فحص تأثيرات الطريقة في مقياس تقدير الذات لروسينبرج: إختبار أبنية عاملية متنافسة

ا.د/ عبد الناصر السيد عامر

كلية التربية – جامعة قناة السويس

الملخص

يعتبر مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) من أكثر مقاييس تقدير الذات استخداماً ولكن البنية العاملية ما زالت محل جدل ومناقشة. وهدفت الدراسة إلى فحص تأثيرات الطريقة في مقياس تقدير الذات من خلال مقارنة نماذج عاملية متنافسة أو بديلة باستخدام التحليل العاملي التوكيدي. وتضمن عينة الدراسة 538 طالبا وطالبة في المرحلة الثانوية للعام الجامعي 2012-2013 بمتوسط عمر 15.78 وانحراف معياري 0.66. وحللت البيانات باستخدام برنامج Mplus 7 (1998, 2012) Multen & Muthen، وأشارت النتائج إلى وجود نموذجين الاكثر مطابقة للبيانات هما نموذج العامل العام بالإضافة إلى عاملي الطريقة المرتبطين بالمفردات الموجبة والمفردات السالبة، كذلك نموذج العامل العام مع وجود ارتباطات بين بواقي المفردات الموجبة وبين بواقي المفردات السالبة وهذا تدعيم الطبيعة أحادية البعد مع وجود تأثيرات الطريقة.

فحص تأثيرات الطريقة في مقياس تقدير الذات لروسينبرج: اختبار أبنية عاملية متنافسة

أ. د. عبد الناصر السيد عامر*

جامعة قناة السويس

مقدمة :

يعتبر تقدير الذات من أهم المفاهيم التي تناولتها الدراسات في مجال علم النفس . ويعتبر مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) من أكثر المقاييس استخداماً في الدراسات والبحوث النفسية والاجتماعية (Halama, 2008; Marsh, Scales, & Nagengast, 2010). واعتبر Rosenberg (1965) تقدير الذات احد مظاهر مفهوم الفرد عن ذاته حيث يعكس التقييمات الايجابية والسلبية عن ذاته ، ويُعرف بأنه مجموعة أفكار ومشاعر الفرد عن مدي قيمته وأهميته بما يعكس الاتجاه العام الايجابي والسلبي نحو نفسه.

ويتكون المقياس من عشرة مفردات صيغت نصفها عبارات ايجابية والنصف الأخر عبارات سلبية، وصُحح في ضوء مقياس ليكرت رباعي التدريج وتُرجم إلي لغات مختلفة .*وفي دراسة عبر ثقافية علي 53 بلد قام بها Schmitt & Allik (2005) كشفت عن تمتع المقياس بدرجة جيدة من الاتساق الداخلي حيث تراوح ثباته من 0.70 إلي 0.90، ولكن توجد إشكالية فيما يخص بنيته الداخلية وذلك لان Rosenberg (1965) افترض أن تقدير الذات ذات بنية أحادية البعد وتناولته معظم الدراسات في ضوء هذا التصور.

ولكن البنية العاملية لهذا المقياس وتحديد ما إذا كانت بنيته أحادية أم متعددة الأبعاد أخذت مجالاً خصباً من الدراسة والبحث علي مدي عقود كثير، حيث أن تحديد بنيته

---

* أستاذ القياس والإحصاء التربوي، قسم علم النفس التربوي

بصورة دقيقة يؤثر في تفسير استجابات الأفراد وفي الصدق البنائي لتقدير الذات العام (Corwyn, 2000). وعلي الرغم أن المقياس أحادي البعد وهذا ما أيدته دراسات عديدة (Bodusze, Hyland, Dhingra & Mallett, 2013; Franck, De-Raedt, Barbez & Rossell, 2008; Pullman & Allik, 2000; Shevlin, Bunting & lewis 1995; Tinakon & Nahathai, 2012)، وتوصل Schmit & Allik (2005) في دراسته علي هذا البناء في 53 دولة إلي تدعيم لنموذج العامل العام لتقدير الذات. إلا أن التحليلات الإحصائية باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي لم تدعم وجود العامل العام للمفردات العشرة للمقياس، وكشفت عن وجود عاملين مرتبطين أحدهما مرتبط بالتصور الايجابي عن نفسه (العبارات الموجبة في المقياس) والأخر مرتبط بالتصور السلبي عن نفسه (العبارات السالبة) (Farruggia, Chen, Greenberger, Dimitrieva & Macek, 2004; Goldsmith, 1986; Hensley & Roberts, 1976; Owens, 1993, 1994; Sbicigo, Bandeira, & Dellaglio 2010; Supple & Plunkett, 2010; Supple, Su, plunkett, Peterson, & Bush, 2013).

كما توصل Tafarodi & Milne (2002) إلى أن المقياس مكون من عاملين لهما تفسير نظري ومنطقي هما قبول الذات وتقييم الذات ولهم مقبولية ومطابقة أفضل من نموذج العاملين أحدهما للعبارات الموجبة والأخر للعبارات السالبة.

إلا أن معظم الدارسات أوضحت أن وجود العاملين ليست لطبيعة البناء إنما لتأثيرات الطريقة المنبثقة من صياغة عبارات سالبة وعبارات موجبة للمقياس والتي أدت إلي أن يكون البناء متعدد الأبعاد وهذا تعدد اصطناعي وليس تعدد له معني سيكولوجي حيث أن البناء في طبيعته أحادي البعد (Aluja, Rolland, Garcia, & Rossier, 2007; Boduszek et al., 2013; Corwyn, 2000; Cramine & Zeller, 1979; Distefano & Molt, 2009; Hallama, 2008; Lindwall et al., 2013; Marsh, 1996; Marsh et al., 2010; Martin-Alo, Nunez, Navarro, & Grijalvo, 2007; Tomas & Oliver, 1999; Urban, Szigeti, Kokoneyei & Demetrovics, 2013; Wang, Siegal, Falack & Carlson, 2011; Wu, 2008).

واتضح هذا التأثير من خلال ما قام به Greenberger, Chen, Dmitrieiva & Farruggia (2003)، بأعداد ثلاثة صيغ للمقياس وهم الصيغ الأصلية (عبارات موجبة وسالبة)، وصيغة كلها عبارات موجبة وصيغة كلها عبارات سالبة وتوصلوا إلى أن نموذج العاملين أفضل مطابقة في الصيغة الأصلية بينما نموذج العامل العام أكثر مطابقة في الصيغتين الاخرتيين، وأن كانت الأكثر أفضلية في الصيغة ذات العبارات السالبة، واستنتجوا أن وجود العبارات السلبية أدى إلى أن يكون البناء متعدد الأبعاد وهذا ما أشار إليه Marsh (1996).

وقام Chiungjung & Nianbo (2012) بدراسة لما وراء التحليل لـ 23 دراسة تناولت مقياس تقدير الذات وتوصلا إلي تدعيم لنموذج العاملين ولكنهم أشاروا إلى أن الارتباطات العالية بين العاملين وصغر الجذر الكامن للعامل الثاني يجعل العام أكثر مقبولية من فكرة العاملين.

وفي المجتمع التشيكي توصل Osecka & Blanty (1997) من خلال التحليل العاملي الاستكشافي للمقياس إلى ثلاثة عوامل.

وفي المجتمع الاسترالي توصل Aidman (1998) إلى ثلاثة عوامل لمقياس تقدير الذات باستخدام طريقة المكونات الأساسية على عينة من طلاب الكليات.

نمذجة تأثيرات الطريقة Modeling Method effects :

تشير تأثيرات الطريقة إلي أن التباين للخاصية أو المفهوم المقاس لا يرجع إلي محتوي المفردات فقط بل إلي طريقة صياغة وعرض المفردات، ففي حالة مقياس تقدير الذات فان التباين يرجع إلي المحتوي بالإضافة إلي الصياغة الموجبة والصياغة السالبة للمفردات، بكلمات أخري فأنها تشير إلي النزعة للاستجابة للمقاييس أو الاستبيانات علي أسس و معايير أخري غير المحتوي المتضمن بها وهذا يؤدي إلي وجود تباين منظم ناتج عن طريقة تقديم مفردات المقاييس، وبطبيعة الحال هذا غير مناسب لدراسة مفهوم ما (Podsakoff, Mackenzie, Lee & Podsakoff, 2003)، وهذا ما أكد عليه Bagozzi (1993) بان تأثير الطريقة هو التباين المرتبط بإجراءات القياس وليس

بالمفهوم موضع الدراسة . وهذه التأثيرات يمكن أن تقود إلى تحيز في التفسير عن طريق تقلص أو تضخم التباين المرتبط بالمفردات (Marsh et al., 2010).

راجع Cote & Buckley (1987) أكثر من 70 دراسة ووجد أن ربع التباين لقياسات الدراسات تقريباً يرجع إلي مصادر منتظمة لأخطاء القياس تسمي تحيزات الطريقة العام Common method biases. وربما تؤدي تأثيرات الطريقة إلي تضخم أو تقلص العلاقات بين المتغيرات وهذا يسهم في حدوث الخطأ من النوع الأول والثاني. وهذا بدوره له عواقب سلبية وهو أن النماذج المتضمنة تأثيرات الطريقة لا تتطابق مع البيانات ويقود ذلك إلي استنتاجات خاطئة وهو ان بينية المفهوم ضعيفة المطابقة ومنخفضة الصدق التميزي (Bagozzi, 1993; Brown, 2006).

ولنمذجة تأثيرات الطريقة يستخدم التحليل العاملي التوكيدي في إطار إستراتيجية التحليلات متعدد السمات – متعدد الطرق Multitriat – Multi method (CFA–MTMM) وتستخدم هذه الإستراتيجية لتقدير واختبار تأثيرات الطريقة أو تحيز الاستجابة (Kenny & Kashy, 1992; Marsh & Grayson, 1995)، حيث تمدنا هذه الإستراتيجية بفرصة لمقارنة نماذج عاملية بديلة وذلك لتحديد تأثيرات الطريقة على البنية العاملية للمفهوم (Brown, 2006).

في هذا الشأن اقترح (Bagozzi, 1993; Marsh & Grayson, 1995) مدخلين مختلفين لنمذجة تأثيرات الطريقة في إطار التحليل العاملي التوكيدي هما:

١. نموذج ارتباطات السمات – ارتباطات أخطاء القياس (البواقي) Correlated traits- correlated uniqueness (CTCU): حيث يفترض هذا النموذج وجود ارتباطات بين البواقي (أخطاء القياس) المرتبطة بالمفردات الموجبة (طريقة القياس الأولي) أو بين البواقي المرتبطة بالمفردات السالبة (طريقة القياس الثانية) أو بكليهما معا علي حدة.

وهـذا مـا افترضـته دراسـات (Aluja et al., 2007; Marsh, 1996; Marsh et al., 2010; Tomas & Oliver, 1999; Urban et al., 2013) وهـو وجـود عامـل عام للمفردات العشرة وارتباطات بين بواقي مفردات كل طريقـة علـي حـدة أو كليهمـا معـاً علي حدة ويمكن استنتاج حجم تأثيرات الطريقـة مـن خـلال كبـر حجـم الارتباطـات بـين أخطاء القياس المرتبطة بكل طريقة.

من مميزات تحليل هذا النموذج إعطاء حلـول مناسـبة ولا تعـاني هـذه النمـاذج مـن قضية عدم التحديد بالتالي عـدم مقـدرة البرنـامج علـي الوصـول إلـي الحلـول التقاريبـة للمصفوفة، ولا تفترض أن البواقي أحادية البعد ولا يحـدث تـداخل بـين تبـاين الطريقـة مـع تباين السمة ولكن هذا النموذج له محددات أهمها القيمـة التفسـيرية للارتباطـات بـين البـواقي دائما غير واضحة وغيـر مفيـدة، ويفتـرض أن أخطـاء البـواقي للطـرق المختلفـة غيـر مرتبطـة (Bagozzi, 1993; Byrne & Goffin, 1993; Kenny & Kashy, 1992).

٢. نموذج عوامل السمة المرتبطـة – عوامـل الطريقـة المرتبطـة Correlated trait– correlated method (CTCM) : ويفتـرض هـذا النمـوذج أن المتغيـرات أو المفـردات المرتبطـة بكـل طريقـة يجمعهـا عامـل واحـد بالإضافة إلي عامل السـمة للمفهـوم، وفـي مقيـاس تقـدير الـذات يفتـرض وجود العامل العام بالإضافة إلى عامـل يتشـبع عليـه المفـردات الموجبـة أو العامل العام بالإضافة عامل يتشبع عليه المفـردات السـالبة (الطريقـة الثانيـة) أو العامل العام للمفردات العشرة بالإضـافة إلـي عـاملين احـدهما للمفـردات الموجبة والأخر للمفردات السـالبة مـع وجـود ارتباطـات بينهمـا ويسـميها Marsh et al. (2010) بإسـتراتيجية عوامـل الطريقـة الكامنـة Latent method factor (LMF)؛ ويفتـرض أن التبـاين الكلـي فـي المتغيـرات المقاسة هـي نتيجـة اتحـاد خطـي لتـأثيرات السـمة والأخطـاء (البـواقي) والطريقـة. ويشـير Byrne & Goffin (1993) أن هـذا النمـوذج (CTCM) يمدنا بالاتي:

أ. تفسـير لمصـفوفات MTMM فـي ضـوء العوامـل التحتيـة مقارنـة

بالمتغيرات المقاسة.

ب. تقيم الصدق التقاربي والتميزي واختبار فروض حولهما.

ج. يجزئ التباين أما يعود للسمة أو للطريقة أوللأخطاء (البواقي).

د. يقدر الارتباطات بين كلا من عوامل الطريقة وعوامل السمة.

عكس إستراتيجية CTCU فانه توجد صعوبات في تحليل نموذج CTCM حيث يعطي حلول غير مناسبة وعدم القدرة علي إجراء تدوير بالتالي عدم الوصول إلي حلول تقاربية للمصفوفة حيث يعطي تقديرات للمعالم غير منطقية مثل التباين السالب أو أن العلاقة بين العوامل تزيد عن الواحد الصحيح وهذا يرجع إلي قضية عدم التحديد الامبريقي Empirical under identification. وعلي ذلك يجب توخي الحذر عند تفسير تقديرات معالم هذا النموذج، وفي ضوء ذلك فان نموذج CTCU يمتاز علي نموذج CTCM في سهولة تحليله وهذا يعتبر شائع في دراسات MTMM خاصة عندما توجد ارتباطات بين عوامل الطريقة (Bagozzi, 1993; Marsh & Grayson, 1995)، وعلى ذلك يقترح العديد من الباحثين أمثال (Byrne & Goffin, 1993; Marsh & Grayson, 1995) استخدام كلاً من المدخلين للتحقق من تأثيرات الطريقة المرتبطة ببناء أدوات القياس. وأن قضية استخدام أي من المدخلين مازال محل جدل ونقاش في الأدبيات البحثية (Brown, 2006).

النماذج العاملية المتنافسة:

يري Supple et al. (2013) أن الإستراتيجية العامة لتقدير تأثيرات الطريقة في مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg يتضمن المقارنة بين نماذج متنافسة للتحليل العاملي التوكيدي. في ضوء الدراسات السابقة فان مقياس تقدير الذات اخذ مجالاً واسعاً من الدراسة والمناقشة فيما يخص بنية العاملية، وفيما يلي طرح أهم النماذج المراد اختبارها في الدراسة والتي تناولتها الدراسات السابقة وهي كالأتي:

النموذج الأول: نموذج عامل السمة الوحيد: للمفردات العشرة للمقياس لـ (Shevlin et al., 1995; Frank et al., 2008).

النموذج الثاني: نموذج العاملين المرتبطين احدهما يتشبع عليه المفردات موجبة الصياغة والأخر يتشبع عليه للمفردات سالبة الصياغة لـ (Farruggia et al., 2004; Owens, 1993, 1994; Supple et al., 2013).

النموذج الثالث: النموذج القاعدي وهو نموذج العاملين أحدهما للمفردات الموجبة والأخر للمفردات السالبة مع وجود استقلالية بين العاملين وهو النموذج القاعدي أو الصفري وتحقق منه (Aljua et al., 2007; Martin-Abo et al., 2007) واثبت سوء مطابقة مع البيانات.

النموذج الرابع: نموذج العاملين ذو المعني التفسيري والنظري وهما عامل قبول الذات المفردات (10, 6, 8, 2, 1) وعامل تقييم الذات المفردات (9, 7, 5, 4, 3) لـ(Tafarodi & Milne, 2002; Tafarodi & Swann, 1995).

وفيما يلي نماذج التحليل العاملي التوكيدي مع ارتباطات بين البواقي (CTCU):

النموذج الخامس : نموذج عامل السمة للمفردات العشرة مع وجود ارتباطات بين بواقي أو أخطاء القياس للمفردات سالبة الصياغة وهذا النموذج اثبت حسن مطابقة وتفوق على النماذج الاخري وهذا ما توصل إليه (Corwyn, 2000; Distefano & Molt, 2009; Gana, Alaphillippe & Bailly, 2005; Hamala, 2008; Horan, Distefano & Molt,. 2003; Marsh, 1996; Schmitt & Allik, 2005; Supple et al., 2013; Tomas & Oliver, 1999).

النموذج السادس: نموذج عامل السمة للمفردات العشرة مع وجود ارتباطات بين البواقي (الأخطاء) المرتبطة بالمفردات الموجبة واتضح أن هذا النموذج أكثر مطابقة من النماذج المتنافسة الاخري وهذا ما أيدته دراسات (Aluja et al., 2007; Dunbar, Ford, Hunt & Der, 2000; Martin-Albo et al., 2007; Wan et al., 2001).

النموذج السابع: نموذج عامل السمة للمفردات العشرة مع وجود ارتباطات بين البواقي المرتبطة بالمفردات الموجبة وارتباطات بين البواقي المرتبطة بالمفردات السالبة معاً وهذا النموذج اثبت حسن مطابقة في دراسات (Marsh et al., 2010) كما تناولت دراسات (Gana et al., 2005; Martin-Albo et

al., 2012; WU, 2008).

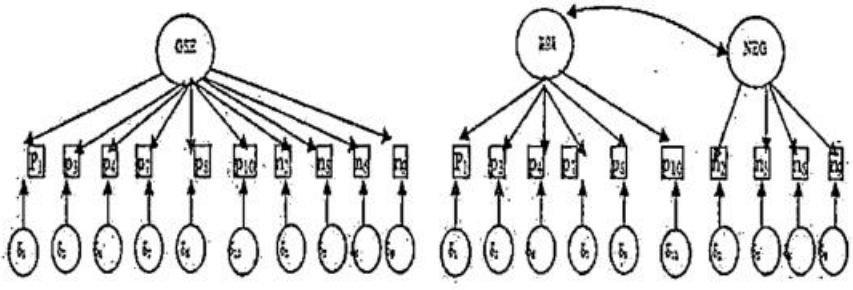
نماذج التحليل العاملي التوكيدي عوامل السمات المرتبطة وعوامل الطريقة المرتبطة (CTCM).

النموذج الثامن نموذج عامل السمة للمفردات العشرة مع وجود عامل أخر يتشبع عليه المفردات السالبة هو عامل الطريقة السالب وهذا النموذج اثبت مطابقة مقبولة ولكنها ليست بالدرجة الجيدة في دراسات (Boduszek et al., 2013; Lindwall et al., 2012; Marsh, 1996; Marsh et al., 2010; Supple et al., 2013; Tomas & Oliver, 1999).

النموذج التاسع: نموذج عامل السمة للمفردات العشرة الموجبة بالإضافة لعامل الطريقة الموجبة وأيضاً اثبت هذا النموذج مطابقة ولكن ليست بالدرجة الجيدة (Lindwall et al., 2012; Marsh et al., 2010; Martin-Albo et al., 2007).

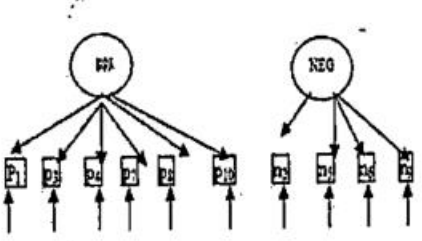
النموذج العاشر: نموذج عامل السمة للمفردات العشرة بالإضافة لعاملين الطريقة احدهما للمفردات الموجبة والأخر للمفردات السالبة واثبت هذا النموذج تفوقه علي كل النماذج في دراسات (Lindwall et al., 2010; Urban et al., 2013).

النموذج الحادي عشر: وهو النموذج الاستكشافي وهو البناء العاملي الذي استخلص من التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الرئيسية لبيانات المقياس مع التدوير المتعامد باستخدام كواريتماكس Quartmax لبيانات الدراسة. وفيما يلي عرض لأهم هذه النماذج:

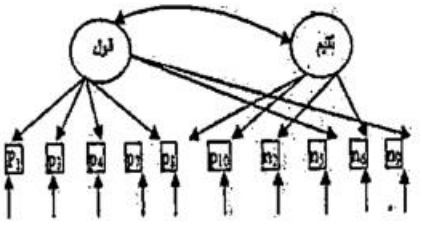


النموذج الاول

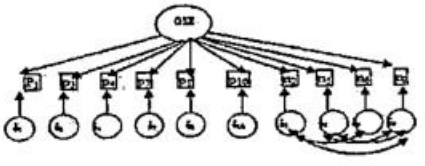
النموذج الثاني



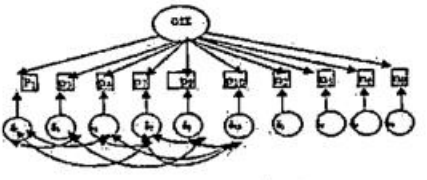
النموذج الثالث



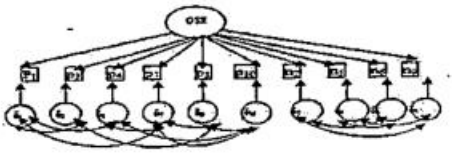
النموذج الرابع



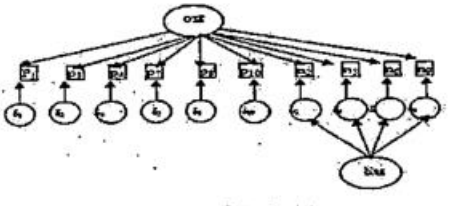
النموذج الخامس



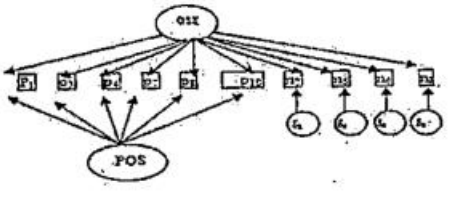
النموذج السادس



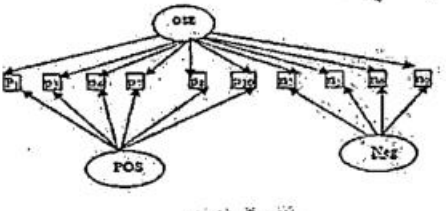
النموذج السابع



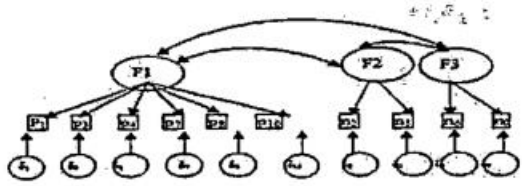
النموذج الثامن



النموذج التاسع



النموذج العاشر



النموذج الحادي عشر

GSE: عامل تقدير العام، Neg: عامل المفردات السالبة، Pos: عامل المفردات السالبة

شكل (١) : شكل المسار للنماذج العاملية التوكيدية المفترضة لمقياس تقدير الذات.

بعد هذا العرض فان الدراسة حاولت الإجابة عن السؤال الأتي:

أي من هذه النماذج الأحدي عشر أكثر مطابقة مع البيانات لتحديد مدي وجود تأثير للصياغة الموجبة والصياغة السالبة لمفردات مقياس تقدير الذات علي البنية العاملية للمقياس؟

هدف الدراسة:

في ضوء العرض السابق للدراسات التي تحققت من البنية العاملية لمقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) مع وجود تاثيرات الطريقةو وجود تعارض بين نتائج هذه الدراسات فإن الدراسة هدفت إلى:

١. دراسة البنية العاملية الاستكشافية لمقياس تقدير الذات في المجتمع المصري علي عينة من طلاب المرحلة الثانوية.

٢. فحص وجود تأثيرات الطريقة في مقياس تقدير الذات.

٣. إذا كانت تأثيرات الطريقة موجودة فهل ترتبط بالمفردات الموجبة أم بالمفردات السالبة أم بالاثنين معاً.

٤. مقارنة بين مداخل التحليل العاملي التوكيدي متعدد الطرق – متعدد

السمات (MTMM) في تحليل المقياس في ضوء مدخلي CTCU وCTCM.

الطريقة والإجراءات

العينة

اختيرت عينة الدراسة عشوائياً من طلاب وطالبات المرحلة الثانوية في محافظة الاسماعيلية للعام الدراسي 2013-2014، وبلغت 538 طالب وطالبة وتوزعت إلى 271 طالب ذكر (50.4%) و267 أنثي (49.6%) وتراوحت أعمارهم من 15 عاماً حتى 17 عاماً بمتوسط 15.78 عاماً وبانحراف معياري 0.66.

مقياس تقدير الذات:

طبق مقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) وهو مكون من عشر مفردات، صيغت ستة مفردات صياغة موجبة (1, 3, 4, 7, 8, 10) مثل "أنا راضي عن نفسي بصفة عامة"، "وأنا لدي اتجاه ايجابي نحو نفسي" وصيغت أربعة مفردات صياغة سلبية (2, 5, 6, 9) مثل "اعتقد بأنني ليس لدي شيء افتخر به". وصُحح المقياس في ضوء مقياس ليكرت الخماسي وليس الرباعي كما وضعه مصمم المقياس وعليه فالدرجة القصوي هي 50 والدرجة الدنيا 10، وقدر ثبات المقياس باستخدام المعامل ألفا كرونباخ وبلغ 0.70 تقريباً وتراوح معامل الارتباط المصحح من 0.177 إلى 0.54.

- الإجراءات:

تم تطبيق المقياس على عينة الدراسة في بداية الترم الأول للعام الدراسي 2013-2014 وذلك في فصولهم الدراسية وتم شرح الهدف من المقياس لأفراد العينة وطلب منهم كتابة البيانات الأساسية مثل العمر والنوع واستغرق تطبيق المقياس من دقيقتين إلى ثلاثة دقائق.

- إستراتيجية التحليل الإحصائي :

قام الباحث بالاتي:

١. تهذيب البيانات من أخطاء الإدخال حيث استبعدت أي حالة بها بيانات غائبة.

٢. إعادة تكويد المفردات السالبة.

٣. استخدام برنامج SPSS 14 في تقدير الاتساق الداخلي للمقياس باستخدام المعامل ألفا كروبناخ وكذلك في حساب الإحصاء الوصفي لمفردات المقياس مثل المتوسط والانحراف المعياري والتفرطح والالتواء، تم توظيف التحليل العاملي الاستكشافي للمفردات العشرة للمقياس وذلك لفحص البنية العاملية الاستكشافية واستخدمت طريقة المكونات الرئيسية (PC) مع طريقة التدوير المتعامد كواريتماكس Quartimax.

٤. استخدام برنامج MPLUS 7 لـــ Muthen & Muthen (1998-2012) وذلك لتوظيف أسلوب التحليل العاملي التوكيدي وذلك للتحقق من النماذج العاملية السابقة وفي إجراء التحليل العاملي التوكيدي تم استخدام الأتي:

أ. استُخدمت طريقة الاحتمال الاقصي Maximum likelihood (ML) لتقدير معالم النماذج العاملية وهي تتطلب اعتدالية للمتغيرات المقاسة.

ب. استُخدمت مؤشرات حسن المطابقة لتقويم مطابقة النماذج العاملية وهي مؤشر X^2 مقروناً بدرجات الحرية ومستوي الدلالة الإحصائية ويكون النموذج مطابق مع البيانات إذا كان اختبار X^2 غير دال إحصائياً ونظراً لحساسية اختبار X^2 لحجم العينة فيستخدم مؤشر X^2 /df والنموذج المطابق مطابقة جيدة الذي تكون فيه هذه النسبة 2 فأقل (Bollen & Long, 1993)، ومؤشر RMSEA وإذا كانت قيمته 0.06 فاقل فان النموذج جيد المطابقة و 0.08 النموذج يتسم بمطابقة مناسبة، ومؤشر SRMR اذا كانت قيمته 0.08 فاقل فان النموذج جيد المطابقة، ومؤشري NNFI, CFI وإذا كانت قيمتهما 0.95 فأكثر فالنموذج جيد المطابقة والقيمة من 0.90 الي 0.94 فان النموذج مطابق بدرجة مناسب (HU & Bentler, 1999) ومؤشرات محكمات المعلومات أهمها Akaike information criteria (AIC) والنموذج الذي يمتلك اقل قيم لهذا المؤشر فهو الأفضل في المطابقة مقارنة بالنماذج الاخري (للمزيد عن هذه المؤشرات انظر عامر، 2014)، وجدير بالذكر آن هذه هي المؤشرات التي يمدنا بها برنامج MPLUS وهي تعتبر محدودة مقارنة بمؤشرات المطابقة التي يمدنا بها برنامج EQS, LISREL، ولكن Muthen & Muthen (1998, 2012)

اعتمد علي مؤشرات المطابقة الأقل تأثر بحجم العينة وطريقة التقدير.

النتائج:

- الإحصائيات الوصفية:

تم حساب مؤشرات المتوسط والانحراف المعياري والتفرطح والالتواء للمفردات العشرة كما في جدول (١):

جدول (١): الإحصائيات الوصفية لمفردات مقياس تقدير الذات (N= 538).

المفردة	المتوسط	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
١- عموما أنا راضي عن نفسي	3.65	1.18	-0.44	-0.74
٢- دائما أنا غير مبسوط	3.54	1.15	-0.39	-0.58
٣- اعتقد أني امتلك صفات حميدة	3.58	1.11	-0.58	-0.27
٤- أنا قادر علي انجاز المطلوب مني مثل الآخرين	3.62	1.15	-0.48	-0.64
٥- اعتقد أني لا امتلك شيء افتخر به	3.04	1.25	-0.038	-0.99
٦- غالبا اعتقد بأنني غير فعال	3.04	1.15	0.01	-0.72
٧- اعتقد بأنني شخص ذو قيمة في المجتمع	3.49	1.18	-0.49	-0.66
٨- أتمني الحصول علي احترام أكثر من الآخرين	3.84	1.25	-0.87	-0.36
٩- أنا غير مباليْ بالشعور بالفشل	3.23	1.21	-0.09	-0.99
١٠- أنا لدي اتجاه ايجابي نحو نفسي	3.52	1.14	-0.47	-.047
الدرجة الكلية	34.63	6.04	-0.52	0.47

- المفردات 2, 5, 6, 9 سلبية الصياغة والمفردات 1, 3, 4, 7, 8, 10 موجبة الصياغة.

يتضح من جدول (١) أن درجات المفردات العشرة ذات توزيع اعتدالي حيث لم يزيد مؤشري الالتواء والتفرطح عن الواحد الصحيح وهذا ضروري لاستخدام طريقة التقدير ML.

التحليل العاملي الاستكشافي للمفردات العشرة:

باستخدام طريقة المكونات الاساسية والتدوير المتعامد كوريتماكس تم إجراء التحليل العاملي الاستكشافي وكانت النتائج كما في جدول (٢):

جدول (2): قيم التشبعات للمفردات بعد التدوير والجذر الكامن والتباين المفسر للعوامل.

المفردات	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث
X_1	0.64		
X_3	0.77		
X_4	0.68		
X_7	0.57		
X_8	0.67		
X_{10}	0.61	-0.32	
السالبة			
X_2		0.68	
X_9		0.65	
X_5			0.76
X_6			0.77
الجذر الكامن	2.69	1.38	1.14
التباين المفسر	26.93	13.86	11.48

يتضح من الجدول أن التحليل العاملي أنتج ثلاث عوامل، العامل الأول تشبع عليه المفردات الموجبة بينما تشبعت المفردات السالبة على عاملين وهذه النتيجة تخالف معظم الدراسات السابقة حيث أيدت نموذج العامل الواحد (Frank et al., 2008; pullman & Allik, 2000; Shevlin et al., 1995).

كذلك تتعارض مع نتائج الدراسات التي أيدت نموذج العاملين (Owens, 1993; Supple et al., 2013; Tafarodi & Milne, 2002).

- التحليل العاملي التوكيدي للنماذج المفترضة

بعد إجراء التحليل العاملي التوكيدي للنماذج السابقة كانت مؤشرات حسن المطابقة لهذه النماذج كالأتي:

جدول (3) : مؤشرات حسن المطابقة للنماذج المفترضة لمقياس تقدير الذات (N= 538)

النموذج	X^2	DF	RMSEA	SRMR	CFI	NNFI	AIC
النموذج الأول	143.62*	35	0.076	0.054	0.85	0.81	1646.40
النموذج الثاني	126.81*	34	0.071	0.06	0.87	0.83	16446.16
النموذج الثالث	152.11*	35	0.079	0.08	0.84	0.79	16469.72
النموذج الرابع	134.89*	35	0.74	0.053	0.86	0.82	16554.2
النموذج الخامس	25.15*	29	0.060	0.037	0.92	0.88	16414.49
النموذج السادس	74.16*	20	0.071	0.053	0.92	0.83	16421.75
النموذج السابع	29.96*	14	0.046	0.025	0.97	0.926	16390.90
النموذج الثامن	90.29*	31	0.060	0.039	0.92	0.88	16413.63
النموذج التاسع	100.47*	29	0.08	0.047	0.90	0.85	16429.90
النموذج العاشر	49.25*	24	0.044	0.03	0.966	0.936	16388.60
النموذج الحادي عشر	91.85*	32	0.059	0.04	0.91	0.88	16415.200

* دالة احصائياً عند 0.05

بالنظر إلي مؤشرات حسن المطابقة للنماذج السابقة كما هو معروض في جدول (3) يتضح أن النموذج الأول (العامل الوحيد) لا يتطابق تماماً مع البيانات حيث مطابقة ضعيفة وكذلك بالنسبة للنموذج الثاني العاملين المرتبطين احدهما للمفردات الموجب والأخر للمفردات السالبة وبالمثل للنموذج الثالث العاملين (الموجب والسالب) المستقلين وعلي ذلك فالنماذج الثلاثة لا تتطابق مع البيانات بدرجة مناسبة أما النموذج الرابع وهو العاملين ذو المعني التفسيري قبول الذات وتقيم الذات لـ Tafarodi & Milne (2002) يمتلك مطابقة ضعيفة أيضاً.

وكل النماذج التي تفترض وجود تأثيرات الطريقة من النموذج الخامس حتى العاشر أظهرت بعضها مطابقة مناسبة (8, 9, 6) والبعض الأخر (10, 5, 7) جيدة وأفضل من نموذج العاملين (النموذج الثاني، الرابع) مما يؤكد أن لتأثيرات طريقة دورا في تغير البنية العاملية للمفهوم.

فإذا تأملنا نماذج التحليل العاملي التوكيدي مع وجود ارتباطات بين البواقي (CTCU) نموذج (7, 6, 5) نلاحظ أن النموذج الخامس الذي يفترض وجود ارتباطات

بين بواقي المفردات السالبة اظهر مطابقة جيدة في ضوء مؤشر RMSEA = 0.06 ومطابقة مناسبة لمؤشر CFI < 0.95، بينما النموذج السابع الذي يفترض وجود ارتباطات بين بواقي المفردات الموجبة وبين بواقي المفردات السالبة اظهر مطابقة ممتازة للمؤشرين CFI = 0.97, RMSEA = 0.046.

وعلى ذلك فانه لنماذج CTCU فان نموذج الارتباطات بين بواقي المفردات الموجبة وبين بواقي المفردات السالبة مطابقة جيدة يليه النموذج الخامس حيث الارتباطات بين بواقي المفردات السالبة ثم النموذج السادس حيث الارتباطات بين بواقي المفردات الموجبة ، علي ذلك فان النماذج التي تفترض تأثيرات الطريقة من خلال الارتباطات بين البواقي (CTCU) أفضل كثيراً من مطابقة من نموذج العاملين (2, 4) وان النموذج السابع أفضل في المطابقة من النموذجين الخامس والسادس.

أما بالنسبة لنماذج تأثيرات الطريقة وهي السمة المرتبطة – عوامل الطريقة المرتبطة CTCM (8, 9, 10) يتضح من جدول (3) أن النموذج الثامن (عامل عام + عامل للمفردات السالبة) أظهر مطابقة جيدة في ضوء مؤشر RMSEA = 0.06 ومطابقة مناسبة لمؤشر CFI = 0.92، بينما النموذج التاسع (عامل عامل + عامل للمفردات الموجبة) اظهر مطابقة مناسبة، وأظهر النموذج العاشر (عامل عام + عامل للمفردات الموجبة + عامل المفردات السالبة) مطابقة ممتازة في ضوء مؤشري CFI, RMSEA وتفوق على النموذج الثامن والتاسع.

أما بالنسبة للنموذج الحادي عشر وهو نموذج الذي حصلنا عليه من تحليل بيانات الدراسة باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي فاظهر مطابقة جيدة لمؤشر RMSEA ومطابقة مناسبة لمؤشر CFI وعلي ذلك فهو تفوق علي النموذج الأول (العامل العام) والنموذج الثاني (العاملين المرتبطين) ولكن نماذج CTCU, CTCM أظهرت أنها أكثر مطابقة من هذا النموذج.

وبالنظر إلي جدول (3) ومقارنة مؤشرات حسن المطابقة الاحدي عشر يتضح أن أفضل نموذج من حيث امتلاكه أفضل قيم مؤشرات حسن مطابقة هو نموذج العامل الواحد مع وجود ارتباطات بين بواقي المفردات الموجبة وارتباطات بين بواقي المفردات السالبة (النموذج السابع CTCU) حيث امتلك أفضل ثم المؤشرات X^2 و X^2 /df و

SRMR و CFI والنموذج العاشر CTCM وهو وجود عامل عامل للمفردات العشرة مع عامل للمفردات الموجبة وعامل للمفردات السالبة حيث تفوق على النموذج السابع في مؤشر RMSEA فقط و NNFI ويبدو أن تفوق النموذج العاشر على السابع في مؤشر RMSEA يرجع إلى أن أداء هذا المؤشر يكون لصالح النماذج الأكثر تعقيدا وهو ما حدث للنموذج العاشر

ولكن في حالة المقارنة بين النماذج يفضل الاعتماد علي مؤشر محك المعلومات الاكيكي (AIC) حيث النموذج الأقل قيمة هو الأفضل مطابقة وعليه فان ترتيب أهم النماذج من حيث أفضليتها في ضوء هذا المؤشر هي كالأتي:

النموذج العاشر ثم السابع ثم الخامس ثم الحادي عشر وعلي ذلك فيبدو أن الصراع علي الأفضلية بين نموذجين أساسين النموذج السابع (CTCU) الذي يتفوق في مؤشرات X^2 و X^2/ df و SRMR و CFI بينما يتفوق العاشر في مؤشرات AIC, NNFI, RMSEA وعلي ذلك فكلاهما يبدو بنفس الدرجة من المطابقة وان كان الباحث يميل إلي النموذج العاشر حيث يمتلك المطابقة في مؤشرين أساسين وهما AIC, RMSEA كما أن تشبعات المفردات الأربعة السالبة علي العامل العام في النموذج السابع لم تكن دالة إحصائياً. وهذا يدعم قبول النموذج العاشر من حيث أفضليته وتفسيره السيكولوجي.

وبالتدقيق أكثر في تأثيرات الطريقة تم عرض تشبعات العوامل لأهم ثلاثة نماذج الأكثر مطابقة وهما النموذج العاشر والسابع والخامس وهي كالاتي:

جدول (4): التشبعات المعيارية لأفضل ثلاثة نماذج مطابقة.

المفردات	النموذج الخامس (CTC)	النموذج السابع (CTCU)	النموذج العاشر		
الموجبة	F1	F1	F1	F2 موجبة	F3 سالبة
T_1	0.51*	0.59*	0.43*	0.27*	
T_3	0.67*	0.75*	0.50*	0.58*	
T_4	0.58*	0.72*	0.46*	0.35*	
T_7	0.55*	0.59*	0.66*	-0.03	
T_8	0.65*	0.77*	0.70*	0.09	
T_{10}	0.46*	0.59*	0.33*	0.37*	
السالبة					
T_2	0.27*	0.32*	0.29*		-0.15
T_5	0.18*	0.22*	0.22*		0.48*
T_6	0.18*	0.21*	0.21*		0.56*
T_9	0.16*	0.19*	0.21*		0.05
			الارتباطات بين العوامل		
				F2	F1
			F2	1.00	
			F3	-0.005	1.00

* دالة احصائياً عند 0.05

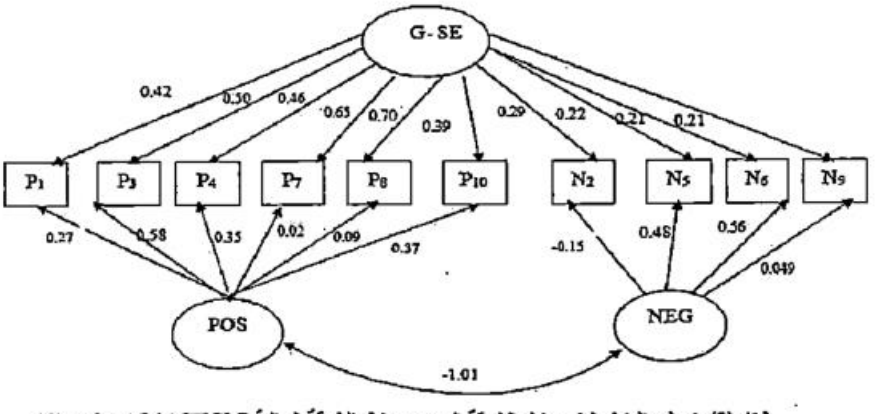
مع فحص تشبعات المفردات بالعوامل في النموذج الخامس والسابع والعاشر كانت كل تشبعات المفردات على العامل الأول العام دالة إحصائياً عند 0.05 ولكن تشبعات النموذج السابع (عامل عام بالإضافة للارتباطات بين بواقي المفردات الموجبة وبين بواقي المفردات السالبة كانت أعلى من تشبعات النموذج الخامس والعاشر وأما عوامل الطريقة سواء للمفردات الموجبة (f2) أو للمفردات السالبة (f3) في النموذج العاشر اتضح أن أربعة مفردات موجبة كانت تشبعاتها دالاً إحصائياً بينما مفردتين سالبتين (T6, T5) كانت تشبعهما دالاً إحصائياً وهذا يبرر وجود تأثيرات للطريقة سواء للمفردات الموجبة أو للمفردات السالبة وهذا ما اثر على البنية العاملية للمقياس وتحويلها من بناء أحادي البعد إلى بناء متعدد الابعاد ويظهر تاثير الطريقة واضحاً من خلال الارتباطات بين البواقي للمفردات الموجبة وللمفردات السالبة وذلك للنماذج (6, 5).

جدول (5): الارتباطات بين البواقي للنموذج الخامس والسادس علي حدة.

T_{10}	T_8	T_7	T_4	T_3	T_1		T_9	T_6	T_5	T_2	المفردات السالبة
										1.00	T_2
									1.00	-0.03	T_5
								1.00	0.30*	-0.09*	T_6
							1.00	0.03	0.07	0.07	T_9
											الموجبة
					1.00						T_1
				1.00	0.37*						T_3
			1.00	0.40*	0.32*						T_4
		1.00	0.27*	0.26*	0.29*						T_7
	1.00	0.40*	0.28*	0.35*	0.31*						T_8
1.00	0.27*	0.16*	0.26*	0.36*	0.20*						T_{10}

* دالة احصائياً عند 0.05

الواضح من الجدول أن التغايرات أو الارتباطات بين البواقي المرتبطة بالمفردات الموجبة كلها دالة إحصائياً عند 0.05 وهي تفوق من حيث العدد والحجم الارتباطات بين بواقي المفردات السالبة وهذا يعزز تماماً الدور الواضح لتأثيرات الطريقة المرتبطة بالمفردات الموجبة علي تغير البنية العاملية من عامل عام إلي عاملين. وفيما يلي شكل المسار للنموذج العاشر (CTCM) كالأتي:



شكل (2): نموذج العامل العام وعامل الطريقة الموجب وعامل الطريقة السالبة (CTCM) لمقياس تقدير الذات

يتضح من شكل (2) أن كل التشبعات بالعامل العام دالة إحصائياً وكذلك تشبعات المفردات الموجبة بعامل الطريقة المرتبط بالمفردات الموجبة ما عدا المفردتين السابعة (أشعر باني شخص ذو قيمة في المجتمع) والثامنة (أتمني أن احصل لنفسي علي احترام أكثر) ولم تتشبع مفردة سالبة بعامل الطريقة المرتبطة بالمفردات السالبة وهي المفردة التاسعة (بصفة عامة أنا غير مبالي بالشعور بالفشل) وهذا مفاده أن المفردات 7 ,8 وليس لهم تأثير على تغيير البنية العاملية لتقدير الذات.

واتضح أن معامل الارتباط بين عاملي الطريقة ($\varnothing_{13}$ = -0.01, SE = 0.123, T = -0.042) غير دال إحصائياً وهذا يؤكد علي استقلالية بين عاملي الطريقة وليست مرتبطين كما يفترضه نموذج CTCM.

المناقشة والتعليق:

هدفت الدراسة إلي فحص البنية العاملية الاستكشافية لمقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) وأنتجت طريقة المكونات الأساسية ثلاثة عوامل الأول تشبع عليه المفردات الموجبة والثاني والثالث تشبعت عليه المفردات السالبة وهذا يتعارض مع معظم تراث البنية العاملية لهذا المقياس إذ أنها تراوحت من تأييد للعامل العام (Pullman & Allik, 2000; Shevlin et al., 1995) وكذلك تأييد للعاملين سواء عامل للمفردات الموجبة وعامل للمفردات السالبة (Farruggia et al, 2004; Frank et al., 2008; Owens, 1993, 1994)، أو النموذج العاملين المفسرين نظريا وهما قبول الذات وتقيم الذات لـ Tafarodi & Milne (2000) ولكن نتيجة الدراسة تتفق مع Blanty & Osecka (1999) في المجتمع التشيكي بوجود ثلاثة عوامل وكذلك تتفق مع Aidman (1998) في المجتمع الاسترالي. وقد يرجع هذا التعارض إلي الاختلافات الثقافية أو لاختلافات العينات فعلي سبيل المثال اعتمد pullman & Allik (2000) على عينات من طلاب الجامعة في مرحلة البكالوريوس ومن الأشخاص العاديين الذين تراوحت متوسط أعمارهم 34.8 عاماً وذلك في المجتمع الاستوني، بينما اعتمد Owens (1993) علي عينة تتبعية من طلاب المرحلة الثانوية (18) عاماً وما بعد بعام (19) عاماً وما

بعدها بخمس سنوات (23) عاماً من الولايات المتحدة الأمريكية.

كما هدفت الدراسة إلى فحص وجود تأثيرات الطريقة المرتبطة بصياغة المفردات الموجبة وصياغة المفردات السالبة في مقياس تقدير الذات، وتوصلت إلى تدعيم واضح لوجود تأثيرات الطريقة على مقياس تقدير الذات لدى طلاب المرحلة الثانوية حيث تفوقت النماذج التي تضمنت نمذجة تأثيرات الطريقة في النماذج العاملية سواء بتضمين الارتباطات بين البواقي (CTCU) أو بتضمين عوامل الطريقة متمثلة في نماذج (CTCM) في مؤشرات حسن المطابقة على النماذج غير المتضمنة لتأثيرات الطريقة سواء لنموذج العامل العام أو نموذج العاملين مرتبطين أو نموذج العاملين مستقلتين وهذا يتفق مع الدراسات التي أيدت ذلك (Aluja et al., 2007; Distelano & Molt, 2002; Lindwall et al., 2013; Marsh, 1996; Marsh et al., 2010; Martin-Alo et al., 2007; Tomas & Oliver, 1999; Supple et al, 2013; Urban et al, 2013)، وهذا يبرر الطبيعة أحادية البعد لمقياس تقدير الذات وان الطبيعة ثنائية البعد ليس على أساس محتوي له معنى تفسيري إنما نتيجة لتأثير طبيعة صياغة مفردات المقياس فبعضها موجبة والبعض الأخر سالبة.

وبالنسبة لطبيعة نماذج (CTCU) توصلت الدراسة الي تفوق النموذج السابع المتضمن الارتباطات بين بواقي المفردات السالبة وبين بواقي المفردات الموجبة على نموذج الارتباطات بين البواقي المفردات السالبة ونموذج الارتباطات بين المفردات الموجبة وهذا يتفق مع ما توصل إليه (Lindwall et al., 2012; Marsh et al., 2010; Mullen, Gothe & McAuley, 2013).

كما أظهرت الدراسة أيضا تمتع النموذج الخامس المتضمن الارتباطات بين بواقي المفردات السالبة بدرجة مناسبة من المطابقة (RMSEA = 0.06, CFI = 0.92) وهذا يتفق مع (Corwyn, 2000; Distefano & Molt, 2009; Gagne et al., 2005; Hamala, 2008; Marsh, 1996; Tomas & Oliver, 1999). ونتيجة الدراسة تتناقض مع ما توصلت إليه بعض الدراسات في تدعيم نموذج الارتباطات بين البواقي

المرتبطة بالمفردات الموجبة (Aluja et al., 2007; Dunbar et al; 2000; Martin-Albo et al., 2007; Wang et al., 2001).

وبالنسبة لنماذج عوامل الطريقة الكامنة أو نماذج عوامل السمة المرتبطة – عوامل الطريقة المرتبطة (CTCM) اثبت النموذج العاشر المتضمن ثلاثة عوامل احدهما عامل السمة للمفردات العشرة وعامل للمفردات موجبة الصياغة وعامل للمفردات سالبة الصياغة أفضل مطابقة مقارنة بالنموذج الثامن والنموذج التاسع وهذا يتعارض مع (Boduszek et al., 2013; Marsh et al., 2010; Tomas & Oliver, 1999)، وبينما يتفق مع (Lindwall et al., 2012; Urban et al., 2013) ولم يعطي هذا النموذج حلول مستقرة نتيجة مشكلة عدم التحديد في دراسات (Mullen et al., 2013; Martin-Albo et al., 2007) . والمتأمل للنموذج العاشر يلاحظ هو تماماً نموذج ثنائي العامل Bi–Factor model الذي يفترض وجود عامل عام بالإضافة للعوامل الخاصة للبناء محل الدراسة، وهذا ما قام به Hyland, Boduszek, Dhingra, Shevlin, & Egan (2014) من نمذجة مقياس تقدير الذات في ضوء عاملي طريق وعامل عام وتوصلوا إلى مطابقة جيدة لهذا النموذج مع البيانات، ولكن لماذا أطلق عليه الخبراء بنموذج CTCM، حقيقة إذا كانت العوامل لها معني وتفسير سيكولوجي سواء للعامل عام بالإضافة إلى العوامل الخاصة يطلق عليه نموذج ثنائي العامل ، أما إذا كانت النمذجة قائمة على عامل عام بالإضافة إلى عوامل الطريقة المرتبطة بطبيعة صياغة المفردات سواء كانت موجبة أو سالبه فهذه هي إستراتيجية عوامل السمة - عوامل الطريقة وهي إستراتيجية للتعامل مع البناء الأحادي البعد في ضوء التأصيل النظري حتى لا يحدث تزييف واستنتاج خاطئ للبنية العاملية للمقاييس التي تتضمن مفردات ذات صياغة موجبه ومفردات ذات صياغة سالبة. وعلي ذلك فالتوصية الأساسية للباحثين النفسيين والتربويين على الأقل للمقاييس المتضمنة خليط من مفردات موجبة ومفردات سالبة تضمين عوامل تأثيرات الطريقة في التحليلات العاملية التوكيدية وكذلك تضمين الارتباطات بين بواقي المفردات المرتبطة بكل طريقة و ذلك لان هذه الصياغات

الموجبة والسالبة هي مصدر لحدوث تحيز في استجابات الأفراد وبغض النظر عن محتوي هذه المفردات.

وعموماً فإن استخدام نماذج CTCM مفضلة عن نماذج CTCU عند التعامل مع تأثيرات الطريقة وتطبيق نماذج التحليل العاملي التوكيدي CTCU فقط عندما تفشل تحليلات نماذج CTCM في برامج المعادلة البنائية نتيجة اشكاليات عديدة من أهمها قضية عدم التحديد للنموذج التي تنشأ جراء زيادة عدد معالم النموذج المراد تحليله عن عدد معاملات التغاير أو الارتباط في المصفوفة المحللة وهذا يترتب عليه حلول غير مناسبة (Lance, Noble, Scullen, 2002; Tomas & Oliver, 1999)، واستخدام نماذج (CTCU) أكثر مرونة وتستطيع التحكم في تأثيرات الطريقة الأحادية البعد ومتعددة الأبعاد فيما تستخدم نماذج CTCM عندما تكون تأثيرات الطريقة أحادية البعد، وأن نماذج CTCU غير مناسبة عندما يوجد ارتباطات بين عوامل الطريقة.

والدراسة دعمت الطبيعية الأحادية لمقياس تقدير الذات لـ Rosenberg (1965) مع تضمين تأثيرات الطريقة في ضوء التحليل العاملي التوكيدي ولكنها لم تدعم هذه الطبيعة في ضوء نتائج التحليل العاملي الاستكشافية حيث أفرزت بنية متعددة الأبعاد ولكن نموذج التحليل العاملي الاستكشافي لم يستطيع تضمين تأثيرات الطريقة المرتبطة بأسلوب استجابة الأفراد على المفردات الموجبة والسالبة.

وفي الدراسة كان ترتيب مفردات المقياس هي (P- N – P – P –N - N – P – P- N– P) (P موجب، N سالب) فهل لو وضعت المفردات الموجبة معاً في ترتيب متتالي والمفردات السالبة معاً فهل يكون لتأثيرات الطريقة نفس التأثير كما في الدراسة الحالية أم تتغير الأفضلية للنماذج العاملية المتضمنة تأثيرات الطريقة، وعلى ذلك فان السؤال المهم الذي يحتاج إلى بحث هل يؤثر ترتيب المفردات في تغيير تأثيرات الطريقة على البناء العاملي لمقياس تقدير الذات ؟.

يمكن للدراسات المستقبلية أن تقوم بالتحقق من الصدق البنائي لمقياس تقدير الذات في مراحل التعليم الأساس والجامعي أخذه في الاعتبار ما إذا كانت توجد فروق في

طبيعة البناء باختلاف الجنس.

وأيضاً الشئ المثير هو إعداد ثلاثة صيغ مختلفة سواء مفردات موجبة وسالبة معاً، ومفردات ذات صياغة سالبة، ومفردات ذات صياغة موجبة ودراسة البنية العاملية الاستكشافية والتوكيدية للبناء في كل صيغة.

القضية هنا في تعدد البينة العاملية لمقياس تقدير الذات هل تعود إلى عوامل لها معني تفسيري أو سيكولوجي أم تعود إلي تأثيرات الطريقة المرتبطة بصياغة المفردات. والدراسة تؤيد أن التعدد ليس للمعني السيكولوجي وظهر هذا في تفوق النماذج التي تتضمن تأثيرات الطريقة على النموذج الرابع المتضمن عوامل لها معني سيكولوجي.

والحقيقة التي لا يجب أن نتجاهلها أن الدراسة لم تأتي بالقول الفاصل في قضية البنية العاملية هل أحادية مع تأثيرات الطريقة أم متعددة ؟، وذلك لأن النموذج الاستكشافي (الحادي عشر) المتضمن ثلاثة عوامل أثبتت مطابقة جيدة في ضوء مؤشر RMSEA = 0.054 ومطابقة مناسبة في ضوء مؤشر CFI = 0.91، وهذا النموذج كانت له الأفضلية الرابعة في ضوء مؤشر AIC.

وفي حدود بيانات العينة يمكن القول أن الدراسة دعمت البناء أحادي البعد مع عوامل تأثيرات الطريقة للمفردات الموجبة وللمفردات السالبة وهذا يعطي تدعيم للصدق البنائي للمقياس واستخدامه لتقدير الذات في المرحلة الثانوية، وكذلك أيدت بصورة مناسبة نموذج العوامل الثلاثة الإستكشافي.

وإجمالي فإن نتائج الدراسة لم تصل إلي نتيجة صارمة ونهائية في قضية تحديد البينة العاملية لمقياس تقدير الذات وعليه فالحاجة ملحة لإجراء المزيد من دراسات أخري للتحقق من مصداقية نتائج الدراسة على نفس المرحلة الدراسية (الثانوية) وعلى مراحل دراسية مختلفة وفئات عمرية متعددة ومجتمعية مختلفة. وأتوقع عدم وجود اتفاق للبينة العاملية للمقياس حسب المرحلة العمرية والدراسية والجنس، لأن هذه هي طبيعة تكوينات المفاهيم الإنسانية حيث بمرونتها يمكن أن تختلف باختلاف المرحلة سواء العمرية او الدراسية.

المراجـــع

١- عامر، عبد الناصر السيد. (2014). تقييم استخدام تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية فـي البحث النفسي. مجلة دراسات عربية في علم النفس (تحت النشر).

2- Aidman, E. V. (1998). Analyzing global dimensions of self esteem: Factorial Structure and reliability of the self – liking /self competence Scale. *Personality and Individual Differences*, 24, 735 – 737.

3- Aluia, A., Rolland, J., Garcia, L. F., & Rossier, H. J. (2007). Dimensionality of the Rosenberg self esteem and its relationships with the three and five factor personality models. *Journal of personality Assessment*, 88, 246- 249.

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

5- BodusZek, D., Hyland, P., Dhingra, K., & Mallett, J. (2013). The factor structure and composite Reliability of the Rosenberg self – esteem scale among EX – prisons. *Personality and Individual Differences*, 55, 877 – 881.

6- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford press.

7- Byrne, B. M., & Goffin, R. D. (1993). Modeling MTMM date from additive and multiplicative covariance structures: An audit of construct validity concordance. *Multivariate Behavioral Research*, 28, 67 – 96.

8- Chiungjung, H., & Nianbo, D. (2012). Factor structure of the Rosenberg self- esteem scale: a meta-analysis of pattern matrix. *European Journal of Psychological Assessment*, 28, 132- 138.

9- Corwyn, R. F. (2000). The factor structure of global self – esteem among adolescents and adults. *Journal of Research in Personality*, 43, 357- 379.

10- Cote, J. A., & Buckley, R. (1987). Estimating trait, method and error variance: Generalizing across to construct validation

studies. *Journal of Marketing Research*, 24, 315- 318.

11- Cramines, E. G., & Zeller, R . A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage.

12- Distefano, C., & Molt, R. W. (2006). Further investigation method effects associated with negatively worded items on self report survey. *Structures Equation Modeling*, 123, 440 – 464.

13- Distefano, C., & Molt, R. W. (2009). Self esteem and method effects associated with negatively worded items: Investigating factorial invariance by sex. *Structural Equation Modeling*, 16, 134- 166.

14- Dunbar, M., Ford, G., Hunt, K., & Der, G. (2000). Question wording effects in the assessment of the global self esteem. *European Journal of Psychological Assessment*, 16, 13-19.

15- Farruggia, S. P., Chen, C., Greenberger, E., Dmitrieva, J., & Macek, P. (2004). Adolescent self esteem in cross cultural perspective testing measurement equivalence and a mediation model. *Journal of Cross – Cultural Psychology*, 25, 719- 733.

16- Frank, E., De-Raedt, R., Barbez, C., .& Rossell, Y. (2008). Psychometric properties of the Dutch Rosenberg self esteem scale. *Psychological Belgica*, 48, 25- 35.

17- Gana, K., Alaphilippe, D., & Bailly, N. (2005). Factorial structure of the French version of the Rosenberg self esteem scale among the elderly. *International Journal of Testing*, 5, 171- 178.

18- Glodsmith, R. E. (1986). Dimensionality of the Rosenberg self – esteem scale. *Journal of Social Behavior & personality*, 1, 253-264.

19- Greenberger, E., Chen, C., Dmitrieva, J., & Farruggia, S. P. (2003). Item wording and the dimensionality of the Rosenberg self esteem scale; do they matter. *Personality and*

Individual Difference, 25, 1241– 1254.

20- Halama, P. (2008). Confirmatory factor analysis of Rosenberg self esteem scale in a sample of Slovak high school and university. *Studia Psychological*, 50, 255- 266.

21- Hensley, W. E., & Roberts, M. K. (1976). Dimensions of Rosenberg's self esteem scale. *Psychological Reports*, 38, 583– 584.

22- Horan, P. M., Distefano, C., & Molt, R. W. (2003). Wording effects in self esteem scales: Methodological artifactor response style? *Structural Equation Modeling*, 10, 435 – 455.

23- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria of fit indexes in covariance structures analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation modeling*, 6, 155.

24- Hyland, P., Boduszek, D., Dhingra, K., Shevlin, M., & Egan, A. (2014). A bi-factor approach to modeling the Rosenberg self esteem. *Personality and Individual Difference*, 66, 188- 192.

25- Kenny, D. A., & Kasdy, D. A. (1992). Analysis of the multitrait – multi- method matrix by confirmatory factor analysis. *Psychological Bulletin*, 112, 165 – 172.

26- Lance, C. E., Nobele, C. L., Scullen, S. E. (2002). A critique of the correlated trait- correlated uniquness models for multitrait-multi-method data. *Psychological Methods*, 7, 228- 244.

27- Lindwall, M., Barkoukis, V., Grano, C., Lucida, F., Raudsepp, L., Liukkonen, J., & Thogersem, N. C. (2012). Method effects: The problem with negatively versus positively keyed items. *Journal of Personality Assessment*, 49, 199 – 204.

28- Marsh, H. W. (1996). Positive and negative global self – esteem: A substantively meaningful distinction or art:

factors? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 810- 819.

29- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1995). Latent variable models of multitrait – multi method data. In R. H. Hoyle (Ed.) *Structural Equation Modeling* (pp. 177-198). Thousand Oaks, CA: Sage

30- Marsh, H. W., Scales, L. F., & Nagengast, B. (2010). Longitudinal test of competing factor structures for the Rosenberg self esteem scale: Traits, ephemeral artifacts, and stable response slyer. *Psychological Assessment*, 22, 366 – 381.

31- Martin-Albo, J., Nunez, J. L., Navarro, J. G., & Grijalvo, F. (2007). The Rosenberg self esteem scale: Translation and validation in university students. *The Spanish Journal of Psychology*, 10, 458– 467.

32- Mullen, S. P., Gothe, N. P., & McAuley, E. (2013). Evaluation of the factor Structure of the Rosenberg self-esteem scale in older Adults. *Personality and Individual Differences*, 54, 153-157.

33- Muthen, L. K., & Muthen, B. O. (1998– 2012). *Mplus user's guide* (7th Ed). los Anglese CA: Author.

34- Osecka, L., & Blanty, M. (1997). Structure validity of Rosenberg self esteem scale. *Psychologies*, 41, 481- 486.

35- Owens, T. J. (1993). Accentuating the positive and the negative: Rethinking the use of self esteem, self preciation, and self confidence. *Social Psychology Quarterly*, 56, 598 – 609.

36- Owens, J. J. (1994). Two dimensions of self esteem; Reciprocal effects of positive self worth and negative self esteem on adolescent problems. *American Sociological Review*, 59, 391- 407.

37- Podsakoff, P. M., Mackenzie, S. B., Lee, J. Y., & podsakoff,

N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of literature and recommended remdies. *Journal of Applied Psychology*, 88, 879 – 903.

38- Pullman, H., & Allik, J. (2000). The Rosenberg self esteem scale: its Dimensionality, stability, and personality correlates in Estonian. *Personality and Individual Differences*, 28, 701-715.

39- Quilty, L. C., Oakman, J. M., & Risko, E. (2006). Correlates of the Rosenberg self esteem scale method effects. *Structural Equation Modeling*, 13, 99-117.

40- Rosenberg, M. (1965). *Socity and adolescents self image*. Princeton, NJ: Prinction University.

41- Schmitt, D. F., & Allik, J. (2005). Simultaneous administration of the Rosenberg self – esteem scale in 35 nations: Exploring the universal and Culture specific features of global self esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 8, 623 – 642.

42- Shevlin, M. E., Bunting, B. P., & Lewis, A. C. (1995). Confirmatory Factor analysis of the Rosenberg self esteem scale. *Psychological Reports*, 76, 707- 710.

43- Sbicigo, J. B.; Bandeira, D. R., & Dellaglio, D. D. (2010). Rosenberg self esteem scale (RSS): Factorial validity and internal consistency. *Pisco- USFI Impr*, 15, 395- 403.

44- Supple, A., & Plunkett, S. W. (2010). Dimensionality and validity of the Rosenberg self esteem scale for use with Latino adolescents. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 33, 39- 53.

45- Supple, A. J., Su, J., Plunkett, S. W., Peterson, G. W., & Bush, K. R. (2013). Factor structure of the Rosenberg self esteem. *Journal of Cross - Culture Psychology*, 44, 748 – 764.

46- Tafurodi, R. W., & Milne, A. B. (2002). Decomposing global

self esteem. *Journal of Personality*, 70, 443 – 483.

47- Tafurodi, R. W., & Swann, W. B., Jr. (1995). Self liking and self competence as dimensions of global self esteem: Initial validation of a measure. *Journal of Personality Assessment*, 65, 322- 342.

48- Tinakon, W., & Nahathai, W. (2012). A comparison of Reliability and construct validity between the original and revised versions of the Rosenberg self esteem scale. *Psychiatry Investing*, 9, 54-58.

49- Tomas, J. M., & Olives, A. (1999). Rosenberg's self esteem scale: Two factors or method effects. *Structural Equation Modeling*, 6, 84 – 98.

50- Urban, R., Szigeti, R., Kokoneyei, G., & Demertovics, Z. (2013). Global self esteem and method effects: Competing factor structures, longitudinal invariance, and response styles in adolescents. *Behavior Research Methods*, 45.

51- Wang, J., Siegal, H. A., Falck, R. S., & Carlson, R. G. (2001). Factorial structure of Rosenberg self -esteem among crack cocaine drug users. *Structural Equation Modeling*, 8, 275-286.

52- Wu, C. H. (2008). An examination of wording effect in the Rosenberg self esteem scale among culturally Chinese people. *The Journal of Social Psychology*, 148, 535- 551.

An examination of method effects in the Rosenberg self esteem Scale: Testing competing factor structures

Prof. Dr. Abdel Nasser El-Sayed Amer
Faculty of Education, Suez Canal University

Abstract:

Self esteem measured by the Rosenberg self esteem scale widely used measure for assessing self esteem in psychological studies, but its factor structure is debated. The study aimed to examine method effects in this scale through comparing a comporting factor models using confirmatory factor analysis. The sample included 538 student enrolled in the secondary stage (2012- 2013), Age (Mean = 15.78, SD = 0.66). Data was analyzed by Mplus 7 program for Muthen & Muthen (1998– 2012). The Results revealed that existence of a global self esteem factor underlying indeed to achieve a good model fit, especially for model with two latent method factor and model with correlated Residual for positive item and negative items.