استراتيجية تحزيم العناصر (Item parceling)
في التحليل العاملي التوكيدي

د./ عبد الناصر السيد عامر
مدرس القياس والتقويم – كلية التربية بالإسماعيلية
جامعة قناة السويس

ملخص الدراسة

اكتسبت حزم العناصر أهمية كمؤشرات للمتغيرات الكامنة فى التحليل العاملى التوكيدى فى الآونة الأخيرة. هدفت الدراسة إلى المقارنة بين حزم العناصر ودرجات العناصر فى مؤشرات المتوسط والانحراف المعيارى والتفرطح والالتواء والصدق وكذلك المقارنة بين المؤشرات السابقة لحزم العناصر التي تم بنائها فى ضوء الاتساق الداخلى ولحزم العناصر فى ضوء توزيعات العناصر. من الأهداف الأساسية دراسة تأثير تحزيم العناصر على مطابقة نموذج التحليل العاملى التوكيدى وعلى مطابقة النماذج التى تعانى من سوء تحديد. وتم استخدام عدد مختلف من الحزم للعامل (٢ و ٣ و ٤ و ٦) وعدد مختلف من العناصر للحزمة (٦ و ٤ و ٣ و ٢). تم جمع البيانات من طلاب الفرقة الرابعة والدراسات العليا (مهنى–عام) بكليتى التربية بالسويس والإسماعيلية جامعة قناة السويس (٧٥٠). واستخدم مقياس الاتجاه نحو المقرر وتكون من المتعة نحو المقرر ($\alpha = 0.86, N = 12$) والاستفادة الفعلية من المقرر ($\alpha = 0.85, N = 12$) واستخدمت مؤشرات حسن المطابقة χ^2 / df ،RMSEA ،GFI ،AGFI ،ECVI ،NNFI و CFI.

وأشارت النتائج إلى أن درجات الحزم اكثر اتصالية وتبايناً وصدقاً واعتدالية من درجات العناصر، ونماذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم اكثر مطابقة من نماذج العناصر للعينة ٧٥٠ وللعينة ١٠٠ فى كل مؤشرات المطابقة ما عدا مؤشرى χ^2 / df و RMSEA فاظهرا عدم اتساق فى نتائجهما. ونماذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم فى حالة وجود سوء تحديد اكثر مطابقة من نموذج العناصر خاصة فى حالة استخدام الاستراتيجية الموزعة لتكوين الحزم ولكن فى حالة استخدام الاستراتيجية المعزولة ظهر عدم اتساق لمؤشرى χ^2 / df و RMSEA . وتفوقت نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة فى مؤشرات المطابقة جميعها على نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية المعزولة فى حالة سوء التحديد لنموذج التحليل العاملى التوكيدى .

استراتيجية تحريم العناصر (Item parceling) في التحليل العاملي التوكيدي

د./ عبد الناصر السيد عامر
مدرس القياس والتقويم – كلية التربية بالإسماعيلية
جامعة قناة السويس

مقدمة:

شاع استخدام أسلوب التحليل العاملى التوكيدى فى التحقق من مصداقية المقاييس النفسية ويتطلب استخدام هذا الأسلوب تحديد العناصر (المتغيرات المقاسة) التى تمثل السمة المراد قياسها والعوامل (المتغيرات الكامنة) التى تتشبع عليها المتغيرات المقاسة. والطريقة الأكثر استخداماً فى تقدير معالم التحليل العاملى التوكيدى هى الاحتمال الاقصى (*ML*) وتتطلب هذه الطريقة توافر الاتصالية والاعتدالية للبيانات (*Bernstein &Teng, 1989, Sorbom,1989, 1993*) ، *Joreskog &* وغالباً لا تتحقق هذه المسلمات عندما تكون البيانات ذات طبيعة تصنيفية (*Nasser Bandalos, 2002, & Takahashi, 2003*) ولا تعطى تقديرات دقيقة عندما يكون النموذج المراد تحليله يحتوى على عدد كبير من المتغيرات (*Nasser & Takahashi, 2003*) ودائما لا يتحقق الباحث النفسى من مسلمات استخدام هذه الطريقة (*Babakus, Ferguson, & Joreskog, 1987*) ، وعدم تحقق مسلمات استخدام طريقة *ML* بالإضافة إلى زيادة عدد المتغيرات المقاسة بالنسبة لحجم العينة يؤدى الى استنتاجات خاطئة فيما يخص البنية العاملية للمقياس المراد التحقق من مصداقيته (*Bernstein & Teng, & Widaman, 1994*) *.1989, Kishton*

وتؤدى عدم الاعتدالية للبيانات فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى إلى تقديرات متحيزة للمعالم وتنخفض قيم مؤشرات المطابقة ماعدا تضخم قيمة χ^2 (*Bandalos, 2002*) وتوصل *Curran,West, & Finch (1994)* إلى حدوث

تضخم لمؤشر χ^2 ورفض للنماذج الحقيقية لمتغيرات تتميز بعدم الأعتدالية (فى: *West, Finch, & Curran, 1995*) وأشار *Boomsma (1987)* إلى أن طريقة *ML* فى حالة استخدامها مع التحليل العاملى التوكيدى تتميز بالمناعة أو الوقاية *robust* ضد عدم توافر الاعتدالية.

والمستقرىء لطبيعة قياس المفاهيم النفسية ذات البناء التحتى المتصل، يلاحظ أن قياسها يتم فى صورة تصنيفية إلى عدد من التصنيفات تكون ثنائية أو ثلاثية أو خماسية ويتم الحصول عليها من استبيانات شاع استخدامها فى العلوم النفسية لسهولة إعدادها وتطبيقها أو لثباتها المرتفع (*Bandalos, 2002*) وبعد الحصول على العناصر التصنيفية يتم التعامل معها كمؤشرات للعوامل فى التحليل العاملى التوكيدى، وهذه العناصر لها خاصية الثبات المنخفض وهذا غير مرغوب فى التحليل العاملى التوكيدى ولطريقة *ML* (*Gorsuch, 1997, Little, Cunningham, Shahar & Widaman, 2002*) ، والارتباطات بين العناصر تكون منخفضة جداً (*Kishton & Widaman, 1994*) وتزداد احتمالية وجود نسبة عالية من التباين الدخيل *Confounding variance* نتيجة تأثر الاستجابة على العنصر لنوعية جنس المستجيب أو تعدد معانى العبارة أو العنصر بالنسبة للمستجيبين (*Gorsuch, 1997*) واحتمالية عالية لوجود ارتباطات غير حقيقية *Spurious Correlation* وهذا يؤدى إلى سوء تحديد للنموذج وبالتالى سوء مطابقة وتقديرات خاطئة لمعالم النموذج(*Little et al., 2002*) والمشكلة الأساسية التى تنشأ نتيجة الاعتماد على العناصر هى التصنيفية *Categorization* وهذا يؤدى إلى مدى ضيق لتوزيع العناصر وينعكس ذلك سلباً على قيمة معامل الارتباط ويحدث له انكماش (تقلص) حاد *Severely Attenuation* (*Distefano, 2002, Nunnaly, 1978*) ، ويزداد هذا التقلص فى حالة البيانات التصنيفية إذا كان توزيعها ملتوى (*Distefano, 2002*) وتظهر مشكله محدد المصفوفة السالب نتيجة التعامل مع البيانات التصنيفية خاصة الثنائية (٠ و ١)

وتزداد ظهورها إذا كان توزيع البيانات التصنيفية غير اعتدالية وحجم عينة صغير (*Bandalos, 2002*).

تقليديا كان يتم التعامل مع تحليل المتغيرات التصنيفية في النموذج التحليل العاملي التوكيدي على أساس أنها متصلة ويستخدم معامل ارتباط بيرسون ولكن من مخاطر ذلك تقلص قيمة معامل الارتباط (*Cuttance, 1987*)، ثم بدأت محاولات كثيرا من الباحثين لتقديم حلول لهذه القضية فقدم ***Muthèn (1984)*** طريقة تحليل المتغيرات التصنيفية ***Categorical Variable Method (CVM)***. ولكن هذه الطريقة تكون عديمة الجدوى في حالة متغيرات تصنيفية رتبية لها خمس تصنيفات فأكثر ويظهر جدواها مع متغيرات تصنيفية ثنائية (٠ و١) وتوزيعها اعتدالي مع أحجام عينات كبيرة (*West et al., 1995*).

ومع التطورات في برامج المعادلة البنائية مثل الليزرال (***Lisrel***) والأيكوس (***EQS***) وغيرها، فمثلا برنامج الليزرال والبرنامج الفرعي المكمل له ***Prelis*** يسمح بتحليل المتغيرات التصنيفية (٠ و١) باستخدام معامل الارتباط الرباعي ***Tetrachoric*** مع استخدام طريقة التقديري (***WLS***) ***Weighted Least Squares*** ولكن معامل الارتباط الرباعي يفترض أن تكون المتغيرات التصنيفية ذات بناء تحتي متصل وتوزيعها اعتدالي تام وينصح ***Nunnaly (1978)*** بعدم استخدامه لأنه إذا لم تتحقق الاعتدالية فإن قيمته تتضخم.

وفيما يتعلق بتحليل المتغيرات التصنيفية الترتيبية ***Ordered Categorization*** يستخدم معامل الارتباط ***Polychoric*** مع استخدام طريقة التقدير ***WLS*** وهذا مشابهة للاستراتيجية التي اقترحها ***Muthen (1984)***. ومن مخاطر التحليل العاملي التوكيدي لبيانات تصنيفية تضخم قيمة χ^2 وانخفاض لقيمة الأخطاء المعيارية والحصول على مسارات دالة إحصائيا وهي غير ذلك في الحقيقية وتزداد هذه المخاطر إذا كان عدد التصنيفات اثنان أو ثلاثة مع عدم اعتدالية للبيانات (*Bandalos, 2002, Boomsma, 1987, Distefano, 2002, West et al., 1995*) ، في هذا الإطار توصل ***Distefano (2002)*** إلى حدوث تحيز بدرجة

متوسطة للأخطاء المعيارية ومعالم التقدير نتيجة التعامل مع بيانات تصنيفية باستخدام معامل ارتباط بيرسون وطريقة ML وأظهرت مصفوفة Polychoric مع طريقة WLS حساسية بدرجة كبيرة لأحجام العينات الصغيرة وقدراً كبيراً من التحيز للأخطاء المعيارية وبلغ هذا التحيز أقصاه عند حجم عينة ٣٥٠ وهذا يمثل حجم عينة صغيراً جداً بالنسبة لطريقة WLS. وتوصل Bernstein & Teng (1989) إلى أن مؤشر المطابقة NNFI (مؤشر المطابقة اللامعيارى) حساس جداً للبيانات التصنيفية حتى لو كان حجم العينة كبيراً ولكن يزداد تأثير التصنيفية عند حجم عينة أقل من ١٠٠. وتوصل Babakus et al. (1987) إلى أن مصفوفة Polychoric مع طريقة التقدير ML أكثر مناسبة للتعامل مع البيانات التصنيفية لانها تعطى نتائج متسقة لتقديرات المعالم ولكنها تعطى اتفاق سيىء للنموذج وترفض نماذج حقيقية وأكد على التناقضية الموجودة فى هذه الحالة وهى تقديرات للمعالم متسقة ولكن مطابقة سيئة وتأتى مصفوفة بيرسون مع ML كأجراء مفضل بعد مصفوفة Polychoric مع ML.

ويرى الباحثون فى مجال المعادلة البنائية انه من الأفضل لبيانات تصنيفية ثنائية (١، ٠) استخدم مصفوفة Tetrachoric مع طريقة WLS ولبيانات تصنيفية رتبية استخدام مصفوفة Polychoric مع طريقة WLS. ولكن متطلبات مصفوفة Polychoric مع طريقة WLS تجعلها غير عملية للباحث النفسى والسلوكى لأنها تتطلب حجم نموذج صغير(Bandalos, 2002) وأحجام عينات كبيرة جداً تتراوح من ٥٠٠ إلى ١٠٠٠ كحد أدنى ويزداد هذا الحجم مع درجة تعقيد النموذج وهذا الحجم غير متاح للباحث النفسى والسلوكى بصفة عامة وللباحث فى البيئة العربية بصفة خاصة.

ولتجنب تأثير التصنيفية وعدم الاعتدالية للعناصر فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى يقترح العديد من الباحثين إعادة التعبير عن العناصر لتنتج متغيرات جديدة تتميز بالاعتدالية والاتصالية ومن صور إعادة التعبير عن العناصر تحزيم

العناصر[*] *Item Parceling* (*Bandalos, 2002, Kishton & Widaman, 1994, West et al., 1995*)

استراتيجية تحزيم العناصر

استخدام استراتيجية التحزيم للعناصر ليست قضية جديدة في مجال القياس وخاصة في التعامل مع التحليل العاملي الاستكشافي، فلاقى التعامل مع العناصر وتمثيلها للعوامل معارضة شديدة من قبل *Cattell (1956)* أثناء تطويره لمقياس الشخصية ذو الستة عشر بعداً واعتمد على حزم العناصر نتيجة للمحددات التي تعاني منها العناصر مثل انخفاض ثباتها وعدم اعتداليتها وكذلك لعدم سعة الكمبيوتر على تحليل عدد كبير من العناصر. وبدأ استخدام حزم العناصر حديثاً في مجال التحليل العاملي التوكيدي والمعادلة البنائية على يد مجموعة من الباحثين أمثال (*Bandalos, 2002, Bandalos & Finny, 2001, Kim & Hagtvet, 2003, Kishton & Widaman, 1994, Marsh, Hau, Balla & Grayson, 1998, Nasser & Takahashi, 2003, Nasser & Wisenbaker, 2003*)، وهي ممارسة قياسية شائعة في مجال الإحصاء المتدرج خاصة في التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي (*Little et al., 2002*) والحزمة *Parcel* وهي تجميع بسيط لعدد من العناصر (أو متوسطهم) التي تقيس نفس المفهوم وهذا التجميع ينتج عنه متغير جديد يطلق عليه حزمة (*Kishton & Widaman, 1994,West et al., 1995, Wainer & Kiely, 1987*) أو بكلمات أخرى هي طريقة لتحويل البيانات التصنيفية الرتبية إلى بيانات متصلة مع الأخذ في الاعتبار تقليل التقلص لمعامل الارتباط الناتج عن استخدام المتغيرات التصنيفية الرتبية (*Nasser & Takhashi, 2003*) وفي ظل استخدام الحزم كبديل للعناصر يتم

---

[*] تأخذ *Item Parceling* مسميات عديدة في التراث فأطلق عليها (١٩٩٧) *Corsuch* مفهوم *Miniscale* وأطلق عليها *Wainer & Kiely (1987)* مفهوم *Testlets* وردت مصطلحات عديدة قريبة من هذا المعنى مثل *Bundles of items* أو *Item clusters* أو *Item grouping*.

تمثيل المتغير الكامن بعدد قليل من المؤشرات بدلاً من عدد كبير من العناصر، علي الرغم انه فى ضوء النظرية القياسية كنظرية الثبات يتضح انه كلما زاد تمثيل الخاصة أو المفهوم بعدد اكبر من العناصر كلما كان افضل من تمثيلها بعدد قليل. وان قضية التحزيم تستحق المناقشة والبحث وان استخدامها لا يشوه الحقيقة (*Little et al., 2002*) ويتسأل *Corsuch (1997)* عن عدم انتشار هذا الإجراء بالنسبة للباحثين ويعدد ذلك بعدم دراية الباحثين بكيفية تكوين حزم العناصر (المقاييس الفرعية) وتتطلب جهدا كبيرا وكذلك عدم وضوح المعايير والأسس التى فى ضوئها يتم تكوين الحزم والمؤيدين لاستراتيجية التحزيم يرتكزون على الخصائص السيكومترية للحزم فى المقابل العناصر وعلى الحلول العاملية ومطابقة النموذج فى ضوء نموذج حزم العناصر فى مقابل نموذج العناصر وهى فى مجملها لصالح استخدام الحزم كمؤشرات للعوامل (*Bandalos & Finney, 2001*)

الخصائص السيكومترية للعناصر وحزم العناصر

التعامل مع حزم العناصر اكثر اقتصادية للبرنامج الحاسوبى خاصة فيما يتعلق بعدد المحاولات اللازمة لإجراء الأمر (*Bong & Hocever, 2002*) وبعدد المحاولات اللازمة لإجراء التدوير فى التحليل العاملى الاستكشافى (*Hughly & Burdsal, 1982*) ويبدو أن هذه الميزة جعلت *Cattell (1956)* يتعامل مع الحزم أثناء التحقق من البنية العاملية لمقياسه للشخصية ولكن هذه الميزة ليس لها قيمة فى عالم الكمبيوتر للقدرة الفائقة فى إجراء العمليات الحسابية المعقدة فى ثوانى. تجميع اكثر من عنصر فى متغير جديد (حزمة) يحقق المسلمات الإحصائية الواجب توافرها فى البيانات المكونة لمصفوفة الارتباط أو التغاير (*Bandalos, 2002*) ، فالحزم اكثر اتصالية واعتدالية من العناصر خاصة إذا استخدمت مع اختبارات الاستعداد أو التحصيل وهذه المسلمات تتطلبها طريقة *ML* وهو ما يصعب تحقيقه للعناصر (*Bong & Hocever, 2002, Marsh et al., 1998*) وفى هذا الإطار توصل *Bandalaos (2002)* لبيانات محاكاة إلى أن

متوسط الالتواء والتفرطح لدرجات الحزم اقل من درجات العناصر. فبلغ متوسط الالتواء لبيانات ثلاثية التصنيف ذات التوزيع الاعتدالى ٠,٠١ ولبيانات متوسطة الاعتدالية، ٣,٤٢ ولبيانات شديدة الالتواء ٥,٠٩، بينما متوسط التفرطح لبيانات اعتدالية ٠,٨٦ ولبيانات متوسطة الاعتدالية ١١,٥٦ ولبيانات شديدة الالتواء ٢٥,٦٣. وفى حالة الحزم، ففى حالة تمثيل العامل بأربعة حزم (٣ عناصر فى كل حزمة) بلغ متوسط الالتواء لبيانات اعتدالية ٠,٠١ ولبيانات متوسطة الأعتدالية ١,٤٨ ولبيانات شديدة الالتواء ١,٤٨، بينما بلغ متوسط التفرطح لبيانات اعتدالية ٠,٧٨ ولبيانات متوسطة الاعتدالية ٣,٣٠ ولبيانات شديدة الالتواء ٤,٨٥، كما لا تتحسن قيمة مؤشرات الالتواء والتفرطح بدرجة كبيرة نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة فمثلاً متوسط قيمة الالتواء لبيانات شديدة الالتواء للحزم المكونة من عنصرين ٢,٣١ ومتوسط الالتواء للحزم المكونة من ٤ عناصر ٢,٤١ وللحزم المكونة من ١٢ عنصر ٢,٥٦ وذلك لبيانات رباعية التصنيف. ولبيانات حقيقية توصل ***Nasser & Takahashi (2003)*** إلى أن تباين درجات الحزم تزيد كدالة لعدد العناصر فى الجزمة فتراوح الانحراف المعيارى للعناصر من ٠,٨٠ إلى ١,٠٨ بينما تراوح للحزم من ١,٨٤ إلى ٣,٧٨ وكانت درجات الحزم اكثر اعتدالية من درجات العناصر حيث تراوح مؤشر الالتواء لدرجات للعناصر فى المدى من ٠,٠٢- إلى ٢,٦٩ بينما للحزم تراوح من ٠,٠٢ إلى ١,٧٤ وبلغت قيمة مؤشر التفرطح للعناصر فى المدى من ٠,٠١ إلى ٤,١٣ بينما للحزم تراوح من ٠,٠٢ إلى ٣,٢٣.

وإثناء دراسة مصداقية مقياس التفضيل الشخصى توصل ***Thompson & Melancon (1996)*** إلى أن درجات الحزم اكثر اعتدالية من درجات العناصر (فى: ***Nasser & Takahashi, 2003***). وتوصل ***Nasser & Takahashi (2003)*** إلى أن درجات الحزم أكثر صدقاً من درجات العناصر، فتراوح معامل الصدق للعناصر من ٠,٠٦ إلى ٠,٦٣ بينما لدرجات الحزم تراوح فى المدى من ٠,٤٨ إلى ٠,٧٩.

تحزيم العناصر ومعالم التقدير للنموذج

واستخدام الحزم كبديل للعناصر يقلل من عدد المؤشرات التى تمثل المتغير الكامن وهذا يقلل من عدد المعالم المراد تقديرها فى النموذج وهذه بدوره يقلل من درجة تعقيد النموذج والحصول على نموذج اكثر بساطة خاصة عندما يكون حجم العينة صغير(*Marsh et al., 1998, West et al., 1995*) وذلك لان الحلول العاملية لنموذج يتضمن عدد كبير من المتغيرات لعينة صغيرة تكون غير متسقة خاصة إذا كان ثبات العناصر منخفض (*Little et al., 2002*) ونظراً لصغر حجم العينة لجأ(*Bong & Hocever (2002*) إلى استخدام الحزم كبديل للعناصر عند التحقق من الخصائص لمقياس كفاءة الذات. ونظراً لانخفاض ثبات العناصر لجأ (*Schau, Stevens, Dauphinee & Delvecchio, 1995*) إلى استراتيجية التحزيم عند التحقق من مصداقية مقياس الاتجاه نحو الإحصاء. واستخدم الحزم كبديل للعناصر يعالج مشكلة تقلص قيمة معامل الارتباط بين المتغيرات التصنيفية حيث أن مدى درجات الحزم اكبر من درجات العناصر فإذا تضمنت حزمة ٥ عناصر الاستجابة عليهم من ١ إلى ٥ فان مدى درجات الحزمة يكون من ٥ الى ٢٥ وهذا بدوره يؤثر على معامل الارتباط، وبالتالى فأن معاملات الارتباط بين الحزم اكبر من قيمتها بين العناصر (*Bong & Hocever, 2002, Corsuch, 1997*) واستخدام التحزيم للعناصر يعطى حلول اكثر منطقية وثباتاً واستقراراً من حلول العناصر (*Kishton & Widaman, 1994*). وفى هذا الإطار توصل *Marsh et al., (1998)* إلى عدم وجود اختلافات جوهرية بين تشبعات العناصر وتشبعات الحزم على العوامل حيث لعينة ٢٠٠ بلغ متوسط تشبع العنصرين ٠,٦٢١ بينما متوسط تشبع الحزمتين (ستة عناصر فى كل حزمة) ٠,٦٠٢، فى حين لثلاثة عناصر بلغ متوسط التشبع ٠,٦٠٢ ولثلاثة حزم ٠,٦٠٢. بينما ظهر اختلاف بدرجة قليلة للعلاقة بين العوامل عند أحجام العينات الصغيرة لصالح العناصر، فلعينة ١٠٠ بلغ متوسط العلاقة عند تمثيل العامل بثلاثة عناصر ٠,٣٠٥ بينما متوسطها فى حالة ثلاثة حزم (أربعة عناصر فى الحزمة) ٠,٢٩٨.

ولكن هذا الاختلاف يزول بزيادة عدد المؤشرات للعامل ففى حالة تمثيل العامل بأربعة حزم بلغت متوسط العلاقة ٠,٢٩٨ بينما لأربعة عناصر ٠,٣٠٠ وهذا يتفق مع ***Bong & Hocever (2002)*** حيث توصل إلى أن الفروق بين ارتباطات العوامل فى حالة العناصر وفى حالة الحزم قليلة جداً حيث بلغت متوسط الفروق ٠,٠٥٧ لمقياس كفاءة الذات الأول وبلغت ٠,٠٢٢ لمقياس كفاءة الذات الثانى وذلك فى الدراسة الأولى بينما بلغت متوسط الفروق للمقياس الأول ٠,٠١٨ للمقياس الأول و٠,٠٨ للمقياس الثانى فى الدراسة الثانية.

وتوصل ***Bandalos (2002)*** إلى أن استخدام العناصر أدى إلى حدوث تحيزات كبيرة للمعالم مقارنة باستخدام الحزم، حيث بلغ متوسط التحيز فى حالة العناصر ١١,١% ولكن فى ضوء استخدام الحزم (أربعة حزمة أو حزمتين) بلغ متوسط التحيز ٠,١١% وبلغ التحيز أعلاه فى حالة البيانات التصنيفية الثلاثية مع التواء شديد فالعينة ١٠٠ بلغ متوسط التحيز فى حالة العناصر ٢٩,٥% بينما بلغ متوسط التحيز ٠,٢٨% لأربعة حزم.

يشير ***Hall, Snell, & Foust (1999)*** إلى أن التحزيم للعناصر يمكن أن يؤدى إلى تقديرات متحيزة لمعالم النموذج وربما يؤدى إلى اختيار اقل صرامة ***Less Rigorous*** لنموذج المعادلة البنائية مقارنة بتحليل نموذج العناصر فى: ***(Nasser & Takahashi, 2003)***

تحزيم العناصر ومطابقة النموذج

ومن المحتمل ان تكون الحزم اكثر ارتباطا بالمتغير الكامن واقل تأثرا بالعوامل المرتبطة بالاستجابة على العنصر ***(Marsh et al., 1998)*** وهذا بدوره يجعل نموذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم اكثر مطابقة واتفاقا مع البيانات من نموذج التحليل التوكيدى للعناصر ***(Bandalos, 2002)*** وفى هذا الشأن توصل ***Hall et al. (1999)*** إلى أن استخدام التكوينات ***Composites*** للعناصر تعطى مطابقة افضل من التعامل مع العناصر حيث قيمة التباين المفسر لمصفوفة الإرتباط فى حالة استخدام التكوينات اكبر من قيمته فى حالة العناصر

(فى: *Kim & Hagtvet, 2003*) وهذا التحسن فى المطابقة يعود إلى أن استخدام حزم العناصر يخلق نماذج قياسية قوية وهذا بدوره يقوى العلاقات بين المتغيرات الكامنة(*Kim & Hagtvet, 2003*) وتوصل *Marsh et al. (1998)* إلى عدم وجود اختلافات فى المطابقة بين نموذج العناصر ونموذج حزم العناصر فى التحليل العاملى التوكيدى خاصة فى العينات الكبيرة، فلحجم عينة ١٠٠ بلغ متوسط قيمة مؤشر χ^2/df عند تمثيل العامل بعنصرين ٠,٨٢٣ ولكن متوسطها فى حالة حزمتين (ستة عناصر فى الحزمة) ٠,٩٣٣، وفى حالة ستة عناصر (١,٠٩٢) وستة حزم (عنصران فى الحزمة) ١,٠٤٥. أما لحجم عينة ٤٠٠ بلغ متوسط χ^2/df فى حالة عنصرين ٠,٩٥٢ ومتوسط فى حالة حزمتين ٠,٩٣٥ وبزيادة حجم العينة عن ٢٠٠ فان مطابقة النموذج فى ضوء الحزم ٢ و٣ و٤ و٦ تكون افضل من مطابقة نموذج العناصر ٢ و٣ و٤ و٦.

وتوصل *Bandalos (2002)* أن نموذج المعادلة البنائية فى ضوء استخدام حزم العناصر ذات التوزيع الاعتدالى وغير الاعتدالى تعطى مطابقة افضل من نموذج العناصر، فلعينة ٤٠٠ بلغ متوسط قيمة مؤشر ***RMSEA*** (***Root Mean Square Error of Approximation***) لنموذج العناصر ذات التوزيع الاعتدالى ٠,٠١٤ وللعناصر متوسطة الاعتدالية ٠,٠٤٧ وللعناصر الملتوية بدرجة كبيرة ٠,٠٥٧، فى حين بلغت لنموذج الحزم فى حالة تمثيل العامل بثلاثة حزم (أربعة عناصر فى الحزمة) ٠,٠١٠ لتوزيع اعتدالى للعناصر التى كونت الحزم و٠,٠١١ لتوزيع اعتدالى متوسط للعناصر و٠,٠١١ للعناصر التى تعانى من التواء شديد فى الحزمة، أما بالنسبة لمؤشر ***CFI*** (***Compartive Fit Index***) بلغ متوسط قيمته لنموذج العناصر اعتدالية التوزيع ٠,٩٢٥ ومتوسط الاعتدالية ٠,٩٢٥ وشديدة الالتواء ٠,٨٨ ولنموذج الحزم عند تمثيل العامل بحزمتين، بلغ متوسط مؤشر ***CFI*** لبيانات اعتدالية ٠,٩٩، ولبيانات متوسطة اعتدالية ٠,٩٩٨ ولبيانات شديدة الالتواء ٠,٩٩٨ وذلك لعينة ٤٠٠.

ولبيانات محاكاة توصل *Nasser & Wisenbaker (2003)* إلى أن نماذج التحليل العاملى التوكيدى فى ضوء استخدام الحزم كمؤشرات للعوامل تعطى مطابقة افضل مقارنة باستخدام العناصر وذلك لمؤشرات χ^2/df و*GFI* و *ECVI* و *RMSEA* و *CFI* و *NNFI* وأيضاً مطابقة مناسبة فى حالة حزم العناصر التى تعانى من الالتواء والتفرطح وذلك مقارنة بنموذج العناصر.

ولبيانات حقيقية توصل *Nasser & Takahashi (2003)* أن مؤشرات المطابقة *GFI* و *CFI* و *NNFI* و *ECVI* تعكس مطابقة افضل لنماذج الحزم عنه فى حالة استخدام العناصر، حيث بلغت قيمتهم لمقياس رد الفعل لاختبار لـ *Sarason (1984)* الممثل ٤٠ عنصرا (١٠ عناصر لكل عامل) كالاتى: *ECVI=4.13* و *NNFI=0.85* و *CFI=0.86* و *GFI=0.84* ، بينما فى حالة استخدام ٥ حزم للعامل تحسنت مؤشرات المطابقة وأصبحت كالاتى: *GFI = 0.92* و *CFI = 0.95* و *ECVI=1.07* و *NNFI =0.94* ولحزمتين لكل عامل بلغت قيمة هذه المؤشرات *GFI = 0.98* و *CFI = 0.99* و *NNFI = 0.98* و *ECVI = 0.14*، ولم يظهرا مؤشرى *RMSEA* و χ^2/df نفس التحسن فى حالة استخدام الحزم كمؤشرات للمتغيرات الكامنة حيث اتضح أن قيمتهما افضل لنموذج العناصر، فبلغت قيمة مؤشر χ^2/df لنموذج العناصر (٤٠ عنصر) ٢,١٠ وفى حالة تمثيل العامل بخمسة حزم ٢,١٥ وفى حالة حزمتين ٢,٣٦، فى حين بلغت قيمة مؤشر *RMSEA* لنموذج التحليل العاملى التوكيدى للعناصر ٠,٠٥١٣ وفى حالة تمثيل العامل بخمسة حزم ٠,٠٥٢٤ وفى حالة حزمتين ٠,٠٥٧.

وبالنسبة لاستخدام استراتيجية التحزيم فى تحليل مصداقية المقاييس النفسية توصل *Schau et al. (1995)* إلى حسن مطابقة لمقياس الاتجاه نحو الإحصاء حيث تم تمثيل العامل بحزمتين أو ثلاثة وكل حزمة تتضمن ثلاثة عناصر وبلغت قيمة χ^2 *(21,791) = 48.68 (P<0.001)* و *GFI = 0.97* و *RMSEA = 0.03* وتراوحت قيمة التشبعات للحزم على العوامل من ٠,٧١ إلى ٠,٨٧ ،

وتوصل *Bong & Hocever (2002)* إلى حسن مطابقة لمقياس كفاءة الذات بالاعتماد على الحزم حيث بلغت قيمة مؤشر *CFI = 0.977* و *NNFI=0.970* ، بينما لنموذج العناصر *CFI=0.966* و *NNFI=0.950*.

استراتيجية التحزيم وسوء تحديد النموذج

على الرغم من مميزات استخدام الحزم كمؤشر للمتغيرات الكامنة إلا أن المعارضين لهذه الاستراتيجية يحذرون من استخدامها إذا لم تتوفر مسلمة الأحادية *Unidimensionality* للعناصر التى تتكون منها الحزم حتى لا تفقد المعلومات المتوفرة فى العناصر *(Kim & Hagtvet, 2003, Little et al., 2002, West et al., 1995)* ، وأن عدم توافر الأحادية للعناصر المكونة للحزم يؤدى إلى تقديرات متحيزة لمعالم النموذج *(Hall et al., 1999)* وان استخدامها يخفى مصادر سوء التحديد فى النموذج، فربما يعانى النموذج من سوء تحديد لكن باستخدام الحزم كمؤشرات للعوامل تعطى مطابقة واتفاق للنموذج مع البيانات *(Bandalos, 2002, Bandalos & Finny, 2001)* ، وهذا بدوره يؤدى إلى زيادة الخطأ من النوع الثانى وهو الفشل فى رفض النموذج وهو يجب أن يرفض ونتيجة لذلك فإن استراتيجية التحزيم تقود إلى قرارات خاطئة وتحيزات لتقديرات المعالم *(Bandalos, 2002, Hall et al., 1999, Little et al., 2002)* ، ولذلك يرى المعارضين لاستخدام هذه الاستراتيجية بأنها ممارسة يشوبها الشك فى احسن الأحوال أو تشويه الحقيقة أو حالة من الغش فى نموذج بنية التغاير ويخفى الأخطاء غير المرغوبة فى النموذج *(Little et al., 2002)* ولكن المؤيدين يروا أن استراتيجية التحزيم هى اكثر فعالية للتغلب على مصادر سوء التحديد.

وسوء تحديد فى النموذج يأخذ أشكال عديدة فالدراسات التى تناولت أثر التحزيم على سوء التحديد للنموذج تبنت سوء التحديد فى ضوء تشبع بعض العناصر على عامل ثانوى بالإضافة إلى تشبعها على العامل المحدد عليه سلفا، اى أن المتغير المقاس يتشبع على عاملين معا ولبيانات محاكاة تبنى *Bandalos (1999)* نموذج

للمعادلة البنائية تكون من ثلاثة عوامل مستقلة وعامل تابع وفى هذا النموذج تشبعت بعض المتغيرات المقاسه (العناصر) على عاملين مستقلين معاً وسميت بتشبعات معقدة ***Complex Loadings*** وفى هذا حصل على نموذج يعاني من سوء التحديد وتمت معالجة النموذج إحصائيا وذلك فى ضوء العناصر وفى ضوء الحزم وتوصل إلى أن النموذج المعانى من سوء التحديد فى ضوء الحزم اثبت حسن مطابقة (مؤشر χ^2) مع البيانات وفى المقابل تم رفض النماذج التى تعانى من سوء التحديد فى حالة الاعتماد على العناصر كمؤشرات للعوامل (فى: ***Kim & Hagtvet, 2003***) ولبيانات محاكاة تبنى ***Hall et al. (1999)*** سوء التحديد للنموذج بتشبع المتغير على عامل ثانوى وكون الحزم فى ضوء استراتيجيتين هما التحزيم المعزول ***Isolated Parceling*** حيث توضع العناصر ثنائية التشبع (التى تتشبع على العامل المبدىء والثانوى) فى حزم خاصة بها، واستراتيجية التحزيم الموزعة ***Distributed Parceling*** وفيها يتم وضع العناصر التى تتشبع على العامل الثانوى مع العناصر التى لا تتشبع عليه فى حزم وأشارت النتائج إلى أن تأثير أى من نوعى الاستراتيجيتين يعتمد على ما إذا كان للعامل الثانوى تأثير على العامل التابع، فإذا كان العامل الثانوى لا يؤثر على العامل التابع فان مؤشرات المطابقة فى ضوء الاستراتيجية المعزولة افضل من قيمتها فى ضوء الاستراتيجية الموزعة ولو أن العامل الثانوى يؤثر على المتغير الكامن التابع فان مؤشرات المطابقة فى ضوء الاستراتيجية الموزعة افضل منها فى ضوء الاستراتيجية المعزولة وتوصل ***Bandalos (2002)*** إلى أن نسبة رفض النموذج الذى يعانى من سوء تحديد فى ضوء تحليل العناصر والنموذج المعتمد على الحزم فى ضوء الاستراتيجية المعزولة اكبر من نسبة الرفض لنماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة. ومطابقة نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة افضل من مطابقتها فى ضوء الاستراتيجية المعزولة وذلك ضوء مؤشرى ***RMSEA*** و***CFI***، فبلغت قيمة مؤشر ***RMSEA*** فى حالة استخدام العناصر للنموذج الذى يعانى من سوء تحديد ٠,٠٥ وفى حالة الاستراتيجية الموزعة ٤ حزم (ثلاثة عناصر) ٠,٠٣٣

وللاستراتيجية المعزولة ٠,١١٥ وذلك لعينة ١٠٠ ، بينما بلغ متوسط قيمة مؤشر *CFI* للنموذج سيء التحديد فى ضوء استخدام العناصر ٠,٩٥٢ ولنموذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة ٦ حزم (عنصران فى الحزمة) ٠,٩٩٩ ولنموذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية المعزولة ٠,٩٣٨ وذلك لعينة ٦٥٠.

وتوصل ***Kim & Hagtvet (2003)*** فى حالة العناصر التى تتميز بثبات مرتفع وارتباطات عالية بينها فان تحزيم هذه العناصر يؤدى الى حسن مطابقة افضل فى ضوء مؤشر ***RMSEA***، للنموذج المعانى من سوء تحديد، واستراتيجية التحزيم تخفى البناء العاملى متعدد الأبعاد.

طرق بناء الحزم

يوجد القليل من التوجهات لتساعد الباحثين على تكوين الحزم ***(Kishton & Widaman, 1994)*** ، وتفتقد ممارستها إلى الأسس الإحصائية ***(Little, et al., 2002)*** وعندما لا توجد نظرية يتم فى ضوئها بناء الحزم فأنه تزداد احتمالية سوء تمثيل المتغيرات الكامنة ***(Kim & Hagtvet, 2003)***. وقبل تكوين الحزم للعناصر لابد أن تكون هذه العناصر أحادية البعد، حتى تستوعب الحزم معظم المعلومات التى تتضمنها العناصر ***(Bandalos & Finny, 2001, Kishton & Widaman 1994)*** ولابد أن تتوفر الأحادية فى ضوء التأصيل النظرى للمجتوى وكذلك وجود عامل عام فى ضوء التحليل العاملى الاستكشافى. وإذا لم يتحقق مسلمة الأحادية فأن استخدام التحزيم يخفى البنية العاملية الحقيقية وهذه المسلمة لا يتم التحقق منها غالباً ***(Little et al., 2002, West et al., 1995)***.

كما يراعى عند تكوين الحزم ان لا يوضع العنصر فى اكثر من حزمة ***(Kishton & Widaman, 1994)***. وتتعدد طرق بناء الحزم فالبعض يعتمد على معامل الارتباط بين العناصر حيث يتم دمج العناصر التى لها أعلى معامل ارتباط معاً وقد اتبع ***Hughey & Burdsall (1982)*** هذه الطريقة أثناء التحليل الاستكشافى لمقياس كاتل للشخصية حيث تم حساب مصفوفة الارتباط لـ ١٢٨

عنصر ثم وضع كل عنصرين لهما اكبر قيمة لمعامل الارتباط فى الحزمة. وتم تكوين ٦٤ حزمة وبعد ذلك تم تكوين ٣٢ حزمة (الحزمة تتضمن ٤ عناصر) وتوصل إلى أن البناء العاملى لـ ٦٤ حزمة فسر ٨١,٤% من تباين المصفوفة والبناء الممثل لـ ٣٢ حزمة فسر ٨٨,٨% ولم يختلف البناء العاملى فى ضوء ١٢٨ عنصر عن البناء فى ضوء ٦٤ أو ٣٢ حزمة، أى أن استخدام التخريم لم يقلل التعددية للعوامل.

وأعتمد ***Nasser & Takahashi (2003)*** على تشابهة المحتوى أو تحليل المحتوى والتحليل العاملى الاستكشافى لتكوين الحزم وذلك لمقياس رد الفعل تجاه الاختبار لـ ***Sarason (1984)*** وتم حساب الدرجة الكلية للعناصر فى الحزمة، بينما اعتمد ***Kishton & Widaman (1994)*** على استراتيجيتين لتكوين الحزم الأولى تعتمد على معامل الثبات ألفا للعناصر المكونة للحزمة بحيث لا يقل عن ٠,٦٠ وتكون أحادية البعد حيث يجمعها عامل واحد فى ضوء التحليل العاملى الاستكشافى، بينما الثانية تعتمد على أن يتم تمثيل الحزمة من عناصر الأبعاد المتعددة للمفهوم أو السمة المراد قياسها وأطلق عليها ***Domain-Representative Parcels*** على أساس أن عناصر الأبعاد المختلفة يجمعها عامل عام واتضح أن أداء النوع الثانى من الحزم يعطى نتائج تتسم بالاتساق فيما يخص تشبعات العوامل والعلاقة بين العوامل بينما الطريقة الأولى تعطى مطابقة أفضل من الثانية فى ضوء مؤشر ***Bentler & Bonnett (1980)***. واعتمد ***Schau et al., (1995)*** على بناء الحزم فى ضوء الإحصاء الوصفى للعناصر حيث وروعى أن يوجد تناسب بين متوسط وتباين العناصر داخل الحزمة وذلك عند بناء مقياس الاتجاه نحو الإحصاء، وأعتمد ***Marsh et al., (1998)*** على التعين العشوائى ***Random Assignment*** حيث يتم اختيار العنصر عشوائياً من نطاق العناصر الذي يقيس سمة ما ليكون ضمن عناصر الحزمة وثم أخذ متوسط العناصر فى الحزمة ولكن يؤخذ على هذه الطريقة أن العناصر يمكن أن يكون لها تباينات

مختلفة وهذا بدوره يؤدى إلى حزم متحيزة لصالح العناصر التى لها تباينات أعلى (*Little et al., 2002*).

ويرى ***Little et al., (2002)*** بأنه يمكن بناء حزم فى ضوء التوازن بين العناصر المكونة للحزمة ومعاملات الصعوبة والتميز أو تشبعات العناصر على العامل العام حيث تم توزيع العناصر على الحزم فى ضوء التشبع الأعلى مع التشبع الأقل وهكذا بالنسبة لبقية الحزم.

ولتعظيم الاعتدالية لدرجات الحزم أتبع ***Bandalos (2002)*** و ***Thompson & Melancon (1996)*** استراتيجية لتكوين الحزم عن طريق تضمين أكثر العناصر التوائية مع أكثر العناصر اعتدالية وهكذا حتى يتم تضمين كل العناصر فى الحزم.

أما فيما يتعلق بعدد الحزم الممثلة للعامل، فيوجد غموض وأراء متناقضة فيما يخص عدد المؤشرات الممثلة للعامل (***Marsh et al., 1998***) وأشار التراث إلى أن زيادة عدد المتغيرات أو المؤشرات للعامل يؤدى إلى حلول مناسبة للمعالم ولكن لا تعطى حسن مطابقة للنموذج (***Marsh et al., 1998***) ويؤكد على ذلك ***West et al., (1995)*** بأن استخدام عدد قليل من المؤشرات للعامل ينتج عنه تقديرات للمعالم أقل ثقة وموضوعية ومن الأفضل زيادة المؤشرات للعامل لأنه يعطى حلول أكثر اتساقاً وثباتاً. ويوصى باستخدام أربعة أو ثلاثة مؤشرات لتمثيل المتغير الكامن (***Muliak & Millsap, 2000***) وينصح ***West et al., (1995)*** بعدم تمثيل العامل بحزمتين لأن الحلول العاملية تكون غير مناسبة. ومن الأفضل تمثيل العامل بثلاثة أو أربعة حزم لأن الحلول لا تتأثر بحجم العينة (***Bong & Hocever, 2002***).

يختلف الباحثين بشأن عدد العناصر فى الحزمة حيث لا توجد قاعدة جوهرية لتحديد عدد العناصر المناسب لتكوين الحزمة، حيث تراوح عدد الحزم الممثلة للعامل من ٢ (***Bandalos, 2002, Bong & Hocever 2003, Kishton & Widaman, 1994, Marsh et al., 1998, Nasser & Takahashi 2003,***

(Shau et al., 1995; Bansalos, 2002, Marsh et al.,) إلى ٦ حزم (Bandalos, 2002, Bong & 1998) وتراوح عدد العناصر فى الحزمة من ٢ (Hocever, 2002, Marsh et al., 1998; Kishton & Widaman, 1994).

مشكلة الدراسة

المطلع على تراث الدراسات فى مجال استخدام استراتيجية التحزيم يلاحظ وجود ندرة شديدة فى دراسة أثر استخدام التحزيم على معالم نموذج المعادلة البنائية بصفة عامة والتحليل العاملى التوكيدى بصفة خاصة. فاستخدام العناصر كمؤشرات فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى له محددات منها عدم اعتداليتها وتصنيفتها وهذا له تأثير سلبى على معالم ومطابقة النموذج، والخبرة العملية للباحث تشير إلى أن استخدام العناصر كمؤشرات فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى تؤدى إلى حدوث بعض المشاكل مثل ظهور محدد المصفوفة السالب خاصة مع كثرة المتغيرات فى النموذج مع صغر حجم العينة وأيضا يظهر المحدد السالب لمصفوفات بعض المعالم وهذا يؤدى إلى الحصول على نتائج غير متسقة وتظهر مشكلة أخرى هى أن تشبعات العناصر على العوامل دالة إحصائياً ولكن النموذج غير مطابق مع البيانات.

ولتجنب خصائص العناصر ذات الطبيعة التصنيفية وهى انخفاض ثباتها وصدقها وضيق مداها وتقلص العلاقات الارتباطية بينها وعدم اعتداليتها، نادى بعض الباحثين فى مجال المعادلة البنائية بأهمية إعادة التعبير عن هذه العناصر ومن أهم طرق إعادة التعبير هى استراتيجية التحزيم على أساس أن درجات الحزم اكثر اعتدالية واتصالية وتبايناً وصدقاً من درجات العناصر (Bandalos, 2002, Kishton & Widaman, 1994, Nasser & Takahashi, 2003, Thompson & Melancon, 1996) وعلى ذلك يمكن طرح التساؤل التأكيدى الآتى: هل تتحسن مؤشرات التباين والالتواء والتفرطح والصدق لدرجات الحزم فى مقابل درجات العناصر؟

وعلى الرغم من ندرة الدراسات التى تناولت أثر عدد العناصر فى الحزمة على الخصائص السابقة، فتوصل ***Bandalos (2002)*** إلى أن مؤشرات الالتواء والتفرطح لا تتحسن كثيراً نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة، فى حين توصل ***Nasser & Takahashi (2003)*** إلى ان تباين درجات الحزم وصدقها يزداد نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة، وعلى ذلك يمكن طرح السؤال الآتى: هل تتحسن مؤشرات الالتواء والتفرطح والتباين والصدق نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة؟

وعلى الرغم من غياب النظرية لتكوين الحزم والأسس التى يجب اتباعها فى هذا الشأن(***Kim & Hagtvet, 2003***)، نجد تعدد الطرق والآراء لبناء الحزم، ولكن أهم الطرق انتشاراً هى تحليل المحتوى لعناصر البعد والاتساق الداخلى لعناصر الحزمة واستخدام التحليل العاملى الاستكشافى لتكوين الحزمة وقد اتبع هذه الطرق العديد من الباحثين ***(Kishton & Widaman, 1994, Nasser & Takahashi, 2003, Schau et al., 1995).***

وأيضاً من الطرق التى شاع استخدامها فى تكوين الحزم هى التوازن بين العناصر حيث يوضح العنصر الأكثر التواء سالب مع العنصر الأكثر اعتدالية وهذه الطريقة اتبعها(***Bandalos, 2002, Thompson & Melancon, 1996***) والمستقرىء للتراث يلاحظ ندرة شديدة فى مجال الدراسات التى هدفت إلى المقارنة بين الطرق المختلفة للتحزيم وأثرها على الخصائص السيكومترية للعناصر وفى هذا الإطار يُطرح السؤال الاتى:

هل توجد فروق بين خصائص درجات الحزم (تفرطحها والتوائها وتباينها وصدقها) فى ضوء طريقة الاتساق الداخلى لعناصر الحزمة وطريقة توزيعات العناصر؟

ويبدو أن القضية الأكثر تناولاً فى الدراسات السابقة هى دراسة مطابقة نموذج التحليل العاملى التوكيدى فى ضوء حزم العناصر فى مقابل مطابقة نموذج العناصر، فالعديد من الدراسات توصلت إلى أن نموذج الحزم أفضل مطابقة

للبيانات من نموذج العناصر (Bandalos, 2002, Marsh et al., 1998, Nasser & Takahashi, 2003, Nasser & Wisenbaker, 2003) فعلى سبيل المثال كانت مؤشرات CFI و RMSEA افضل لنموذج الحزم (Bandalos, 2002) وأيضاً مؤشرات GFI و AGFI و CFI و NNFI و ECVI (Nasser & Takahashi, 2003, Nasser & Wisenbaker, 2003) ومؤشر χ^2/df (Marsh et al., 1998, Nasser & Wisenbaker, 2003)، بينما يتضح تفوق مؤشر RMSEA و χ^2/df لنموذج العناصر في مقابل نموذج الحزم (Nasser & Takahashi, 2003) ، في ضوء ذلك يطرح السؤال الآتي: هل تتحسن مؤشرات المطابقة (χ^2/df و GFI و AGFI و RMSEA و ECVI و NNFI و CFI) لنموذج الحزم في مقابل نموذج العناصر وذلك للعينة الصغيرة (١٠٠) وللعينة الكبيرة (٧٥٠)؟

وتوصل Nasser & Takahashi (2003) إلى أن مؤشرات المطابقة تتحسن نتيجة زيادة عدد العناصر في الحزمة (كلما قلت عدد الحزم الممثلة للعامل) بينما توصل Bandalos (2002) إلى أن عدد العناصر في الحزمة له تأثير ضئيل على مؤشرات المطابقة خاصة للعينات الكبيرة وعلى ذلك: هل تتحسن مؤشرات حسن المطابقة نتيجة زيادة عدد العناصر في الحزمة للعينة الصغيرة وللعينة الكبيرة؟

أما بالنسبة للمعارضين لاستخدام استراتيجية التحزيم، فأنهم يؤكدون على أن التحزيم يخفي مصادر سوء التحديد في النموذج، فربما يعاني نموذج من سوء تحديد ولكن يعطى مطابقة للبيانات في ضوء استخدام الحزم كمؤشرات للعوامل (Bandalos, 1999, Bandalos, 2002, Hall et al., 1999) ، ولكن البعض يرى أن ذلك يعتمد على استراتيجية التحزيم المستخدمة سواء كانت معزولة Isolated أو موزعة Distributed ، فمطابقة نماذج الحزم في حالة بناء الحزم في ضوء الاستراتيجية الموزعة افضل من نماذج الحزم في حالة بناء الحزم في ضوء الاستراتيجية المعزولة (Bandalos, 2002) ولكن

Hall et al., (1999) يرى أن مطابقة النموذج المعانى من سوء التحديد فى ضوء الاستراتيجية الموزعة والمعزولة يعتمد على مدى تأثير العامل الثانوى على المتغير الكامن التابع فى ضوء ذلك يطرح السؤالين الآتيين:

- هل نموذج الحزم أفضل فى مطابقته للبيانات من نموذج العناصر وذلك لنموذج معانى من سوء التحديد للعينة الصغيرة وللعينة الكبيرة؟
- هل مطابقة نماذج الحزم فى حالة بناء الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة أفضل من مطابقتها فى حالة بناء الحزم فى ضوء الاستراتيجية المعزولة؟

أهمية الدراسة

تتضح أهمية الدراسة فى الآتى:

١- توجيه الاهتمام إلى ضرورة استخدام استراتيجية التحزيم للعناصر التصنيفية الثنائية أو الرتبية وأيضاً للعناصر التى تعانى من عدم الاعتدالية أو كلاهما معاً أثناء التعامل معهما فى التحليل العاملى التوكيدى.

٢- عرض أهم الطرق المستخدمة فى بناء حزم العناصر وكذلك العدد الأمثل من الحزم لتمثيل العامل.

٣- ضرورة استخدام استراتيجية التحزيم لبناء محدداً تحديداً حقيقياً ولا يعانى من سوء تحديد.

٤- إبراز تفوق حزم العناصر على العناصر فى الخصائص السيكومترية وكذلك تفوق مطابقة نموذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم على نموذج التحليل العاملى التوكيدى للعناصر للعينات الصغيرة والكبيرة.

الطريقة والإجراءات

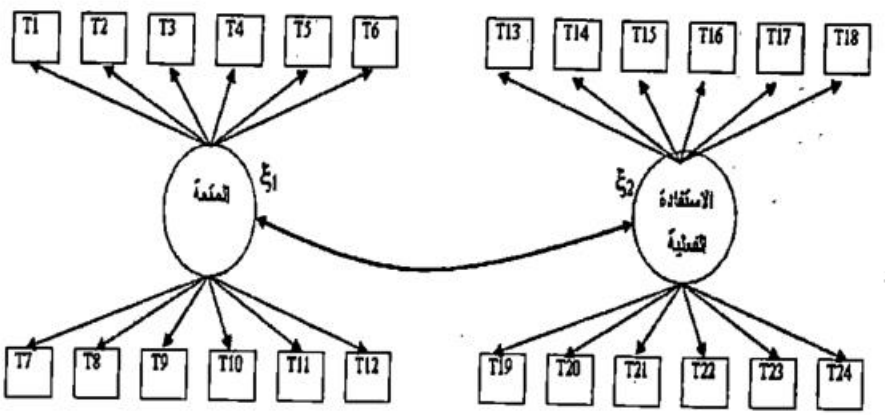
- العينة:

تكونت عينة الدراسة من ٧٨١ طالب وطالبة فى الفرقة الرابعة والدراسات العليا (دبلوم مهنى ودبلوم عام) فى كلية التربية بالإسماعيلية وبالسويس جامعة قناة

السويس للعام الجامعى ٢٠٠٢ وتوزعت العينة إلى ١٨٤ ذكـر (٢٣,٦%) و ٥٩٧ أنثى (٧٦,٤%) ونتيجة للبيانات المفقودة أصبحت حجم العينة للتحليل النهائى ٧٥٠. وتبنى الباحث أثناء التحليل حجم عينة كبيرة ٧٥٠ وحجم عينة صغيرة ١٠٠.

- البيانات ونموذج التحليل العاملى التوكيدى:

تم بناء نموذج التحليل العاملى التوكيدى لمقياس الاتجاه نحـو مقـرر القيـاس النفسى والإحصاء التربوى(*)، وتكون هذا المقياس من بعدين همـا المتعـة نحـو المقرر والاستفادة الفعلية من المقرر فى الواقع العملى وكانت بدائل الاستجابة علـى عناصر المقياس هى خمسة بدائل وتم تمثيل البعد الأول لـ ١٢ عنصر بلغ معامـل ثباته الفا ٠,٨٦ وتكون البعد الثانى من ١٢ عنصر وبلغ معامل ثباتـه ألفـا ٠,٨٥ وفيما يلى نموذج التحليل العاملى التوكيدى



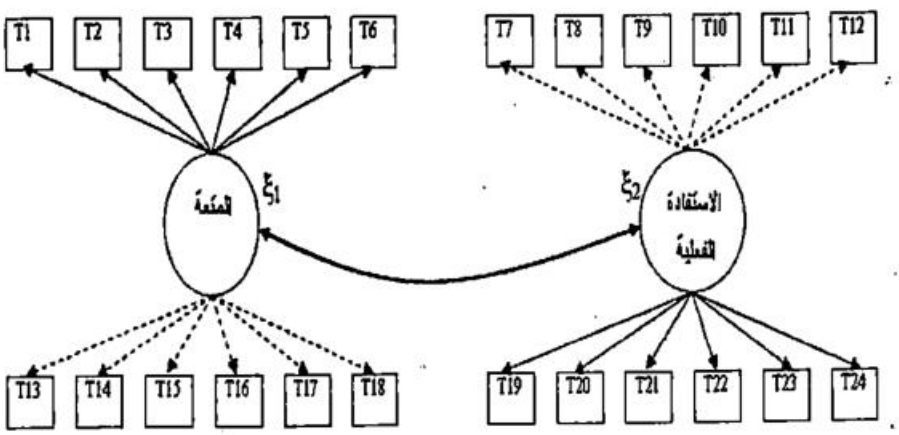
شكل (١) نموذج التحليل العاملى التوكيدى لمقياس الاتجاه نحو المقرر

سوء تحديد النموذج:

معظم الدراسات التى تناولت أثر التحزيم على مطابقة النماذج التى تعانى من سوء تحديد، تبنت سوء التحديد على أساس تشبع بعض العناصر على عاملين معـاً

(*)هذا المقياس هو صورة مختصرة من مقياس الاتجاه نحو المقرر وتكون من ٦١ عنصر تم إعداده واستخدامه فى مرحلة الدكتورة وهو من إعداد الباحث.

وسميت بالتشبعات المعقدة ولكن سوء التحديد فى نموذج المعادلة البنائية يأخذ أشكال عديدة أخرى منها إضافة مسارات غير صحيحة فى النموذج أو حذف مسارات دالة إحصائية من النموذج أطلق عليها ***Kaplan (1990)*** بسوء التحديد الداخلى فى النموذج وهذا المدخل لسوء التحديد اتبعه (عامر ***Fan, Thompson & Wang, 1999, 2004***)، واستناداً على هذا المدخل تبنى الباحث سوء التحديد فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى الموضح بشكل (١) بإضافة ستة تأثيرات من العناصر الخاصة بالعامل الأول إلى العامل الثانى وحذف تأثيرها من العامل الأول وهكذا بالنسبة لعناصر العامل الثانى ويمكن عرض النموذج الذى يعانى من سوء تحديد بالشكل الآتى:



شكل (٢): نموذج التحليل العاملى التوكيدى المعانى من سوء تحديد

إجراءات تكوين الحزم:

١- التحقق من الأحادية للعناصر

قبل تكوين الحزم تم إجراء التحليل العاملى الاستكشافى باستخدام طريقة المحاور الرئيسية والتدوير المائل لعناصر البعد الأول ولعناصر البعد الثانى ولعناصر البعدين معاً. فالتحليل العاملى لعناصر البعد الأول أعطى عاملين، العامل الأول قبل التدوير وبعد التدوير تشبع عليه العناصر المكونة لهذا العامل (١٢ عنصر) وفسر ٤١,١٦% من تباين المصفوفة وتراوح معامل التشبع من ٠,٣٠ إلى ٠,٧٩، أما

عناصر بعد الاستفادة الفعلية تشبعت على ثلاثة عوامل، والعامل الأول فسر ٣٥,٦% من تباين المصفوفة وتشبع عليه كل العناصر المكونة للبعد بمعامل تشبع تراوح من ٠,٣٥ إلى ٠,٧١، أما التحليل العاملى لعناصر البعدين معاً أعطى خمسة عوامل وظهر عامل عام تشبعت عليه عناصر البعدين بمعامل تشبع تراوح من ٠,٣٥ إلى ٠,٧٢ وفسر ٣٤,٥% من تباين المصفوفة وهذا يدل على توافر الأحادية للعناصر المكونة لكل بعد على حدة ولعناصر البعدين معاً وهذا ما يجب التحقق منه قبل حوزمة العناصر.

٢- عدد العناصر فى الحزمة وعدد الحزم فى النموذج:

فى ضوء تمثيل العامل لـ ١٢ عنصر، تم بناء ٦ حزم لكل عامل (عنصران فى الحزمة) وأربعة حزم لكل عامل (ثلاثة عناصر فى الحزمة) وثلاثة حزم (أربعة عناصر فى الحزمة) وحزمتان (٦ عناصر فى الحزمة) بالتالى تم بناء خمسة نماذج للتحليل العاملى التوكيدى هى نموذج العناصر (٢٤ عنصر) ونموذج ٦ حزم للعامل (١٢ حزمة فى النموذج) ونموذج ٤ حزم للعامل (٨ حزم فى النموذج) ونموذج ٣ حزم للعامل (٦ حزم فى النموذج) ونموذج حزمتان للعامل (أربعة حزم فى النموذج).

٣- تكوين الحزم:

تم تكوين الحزم فى ضوء طريقتين هما:

أ- الطريقة الأولى:

تضمين العناصر فى الحزمة على اساس تحليل المحتوى لعناصر البعد وحساب الأتساق الداخلى باستخدام المعامل الفا لعناصر كل حزمة، وتم الحصول على أعلى ثبات لعناصر كل حزمة وأن كان ثبات الحزمة المكونة من عنصرين منخفض إلى حداً ما ولكن تعدى معظمة ٠,٦٠ وهو المعيار الذى وضعه ***Kishton & Widaman (1999)*** (أنظر تحليل النتائج).

ب- الطريقة الثانية:

عند بناء الحزمة تم حدوث توازن فى ضوء توزيعاتها فعند بناء الحزمة المكونة

من عنصرين تم وضع العنصر الأكثر التوائية مع العنصر الأكثر اعتدالية وهكذا وفى حالة بناء الحزمة المكونة من ثلاثة عناصر تم وضع أول عنصرين لهما أعلى التواء مع العنصر الأكثر اعتدالية، ثم فى الحزمة الثانية تم وضع العنصرين الأكثر اعتدالية (بعد الأول السابق تسكينه فى الحزمة السابقة) مع العنصر الأكثر التوائية (بعد العنصرين السابق تسكينهم فى الحزمة السابقة) وهكذا. وتم إجراء ذلك بالنسبة للحزمة المكونة من ٤ عناصر والمكونة من ٦ عناصر وفى هذه الحالة لا يتم وضع مؤشر الاتساق الداخلى لعناصر الحزمة فى الاعتبار.

إجراءات تكوين الحزم فى حالة سوء التحديد للنموذج:

عناصر الحزم فى ضوء النماذج المعانية من سوء تحديد تختلف عن عناصر الحزم للنموذج المحدد على أساس الإطار النظرى، وقد تم تكوين الحزم فى حالة سوء التحديد باستخدام استراتيجيتين هما:

١- الاستراتيجية المعزولة: ففى حالة الحزم المكونة من عنصرين تم وضع العنصرين T_1 و T_2 فى حزمة (شكل ٢) و T_3 و T_4 فى حزمة وهكذا وتم وضع T_7 و T_8 فى حزمة و T_9 و T_{10} فى حزمة وهكذا، بالنسبة للحزم الستة للعامل الثانى. وفى حالة تمثيل العامل بأربعة حزم تم وضع T_1 و T_2 و T_3 فى حزمة و T_4 و T_5 و T_6 فى حزمة و T_7 و T_8 و T_9 فى حزمة و T_{10} و T_{11} و T_{12} فى حزمة وهكذا بالنسبة للعامل الثانى.

٢- الاستراتيجية الموزعة: ففى حالة الحزمة المكونة من عنصرين تم وضع T_1 و T_7 فى حزمة و T_2 و T_8 فى حزمة وهكذا أما فى حالة ثلاثة حزم للعامل تم وضع T_1 و T_2 و T_7 و T_8 فى حزمة و T_3 و T_4 و T_9 و T_{10} فى حزمة وهكذا يتم هذا الإجراء بالنسبة لعناصر العامل الثانى.

التحليل الإحصائي :

للتحقق من أسئلة الدراسة تم إجراء التحليل الآتى:

١- حساب الإحصاء الوصفى (المتوسط والالتواء والتفرطح والتباين والصدق)

لدرجات العناصر ولدرجات الحزم فى ضوء الطريقتين السابقتين وذلك للعينة الكلية ٧٥٠.

٢- تم حساب صدق العنصر والحزمة فى ضوء مؤشر مربع معامل الارتباط المتعدد ***Squared Multiple Correlation (SMC)*** على الرغم أن ***Joreskog & Sorbom (1989)*** اعتبروه مؤشراً لثبات المتغير ولكن ***Bollen (1989)*** اعتبره مؤشراً للصدق تبناه ***Nasser & Takahashi (2003)*** مؤشراً لصدق المتغير وهو مؤشر لمقدار التباين المفسر للعنصر عن طريق النموذج.

٣- تم إجراء التحليل العاملى التوكيدى لنماذج الحزم فى ضوء الاتساق الداخلى ولنماذج الحزم فى ضوء توزيعات العناصر وتمت المفاضلة بينهما فى ضوء مؤشرات حسن المطابقة وهى χ^2/df و ***GFI*** و ***AGFI*** و ***RMSEA*** و ***ECVI*** و ***NNFI*** و ***CFI***.

٤- فى ضوء المقارنة والمفاضلة (كما فى جزء النتائج) تم الاعتماد فى الإجابة على تساؤلات الدراسة الخاصة بتقدير مطابقة نماذج التحليل العاملى التوكيدى للعناصر والحزم التى تم تكوينها على أساس توزيعات العناصر.

٥- تم اختيار عينة عشوائية مكونة من ١٠٠ من العينة الكلية ٧٥٠ وتم حساب مصفوفات الارتباط للعناصر وللحزم

٦- تم حساب مصفوفة الارتباط للعينتين (٧٥٠ و ١٠٠) للنموذج المعانى من سوء التحديد للعناصر وكذلك لنماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة والاستراتيجية المعزولة.

٧- تم إجراء التحليل العاملى التوكيدى باستخدام البرنامج الاحصائى ***Lisrel (8)*** من إعداد ***Joreskog & Sorbom (1993)***.

٨- النموذج الذى يتمتع بحسن مطابقة فى ضوء مؤشرات ***GFI*** و ***AGFI*** و ***NNFI*** و ***CFI*** إذا زادت قيمتهم عن ٠,٩٠ ولمؤشر ***RMSEA*** إذا

انخفضت قيمة عن ٠,٠٥ أو ٠,٠٦ ولمؤشر χ^2/df إذا كانت ٢ فأقل ولمؤشر *ECVI* بالقيم المنخفضة له.

النتائج :

أولا: الإحصاء الوصفى للعناصر وللحزم

تم حساب المتوسط والانحراف المعيارى والتفرطح والالتواء والصدق لدرجات العناصر وفيما يلى قيم هذه المؤشرات.

جدول (١): الإحصاء الوصفى للعناصر

المؤشر / العناصر	المتوسط	الانحراف المعيارى	التفرطح	الالتواء	الصدق (*SMC*)
البعد الأول					
T1	٣,٨٥	١,٠٧	٠,٠٣	-٠,٧٧	٠,٤٣
T2	٣,٢٧	١,١٤	-٠,٦٥	-٠,٢٤	٠,٢٢
T3	٣,٧٠	١,٠٧	-٠,٠٤	-٠,٦٢	٠,٣٤
T4	*3.20*	١,١٥	-٠,٦٠	-٠,٢٥	٠,٣١
T5	٣,٥٥	١,٢٧	-٠,٦٧	-٠,٥٨	٠,٥٦
T6	٣,٣٧	١,٠٨	-٠,٤١	-٠,٢٨	٠,٢٢
T7	٣,٧٣	١,٠٥	-٠,١٢	-٠,٥٨	٠,٣٣
T8	٣,٥٠	٠,٩٦	٠,٠٢	-٠,٣٤	٠,١٢
T9	٣,٦٥	١,١١	-٠,٣٤	-٠,٥٦	٠,٣٧
T10	٣,٥١	١,٠٦	-٠,٢٦	-٠,٣٨	٠,٦٢
T11	٣,٦٢	١,٠٧	-٠,١٩	-٠,٥٠	٠,٤٤
T12	٣,٣٨	١,٢٧	-٠,٨١	-٠,٣٩	٠,٣٧
البعد الثانى					
T13	٣,٢٨	١,٣٠	-٠,٩٣	-٠,٣٢	٠,٢٥
T14	٤,٣٧	٠,٨٦	٢,٦٩	-١,٥٨	٠,٣٧
T15	٤,٤٧	٠,٧٦	٢,٠٩	-١,٤٦	٠,١١
T16	٣,٤٤	١,٠٦	-٠,٤٤	-٠,٣١	٠,٤١

المؤشر / العناصر	المتوسط	الانحراف المعيارى	التفرطح	الالتواء	الصدق (SMC)
T17	٤,٣٤	٠,٨٣	٢,٣٧	-١,٤١	٠,٤٤
T18	٣,٣٩	١,١٣	-٠,٦٥	-٠,٣٢	٠,٥٠
T19	٤,١٥	١,١٠	٠,٩٥	-١,٢٨	٠,٣٥
T20	٣,٣٨	١,١٤	-٠,٥٥	-٠,٣٣	٠,٣٠
T21	٤,٠٣	١,١٣	٠,١٠	-٠,٩٨	٠,٣٨
T22	٣,٨٨	٠,٩٨	-٠,٠٢	-٠,٦٤	٠,٣٩
T23	٤,٠٥	٠,٨٨	٠,٢٦	-٠,٧٤	٠,٢١
T24	٣,٧٦	١,١١	-٠,٢٤	-٠,٦٧	٠,٢٦

T مسمى المتغير فى ملف البيانات

وبعد ذلك تم خساب الإحصاء الوصفى للحزم التى تم تكوينها فى ضوء الاتساق الداخلى وفى ضوء توزيعات العناصر.

جدول (٢): الإحصاء الوصفى لدرجات الحزم فى ضوء الطريقتين

المؤشر / الحزم	درجات الحزم على أساس الاتساق الداخلى						الحزم	درجات الحزم على أساس توزيعات العناصر					
	المتوسط	الانحراف المعيارى	التفرطح	الالتواء	الصدق	الثبات		المتوسط	الانحراف المعيارى	التفرطح	الالتواء	الصدق	الثبات
S1	7.47	1.78	-0.05	-0.57	0.44	0.56	SS1	7.11	1.77	-0.06	-0.45	0.44	0.41
S2	6.87	1.73	-0.12	-0.27	0.46	0.61	SS2	6.91	1.79	-0.07	-0.41	0.60	0.48
S3	6.91	1.95	-0.30	-0.37	0.26	0.66	SS3	6.91	1.88	-0.09	-0.51	0.46	0.43
S4	6.89	2.04	-0.55	-0.29	0.61	0.69	SS4	7.23	1.70	-0.05	-0.40	0.58	0.61
S5	6.75	2.11	-0.51	-0.43	0.55	0.68	SS5	7.16	1.71	-0.05	-0.37	0.51	0.40
S6	7.44	1.74	0.05	-0.53	0.46	0.52	SS6	7.01	1.97	-0.51	-0.30	0.57	0.57
Y1	8.18	1.86	0.69	-1.03	0.30	0.56	YY1	7.65	1.74	0.25	-0.68	0.47	0.38
Y2	7.15	1.92	-0.17	-0.52	0.66	0.62	YY2	7.91	1.42	0.28	-0.55	0.40	0.32
Y3	6.82	1.82	-0.35	-0.24	0.54	0.53	YY3	7.73	1.61	0.29	-0.66	0.57	0.48
Y4	.72	1.46	2.52	-1.41	0.38	0.66	YY4	7.54	1.85	0.47	-0.82	0.60	0.53
Y5	7.92	1.66	0.39	-0.73	0.40	0.74	YY5	7.90	1.64	0.07	-0.66	0.37	0.34
Y6	7.75	1.68	0.43	-0.48	0.39	0.38	YY6	7.81	1.69	0.26	-0.71	0.61	0.60
Q1	11.21	2.43	0.13	-0.49	0.56	0.65	QQ1	10.81	2.42	0.00	-0.44	0.51	0.57
Q2	10.58	2.41	0.06	-0.40	0.51	0.67	QQ2	10.11	2.65	-0.19	-0.46	0.60	0.62
Q3	10.43	2.57	-0.21	-0.30	0.43	0.67	QQ3	10.87	2.26	0.23	-0.40	0.59	0.55
Q4	10.12	2.92	-0.54	-0.35	0.59	0.70	QQ4	10.51	2.75	-0.41	-0.28	0.69	0.73
R1	11.93	2.61	0.31	-0.84	0.44	0.67	RR1	12.12	2.14	0.65	-0.78	0.53	0.51
R2	2.16	0.99	-0.82	-0.36	0.01	0.69	RR2	11.18	2.28	0.10	-0.44	0.59	0.60
R3	13.19	1.90	2.95	-1.43	0.39	0.66	RR3	11.56	2.48	0.57	-0.83	0.51	0.57
R4	11.37	2.20	0.45	-0.57	0.52	0.63	RR4	11.68	2.43	0.28	-0.73	0.57	0.74
N1	14.84	2.95	0.21	-0.46	0.50	0.63	NN1	14.11	3.19	-0.20	-0.33	0.71	0.65
N2	13.85	3.12	-0.03	-0.34	0.52	0.72	NN2	14.06	3.05	0.01	-0.33	0.75	0.65
N3	13.63	3.66	-0.46	-0.31	0.80	0.77	NN3	14.15	3.13	0.17	-0.48	0.67	0.69
L1	15.55	2.79	0.95	-0.75	0.67	0.67	LL1	15.28	3.09	0.50	-0.73	0.73	0.67
L2	16.41	2.98	0.39	-0.84	0.49	0.68	LL2	15.82	2.49	0.22	-0.52	0.62	0.49
L3	14.59	3.12	0.12	-0.56	0.69	0.69	LL3	15.28	3.09	0.50	-0.73	0.69	0.71
M1	21.80	4.30	0.30	-0.47	0.58	0.78	MM1	21.32	4.64	-0.12	-0.35	0.70	0.78
M2	20.53	4.78	-0.31	-0.23	0.89	0.77	MM2	20.99	4.33	0.17	-0.40	0.84	0.73
K1	23.30	4.14	0.49	-0.71	0.71	0.74	KK1	23.80	4.06	0.80	-0.84	0.69	0.76
K2	22.88	4.08	0.80	-0.74	0.79	0.74	KK2	22.75	4.16	0.39	-0.62	0.77	0.72

- *S* و *SS* و *Y* و *YY* (حزم تتضمن عنصرين)
- *Q* و *QQ* و *R* و *RR* (حزم تتضمن ثلاثة عناصر)
- *N* و *NN* و *L* و *LL* (حزم تتضمن أربعة عناصر)
- *M* و *MM* و *K* و *KK* (حزم تتضمن ست عناصر)

ومن جدول (١) وجدول (٢) تم حساب متوسطات المتوسط والانحراف المعيارى والتفرطح والالتواء والصدق والثبات لدرجات العناصر ولدرجات الحزم فى ضوء طريقة الاتساق الداخلى وفى ضوء توزيعات العناصر كالآتى:

جدول (٣): متوسط مؤشرات الإحصاء الوصفى للعناصر وللحزم

المؤشر	المتوسط	الانحراف المعيارى	التفرطح	الالتواء	الصدق	الثبات
العناصر	٣,٧٠	١,٠٦	٠,٦٤	٠,٦٥	٠,٣٤	---
الحزم (اتساق داخلى)						
١٢ حزمة	٧,٤٠	١,٦٦	٠,٥١	٠,٥٧	٠,٤٥	٠,٦٠
٨ حزم	١٠,١٢	٢,٢٥	٠,٦٨	٠,٥٩	٠,٤٣	٠,٦٦
٦ حزم	١٤,٨١	٣,١٠	٠,٣٦	٠,٥٤	٠,٦١	٠,٦٩
٤ حزم	٢٢,١٢	٤,٣٢	٠,٤٧	٠,٥٣	٠,٧٤	٠,٧٥
الحزم (توزيعات العناصر)						
١٢ حزمة	٧,٤٠	١,٧٣	٠,٢٠	٠,٥٤	٠,٥١	٠,٤٦
٨ حزم	١١,١١	٢,٤٢	٠,٣٠	٠,٥٤	٠,٥٧	٠,٦١
٦ حزم	١٤,٧٨	٣,٠٠	٠,٢٦	٠,٥٢	٠,٦٩	٠,٦٤
٤ حزم	٢٢,١٩	٤,٢٩	٠,٣٧	٠,٥٥	٠,٧٥	٠,٧٤

يتضح من الجداول السابقة (١) و (٢) و (٣) أن درجات الحزم أكثر اتصالية من درجات العناصر، فبلغ متوسط متوسطات درجات العناصر الأربعة والعشرين ٣,٧٠ ومتوسط درجات الحزم (عنصران فى الحزمة) وهى ١٢ حزمة فى ضوء الاتساق الداخلى ٧,٤٠ ولدرجات الحزم (أربعة عناصر فى الحزمة) و هى ٦ حزم ١٤,٧٨ (توزيعات العناصر) وزادت قيمة متوسط متوسطات درجات الحزم فى

حالة الحزمة التى تحتوى على ستة عناصر (٤ حزمة) فبلغت ٢٢,١٢ للحزم فى طريقة الاتساق الداخلى و ٢٢,١٩ للحزم فى ضوء توزيعات العناصر وهذا يدل على أن درجات الحزم أكثر اتصالية ومداها أكبر من العناصر وهذا يتفق مع ما توصل إليه (*Nasser & Takahashi, 2003*) ومع أراء (*Bandalos, 2002, Kim & Hagtvet, 2003*) ويظهر من قراءة الجداول الثلاثة السابقة أن تباين درجات الحزم أكبر من تباين درجات العناصر، فبلغ متوسط الانحرافات المعيارية لدرجات العناصر ١,٠٦ ولدرجات الحزم التى تتضمن ثلاثة عناصر (٨ حزم) ٢,٢٥ بطريقة الاتساق الداخلى و ٢,٤٢ لدرجات نفس الحزم بطريقة توزيعات العناصر. وبمقارنة متوسط تباينات درجات الحزم المختلفة يظهر أن قيمة التباين تزداد نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة فبمتوسط الانحراف المعيارى للحزم التى تضم عنصرين (١٢ حزمة) فى ضوء طريقة الاتساق الداخلى ١,٦٦ وفى ضوء طريقة التوزيعات للعناصر ١,٧٣ ومتوسط الانحرافات المعيارية للحزم التى تضم ستة عناصر (٤ حزم) فى ضوء الاتساق الداخلى ٤,٣٢ وفى ضوء توزيع العناصر ٤,٢٩ وهذا يتفق مع (*Nasser & Takahashi, 2003, Tompson & Melancon, 1996*) وبالنسبة للاعتدالية فى ضوء مؤشرى التفرطح والالتواء، يظهر من الجداول السابقة أن درجات الحزم أكثر اعتدالية (أقل التواءاً وتفرطحاً) من درجات العناصر، فبلغ متوسط مؤشر التفرطح للعناصر ٠,٦٤ وللحزم التى تتضمن عنصرين (١٢ حزمة) فى ضوء طريقة الاتساق الداخلى ٠,٣٦ وفى ضوء طريقة توزيعات العناصر ٠,٢٦، بينما بلغ متوسط مؤشر الالتواء للعناصر ٠,٦٥ و لدرجات الحزم التى تتضمن ثلاثة عناصر (٨ حزم) فى ضوء الاتساق الداخلى ٠,٥٩ وفى ضوء التوزيعات ٠,٥٤ وهذا يتفق مع (*Bandalos, 2002, Nasser & Takahashi, 2003*) ويؤيد أراء (*Bong & Hocever, 2002, Little et al., 2002*) ويظهر أن قيمة الالتواء والتفرطح للحزم لا تنخفض نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة وهذا يتفق مع *Nasser & Takahashi (2003)* ولكن

يختلف مع *Bandalos (2002)* حيث توصل إلى انخفاض مؤشر الالتواء نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة وذلك لبيانات تصنيفية (رباعية).

وفيما يخص مؤشر الصدق يظهر أن درجات الحزم أكثر صدقاً من درجات العناصر، فبلغ متوسط صدق العناصر ٠,٣٤ وللحزم المكونة من أربعة عناصر (٦حزم) فى ضوء الاتساق الداخلى ٠,٦١ وفى ضوء توزيعات العناصر ٠,٦٩ وهذا يتفق مع ***(Bandalos 2002, Corsuch, 1997, Kishton & Widaman 1994; Nasser & Takahashi, 2003)*** وأن مؤشر الصدق يتحسن كثيراً نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة، فمتوسط الصدق للحزم التى تتضمن ٤ عناصر (٦ حزم) فى ضوء طريقة الاتساق الداخلى ٠,٦١ وفى طريقة توزيعات العناصر ٠,٦٩ بينما بلغت قيمته للحزم المتضمنة ستة عناصر (٤ حزم) لطريقة الاتساق الداخلى ٠,٧٤ ولطريقة التوزيعات للعناصر ٠,٧٥.

ثانياً: المقارنة بين بناء الحزم على اساس توزيعات العناصر وعلى أساس الاتساق الداخلى لعناصر الحزم

لمعرفة وجود فروق بين مؤشرات الإحصاء الوصفى للحزم التى تم تكوينها على أساس الاتساق الداخلى لعناصر الحزمة وعلى أساس توزيعات العناصر (الالتواء) تم إجراء اختبار ***t-test*** لقيم هذه المؤشرات الموضحة فى جدول (٢) حيث تم اعتبار استراتيجية التحزيم (اتساق داخلى – توزيعات العناصر) المتغير المستقل وكل مؤشر من مؤشرات الإحصاء الوصفى المتغير التابع (أى أن العينة مكونة من ٣٠) وأتضح عدم وجود فروق لمؤشر المتوسط للحزم بين الطريقتين (***P = 0.82 > 0.05*** و ***T= -0.23***) ولمؤشر الانحراف المعيارى (***P=0.96>0.05*** و ***T=0.04***) ولمؤشر التفرطح (***P=0.64 > 0.05*** و ***T= 0.46***) ولمؤشر الالتواء (***P= 0.67 > 0.05*** و ***T= -0.42***) وظهرت فروق ذات دلالة إحصائية لثبات الحزم بين الطريقتين (***P = 0.00 >0.05*** و ***T = 2.87***) لصالح الحزم فى ضوء الاتساق الداخلى (متوسط ثبات درجات الحزم اتساق داخلى ***0.65*** > متوسط ثبات درجات الحزم توزيعات عناصر ٠,٥٧)، وتبين أيضاً وجود

فـــروق ذات دلالـــة إحصـــائية لصـــدق درجـــات الحـــزم بـــين الطـــريقتين ($P = 0.03 > 0.05$ و $T = -2.11$) لصالح الحزم على أساس توزيعات العناصـــر (متوسط صدق درجات الحزم فى ضوء توزيعات العناصر ٠,٥٩ > متوسط صدق درجات الحزم فى ضوء الاتساق الداخلى ٠,٥١).

أى أن درجات الحزم فى ضوء بنائها على أساس الاتساق الداخلى لـــم تختلـــف عنها فى حالة بنائها على أساس توزيعـــات العناصـــر فـــى مؤشـــرات المتوســـط والانحراف المعيارى والتفرطح والالتواء بينما وثبات الحزم (اتساق داخلى) أفضـــل من ثبات الحزم (توزيعات العناصر) ولكن صدق الحزم (توزيعات العناصر) أفضل من صدق الحزم (انساق داخلى).

ولتحديد أى من نوعى الحزم أفضل فى تمثيله للعوامـــل فـــى نمـــوذج التحليـــل العاملى التوكيدى تم إجراء التحليل العاملى التوكيدى لثمانية نماذج، النمـــوذج الأول تم تمثيله ب، ١٢ حزمة (ستة لكل عامل) والثانى بـــ ٨حزم (أربعة لكـــل عامـــل) والثالث بـــ ٦ حزم (ثلاثة لكل عامل) والرابع بـــ ٤ (اثنان لكل عامل) وذلك فـــى ضوء الاتساق الداخلى وأربعة نماذج أخرى للحزم فى ضوء توزيعـــات العناصـــر وفيما يلى مؤشرات حسن المطابقة للنماذج الثمانية.

جدول (٤): مؤشرات حسن المطابقة للنماذج الثمانية فى ضوء طريقتى الاتساق الداخلي وتوزيعات العناصر للعينة (٧٥٠)

مؤشر المطابقة / الحزم	χ^2	df	χ^2 / df	GFI	AGFI	RMSEA	ECVI	NNFI	CFI
اتساق داخلى			-						
نموذج ١٢ حزمة	٤٠٤,٦٤	٥٣	٧,٦٣	٠,٩١	٠,٨٧	٠,٠٩٤	٠,٦١	٠,٨٨	٠,٩١
نموذج ٨ حزم	٢١٦,٨١	١٩	١١,٤١	٠,٩٣	٠,٨٦	٠,١٢	٠,٣٣	٠,٨٦	٠,٩٠
نموذج ٦ حزم	١١٢,١٦	٨	١٤,٠١	٠,٩٥	٠,٨٧	٠,١٣	٠,١٨	٠,٩٢	٠,٩٦
نموذج ٤ حزم	٣,٩٥	١	٣,٩٥	١,٠٠	٠,٩٧	٠,٠٦٣	٠,٠٢٩	٠,٩٩	١,٠٠
المتوسط	١٨٤,٣٩٠		٩,٢٥	٠,٩٤	٠,٨٩	٠,١٠١	٠,٢٨	٠,٩١	٠,٩٤
توزيع العناصر									
نموذج ١٢ حزمة	٣٠٠,٢١	٥٣	٥,٦٦	٠,٩٣	٠,٩٠	٠,٠٧٩	٠,٤٧	٠,٩٣	٠,٩٤
نموذج ٨ حزم	١٦٦,٠٢	١٩	٨,٧	٠,٩٤	٠,٨٩	٠,١٠	٠,٢٧	٠,٩٣	٠,٩٥
نموذج ٦ حزم	١٧,٨٩	٨	٢,٢٣	٠,٩٩	٠,٩٨	٠,٠٤١	٠,٠٥٩	٠,٩٩	١,٠٠
نموذج ٤ حزمة	٥,٦٩	١	٥,٦٩	١,٠٠	٠,٩٦	٠,٠٧٩	٠,٠٣٢	٠,٩٨	١,٠٠
المتوسط	١٢٢,٤٤		٥,٥٧	٠,٩٦	٠,٩٣	٠,٠٧٠	٠,٢٠	٠,٩٥	٠,٩٧

يظهر من جدول (٤) أن نماذج الحزم فى ضوء توزيعات العناصر أكثر مطابقة للبيانات من نماذج الحزم التى تم بناءها على أساس الاتساق الداخلى حيث تخطت متوسط مؤشرات ***GFI*** و ***CFI*** و ***NNFI*** قيمة ٠,٩٥ لنماذج الحزم فى ضوء التوزيعات فى حين بلغت متوسط قيمتهم لنماذج الحزم فى ضوء الاتساق الداخلى ***0.94*** و ٠,٩١ و ٠,٩٤ على التوالى، وانخفضت قيمة متوسط مؤشر ***AGFI*** لنماذج الاتساق الداخلى عن ٠,٩٠ وبلغت ٠,٨٩ فى حين نماذج توزيعات العناصر بلغت ٠,٩٣ وكانت أدنى قيم لمتوسط مؤشر ***RMSEA*** و ***ECVI*** لنماذج التوزيعات فبلغت متوسط قيمتهما ٠,٠٧٠ و ***0.20*** على التوالى فى حين بلغت متوسط قيمتهما لنماذج الاتساق الداخلى ٠,١٠١ و ٠,٢٨ على التوالى، على ذلك فإن نماذج الحزم فى ضوء التوزيعات للعناصر (الالتواء) أكثر مطابقة للبيانات عن نماذج الحزم التى تم تكوينها على أساس الاتساق الداخلى للعناصر المكونة للحزمة.

ثالثاً: مطابقة نماذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم فى مقابل مطابقته للعناصر للعينة الكبيرة (٧٥٠) وللعينة الصغيرة (١٠٠)

اعتمد الباحث على نماذج الحزم التى تم بنائها فى ضوء توزيعات العناصر للمقارنة بينها وبين مطابقة نموذج التحليل العاملى التوكيدى للعناصر.

جدول (٥): مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العناصر لنموذج الحزم للعينة (٧٥٠) وللعينة (١٠٠)

	χ^2/df	GFI	AGFI	RMSEA	ECVI	NNFI	CFI
العينة ٧٥٠							
العناصر	٥,٤٩	٠,٨٥	٠,٨٢	٠,٠٧٧	١,٩٧	٠,٨١	٠,٨٣
نموذج ١٢ حزمة	٥,٦٦	٠,٩٣	٠,٩٠	٠,٠٧٩	٠,٤٧	٠,٩٣	٠,٩٤
نموذج ٨ حزم	٨,٧٠	٠,٩٤	٠,٨٩	٠,١٠	٠,٢٧	٠,٩٣	٠,٩٥
نموذج ٦ حزم	٢,٢٣	٠,٩٩	٠,٩٨	٠,٠٤١	٠,٠٥٩	٠,٩٩	١,٠٠
نموذج ٤ حزم	٥,٦٩	١,٠٠	٠,٩٦	٠,٠٧٩	٠,٠٣٢	٠,٩٨	١,٠٠
العينة ١٠٠							
العناصر	١,٨٣	٠,٧٣	٠,٦٨	٠,٠٩٢	٥,٦٤	٠,٨٠	٠,٨٢
نموذج ١٢ حزمة	١,٤٢	٠,٨٩	٠,٨٤	٠,٠٦٥	١,٢٧	٠,٩٦	٠,٩٧
نموذج ٨ حزم	١,٦٢	٠,٩٣	٠,٨٧	٠,٠٧٩	٠,٦٥	٠,٩٧	٠,٩٨
نموذج ٦ حزم	٠,٨٩	٠,٩٨	٠,٩٤	٠,٠٠	٠,٣٣	١,٠٠	١,٠٠
نموذج ٤ حزمة	١,٩٨	٠,٩٩	٠,٩٠	١,٠٠	٠,٢٠	٠,٩٨	١,٠٠

يظهر من جدول (٥) أن مؤشرات حسن المطابقة ***GFI*** و ***AGFI*** و ***ECVI*** و ***CFI*** و ***NNFI*** لنماذج الحزم افضل من أدائها لنموذج العناصر وذلك للعينة الكبيرة وللعينة الصغيرة حيث اثبت نموذج العناصر للعينة الكبيرة وللعينة الصغيرة سوء مطابقة مع بيانات العينة ولكن نماذج الحزم للعينتين أثبتت حسن مطابقة لبيانات للعينة وإن كان قيمة مؤشر ***AGFI*** اتسمت بعدم الاستقرار لنماذج الحزم خاصة للعينة الصغيرة فتم رفض نموذج الحزم المكونة من ١٢ حزمة ونموذج الحزم (٨ حزم) للعينة (١٠٠) فى ضوء ذلك المؤشر ولكن بصفة عامة أداء مؤشر ***AGFI*** أفضل لنماذج الحزم من نماذج العناصر وهذا يتفق مع ***Bandalos, (2002, Hall et al., 1999, Nasser & Takahashi, 2003, Nasser & Wisenbaker, 2003)*** وبالنسبة لمؤشر ***RMSEA*** يتضح عدم اتساق فى نتائجه فأحياناً تكون قيمته لنموذج العناصر أفضل من بعض نماذج الحزم وظهر ذلك بوضوح لحجم العينة الكبيرة ٧٥٠، فقيمته لنموذج العناصر٠,٠٧٧ أقل من قيمته لنموذج (١٢) حزمة ٠,٠٧٩، بينما قيمته لنموذج ستة حزم أقل من قيمته لنموذج العناصر ٠,٠٧٧، أما للعينة ١٠٠ اتضح أن قيمته لنموذج الحزم (١٢) ولنموذج الحزم (٨) ولنموذج الحزم (٦) اقل من قيمته لنموذج العناصر ٠,٠٩٢ وهذا يعنى اتفاق نماذج الحزم للعينة ١٠٠ افضل من اتفاق نموذج العناصر فى ضوء مؤشر ***RMSEA***، ولكن فى العينة ٧٥٠ تبين ان مطابقة نموذج العناصر أفضل من مطابقة نماذج الحزم ماعدا نموذج الحزم (٦). وعدم الاتساق بالنسبة لمؤشر ***RMSEA*** توصل إليه ***Nasser & Takahashi (2003)*** لبيانات حقيقية ولكن تختلف مع ***Bandalos (2002)*** و ***Nasser & Wisenbarer (2003)*** لبيانات محاكاة حيث توصل إلى أن نماذج الحزم أفضل فى المطابقة من نماذج العناصر في ضوء هذا المؤشر لكل أحجام العينات.

ولمؤشر χ^2 / df ظهر عدم اتساق فى نتائجه للعينة الصغيرة (١٠٠) وللعينة الكبيرة (٧٥٠)، فلعينة ٧٥٠ اتضح أن قيمته لنموذج العناصر أقل من قيمته لنماذج الحزم ١٢ و ٨ و ٤ بينما أكبر من قيمته لنموذج الحزم ٦ وبالنسبة لحجم العينة

١٠٠ ظهر أن قيمته لنموذج العناصر أكبر من قيمته لنماذج الحزم ١٢ و ٨ و ٦ وأقل من قيمته لنموذج الحزم ٤ وعدم الاتساق بالنسبة لهذا المؤشر يتفق مع *Nasser & Takahashi (2003)* ويختلف مع *Nasser & Wisenbaker (2003)* ويتفق مع *Marsh et al., (1998)* بالنسبة للعينة ١٠٠ بعدم وجود اختلافات جوهرية بين أداء مؤشر χ^2 / df للعناصر وللحزم ويختلف مع *Marsh et al., (1998)* بالنسبة لحجم عينة ٧٥٠ حيث توصل إلى قيم متقاربة جداً بين نموذج العناصر ونماذج الحزم وذلك للعينات الكبيرة.

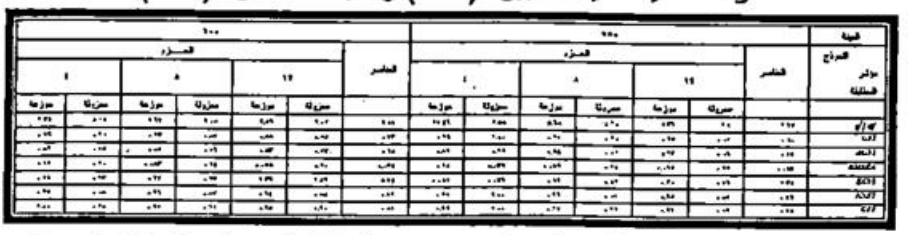
وفيما يخص تحسن مؤشرات حسن المطابقة لنماذج الحزم نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة (تقليل عدد الحزم للعامل)، يتضح من جدول (٥) أن مؤشرات *AGFI* و *GFI* و *ECVI* و *NNFI* و *CFI* تزداد قيمتهم (مطابقة أفضل) نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة وذلك للعينة ٧٥٠ وللعينة ١٠٠، وهذا يتفق مع *Nasser & Takahashi (2003)* ويختلف مع *Bandalos (2002)* ولكن لا ينطبق هذا على مؤشرى χ^2 / df و *RMSEA* فبالنسبة لمؤشر χ^2 / df نلاحظ زيادة قيمته (مطابقة أقل) بزيادة عدد العناصر فى الحزمة ماعدا نموذج الحزم (٦ جزم) وذلك للعينة ٧٥٠ و ١٠٠ . وأيضاً لمؤشر *RMSEA* حيث تزداد قيمته (مطابقة أقل) نتيجة زيادة عدد العناصر فى الحزمة ماعدا نموذج ٦ حزم (ثلاثة كل عامل). مع ذلك فأن زيادة العناصر فى الحزمة تؤدى إلى مطابقة أفضل للنموذج بالنسبة لمؤشرات *AGFI* و *GFI* و *ECVI* و *NNFI* و *CFI* حيث تزداد قيمتهم نتيجة زيادة العناصر فى الحزمة ولكن زيادة العناصر فى الحزمة تؤدى إلى مطابقة أقل للنموذج فى ضوء مؤشرى χ^2 / df و *RMSEA* ، حيث تزداد قيمتها نتيجة زيادة العناصر فى الحزمة.

رابعاً: تحزيم العناصر ومطابقة نموذج التحليل العاملى المعانى من سوء التحديد للعينة الكبيرة (٧٥٠) والعينة الصغيرة (١٠٠)

ولمعرفة أثر استخدام استراتيجية التحزيم للعناصر على نموذج التحليل العاملى

التوكيدى المعانى من سوء تحديد، تم إجراء تحليل عاملى توكيدى لنموذج العناصر المعانى من سوء تحديد، ثم إجراء التحليل العاملى التوكيدى لنماذج الحزم التى تم تكوينها على أساس الاستراتيجية المعزولة ولنماذج الحزم التى تم تكوينها فى ضوء الاستراتيجية الموزعة وفيما يلى نتائج هذا التحليل لمؤشرات حسن المطابقة.

جدول (٦): مؤشرات حسن المطابقة لنماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية المعزولة والاستراتيجية الموزعة ولنموذج العناصر فى حالة سوء التحديد للعينة الكبيرة (٧٥٠) وللعينة الصغيرة (١٠٠)



بالنسبة للعينة الكبيرة (٧٥٠)، يظهر من جدول (٦) أن نماذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم أظهرت حسن مطابقة للبيانات من نموذج العناصر وذلك للحزم التى يتم تكوينها فى ضوء الاستراتيجية الموزعة والمعزولة فى ضوء مؤشرات ***GFI*** و ***AGFI*** و ***ECVI*** و ***NNFI*** و ***CFI*** ، فعلى سبيل المثال بلغت قيمة مؤشر ***AGFI*** لنموذج العناصر ٠,٧٧ ولنموذج الحزم (٨ حزم) فى ضوء الاستراتيجية المعزولة ٠,٨١ وفى ضوء الاستراتيجية الموزعة ٠,٩٤ ، وفى ضوء مؤشر ***RMSEA*** أظهر نموذج العناصر حسن مطابقة من نماذج الحزم ١٢ (معزولة) و ٨ و ٤ (موزعة) وأيضاً أظهر نموذج العناصر حسن مطابقة فى بعض نماذج الحزم خاصة فى ضوء الاستراتيجية المعزولة فى ضوء مؤشر χ^2 / ***df***.

أما بالنسبة للعينة الصغيرة (١٠٠) أظهرت نفس نتائج العينة (٧٥٠) وهو أن نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة والمعزولة أفضل فى مطابقتها للبيانات من نموذج العناصر فى ضوء مؤشرات حسن المطابقة ***GFI*** و ***AGFI*** و ***ECVI*** و ***NNFI*** و ***CFI*** ولكن ظهر عدم اتساق لمؤشر χ^2 / ***df*** فأحياناً تكون

المطابقة فى نموذج العناصر افضل منها لنماذج الحزم وأحياناً المطابقة لنموذج الحزم أفضل من نموذج العناصر. ولمؤشر ***RMSEA*** ظهر تفوق نموذج العناصر على اغلب نماذج الحزم التى تم بناءها فى ظل استراتيجية التحزيم المعزولة، لكن تفوق أغلب نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة على نموذج العناصر.

أما بالنسبة للمقارنة بين مؤشرات حسن المطابقة لنماذج الحزم التى تم بناءها باستخدام الاستراتيجية الموزعة ولنظيرتها التى تم بناءها باستخدام الاستراتيجية المعزولة، يظهر من جدول (٦) بالنسبة للعينة الكبيرة (٧٥٠) وللعينة الصغيرة (١٠٠) تفوق نماذج الحزم التى تم بناءها فى ضوء الاستراتيجية الموزعة على نظيرتها التى تم بناءها فى ضوء الاستراتيجية المعزولة فى كل مؤشرات حسن المطابقة ما عدا نموذج الحزم التى تم تمثيل العامل فيه بحزمتين (٤ حزم للنموذج) فى حالة حجم عينة ٧٥٠ لمؤشر ***RMSRA***.

على ذلك يتضح أن نماذج الحزم أكثر مطابقة من نموذج العناصر فى حالة سوء التحديد للنموذج وذلك للعينة الكبيرة والعينة الصغيرة فى ضوء مؤشرات ***GFI*** و ***AGFI*** و ***ECVI*** و ***CFI*** و ***NNFI*** وأحياناً فى ضوء مؤشرى χ^2/df و ***RMSEA*** وهذا يتفق مع ما توصل إليه ***(Bandalos, 1999, 2002, Hall et al., 1999, Kim & Hagtvet, 2003)*** ولكن تفوق نموذج التحليل العاملى التوكيدى المعانى من سوء تحديد للعناصر على بعض نماذج الحزم فى ضوء مؤشر ***RMSEA*** يختلف مع ***(Bandalos, 2002, Kim & Hagtvet, 2003)***. وتفوق نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية الموزعة على نماذج الحزم فى ضوء الاستراتيجية المعزولة فى مؤشرات حسن المطابقة جميعها يتفق مع ***(Bandalos, 1999, 2002, Hall et al., 1999)***.

المناقشة:

هدفت الدراسة إلى دراسة اثر استخدام استراتيجية التحزيم للعناصر في النموذج التحليل العاملى التوكيدى على الخصائص السيكومترية لدرجات الحزم ومطابقة

النموذج وسوء التحديد لنموذج التحليل العاملى التوكيدى. وتبين من نتائج الدراسة أن درجات الحزم اكثر اتصالية وثباتاً واعتدالية وصدقاً من درجات العناصر وهذا يبرر مميزات استخدام الحزم كمؤشرات للمتغيرات الكامنة إذ أنها تحقق المسلمات الإحصائية الواجب توافرها لطريقة التقدير (*ML*) وهى الاتصالية والاعتدالية وهذا يتفق مع الكثير من الباحثين (*Bandolos, 2002, Bong & Hocever, 2002, Corsuch, 1997, Kishton & Widaman, 1994, Nasser & Takahashi, 2003*) وهذا يبرر مناداة البعض بأهمية إعادة التعبير عن المتغيرات التصنيفية خاصة ذات التوزيع غير الاعتدالى (*West et al., 1995*) على الرغم ان المتغيرات المتضمنة فى الدراسة الحالية لم تكن بياناتها التوائية بدرجة كبيرة، إذا كانت فى مجملها قريبة من الاعتدالية ولكنها كانت تصنيفية ذو خمس تصنيفات.

ولا توجد عند بناء الحزم أسس أو معايير واضحة تساعد الباحثين على كيفية تكوينها الحزم، فتعددت طرق بناءها، فاعتمد بعض الباحثين على تقدير الاتساق الداخلى والتحليل العاملى الاستكشافى لعناصر المقياس ككل ولعناصر الحزمة بصفة خاصة. ويؤكد البعض على أهمية استخدام استراتيجية التحزيم لبناء عاملى محدد مسبقاً وأحادى البعد (*Bandalos, 2002, Bandalos & Finney, 2001*) وتم التحقق من هذه الأحادية بتوافر العامل العام لعناصر كل بعد ولعناصر البعدين معاً.

وهدفت الدراسة الحالية إلى المقارنة بين طريقتين لبناء الحزم الأكثر انتشاراً فى التراث وهى طريقة الاتساق الداخلى لعناصر الحزمة وطريقة توزيعات العناصر (التوائها) وتبين عدم وجود فروق بين درجات الحزم فى الطريقتين لمؤشرات المتوسط والتباين والتفرطح والالتواء، بينما كانت درجات الحزم فى ضوء الاتساق الداخلى اكثر ثباتاً من نظيرتها فى ضوء توزيعات العناصر، درجات الحزم فى ضوء التوزيعات للعناصر اكثر صدقاً من نظيرتها فى ضوء الاتساق الداخلى. وظهر أن نماذج للتحليل العاملى التوكيدى للحزم (١٢ و ٨ و ٦ و ٤) فى ضوء التوزيعات للعناصر افضل فى مطابقتها للبيانات من نظيرتها فى ضوء الاتساق

الداخلى وذلك لمؤشرات حسن المطابقة و χ^2 / df و *RMSEA* و *ECVI* و *GFI* و *AGFI* و *CFI* و *NNFI*.

وبالنسبة لمطابقة نماذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم فى مقابل مطابقة نموذج العناصر تبين أن نماذج التحليل العاملى التوكيدى للحزم (١٢ و ٨ و ٦ و ٤) افضل فى مطابقتها من نموذج العناصر وذلك للعينة الكبيرة وللعينة الصغيرة فى ضوء مؤشرات *GFI* و *AGFI* و *ECVI* و *CFI* و *NNFI* وهذا يتفق مع *(Bandalos, 2002, Nasser & Wisenbaker, 2003, Nasser & Takahashi, 2003)*

واتضح عدم اتساق فى قيم مؤشرى χ^2 / df و *RMSEA*، وظهر عدم الاتساق على اشده لمؤشر χ^2 / df للعينة ١٠٠ و٧٥٠، فاللعينة ٧٥٠ تبين ان نموذج العناصر افضل من نماذج الحزم (١٢ و ٨ و ٦) وللعينة ١٠٠ ظهر تفوق نماذج الحزم (١٢ و ٨ و ٦) على نموذج العناصر وعدم الاتساق لمؤشر χ^2 / df يتفق مع *(Nasser & Takahashi, 2003)* وتختلف مع *Marsh et al., (1998)*. أما بالنسبة لمؤشر *RMSEA* ظهر نفس عدم الاتساق للعينة الصغيرة وللعينة الكبيرة كما فى جدول (٥) وهذا يتفق مع *Nasser & Takahashi (2003)*، ويختلف مع *(Bandalos, 2002, Nasser & Wisenbaker, 2003)*، ويشير *Bollen (1989)* إلى أن مؤشر *RMSEA* يظهر نفس سلوك أو أداء مؤشر χ^2 / df، وحيث أن نقصان قيمتهما يشير إلى مطابقة جيدة للنموذج مع البيانات ويحدث هذا فى حالة إضافة معالم إضافية وهذا يفسر تفوق نموذج العناصر على بعض نماذج الحزم فى ضوء هذين المؤشرين حيث أن نموذج العناصر يتضمن معالم اكثر من نموذج الحزم وهذا التفسير لنقصان قيمة المؤشرين لنموذج العناصر تبناه *Nasser & Takahashi (2003)*. ولكن يتضح أن نموذج العناصر ونموذج الحزم فى ضوء مؤشر χ^2 / df للعينة (١٠٠) كانت اكثر مطابقة من نظيرتها للعينة ٧٥٠ وهذه النتيجة لم يستطيع الباحث تفسيرها.

وبالنسبة لمؤشر *RMSEA* أشار *Joreskog & Sorbom (1993)* أن القيمة المثلى لهذا المؤشر للحكم على مطابقة النموذج مع البيانات هى ٠,٠٥ فأقل فى حين يتبناها *Hu & Bentler (1999)* ٠,٠٦ فأقل وعموما يظهر من جدول (٥) أن افضل نموذج يعطى قيم مثالية لهذا المؤشر هو نموذج الحزم (٦ حزم) الذى تم تمثيل العامل بثلاثة حزم حيث كانت لعينة ٧٥٠ (٠,٠٤١) ولعينة ١٠٠ (٠,٠٠) وهذا يبرر أهمية تمثيل العامل بثلاثة مؤشرات وهى العدد الأمثل الذى يوصى به *(Bong & Hocever, 2002, Muliak & Millsap, 2000)* ، ويظهر من جدول (٥) أن النموذج الذى يتم فيه تمثيل العامل بحزمتين يعكس اقل مطابقة عن نماذج الحزم (١٢ و ٨ و ٦) وذلك فى ضوء مؤشرات χ^2 / df و *RMSEA* وهذا يؤكد على تحذير *West et al.,(1995)* بعدم تمثيل العامل بحزمتين.

يتبين من النتائج أن مؤشرات المطابقة لنماذج للعينة ٧٥٠ اكثر موثوقية واستقراراً من نماذج العناصر والحزم للعينة ١٠٠ إذا ما أعيدت على عينات أخرى حيث بلغت قيمة مؤشر *E CVI (Expected Cross Validation Index)* أدنى قيمة لها لنماذج العينة ٧٥٠ عن نماذج العينة (١٠٠) .

عموما التحسن في مطابقة نماذج الحزم عن نموذج العناصر لمعظم مؤشرات المطابقة يعود إلى عدة أسباب منها أن نموذج الحزم اكثر بساطة ويتضمن معالم اقل من نموذج العناصر *(Bandalos, 2002)* وبحساب قيمة مؤشرات البساطة *(Parsimony Goodness of Fit Index)* لنموذج العناصر للعينة ٧٥٠ (٠,٧١) ولنموذج الحزم (١٢) ٠,٦٣ ولنموذج الحزم (٦) ٠,٣٨ وعلى ذلك فان نموذج الحزم الممثل بـ٦ حزم أكثر بساطة من نموذج العناصر ونموذج الحزم (١٢) وأيضا يعود تفوق مطابقة نموذج الحزم على نموذج العناصر نتيجة أن نموذج الحزم اكثر ارتباطا بالمتغير الكامن واقل تأثراً بالعوامل المرتبطة بالاستجابة على العنصر *(Marsh et al., 1998)* وان الحزم تؤدى إلى تكوين نماذج المتغيرات المقاسة اكثر ارتباطاً بالمتغيرات الكامنة وهذا بدورة يقوى العلاقة بين العوامل *(Kim & Hagtvet, 2003)*.

نتائج الدراسة الحالية تؤيد وجهة نظر المعارضين لاستخدام استراتيجية التحزيم للعناصر فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى، حيث تبين أن نماذج الحزم هى اكثر مطابقة للبيانات من نموذج العناصر فى حالة سوء التحديد للنموذج وهذا يتفق مع ***(Bandalos 2002, Hall et al., 1999, Kim & Hagtvet, 2003)*** اى أن استخدام استراتيجية التحزيم تؤدى إلى تضخم الخطأ من النوع الثانى للنموذج المعانى من سوء التحديد .ولكن المؤيدين للتحزيم يؤكدون على أن استخدام التحزيم يخفى مصادر سوء التحديد للنموذج ***(Little et al., 2002)*** وظهر أن نماذج الحزم على أساس الاستراتيجية الموزعة اكثر مطابقة للبيانات من نماذج الحزم على أساس الاستراتيجية المعزولة فى حالة وجود سوء تحديد للنموذج فى هذا يتفق مع ***(Hall et al., 1999, Bandalos, 2002)***.

والباحث لم يتمكن من دراسة تأثير حزم العناصر على تحيز معالم التقدير لنموذج التحليل العاملى التوكيدى وذلك لان الدراسة اعتمدت على بيانات حقيقية لنموذج غير معروف بناءه حقيقى وليس كما هو الحال لبيانات المحاكاة لنموذج محدد بتشبعاته، وإن كان ***Bong & Hocever (2002)*** اعتمد على الفروق للعلاقات بين العوامل لنموذج العناصر ونموذج الحزم كمقياس لمدى تحيز معالم التقدير فى النموذج واتضح أن قيمة الفروق للعلاقة بين العوامل لنموذج العناصر ونموذج الحزم (١٢) للعينة ٧٥٠ هى ٠,٠٣ ونموذج الحزم (٦) ٠,٠٢ وهى فروق ضئيلة جداً. هذا يشير إلى أن العلاقة بين العوامل فى حالة نموذج الحزم لا تختلف كثيرا عن العلاقة بين العوامل لنموذج العناصر ولكن هذا مؤشر وصفى لا يمكن تعميمه على الإطلاق.

والاعتماد على بيانات حقيقية فى الدراسة الحالية يجعل نتائج الدراسة ليس لها قدرة تعميمية على الإطلاق ولا يمكن الوصول إلى تعميمات صادقة فيما يخص المظاهر المختلفة لنموذج التحليل العاملى التوكيدى فى ضوء استخدام استراتيجية التحزيم للعناصر.

الدراسة الحالية اعتمدت على بيانات تصنيفية بخمس مستويات وكانت المتغيرات

الأربعة والعشرون المتضمنة فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى قريبة من الاعتدالية ورغم عن ذلك حدث تفوق لنموذج الحزم على نموذج العناصر فى اغلب مؤشرات حسن المطابقة. وان حدث عدم اتساق لمؤشرى χ^2/df و $RMSEA$ ولكن ماذا نتوقع من استخدام استراتيجية التحزيم لبيانات تصنيفية ثنائية أو ثلاثية وغير اعتدالية فى نموذج التحليل العاملى التوكيدى، وكإجابة مرحلية تحتاج إلى تأكيد امبريقى هو حدوث تفوق لنماذج الحزم عن نموذج العناصر بدرجة اكبر مما حدث فى الدراسة الحالية. ونتيجة لعدم تمكن الباحث من دراسة التحيز لمعالم نموذج التحليل العاملى التوكيدى فى ضوء بيانات حقيقية، ولذلك يمكن الاستعانة ببيانات المحاكاة لدراسة اثر التحزيم على المعالم المختلفة مثل ثبات العوامل وتشبعات العناصر والأخطاء المعيارية و العلاقة بين العوامل وغيرها.

وعلى الرغم من الجدل القائم بين المؤيدين والمعارضين لاستخدام حزم العناصر فى نماذج المعادلة البنائية بصفة عامة ونموذج التحليل العاملى التوكيدى بصفة خاصة إلا إنها سوف تظل مجال للدراسة والبحث ومنطقة جذب للباحثين خاصة أثناء التعامل مع متغيرات تصنيفية وغير اعتدالية ومازالت أسئلة كثيرة تبحث له عن إجابات فى مجال استخدام استراتيجية التحزيم وهى فلسفتها وأسس بنائها وقدرتها على امتصاص كل المعلومات التى تضمنتها العناصر والعدد المناسب من الحزم للعامل وشروط استخدامها وعدم قدرتها على إظهار سوء التحديد المتضمن فى النموذج وهى كلها قضايا ما زالت لم تحسم بعد فى مجال البحث ولعل أن يوليها الباحثين قدراً من الاهتمام والدراسة.

المراجع

١- عامر، عبد الناصر السيد (تحت النشر). أداء مؤشرات حسن المطابقة لتقويم نموذج المعادلة البنائية. تم عرضها في المؤتمر السنوى العشرون لعلم النفس فى مصر والثانى عشر العربى الذى انعقد فى الفترة من ١٩ إلى ٢١ يناير ٢٠٠٤، جامعة عين شمس.

2- *Babakus, E., Ferguson, C.E., & Joreskog, K.G. (1987). The sensitivity of confirmatory maximum likelihood factor analysis to violations of measurement scale and distributional assumptions. Journal of marketing research, XXIV, 222-230.*

3- *Bandalos, D.L. (1999). The effects of item parceling in structural equation modeling: A Monte Carlo study. Paper presented at the annual meeting of the American Education Research Association, Montreal, Canada.*

4- *Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. Structural Equation Modeling, 9, 78-102.*

5- *Bandalos, D., & Finney, J.S. (2001). Item Parceling issues in structural equation modeling in A.G. Marcoulides & E.R. Schumacker (eds.), New developments and techniques in structural equation modeling (pp. 269-295). Hills dale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.*

6- *Bernstein, I.H., & Teng, G. (1989). Factoring Items and factoring scales are different: spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. Psychological Bulletin, 105, 467-477.*

7- *Bollen, K.A. (1989). Structural equations with talent variables. New York: Wiley.*

8- *Bong, M., & Hocever, D. (2002). Measuring self- Efficacy: Multi trait- Multi-method Comparison of scaling procedures. Applied measurement in Education, 15, 143-171.*

9- *Boomsma, A. (1987). The robustness of maximum Likelihood estimation in structural equation Models. In: P. Cuttance & R. Ecob (eds.), structural modeling by example, (pp. 160-188). New York: Cambridge university Press.*

10- *Curran, P.J. West, S.G., & Finch, J.F. (1994). The robustness of test statistics and goodness-of-fit in confirmatory factor analysis. Manuscript submitted for publication.*

11- *Cuttance, P. (1987). Issues and problems in the application of structural equation Models. In P. Cuttance & R. Ecob (eds.), structural modeling by examples (pp. 241-279). New York: Cambridge University Press.*

12- *Distefano, C. (2002). The impact of categorization with confirmatory factor analysis. Structural Equation modeling, 9, 327-346.*

13- *Fan, X., Thompson, B., &Wang, L.(1999). The effects of sample size, estimation methods, and model specification on SEM fit indices. Structural Equation Modeling, 6, 56-83.*

14- *Gorsuch, R.L. (1997). Exploratory Factor Analysis: its Role in Item analysis. Journal of Personality Assessment, 68, 532-560.*

15- *Hall, R.J., Snell, A.F., & Foust, M.S.(1999). Item parceling strategies in SEM: Investigating the subtle*

effects of unmodeled secondary constructs. Organizational Research Methods, 2, 233-256.

16- Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6, 1-31.

17- Hughey, J., & Burdsal, C. (1982). 16 PF-E Structure using radial parcels versus items. The Journal of General Psychology, 107, 107-119.

18- Joreskog, K.G., & Sorbom, D. (1989). Lisrel 7: A guide to the program and applications. Chicago: SPSS.

19- Joreskog, K.G., & Sorbom, D. (1993). Lisrel 8: Structural Equation Modeling with the simples command language. Hill Sdale, NJ: Erlbaum.

20- Kaplan, D. (1990). Evaluating and modifying covariances structure models: A review and recommendation. Multivariate Behavioral Research, 28, 438-498.

21- Kim, S.F., & Hagtvet, K.A. (2003). The impact of misspecified item parceling on representing latent variables in covariance structure modeling: A simulation study. Structural equation modeling, 10, 101-127.

22- Kishton, J.M., & Widaman, K.F. (1994). Unidimeniosnal versus domain representative parceling of questionnaire items: An empirical example. Educational and psychological measurement, 54, 757-765.

23- Little, T.D., Cunningham, W.A., Shahar, G., & Widaman, K.F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighting the merits. Structural equation modeling, 9, 151-173.

24- *Marsh, H.W., Hau. K.T., Balla, J.R. & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. Multivariate Behavioral Research, 33, 181-220.*

25- *Mulaik, S.A., & Millsap, R.E. (2000). Doing the four-step right. structural equation modeling, 7, 36-73.*

26- *Muthèn, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. Psychometrica, 49, 115-132.*

27- *Nasser, F., & Takahashi, T. (2003):The effect of using item parcels on Ad Hoc goodness-of-fit Indexes in confirmatory factor analysis: An example using sarason's reactions to tests. Applied Measurement in Education, 16, 75-97.*

28- *Nasser, F.M., & Wisenbaker, J.M. (2003). A Monte Carlo study investigating the impact of item parceling on measures of fit in confirmatory factor analysis. Educational and Psychological Measurement, 63.*

29- *Nunnally, J.C. (1978): Psychometric Theory (2nd ed.) New York: McGraw-Hill, Inc.*

30- *Schau, C., Stevens, J., Dauphinee, T.L., & Delvecchio, A. (1995). The development and validation of the survey of Attitudes toward statistics. Educational and psychological Measurement, 55, 868-875.*

31- *Thompson, B., & Melancon, J.G. (1996).Using item "Teslest" / "parcels" in confirmatory factor analysis: An example using the PPSDQ-78. (ERIC Document No.ED404349).*

32- *Wainer, H., & Kiely, G.L. (1987). Item clusters and computrized adaptive testing: A case for testlets. Journal of Educational Measurement, 24, 185-201.*

33- *West, S.G., Finch, J.F., & Curran, P.J. (1995). Structural Equation Models with Nonnormal Variables; Problems and Remedies. In R.H. Hoyle (Eds.), Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications. (pp. 56-75). Thousand Oaks: Sage publications.*

Item parceling strategy in confirmatory factor analysis

Dr. Abd El Nasser El Sayed Amer

Abstract

The use of item parcels as indicators of a latent variables in confirmatory factor analysis has become quite common in recent years. This study aimed to investigate the impact of using item parcels on descriptive statistics of parcels (mean, standard deviation, kurtosis, skeweness, and validity), on goodness-of- fit indexes ($\chi^2/_{df}$, GFI, AGFI, RMSEA, ECVI, CFI, and NNFI), and on mispecification in confirmatory factor analysis. Attitude scale toward the course was used. It consist of two components, enjoyment (N = 12, α = 0.86) and actual benefit (N = 12, α= 0.85). Data were collected from a sample (750) enrolled on Faculty of Education in Suez and Ismailia (Suez Canal University). Different numbers of parcel per factor (2, 3, 4, 6) and different number of items per parcel (6, 4, 3, 2) were used. The parcels in misspecified model were constructed in terms of isolated strategy and distributed strategy.

The Results of the study supported the argument that lower skewness and kurtosis, and higher mean, variance and validity occur for parcels than for items. The Models of parcels are better fit than model of items in terms of the indexes (GFI, AGFI, CFI, NNFI, ECVI), but two indexes ($\chi^2/_{df}$, RMSEA) resulted in an inconsistent results for two samples 750 and 100. As expected for misspecified models, the goodness fit indexes for parcels is better than for a model of items. All indexes yielded more optimal values for the parcels constructed in terms of the distributed parceling strategy compare with parcels constructed in terms of isolated parceling strategy for two samples 750 and 100.