاييس المخطوطات بالعمر الزمني: فُحص ارتباط الأداء على مقاييس المخطوطات مع العمر لدى جميع العينة حال لم تبين النتائج المعروضة سابقاً وجود فروق جنسية في الأداء عليها، أو لدى كل نوع على حدة حال تبين العكس، باعتماد مستوى الدلالة المذكور سلفاً. ارتبط العمر بمخطوطة الانعزال والاغتراب (ر = −10.0، قيمة احتمالية < 0.001) لدى جميع العينة. كما ارتبط بثلاث مخطوطات لدى عينة الذكور فقط هي: النفور الاجتماعي (ر = −16.0، قيمة احتمالية < 0.001)، والقابلية للأذى أو المرض (ر = −16.0، قيمة احتمالية < 0.001)، والالتزام والضبط الذاتي غير

الكافي (ر = –18.0، قيمة احتمالية < 0.001). ولم تصل كل أزواج العلاقات الأخرى إلى مستوى الدلالة الإحصائية.

(5) نتائج شواهد الثبات: كما يعرض جدول (2)، فقد راوحت قيم ألفا لكرونباخ بين 0.87 لمقياس الحرمان الانفعالي و0.49 لمقياس الكف الانفعالي. تسعة من هذه المقاييس كانت قيمة ألفا لها تماثل أو تزيد على 0.80، اثنان في المدى بين 0.70 وأقل من 0.80، وخمسة قلت قيمة ألفا لها عن 0.70. كما راوحت قيم ثبات الإعادة لدى عينة فرعية حجمها 27 فرداً، بفاصل زمني ثلاثة أسابيع، بين 0.54 لمقياس القصاصية والجزائية بين الشخصية و0.81 لمقياس الانعزال والاغتراب. كانت قيم ثبات ألفا أعلى من قيم ثبات الإعادة إجمالاً.

باعتبار قيمة 0.70 كدرجة قطع للحكم على كفاية الثبات للأغراض التطبيقية، فقد اتسمت ثمانية مقاييس بمستويات ثبات مقبولة إلى ممتازة، وثلاثة متدنية في ثبات الإعادة مع تمتعها بثبات ألفا مناسب، وثلاثة مقاييس أخرى عكس ذلك، ملائمة ثبات الإعادة متدنية ثبات ألفا، فيما كانت قيم ألفا والإعادة متدنية لمقياسي مخطوطات القصاصية والجزائية بين الشخصية والتشاؤم والهم والمشغولية.

6) نتائج شواهد الصدق المرتبط بالمحكات: كما يُظهر جدول (2)، دعمت النتائج بشكل عام توافر أغلب مقاييس المخطوطات على قدر واضح من الصدق التباعدي، لاسيما في نمط ارتباطاتها مع تقدير الذات. ففيما يتعلق بالارتباط مع الوجدان الإيجابي، ارتبطت ثلاثة مقاييس معه عكسياً وبمقدار دال إحصائياً؛ هي مقاييس الاعتمادية والقصور، والانعزال والاغتراب، والقابلية للأذى أو المرض. وبخلاف المتوقع، ارتبط مقياس المعايير الصارمة مع إيجابياً. فيما لم ترتبط أي من بقية المخطوطات بالوجدان الإيجابي بدلالة إحصائية، مع أن قيم ارتباطات أغلبها كانت عكسية. أما بخصوص الارتباط مع تقدير الذات، كمؤشر ثان على الصدق التباعدي؛ فكانت النتائج أكثر دعماً؛ إذ ارتبط أحد عشر مقياساً بتقدير الذات على نحو عكسي ودال إحصائياً، بقيم من -26. وحتى -56.. ثلاثة مقاييس ارتبطت بكلا المفهومين معاً عكسياً بدلالة إحصائية: الاعتمادية والقصور، والانعزال والاغتراب، والقابلية للأذى أو المرض. فيما أربعة منها لم تظهر أي ارتباط مع أي من المفهومين، وهي: التضحية بالذات وطلب التقدير والقبول والقصاصية والجزائية الذاتية والاستحقاق.

جدول 2

شواهد الثبات والصدق لمقاييس المخطوطات المستخرجة

م	المقياس الفرعي (عدد البنود)	شواهد الثبات		شواهد الصدق المرتبط بالمحكات (التباعدي والتقاربي)							
		الفا	إعادة التطبيق (3 أسابيع، ن=27)	الوجدان الإيجابي	تقدير الذات	العصابية	الوجدان السلبي	أعراض القلق	أعراض الاكتئاب	سمة القلق	المعتقدات غير التكيفية
				ن=142	ن=151	ن=71	ن=143	ن=172	ن=172	ن=197	ن=155
1	الاعتمادية والقصور (14)	.86	.73	-.35*	-.56*	.60*	.39*	.44*	.22*	.56*	.32*
2	النفور الاجتماعي (15)	.84	.64	-.16	-.51*	.55*	.37*	.46*	.32*	.52*	.33*
3	الحرمان الانفعالي (11)	.87	.60	-.19	-.42*	.70*	.47*	.51*	.46*	.44*	.14
4	الانعزال والاغتراب (9)	.85	.81	-.23*	-.55*	.71*	.46*	.47*	.39*	.47*	.22*
5	طلب التقدير والقبول (14)	.83	.73	-.02	-.16	.49*	.44*	.26*	.10	.37*	.40*
6	التضحية بالذات (14)	.80	.72	.22	-.02	.26	.32*	.31*	.02	.25*	.02
7	الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي (10)	.75	.72	-.05	-.38*	.60*	.31*	.36*	.26*	.48*	.33*
8	القابلية للأذى أو المرض (11)	.80	.74	-.25*	-.49*	.55*	.60*	.53*	.28*	.54*	.39*
9	الارتياب (13)	.82	.71	-.09	-.42*	.51*	.44*	.44*	.34*	.42*	.26*
10	العجز والخزي (11)	.81	.78	-.18	-.36*	.70*	.38*	.36*	.25*	.53*	.25*

تابع / جدول 2

شواهد الثبات والصدق لمقاييس المخطوطات المستخرجة

م	المقياس الفرعي (عدد البنود)	شواهد الثبات		شواهد الصدق المرتبط بالمحكات (التباعدي والتقاربي)						
		الفا	إعادة التطبيق (3 أسابيع، ن=27)	الوجدان الإيجابي	تقدير الذات	العصابية	الوجدان السلبي	أعراض القلق	أعراض الاكتئاب	سمة القلق	المعتقدات غير التكيفية
				ن=142	ن=151	ن=71	ن=143	ن=172	ن=172	ن=197	ن=155
11	المعايير الصارمة (11)	.74	.58	.32*	.11	.39*	.27*	.20	.02	.21*	.13
12	التشاؤم والهم والمشغولية (5)	.61	.55	-.20	-.44*	.61*	.38*	.44*	.34*	.28*	.35*
13	الاستحقاق (5)	.59	.74	.17	.09	.35*	.23*	.09	.07	.24*	.11
14	القصاصية والجزائية الذاتية (7)	.65	.72	.16	-.13	.37*	.25*	.21*	.06	.10	.04
15	القصاصية والجزائية بين الشخصية (5)	.62	.54	-.11	-.38*	.40*	.34*	.30*	.22*	.32*	.19
16	الكف الانفعالي (5)	.49	.72	-.17	-.26*	.55*	.30*	.33*	.22*	.31*	.16

□/ رتبت المقاييس في هذا الجدول بحسب ترتيب ظهور عواملها في التحليل العاملي الاستكشافي (النتيجة 1–1، وما يندرج ضمنها)؛ إذ إن ترتيب ظهور العوامل في التحليل العاملي يعكس أهميتها النسبية.

*/ دال عند مستوى الدلالة المحدد وفقاً لتصحيح بونفيروني، وهو (0.003)

أما بخصوص شواهد الصدق التقاربي؛ فارتبطت أغلب مقاييس المخطوطات بعلاقات إيجابية ودالة إحصائياً مع المفاهيم الستة الموظفة للتحقق من الصدق التقاربي. فمن ضمن 96 زوج ارتباطات ثنائية، تمثل مصفوفة الارتباطات المدروسة، كان 80 منها (83.33%) إيجابياً ودالاً إحصائياً. ومع صعوبة المقارنة بين مقاييس المخطوطات في ارتباطاتها مع مفاهيم الصدق التقاربي، لكونها مستمدة من عينات فرعية مختلفة؛ فإنه يمكن الخروج بنتائج مفيدة عند إجراء هذه المقارنة بتأنٍّ وحذر. ومن هنا يبدو أن أعلى ارتباطات كانت مع العصابية، بمتوسط لقيم الارتباطات الدالة إحصائياً، قدره 0.54، وارتبطت معها 15 مخطوطة بقيم من 0.35 وحتى 0.71، يليها سمة القلق بمتوسط 0.40، وارتبطت معها 15 مخطوطة بارتباطات راوحت بين 0.21 و0.56، فأعراض القلق بمتوسط 0.39، وارتبط معها 14 مخطوطة بارتباطات بين 0.21 و0.53، فالوجدان السلبي بمتوسط 0.37، وارتبطت معه كافة المخطوطات بقيم بلغت ما بين 0.23 و0.60، فالمعتقدات الذهنية غير التكيفية بمتوسط 0.32، وارتبط معها 9 مخطوطات بارتباطات راوحت بين 0.22 و0.40، وأقلها –كما يبدو– كان متوسط الارتباطات مع أعراض الاكتئاب، وهو 0.30، التي ارتبط معها 11 مخطوطة بقيم ما بين 0.22 و0.46.

المناقشة:

تمثل هذه الدراسة امتداداً لدراسة سابقة قدمت تقييماً استطلاعياً للخصائص السيكومترية لنسخة عربية من الصورة الثالثة الطويلة لمقياس يونق للمخطوطات (الشايع، قيد النشر). هدفت هذه الدراسة إلى تعيين البنية العاملية الكامنة لهذا المقياس، واستخراج وتقييم مدى مناسبة شواهد الثبات والصدق.

دعمت نتائج التحليلات العاملية الاستكشافية والتوكيدية صحة وجود وإمكانية قياس 16عاملاً، تمثل مخطوطات ذهنية متمايزة، تشبع عليها 160 بنداً من مجموع البنود، باستخدام النسخة العربية الحالية. وتتباين هذه المخطوطات من حيث مستوى انسجامها مع وصف المخطوطات في النموذج الأصلي لها (Young et al., 2003)، ومدى وضوح الجانب المرضي فيها، ومدى كفاية خصائصها السيكومترية.

تسع من هذه المخطوطات اتسمت مقاييسها بخصائص سيكومترية جيدة، مع وجود نمط لارتباطاتها مع مقاييس الصدق التباعدي والتقاربي، يدعم اعتبارها غير تكيفية (مرضية)؛ وهي: (1) النفور الاجتماعي، (2) العجز والخزي، (3) الاعتمادية

والقصور، (4) الحرمان الانفعالي، (5) الانعزال والاغتراب الاجتماعي، (6) الارتياب، (7) القابلية للأذى والمرض، (8) الالتزام والضبط الذاتي غير الكافي، (9) طلب التقدير والقبول.

واثنتان منها لا تدعم النتائج بوضوح صدقهما كمفاهيم مرضية غير تكيفية، ولاتزال الحاجة قائمة لتفحّص ذلك في دراسات لاحقة، وهما: (1) التضحية بالذات، و (2) المعايير الصارمة. أما الخمس الباقية، وهي: (1) الجزائية الذاتية، (2) الجزائية بين الشخصية، (3) الاستحقاق، (4) التشاؤم، (5) الكف الانفعالي، فقيم ثباتها متدنية إجمالاً، وكذا مؤشرات صدقها التقاربي والتباعدي. وهذا ربما عائد إلى انخفاض عدد فقراتها، ومن ثم ضعف تمثيلها للمفهوم المقيس. وعليه، لا يوصى باستخدام هذه المقاييس الخمسة إلا بحرص بالغ، أو عدم استخدامها، والأخير ربما الأفضل. وقد يتم إعادة التحقق من كفاءتها السيكومترية في دراسات لاحقة.

تجدر الإشارة إلى أن بنية كل من هذه المخطوطات لا تتطابق بالكامل مع محتواها في المقياس الأصلي. فمثلاً، تكونت مخطوطة الحرمان الانفعالي من 11 بنداً، 7 منها تعود إلى محتوى مقياس الحرمان الانفعالي الأصلي، و3 إلى مقياس الهجر، وبند واحد من مخطوطة الارتياب والايذاء. وقد لوحظت مثل هذه النتيجة في عدة دراسات هدفت إلى نقل هذا المقياس إلى ثقافات أخرى أو أعادت التحقق من بنيته العاملية (Lee et al., 1999; Schmidt et al., 1995; Soygut, Karaosmanoglu, & Cakir, 2009).

والواقع أن استقلال مجموعة من بنود مقياس مخطوطة ما عن بقية بنودها ليس أمراً غير معتاد في الدراسات التي تناولت هذا المقياس. ومن أمثلة ذلك ما خرج به لي Lee ورفاقه من انقسام مخطوطة الكف الانفعالي إلى عاملين مستقلين (Lee et al., 1999). وهو أيضاً أمرٌ ليس نادر الحدوث عند التحقق من بنية المفاهيم النفسية المرضية عبر ثقافات مختلفة (Cheung, 1998; Lewis-Fern؛ ndez & Kleinman, 1994). ويمكن تفسير هذه الملحوظة بأن البنود التي تشبعت على غير مخطوطاتها الأصلية قد تكون امتداداً للمخطوطة التي تشبعت مع بنودها على العامل ذاته لدى الثقافة الجديدة (Berry, Poortinga, Segall, & Dasen, 2006; Cheung, 1998)؛ الأمر الذي سبق أن ظهر في مقاييس نفسية أخرى (الرويتع، 2002؛ الرويتع والشريف، 2002). ما يوفر دعماً لفرضية نسبية Relativism العمليات والمفاهيم النفسية عبر الثقافات، في مقابل عموميتها Universalism (Fontaine, 2011; Kohfeldt & Grabe, 2014).

كما استقلت مجموعة من البنود لتشكل معاً عاملاً غير موجود في النسخة الأصلية للمقياس. وقد رئي أن هذا العامل يمثل مخطوطة النفور الاجتماعي، التي كانت موجودة في نسخ سابقة من هذا المقياس. وهذا عائد إلى التطابق اللافت بين بنود هذا العامل وبنود وتعريف مخطوطة النفور الاجتماعي في الدراسات والأدبيات الخاصة بالنسخ السابقة للمقياس (Schmidt et al., 1995; Young et al., 2003). وربما كان ظهور هذه المخطوطة مرة أخرى عائداً إلى طبيعة الثقافة الجمعية السائدة في المجتمع السعودي، في مقابل الفردانية (الرويتع، 2014؛ Hofstede, Hofstede, & Minkov, 2010)، ومن ثم ليس من المستغرب أن ينعكس هذا في ظهور مخطوطات ذهنية غير تكيفية تعكس هذه الطبيعة.

وربما كانت الملحوظات السابقة تشير إلى ما يمكن اعتباره مخطوطات ذات خصوصية ثقافية Culture-bound maladaptive schemas، على غرار الزملات المرضية الخاصة بثقافات محددة Culture-bound syndromes، التي لطالما أشارت إليها أدلة تشخيص الاضطرابات النفسية (American Psychiatric Association, 2013). وعلى كل حال، فالتوصية أن يتم التحقق من صحة وجود هذه المخطوطات، والنظر إلى كل ما ورد سابقاً من تفسيرات على أنها محض فروض في حاجة إلى اختبارها إمبريقياً.

الأمر الأخير الذي يحسن الإشارة إليه، هو الأداء غير المتوقع لمقياس مخطوطة التضحية تحديداً. أظهرت النتائج أن هذا المقياس قد يقيس مكوناً ما على نحو متسق، كما يتبين ذلك من تمتعه بقيم ثبات جيدة في هذه الدراسة، وفي الدراسة الاستطلاعية (الشايع، قيد النشر)، وكذا اعتدالية توزيع درجاته. إلا أنه من غير الواضح إذا ما كان هذا المكون ذا طبيعة مرضية أو غير تكيفية كما هو مفترض أم لا. فنمط ارتباطاته مع مؤشرات الصدق التقاربي والتباعدي لا يدعم ذلك؛ فمثلاً، كان هو المقياس الوحيد الذي لم يرتبط بالعصابية، على ما للعصابية من أهمية كمحدد للسلوك المرضي (انظر مثلاً: Hengartner, Tyrer, Ajdacic-Gross, Angst, & Rossler, 2018)؛ ومن ثم التشكيك في دقة تضمينه كمقياس لمخطوطات ذهنية غير تكيفية. والتفسير المقترح لهذه النتيجة، هو أنها قد تكون عائدة إلى تأثيرات الجاذبية أو المرغوبية الاجتماعية Social Desirability (Gregory, 1996; Nederhof, 1985)، التي قد تكون "شوهت" الأداء على هذا المقياس. وللتحقق من هذا الفرض التفسيري، يوصى بأن تفحص العلاقة بينه وبين أحد مقاييس

المرغوبية الاجتماعية إمبريقياً في دراسات لاحقة، ليمكن تقييم صدقه كأداة لقياس مخطوطة ذهنية غير تكيفية.

أخيراً، ينبغي النظر إلى نتائج هذه الدراسة إجمالاً على ضوء محدداتها البشرية والموضوعية. لاسيما خصائص العينة، من حيث العمر والنوع الاجتماعي والسواء النفسي. ويوصى بأن يعاد التحقق من النتائج لدى عينات عيادية، وأحسن تمثيلاً للمجتمع، ودراسة البنية الهرمية لمقاييس المخطوطات، وتكافؤ القياس Measurement Invariance عبر الجنس.

المراجع:

أبو راسين، محمد؛ ودرويش، عبد الفتاح. (2003). الفروق في عملية المقارنة الاجتماعية ووجهة عدم التأكد وسمة القلق بين مجموعتين من السعوديين والمصريين: دراسة ثقافية مقارنة. *دراسات نفسية، 13*(3)، 411–445.

أحمد، سهير كامل. (1991). قلق الشباب: دراسة عبر حضارية في المجتمعين المصري والسعودي. *دراسات نفسية، 1*(3)، 387–414.

تيغزة، أمحمد. (2011). *اختبار صحة البنية العاملية للمتغيرات الكامنة في البحوث: منحى التحليل والتحقق*. مركز بحوث كلية التربية، جامعة الملك سعود.

الدباغ، هالة محمد سعيد. (2005). *علاقة البنى المعرفية اللاتكيفية للوالدين والممارسات الوالدية بالبنى المعرفية اللاتكيفية والاكتئاب لدى المراهقات*. [رسالة دكتوراه غير منشورة]. الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.

الرويتع، عبد الله صالح. (2002). الخصوصية الثقافية للمجتمع السعودي: الانبساط ووجهة الضبط في الصحة. *رسالة التربية وعلم النفس، 18*، 207–232.

الرويتع، عبد الله صالح. (2007 أ). إعداد مقياس للعوامل الخمسة الكبرى في الشخصية: دراسة على عينة سعودية. *دراسات عربية في علم النفس، 6*(2)، 1–36.

الرويتع، عبد الله صالح. (2007 ب). مقياس للعوامل الخمسة الكبرى في الشخصية: عينة سعودية من الإناث. *المجلة التربوية*، 79(86)، 99–126.

الرويتع، عبد الله صالح. (2008). *الجمعية–الفردية والخصوصية الثقافية للمجتمع السعودي: مجتمع محافظ أم ناقد؟*. مركز بحوث كلية التربية، جامعة الملك سعود.

الرويتع، عبد الله صالح. (2014). *في الشخصية السعودية: العوامل والمحددات " ما بين الحنظل والشهد "*. الجزء الأول. الرياض: مطابع دار جامعة الملك سعود.

الرويتع، عبد الله؛ والشريف، حمود. (2002). *صورة سعودية لمقياس أيزنك المعدل للشخصية (EPQ-R). بحث مقدم في اللقاء السنوي العاشر للجمعية السعودية للعلوم التربوية والنفسية (جستن)*

الزهراني، تركي محمد. (2004). *الاكتئاب لدى مرضى السرطان في ضوء كل من مدة الإصابة وأساليب مواجهة الضغوط النفسية المتعلقة بالمرض*. [رسالة ماجستير غير منشورة]. قسم علم النفس، جامعة الملك سعود، الرياض.

الشايع، أحمد كساب. (قيد النشر). الخصائص السيكومترية لنسخة عربية من الصيغة الثالثة الطويلة لمقياس يونق للمخطوطات: دراسة استطلاعية. *مجلة دراسات: العلوم الإنسانية والاجتماعية*. الجامعة الأردنية.

ظافر، أسيمة معن. (2015). *دور المخطوطات الاستعرافية غير التكيفية المبكرة كوسيط في اضطرابات الشخصية وسمات الشخصية السوية لدى العاملين في المؤسسات التعليمية في مدينة دمشق*. [رسالة دكتوراه غير منشورة]. جامعة دمشق، دمشق، سوريا.

عبد الخالق، أحمد محمد. (1992). *دليل تعليمات قائمة القلق (الحالة والسمة)*، ط2. الإسكندرية: دار نشر الثقافة.

العمري، عبد الرحمن بن عبد الله. (2013). الخصائص السيكومترية للصورة المعربة لمقياس المخطوطة المعرفية ليونق – الصورة المختصرة – على عينة سعودية. *مجلة كلية التربية ببنها*، 25 (95)، 169–185.

المحارب، ناصر إبراهيم. (1999). مقياس الاتجاهات غير الفعالة المختصر: خصائصه السيكومترية وعلاقته بأعراض الاكتئاب والقلق لدى عينة من الطلاب السعوديين: مبحث في خصوصية الاستعراف. *مجلة الآداب والعلوم الإنسانية*، جامعة المنيا، 31، 9–67.

Al-Eithan, M. (1999). Comparison between two tests measuring anxiety and depression with saudi normative data. *Journal of Arts and Human Sciences, 31*, 3-14.

Alfasfos, L. (2009). *The early maladaptive schemas and their correlations with the psychiatric symptoms and the personality accentuations for palestinian students*. [Unpublished PhD thesis], Psychology Faculty of Hamburg University.

Alshayea, A., & Jones, S. (2017). *Psychometric assessment of six arabic versions of cognition, sleep, affect and reward sensitivity measures relevant to bipolar disorder*: [Unpublished Manuscript].

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (dsm)* (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.

American Psychological Association. (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Washington, DC: American Psychological Association.

Bach, B., Lockwood, G., & Young, J. E. (2018). A new look at the schema therapy model: Organization and role of early maladaptive schemas. *Cogn Behav Ther, 47*(4), 328-349.

Berry, J. W., Poortinga, Y. H., Segall, M. H., & Dasen, P. R. (2006). *Cross-cultural psychology: Research and applications* (2nd ed.). Cambridge Cambridge University Press

Blairy, S., Linotte, S., Souerỹ D., Papadimitriou, G. N., Dikeos, D., Lerer, B.,... Mendlewicz, J. (2004). Social adjustment and self-esteem of bipolar patients: A multicentric study. *Journal of Affective Disorders, 79(1-3), 97-103*.

Bricker, D., Young, J. E., & Flanagan, C. M. (1993). Schema-focused cognitive therapy: A comprehensive framework for characterological problems. In K. T. Kuehlwein & H. Rosen (Eds.), *The jossey-bass social and behavioral science series. Cognitive therapies in action: Evolving innovative practice* (pp. 88-125).San Francisco, CA, US: Jossey-Bass.

British Psychological Society. (2014). *Code of human research ethics*. Leicester: British Psychological Society.

Calvete, E., Orue, I., & González-Diez, Z. (2013). An examination of the structure and stability of early maladaptive schemas by means of the young schema questionnaire-3. *European Journal of Psychological Assessment, 29*(4), 283-290.

CastrillD., Chaves, L., Ferrer, A., LondoN., Master, K., Marin, C., & Schnitter, M. (2005). Validation of the yong schema questionnaire long form - second edition (ysq - l2) in colombian population (in spanish). *Revista Latinoamericana de Psicologõa, 37*, 541-560

Cazassa, M. J., & Oliveira, M. d. S. (2012). ValidaçÍo brasileira do questionário de esquemas de young: Forma breve (brazilian validation of young schema questionnaire: Short form). *Estudos de Psicologia (Campinas), 29, 23-31.*

Chan, D. S., Chau, J. P., & Chang, A. M. (2007). Psychosocial outcomes of hong kong chinese diagnosed with acute coronary syndromes: A prospective repeated measures study. *Int J Nurs Stud, 44*(6), 945-952.

Cheung, F. M. (1998). Cross-cultural psychopathology. In A. S. Bellack & M. Hersen (Eds.), *Comprehensive clinical psychology* (Vol. 10: Sociocultural and individual differences, pp. 35-51). Oxford: Pergamon.

Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). *Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis* (Vol. 10).

Cui, L., Lin, W., & Oei, T. P. S. (2011). Factor structure and psychometric properties of the young schema questionnaire (short form) in chinese undergraduate students. *International Journal of Mental Health & Addiction, 9*(6), 645-655.

El-Rufaie, O. E., & Absood, G. (1987). Validity study of the hospital anxiety and depression scale among a group of saudi patients. *The British Journal of Psychiatry, 151*(5), 687-688.

El-Rufaie, O. E. F., & Absood, G. H. (1995). Retesting the validity of the arabic version of the hospital anxiety and depression (had) scale in primary health care. *Social Psychiatry & Psychiatric Epidemiology, 30*(1), 26-31.

Field, A. (2005). *Discovering statistics using spss* (2nd ed.). London: SAGE Publications.

Fokkema, M., & Greiff, S. (2017). How performing pca and cfa on the same data equals trouble. *European Journal of Psychological Assessment, 33*(6), 399-402.

Fontaine, J. R. J. (2011). A fourfold conceptual framework for cultural and cross-cultural psychology: Relativism, construct universalism, repertoire universalism and absolutism. In A. Chasiotis, F. J. R. van de Vijver & S. M. Breugelmans

(Eds.), *Fundamental questions in cross-cultural psychology* (pp. 165-189). Cambridge: Cambridge University Press.

Green, B. A. (2003). *Exploration of the structure of early maladaptive schemas: A taxometric analysis of schema questionnaire data*. [Unpublished PhD in Psychology], Texas A & M University

Gregory, R. (1996). *Psychological testing: History, principles, and application* (2nd ed.). Boston: Allyn and Bacon.

Hawke, L. D., & Provencher, M. D. (2012). The canadian french young schema questionnaire: Confirmatory factor analysis and validation in clinical and nonclinical samples. *Canadian Journal of Behavioural Science, 44(1), 40-49*.

Hengartner, M. P., Tyrer, P., Ajdacic-Gross, V., Angst, J., & Rossler, W. (2018). Articulation and testing of a personality-centred model of psychopathology: Evidence from a longitudinal community study over 30 years. *Eur Arch Psychiatry Clin Neurosci, 268(5), 443-454*.

Hofstede, G., Hofstede, G. J., & Minkov, M. (2010). *Cultures and organizations: Software of the mind* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.

Johnson, S. L., Meyer, B., Winett, C., & Small, J. (2000). Social support and self-esteem predict changes in bipolar depression but not mania. *Journal of Affective Disorders, 58, 79-86*.

Kohfeldt, D., & Grabe, S. (2014). Universalism. In T. Teo (Ed.), *Encyclopedia of critical psychology* (pp. 2036-2039). New York, NY: Springer New York.

Lee, C. W., Taylor, G., & Dunn, J. (1999). Factor structure of the schema questionnaire in a large clinical sample. *Cognitive Therapy & Research, 23*(4), 441-451.

Lee, S. J., Choi, Y. H., Rim, H. D., Won, S. H., & Lee, D. W. (2015). Reliability and validity of the korean young schema questionnaire-short form-3 in medical students. *Psychiatry Investig, 12*(3), 295-304.

Lewis-Fernndez, R., & Kleinman, A. (1994). Culture, personality, and psychopathology. *Journal of Abnormal Psychology, 103(1), 67-71*.

Lyrakos, D. G. (2014). The validity of young schema questionnaire 3rd version and the schema mode inventory 2nd version on the greek population. *Psychology, 5*(5), 461-477.

Nederhof, A. J. (1985). Methods of coping with social desirability bias: A review. *European Journal of Social Psychology, 15*(3), 263-280.

O'Connor, B. P. (2000). Spss and sas programs for determining the number of components using parallel analysis and velicer's map test. *Behav Res Methods Instrum Comput, 32*(3), 396-402.

Oei, T. P. S., & Baranoff, J. (2007). Young schema questionnaire: Review of psychometric and measurement issues. *Australian Journal of Psychology, 59*(2), 78-86.

Pauwels, E., Claes, L., Smits, D., Dierckx, E., Muehlenkamp, J. J., Peuskens, H., & Vandereycken, W. (2013). Validation and reliability of the young schema questionnaire in a flemish inpatient eating disorder and alcohol and substance use disorder sample. *Cognitive Therapy and Research, 37*(3), 647-656.

Rijkeboer, M. M., & van den Bergh, H. (2006). Multiple group confirmatory factor analysis of the young schema-questionnaire in a dutch clinical versus non-clinical population. *Cognitive Therapy & Research, 30(3), 263-278*.

Rijkeboer, M. M., van den Bergh, H., & van den Bout, J. (2005). Stability and discriminative power of the young schema-questionnaire in a dutch clinical versus non-clinical population. *J Behav Ther Exp Psychiatry, 36*(2), 129-144.

Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self-image*. New Jersey Princeton University.

Schafer, J. L., & Graham, J. W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods, 7*(2), 147-177.

Schmidt, N. B., Joiner, T. E., Young, J. E., & Telch, M. J. (1995). The schema questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Cognitive Therapy & Research, 19(3), 295-321*.

Schmitt, D. P., & Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the rosenberg self-esteem scale in 53 nations: Exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem. *Journal of Personality & Social Psychology, 89*(4), 6, 23-642. doi: Doi: 10.1037/0022-3514.89.4.623

Shapira, B., Zislin, J., Gelfin, Y., Osher, Y., Gorfine, M., Souery, D.,... Lerer, B. (1999). Social adjustment and self-esteem in remitted patients with unipolar and bipolar affective disorder: A case-control study. *Comprehensive Psychiatry, 40*(1), 24-30.

Sherer, M., & Enbal, B. (2006). In the shadow of dispute: Self-esteem of jewish and arab youths in israel. *International Journal of Intercultural Relations, 30*(3), 287-309.

Soygut, G., Karaosmanoglu, A., & Cakir, Z. (2009). [assessment of early maladaptive schemas: A psychometric study of the turkish young schema questionnaire-short form-3]. *Turk Psikiyatri Derg, 20*(1), 75-84.

Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, P. R., Vagg, P. R., & Jacobs, A. G. (1983). *Manual for the state-trait anxiety inventory (form y). Palo Alto: Consulting Psychologists Press Inc*.

Staniaszek, K., & Popiel, A. (2017). Development and validation of the polish experimental short version of the young schema questionnaire (ysq-es-pl) for the assessment of early maladaptive schemas (in polish). *Roczniki Psychologiczne/Annals of Psycholog, 20*(2), 27.

Tabachnick, B., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson Education, Inc.

Watson, D., Clark, L. AÕ & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The panas scales. *Journal of personality and social psychology, 54(6), 1063-1070*.

Young, J. E. (2014). *Early maladaptive schemas - revised*. New York, NY: Cognitive Therapy Center of New York.

Young, J. E., & Brown, G. (1990). *Young schema questionnaire*. New York, NY: Cognitive Therapy Center of New York.

Young, J. E., & Brown, G. (2003). *Young schema questionnaire-long form 3 (ysq-l3)*. New York, NY: Schema Therapy Institute.

Young, J. E., & Klosko, J. (1993). *Reinventing your life*: New York: Dutton Books.

Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*: The Guilford Press.

Zigmond, & Snaith, R. P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 67*(6), 361-370.

قدم في: أغسطس 2019

أجيز في: يناير 2020