البناء العاملى وتكافؤ القياس لأحد مقاييس الإكتئاب لدى المراهقين من طلاب المدارس الثانوية باستخدام التحليل العاملى التوكيدى: دراسة مقارنة عبر ثقافية

د./ هشام فتحى جادالرب

كلية التربية – جامعة المنصورة

ملخص :

هدفت الدراسة إلى ترجمة ونقل مقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب إلى البيئة العربية، والتحقق من البناء العاملى للمقياس لدى المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل من الثقافة الأصلية للمقياس (الولايات المتحدة الأمريكية) والثقافة المنقول إليها المقياس (مصر)، وكذلك التحقق من تكافؤ القياس والثبات العاملى للمقياس فى كلا الثقافتين باستخدام التحليل العاملى التوكيدى. وبعد مراجعة الدراسات السابقة، تم صياغة فروض تتعلق بالبناء العاملى للمقياس؛ اختبار مدى تحقق تكافؤ القياس بدرجاته المختلفة. وقد تكونت عينة الدراسة من ٣٣٩ طالبا من الذكور بالمرحلة الثانوية (١٩٣ طالبا بالصف العاشر بالمدارس الثانوية بالولايات المتحدة الأمريكية، ١٤٦ طالبا بالصف الثانى الثانوى بجمهورية مصر العربية تم جمعها بين خريف ٢٠٠٤ وربيع ٢٠٠٥. وقد تم تحليل النتائج باستخدام التحليل العاملى التوكيدى لعينة واحدة ولعينات متعددة بواسطة برنامج AMOS 5.0 وتم تقدير البارامترات باستخدام طريقة الأرجحية العظمى. و قد استخدمت عدد من مؤشرت الملاءمة الوصفية، بالإضافة إلى مربع كاى لفحص ملاءمة النموذج للبيانات. وقد توصلت الدراسة لأدلة تدعم البناء العاملى لمقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب كنموذج رباعى العوامل من الدرجة الأولى يفسرهم عامل من الدرجة الثانية يمثل الإكتئاب لدى المراهقين من الذكور؛ كما توصلت الدراسة لأدلة تدعم تحقق درجة معقولة من تكافؤ القياس بين المجموعتين اللتين تمثلان الثقافتين الأمريكية والمصرية؛ بالإضافة إلى ذلك، توصلت الدراسة لمعاملات مرتفعة من الإتساق الداخلى للدرجة الكلية للمقياس ولمعظم العوامل المكونة للمقياس فى كل من المجموعتين.

البناء العاملى وتكافؤ القياس لأحد مقاييس الإكتئاب لدى المراهقين من طلاب المدارس الثانوية باستخدام التحليل العاملى التوكيدى: دراسة مقارنة عبر ثقافية

د./ هشام فتحى جادالرب
كلية التربية – جامعة المنصورة

مقدمة الدراسة وأساسها النظري

من أهم الخصائص السيكومترية التى يهتم بها الباحث عند تقنين الاختبارات والمقاييس النفسية التحقق من صدق وثبات الدرجات المشتقة من المقياس باستخدام عينات مشابهة للفئة المستهدفة من القياس. وبدون تقديم مثل تلك الأدلة فإنه من الصعب الوثوق فى نتائج استخدام المقياس والاعتماد عليها فى اتخاذ أية قرارات. لذا فإن معايير إعداد المقاييس التربوية والنفسية (American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education, 1999) تحدد ضرورة توافر الشروط الأتية فى المقياس النفسى أو التربوى: أ) يعكس بدقة الخاصية أو التكوين الفرضى الذى يدعى أنه يقيسه، ب) لديه أدلة صدق تتعلق بالغرض الذى يستخدم فيه، ج) يجب ألا يقيس خصائص أخرى غير تلك التى يفترض أن يقيسها.

وفى غضون العشر سنوات الأخيرة؛ تنامت اتجاهات تنادى بالوعى بأهمية تكافؤ المقاييس التربوية النفسية instrument equivalence or invariance عبر المجموعات المختلفة. فإذا كان الباحث أو الفاحص المستخدم لدرجات الاختبار بصدد استخدام درجات الاختبار لمقارنة مجموعتين أو أكثر (كما هو الحال فى معظم تطبيقات المقاييس النفسية) يجب أن يتأكد أن المقياس متكافئ فى تقديره للدرجات فيما يتعلق بالمجموعات المختلفة (Byrne, & Watkins, 2003). وبصفة عامة يشير تكافؤ القياس measurement invariance فيما يتعلق بأداة

القياس، إلى تكافؤ احتمالية أن يستجيب فردين ينتميان لمجموعتين مختلفتين (مثل أن يكون الفردين مختلفين فى الجنس أو العرق أو مستوى الدخل) نفس الاستجابة إذا كان هذان الفردين لهما نفس المستوى من الخاصية التى تقيسها تلك الأداة؛ بمعنى ألا تعتمد درجات الأفراد المستجيبين على المقياس على خصائص هؤلاء الأفراد والتى لا تتعلق بالخاصية موضع القياس كالجنس أو العرق أو مستوى الدخل أو أية خصائص أخرى لا نعنيها بالقياس (Lubke, Dolan, Kelderman, & Mellenbergh. 2003). و تشير بايرن وواتكنز Byrne and Watkins (2003) إلى أن تكافؤ القياس يعنى ثبات العمليات أو الوظائف التى من المفترض أن تقيسها أداة القياس عبر المجموعات المختلفة؛ بمعنى أن الطريقة التى يتم بها إدراك وتفسير محتوى مفردات اداه القياس تكون متكافئة إذا ما تم فحصها لدى مجموعات مختلفة من المستجيبين على المقياس.

وإذا كان من المهم بصفة عامة التأكد من أن المقياس متكافئ أو غير متحيز لمجموعة ضد مجموعة أخرى قبل استخدام المقياس والاعتماد على نتائجه، فإن الأهمية تزداد وتتضاعف إذا ما تم بناء المقياس فى ثقافة مغايرة للثقافة التى تستخدم فيها الدرجات المشتقة من تطبيق المقياس. فكما هو معروف أنه من الشائع ترجمة وإعداد المقاييس التى حظيت بقبول وانتشار فى ثقافات غربية وكأن لها درجة جيدة من الخصائص السيكومترية فى تلك الثقافات وإعادة تقنينها بإستخدام عينات عربية للتأكد من خصائصها السيكومترية فى الثقافة الجديدة المنقولة إليها. وقد أشارات نتائج الدراسات الرائدة فى هذا السياق (Byrne, & Campbell, 1999; Hambleton, 2005; Poortinga; 1995; Tanzer, 1995 van de Vijver, & Tanzer. 1997) إلى ضرورة التأكد من أن مفردات المقياس بعد ترجمتها ونقلها إلى ثقافة مختلفة عن الثقافة التى وضع فيها المقياس الأصلى تحمل نفس المعنى ولا تتحيز ضد أو لصالح الثقافة الجديدة. كما إشارت تلك الدراسات إلى أن التأكد من صدق وثبات المقياس فى الثقافة المنقول إليها المقياس لا تكفى وحدها

كأدلة لاعتماد استخدام الدرجات الناتجة عن المقياس؛ حيث أشارت نتائج تلك الدراسات إلى أن خصائص المقاييس قد تختلف عبر الثقافات المختلفة وهو ما يشير إلى تحيز الاختبار test bias. فقد يختلف البناء العاملي في الثقافة الجديدة نتيجة أن المفردات اكتسبت معاني مختلفة قد تؤدي إلى إضافة أبعاد جديدة أو مختلفة عن تلك الموجودة والمقصودة في المقياس الأصلي؛ وقد تؤدي أيضا إلى أختلاف تشبعات مفردات المقياس على الأبعاد المكونة للمقياس.

وهناك اعتقاد سائد بأنه إذا حصلنا على أدلة تفيد أن لامقياس نفس البناء العاملي factorial structure في كل من الثقافة الأصلية للمقياس الثقافة المنقول إليها المقياس دل ذلك على أن للمقياس ولمفرداته نفس الخصائص والمعنى في كلا الثقافتين (Paunonen & Ashton, 1998). وقد ناقشا بايرن و كامبل Byrne & Campbell (1999) ذلك الاعتقاد وتوصلا إلى أن ذلك يعد دليلا ضروريا ولكنه غير كافي لتكافؤ القياس. فالمقياس الواحد قد يكون له نفس البناء العاملي عند فحصه باستخدام مجموعات مختلفة ولكن لا يكفي ذلك لضمان أن المقياس يعمل بشكل متكافئ لدى تلك المجموعات (Byrne & Campbell, 1999, P. 571). كما قدما بايرن وواتكنز Byrne and Watkins (2003) دراسة تطبيقية لأحد أدوات القياس التي كان لها نفس البناء العاملي في ثقافتين مختلفتين (الأسترالية والنيجيرية) عند فحصه في كل ثقافة بشكل منفصل؛ وبالرغم من ذلك أظهر أدلة على عدم التكافؤ في القياس لدى نفس المجموعتين. فإذا حصلنا على بناء عاملي متشابه للاختبار عبر عدد من المجموعات المنفصلة دل ذلك على صدق التكوين الفرضي أو صدق المفهوم construct validity للمقياس في كل مجموعة فرعية سواء كانت تلك المجموعات تنتمي لثقافة واحدة أو أكثر (Messick, 1989; Horn, & McArdle, 1992). ويختبر تكافؤ القياس إفتراض على درجة أكبر من القوة فيما يتعلق بالأدلة المرتبطة بصدق التكوين

الفرضى للمقياس وهو أن يكون للمقياس نفس البناء العاملى عبر المجموعات المختلفة وألا تختلف البارامترات الخاصة بهذا البناء العاملى- مثل التشبعات العاملية على العوامل - إحصائيا عبر هذه المجموعات. و يصعب تفسير الفروق بين المجموعات على درجات المقياس-إن وجدت- بدون التأكد من تكافؤ القياس (Byrne & Watkins, 2003). فقد يكون المقياس متحيزا لمجموعة ما أو لثقافة ضد ثقافة أخرى، لذا فإن الفروق التى قد تظهر بين تلك المجموعات أو الثقافات قد لا تكون فروقا حقيقا وإنما ظهرت نتيجة تحيز الاختبار.

وفى هذا الإطار يفرق ميلساب Millsap (1997; 1998) بين نوعين من التحيزات الاختبارية؛ الأول هو ما أسماه بالتحيز التنبؤى predictive bias ويتعلق هذا النوع بالفروق المنتظمة بين المجموعات systematic group differences فى التنبؤ بمتغير ما باستخدام الدرجات المشتقة من المقياس. فى حين يشير إلى النوع الأخر بتحيز القياس measurement bias ويعنى وجود فروق بين المجموعات غير منتظمة وترتبط قيمة هذه الفروق بالدرجات على المقياس و بالخاصية التى يقيسها الاختبار. فالأول هو تحيز ذو قيمة ثابتة نسبيا لصالح مجموعة ما على طول مدى درجات المقياس؛ فى حين أن الثانى هو تحيز لصالح مجموعة معينة فى مدى معين من الدرجات ولصالح مجموعة أخرى فى مدى أخر من الدرجات.

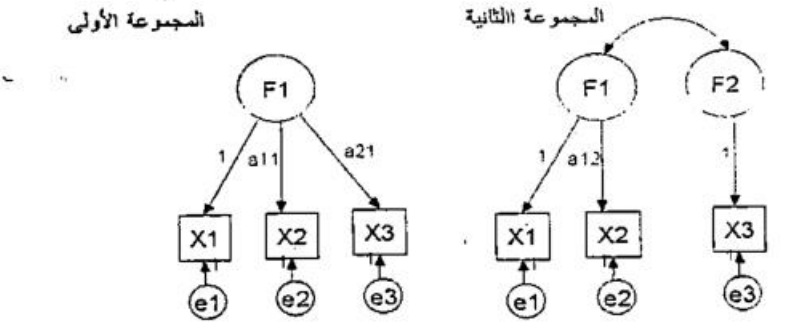
ويضيف فان دى فيجفار وتانزر van de Vijver and Tanzer (1997) إلى أن قضية تحيز الاختبار لمجموعة ضد أخرى أو للثقافة التى أعد فيها قد لا تتعلق بخصائص الاختبار ولكن قد تتعلق بخصائص المستجيبين على الاختبار من المجموعات المختلفة؛ ولذلك فإنه قد تظهر أداة قياس ما تحيزا لمجموعة ما ضد مجموعة أخرى ولكنها قد تكون متكافئة من حيث القياس بالنسبة لمجموعة ثالثة. فلا

يمكن التعميم بأن أداة القياس متحيزة أو غير متحيزة بدون تحديد متحيزة ضد أى مجموعة.

ويستخدم عادة التحليل العاملى التوكيدى confirmatory factor analysis (CFA) فى اختبار الفروض المتعلقة بالبناء العاملى و تكافؤ القياس. والتحليل العاملى التوكيدى هو إجراء لاختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتمى لعوامل فرضية مشتركة والتى يتحدد عددها وتفسيرها مقدما (فؤاد أبو حطب، أمال صادق، ١٩٩١). ويتميز هذا الأسلوب الاحصائى بقدر كبير من المرونة والفعالية والقوة عند إختبار فروض تتعلق بالبنية العاملية أو ثباتها عبر مجموعات مختلفة. فبدلا من استخدام التحليل العاملى الاستكشافى التقليدى exploratory factor analysis لنرى أية عوامل قد تكون موجودة خلف مجموعة من المتغيرات، يمكننا التحليل العاملى التوكيدى من اختبار مدى دقة نماذج محددة فى وصفها التفصيلى للعلاقات بين المتغيرات و العوامل الكامنة latent factors من الدرجة الأولى أو من درجات أعلى hierarchical latent factors (Schumacker & Lomax, 1996). بالإضافة إلى ذلك، يتيح التحليل العاملى التوكيدى الفرصة للمقارنات الإحصائية بين مجموعة من النماذج التى تصف البناء العاملى الكامن لمقياس ما والصور المختلفة للاختبار.

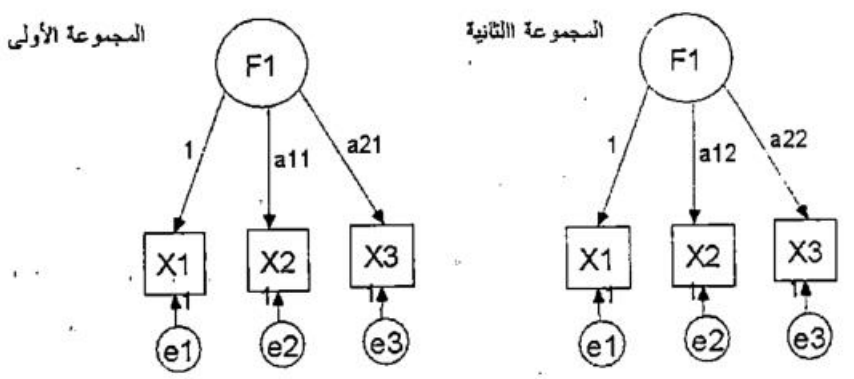
ويمكن تصور تكافؤ القياس على أنه متصل يمثل بعدين؛ الأول يمثل شكل البناء العاملى model form، والثانى يمثل التماثل فى قيم البارامترات similarity in parameter values. ويعد تشابه شكل البناء العاملى للمقياس عبر عدد من المجموعات المختلفة، هو أقل درجة من تكافؤ القياس بين تلك المجموعات. ويتماثل شكل البناء العاملى لدى عدد من المجموعات إذا كان النموذج الذى يمثل البناء العاملى فى كل مجموعة له نفس العدد من المتغيرات الملاحظة و نفس الموقع للبارامترات الحرة free و المثبتة fixed والمقيدة

constrained (Bollen, 1989). ويوضح الشكل (١) نموذجان يمثلان البناء العاملى لثلاثة متغيرات وهما مختلفان فى الشكل لدى مجموعتين مختلفتين.



الشكل (١) بناء عاملي مختلف في الشكل لدى مجموعتين

فكما يتضح من الشكل (١)، لكل نموذج نفس العدد من المتغيرات الملاحظة observed variables: X1, X2,X3 ؛ ولكن فى نموذج المجموعة الأولى تتشبع المتغيرات الثلاثة على عامل واحد فقط F1، فى حين تتشبع نفس المتغيرات على عاملين F1. F2 فى نموذج المجموعة الثانية. ويوضح الشكل (٢) مثالا للبناء العاملى الذى له نفس الشكل فى مجموعتين مختلفتين. ويمثل التماثل فى شكل البناء العاملى أدنى درجات تكافؤ القياس (Bollen, 1989).



الشكل (٢) بناء عاملي لدى مجموعتين مختلفتين له نفس الشكل

أما بالنسبة للتماثل فى قيمة البارامترات عبر المجموعات فيمكن تنظيمه فى درجات تنظيمية هرمية وفقا لنوع البارامترات التى يريد الباحث اختبار تماثلها عبر المجموعات. وعادة ما يتم البدء باختبار تماثل بارامترات تشبعات المفردات على العوامل فى كلا المجموعتين، ثم يتم الانتقال للدرجة الأعلى من التماثل وهى تماثل بارامترات تباين أخطاء القياس (والتى يرمز لها بـ e فى الشكلين ١، ٢). وأعلى درجات تكافؤ القياس هو تماثل بارامترات تباين وارتباط العوامل الكامنة (والتى يرمز لها بـ F فى الشكلين ١، ٢). ويتم اختبار فروض تكافؤ القياس وفقا لهذا التنظيم الهرمى، بحيث يضم كل فرض ذو درجة أعلى الشروط الضرورية للفروض الأدنى فى الدرجة. فيبدأ الباحث باختبار أقل درجات التكافؤ أولا وهو تماثل شكل البناء العاملى فى المجموعات المختلفة والذى يعد قاعدة التنظيم الهرمى؛ فإذا ما تحقق هذا الفرض ينتقل الباحث إلى الفرض الأعلى فى التنظيم الهرمى وهو فرض تماثل بارامترات تشبعات المفردات على العوامل. أما إذا لم يتحقق فرض تماثل شكل البناء العاملى فلا يتم الانتقال إلى الفرض التالى له فى التنظيم الهرمى. والخطوة التالية هى اختبار فرض تماثل بارامترات تباين أخطاء القياس لمفردات المقياس. أما أعلى درجات تكافؤ القياس فهى اختبار تماثل شكل البناء العاملى وبارامترات التشبعات وأخطاء القياس وكذلك تباينات وارتباطات العوامل (Bollen. 1989).

مؤشرات ملائمة النموذج للبيانات

عند استخدام التحليل العاملى التوكيدى، يهتم الباحث عادة بملائمة النموذج النظرى الذى يقترحه للبيانات الواقعية الملاحظة التى يجمعها من الميدان model-data fit، وللقيام بذلك هناك ما يعرف بمؤشرات حسن الملائمة goodness-of-fit indices. وهى مؤشرات إحصائية أو وصفية تحدد قيمة تساعد الباحث على تحديد مدى جودة نموذج مقترح، عن طريق مقارنته بنموذج أخر أو باختبار التوافق بين مصفوفة التباين/التغاير التى يقترحها النموذج والمصفوفة الملاحظة (Gadelrab, 2004). وهناك عدد كبير من هذه المؤشرات؛ وقد إقترح

هويل وبانتر Hoyle and Panter (1995) خمسة مؤشرات ملائمة في ضوء خصائصها والدراسات السابقة التي تمت عليها، ليعرضها الباحثون عند اختبار ملائمة البيانات للنموذج في النماذج الخطية البنائية structural equation modeling (SEM) بصفة عامة؛ ويعد التحليل العاملي التوكيدي حالة خاصة من النماذج الخطية البنائية. ويعرض الباحث فيما يلي نبذة عن هذه المؤشرات حيث أنها هي تلك المؤشرات التي استخدمها الباحث عند اختبار فروض الدراسة:

١- مربع كاي χ^2 : وهو من أشهر مؤشرات الملائمة التي تعرضها كل البرامج الإحصائية. ويعكس هذا المؤشر مُدَىٰ التباين بين مصفوفة التباين/التغاير الملاحظة من البيانات الفعلية وتلك المصفوفة التي تقترحها العلاقات بين المتغيرات الموجودة في النموذج النظري. ويتميز هذا المؤشر بأنه يمكن اختبار دلالته الإحصائية. فإذا كانت قيمة مربع كاي لأحد النماذج دالة إحصائيا، كان ذلك مؤشرا على اختلاف النموذج النظري بشكل كبير ومعنوي عن النموذج الفعلي الذي يحدد العلاقات بين المتغيرات. وعلى ذلك فإن القيمة الدالة لهذا المؤشر تعني رفض النموذج المقترح أو إعادة توصيفه. وعلى العكس، إذا كانت قيمة مربع كاي غير دالة فإن الباحث يقبل النموذج على أنه قد يكون النموذج الصحيح الذي يصف العلاقات بين المتغيرات. ولعل أهم عيوب هذا المؤشر هو تأثره بحجم العينة المستخدمة. فالعينات ذات الحجم الكبير قد تؤدي لرفض النموذج حتى لو كان نموذج جيد أو قريب من النموذج الحقيقي وحتى لو كان الاختلاف بين النموذج المقترح والبيانات صغير. كذلك قد تؤدي العينات صغيرة الحجم إلى قبول نماذج أقل جودة أو ذات اختلاف كبير نسبيا بينها وبين البيانات الملاحظة. ولعل هذا هو السبب الرئيسي في ظهور مؤشرات الملائمة الأخرى والتي تسمى مؤشرات الملائمة الوصفية (Gadelrab, 2004). و قد إقترح (Bollen, 1989) استخدام النسبة بين قيمة مربع كاي إلى درجات الحرية كمؤشر مشتق للملائمة لحل مشكلة تأثر قيمة مربع كاي بحجم العينة؛

وإذا كانت قيمته هذه النسبة أقل من ٢ دل ذلك على ملائمة معقولة (Bollen. 1989).

٢- مؤشر الملاءمة غير المعيارى Non-Normed Fit Index (NNFI) : ويعتمد هذا المؤشر على مقارنة النموذج الذى يقترحه الباحث بنموذج أخر يسمى النموذج القاعدى baseline model والذى عادة ما يكون النموذج الصفرى null model وهو النموذج الذى يفترض أن جميع العلاقات بين المتغيرات صفرية وهو بذلك يقارن النموذج الذى يقترحه الباحث بأقل النماذج ملاءمة (النموذج الصفرى) (Bollen, 1989). وبذلك يعكس هذا المؤشر الملائمة المكتسبة التى نحصل عليها من توصيف النموذج المقترح مقارنة بنقطة صفر الملائمة وهو النموذج الصفرى (Gadelrab, 2004). والمعادلة المستخدمة فى حساب قيمة هذا المؤشر تعتمد على قيمة مربع كاى: (Hoyle & Panter. 1995)

$$NNFI = [(\chi^2_B / df_B) - (\chi^2_T / df_T)] / [(\chi^2_B / df_B) - 1]$$

حيث B تمثل النموذج القاعدى، T تمثل النموذج المقترح، df تمثل درجات الحرية الخاصة بالنموذج القاعدى أو النموذج المقترح.

ولأن هذا المؤشر لايعتبر إحصاءة، فإنه لا يمكن اختبار دلالتة الإحصائية. وبدلا من ذلك هناك درجة قطع تستخدم لتحديد أقل قيمة للمؤشر يمكن عندها قبول ملائمة النموذج. والقيمة المتعارف عليها لقبول النموذج بلستخدام مؤشر الملائمة غير المعيارى هى ٠,٩٠ (Bentler, 1990). وتشير دراسات حديثة إلى أهمية رفع قيمة القطع عند قبول النماذج (Hu, & Bentler, 1999; Gadelrab, 2004).

٣- مؤشر الملائمة التزايدى Incremental Fit Index (IFI) : و هويشابه المؤشر السابق حيث يعكس مدى تفوق النموذج الذى يقترحه الباحث فى ملاءمته على النموذج القاعدى (الذى عادة ما يكون النموذج الصفرى). والمعادلة المستخدمة فى حساب قيمة هذا المؤشر هى:

$$IFI = (\chi^2_B - \chi^2_T) / (\chi^2_B - df_T) \text{ (Hoyle, \& Panter, 1995)}$$

ودرجة القطع المقترحة لهذا المؤشر هى ٠,٩٠ (Bentler, 1990) ويفضل

بعض الباحثين استخدام درجات قطع ذات قيمة أكبر (Hu, & Bentler, 1999: Gadelrab, 2004).

٤- مؤشر الملائمة المقارن Comparative Fit Index (CFI) : لأن المؤشرات السابقة قد تخرج عن المدى صفر إلى ١ ، مما يصعب تفسيرها وإعطاءها معنى ؛ إقترح بانتلر Bentler (1990) هذا المؤشر الذى لاتقل قيمه عن صفر ولا تزيد بأى حال عن ١. وما عرض عن المؤشرات السابقة من خصائص ودرجة قطع ينطبق أيضا على هذا المؤشر. وتستخدم المعادلة الأتية فى حساب قيمة مؤشر الملائمة المقارن:

$$CFI = 1 - \max.[(\chi_T^2 - df_T),0] / \max.[(\chi_T^2 - df_T),(\chi_B^2 - df_B),0]$$

(Hoyle,&Panter, 1995)

٥- جذر متوسط مربع الخطأ التقاربى Root Mean Square Error of Approximation : لأن جميع النماذج التى يقترحها الباحث يقصد بها الاقتراب بقدر الإمكان من الحقيقة، ولا يوجد نموذج ما مطابق تماما للحقيقة. بمعنى أنه لابد أن يوجد درجة ما من الخطأ فى توصيف النموذج. ويقدر هذا المؤشر هذا الخطأ عن طريق قياس مدى التناقض discrepancy بين مصفوفة التباين/التغاير التى يمكن تكوينها من البيانات الملاحظة والمصفوفة المستخلصة من النموذج المقترح. وإذا كانت المؤشرات السابقة قد تتأثر قيمتها بحجم النموذج وعدد المتغيرات المكونة له؛ فإن هذا المؤشر يتميز بأنه متحرر من أثر ذلك. والمعادلة المستخدمة فى حساب هذا المؤشر هى:

$$RMSEA = \sqrt{F_0 / df}$$ (Hu, & Bentler, 1999)

حيث تشير F_0 إلى أقل قيمة لدالة التناقض minimum discrepancy function والقيمة المقترحة كدرجة قطع لهذا المؤشر هى ٠,٠٧ (Hu, & Bentler, 1999; Gadelrab, 2004).

مشكلة الدراسة :

بالرغم من ضرورة توافر الأدلة التقليدية لثبات وصدق الاختبار أو المقياس قبل الاعتماد على درجاته والثقة فى نتائجه. إلا أن هذه الأدلة وحدها لا تعد كافية. فبالإضافة إلى أهمية التحقق من ثبات الدرجات المشتقة من المقياس والبناء العاملى للمقياس، يجب أن يتم التحقق من تكافؤ القياس عند تقنين المقاييس خاصة تلك المقاييس التى أعدت فى ثقافات مختلفة ونقلت إلى ثقافة جديدة مغايرة. بالإضافة إلى ذلك، هناك خلط بين البناء العاملى للمقياس ومفهوم تكافؤ القياس. فبينما يعد الأول أحد أهم أدلة صدق التكوين، ويشير إلى التوافق بين التعريف النظرى للخاصية أو التكوين الفرضى الذى يقيسه المقياس والبيانات الواقعية المستمدة من المستجيبين على المقياس (Hoyle & Smith, 1994; Messick, 1995) يشير تكافؤ القياس إلى مدى الملاءمة بين البناء العاملى للمقياس عبر مجموعات مختلفة من المستجيبين، والبيانات الفعلية الملاحظة من هذه المجموعات؛ وذلك بتوصيف نموذج نظرى theoretically-based measurement model يصف التباينات والتغايرات variances and covariances المتوقعة بين المفردات المكونة للمقياس عبر المجوعات المختلفة و إختبار مدى ثبات البارامترات المختلفة الخاصة بهذا النموذج بين المجموعات عن طريق فحص الملائمة model-data fit (Bollen, 1989). وكلا المفهومان؛ البناء العاملى وتكافؤ القياس يرتبطان بصدق التكوين الفرضى أو صدق المفهوم والذى يعتبره بعض العلماء من أهم أدلة صدق المقاييس النفسية، بل ويعتبروه مفهوما شاملا للصدق يضم فى طياته أدلة الصدق الأخرى (Byrne & Campbell, 1999). ولكن تحقق نفس البناء العاملى لدى عدد من المجموعات لا يضمن تحقق تكافؤ القياس لدى نفس المجموعات كما بينت بايرن وواتكنز Byrne & Watkins (2003).

وترجع أهمية فحص البناء العاملى وثبات القياس إلى أنهما يؤثران بشكل مباشر فى حساب الدرجة الكلية على المقياس، و كذلك بشكل غير مباشر فى تفسير تلك الدرجات التى نحصل عليها بعد تطبيق المقياس خاصة تلك المتعلقة بالفروق بين

المجموعات. فمن الصعب أن نجمع درجات الاستجابات على المفردات بدون التأكد من وجود عامل واحد تتشبع عليه جميع مفردات المقياس ومن الصعب تفسير الدرجات المشتقة من المقياس دون التعرف على الأبعاد أو العوامل التى تتشبع عليها مفردات المقياس المختلفة، خاصة إذا كان المقياس منقول من ثقافة مختلفة. ومع ذلك فإن القليل من الدراسات-وخاصة العربية منها-اهتمت بمثل هذا النوع من الدراسات والبحوث بعد ترجمة وتقنين المقاييس النفسية فى ثقافة جديدة. وقد يرجع ذلك إلى عدم أدراك أهمية إجراء مثل تلك الدراسات قبل الوثوق فى نتائج استخدام المقاييس النفسية من ناحية، وارتباط مثل هذا النوع من الدراسات فى أذهان كثير من الباحثين بالتعقيدات الإحصائية والرياضية عند صياغة الفروض واختبارها وتفسير النتائج الخاصة بها؛ خاصة أنها تمثل بالفعل نوعا غير تقليدى فى البحوث النفسية العربية. والحقيقة أن ظهور أساليب أحصائية كالتحليل العاملى التوكيدى CFA و التحليل التوكيدى متعدد المجموعات multisample CFA و ظهور جيل جديد من البرامج الإحصائية مثل AMOS 5.0 (Arbuckle. 2003)، EQS 6.0 (Bentler. 2004)، LISREL 8.5 (Joreskog. & Sorbom, 2002) تمكن الباحث من القيام بالأساليب الإحصائية اللازمة لاختبار مثل هذه الفروض بشكل أيسر بكثير مما سبق، قد سهل بالفعل القيام بالدراسات التى تتناول البناء العاملى التوكيدى و تكافؤ القياس.

وقد أختار الباحث الحالى أحد مقاييس الأعراض الإكتئابية الواسعة الاستخدام فى الولايات المتحدة الأمريكية وهو مقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale (CES-D)، لترجمته ونقله للثقافة العربية واختبار فروض تتعلق بالبناء العاملى وتكافؤ القياس للمقياس فى عينة من طلاب المدارس الثانوية تمثل الثقافة الأصلية للمقياس (الولايات المتحدة الأمريكية) وعينة أخرى من طلاب المدارس الثانوية تمثل الثقافة المنقول إليها المقياس (جمهورية مصر العربية). وترجع أهمية وجود مقياس لتقدير حدة الإكتئاب، لما تشير إليه الإحصاءات من انتشار الإكتئاب. فقد تم تقدير نسبة

المصابين بالإكتئاب فى الولايات المتحدة الأمريكية بحوالى ٨% إلى ٩% (Rushton, Forcier, & Schectman, 2002). ويبدأ الإكتئاب فى الظهور فى المراهقة المبكرة وتزيد نسبته تدريجيا أثناء فترة المراهقة المتأخرة (Lewinsohn, Rohde, & Seeley. 1998). كما قدرت معدلات انتشار الإكتئاب فى الولايات المتحدة أيضا بحوالى ١٥% فى جميع الفئات العمرية (Kessler et al.. 1994). ورغم عدم توافر إحصاءات مماثلة فى الدول العربية، إلا أننا يمكننا القول أنه قد يكون لدينا معدلات مقاربة إن لم تكن أكبر فى الدول العربية.

وتشير الدراسات أنه فى معظم الأحيان قد لا يتم اكتشاف الإكتئاب؛ ففى الولايات المتحدة الأمريكية يصل احتمال إكتشاف الإكتئاب إلى ٥٠% أو أقل (Passik et al., 1998). لذا فإن هناك حاجة ملحة لأدوات قياس سريعة التطبيق وتعتمد على التقرير الذاتى وفى ذات الوقت ذات خصائص سيكومترية جيدة تستخدم كأداة عملية للفحص العام screening لشدة الإكتئاب. وقد وقع إختيار الباحث على مقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب CES-D لتقديمه كمقياس للفحص العام للإكتئاب بعد ترجمته ونقله للثقافة العربية واختبار مدى تحقق فروض البناء العاملى وتكافؤ القياس فى المقياس.

وصف المقياس

أعد مقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب رادلوف (1977) Radloff ، حيث نشره فى مقالة بمجلة القياس النفسى التطبيقى applied psychological measurement كمقياس تقرير ذاتى لقياس الإكتئاب فى المجتمع العام general population، ومن ذلك الوقت وحتى الأن يعد المقياس من أشهر المقاييس المستخدمة لتقدير الأعراض الإكتئابية فى الولايات المتحدة الأمريكية. والاستخدام الأساسي للمقياس هو التشخيص المبدئى أو الفحص العام للإكتئاب فى المجتمع وليس ليحل محل المقابلات المتعمقة مع المرضى أو التشخيص الكلينيكى للإكتئاب. وقد استخدم المقياس لسنوات طويلة لهذا الغرض وأثبت نجاحه؛ حيث كانت

الدرجات المرتفعة على المقياس مؤشرا بدرجة كبيرة من الدقة على الإصابة بالإكتئاب لدى العديد من المرضى (Fountoulakis et al., 2001). ولأن المقياس من نوع التقرير الذاتى فهو يقيس الأعراض الاكتئابية دون التأثر بالفاحص الذى قد يؤثر على نتائج القياس. وقد أشارت بعض الدراسات إلى أن مفردات المقياس قد تساعد المرضى على مناقشة الأعراض المتعلقة بالإكتئاب التى تنتابهم، خاصة المرضى الذين يعانون من أعراض جسمية للإكتئاب مثل الصداع المزمن والأرق (Radloff, & Teri. 1986).

وقد اشتقت عبارات المقياس عن طريق الملاحظات المنظمة والتسجيلات التى تتناول خصائص واتجاهات وأعراض الإكتئاب لدى المرضى بالإكتئاب وذلك فى ضوء نموذج بك المعرفى للإكتئاب Beck's cognitive model of depression الذى وضع عام ١٩٦٧ (Beck, 1987). ويتكون المقياس من ٢٠ عبارة تغطى الأعراض الوجدانية والجسمية والاجتماعية للإكتئاب؛ ويجيب الفرد على تلك العبارات باختيار بديل من أربعة بدائل تتراوح بين نادرا أو لا يحدث على الإطلاق إلى معظم الوقت وذلك فى ضوء ما شعر به الفرد خلال الأسبوع السابق لاستجابته على فقرات المقياس. وتأخذ كل عبارة درجة تتراوح بين صفر، و ٣. ويتم الحصول على درجة كلية على المقياس بجمع درجات العبارات العشرين؛ ولذلك فإن الدرجة الكلية على المقياس تتراوح بين صفر، ٦٠ درجة (Devins, & Orme, 1986). وقد وضعت أربعة فقرات فى الاتجاه الإيجابي لتجنب تأثير وجهة الاستجابة وللتأكد من جدية المستجيب على فقرات المقياس (Radloff, & Teri. 1986). ولذا يجب عكس الدرجات عل تلك العبارات الأربعة؛ فيحصل المستجيب على ثلاثة درجات فى حالة الاستجابة نادرا أو لا يحدث على الإطلاق ودرجتان فى حالة أحيانا ودرجة واحدة فى حالة كثيرا و صفر فى حالة غالبا. ودرجة القطع المستخدمة لتحديد الإكتئاب هى ١٦ ؛ فإذا حصل الفرد على ١٦ درجة أو أكثر كدرجة كلية على المقياس دل ذلك على أنه يعانى من أعراض إكتئابية ويجب أن يخضع لمقابلة كلينكية، وكلما زادت الدرجة الكلية على

المقياس دل ذلك على حدة الأعراض الإكتائبية التى يعانى منها المريض بالإكتئاب (Radloff, & Teri, 1986). ويرى البعض أن هذه الدرجة منخفضة كدرجة قطع على المقياس تحدد الإكتئاب فى المجتمع العام؛ ويفضل البعض استخدام الدرجة ٢٠ على الأقل كدرجة قطع لتحديد الإكتئاب (Husaini et al., 1980). وتشير الدراسات التى تمت على المقياس أن لديه حساسية sensitivity عالية للتنبؤ بالإكتئاب تتراوح بين ٦٠% إلى ٩٩% وقد تراوحت درجة التحديد specificity للمقياس بين ٧٣% إلى ٩٤% (Devins, & Orme, 1986). والدرجات على المقياس تميل إلى الالتواء الموجب فى العينات غير الكلينكية، حيث أن معظم الأفراد يحصلون على درجات منخفضة على المقياس (Radloff, & Teri, 1986).

وللمقياس فى صورته الأصلية خصائص سيكومترية جيدة؛ فتصل قيم معاملات الثبات بإستخدام معامل ألفا إلى ٠,٨٥ فى المجتمع و٠,٩٠فى المرضى، كما أن الاتساق الداخلى للمقياس مرتفع جدا ويصل إلى ٠,٨٧ فى المجتمع و ٠,٩٢ فى المرضى باستخدام معادلة سبيرمان – براون. وقد سجل ثبات التجزئة النصفية قيما مرتفعة أيضا؛ فيصل إلى ٠,٧٧ فى المجتمع و ٠,٨٥ فى المرضى (Radloff, 1977).

أما عن صدق المقياس، فهناك العديد من الأدلة التى تشير إلى توافر صدق كافى للمقياس. فقد توصلت الدراسة التى قام بها معد المقياس إلى أن فقرات المقياس تتشبع على أربعة عوامل أو أبعاد تم التوصل إليها باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى بطريقة المكونات الأساسية principal components والتدوير المتعامد بطريقة فاريمكس varimax. تلك العوامل الأربعة هى التأثيرات السلبية أو الإكتئابية depressed affect وتتشبع عليها العبارات السلبية مثل الشعور بالوحدة والحزن وصعوبة الاستمرار فى التركيز والفشل والميل للبكاء. أما العامل الثانى فهو عامل التأثيرات الإيجابية positive affect أو السعادة well-being وتتشبع عليها الفقرات الأربعة الايجابية فى المقياس مثل الشعور بحالة جيدة والأمل

فيما يتعلق بالمستقبل والسعادة والاستمتاع بالحياة. والعامل الثالث هو عامل الأعراض الجسمية somatic symptoms وتتشبع عليها الفقرات التي تشير للتأثيرات الجسمية للإكتئاب مثل فقدان الشهية للطعام والشعور بالضيق وعدم الميل إلى التحدث والإجهاد وعدم الراحة أثناء النوم وعدم القدرة على الاستمرار. أما العامل الرابع فيشير إلى المشكلات والصعوبات الاجتماعية interpersonal difficulties وتتشبع عليها عبارات مثل شعور الفرد بعدم ود الأخرين معه وعدم الشعور بحب الأخرين (Radloff, 1977). وقد توصلت دراسات لاحقة (Dick et al., 1994; Edman et al.,1999; McArdle et al., 2001) إلى أن المفردة رقم ٧ "كل ما قمت به من أعمال كان جهدا " تتشبع على بعدين هما عامل الأعراض الجسمية للإكتئاب وعامل التأثيرات الإيجابية.

وقد توصلت كثير من الدراسات التى استخدمت التحليل العاملى الاستكشافى لعوامل مشابهه لتلك التى توصل إليها رادلوف؛ باستخدام عينات مختلفة فى العمر والجنس ومستوى التعليم والعرق (Bush, Fedio, 1999). وهذا متفق مع الإطار النظرى الذى بنى المقياس على أساسه؛ حيث يتضمن نموذج بك للإكتئاب الأبعاد الوجدانية والجسمية والاجتماعية للإكتئاب والتى ظهرت فى الأبعاد التى تم التوصل إليها. بالإضافة إلى ذلك توصلت الدراسات أن للمقياس صدق تقاربى convergent validity (Himmelfarb, & Murrell, 1983) وكذلك صدق تمييزى مرتفع (Himmelfarb, & Murrell, 1983; Husaini et al., 1980) .

وفى البيئة العربية قام أحمد عبد الخالق (١٩٩٨) بترجمة وتقنين المقياس على عينة كويتية من طلاب المدارس الثانوية وتوصل لخصائص سيكومترية جيدة للمقياس (فى أحمد عبد الخالق ، ٢٠٠١).

البناء العاملى للمقياس

بالرغم من انتشار المقياس واستخداماته المتعددة لدى مجموعات مختلفة من الأسوياء والمرضى، وبالرغم من أن هناك العديد من الدراسات التى أهتمت بفحص البناء العاملى للمقياس؛ إلا أن هناك القليل من الدراسات التى استخدم التحليل

العاملى التوكيدى. فمعظم التحليلات الإحصائية التى تمت لاختبار البناء العاملى للمقياس اعتمدت على التحليل العاملى الاستكشافى وخاصة باستخدام طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد. والمشكلة الأساسية فى استخدم طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد هى أنها تعظم التباين الموجود بين العوامل مما يتيح فرصة أكبر للوصول لعوامل مستقلة وتزيد فرصة إخفاء ما قد توجد بين تلك العوامل من علاقات. بمعنى أن العوامل توجه قصرا لأن تكون مستقلة حتى فى حالة وجود علاقات حقيقية بين تلك العوامل (Preacher, & MacCallum, 2003). وقد أعد مقياس مركز الدراسات الوبائية أساسا فى ضوء نموذج نظرى معروف وهو نموذج بك للإكتئاب، لذا فإن التحليل العاملى التوكيدى هو الأسلوب الإحصائى الأنسب لدراسة البناء العاملى للمقياس وليس التحليل العاملى الاستكشافى.

والعدد القليل من الدراسات الذى استخدم التحليل العاملى التوكيدى لفحص البناء العاملى للمقياس جاءت بنتائج متناقضة. ففى حين دعمت بعض الدراسات العاملية البناء العاملى للمقياس كنموذج رباعى العوامل (McArdle four-factor model ، et. al., 2001; Roberts, Andrews, Lewinsohn, & Hops, 1990) توصلت دراسة خرى لنموذج ثلاثى العوامل (Dick, three-factor model Beals, Keane, & Manson, 1994)، وتوصلت دراسة ريدمان وأخرون Edman (1999) إلى عدم ملائمة كل من النموذج الثلاثى والرباعى-العوامل. أما النموذج الذى أتفقت عليه عدد كبير من الدراسات العاملية هو النموذج العاملى من الدرجة الثانية حيث تتشبع مفردات المقياس على أربعة عوامل من الدرجة الأولى والتى بدورها نتيجة لعامل واحد من الدرجة الثانية (Hertzog etal., 1990; Knight, Williams, McGee, & Olaman, 1997; Rhee et al., 1999; Sheehan, Fifield, Reisine, & Tennan, 1995) . لكن كل هذه الدراسات قد اختبرت ملائمة النموذج العاملى من الدرجة الثانية فى عينات من الراشدين ولم يتم التحقق من ملائمة هذا النموذج لدى فئة المراهقين. ويتميز هذا النموذج أنه يتفق مع

النموذج النظرى الذى يعد أساسا للمقياس، كما أنه يدعم تشبع جميع المفردات على عامل واحد مما يعطى الثقة فى جمع درجات مفردات المقياس للحصول على درجة كلية على المقياس.

أهداف الدراسة :

يمكن صياغة أهداف الدراسة الحالية فى النقاط الأتية:

١- ترجمة ونقل مقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب إلى البيئة العربية.

٢- التحقق من البناء العاملى للمقياس واختبار مدى ملائمة النموذج رباعى العوامل من الدرجة الأولى يفسرهم عامل من الدرجة الثانية يمثل الإكتئاب لدى المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل من الثقافة الأصلية للمقياس (الولايات المتحدة الأمريكية) والثقافة المنقول إليها المقياس (العربية).

٣- التحقق من تكافؤ القياس والثبات العاملى للمقياس فى كلا الثقافتين باستخدام التحليل العاملى التوكيدى.

٤- تقديم دراسة تطبيقية تعرض الأسس المنهجية لاستخدام التحليل العاملى التوكيدى متعدد المجموعات فى اختبار فروض تتعلق بتكافؤ القياس لدى مجموعات مختلفة.

فروض الدراسة

تتحقق الدراسة من صحة الفروض الأتية:

١- توجد ملاءمة إحصائية بين النموذج رباعى العوامل من الدرجة الأولى يفسرهم عامل من الدرجة الثانية، الذى يصف البناء العاملى لمقياس الإكتئاب، والبيانات المستمدة من المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل من الولايات المتحدة الأمريكية وجمهورية مصر العربية - عند اختبار ملائمة النموذج لكل مجموعة فى تحليل احصائى مستقل.

٢- النموذج الذى يصف البناء العاملى لمقياس الإكتئاب يلائم إحصائيا البيانات المستمدة من كل من المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل الولايات

المتحدة الأمريكية وجمهورية مصر العربية – عند اختبار ملائمة النموذج للمجموعتين معا فى تحليل احصائى واحد .

٣- تتكافأ إحصائيا تقديرات بارامترات تشبعات مفردات مقياس الإكتئاب المتماثلة على العوامل المتماثلة لدى كل من المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل الولايات المتحدة الأمريكية وجمهورية مصر العربية.

٤- تتكافأ إحصائيا تقديرات بارامترات تباين أخطاء القياس لمفردات مقياس الإكتئاب المتماثلة لدى كل من المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل الولايات المتحدة الأمريكية وجمهورية مصر العربية.

٥- تتكافأ إحصائيا تقديرات بارامترات تباين العوامل المتماثلة التى يتشبع عليها مفردات مقياس الإكتئاب وكذلك العلاقات بينها لدى كل من المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل الولايات المتحدة الأمريكية وجمهورية مصر العربية.

٦- لدرجات مقياس الاكتئاب درجة مرتفعة من الاتساق الداخلى سواء على مستوى الدرجة الكلية أو الأبعاد الفرعية.

منهج الدراسة :

عينة الدراسة

تكونت عينة الدراسة الكلية من ٣٣٩ طالبا بالمرحلة الثانوية. وتتكون العينة الكلية من عينتين فرعيتين؛ العينة الأمريكية وتتكون من ١٩٣ طالبا بالصف العاشر بالمدارس الثانوية بمنطقة ديترويت بالولايات المتحدة الأمريكية [1] ،و تتكون العينة المصرية من ١٤٦ طالبا بالصف الثانى الثانوى بمدينة المنصورة. تراوحت أعمار الطلاب فى العينة الكلية بين ١٣ إلى ١٦ سنة (الوسيط = ١٥,٥ سنة للعينة الأمريكية، ١٥,١ للعينة المصرية؛ المتوسط = ١٤,٩ سنة للعينة الأمريكية، ١٥,٦

[1] جمع البحث بيانات العينة الأمريكية أثناء فترة دراسة للحصول على درجة الدكتوراه فى القياس والتقويم والاحصاء التربوى والنفسى من الولايات المتحدة الأمريكية.

للعينة المصرية). تم جمع بيانات العينةالأمريكية فى خريف عام ٢٠٠٤، وتم جمع بيانات العينة المصرية فى ربيع ٢٠٠٥. حجم عينات الدراسة كافى للحصول على تقديرات ثابتة للبارمترات باستخدام التحليل العاملى التوكيدى (Boomsma, 1982). وقد تكونت عينة الدراسة من الذكور فقط، وذلك للتحكم فى متغير الجنس لأن الأناث عادة ما يحصلن على درجات مرتفعة بشكل دال عن الذكور فى مقاييس الاكتئاب (Devins, & Orme, 1986; Radloff, & Teri, 1986).

أداه الدراسة

مقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب CES-D هو مقياس أعده رادلوف Radloff (1977) ويتكون من ٢٠ مفردة يجاب عليها بأسلوب التقرير الذاتى لقياس الإكتئاب فى المجتمع العام. وتتشبع مفردات المقياس نظريا على أربعة عوامل هى التأثيرات الإكتائبية depressive affect والجوانب الايجابية أو السعادة well-being والأعراض الجسمية somatic symptoms والمشكلات الاجتماعية interpersonal difficulties. وللمقياس صدق وثبات مرتفعين وخواص سيكومترية جيدة فى صورته الانجليزية.

ترجمة المقياس

قام الباحث بترجمة المقياس من اللغة الإنجليزية إلى اللغة العربية، وقام اثنان من المتخصصين فى اللغة الإنجليزية[٢] بمراجعة الترجمة وقام الباحث بمناقشتهما فيما إقترحاه من تعديلات، وفى ضوء ذلك تم إجراء التعديلات المناسبة على الترجمة. (أنظر ملحق الدراسة)

إجراءات الدراسة والتحليل الاحصائى

لاختبار فروض الدراسة قام الباحث بالخطوات الأتية:

١- توصيف النموذج العاملى المقترح وذلك فى ضوء النموذج النظرى الذى يستند إليه المقياس وفى ضوء الدراسات العاملية السابقة على المقياس.

---

[٢] بقسم اللغات الأجنبية بكلية التربية جامعة المنصورة

٢- التحقق من ملائمة النموذج العاملى المقترح للبيانات باستخدام التحليل العاملى التوكيدى CFA وذلك باستخدام مؤشرات الملائمة المختلفة وذلك فى كل من العينة الأمريكية (مجموعة ١) والعينة المصرية (مجموعة ٢) فى تحليلات إحصائية منفصلة باستخدام برنامج AMOS 5.0 (Arbuckle, 2003) وذلك بعد أدخال البيانات باستخدام برنامج SPSS 13.0 (2004). وقد تم تقدير بارامترات النموذج باستخدام طريقة الأرجحية العظمى maximum likelihood (ML) وتم فحص ملائمة البيانات للنموذج باستخدام خمس مؤشرات للملائمة (Hoyle, & Panter, 1995) هى مربع كاى χ^2 ، نسبة مربع كاى لدرجات الحرية ، مؤشر الملائمة غير المعيارى NNFI ، مؤشر الملائمة التزايدى IFI ، مؤشر الملائمة المقارن CFI ، وجذر متوسط مربع الخطأ التقاربى RMSEA.

٣- التحقق من تكافؤ البناء العاملى للمقياس وذلك باختبار مدى ملائمة النموذج للمجموعتين معا فى تحليل إحصائي واحد باستخدام التحليل العاملى التوكيدى للمجموعات المتعددة multisample CFA (MCFA) وذلك فى أربعة خطوات متدرجة ومنظمة تنظيما هرميا كالأتى:

أ- تماثل شكل البناء العاملى فى كلتا المجموعتين وهو أضعف درجات تكافؤ القياس ويطلق عليه تكافؤ القياس الضعيف weak measurement invariance.

ب- تماثل التشبعات العاملية لمفردات المقياس على العوامل، بالإضافة إلى تماثل شكل البناء العاملى فى كلتا المجموعتين.

ت- تماثل تباين أخطاء القياس لجميع مفردات المقياس بالإضافة إلى تماثل التشبعات العاملية لمفردات المقياس و تماثل شكل البناء العاملى فى كلتا المجموعتين.

ث- تماثل تباين العوامل أو المتغيرات الكامنة latent variables وكذلك الارتباطات بين العوامل بالإضافة إلى تماثل تباين أخطاء القياس لجميع

مفردات المقياس و تماثل التشبعات العاملية لمفردات المقياس و تماثل شكل البناء العاملى فى كلتا المجموعتين. ويمثل ذلك أعلى درجات تكافؤ القياس ويسمى strict measurement invariance.

وتم اختبار التماثل إحصائيا بوضع قيود constrains على بارامترات النموذج المراد اختبار تماثلها فى كلتا المجموعتين؛ ففى أضعف درجات تكافؤ القياس (تماثل شكل البناء العاملى) لم يتم وضع أية قيود على بارامترات النموذج. وفى الدرجة التالية لتكافؤ القياس (تماثل التشبعات العاملية) قام الباحث بوضع قيد تساوى قيم تقديرات بارامترات تشبعات المفردات على العوامل مما ينتج نموذج أكثر تقييدا more restrictive model و يتوقع أن يكون أقل ملائمة؛ مقارنة بالنموذج الذى يسبقه فى التنظيم الهرمى. وتم الحكم على صحة الفرض إحصائيا بمقارنة الانخفاض فى قيم مؤشرات الملائمة السابق ذكرها decline in model-data fit عند الانتقال إلى النموذج الأكثر تقييدا. فمثلا الفرق بين قيمة مربع كاى $\Delta\chi^2$ فى النموذجين تم اختبار دلالته الإحصائية عند درجات حرية تساوى الفرق بين درجات الحرية فى النموذجين. وهكذا يتم الانتقال للخطوة التالية واختبار صحة الفروض المتعلقة بتكافؤ القياس واحدا تلو الأخر.

٤- التحقق من الاتساق الداخلى للمقياس ككل وللأبعاد الفرعية باستخدام معادلة ألفا للاتساق الداخلى.

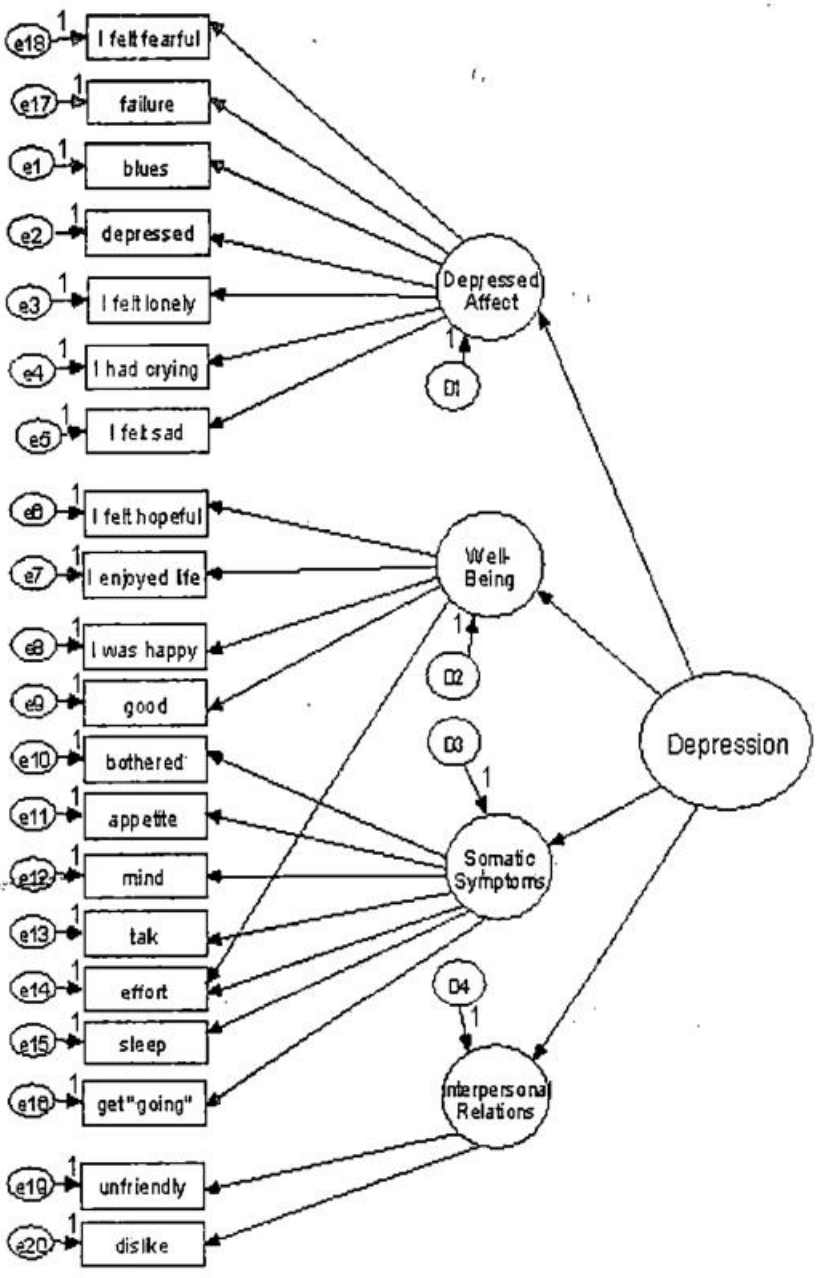
نتائج الدراسة ومناقشتها

النتائج الخاصة بالبناء العاملى للمقياس

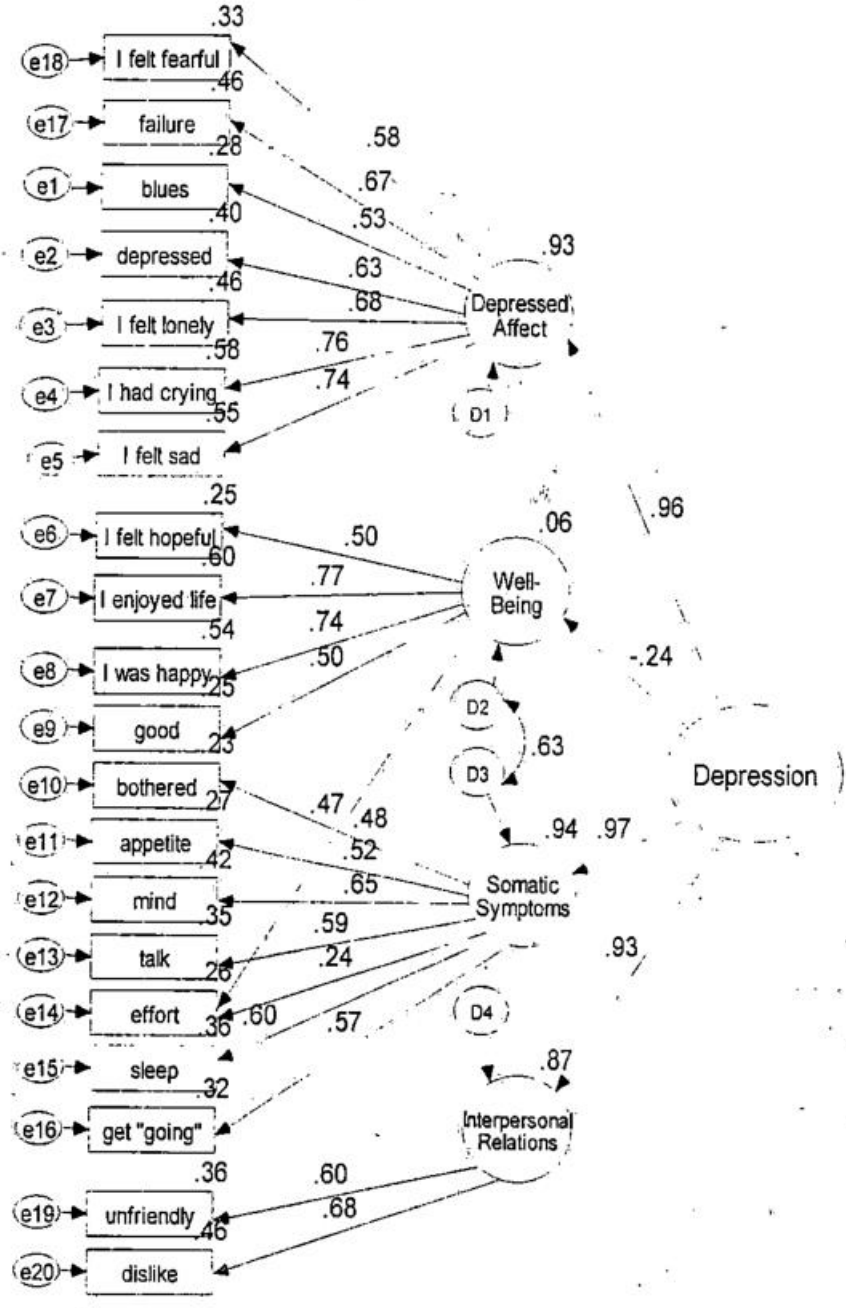
يعرض الباحث فيما يلى نتائج البناء العاملى للمقياس فى كل من العينة الأمريكية والعينة المصرية كل على حدى، ويوضح الشكل (٣) توصيف النموذج المقترح والذى تم اختبار ملائمته للبيانات الخاصة بالعينة الأمريكية والمصرية بشكل منفصل. وكما يتضح من الشكل (٣) تم توصيف نموذج عاملى من الدرجة الثانية حيث يمثل الإكتئاب عامل من الدرجة الثانية يؤثر بدوره فى أربعة عوامل من الدرجة الأولى هى التأثيرات الإكتئابية depressed affects والجوانب الايجابية

well-being والأعـــراض الجســـمية somatic symptoms و الصـــعوبات الاجتماعية interpersonal difficulties.

وتتشبع جميع مفردات المقياس العشرون على العوامل الأربعة الســابقة بحيــث يتشبع ٧ مفردات على عامل التأثيرات الإكتائبية، ٥ مفردات على عامل التــأثيرات الايجابية، ٧ مفردات على عامل الأعراض الجســمية، ومفردتــان علــى عامــل المشكلات الاجتماعية. وتتشبع مفردة واحدة على عاملين. وتمثل (e's) فى الشــكل (٣)؛ أخطاء القياس measurement error والتى ترتبط بــالمتغيرات الملاحظــة (مفردات المقياس) وتمثل (D's) البواقى المرتبطة بالعوامل. ويوضح الشــكل (٤) قيم التقديرات المعيارية لبارامترات النموذج بعد تقديرها بواسطة طريقة الأرجحيــة العظمى باستخدام برنامج AMOS 5.0.



الشكل (٣) النموذج النظري الذي تم اختباره في كل مجموعة على حدى



الشكل (٤) قيم التقديرات المعيارية لبارامترات النموذج باستخدام العينة الأمريكية

ويتضح من الشكل (٤) أنه تم إضافة العلاقة بين البواقى الخاصة بعامل

التأثيرات الايجابية وعامل الأعراض الجسمية. حيث قام الباحث باختيار إضافة ذلك البارامتر من بين البدائل التى يقدمها البرنامج تحت عنوان التعديلات المقترحة modification indices لتحسين ملائمة النموذج. ويتضح أيضا من الشكل أن جميع تقديرات تشبعات المفردات على العوامل ذات قيم مرتفعة وموجبة وكانت أقل قيم تقديرات البارامترات هى القيمة ٠,٢٤ والتى تمثل تشبع المفردة "شعرت أن كل ما قمت به من أعمال كان جهدا " على عامل الأعراض الجسمية للإكتئاب؛ وبالرغم من ذلك فهى دالة عند مستوى ٠,٠١ أما باقى تشبعات المفردات على العوامل كانت على الأقل ٠,٤٧ ، ويلاحظ أيضا من الشكل (٤) أن تقديرات تأثيرات عامل الاكتئاب على العوامل الأربعة من الدرجة الأولى كانت مرتفعة جدا؛ حيث وصلت قيمها الى ٩٧. (تأثير الإكتئاب على الأعراض الجسمية المرتبطة بالإكتئاب). ومن الجدير بالملاحظة أن عامل الإكتئاب يؤثر سلبيا على عامل الجوانب الايجابية (قيمة تقدير البارامتر -٠,٢٤) وهذا هو التقدير السلبى الوحيد لكافة بارامترات النموذج؛ مما يعطى مصداقية للنموذج حيث أنه من المتوقع نظريا أن يرتبط الإكتئاب سلبيا بالعامل الذى يمثل العبارات الايجابية فى المقياس، كما أنه من المتوقع أن يرتبط الإكتئاب إيجابيا بالعوامل الثلاثة الأخرى (التأثيرات الإكتئابية، والأعراض الجسمية، الصعوبات الاجتماعية). وجميع قيم البارامترات دالة عند مستوى ٠,٠١ فيما عدا تأثير الإكتئاب على الجوانب الإيجابية؛ فهو دال عند ٠,٠٥ . ويوضح جدول (١) قيم مؤشرات الملائمة لهذا النموذج.

جدول (١) قيم مؤشرات ملائمة البيانات للنموذج فى كل من العينة الأمريكية والمصرية

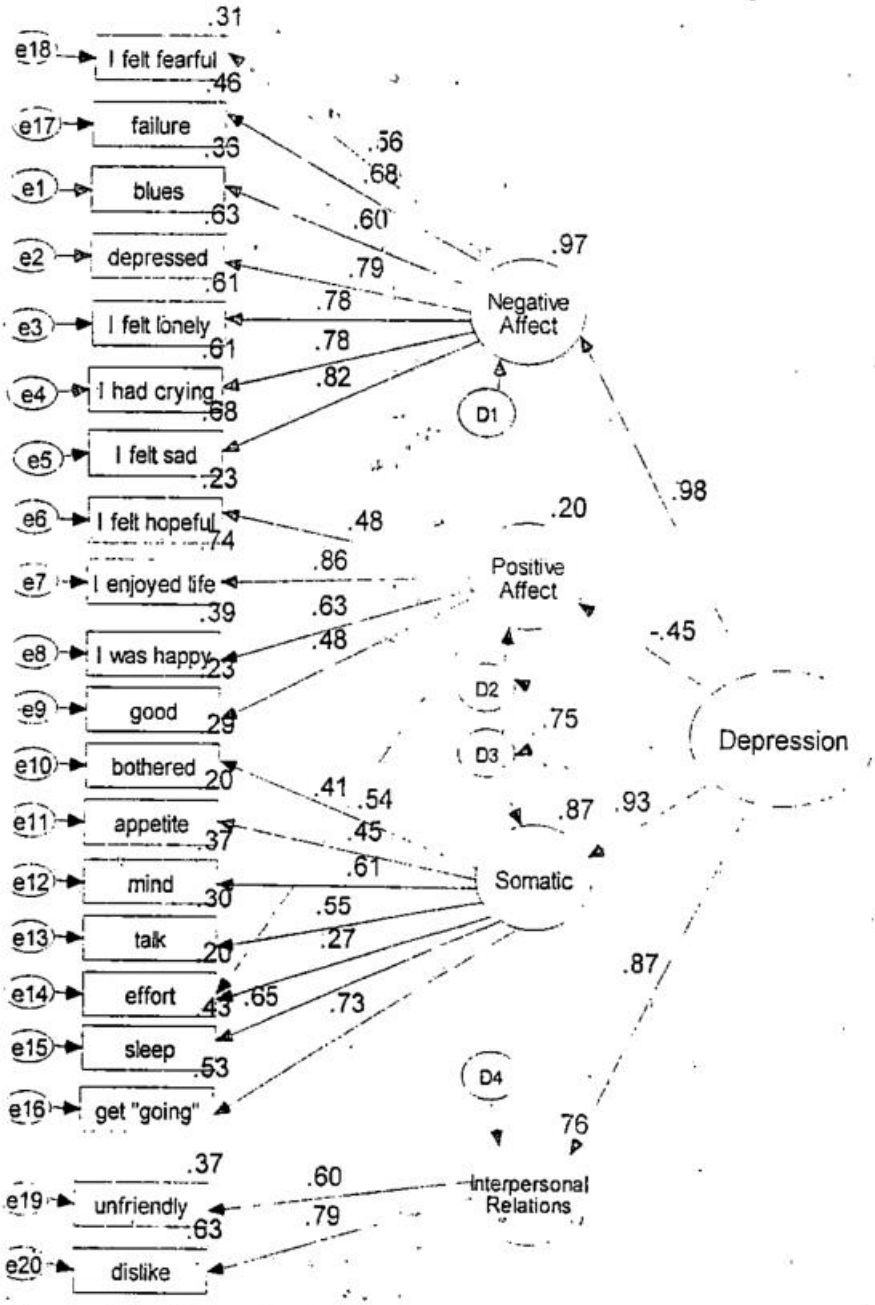
مؤشر الملائمة	قيمة المؤشر فى العينة الأمريكية	قيمة المؤشر فى العينة المصرية
مربع كاى Chi-square	٢٧٨,٠٨(ح=١٦٥، دالة)	٢٤٧,٨٢(ح=١٦٥، دالة)
قيمة مربع كاى / درجات الحرية	١,٦٩	١,٥
مؤشر الملائمة غير المعيارى NNFI	٠,٩٠	٠,٩١
مؤشر الملائمة التزايدى IFI	٠,٩١	٠,٩٣
مؤشر الملائمة المقارن CFI	٠,٩١	٠,٩٣
جذر متوسط مربع الخطأ التقاربى RMSEA	٠,٠٦ (٠,٠٥٠,٠٧)	٠,٠٦ (٠,٠٤٠,٠٧)

وتشير قيم مؤشرات الملائمة (جدول ١) تحقق ملائمة معقولة (ولكنها ليست عالية) بين النموذج والبيانات. فقد كانت قيمة مربع كاى ٢٧٨ وهى قيمة دالة إحصائيا مما يدل على وجود بعض التناقض بين النموذج والبيانات. وكانت قيمة نسبة قيمة مربع كاى لدرجات الحرية ١,٦٩ وهى أقل من ٢ مما يدل على أن التناقض بين النموذج والبيانات ليس كبيرا بما يكفى لرفض النموذج. وتؤكد باقى قيم مؤشرات الملائمة ذلك حيث سجلت قيمة مؤشر الملائمة غير المعيارى NNFI ٠,٩٠ و مؤشر الملائمة التزايدى IFI و مؤشر الملائمة المقارن CFI ٠,٩١ وهى تساوى تقريبا درجات القطع المتعارف عليها ولكنها أيضا تعكس بعض التناقض الموجود بين النموذج والبيانات. وبالرغم من أن قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقاربى RMSEA أقل من درجة القطع المقترحة (٠,٠٧)؛ إلا أن حدود الثقة confidence interval (CI)حول قيمة جذر متوسط مربع الخطأ التقاربى كانت أكبر من الصفر. وبصفة عامة يمكننا القول أن النموذج يلائم البيانات بدرجة معقولة خاصة أن قيم واتجاه تقديرات البارامترات تزيد ثقتنا فى النموذج وتتفق مع التوقعات النظرية. والجدير بالذكر أنه يمكن تحسين ملائمة النموذج عن طريق إضافة بارامترات يقترحها البرنامج على الباحث؛ إلا أنه لا يجب أن يستخدم الباحث تلك الميزة بشكل عشوائى لأن ذلك يؤدى إلى التوصل لنماذج أكثر ملائمة ولكنها قد تفتقر للمعنى السيكولوجى والفائدة العملية ، كما أنها تكون غير ثابتة وغير قابلة للتكرار فى معظم الأحيان؛ بالإضافة إلى أنها تزيد من تعقيد النموذج (MacCallum, 1986; 1995). وفى حالة النموذج الحالى كانت جميع البارامترات التى إقترحها البرنامج للإضافة علاقات بين أخطاء القياس أو بين أخطاء القياس والبواقى. و بالرغم من أن هذه الإضافات تزيد من ملائمة النموذج إلا أنها قليلة المعنى من الناحية التطبيقية إذا ما قورنت بالتعقيد التى تضيفه للنموذج.

وقد قام الباحث باختبار ملائمة النموذج الذى تم قبوله باستخدام العينة الأمريكية، على العينة المصرية. ويوضح جدول (١) قيم مؤشرات ملائمة النموذج لبيانات

العينة المصرية. ويتضح من الجدول أن الملائمة أرتفعت قليلا مقارنة بمؤشرات ملائمة العينة الأمريكية. ولكن ما زالت قيمة مربع كاى دالة؛ مما يدل على عدم التطابق التام بين البيانات والنموذج. وسجلت باقى قيم مؤشرات الملائمة قيم مقبولة ولكنها ليست ممتازة. وبصفة عامة يمكننا قبول النموذج فى ضوء درجات القطع المتعارف عليها.

ويوضح شكل (٥) قيم التقديرات المعيارية لبارامترات النموذج باستخدام العينة المصرية. و يتضح من الشكل أن جميع قيم تقديرات بارامترات النموذج مرتفعة وفى الاتجاه المتوقع. فجميع التقديرات موجبة ما عدا تأثير الإكتئاب على عامل التأثيرات الأيجابية الذى يعبر عن المفردات الإيجابية وكانت قيمة تقدير هذا البارمتر فى العينة المصرية (-٠,٤٥)



الشكل (٥) قيم التقديرات المعيارية لبارامترات النموذج باستخدام العينة المصرية

وهى قيمة دالة عند مستوى ٠,٠١ .وكما هو متوقع فأن هذه القيمة سالبة لأن العبارات التى تتشبع عليها مصاغة فى الإتجاه الإيجابى. كما أن باقى تأثيرات عامل الإكتئاب على العوامل الثلاث الأخرى مرتفعة جدا وموجبة وجميعها دالة أحصائيا عند مستوى ٠,٠١ . وكانت أعلى تأثيرات الإكتئاب على عامل التأثيرات السلبية (٠,٩٨) وهى بالطبع قيمة دالة إحصائيا عند ٠,٠١ وهو ما يتمشى مع التوقعات النظرية. كذلك كانت قيم تقديرات بارامترات تشبعات المفردات على العوامل المختلفة مرتفعة و موجبة وجميعها دالة عند ٠,٠١. كل ذلك يعطى مصداقية وثقة عالية فى ملائمة النموذج العاملى من الدرجة الثانية لبيانات كل من العينة الأمريكية والمصرية بالرغم من عدم حصولنا على قيم منميزة لمؤشرات الملائمة.

مما سبق يمكننا القول بتحقق الفرض الأول للدراسة والذى يتعلق بالملاءمة الإحصائية بين النموذج رباعى العوامل من الدرجة الأولى يفسرهم عامل من الدرجة الثانية يمثل الإكتئاب، الذى يصف البناء العاملى لمقياس الإكتئاب والبيانات المستمدة من المراهقين من طلاب المدارس الثانوية فى كل الولايات المتحدة الأمريكية وجمهورية مصر العربية. وهذه النتيجة تتفق مع النموذج الذى إقترحه رادلوف (1977) Radloff للراشدين؛ وكذلك نتائج الدراسات السابقة المتعلقة بالبناء العاملى للمقياس فى عينات من الراشدين (Hertzog, et al., 1990; Knight, et al., 1997; Rhee et al., 1999; Sheehan, et. al., 1995) فى حين أن نتائج تختلف مع دراسات (McArdle et. al., 2001; Roberts et al., 1990) والتى توصلت لنموذج رباعى العوامل من الدرجة الأولى على عينات من المراهقين والتى لا تفترض وجود عامل واحد يقف وراء مفردات المقياس وبالتالى يصعب جمع درجات مفردات المقياس لتكوين درجة كلية فى ضوء هذا النموذج. وتقدم نتائج الدراسة الحالية دليلا فى صالح جمع درجات المقياس للوصول لدرجة كلية تعبر عن حدة الأعراض الإكتئابية عند المراهقين من الذكور. ويوصى الباحث بالقيام بدراسات تختبر البناء العاملى للمقياس لدى الإناث، ولدى الذكور والإناث معا.

كما دعمت الدراسة الحالية نتائج الدراسات السابقة (Dick et al., 1994; Eaton et al.,1999; McArdle et al., 2001) التي تمت على المراهقين والتي تشير إلى تشبع المفردة رقم (٧) "كل ما قمت به من أعمال كان جيدا " على عامل التأثيرات الإيجابية (السعادة) أكثر من عامل الأعراض الجسمية للإكتئاب. مما يشير إلى تفسير كل من المراهقين من البيئة الأمريكية والعربية هذه العبارة على أنها عبارة إيجابية وترتبط بدرجة أقل بالأعراض الجسمية. فكلمة جهد يمكن أن تدرك على أنها إيجابية حيث أننا دائما ما يتم الربط بينها وبين الوصول للأهداف وتحقيقها ؛ و عادة ما نطالب بضرورة بأهمية بذل الجهد لتحقيق الطموحات والأهداف المرجوة.

النتائج المتعلقة بتكافؤ القياس

بعد التوصل للنموذج الذي يلائم كل من بيانات العينة الأمريكية والمصرية بدرجة معقولة في الخطوة السابقة، قام الباحث باختبار تكافؤ القياس measurement invariance لدى كل من العينة الأمريكية والعينة المصرية باستخدام التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات multisample CFA وذلك في خطوات متتابعة ومنظمة هرميا كنا عرضنا من قبل؛ وتبدأ الخطوة الأولى باختبار فرضية تماثل البناء العاملي من حيث شكل النموذج، ثم ينتقل إلى الفرضيات الأعلى وفقا للتنظيم الهرمي المعروض فيما سبق. فالبرغم من أن النموذج الرباعي العوامل قد لائم البيانات الخاصة بالعينتين كل على حدى؛ إلا أن ذلك لا يكفي لضمان تحقق تكافؤ القياس (Byrne, Watkins, 2003). إذ ينبغي أن يتم التحليل بشكل متزامن على العينتين في تحليل واحد. وقد قام الباحث باختبار صحة فروض الدراسة المتعلقة بتكافؤ القياس باستخدام برنامج AMOS 5.0. ويعرض الباحث في جدول (٢) ملخص نتائج فحص فرضيات تكافؤ القياس؛ حيث يعرض الجدول قيم مؤشرات الملائمة المختلفة للنماذج المستخدمة في اختبار تكافؤ القياس لمقياس الاكتئاب.

يختبر النموذج الأول (جدول ٢) الفرض الثاني للدراسة الخاص بتكافؤ البناء

العاملى للمقياس من حيث الشكل فى كل من المجموعتين. ويتضح من جدول (٢) أن قيمة مربع كاى كانت دالة إحصائيا (χ^2 = ٥٢٥,٩٤، دح=٣٣٠، p< ٠,٠١)؛ فى حين أن مؤشرات الملائمة الأخرى تبين تحقق قدر معقول من الملائمة بين البيانات والنموذج. حيث كانت قيمة نسبة مربع كاى لدرجات الحرية أقل من ٢ (١,٥٩)، كما كانت قيم NNFI ، IFI ، CFI أكبر من أو تساوى ٠,٩ وقيمة RMSEA تساوى ٠,٠٤ بحدود ثقة تراوحت بين ٠,٠٣٥ إلى ٠,٠٤٩. وقد يكون سبب ارتفاع قيمة مربع كاى هو كبر حجم العينة الكلية (ن=٣٣٩)، حيث أن قيمة مربع كاى دالة لحجم العينة المستخدم. وللتأكد من جودة النموذج، يعرض الباحث فى جدول (٣) قيم التقديرات المعيارية لبارامترات النموذج لكل من العينتين الأمريكية والمصرية.

جدول (٢) قيم مؤشرات الملائمة للنماذج المستخدمة في اختبار فروض تكافؤ القياس

النموذج	الفرض	الوصف	χ^2	df	χ^2/df	NNFI	IFI	CFI	RMSEA
نموذج (١)	تماثل الشكل	لا قيود constrains توضع على بارامترات النموذج	٥٢٥,٩٤	٣٣٠	١,٥٩	٠,٩٠٣	٠,٩١٨	٠,٩١٦	٠,٠٤٢ (٠,٠٣٥٠,٠٤٩)
نموذج (٢)	تماثل التشبعات	يوضع قيد تساوى تشبعات المفردات المتماثلة على العوامل فى المجموعتين	٥٣٩,٧٤	٣٤٧	١,٥٥	٠,٩٠٩	٠,٩١٨	٠,٩١٧	٠,٠٤١ (٠,٠٣٤٠,٠٤٧)
نموذج (٣)	تماثل تباين الخطأ	بالإضافة للقيد السابق يضاف قيد تساوى تباين أخطاء القياس لدى المفردات المتماثلة	٥٧٨,١٤	٣٦٧	١,٥٨	٠,٩٠٦	٠,٩١٠	٠,٩٠٩	٠,٠٤١ (٠,٠٣٥٠,٠٤٨)
نموذج (٤)	تماثل تباين وارتباط العوامل	بالإضافة للقيود السابقة يضاف قيد تساوى تباينات وارتباطات العوامل	٦٩٣,٣٤	٣٧٤	١,٨٥	٠,٨٦١	٠,٨٦٣	٠,٨٦٣	٠,٠٥٠ (٠,٠٤٤٠,٠٥٦)
مقارنة النماذج			$\Delta\chi^2$	Δ df	$\Delta\chi^2$/Δ df	Δ NNFI	Δ IFI	Δ CFI	Δ RMSEA
النموذج الأول مقابل النموذج الثانى			١٣,٨ (غير دالة)	١٧	٠,٨١	٠,٠٠٦+	٠,٠	٠,٠٠١+	٠,٠٠١+
النموذج الثانى مقابل النموذج الثالث			٣٨,٤ (دالة)	٢٠	١,٩٢	٠,٠٠٣	٠,٠٠٨	٠,٠٠٧	٠,٠
النموذج الثالث مقابل النموذج الرابع			١١٥,٢٠ (دالة)	٧	١٦,٤٦	٠,٠٤٥	٠,٠٤٧	٠,٠٤٦	٠,٠٠٩

جدول (٣) قيم تقديرات بارامترات النموذج العاملى لمقياس الإكتئاب لكل من العينة الأمريكية والمصرية عند تقديرهم فى تحليل عاملى توكيدى واحد • (أنظر شكل ٣)

التأثير	العينة الأمريكية	العينة المصرية
Depressed_Affect <------- Depression	٠,٩٦٣	٠,٩٨٣
Well-_Being <---------- Depression	-٠,٢٣٩	-٠,٤٥٢
Interpersonal_Relation <- Depression	٠,٩٣٤	٠,٨٧٠
Somatic_Symptoms <------- Depression	٠,٩٦٩	٠,٩٣٣
blues <---------- Depressed_Affect	٠,٥٢٦	٠,٦٠٣
depressed <---------- Depressed_Affect	٠,٦٣٠	٠,٧٩٣
I felt lonely <---------- Depressed_Affect	٠,٦٨٢	٠,٧٧٨
I had crying <---------- Depressed_Affect	٠,٧٦١	٠,٧٨٤
I felt sad <---------- Depressed_Affect	٠,٧٤٢	٠,٨٢٣
I felt hopeful <---------- Well-_Being	٠,٥٠٢	٠,٤٨٣
I enjoyed life <---------- Well-_Being	٠,٧٧٢	٠,٨٦٢
I was happy <---------- Well-_Being	٠,٧٣٨	٠,٦٢٨
good <---------- Well-_Being	٠,٤٩٩	٠,٤٨٠
bothered <---------- Somatic_Symptoms	٠,٤٧٧	٠,٥٤١
appetiet <---------- Somatic_Symptoms	٠,٥٢٤	٠,٤٤٩
mind <---------- Somatic_Symptoms	٠,٦٤٧	٠,٦٠٥
talk <---------- Somatic_Symptoms	٠,٥٩١	٠,٥٥١
effort <---------- Somatic_Symptoms	٠,٢٤١	٠,٢٧٠
sleep <---------- Somatic_Symptoms	٠,٦٠٠	٠,٦٥٢
get "going" <---------- Somatic_Symptoms	٠,٥٦٩	٠,٧٢٧
unfriendly <--- Interpersonal_Relations	٠,٦٠٣	٠,٦٠٥
dislike <--- Interpersonal_Relations	٠,٦٨١	٠,٧٩٢
effort <---------- Well-_Being	٠,٤٧٠	٠,٤٠٩
I felt fearful <---------- Depressed_Affect	٠,٥٧٦	٠,٥٥٧
failure <---------- Depressed_Affect	٠,٦٧٥	٠,٦٧٩

• جميع القيم دالة عند مستوى ٠,٠١ عدا تأثير الإكتئاب على عامل التأثيرات الإيجابية (السعادة) ، فهو دال عند ٠,٠٥.

ويُلاحظ من جدول (٣) ارتفاع تقديرات قيم البارامترات التى تم تقديرها لكل من العينة الأمريكية والمصرية، وقد كانت جميع تقديرات البارامترات دالة عند مستوى ٠,٠١؛ عدا تأثير الإكتئاب على عامل التأثيرات الإيجابية (السعادة) ، فهو دال عند ٠,٠٥ فقط فى العينة الأمريكية. كما يُلاحظ من الجدول (٣) تقارب تقديرات قيم البارامترات فى العينتين فى معظم الإحيان. مما سبق يتضح إمكانية قبول تحقق الفرض الثانى للدراسة والذى يتعلق بتماثل شكل البناء العاملى فى كل من العينة الأمريكية والمصرية، وأن النموذج العاملى الرباعى العوامل -حيث تتشبع مفردات الاختبار على أربع عوامل من الارجة الأولى والتى بدورها تعتبر نتيجة لعامل واحد من الدرجة الثانية - ذو ملائمه معقولة لكل من العينة الأمريكية والمصرية. وبذلك يمكننا الإنتقال للخطوة التالية فى التنظيم الهرمى لتكافؤ القياس؛ وهو اختبار فرض التكافؤ الإحصائى لتشبعات المفردات على العوامل فى كل من العينتين.

وقد تم توصيف النموذج الثانى بنفس شكل النموذج الأول (شكل ٤ ، ٥) مع إضافة قيد تساوى تشبعات المفردات المتماثلة على العوامل المتماثلة فى كل من العينة الأمريكية والعينة المصرية؛ وبعد تقدير بارامترات النموذج باستخدام طريقة الأرجحية العظمى ML ، بواسطة برنامج AMOS 5.0 ، تم التحقق من ملائمة النموذج للبيانات ومقارنة ملائمة النموذج الثانى بملائمة النموذج الأول ؛ وتم عرض النتائج فى جدول (٢).

ويتضح من جدول (٢) أن ملائمة النموذج الثانى كانت معقولة فى ضوء مؤشرات الملائمة المختلفة؛ فقد كانت قيم مؤشرات الملائمة الوصفية (CFI, IFI, NNFI) أكبر من درجة القطع المقترحة ٠,٩٠ ، كما كانت قيمة RMSEA أقل من قيمة القطع المقترحة ٠,٠٧، وقيمة نسبة مربع كاى لدرجات الحرية أقل من قيمة درجة القطع المقترحة ٢. مما يشير لملائمة جيدة بين البيانات والنموذج؛ ومع ذلك كانت قيمة مربع كاى دالة عند درجات حرية ٣٤٧. و قد يكون سبب هذا الارتفاع زيادة حجم العينة ودرجات الحرية. ويلاحظ أن هناك فرق فى درجات الحرية بين النموذج الأول والثانى يساوى ١٧ لصالح النموذج الثانى؛ وهى ناتجة عن وضع قيد

تساوى التشبعات على النموذج الثانى أدت لخفض عدد البارامترات التى تم تقديرها بمقدار ١٧.

ولاختبار صحة الفرض الثالث قام الباحث بحساب الفرق بين مؤشرات ملائمة النموذج الأول والنموذج الثانى، وتم عرض النتائج فى جدول (٢). ويتضح من الجدول (٢) أن قيمة الفرق فى مربع كاى يساوى ١٣,٨ عند فرق فى درجات الحرية يساوى ١٧ وهى قيمة غير دالة إحصائيا، وكانت قيمة نسبة مربع كاى إلى درجات الحرية ٠,٨١ وهى قيمة منخفضة تدل على ملائمة النموذج. كما يلاحظ ارتفاع جميع قيم مؤشرات الملائمة ارتفاعا طفيفا؛ عدا IFI حيث سجلت نفس القيمة فى كل من النموذجين. مما سبق يتضح تحقق الفرض الثالث للدراسة والمتعلق بتكافؤ التشبعات المتقابلة فى كل من العينة الأمريكية والمصرية بدرجة معقولة. وبذلك يمكن الانتقال لاختبار الفرض التالى لتكافؤ القياس.

الفرض الرابع يتعلق باختبار تكافؤ تقديرات أخطاء قياس المفردات لدى كل من العينتين الأمريكية والمصرية بالإضافة لتكافؤ التشبعات التى تم اختبارها فى الفرض الثالث. وقد عرض الباحث نتائج ملائمة النموذج بعد وضع قيود التساوى على التشبعات وأخطاء القياس المتقابلة فى كل من العينتين (النموذج ٣) فى الجدول (٢). ويتضح من مؤشرات الملائمة الخاصة بالنموذج (٣) فى جدول (٢) أن ملائمة النموذج معقولة باستثناء دلالة قيمة مربع كاى. حيث كانت قيم مؤشرات الملائمة أفضل قليلا من درجات القطع الخاصة بها، فى حين كانت قيمة مربع كاى ٥٧٨,١٤ عند درجات حرية تساوى ٣٦٧ (دالة إحصائيا). وعند مقارنة النموذج (٣) بالنموذج (٢) الذى تم اختباره فى الفرض السابق (جدول ٢)؛ نلاحظ ارتفاع قيمة مربع كاى بمقدار ٣٨,٤ فى حين ارتفعت درجات الحرية بمقدار ٢٠ ؛ وهى قيمة دالة إحصائيا. كما كانت قيمة نسبة مربع كاى إلى درجات الحرية قريبة جدا من ٢ (١,٩٢). ومع ذلك كان الانخفاض فى الملائمة نتيجة الانتقال من النموذج الثانى إلى النموذج الثالث فى مؤشرات الملائمة الوضفية صغير؛ فقد أنخفضت قيمة NNFI بمقدار ٠,٠٠٣ و أنخفضت قيمة IFI بمقدار ٠,٠٠٨ وأنخفضت قيمة CFI

بمقدار ٠,٠٠٧ ولم تسجل قيمة RMSEA أى انخفاض. والمحك المستخدم لاختبار الفرق فى قيمة مؤشرات الملائمة الوصفية هو ٠,٠١ (Cheung, & Rensvold, 2002). بمعنى أنه إذا كانت قيمة الانخفاض فى الملائمة باستخدام مؤشرات الملائمة الوصفية أكبر من أو يساوى ٠,٠١؛ دل ذلك على أن النموذج الذى يحتوى على قيود أكثر ذو ملاءمة ضعيفة. وفى ضوء ذلك يمكن قبول ملائمة البيانات للنموذج الثالث وبالتالى قبول الفرض الرابع للدراسة.

الفرض الخامس للدراسة يحدد أعلى درجات تكافؤ القياس و يتعلق بالتكافؤ الإحصائى فى تباينات العوامل والعلاقات بينها فى العينتين. وللتحقق من صحة هذا الفرض، قام الباحث بتوصيف النموذج الرابع فى سلسلة النماذج المتعلقة بتكافؤ القياس. فبالإضافة لقيود تساوى التشبعات وأخطاء القياس (النموذج ٣)؛ تم توصيف النموذج الرابع بإضافة قيد تساوى تباين العوامل الأربعة من الدرجة الأولى والعامل من الدرجة الثانية (عامل الإكتئاب، أنظر شكل ٣)، وكذلك تساوى تأثير عامل الإكتئاب على العوامل الأربعة التى يتشبع عليها جميع مفردات المقياس وذلك فى العينتين الأمريكية والمصرية. ويعرض الباحث فى جدول (٢) قيم الملائمة للنموذج الرابع.

ويتضح من جدول (٢) أن ملائمة البيانات للنموذج كانت ضعيفة جدا. فقد كانت قيمة مربع كاى ٦٩٣,٣٤ بدرجات حرية تساوى ٣٧٤ وهى دالة إحصائيا. كما كانت قيمة نسبة مربع كاى لدرجات الحرية ١,٨٥؛ وكانت جميع مؤشرات الملائمة الوصفية أقل من درجات القطع المتعارف عليها. ومع ذلك كانت قيمة RMSEA ٠,٠٥ وهى فى الحدود المقبولة. بالإضافة إلى ذلك كان الارتفاع فى قيمة مربع كاى ١١٥,٢ بدرجات حرية ٧ وهى دالة إحصائيا، كما كانت قيمة نسبة مربع كاى لدرجات الحرية مرتفعة جدا (١٦,٤٦). وسجلت الفروق فى مؤشرات الملائمة قيم تزيد عن ٠,٠١ (Cheung, & Rensvold, 2002)؛ كما إقترب الفرق فى RMSEA من تلك القيمة (٠,٠٠٩). وبالتالى فإننا لا نستطيع قبول الفرض

الخامس للدراسة؛ مما يعنى أن المقياس لم يستطع تحقيق فرض أعلى درجات تكافؤ القياس.

وبصفة عامة يمكننا القول أن المقياس قد حقق درجة عالية من التكافؤ فى كل من العينة الأمريكية والمصرية؛ فالبرغم من أنه فشل فى تحقيق أعلى درجات تكافؤ القياس، فإنه نجح فى إجتياز قدر معقول من تكافؤ القياس. كما يتضح من تلك النتائج أن التوصل لنفس البناء العاملى للمقياس فى عينتين فى تحليلين عامليين مستقلين، لا يضمن تحقق كل درجات تكافؤ القياس لنفس المقياس لدى نفس العينات. ويتفق هذا مع ما عرضاه بايرن وكامبل Campbell, Byrne, & (1999 ، وتوصلت إليه بايرن ووانكنز Byrne and Watkins (2003) فى دراسة تطبيقية على أحد مقاييس مفهوم الذات.

النتائج المتعلقة بالإتساق الداخلى للمقياس

يعرض الباحث فى جدول (٣) تقديرات الإتساق الداخلى للمقياس وعواملة الأربعة الفرعية باستخدام طريقة ألفا. ويتضح من جدول (٣) إرتفاع الأتساق الداخلى للمقياس فى كل من العينة الأمريكية والمصرية. حيث كانت قيم معاملات ألفا للمقياس ككل ٠,٨٣ و ٠,٨٢ للعينة الأمريكية والمصرية على الترتيب. وتراوحت معاملات ألفا لعوامل المقياس بين مرتفع ومتوسط القيمة. وقد كانت أعلى العوامل من حيث الإتساق الداخلى هو عامل التأثيرات الإكتئابية؛ حيث كانت قيم معاملات ألفا ٠,٨٤ ، ٠,٨٨ للعينة الأمريكية والمصرية على الترتيب. بينما كانت أقل العوامل قيمة من حيث الإتساق الداخلى عامل المشكلات الإجتماعية؛ حيث كانت قيم معاملات ألفا ٠,٥٨ ، ٠,٦٥ للعينة الأمريكية والمصرية على الترتيب حيث يتكون هذا العامل من مفردتان فقط. كما يلاحظ من جدول (٣) التشابة بين معاملات ألفا للدرجة الكلية والأبعاد فى كل من العينتين. وتشير تلك النتائج لتمتع المقياس بدرجة مرتفعة من الإتساق الداخلى، وتتفق هذه النتائج مع نتائج الدراسات السابقة على المقياس (Devins, & Orme, 1986; Radloff , 1977; Radloff, & Teri, 1986).

جدول (٣) تقديرات الإتساق الداخلى باستخدام معامل ألفا لمقياس الإكتئاب وعوامله الأربعة لكل من العينة الأمريكية والعينة المصرية

المقياس وعوامله	العينة الأمريكية	العينة المصرية
المقياس ككل (٢٠ مفردة)	٠,٨٣	٠,٨٢
التأثيرات الإكتئابية (٧ مفردات)	٠,٨٤	٠,٨٨
الجوانب الإيجابية (٥ مفردات)	٠,٧٣	٠,٧٠
الأعراض الجسمية للإكتئاب (٧ مفردات)	٠,٧٠	٠,٧٤
المشكلات الإجتماعية (مفردتان)	٠,٥٨	٠,٦٥

وبصفة عامة، توصلت الدراسة لأدلة تدعم البناء العاملى لمقياس مركز الدراسات الوبائية للإكتئاب كنموذج رباعى العوامل من الدرجة الأولى يفسرهم عامل من الدرجة الثانية يمثل الإكتئاب لدى المراهقين من الذكور؛ وهذا يجعلنا نثق فى جمع درجات المقياس فى درجة كلية تعبر عن حدة الإكتئاب. كما توصلت الدراسة لأدلة تدعم تحقق درجة معقولة من تكافؤ القياس بين الثقافتين الأمريكية والمصرية، ومعاملات مرتفعة للإتساق الداخلى. ويقترح الباحث القيام بدراسات مماثلة على المقياس على عينات من المراهقات من الإناث، ومن الذكور والإناث؛ ودراسة تكافؤ القياس لدى مجموعات عبر الجنس، لضمان استخدام المقياس فى دراسة الفروق بين الجنسين فى حدة الإكتئاب وفى إنتشار الإكتئاب. وكذلك القيام بدراسات لتكافؤ القياس عبر الزمن حتى يمكن استخدام المقياس فى تتبع الإكتئاب عبر الزمن، وفى الدراسات الطولية التى تدرس أثر البرامج العلاجية على حدة الإكتئاب.

المراجع

١- فؤاد أبو حطب ، أمال صادق (١٩٩١). منـاهج البحـث وطـرق التحليـل الاحصائى فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية. القـاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.

٢- أحمد عبد الخالق (٢٠٠١). سلوك النوم وعاداته لدى المـراهقين الكـويتين. دراسات نفسية، ١١(١)، ٣-٢٨.

3- Arbuckle, J. L. (2003). AMOS user guide (Version 5.0). Chicago: Small Waters.

4- American Educational Research Association. American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (1999). Standards for educational and psychological testing. Washington, DC: American Psychological Association.

5- Beck, A. T. (1987). Cognitive models of depression. Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly, 1, 5-37.

6- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. Psychological Bulletin, 107, 238-246.

7- Bentler, P. M. (2004). EQS structural equation program manual. Encino. CA: Multivariate software.

8- Bollen, K. A. (1989). Structural equation with latent variables. New York: John Wiley.

9- Boomsma, A. (1982). The robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models. In K. G. Joreskog & H. wold (Eds.), Systems under Indirect Observation, Part I. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.

10- Bush, B. A., & Fedio, P. (1999). Gender differences and the CES-D in the first year post-stroke. Archives of Clinical Neuropsychology, 14, 123-130.

11- Byrne, B. M., & Campbell, T. L. (1999). Cross-cultural comparisons and the presumption of equivalent measurement and theoretical structure: A look beneath the surface. Journal of Cross-Cultural Psychology, 30, 555-574.

12- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthen, B. (1989). Testing for equivalence of factor covariance and mean structure: The issue of partial measurement invariance. Psychological Bulletin, 105, 456-466.

13- Byrne, B. M., & Watkins, D. (2003). The issue of measurement invariance revisited. Journal of Cross-Cultural Psychology, 34(2), 155-175.

14- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indices for testing measurement invariance. Structural Equation Modeling, 9, 233-255.

15- Devins, G. M., & Orme, C. M. (1986). Center for Epidemiologic Studies Depression Scale. In D. J. Kayser & R. C. Sweetland (Eds.), Test critiques (Vol. 2, pp. 144-160). Kansas City, MO: Test Corporation of America.

16- Dick. R.. Beals, J.. Keane, E. M.. & Manson, S. M. (1994). Factorial structure of the CES-D among American Indian adolescents. Journal of Adolescence, 17, 73-79.

17- Edman, J. L., Danko, G. P., Andrade, N., McArdle. J. J., Foster, J., & Glipa, J. (1999). Factor structure of the CES-D (Center for Epidemiologic Studies-Depression scale) among Filipino-American adolescents. Social Pschiatry and Psychiatric Epidemiology, 34(211-215).

18- Fountoulakis, K., Lacovides, A., Kleanthous. S., Samolis, S., Kaprinis, S. G., Stizoglou. K.. & et. al. (2001). Reliability, validity and psychometric properties of the Greek translation of the center for epidemiological studies-Depression (CES-D) Scale. BMC Psychiatry, 1(3), 1-9.

19- Gadelrab, H. F. (2004). The effect of model misspecification on goodness-of-fit indices for structural equation modeling. Unpublished PhD, Wayne State University, Detroit. MI.

20- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidlines for adapting tests into multiple languages and cultures. In R. K. Hambleton & P. Merenda & C. Spielberger (Eds.), Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment (pp. 12-29). Mahwah. NJ: Lawrence Erlbaum.

21- Hertzog, C., Alstine, J. V., Usala, P. D., Hultsch, D. F., & Dixon, R. (1990). Measurement properties of the Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D) in older populations. Psychological Assessment, 2. 64-72.

22- Himmelfarb, S., & Murrell. S. A. (1983). Reliability and validity of five mental health scales in older persons. Journal of Gerontology, 38, 333-339.

23- Horn, J. L., & McArdle, J. J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in

aging research. Experimental Aging Research, 18, 117-144.

24- Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.). Structural Equation Modeling: Concepts. Issues. and Applications. Thousand Oaks: Sage.

25- Hoyle, R. H., & Smith, G. T. (1994). Formulating clinical research hypotheses as structural equation models: A conceptual overview. Journal of Consulting and Clinical Psychology, 62, 429-440.

26- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6, 1-55.

27- Husaini, B. A., Neff, J. A., Harrington, J. B., Hughes, M. D., & Stone, R. H. (1980). Depression in rural communities: Validating the CES-D scale. Journal of Community Psychology, 8, 137-146.

28- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (2002). LISREL 8.5 user's reference guide. Mooresville, IN: Scientific Software.

29- Kessler, R. C., McGonagle, K. A., Zhao, S. Y., Nelson, C. B., Hughes, M., Eshleman, S., & et. al. (1994). Lifetime and 12-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders in the United States: Results from the National Comorbidity Study. Archives of General Psychiatry, 51, 8-19.

30- Knight, R. G., Williams, S., McGee, R., & Olaman, S. (1997). psychometric properties of the Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D) in a sample of women in middle life. Behavioral Research and Therapy, 35, 373-380.

31- Lewinsohn, P. M., Rohde, P., & Seeley, J. R. (1998). Major depressive disorder in older adolescents: Prevalence, risk factors, and clinical implications. Clinical Psychology Review, 18, 765-794.

32- Lubke, G. H., Dolan, C. V., Kelderman, H., & Mellenbergh, G. J. (2003). Weak measurement invariance with respect to unmeasured variables: An implication of strict factorial invariance. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 56, 231-248.

33- MacCallum, R. C. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. Psychological Bulletin, 100, 107-120.

34- MacCallum, R. C. (1995). Model specification: Procedures, strategies, and related issues. In R. H. Hoyle (Ed.), Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications. Thousand Oaks, CA: Sage.

35- McArdle, J. J., Johnson, R. C., Hishinuma, E. S., Miyamoto, R. H., & Andrade, N. N. (2001). Structural equation modeling of group differences in CES-D ratings of native Hawaiian and non-Hawaiian high school students. Journal of Adolescent Research, 16, 108-149.

36- Messick, S. (1989). Validity. In R. L. Linn (Ed.). Educational Measurement (3rd ed.). New York: American Council on Education & Macmillan.

37- Messick, S. (1995). validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. American Psychologist, 50, 741-749.

38- Millsap, R. E. (1997). Invariance in measurement and prediction: Their relationship in the single-factor case. Psychological methods, 2, 248-260.

39- Millsap, R. E. (1998). Group differences in regression intercepts: Implications for factorial invariance. Multivariate Behavioral Research. 33. 403-424.

40- Passik, S. D., Dugan, W., McDonald, M. V., Rosenfeld, B., Theobald, D. E., & Edge, S. (1998). Oncologists' recognition of depression in their patients with cancer. Journal of Oncology, 4, 1594-1600.

41- Paunonen, S. V., & Ashton, M. C. (1998). The structured assessment of personality across cultures. Journal of Cross-Cultural Psychology, 29, 150-170.

42- Poortinga, Y. H. (1995). Use of tests across cultures. In T. Oakland & R. K. Hambleton (Eds.), International perspectives on academic assessment (pp. 197-206). Boston: Kluwer Academic.

43- Preacher, K. J., & MacCallum, R. C. (2003). Repairing Tom Swift's electric factor analysis machine. Understanding Statistics, 2, 13-43.

44- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. Applied Psychological Measurement, 1, 384-401.

45- Radloff, L. S., & Teri, L. (1986). Use of the Center for Epidemiologic Studies-Depression scale with older adults. Clinical Gerontologist. 5. 119-136.

46- Rhee, S. H., Petroski, G. F., Parker. J. C., Smarr. K. L., Wright, G. E., Multon, K. D., & et al. (1999). A confirmatory factor analysis of the Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D) in rheumatoid arthritis patients: additional evidence for a four-factor structure. Arthritis Care Research, 12, 392-400.

47- Roberts, R. E., Andrews, J. A., Lewinsohn, P. M., & Hops, H. (1990). Assessment of depression in adolescents using the center for Epidemiologic Studies Depression Scale. Psychological Assessment, 2, 122-128.

48- Rushton, J. L., Forcier, M., & Schectman, R. M. (2002). Epidemiology of depressive symptoms in the national longitudinal study of adolescent health. Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 41, 199-205.

49- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). A beginner's guide to structural equation modeling. Mahwah, NJ: Erlbaum.

50- Sheehan, T. J., Fifield, J., Reisine, S., & Tennan, H. (1995). The measurement structure of the Center for Epidemiologic Studies Depression scale. Journal of Personality Assessment, 64, 507-521.

51- SPSS, I. (2004). SPSS Base 13.0 user's guide. Chicago, IL: SPSS Inc.

52- Tanzer, N. K. (1995). Cross-cultural bias in Likert-type inventories: Perfect matching pattern structures and still biased? European Journal of Psychological Assessment. 11, 194-201.

53- van de Vijver, F., & Tanzer, N. K. (1997). Bias and equivalence in cross-cultural assessment: An overview. European review of applied psychology, 47, 263-279.

Factorial Structure and Measurement Invariance of CES-D Depression Scale in High School Adolescents: A Cross-Cultural Study Using Confirmatory Factor Analysis

Hesham F. Gadelrab, PhD
Mansoura University-Faculty of Education

Abstract

This study tested the factorial structure and measurement invariance for the Center of Epidemiologic Studies-Depression (CES-D) scores among adolescents in high school in two different cultures; the original culture in which the scale developed (USA) and an Arabic culture (Egypt). using confirmatory factor analysis. Data were collected between the fall of 2004 and spring 2005. Sample consisted of 193 high school American adolescents and 146 high school Egyptian adolescents to constitute a total sample of 339. Data were analyzed using confirmatory factor analysis (CFA) and multisample CFA via AMOS 5.0 using maximum likelihood (ML) estimation method. Several goodness-of-fit indices were used to evaluate model-data fit. A four first-order factors subordinate to a single second-order factor fit the data well. The form, factor pattern coefficients, and measurement errors were found to be statistically invariant across the two culture groups; however factor variance/covariances parameters were not. Alpha internal consistency coefficients were high for the total scale score and most of its factor scores in both groups