دار نشر جامعة قطر
Qatar University Press

كلية التربية
College of Education
جامعة قطر QATAR UNIVERSITY

OPEN ACCESS

البناء العاملي لمقياس (روزنبرغ) لتقدير الذات لدى عينة من طلبة المدرسة وأخرى من طلبة الجامعة في سلطنة عمان

ماهر محمد أبو هلال[1]
mhilal@squ.edu.om

محمد القدحات[2]
qadahat@squ.edu.om

سليمان المعمري[3]
sulaiman868@moe.om

ملخص

هدفت الدراسة الحالية إلى اختبار البنية العاملية لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات، وفحص ما إذا كانت هذه البنية تتساوى لدى عينتين عمريتين. فقد أفادت دراسات عدة أن تقدير الذات ينمو ويتطور ويصبح أكثر واقعية وتمايزًا مع التقدم في العمر. وقد استجاب لمقياس تقدير الذات 365 طالبًا من طلبة المدارس و119 من طلبة الجامعة. يتكون مقياس تقدير الذات لروزنبرغ من 10 فقرات، نصفها تمت صياغته صياغة موجبة، والنصف الآخر تمت صياغته صياغة سالبة. وقد تبين أن مقياس تقدير الذات يتمتع بثبات مقبول لا سيما لدى طلبة الجامعة. وقد تبين أن المقياس يتمتع ببنية عاملية مقبولة لدى كل من العينتين، فقد تشبعت كل فقرات المقياس على عامل تقدير الذات بدرجة جوهرية. إلا أن وجود عامل واحد فقط؛ لم يمثل البيانات بشكل مقبول، فقد كان التطابق ضعيفًا بين العامل الواحد والبيانات. في حين أن وجود عاملين أحدهما موجب والآخر سالب، مثّلا البيانات بدرجة معقولة. ولكن عند اختبار فرضية تساوي المعالم لدى العينتين، اتضح أن المعالم التي تمثل التشبعات كانت متساوية لدى المجموعتين، بينما لم تتساو معالم الثوابت والبواقي والعلاقات بين البواقي. وخلصت الدراسة إلى أن النموذج الأكثر مطابقة للبيانات هو نموذج عامل السمة وعامل الطريقة السالبة في الصياغة، في إشارة إلى تأثير طريقة الصياغة على البنية العاملية، والدرجة التي يفرزها مقياس روزنبرغ. كما تبين الدراسة أهمية الانتباه إلى طريقة صياغة الفقرات عند تفسير الدرجات التي يفرزها هذا المقياس وغيره من المقاييس التي تحوي عبارات موجبة وأخرى سالبة.

الكلمات المفتاحية: تقدير الذات، البناء العاملي، طريقة صياغة الفقرات، طلبة المدارس، طلبة الجامعة، سلطنة عمان

للاقتباس: أبو هلال، والقدحات، والمعمري. «البناء العاملي لمقياس (روزنبرغ) لتقدير الذات لدى عينة من طلبة المدرسة وأخرى من طلبة الجامعة في سلطنة عمان»، **مجلة العلوم التربوية**، العدد 17، 2021

1. أستاذ مناهج بحث وتقويم، جامعة السلطان قابوس.
2. أستاذ مشارك تاريخ حديث، جامعة السلطان قابوس.
3. مدرس رياضيات، وزارة التربية والتعليم، سلطنة عمان.

https://doi.org/10.29117/jes.2021.0047

© 2021، أبو هلال، والقدحات، والمعمري، الجهة المرخص لها: دار نشر جامعة قطر. تم نشر هذه المقالة البحثية وفقًا لشروط Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0). تسمح هذه الرخصة بالاستخدام غير التجاري، وينبغي نسبة العمل إلى صاحبه، مع بيان أي تعديلات عليه. كما تتيح حرية نسخ، وتوزيع، ونقل العمل بأي شكل من الأشكال، أو بأية وسيلة، ومزجه وتحويله والبناء عليه، طالما يُنسب العمل الأصلي إلى المؤلف.

دار نشر جامعة قطر
Qatar University Press

كلية التربية
College of Education
QATAR UNIVERSITY جامعة قطر

OPEN ACCESS

The Factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale among school students and university students in Oman

Maher M. Abu-Hilal[1]
mhilal@squ.edu.om

Mohammad Al-Qadahat[2]
qadahat@squ.edu.om

Sulaiman Al-Maamari[3]
sulaiman868@moe.om

Abstract

The aim of this study was to test the structure of Rosenberg Self-Esteem Scale (RSES) and explore if the structure is invariant across school students (n=365) and university students (n=119). Previous research has shown that self-esteem so as other personality traits are developmental in nature; and self-esteem becomes more differentiated and realistic with age. Two samples responded to RSES which has 10 items half of which was written in the positive format and the other half in negative format. RSES showed reasonable internal consistency, especially among university students. Also, the scale produced a reasonable structure among both groups as the items measured the factor substantially. Item loadings were invariant across the two groups. However, other parameters (intercepts, residuals and correlations among residuals) were not invariant indicating that the items measured the trait equally valid for school and university students. However, the level of self-esteem as indicated by item scores was not invariant as school children scored higher than university students in most of the items. The results imply that using negative items has an effect on both the structure and magnitude of self-esteem. Scale developers and users may need to be cautioned when they interpret the resultant scores of scales with positive and negative items.

Keywords: Self-esteem; Factor structure; Wording style; School students; University students; Oman

Cite this article as: Abu-Hilal M., Al-Qadahat M.,Al-Maamari S.,"The Factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale among school students and university students in Oman", *Journal of Educational Sciences*, Issue 17, 2021

1. Professor, Research Method and Evaluation, Sultan Qaboos University.
2. Associate Professor, Modern History, Sultan Qaboos University.
3. Math teacher, Ministry of Education, Sultanate of Oman.

https://doi.org/10.29117/jes.2021.0047

© 2021, Abu-Hilal M., Al-Qadahat M.,Al-Maamari S., licensee QU Press. This article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0), which permits non-commercial use of the material, appropriate credit, and indication if changes in the material were made. You can copy and redistribute the material in any medium or format as well as remix, transform, and build upon the material, provided the original work is properly cited.

المقدمة

يعتبر مقياس روزنبرغ لتقدير الذات واحدًا من أكثر المقاييس النفسية استخدامًا في البحوث المنشورة؛ إذ تم استخدامه في عشرات الدراسات سواء تلك التي تعاملت مع بنائه العاملي أو علاقته بمتغيرات نفسية ومعرفية أخرى. وربما تكون بساطة هذا المقياس وسهولة تطبيقه أحد أهم الأسباب وراء استخدامه الواسع (Pullmann & Allik, 2000)؛ إذ يتكون المقياس من عشر فقرات فقط نصفها تمت صياغته بطريقة موجبة ونصفها الآخر كانت صياغته سالبة. وقد شرح روزنبرغ (Rosenberg, 1979) أن مقياسه لتقدير الذات يقيس تقدير الذات العام باعتبار أن تقدير الذات سمة عامة وأحادية البعد أو العامل. وكان الهدف من اشتمال المقياس على فقرات موجبة وأخرى سالبة هو التقليل من تحيز الاستجابة (الشايب، 2010). ومن الجدير ذكره هو أن كثيرًا من مقاييس الشخصية والسمات النفسية الأخرى تشتمل على فقرات موجبة وأخرى سالبة بغرض تقليل أثر تحيز الاستجابات.

وقد أشار مارش وآخرون (Marsh, Scalas, & Nagengast, 2010) وغيرهم من الباحثين (على سبيل المثال لا الحصر: Bagozzi, 1993; Bankston & Zhou, 2002; Mckay, Boduszek, & Harvey, 2014) أن وجود فقرات سالبة إضافة إلى الفقرات الموجبة قد يقلل من تحيز الاستجابات ولكنه في الوقت ذاته يضيف تعقيدات جديدة قد تصعّب من تفسير الدرجات التي يفرزها المقياس. وقد بين مارش في أكثر من دراسة أن الفقرات السالبة قد تفرز عاملًا خاصًا تتشبع عليه الفقرات السالبة مما ينفي فكرة أحادية العامل في مقياس روزنبرغ (Marsh, 1996; Marsh & Grayson, 1995). وقد أشار مارش وجريسون (Marsh & Grayson, 1995) أن نتائج دراستهما بينت أن مقياس روزنبرغ أفرز عاملًا أساسيًا يقيس تقدير الذات وعاملًا إضافيًا يمثل طريقة الصياغة لا سيما الصياغة السالبة للفقرات. وقد أيدت نتائج دراسة بولمان وألك (Pullmann & Allik, 2000) ودراسة هوران وديستفانو وموتل (Horan, DiStefano & Motl, 2003) أن الفقرات السالبة أفرزت عاملًا يمكن تفسيره على أنه عامل شخصية آخر وليس نتاج طريقة الصياغة وحسب.

كما أجريت دراسات عدة في بلدان وثقافات مختلفة، وأكثرها وصلت إلى نتائج تشير إلى أن الفقرات السالبة تفرز عاملًا حقيقيًا إلى جانب العامل الأساسي لتقدير الذات. فقد توصل توماس وأولفر (Tomas & Oliver, 1999) إلى أن مقياس روزنبرغ قد أفرز عاملًا أساسيًا يمثل تقدير الذات وعاملًا آخر يمثل الفقرات السالبة وذلك على عينة من طلبة المدارس الإسبانية. وبالمثل وجد ميكايلدس وكاوتسجورجي وبنايوتاو (Michaelides, Koutsgiorgi & Panayiotou, 2016) عاملًا يمثل الطريقة في مقياس روزنبرغ على عينة من طلبة المدارس اليونانية. كما قام شميت وألك (Schmitt & Allik, 2005) بدراسة على 53 دولة لاختبار صدق البناء لمقياس روزنبرغ وفحص ما إذا كانت الفقرات السالبة تمثل تحيزًا في الاستجابة. وما وجده شميت وألك هو أن البناء العاملي لمقياس روزنبرغ يتشابه بين الدول التي شملتها الدراسة وأن ثمة تحيز ناتج عن الفقرات السالبة في المقياس في الدول المختلفة مع تباين بسيط بين الدول حسب اللغة والثقافة وكان التباين في حجم التحيز وليس في طبيعته.

وقام جنامبس وآخرون (Gnambs, Scharl, & Schroeders, 2018) بمراجعة وتحليل أكثر من 34 دراسة منشورة خلال نصف القرن الماضي باستخدام منهجية ما بعد التحليل (meta-analysis)، وكان بعض هذه الدراسات

قد أجري في ثقافات غربية (individualistic) وأخرى أجريت في ثقافات شرقية جمعية (collectivistic)، وكلها اهتمت بالبناء العاملي لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات. وقد توصل جنامبس وزملاؤه إلى نتائج مهمة ولكنها جاءت مناقضة لنتائج دراسة شميت وألك. فقد وجد جنامبس ورفاقه أن البنية العاملية لمقياس روزنبرغ لم تتساوى في الثقافات الفردية (الغربية) والثقافات الجمعية (الشرقية). كما وجدوا أن تشبعات الفقرات كانت أكبر لدى الثقافات الفردية منها لدى الثقافات الجمعية. وقد فسروا هذه النتيجة على أنها تمثل فهمًا للفقرات يختلف في الثقافات الفردية عنه في الثقافات الجمعية. بالرغم من ذلك فقد حذر جنامبس ورفاقه أن منهجية ما بعد التحليل لها حدودها ومشاكلها. ومن أهم ما حذروا منه هو أن تحليل ما بعد التحليل يعتمد على جودة الدراسات المشمولة في دراسة ما بعد التحليل. وهذه الدراسات قد يعاني بعضها من مشاكل تتعلق بمدى تمثيل العينات وحجمها. لذا تبقى نتائج جنامبس ورفاقه احتمالية ومؤقتة حتى يتم إجراء دراسات أخرى تدعم نتائجهم.

وفي سبيل اختبار البينة العاملية لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات وتحديد أثر طريقة صياغة الفقرات استخدم الباحثون طرقًا مختلفة في تحليل البيانات من قبيل التحليل العاملي الاستكشافي، والتوكيدي، وتعدد السمات/ تعدد الطرق (MultiTrait-MultiMethod) الذي يعرف بالرمز (MTMM) (Campell & Fisck, 1959). وللتعرف على بعض هذه الطرق، انظر على سبيل المثال الدراسات الآتية: الشايب، 2010؛ Bagozzi, 1993; Bankston & Zhou, 2002; Marsh et al., 2010; McKay, Boduszek, & Harvey, 2014. وبشكل خاص استخدم الباحثون طريقة تحليل تعدد السمات/ تعدد الطرق من خلال أسلوب التحليل العاملي التوكيدي. وقد وظف الباحثون استراتيجيتين في تحليلاتهم تمثلت الأولى بجعل البواقي للفقرات الملاحظة ترتبط ببعضها (Correlated Uniqueness– CU). بمعنى آخر فإن الباحثين وفق هذه الاستراتيجية يقومون بجعل الارتباطات تقوم بتفسير ما يتبقى من تباين فوق ما يفسره عامل السمة. والاستراتيجية الثانية تتمثل في افتراض عامل كامن يمثل الطريقة (latent method factor - LMF). ومن خلال الاستراتيجية الأولى (CU) يتم السماح للبواقي (الأخطاء) في درجات الفقرات الملاحظة بأن ترتبط فيما بينها ضمن الطريقة الواحدة؛ إذ ترتبط بواقي (أخطاء) الفقرات السالبة فيما بينها، وكذلك ترتبط بواقي (أخطاء) الفقرات الموجبة فيما بينها. أما الاستراتيجية الثانية (LMF) فإنها تقوم على افتراض وجود عاملين كامنين تمثلان الطريقة (الموجبة والسالبة) بحيث تتشبع الفقرات الموجبة على عامل، وعلى العامل الآخر تتشبع الفقرات السالبة (مكاي وآخرون McKay et al., 2014).

وفي إطار المفاضلة بين الاستراتيجيتين نبه بعض الباحثين من أمثال لانس وآخرون (Lance, Noble, & Scullen, 2002) إلى أن الاستراتيجية الأولى تعاني من ضعف في الأساس النظري والعملي الذي تفرزه نتائج التحليل؛ إذ يصعب تفسير النتائج وكذلك الدرجة المتحصل عليها تفسيرًا نظريًا وعمليًا في الوقت ذاته. وبناء عليه فقد أوصى لانس وآخرون (Lance et al., 2002) أن النماذج التي يتم اختبارها وفق استراتيجية العامل الكامن للطريقة هي الاستراتيجية المفضلة لما لها من أساس نظري وعملي في تفسير العوامل مقارنة بطريقة الأخطاء المترابطة. وأضاف لانس وآخرون (2002) أنه في حال فشل التحليل باستخدام استراتيجية العامل الكامن للطريقة يمكن اللجوء إلى استراتيجية الأخطاء المترابطة. وقد أفضى ذلك إلى أن يختبر بعض الباحثين نماذج ثنائية العامل دون اختبار نماذج للأخطاء المترابطة. فقد قام مكاي وآخرون (McKay et al., 2014) وجنامبس وشريدور (Gnambs &

Schoeders, 2017) وفي إطار استراتيجية العامل الكامن للطريقة باختبار عدد من النماذج توصلوا من خلالها إلى أن العامل الثنائي (bifactor) كان أفضل من عامل واحد يمثل تقدير الذات أو عاملين (two factors) أحدهما عامل كامن للطريقة الموجبة وآخر للطريقة السالبة.

دراسة مكاي وآخرون (McKay et al., 2014) لا تعني أنها فريدة ولكن ما قام به مكاي ورفاقه هو أنهم لم يختبروا نماذج الأخطاء المترابطة. كما أنها لا تعني أن الباحثين الآخرين لم يختبروا النماذج التي اختبرها مكاي ورفاقه، فقد اختبرت كثير من الدراسات النماذج التي اختبرها مكاي ورفاقه إضافة إلى نماذج الأخطاء المترابطة. الجديد الذي قدمه مكاي ورفاقه هو أنهم أطلقوا على أحد النماذج (وهو النموذج الخامس في الدراسة الحالية) نموذج ثنائي العامل وهو النموذج الذي يفترض وجود عامل للسمة (هنا تقدير الذات) وعاملين للطريقة: واحد للطريقة الموجبة وآخر للطريقة السالبة في ذات النموذج. وقد استنتج مكاي ورفاقه أن مقياس روزنبرغ مقياس أُحادي البعد ولا يعدو وجود عاملين كون أن العامل الذي يمثل الطريقة هو عامل دخيل ومشوش (nuisance) وليس أصيلًا، أي لا يمثل سمة شخصية.

وقد أيد جنامبس وشريدور (Gnambs & Schoeders, 2017) مكاي ورفاقه في أن وجود عامل سالب إضافة إلى عامل السمة في مقياس روزنبرغ لا يمثل عامل سمة أصيل وإنما هو مشروط بالقدرات الفكرية واللغوية. كما توصلا إلى أن أحادية البعد للمقياس ترتبط بزيادة القدرات الفكرية واللغوية؛ وأن العامل السالب يظهر أكثر لدى الطلبة الذين يتمتعون بقدرات فكرية ولغوية أقل.

وقد أجريت دراسات كثيرة لاختبار البناء العاملي لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات؛ إذ اختبرت هذه الدراسات عددًا من النماذج تراوح بين ستة وتسعة نماذج. ففي البيئة العربية قام الشايب (2010) بدراسة على عينة من طلبة جامعة آل البيت (ن = 746) بأن اختبر ثمانية نماذج: ثلاثة وفق استراتيجية الأخطاء المترابطة وثلاثة وفق استراتيجية عوامل الطريقة الكامنة، إضافة إلى نموذج العامل الواحد لتقدير الذات والعاملين المترابطين للطريقة. وقد توصل الشايب (2010) إلى أن النماذج التي تم اختبارها وفق استراتيجية عوامل الطريقة الكامنة لا سيما النموذج الرابع (افتراض عامل كامن أساسي وعامل كامن للطريقة السالبة) كانت أفضل مطابقة من النماذج التي تم اختبارها وفق استراتيجية الأخطاء المترابطة. وقد أخفقت بيانات الشايب في تعريف النموذج الخامس الذي يفترض وجود عامل عام كامن لتقدير الذات مع ارتباطات بينية للأخطاء للفقرات الموجبة وارتباطات بينية للأخطاء للفقرات السالبة. واستنتج الشايب أن دراسته تدعم وجود عامل كامن يمثل الطريقة للفقرات التي صيغت صياغة سالبة، وهو بذلك يدعم عددًا من الدراسات الغربية (e.g., Horan et al., 2003; Marsh et al., 2010; Marsh, 1996; Michaelides et al., 2016; Tomas & Oliver, 1999; Wang, Siegal, Falck, & Carlson, 2001) التي توصلت إلى أفضلية النموذج الذي يمثل عاملًا عامًا لتقدير الذات وعاملًا كامنًا مستقلًا يمثل الطريقة للفقرات السالبة. وقد أوصى الشايب في ختام دراسته بأن يتم إجراء دراسات أخرى على مقياس روزنبرغ يأخذ في الاعتبار متغيرات أخرى إضافية من ضمنها العمر.

مشكلة الدراسة

يتبين من العرض السابق ندرة الدراسات العربية التي حاولت تقويم البناء العاملي لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات وخصوصًا تلك التي تستخدم منهجيات متقدمة في التحليل. وعليه فإن مشكلة الدراسة الحالية تتمثل في محاولة اختبار البناء العاملي لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات، وما إذا كان هذا البناء يتغير تبعًا لتغير الفئة العمرية. أحد المبررات الهامة لإدراج فئتين عمريتين هو أن تقدير الذات مركب نمائي يتطور بتطور العمر؛ إذ يصبح أكثر نضوجًا ووضوحًا وتمايزًا مع التقدم في العمر. كما تسعى الدراسة الحالية إلى اختبار ما إذا كانت صياغة الفقرات – لا سيما الفقرات السالبة – تمثل عاملًا أساسيًا كتعبير عن سمة شخصية أم هي مجرد ناتج عرضي وتعبير عن موقف مصطنع.

أسئلة الدراسة

تسعى الدراسة للإجابة عن الأسئلة الآتية:

1. ما النموذج الأكثر مطابقة بين النماذج الثمانية التي تختبرها هذه الدراسة؟ وينبثق عن هذا السؤال سؤال آخر، لا يقل أهمية، وهو: هل تمثل الفقرات السالبة عاملًا أساسيًا، أم أن الاستجابة لمثل هذه الفقرات لا يعدو كونه ناتجا عرضيًا ومصطنعًا للصياغة ولا تؤثر في جوهر السمة والدرجة المتحصلة؟
2. هل يختلف البناء العاملي بين فئتين عمريتين مختلفتين (طلبة المدارس وطلبة الجامعة)؟ أي هل لتقدير الذات طابع تطوري أو نمائي؟ وبشكل خاص نسعى إلى اختبار ما إذا كانت معالم النموذج: التشبعات والارتباطات بين العوامل والبواقي للفقرات والعوامل، تتساوى بين الفئتين العمريتين. وفي الوقت الذي نؤكد فيه على أن تقدير الذات يصبح أكثر وضوحًا وتمايزًا مع العمر، نؤكد أيضًا – ومن واقع دراسات سابقة كثيرة – أنه مع التقدم في العمر تزيد واقعية الأفراد وتقل مبالغتهم في تقدير ذاتهم.

أهمية الدراسة

تنبع أهمية الدراسة من أهمية الأداة المستخدمة في هذه الدراسة وهي من أكثر الأدوات استخدامًا في قياس تقدير الذات. ولا شك أن البنية العاملية الواضحة للمقياس التي تمثل صدق البناء تساهم في توظيف الأداة في عدة مجالات بما فيها البحوث والإرشاد والتوجيه. كما أن نتائج هذه الدراسة قد تساهم في حسم الجدل في شأن الفقرات السالبة التي تستخدم في المقاييس النفسية، والوظيفة التي قد تؤديها هذه الفقرات السالبة؛ فهل هي فقرات تؤدي وظيفة التقليل من تحيز الاستجابات وحسب، أم أنها تمثل سمة أصيلة تؤدي إلى الاستجابة بطريقة محددة؟ كما تنبثق أهمية الدراسة من طريقة التحليل المستخدمة في الدراسة والمتمثلة باستراتيجية تعدد السمات، أو تعدد الطرق وتوظيف التحليل العاملي التوكيدي؛ إذ تندر الدراسات المنشورة باللغة العربية التي استخدمت هذه الاستراتيجية.

كما أن اشتمال الدراسة الحالية على عينتين مختلفتين من حيث العمر يحوز على أهمية خاصة في الأدب النفسي؛ إذ تشير نظريات الشخصية إلى أن بعض السمات الشخصية مثل تقدير الذات ومفهوم الذات تتطور وتتمايز وتصبح أكثر واقعية بتطور العمر. كما أن دعم وجهة النظر بأن الاستجابة للفقرات السالبة يمثل سمة من سمات الشخصية

هو الآخر على درجة من الأهمية؛ إذ قد يتعدى استخدام مثل هذا النوع من الفقرات كونه يؤدي غرضًا في القياس يتمثل في التقليل من تحير الاستجابات إلى أنه ربما يكون سمة أساسية من سمات الشخصية. لذا على من يطورون مقاييس نفسية أن يأخذوا نتائج مثل هذه الدراسة بعين الاعتبار في تفسير الدرجات وتفسير السمة (السمات) التي يقيسون.

الطريقة والإجراءات

1. العينة ومصدر البيانات

تكونت العينة الإجمالية للدراسة من 484 طالبًا، منهم 365 من طلبة المدارس الحكومية من الصفوف الثامن والتاسع والعاشر، و119 طالبًا من طلبة جامعة السلطان قابوس المسجلين في الفصل الصيفي عام 2019. جاءت بيانات العينة الأولى من قاعدة بيانات رسالة الماجستير للباحث الثاني التي انبثقت من عينة عشوائية من إحدى المناطق التعليمية في سلطنة عمان. أما عينة الجامعة فهي عينة متيسرة من الطلبة المسجلين في مادة القياس والتقويم (متطلب كلية) في الفصل الصيفي عام 2019.

2. الأدوات

اقتصرت الدراسة الحالية على أداة واحدة هي مقياس روزنبرغ لتقدير الذات والبالغ عدد فقراته 10 فقرات، خمس منها صيغت بطريقة موجبة وخمس صيغت بطريقة سالبة. وقد بلغت قيمة ألفا لطلبة المدرسة 57. ولطلبة الجامعة 76. وللعينة الإجمالية 76.، وفي حال تم حذف العبارة الثامنة وهي سالبة فإن قيمة ألفا لطلبة المدرسة تصبح 63. وللجامعة تصبح 79.، وهي قيم مقبولة للمضي في البحث. وقد تمت التحليلات التالية لهذه الدراسة بدون الفقرة الثامنة.

3. التحليل الإحصائي

استخدمت الدراسة برنامج آموس (AMOS 23) لتحليل بيانات الدراسة. ولتقييم جودة النماذج ومواءمتها للبيانات تم استخدام طريقة الأرجحية العظمى وعدد من مؤشرات المطابقة من قبيل مربع كاي (χ^2) ومربع كاي النسبي (χ^2/df) ومؤشر المطابقة المقارن (comparative fit index- CFI) والجذر التربيعي لمتوسط مربعات أخطاء التقريب (root mean square error of approximation- RMSEA). وتجدر الإشارة إلى أن القيم المقبولة للدلالة على مطابقة النموذج للبيانات هي على النحو الآتي:

- مربع كاي (χ^2)، فكلما قل هذا المؤشر دل ذلك على تطابق النموذج مع البيانات. ولكن يؤخذ على هذا المؤشر تأثره بحجم العينة؛ إذ كلما كانت العينة كبيرة يؤدي ذلك إلى تضخم مربع كاي، لذا لا ينصح بالاعتماد عليه فقط في تقييم مطابقة النموذج.
- مؤشر المطابقة المقارن ومؤشر تكر- لويس > 90. مقبول؛ وأكثر من 95. جيد وإذا اقترب من الواحد الصحيح يكون التطابق تامًا. وهذا المؤشر لا يتأثر بحجم العينة.

- مؤشر رمسي أقل 08. مقبول وأقل من 05. جيد وإذا اقترب من الصفر يكون التطابق تامًّا. وهذا المؤشر كذلك لا يتأثر بحجم العينة، لذا ينصح باستخدامه في تقييم مطابقة النموذج.
- مربع كاي النسبي (X^2/df) أقل من 5 مقبول وأقل من 3 جيد، وكلما صغر عن ذلك كان التطابق أفضل.

ولمقارنة جودة النماذج التي تفترض تساوي المعالم عبر الفئتين العمريتين تم استخدام الفرق في مؤشر المطابقة المقارن الذي يتقارب مع الفرق في مؤشر تكر–لويس للمطابقة (TLI). يتم عادة استخدام الفرق في مربع كاي لتقييم مطابقة النماذج ولكن ينصح بعض الباحثين من أمثال تشيونج ورنسفولد (2002) وديميتروف (Cheung) (2010 & Rensvold, 2002; Dimitrov, 2010) بعدم استخدامه لتأثره بحجم العينة والاستعاضة عنه بالفرق في مؤشر المطابقة المقارن (ΔCFI) أو الفرق في مؤشر تكر – لويس للمطابقة (DTLI)، ويقترحون أن يكون الفرق في أي من هذين المؤشرين أقل من 0.01 كقيمة مطلقة حتى يتم الحكم على أن نموذجًا يتطابق مع البيانات بعد إضافة قيود بالتساوي على معالمه لدى مجموعتين مختلفتين، وهما هنا الفئتان العمريتان.

النتائج

يعرض جدول (1) المتوسطات والانحرافات المعيارية ومعاملات الارتباط بين فقرات مقياس روزنبرغ لتقدير الذات حسب الفئة العمرية: طلبة المدرسة وطلبة الجامعة. وقد تراوحت معاملات الارتباط لطلبة المدرسة بين –12.و43. وبلغ معدل معاملات الارتباط لطلبة المدرسة 13.، في حين تراوحت معاملات الارتباط لطلبة الجامعة بين –18. و56. بمعدل بلغ 26.، ولعل هذا يدل على مقدار من الاتساق في استجابات طلبة الجامعة يفوق كثيرًا الاتساق في استجابات طلبة المدرسة.

(جدول 1)

المتوسطات والانحرافات المعيارية ومعاملات الارتباط البينية لفقرات مقياس تقدير الذات لروزنبرغ طلبة المدرسة فوق القطر (ن=365) وطلبة الجامعة تحت القطر(ن=119)

الفقرات			موجب1	موجب2	موجب3	موجب4	موجب5	سالب1	سالب2	سالب3	سالب4	سالب5
م			3.3	3.42	3.32	3.01	3.42	3.43	2.89	3.64	1.76	3.67
ع			.66	.60	.68	.82	.77	.74	.95	.68	.87	.68
م	ع	معاملات الارتباط										
موجب1	3.17	.67	--	.22**	.22**	.22**	.32**	.13*	.10	.13*	.09-	.16**
موجب2	3.35	.59	.30**	--	.15**	.11*	.09	.16**	.07	.14**	.07-	.16**
موجب3	3.23	.68	.22*	.31**	--	.12*	.25**	.12*	.05	.15**	.04-	.09
موجب4	3.15	.70	.29**	.18*	.28**	--	.17**	.13*	.12*	.08	.12*-	.10
موجب5	3.40	.84	.43**	.16	.27**	.43**	--	.20**	.06	.21**	.04-	.22**

الفقرات			موجب1	موجب2	موجب3	موجب4	موجب5	سالب1	سالب2	سالب3	سالب4	سالب5
سالب1	2.60	.86	.32**	.06	.08	.02	.24**	--	.19**	.43**	.02	.20**
سالب2	3.24	.99	.30**	.34**	.06	.29**	.29**	.20*	--	.21**	.08	.16**
سالب3	3.47	.72	.48**	.23*	.32**	.40**	.54**	.34**	.44**	--	.03	.28**
سالب4	2.45	1.03	.19*	.09	.01-	.18-	.02	.25**	.152	.126	--	.05-
سالب5	3.64	.60	.30**	.30**	.28**	.35**	.56**	.29**	.40**	.53**	.07	--

* دال إحصائيًا عند مستوى 0.05 ** دال إحصائيًا عند مستوى 0.01

ملاحظة: م = المتوسط الحسابي، ع = الانحراف المعياري.

البنية العاملية لمقياس روزنبرغ

لقد تم اختبار عدد من النماذج البنائية في ثلاث مجموعات من العوامل بدءًا بنموذج العامل الواحد (النموذج الأول). والنموذج الأول هو النموذج الذي بني على أساسه المقياس إذ يفترض المقياس أحادية السمة وهي تقدير الذات. وتمثلت المجموعات الثلاث أولًا بنماذج العامل الواحد والعاملين (النموذجان الأول والثاني)، وثانيًا نماذج تمثل عامل السمة وعامل الطريقة (النموذج الثالث والنموذج الرابع والنموذج الخامس)؛ وأخيرًا نماذج تمثل عامل السمة وارتباط البواقي للفقرات الموجبة والسالبة (النموذج السادس والنموذج السابع والنموذج الثامن) كما يظهر في شكل (1). وقد أوضحت نتائج التحليل في جدول (2) أن النماذج لا تتساوى في مقدار مطابقتها للبيانات. وفيما يأتي نعرض النتائج في ثلاث مجموعات:

المجموعة الأولى: عامل واحد يمثل السمة، وعاملان يمثلان الطريقة.

النموذج الأول[1]: يفترض هذا النموذج وجود عامل واحد يمثل السمة موضوع القياس وهي هنا تقدير الذات. تبين من التحليل أن العامل الواحد (النموذج الأول) لا يتطابق بشكل جيد مع البيانات؛ إذ بلغ مربع كاي 115.596 (دح = 54)، وبلغ مربع كاي النسبي 2.141، وبلغ مؤشر المطابقة المقارن (CFI = .881)، ومؤشر رمسي (RMSAE =.049) للنموذج غير المقيد بالتساوي بين الفئتين العمريتين (نموذج 1). وعندما تم افتراض تساوي التشبعات ارتفع مربع كاي إلى 123.567 (دح = 62)، وبلغ مربع كاي النسبي 1.993، ومؤشر المطابقة المقارن 881. وبلغت قيمة رمسي 045. وهي قيم لا تختلف كثيرًا عن قيم النموذج غير المقيد بالتساوي. وباعتماد معيار كل من تشيونج ورنسفولد (2002) وديميتروف (2010) فإن إضافة قيود التساوي على التشبعات وغيرها من المعالم تثبت أن إضافة القيود تؤثر على مطابقة النموذج للبيانات إذا زاد الفرق في مؤشر المطابقة المقارن عن 01.. وقد تراوحت التشبعات على العامل لنموذج 2 بين 41. و77. وهي كلها جوهرية. وبعد إضافة قيد التساوي على بقية معالم النموذج

1 – سوف تتم الإشارة إلى النموذج الرئيس بـ«ال» التعريفية، بينما تسمى النماذج المقيدة داخله بدونها (نموذج)، وتعطى أرقامًا عربية.

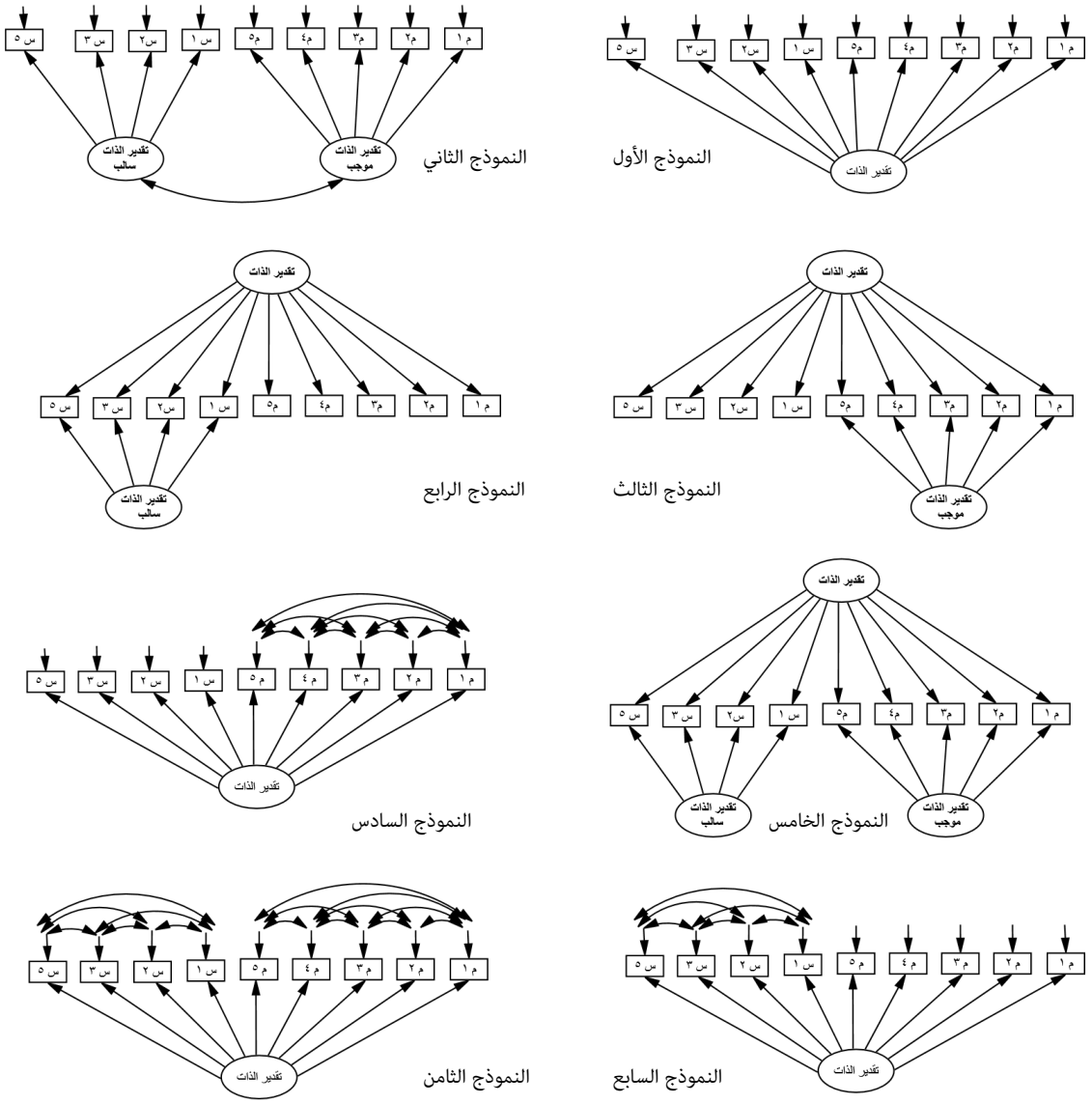
كانت مؤشرات المطابقة كلها ضعيفة إذ بلغ مربع كاي 232.192 وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 688. وارتفع مؤشر رمسي إلى 069. في إشارة إلى أن النماذج المقيدة بتساوي المعالم المختلفة غير متطابقة مع البيانات. في كل الأحوال فإن نموذج العامل الواحد لا يمثل البيانات تمثيلاً جيدا ولا يتطابق معها. وقد اتسقت نتائج هذا النموذج مع عدد من الدراسات السابقة الغربية (Marsh et al., 2010; McKay et al., 2014; Schmitt & Allik, 2005) وكذلك دراسة الشايب (2010).

النموذج الثاني: يفترض هذا النموذج وجود عاملين تتشبع الفقرات الموجبة على عامل الطريقة الموجبة وتتشبع الفقرات السالبة على عامل الطريقة السالبة، ويرتبط العاملان فيما بينهما. توضح مؤشرات المطابقة وجود تحسن كبير للنموذج الثاني الذي يفترض عاملين يمثلان الطريقة (الموجب والسالب) ولا يفرض أي قيود على المعالم؛ إذ بلغ مربع كاي 57.953 (دح = 50) وهي قيمة غير دالة إحصائيًا وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 985. وبلغت قيمة رمسي 018.؛ وكلها مؤشرات جيدة وتدل على تطابق النموذج مع البيانات. وعند إضافة قيد المساواة على التشبعات (نموذج 2) لم تختلف مؤشرات المطابقة كثيرًا؛ إذ بلغ مربع كاي 67.513 (دح = 57) وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 980. وبلغت قيمة رمسي 020.، وباعتماد معيار كل من تشيونج ورنسفولد (2002) وديميتروف (2010) فإن إضافة قيود التساوي على التشبعات تثبت أن إضافة هذا القيد لا يؤثر على مطابقة النموذج للبيانات إذا كان الفرق في مؤشر المطابقة المقارن يساوي 005. (الفرق في مؤشر تكر – لويس = 004.) وهو أقل كثيرًا عن 01.، مما يدل على أن إضافة قيد التساوي على التشبعات لم يضعف مطابقة النموذج. وقد كانت التشبعات وفق هذا النموذج كلها جوهرية مما يشير إلى صدق هذه الفقرات في قياس العامل الذي تنتمي إليه.

ولكن عندما تم وضع قيود على تساوي الثوابت (نموذج 3) والتباينات المشتركة (نموذج 4) والبواقي (نموذج 5) اختلفت مؤشرات جودة المطابقة، بحيث ارتفع مربع كاي كثيرًا وكذلك مؤشر رمسي، بينما انخفض مؤشر المطابقة المقارن وتجاوز الفرق في مؤشر المطابقة المقارن كثيرًا قيمة01. مما يشير إلى عدم تساوي كل هذه المعالم لدى المجموعتين العمريتين. وبالرغم من مطابقة نموذج 1 ونموذج 2 للبيانات إلا أن معامل الارتباط بين عامل الطريقة الموجبة وعامل الطريقة السالبة قد بلغ 91. لعينة طلبة الجامعة و54. لطلبة المدرسة، وهذا يشير في الحقيقة إلى وجود عامل واحد عوضًا عن اثنين لا سيما بالنسبة إلى طلبة الجامعة. وعليه من الصعب القبول بأن مقياس روزنبرغ يتمثل في عاملين يمثلان الطريقة في الاستجابة وذلك بسبب قوة العلاقة بين العاملين. هذا وقد كانت تشبعات الفقرات على العامل الذي تقيس كلها جوهرية.

المجموعة الثانية: نماذج العامل الكامن الأساس وعوامل الطريقة:

النموذج الثالث: يفترض النموذج الثالث وجود عامل عام للسمة (تقدير الذات) وعامل كامن للطريقة الموجبة لصياغة الفقرات، إلا أن هذا النموذج غير قابل للتعريف وهو بالتالي غير مقبول النتائج. وقد نستنتج أن تأثير الطريقة الموجبة غير واضح في الدراسة الحالية.



شكل (1)

نماذج البنية العاملية لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات

النموذج الرابع: يفترض هذا النموذج وجود عامل واحد للسمة وعامل كامن للطريقة السالبة لصياغة الفقرات. وقد أوضحت نتائج التحليل في جدول (2) أن هذا النموذج قد أفرز مؤشرات مطابقة جيدة؛ إذ بلغ مربع كاي 49.668 (دح = 44) وهي قيمة غير دالة إحصائيًا عند مستوى 05.؛ وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 989.، كما بلغ مؤشر رمسي 016. وكلها مؤشرات جيدة وتشير إلى مطابقة النموذج للبيانات سواء بيانات طلبة المدرسة أو بيانات طلبة الجامعة. وبذلك تتفق هذه النتيجة مع ما توصل إليه الشايب (2010). كما أوضحت النتائج أن تشبع الفقرات

بالعوامل التي تقيسها (نموذج 2) لا تختلف بين الفئتين العمريتين؛ إذ تدل مؤشرات المطابقة على ذلك، فقد بلغ مربع كاي 64.951 (دح = 55) وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 981.، وبلغ مؤشر رامسي 019. وكان الفرق في مؤشر المطابقة المقارن 008. وهي قيمة أقل كثيرًا عن 01.، وكلها مؤشرات مقبولة، وأن قيد التساوي على التشبعات لم يؤثر على جودة المطابقة. ولكن كما حدث في النموذجين السابقين، فإن إضافة قيود للتساوي على الثوابت والتباينات البنائية المشتركة والبواقي أفرزت نماذج ضعيفة المطابقة مع البيانات؛ إذ ارتفعت قيم مربع كاي ومؤشر رمسي، وانخفض مؤشر المطابقة المقارن بشكل كبير حتى وصلت قيمته 677. للنموذج الأخير (5) القاضي بتساوي البواقي بين المجموعتين. وكان الفرق في مؤشر المطابقة المقارن كبيرًا.

النموذج الخامس: يفترض هذا النموذج وجود عامل للسمة وعاملين للطريقة واحد للصياغة الموجبة والآخر للصياغة السالبة. أوضحت النتائج أن هذا النموذج غير قابل للتعريف (inadmissible) ونتائجه غير مقبولة. وقد اختلفت هذه النتيجة مع نتائج دراسة الشايب على عينة مماثلة إلى حد ما لعينة الدراسة الحالية (أي طلبة الجامعة).

جدول (2)

مؤشرات المطابقة لثمانية نماذج هرمية عبر الفئة العمرية

النموذج	مؤشرات المطابقة	كاي^2	دح	كاي^2/ دح	CFI	RMSEA
الأول	عامل عام واحد					
1	نموذج غير مقيد	**115.596	54	2.141	.881	.049
2	تساوي التشبعات	**123.567	62	1.993	.881	.045
3	تساوي الثوابت	**232.192	71	3.270	.688	.069
4	تساوي التباينات المشتركة	**246.488	72	3.423	.688	.071
5	تساوي البواقي	**308.093	81	3.804	.662	.076
الثاني	عاملان للطريقة مترابطان					
1	نموذج غير مقيد	57.953	50	1.159	.985	.018
2	تساوي التشبعات	67.513	57	1.184	.980	.020
3	تساوي الثوابت	**176.159	66	2.669	.786	.059
4	تساوي التباينات المشتركة	**196.738	69	2.851	.752	.062
5	تساوي البواقي	**258.366	79	3.270	.652	.069
الثالث	عامل عام وعامل طريقة موجب	نموذج غير قابل للتعريف				
الرابع	عامل عام وعامل طريقة سالب					
1	نموذج غير مقيد	49.668	44	1.129	.989	.016
2	تساوي التشبعات	64.951	55	1.181	.981	.019

النموذج	مؤشرات المطابقة	كاي^2	دح	كاي^2/ دح	CFI	RMSEA
3	تساوي الثوابت	**174.035	64	2.719	.787	.060
4	تساوي التباينات المشتركة	**185.179	66	2.806	.769	.061
5	تساوي البواقي	**247.936	76	3.262	.677	.069
الخامس	ثنائي العامل: عامل عام وعاملا طريقة موجب وسالب النموذج غير معرف					
السادس	عامل عام وأخطاء الموجب مترابطة					
1	نموذج غير مقيد	46.544	34	1.369	.976	.027
2	تساوي التشبعات	**66.838	42	1.591	.952	.034
3	تساوي الثوابت	**191.011	53	3.745	.730	.074
4	تساوي التباينات المشتركة	**197.124	54	3.902	.709	.076
5	تساوي البواقي	**267.482	72	3.879	.606	.076
السابع	عامل عام وأخطاء السالب مترابطة					
1	نموذج غير مقيد	*61.690	42	1.469	.962	.031
2	تساوي التشبعات	**76.930	50	1.539	.942	.033
3	تساوي الثوابت	**178.923	59	3.033	.768	.065
4	تساوي التباينات المشتركة	**190.714	60	3.179	.747	.067
5	تساوي البواقي	**259.039	75	3.454	.643	.071
الثامن	عامل عام وأخطاء الموجب وأخطاء السالب مترابطة					
1	نموذج غير مقيد	*36.685	24	1.529	.975	.033
2	تساوي التشبعات	*49.030	32	1.532	.967	.033
3	تساوي الثوابت	**150.489	41	3.670	.788	.074
4	تساوي التباينات المشتركة	**164.395	42	3.914	.763	.078
5	تساوي البواقي	**240.867	66	3.649	.661	.074

*دال عند مستوى 0.05 ** دال عند مستوى 0.01

المجموعة الثالثة: نماذج العامل الكامن الأساس وارتباط البواقي بالطريقة (النماذج: السادس والسابع والثامن).

النموذج السادس: يوضح جدول (2) أن هذا النموذج الذي يفترض وجود عامل عام للسمة وارتباط البواقي للفقرات الموجبة قد تحصل على مؤشرات مطابقة جيدة للنموذج الذي يفترض عدم وجود قيود بالتساوي على المعالم في المجموعتين؛ إذ بلغ مربع كاي 60.382 (دح = 36)، وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 953.، ومؤشر رمسي 037. مما يدلل على مطابقة النموذج للبيانات. وتشير مؤشرات المطابقة على النموذج الذي يقيد التشبعات بالتساوي بين

المجموعتين العمريتين أن النموذج ما زال مقبولًا؛ إذ ما زالت المؤشرات تدل على مطابقة النموذج للبيانات وأن قيد التساوي على التشبعات لم يؤثر سلبًا على جودة المطابقة، فقد بلغ مربع كاي 75.919 (دح = 44)، وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 938.، وبلغ مؤشر رمسي 039.، كما كان الفرق في مؤشر تكر – لويس بين نموذج 1 ونموذج 2 صغيرًا جدًا إذ بلغ 007.، ولكن عند فرض قيود التساوي على الثوابت وكذلك على التباينات البنائية المشتركة والبواقي انحدرت مؤشرات المطابقة مما يعني أن فرض قيود المساواة على هذه المعالم بين المجموعتين العمريتين ليس ملائمًا وأن هذه المعالم لا تتساوي لدى المجموعتين. وعليه يصعب قبول أن الثوابت والبواقي والارتباطات بين البواقي تتساوى لدى المجموعتين. نعرض في جدول (3) معاملات الارتباط بين البواقي وكذلك تباين البواقي لكل من عينة طلبة الجامعة (فوق القطر) وعينة طلبة المدرسة (تحت القطر)؛ إذ تظهر معاملات الارتباط اختلافًا واضحًا بين المجموعتين. وقد بينت نتائج التحليل أن بواقي الفقرات السالبة ترتبط فيما بينها بدرجة جوهرية لدى طلبة المدرسة بينما لم تكن معاملات الارتباط للفقرات نفسها دالة إحصائيًا لدى طلبة الجامعة، مما قد يعني وجود أثر لطريقة الصياغة السالبة للفقرات.

النموذج السابع: يفترض هذا النموذج وجود عامل عام للسمة، وارتباط البواقي للفقرات السالبة؛ ويظهر جدول (2) أن النموذج غير المقيد بالتساوي قد أفرز مؤشرات لا تختلف كثيرًا عن النموذج السادس، فقد بلغ مربع كاي 61.690 (دح =42)، كما بلغ مؤشر المطابقة المقارن 962.، ومؤشر رمسي بلغ 031.، وكلها مؤشرات جيدة. وحين تم إضافة قيود على تساوي التشبعات بين المجوعتين العمريتين، فإن مؤشرات المطابقة لم تتأثر كثيرًا؛ إذ بلغ مربع كاي 76.930 (دح =50)، وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 942.، وبلغ مؤشر رمسي 033.، وكلها مؤشرات مقبولة وتعني أن التشبعات تتساوى لدى المجموعتين العمريتين، وأن الفقرات تقيس العامل بنفس الدرجة من الصدق لدى المجموعتين. ولكن – كما في النماذج السابقة – فقد انحدرت مؤشرات المطابقة بشكل جوهري عند فرض التساوي على الثوابت والتباينات البنائية المشتركة والبواقي، مما يعني أن الثوابت والتباينات البنائية المشتركة والبواقي لا تتساوى بين المجموعتين العمريتين.

النموذج الثامن: يفترض هذا النموذج وجود عامل عام للسمة، وارتباط البواقي للفقرات الموجبة وكذلك ارتباط البواقي للفقرات السالبة. أمكن تعريف النموذج فقط بعد حذف العلاقة بين باقي (خطأ) فقرة 1 وباقي فقرة 4. ويوضح جدول (2) أنه بعد إجراء التعديل على هذا النموذج أصبح يحوز على مؤشرات مطابقة جيدة جدًا؛ إذ بلغ مربع كاي للنموذج الحر (الذي لا يفرض تساوي على المعالم) 36.685 (دح = 24)، وبلغ مؤشر المطابقة المقارن 975.، كما بلغ مؤشر رمسي 033.، وبالنظر إلى النموذج الذي يفرض التساوي على التشبعات نجد أن المؤشرات لم تختلف كثيرًا إذ بلغ مربع كاي 49.030 (دح = 32)، وبلغ مؤشر المطابقة المقارن967.، كما بلغ مؤشر رمسي 033.؛ وبلغ الفرق في مؤشر تكر – لويس001. وتدلل هذه المؤشرات على أن التشبعات تتساوى بين المجموعتين، أي أن صدق الفقرات في قياس العامل متساو عند المجوعتين. ويوضح جدول (2) أن النموذج الذي يفرض التساوي على الثوابت غير مقبول وكذلك نموذج تساوي التباينات البنائية المشتركة وبواقي الفقرات المقيسة، فقد كانت المؤشرات ضعيفة، وقد كان الفرق في مؤشر تكر – لويس 299. لنموذج تساوي الثوابت وبلغ 333. لنموذج تساوي التباينات البنائية المشتركة وقريب منهما كان الفرق بين نموذج تساوي البواقي لدى المجموعتين عن النموذج الحر (نموذج 1)،

وعليه، يصعب قبول أن هذه المعالم متساوية لدى المجوعتين العمريتين. وقد تناقضت نتيجة هذا النموذج مع نتيجة الشايب (2010)، الذي وجد أن هذا النموذج لا يمكن تعريفه.

جدول (3)

معاملات الارتباط بين بواقي الفقرات الموجبة والفقرات السالبة لدى طلبة المدرسة (فوق القطر) وطلبة الجامعة (تحت القطر) وهي مأخوذة من النموذج الثامن

البواقي (الخطأ)	خ 1	خ 2	خ 3	خ 4	خ 5	خ 6	خ 7	خ 8	خ 9	تباين الخطأ
خ1	---	.136-	.020-	0+	.191-					.302
خ 2	.113	---	.127-	.175-	.694-					.243
خ 3	.004-	.181	---	.065-	.140-					.382
خ 4	0+	.030-	.094	---	.260-					.559
خ 5	.019	.211-	.042-	.049	---					.236
خ 6						---	.170*	.389*	.136*	.513
خ 7						.073	---	.186*	.132*	.883
خ 8						.185	.150	---	.228*	.429
خ 9						.112	.108	.015	---	.425
تباين الخطأ	.307	.295	.388	.354	.300	.659	.625	.234	.183	

ملاحظة: خ = الخطأ، الفقرات من 1 إلى 5 موجبة، ومن 6 إلى 9 سالبة، + الارتباط بين خ1 و خ4 يساوي صفر.

* دال عند مستوى < 0.05

من كل هذا، نخلص إلى أن النماذج الثمانية باستثناء نموذجين (النموذج الثالث والنموذج الخامس) كانت نماذج مقبولة، كما أن نموذج القياس في هذه النماذج الرئيسة كان مقبولًا، وأن معالم القياس المتمثلة في تشبع الفقرات تتساوى لدى المجموعتين العمريتين، في دلالة واضحة على أن الفقرات تقيس بشيء من الدقة العامل الذي تنتمي إليه بغض النظر عن الفئة العمرية. وقد كان النموذج الرابع هو أكثر النماذج مطابقة مع البيانات وذلك من واقع مؤشر المطابقة المقارن ومؤشر رمسي، إضافة إلى مربع كاي النسبي.

ولكن أوضحت نتائج الدراسة أن ثوابت الفقرات (المتوسطات المقدرة) وكذلك بواقي الفقرات (الأخطاء) كما ارتباطات هذه البواقي لم تكن متساوية لدى المجوعتين العمريتين؛ إذ لم تدعم نتائج الدراسة فرضية تساوي المعالم لدى المجموعتين. وقد ظهر ذلك واضحًا في جدول (3) إذ تبين أن قيم تباين الخطأ المقدر للفقرات وكذلك الارتباطات بين أخطاء (بواقي) الفقرات كانت غير متساوية لدى عينة طلبة الجامعة وعينة طلبة المدرسة. وبشكل خاص فإن ارتباط البواقي للفقرات السالبة كانت جوهرية (0.05) مما يشير إلى وجود نمط واضح في الاستجابات السالبة لدى طلبة المدرسة في مقابل طلبة الجامعة.

وللتحقق مما إذا كان طلبة الجامعة يختلفون في الثوابت (المتوسطات الحسابية) تم حساب المتوسط الحسابي لكل

فقرة ولمجموع درجات الفقرات الموجبة ولمجموع درجات الفقرات السالبة وللدرجة الكلية لتقدير الذات، وتمت مقارنة هذه المتوسطات باستخدام اختبار (ت) للمجموعات المستقلة (جدول 4)، وقد كانت الفقرات وكذلك الدرجات المجمعة على درجة مقبولة من الاعتدالية. وقد أظهرت هذه المقارنات اختلافًا واضحًا في المتوسطات لصالح طلبة المدرسة، وقد وقع الاختلاف في واحد فقط من الفقرات الموجبة وأربع فقرات من الفقرات السالبة. كما ظهر فرق ذو دلالة إحصائية بين متوسط طلبة الجامعة وطلبة المدرسة في مجموع الفقرات السالبة (مستوى الدلالة < 0.01) وفي الدرجة الكلية لتقدير الذات (مستوى الدلالة < 0.05). هذا ولم يظهر فرق ذو دلالة إحصائية بين طلبة الجامعة وطلبة المدرسة في مجموع درجات الفقرات الموجبة. ولهذه النتيجة دلالات مهمة في القياس وعند مقارنة فئات عمرية متفاوتة، وسوف نأتي على شرح هذه الدلالات في جزء مناقشة النتائج.

جدول (4)

المتوسط الحسابي والانحراف المعياري (ع) وقيمة ت لاختبار الفروق بين طلبة الجامعة وطلبة المدرسة لكل من الفقرات العشر والعامل الموجب والعامل السالب والدرجة الكلية لتقدير الذات

	العينة	المتوسط	ع	عدد	إحصائي ت
موجب 1	الجامعة	3.17	.67	119	-2.28*
	المدرسة	3.33	.66	365	
موجب 2	الجامعة	3.35	.59	119	-1.09
	المدرسة	3.42	.60	365	
موجب 3	الجامعة	3.23	.68	119	-1.32
	المدرسة	3.33	.68	365	
موجب 4	الجامعة	3.15	.70	119	1.59
	المدرسة	3.01	.82	365	
موجب 5	الجامعة	3.40	.84	119	-.26
	المدرسة	3.42	.77	365	
سالب 1	الجامعة	2.60	.86	119	-10.16**
	المدرسة	3.43	.74	365	
سالب 2	الجامعة	3.24	. 90	119	3.48**
	المدرسة	2.89	.95	365	
سالب 3	الجامعة	3.47	.72	119	-2.40*
	المدرسة	3.64	.68	365	

	العينة	المتوسط	ع	عدد	إحصائي ت
سالب 4	الجامعة	2.45	1.03	119	**7.12
	المدرسة	1.76	.87	365	
سالب 5	الجامعة	3.64	.60	119	.31-
	المدرسة	3.67	.68	365	
عامل موجب	الجامعة	16.29	2.30	119	.93-
	المدرسة	16.50	2.09	365	
عامل سالب	الجامعة	12.95	2.22	119	**3.14-
	المدرسة	13.63	2.00	365	
تقدير الذات (كلي)	الجامعة	29.24	4.03	119	*2.41-
	المدرسة	30.13	3.33	365	

* دال عند مستوى 0.05 ** دال عند مستوى 0.01

المناقشة

جاءت نتائج الدراسة الحالية متسقة مع معظم الدراسات التي حاولت اختبار البنية العاملية لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات؛ فقد أوضحت نتائج الدراسة الحالية أن فقرات مقياس روزنبرغ تتمتع بصدق في قياس تقدير الذات بغض النظر عن النموذج الذي تم اختباره وبغض النظر عن استراتيجية التحليل. وباستثناء نموذجين (النموذج الثالث والنموذج الخامس) يتعلقان بوجود عامل عام للسمة وآخر للطريقة فإن النماذج جميعها أفرزت تطابقًا بين النموذج والبيانات، في إشارة إلى صدق الفقرات في قياس السمة التي تقيسها وهي تقدير الذات. وقد دعمت نتائج الدراسة الحالية ما توصل إليه جنامبس ورفاقه (Gnambs et al., 2018) من أن تشبعات الفقرات لدى عينات من الثقافات الجمعية أقل من تشبعات الفقرات في الثقافات الفردية. وهي بهذا تشير إلى أن فكرة تقييم الذات أقل نضجًا لدى الأفراد في المجتمعات الجمعية عنها في المجتمعات الفردية. وبما أن فكرة تقدير الذات تقوم على قيم التفرد والاعتزاز بالنفس وهي قيم لا تدعمها الثقافة العربية والإسلامية؛ ﴿وَلَا تَمۡشِ فِي ٱلۡأَرۡضِ مَرَحًاۖ إِنَّ ٱللَّهَ لَا يُحِبُّ كُلَّ مُخۡتَالٖ فَخُورٍ﴾ [لقمان: 37]، فإن الدراسة الحالية تدعم ما ذهبت إليه دراسات عربية تتعلق بتقدير الذات ومفهوم الذات؛ حيث أثبتت أن مفهوم الذات لدى العينات العربية يقل عن مفهوم الذات لدى عينات غربية (أبوهلال وبحري Abu-Hilal & Bahri, 2000 وأبو هلال وآخرون، Abu-Hilal et al., 2013). فقيم تقدير الذات والاعتزاز إلى درجة التبجح هي في صلب الثقافة الغربية (الفردية) بينما هي قيم لا تدعمها الثقافات الجمعية (الشرقية) سواء منها العربية–الإسلامية أو الجنوب آسيوية كالصينية والكورية واليابانية وغيرها. وكان متوسط تقدير الذات مقارب للمتوسط في كثير من المجتمعات الجمعية (الشرقية) كما ورد في دراسة شميدت وألك (2005).

وقد دعمت نتائج الدراسة الحالية ما ذهب إليه مارش (Marsh et al., 2010) من أن نماذج العوامل الكامنة قد تفشل في التحليل لضعف في التعريف (inadmissibility). وقد أوصى لانس وآخرون (Lance et al., 2002) بالتعامل مع نماذج الأخطاء المترابطة في حال إخفاق نماذج العوامل؛ وهذا ما حصل في بعض نماذج العوامل في الدراسة الحالية؛ إذ كان نموذجان من نماذج العوامل غير معرفين وغير مقبولين. ولكن نموذج العامل الذي يمثل الطريقة السالبة حاز على جودة عالية في التطابق مع البيانات. ومن واقع مؤشرات المطابقة المختلفة فقد كان هذا النموذج هو أفضلها مطابقة. ونحن بهذا نتفق مع نتائج الشايب (2010)؛ إذ كان هذا النموذج الذي يفترض وجود عامل عام لسمة تقدير الذات وعامل آخر يمثل طريقة الاستجابة السالبة هو أفضل النماذج مطابقة. ولعل هذا يدل على وجود تحيز نحو الاستجابة السالبة تتمثل في نمط الاستجابة، إضافة إلى عامل السمة، خصوصًا لدى طلبة المدارس. كما أن هذا النموذج هو النموذج الذي يمكن تفسيره نظريًا وعمليًا بدرجة أفضل من النماذج الأخرى خصوصًا تلك التي تفترض ارتباطًا بين بواقي الفقرات (لانس وآخرون، Lance et al., 2002). فنماذج ارتباط البواقي رغم مطابقتها للبيانات إلا أن تفسيرها النظري والعملي غير ذي جدوى وخصوصًا عند محاولة بحث العلاقة بين عامل الطريقة مع متغيرات أخرى خارجية كالتحصيل الدراسي.

واتساقًا مع نتائج جنامبس وشريدور (Gnambs & Schoeders, 2017) فإن الدراسة الحالية أظهرت أن معالم النموذج الرابع (عامل عام لسمة تقدير الذات وعامل آخر يمثل طريقة الاستجابة السالبة) – بخلاف معالم التشبعات – لا تتساوى عند طلبة المدرسة وطلبة الجامعة. وهذا ما حصل في النماذج الأخرى التي أشارت أن المعالم – فيما عدا التشبعات – لا تتساوى بين المجموعتين؛ أي أن الثوابت والبواقي والارتباط بين البواقي لا تتساوى عند المجموعتين. عليه يمكن قبول أن نموذج القياس (measurement model) يتساوى عند المجموعتين، ولعل هذا يسمح باستنتاج أن الفقرات تقيس – بدرجة متقاربة من الصدق – تقدير الذات لدى المجموعتين من الطلبة في سلطنة عمان. إلا أن الثوابت (intercepts) والتباينات البنائية المشتركة والبواقي تختلف معالمها المقدرة بين طلبة الجامعة وطلبة المدرسة.

لقد أشار جنامبس وشريدور (Gnambs & Schoeders, 2017) أن أحادية البعد في مقياس روزنبرغ ترتبط بالقدرات الفكرية واللغوية الأعلى بينما يرتبط العامل الذي يمثل الاستجابة السالبة مع القدرات الفكرية واللغوية الأدنى. وبالنظر إلى العينات المشاركة في الدراسة فإن القدرات الفكرية واللغوية لدى طلبة الجامعة تزيد كثيرًا عن القدرات الفكرية واللغوية لدى طلبة المدارس. ويمكن تبرير هكذا ادعاء من عدد من مؤشرات الدراسة الحالية؛ فلو نظرنا إلى نموذج العاملين المترابطين (نموذج 2) نلاحظ أن معامل ارتباط العامل الموجب مع العامل السالب لدى طلبة المدرسة قد بلغ 54؛ في حين بلغ معامل الارتباط بين العاملين 91 لدى طلبة الجامعة. ولعل هذا يؤيد أن نمط الاستجابة السالبة يرتبط بالقدرات الفكرية واللغوية المحدودة؛ إذ كان عامل الاستجابة السالبة أكثر تمايزًا عن عامل فقرات الاستجابة الموجبة لدى طلبة المدرسة. ولكن كان التمايز أقل لدى طلبة الجامعة حتى أنه يمكن القول بأن العاملين يتماهيان مما يؤكد أحادية البعد لدى طلبة الجامعة.

وعند النظر في معاملات ارتباط البواقي للفقرات السالبة نلاحظ أنها كانت دالة لدى طلبة المدرسة وهي غير

دالة لدى طلبة الجامعة في إشارة إلى وضوح عامل نمط الاستجابات السالبة لدى طلبة المدرسة، بينما هو أقل وضوحًا لدى طلبة الجامعة. ولعل هذه النتيجة تدعم أن قياس تقدير الذات لدى عينات أكثر نضجًا وأكثر قدرات لغوية وفكرية لا يختلف كثيرًا عند مقارنة عينات من مجتمعات جمعية ومجتمعات فردية. وهذا يدعم أن مقياس تقدير الذات قد يصلح أكثر لعينات طلبة الجامعة من طلبة المدارس.

وحتى نقرب الصورة للقارئ فقد قمنا بحساب دلالة الفروق في استجابات العينتين؛ إذ بينت هذه المقارنات وجود تضخم في درجات طلبة المدرسة مقارنة مع طلبة الجامعة، وأن متوسط ثلاث من الفقرات كان لصالح طلبة المدرسة. كما كان الفرق واضحًا لصالح طلبة المدرسة في مجموع الفقرات السالبة وكذلك في الدرجة الكلية للمقياس. عليه يصعب الاستنتاج بأن الاستجابة السالبة تمثل سمة أصيلة؛ إذ لو كانت كذلك لتساوى طلبة المدرسة وطلبة الجامعة ولكانت السمة قد ظهرت لدى المجموعتين. أما وقد ظهر العامل بوضوح لدى طلبة المدرسة ولم يظهر لدى طلبة الجامعة فإن السمة لا تعتبر سمة شخصية أصيلة، بل ربما ناجمة عن ضعف القدرات اللغوية لدى طلبة المدرسة وهي بذلك سمة عرضية ترتبط بطريقة الاستجابة (جنامبس وشريدورز Gnambs & Schoeders, 2017). عليه من الضروري الانتباه إلى صياغة الفقرات خصوصًا الفقرات السالبة؛ إذ إنها قد تؤدي إلى تحيز في الاستجابات تكون هذه الاستجابات مرتبطة بالقدرات اللغوية أو الفكرية لدى المستجيبين وليس بالضرورة سمة شخصية أصيلة. كما أنه من الضروري الانتباه إلى أن الدرجة التي يفرزها المقياس ليست نقية في قياس السمة بل هي ملوثة بعامل الطريقة.

بهذا فإن نتائج الدراسة الحالية قد دعمت ما ذهب إليه شميدت وألك (Schmitt & Allik, 2005) من أن البناء العاملي لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات يتشابه لدى العينات الجمعية والعينات الفردية، وتتناقض بشكل واضح مع ما توصل إليه جنامبس ورفاقه (Gnambs et al., 2018) من أن الأفراد في المجتمعات الشرقية (الجمعية) لديهم تفسيرات مختلفة للفقرات التي يتضمنها مقياس روزنبرغ. وإذا كان ثمة ارتباط بين الثقافة وتقدير الذات فهو ربما يتمثل في مستوى تقدير الذات وليس في معنى تقدير الذات أو معاني فقراته. صحيح أن فكرة الذات وتقدير الذات وحتى تقييم الخصائص الشخصية والفكرية لدى الطلبة العرب ليست بذلك النضج، لسبب بسيط أن الطلبة لا يتدربون في البيت أو المدرسة على تقييم الذات. بل بالعكس فإن الطلبة العرب يعتقدون أن التقييم ليس من واجبهم. ضف إلى ذلك أن الثقافة العربية تحط من أولئك الذين يمدحون أنفسهم كتعبير عن تقدير الذات (مادح نفسه كذاب). مقولة أن مادح نفسه كذاب ليست في قاموس الطالب/ الفرد الغربي الذي يتربى على الفردية والاعتداد وحتى المبالغة في الاعتداد (Wu, 2008). وهذا ما وجدته دراسات عبر ثقافية كثيرة من قبيل دراسة شميدت وألك وجنامبس ورفاقه إضافة إلى ترايندس (Triandis, 2001) وكذلك ويو (Wu, 2008) في أن الفرد الغربي ذات الثقافة الفردية يميل إلى التبجح والتقدير المبالغ فيه للذات، بينما يتميز الفرد الشرقي والعربي على وجه الخصوص بتواضعه ووسطيته حتى في تقديره لذاته وتقييمه لقدراته وإنجازاته.

التوصيات

في ضوء النتائج التي توصلت إليها الدراسة الحالية فإن الباحثين يوصون بأن يتم إجراء دراسات أخرى تعالج محددات الدراسة الحالية ومنها الاعتماد بشكل رئيس على التقرير الذاتي. فمن الممكن استخدام استراتيجية تعدد

السمات – تعدد الطرق؛ بحيث يكون تقييم تقدير الذات بأكثر من طريقة واحدة، كأن يتم استخدام تقييم الأطفال أنفسهم بالإضافة إلى المعلمين والأقران. وقد تسمح هذه الاستراتيجية بفحص مصفوفة الارتباط بين الطرق المختلفة مع وجود سمة واحدة ويمكن التحقق من نقاء السمة في حال كان الارتباط لا يختلف باختلاف الطريقة.

كما توصي الدراسة الحالية باستخدام أكثر من نموذج لتقييم تقدير الذات، كأن يتم تطبيق أكثر من أداة في واحدة منها يتم استخدام فقرات موجبة فقط وفي أخرى يتم استخدام فقرات سالبة فقط وفي ثالثة يمكن استخدام فقرات موجبة وسالبة مناصفة. وباختبار البنية العاملية لكل نموذج يمكن التوصل إلى ما إذا كانت الطريقة فعلًا تؤثر على البنية العاملية. أما إذا كانت البنية العاملية تتساوى في النماذج المختلفة، فإن طريقة صياغة الفقرة ربما ليست ذات تأثير. وفي كل الأحوال فإن الباحثين الحاليين يوصون باستخدام الفقرات السالبة بحذر، وربما يكون من الأفضل استخدام هكذا فقرات بعدد محدود تقلل من «ملوثات» الطريقة السالبة.

كما توصي الدراسة الحالية بإجراء دراسات تقوم بربط تقدير الذات مع متغيرات أو مركبات أخرى؛ بحيث تتضمن مثل هذه المركبات فقرات موجبة وأخرى سالبة. فإذا كانت الفقرات السالبة في المركبات المختلفة ترتبط بدرجة جوهرية فإن هذا ربما يمثل تأييدًا لفرضية أن الاستجابة للفقرات السالبة يمثل سمة أصيلة وليست نتيجة عرضية. أما إذا كان ارتباط الفقرات السالبة عبر المركبات المختلفة غير متسق (عشوائيًا) فإن هذا يقدم دليلًا على أن الفقرات السالبة لا تؤثر على قياس السمات في المركبات المختلفة؛ أي أن طريقة الاستجابة لا تشوش على السمة.

وفي كل الأحوال فإن الباحثين الحاليين يوصون الباحثين الآخرين بضرورة الانتباه عند التعامل مع مقاييس فيها فقرات موجبة وأخرى سالبة بأن ينتبهوا إلى معاني الدرجات التي يستخلصونها من هكذا مقاييس لا سيما إذا كانت مثل هذه المقاييس تعتبر أحادية البعد؛ إذ قد لا يصلح التعامل مع الدرجة الكلية على أنها تمثل درجة السمة التي تم قياسها ما لم يثبت أن الاستجابات السالبة لا تمثل سمة واضحة.

المراجع

أولًا: المراجع العربية

جرادات، عبد الكريم. (2006). العلاقة بين تقدير الذات والاتجاهات اللاعقلانية لدى الطلبة الجامعيين. **المجلة الأردنية في العلوم التربوية**، 153-143 ،(3)2.

الشايب، عبد الحافظ. (2010). أثر طريقة صياغة فقرات الصورة المعربة لمقياس روزنبرغ لتقدير الذات في البناء العاملي للمقياس. **المجلة الدولية للأبحاث التربوية**، 20-1 ،28.

ثانيًا: المراجع الأجنبية

Abu-Hilal, M. & Bahri, T. (2000). Self-concept: The generalizability of research on SDQ, Marsh/ Shavelson, and I/E frame of reference model to the United Arab Emirates students. *Social Behavior and Personality, 28*, 309-322.

Abu-Hilal, M., Abdel Fattah, F., Shumrani, S., Abduljabbar, A. S. & Marsh, H. W. (2013). Construct validity of self-concept in TIMSS's student background questionnaire: a test of separation and conflation of cognitive and affective dimensions of self-concept among Saudi 8th graders. *European Journal of Psychology of Education*, *28*(4), 1201-1220. Doi: 10.1007/s10212-012-01621.

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

Bankston, C. L., III, & Zhou, M. (2002). Being well vs. doing well: self-esteem and school performance among immigrant racial and ethnic groups. International Migration Review, 36(2), 389–415. https://doi.org/10.1111/j.1747-7379.2002.tb00086.x

Campbell, D. T., & Fiske, D. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin, 56*, 81–105.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902_5

Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 43*, 121-149. doi: 10.1177/0748175610373459

DiStefano, C., & Motl, R. W. (2006). Further investigating method effects associated with negatively worded items on self-report surveys. *Structural Equation Modeling, 13*, 440–464.

Gnambs, T., & Schroeders, U. (2017). Cognitive Abilities Explain Wording Effects in the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Assessment*, 1-15. Retrieved from: https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1177/1073191117746503?journalCode=asma

Gnambs, T., Scharl, A. & Schroeders, U. (2018). The Structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale: A Cross-Cultural Meta-Analysis. Zeitschrift für Psychologie, *226*(1), 14–29. https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000317

Horan, P. M., DiStefano, C., & Motl, R. W. (2003). Wording effects in self-esteem scales: Methodological artifact or response style. *Structural Equation Modeling, 10*, 435–455. DOI: 10.1207/S15328007SEM1003_6

Lance, C. E., Noble, C. L., & Scullen, S. E. (2002). A critique of the correlated trait–correlated method and correlated uniqueness models of multitrait–multimethod data. *Psychological Methods, 7*, 228–244.

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

Marsh, H. W., & Grayson, D. (1995). Latent variable models of multitrait–multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and application* (pp. 177–198). Thousand Oaks, CA: Sage.

Marsh, H. W., Scalas, L. F., & 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.

McKay, M., Boduszek, D., & Harvey, S. (2014). The Rosenberg Self-Esteem Scale: A bifactor answer to two-factor question? *Journal of Personality Assessment, 96*, 654-660. DOI: 10.1080/00223891.2014.923436

Michaelides, M. P., Koutsogiorgi, C., & Panayiotou, G. (2016). Method effects on an adaptation of the Rosenberg Self-Esteem Scale in Greek and the role of personality traits. *Journal of Personality Assessment, 98*(2), 178-188, DOI: 10.1080/00223891.2015.1089248

Pullmann, H., & Allik, J. (2000). The Rosenberg Self-Esteem Scale: its dimensionality, stability and personality correlates in Estonian. *Personality and Individual Differences, 28*, 701-715. doi:10.1016/j.paid.2008.06.017

Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.

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. http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.89.4.623

Tomás, J. M., & Oliver, A. (1999). Rosenberg's Self-Esteem Scale: Two factors or method effects. *Structural Equation Modeling, 6*, 84–98. DOI: 10.1080/10705519909540120

Triandis, H. C. (2001). Modern educational needs cross-cultural psychology. In D. McInerney & S. V. Etten (Eds.), *Research on sociocultural motivation and learning* (Vol. 1, pp. 1–13). Greenwich, CT: Information Age.

Wang, J., Siegal, H. A., Falck, R. S., & Carlson, R. G. (2001). Factorial structure of Rosenberg's Self-Esteem Scale among crack-cocaine drug users. *Structural Equation Modeling, 8*, 275–286.

Wu, C.-H. (2008). An examination of the wording effect in the Rosenberg Self-Esteem Scale among culturally Chinese people. *Journal of Social Psychology, 148*, 535–551. https://doi.org/10.3200/SOCP.148.5.535-552.

تاريخ التسليم: 2019/12/16

تاريخ استلام النسخة المعدلة: 2020/2/13

تاريخ القبول: 2020/2/16