البناء العاملي للصورة الأردنية المعرّبة لمقياس الكمالية مُتعدّد الأبعاد المُختصر لـ فروست (FMPS-B)

عبدالحافظ قاسم الشايب*

Doi: //10.47015/20.1.8

تاريخ تسلم البحث: 2022/9/28 **تاريخ قبوله: 2022/11/28**

ملخص: هدفت الدراسة إلى تطوير الصورة الأردنية المعرّبة لمقياس الكمالية مُتعدّد الأبعاد المُختصر لـ فروست (FMPS-B)، والتحقق من خصائصه السيكومترية. وتكوّنت عيّنة الدراسة من (362) طالبًا وطالبة من طلبة المرحلة الجامعية الأولى في إحدى الجامعات الأردنية الرسمية. وكشفت نتائج التحليل العاملي الاستكشافي عن استخلاص عاملين اثنين هما مخاوف الكمالية، والسعي للكمال ويتمتعان بدلالة ثبات جيدة مما وفّر مؤشرات على صدق بناء المقياس وثباته، وقد تأكد ذلك من خلال المقارنة بين مؤشرات مطابقة نموذج العاملين الذي يفترض وجود عاملين اثنين لا يقيسان عاملًا عامًا، والنموذج ثنائي العامل الذي يفترض وجود عاملين اثنين يقيسان عاملًا عامًا باستخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي حيث تبيّن أن نموذج العاملين يطابق البيانات بصورة جيدة في حين أن النموذج ثنائي العامل لم يُطابق البيانات. وأشارت النتائج أيضًا إلى توفر مؤشر حول الصدق التقاربي للمقياس حيث تبيّن وجود علاقة بين درجات الأفراد على عامل مخاوف الكمالية بدرجاتهم على كل من مقياسي القلق والاكتئاب، وتبيّن أيضًا أن درجات الأفراد على عامل السعي للكمال ترتبط بدرجاتهم على مقياس القلق فقط.

(الكلمات المفتاحية: البناء العاملي، الصورة الأردنية المعرّبة، مقياس الكمالية مُتعدّد الأبعاد المُختصر لـ فروست)

مقدمة: استحوذ البحث في سمة الكمالية Perfectionism على اهتمام المشتغلين في علم النفس منذ ستينات القرن الماضي لما لهذه السمة من أهمية في بُنية شخصية الفرد. وفي هذا السياق، يصف إيجان وآخرون (Egan et al., 2011) سمة الكمالية بأنها عملية تشخيصية ترتبط بشكل مباشر بالصحة النفسية للفرد مما يستدعي ضرورة قياسها. ويؤكد ليمبرج وآخرون (Limburg et al., 2017) على ذلك بالقول إن سمة الكمالية ترتبط بعدد من الاضطرابات النفسية. وفي هذا السياق، لاحظ كوران وهيل (Curran & Hill, 2019) لدى تتبعهما للتغيرات في سمة الكمالية أن الجيل الحالي من الشباب أصبحوا أكثر قسوة على أنفسهم، ويتعرضون لضغوط وتوقعات مجتمعية أكثر مقارنةً بالأجيال السابقة. وبالمثل، وجد سميث وآخرون (Smith et al., 2019) في تحليلهم لعدد من الدراسات السابقة أن سمة الكمالية قد زادت خلال العقدين السابقين بين الشباب في الولايات المتحدة الأمريكية. وأشارت نتائج عدد من الدراسات الطولية الحديثة في الولايات المتحدة الأمريكية إلى ارتفاع مشكلات الصحة النفسية بين الشباب نتيجةً لارتفاع مستوى الكمالية عندهم (Twenge et al., 2019). ويشير مادسين (Madsen) (as cited in Woodfine et al., 2020) إلى نتيجة مشابهة في الدول الاسكندنافية، حيث تبيّن ارتفاع مستوى الكمالية لدى الشباب بمرور الوقت، حتى أنهم أطلقوا على ذلك الجيل "جيل قلق الأداء".

The Factor Structure of the Arabized Jordanian Version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale-Brief (FMPS-B)

Abdelhafez Qasem Al-Shayeb, *Al al-Bayt University, Jordan*

Abstract: The current study aimed to investigate the factor structure of the Arabized Jordanian version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale-Brief (FMPS-B's) and its psychometric properties. Data for this study were collected from 362undergraduate male and female students from a public Jordanian university. The results of the exploratory factor analysis revealed that two subfactors were extracted,perfectionistic concerns, and perfectionistic strivings with good reliability coefficients. This was confirmed by comparing the fit indicators of two models, the two-factor model and the bi-factor model using the confirmatory factor analysis method, where it was found that the two-factor model fit the data well, while the bi-factor model does not. Convergent validity of the scale was also investigated through examining the relationship between the scores on each subfactor with anxiety and depression, where it was revealed that the perfectionistic concerns subfactor is significantly correlated with anxiety as well as depression, while the perfectionistic strivings subfactor is correlated with anxiety only.

(**Keywords**: Factor Structure, Arabized Jordanian Version, FMPS-B)

ونظرًا لارتفاع مستوى الكمالية بمرور الوقت، وبخاصة لدى طلبة الجامعات كما يُشير رايس ولوبيز (Rice & Lopez, 2004)، وما يترتب على ذلك من مشكلات لاتكيفية خطيرة تنعكس سلبًا على الصحة النفسية للفرد، تبرز الحاجة إلى ضرورة التدخل من أجل معالجة إشكالية الكمالية اللاتكيفية (Egan et al., 2011; Curran & Hill, 2019). ويميّز الباحثون في موضوع الكمالية بين نوعين هما الكمالية التكيّفية والكمالية اللاتكيفية (Hewitt & Flett, 1991; Slaney & Suddarth, 2001). وعلى الرغم من أن الكمالية التكيفية يمكن أن تكون ذات فائدة في خفض مستوى التوتر وزيادة مستوى الرضا عن الحياة، فإن للكمالية اللاتكيفية تأثيرًا سلبيًا على الفرد لأنها لا تفتح مساحة واسعة للخطأ وتؤدي بالتالي إلى الخوف من الفشل (Martin, 2006; Frost et al., 1990). وهذا الخوف من الفشل قد يؤدي إلى اضطرابات نفسية خطيرة كثيرة كالشعور بالقلق أو الاكتئاب، وبخاصة لدى طلبة الجامعة (Henning et al., 1998; Lamarre & Marcotte, 2021).

* جامعة آل البيت، الأردن.

© حقوق الطبع محفوظة لجامعة اليرموك، إربد، الأردن، 2024.

في ضوء ما سبق، يتطلب الأمر وجود أداة موثوقة لقياس سمة الكمالية من أجل قياس التغيرات في هذه السمة بحيث يمكن من خلالها التمييز بين الكمال التكيفي واللاتكيفي، وزيادة معرفتنا بكيفية ارتباط هذه التغييرات بالتغيرات في الصحة النفسية للفرد. من هنا، شهد العقد الأخير من القرن الماضي اهتمامًا ملحوظًا من الباحثين في الولايات المتحدة الأمريكية وفي الدول الأوروبية بتطوير مقاييس لقياس سمة الكمالية (Smith et al., 2019; Curran & Hill, 2019).

لعل من أبرز مقاييس سمة الكمالية التي حظيت باهتمام الباحثين هو مقياس الكمالية مُتعدّد الأبعاد Frost's Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS) الذي طوّره فروست وآخرون (Frost et al., 1990)، والذي يتألف من (45) فقرة موزّعة على ستة أبعاد هي: الشكوك حول الأفعال، والمخاوف بشأن الأخطاء؛ والمعايير الشخصية؛ وتوقعات الوالدين؛ ونقد الوالدين؛ والتنظيم. وقد أشارت نتائج الدراسات التي أجريت حول البناء العاملي للمقياس إلى أنه ينطوي على عاملين اثنين من الدرجة الأولى هما: عامل مخاوف الكمالية perfectionistic concerns الذي يعكسه النقد الذاتي المفرط للأداء؛ وعامل السعي للكمال perfectionistic strivings الذي يعكسه السعي لتحقيق الإنجاز (Bieling et al., 2004; Stoeber & Otto, 2006). ويؤكد بيرنز (Burns, 1980) على ذلك بالقول إن تصور الباحثين لمفهوم الكمالية في الأصل يُشير إلى أنه مفهوم أحادي البُعد، وأن السمة البارزة للكمالية تتمثل في وضع الفرد لمعايير عالية بشكل مفرط مصحوبة بتقييم ذاتي ناقد للغاية.

ولدى تتبع الدراسات التي أجريت حول ارتباط كل من العاملين اللذين يقيسهما مقياس (FMPS) بمظاهر الصحة النفسية عند الفرد، تبيّن أن عامل مخاوف الكمالية يرتبط بمظاهر لاتكيّفية كالقلق وتقلّبات المزاج واضطرابات الأكل (Limburg et al., 2017)، ويرتبط أيضًا بمظاهر العصابية، واجترار الأفكار، وأعراض الاكتئاب (Smith et al., 2016). أما بالنسبة لعامل السعي للكمال، فقد تبيّن أنه يرتبط بمظاهر إيجابية مثل الكفاءة الذاتية، والضمير، والتكيّف مع المهام (Stoeber & Gaudreau, 2017; Blankstein & Dunkley, 2002; Rice et al., 2007). وفي المقابل، أشارت نتائج دراسات أخرى إلى أن عامل السعي للكمال يرتبط أيضًا بمظاهر لاتكيفية كاضطرابات الأكل (Limburg et al., 2017)، وأعراض الاكتئاب (Smith et al., 2016). ويقترح البعض أنه يمكن التمييز بين العاملين، وتحسين الفهم للمكوّنات المشتركة والفريدة للعاملين، وحل التناقضات المتّصلة بعلاقة كل منهما بالاضطرابات النفسية من خلال استخدام أسلوب النمذجة الثنائية للتباين المشترك بين العاملين والتباين الفريد الذي يفسّره كل منهما (Prior et al., 2018).

ويشير ستوبر وجودرو (Stoeber & Gaudreau, 2017) إلى أن إحدى المشكلات التي تواجه العاملين في الميدان لدى استخدامهم لمقياس (FMPS) تتمثّل في وجود تباين مشترك بين العاملين الرئيسين (عامل مخاوف الكمالية، وعامل السعي للكمال) الذان ينطوي عليهما المقياس. ومن خلال مراجعتهم لعدد من الدراسات، يذكر دنكلي وآخرون (Dunkley et al., 2012) أن نتائج معظم هذه الدراسات تؤكد وجود مثل هذا التداخل بين العاملين، حيث بيّنت نتائج هذه الدراسات وجود علاقة ارتباطية واضحة بين العاملين تراوحت قيمها بين (0.58 و 0.72).

يتبيّن مما سبق اختلاف نتائج الدراسات السابقة المتعلقة بالبناء العاملي للمقياس لدى محاولة الفصل بين العاملين السابقين كعاملين منفصلين رئيسين؛ بمعنى أن العاملين السابقين متداخلان إلى حدٍ بعيد. وفي ضوء ذلك، حاول الباحثون في مفهوم سمة الكمالية مراجعة مقياس (FMPS) وأعادوا تصورهم له مرارًا وتكرارًا من خلال سعيهم إلى تطوير مقاييس أخرى تُفضي إلى التوصّل إلى حل هذه الإشكالية التي تتمثّل في البناء العاملي للمقياس. ومن بين هذه المحاولات ما قام به ستوبر وأوتو (Stoeber & Otto, 2006) عندما وظّفا أسلوب التحليل العاملي بعد دمجهما لأبعاد فرعية مختلفة من مقياس (FMPS) مع أبعاد مختلفة من مقاييس أخرى كمقياس الكمالية مُتعدّد الأبعاد Multidimensional Perfectionism Scale (MPS) الذي طوّره هيويت وفليت (Hewitt & Flett, 1991) الذي يُعدّ ثاني أشهر مقاييس سمة الكمالية التي حظيت بالانتشار في العقد الأخير من القرن الماضي؛ وقائمة الكمالية Perfectionism Inventory التي أعدّها هيل وآخرون (Hill et al., 2004)؛ واستبيان الكمالية Perfectionism Questionnaire الذي أعدّه ريوم وآخرون (Rhéaume et al., 1995). وأسفرت النتائج عن وجود عاملين اثنين كامنين هما عامل مخاوف الكمالية، وعامل السعي للكمال (Stoeber & Otto, 2006). وتبيّن أيضًا وجود ثلاثة أبعاد فرعية فقط من بين الأبعاد الفرعية الستة التي يقيسها مقياس (FMPS) وهي: بُعد الشكوك حول الأفعال، وبُعد المخاوف بشأن الأخطاء ضمن عامل مخاوف الكمالية، وبُعد المعايير الشخصية ضمن عامل السعي للكمال، هذا بالإضافة إلى أنه يمكن إهمال الأبعاد الثلاثة الأخرى التي يتضمنها المقياس (توقعات الوالدين، ونقد الوالدين، والتنظيم) بسبب عدم تشبعها بأي من العاملين الرئيسين (مخاوف الكمالية، والسعي للكمال) لدى إجراء التحليل العاملي من الدرجة الثانية (Stoeber & Otto, 2006). ويشير إيجان وآخرون (Egan et al., 2011) إلى أن عامل مخاوف الكمالية يرتبط بمظاهر سلبية في الشخصية كسوء التكيّف، واضطرابات القلق، والتوتر، والاكتئاب، واضطرابات الأكل، واضطراب الوسواس القهري. في المقابل، تبيّن أن عامل السعي للكمال يرتبط بمظاهر إيجابية للصحة النفسية بعد استبعاد التداخل بين العاملين الرئيسين كما يشير ستوبر وأوتو (Stoeber & Otto, 2006). ولاحقًا، أشار سميث وساكلوفسكي (Smith &

Saklofske, 2017) لدى استخدامهما للنمذجة البنائية ثنائية العامل Bi-factor modeling إلى أن النتائج التي توصل إليها ستوبر وأوتو (Stoeber & Otto, 2006) ليست مقنعة، وأن الأمر ما زال شائكًا بسبب عدم ثبات الدرجات العاملية المتعلقة بالأبعاد الفرعية التي ينطوي عليها العاملين الرئيسين، وأن استبعاد التداخل بين العاملين الرئيسين الذي اقترحه الباحثان هو حل ترقيعي وليس عملي.

وحديثًا، ونتيجةً لعدم قناعة بعض الباحثين بالحلول الترقيعية التي اقترحها البعض، بالإضافة إلى طول وتعدّد أبعاد مقياس (FMPS)، وتداخل الأبعاد الفرعية الستة التي يقيسها، وعدم اتساق تشبعات فقراته بالعاملين الرئيسين والأبعاد الفرعية، قام بيرجيس وآخرون (Burgess et al., 2016) بإعادة النظر في هذا المقياس، وطورا مقياسًا آخر أطلقا عليه مقياس الكمالية مُتعدّد الأبعاد المُختصر لـ فروست Frost Multidimensional Perfectionism Scale-Brief (FMPS-B) الذي يتضمن عاملين رئيسين هما عامل مخاوف الكمالية، وعامل السعي للكمال بعد حذف الفقرات التي تبيّن في عدد من الدراسات عدم اتساق تشبعها بكلٍ من العاملين الرئيسين والأبعاد الفرعية الستة للمقياس، ووظفا أسلوب التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis (CFA) وذلك في عيّنات مختلفة.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

تشير مراجعة الأدب النظري المتعلق بالبناء العاملي لمقياس (FMPS) إلى أن الباحثين أعادوا تصورهم للمقياس مرارًا وتكرارًا على الرغم من أنهم يتفقوا حول تعريف السمة ذاتها على نطاق واسع لدى القول بأن الكمالية هي عبارة عن توقعات عالية غير واقعية، وتقييمات ذاتية بالغة النقد. وفي ضوء ما توصلت إليه نتائج الدراسات السابقة حول البناء العاملي لمقياس (FMPS)، يتبيّن أن هناك جدلًا كبيرًا حول البناء العاملي للمقياس برغم انتشاره وشهرته الواسعة. ومع تزايد اهتمام الباحثين بسمة الكمالية في الآونة الأخيرة بسبب ارتباطها بالكثير من مظاهر الصحة النفسية اللاتكيفية، برزت الحاجة إلى تطوير مقياس مناسب للبيئة الأردنية يتمتع بخصائص سيكومترية مقبولة تمكّن من الوثوق به واستخدامه لخدمة الأغراض التربوية المختلفة. من هنا، استهدفت الدراسة الحالية تطوير صورة معرّبة لمقياس (FMPS-B) لدى طلبة المرحلة الجامعية الأولى في الأردن والتحقّق من البناء العاملي للمقياس، وبخاصة أن هذه المحاولة تُعدّ المحاولة الأولى بهذا الخصوص بحسب علم الباحث مع أن هذا المقياس هو مقياس حديث نسبيًا. وبالتحديد، سعت الدراسة إلى الإجابة عن الأسئلة الآتية:

1- *ما البناء العاملي للصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B)؟*

2- *ما دلالة الصدق التقاربي للصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B) بدلالة سمتي القلق والاكتئاب ($\alpha = 0.05$)؟*

أهمية الدراسة

تبرز الأهمية النظرية للدراسة الحالية من محاكاة النهج الحديث في البحث في سمة الكمالية، وبخاصة فيما يتعلق بالجدل حول البناء العاملي لأكثر مقاييس الكمالية شهرة وهو مقياس (FMPS) الذي أعاد الباحثون النظر فيه مرارًا وتكرارًا في البيئة الغربية، ومحاولة إضافة جهد للجهود المبذولة في هذا المجال، وبخاصة أن هذه المحاولة هي المحاولة الأولى في البيئة الأردنية بحسب علم الباحث. أما من الناحية العملية، فتكمن أهمية الدراسة في محاولة تطوير مقياس (FMPS-B) في البيئة الأردنية بصفته مقياسًا حديثًا نسبيًا يُضاف للمكتبة العربية، بحيث يتوفّر له خصائص سيكومترية مقبولة تمكّن من الاعتماد عليه والوثوق به واستخدامه للأغراض البحثية والتطبيقية المختلفة. وبنفس القدر من الأهمية، تبرز أهمية الدراسة الحالية من الحاجة إلى الكشف عن العلاقة بين الأبعاد المختلفة لسمة الكمالية بسمات الشخصية والأطر الأوسع في علم نفس الشخصية عند طلبة المرحلة الجامعية الأولى، وبخاصة أننا نشهد في الآونة الأخيرة تغيّرات متسارعة كثيرة تتعلق بالصحة النفسية لدى أفراد هذه الفئة.

حدود الدراسة ومحدّداتها

يتحدّد تعميم نتائج الدراسة الحالية بالهدف الذي سعت الدراسة إلى تحقيقه، والذي اقتصر على تطوير صورة أردنية معرّبة لمقياس (FMPS-B)، والتحقق من البناء العاملي للمقياس في البيئة الأردنية، بالإضافة إلى الكشف عن العلاقة بين كلٍ من بُعدي المقياس (مخاوف الكمالية، والسعي للكمال) وكلٍ من سمتي القلق والاكتئاب. ويتحدّد تعميم نتائج الدراسة الحاليةً أيضًا بخصائص أفراد مجتمع الدراسة والمجتمعات المماثلة، وهم طلبة المرحلة الجامعية الأولى الذكور والإناث في الجامعات الأردنية بمختلف تخصّصاتهم التربوية ومستوياتهم الدراسية. من جهة ثالثة، يتحدّد تعميم نتائج الدراسة بخصائص أفراد عيّنة الدراسة التي اقتصرت على (362) طالبًا وطالبة تمّ اختيارهم من إحدى الجامعات الأردنية الرسمية بالطريقة المتيسّرة. من جانبٍ آخر، تجدر الإشارة إلى بعض المعوّقات التي قد تشكّل أوجه قصور في هذه الدراسة، التي حالت إمكانات الباحث دون ضبطها limitations؛ كاختلاف وحدة الاختيار unit of selection وهي الشعبة عن وحدة التحليل unit of analysis وهي الطالب، حيث تعذّر استخدام أحد أساليب المعاينة الاحتمالية، وتمّ اللجوء إلى أحد أساليب المعاينة غير الاحتمالية وهو أسلوب المعاينة المتيسرّة، إذ تكوّنت العيّنة من الطلبة المسجلين في مواد شعب يدرّسها عدد من الزملاء الذين أبدوا تعاونًا مع الباحث في كلية العلوم التربوية. من هنا، تجدر الإشارة إلى أن نتائج الدراسة الحالية قد تختلف عن نتائج دراسات أخرى تستخدم مجتمعات، وأساليب معاينة أخرى تختلف عن الأساليب المُستخدمة في الدراسة الحالية.

التعريفات بالمصطلحات

ورد في سياق هذه الدراسة بعض المصطلحات التي تحتاج إلى تعريفها اصطلاحيًا وإجرائيًا وهي:

- **مخاوف الكمالية Perfectionistic Concerns (PC)**: وتُسمى أحيانًا بالمخاوف التقييمية التي تعكس المخاوف من ارتكاب الأخطاء، والخوف من التقييم الاجتماعي السلبي إن لم يكن مثاليًا، والشكوك حول الأفعال، ومشاعر التناقض بين المعايير المرتفعة للفرد والأداء الفعلي له، وردود الفعل السلبية تجاه العيوب (Stoeber & Otto, 2006). وتُعرّف إجرائيًا في سياق الدراسة الحالية بدرجة الفرد المتحقّقة على بُعد مخاوف الكمالية في الصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B).

- **السعي للكمال Perfectionistic Strivings (PS):** ويُطلق عليه أحيانًا بكمال المعايير الشخصية التي تعكس سعي الفرد الذاتي نحو الكمال ووضعه لمعايير أداء شخصية مرتفعة للغاية (Stoeber & Otto, 2006). وتُعرّف إجرائيًا في سياق الدراسة الحالية بدرجة الفرد المتحقّقة على بُعد السعي للكمال في الصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B).

- **قلق السمة Trait Anxiety**: يعرّف سبيلبرجر Speilberger (1983) المُشار إليه في دحماني (Dahmani, 2011) قلق السمة بأنه نزعة سلوكية مكتسبة عند الفرد تعتمد بصورة أساسية على خبراته السابقة، وتُسهم في تكوين نظرته الخاصة للعالم من حوله من خلال ميله إلى إظهار استجابة ثابتة نسبيًا للمثيرات أو المواقف. ويُعرف القلق إجرائيًا في سياق الدراسة الحالية بدرجة الفرد المتحققة على قائمة سبيلبرجر للقلق (الصورة Y) المُستخدمة في هذه الدراسة.

- **الاكتئاب Depression**: يُعرّف بيك Beck (1979) المُشار إليه في شعيب (Shuaib, 2021) الاكتئاب بأنه اضطراب مزاجي لدى الفرد يتصف بحالة من الحزن الدائم والمشاعر السلبية التي تسيطر على تفكيره، بالإضافة إلى فقدان الاهتمام بأداء ما يستمتع به الفرد العادي، وهو إدراك سلبي للمواقف السلوكية التي يمر بها الفرد مصحوبًا بالتشاؤم والإحساس بالفشل وعدم الرضا ومشاعر الذنب، وقد يكون هذا الإدراك مصحوبًا بميول انتحارية وتشويه صورة الذات وفتور الهمة ومقاومة التغيير، وقد يكون مصحوبًا أيضًا بأعراض الأرق وفقدان الشهية ونقص ملحوظ في الوزن وفقدان الاهتمامات الجنسية. ويُعرّف الاكتئاب إجرائيًا في سياق الدراسة الحالية بدرجة الفرد المتحققة على قائمة وصف المشاعر (بيك للاكتئاب) المُستخدمة في هذه الدراسة.

الطريقة وإجراءات الدراسة

أفراد الدراسة

تكوّنت عينة الدراسة من (362) طالبًا وطالبة من إحدى الجامعات الأردنية الرسمية المسجلين لمواد الفصل الدراسي الثاني من العام الجامعي 2022/2021 من مختلف التخصصات التربوية والمستويات الدراسية توزّعوا بواقع (22.8%) ذكورًا، و (77.2%) إناثًا. وقد تراوحت أعمار أفراد الدراسة بين (18-28) سنة، وبلغ متوسط توزيع متغير العمر (21.470) عامًا، في حين بلغت قيمة الانحراف المعياري لتوزيع الأعمار (1.937). ولدى تفحّص الباحث لملف البيانات، تبيّن أن نسبة الحالات التي تشتمل على بيانات مفقودة بلغت (10.698%)، هذا ما استدعى استبدال البيانات المفقودة باستخدام طريقة النزعة الخطّية عند النقطة Linear trend at point التي يمكن استخدامها سواء كان نمط البيانات المفقودة فيه رتابة أو ليس فيه رتابة (Buuren et al., 2011).

أدوات الدراسة

تمّ استخدام ثلاثة مقاييس في هذه الدراسة هي:

أولاً: مقياس (FMBS-B): والذي يتألف من ثماني فقرات موزّعة بالتساوي على بُعدين اثنين هما بُعد مخاوف الكمالية، وبُعد السعي للكمال (Burgess et al., 2016)، يقابلها تدريج خُماسي (معارض بشدة، معارض، محايد، موافق، موافق بشدة) حيث يُطلب من المفحوص قراءة كل فقرة من فقرات المقياس، واختيار إحدى بدائل الإجابة الخمسة التي تنطبق على حالته. وبالنسبة للتصحيح، فيتم من خلال تكميم الإجابات باستخدام الدرجات (1، 2، 3، 4، 5) لتقابل البدائل الخمسة السابقة على الترتيب. وبهذا المعنى، تتراوح الدرجات الفرعية على كل بُعد من بُعدي المقياس بين (4-20)، بينما تتراوح الدرجة الكلية على المقياس بين (8-40)، حيث تزداد نزعة الفرد للكمالية كلما زادت درجته على المقياس.

ثانيًا: قائمة القلق لـ سبيلبرجر State-Trait Anxiety Inventory: تمّ استخدام قائمة سبيلبرجر Spielberger لسمة القلق (الصورة Y) التي قامت بتطويرها دحماني (Dahmani, 2011). وتتكوّن القائمة من (20) عبارة تعكس سمة القلق عند طلبة الجامعات يقابلها تدريج رباعي (مطلقًا، أحيانًا، غالبًا، دائمًا). وتتطلب الإجابة على فقرات القائمة اختيار المفحوص لإحدى بدائل الإجابة الأربعة، والتي يتم تكميمها باستخدام الدرجات (1، 2، 3، 4) لتقابل البدائل الأربعة على الترتيب. وتجدر الإشارة إلى أن القائمة تتضمن (12) فقرة مصوغة صياغة سالبة باتجاه المقياس (القلق)، في حين هناك ثماني فقرات أخرى مُصاغة صياغة موجبة أي بعكس اتجاه المقياس (لا قلق). ولهذا، تتطلب عملية التصحيح الأخذ بعين الاعتبار الفقرات الثماني التي تقيس بعكس اتجاه المقياس لدى تكميم الإجابات. وبهذا المعنى، تتراوح الدرجة الكلية

على القائمة بين (20-80) حيث يشير ارتفاع الدرجة إلى زيادة القلق. وبشكل عام، يمكن تصنيف الأفراد من خلال الدرجة المتحققة على القائمة في أربع فئات هي: إذا كانت الدرجة (20) فإنها تعني خلو من القلق، وإذا تراوحت الدرجة بين (21-40) فإنها تعني درجة طبيعية من القلق، أما إذا تراوحت الدرجة بين (41-60) فإنها تعني درجة متوسطة من القلق، بينما إذا زادت الدرجة على (60) فإنها تعني درجة شديدة من القلق (دحماني، 2011). ولأغراض الدراسة الحالية، تمّ التحقق من ثبات الأداة من خلال تطبيقها على عيّنة تألفت من (55) طالبًا وطالبة مسجّلين في شعب إحدى المواد التي يدرّسها الباحث، وبلغت قيمة معامل كرونباخ – ألفا للقائمة (0.821) وهو معامل ثبات مرتفع.

ثالثًا: قائمة وصف المشاعر (بيك للاكتئاب): تمّ استخدام قائمة وصف المشاعر (بيك للاكتئاب) التي قام بتقنينها على البيئة الأردنية (Hamdi et al., 1998) والمُشار إليها في (Abu As'ad, 2020). وتتكون القائمة من (20) فقرة تصف حالة الفرد النفسية أو ميله للاكتئاب، حيث تتألف كل فقرة من فقرات القائمة من أربع عبارات متدرجة من الأقل ميلًا إلى الأكثر ميلًا للاكتئاب، ويُطلب من المفحوص قراءة العبارات الأربع في كل فقرة ثم اختيار واحدة فقط منها تصف حالته النفسية. ويتم تصحيح استجابات الأفراد للفقرات من خلال إعطاء العبارة الأولى (الأقل ميلاً للاكتئاب) الدرجة صفر، والعبارة الثانية الدرجة (1)، والعبارة الثالثة الدرجة (2)، والعبارة الرابعة (الأكثر ميلًا للاكتئاب) الدرجة (3). وبشكل عام، يمكن تصنيف الأفراد من خلال الدرجة الكليّة المتحققة على القائمة في أربع فئات هي: إذا تراوحت الدرجة الكلية للفرد على القائمة بين (0-9) فإنه يُصنّف في فئة عدم الاكتئاب، وإذا تراوحت درجته بين (10-15) فإنه يُصنّف في فئة الاكتئاب القليل، بينما إذا تراوحت درجته بين (16-23) فإنه يُصنّف في فئة الاكتئاب المتوسط، وإذا بلغت درجته (24) أو أكثر فإنه يُصنّف في فئة الاكتئاب الشديد (أبو أسعد، 2020). ولأغراض الدراسة الحالية، تمّ التحقق من ثبات الأداة من خلال تطبيقها على عيّنة مكوّنة من (55) طالبًا وطالبة مسجّلين في شعب إحدى المواد التي يدرّسها الباحث، وبلغت قيمة معامل كرونباخ – ألفا للقائمة (0.880) وهو معامل ثبات مرتفع.

إجراءات الدراسة

استند الباحث في إجراءات تطوير مقياس (FMPS-B) إلى الإرشادات الصادرة عن لجنة الاختبار الدولية (International Test Commission [ICT], 2017) في عملية تطوير الاختبارات والمقاييس، والتي تتناول في مجملها محتوى الاختبار أو المقياس وآلية تطويره ونقله من لغة إلى أخرى، بالإضافة إلى إجراءات تطبيق المقياس وتفسير الدرجات عليه، وتؤكد على ضرورة الاستناد إلى قرائن إمبريقية منظّمة في كل خطوة من خطوات تطوير المقياس. وفي ضوء ذلك، مرّت عملية تطوير المقياس في عدد من الخطوات بدأت بترجمة الباحث لفقرات المقياس من اللغة الإنجليزية إلى اللغة العربية كخطوة أولى، ثم في الخطوة الثانية طلب الباحث من زميل له مختص يحمل درجة الدكتوراة في علم النفس ويتقن اللغتين العربية والإنجليزية بترجمة فقرات المقياس من اللغة الانجليزية إلى اللغة العربية، وبعد ذلك قارن الباحث ترجمته بترجمة زميله حيث تبيّن تطابق الترجمتين بدرجة اتفاق وصلت إلى (97%)، وفي ضوء ذلك تم تصويب بعض نقاط الخلاف بين المترجمين. وفي خطوة لاحقة، عرض الباحث نتيجة ترجمة الفقرات إلى اللغة العربية على زميل مختص في الترجمة، وطلب منه إعادة ترجمة فقرات المقياس من اللغة العربية إلى اللغة الإنجليزية دون تزويده بالنسخة الإنجليزية من المقياس، ثم تمت مطابقة إعادة الترجمة من اللغة العربية إلى اللغة الانجليزية بالنسخة الأصلية للمقياس، وتبيّن تطابق الترجمة بشكل كبير حيث زادت نسبة الاتفاق عن (98%) مما وفّر للمقياس مؤشرًا على صدق المحتوى. وللتحقق من ثبات المقياس، تمّ تطبيقه على عيّنة مكوّنة من (55) طالبًا وطالبة مسجّلين في شعب إحدى المواد التي يدرّسها الباحث، حيث بلغت قيمة معامل ألفا الطبقي للمقياس ككل stratified Alpha coefficient (0.742) وهو معامل ثبات مقبول. في حين بلغت قيمة معامل ألفا لكل بُعد من بُعدي المقياس (مخاوف الكمالية، والسعي للكمال) (0.642، 0.663) على الترتيب، وهما معاملا ثبات مقبولين أيضًا إذا ما أخذنا بعين الاعتبار أن كل بُعد من بُعدي المقياس يتكوّن من أربع فقرات فقط. وبعد ذلك، تمّ تجهيز المقياس بالإضافة إلى مقياسي القلق والاكتئاب، ثم تواصل الباحث مع بعض الزملاء المتعاونين، وطلب منهم تطبيق المقاييس الثلاثة على الطلبة التي يدرسونها في شعبهم مع ضرورة مراعاة منح الطلبة حرية المشاركة في الدراسة. وفي الخطوة الأخيرة، تمّ إدخال البيانات في ذاكرة الحاسوب في ملف SPSS تمهيدًا لتحليلها.

منهجية الدراسة

للإجابة عن أسئلة الدراسة، تمّ استخدام المنهج الوصفي الارتباطي نظرًا لملاءمته لطبيعة الدراسة وأهدافها وأسئلتها، حيث تمّ استخدام أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis (EFA)، وأسلوب التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis (CFA) في سياق نمذجة المعادلة البنائية Structural Equation Modeling (SEM) كمؤشر على الصدق العاملي للمقياس، بالإضافة إلى حساب معامل الاستقرار (كرونباخ-ألفا) كمؤشر على ثبات المقياس. وقد تمّ ذلك من خلال توظيف الرزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية Statistical Package for Social Sciences (SPSS-26)

نتائج الدراسة ومناقشتها

هدفت الدراسة الحالية إلى تطوير صورة معرّبة لمقياس (FMPS-B)، والتحقق من صدق البناء العاملي للمقياس في البيئة الأردنية، والكشف عن العلاقة بين كل بُعد من بُعدي المقياس بكلٍ من سمتي القلق والاكتئاب. وقبل البدء بالإجابة عن أسئلة الدراسة،

تمّ التأكد من فاعلية الفقرات من خلال تحليل استجابات أفراد الدراسة على فقرات المقياس، حيث تمّ حساب مؤشر التمييز المعبّر عنه بمعامل الارتباط الثنائي النقطي point biserial (r_{pb}) المحسوب بين الأداء على الفقرة والدرجة الفرعية على البُعد الذي تنتمي إليه فيما يُسمى بمعامل الارتباط المصحّح corrected item-total correlation، بالإضافة إلى التأكد من جودة انتظام توزيع استجابات الأفراد لكل فقرة من فقرات كل بُعد من بُعدي المقياس من خلال حساب معاملي الالتواء والتفرطح لاستجابات أفراد العيّنة للفقرات. ومن جانبٍ آخر، تمّ وصف استجابات أفراد الدراسة من خلال حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لاستجابات الأفراد لكل فقرة، وللدرجات الفرعية على المقياس كما هو موضّح في الجدول (1).

الجدول (1)

وصف أداء أفراد عينة الدراسة على فقرات الصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B) (ن = 362).

البُعد	رقم الفقرة	نص الفقرة	مؤشر التمييز	معامل الالتواء	معامل التفرطح	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
مخاوف الكمالية	1	إذا فشلت في الجامعة أو العمل، فأنا شخص فاشل.	0.517**	1.343	1.266	1.790	1.003
	2	إذا قام شخص ما بمهمة معيّنة في الجامعة أو العمل أفضل مني، فأشعر أنني فشلت في المهمة بأكملها.	0.530**	0.799	0.172	1.843	0.816
	3	إذا لم أبلي بلاءً حسنًا طوال الوقت، فلن يحترمني الناس.	0.728**	0.569	-0.644	2.205	1.127
	4	كلما قلت الأخطاء التي أرتكبها، زاد عدد الأشخاص الذين يحبونني.	0.679**	-0.189	-0.973	3.070	1.269
		الدرجة الفرعية على بُعد مخاوف الكمالية		0.421	0.364	8.908	2.633
السعي للكمال	5	لقد حددت لنفسي أهدافًا أعلى من معظم الناس.	0.805**	-0.552	-0.139	3.517	1.049
	6	لدي أهداف مرتفعة للغاية.	0.764**	-0.876	0.310	3.972	1.001
	7	يبدو أن الآخرين يقبلون لأنفسهم معايير أقل مقارنةً بي.	0.588**	0.141	-0.131	2.735	0.932
	8	أتوقع أداءً أعلى في مهامي اليومية مقارنةً بأداء معظم الناس.	0.711**	-0.137	-0.726	3.180	1.078
		الدرجة الفرعية على بُعدي المقياس		-0.575	0.182	13.404	2.923

$P \leq 0.01$ *.

يتّضح من الجدول (1) أن جميع مؤشرات تمييز فقرات كل بُعد من بُعدي المقياس في صورته الأردنية المعرّبة تزيد بشكل واضح على الحد الأدنى المقبول لمعامل التمييز الجيد وهو (0.30)، وهذا يشير إلى أن الفقرات الخاصة بكل بُعد من بُعدي المقياس تعبّر عن البُعد تعبيرًا واضحًا. وفيما يتعلق بانتظام التوزيع، يُلاحظ من الجدول ذاته أن قيم معاملات الالتواء والتفرطح لتوزيع استجابات أفراد عينة الدراسة لجميع فقرات المقياس لا تقل عن الحد الأدنى وهو (-2.0) ولم تتجاوز الحد الأعلى وهو (+2.0) وهو المعيار المقبول للحكم على انتظام توزيع الاستجابات على الدرجات الخمس لسلّم التقدير المُستخدم للإجابة عن فقرات المقياس (George & Mallery, 2010)، وهذا يشير إلى أن توزيع استجابات أفراد عينة الدراسة لفقرات المقياس يتقمص شكل التوزيع المنتظم بدلالة معاملات الالتواء والتفرطح. وفي ضوء نتائج تحليل الفقرات، يمكن القول أن إجابات أفراد الدراسة تصلح للتحليل بدلالة المؤشرات السابقة. من ناحية أخرى، بلغت قيمتا المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لتوزيع درجات أفراد عيّنة الدراسة على بُعد مخاوف الكمالية (8.908، 2.633) على الترتيب، في حين بلغت قيمتا المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لتوزيع درجات أفراد عيّنة الدراسة على بُعد السعي للكمال (13.404، 2.923) على الترتيب. وفي حين أشارت النتائج إلى أن قيمة المتوسط الحسابي لتوزيع الدرجات على بُعد مخاوف الكمالية كانت منخفضة إلى حدٍ ما، تبيّن أن قيمة المتوسط الحسابي لتوزيع الدرجات على بُعد السعي للكمال كانت متوسطة.

أولاً: النتائج المتعلقة بالسؤال الأول، والذي نص على: *"ما البناء العاملي للصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B)؟"*

للإجابة عن هذا السؤال، تم استخدام أسلوب التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory Factor Analysis (EFA). ولهذا الغرض، تمّ اختبار الافتراضات التي يقوم عليها هذا الأسلوب قبل إخضاع البيانات للتحليل، حيث أشارت النتائج إلى أن قيمة الإحصائي Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) المتعلق باختبار كفاية حجم العيّنة بلغت (0.641)، وهي تزيد على الحد الأدنى المقبول لتبرير استخدام التحليل العاملي وهو (0.500). ومن ناحية ثانية، ولدى تفحّص قيم مصفوفة معاملات الارتباط بين فقرات المقياس، تبيّن عدم وجود معاملات ارتباط صفرية أو تامة، وتبيّن أيضًا عدم وجود ارتباط ذاتي بين فقرات المقياس حيث بلغت قيمة محدّد مصفوفة معاملات الارتباط (0.327)، وهي تزيد على الحد الأدنى المقبول لتبرير استخدام التحليل العاملي وهو (0.0001).

من ناحية أخرى، أشارت النتائج إلى أن قيمة الإحصائي مربع كاي (χ^2) التقريبي الخاص باختبار بارتلت Bartlett للدائرية بلغت ($400.121, P \leq 0.000, df = 28$) مما يشير إلى أن مصفوفة معاملات الارتباط تمثل مصفوفة واحدة (Field, 2005). وبعد التأكد من ملاءمة البيانات لأسلوب التحليل العاملي، تم إخضاع البيانات لأسلوب تحليل المكوّنات الأساسية Principal Component Analysis (PCA)، وتدوير المحاور تدويرًا مائلاً باستخدام طريقة Promax كما هو موضّح في الجدول (2).

الجدول (2)

نتائج تحليل المكوّنات الأساسية (PCA) لاستجابات الأفراد لفقرات الصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B) بعد تدوير المحاور تدويراً مائلاً باستخدام طريقة Promax (ن = 362).

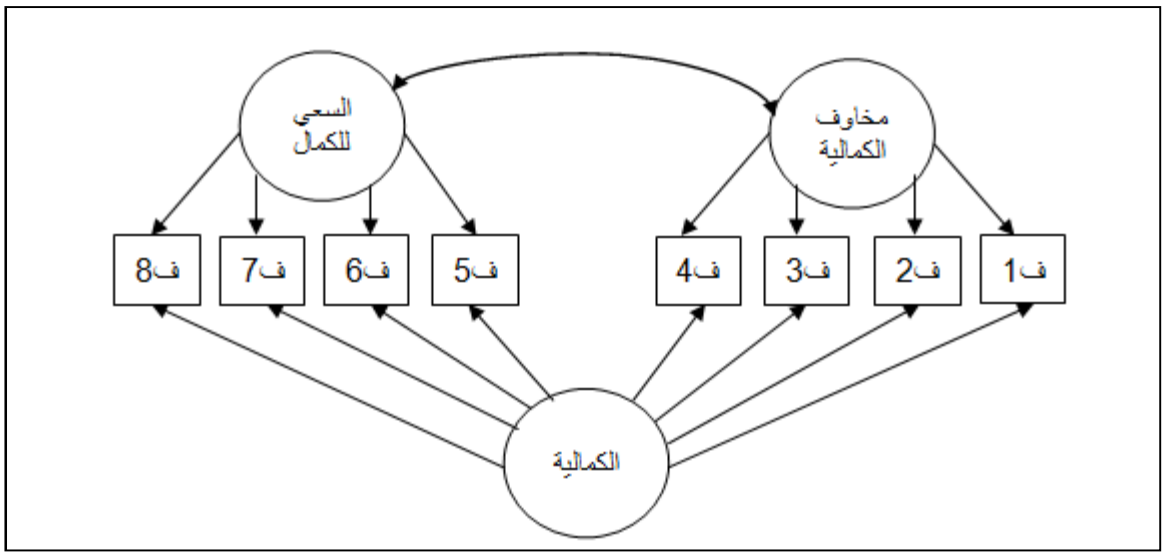
البُعد	رقم الفقرة	العامل الأول	العامل الثاني
مخاوف الكمالية	1	0.483	-0.059
	2	0.663	-0.162
	3	0.761	0.060
	4	0.523	0.223
السعي للكمال	5	0.063	0.825
	6	-0.079	0.795
	7	0.149	0.493
	8	-0.127	0.708
الجذر الكامن		2.143	1.571
نسبة التباين المفسّر		27.554	18.870
معامل ألفا (α) لكل بُعد		0.658	0.688

يتّضح من الجدول (2) أن نتائج التحليل أسفرت عن استخلاص عاملين اثنين تزيد قيمتي جذريهما الكامنين على الواحد الصحيح ويُفسران ما مجموعة (46.424%) من التباين الكلي في البيانات، وأن فقرات كل بُعد من بُعدي المقياس تشبعت بالعامل الذي تقيسه بصورة جيدة، حيث تشبعت الفقرات (1، 2، 3، 4) بعامل مخاوف الكمالية، في حين تشبعت الفقرات (5، 6، 7، 8) بعامل السعي للكمال. وأشارت نتائج التحليل أيضًا إلى استبعاد فرضية أحادية البُعد أو وجود عامل واحد single factor يقيسه المقياس؛ بمعنى أن المقياس ينطوي على عاملين اثنين فرعيين يرتبطان بعلاقة بينهما حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين العاملين (0.137) ($P \leq .009$). وللكشف عمّا إذا كان العاملان يقيسان عاملًا عامًا فيما يُسمى بالنموذج ثنائي العامل bi-factor model المُشار إليه بالرمز (أ) في الشكل (1)، أم أنهما لا يقيسان عاملًا عامًا فيما يُسمى بنموذج العاملين two-factor model المُشار إليه بالرمز (ب) في الشكل (1)، تمّ استخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis (CFA) في سياق نمذجة المعادلة البنائية Structural Equation Modeling حيث تمّت مطابقة كل نموذج من النموذجين المقترحين للبيانات باستخدام طريقة تقدير الأرجحية القصوى maximum likelihood estimation (MLE).

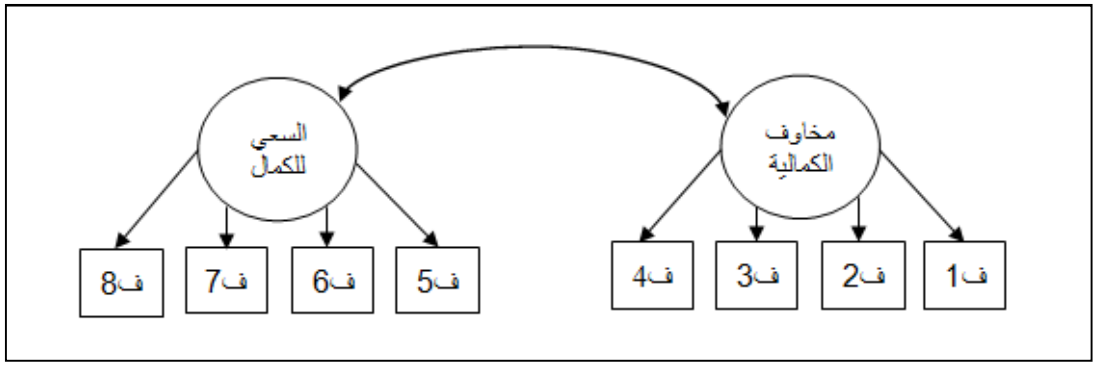
الشكل (1)

النموذجين المقترحين لتفسير البيانات.

(أ) النموذج ثنائي العامل Bi-factor model.



(ب) نموذج العاملين Two-factor model.



وبهدف المقارنة بين مؤشرات مطابقة النموذجين المُقترحين للبيانات، تمّ استخدام أربعة مؤشرات للمطابقة هي: مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) الذي يُشير إلى أن النموذج يُعدّ مطابقًا للبيانات بصورة جيدة كلما كانت قيمة هذا المؤشر كبيرة واقتربت من الواحد الصحيح، وإذا زادت القيمة على 0.95 على وجه التحديد، في حين يكون النموذج مطابقًا للبيانات إلى حدٍ ما إذا تراوحت قيمته بين (0.90 و 0.95)، بينما يكون النموذج غير مطابق للبيانات إذا قلت قيمته عن (0.90)؛ ومؤشر جذر متوسط مربعات الخطأ التقريبي Root Mean Square Error Approximate (RMSEA) الذي يُشير إلى أن النموذج يُعدّ مطابقًا للبيانات بصورة جيدة إذا لم تزد قيمة المؤشر عن 0.06، ويكون النموذج مطابقًا للبيانات بشكل مقبول إذا تراوحت قيمة المؤشر بين (0.07 و 0.08)، وتكون مطابقة النموذج للبيانات ضعيفة إذا زادت قيمة المؤشر على 0.08؛ ومؤشر نسبة قيمة الإحصائي مربع كاي إلى درجات الحرية (χ^2/df) الذي يُشير إلى أن النموذج يُعدّ مطابقًا للبيانات بصورة جيدة إذا قلت قيمته عن 4 (Kline, 2005). بالإضافة لذلك، تمّ استخدام مؤشر أكايكي Akaike Information Criterion (AIC) الذي يُستخدم عادةً لأغراض المقارنة بين مؤشرات المطابقة لأي نموذجين للبيانات ذاتها حيث يُعدّ النموذج ذو القيمة الأدنى للمؤشر هو النموذج الأفضل (Kline, 2005). ويوضّح الجدول (3) النتائج التي أسفر عنها التحليل.

الجدول (3)

نتائج التحليل العاملي التوكيدي CFA للمقارنة بين مؤشرات مطابقة النموذجين المقترحين للبيانات (ن = 362).

النموذج	مؤشر المطابقة			
	CFI	RMSEA	χ^2/df	AIC
العاملين two-factor	0.961	0.041	3.262	3654.003
ثنائي العامل bi-factor	0.751	0.098	5.701	5432.341

يتّضح من الجدول (3) أن النموذج ثنائي العامل bi-factor model الذي يفترض وجود عاملين اثنين يرتبطان ببعضهما بعضًا ويقيسان عاملاً عامًا لا يطابق البيانات بدلالة المؤشرات الثلاثة الأولى للمطابقة (CFI، RMSEA، χ^2/df)؛ لأن قيم مؤشرات المطابقة لهذا النموذج تتعدى الحدود المقبولة. في المقابل، أشارت النتائج إلى أن نموذج العاملين two-factor model الذي يفترض وجود عاملين يرتبطان ببعضهما بعضًا لكنهما لا يقيسان عاملًا عامًا أنه يطابق البيانات بشكل جيد. وقد تأكد ذلك لدى المقارنة بين النموذجين باستخدام مؤشر أكايكي (AIC)، إذ تبيّن أن نموذج العاملين two-factor model هو النموذج الأفضل مقارنةً بالنموذج ثنائي العامل bi-factor model. واتفقت النتيجة الحالية مع نتائج دراسة أصحاب المقياس الأصلي (Burgess et al., 2016) التي أشارت إلى أن مقياس (FMPS-B) يقيس عاملين اثنين منفصلين هما عامل مخاوف الكمالية وعامل السعي للكمال؛ بمعنى أنه لا يوجد ما يبرّر استخراج درجة كلية على المقياس. واتفقت النتائج أيضًا مع نتائج دراسة وودفاين وآخرين (Woodfine et al., 2020) التي أشارت إلى أن المقياس يقيس عاملين اثنين ولا يوجد ما يبرّر القول بوجود عامل عام، وأوصيا بدراسة العاملين الفرعيين (مخاوف الكمالية، والسعي للكمال) بشكل منفصل، بمعنى أنه لا يوجد ما يبرّر جمع الدرجات على المقياسين الفرعيين واستخراج درجة كليّة على المقياس. في المقابل، تعارضت نتائج الدراسة الحالية مع نتائج دراسة سميث وساكلوفسك (Smith & Saklofske, 2017) التي أشارت إلى أن المقياس يقيس عاملين اثنين ويقيسان عاملاً عامًا في نفس الوقت هو الكمالية، مما يبرّر استخدام الدرجة الكلية على المقياس.

ثانياً: النتائج المتعلقة بالسؤال الثاني، والذي نص على: *" ما دلالة الصدق التقاربي للصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B) بدلالة سمتي القلق والاكتئاب ($\alpha = 0.05$)؟"*

للإجابة عن هذا السؤال، تم حساب معامل الارتباط بين درجات الأفراد المتحققة على كل بُعد من بُعدي المقياس (مخاوف الكمالية، السعي للكمال) والدرجات المتحققة على كلٍ من مقياس القلق، ومقياس الاكتئاب المُستخدمين في هذه الدراسة كما هو موضّح في الجدول (4).

الجدول (4)

معاملات الارتباط بين درجات الأفراد على بُعدي الصورة الأردنية المعرّبة لمقياس (FMPS-B) ودرجاتهم على كلٍ من مقياسي القلق والاكتئاب (ن = 362).

المقياس	مخاوف الكمالية	السعي للكمال
القلق	0.281**	0.107*
الاكتئاب	0.223**	0.06

* $P \leq 0.05$. ** $P \leq 0.01$.

يتّضح من الجدول (4) أن عامل مخاوف الكمالية يرتبط ارتباطًا جوهريًا ($P \leq 0.01$) بكلٍ من سمتي القلق والاكتئاب، في حين تبيّن أن عامل السعي للكمال يرتبط ارتباطًا جوهريًا بسمة القلق ($P \leq 0.05$) لكنه في المقابل لا يرتبط بسمة الاكتئاب. وتتفق هذه النتيجة مع نتائج دراسة هينينج وآخرين (Henning et al., 1998)، ودراسة مارتن (Martin, 2006)، ودراسة لاماري وماركوتي (Lamarre & Marcotte, 2021)، ودراسة فروست وآخرين (Frost et al., 1990)، حيث أشارت نتائج هذه الدراسات إلى أن للكمال اللاتكيفي المعبّر عنه بمخاوف الكمالية في الدراسة الحالية تأثير سلبي على الأفراد من خلال تركها لمساحة ضيقة للخطأ مما يؤدي بالتالي إلى الخوف من الفشل وبالتالي القلق. وفي حين أشارت نتائج دراسة فروست وآخرين (Frost et al., 1990) إلى أن الكمال التكيّفي المعبّر عنه بالسعي للكمال في الدراسة الحالية يكون أحيانًا ذو فائدة في خفض مستوى التوتر وزيادة الرضا عن الحياة، أشارت نتائج الدراسة الحالية إلى أن السعي للكمال يرتبط بالقلق بالرغم من أن هذا الارتباط كان ضعيفًا لكنه ذو دلالة إحصائية ($P \leq 0.05$). وتتفق هذه النتيجة مع ما توصّلت إليه نتائج دراسة ليمبرج وآخرين (Limburg et al., 2017)، ونتائج دراسة سميث وآخرين (Smith et al., 2016) التي أشارت إلى أن عامل السعي للكمال يرتبط أيضًا بمظاهر لاتكيفية.

الاستنتاجات

يُستنتج من النتائج التي تم التوصّل إليها في هذه الدراسة أنه تحقق للصورة المعرّبة لمقياس (FMPS-B) مؤشرات حول فاعلية فقرات المقياس ودلالات صدقه وثباته في البيئة الأردنية. وتبيّن أيضًا أن المقياس يقيس عاملين اثنين منفصلين لا يقيسان عاملًا عامًا هما عامل مخاوف الكمالية perfectionistic concerns، وعامل السعي للكمال perfectionistic strivings، ويُستحسن دراسة كل منهما بشكل منفصل كما أوصى وودفاين وآخرون (Woodfine et al., 2020)، بمعنى أنه لا يوجد ما يبرّر جمع الدرجات على المقياسين الفرعيين واستخراج درجة كليّة على المقياس. من ناحية ثانية، أشارت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة بين أداء الأفراد على كل عامل من العاملين اللذين يقيسهما المقياس وسمة القلق، وعلاوةً على ذلك تبيّن كذلك أن عامل مخاوف الكمالية يرتبط بسمة الاكتئاب لدى الأفراد. وبشكل عام، يمكن القول بأن المقياس بصورته المعرّبة يتمتع بدلالات صدق وثبات وفاعلية فقرات تبرّر استخدامه لقياس عاملي المخاوف الكمالية، والسعي للكمال.

التوصيات

في ضوء نتائج الدراسة وحدودها ومحدّداتها، يوصي الباحث بما يأتي:

1- إجراء المزيد من الدراسات حول المقياس للتحقّق من خصائصه السيكوكترية في البيئة الأردنية بحيث تشمل عيّنة ممثّلة للطلبة من جميع التخصصات والمستويات الدراسية المختلفة في الجامعات الأردنية، حيث إن الدراسة الحالية اقتصرت على عيّنة من طلبة جامعة أردنية رسمية واحدة وكلية واحدة فقط.

2- إجراء دراسات حول المقياس تستهدف الكشف عن خاصية اللاتغاير Invariance في سمة الكمالية فيما يتعلق بالمتغيرات الديموغرافية كجنس الطالب، وتخصصه، ومستواه الدراسي، وربما المستوى الاقتصادي الاجتماعي للطالب.

3- إجراء دراسات تستهدف الكشف عن العلاقة بين العاملين اللذان ينطوي عليهما المقياس الحالي (مخاوف الكمالية، والسعي للكمال) وسمات الشخصية الأخرى كالعوامل الخمسة الكبرى للشخصية (العصابية، الانبساط، الانفتاح على التجربة، والقبول، والضمير)، لأنه من المتوقع أن يكون هناك علاقة بين هذين العاملين وسمات الشخصية المختلفة.

References

Abu Alam, R. (2004). *Research methods in psychological and educational sciences*. Dar Alnasher lljame'at.

Abu As'ad, A. (2020). *Manual of Psychological and Educational Measures and Tests*. Debono Center for Teaching Thinking, Jordan.

Al-Azzam, S. (2019). *Designing a learning program based on montessori activities and measuring its effectiveness on the development of scientific concepts among pupils of the first elementary stage.* Unpublished Master Thesis. Yarmouk university.

Al-Khataibeh, A. (2005). *Teaching science for all*. Daralmasera.

Al-Khateeb, M. (2012). The effect of the constructivist based on the instructional strategy (PDEODE) on developing tenth graders' mathematical thinking, comprehension, and retention of mathematical Concepts. *Dirasat Educational Sciences,* 39(1), 241-257.

Al-Kiam, A. (2018). *Effectiveness of the six-dimensional strategy (PDEODE) in acquiring the skills of basic and integrated science Process in the teaching of chemistry among 9th graders at Jerash Education Directorate*. Unpublished Master Thesis. Yarmouk university.

Al-Momani, F. (2011). *The effect of three strategies based on the dimensions of Marzano`s model in conceptual understanding for scientific concepts to the eighth grade`s in Jordan and their epistemological bellefs and motivation toward science learning.* Unpublished Doctoral Dissertation. Yarmouk university.

Al-Shaikh, O. (1986). The relationship between the attitudes of students in the secondary and preparatory stages towards science and their personality traits. *Social Science Journal, 14*(2), 87-105.

Al-Sharideh, S. & Alsmadi, A. (2018). A Meta-Analysis of the impact of developing divergent thinking skills programs in master and doctoral dissertations at Arabian Gulf university (1994 – 2016). *Dirasat Educational Sciences,* 45(3), 49-69.

Al-Shobaki, M. (2010). The Effort of Graduate Students in Evaluating the methods and its used in teaching curriculum. Unpublished Master Thesis. Al-Najah university.

Amineh, R. & Asl, H. (2015). Review of constructivism and social constructivism. *Journal of Social Sciences, Literature and Languages*, 1(1), 9-16.

Basu, A. (2017). How to conduct meta-analysis: a basic tutorial. *PeerJ Preprints*, 5, e2978v1.

Baybee, R. (2000). Achieving technological literacy. A national Technology education in the U.S. *The Technology Teacher,* 64(2). 29-35.

Bieling, P. J., Israeli, A. L., & Antony, M. M. (2004). Is perfectionism good, bad, or both? Examining models of the perfectionism construct. *Personality and Individual Differences*, *36*(6), 1373–1385. https://doi.org/10.1016/s0191-8869(03)00235-6.

Blankstein, K. R. & Dunkley, D. M. (2002). Evaluative concerns, self-critical, and personal standards perfectionism: A structural equation modeling strategy. In G. L. Flett & P. L. Hewitt (Eds.), *Perfectionism: Theory, Research, and Treatment.* 285–315. American Psychological Association.

Brendel, K. (2011*). A systematic review and meta-analysis of the effectiveness of child-parent interventions for children and adolescents with anxiety disorders.* Doctoral Dissertation, Loyola ecommons. Loyola University Chicago.

Burgess, A., Frost, R. & DiBartolo, P. (2016). Development and validation of the frost multidimensional perfectionism scale-brief. *Journal of Psychoeducational Assessment*. 34(620–633). doi: 10.1177/0734282916651359.

Burns, D. D. (1980). The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology Today*, 14(6), 34–52. https://doi.org/10.1007/978-94-010-9329-3

Buuren, S. V. & Groothuis-Oudshoorn, K. (2011). *Mice: multivariate imputation by chained equations* in R. *J. Stat. Softw*, 45, 1–67. doi: 10.18637/jss.v045.i03.

Chen, C. H. & Yang, Y. C. (2019). Revisiting the effects of project-based learning on students' academic achievement: A meta-analysis investigating moderators. *Educational Research Review*, 26(1), 71-81.

Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scale. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 37–46.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Academic Press.

Curran, T. & Hill, A. P. (2019). Perfectionism is increasing over time: a meta-analysis of birth cohort differences from 1980 to 2016. *Psychological Bulletin*, 145, 410–429. doi: 10. 1037/bul0000138.

Dahmani, H. (2011). *Master's Note in Clinical Psychology*. University Center Colonel Akli Amhand Olhaj Bouira, Algeria.

Dunkley, D. M., Blankstein, K. R. & Berg, J. L. (2012). Perfectionism dimensions and the five-factor model of personality. *European Journal of Personality*, 26(3), 233–244. https://doi.org/10.1002/per.829.

Egan, S. J., Wade, T. D. & Shafran, R. (2011). Perfectionism as a transdiagnostic process: A clinical review. *Clinical Psychology Review*, 31(2), 203–212. https://doi.org/10.1016/j.cpr. 2010.04.009.

Field, A. P. (2005). *Discovering statistics using SPSS (*2nd ed.*)*. Sage.

Frost, R., Marten, P., Lahart, C. & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14(2), 449-468.

Garzon, J. & Acevedo, J. (2019). Meta-analysis of the impact of augmented reality on students' learning gains. *Educational Research Review*, 27(1), 244-260.

Gay, L. (2000). *Competencies for Analysis and Application*. Prentice Hall.

George, D. & Mallery, M. (2010). *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference*, 17.0 update (10a ed.). Pearson.

Henning, K., Ey, S. & Shaw, D. (1998). Perfectionism, the imposter phenomenon and psychological adjustment in medical, dental, nursing and pharmacy students. *Medical Education*, 32(5), 456-464.

Hewitt, P. L. & Flett, G. L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 456-470.

Hill, R., Huelsman, T., Furr, R., Kibler, J., Vicente, B. & Kennedy, C. (2004). A new measure of perfectionism: the perfectionism inventory. *Journal of Personality assessment*, 82, 80–91. doi: 10.1207/s15327752jpa8201_13.

Hu, Y., Gallagher, T., Wouters, P., Schaaf, M. & Kester, L. (2022). Game-based learning has good chemistry with chemistry education: A three-level meta-analysis. *Journal of Research in Science Technology*, 1-45. DOI:10.1002/ tea.21765. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/ pdf/10.1002/tea.21765.

Ihtob, Y. (2017). *The Effect of the Use of the V Shape on the ninth grade female students achievement in chemistry*. Unpublished Master Thesis. Yarmouk university.

International Test Commission (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (2nd ed.). www.In TestCom.org.

Kang, H. (2015). Statistical considerations in meta-analysis. *Hanyang Medical Reviews*, 35(1), 23-32.

Karaşah, Ş., Kol, Ö. &Yaman, S. (2021). The effects of STEM education on academic achievement in science courses: A meta-analysis. *Journal of Theoretical Educational Science*, 14(2), 264-290.

Kazu, I. & Yalcin, C. (2021). The effect of STEM education on academic performance: A Meta-Analysis Study. *The Turkish Online Journal of Educational Technology*, 20(4), 101-116.

Kline, T. J. (2005). *Psychological Testing: A Practical Approach to Design and Evaluation*. Thousand Oaks, USA, Sage.

Lamarre, C. & Marcotte, D. (2021). Anxiety and dimensions of perfectionism in first college students: The mediating role of mindfulness. *European Review of Applied Psychology*, 71(6).

Limburg, K., Watson, H. J., Hagger, M. S. & Egan, S. J. (2017). The relationship between perfectionism and psychopathology: A meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 73(10), 1301–1326. https://doi.org/10.1002/ jclp.22435.

Mahassneh, N. & Al-Shrayfeen, N. (2019). a Meta-analysis of results of university theses which dealt with effectiveness of the constructivist based approach in Jordan during (2010-2017). *IUG Journal of Educational and Psychology Sciences*, 28(5), 588-609.

Mahassneh, N. (2019). *A Meta-analysis of the results of the theses and dissertation that dealt with the effectiveness of using the constructivist learning approach in jordanian universities between 2010 and 2017*. Unpublished Doctoral Dissertation. Yarmouk university.

Martin, J. L. (2006). Relations between adaptive and maladaptive perfectionism, stress, and psychological adjustment. Dissertation Abstracts International: Section B. *The Sciences and Engineering*, 66(7), 3989-3989.

Morris, S. (2000). Distribution of the standardized mean change effect size for meta-analysis on repeated measures. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 53(1), 17–29. https://doi.org/10.1348/ 000711 000159150.

Nastiti, L., Ramli, M. & Yuliani, H. (2020). Meta-Analysis of the effectiveness of problem-based learning towards critical thinking skills in science learning. *Journal of Physics: Conference Series*. 1842, 1-9, doi:10.1088/ 1742-6596/1842/1/012071.

Prior, K. L., Erceg-Hurn, D. M., Raykos, B. C., Egan, S. J., Byrne, S. & McEvoy, P. M. (2018). Validation of the clinical perfectionism questionnaire in an eating disorder sample: A bifactor approach. *International Journal of Eating Disorders*, 51(10), 176–1184. https://doi.org/10.1002/eat. 22892

Rhéaume, J., Freeston, M. H. & Ladouceur, R. (1995). *Functional and dysfunctional perfectionism: construct validity of a new instrument.* Paper presented at the World Congress of Behavioral and Cognitive Therapies, Copenhagen.

Rice, K. G., Ashby, J. S. & Slaney, R. B. (2007). Perfectionism and the five-factor model of personality. *Assessment.* 14, 385-398.

Rice, K., G. & Lopez, F. G. (2004). Maladaptive perfectionism, adult attachment, and self-esteem in college students. *Journal of College Counseling*, 7(2), 118-128.

Shuaib, A. (2021). Studying the relationship between meta-memory, anxiety, and depression among a sample of university students. *International Journal of Research in Educational Sciences*, 4(1), 57-85.

Slaney, R. & Suddarth, B. (2001). An investigation of the dimensions of perfectionism in college students. *Measurement & Evaluation in Counseling & Development*, 34(3), 157-165.

Smith, M. & Saklofske, D. (2017). The structure of multidimensional perfectionism: support for a bifactor model with a dominant general factor. *Journal of Personality Assessment*, 99, 297–303. doi: 10.1080/00223891.2016.1208209.

Smith, M., Sherry, S., Rnic, K., Saklofske, D., Enns, M. & Gralnick, T. (2016). Are perfectionism dimensions vulnerability factors for depressive symptoms after controlling for neuroticism? A meta-analysis of 10 longitudinal studies. *European Journal of Personality*, 30, 201-212.

Smith, M., Sherry, S., Vidovic, V., Saklofske, D., Stoeber, J. & Benoit, A. (2019). Perfectionism and the five-factor model of personality: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, 23, 367–390. doi: 10.1177/1088868318814973.

Spielberger, C., Gorsuch, R., Lushene, R., Vagg, P. & Jacobs, G. (1983). *Manual for the State–Trait Anxiety Inventory*. CA, USA, Mind Garden.

Stoeber, J. & Gaudreau, P. (2017). The advantages of partialling perfectionistic strivings and perfectionistic concerns: Critical issues and recommendations. *Personality and Individual Differences*. 104, 379–386. https://doi.org/10. 1016/j.paid.2016.08.039

Stoeber, J. & Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, 10(4), 295–319. https://doi.org/10.1207/s15327957pspr1004_2

Twenge, J., Cooper, A., Joiner, T., Duffy, M. & Binau, S. (2019). Age, period and cohort trends in mood disorder indicators and suicide-related outcomes in a nationally representative dataset, 2005-2017. *Journal of Abnormal Psychology*. 128, 185–199. doi: 10.1037/abn0000410.

Woodfine, V., Binder, P. & Molde, H. (2020). The Psychometric Properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale – Brief. *Frontiers in Psychology*, 1, 1-7. doi: 10.3389/fpsyg.2020.01860.