اختبار ثبات القياس لمقياس روزمبرغ لتقدير الذات بين مجموعتين من الجزائر والولايات المتحدة الأمريكية باستخدام التحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات

أ. كريش أحمد

جامعة البليدة 2

ملخص

هدفت الدراسة الحالية إلى الكشف عن البنية العاملية للمقياس في البيئة الجزائرية، واختبار ثبات القياس للنسختين الإنجليزية والعربية من المقياس بين مجموعتين من الأفراد. المجموعة الأولى من الجزائر (403 فرد) متوسط العمر 22.33، والمجموعة الثانية من الولايات المتحدة الأمريكية (376 فرد) متوسط العمر 20.42.تم اختبار ثلاثة نماذج نظرية، حيث أشارت مؤشرات حسن المطابقة أن النموذج النظري بعاملين كامنين (تقدير الذات الايجابي وتقدير الذات السلبي) كان له أحسن مطابقة للبيانات مقارنة بالنموذجين الآخرين (نموذج بعامل كامن واحد والنموذج ثنائي العامل). كما أظهر هذا النموذج النظري بعاملين كامنين ثبات قياس النمط، وثبات القياس الضعيف جزئي فقط بين المجموعتين، لذلك نستنتج بأن النسختين الإنجليزية والعربية للمقياس لا تتمتع بثبات القياس.

الكلمات المفتاحية: تقدير الذات – ثبات القياس – التحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات

Abstract

Despite the Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) is a widely used measure since a long period, disagreement remains regarding its factor structure.Therefore, the present study aimedto examine the factor structureof the (RSES) in Algeria and the measurement invariance of the English and Arabic versions of (RSES)using two groups.One from Algeria (n=403), mean age 22.33 and the second from the USA (n=376), mean age 20.42. Three alternative factor models were tested .Fit indices indicated that the two-factor model (positive and negative self-esteem) has a better fit for the data than the two other models (one-factor and Bifactor models). This model can be considered factorially invariant and has a partial weak invariance between the two groups. Thus, we conclude that the English and Arabic versions of (RSES) do not exhibit measurement invariance.

Keywords: Self-Esteem – Measurement Invariance – Multiple Group ConfirmatoryFactor Analysis

1- مقدمة

يعتبر تقدير الذات من أكثر المتغيرات التي تمت دراستها في علم النفس الاجتماعي، والأكثر تناولا بالبحث منذ ما يزيد عن المئة عام خاصة في الدول الغربية، وهذا بسبب الأهمية التي اكتساها كمتغير من الشخصية له تأثير كبير على التحصيل الدراسي والدافعية والانفعالات ونوعية الحياة بشكل عام، حيث يعتبر حسب (Rosenberg, 1965) كمكون من مكونات مفهوم الذات، وهو اتجاه الموقف الذاتي ورأي إيجابي أو سلبي عن الذات فيما يخص القيمة والأهمية.

حسب (Marsh, 1996) يعتبر مقياس روزمبرق لتقدير الذات Rosenberg Self Esteem Scale (Rosenberg, 1965) المقياس الأكثر استخداما في جميع مجالات وميادين علم النفس، حيث تم ترجمته إلى العديد من اللغات. ففي دراسة أجراها (Schmitt and Allik, 2005) تم ترجمة المقياس إلى 28 لغة وطبق في 53 دولة. بالرغم من هذا الاستخدام الواسع للمقياس فالجدل لا يزال قائما فيما يخص بنيته العاملية. في العادة تم التعامل مع هذا المقياس على أنه أحادي البعد لأن هدفه هو قياس تقدير الذات العام، وهذا ما توصل إليه بعض الباحثين مثل (Gana, Alaphilippe, and Bailly, 2005; Shevlin et .al., 1995) لكن العديد من الدراسات الأخرى بينت أن هذا المقياس متعدد الأبعاد. فأول من تحدث على وجود عاملين كامنين للبنود السلبية والايجابية هما (Carmines and Zeller, 1979) حيث ذكرا بأنه إذا كان تقدير الذات السلبي والايجابي كبعدان يقيسان مظهرين مختلفين لتقدير الذات فهما حتما سيرتبطان ارتباطات مختلفة مع متغيرات خارجية. وفي دراسة أجراها (Ang and Leong, 2006) توصلا إلى وجود عاملين كامنين كذلك، وهما تقدير الذات السلبي الذي تتشبع عليه البنود السلبية، وتقدير الذات الإيجابي الذي تتشبع عليه البنود الموجبة. كما أسفرت نتائج تحليل الانحدار المتعدد إلى أن تقدير الذات الايجابي يتنبأ بالكفاءة الذاتية الأكاديمية وتحقيق الهدف. أما تقدير الذات السالب يتنبأ بالسلوك غير السوي للمراهقين. وتم تأكيد حسن مطابقة هذا النموذج كذلك في دراسة (Boduszek, Shevlin, Mallet, Hyland, and O'Kane, 2012)، حيث كان تقدير الذات السلبي لوحده كمتنبئ بالإدراك الجنائي عند مجموعة من

المسجونين. وفي دراسة لاحقة Boduszek, Hyland, Dhingra and Mallet, (2013) تم تأكيد النموذج مرة أخرى، حيث كان تقدير الذات الإيجابي لوحده كمتنبئ بالانتكاسة عند مجموعة من المسبوقين قضائيا.

نلاحظ بأن نتائج هذه الدراسات المذكورة سابقا تؤيد إمكانية أن العاملين الكامنين قد يقيسان بعدين مختلفين وذلك لارتباطهما مع متغيرات مختلفة، وهذا ما يؤكد ما ذكره Carmines and Zeller, (1979).

وفي دراسة Meta-Analysis قام بها Huang and Dong, (2012) على 23 دراسة احتوت على 80 عينة مستقلة شملت 32491 فردا، وجدوا أن البنية العاملية التي تم تأييدها للمقياس هي التي تتكون من عاملين كامنين يشملان البنود السالبة التي تمثل التقييم السلبي للذات والبنود الموجبة التي تمثل التقييم الإيجابي للذات. وكما ذكر الباحثان بأنه بالرغم من قياس تقدير الذات المتكرر عند الطلبة الجامعيين إلا أنه لم يعطى اهتمام كبير بالبنية العاملية لهذا المقياس عند الطلبة الجامعيين. وهناك دراسة قامت بها Dhingra, (2013) على عينة من الطلبة الجامعيين البريطانيين أكدت نفس النموذج بعاملين كامنين الذي تمتع بحسن مطابقة للبيانات.

بالرغم من هذه الدراسات المتعددة التي أكدت أن مقياس روزمبرغ لتقدير الذات ليس أحادي البعد بل متعدد الأبعاد وذلك بوجود عاملين كامنين يحتويان على البنود السالبة والموجبة، إلا أن هناك جدل آخر فيما إذا كان هذين العاملين الكامنين حقيقين ويمثلان بعدين منفصلين أم يرجعان إلى تأثير الطريقة بسبب استخدام صياغة مختلفة للبنود سالبة وموجبة (Bagozzi, 1993). لذلك تم إجراء دراسات لاختبار حسن مطابقة نموذج نظري ثنائي العامل (Bifactor) يتكون من عامل كامن عام هو تقدير الذات العام يفسر الارتباطات بين كل بنود المقياس، وعاملين تجميعيين مستقلين وهما تقدير الذات الإيجابي وتقدير الذات السلبي يحاولان تفسير الارتباطات بين البنود التي تكون مستقلة عن ارتباطات البنود الناجمة عن تقدير الذات العام، وهذا للكشف عن وجود تأثير الطريقة التي تدل بأن البنود مترابطة فيما بينها لأنها تقيس سمة مشتركة وهي تقدير الذات العام، ومصدر إضافي آخر للتباين المشترك بين البنود راجع إلى المحتوى المشترك بين البنود (الصياغة السلبية والصياغة الإيجابية للبنود) التي كونت

عاملين كامنين تجميعيين. كشفت العديد من الدراسات على حسن مطابقة لهذا النموذج من أهمها (Corwyn, 2000; Marsh, Scalas, and Nagengast, 2010).

حسب (Reise, Morizot, and Hays, 2007) هذا النموذج ثنائي العامل يسمح لنا بمعرفة إما أن العاملين الكامنين التجميعيين هما وجهين للعامل الكامن العام، وبالتالي المقياس أحادي البعد مع وجود تأثير الطريقة. أو أن العاملين الكامنين التجميعيين يمثلان بعدين منفصلين، وبالتالي المقياس متعدد الأبعاد. هذا النموذج يشبه نموذج التحليل العاملي التوكيدي من الدرجة الثانية.

بالإضافة إلى اهتمام الباحثين بالكشف عن البنية العاملية لمقياس روزمبرغ لتقدير الذات هناك موضوع آخر لا يقل أهمية وهو اختبار ثبات القياس الذي عرفه (Finch, 2014) بأنه الحالة أين الأدوات النفسية تقيس تكوين فرضي غير ملاحظ بنفس الطريقة لمجموعات مختلفة أو عبر الزمن. يهدف اختبار ثبات القياس للتأكد من عدالة المقياس وعدم تحيزه وبالتالي إمكانية القيام بالمقارنات بين المجموعات المختلفة إما حسب الجنس، أو العمر، أو المستوى الدراسي، أو العرق. كما أن ترجمة مقياس من اللغة الأصلية إلى لغة أخرى يستدعي القيام كذلك باختبار ثبات القياس لمعرفة هل النسختين (الأصلية والمترجمة) تقيس نفس التكوين الفرضي؟ وإذا كان ذلك بنفس الطريقة؟ وهل البنود تحمل نفس المعنى في النسختين؟ وهل هناك بعض البنود التي من المحتمل أن تكون غير مناسبة في الثقافة التي ترجم إليها المقياس؟ وهذا ما يعطينا دليلا كميا على أنه لا توجد اختلافات ثقافية في تقدير الذات بين البيئتين الثقافيتين، وبالتالي إمكانية تعميم الإطار النظري الذي بني على أساسه المقياس في البيئة الجزائرية. (أنظر كريش وبن شيخ، 2017).

هناك العديد من الدراسات التي قامت باختبار ثبات القياس لمقياس روزمبرغ لتقدير الذات وهذا لأجل إعطاء الدليل على أن المقياس يقيس تقدير الذات بنفس الطريقة، ويحمل نفس المعنى بين المجموعات المختلفة، وبالتالي إمكانية القيام بالمقارنات بين أفراد المجموعات. منها ما تم اختبار ثبات القياس فيها حسب الجنس والمستوى الدراسي (Tomas et al., 2015). وحسب السن بين المراهقين وكبار السن (Corwyn, 2000). وحسب اللغة بين النسخة اليابانية والانجليزية للمقياس (Mimura and Griffiths, 2007).

توجد العديد من الطرق الإحصائية (Brown, 2015; Van de Vijver, 2015) التي يمكن استخدامها لاختبار ثبات القياس من بينها الأداء التفاضلي للبند (أنظر بوسالم وكريش، 2016؛ كريش، 2016)، والنمذجة بالمعادلة البنائية. غير أنه يعتبر التحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات (Cheung and Rensvold, 2002; Milfont and Fischer, 2010) إجراء قوي للغاية لاختبار ثبات القياس في بيئتين ثقافيتين مختلفتين، وهو من الطرق المفضلة للقيام بذلك.

بما أن مقياس وزمبارق لتقدير الذات تم نقله من الولايات المتحدة الأمريكية إلى الجزائر وترجم إلى العربية فهذا يدعونا إلى التساؤل عن مدى محافظة المقياس على بنيته العاملية في الجزائر وهل البنود تحمل نفس المعنى وتقيس تقدير الذات بنفس الطريقة في الجزائر وباختصار هل توجد اختلافات ثقافية بين البيئتين. لذلك ستهدف هذه الدراسة إلى الكشف عن البنية العاملية لمقياس روزمبرق لتقدير الذات في البيئة الجزائرية باستخدام التحليل العاملي التوكيدي والنمذجة الثنائية العامل التوكيدية، Confirmatory Bifactor Modeling وكذلك اختبار ثبات القياس للنسخة الانجليزية الأصلية للمقياس والنسخة العربية باستخدام التحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات. وهذا لإعطاء الدليل على صلاحية استخدام هذا المقياس في البيئة الجزائرية والدراسات عبر الثقافية في الجزائر والولايات المتحدة الامريكية لإجراء المقارنات المختلفة، وكدليل على عدم وجود اختلافات ثقافية بين البيئتين، وبالتالي إمكانية تبني وتعميم الإطار النظري الغربي الذي بني على أساسه هذا المقياس.

2- إجراءات الدراسة

2-1 المشاركون: للكشف عن البنية العاملية لمقياس روزمبرق لتقدير الذات واختبار ثبات القياس تم الاستعانة بمجموعتين من الأفراد. المجموعة الأولى تتكون من 403 فرد جزائري، 262 أنثى بنسبة (65%) و141 ذكر بنسبة (35%) ينتمون إلى ثلاثة جامعات جزائرية هي جامعة البليدة 2 وجامعة البويرة وجامعة المدية. بلغ متوسط السن 22.33 (الانحراف المعياري= 3.191)، هذه البيانات تم جمعها من طرف الباحث. أما المجموعة الثانية تتكون من 376 فرد من الولايات المتحدة الأمريكية، 242 أنثى بنسبة (64.4%) و134 ذكر بنسبة (35.6%). بلغ متوسط السن 20.42 (الانحراف المعياري= 2.536)، تم الحصول على

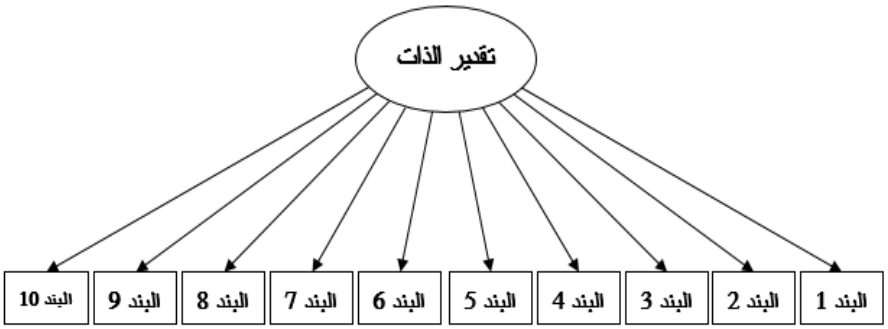
بيانات هذه المجموعة من خلال تطبيق النسخة الالكترونية من المقياس سنة 2014، والبيانات موجودة في الموقع التالي: http://personality-testing.info/_rawdata

2-2 أداة جمع البيانات: تم استخدام النسخة العربية من المقياس الذي قام بترجمتها بوطاف علي (مقدم، 1993). يتكون المقياس من عشرة بنود على شكل ليكرت من أربعة اختيارات تمتد من 1 (أوافق بشدة) إلى 4 (لا أوافق بشدة). خمسة من هذه البنود ذات صياغة موجبة وهي البنود (1، 3، 4، 7، 10). والخمسة المتبقية ذات صياغة سالبة وهي البنود (2، 5، 6، 8، 9). يتراوح مدى الدرجات بين 10 و40، حيث الدرجات المرتفعة تدل على مستويات مرتفعة من تقدير الذات.

2-3 التحليلات الإحصائية:

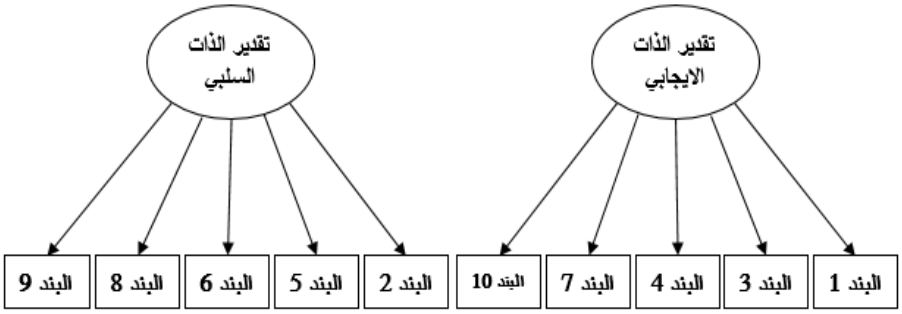
للقيام بالكشف عن البنية العملية للمقياس تم استخدم طريقة التحليل العاملي التوكيدي. ولاختبار ثبات القياس تم استخدام طريقة التحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات بواسطة برنامج (Mplus) الإصدار 7.4. وكما نعلم أن البيانات التي تحصلنا عليها هي رتبية لذلك قام الباحث باختيار طريقة المربعات الصغرى الموزونة القوية Weighted Least Square Mean and Variance (WLSMV). الهدف الأساسي للتحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات هو القيام باختبار ثبات القياس للمقياس بين مجموعتين أو أكثر. ينطوي ثبات القياس على تكافؤ كل من تشبعات العوامل، ونقطة بداية البنود intercepts، وتباينات البواقي. لإجراء هذا التحليل نقوم باختبار نموذج نظري لكل مجموعة لوحدها، وعند اظهاره لحسن المطابقة في كل مجموعة نعتمده كنموذج أساسي لاختبار ثبات النمط إذا توفر هذا المستوى من الثبات ننتقل إلى اختبار الثبات الضعيف، وعند توفره ننتقل إلى اختبار الثبات القوي، ثم ننتقل إلى اختبار الثبات الصارم (Brown, 2015). للاطلاع أكثر على هذه الخطوات (أنظر كريش، 2015).

في البداية قام الباحث باختبار مجموعة من النماذج النظرية لكل مجموعة لوحدها بهدف الكشف عن البنية العاملية للمقياس في البيئة الجزائرية، وكذلك من أجل الحصول على النموذج النظري الأساسي الذي سنعتمد عليه للقيم بالتحليلات اللاحقة المتعلقة باختبار مستويات ثبات القياس. النموذج النظري الأول يتكون من عامل كامن واحد تتشبع عليه كل البنود. أنظر الشكل رقم (01).



الشكل رقم (01): النموذج النظري الأول

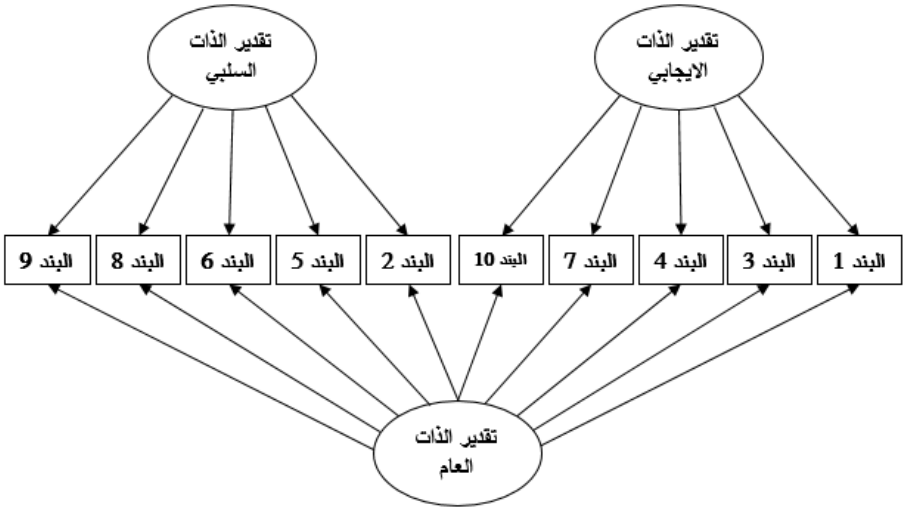
النموذج النظري الثاني يتكون من عاملين كامنين تقدير الذات الإيجابي تتشبع عليه البنود الإيجابية وهي البنود (1، 3، 4، 7، 10)، وتقدير الذات السلبي تتشبع عليه البنود السلبية وهي البنود (2، 5، 6، 8، 9). أنظر الشكل رقم (02).



الشكل رقم (02): النموذج النظري الثاني

النموذج النظري الثالث هو نموذج ثنائي العامل (Bifactor) يتكون من عامل كامن عام تتشبع عليه كل بنود المقياس، وعاملين كامنين تجميعيين هما تقدير الذات الإيجابي والذي تتشبع عليه نفس البنود الإيجابية للنموذج 2، وتقدير الذات السلبي الذي تتشبع عليه كذلك نفس البنود السلبية لنفس النموذج. أنظر الشكل رقم (03). ولاختبار هذا النموذج تم تقييد تقدير الذات العام ليكون غير مرتبط بتقدير الذات الايجابي أو تقدير الذات السلبي، وكذلك تم تقييد العاملين الكامنين التجميعيين ليكونا غير مترابطين فيما بينهما. ومن أجل تعيين النموذج سنقوم بتثبيت تباينات العوامل على 1. للقيام بالتحليلات تم استخدام طريقة النمذجة الثنائية العامل التوكيدية Confirmatory Bifactor Modeling وهي من طرق التحليل

العاملي التوكيدي. للاطلاع أكثر على هذه الطريقة (أنظر Reise, Moore., and Haviland, 2010).



الشكل رقم (03): النموذج النظري الثالث

لاختيار أفضل نموذج من النماذج النظرية المتنافسة سنعتمد على قيم مؤشرات حسن المطابقة ونقارن بينها لكل نموذج، حيث سنعتمد على كاف مربع X^2 الذي نطمح أن يكون غير دال إحصائيا، لكن بسبب تأثره بحجم العينة مما يؤدي إلى رفض النماذج النظرية حتى الجيدة منها عند استخدام حجم عينة كبير فقط، لا نعتمد كثيرا على نتيجته. ومن المؤشرات الأخرى الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب RMSEA، القيم من 0.00 إلى 0.05 تدل على مطابقة ممتازة، والقيم من 0.05 إلى 0.08 تدل على مطابقة مقبولة، أما القيم من 0.08 إلى 0.10 تدل على مطابقة سيئة (Browne and Cudeck, 1993). وكذلك سنعتمد على مؤشر المطابقة المقارن CFI ومؤشر تاكر-لويس TLI. القيم من 0.90 إلى 0.95 تعتبر مقبولة، والقيم أكبر من 0.95 تعتبر جيدة (Hu and Bentler, 1999). وآخر مؤشر هو جذر متوسطات البواقي الموزونة WRMR، الذي يقترح (Yu, (2002 أن تكون قيمته أصغر من 1.

للبدء في اختبار ثبات القياس للنسختين الإنجليزية والعربية للمقياس سنستخدم نموذج أساسي يتمثل في أفضل نموذج أظهر حسن مطابقة للمجموعتين الجزائرية والأمريكية

منفصلتين. ففي أول خطوة سيتم اختبار ثبات النمط الذي يعني وجود نفس عدد العوامل الكامنة والبنود التي تتشبع عليها عند المجموعتين في نفس الوقت. إذا أظهر هذا النموذج حسن مطابقة ننتقل إلى الخطوة الثانية وهي اختبار ثبات القياس الضعيف بواسطة تقييد تشبعات العامل على أن تكون متساوية عند المجموعتين. تأييد أو رفض ثبات القياس يعتمد على اختبار كاف مربع بين النموذجين المتداخلين (ΔX^2) وهو الفرق بين قيمة كاف مربع لنموذج الخطوة الأولى ونموذج الخطوة الثانية، إذا كانت دالة إحصائيا يدل على أن المطابقة قد أصبحت سيئة بسبب التقييد المفروض على البرمترات. وكذلك نستخدم الفرق بين قيمتي مؤشر المطابقة المقارن (ΔCFI) لتقييم ثبات القياس. الفرق الأقل من 0.01 (Cheung and Rensvold, 2002) أو 0.05 (Little, 1997) يعتبر المحك الأكثر استخداما لقبول ثبات القياس. فإذا أظهر النموذج حسن مطابقة ننتقل إلى الخطوة الثالثة وهي اختبار ثبات القياس القوي، حيث يتم تقييد برمترات نقطة انطلاق البنود Intercepts وفي دراستنا يتم تقييد برمترات العتبات Thresholdsلأنه تم استخدام طريقة (WLSMV) في التحليل، ثم نرى هل هناك تحسن أو سوء مطابقة. إذا لم يتم رفض النموذج لسوء مطابقته ننتقل إلى الخطوة الرابعة وهي اختبار ثبات القياس الصارم بتقييد برمترات تباينات البواقي. إذا لم يظهر النموذج ثبات قياس تام، يمكن البحث عن الخلل بتحرير تقييد بعض البرمترات لاختبار ثبات القياس الجزئي. للحكم على توفر ثبات القياس يجب أن يتوفر مستوى ثبات القياس القوي على الأقل، غير أن Milfont and Fischer, (2010) يذكران بأنه غير كافي ويجب توفر المستوى الأعلى وهو ثبات القياس الصارم. إذا لم يتوفر أدنى مستوى وهو ثبات القياس الضعيف يمكننا القيام باختبار ثبات القياس الجزئي الذي تحدث عنه Byrne, Shavelson, and Muthén, (1989)، حيث يقوم على افتراض أن وجود بعض البنود التي لا تتوفر على ثبات القياس لا يؤثر على إمكانية المقارنة بين المجموعات وبالتالي لا تؤدي إلى اختلاف التكوين الفرضي بين المجموعات. إن القيام بهذا الإجراء يسمح بمعرفة البنود التي فيها خلل والتي تستدعي عرضها على الخبراء والمحكمين لدراسة محتواها لمعرفة سبب عدم ثباتها.

3- النتائج

بلغ متوسط درجات تقدير الذات للمجموعة الأولى من الجزائريين 30.18 (الانحراف المعياري= 3.597). كما بلغ متوسط درجات تقدير الذات للمجموعة الثانية من الأمريكيين 24.84 (الانحراف المعياري= 6.992).

3-1 اختبار النماذج النظرية: أسفرت نتائج التحليل العاملي التوكيدي على النتائج المعروضة في الجدول رقم (1).

جدول رقم (01): مؤشرات حسن المطابقة للنموذجين النظريين الأول والثاني للمجموعتين الجزائرية والأمريكية

		X^2			*RMSEA*		*CFI*	*TLI*	*WRMR*
		القيمة	*df*	*p-value*	القيمة	*C.I*90%			
النموذج الأول	المجموعة 1	216.3	35	0.0000	0.113	0.128-0.099	0.818	0.766	1.532
	المجموعة 2	163.5	35	0.0000	0.099	0.114-0.084	0.985	0.981	1.044
النموذج الثاني	المجموعة 1	71.9	34	0.0002	0.053	0.070-0.036	0.962	0.950	0.878
	المجموعة 2	93.95	34	0.0000	0.068	0.085-0.052	0.993	0.991	0.746
النموذج الثالث	المجموعة 1	28.28	25	0.2951	0.018	0.045-0.000	0.997	0.994	0.500
	المجموعة 2	55.31	25	0.0004	0.057	0.077-0.037	0.996	0.994	0.521

ملاحظة: X^2 إختبار كاي مربع. **df** درجات الحرية. **P-value** مستوى الدلالة.
RMSEA (الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب). **C.I** (حدود الثقة)
CFI (مؤشر المطابقة المقارن). **TLI** (مؤشر تاكر-لويس). **WRMR** (مؤشر جذر متوسطات البواقي الموزونة)

نلاحظ من الجدول رقم (01) بأن النموذج النظري الأول لا يتمتع بحسن مطابقة لأن أغلب قيم مؤشرات حسن المطابقة خارج المدى المقبول. أما النموذجين النظريين الثاني والثالث يتمتعان بحسن مطابقة للمجموعتين ويعتبر النموذج النظري الثالث أفضل. لكن يذكر Brown, (2015) بأنه لتقييم النموذج النظري الأفضل لا نعتمد فقط على مؤشرات

حسن المطابقة، لأنها تعطينا تقييم عام للنموذج بل يجب القيام بفحص دقيق لقيم تقديرات البرمترات مثل التباينات والتغايرات، وخاصة تشبعات العامل من حيث الحجم والاشارة والدلالة الإحصائية التي تدل على أن البنود فعلا تتشبع على العوامل الكامنة، وكذلك فحص القيم للتأكد من عدم وجود حالات هيوود (Heywood cases)، وفحص البواقي ومؤشرات التعديل. فيما يلي سيتم عرض قيم التشبعات ودلالتها الإحصائية لكل نموذج وهذا ما يبينه الجدولين رقم (02 و03).

جدول رقم (02): قيم تشبعات العامل المعيارية للنموذجين النظرين الأول والثاني

		النموذج النظري الأول				النموذج النظري الثاني			
		المجموعة 1		المجموعة 2		المجموعة 1		المجموعة 2	
		القيمة	α	القيمة	α	القيمة	α	القيمة	α
البنود الموجبة	البند 1	0.442	0.000	0.851	0.000	0.562	0.000	0.867	0.000
	البند 3	0.383	0.000	0.782	0.000	0.524	0.000	0.799	0.000
	البند 4	0.424	0.000	0.646	0.000	0.536	0.000	0.659	0.000
	البند 7	0.341	0.000	0.850	0.000	0.441	0.000	0.869	0.000
	البند10	0.497	0.000	0.897	0.000	0.665	0.000	0.914	0.000
البنود السالبة	البند 2	0.682	0.000	0.883	0.000	0.713	0.000	0.900	0.000
	البند 5	0.170	0.002	0.782	0.000	0.213	0.000	0.797	0.000
	البند 6	0.752	0.000	0.849	0.000	0.808	0.000	0.863	0.000
	البند 8	0.109	0.066	0.629	0.000	0.141	0.000	0.643	0.000
	البند 9	0.714	0.000	0.851	0.000	0.747	0.000	0.874	0.000

جدول رقم (03): قيم تشبعات العامل المعيارية للنموذج النظري الثالث

النموذج النظري الثالث									
		المجموعة 1				المجموعة 2			
		ت.ت.إ.س	α	ت. ت.ذ.ع	α	ت.ت.إ.س	α	ت.ت.ذ.ع	α
البنود المرجعة	البند 1	0.025	0.788	0.580	0.000	-0.216	0.021	0.881	0.000
	البند 3	2.450	0.783	0.266	0.008	0.299	0.001	0.787	0.000
	البند 4	0.101	0.789	0.487	0.000	0.134	0.065	0.654	0.000
	البند 7	0.090	0.790	0.096	0.000	0.227	0.001	0.861	0.000
	البند10	0.083	0.787	0.628	0.000	-0.007	0.888	0.912	0.000
البنود السالبة	البند 2	0.559	0.000	0.429	0.000	0.410	0.000	0.813	0.000
	البند 5	0.368	0.000	-0.053	0.434	0.194	0.000	0.759	0.000
	البند 6	0.664	0.000	0.455	0.000	0.455	0.000	0.767	0.000
	البند 8	0.268	0.000	-0.057	0.420	0.294	0.000	0.581	0.000
	البند 9	0.598	0.000	0.438	0.000	0269	0.000	0.816	0.000

نلاحظ من الجدول رقم (02) الخاص بالنموذج النظري الثاني أن قيم تشبعات دالة إحصائيا للمجموعتين، غير أن قيمة تشبع البند الخامس 0.213، والبند الثامن 0.141 للمجموعة الأولى ضعيفة وأدنى من المحك المطلوب 0.30 لقيم التشبعات المهمة (Brown, 2015). ونلاحظ في الجدول رقم (03) أن قيم تشبعات المجموعة الأولى لتقدير الذات السلبي كانت غير دالة إحصائيا ووجود حالة هييود بسبب أن قيمة تشبع البند 3 خارج مدى معامل الارتباط 2.450. أما تشبعات أربعة بنود لتقدير الذات العام كانت صغيرة جدا، واثنين منها غير دالة إحصائيا. في حين قيم تشبعات المجموعة الثانية كانت أقل من 0.30 لثمانية بنود

لتقدير الذات الإيجابي والسلبي، واثنين منها غير دالة إحصائيا. يبين هذا بأنه على الرغم من أن مؤشرات حسن المطابقة العامة للنموذج النظري الثالث كانت أفضل غير أن فحص قيم تشبعات العامل للمجموعتين تظهر وجود خلل في تحديد النموذج، وهذا ما يؤدي إلى رفضه والاحتفاظ بالنموذج النظري الثاني الذي تمتع بحسن مطابقة للمجموعتين لوجود قيم مؤشرات حسن مطابقة مقبولة، وعدم وجود خلل في نتائج التحليل خاصة قيم تشبعات العامل.

3-2 اختبار ثبات القياس: بعد اختيار النموذج النظري الثاني كأفضل نموذج للمجموعتين الجزائرية والأمريكية سنعتمد عليه كنموذج أساسي للقيام باختبار ثبات القياس النمط.

جدول رقم (04): مؤشرات حسن المطابقة والفرق بينها للنماذج المتداخلة

النموذج	X^2	df	ΔX^2	Δdf	α	CFI	ΔCFI	RMSEA
ثبات النمط	155.914	68	–	–	–	0.992	–	0.058
الثبات الضعيف	285.558	76	86.413	8	0.000	0.981	0.011	0.084

ملاحظة: X^2 إختبار كاي مربع. **df** درجات الحرية. **Δ** الاختلافات

CFI (مؤشر المطابقة المقارن). **RMSEA** (الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب)

نلاحظ من الجدول رقم (04) بأن قيم مؤشرات حسن المطابقة لاختبار ثبات القياس النمط تدل على حسن مطابقة النموذج لبيانات المجموعتين في تحليل موحد. وهذا يدل على أن المقياس يقيس نفس التكوين الفرضي (نفس البنية الكامنة) في المجموعتين. يعتبر ثبات القياس النمط أبسط مستوى ولا يكفي كدليل لثبات القياس، حيث يكون عند المجموعتين نفس البنية العاملية للمقياس وهي نفس عدد العوامل الكامنة التي يرتبط بها نفس عدد البنود فقط. توفر هذا المستوى من الثبات يسمح لنا باختبار مستوى أعلى هو ثبات القياس الضعيف، حيث كما نلاحظ بأن مؤشرات حسن المطابقة تدل على أن النموذج أصبح أسوء عند تقييد تشبعات العامل للمجموعتين بأن تكون متساوية، حيث أن فرق كاف مربع كان دال

إحصائيا، وقيمة RMSEA دلت كذلك على سوء مطابقة، باستثناء فرق مؤشر المطابقة المقارن ΔCFI الذي كان في المدى المطلوب. هذا يعني بأنه لا يتمتع المقياس بثبات القياس الضعيف التام بين المجموعتين، لذلك سننتقل إلى اختبار ثبات القياس الجزئي لمعرفة مواطن الخلل التي أدت إلى سوء المطابقة.

3-3 اختبار ثبات القياس الجزئي: لاختبار ثبات القياس الضعيف الجزئي سنقوم بتحرير البرمترات المقيدة لمعرفة أيها أحدث سوء المطابقة للنموذج. بعد الاطلاع على مؤشرات التعديل سنقوم بتحرير البرمتر الذي له أكبر قيمة وهو NSE BY I5. وعند حساب ΔX^2 وجدنا قيمته (58.334) دالة إحصائيا. لذلك سنقوم بتحرير برمتر آخر حسب مؤشرات التعديل وهو NSE BY I8. مرة أخرى قيمة ΔX^2 كانت دالة إحصائيا. فسنقوم بتحرير برمتر آخر وهوPSE BY I4 . أيضا قيمة ΔX^2 كانت دالة إحصائيا. لذلك سنقوم بتحرير البرمتر PSE BY I7. بهذا التعديل الرابع تحصلنا على قيمة ΔX^2 غير دالة، كما أن القيم الأخرى كانت مقبولة. وبالتالي قد تحقق ثبات القياس الجزئي الضعيف بعد تحرير تشبعات البنود (5، 8، 4، 7). لذلك سنستمر في اختبار المستوى الأعلى وهو ثبات القياس الجزئي القوي للبنود (1، 2، 3، 6، 9، 10) فقط التي أظهرت ثبات قياس ضعيف. بعد إجراء التحليل لاحظنا أن قيم مؤشرات حسن المطابقة كانت غير مقبولة باستثناء **ΔCFI**، كما أن التعديلات لم تسفر عن تحسن للمطابقة. وبالتالي لم يتحقق الثبات القوي. وهذا ما يبينه الجدول رقم (05).

جدول رقم (05): مؤشرات حسن المطابقة والفرق بينها للنماذج المتداخلة (ثبات القياس الجزئي)

النموذج	X^2	df	ΔX^2	Δdf	α	CFI	ΔCFI	RMSEA
ثبات النمط	155.914	68	-	-	-	0.992	-	0.058
الثبات الجزئي الضعيف	159.332	72	6.375	4	0.172	0.992	0.000	0.056
الثبات الجزئي القوي	406.331	88	273.952	16	0.000	0.971	0.021	0.096

3-4 معامل الثبات: لقد تم انتقاد استخدام معامل ألفا مع الاختبارات متعددة الأبعاد، حيث تبين أنه يسيء تقدير الثبات الحقيقي إما بتضخيم قيمة معامل الثبات أو خفضه (Raykov, 1997, 1998). لذلك سنقوم بحساب معامل الثبات بواسطة الثبات المركب عن طريق المعادلة التالية:

$$CR = \frac{(\sum \lambda_i)^2}{(\sum \lambda_i)^2 + (\sum \epsilon_i)}$$

حيث P_c هو ثبات درجات العامل. وλ هو تشبعات العامل المعيارية. وε تباينات الخطأ المعيارية. قيم معامل الثبات المركب أكبر من 0.60 تعتبر مقبولة (Diamantopoulos and Siguaw, 2000). سنستخدم تشبعات العامل المعيارية للنموذج النظري الثاني الذي كان أفضل نموذج مقارنة بالنماذج الأخرى. ولقد تحصلنا على النتائج التالية كما يظهره الجدول رقم (06).

جدول رقم (06): معاملات الثبات المركبة للمجموعتين.

	المجموعة 1 (الجزائر)	المجموعة 2 (الولايات المتحدة الأمريكية)
معامل الثبات العام	0.810	0.954
معامل الثبات لتقدير الذات الايجابي	0.681	0.914
معامل الثبات لتقدير الذات السلبي	0.681	0.911

نلاحظ من الجدول رقم (06) بأن جميع قيم معاملات الثبات للمجموعتين أكبر من القيمة المقبولة، وهذا دليل على ثبات درجات المقياس ودقتها، واحتوائها على نسبة قليلة من أخطاء القياس. كما نلاحظ بأن قيم معاملات الثبات للمجموعة الثانية الأمريكية كانت أفضل.

4- مناقشة النتائج والاستنتاج

في هذه الدراسة قام الباحث باختبار حسن المطابقة لثلاثة نماذج نظرية متنافسة. نموذج بعامل كامن واحد تتشبع عليه جميع بنود المقياس، ونموذج بعاملين كامنين تتشبع عليهما البنود السلبية والموجبة، ونموذج ثنائي العامل. أسفرت النتائج على أن النموذج النظري الثاني كان له حسن مطابقة للبيانات أفضل في البيئة الجزائرية، وهذا ما يؤكد النتائج التي توصلت إليها بعض الدراسات (Ang and Leong, 2006; Boduszek et al., 2012; Boduszek, Hyland, Dhingra and Mallet, 2013; Dhingra, 2013; Huang and Dong, 2012). وهذا ما يعني أنه علينا أن نتعامل مع تقدير الذات كما يقيسه مقياس روزمبرق في الجزائر على أنه يحتوي على بعدين منفصلين هما تقدير الذات الإيجابي وتقدير الذات السلبي الذين يمكنهما أن يتنبئان بمتغيرات مختلفة في الدراسات الجزائرية، وبالتالي من الأفضل عند تطبيق المقياس إعطاء لكل فرد درجتين بدل درجة كلية واحدة. الدرجة الأولى لتقدير الذات الإيجابي تمثل تقييم الفرد الإيجابي لذاته، والدرجة الثانية لتقدير الذات السلبي تمثل تقييم الفرد السلبي لذاته. غير أن تشبعات العامل للبند 5 (0.213) والبند 8 (0.141) كانت ضعيفة مما يدل على أن البندين لا يخدمان العامل الكامن الذين يتشبعان عليه وهو تقدير الذات السلبي بسبب أن معظم التباين في البندين هو تباين فريد. وهذا ما يستدعي عرضهما على المحكمين لمعرفة السبب المحتمل لذلك خاصة فيما يتعلق بمحتوى البندين.

كما أسفرت نتائج اختبار ثبات القياس بين المجموعتين عن توفر ثبات القياس النمط والذي يعني حسب (Milfont and Fischer, 2010) بأن المجموعتين لهما نفس التصور للتكوين الفرضي. عدم توفر هذا المستوى من الثبات يدل على اختلاف معنى تقدير الذات ولا يمكن اعتبار بنود النسخة العربية كمؤشرات تقيسه، بل هي تقيس شيء مختلف تماما في البيئة الجزائرية، وبالتالي الاختبار غير صالح للاستخدام في الجزائر لأن درجاته لا تعبر عن مستويات الحقيقية لتقدير الذات. لكن نتائج ثبات القياس الضعيف أسفرت عن سوء مطابقة للنموذج بعد تقييد تشبعات العامل، لذلك تم اختبار الثبات الجزئي، حيث لم يظهر النموذج سوء مطابقة بعد تحرير تشبعات البنود التالية (5، 8، 4، 7). وبالتالي توفر ثبات القياس الجزئي الضعيف للبنود المتبقية التالية (1، 2، 3، 6، 9، 10). مما يعني بأن استجابات الأفراد

في المجموعتين على هذه البنود هي بنفس الطريقة لأن قوة العلاقة بين البنود والعوامل الكامنة هي نفسها عند المجموعتين. توفر هذا المستوى يعطينا دليل ضعيف على ثبات القياس للبنود. أما نتائج معامل الثبات المركب كانت كلها أكبر من 0.60 للمجموعتين مما يدل على دقة واتساق درجات المقياس وبأنها جديرة بالثقة ولا تحتوي على نسبة كبيرة من أخطاء القياس.

ما يمكننا أن نستنتجه أن مقياس تقدير الذات لروزمبارق يعتبر متعدد الأبعاد في البيئة الجزائرية لأن النموذج بعاملين كامنين كان الأفضل، غير أن التحليلات أظهرت بأنه لا يتمتع بثبات القياس بين النسختين الإنجليزية والعربية وهذا يعني عدم إمكانية المقارنة بين درجات تقدير الذات للأفراد في الجزائر والولايات المتحدة الأمريكية. لكن هذا يدفعنا للتساؤل عن سبب عدم توفر ثبات القياس هل لأسباب تعود إلى العينة أو بسبب وجود اختلافات ثقافية حقيقية بين البيئتين في تصور تقدير الذات، وبالتالي لا نستطيع استخدام وتعميم الإطار النظري الغربي في الجزائر.

لكل دراسة نقاط قوة وحدود. من أهم نقاط القوة لهذه الدراسة حسب علم الباحث هو أنها الدراسة الجزائرية والعربية الأولى التي تم فيها الكشف عن البنية العاملية للمقياس باختبار ثلاثة نماذج متنافسة بما فيها النموذج ثنائي العامل الخاص بتأثير الطريقة. وكذلك هي أول دراسة (ETIC) التي تم فيها اختبار ثبات القياس للنسختين الإنجليزية والعربية لمعرفة مدى إمكانية استخدام الإطار النظري الغربي الذي بني على أساسه المقياس ومدى مناسبته لنا. أما أهم حدود الدراسة هو استخدام عينة من الطلبة الجامعيين فقط، أو وجود تحيز محتمل للعينة لعدم تكافؤ الخصائص للمجموعتين الجزائرية والأمريكية. لذلك ينبغي إعادة هذه الدراسة على عينات أكبر وأكثر تمثيلا. وبالإضافة إلى ذلك عدم التحقق من مدى ارتباط تقدير الذات السلبي والايجابي مع متغيرات مختلفة لتزيد ثقتنا بأن البعدين يمثلان بعدين حقيقين.

وفي الأخير يجب التنويه إلى أهمية تبعات النتائج التي تم التوصل إليها في هذه الدراسة المتواضعة، وخاصة تلك المتعلقة بأن مقياس روزمبرق لتقدير الذات هو متعدد الأبعاد وليس أحادي البعد، وبالتالي استخدام درجتين فرعيتين لكل بعد بدلا من درجة كلية واحدة تمثل تقدير العام في البحوث والدراسات، وكذلك عدم توفر ثبات القياس بين النسخة الإنجليزية والعربية الذي يعبر عن وجود اختلافات ثقافية بين البيئتين وبالتالي عدم إمكانية عمل المقارنات

بين درجات الأفراد في البيئتين أو تعميم وتبني الإطار النظري الغربي. لذلك فإن نتائج هذه الدراسة منفردة قد تكون غير كافية ولا يمكن أن نسلم بها، لكنها تعتبر نقطة بداية تحث على إجراء دراسات مشابهة جزائرية وعربية على نفس المقياس أومقاييس أخرى باستخدام عينات مختلفة إما لتأكيد ودعم هذه النتائج التي تم التوصل إليها أو نفيها. لذلك تكرار هذه الدراسة يعتبر أكثر من ضروري للكشف عن البنية العاملية وكذلك ثبات القياس للمقياس في البيئة الغربية والجزائرية أو العربية ليس بهدف القيام بالمقارنات العادلة بين أفراد البيئتين فقط لكن لأهداف نظرية أكثر أهمية تسمح لنا بالتأكد نحن كمستوردين للأطر النظرية الغربية من إمكانية تعميمها وتبنيها في البيئة الجزائرية وعدم وجود اختلافات ثقافية بين البيئتين في تقدير الذات.

المراجع

بوسالم، ع وكريش، أ. (2016). الأداء التفاضلي للبند في الاختبارات النفسية مصادره وتفسيره. ***مجلة جامعة تكريت للعلوم الانسانية، 23***(10)، 533-559.

كريش، أ. (2015). أهمية التحليل العاملي التوكيدي المتعدد المجموعات كأسلوب للقياس في ميدان علم النفس الجنائي. ***المؤتمر العلمي الدولي الأول: علم النفس وقضايا المجتمع الراهنة***. جامعة الجزائر 2. 276-287

كريش، أ. (2016). الكشف عن الأداء التفاضلي للبند في قائمة الرهاب الاجتماعي باستخدام الطريقة الهجينة الانحدار اللوجستي الرتبي ونظرية الاستجابة للمفردة. ***الملتقى الوطني: استخدامات الأساليب الإحصائية في البحوث الاجتماعية***. جامعة خميس مليانة.

كريش، أ وبن شيخ، ع. (2017). نحو بناء أطر نظرية للعلوم الاجتماعية تناسب الخصوصية الثقافية للفرد الجزائري. ***الملتقى الوطني: العلوم الاجتماعية في الجامعة الجزائرية ودورها في التنمية المستدامة***. جامعة خميس مليانة.

مقدم، ع. (1993). ***الإحصاء والقياس النفسي والتربوي مع نماذج من المقاييس والاختبارات***. ديوان المطبوعات الجامعية. الجزائر.

Ang, P., Neubronner, M., Oh, S., and Leong, V. (2006). Dimensionality of Rosenberg's Self-Esteem Scale among Normal-Technical Stream Students in Singapore. ***Current***

Psychology: Developmental Learning Personality Social, *25*(2), 120-131.

Bagozzi, R.P. (1993). Assessing construct validity in personality research: Applications to measures of self-esteem. ***Journal of Research in Personality****, 27*, 49-87.

Boduszek, D., Hyland, P., Dinghra, K., and Mallet, J. (2013). The factor structure and composite reliability of the Rosenberg Self-Esteem Scale among ex-prisoners. ***Personality and Individual Differences****, 55*(8), 877-887.

Boduszek, D., Shevlin, M., Mallett, J., Hyland, P., and O'Kane, D. (2012). Dimensionality and construct validity of the Rosenberg Self-Esteem Scale within a sample of recidivistic prisoners**.** ***Journal of Criminal Psychology***, *2*(1), 19–25.

Brown T.A, (2015). ***Confirmatory Factor Analysis for Applied Research***. 2 Edition. Guildford Press, New York. London.

Browne, M. W., and Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In: K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), ***Testing structural equation models*** (pp. 136-162). Beverly Hills, CA: Sage.

Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement in variance. ***Psychological Bulletin***, *105(3)*, 456-466.

Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). ***Reliability and validity assessment***. Thousand Oaks, CA: Sage.

Cheung, W.G., and Rensvold, B.R. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. ***Structural equation Modeling***. *9*(2), 233-255.

Corwyn, R. F. (2000). The factor structure of global self-esteem among adolescents and adults. ***Journal of Research in Personality***, *34*, 357–379.

Dhingra, K. (2013). Validity and Composite Reliability of the Rosenberg Self-Esteem Scale among U.K. University Students. ***Journal of Humanistics and Social Sciences***, *1*(2), 24-30.

Diamantopoulos, A., and Siguaw, J. A. (2000). ***Introducing LISREL A guide for uninitiated.*** London: Sage Publications.

Finch, H .(2014). Measurement Invariance. In Michalos, A.C, (ed.), ***Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research***, (pp 3909-3912). Springer Science+Business Media.

Gana, K., Alaphilippe, D., and Bailly, N. (2005). Factorial Structure of the French Version of the Rosenberg Self-Esteem Scale among the Elderly**.** ***International Journal of Testing***, *5*(2), 169-176.

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

Huang, C., and Dong, N. (2012). Factor structures of the Rosenberg Self-Esteem Scale: A meta-analysis of pattern matrices. ***European Journal of Psychological Assessment***, *28*(2), 132–138.

Little, D.T, (1997). Mean and Covariance Structures (MACS) Analyses of Cross-Cultural Data: Practical and Theoretical Issues. ***Multivariate Behavioral research***, 32(1), 53-76.

Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifactors? ***Journal of Personality and Social Psychology***, *70*(4), 810-819.

Marsh, H.W., Scalas, L.F., and Nagengast, B. (2010). Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. ***Psychological Assessment***, *22*(2), 366-381.

Milfont, T.L., and Fischer, R., (2010). Testing Measurement Invariance Across Groups: Applications in cross-cultural research. ***International Journal of Psychological Research***, *3*(1), 111-121.

Mimura C., and Griffiths P. (2007). A Japanese version of the Rosenberg Self-Esteem Scale: translation and equivalence assessment. ***Journal of Psychosomatic Research.*** *62*, 589–594.

Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. ***Applied Psychological Measurement***, 21, 173-184.

Raykov, T. (1998). Coefficient alpha and composite reliability with interrelated nonhomogeneous items. ***Applied Psychological Measurement***, *22*, 375-385.

Reise, S. P., Moore, T. M., and Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. ***Journal of Personality Assessment***, 92, 544–559.

Rosenberg, M. (1965). ***Society and the adolescent self-image***. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Shevlin, M., Bunting, B.P., and Lewis, C.A. (1995), ‘‘Confirmatory factor analysis of the Rosenberg self-esteem scale’’, ***Psychological Reports***, Vol. 76, pp. 707-10.

Schmitt, D. P., & Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the Rosenberg Self-Esteem Scale in 53 nations: Exploring the universal and culture-specific features of global self-esteem. ***Journal of Personality and Social Psychology***, *89*, 623–642.

Tomas, J. M., Sancho, P., Galiana, L., Oliver, A., and Hontangas, P. (2015). Measuring self-esteem in Spanish adolescents: Equivalence across gender and educational levels. ***Avaliação Psicológica***, *14*(3), 385-393.

Van de Vijver, F. J. R. (2015). Methodological aspects of cross-cultural research. In M. Gelfand, Y. Hong, & C. Y. Chiu (Eds.), ***Handbook of advances in culture & psychology*** (Vol. 5, pp. 101-160). New York, NY: Oxford University Press.

Yu, C. Y. (2002). ***Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes***. Unpublished doctoral dissertation, University of California, Los Angeles.