مستويات وطرق تحزيم البنود والأحادية والخصائص التوزيعية ونسبة حجم العينة لعدد البارامترات N/q كمؤثرات على التحليل العاملي التوكيدي لثلاثة مقاييس نفسية

د / حجاج غانم أحمد على
أستاذ علم النفس التربوى المشارك بكلية التربية
جامعة جنوب الوادى(مصر)،جامعة القصيم(السعودية)

د / ياسر عبدالله حفنى حسن
أستاذ علم النفس التربوى المشارك بكلية التربية
جامعة جنوب الوادى(مصر)

ملخص البحث

هدف البحث الحالي إلى التعرف على تأثير كل من مستويات التحزيم(نموذج غير محزوم -نموذج التحزيم الجزئي-نموذج التحزيم الكلي)، وطرق التحزيم(الاختيار العشوائي-التشابه في المحتوى-الاختلاف في المحتوى-التشابه في الالتواء-الاختلاف في الالتواء)، الخصائص التوزيعية(المتوسط-الانحراف المعياري-الإلتواء-التفرطح)، الأحادية ، نسبة N/q على مؤشرات جودة المطابقة لثلاثة مقاييس نفسية هى: مقياس الذكاء الفعال الفعال ، إعداد رشدي فام وزميلاه(٢٠٠١) ، مقياس حل المشكلات، إعداد هشام النرش (٢٠٠٤) ، مقياس الصلابة النفسية ، إعداد عماد مخيمر(٢٠٠٢)، وتكونت عينة البحث الأساسية من (٤٢١) طالباً وطالبة بكلية التربية -جامعة جنوب الوادي منهم (١٨٣ذكور ،٢٣٨ إناث)، (١٩٦علمي،٢٢٥ أدبي)، وتوصلت الدراسة إلى العديد من النتائج منها: تحلي مقياسي الذكاء الفعال والصلابة النفسية بشرط الأحادية، وفي المقابل عدم توافر هذا الشرط على مقياس حل المشكلات، درجات الحزم أكثر تبايناً وأقل التواءً وتفرطحاً من درجات البنود، حظيت مؤشرات جودة المطابقة لنماذج التحزيم الجزئي وكذلك الكلي بقيم مقبولة، أما النماذج غير المحزومة فلم تحظى بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة، وبمقارنة طرق التحزيم نجد أن طريقة الاختلاف في معامل الالتواء جاءت في المرتبة الأولى، تلاها طريقة الاختيار العشوائي ثم طريقة الاختلاف في المحتوى أما طريقتا التشابه في الالتواء والتشابه في المحتوى فجاءتا في المرتبتين الأخيرتين، وبالمقارنة بين المقاييس نجد أنه بالنسبة للنموذج غير المحزوم وبالرغم من عدم تحلي أى مقياس بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة، إلا أنه نسبياً يعد مقياس الذكاء الفعال أفضلهم من حيث الخصائص التوزيعية ومؤشرات جودة المطابقة مقارنة بالمقياسين الآخرين ، أما بالنسبة لنماذج التحزيم الجزئي، فنجد أفضلية لمقياس الصلابة النفسية عن مقياس حل المشكلات في الخصائص التوزيعية ومؤشرات جودة المطابقة، وبالنسبة لنموذج التحزيم الكلي، لا توجد أفضلية محددة لمقياس على آخر في الخصائص التوزيعية، ولكن بالنسبة لمؤشرات جودة

المطابقة جاءت الافضلية لمقياسي حل المشكلات والصلابة النفسية معاً مقارنة بمقياس الذكاء الفعال، ولقد تم تفسير هذه النتائج في ضوء شرط الأحادية والخصائص التوزيعية للبنود والحزم، ونسبة N/q وكذلك الأخطاء الإحصائية من النوع الأول والثاني، كما تم تقديم مجموعة من التوصيات والمقترحات التربوية، يحتوي البحث على (٦٠) مرجعاً، (٨) جداول، (٨) أشكال، (٥) ملاحق.

مستويات وطرق تحريم البنود والأحادية والخصائص التوزيعية ونسبة حجم العينة لعدد البارامترات N/q كمؤثرات على التحليل العاملي التوكيدي لثلاثة مقاييس نفسية

د / حجاج غانم أحمد على
أستاذ علم النفس التربوى المشارك بكلية التربية جامعة جنوب الوادى(مصر)،جامعة القصيم(السعودية)

د / ياسر عبدالله حفنى حسن
أستاذ علم النفس التربوى المشارك بكلية التربية جامعة جنوب الوادى(مصر)

مقدمة البحث :

يُستخدم التحليل العاملي التوكيدي في الغالب في عملية بناء المقياس لاختبار بنيته التحتية، وفي هذا السياق يتم التحقق من عدد الأبعاد التحتية للمقياس والتي تسمى عوامل، وكذلك طبيعة العلاقات بين البنود والعوامل والتي تسمى تشبعات العوامل، كما يفيد التحليل العاملي التوكيدي في تحديد كيفية تصحيح المقياس بالاعتماد على تشبعات البنود، وكذلك يمكن الاستفادة من التحليل العاملي في إمكانية الاعتماد على الدرجة الكلية للمقياس أو على الدرجات الفرعية، وكذلك يستخدم في التقويم النفسي في التعرف على ثبات الاختبار بطريقة يتم من خلالها تجنب الطرق التقليدية لحساب الثبات، كما أنه يعطي تحليلاً للبنود أفضل من نظرية الاستجابة للمفردة الإختبارية Item Response Theory(IRT) (Brown, 2006, 2).

فالتحليل العاملي التوكيدي يعد أسلوب إحصائي مرن وقوي، وأصبح أداة متداولة بكثرة بين الباحثين في كل مجالات علم النفس بما في ذلك البحث التربوي، والتحليل العاملي التوكيدي يركز على نمذجة العلاقات بين المتغيرات الملاحَظة والمتغيرات التحتية الكامنة (العوامل) ، ولذلك فهو حالة خاصة من نمذجة المعادلات البنائية Structural Equational Modeling(SEM) (Gallagher & Brown, 2014, 289).

وفي الوقت الذي نجد فيه تداول استخدام التحليل العاملي التوكيدي كأحد أشكال النمذجة البنائية في البحوث النفسية والتربوية، ولكن عندما يستخدمه الباحث يصبح مطالَب بخيارات كثيرة تؤثر على نتائج التحقق من صحة النموذج البنائي، منها اختيار طريقة تقدير البارامترات سواء كانت طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood (ML) ، طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted Least Squares (ULS) ، طريقة المربعات الصغرى الموزونة

Generalized Weighted Least Squares (WLS) ، طريقة المربعات الصغرى العامة Least Squares (GLS) ، طريقة التقدير المتحرر من التوزيع Asymptotic Distribution Free (ADF[1]) وغيرها، حجم العينة سواء تم اختيارها بصورة مطلقة أم بصورة نسبية كنسبة عدد الأفراد لعدد بنود المقياس أو عدد بارامترات النموذج، الاحصاءات التوزيعية للبيانات ولعل من أهمها الاعتدالية بشقيها الإلتواء والتفرطح، كما أن من الخيارات الأخرى التي لاقت اهتماماً كبيراً وقد يستخدمها الباحثون في دراساتهم تحزيم البنود Items Parceling حيث نجد بعض الباحثين يلجأون إلى تحليل بنود المقياس بشكلها المباشر، والبعض الآخر يجمعون كل عدد من البنود أو بنود كل مقياس فرعي في حزمة Parcel ويتم التعامل مع درجات الحزم كبديل لدرجات البنود، ويرتبط بتحزيم البنود أمور فرعية أخرى مثل درجة توافر الأحادية اللازمة للتحزيم، مستويات التحزيم وطرقه، عدد بنود الحزمة وما يترتب عليه من عدد حزم المقياس.

وتتبلور نتائج التحليل العاملي التوكيدي في تقديرات عديدة منها مؤشرات جودة مطابقة النموذج[2] وفي هذا الصدد أوضح برنامج Amos (Arbuckle, 2012) أن هناك عدد كبير من مؤشرات جودة المطابقة منها: إحصاء مربع كا χ^2 (قبول النموذج في حالة عدم دلالة الاحصاءة أو انخفاض حاصل قسمة الاحصاءة على درجات الحرية عن ٢) ، مؤشر جودة المطابقة Goodness of Fit Index(GFI) (قبول النموذج عند زيادة المؤشر على ٠،٩) ، مؤشر جودة المطابقة المعدل Adjusted Goodness of Fit Index (GFI) (قبول النموذج عند زيادة المؤشر على ٠،٩) ، مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربع الخطأ التقاربي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) (القيمة ٠،٠٨ فأقل هى قيمة مقبولة) ، المؤشر المعياري لجذر متوسط مربعات البواقي Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) (القيمة ٠،٠٥ فأقل قيمة مقبولة، مؤشر أكيك للمعلومات، The Akaike Information Criterion (AIC) (القيمة الأقل للنموذج المفترض) ، مؤشر الصدق المتوقع Expected Content Validity Index (ECVI) (القيمة الأقل للنموذج المفترض) ، مؤشر هولتير لحجم العينة Hoelter's "critical N (٢٠٠ فأكثر يعد قيمة مقبولة).

---

[1] تحتاج طريقة ADF لحجم عينة = $p\times(p+1)/2$ على الأقل، حيث p عدد المتغيرات الملاحظة في النموذج (Arbuckle,2012) .

[2] تختلف محكات القبول المستخدمة في مؤشرات جودة المطابقة بين الباحثين، كما أن كل من هذه المؤشرات يعمل في ظروف إحصائية معينة مما يجعل أداءها يتباين من موقف لأخر، وسوف يتم توظيف ذلك في تفسير النتائج .

وإذا تحدثنا عن طرق تقدير البارامترات نجد أن العديد من الباحثين منهم (Gallagher & Brown, 2014, 376) أوضح أن طريقة ML تعد أشهر طرق تقدير البارامترات في النمذجة البنائية SEM ، يكفي أنها الاختيار الافتراضي في برنامج AMOS ، وهو أحد البرامج الشهيرة لإجراء النمذجة البنائية، ولكن في ضوء ذلك تتطلب الطريقة توزيع اعتدالي للبيانات، لذلك تم تبني هذه الطريقة في البحث الحالي لإظهار دور تحزيم البنود في ذلك.

وفي هذا الصدد أشار Brown (2006, 75-76) إلى أن طريقة ML هى طريقة من طرق عديدة تُستخدم لتقدير بارامترات التحليل العاملي التوكيدي، وهى تتطلب اشتراطات عديدة منها اتصالية البيانات واعتدالية التوزيع، وإذا كانت البيانات تصنيفية أو غير اعتدالية بشكل حاد، هنا طريقة الاحتمال الأقصى لا يمكن استخدامها، وفي هذه الحالة توجد طرق بديلة مثل طريقة المربعات الصغرى الموزونة WLS .

ومن الخيارات التي يتعرض لها الباحث في النمذجة البنائية حجم العينة، وفي هذا الصدد أشار Kline as Cited in (Harrington, 2008, 45-46) أن حجم العينة الأقل من ١٠٠ يعتبر حجم عينة صغير وربما يكون مناسباً فقط للنماذج البسيطة التي تحتوي على عدد بارامترات أقل، وحجم العينة الذي يتراوح بين ١٠٠-٢٠٠ يعتبر حجم عينة متوسط وهو ملائم إذا احتوت النماذج العاملية على بارامترات أكثر قليلاً، أما أحجام العينة الأكبر من ٢٠٠ فهى أحجام عينة كبيرة ويتم استخدامها في معظم النماذج.

وبذلك نجد أن Kline حدد عدداً مطلقاً لعدد أفراد العينة، ولكن يمكن تحديد عدد أفراد العينة بشكل نسبي أيضاً، فلقد أشار Myers, Ahn & Jin (2011, 412) أن النمذجة البنائية قد تتأثر بحجم العينة وأن هناك عدة قواعد لاختيار هذا الحجم منها ما يعتمد على عدد مطلق لـ N[٣] بحيث N≥200 ، ومنها ما يعتمد على عدد نسبي لـ N بالاعتماد على عدد المتغيرات P في النموذج بحيث N/p≥10 ، أو نسبة N لعدد البارامترات q في النموذج بحيث N/q≥5 .

وفي هذا الصدد أشار Mundfrom, Shaw & Ke (2005, 159) إلى أن أحجام العينة في التحليل العاملي يمكن اختيارها بصورة مطلقة بين ١٠٠ حتى ١٠٠٠ حالة، أو بصورة نسبية ومنها نسبة عدد الحالات لكل متغير بحيث تتراوح هذه النسبة بين ٣-٢٠ حالة لكل متغير.

---

[٣] هذه الرموز متعارف عليها في النمذجة البنائية بشكل عام والتحليل العاملي التوكيدي بشكل خاص بحيث ترمز N لحجم العينة، p لعدد المتغيرات الملاحظة، q لعدد البارامترات في النموذج، f لعدد المتغيرات الكامنة في النموذج .

ونظراً للدور الذي يلعبه حجم العينة في التحليل العاملي التوكيدي، فقد تم الحرص على توافر حجم عينة مناسب يلبي الشروط السابقة، وهو العدد (٤٢١) ، وإذا تتبعنا هذا العدد نجد أنه يحقق نسبة لابأس بها من عدد الأفراد لعدد المتغيرات، حيث تصل هذه النسبة في أكبر مقياس يحتوي على بنود في البحث الحالي (مقياس الصلابة النفسية=٤٥ بنداً) إلى ٩ حالات تقريباً لكل متغير أو بند، كما أن هذا العدد سينتج بدائل مختلفة لنسبة عدد الأفراد إلى عدد البارامترات في النموذج N/q طبقاً لتغير المقياس، والنموذج المستخدم.

وإذا تحدثنا عن تحزيم البنود نجد أنه من الخيارات التي قد يلجأ لها الباحث عند إجراء التحليل العاملي التوكيدي، وفي هذا الصدد أوضح Bandalos (2002, 78) بالقول أن استخدام تحزيم البنود في النمذجة البنائية بشكل عام أصبح شائعاً جداً في السنوات الأخيرة، حيث يتم تحزيم البنود بجمع درجات بندين أو أكثر أو أخذ متوسطهم واستخدام درجات الحزم مكان درجات البنود في التحليل العاملي التوكيدي.

ولكن هناك مستويات للتحزيم فلقد أشار Hall, Snell & Foust (1999, 235) إلى أن الباحث أمامه ثلاثة خيارات عند التحليل العاملي التوكيدي للمقياس، إما أن يستخدم البنود الفردية للمقياس كمؤشرات وبذلك يصبح النموذج غير محزوم، أو أن يستخدم مجموعات فرعية من البنود والتي يمكن أن نطلق عليها حزم Parcels بحيث يتم جمع درجات البنود لكل حزمة أو أخذ المتوسط والتي تستخدم كمؤشرات للنموذج وفي هذه الحالة سيصبح النموذج جزئياً، أو تُجمع درجات بنود كل بعد فرعي وهنا يصبح التحزيم كلياً.

وسار في نفس الاتجاه كل من Rocha & Chelladurai (2012, 47) عندما أشارا إلى أن هناك مستويات للتحزيم تبدأ بالنموذج غير المحزوم وفيه تستخدم البنود كمؤشرات للسمة المقاسة، والنموذج الكلي الكامل وفيه تُعامل الدرجة الكلية للبعد كحزمة، والنموذج المحزوم جزئياً وفيه يتم تحزيم بنود البعد في حزمتين أو أكثر، وبالرغم من أن هناك طريقة واحدة لتصميم النموذج غير المحزوم ونموذج التحزيم الكلي، إلا أن هناك طرقاً متعددة لتكوين الحزم وفق النموذج المحزوم جزئياً.

وفي هذا الصدد أشار Bandalos & Finney (2001, 289-290) إلى أن هناك طرق عديدة للتحزيم يعتمد معظمها على تحزيم البنود داخل نفس البعد، واستخدام محكات متنوعة للتحزيم مثل دمج البنود ذات الارتباطات الأعلى معاً، أو التي لها قيم متشابهة في التشبعات العاملية، أو التجميع بالاختيار العشوائي، أو تجميع البنود على شكل منتظم مثل ١ و ٣

في حزمة، و ٤ و ٦ في حزمة وهكذا، وهناك طرق تجمع البنود الفردية والزوجية في حزمة، أو تجميع البنود الموجبة والسالبة في حزمة.

كما عرض كل من Williams & O,Boyle (2008, 235) لمجموعة من طرق التحزيم وهى طريقة الاختيار العشوائي التي يتم فيها توزيع البنود عشوائياً على الحزم، وطريقة التوازن أى الاختلاف Item-to-Construct Balance أو ما تسمى طريقة الخوارزمية العاملية Factorial Algorithm وفيها تتوزع التشبعات العاملية بالاختلاف على الحزم، وطريقة المعرفة السابقة بمضمون البنود الاختبارية Priori Questionnaire Construction حيث تتوزع البنود بالاختلاف في المحتوى، وطريقة التوزيع بناءً على الارتباطات Correlational Algorithm حيث يتم توزيع البنود بالاختلاف طبقاً للارتباطات البينية، وهناك طريقة الخوارزمية نصف القطرية Radial Algorithm والتي تعد مزج بين طريقتي الارتباطات والتشبعات.

وسيتم إخضاع خمس طرق للدراسة في البحث الحالي وهى: الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء.

ولعل من الأمور المتعلقة بتحزيم البنود هو ضرورة توافر شرط الأحادية للمقياس، وفي هذا الصدد أوضح Little, Rhemtulla, Gibson & Schoemann (2013, 287) أن الأحادية تعني قياس البنود لتكوين واحد، حتى وإن كانت من أبعاد مختلفة، وهناك عدد من الباحثين تبنى هذا المفهوم كشرط لاجراء تحزيم البنود منهم (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Bandalos, 2002; Little, Cunningham, Shahar & Widaman, 2002; Vanhoof, Kuppens, Sotos, Baer, Smith, Hopkins, Verschuffel & Onghema, 2011) ، وفي هذا الصدد ذكر Krietemeyer & Toney (2006, 37) أن عدم الالتزام بشرط الأحادية يتستر على التعددية الكامنة للبنود، وتأتي العلاقة المنطقية بين التحزيم والأحادية في وجود عوامل ثانوية متداخلة تشوش البنية العاملية في حالة عدم توافر الأحادية للبنود التي يتم تحزيمها.

ولعل من الأمور المرتبطة بالتحزيم هو الخصائص التوزيعية وتغيرها من النموذج غير المحزوم إلى النموذج المحزوم وفي هذا الصدد أوضح Curkovic (2012, 275) أن هناك فروقاً واضحة في الخصائص الوصفية بين البنود والحزم لصالح الحزم، فالبنود تعاني على المستوى الفردي من عدم الثبات وضعف الشيوع واحتمالية أكبر لإنتهاك الافتراضات التوزيعية، كما أنها تعاني من عدم تساوي نقاط التدريج مقارنة بالحزم، كما أنها عرضة لعدم قابلية النموذج مقارنة بالنموذج المحزوم، وبمقارنة نموذج البنود بنموذج الحزم نجد أن الأخير يحتوي على بارامترات أقل مما يزيد

من نسبة N/q .

ولقد أجرى كل من Williams & O,Boyle (2008, 238-239) دراسة تتبعية على ٢٧ دراسة من ٢٠٠١-٢٠٠٧ ووجدا أن ٩ فقط تحققت من أحادية البنود، كما أن معظم طرق التحزيم تأرجحت بين الاختيار العشوائي والاختلاف في التشبعات والاتساق الداخلي، ودراستان فقط تحققتا من اعتدالية الحزم، وبالتالي نجد تفاوتاً في الاهتمام بمتغيرات البحث الحالي بين البحوث التي أُجريت على التحزيم.

والبحث الحالي يتم فيه التعرف على تأثير كل من مستويات تحزيم البنود (نموذج غير محزوم – نموذج محزوم جزئياً – نموذج محزوم كلياً) ، وطرق التحزيم (العشوائية – التشابه في المحتوى –الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) ، والخصائص التوزيعية (المتوسط – الانحراف المعياري – الالتواء – التفرطح) ، والأحادية ونسبة N/q على مؤشرات جودة المطابقة (χ^2/DF, GFI, AGFI, RMSEA,SRMR, AIC,ECVI, Hoetler Critical N) لهذه النماذج على ثلاثة مقاييس نفسية مختلفة المجال وعدد البنود: مقياس الذكاء الفعال (٢٥ بنداً ، أربعة بدائل) ، مقياس حل المشكلات (٣٠ بنداً ، بديلان) ، مقياس الصلابة النفسية (٤٥ بنداً ، ثلاثة بدائل).

مشكلة البحث :

ترتكز مشكلة البحث الحالي على ستة محاور فرعية، فلقد واجه بعض الباحثين مشكلات تتعلق بتحليل البنود ومن هذه المشكلات عدم تحقيقها شروط الاعتدالية وعدم تحقيقها بنية عاملية مقبولة، ولذلك يلجأ هؤلاء الباحثون إلى تجميع كل عدد من البنود في حزمة، وتحليل درجات الحزم كبديل لدرجات البنود، ويؤيد ذلك مجموعة من الدراسات التي توصلت إلى وجود أفضلية لدرجات الحزم مقارنة بدرجات البنود ولا سيما في الخصائص التوزيعية ومطابقة نموذج التحليل العاملي ومن هذه الدراسات (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Bandalos, 2002; 2003; 2008; Graham & Tatterson, 2000; Hall et al., 1999; Sterba, 2011; Sterba & MacCallum, 2010; Thompson &Melancon, 1996).

ولقد أوضح Kishton & Widaman (1994, 757) أن استخدام بنود الاختبار في التحليلات العاملية يسبب إشكاليات لأن البنود تعاني من انخفاض الثبات وانخفاض الارتباطات البينية بينها، وارتباطات أقل بالأبعاد، وانخفاض الشيوع، ولحل هذه المشكلات يتم استخدام الحزم.

ولقد دفعت أفضلية التحزيم مقارنةً بالبنود الفردية مجموعة من الدراسات إلى اللجوء إلى تحزيم البنود عند إجراء النمذجة البنائية بشكل عام أو التحليل العاملي التوكيدي بشكل خاصى (نبيل زايد، ٢٠٠٨؛ هند الحموري، أحمد الكحلوت،٢٠٠٦ ؛ Arias, Verdugo, Navas & Gomez, 2013; He, Ewing, Shaw, Wang & Chasson, 2014; Neal & Sellbom, 2012).

وبالرغم من المزايا السيكومترية للتحزيم إلا أنه يتطلب شرطاً مهماً وهو شرط الأحادية، والذي يعد الإخلال به إخلال بعملية تحزيم البنود، وبالتالي التوصل إلى نتائج مضللة، وفي هذا الصدد أوضح Brown (2006, 408) أنه بالرغم من وجود عدة مزايا متعلقة بالتحزيم مثل ميلها للتوزيع الاعتدالي وبالتالي تحقق شروط طريقة ML إحدى الطرق الأشهر في تقدير بارامترات التحليل العاملي التوكيدي، تحسين الثبات والعلاقات بين المتغيرات، تخفيف درجة تعقد النموذج العاملي من حيث المصفوفة العاملية والبارامترات المقدرة مقارنةً بالبنود الفردية، إلا أنه توجد بعض المشكلات المحتملة لاستخدام تحزيم البنود كمتغيرات ملاحَظة في نماذج التحليل العاملي التوكيدي، وأهم مشكلة يمكن أن تحدث عندما تكون البنية التحتية للبنود لا تحقق شرط الأحادية Unidimensionality، فعدم الالتزام بهذا الشرط يجعل من استخدام الحزم مشوشاً وليس موضحاً للبنية التحتية للبيانات.

وربما نتفهم العلاقة بين التحزيم والأحادية إذا تفحصنا ما ذكره Matsunaga (2008, 278) بأن الأحادية تعني قياس كل بند في المقياس بعد واحد فقط، وعدم وجود تعددية في قياس البند تؤدي إلى عوامل ثانوية مشتركة تؤثر بالسلب على تحديد النموذج العاملي وتحليله.

وفي هذا الصدد حذر Bandalos (2008, 238) من أن الاستخدام غير المدروس للتحزيم بالتغاضي عن شرط الاحادية قد ينتج تحيزاً في تقديرات النموذج ومعدلات خطأ من النوع الثاني.

كما ظهر مقال مهم من المقالات التي عملت موازنة بين إيجابيات وسلبيات تحزيم البنود وهو المقال الذي قدمه Little et al. (2002, 151) ومن خلاله استخلص أن الاستخدام غير المدروس للتحزيم ليس له ما يبرره، أما الاستخدام المدروس للتحزيم بالحرص على التحقق من شرط الأحادية والانتقاء المناسب لبنود كل حزمة فيحقق فوائد لا يمكن التغاضي عنها، واستكمالاً لذلك أوضح Baer et al. (2006, 37) أن عدم الالتزام بشرط الأحادية قد يستر على التعددية الكامنة للبنود، بانتمائها لأبعاد متعددة.

ولكن جاء Kishton & Widaman (1994) ليزيد من الغموض المتعلق بضرورة توافر

شرط الأحادية حيث قدم مقارنة بين الالتزام بشرط الأحادية وعدم الالتزام به عند تحزيم البنود، واتضح أن كلا الطريقتين تعطي ملائمة للنموذج.

وبذلك نجد أن الحديث عن شرط الأحادية ملازم دوماً لموضوع تحزيم البنود، ويحتاج لمزيد من الدراسة حوله وخاصة في وجود التزام لبعض الدراسات التي أجريت على التحزيم بهذا الشرط (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Bandalos, 2002; 2008; Hau & Marsh, 2004; Hall et al., 1999; Rocha & Chelladurai, 2012; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011) ، وعدم التزام البعض الأخر (Graham & Tatterson, 2000; Thompson & Melancon, 1996; Wilkinson, 2007)، وبالتالي يتحدد المحور الأول من مشكلة البحث في التعرف على تأثير الالتزام بشرط الأحادية على تحزيم البنود، ولعل ما يزيد من أهمية هذا المحور إخضاع ثلاثة مقاييس للدراسة في البحث الحالي للتعرف أيضاً على علاقة الأحادية بمجال الاختبار وعدد بدائله وعدد بنوده والترابط بين بنوده وأبعاده .

أما المحور الثاني فيتركز على معرفة الفروق بين نموذج البنود (النموذج غير المحزوم) والنموذج المحزوم في الاحصاءات الوصفية بشكل عام، وهى الفروق التي ألمح لها مجموعة من الباحثين منهم Rocha & Chelladurai (2012, 47) اللذان أوضحا أن توزيع الحزم أقرب للاعتدالية مقارنةً بتوزيع البنود، وكذلك عبدالناصر عامر (٢٠٠٥ ، ١٧٤-١٧٥) الذي أوضح أن درجات الحزم أكثر اعتدالية أى أقل التواءً وتفرطحاً من درجات البنود، ولكن بالرغم من ذلك نجد أن معظم الدراسات التي تحصل عليها الباحثان والمتعلقة بالتحزيم لم تبحث هذه الفروق بشكل امبريقي في النتائج فباستثناء دراسات (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Hau & Marsh, 2004; Thompson & Melancon, 1996) ، التي بحثت بشكل امبريقي الفروق بين نموذجي البنود والحزم في الاحصاءات الوصفية، نجد أن الدراسات الأخرى لم تتعرض لهذا الأمر (Bandalos, 2002; 2003; 2008; Graham & Tatterson, 2000; Hall et al., 1999; Rocha & Chelladurai, 2012; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011; Wilkinson, 2007) ، بالرغم من تأثير الاحصاءات الوصفية بشكل مباشر على نتائج النمذجة البنائية ، يكفي في هذا الصدد القول بأن طريقة ML تتطلب توافر شرط الاعتدالية، وبذلك يتمثل المحور الثاني من مشكلة البحث في التعرف على الفروق بين نموذجي البنود والحزم في الخصائص التوزيعية (المتوسط – الانحراف المعياري – الالتواء – التفرطح).

أما المحور الثالث من محاور مشكلة البحث فيتعلق بمستويات التحزيم فهناك دراسات لم

تلجأ للتحزيم وقامت بتحليل الدرجات على مستوى البنود مثل دراسة (Fan, Thompson & Wang, 1999) وهناك دراسات لجأت للتحزيم الجزئي بتحويل كل بعد فرعي لمجموعة من الحزم الفرعية مثل دراسة (Neal & Sellbom, 2012) ، وهناك دراسات لجأت للتحزيم الكلي بجمع درجات بنود البعد ليمثل حزمة كلية مثل دراسة (نبيل زايد ، ٢٠٠٨) ، فأى مستوى يحقق بناء عاملي أفضل؟

أما المحور الرابع من مشكلة البحث فيتعلق بآلية تحزيم البنود فهل يتم تحزيم البنود على أساس التشابه أم الاختلاف أم يتم بشكل عشوائي؟ وفي هذا الصدد أشار Hall et al. (1999, 236) إلى أن طريقة تكوين الحزم الاختبارية تؤثر على نتائج التحليل العاملي، فهناك طرق عديدة للتحزيم منها ضم البنود المتشابهة في حزمة، ومنها ضم البنود المختلفة في حزمة، أو توزيع البنود على الحزم بشكل عشوائي، ولعل ما يرتبط بهذا المحور التساؤل التالي والذي مفاده: أى معيار في التشابه أو الاختلاف يتم استخدامه؟ بمعنى هل التشابه (ومن ثمَّ الاختلاف) يكون على أساس محتوى البند، أم التوائه أم تشبعه على العامل أم ارتباطه بالبعد، وغيرها من المعايير؟ وعلى ذلك ظهرت نتائج متباينة عن أفضلية طرق التحزيم فمثلاً توصلت دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) إلى أن طريقة الاختلاف في الالتواء أفضل من طريقة الاتساق الداخلي في ملائمة البيانات، ودراسة (Bandalos, 2003) التي توصلت إلى أن نموذج التحزيم بطريقة الاختلاف في الالتواء يعطي مؤشرات ملائمة أفضل من التشابه في الالتواء، ودراسة (Hall et al., 1999) التي توصلت إلى تقارب طريقتي الاختيار العشوائي والتشابه في التشبعات العاملية من حيث قبول النموذج، كما قارنت دراسة (Kishton & Widaman, 1994) بين طريقتي الأحادية/العشوائية والاختلاف في المحتوى وتم التوصل إلى أن الطريقتين تعطيان نتائج متشابهة.

وإذا تفحصنا الدراسات التي تطرقت للتحزيم كخطوة إجرائية في البحث، وليس متغيراً أساسياً، نجد أن دراسة (He et al., 2014) ضمت البنود المتشابهة طبقاً للإتساق الداخلي أى الارتباطات بين البنود في نفس الحزمة، ودراسة (Arias et al., 2013) لجأت إلى تحزيم البنود لإجراء التحليل العاملي التوكيدي لمقياس Diagnostic Adaptive Behavior Scale ، واعتمدت على طريقة الاختلاف في الإلتواء.

ولعل من المحاور التي تُبنى عليها مشكلة البحث وهو المحور الخامس يدور حول العلاقة بين تحزيم البنود ودرجة تعقد النموذج البنائي متمثلاً في عدد بارامتراته، وفي هذا الصدد أوضح Bandalos (2002, 79) أن تحزيم البنود يقلل عدد بارامترات النموذج، والذي يقلل بالتبعية حجم

العينة المطلوب مما يزيد من نسبة حجم العينة لعدد البارامترات، ويؤكد ذلك Rocha & Chelladurai (2012, 47) اللذان أوضحا أنه من أهم مزايا التحزيم زيادة نسبة حجم العينة لعدد بارامترات النموذج وبالتالي احتمالية أكبر لقبول النموذج، وبذلك نجد أن هذه النسبة في البحث وبالرغم من تثبيت حجم العينة إلى (٤٢١) في صورتها النهائية إلا أن نسبة N/q ستختلف باختلاف النموذج الخاضع للدراسة مما يعطي نتائج متباينة، ولعل ما يزيد من أهمية هذا المحور هو عدم اهتمام دراسات عديدة أُجريت على التحزيم بإدخال هذا المتغير (N/q) كمتغير رئيسي في البحث .

أما المحور السادس لمشكلة البحث فيتعلق بندرة الدراسات العربية التي أُجريت على تحزيم البنود، فبالرغم من الأهمية السيكومترية للتحزيم من حيث تحسين الخصائص التوزيعة ومؤشرات جودة المطابقة، وهى الفوائد التي يمكن أن نحصلها إذا استخدمنا التحزيم استخداماً مدروساً، إلا أن الدراسات العربية نادرة جداً، ولم يستطع الباحثان إلا الحصول على دراسة (عبدالناصر عامر،٢٠٠٥)[٤]، مقارنةً بالدراسات الأجنبية في هذا الصدد مثل دراسات (Bandalos, 2002; 2003; 2008; Graham & Tatterson, 2000; Hall et al., 1999; Hau & Marsh, 2004; Rocha & Chelladurai, 2012; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011; Thompson & Melancon,1996; Wilkinson, 2007) .

وبالتالي تظهر الحاجة لتعزيز البيئة العربية بدراسة هذا الموضوع الذي يمكن أن يفتح المجال لدراسات عربية أخرى حوله ربما تكشف جوانب أخرى عن تحزيم البنود، وبناءً على ذلك تتحدد مشكلة البحث الرئيسية في السؤال التالي:

هل تتأثر نتائج التحليل العاملي التوكيدي ممثلة في مؤشرات جودة المطابقة بكل من شرط الأحادية، الخصائص التوزيعية (المتوسط – الانحراف المعياري – الالتواء – التفرطح)، نسبة N/q ، مستويات تحزيم البنود (نموذج غير محزوم – نموذج محزوم جزئياً – نموذج محزوم كلياً) ، طرق تحزيم البنود (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) لثلاثة مقاييس نفسية مختلفة المجال؟ ويتفرع من هذا السؤال الرئيسي الأسئلة الفرعية التالية:

---

[٤] بإطلاع الباحثين على عدد من مصادر البحث العلمي المتاحة مثل : المجلة المصرية للدراسات النفسية -قاعدة المعلومات التربوية-اتحاد مكتبات الجامعات المصرية-كشافات عدد من الدوريات العلمية المصرية والعربية المتاحة على الانترنت .

١- ما درجة توافر شرط الأحادية لدى المقاييس الثلاثة الخاضعة للدراسة في البحث الحالي (مقياس الذكاء الفعال – مقياس الصلابة النفسية – مقياس القدرة على حل المشكلات) ؟

٢- هل تتأثر الخصائص التوزيعية (المتوسط – الانحراف المعياري – الالتواء – التفرطح) بكل من [عدم تحزيم البنود، التحزيم الجزئي بطرقه المختلفة (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) ، التحزيم الكلي للبنود] للمقاييس الثلاثة موضوع البحث؟

٣- هل تتأثر مؤشرات جودة المطابقة بكل من [عدم تحزيم البنود، التحزيم الجزئي بطرقه المختلفة (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) ، التحزيم الكلي للبنود، نسبة N/q] للمقاييس الثلاثة موضوع البحث؟

أهداف البحث :

يسعى البحث الحالي إلى تحقيق الأهداف التالية :

١- التعرف على مدى اختلاف توافر شرط الأحادية باختلاف خصائص المقياس (مجال الاختبار–عدد البنود – عدد البدائل – الارتباط بين الأبعاد – معامل الاتساق الداخلي للبنود)، وذلك على ثلاثة مقاييس تتيح الاختلاف في هذه الخصائص.

٢- التعرف على تأثير الأحادية على نتائج تحزيم بنود المقياس.

٣- التعرف على تأثير مستويات التحزيم (عدم تحزيم البنود – التحزيم الجزئي – التحزيم الكلي) على الخصائص التوزيعية للبيانات.

٤- التعرف على تأثير طرق تحزيم البنود (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى– التشابه في الالتواء– الاختلاف في الالتواء) على الخصائص التوزيعية للبيانات.

٥- التعرف على تأثير مستويات التحزيم (عدم تحزيم البنود – التحزيم الجزئي – التحزيم الكلي) على مؤشرات جودة المطابقة للنموذج العاملي التوكيدي، ومدى اختلاف ذلك باختلاف المقياس المستخدم.

٦- التعرف على تأثير طرق تحزيم البنود (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) على مؤشرات جودة المطابقة للنموذج العاملي التوكيدي، ومدى اختلاف ذلك باختلاف المقياس المستخدم.

٧- التعرف على تأثير نسبة حجم العينة لعدد البارامترات على مؤشرات جودة المطابقة N/q

للنموذج العاملي التوكيدي، ومدى اختلاف ذلك باختلاف المقياس المستخدم.

أهمية البحث:

الأهمية النظرية للبحث: يقدم البحث خلفية نظرية عن تحزيم البنود ومستوياته وطرقه وأهم الدراسات ، مما قد يلفت انتباه الباحثين N/qالتي أُجريت حوله، وعلاقته بمتغير الأحادية ونسبة إلى إجراء مزيد من الدراسات على هذا الموضوع في البيئة العربية.

: الأهمية التطبيقية للبحث : تأتي أهمية البحث التطبيقية فى ضوء الجوانب التالية

١- إلقاء الضوء على أحد موضوعات القياس النفسي وهو موضوع تحزيم البنود، والذي قد يفيد بناءً على نتائج البحث في التوصل إلى آلية لتحليل درجات البنود، سواء بتحليلها كما هى أو التوصية بتحزيمها.

٢- يعطي البحث وفقاً لنتائجه طرقاً فعالة لتوزيع البنود على كل حزمة سواء بصورة عشوائية أو بالتشابه أو بالاختلاف وفقاً لمحك امبريقي (معامل الالتواء) أو نظري (محتوى البند).

٣- يتم دراسة تحزيم البنود في ظل متغير الأحادية، هذا المتغير الذي شغل بال المهتمين بقضايا التحزيم، وبالتالي وطبقاً لنتائج البحث يمكن الوقوف على موقع هذا المتغير من موضوع تحزيم البنود.

٤- كثرة اللجوء إلى استخدام التحليل العاملي التوكيدي في البحوث النفسية سواء في بناء الاختبارات أو التحقق من صدقها أو معالجة الفروض العاملية يضيف أهمية للبحث الحالي، الذي يتم فيه محاولة الوصول إلى أفضل ظروف تؤدي إلى بنية عاملية مقبولة.

٥- يلجأ كثير من الباحثين إلى إخضاع درجات أبعاد المقياس (بدلاً من الدرجات نفسها) للتحليل العاملي وهو ما يطلق عليه (التحزيم الكلي) ، ولذلك فربما يفيد البحث الحالي وفقاً لنتائجه في وضع ضوابط للتعامل مع درجات الحزم الكلية.

٦- في ضوء درجة تأثر مؤشرات جودة مطابقة النموذج العاملي بالخصائص التوزيعية بشكل عام وإعتدالية البيانات بشكل خاص، يمكن أن يفيد ذلك الباحثين بفحص توزيع بياناتهم قبل إجراء التحليل العاملي التوكيدي عليها.

يمكن أن يمثل ٧N/q- في ضوء درجة تأثر مؤشرات جودة مطابقة النموذج العاملي بنسبة ذلك حلاً عملياً للباحثين للتغلب على صغر حجم العينة، بتحزيم البنود والذي بالتبعية سيزيد من نسبة N/q.

٨- يتم دراسة متغيرات البحث في ضوء ثلاثة مقاييس نفسية متنوعة في المجال وعدد البنود، مما يعطي ثراءً في النتائج وبالتالي في الاستفادة المتوقعة.

مصطلحات البحث :

١- تحزيم البنود: ضم كل مجموعة من بنود المقياس في حزمة Parcel ، ليتم إخضاع درجات الحزم للتحليل بدلاً من درجات البنود، وتتحدد كل حزمة إجرائياً في البحث الحالي بمجموع درجات البنود الممثلة للحزمة.

٢- مستويات التحزيم: مستوى تجميع البنود Aggregation والذي يبدأ بالنموذج غير المحزوم Nonparceled Model (NP) حيث يتم التعامل مع درجات البنود مباشرةً، إلى النموذج المحزوم جزئياً Partial Parceling Model (PP) بتوزيع بنود كل بعد فرعي من المقياس على عدد من الحزم لا يقل عن اثنين، والتعامل مع درجات الحزم بدلاً من البنود، إلى نموذج التحزيم الكلي Total Parceling Model (TP) بضم بنود كل بعد فرعي من المقياس في حزمة واحدة فقط، والتعامل مع درجة الحزمة بدلاً من درجات البنود.

٣- طرق التحزيم الجزئي: هى آليات يتم اتخاذها وفق معايير معينة لتحزيم البنود، وتوجد خمس طرق للتحزيم في البحث الحالي:

أ- التوزيع العشوائي لبنود الحزمة Random Partial Parceling (RPP) : توزيع بنود البعد الفرعي على كل حزمة بطريقة عشوائية بغض النظر عن تشابه بنود الحزمة أو اختلافها.

ب- التوزيع المتشابه لبنود الحزمة وفق المحتوى Similar Content Partial Parceling(SCPP): توزيع بنود البعد الفرعي على كل حزمة بآلية تتيح تضمين البنود المتشابهة في المحتوى داخل كل حزمة.

جـ- التوزيع المختلف لبنود الحزمة وفق المحتوى Different Content Partial Parceling(DCPP): توزيع بنود البعد الفرعي على كل حزمة بآلية تتيح تضمين البنود المختلفة في المحتوى داخل كل حزمة.

د- التوزيع المتشابه لبنود الحزمة وفقاً لمعامل الالتواء Similar Skew Partial Parceling(SSPP): توزيع بنود البعد الفرعي على كل حزمة بآلية تتيح تضمين البنود المتشابهة في معامل الالتواء وفقاً لقيمته المطلقه داخل كل حزمة.

هـ- التوزيع المختلف لبنود الحزمة وفق معامل الالتواء Different Skew Partial Parceling(DSPP): توزيع بنود البعد الفرعي على كل حزمة بآلية تتيح تضمين البنود المختلفة في معامل الالتواء وفقاً لقيمته المطلقه داخل كل حزمة.

٤- الأحادية Unidimensionality: تمثيل بنود الاختبار لتكوين فرضي واحد، ويمكن قياس الأحادية بواسطة التحليل العاملي الاستكشافي لبنود المقياس، بحيث تتشبع البنود على عامل

(أو عدة عوامل) جذورها الكامنة أكبر من الواحد الصحيح، ويستحوذ العامل الأول منها على أكبر جذر كامن بشرط أن تكون نسبة الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الذي يليه أكبر من أو تساوي ٢،٥.

٥- اعتدالية التوزيع: هى خضوع البيانات للتوزيع الاعتدالي والذي يتم الحكم عليه في البحث الحالي من خلال معاملي الالتواء والتفرطح، بحيث إذا قلت النسبة الحرجة لمعامل الالتواء والنسبة الحرجة لمعامل التفرطح عن ١،٩٦ تتحقق الاعتدالية، وما عدا ذلك هو بعيد بدرجة أو بأخرى عن التوزيع الاعتدالي.

٦- نسبة N/q : هى نسبة عدد أفراد العينة N إلى عدد البارامترات الحرة في النموذج.

الإطار النظري والدراسات السابقة وفروض البحث :

الإطار النظري للبحث :

أولاً: تحزيم البنود Item Parceling :

يعد تحزيم البنود إجراء يتم فيه جمع عدد من البنود في حزمة، والتعامل مع مجموع درجات بنود الحزمة أو متوسط هذه الدرجات كمتغير ملاحَظ، وهكذا بالنسبة لبنود المقياس بحيث تحل درجات الحزم محل البنود عند إجراء التحليلات الإحصائية.

ولقد أشار (Oslen, Olsen & Smith, 2010) أن حزم البنود يأخذ مصطلحات متعددة منها حزم البنود Parcels، مجموعات البنود Clusters، تشكيلات البنود Bundles، الاختبارات المصغرة Testlets.

وكذلك أضاف So (2010, 86) على ماسبق عدة مترادفات لحزم البنود منها التجميع الفرعي Aggregated Subsets أو Sublets .

وهناك عدد من الباحثين أجرى دراسات تتبعية Meta analysis لمعرفة الدراسات التي أُجريت على التحزيم منها دراسة Bandalos & Finney (2001, 269) التي راجعت بحوث تحزيم البنود في الفترة من ١٩٨٩ حتى ٢٠٠١ والمنشورة في سبع مجلات متخصصة في القياس النفسي والنمذجة البنائية، وتم التوصل إلى أنه من بين ٣١٧ دراسة أُجريت في النمذجة البنائية أو التحليل العاملي التوكيدي هناك ٦٢ دراسة (١٩،٦%) أجريت على التحزيم.

والمتتبع لموضوع تحزيم البنود يجد له مزايا وكذلك عيوب، كما أن هناك بعض الأمور المتعلقة بتحزيم البنود منها ضرورة توافر شرط الأحادية، وكذلك الطريقة التي من خلالها يتم انتقاء بنود كل حزمة، وعدد البنود في كل حزمة، والخصائص التوزيعية للحزم مقابل البنود، ونسبة N/q ويمكن إلقاء الضوء على هذه الجوانب كالتالي:

١- مزايا وعيوب تحزيم البنود في مقابل البنود :

حصر عدد من الباحثين منهم (Bovaird & Koziol, 2012, 498; Little et al., 2013, 293; Meade & Kroustalis, 2005) عدة مزايا وعيوب لتحزيم البنود، ومن مزاياه ارتفاع الثبات والشيوع، واختزال عدد العوامل، واحتمالية أكبر لتحسين الخصائص التوزيعية مثل الاعتدالية، وتحقيق مستوى فتري في القياس، كما أن التحزيم يؤدي إلى تخفيض عدد البارمترات في النموذج الأمر الذي يعني الاحتياج لحجم عينة أقل، والتخفيف من حدة تأثير البنود المشوشة، كما أنه يبسط تفسير النموذج الكلي ويحسّن ملائمة البيانات.

كما أشار Thompson & Melancon (1996) إلى فائدتين لتحزيم البنود في التحليل العاملي التوكيدي أولهما تحقيق افتراض الاعتدالية اللازم لطريقة ML ، ثانيهما إنتاج نماذج أكثر اختصاراً Parsimonious بتحليل عدد أقل من معاملات الارتباط، ولقد ضرب الباحثان مثالاً لذلك قائلين أن التعامل مع بنود مقياس يتكون من ٧٨ بنداً على مستوى البنود يعني التعامل مع ٣٠٠٣ معامل ارتباط مما يعني زيادة في بارامترات النموذج، أما إذا تم تحزيم البنود في ٣٦ حزمة مثلاً هنا سيتم التعامل مع ٦٣٠ معامل ارتباط فقط، مما يعني اختزال لعدد البارامترات المقدرة.

وأوضح Hall et al.(1999, 248) أن هناك تنوعاً من الأسباب النظرية والعملية بين الباحثين دفعتهم لاستخدام تحزيم البنود وتشمل: الحفاظ على نسبة المتغيرات الملاحظة للمتغيرات الكامنة للحد المقبول، تخفيض عدد البارامترات الحرة في النموذج لإنقاص حجم العينة اللازم، زيادة احتمالية قبول النموذج البنائي، كما راجعوا الأبحاث التي نشرت في الفترة من ١٩٩٠-١٩٩٦ ووجدوا أن ١٧% من الـ ٤٨ بحثاً التي اعتمدت على النمذجة البنائية استخدمت تحزيم البنود.

ولكن أشار عدد من الباحثين منهم Bovaird & Koziol (2012, 498) إلى أن تحزيم البنود لا يخلو من عيوب والتي منها زيادة الخطأ من النوع الثاني الذي يتم فيه قبول نموذج خاطئ، كما أن اختزال عدد البارمترات يجعل تفسير النموذج أقل وضوحاً، ومن عيوب التحزيم أيضاً نقص المعلومات المرتبطة بالنموذج.

كما قدم Plummer (2000, 17) ثلاث سلبيات للتحزيم أولها التضحية بقوة الاختبار الاحصائي بتخفيض عدد البارامترات الحرة الذي سيخفض من درجات الحرية وبالتالي سيخفض من قوة رفض النموذج، الثاني إخفاء الارتباطات بين أخطاء قياس البنود، حيث أشار إلى أن التحزيم سيكون خطراً لأنه سيخفي أخطاء القياس المرتبطة داخل نفس الحزمة، فوجود الاخطاء المرتبطة يؤدي إلى وجود عامل ثانوي غير مقاس وبالتالي عرضة للتزييف إذا لم يتم الالتزام بالأحادية،

والسلبية الثالثة أن التحزيم يحتاج لمجهود لتسكين بنود بعينها داخل كل حزمة.

٢- الأحادية كشرط لتحزيم البنود :

أوضح Little et al. (2013, 287-288) أن الأحادية تعني أن كل بند في المقياس يقيس بعد واحد فقط، بحيث كل بند له مصدر درجة حقيقي وحيد، ولقد قدموا مثالاً على بنود تمثل الأحادية وأخرى لا تمثلها فمسائل الحساب المعتمدة على الجمع مثل: ٧+٤ و ٨+٣ تعتبر بنود أحادية وتقيس التكوين: المهارة الحسابية، أما المسائل اللفظية مثل: شخص معه أربع موزات، وسبع تفاحات كم عدد الفاكهة الكلية معاً، هذا مثال لبند متعدد الأبعاد وليس أحادياً لأن كل بند يقيس بعدين أحدهما مهارة حسابية والآخر مهارة لفظية.

وأشار (Meade & Kroustalis, 2005) إلى أنه إذا كانت البنود ممثلة لأبعاد متعددة فإن الطبيعة الحقيقية لنموذج القياس سيتم التستر عليها بواسطة التحزيم، فمثلاً إذا تشبع بندان على عاملين وتم توزيعهما على حزمتين مختلفتين، فهنا سيظهر تباين مشترك يسهم في تحيز تقديرات بارامترات النموذج، وحتى لو تم ضم البندين في حزمة واحدة سيسبب العامل الثانوي خطأ في القياس يؤثر على الحزمة، ولذلك يجب عدم اللجوء إلى التحزيم إلا إذا توافر شرط الأحادية.

وأضاف Matsunaga(2008, 278-279) أنه إذا كانت البنود تتسم بالأحادية فهذا يعني انتمائها إلى بنية كامنة واحدة، وبالتالي عند تحزيم البنود سيتم التغلب على الارتباطات المتوقعة بين أخطاء القياس Error Correlations داخل نفس الحزمة مما يقوي من احتمالية قبول النموذج، وفي المقابل عند وجود تعددية للبنود أى عدم توفر شرط الأحادية وعند إجراء تحزيم للبنود تتوزع أخطاء القياس على أكثر من بعد مما يؤدي إلى وجود عوامل ثانوية مشتركة تؤدي إلى سوء تحديد للنموذج ومن ثم عدم قبوله، وحتى وإن تم قبوله فسيكون عرضةً لأخطاء النوع الثاني في القياس، وعلى ذلك فالباحثون الذين يتجاهلون شرط الأحادية يخاطرون بسوء تحديد النموذج .

وسار Little et al. (2002, 163) في نفس الاتجاه عندما أشاروا إلى أن الإخلال بشرط الأحادية يعني أن الحزم المبنية على بنود معينة تقيس بنية متعددة الأبعاد وستكون كل حزمة تحتوى على بنود من أبعاد متعددة والذي يعني إخلال في نماذج القياس وتحيز في تقدير بارامترات النموذج ونموذج محدد بصورة خاطئة مما يجعل النموذج العاملي صعب التفسير.

وهناك عدد من الباحثين أجرى دراسات تتبعية Meta Analysis لمعرفة درجة اهتمام الدراسات السابقة بشرط الأحادية أثناء تحزيم البنود، فلقد أشارت دراسة Bandalos& Finney

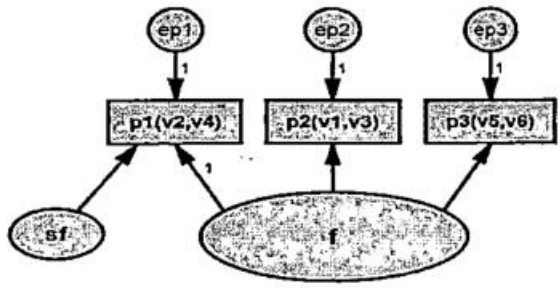
(2001, 271) أنه بمراجعة بحوث تحزيم البنود في الفترة من ١٩٨٩ حتى ٢٠٠١ والمنشورة في سبع مجلات متخصصة في القياس النفسي والنمذجة البنائية، تم التوصل إلى أن شرط الأحادية نادراً ما يتم استخدامه والالتزام به في البحوث، ولقد راجع هذان الباحثان العديد من الدراسات التي أجريت على التحزيم ووجدا أن ٣٢،٣% فقط أشارت إلى شرط الأحادية سواء بعرض نظري لدراسات سابقة أو تنفيذ تحليل عاملي استكشافي أو توكيدي للبنود، أما الدراسات المتبقية لم تشر لشرط الأحادية، بالرغم من أن انتهاك هذا الشرط يجعل التحزيم يشوش ولا يوضح البنية العاملية للبيانات.

كما استعرض Plummer (2000, 25-26) ثلاث مجلات نفسية في الفترة من ١٩٩٦-١٩٩٩ ووجد أن من بين ٧٩٥ بحثاً، منهم ١٠٢ لجأوا للتحليل العاملي التوكيدي، منهم ٥٢ تم تحليل البنود، ٥٠ تم تحليل الحزم ومن الـ ٥٠ دراسة الأخيرة، واحدة فقط قارنت بين نموذج البنود ونموذج الحزم، ولقد لاحظ الباحث أن معظم هذه الأبحاث لم تتطرق للأحادية كافتراض مهم للتحزيم، وهى نقطة لا يجب تجاهلها عند إجراء النمذجة البنائية للحزم.

وكذلك دراسة Williams & O,Boyle (2008, 238-239) التي فحصت ٢٧ دراسة من ٢٠٠١-٢٠٠٧ ووجدت أن ٩ دراسات فقط تحققت من أحادية البنود.

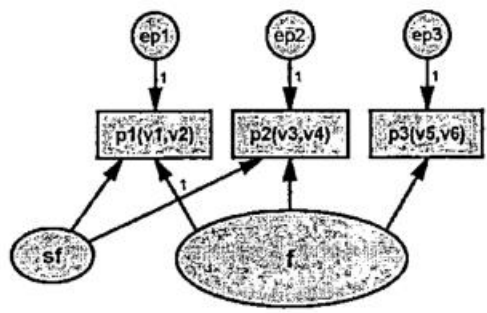
كما قدمت مراجع عديدة تبريراً لضرورة توافر شرط الأحادية عند تحزيم البنود منها ما أوضحه Rocha & Chelladurai (2012, 50) بأنه عندما لا يتوفر شرط الأحادية فإن طريقة تحزيم البنود تؤثر على صحة تحديد النموذج، فلو تم وضع بندين لهما نفس التأثير الثانوي المشترك في نفس الحزمة، سيظل النموذج محدد بصورة صحيحة لأنه يعزل كل الأخطاء داخل نفس الحزمة أى يتم عمل إخفاء للأخطاء المرتبطة، ويصبح تباين الخطأ للحزمة مجرد تباين خطأ لمتغير ملاحَظ، أما إذا تم وضعهما في حزمتين مختلفتين سيُساء تحديد النموذج Misspeceficied لأنه لم يراعي حساب العامل الثانوي المشترك بين الحزمتين، أما توافر الأحادية سيضمن عدم تأثر استراتيجيات التحزيم المختلفة سواء بالعزل أو التوزيع بوجود العامل الثانوي.

ولقد قدم Hall et al. (1999, 237) نموذجين يوضحان تأثير العوامل المشتركة في حالة عدم توافر الأحادية، وهما موضحان في الشكلين (١ ، ٢) التاليين:



شكل (١)

نموذج عاملي محزوم بالعزل



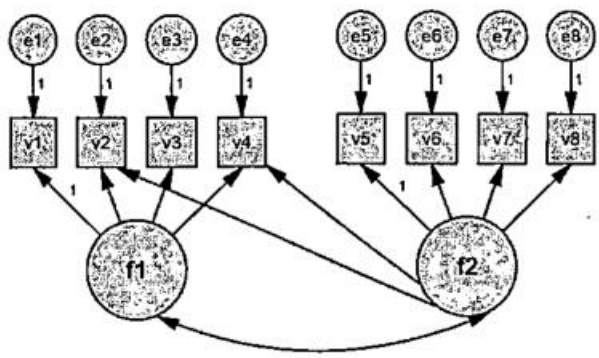
شكل (٢)

نموذج عاملي محزوم بالتوزيع

وعلقوا على هذين الشكلين بالقول أن النموذج عبارة عن ستة متغيرات ملاحظة v1,v2,v3,v4,v5,v6 والذي يعكس السمة التي يقيسها المقياس، أما f تتشبع على العامل العام ، وكل حزمة مكونة من البندين p1,p2,p2 فهى تباينات الخطأ للحزم الثلاث ep1,ep2,ep3 Secondary يعكسان عامل ثانوي v2,v4الموضحين في النموذج، وفي كلا الشكلين، البندان وهذا يحدث عندما يتأثر البندان بتباين مشترك مثل العبارات السلبية أو المرغوبية (Factor(SF الاجتماعية، وبالتالي عدم توفر شرط الأحادية، فعند تحزيم البنود الستة في ثلاث حزم ثنائية، وعند عزل البندين المتأثرين بالعامل الثانوي داخل نفس الحزمة، هنا سيتم اختبار النموذج الموضح بشكل (١) ، ولكن باستثناء العامل الثانوي الذي لا يعلم الباحث عنه شيئاً، وبذلك يتأثر الذي لا يؤخذ في الحسبان، وإذا تم p1(v2,v4)النموذج بتباين نوعي إضافي مؤثر على الحزمة على حزمتين مختلفتين شكل (٢) ، سيظهر العامل الثانوي أيضاً في v2,v4توزيع البندين

النموذج ولكن هذه المرة يؤثر على حزمتين وليس حزمة واحدة، ولذلك يصبح النموذج محدد بصورة يؤثر على النموذج ولا يؤخذ حسابه، الأمر Unmodeledخاطئة لوجود عامل ثانوي غير منمذج الذي يؤدي إلى تقديرات بارامترات خاطئة، وبذلك ففي كلتا الحالتين نجد وجود تأثير سلبي على النموذج إلا أنه أخف ضرراً في حالة عزل البنود داخل نفس الحزمة مقارنة بتوزيع البندين على حزمتين مختلفتين.

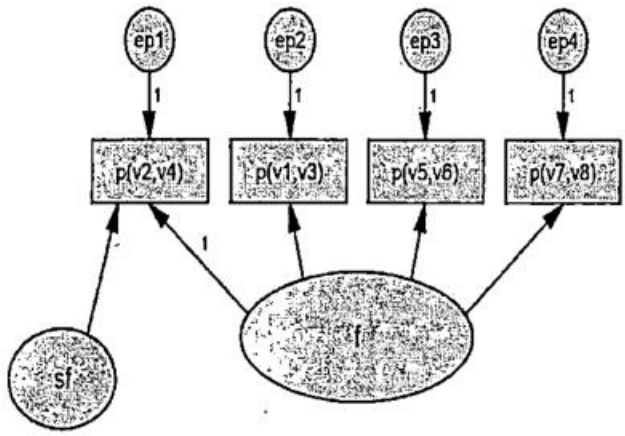
ويضيف الباحثان وبناءً على ما سبق علاقة الأحادية بالتحزيم بالقول أن توافر الأحادية يعني عدم وجود تعددية لبند أو أكثر في النموذج، وهذه التعددية قد تكون على عامل داخل النموذج وزملاؤه، أو قد تكون Hallوعامل (أو أكثر) خارجي غير معروف وهو المثال السابق الذي قدمه على عاملين (أو أكثر) داخل النموذج، ويقدم الباحثان مثالاً لذلك، فلنفترض أن لدينا ٨ بنود v1,v2,v3,v4,v5,v6,v7,v8 ، وكان البندان f1,f2، موزعة بالتساوي على بعدين v2,v4 كما في شكل (٣) التالى :f2 وكذلك على f1متعددي البعد حيث يتشبعان على



شكل (٣)

نموذج عاملي لا يتسم بالأحادية

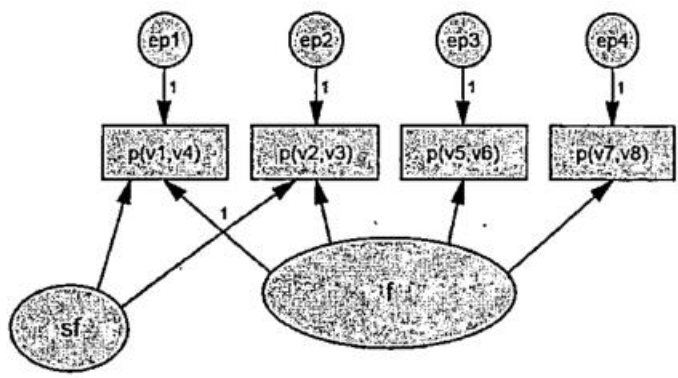
وعند التحزيم الثنائي للبنود وإذا أردنا عزل خطأي القياس في البندين داخل نفس الحزمة يتم ضمهما معاً ، كما في شكل (٤) التالى :



شكل (٤)

التحزيم بالعزل في حالة عدم توافر الأحادية

وحيث أن العامل sf غير منمذج Unmodeled فهو يتحد ضمنياً مع تباين الخطأ ep1 وبالتالي يضاعف من خطأ قياس الحزمة p(v2,v4)، أما إذا تم توزيع البندين على حزمتين مختلفتين سيظهر تأثير العامل الثانوي sf بدرجة أكبر، ويصبح النموذج محدد بصورة خاطئة لوجود عامل ثانوي يؤثر على أكثر من متغير ملاحَظ، ويصبح النموذج بعد التحزيم كما هو موضح في شكل (٥) التالى ، وفي كلتا الحالتين ستتولد أخطاء قياس تؤثر سلباً على صحة تحديد النموذج.



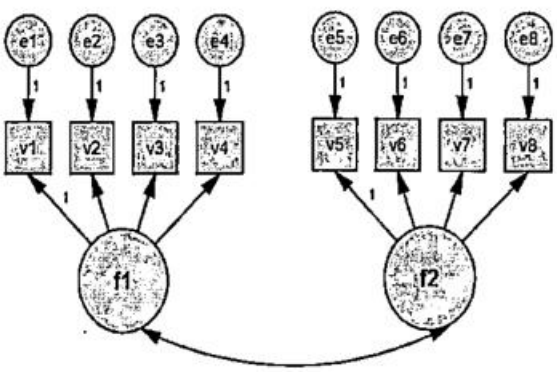
شكل (٥)

التحزيم بالتوزيع في حالة عدم توافر الأحادية

وجدير بالذكر أن المثال الذي تم عرضه بواسطة الباحثَيْن، والمثال الذي سبقه بواسطة

Hall وزملاؤه هما مثالان لأمثلة عديدة قد يتم فيها الإخلال بالأحادية، فمثال Hall وزملاؤه اقتصر على بندين متعددي البعد Multidimensional وقد يكون هناك أكثر من بندين، واقتصر على ستة متغيرات ملاحظة وقد يكون أكثر، وتشبعت المتغيرات الملاحظة على عامل واحد وقد يتشبعوا على عاملين أو أكثر، وكانت تعددية البندين على بعدين أحدهما داخل النموذج والآخر خارجي وقد تكون التعددية على بعدين داخل النموذج أو أكثر من بعدين، وإذا انتقلنا إلى المثال الثاني نجد نفس الشئ فقد تزيد المتغيرات الملاحظة على ثمانية وقد يزيد عدد العوامل على اثنين، وقد لا تتوزع المتغيرات الملاحظة بالتساوي على العاملين، وقد يزيد عدد البنود متعددي البعد على اثنين، وكذلك قد يكون التعدد على عوامل داخل النموذج وعوامل خارجية، كما أن المثال الثاني اقتصر على حالة وجود البندين متعددي البند داخل نفس العامل v2,v4 ، فقد يكون البندان (البنود) كل منهما على عامل، وكذلك اقتصر المثال الحالي على نموذج عاملي من الدرجة الأولى.فقد يكون النموذج من الدرجة الثانية، وكذلك تم الاقتصار على التحزيم الثنائي فقد يكون ثلاثي أو أكثر، وكان التحزيم متساوياً على الحزم (بندان في كل حزمة) وقد لا يكون كذلك، وفي كل هذه الحالات وغيرها ستتولد مصادر عديدة تخل بشرط الأحادية.

أما إذا اتسم النموذج بالأحادية، ففي هذه الحالة فإنه لم يحتوي على تعددية للبنود كما في شكل (٦) التالى :

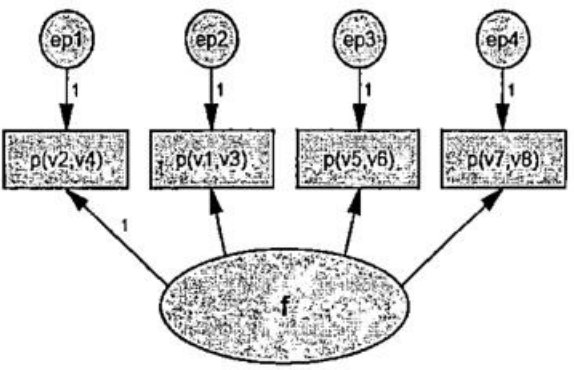


شكل (٦)

نموذج عاملي يتسم بالأحادية

وعند تحزيم بنود المقياس الذي يتسم بالأحادية، هنا لا يتأثر النموذج بعزل البندين متعددي

البعد داخل نفس الحزمة أو توزيعهما على حزمتين مختلفتين، فبضم أى بندين داخل كل حزمة، سنجد في النهاية نموذجاً خالياً من العوامل الثانوية ، فبتحزيم النموذج في شكل (٦) السابق يصبح كما هو موضح في شكل (٧) التالى :



شكل (٧)

نموذج عاملي محزوم وفقاً لشرط الأحادية

وبذلك تصبح الأحادية حائط صد ضد أى طريقة للتحزيم سواء بالاختيار العشوائي أو بالاعتماد على محك نظري أو محك إمبريقي بالتشابه أو بالاختلاف والتي قد يتولد منها عزل البنود داخل نفس الحزمة أو توزيعها على حزم مختلفة، لعدم وجود عوامل ثانوية مشتركة تؤثر بالسلب على تحديد النموذج وتقدير بارامتراته.

وبناءً على ما سبق نجد تأكيد عدد لا بأس به من الباحثين على ضرورة توافر شرط الأحادية عند تحزيم البنود، فلقد أعطى Hagtvet & Solhaug (2005, 400) أهمية لتحزيم البنود مقارنة بكل من نظرية IRT أو نظرية إمكانية التعميم نظراً لأن الأخيرتين قد يشوبهما نقص الأحادية، بعكس التحزيم الذي يعد مطلباً أساسياً له، وأضاف Matsunaga (2008, 283) بالقول أن عدم توافر شرط الأحادية يؤدي إلى سوء تحديد للنموذج Misspecification وسو تمثيل Misrepresentation للظاهرة الخاضعة للدراسة، وكذلك Baer et al. (2006, 37) الذين أكدوا على أن عدم الإلتزام بشرط الأحادية أثناء تحزيم البنود يتستر على التعددية الكامنة.

وبالرغم من وجود دراسات لم تراعي شرط الأحادية عند تحزيم البنود، نجد أن هناك دراسات لم تغفل شرط الأحادية كشرط يجب التحقق منه قبل الخوض في تحزيم البنود منها (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Baer, et al. , 2006; Hall et al., 1999; Rocha &

.(Chelladurai, 2012

وهناك من تحدث عن الأحادية لبنود المقياس بشكل عام (Bandalos, 2002; Coffman & MaCcallum, 2005; Sterba, 2011) ، وهناك من تحدث عن الأحادية لبنود المقياس الفرعي (Rocha & Chelladurai, 2012; Tran, Gluck & Nader, 2013)، ولقد قام (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) بالتحقق من الأحادية على مستوى كل بعد، وكذلك على مستوى المقياس ككل، ويتبنى الباحثان الرأى الأول [٥] ، لأن الأحادية تعني تمثيل كل بند من بنود المقياس لبعد واحد فقط، بحيث لا ينتمي البند لأكثر من بعد في نفس الوقت، وفي ضوء هذا المفهوم يتضح أن التحقق من الأحادية يكون على مستوى المقياس ككل حتى نضمن عدم تعددية بنود المقياس وتداخلها بين الأبعاد الفرعية.

وهناك عدة طرق يتم من خلالها التحقق من أحادية البنود منها التحليل العاملي الاستكشافي (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Baer et al., 2006; Hall et al., 1999; (Arias et al., 2013) ، التحليل العاملي التوكيدي Rocha & Chelladurai, 2012 ، وكذلك بعض الاختبارات الإحصائية والتي منها اختبار (He et al., 2014) معامل ألفا-كرونباخ DETECT واختبار DIMTEST.

أسلوبين Monahan, Stump, Finch & Hambleton (2007, 483 حيث عرض (وهو DETECTإحصائيين مكملين لبعضهما البعض للتحقق من أحادية البنود أحدهما يسمى وهو خاص بأحادية الأبعاد، ويعمل هذان DIMTESTخاص بتعددية الأبعاد والآخر يسمى IRTالاختباران في ظل نظرية

Hall et وفيما يخص التحليل العاملي الاستكشافي كأسلوب للتحقق من الأحادية أشار al. (1999, 236) إلى أن نقطة البداية في تحزيم البنود هي التحقق من شرط الأحادية باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي فإذا دعم التحليل وجود عامل واحد هنا تتحقق الأحادية، ويمكن الاستدلال على وجود الأحادية بتشبع البنود جوهرياً على عامل واحد، والجذور الكامنة لأى عوامل إضافية تكون أقل بصورة دالة من العامل الأول بقيم أقل من الواحد أو انخفاض ملحوظ في منحنى الجذور الكامنة، وبالنسبة لمحك الفصل لقبول افتراض الأحادية من عدمه قدمت الدراسة محكاً

---

[٥] بمراسلة عدد من الباحثين الأجانب الذين لهم باع في مجال تحزيم البنود منهم Deborah Louise Bandalos(bandaldl@jmu.edu)، أوضحت أن تحزيم البنود يتم على المقياس ككل حتى نضمن عدم تعددية البنود بين أبعاد المقياس المختلفة .

واضحاً في هذا الصدد عندما أشارت إلى أنه يتحقق شرط الأحادية عندما تكون نسبة الجذر الكامن الأول إلى الجذر الكامن الثاني أكبر من ٢،٥ .

طريقة التحليل العاملي الاستكشافي على أساس Matsunaga (2008, 279)ولقد انتقد أنه ربما تكون البنية متعددة العوامل ويتم الحكم عليها بعامل وحيد، ولذلك تبنى طريقة نقلها عن وهى تعتمد على شقين: الاتساق Product Rules تسمى قواعد الناتج Gerbing & Anderson الداخلي الذي يتطلب تساوى ارتباط كل بندين مع حاصل ضرب تشبعيهما على نفس العامل، والاتساق الخارجي الذي يتضمن ضرورة ضعف الارتباط بين البند المنتمي للعامل وعامل خارجي في البنية العاملية.

إلا أن الصعوبة العملية لتطبيق هذه الطريقة وخاصة إذا كان عدد البنود كبيراً جعل الباحثين يحجمون عنها، يكفي القول في هذا الصدد أن مقياس مكون من ٣٠ بند مثلاً يتطلب فحص٤٣٥ مقارنة للاتساق الداخلي فقط.

وربما كان هذا سبباً لتبني بعض الباحثين معامل ألفا-كرونباخ كمؤشر لقياس الأحادية لسهولته العملية، كما أنه يحتوي نفس الفكرة ولكن بطريقة أسهل وأقرب للواقع.

أربع محكات يمكن في ضوئها الحكم على الأحادية ، Kim (2000, 26)كما عرض موضحة في جدول (١) التالي :

جدول (١)

محكات الأحادية من وجهة نظر Kim(2000)

الدليل	المحك	المنطقية
نظري	مناسبة المحتوى	تسهيل العلاقة المفاهيمية
امبريقي	عامل كامن واحد	تدعيم وجود بنية وحيدة
	عدم وجود ارتباطات بين متغيرات الخطأ فيما بينها ، وبينها وبين الحزم من ناحية أخرى	
	عدم وجود ارتباط بين العوامل الكامنة ومتغيرات الخطأ	

٣- عدد البنود في كل حزمة:

من الجوانب التي يجب معرفتها فيما يتعلق بتحزيم البنود هو عدد البنود في كل حزمة، وفي هذا الصدد يمكن القول أن هذا العدد يختلف على حسب طبيعة البنود ومستوى قياسها، فلقد أشار Brown (2006, 408) إلى أن البنود الثنائية (٠/١) تحتاج لعدد كبير من البنود داخل كل حزمة، فمثلاً مقياس يتكون من ٢٠-٣٠ بنداً يمكن أن نمثله بمعدل ١٠ بنود في كل حزمة أى يتكون من حزمتين أو ثلاث حزم.

أما بالنسبة للبنود التي تتبع مقياس ليكرت فلقد استخدم الباحثون عدداً متفاوتاً من البنود داخل كل حزمة، فهناك من ثبّت عدد البنود داخل كل حزمة إلى ٢ (Hall et al., 1999) أو ٣ (Graham & Tatterson, 2001) وهناك من استخدم أكثر من عدد للبنود داخل نفس البحث مثل ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٦ (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥)، ٢ ، ٤ ، ٦ ، ١٢ (Bandalos, 2003)، عدد من البنود في الحزمة تراوح بين بندين حتى ١٥ بنداً (Thompson & Melancon, 1996).

وسيتم استخدام عدد ثابت في البحث الحالي وهو خمسة بنود في كل حزمة، لعدم إخضاع متغير عدد البنود في كل حزمة للدراسة في البحث الحالي، كما أن العدد خمسة يمثل معدلاً مناسباً لأعداد البنود التي تم استخدامها لتمثيل الحزمة.

٤- طرق التحزيم Parceling Methods:

تختص طرق التحزيم بالتحزيم الجزئي فقط أو ما يطلق عليه Partial Disaggregation أو Partial Parceling ، والذي يتم فيه تحزيم بنود البعد الفرعي أو المقياس الكلي إلى عدد من الحزم لا يقل عن اثنين، وهنا تظهر الحاجة إلى معرفة الآلية التي من خلالها يتم توزيع بنود على حزمة معينة دون أخرى، أما كلا من عدم التحزيم Total Disaggregation أو Nonparceling، والتحزيم الكلي Total Aggregation أو Total parceling ، فيخضعان لآلية واحدة فقط، ففي النموذج غير المحزوم يتم التعامل مع درجات البنود، وفي نموذج التحزيم الكلي يتم جمع درجات كل بنود البعد الفرعي، وبذلك فإن الحديث عن طرق التحزيم يقتضي ضمنياً طرق التحزيم الجزئي.

وفي هذا الصدد أشار Hall et al. (1999, 236) إلى أن هناك عدة طرق لتوزيع البنود على كل حزمة منها الاختيار العشوائي لبنود الحزمة، أو اختيار مبني على خلفية إمبريقية أو نظرية، أو مزج البنود ذات الارتباطات الأعلى وكذلك البنود ذات الارتباط الأدنى بالدرجة الكلية للمقياس في حزمة واحدة، وهناك ضوابط أخرى في التوزيع مثل توزيع البنود السلبية والبنود التي تتسم بالصعوبة على كافة الحزم، أو توزيع البنود في كل حزمة على أساس التشابه، أو في توجه آخر توزيعها في الحزمة على حسب الاختلاف وفقاً لمحك معين.

وفي هذا الصدد عرض Williams & O'Boyle (2008, 235) لطريقة التوازن أى الاختلاف Item-to-Construct Balance أو ما تسمى طريقة الخوارزمية العاملية Factorial Algorithm وفيها تتوزع التشبعات العاملية بالاختلاف على الحزم، وطريقة المعرفة السابقة بمضمون البنود الاختبارية Priori Questionnaire Construction حيث تتوزع البنود

بالاختلاف في المحتوى، وطريقة التوزيع بناءً على الارتباطات Correlational Algorithm ، وهناك طريقة الخوارزمية نصف القطرية Radial Algorithm والتي تعد مزج بين طريقتي الارتباطات والتشبعات.

كما قدمت دراستا (Bandalos, 2003; 2008) أربعة طرق للتحزيم وهي: العزل/الاختلاف حيث يتم تحزيم البنود داخل كل عامل بناء على الاختلاف في التوزيع الاعتدالي، العزل/التشابه حيث يتم تحزيم البنود داخل كل عامل بناء على التشابه في التوزيع الاعتدالي، التوزيع/الاختلاف حيث يتم تحزيم البنود على كافة العوامل بناءً على الاختلاف في التوزيع الاعتدالي، التوزيع/التشابه حيث يتم تحزيم البنود على كافة العوامل بناءً على التشابه في التوزيع الاعتدالي.

كما أوضح Wang & Wang (2012, 113) أن هناك عدة طرق لتكوين الحزم منها التشابه/الاختلاف في: المحتوى – الاتساق الداخلي – التشبعات العاملية – الإحصاءات الوصفية (الالتواء والتفرطح)، ويمكن تصنيفها في العزل داخل نفس البعد، أو بالتوزيع من الأبعاد المختلفة.

وسيتم في البحث الحالي اتباع خمس طرق للتحزيم هي: الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الإلتواء – الاختلاف في الإلتواء ، ولعل مبررات اخضاع هذه الطرق الخمس للدراسة ينبع من أن الانتقاء العشوائي لأى وحدات هو جوهر أى انتقاء علمي، وتم تفضيله في التحزيم بواسطة عدد من الدراسات منها (Hall et al., 1999; Sterba & MacCallum, 2010) ، أما الطرق الأربع المتبقية فهى ناتجة من تفاعل بعد المحك المستند عليه التحزيم (نظري/إمبريقي) ، فالمحك النظري يمثله محتوى البند، والمحك الإمبريقي يمثله معامل الإلتواء، وبعد التوازن في مقابل التجانس بين بنود الحزمة وهو ما يطلق عليه الاختلاف/التشابه، وبذلك تظهر الطرق الخمس والتي سيتم في البحث الحالي المقارنة بينها من حيث إنتاجها بنية عاملية مقبولة.

ثانياً: نسبة N/q :

أشار Brown (2006, 412) إلى أنه عند استخدام التحليل العاملي التوكيدي يهتم الباحث بعدد أفراد العينة لتحقيق مستوى مقبول من الدقة والقوة الإحصائية لتقديرات بارامترات النموذج، وكذلك مؤشرات مقبولة من جودة المطابقة، واستطرد قائلاً أن هناك العديد من المعايير التي من خلالها يمكن اختيار العينة منها بصورة مطلقة ($N \geq 100$ to 200)، أو بصورة نسبية كنسبة عدد الحالات للبارامتر من ٥ إلى ١٠ حالات لكل بارامتر حر N/q، وكذلك عدد الحالات لك متغير مقاس

.N/p

كما أوضح كل من عودة والخليلي ، القحطاني نقلاً عن (عادل الغامدي ،٢٠١٣ ، ١٢) أن هناك عدة اتجاهات لتحديد حجم العينة منها ما يختلف باختلاف الأسلوب الإحصائي فالدراسات الارتباطية: ٣٠ فرداً لكل متغير في كل من الارتباط المتعدد والانحدار المتعدد، البحوث التجريبية ٣٠ فرداً إذا كانت هناك معالجة واحدة، و٥ أفراد فأكثر إذا كانت هناك معالجتان فأكثر، الدراسات المسحية: ٢٠ % من أفراد المجتمع إذا كان عدد أفراد المجتمع بضع مئات، و١٠% إذا كان عدد أفراد المجتمع بضعة آلاف، ٥ % إذا كان عدد أفراد المجتمع عشرات الآلاف، التحليل العاملي: أن يكون حجم العينة من ٥-١٠ أمثال عدد العبارات، تحليل التباين المتعدد والتحليل التمييزي: ألا يقل عدد الأفراد في كل خلية عن عدد المتغيرات التابعة.

وأوضح Bowles & Montroy (2013, 299) أن أحجام العينة الكبيرة مطلوبة لإنتاج تقديرات بارامترات صحيحة وأخطاء معيارية مقبولة، ولكن بعض الباحثين ربط حجم العينة بعدد المتغيرات الملاحظة أو عدد البارامترات في النموذج، وبالتالي الاعتماد على عينة نسبية.

أما Marsh (2007, 781) فيؤيد حجم العينة المطلقة حيث يشير إلى أنه كلما زادت N كلما زادت دقة النموذج، وهذه الزيادة في N ستؤدي منطقياً إلى تحسين العينة النسبية بزيادة نسبة N/p و N/q و N/f.

ويوضح Harrington (2008, 46) أنه في حالة استخدام التحليل العاملي التوكيدي مع أحجام عينة صغيرة أو متوسطة هنا يجب الحرص على استخدام متغيرات ملاحظة ذات خصائص سيكومترية جيدة، وتشبعات عاملية أكبر من ٠،٦ ، وكذلك استخدام التحزيم الذي يقلل من عدد بارامترات النموذج، ولكن استطرد قائلاً بأفضلية طريقة Bayesian مقارنة بطريقة ML لأن الأخيرة لا تصلح لأحجام العينة الصغيرة حتى مع اعتدالية التوزيع، أما طريقة Bayesian تصلح بشرط ألا تقل نسبة N/q عن ٢ أو ٣

وربما يكون القصد من كلام Harrington أنه يمكن التغلب على صغر حجم العينة بتحزيم البنود وبالتالي تهيئة الظروف الملائمة لتطبيق طريقة ML .

وأوضح Hall et al. (1999, 235) أن من بين الأسباب التي يلجأ لها الباحثون لتحزيم بنودهم هو متطلبات حجم العينة، فعندما يكون هناك العديد من المتغيرات الملاحظة الممثلة لكل عامل، يصبح النموذج معقداً ويحتوي على عدد كبير من البارامترات الحرة المراد تقديرها، ومن ثم تظهر قاعدة لاختيار العدد المناسب من حجم العينة يعتمد على نسبة حجم العينة لعدد البارامترات،

بتحزيم البنود والذي يرفع بالتبعية هذه النسبة.

كما أشار Keith (2014, 530) أن انحصار نسبة N/q بين ١٠:١ – ٢٠:١ كحد أدنى تعتبر مناسبة في التحليل العاملي التوكيدي، وأوضح أنه في كل الحالات فهناك عدد مطلق للعينة لا يجب النزول عنه وهو (١٠٠) ، كما ألمح إلى أن هناك محكات عديدة يتم الاعتماد عليها في تحديد حجم العينة، وإجمالاً كلما زادت درجة تعقد النموذج كلما كان هناك احتياج أكبر لزيادة حجم العينة.

وأوضح SO (2010, 83-86) أن هناك نوعان من أحجام العينات أحدهما يتم تحديده بشكل مطلق وأغلبها غير مستند على أساس إحصائي أو رياضي وإنما خبرة الباحث بالنمذجة البنائية، والنوع الآخر يتم تحديده بشكل نسبي Relative Sample Size وهو الذي يعتمد على محك إحصائي معين، وأشهر هذه المحكات هو عدد البارامترات في النموذج بتحديد نسبة معينة لعدد أفراد العينة N إلى عدد البارامترات في النموذج (q) (N/q) ، ويفضل ألا تقل هذه النسبة عن ٥:١ – ١٠:١ ، ولقد ربط الباحث بين هذه النسبة ومستويات التحزيم بالقول أن هذه النسبة تقل في حالة النماذج غير المحزومة Disaggregation ، وأن زيادة هذه النسبة يتأتى باستخدام التحزيم الجزئي Partial Aggregation ، ثم التحزيم الكلي Aggregation Total الذي تزداد فيه هذه النسبة لأقصى درجة.

وسار في نفس الاتجاه Gagne & Hancock (2006, 66) باستعراضهما لعدد من أحجام العينة المطلقة والنسبية حيث أشارا إلى رأيين أحدهما يؤيد ١٠٠ كحد أدنى مطلق، والآخر يؤيد ٢٠٠ كحد أدنى مطلق، وهناك عدد من الأحجام النسبية مثل N/q = 5:1 كحد أدنى في حالة التوزيعات الاعتدالية واستخدام طريقة ML وهو ما يتلاءم مع درجة تعقد النموذج.

وعلى ذلك يتم دراسة متغير N/q امبريقياً في البحث الحالي للتعرف على تأثيره في مؤشرات جودة مطابقة النموذج.

الدراسات والبحوث المرتبطة:

دراسة (Kishton & Widaman, 1994) استخدمت طريقة ML ، وحجم عينة ١٠٧ فرداً، استجابوا لثلاثة مقاييس هي: مقياس وجهة الضبط (ثنائي الاستجابة) ،٤ حزم عشارية البند، مقياس الحاجة للتعرف الاجتماعي (ثنائي الاستجابة) ، ٤ حزم خماسية البند، مقياس تقدير الذات (ثلاثي الاستجابة) ٤ حزم ١٧ –١٨ بنداً، وتمت المقارنة بين طريقتين لتحزيم البنود إحداها تعتمد على الأحادية/العشوائية بتوفير شرط الأحادية باستخدام التجانس الداخلي ثم توزيع البنود عشوائياً

على الحزم، والطريقة الأخرى التمثيل المكافئ للمحتوى داخل كل حزمة، ولم يتم التطرق للإحصاءات الوصفية لأى من البنود أو الحزم، وتم التوصل إلى أن الطريقتين يعطيان مؤشرات جودة مطابقة متشابهة، ولكن جاء المقياسان ثنائيي الاستجابة في مرتبة أقل لما ذكره الباحثان من أن هذا النوع من التقدير يحتاج لمزيد من الاهتمام.

دراسة (Thompson & Melancon, 1996) استخدمت طريقة ML وحجم عينة ٤٢٢ فرداً، وبيانات موزعة بين الالتواء والتفرطح، وتم استخدام عدة طرق للتحزيم شملت خمسة نماذج أولها غير محزوم، الثاني يتكون من حزم فردية وزوجية، الثالث يتكون من حزم ثنائية وثلاثية ورباعية، الرابع يتكون من حزم رباعية وسداسية وسباعية وثمانية، والخامس يتكون من حزم سداسية وثمانية، و١٢ بنداً و١٤ بنداً و ١٥ بنداً، ولقد تم الحصول على بيانات الدراسة بصورة ميدانية من خلال تطبيق مقياس The Administration of The Personal Preference Self-Description Questionnaire والذي يتكون من ٧٨ بنداً، ولم يساء تحديد النموذج، وتم التعرف على تأثير هذه المواقف في مؤشرات جودة المطابقة (χ^2/DF, GFI, AGFI, RMSEA)، ولم يتم التعرض لمتغير أحادية المقياس في البحث، وتوصلت الدراسة إلى أنه كلما زادت درجة التحزيم في النموذج كما تُقاس بعدد البنود الممثلة للحزمة كلما تحسنت مؤشرات جودة المطابقة، مما يعطي مؤشراً لملائمة أفضل للبيانات باستخدام الحزم، كما أن الإحصاءات الوصفية (الانحراف المعياري والالتواء والتفرطح) للحزم أفضل من البنود.

دراسة (Fan et al., 1999) استخدمت طريقتى (GLS, ML) وأحجام عينة (٥٠-١٠٠-٢٠٠-٥٠٠-١٠٠٠) ، وبيانات اعتدالية، وتم تحليل الدرجات على مستوى البنود، ولم يؤخذ تأثير التشبعات في الاعتبار، وتم محاكاة البيانات الكترونياً، وكان النموذج (حقيقي – مساء بدرجة خفيفة – مساء بدرجة متوسطة) في التعرف على مؤشرات جودة المطابقة (GFI, AGFI, CFI, CENTRA, NNFI, NFI, RHO1, DELTA2, χ^2, RMSEA) في التحليل العاملي التوكيدي، وتوصلت الدراسة إلى أن حجم العينة الصغير (٥٠) لا يلائم البيانات، كما أنه في حالة النماذج الحقيقية لا تختلف مؤشرات جودة المطابقة كثيراً بين طريقتي ML, GLS ، حتى مع اختلاف حجم العينة، أما في النماذج المساء تحديدها فتم التوصل إلى وجود أفضلية لطريقة GLS على طريقة ML في غالبية أحجام العينات، كما يوجد تأثير قوي لطريقة التقدير على مؤشرات جودة المطابقة وهذا التأثير لا يظهر فقط إلا في النماذج المساء تحديدها، وبالتالي لا تؤثر طريقة التقدير على مؤشرات جودة المطابقة للنماذج المحددة تحديداً حقيقياً.

دراسة (Hall et al., 1999) وهى عبارة عن عدة دراساتٍ فرعية هدفها التعرف على تأثير

استراتيجية التحزيم (الاختيار العشوائي – التشابه في التشبعات العاملية) على مؤشرات جودة المطابقة وتقديرات البارامترات، وكان من هذه الدراسات ما هو امبريقي وما هو محاكاة، ولقد تم الاعتماد على مقياس Measure of Persuasive Ability الذي يتكون من ٦ بنود للحصول على البيانات الامبريقية بتطبيقه على ٤٦١ فرداً، وتم وضع كل بندين في حزمة، وتم استخدام طريقة ML لتقدير بارامترات النموذج، وتم بناء نموذج عاملي حقيقي يعتمد على حزم هذا المقياس كمتغيرات مستقلة والأداء المهني كمتغير تابع، وتم التحقيق من شرط الأحادية للمقياس، وتم التوصل إلى وجود قيمتين مقبولتين على مستوى البنود لمؤشري CFI,SRMR ولكن قيمة χ^2 غير مقبولة، أما على مستوى الحزم فلقد تحسنت قيمة χ^2 لحد قبول النموذج بالإضافة للقيمتين المقبولتين لـ CFI, SRMR وذلك لاستراتيجية التشابه في التشبعات، أما استراتيجية الاختيار العشوائي فلم تحدث تغيراً ملحوظاً عن سابقتها، ولم يتم توضيح الفروق بين نموذجي البنود والحزم في الإحصاءات الوصفية، ولكن تم الاكتفاء بالحرص على عمل توازن بين طريقتي الحزم فيما بينها من حيث قيم الالتواء والتفرطح .

دراسة (Graham & Tatterson, 2000) استخدمت طريقة ML ، وحجم عينة ١٤٧٥فرداً، استجابوا لمقياس The Adolescence Alcohol Prevention Trial، الذى يتكون من ١٨ بنداً، وتم اختبار نموذجين عامليين في ضوء هذا الاختبار أحدهما يعتمد على تحزيم البنود وكان اختيار البنود بالاعتماد على نتائج التحليل العاملي الاستكشافي، والنموذج الآخر تم فيه تحزيم البنود (٣ بنود في كل حزمة) بالاعتماد على الاختيار العشوائي للبنود داخل كل حزمة، ولم يتم مراعاة شرط الأحادية، وتم التوصل إلى وجود أفضلية لتحزيم البنود المعتمد على الاختيار العشوائي لبنود الحزم داخل نفس البعد الفرعي مقابل تحزيم البنود المعتمد على تشبعات التحليل العاملي من الدرجة الأولى، حيث أثبت النموذج الأول أنه أكثر في الاتساق الداخلي، وأقل تحيزاً في تقدير البارمترات، ولم يتم التطرق للإحصاءات الوصفية لأي من البنود أو الحزم.

دراسة (Kim, 2000) عبارة عن دراسة محاكاة، بحثت تأثير متغيري ثبات الحزم (٣ مستويات) ، الارتباطات بين الحزم (٥ مواقف) على ٢٧٩ موقفاً من سوء تحديد النموذج، وباستخدام طريقة ML، وتم تثبيت عدد البنود في كل حزمة لـ ٣ ، وتم ضبط البنود بحيث تأخذ نفس التشبعات على الحزمة طبقاً للبيانات المحاكاة، ولم تؤخذ الاحصاءات الوصفية في الاعتبار، وتم التوصل إلى أن ضعف ثبات الحزم الذي يعني ارتباطات أقل بين البنود لا يتأثر بسوء تحديد النموذج، ولكن كلما زادت الارتباطات قلت مخاطر التأثر بسوء تحديد النموذج، وبالتالي كان أكثر مقاومة لانتهاك شرط الأحادية.

دراسة (Plummer, 2000) عبارة عن ٤ دراسات تم فيها استخدام طريقة ML في التقدير، باستثناء الدراسة الأولى والتي هى دراسة تتبعية بفحص درجة الاهتمام بموضوع التحزيم في مجلات علم النفس، ووجد اهتماماً كبيراً بها ولكن بدون الالتزام بشرط الأحادية، أما الدراسة الثانية فهى دراسة محاكاة قارنت بين نموذج البنود ونموذج الحزم ثنائية البنود مع بدائل مختلفة من أحجام العينة والتشبع والتفرطح ونسبة p/f ، وتوصلت إلى أن الأفضلية لنموذج الحزم، باستثناء تخفيض نسبة p/f إلى ٢ فتكون الأفضلية للبنود، كما أن حجم العينة ٣٠٠ يعتبر ملائم في حالة تخفيض نسبة p/f، ولكن في الحالات الاخرى جاءت الأفضلية لنموذج الحزم، وفي الدراسة الثالثة تم زيادة عدد البنود في الحزمة إلى ٤ و ٨ وتحسنت مؤشرات جودة المطابقة GFI, CFI, NNFI, RMSEA للحزم بزيادة عدد البنود في الحزمة، وفي الدراسة الرابعة اختبرت النماذج المساء تحديدها للحزم وكذلك نماذج لم تتوفر فيها شرط الأحادية، وتوصلت إلى أنها أفضل نسبياً من نموذج البنود، واستخلص الباحث إلى الحذر من استخدام التحزيم وخاصة عند انتهاك شرط الأحادية والذي يستتبعه إخفاء الارتباطات بين الأخطاء، تحيز في مؤشرات جودة المطابقة مع أخطاء النوع الثاني، ولذلك كان الباحث من مؤيدي استخدام البنود بدلاً من التحزيم.

دراسة (Bandalos, 2002) دراستان الأولى استخدمت طريقة ML وأحجام عينة (١٠٠-٢٥٠-٤٠٠-٦٥٠-٨٠٠) ، وتم جعل البنود متوازنة بين الاعتدالية وعدم الاعتدالية وفق درجات التواء مختلفة، وخمسة مواقف للحزم (بندين في كل حزمة – أربعة بنود في كل حزمة – ٦ بنود في كل حزمة – ١٢ بند في كل حزمة) ، وتم محاكاة البيانات الكترونياً، والنموذج لم يساء تحديده، في التعرف على مؤشرات جودة المطابقة (χ^2, CFI, RMSEA) في التحليل العاملي التوكيدي، وتم أخذ متغير أحادية المقياس في الاعتبار، وتوصلت إلى أن قيمة RMSEA تتزايد كلما تحولت البنود من الاعتدالية إلى عدم الاعتدالية وقيمة CFI تتناقص، إلا أن هذا الأمر يخف وطأةً إذا كان هناك توازن بين البنود المعتدلة وغير المعتدلة، وهذا الأمر لا يظهر كثيراً في حالة البنود المحزومة حيث لا تتأثر كثيراً بتوزيع البنود سواء اعتدالية فقط أو موزعة بين الاعتدالية وغير الاعتدالية، أما بالنسبة لتأثير حجم العينة فهناك تناقص بشكل عام في قيمة RMSEA وفي المقابل تزايد في قيمة CFI كلما زاد حجم العينة سواء كانت البنود محزومة أو غير محزومة، اعتدالية أو موزعة بين الاعتدالية وغير الاعتدالية، أما الدراسة الثانية فبحثت تأثير سوء تحديد النموذج على مؤشرات جودة المطابقة حيث أظهرت تأثيراً سلبياً لتحزيم البنود على البنية العاملية في حالة سوء تحديد النموذج.

دراسة (Bandalos, 2003) التي هدفت إلى التعرف على تأثير أربع طرق للتحزيم (العزل/التوزيع) × (التشابه/الاختلاف) على التحليل العاملي التوكيدي، في ضوء بيانات ذات بدائل ثنائية، ثلاثية، رباعية، مع حالات من (الاعتدالية – انحراف معتدل عن الاعتدالية – انحراف حاد عن الاعتدالية) ، وكان النموذج العاملي محدد تحديداً حقيقياً، وتم استخدام طريقته Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted (WLSMV) ، وتم الاعتماد على بيانات محاكاة قدرها ٤٠٠ حالة كنسبة خمسة حالات لكل بارامتر، وتم أخذ متغير أحادية المقياس في الإعتبار، وتوصلت الدراسة إلى عدة نتائج منها أن التحزيم الموزع ببنود مختلفة في التوزيع الاعتدالي تنتج مؤشرات جودة مطابقة أعلى ولكن مستويات أعلى من تحيز تقدير البارامترات، كما أن طريقة WLSMV تصلح للبيانات الثنائية ولكن مع قدر أكبر من التحيز وخطأ النوع الثاني.

دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٤) استخدمت طرق GLS, ULS, ML وحجم عينة ٧٨٢، ولم يؤخذ توزيع بيانات البنود في الاعتبار، كما تم التحليل على مستوى البنود (بيانات غير محزومة) ، وتم الاعتماد على بيانات لمقياس طبقه الباحث في دراسة سابقة وهو مقياس تحصيلي في ضوء تصنيف بلوم المعرفي ويتكون من ١٧ بنداً، وكان النموذج (حقيقي – مساء بدرجة خفيفة – مساء بدرجة متوسطة – مساء بدرجة عالية) في التعرف على مؤشرات جودة المطابقة منها(NNFI, NFI, CFI, GFI, AGFI, RMSEA, χ^2/DF) في التحليل العاملي التوكيدي، وتوصلت الدراسة إلى أنه لا تختلف المؤشرات المطلقة GFI, AGFI, RMSEA باختلاف طرق التقدير GLS, ULS, ML ، أما المؤشرات المتزايدة GFI, NNFI, NFI ومؤشرا χ^2 و NCP فتختلف باختلاف طرق التقدير، كما أن أكثر المؤشرات تحيزاً لحجم العينة هى χ^2, NFI, NCP يليها المؤشران GFI و AGFI ، بينما لا تتأثر المؤشرات CFI, RMSEA, NNFI بحجم العينة، كما أظهرت الدراسة تأثر بعض مؤشرات جودة المطابقة بسوء تحديد النموذج .

دراسة (Hau & Marsh, 2004) عبارة عن دراستين محاكاة، بحثتا تأثير عدد من المتغيرات على نتائج النمذجة البنائية، ومن هذه المتغيرات تحزيم البنود (ثنائية ، ورباعية) وفق استراتيجية الاختلاف في الخصائص التوزيعية، الالتواء والتفرطح، والخصائص الوصفية وحجم العينة (٥٠ – ١٠٠٠) ، وطريقتين للتقدير ML, ADF ، وتم أخذ شرط الأحادية في الاعتبار بالضبط الالكتروني للبيانات، ولم يُساء تحديد النموذج، وتوصلت الدراسة إلى عدة نتائج منها انخفاض قيمتي الالتواء والتفرطح وزيادة التباين من البنود للحزم، ملائمة طريقة ML لكل أحجام العينات وطريقة ADF للعينات الصغيرة في حالة الحزم والكبيرة في حالة البنود أو الحزم، ولكن في

الحالتين تفوق نموذج الحزم على نموذج البنود في مؤشرات جودة المطابقة للنموذج البنائي بالاعتماد على مؤشري TLI, RMSEA .

دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) استخدمت طريقة ML وحجمين للعينة أحدهما صغير (٥٠ فرداً) ، والآخر كبير (٧٥٠ فرداً) ، وبيانات موزعة بين الاعتدالية وعدم الاعتدالية، وبيانات (غير محزومة – محزومة بواسطة الاتساق الداخلي – محزومة بواسطة الاختلاف في الإلتواء) ، حيث تم اختبار خمسة نماذج: نموذج للبنود (٢٤ بنداً) ، نموذج يتكون من ١٢ حزمة (بندين لكل حزمة) ، نموذج يتكون من ٨ حزم (٣ بنود في كل حزمة) ، نموذج يتكون من ٦ حزم (٤ بنود في الحزمة) ، ونموذج يتكون من أربعة حزم (٦ بنود في كل حزمة) ، وكانت الحزم موزعة بالتساوي على عاملين ، وتم الحصول على البيانات بتطبيق مقياس الاتجاه نحو مقرر القياس النفسي والإحصاء التربوي (٢٤ بنداً) ، كما تم اختبار هذه المواقف أيضاً في حالة النموذج الحقيقي والنموذج المساء تحديده في التعرف على مؤشرات جودة المطابقة (CFI, NNFI, ECVI, RMSEA, AGFI, GFI, χ^2/DF) في التحليل العاملي التوكيدي، وتم أخذ متغير أحادية المقياس في الاعتبار، وتوصلت الدراسة إلى عدة نتائج منها: متوسط مؤشرات جودة المطابقة NNFI, CFI, GFI, AGFI, RMSEA لنماذج الحزم المبنية على طريقة الاختلاف في الإلتواء أفضل من متوسط المؤشرات في حالة نماذج الحزم المبنية على أساس الاتساق الداخلي، وبالتالي نموذج الحزم المبني على الاختلاف في الإلتواء أفضل نسبياً، كما أن نموذج الحزم المكون من ٦ حزم (٤ بنود في الحزمة) سواء بطريقة الإختلاف أو الاتساق الداخلي أعطى مؤشرات جودة مطابقة أفضل من بقية النماذج، وعند مقارنة نموذج البنود مع نموذج الحزم بشكل عام نجد أفضلية لنموذج الحزم سواء كانت العينة كبيرة أو صغيرة في كل مؤشرات جودة المطابقة، ما عدا مؤشري RMSEA, χ^2/DF فأظهرا عدم اتساق في نتائجهما، كما أن نموذج الحزم أفضل مطابقة من نموذج البنود في حالة النماذج المساء تحديدها، وكذلك بيانات الحزم أكثر تبايناً واعتدالية من بيانات البنود.

دراسة (Beauducel & Herzberg, 2006) التي هدفت إلى مقارنة طريقتي ML, WLSMV في نتائج التحليل العاملي التوكيدي، واعتمدت الدراسة على بيانات محاكاة وفق أحجام مختلفة (٢٥٠ – ٥٠٠ – ٧٥٠ – ١٠٠٠) حالة وعدد من المتغيرات التصنيفية مختلفة البدائل (٢ – ٣ – ٤ – ٥ – ٦) ، وتوصلت الدراسة إلى عدة نتائج منها تحتاج طريقة WLSMV لأحجام عينة أعلى مقارنةً بطريقة ML ، وأيضاً تحتاج طريقة WLSMV لعدد تصنيفات أقل ٢ أو ٣ تصنيفات حتى تعطي نتائج أفضل، كما أن طريقة ML لا تناسب البيانات التصنيفية

لأنها تتطلب الاعتدالية.

دراسة (Wilkinson,2007) التي هدفت إلى التعرف على مقارنة النموذج غير المحزوم والنموذج المحزوم في مؤشرات جودة المطابقة (χ^2, GFI, TLI, CFI, RMSEA) وفق استراتيجيتين للتحزيم هما العشوائية والاختلاف طبقاً لارتباط البند بالدرجة الكلية للبعد على مقياس وجهة الضبط المكون من ٢٤ بنداً وسباعي التدريج طبقاً لنموذجين بنائيين للمقياس أحدهما ثنائي العوامل والآخر ثلاثي العوامل، كما تم التعرف على تأثير النموذجين الأخيرين على نموذج تنبؤ لأبعاد وجهة الضبط بكل من الاتجاه نحو الكمبيوتر (بعدين) والخبرات الاكتئابية (٣ أبعاد) ، وتم تطبيق المقاييس على ٢٤١ فرداً، وتم استخدام طريقة ML في تقدير بارامترات النموذج، ولم يُساء تحديد النماذج، ولم يتم التحقق من الأحادية كما لم يتم التحقق من الخصائص الوصفية للبنود، وتم التوصل إلى عدة نتائج منها اتسام النموذج غير المحزوم سواء ثنائي العوامل أو ثلاثي العوامل بمؤشرات جودة مطابقة غير مقبولة، أفضلية نموذج الحزم ثنائي العوامل طبقاً لاستراتيجية الاختلاف في ارتباط البند بالبعد مقارنةً بنفس النموذج طبقاً لاستراتيجية الاختيار العشوائي، والعكس بالنسبة للنموذج ثلاثي العوامل حيث حصلت استراتيجية الاختيار العشوائي على مؤشرات أفضل، ولكنهما في الحالتين أفضل في مؤشرات جودة المطابقة من نموذج البنود، كما استطاع النموذج الثلاثي بصورة أفضل من النموذج الثنائي في التنبؤ بأبعاد متغيري الاتجاه نحو الكمبيوتر والخبرات الاكتئابية، ولم يتم التطرق للإحصاءات الوصفية للبنود والحزم.

دراسة (Bandalos, 2008) التي فحصت تأثير ٤ طرق للتحزيم (العزل/التوزيع) × (التشابه/الاختلاف) ، مع ٣ مستويات للاعتدالية (اعتدالية – غير اعتدالية بدرجة متوسطة – غير اعتدالية بدرجة حادة) طبقاً لمعاملي الإلتواء والتفرطح، نوعين من البيانات: متصلة، متقطعة (٢ – ٣ – ٤) ، واستخدام بيانات غير محزومة، مع استخدام ظروف عاملية أخرى على مؤشرات جودة المطابقة χ^2, RMSEA, CFI والبارامترات المقدرة للنموذج البنائي لبيانات محاكاة، كما تم اختبار تأثير الأحادية عن طريق نموذجين أحدهما يساء فيه تحديد النموذج (غير أحادي) ، والآخر تتوفر فيه الأحادية بعدم تشبع البنود على أكثر من عامل، وتم استخدام طريقة WLSMV لتقدير بارامترات النموذج غير المحزوم، وطريقة ML للنماذج المحزومة، مع حجم عينة ٤٠٠ ، وتم التوصل إلى العديد من النتائج منها: التحزيم بالعزل والاختلاف في التوزيع الاعتدالي يؤدي إلى مؤشرات جودة مطابقة أفضل، ولكن مع معدلات مرتفعة من تحيز بارامترات النموذج وأخطاء من النوع الثاني، وفي ضوء توجه الباحث لاستخدام البنود كبديل للحزم تم التوصل إلى فعالية طريقة WLSMV للبيانات غير المحزومة، المتقطعة والمتصلة بكافة توزيعاتها بالرغم

من وجود قدر تحيز ضعيف (أقل من ١٥%).

دراسة (Forero, Maydeu-Olivares & Gallardo-Pujol, 2009) استخدمت طريقتى Diagonally Weighted Least Squares (DWLS), ULS وأحجام عينة (٢٠٠ – ٥٠٠ – ٢٠٠٠) ، وبيانات موزعة بين الالتواء والتفرطح، ولم تكن البنود محزومة حيث تمت الدراسة على مستوى البنود، وتمت دراسة مواقف أخرى مثل مستويين من تعددية العوامل (١ – ٣) ، ٣ مستويات لطول الاختبار (٩ – ٢١ – ٤٢ بنداً) ، ٣ مستويات للتشبع العاملي (٠،٤ ، ٠،٦ ، ٠،٨) ، مع بدائل للبنود (ثنائية الاستجابة – خماسية الاستجابة) التي تختلف في الإلتواء أو التفرطح أو كليهما، وكانت البيانات محاكاة والنموذج لم يُساء تحديده، وتوصلت الدراسة إلى أن طريقة DWLS لم تعطي تحليل عاملي صادق كما يقاس بكثرة نسبة الأخطاء المعيارية في حالة انخفاض حجم العينة، وفي المقابل نجد طريقة ULS أكثر دقة في معظم الظروف العاملية.

دراسة (Sterba & MacCallum, 2010) استخدمت طريقة ML وأحجام عينة (٧٥ –١٠٠ – ١٢٥ – ١٥٠ – ٢٠٠ – ٢٥٠) ، وهناك ثلاثة مستويات للحزم: ٣ بنود في كل حزمة (٣ حزم – ٥ حزم) ، ٥ بنود في كل حزمة (٣ حزم) ، لكي يمكن معرفة تأثير عدد البنود في الحزمة (٣ – ٥) في حالة نفس العدد من الحزم، وتأثير عدد الحزم (٣ – ٥) في نفس العدد من البنود، وتم توزيع البنود على كل حزمة عشوائياً، وتم التعامل مع متوسط درجات كل حزمة كممثل للحزمة، وتم محاكاة البيانات الكترونياً، ولم يُساء تقدير النموذج، وتم مراعاة شرط الأحادية، ولم تؤخذ الاحصاءات الوصفية للبنود أو الحزم في الاعتبار، وتوصلت الدراسة إلى أن انخفاض حجم العينة مع التشبعات العاملية المنخفضة، وكذلك انخفاض عدد البنود الممثلة للحزمة يسهم في انخفاض مؤشرات جودة المطابقة كما تقاس بأربعة مؤشرات (TLI, GFI, SRMR, CFI) ، وزيادة مؤشري RMSEA, χ^2/DF وهى دلالة على عدم قبول النموذج ، أما في حالة حجم عينة متوسط (٢٥٠) وكذلك درجة متوسطة من تشبعات البنود، وتحزيم ٣ بنود في كل حزمة (٣حزم على العامل) (عدد البنود=٩) فكانت مؤشرات جودة المطابقة مقبولة.

دراسة (Sterba, 2011) وهى عبارة عن دراستين إحداهما استخدمت طريقة ML وأحجام عينات مختلفة (٧٥ – ١٠٠ – ١٢٥ – ١٥٠ – ٢٠٠ – ٢٥٠) ، لبنود تم انتقاءها عشوائياً على الحزم، وتم استخدام متوسط درجات بنود الحزمة كممثل للحزمة وفق بيانات محاكاة، وتم إخضاع نموذجين ثنائيي العامل للدراسة أحدهما ٩ بنود لكل عامل، والآخر ١٥ بند لكل عامل، كل عامل يمتلك ٣ حزم بمعني ٣ بنود لكل حزمة في النموذج الأول، أو ٥ بنود في كل حزمة للنموذج

الثاني، وتم استخدام طريقة ML في ملائمة البيانات باستخدام برنامج MPLUS، ولم يُساء تقدير النموذج في التعرف على مؤشرات جودة المطابقة (TLI, RMSEA, SRMR, χ^2/DF, CFI) في التحليل العاملي التوكيدي، وتم مراعاة متغير الأحادية، ولكن لم يؤخذ متغير الإحصاءات الوصفية في الاعتبار، وتوصلت الدراسة إلى أن نموذج الحزم أكثر ملائمة من نموذج البنود في كل أنماط الحزم وكل أحجام العينات (ما عدا ٧٥) حيث تحولت مؤشرات جودة المطابقة السابقة من مطابقة فقيرة في حالة نموذج البنود، إلى ملائمة جيدة في حالة نموذج الحزم.

دراسة (Rocha & Chelladurai, 2012) التي هدفت إلى التعرف على تأثير استراتيجيات مختلفة من التحزيم (الاختيار العشوائي – المحتوى – التشبعات العاملية) على مؤشرات جودة المطابقة χ^2/df, CFI, TLI, RMSEA ، وكانت الحزم متباينة في عدد البنود ما بين ٢–٣–٤ على حسب طبيعة البعد الفرعي، وكانت البيانات امبريقية مبنية على نتائج مقياس الإدارة الرياضية Sport Manegment رباعي الأبعاد وسداسي التدريج الذي تم تطبيقه على ٢٨٨ فرداً، وكان النموذج البنائي محدد تحديداً حقيقياً، وتم التحقق من وجود درجة مقبولة من اعتدالية البنود طبقاً لمعاملي الالتواء والتفرطح كإجراء لضبط متغير الاعتدالية، وتم التحقق من وجود درجة مقبولة من أحادية المقياس، وتم استخدام طريقة ML في تقدير بارامترات النموذج، كما تم حساب نسبب N/q للنماذج غير المحزومة والمحزومة، وتم التوصل إلى عدة نتائج منها: النموذج غير المحزوم حصل على مؤشرات جودة مطابقة ضعيفة، كما حصل نموذج التحزيم الكلي على مؤشرات جودة مقبولة ولكنها أقل من نماذج التحزيم الجزئي التي حصلت على مؤشرات جودة مطابقة مقبولة ومرتفعة، كما أن نموذج التحزيم الجزئي المبني على الاختلاف في التشبعات العاملية حصل على أفضل مؤشرات جودة مطابقة تلاه نموذج التحزيم الجزئي المبني على الاختيار العشوائي ثم نموذج التحزيم الجزئي في ضوء محتوى البنود المتوازنة الذي حصل على مؤشرات أقل، وقد أرجع الباحثان ذلك لتحسن نسبة N/q في نماذج التحزيم والتي أدت إلى تحسن ملائمة هذه النماذج.

ثانياً : تعليق عام على الدراسات والبحوث السابقة :

في ضوء ما تم عرضه من الدراسات والبحوث السابقة التي ارتبطت بمتغيرات هذه الدراسة سواء بصورة مباشرة أو غير مباشرة ، يمكن استخلاص بعض الملامح الرئيسة لهذه الدراسات كالتالي:

١– بالنسبة لطريقة تقدير البارامترات: استخدمت الدراسات التي لم تسعى إلى التعرف على تأثير طرق التقدير على نتائج التحليل العاملي طريقة الاحتمال الأقصى ML (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٤

Bandalos, 2002; 2003; 2008; Kim, 2000; Graham & Tatterson, 2000; Hall ؛ et al., 1999; Kishton & Widaman, 1994; Plummer, 2000; Rocha & Chelladurai, 2012; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011; Thompson & Melancon ,1996; Wilkinson, 2007) ، وبقية الدراسات قارنت بين طريقتين أو أكثر من طرق تقدير البارامترات فدراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٤) قارنت بين طرق GLS, ULS, ML وتوصلت إلى أن هناك مؤشرات دون غيرها تتأثر بطرق التقدير، ودراسة (Fan et al., 1999) التي قارنت بين طريقتي GLS, ML وتوصلت إلى عدم وجود فروق بين الطريقتين في مؤشرات جودة المطابقة، ودراسة (Forero et al., 2009) التي قارنت بين طريقتي DWLS, ULS وتوصلت إلى أن طريقة ULS أكثر دقة من طريقة DWLS في تحليل البيانات، ودراسة (Hau & Marsh, 2004) قارنت بين طريقتي ML, ADF وتوصلت إلى ملائمة طريقة ML للبنود في كل أحجام العينات، أما طريقة ADF فتحتاج لعينات كبيرة في حالة زيادة عدد المتغيرات، ودراسة (Bandalos, 2008) التي استخدمت طريقة WLSMV للبيانات غير المحزومة، وطريقة ML للبيانات المحزومة، وسيتم في البحث الحالي تبني طريقة ML التي تحظي بشهرة بين طرق التقدير الأخرى، كما أن حجم العينة (٤٢١) وهو حجم يناسب طريقة ML، وأهداف البحث ترجح تبني هذه الطريقة حتى يظهر تأثرها باعتدالية التوزيع عند الانتقال من البنود للحزم.

٢- بالنسبة لطبيعة البيانات: لجأت دراسات معينة إلى الحصول على بيانات حقيقية ناتجة عن تطبيق ميداني لأدوات القياس منها (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٤ ؛ عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Graham & Tatterson, 2000; Hall et al., 1999; Kishton & Widaman, 1994; Rocha & Chelladurai, 2012; Thompson & Melancon, 1996; Wilkinson, 2007) ، وفي المقابل نجد بقية الدراسات اعتمدت على محاكاة الكمبيوتر للبيانات التي يتم تحليلها وفقاً لظروف عاملية يتم ضبطها اصطناعياً (Bandalos, 2002; 2003; 2008; Fan et al., 1999; Forero et al., 2009; Hau & Marsh, 2004; Kim, 2000; Plummer, 2000; Sterba & MaCcallum, 2010; Sterba, 2011) وهى ما تعرف بدراسات Mont-Carlo للمحاكاة، وعدم انتشار هذا النوع من الدراسات في البيئة العربية جعل الباحثين حذرين في استخدامها – بغض النظر عن سلبياتها وإيجابياتها – ولذلك تم الاعتماد على بيانات ميدانية إمبريقية.

٣- بالنسبة لتحزيم البنود: لجأت بعض الدراسات إلى التعرف على تأثير تحزيم البنود على مؤشرات جودة المطابقة مثل دراسات (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Bandalos, 2002; 2003; 2008; Graham & Tatterson, 2000; Hall et al., 1999; Hau & Marsh, 2004; Kim, 2000; Kishton & Widaman, 1994; Plummer, 2000; Rocha & Chelladurai, 2012; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011; Thompson & Melancon,

1996; Wilkinson, 2007) ، بينما قامت بقية الدراسات بدراسة التحليل العاملي التوكيدي للمقياس على مستوى البنود دون تحزيمها، وعلى ذلك فإن البحث الحالي يسعى للمقارنة بين تحزيم البنود وعدم تحزيمها في مؤشرات جودة المطابقة للتحليل العاملي التوكيدي.

٤- بالنسبة لعدد البنود الممثل للحزمة :هناك دراسات استخدمت عدداً مختلفاً من البنود داخل كل حزمة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Bandalos, 2003; Hau& Marsh, 2004; Kishton & Widaman, 1994; Plummer, 2000; Rocha & Chelladurai, 2012; Thompson & Melancon, 1996; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011; Wilkinson, 2007) ، وهناك دراسات استخدمت عدداً ثابتاً من البنود داخل كل حزمة ، فلقد استخدمت دراستا (Graham Bandalos,2008;Hall et al.,1999) بندين داخل كل حزمة، واستخدمت دراستا (Tatterson, 2000; Kim, 2000& ٣ بنود داخل كل حزمة، كما اتضح تباين عدد البنود الممثلة للحزمة ما بين بندين إلى ١٥ بنداً في بعض الدراسات، وتثبيتها للعدد ٣ أو ٤ أو ٥ في دراسات أخرى، مما جعل الباحثَيْن حريصين على تحديد عدد ثابت من البنود الممثل للحزمة في البحث الحالي وهو العدد (٥) حتى لا يؤثر على النتائج ، وخاصة في ظل عدم إخضاع متغير عدد البنود الممثل للحزمة للدراسة الحالية، ولقد تم اختيار العدد (٥) لمناسبته لعدد البنود المكونة لكل مقياس من المقاييس الثلاثة بعد حذف ما يلزم.

٥- بالنسبة لطريقة اختيار البنود داخل كل حزمة: هناك دراسات فاضلت بين طرق معينة في الاختيار مثل دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) التي فاضلت بين التحزيم بواسطة الاتساق الداخلي، والتحزيم بواسطة الاختلاف في الالتواء، ودراسة (Kishton & Widaman, 1994) التي قارنت بين طريقتي الأحادية/العشوائية والتمثيل المكافئ للمحتوى، ودراسة (Graham & Tatterson, 2000) التي قارنت بين طريقة التحليل العاملي الاستكشافي والاختيار العشوائي للبنود، كما قارنت دراستا (Bandalos, 2003; 2008) بين أربع طرق للتحزيم ناتجة عن التفاعل بين العزل/التوزيع مع التشابه/الاختلاف في التوزيع الاعتدالي، ودراسة (Rocha & Chelladurai, 2012) التي قارنت بين طرق الاختيار العشوائي والاختلاف في التشبعات العاملية والاختلاف في المحتوى، ودراسة (Wilkinson, 2007) قارنت بين طريقة الاختيار العشوائي وطريقة الاختلاف في معاملات ارتباط البند بالبعد، ودراسات (Bandalos, 2003; Hau & Marsh, 2004; Thompson & Melancon, 1996) التي استخدمت طريقة العزل مع الاختلاف بين البنود في الخصائص التوزيعية، الإلتواء أو/و التفرطح، كما أن هناك بعض الدراسات اعتمدت على الاختيار العشوائي في تحزيم البنود (Hall et al., 1999; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba,

(2011 ، ودراسة (Kim, 2000) التي كونت حزماً متكافئة بناءً على تساوي تشبعاتها عبر الحزم وفقاً للبيانات المحاكاة، وبالتالي نجد أن أغلب الدراسات تأرجحت بين طريقة الاختلاف في الالتواء والاختيار العشوائي، ولذلك سيتم اتباع هاتين الطريقتين مع إدخال طرق أخرى ربما تؤثر في النتائج مثل التشابه في الالتواء، التشابه/الاختلاف في محتوى البنود، وبالتالي تصبح هناك خمس طرق للتحزيم تخضع للدراسة في البحث الحالي: العشوائية – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء.

٦- بالنسبة للمقياس المستخدم: هناك دراسات لم تعتمد على مقاييس لأنها اعتمدت على بيانات محاكاة (Bandalos, 2002; 2003; 2008; Fan et al., 1999; Forero et al., 2009; Hau & Marsh, 2004; Kim, 2000; Plummer, 2000; Sterba & MaCcallum, 2010; Sterba, 2011) وهناك دراسات اعتمدت على مقاييس مثل مقياس الاتجاه نحو مقرر القياس النفسي والإحصاء التربوي وهو يعتبر مقياس وجداني (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) ، ومقياس تحصيلي في ضوء تصنيف بلوم المعرفي وهو مقياس عقلي ذو تقدير موضوعي (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٤) ، ومقياس التفضيلات الشخصية وهو مقياس وجداني (Thompson & Melancon, 1996) ، ومقياس القدرة الاقناعية وهو مقياس عقلي مقدر ذاتياً (Hall et al.,1999) ، ومقياس الآثار النفسية لتعاطي الكحول وهو مقياس وجداني (Graham & Tatterson, 2000) ، ومقياس الإدارة الرياضية وهو مقياس وجداني يرتبط بالعدالة والالتزام والانفعال أثناء الإدارة وهو مقدر ذاتياً (Rocha & Chelladurai, 2012) ، مقياس وجهة الضبط وهو مقياس وجداني (Wilkinson, 2007) ، أما دراسة (Kishton & Widaman, 1994) فاستخدمت ثلاثة مقاييس وجدانية هى مقياس وجهة الضبط ومقياس التعرف الاجتماعي ومقياس تقدير الذات، وبذلك نجد تنوعاً في المقاييس الوجدانية والعقلية المقدرة ذاتياً والعقلية المقدرة موضوعياً، وسيتم في البحث الحالي الاعتماد على هذه المجالات الثلاثة مجتمعة من خلال ثلاثة مقاييس: مقياس الصلابة النفسية (مقياس وجداني) ، مقياس الذكاء الفعال (مقياس عقلي مقدر ذاتياً) ، مقياس القدرة على حل المشكلات (مقياس عقلي مقدر موضوعياً) ، كما أن هذه المقاييس الثلاثة تتيح تنوعاً في عدد بنود وبدائل المقياس، مما يعطي ثراءً في النتائج وتفسيرها.

٧- بالنسبة لحجم العينة: هناك دراسات تناولت تأثير حجم العينة على نتائج التحليل العاملي التوكيدي ببدائله المختلفة (Bandalos, 2002; Fan et al., 1999; Forero et al., 2009; Hau & Marsh, 2004; Plummer, 2000; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011) ، وتباينت النتائج فلقد توصلت دراستا (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Sterba, 2011) ،

إلى عدم تأثير العينة على نتائج حزم البنود، فنموذج الحزم أفضل سواء في العينات الصغيرة أو الكبيرة، وكذلك دراسة (Fan et al., 1999) التي توصلت إلى عدم اختلاف نتائج التحليل العاملي بين طريقتي GLS, ML باختلاف العينة باستثناء العينة (٥٠) التي لا تلائم البيانات، وفي المقابل نجد دراسة (Bandalos, 2002) التي توصلت إلى أن اختلاف نتائج التحليل العاملي باختلاف حجم العينة، وهى النتيجة التي اتفقت معها دراسة (Sterba & MacCallum, 2010) التي توصلت إلى أن أحجام العينة الصغيرة الأقل من ٢٠٠ تعطي مؤشرات ضعيفة، أما أحجام العينة ٢٥٠ فما فوق فتعطي ملائمة أفضل، أما دراسة (Plummer, 2000) فتوصلت إلى أن حجم العينة يجب ألا يقل عن ٣٠٠ حتى يمكن التغلب على تأثير تخفيض نسبة p/f نتيجة التحزيم، أما دراسة (Hau & Marsh, 2004) فتوصلت إلى وجود تفاعل بين طريقة التقدير وحجم العينة فطريقة ML تصلح لكل أحجام العينات، أما طريقة ADF فتصلح للعينة الكبيرة فقط في حالة زيادة عدد المتغيرات، وعند إنقاص عدد المتغيرات بالتحزيم تحتاج لحجم عينة أقل، وتصلح للعينة الصغيرة أو الكبيرة في حالة الحزم، وهناك دراسات لم تأخذ حجم العينة كمتغير مؤثر في تحليلها العاملي حيث تم تثبيت حجم العينة إلى ٧٨٢ (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٤) ، ٤٢٢ (Thompson & Melancon, 1996) ، ٤٦١ (Hall et al., 1999) ، ١٤٧٥ (Graham & Tatterson, 2000) ، ٢٨٨ (Rocha & Chelladurai, 2012) ، ٢٤١ (Wilkinson, 2007) ، ١٠٧ (Kishton & Widaman, 1994) ، ٤٠٠ (Bandalos, 2008) ، وبالرغم من ارتباط حجم العينة ارتباطاً مباشراً بنسبة N/q وهى النقطة التي تمت الإشارة لها نظرياً في بعض الدراسات التي تم عرضها (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Hall et al., 1999; Rocha & Chelladurai, 2012; Thompson & Melancon, 1996) ، إلا أنه امبريقياً لم تُخضع الدراسات التي تم عرضها هذا المتغير كمتغير أساسي في البحث، وتماشياً مع ذلك سيتم اتخاذ حجم عينة كبير نسبياً (٤٢١ فرداً) للحصول على نسب متفاوتة من N/q طبقاً لتغير النماذج الخاضعة للبحث .

٨- بالنسبة لشرط الأحادية: التزمت كل الدراسات التي تم عرضها عن تحزيم البنود بشرط الأحادية باستثناء دراسات (Graham&Tatterson,2000;Thompson&Melancon,1996; Wilkinson, 2007) التي لم تراعي شرط الأحادية عند تحزيم البنود، ودراسة (Kishton & Widaman, 1994) التي استخدمت الأحادية كطريقة لتحزيم البنود، ودراسة (Plummer, 2000) التي اختبرت نماذج تحزيم لم تتوفر فيها الأحادية ووجدت أنها تحقق مؤشرات مطابقة مقبولة، ودراسة (Bandalos, 2008) التي توصلت إلى أن النماذج المساء تحديدها، والتي لم تتوفر فيها الأحادية تحظى بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة، ولكن مع معدل عال من تحيز قيم البارامترات، ولذلك سيتم

بحث تأثير الالتزام بهذا الشرط على نتائج تحزيم البنود متمثلةً في مؤشرات جودة المطابقة للتحليل العاملي التوكيدي.

٩- اعتمدت الدراسات التي أُجريت على التحزيم على نماذج محددة تحديداً حقيقياً (Bandalos, 2002; Graham & Tatterson, 2000; Hall et al., 1999; Hau & Marsh, 2004; Kishton & Widaman, 1994; Rocha & Chelladurai ,2012 ; Thompson & Melancon, 1996 ; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba ,2011; Wilkinson, 2007) ، أما دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) فقارنت بين النماذج الحقيقية والنماذج المساء تحديدها، وكذلك دراسات (Bandalos, 2008; Kim, 2000; Plummer, 2000) التي اختبرت تأثير النماذج المساء تحديدها على مؤشرات جودة المطابقة، وبالرغم من وجود دراسات أخرى تناولت التحزيم في حالة النماذج المساء تحديدها ولم يتم تضمينها في البحث الحالي، إلا أنه سيتم توحيد هذا المتغير باستخدام نماذج محددة تحديداً حقيقياً فقط.

١٠- بالنسبة للخصائص الوصفية أو التوزيعية: تطرقت بعض الدراسات التي أجريت على تحزيم البنود بشكل مباشر للإحصاءات الوصفية كمتغير فارق بين النموذج المحزوم والنموذج غير المحزوم (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Hau & Marsh, 2004; Thompson & Melancon, 1996) ، وكذلك دراسة (Plummer, 2000) التي توصلت إلى أن مستوى التفرطح لا يؤثر على مؤشرات جودة المطابقة، وهناك دراسات وظفت الإحصاءات الوصفية وخاصية الالتواء والتفرطح كمتغير محايد في الدراسة، وكذلك استخدامه لعمل حزم متكافئة (Bandalos, 2002; 2003; 2008; Hall et al., 1999; Rocha & Chelladurai, 2012) ، ولم تتطرق بعض الدراسات للاحصاءات الوصفية للبنود أو الحزم (Graham & Tatterson, 2000; Kim, 2000; Kishton & Widaman, 1994; Sterba & MacCallum, 2010; Sterba, 2011;Wilkinson, 2007) ، وسيتم في البحث الحالي التعرف على الفروق بين البنود والحزم في الإحصاءات الوصفية المختلفة، لربط ذلك بنتائج التحليل العاملي التوكيدي للنماذج غير المحزومة والمحزومة.

فروض البحث :

١- تختلف درجة توافر شرط الأحادية باختلاف المقياس المستخدم (مقياس القدرة على حل المشكلات – مقياس الذكاء الفعال – مقياس الصلابة النفسية).

٢- تختلف الخصائص التوزيعية للبيانات (المتوسط – الانحراف المعياري – الإلتواء – التفرطح) باختلاف نماذج التحزيم [النموذج غير المحزوم – نماذج التحزيم الجزئي (الاختيار العشوائي

-التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) ، نموذج التحزيم الكلي] ، للمقاييس الثلاثة موضوع البحث.

٣- تختلف مؤشرات جودة المطابقة باختلاف نماذج التحزيم [النموذج غير المحزوم – نماذج التحزيم الجزئي (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الالتواء – الاختلاف في الالتواء) ، نموذج التحزيم الكلي] ، ونسبة N/q للمقاييس الثلاثة موضوع البحث.

حدود البحث :

١- عينة البحث: طلاب الفرقة الثالثة، كلية التربية بقنا، جامعة جنوب الوادي، العام الجامعي ٢٠١٤/٢٠١٥م

٢- عدد البنود الممثلة للحزمة = ٥ بنود.

٣- نوع التحليل العاملي : تحليل عاملي توكيدي من الدرجة الأولي.

٤- تحديد النموذج العاملي: نموذج حقيقي.

٥- طرق التحزيم : تم إخضاع خمس طرق للتحزيم وهى: التحزيم العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في معامل الالتواء – الاختلاف في معامل الالتواء.

٦ML- طرق تقدير البارامترات : تم الاقتصار على طريقة .

٧- الدرجة الممثلة للحزمة : تم اعتبار مجموع درجات بنود الحزمة هى الدرجة الممثلة للحزمة.

٨- حجم العينة: ٤٢١ طالب وطالبة .

٩- طريقة التحقق من أحادية المقياس : تم الاقتصار على التحليل العاملي الاستكشافي.

١٠- مخرجات التحليل العاملي التوكيدي: مؤشرات جودة المطابقة.

١١- مؤشرات تعديل النموذج: تم الاقتصار على النماذج العاملية بدون مؤشرات تعديل.

إجراءات البحث :

أولاً : عينة البحث :

١- عينة تقنين الأدوات :

تم تقنين الأدوات المستخدمة في البحث على عينة من طلاب الفرقة الثالثة بكلية التربية بقنا، جامعة جنوب الوادي، قوامها ١٥٢ طالباً وطالبة، تتراوح أعمارهم بين (١٩،٢٨ – ٢١,٥٦) سنة، بمتوسط عمري قدره ٢٠،٤٢ سنة، وانحراف معياري قدره ٠،٣٨ سنة، وقد روعي أن تتوافر فيها معظم خصائص ومواصفات العينة الأساسية للبحث الحالي، كما هو موضح فى جدول (٢) التالى:

جدول (٢)

عينة تقنين أدوات البحث وتوزيعها فى ضوء متغيري النوع (ذكور – إناث)

والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) والعدد المستبعد منها

التخصص	النوع	العدد	العدد المستبعد			العدد النهائي	المتوسط العمري	الانحراف المعياري العمري
			الغياب وعدم استكمال التطبيق	عدم الجدية فى الأداء	كلي			
العلمي	ذكور	٤٢	٤	٣	٧	٣٥	٢٠،٣٩	٠،٧٤
	إناث	٣٥	٢	١	٣	٣٢	٢٠،٣٠	٠،٦٣
	كلي	٧٧	٦	٤	١٠	٦٧	٢٠،٣٥	٠،٦٩
الأدبي	ذكور	٢٦	٢	٥	٧	١٩	٢٠،٥٩	٠،٨٣
	إناث	٧٢	٤	٢	٦	٦٦	٢٠،٦٢	٠،٧٧
	كلي	٩٨	٦	٧	١٣	٨٥	٢٠،٦١	٠،٧٨
العينة الكلية	ذكور	٦٨	٦	٨	١٤	٥٤	٢٠،٤٧	٠،٧٨
	إناث	١٠٧	٦	٣	٩	٩٨	٢٠،٥١	٠،٧٤
	كلي	١٧٥	١٢	١١	٢٣	١٥٢	٢٠،٥٠	٠،٧٥

٢- عينة البحث الأساسية :

تكونت عينة البحث الأساسية من طلاب الفرقة الثالثة بكلية التربية بقنا – جامعة جنوب الوادي ، بلغ عددهم ٤٢١ طالباً وطالبة، تم اختيارهم بالطريقة العشوائية الطبقية من أصل كلي بلغ قوامه ٩٤٣ طالباً وطالبة ، بمتوسط عمري قدره ٢٠،٥١ سنة ، وانحراف معياري قدره ٠،٧٥ سنة ، خلال العام الجامعي ٢٠١٤ / ٢٠١٥ م ، ويعرض جدول (٣) التالي العدد النهائي لعينة البحث الأساسية ، وكذلك العدد المستبعد نتيجة الغياب وعدم استكمال التطبيق أو لعدم الجدية فى الأداء ، وتوزيعها فى ضوء متغيري النوع (ذكور– إناث) والتخصص الأكاديمي (علمي– أدبي) .

جدول (٣)

عينة البحث الأساسية وتوزيعها في ضوء متغيري النوع (ذكور – إناث)

والتخصص الأكاديمي (علمي – أدبي) والعدد المستبعد منها

التخصص	النوع	العدد	العدد المستبعد			العدد النهائي	المتوسط العمري	الانحراف المعياري العمري
			الغياب وعدم استكمال التطبيق	عدم الجدية في الأداء	كلي			
العلمي	ذكور	٩٢	٤	٢	٦	٨٦	٢٠،٥٢	٠،٧١
	إناث	١١٤	٤	-	٤	١١٠	٢٠،٤٠	٠،٧٩
	كلي	٢٠٦	٨	٢	١٠	١٩٦	٢٠،٤٦	٠،٧٦
الأدبي	ذكور	١٠٦	٥	٤	٩	٩٧	٢٠،٥٤	٠،٧٣
	إناث	١٣٤	٣	٣	٦	١٢٨	٢٠،٥٨	٠،٧٧
	كلي	٢٤٠	٨	٧	١٥	٢٢٥	٢٠،٥٦	٠،٧٥
العينة الكلية	ذكور	١٩٨	٩	٦	١٥	١٨٣	٢٠،٥٣	٠،٧٢
	إناث	٢٤٨	٧	٣	١٠	٢٣٨	٢٠،٥٠	٠،٧٨
	كلي	٤٤٦	١٦	٩	٢٥	٤٢١	٢٠،٥١	٠،٧٥

ثانيا: أدوات البحث:

[١] - مقياس القدرة على حل المشكلات لطلاب الجامعة:

إعداد (هشام النرش،٢٠٠٤) (محتوى الأسئلة بملحق ١)

يتكون المقياس من ٣٠ سؤالاً موزعين على ثلاثة أنواع من المهام "الاجتماعية والأخلاقية" والحسابية والمنطقية، والمقياس محدد بزمن كلي قدره (٥٠ دقيقة).

صدق وثبات مقياس حل المشكلات لطلاب الجامعة: قام مؤلف المقياس بالتحقق من صدقه باستخدام صدق المقارنة الطرفية، كما قام مؤلف المقياس بالتحقق من ثباته باستخدام ألفا كرونباخ ، وكانت معاملات ثبات ألفا للمقياس ككل وللأبعاد الثلاثة المهام "الاجتماعية والأخلاقية" والحسابية والمنطقية هي: ٠،٧٣ ، ٠،٦٣ ، ٠،٦٨ ، ٠،٦٤ على الترتيب، وكذلك طريقة التجزئة النصفية وتم التوصل إلى معامل قدره ٠،٦٩ ، وهي معاملات ثبات مرضية.

♦ صدق وثبات المقياس في البحث الحالي:

تم استخدام طريقة الصدق التمييزي بإيجاد النسبة الحرجة بين متوسطي درجات المرتفعين والمنخفضين في الدرجة الكلية للمقياس على كل عبارة من العبارات الثلاثين، حيث تراوحت قيم النسب الحرجة بين [1] ٢،٠١ ، ٧،٤ ولقد تعدت المحك ١،٩٦، ومن ثم اجمالاً يمكن القول أن بنود المقياس تحقق الصدق التمييزي، وتم التعرف على الارتباطات البينية بين أبعاد المقياس من جهة، وكل بعد بالدرجة الكلية المصححة من درجة البعد ولقد تراوحت قيم معاملات الارتباط بين ٠،١٠٣- ٠،٥٥٦ وجميعها دال عند مستوى ٠،٠١ ، باستثناء (الاجتماعية الأخلاقية/المنطقية، الاجتماعية الأخلاقية/الحسابية ((الاجتماعية الأخلاقية/المنطقية=٠،١٠٣، (الاجتماعية الأخلاقية/الحسابية =٠،٠٨٦، (الاجتماعية الأخلاقية/الكلي=٠،٣٤٦، (المنطقية/الحسابية =٠،٥٥٦ ، (المنطقية/الكلي =٠،٥٥١، (الحسابية/الكلي=٠،٥٦٠) ، مما يعطي مؤشراً على الصدق التقاربي/التباعدي، أما ثبات المقياس ونظراً لثنائية الاستجابة (١/٠) على أسئلة المقياس فلقد تم اتباع طريقة كيودر- ريتشاردسون للتحقق من ثبات التجانس الداخلي للمقياس، وتم التوصل إلى ثبات قدره ٠،٦٢ ، وهى قيمة مقبولة في ضوء ما ذكره (Mangal & Mangal, 2013, 572) بأنه في حالة المقياس المكون من ١٠-١٥ بنداً يمكن قبول القيمة ٠،٥ كحد أدنى لمعامل كيودر- ريتشاردسون، أما في حالة زيادة عدد بنود المقياس إلى ٥٠ بنداً مثلاً فالحد الأدنى المقبول للمعامل هو ٠،٧ ، وبالتالي يمكن استخلاص أن القيمة ٠،٦٢ قيمة مقبولة لأن عدد بنود المقياس= ٣٠ بنداً، كما أن صغر قيمة المعامل نسبياً ربما ترتبط بدرجة توافر شرط الأحادية للمقياس الذي سيتم عرضه في نتائج البحث.

[٢] - مقياس الذكاء الفعال:

إعداد (رشدي فام منصور، ماجي وليم يوسف، أحمد حسين الشافعي، ٢٠٠١)

. يتكون المقياس من ٣٢ عبارة منها (٥) للتمويه، وتتوزع باقي العبارات على ٥ أبعاد هى الاتقان : السلوك خلال المثابرة والجدية والسعى نحو الدقة والضبط الذاتي للسلوك وتصحيح المسار، أرقامه (١-٩-١١-٢٧-٣١) ، التروي: مقاومة الاندفاع والاستماع للآخرين وأخذ مشورتهم والاستفادة من خبرات الماضي، أرقامه (٢-٣-٥-٧-٢٣-٢٥) ، التفاؤل: النظرة المتفائلة والمخاطرة المحسوبة والإقبال على الحياة، وأرقامه (٨-١٢-١٥-١٦-١٨-٢١) ، التعامل الفعال مع الذات: عدم فقد روح الفكاهة وتتبع السلوكيات من داخل الانسان ومعرفة نقاط الضعف والقوة، أرقامه (٤-١٤-٢٢-٢٨-٣٢) ، التعامل الفعال مع الآخرين: الاستماع إلى الطرف الآخر في العلاقات الإنسانية والتعايش مع الآخرين، أرقامه (١٠-١٧-١٩-٢٦-٣٠) ، ويتم تصحيح

[1] ملحق (٤) يوضح التفاصيل الإحصائية لهذه النسب .

الاستبيان كالاتي: دائماً (٣) ، غالباً (٢) ، أحياناً (١) ، نادراً (صفر) ، وأرقام البنود المشتتة هي (٦-١٣-٢٠-٢٤-٢٩) ، حيث لا تخضع للتصحيح، وبالتالي تتراوح الدرجة الكلية للمقياس بين (صفر – ٨١) ، ونظراً لاحتواء كل من بعدي التروي والتفاؤل على ٦ بنود، تم حذف بند من كل بعد، حتى يصبح عدد عبارات كل بعد خمسة بما يتماشى مع التحزيم الخماسي للبنود، ولقد تم اختيار البندين بناءً على انخفاض معاملي تمييزهما على البعد، وبذلك تم حذف البند رقم (٧) من بعد التروي، والبند رقم (١٥) من بعد التفاؤل.

صدق وثبات مقياس الذكاء الفعال: قام معدو المقياس بالتحقق من صدقه باستخدام صدق المحتوى بفحص محتوى كل عبارة وإيجاد مرجعية علمية لها، كما قام معدو المقياس بالتحقق من ثبات المقياس باستخدام طريقة إعادة التطبيق على مستوى البنود وتم التوصل إلى معاملات ثبات تتراوح بين ٠،٤٥-٠،٧٧ ، وكذلك على مستوى الأبعاد والدرجة الكلية وتم التوصل إلى معاملات ثبات تتراوح بين ٠،٧٢-٠،٨٢ ، وهى قيم جميعها دالة إحصائياً، والتي أعطت مؤشراً لثبات المقياس.

♦ صدق وثبات المقياس في البحث الحالي:

تراوحت معاملات تمييز البنود بين ٢،٠٣ ، ٦،١٢[٧] ، وهى قيم تخطت المحك ١،٩٦ مما يعطي دليلاً على الصدق التمييزي للمقياس، وكذلك تم حساب الارتباطات بين الأبعاد الخمسة، وبين درجة كل بعد والدرجة الكلية بعد استبعاد درجة البعد، وتم التوصل إلى معاملات إرتباط محصورة بين ٠،٢١-٠،٨٦ [٨] أما ثبات المقياس فلقد تم التحقق منه باستخدام معامل ألفا-كرونباخ لكل بعد والدرجة الكلية للمقياس ، وتم التوصل لقيم تراوحت بين ٠،٦٥-٠،٨١ (ألفا-كرونباخ الاتقان=٠،٧٣، ألفا-كرونباخ التروي=٠،٦٥، ألفا-كرونباخ التفاؤل=٠،٧٨، ألفا-كرونباخ التعامل مع الذات=٠،٧٢، ألفا-كرونباخ التعامل مع الآخرين=٠،٨١، ألفا-كرونباخ المقياس ككل=٠،٧٤) ، وهى معاملات ثبات وصدق مقبولة.

الصورة النهائية الخاضعة للتحليل لمقياس الذكاء الفعال (ملحق٢) : وهى صورة غير قابلة للتطبيق ولكنها بغرض إيضاح "مضمون" البنود الممثلة للحزم، وتتكون من ٢٥ بنداً موزعة على ٥ أبعاد بمعدل ٥ بنود لكل بعد، والأرقام طبقاً لتوزيعها على الأبعاد كالتالي: (١-٧-٩-٢١-٢٤) لبعد الإتقان، (٢-٣-٥-١٨-١٩) لبعد التروي، (٦-١٠-١٢-١٤-١٦) لبعد التفاؤل، (٤-

---

[٧] التفاصيل الإحصائية للنسب الحرجة موجودة بملحق (٥) .
[٨] يوضح ملحق (٦) هذه الارتباطات .

١١-١٧-٢٢-٢٥) لبعد التعامل الفعال مع الذات، (٨-١٣-١٥-٢٠-٢٣) لبعد التعامل الفعال مع الآخرين.

[٣] - مقياس الصلابة النفسية: إعداد(عماد مخيمر، ٢٠٠٢)

يتكون المقياس من ٤٧ عبارة تتوزع على ٣ أبعاد هى الالتزام: نوع من التعاقد النفسي يلتزم به الفرد تجاه نفسه وأهدافه وقيمه والآخرين من حوله، أرقامه (١-٤-٧-١٠-١٣-١٦-١٩-٢٢-٢٥-٢٨-٣١-٣٤-٣٧-٤٠-٤٣-٤٦) ، التحكم: اعتقاد الفرد أنه بإمكانه أن يكون له تحكم فيما يلقاه من أحداث، وتحمل المسئولية الشخصية عما يحدث له ويتضمن القدرة على اتخاذ القرارات وتفسير الأحداث والمواجهة الفعالة للضغوط، أرقامه (٢-٥-٨-١١-١٤-١٧-٢٠-٢٣-٢٦-٢٩-٣٢-٣٥-٣٨-٤١-٤٤) ، التحدي: اعتقاد الفرد أن ما يطرأ من تغيير على جوانب حياته هو أمر مثير وضروري أكثر من كونه تهديد له مما يساعده على المبادأة واكتشاف البيئة ومعرفة المصادر النفسية والاجتماعية التي تساعده على مواجهة الضغوط بفاعلية، وأرقامه (٣-٦-٩-١٢-١٥-١٨-٢١-٢٤-٢٧-٣٠-٣٣-٣٦-٣٩-٤٢-٤٥-٤٧) ، ويتم تصحيح الاستبيان كالاتي: تنطبق دائماً (٣) ، تنطبق أحياناً (٢) ، لا تنطبق أبدا (١) ، ما عدا العبارات المعكوسة (٧-١١-١٦-٢١-٢٣-٢٥-٢٨-٣٢-٣٥-٣٦-٣٧-٣٨-٤٢-٤٦-٤٧) فيتم تصحيحها: تنطبق دائماً (١) ، تنطبق أحياناً (٢) ، لا تنطبق أبدا (٣) ، ولقد تم حذف عبارتين إحداهما من بعد الإلتزام (رقم ٣١) ، والأخرى من بعد التحدي (رقم ٢٧) بناءً على انخفاض تمييز العبارة، حتى يصبح عدد عبارات كل بعد (١٥) بما يتماشى مع التحزيم الخماسي للبنود.

صدق وثبات مقياس الصلابة النفسية: قام مؤلف المقياس باتباع طريقتين هما: صدق المحكمين، والصدق التلازمي بإيجاد الارتباط بين الدرجة الكلية للمقياس ومقياس قوة الأنا وكذلك مقياس بيك للإكتئاب، وتم التوصل لقيمتين (٠،٧٥ ، ٠،٦٣) على الترتيب، مما يؤكد اتسام المقياس بدرجة من الصدق، كما قام معد المقياس بالتحقق من ثبات مقياس الصلابة النفسية باستخدام معامل ألفا-كرونباخ وتم التوصل إلى قيم للأبعاد (الالتزام – التحكم – التحدي – الدرجة الكلية) قدرها (٠،٦٩ ، ٠،٧٦ ، ٠،٧٢ ، ٠،٧٥) على الترتيب، كما تم تبني طريقة الاتساق الداخلي كمدخل للثبات وليس الصدق وتم التوصل إلى ارتباطات دالة بين البنود والأبعاد المنتمية إليها من جانب، وكذلك بين درجة كل بعد والدرجة الكلية من جانب آخر.

◆ **صدق وثبات المقياس في البحث الحالي:**

تراوحت قيم النسب الحرجة لمعاملات تمييز بنود المقياس بين ١،٥١ ، ٦،٠٥[٩]، ولقد تخطت البنود المحك ١،٩٦ باستثناء البندين (٢٧ ، ٣١) ، اللذان تم حذفهما، والبند ٣٤ الذي سيتم الإبقاء عليه حتى يصبح عدد بنود المقياس (٤٥) بنداً، مما يعطي مؤشراً عاماً للصدق التمييزي للمقياس، وتم التعرف على الارتباطات البينية بين أبعاد المقياس من جهة، وكل بعد بالدرجة الكلية المصححة من درجة البعد ولقد تراوحت قيم معاملات الارتباط بين ٠،١٨-٠،٤٣ وجميعها دال عند مستوى ٠،٠١ (رالالتزام/التحكم=٠،٢٩، رالإلتزام/التحدي=٠،٣٢، رالتحكم/التحدي=٠،٤٣، رالإلتزام/المقياس الكلي=٠،٢٧ ، رالتحكم/المقياس الكلي=٠،١٨، رالتحدي/المقياس الكلي=٠،٢٤) ، مما يعطي مؤشراً على صدق الإتساق الداخلي، كما تم التحقق من ثبات المقياس باستخدام معاملات ألفا-كرونباخ وتم التوصل لقيم محصورة بين ٠،٦٩ ، ٠،٩٢ (ألفا-كرونباخالإلتزام= ٠،٨٥، ألفا-كرونباخالتحكم=٠،٩٢، ألفا-كرونباخالتحدي=٠،٦٩ ، ألفا-كرونباخالمقياس الكلي=٠،٨٧) ، وهي قيم مقبولة تدل على ثبات المقياس.

الصورة النهائية الخاضعة للتحليل لمقياس الصلابة النفسية (ملحق٣) : وهي صورة غير قابلة للتطبيق ولكنها بغرض إيضاح "مضمون" البنود الممثلة للحزم، وتتكون من ٤٥ بنداً موزعة على ٣ أبعاد بمعدل ١٥ بنداً لكل بعد، والأرقام طبقاً لتوزيعها على الأبعاد كالتالي: (١-٤-٧-١٠-١٣-١٦-١٩-٢٢-٢٥-٢٧-٣٢-٣٥-٣٨-٤١-٤٤) لبعد الإلتزام، (٢-٥-٨-١١-١٤-١٧-٢٠-٢٣-٢٦-٢٨-٣٠-٣٣-٣٦-٣٩-٤٢) لبعد التحكم، (٣-٦-٩-١٢-١٥-١٨-٢١-٢٤-٢٩-٣١-٣٤-٣٧-٤٠-٤٣-٤٥) لبعد التحدي.

ثالثاً: المعالجة الإحصائية:

تم اتباع الأساليب الإحصائية التالية في البحث الحالي:

١- الإحصاءات الوصفية (المتوسط الحسابي – الانحراف المعياري – الالتواء – التفرطح) وذلك للتعرف على الإحصاءات الوصفية للحزم والبنود الأصلية للمقاييس.

٢- التحليل العاملي الاستكشافي وذلك للتحقق من أحادية أدوات القياس الخاضعة للتطبيق.

٣- التحليل العاملي التوكيدي للتحقق من الفروق في مؤشرات جودة المطابقة بين نموذج البنود ونموذج الحزم بطرقه ومستوياته المختلفة.

رابعاً: منهج البحث: تم اتباع المنهج الوصفى المقارن لمناسبته للهدف الرئيسي للبحث الحالي.

---

[٩] التفاصيل الإحصائية للنسب الحرجة موجودة في ملحق (٧) .

خامساً: خطوات البحث:

١- تقنين أدوات البحث للتحقق من صلاحيتها للتطبيق في البحث الحالي.

٢- تطبيق أدوات البحث على أفراد العينة.

٣- تصحيح استجابات أفراد العينة وتفريغ الدرجات على برنامج SPSS .

٤- إعداد درجات المتغيرات الملاحظة Indicators وفقاً لكل مستوى من مستويات التحزيم كالتالي:

٤-١: النموذج غير المحزوم: درجات المتغيرات الملاحظة هى درجات البنود الممثلة لكل مقياس من مقاييس البحث.

٤-٢: نماذج التحزيم الجزئي: توجد عدة نماذج للتحزيم الجزئي تتوقف على حسب المقياس المستخدم وطريقة التحزيم المستخدمة، وتأتي درجات المتغيرات الملاحظة وفقاً لكل نموذج من هذه النماذج بإجراء تحزيم لبنود كل مقياس من المقاييس المطبقة في البحث الحالي وفقاً لنوع طريقة التحزيم (التحزيم العشوائي RPP – التشابه في المحتوى SCPP –الاختلاف في المحتوى DCPP – التشابه في الالتواء SSPP – الاختلاف في الالتواء DSPP كالتالي:

٤-٢-١: التحزيم الجزئي لبنود مقياس حل المشكلات:

أ- طريقة التحزيم العشوائي RPP لمقياس حل المشكلات: تم كتابة أرقام بنود البعد الأول لمقياس حل المشكلات المكون من ثلاثة أبعاد (١٠ بنود في كل بعد) على برنامج SPSS ، ومن الأمر data-select cases تم اختيار خمسة بنود من البعد بشكل عشوائي، لتمثل الحزمة الأولى في البعد الأول RPP1 (١-٢-٤-٨-١٠) ، أما البنود المتبقية في البعد تمثل الحزمة الثانية RPP2 (٣-٥-٦-٧-٩) ، وتم اتباع نفس الاجراء على البعدين الآخرين لنصل إلى مكونات الحزم التالية: RPP3 (١١-١٣-١٤-١٧-١٩) ، RPP4 (١٢-١٥-١٦-١٨-٢٠) ، RPP5 (٢١-٢٢-٢٣-٢٤-٢٩) ، RPP6 (٢٥-٢٦-٢٧-٢٨-٣٠).

ب- طريقة التشابه في المحتوى SCPP لمقياس حل المشكلات: بفحص محتوى بنود مقياس حل المشكلات أمكن إيجاد حزمتين لكل بعد، فتم توزيع بنود بعد القضايا الاجتماعية والأخلاقية على حزمتين هما حزمة متعلقة بالشباب SCPP1 (١-٢-٣-٤-٨) ، وحزمة متعلقة بالخدمات العامة

مثل الصحة والتعليم SCPP2 (٥-٦-٧-٩-١٠) وتم توزيع بنود بعد المشكلات المنطقية على حزمتين هما حزمة متعلقة بالمشكلات المنطقية SCPP3 (١٤-١٥-١٦-١٧-٢٠) ، وحزمة متعلقة بالمعادلات الجبرية SCPP4 (١١-١٢-١٣-١٨-١٩) ، وتم توزيع بنود بعد المشكلات الحسابية على حزمتين هما حزمة متعلقة بالمسائل اللفظية القصيرة SCPP5 (٢١-٢٢-٢٣-٢٥-٢٧) ، وحزمة متعلقة بالمسائل اللفظية الطويلة SCPP6 (٢٤-٢٦-٢٨-٢٩-٣٠).

ج- طريقة الاختلاف في المحتوى DCPP لمقياس حل المشكلات: بالاعتماد على الخطوة (ب) تم توزيع بنود كل بعد بحيث يتم تضمين البنود المختلفة في المحتوى معاً داخل كل حزمة، وذلك بأخذ أول ثلاث بنود في الحزمة الأولى للبعد، وأول بندين في الحزمة الثانية لنفس البعد ويتم تضمينهم في الحزمة الأولى الجديدة، والمتبقي من بنود البعد يتم تضمينه في الحزمة الثانية الجديدة لنفس البعد، وهكذا بالنسبة لبقية الأبعاد وبذلك يكون هناك ست حزم هى: DCPP1 (١-٢-٣-٥-٦) ، DCPP2 (٤-٧-٨-٩-١٠) ، DCPP3 (١١-١٢-١٤-١٥-١٦) ، DCPP4 (١٣-١٧- ١٨-١٩-٢٠) ، DCPP5 (٢١-٢٢-٢٣-٢٤-٢٦) ، DCPP6 (٢٥-٢٧-٢٨-٢٩-٣٠).

د- طريقة التشابه في الالتواء SSPP لمقياس حل المشكلات: تم ترتيب القيم المطلقة لمعاملات التواء بنود كل بعد من أبعاد المقياس الثلاثة ترتيباً تصاعدياً، وأخذ أول خمسة بنود لتمثل الحزمة الأولى في البعد، وآخر خمسة بنود لتمثل الحزمة الثانية في نفس البعد، لنحصل على ست حزم هى: SSPP1 (٤-٥-٦-٨-٩) ، SSPP2 (١-٢-٣-٧-١٠) ، SSPP3 (١٢-١٣-١٥-١٦-١٨) ، SSPP4 (١١-١٤-١٧-١٩-٢٠) ، SSPP5 (٢٢-٢٦-٢٧-٢٩-٣٠) ، SSPP6 (٢١-٢٣-٢٤-٢٥-٢٨).

هـ- طريقة الاختلاف في الالتواء DSPP لمقياس حل المشكلات: بالاعتماد على الخطوة (د) تم توزيع بنود كل بعد بحيث يتم تضمين البنود المختلفة في الالتواء معاً داخل كل حزمة، وذلك بأخذ أول ثلاثة بنود في الحزمة الأولى للبعد، وأول بندين في الحزمة الثانية لنفس البعد ويتم تضمينهم في الحزمة الأولى الجديدة، والمتبقي من بنود البعد يتم تضمينه في الحزمة الثانية الجديدة لنفس البعد، وهكذا بالنسبة لبقية الأبعاد وبذلك يكون هناك ست حزم هى: DSPP1 (١-٢-٤-٥-٦) ، DSPP2 (٣-٧-٨-٩-١٠) ، DSPP3 (١١-١٢-١٣-١٤-١٥) ، DSPP4 (١٦-١٧-١٨-١٩-٢٠) ، DSPP5 (٢١-٢٢-٢٣-٢٦-٢٧) ، DSPP6 (٢٤-٢٥-٢٨-٢٩-٣٠).

٤-٢-٢: التحزيم الجزئي لبنود مقياس الصلابة النفسية:

أ- طريقة التحزيم العشوائي RPP لمقياس الصلابة النفسية: طبقاً لنفس آلية الاختيار العشوائي الموضحة آنفاً، ومع اعتبار أن مقياس الصلابة النفسية يتكون من ٤٥ بنداً موزعة بالتساوي على ثلاثة أبعاد، ونظراً لأن كل حزمة تتكون من ٥ بنود، فقد تم اختيار بنود كل حزمة بشكل تدريجي بحيث يتم اختيار أول ٥ بنود لتكون الحزمة الأولى في البعد الأول، ثم يتم إدخال العشر بنود المتبقية في البرنامج لاختيار ٥ بنود أخرى بشكل عشوائي لتمثل الحزمة الثانية، ثم ما يتبقى من البنود يمثل الحزمة الثالثة في البعد الأول، وهكذا بالنسبة للبعدين الآخرين وبذلك يصبح هناك تسع حزم هي: RPP1 (٧-١٣-١٦-٢٢-٣٥) ، RPP2 (١-٤-١٠-١٩-٤١) ، RPP3 (٢٥-٢٧-٣٢-٣٨-٤٤)، RPP4 (٢-١١-١٤-٢٦-٢٨) ، RPP5 (١٧-٢٣-٣٠-٣٦-٣٩) ، RPP6 (٥-٨-٢٠-٣٣-٤٢) ، RPP7 (٣-١٢-١٥-٢٩-٣١) ، RPP8 (١٨-٢٤-٣٤-٤٠-٤٣) ، RPP9 (٦-٩-٢١-٣٧-٤٥).

ب- طريقة التشابه في المحتوى SCPP لمقياس الصلابة النفسية: بفحص محتوى بنود مقياس الصلابة النفسية أمكن إيجاد ثلاث حزم لكل لبعد، فتم توزيع بنود بعد الالتزام على ثلاث حزم هي حزمة متعلقة بالأهداف SCPP1 (١-٧-١٠-١٦-٢٧) ، حزمة متعلقة بالقيم والعادات SCPP2 (٤-١٣-٣٢-٣٥-٤٤) ، حزمة متعلقة بالمشاركة المجتمعية SCPP3 (١٩-٢٢-٢٥-٣٨-٤١) ، وتم توزيع بنود بعد التحكم على ثلاث حزم هي حزمة متعلقة بالضبط الذاتي SCPP4 (٢-١٤-٢٦-٣٠-٣٣) ، حزمة متعلقة بالحظ/المجهود SCPP5 (٨-١١-٢٠-٢٣-٣٦) ، حزمة متعلقة بالتخطيط SCPP6 (٥-١٧-٢٨-٣٩-٤٢)، وتم توزيع بنود بعد التحدي على ثلاث حزم هي حزمة متعلقة بالمثابرة وتحمل الضغوط SCPP7 (٣-١٢-١٥-١٨-٤٥) ، وحزمة متعلقة بالمبادرة SCPP8 (٦-٩-٢٤-٢٩-٣١) ، وحزمة متعلقة بمواجهة التغير SCPP9 (٢١-٣٤-٣٧-٤٠-٤٣).

ج- طريقة الاختلاف في المحتوى DCPP لمقياس الصلابة النفسية: بالاعتماد على الخطوة (ب) تم توزيع بنود البعد على الحزم الثلاث الممثلة للبعد بطريقة تجعل البنود المختلفة معاً في حزمة واحدة، ويتأتى ذلك من خلال الاختيار المتتالي في الخطوة (ب) بأن نأخذ أول بند في الحزمة الأولى وأول بند في الحزمة الثانية وأول بند في الحزمة الثالثة، ثم نرجع للحزمة الأولى ونأخذ البند التالي، ونرجع للحزمة الثانية ونأخذ البند التالي وبذلك تتكون بنود الحزمة الأولى بطريقة الاختلاف في المحتوى، ثم نأخذ البند التالي في الحزمة الثالثة ليصبح أول بند في الحزمة الثانية الجديدة

وهكذا حتى يتم تكوين كل الحزم على كافة البنود، وبذلك تصبح الحزم التسعة كالتالي: DCPP1 (١-٤-٧-١٣-١٩) ، DCPP2 (١٠-١٦-٢٢-٢٥-٣٢) ، DCPP3 (٢٧-٣٥-٣٨-٤١-٤٤) ، DCPP4 (٢-٥-٨-١١-١٤) ، DCPP5 (١٧-٢٠-٢٦-٢٨-٣٠) ، DCPP6 (٢٣-٣٣-٣٦-٣٩-٤٢) ، DCPP7 (٣-٦-٩-١٢-٢١) ، DCPP8 (١٥-١٨-٢٤-٣٤-٣٧) ، DCPP9 (٢٩-٣١-٤٠-٤٣-٤٥).

د- طريقة التشابه في الالتواء SSPP لمقياس الصلابة النفسية: تم ترتيب القيم المطلقة لمعاملات إلتواء بنود كل بعد من أبعاد المقياس الثلاثة ترتيباً تصاعدياً، وأخذ أول خمسة بنود لتمثل الحزمة الأولى في البعد، والخمس بنود التالية لتمثل الحزمة الثانية في البعد، والخمس بنود الثالثة لتمثل الحزمة الثالثة في البعد، وهكذا بالنسبة لبقية الأبعاد حتى نحصل على التسع حزم التالية: SSPP1 (٤-١٣-١٩-٢٥-٤٤) ، SSPP2 (١-١٠-٢٢-٢٧-٣٢) ، SSPP3 (٧-١٦-٣٥-٣٨-٤١) ، SSPP4 (٢٠-٣٣-٣٦-٣٩-٤٢) ، SSPP5 (٢-٨-٢٣-٢٨-٣٠) ، SSPP6 (٥-١١-١٤-١٧-٢٦) ، SSPP7 (٩-١٨-٣١-٣٤-٣٧) ، SSPP8 (١٢-١٥-٢٩-٤٠-٤٣) ، SSPP9(٣-٦-٢١-٢٤-٤٥).

هـ- طريقة الاختلاف في الالتواء DSPP لمقياس الصلابة النفسية: بالاعتماد على الخطوة (د) ، واتباع نفس طريقة الاختيار المتبعة في الخطوة (ج) تم توزيع بنود كل بعد بحيث يتم تضمين البنود المختلفة في الالتواء معاً داخل كل حزمة، وكانت الحزم كالتالي: DSPP1 (١-٤-٧-١٠-١٣) ، DSPP2 (١٦-١٩-٢٢-٢٥-٣٥) ، DSPP3 (٢٧-٣٢-٣٨-٤١-٤٤) ، DSPP4 (٢-٥-٨-٢٠-٣٣) ، DSPP5 (١١-١٤-٢٣-٣٦-٣٩) ، DSPP6 (١٧-٢٦-٢٨-٣٠-٤٢) ، DSPP7 (٣-٩-١٢-١٥-١٨) ، DSPP8 (٦-٢١-٣١-٢٩-٣٤) ، DSPP9 (٢٤-٣٧-٤٠-٤٣-٤٥).

٤-٢-٣: التحزيم الجزئي لمقياس الذكاء الفعال: لا يوجد تحزيم جزئي للمقياس لأن عدد بنود كل بعد=٥ ، وهو نفسه عدد بنود الحزمة.

٤-٣ : نماذج التحزيم الكلي: درجات المتغيرات الملاحظة في نموذج التحزيم الكلي هى الدرجات الكلية لكل بعد فرعي من أبعاد كل مقياس، والذي يأتي مباشرة من جمع درجات بنود كل بعد.

٥- طبقاً للخطوة (٤) ، يتم رصد درجات المتغيرات الملاحظة للنماذج غير المحزومة (البنود) ، والمحزومة جزئياً وفقاً لكل طريقة تحزيم، والمحزومة كلياً (درجات الأبعاد) ، وذلك للمقاييس الثلاثة الخاضعة للبحث.

٦- إجراء التحليلات الإحصائية اللازمة على درجات المتغيرات الملاحظة وفقاً لكل نموذج للتحقق من صحة الفروض الموضوعة.

٧- التوصل إلى نتائج البحث، وعرضها وتفسيرها وتقديم المقترحات والتوصيات التربوية في ضوئها.

نتائج البحث :

[١] - نتيجة الفرض الأول وتفسيرها :

والذي ينص : أنه " تختلف درجة توافر شرط الأحادية باختلاف المقياس المستخدم (مقياس القدرة على حل المشكلات – مقياس الذكاء الفعال – مقياس الصلابة النفسية) " .

للتحقق من صحة هذا الفرض تم إجراء التحليل العاملي الاستكشافي لبنود كل مقياس من المقاييس الثلاثة، وتم إختيار التدوير المائل نظراً لوجود ارتباطات دالة بين أبعاد كل مقياس تم التحقق منها في المرحلة الاستطلاعية الخاصة بتقنين المقاييس، ونتيجة ذلك موضحة في جدول (٤) التالي:

جدول (٤)

التحقق من أحادية المقاييس المستخدمة في البحث الحالي باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي

مقياس القدرة على حل المشكلات نسبة أول جذرين=١،٠٩٢				مقياس الذكاء الفعال نسبة أول جذرين=٥،٠٤٨				مقياس الصلابة النفسية نسبة أول جذرين=٤،٠٠٥			
العوامل	قيمة الجذر الكامن	نسبة التباين المفسرة%	قابلية المصفوفة للتحليل العاملي	العوامل	قيمة الجذر الكامن	نسبة التباين المفسرة%	قابلية المصفوفة للتحليل العاملي	العوامل	قيمة الجذر الكامن	نسبة التباين المفسرة%	قابلية المصفوفة للتحليل العاملي
١	٣،١٥	١٠،٤٩	اختبار KOM[10] = ٠،٦٦ مربع كا لاختبار Bartlett[11] = ١١٣٢،١ (درجات حرية=٤٣٥، دالة)	١	٩،٤٩	٣٥،١٥	اختبار KOM = ٠،٩٣ مربع كا لاختبار Bartlett = ٩٩٧٠،٦ (درجات حرية=٣٥١، دالة)	١	١٥،٠٨	٣٢،٠٨	اختبار KOM = ٠،٨٧ مربع كا لاختبار Bartlett = ١٧٣٤٣،٩ (درجات حرية= ١٠٨١، دالة)
٢	١،٦٤	٥،٤٧		٢	١،٧٣	٦،٤١		٢	٣،٧٢	٧،٩١	
٣	١،٤٦	٤،٨٨		٣	١،٥٤	٥،٧٠		٣	٢،٣٣	٤،٩٦	
٤	١،٣٩	٤،٦٣		٤	١،٤١	٥،٢٢		٤	١،٩٣	٤،١١	
٥	١،٣٥	٤،٥٠		٥	١،٢٠	٤،٤٤		٥	١،٧٩	٣،٨١	
٦	١،٢٤	٤،١٣		٦	١،١٧	٤،٣٣		٦	١،٦٧	٣،٥٦	
٧	١،٢٤	٤،١٣		٧	١،١١	٤،١١		٧	١،٤٨	٣،١٥	
٨	١،١٨	٣،٩٣						٨	١،٣٥	٢،٨٧	
٩	١،١٣	٣،٧٧						٩	١،٢٢	٢،٦٠	
١٠	١،١٢	٣،٧٣						١٠	١،٠٩	٢،٣٢	
١١	١،٠٨	٣،٦٠						١١	١،٠٣	٢،١٩	

• مناقشة وتفسير نتيجة الفرض الأول:

جاءت نتيجة الفرض الأول متعلقة بالتعرف على درجة توافر أحادية المقاييس المستخدمة في البحث الحالي انطلاقاً من التوجهات النظرية والامبريقية التي تم عرضها فيما يتعلق بشرط الأحادية وضرورة توافره كخطوة قبلية لتحزيم البنود، وأن عدم فحص هذا الشرط قبل التحزيم قد

---

[10] Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy وهو اختبار يقيس ملائمة العينة للتحليل العاملي، تتراوح قيمة المعامل بين ٠، ١، يتم قبول القيمة ٠،٥ فأكثر .

[11] Bartlett's Test of Sphericity وهو يقيس بعد المصفوفة الارتباطية عن الوحدة، متمثلاً في إحصاءة مربع كا، يجب أن تكون الإحصاءة دالة حتى يُقبل التحليل العاملي .

يؤدي إلى وجود عوامل ثانوية تؤثر سلباً على النموذج البنائي، ولذلك تم الحرص على التحقق من شرط الأحادية على المقاييس المستخدمة في البحث الحالي.

وبالرغم من وجود اتفاق جزئي مع طريقة التحقق من الأحادية التي تم تبنيها في البحث الحالي وهى طريقة التحليل العاملي الاستكشافي، وهى الطريقة التي تم تبنيها بواسطة عدة دراسات منها: (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Arias et al., 2013; Densely, Davidson & Gunn, 2013; Rocha & Chelladurai, 2012) ، إلا أن هناك دراسات ألمحت لعدم كفايتها، حيث اعتبرت دراسة (Tran et al., 2013) طريقة التحليل العاملي الاستكشافي غير كافية ويجب تكملتها بطريقة التحليل العاملي التوكيدي، واستخدم كل من (Poposki & Oswald, 2010) محك نموذج التحليل العاملي التوكيدي للعامل الواحد للتحقق من الأحادية، وبالرغم أيضاً من اختلاف درجات القطع التي على أساسها يتم التحقق من الأحادية في طريقة التحليل العاملي الاستكشافي من ٢،٥ (Arias et al., 2013; Hall et al., 1999) ، إلى ٤ (Gomez, Verdugo & Arias, 2015)، إلى ٥ (Curkovic, 2012) ، إلا أن نتائج الأحادية على مقاييس البحث الحالي لاقت ما يفسرها، فبالنظر لجدول (٤) نجد اختلاف درجة الأحادية باختلاف المقياس المستخدم، فنسبة أول جذرين كامنين لمقياس القدرة على حل المشكلات= ١،٩٢ وبالتالي قلت عن محك الأحادية ٢،٥ مما يعني عدم توافر شرط الأحادية في هذا المقياس، ولعل تفسير ذلك أن المقياس عبارة عن مهام لا يشترط أن تتوجد في سمة واحدة، فإذا كانت كل من المهمة الحسابية والمهمة المنطقية متقاربتين بعض الشئ، فإن مهمة حل القضايا الأخلاقية والاجتماعية تبعد بشكل أو بآخر عنهما، مما يفسر عدم اتسام المقياس بشرط الأحادية، ولعل ذلك يتماشى مع دلالة وحجم الارتباطات بين أبعاد المقياس بعدم وجود ارتباط بين المهمة الاخلاقية/الاجتماعية وكل من المهمتين الحسابية والمنطقية، في الوقت الذي نجد فيه ارتباطاً بين المهمتين الحسابية والمنطقية، وهناك تفسير آخر لعدم أحادية هذا المقياس، ويتمثل هذا التفسير في بعدي المهام المنطقية والحسابية، فمن جهة نجد وجود جزء مشترك بين البعدين (التفكير المجرد مثلاً) وهو يمثل عامل ثانوي تتشبع عليه بعض بنود البعدين مما يمثل تعددية للمقياس، ومن جانب آخر نجد أن بعد المهام الحسابية يحتوي على مسائل لفظية مما يولد عامل ثانوي آخر (خارجي) غير مقاس وهو عامل لفظي، وفي هذا الصدد أوضح (Little et al., 2013, 287-288) أن المسائل اللفظية تعد مثالاً لبند متعدد الأبعاد وليس أحادي لأن كل بند يقيس بعدين أحدهما مهارة حسابية والآخر مهارة لفظية، ويمكن تقديم تفسير مرتبط بثنائية البنود التي تبعد بدرجة أو بأخرى عن الأحادية حيث أوضح Abedi (1997) إلى وجود صعوبات تتعلق بالتحقق من شرط الأحادية على البنود الثنائية والتي من أمثلتها بنود الصح والخطأ

R/W ، وأشار إلى وجود أسلوب بديل يسمى التحليل العاملي غير الخطي.

وبالإطلاع على نتائج أحادية مقياس الذكاء الفعال نجد أن نسبة أول جذرين كامنين تساوي ٥،٤٨ ، وبالتالي تعدت محك الأحادية ٢،٥ بما يعني اتصاف المقياس بشرط الأحادية، وهى نتيجة منطقية وتعني قياس المقياس لسمة عامة لها صفات مترابطة فيما بينها تتعلق بالاتقان والذي يعني المثابرة والجدية في السلوك، التروي والذي يعني التريث وأخذ مشورة الآخرين وعدم الاندفاع، التفاؤل والذي يعني الإقبال على الحياة وعدم الاستسلام للأزمات والأحزان، التعامل الفعال مع الذات والذي يعني معرفة نقاط القوة والضعف والاتسام بالتوكيدية في الأقوال والأفعال، التعامل الفعال مع الآخرين والذي يعني قبول الآخرين والتعايش معهم، وبالتالي يتضح ترابط هذه الصفات وعدم تعارضها بما يقوي احتمالية سير المقياس في اتجاه سمة واحدة تم تسميتها الذكاء الفعال، وجاءت الارتباطات البينية بين الأبعاد وكذلك معامل ألفا-كرونباخ للمقياس ككل لتؤكد ذلك، وإذا تحدثنا عن عبارات المقياس نجد أن مصممي المقياس حاولوا التغلب على الاستجابات العشوائية بوضع (٥) عبارات للتمويه، وكذلك عدم وجود عبارات سلبية في المقياس وهى من الأمور التي تحد من تشبع البند على عامل ثانوي الأمر الذي يقوي احتمالية ظهور الأحادية، وفي هذا الصدد أوضح Hall et al. (1999, 237) أن العبارات السلبية والمرغوبية الاجتماعية تولد عوامل ثانوية تسبب تعددية البنود.

وبالإطلاع على نتائج أحادية مقياس الصلابة النفسية نجد أن نسبة أول جذرين كامنين تساوي ٤،٠٥ بما يعني تحقق شرط الأحادية للمقياس، وهى النتيجة التي تتفق مع التكوين النظري للمقياس الذي يعتمد على ثلاثة جوانب أو أبعاد تكون سمة الصلابة النفسية للفرد، وبالإطلاع على طبيعة الأبعاد الثلاثة نجد بالفعل الترابط فيما بينهم فالإلتزام يعني تعاقد نفسي يلتزم به الفرد تجاه نفسه وتجاه الآخرين، والتحكم والذي يعني تحمل المسؤولية في الأحداث التي تعرض لها الشخص، والتحدي الذي يعني القدرة على مواجهة الضغوط والأزمات، وهى سمات متكاملة وتعمل معاً، لتكوين سمة عامة هى الصلابة النفسية، وبالتالي اتسام المقياس بالأحادية هو أمر منطقي، كما يؤكد ذلك العلاقات الارتباطية القوية بين الأبعاد الثلاثة من جانب والاتساق الداخلي للمقياس ككل ممثلاً في معامل ألفا-كرونباخ، ولكن وجود عبارات سلبية في المقياس ربما كان سبباً في إنقاص مؤشر الأحادية (٤،٠٥) بعض الشئ عن مؤشر الأحادية لمقياس الذكاء الفعال (٥،٤٨) ، ولعل ما جعل مقياس الصلابة النفسية يلبي شرط الأحادية بالرغم من وجود عبارات سلبية هو التدريج الفردي للإستجابة على المقياس، فالتدريج الفردي الذي يحتوي على نقطة محايدة (في المنتصف) يلقى مزايا سيكومترية ربما أدت إلى تحجيم وجود عوامل ثانوية نتيجة العبارات السلبية، وبالرغم من أن

مقياس الذكاء الفعال لا يحتوي على نقطة محايدة لأن التدريج رباعي، إلا أن عدم وجود عبارات سلبية وكذلك التحكم في نمطية الاستجابة وكذلك المرغوبية الاجتماعية ربما أدى إلى وجود أفضلية نسبية له مقارنة بمقياس الصلابة.

وعلى كلٌ فهذان المقياسان حققا شرط الأحادية، هذا الشرط الذي يتأثر بعدد من المتغيرات المتداخلة مثل: تدريج الاستجابة على بنود المقياس، محتوى البند، اتجاه العبارة (سالبة / موجبة) ، المرغوبية الاجتماعية وغيرها، وهى التي تجعل هناك أفضلية لمقياس على آخر في هذا الشرط.

وفسرت دراسات عديدة نتائج الأحادية بمرجعية الاتساق الداخلي للبنود أو الأبعاد الفرعية للمقياس، فلقد اعتبرت دراسة (He et al., 2014) ثبات ألفا-كرونباخ ملمحاً من ملامح شرط الأحادية اللازم للتحزيم، وكذلك دراسة (Gomez et al., 2015) التي توصلت إلى نتائج للأحادية متفقة مع الاتساق الداخلي للمقياس، ودراسة (Mizumoto & Takeuchi, 2012) التي اكتفت بمحك ثبات ألفا-كرونباخ كبديل للتحليل العاملي الاستكشافي للتحقق من أحادية المقياس ككل.

وإذا فسرنا أحادية كل مقياس من المقاييس الثلاثة وفقاً لهذا التوجه نجد بالفعل توافر الأحادية يرتبط بشكل أو بآخر مع معامل ألفا-كرونباخ للمقياس الكلي، فمعامل كيودر- ريتشاردسون لمقياس حل المشكلات الذي يعد بديلاً لمعامل ألفا-كرونباخ في حالة الاستجابات الثنائية كان مساوياً (٠،٦٢) وهى قيمة بالرغم من مقبوليتها إلا أنها أقل من معاملي ألفا-كرونباخ لمقياسي الذكاء الفعال والصلابة النفسية (٠،٧٤ ، ٠،٨٧) على الترتيب، وهى نتيجة تحتاج لدراسات أخرى لتأكيدها، فهل العلاقة بين الأحادية ومعامل ألفا-كرونباخ تسير بشكل مطرد؟ ولكن إجمالاً يمكن القول أن معامل التجانس الداخلي يعد مدخلاً من المداخل التي يتم بها تفسير أحادية المقياس.

[٢] - نتيجة الفرض الثاني وتفسيرها :

والذي ينص : أنه " تختلف الخصائص التوزيعية (المتوسط – الانحراف المعياري – الالتواء – التفرطح) باختلاف النموذج العاملي [النموذج غير المحزوم – نماذج التحزيم الجزئي (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الإلتواء – الاختلاف في الإلتواء) – نموذج التحزيم كلي] لكل مقياس من مقاييس البحث (مقياس الذكاء الفعال – مقياس القدرة على حل المشكلات – مقياس الصلابة النفسية) .

وفيما يلي نتائج هذا الفرض، حيث يتم عرض الخصائص الوصفية لكل مقياس على مستوى البنود والحزم في الجداول (٥ ، ٦ ، ٧) التالية :

جدول (٥)

الخصائص الوصفية لمقياس الذكاء الفعال

النموذج العاملي [١٢]	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح	النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج غير محزوم	١	١٠٥٨	١٠٢١	-٠٠٢١	١٠٥٣	تابع النموذج غير المحزوم	١٧	١٠٢٨	١٠٢٠	٠٠١٧	١٠٥٥
	٢	١٠٢٥	١٠١٨	٠٠١٩	١٠٥٣		١٨	١٠٣٠	١٠٢٢	٠٠١٨	١٠٥٧
	٣	١٠٤٣	١٠١٠	-٠٠١١	١٠٣٥		١٩	١٠٣٤	١٠٢٣	٠٠١٣	١٠٦١
	٤	١٠٣٠	١٠١٦	٠٠٠٩	١٠٥١		٢٠	١٠٣٨	١٠٢١	٠٠٠٨	١٠٥٦
	٥	١٠٣٢	١٠١٦	٠٠٠٧	١٠٥١		٢١	١٠٣٠	١٠٢٣	٠٠١٨	١٠٦٠
	٦	١٠٢٥	١٠١٧	٠٠١٨	١٠٥٢		٢٢	١٠٤١	١٠٢٦	٠٠٠٤	١٠٦٦
	٧	١٠١٨	١٠١٦	-٠٠٢٨	١٠٤٦		٢٣	١٠١٩	١٠١٨	٠٠٣١	١٠٤٧
	٨	١٠٢٠	١٠١٥	-٠٠٢٣	١٠٤٨		٢٤	١٠١٤	١٠١٨	٠٠٣٩	١٠٤٢
	٩	١٠١٩	١٠١٥	-٠٠٢٥	١٠٤٦		٢٥	١٠٣٠	١٠٢٢	٠٠١٨	١٠٥٨
	١٠	١٠١٧	١٠١٧	-٠٠٢٨	١٠٤٩	المتوسط		١٠٢٧	١٠١٨	٠٠٠٢	١٠٥١
	١١	١٠١٩	١٠١٢	-٠٠٢٦	١٠٤٠	نموذج التحزيم الكلي TP		٦٠٣٩	٢٠٦٣	-٠٠٠٥	٠٠٣٧
	١٢	١٠١٤	١٠٢٠	-٠٠٣٨	١٠٤٧			٦٠٦٤	٢٠٦١	-٠٠٠٣	٠٠١٧
	١٣	١٠٢٣	١٠١٦	-٠٠٢١	١٠٤٨			٦٠٠٢	٣٠٠٨	٠٠٢٠	٠٠٤٦
	١٤	١٠٢٦	١٠١٨	-٠٠١٨	١٠٥٢			٦٠٤٨	٢٠٧١	٠٠١١	٠٠٣٥
	١٥	١٠٢٦	١٠١٩	-٠٠١٨	١٠٥٤			٦٠٢٦	٢٠٥٧	٠٠١٧	٠٠٤١
	١٦	١٠٢٠	١٠١٧	-٠٠٢٨	١٠٤٦	المتوسط		٦٠٣٦	٢٠٧٢	٠٠١١	٠٠٣٥

[١٢] يتساوى نموذج التحزيم الجزئي مع نموذج التحزيم الكلي في حالة مقياس الذكاء الفعال، نظراً لأن عدد بنود البعد= ٥، وهو نفسه عدد بنود الحزمة .

[١٣] قيم التفرطح جيمعها سالبة .

جدول (٦)

الخصائص الوصفية لمقياس القدرة على حل المشكلات

النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح[١٤]	النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج غير مخزوم	١	٠،٣٩	٠،٤٩	٠،٤٤	١،٨١		PS_RPP6	٢،٣٩	١،١٣	٠،٠٠٠	٠،٤٣
	٢	٠،٥٧	٠،٥٠	٠،٢٨	١،٩٣	المتوسط		٢،٣١	١،١١	٠،١٢	٠،٣٥
	٣	٠،٤٣	٠،٤٩	٠،٣٠	١،٩٢	نموذج التخزيم الجزئي_التشابه في المخزن SCPP		٢،٣٨	١،١٤	٠،٠٩	٠،٤٥
	٤	٠،٥٦	٠،٥٠	٠،٢٤	١،٩٥			٢،١٤	١،١٤	٠،٢٦	٠،٢٩
	٥	٠،٤٤	٠،٥٠	٠،٢٤	١،٩٥			٢،٢٣	١،٠٥	٠،٠٩	٠،٥٠
	٦	٠،٤٤	٠،٥٠	٠،٢٥	١،٩٤			٢،٢١	١،٠٧	٠،٠٩	٠،٤٢
	٧	٠،٤٢	٠،٤٩	٠،٣٤	١،٨٩			٢،٣٣	١،٠٥	٠،١١	٠،٣٥
	٨	٠،٤٤	٠،٥٠	٠،٢٤	١،٩٥			٢،٥٩	١،٠٦	٠،٠٧	٠،٣٢
	٩	٠،٤٣	٠،٥٠	٠،٢٦	١،٩٤	المتوسط		٢،٣١	١،٠٩	٠،١٢	٠،٣٩
	١٠	٠،٤١	٠،٤٩	٠،٣٧	١،٨٧	نموذج التخزيم الجزئي_الاختلاف في المخزن DCPP		٢،٢٣	١،١٧	٠،٠٥	٠،٤٣
	١١	٠،٤٣	٠،٥٠	٠،٢٨	١،٩٣			٢،٢٩	١،١٦	٠،٠٥	٠،٤٤
	١٢	٠،٤٤	٠،٥٠	٠،٢٥	١،٩٤			٢،٢٨	١،١١	٠،٠٧	٠،٤٧
	١٣	٠،٤٨	٠،٥٠	٠،٠٦	٢،٠٠١			٢،١٦	١،٠٩	٠،٠٨	٠،٤٧
	١٤	٠،٤٢	٠،٤٩	٠،٣١	١،٩١			٢،٣٦	٠،٩٩	٠،٠١	٠،٢٧
	١٥	٠،٤٤	٠،٥٠	٠،٢٥	١،٩٤			٢،٥٥	١،١٥	٠،٠٩	٠،٥٤
	١٦	٠،٥٦	٠،٥٠	٠،٢٤	١،٩٥	المتوسط		٢،٣١	١،١١	٠،٠٦	٠،٤٤
	١٧	٠،٤٢	٠،٤٩	٠،٣١	١،٩١	نموذج التخزيم الجزئي_التشابه في المخزن SSPP		٢،٤٤	١،١١	٠،٠٧	٠،٥٤
	١٨	٠،٤٤	٠،٥٠	٠،٢٥	١،٩٤			٢،٠٨	١،١٣	٠،٢٠	٠،٣٦
	١٩	٠،٤٢	٠،٤٩	٠،٣٢	١،٩٠			٢،٣٥	١،١٢	٠،٢١	٠،٣٦
	٢٠	٠،٣٨	٠،٤٩	٠،٤٨	١،٧٨		PS_SSPP	٢،٠٨	١،٠٢	٠،٢٥	٠،١٣
	...	...	...	...	...			...	...	...	...
	٢٢	٠،٥٥	٠،٥٠	٠،١٩	١،٩٧			٢،٤٠	١،٠٦	٠،٠٧	٠،٢٦
	٢٣	٠،٣٦	٠،٤٨	٠،٥٧	١،٦٨	المتوسط		٢،٣١	١،٠٨	٠،١٤	٠،٣٣

[١٤] قيم التفرطح جميعها سالبة .

تابع جدول (٦) الخصائص الوصفية لمقياس القدرة على حل المشكلات

النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج غير محزوم	٢٤	٠،٦٣	٠،٤٨	-٠،٥٣	١،٧٣
	٢٥	٠،٦٠	٠،٤٩	-٠،٤١	١،٨٤
	٢٦	٠،٥١	٠،٥٠	-٠،٠٢	٢،٠١
	٢٧	٠،٤١	٠،٤٩	٠،٣٦	١،٨٨
	٢٨	٠،٤٠	٠،٤٩	٠،٣٩	١،٨٥
	٢٩	٠،٥٨	٠،٤٩	-٠،٣١	١،٩١
	٣٠	٠،٤٧	٠،٥٠	٠،١١	٢،٠٠
المتوسط		٠،٤٦	٠،٤٩	٠،٠٣	١،٩
نموذج التحزيم الخطوانيRPP الجزئي	PS_RPP1	٢،٣٧	١،١٤	-٠،٠١	٠،٤٧
	PS_RPP2	٢،١٥	١،١٣	٠،٢٥	٠،٢٤
	PS_RPP3	٢،١٨	١،٠٦	٠،٠٨	٠،١٣
	PS_RPP4	٢،٢٥	١،١٥	٠،٢٢	٠،٤٢
	PS_RPP5	٢،٥٢	١،٠٤	٠،١٤	٠،٤٤

النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج التحزيم الوزني الاختلاف DSPP في الاشياء	7	٢،٢٨	١،١٥	٠،٢٢	٠،٤٣
	PS_DSPP2	٢،٢٨	١،٠٩	٠،٣٥	٠،٣١
	PS_DSPP3	٢،٢٩	١،٠٩	٠،١٠	٠،٣٠
	PS_DSPP4	٢،١٥	١،١٤	٠،٢١	٠،٣٧
	PS_DSPP5	٢،٣٩	١،١٠	-٠،٠٨	٠،٣٤
	PS_DSPP6	٢،٤٠	١،٠٩	٠،٠٥	٠،٤٤
المتوسط		٢،٣٠	١،١١	٠،١٧	٠،٣٧
المتوسط الوزني لاحصاءات نموذج التحزيم الجزني		٢،٣١	١،١٠	٠،١٢	٠،٣٨
نموذج التحزيم الكلي	PS_TP1	٤،٥٢	١،٥٩	٠،١٧	٠،٢٧
	PS_TP2	٤،٤٣	١،٥٢	٠،٠٩	٠،٢٦
	PS_TP3	٤،٩١	١،٤٦	-٠،١٥	٠،٠٨
المتوسط		٤،٦٢	١،٥٢	٠،١٤	٠،٠٢

جدول (٧) الخصائص الوصفية لمقياس الصلابة النفسية

النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء[١٥]	التفرطح[١٦]	النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج غير محزوم	١	٢،١٩	٠،٧٥	٠،٣٢	١،٠١		PC_RPP	١٠،٦٨	١،٦٦	-٠،١٠	٠،٤٢
	٢	٢،٢٤	٠،٧٣	٠،٤٠	١،٠٢٠		PC_RPP	١٠،٧٧	١،٧٣	-٠،١٣	٠،٤٦
	٣	٢،١٥	٠،٧٦	٠،٢٥	١،٢٢		PC_RPP	١٠،٨٧	١،٦٧	-٠،١٧	٠،٢١
	٤	٢،١٥	٠،٧٥	٠،٢٦	١،٢٠		PC_RPP	١١،٠١	١،٦٧	-٠،٠٧	٠،٣٩
	٥	٢،٢٦	٠،٧٣	٠،٤٤	١،٠٢	المتوسط		١٠،٩١	١،٧١	-٠،١٢	٠،٢٧

[١٥] جميع قيم الإلتواء سالبة .
[١٦] جميع قيم التفرطح سالبة .

تابع جدول (٧) الخصائص الوصفية لمقياس الصلابة النفسية

النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح	النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج غير محدوم	٦	٢،٢٦	٠،٧٢	٠،٤٥	٠،٩٩	نموذج التحزيم الجزئي المتشابه في المحتوى SCPP	PC_SCPP1	١١،٢٤	١،٧٩	٠،٢٩-	٠،٢٦
	٧	٢،٤٦	٠،٦٨	٠،٨٨	٠،٤٢		PC_SCPP2	١٠،٦٥	١،٦٧	٠،١٠	٠،١٤
	٨	٢،٢٢	٠،٧٧	٠،٤٠	١،٢١		PC_SCPP3	١٠،٩٥	١،٧٧	٠،١٦-	٠،٣٦
	٩	٢،٠٥	٠،٧٣	٠،٠٨	١،٠٩		PC_SCPP4	١٠،٩٢	١،٥٦	٠،٢٥-	٠،٢٩
	١٠	٢،٢٠	٠،٧٣	٠،٣٣	١،٠٩		PC_SCPP5	١١،٠٦	١،٧٨	٠،١٣-	٠،٣٧
	١١	٢،٢٦	٠،٧١	٠،٤٢	٠،٩٣		PC_SCPP6	١٠،٩٠	١،٦١	٠،٢٨-	٠،٢٦
	١٢	٢،١٩	٠،٧٥	٠،٣٢	١،١٨		PC_SCPP7	١٠،٩٨	١،٦٢	٠،٣٣-	٠،٢٢
	١٣	٢،٠٨	٠،٧٣	٠،١٢	١،١٣		PC_SCPP8	١٠،٧٧	١،٥٣	٠،١٨-	٠،١٠
	١٤	٢،٢٤	٠،٧٤	٠،٤١	١،١٠		PC_SCPP9	١٠،٩٠	١،٨٩	٠،٠٤-	٠،٤٤
	١٥	٢،٢١	٠،٧٣	٠،٣٥	١،٠٧	المتوسط		١٠،٩٣	١،٦٩	٠،٢٠	٠،٢١
	١٦	٢،٢٢	٠،٧٤	٠،٣٨	١،٠٩	نموذج التحزيم الجزئي الاختلاف في المحتوى DCPP	PC_DCPP1	١١،١٠	١،٦٤	٠،٣٣-	٠،٠٨
	١٧	٢،٢٣	٠،٧٧	٠،٤١	١،١٩		PC_DCPP2	١٠،٨٦	١،٨٧	٠،٠٩	٠،٦٣
	١٨	٢،١٧	٠،٧٦	٠،٣٠	١،٢٣		PC_DCPP3	١٠،٨٨	١،٦٨	٠،٠٢	٠،٣٨
	١٩	٢،١٠	٠،٧١	٠،١٤	٠،٩٨		PC_DCPP4	١١،١٩	١،٦٠	٠،١٣-	٠،٣٦
	٢٠	٢،١٣	٠،٧٣	٠،٢١	١،١١		PC_DCPP5	١٠،٩٥	١،٧٩	٠،١٠-	٠،١٠
	٢١	٢،٢٤	٠،٧٤	٠،٤٢	١،٠٩		PC_DCPP6	١٠،٧٥	١،٦٨	٠،٣١-	٠،٢٦
	٢٢	٢،٢٠	٠،٧١	٠،٣١	١،٠٠		PC_DCPP7	١٠،٨٥	١،٦٩	٠،١٨-	٠،٢٣
	٢٣	٢،٢٣	٠،٧٥	٠،٤١	١،١٢		PC_DCPP8	١٠،٨٧	١،٧٤	٠،٠٩-	٠،٤٧
	٢٤	٢،٢٣	٠،٧٣	٠،٣٩	١،٠٦		PC_DCPP9	١٠،٩٤	١،٦٢	٠،١٩-	٠،١٠
	٢٥	٢،١٥	٠،٧٢	٠،٢٢	١،٠٣	المتوسط		١٠،٩٣	١،٧	٠،١٦	٠،٢٩
	٢٦	٢،٢٧	٠،٧٢	٠،٤٥	٠،٩٨	نموذج التحزيم الجزئي المتشابه في الالتواء SSPP	PC_SSPP1	١٠،٤٩	١،٥٥	٠،٠٢-	٠،٣٥
	٢٧	٢،١٧	٠،٧٤	٠،٢٨	١،١٣		PC_SSPP2	١٠،٩٣	١،٩٣	٠،١٧-	٠،٤٦
	٢٨	٢،٢١	٠،٧٥	٠،٣٦	١،١٣		PC_SSPP3	١١،٤٢	١،٧٧	٠،١٠-	٠،٤٠
	٢٩	٢،٢١	٠،٧٢	٠،٣٥	١،٠٤		PC_SSPP4	١٠،٣٧	١،٦٦	٠،٠١-	٠،٢٦
	٣٠	٢،١٦	٠،٧٤	٠،٢٦	١،١٢		PC_SSPP5	١١،٠٧	١،٦٦	٠،٠٢-	٠،١١
	٣١	٢،٠١	٠،٧٣	٠،٠١	١،١٢		PC_SSPP6	١١،٢٥	١،٦١	٠،٢١-	٠،١١
	٣٢	٢،١٨	٠،٧٤	٠،٣٠	١،١٤		PC_SSPP7	١٠،٤٣	١،٦٤	٠،٠١-	٠،٣٥
	٣٣	٢،٠٢	٠،٧٠	٠،٠٢	٠،٩٤		PC_SSPP8	١١،٠٧	٢،٠٠	٠،١١	٠،٦٨
	٣٤	٢،٠١	٠،٧١	٠،٠١	٠،٩٨		PC_SSPP9	١١،١٤	١،٦٠	٠،١٧-	٠،٣٥
	٣٥	٢،٢٣	٠،٧٢	٠،٣٧	١،٠٠	المتوسط		١٠،٩١	١،٧١	٠،٠٩	٠،٣٤

تابع جدول (٧) الخصائص الوصفية لمقياس الصلابة النفسية

النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح	النموذج العاملي	المتغيرات الملاحظة	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري	الالتواء	التفرطح
نموذج غير محزوم	٣٦	٢،٠٠٢	٠،٧٢	٠،٠٠٣	١،٠٠٤	نموذج التحزيم الجزئي_الانتقال الى الاثراء DSPP	PC_DSPP1	١٠،٠٩٩	١،٦١	٠،٣٤-	٠،٠٠١
	٣٧	٢،٠١٩	٠،٧٤	٠،٠٣٢	١،٠١٢		PC_DSPP2	١٠،٠٩٢	١،٧١	٠،٠٠٩-	٠،٣٥
	٣٨	٢،٠٢١	٠،٧٣	٠،٠٣٥	١،٠٠٦		PC_DSPP3	١٠،٠٩٢	١،٧٦	٠،١٦-	٠،٣٨
	٣٩	٢،٠١٥	٠،٧٣	٠،٠٢٥	١،٠١١		PC_DSPP4	١٠،٠٨١	١،٥٧	٠،١٨-	٠،٢٥
	٤٠	٢،٠٢٤	٠،٧١	٠،٠٣٨	٠،٠٩٧-		PC_DSPP5	١٠،٠٩١	١،٧٥	٠،١٧-	٠،٣٩
	٤١	٢،٠٢٩	٠،٧١	٠،٠٤٨	٠،٠٩٢		PC_DSPP6	١١،٠٠٠	١،٦٤	٠،١٣-	٠،٢١
	٤٢	٢،٠٠٥	٠،٦٩	٠،٠٠٦	٠،٠٨٧		PC_DSPP7	١٠،٠٦٤	١،٥٢	٠،١٥-	٠،٣١
	٤٣	٢،٠٢٢	٠،٧٥	٠،٠٣٨	١،٠١٥		PC_DSPP8	١٠،٠٩٧	١،٦٨	٠،٠٠٦	٠،٥١
	٤٤	٢،٠٠١	٠،٧٣	٠،٠٠١	١،٠١٢		PC_DSPP9	١١،٠٠٤	١،٩٢	٠،١٠-	٠،٠٥٥
	٤٥	٢،٠٢٦	٠،٧٣	٠،٠٤٥	١،٠٠٢		المتوسط	١٠،٠٩١	١،٦٨	٠،١٥	٠،٣٣
المتوسط		٢،٠١٨	٠،٧٣	٠،٠٣١	١،٠٠٦		المتوسط الوزني لاحصاءات نماذج التحزيم الجزئي	١٠،٠٩٢	١،٧٠	٠،١٤	٠،٢٩
نموذج التحزيم الجزئي RPP	PC_RPP	١١،٠١٩	١،٨٢	٠،٢١-	٠،٠٢٣	نموذج التحزيم الكلي TP	PC_TP1	٣٢،٠٨٣	٣،٢٣	٠،١٨-	٠،٠٢٣
	PC_RPP	١٠،٠٩٢	١،٦٢	٠،٠٠٦-	٠،٠٢٣		PC_TP2	٣٢،٠٦٩	٣،٠٠٤	٠،٣٣-	٠،٠٠١
	PC_RPP	١٠،٠٧٢	١،٧٤	٠،١٨-	٠،٠٠٣		PC_TP3	٣٢،٠٦٥	٣،٠٢٥	٠،٠٠٨-	٠،٠١٣
	PC_RPP	١١،٠٢٢	١،٧٢	٠،١٦-	٠،٠٣٢	المتوسط		٣٢،٠٧٣	٣،٠٢١	٠،٠٢-	٠،٠١٢
	PC_RPP	١٠،٠٨٠	١،٧٤	٠،٠٠١-	٠،٠١٨						

• مناقشة وتفسير نتيجة الفرض الثانى:

إذا انتقلنا لنتائج الفرض الثاني المتعلق بالإحصاءات الوصفية للبنود والحزم للمقاييس الثلاثة، من جانب نجد أن متوسط درجات البنود يتساوى مع متوسط درجات الحزم بعد توحيد المرجعية، فطبقاً للجدول (٥) نجد أن متوسط درجات البنود لمقياس الذكاء الفعال ١،٢٧، ومتوسط درجات الحزم ٦،٣٦ بقسمتها على عدد بنود الحزمة (٥) =١،٢٧ ، وبالنظر لجدول (٦) نجد أن متوسط درجات بنود مقياس حل المشكلات ٠،٤٦، والمتوسط الوزني لدرجات الحزم الجزئية=٢،٣١ ، بقسمة هذا المتوسط على عدد بنود الحزمة الجزئية (٥) =٠،٤٦ ، وكذلك

متوسط درجات الحزم الكلية =٤،٦٢ بقسمة المتوسط على عدد بنود الحزمة الكلية (١٠) =٠،٤٦ ، وبالنظر لجدول (٧) نجد أن متوسط درجات بنود مقياس الصلابة النفسية=٢،١٨ ، والمتوسط الوزني لدرجات الحزم الجزئية =١٠،٩٢ بقسمتها على (٥) = ٢،١٨ ، ومتوسط درجات الحزم الكلية=٣٢،٧٣ بقسمة المتوسط على عدد بنود الحزمة الكلية (١٥) = ٢،١٨ ، وبذلك نجد اتفاق بين متوسطات الدرجات على مستوى البنود والحزم الجزئية والحزم الكلية للمقاييس الثلاثة، وهو إجراء تأكيدي لصحة إدخال البيانات من ناحية، وصحة الإجراء الشكلي للتحزيم من ناحية أخرى.

وبالنظر للجداول (٥ ، ٦ ، ٧) يتضح ازدياد الانحراف المعياري بزيادة مستوى التحزيم، فمتوسط الانحرافات المعيارية لدرجات البنود أقل من متوسط درجات الحزم الجزئية والأخير أقل من متوسط درجات الحزم الكلية الذي حصل على أعلى انحراف معياري بين مستويات التحزيم، فإذا تفحصنا مقياس الذكاء الفعال نجد أن متوسط الانحرافات المعيارية ارتفع من ١،٨ للبنود إلى ٢،٧٢ للحزم، وفي مقياس حل المشكلات ارتفع من ٠،٤٩ للبنود إلى ١،١١ للحزم الجزئية، إلى ١،٥٢ للحزم الكلية، ولمقياس الصلابة النفسية ارتفع من ٠،٧٣ للبنود إلى ١،٧ للحزم الجزئية إلى ٣،٢١ للحزم الكلية، أما داخل الحزم الجزئية طبقاً لطريقة التحزيم فبينها قدر من التشابه.

وتفسير ذلك أنه بزيادة مستوى التحزيم من بيانات غير محزومة إلى محزومة جزئياً إلى محزومة كلياً يزداد تباين الدرجات بحيث تصبح أكثر اتساعاً، وهى نتيجة منطقية فمدى درجات البنود في مقياس الذكاء الفعال يتراوح بين ٠ -٣ ، وفي حالة التحزيم الجزئي تراوح المدى بين ٠-١٥ ، ونفس الأمر ينطبق على المقياسين الآخرين الذي تحول فيه مدى الدرجات في مقياس حل المشكلات من ٠-١ للبنود إلى ٠-٥ للحزم الجزئية إلى ٠-١٠ للحزم الكلية، وفي مقياس الصلابة النفسية من ١-٣ للبنود إلى ٥-١٥ للحزم الجزئية إلى ١٥-٤٥ للحزم الكلية، وبالتالي بزيادة مستوى التحزيم تزداد احتمالية التباعد بين الدرجات وبالتالي زيادة الانحراف المعياري ومن ثم التباين.

ولعل هذا الأمر انعكس أيضاً على معاملات الالتواء والتفرطح، فبتفحص الجداول وقبل تفحص قيم المعاملات نجد أن القيم السالبة لمعاملات الالتواء والتفرطح هى نتيجة لميل غالبية المفحوصين نحو الاستجابة النمطية التي تجعل التوزيع يتركز على استجابة معينة في الغالب تكون المفضلة، وفي هذا الصدد أوضح Hau & Marsh (2004, 345) أن معظم مقاييس التقدير الذاتي تنتج معاملات التواء سالبة، وبررها بميل المفحوصين لاستجابة ذات درجة أعلى والتي تكون مرغوبة اجتماعياً ومفضلة.

وإذا علمنا أن الحد الأدنى الذي يجب أن تتخطاه البيانات حتى تتسم بالالتواء هو (١،٩٦ × الخطأ المعياري لمعامل الالتواء) ، أى ١،٩٦ × ٠،١١٩ =٠،٢٣ ، وإذا علمنا أن الحد الأدنى الذي يجب أن تتخطاه البيانات حتى تتسم بالتفرطح هو (١،٩٦ × الخطأ المعياري لمعامل التفرطح) ، أى ١،٩٦ × ٠،٢٣٩ =٠،٤٧ [١٧] وذلك عند مستوى ثقة ٩٥% ، وبذلك نجد أن كل درجات البنود اتسمت بالتفرطح لتخطيها حاجز ٠،٤٧ وذلك لكل المقاييس الثلاثة باستثناء البند رقم ٧ لمقياس الصلابة النفسية، أما بالنسبة لمعاملات الالتواء فنجد تأرجح المعاملات بين الالتواء وعدم الالتواء بالنسبة لبنود مقياسي الذكاء الفعال والصلابة النفسية، واتسام أغلبية بنود مقياس حل المشكلات بالالتواء، وبالتالي إجمالاً يمكن القول أن بنود المقاييس الثلاثة لا تتسم بالاعتدالية لاتسامها بالتفرطح و/أو الالتواء وهما الصفتان اللتان تبعدان أى توزيع عن الاعتدالية، ومن جانب ثاني نجد اتسام بنود مقياس حل المشكلات بأكبر معاملات تفرطح (المتوسط = ١،٩) ، يليه مقياس الذكاء الفعال (١،٥١) ، ثم مقياس الصلابة النفسية (المتوسط=١،٠٦) ، وبالنسبة لمعاملات الالتواء جاء مقياس الصلابة النفسية في المرتبة الأولى وحصل على متوسط معاملات التواء (٠،٣١) ، مقارب لمقياس حل المشكلات (٠،٣) ، وحصل مقياس الذكاء الفعال على أقل معاملات التواء (المتوسط=٠،٢) ، وإذا تحدثنا على مستوى التحزيم نجد تعديلاً للخصائص التوزيعية للمقاييس من عدم الاعتدالية على مستوى البنود إلى الاعتدالية على مستوى التحزيم سواء الجزئي أو الكلي، فانخفض متوسط معاملات الالتواء لمقياس الذكاء الفعال من ٠،٢ للبنود، إلى ٠،١١ للحزم، ولمقياس حل المشكلات من ٠،٣ للبنود إلى ٠،١٢ للحزم الجزئية، وارتفع قليلاً للحزم الكلية إلى ٠،١٤ إلا أنه أقل من البنود، ولمقياس الصلابة النفسية من ٠،٣١ للبنود إلى ٠،١٤ للحزم الجزئية، وارتفع قليلاً إلى ٠،٢ للحزم الكلية، أما بالنسبة لمعاملات التفرطح فسارت بنفس الآلية حيث انخفض متوسط معاملات التفرطح لمقياس الذكاء الفعال من ١،٥١ للبنود، إلى ٠،٣٥ للحزم، ولمقياس حل المشكلات من ١،٩ للبنود إلى ٠،٣٨ للحزم الجزئية، إلى ٠،٠٢ للحزم الكلية، ولمقياس الصلابة النفسية من ١،٠٦ للبنود إلى ٠،٢٩ للحزم الجزئية، إلى ٠،١٢ للحزم الكلية، وبالتالي نجد أن توزيع الحزم سواء الجزئية أو الكلية اتسم بالاعتدالية لبعدها عن الالتواء والتفرطح، مقارنةً بتوزيع البنود التي اتسمت بعدم الاعتدالية، كما وجد تقارب في توزيع درجات الحزم الجزئية بين طرق التحزيم المختلفة، ويمكن تفسير تحول درجات المقياس من عدم الاعتدالية على مستوى

---

[١٧] الخطأ المعياري لمعامل الالتواء يساوي الجذر التربيعي لـ(٦ مقسوماً على عدد أفراد العينة) أى الجذر التربيعي لـ ٠,٠١٤٣ = ٠,١١٩، والخطأ المعياري لمعامل التفرطح يساوي الجذر التربيعي لـ(٢٤ مقسوماً على عدد أفراد العية). أى الجذر التربيعي لـ ٠,٠٥٧ = ٠,٢٣٩ .

البنود إلى الاعتدالية على مستوى الحزم في ضوء اتساع نطاق البيانات الذي أنتجته الحزم، فإذا تأملنا مقياس الذكاء الفعال نجد أن التدريج رباعي على مستوى البنود (٣/٢/١/٠) ، ولكن بالتحزيم تحول إلى مقياس يتكون من ١٦ نقطة فهو تدريج متصل بين ٠-١٥، وبالنسبة لمقياس حل المشكلات نجد أن تدريجه على مستوى البنود ثنائي (١/٠) ولكن بالتحزيم الجزئي تحول لمقياس يتكون من ٦ نقاط فهو تدريج متصل من ٠-٥ ، وعلى مستوى التحزيم الكلي تحول لمقياس يتكون من ١١ نقطة لأن تدريجه يتراوح بين ٠-١٠ ، وبالنسبة لمقياس الصلابة النفسية نجد أن تدريجه على مستوى البنود ثلاثي (١-٢-٣) ، ولكن بالتحزيم الجزئي تحول لمقياس يتكون من ١١ نقطة لأن تدريجه يتراوح بين ٥-١٥ ، وبالنسبة للتحزيم الكلي تحول لمقياس يتكون من ٣١ نقطة لأن تدريجه يتراوح بين ١٥-٤٥ ، ولعل اتساع تدريج المقياس الناتج عن التحزيم هو سبب مباشر لاعتدالية بيانات الحزم، والعكس صحيح فإن ضيق نطاق التدريج على مستوى البنود أدى إلى بعد بيانات البنود عن الاعتدالية متمثلة في زيادة الالتواء والتفرطح، وبتفحص العلاقة بين عدد نقاط التدريج وكل من الالتواء والتفرطح الممثلين للاعتدالية نجد أن دراسة (Leung, 2011) توصلت إلى أن زيادة نقاط التدريج إلى ١١ نقطة تنقص كل من الالتواء والتفرطح وتقرّب التوزيع من الاعتدالية، ويؤكد ذلك Williams & O'Boyle (2008, 236) عندما أوضحا أن درجات البنود تعاني من نقص نقاط التدريج مما يجعلها أكثر عرضةً لانتهاك الاعتدالية.

وبذلك نجد أن درجات الحزم اتسمت بالاعتدالية وزيادة التباين مقارنة بدرجات البنود، وهى نتيجة يؤكدها الباحثون فلقد أوضح He et al. (2014, 96) أن تحزيم البنود له العديد من المزايا في النمذجة البنائية منها تحسن الثبات، وتحسين الخصائص التوزيعية، وتخفيض عدد البارامترات الذي يؤدي إلى ملائمة في النموذج، كما أوضح Baer et al. (2006, 37) أن من مزايا التحزيم تحسين الثبات وبالتالي تعطي الحزم مؤشراً أكثر ثباتاً للمتغير الكامن من البند، كما أن التحزيم يجعل هناك نقاط تدريجية أوسع وبالتالي يقترب من التوزيع المتصل للمتغير الكامن، كما أوضح Rocha& Chelladurai (2012, 47) أن توزيع الحزم أقرب للاعتدالية من تحزيم البنود، وأوضح Bandalos; Jachson et al. as cited in (Arias et al., 2013, 158) أن درجات الحزم أقرب للاعتدالية من درجات البنود الفردية وبالتالي يمكن استخدام طريقة ML التي تتطلب الاعتدالية، وأكّد ذلك Little, et al. (2002, 157) عندما أشاروا إلى أن توزيعات البنود تعاني من مشكلات في الالتواء والتفرطح والذي ينتهك افتراضات الاستدلال الإحصائي، ويمكن تحويل توزيع البنود للاعتدالية بتجميعها في حزم.

وهناك عدة دراسات أيدت نتيجة الفرض الحالي حيث تحققت دراسة (Poposki &

(Oswald, 2010 من تباين الحزم ووجدت أنها أكثر مدى واتساعاً، وتوصلت دراسة (Bandalos, 2002) إلى تحسن الخصائص الوصفية للتباين والالتواء والتفرطح للحزم مقارنة بالبنود، وتوصلت دراسة (عبدالناصر عامر ، ٢٠٠٥) إلى أن تباين درجات الحزم أكبر من تباين درجات البنود، ودرجات الحزم أكثر اعتدالية أى أقل تفرطحاً والتواءً من درجات البنود، وتوصلت دراسة (Bandalos, 2003) إلى اتسام توزيع البنود بالابتعاد عن الاعتدالية كما يُقاس بزيادة الالتواء والتفرطح، وفي حالة المقارنة بين توزيع البنود الثنائية والبنود المتعددة التقدير اتضح الابتعاد أكثر عن الاعتدالية للبنود الثنائية، كما اتضح اقتراب توزيع الحزم من الاعتدالية، وتوصلت دراسة (Thompson & Melancon, 1996) إلى تحسن الإحصاءات الوصفية متمثلة في زيادة المدى وانخفاض في قيم الالتواء والتفرطح للحزم بمستوياتها المختلفة مقارنة بالبنود التي اتسمت بالتوائيتها وتفرطحها.

[٣] - نتيجة الفرض الثالث وتفسيرها :

والذي ينص : أنه " تختلف مؤشرات جودة المطابقة باختلاف النموذج العاملي [النموذج غير المحزوم – نموذج التحزيم الجزئي (الاختيار العشوائي – التشابه في المحتوى – الاختلاف في المحتوى – التشابه في الإلتواء – الاختلاف في الإلتواء) – نموذج التحزيم الكلي] ، ونسبة N/q لكل مقياس من مقاييس البحث (مقياس الذكاء الفعال – مقياس القدرة على حل المشكلات – مقياس الصلابة النفسية) .

للتحقق من صحة هذا الفرض تم استخدام أسلوب التحليل العاملي التوكيدي على كل مقياس وفقاً لمستويات وطرق التحزيم ونسبة N/q ، وجدول (٨) التالى يوضح مؤشرات جودة مطابقة النموذج البنائي لكل مقياس من المقاييس الثلاثة، ويحتوي الجدول على ١٦ نموذجاً بنائياً: مقياس الذكاء الفعال (نموذجان) ، مقياس حل المشكلات (٧ نماذج) ، مقياس الصلابة النفسية (٧ نماذج) .

جدول (٨) مؤشرات جودة مطابقة النماذج البنائية لمقاييس البحث الحالي
وفقاً لمستويات وطرق التحزيم ونسبة N/q

مؤشرات جودة المطابقة ، N/q / النماذج العاملية	χ^2 (درجات الحرية، الدلا ل ة)	χ^2/df	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA	AIC[18]	ECVI	HOELTER N CRITI	N/q
مقياس الذكاء الفعال										
النموذج غير المحزوم	٧٩٧،٥ (٢٦٥،دالة)	٣،٠٠ ١	٠،٨٠ ٦	٠،٨٠ ٣	٠،٠٠ ٨	٠،٠٠ ٧	٩١٧،٥ (٦٥٠)	٢،١٩ (١،٥٥)	١٦١	٧،٠٠١
النموذج المحزوم[19]	٦،٩ (٥،غير	١،٣٨	٠،٩٩	٠،٩٨	٠،٠٠ ٣	٠،٠٠ ٣	٢٦،٩ (٣٠)	٠،٠٠٦ (٠،٠٠٧)	٦٧٣	٤٢،١

تابع جدول (٨)
مؤشرات جودة مطابقة النماذج البنائية لمقاييس البحث الحالي
وفقاً لمستويات وطرق التحزيم ونسبة N/q

مؤشرات جودة المطابقة / N/q / النماذج العاملية		χ^2 (درجات الحرية، الدلالة)	χ^2/ df	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA	AIC[20]	ECVI	HOELTE R N CRITICAL	N/q
مقياس حل المشكلات											
النموذج غير المحزوم		١٤٩٧،٧ (٤٠٢، دالة)	٣،٧	٠،٧٤	٠،٧٠	٠،١	٠،٠٠٨	١٦٢٣،٧ (٩٣٠)	٣،٩ (٢،٤)	١٢٧	٦،٦٨
نماذج التحزيم الجزئي	RP P	٣٤،٩ (٦، دالة)	٥،٨	٠،٩٧	٠،٩١	٠،٠٦	٠،١١	٦٤،٩ (٤٢)	٠،١٦ (٠،٠١)	١٥٢	٢٨،٠٧
	SC PP	٥٥،٣ (٦،دالة)	٩،٤٢	٠،٩٦	٠،٨٥	٠،٠٨	٠،١٤	٨٥،٣ (٤٢)	٠،٢ (٠،٠١)	٩٦	
	DC	٥٠،٣ (٦،دالة)	٨،٤	٠،٩٦	٠،٨٧	٠،٠٨	٠،١٣	٨٠،٣ (٤٢)	٠،١٩ (٠،٠١)	١٠٦	

[18] بالنسبة لمؤشري AIC , ECVI قيمة المؤشر للنموذج المفترض خارج القوس، وللنموذج المشبع داخل القوس .

[19] لا يوجد تحزيم جزئي ، لأن عدد بنود البعد = ٥ .

[20] بالنسبة لمؤشري AIC , ECVI قيمة المؤشر للنموذج المفترض خارج القوس، وللنموذج المشبع داخل القوس .

	SS PP	٤٤،٨ (٦دالة)	٧،٥	٠،٩٧	٠،٨٨	٠،٠٧	٠،١٢	٧٤،٨ (٤٢)	٠،١٨ (٠،٠١)	١١٩
	DS	٦٩،٣ (٦دالة)	١١،٦	٠،٩٥	٠،٨٣	٠،٠٨	٠،١٦	٩٩،٣ (٤٢)	٠،٢٤ (٠،٠١)	٧٧
المتوسط			٨،٥	٠،٩٦	٠،٨٧	٠،٠٧	٠،١٣	--	-	١١٠
نموذج التحزيم الكلي		٠(٠٠ غير محدد)	-	١	--	٠	--	١٢ (١٢)	٠،٠٣ (٠،٠٣)	-
مقياس الصلابة النفسية										
النموذج غير المحزوم		٩٣٨١،٥ (٩٤٢دالة)	٩،٩٦	٠،٣٤	٠،٢٧	٠،١٩	٠،١٥	٩٥٦٧،٥ (٢٠٧٠)	٢٢،٧٨ (٤٠٩)	٤٦
نماذج التحزيم الجزائي	RP P	٣٣،٨ (٢٤،غير دالة)	١،٤	٠،٩٨	٠،٩٧	٠،٠٤	٠،٠٣	٧٥،٨ (٩٠)	٠،١٨ (٠،٠٢١)	٤٥٢
	SC PP	٨٣،١ (٢٤،دالة)	٣،٥	٠،٩٦	٠،٩٢	٠،٠٦	٠،٠٨	١٢٥،١ (٩٠)	٠،٠٣ (٠،٠٢)	١٨٤
	DC PP	٤٧،٣ (٢٤،غير دالة)	١،٩٧	٠،٩٨	٠،٩٥	٠،٠٥	٠،٠٥	٨٩،٣ (٩٠)	٠،٠٢ (٠،٠٢)	٣٢٤
										٢٠٠٠٥

تابع جدول (٨)

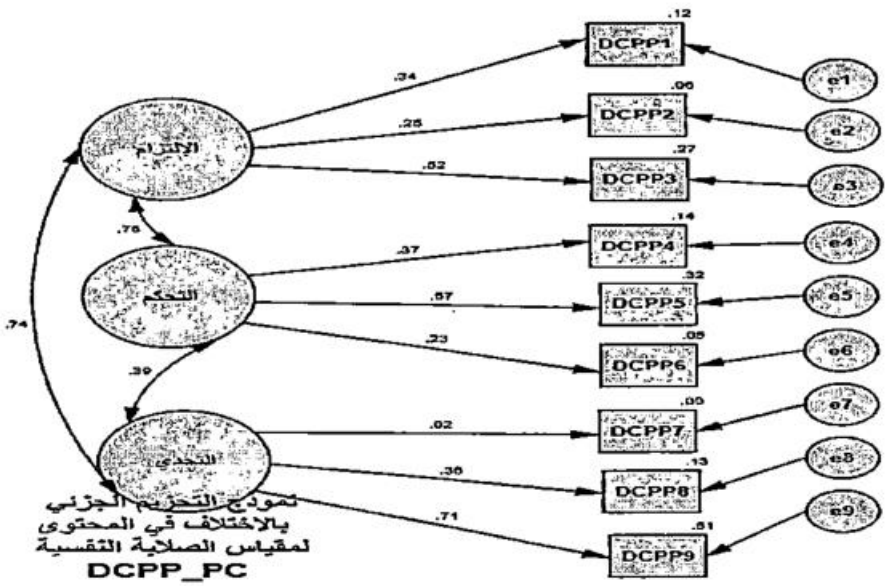
مؤشرات جودة مطابقة النماذج البنائية لمقاييس البحث الحالي

N/qوفقاً لمستويات وطرق التحزيم ونسبة

مؤشرات جودة المطابقة ، N/q النماذج العاملية		χ^2 (درجات الحرية، الدلالة)	χ^2/df	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA	AIC[٢١]	ECVI	HOETLER N CRITICAL	N/q
	SSP	١١٢،٧ (٢٤،دالة)	٤،٧	٠،٩٥	٠،٩	٠،٠٧	٠،٠٩	١٥٤،٧ (٩٠)	٠،٣٧ (٠،٠٢١)	١٣٦	
	DSP P	٢٩،٤ (٢٤،غير دالة)	١،٢	٠،٩٩	٠،٩٧	٠،٠٤	٠،٠٢	٧١،٤ (٩٠)	٠،١٧ (٠،٠٢١)	٥٢١	
المتوسط			٢،٥٥	٠،٩٧	٠،٩٤	٠،٠٥	٠،٠٥	-	-	٣٢٣،٤	
نموذج التحزيم الكلي		٠(٠٠ غير محدد)	-	١	-	٠	-	(١٢) ١٢	٠،٠٣ (٠،٠٣)	-	٧٠،١٧

[٢١] بالنسبة لمؤشري AIC , ECVI قيمة المؤشر للنموذج المفترض خارج القوس، وللنموذج المشبع داخل القوس .

وبذلك نجد من جدول (٨) السابق إخضاع ١٦ نموذجاً بنائياً للدراسة، وشكل (٨) التالي يوضح مثالاً لأحد هذه النماذج[٢٢] بعد تحليلها باستخدام النمذجة البنائية:



شكل (٨)

DCPP-PCنموذج التحزيم الجزئي بالاختلاف في المحتوى لمقياس الصلابة النفسية

- **مناقشة وتفسير نتيجة الفرض الثالث :**

يمكن مناقشة وتفسير نتائج الفرض الثالث من خلال عدة نقاط كالتالي:

أولاً: التحليل العاملي التوكيدي لمقياس الذكاء الفعال وكذلك مقياس الصلابة النفسة لم يحقق مؤشرات جودة مطابقة مقبولة على مستوى البنود، وفي المقابل عند التحزيم الجزئي للبنود تحسنت مؤشرات جودة المطابقة، فبالنسبة لمقياس الذكاء الفعال نجد مؤشرات جودة المطابقة لنموذج البنود اتسم بمؤشرات جودة مطابقة غير مقبولة (دلالة مربع كا ، $\chi^2/df=3.01>2$ ، $GFI=0.86<0.9$ ، $AGFI=0.83<0.9$ ، $SRMR=0.08>0.05$ ، $RMSEA=0.07$ ، قيمتا مؤشري AIC, ECVI للنموذج المفترض AIC=917.5, ECVI=2.19 أعلى من النموذج المشبع AIC=650,

[٢٢] بقية النماذج موجودة في ملحق (٨) .

ECVI=1.55، Hoetler N=161<200) ، فكل المؤشرات السابقة غير مقبولة باستثناء مؤشر RMSEA فحصل على قيمة =٠،٠٧ وهى قيمة متأرجحة بين القبول وعدم القبول، وعند تحزيم البنود تحسنت المؤشرات بشكل واضح (عدم دلالة مربع كا، $\chi^2/df=1.38<2$ ، GFI=0.99>0.9 ، AGFI=0.98>0.9 ، SRMR=0.03<0.05 ، RMSEA=0.03<0.08 ، AIC=26.9, ECVI=0.06 للنموذج المفترض AIC, ECVI أقل من النموذج المشبع AIC=30, ECVI=0.07 ، Hoetler N=673>200)، فكل المؤشرات السابقة مقبولة ، ونفس الأمر بالنسبة لمقياس الصلابة النفسية تحسنت مؤشرات جودة المطابقة من نموذج البنود الذي اتسم بمؤشرات ضعيفة (دلالة مربع كا، $\chi^2/df=9.69>2$ ، GFI=0.34<0.9 ، AGFI=0.27<0.9 ، SRMR=0.19>0.05 ، RMSEA=0.15>0.08 ، قيمتا مؤشري AIC, ECVI للنموذج المفترض AIC=9567.5, ECVI=22.78 أعلى من النموذج المشبع AIC=2070, ECVI=4.9 ، Hoetler N=46<200) ، فكل المؤشرات السابقة غير مقبولة، إلى نماذج التحزيم الجزئي الذي اتسم بمتوسط مؤشرات أفضل (عدم دلالة مربع كا في ثلاث طرق تحزيم، $\chi^2/df=2.55>2$ ، GFI=0.97>0.9 ، AGFI=0.94>0.9 ، SRMR=0.05 ، RMSEA=0.05<0.08 ، قيمتا مؤشري AIC, ECVI للنموذج المفترض أقل من النموذج المشبع في ثلاث طرق تحزيم ، Hoetler N=323.4>200) ، وهى مؤشرات بشكل عام تشير إلى أفضلية التحزيم، وإن كانت هناك قيمة غير مقبولة لمؤشر $\chi^2/df=2.55>2$ ، وكذلك اقتراب مؤشر SRMR=0.05 من عدم القبول، إلا أننا هنا نتحدث عن المتوسط، فربما يرجع ذلك إلى أن χ^2/df لطريقة SSPP=٤،٧ ، وهى قيمة أدت إلى زيادة مؤشر χ^2/DF في المتوسط، ونفس الأمر بالنسبة لمؤشر SRMR لنفس الطريقة والذي ساوى ٠،٠٧، ولعل ذلك يسير في إتجاه أفضلية طرق على طرق أخرى في التحزيم وهى النقطة التي سيتم تفسيرها لاحقاً.

ويمكن إرجاع تحسن النتائج عند اللجوء لتحزيم البنود لعدة أسباب منها توافر شرط الأحادية الذي يتطلبه تحزيم البنود، وحيث أن المقياسين يتسمان بالأحادية كان طبيعياً أن تتحسن البنية العاملية بتحزيم البنود، لعدم وجود عوامل ثانوية تؤثر سلباً على النموذج العاملي، وكذلك اتسام درجات الحزم باتساع التباين الذي يعد امتداداً لزيادة عدد نقاط تدريج المقياس والذي انعكس بالإيجاب على توافر الاعتدالية لدرجات الحزم مقارنة بدرجات البنود، وتوافر الاعتدالية هو الشرط الذي تتطلبه طريقة الاحتمال الأقصى ML عند تقدير بارامترات النموذج، مما أسهم في ظهور مؤشرات جودة مطابقة مقبولة لنموذج الحزم مقارنةً بالبنود التي انتهكت شرط الاعتدالية اللازم لإجراء طريقة ML ، ويوجد تفسير آخر لتحسن مؤشرات مطابقة نموذج الحزم مقارنةً بنموذج البنود وهو

انخفاض عدد البارامترات المطلوب تقديرها في النموذج (q) إذا انتقلنا من نموذج البنود (q=60, N/q=7.01) لمقياس الذكاء الفعال، (q=93, N/q=4.53) لمقياس الصلابة النفسية، إلى نموذج التحزيم (q=10, N/q=42.1) لمقياس الذكاء الفعال، (q=21, N/q=20.05) لمقياس الصلابة النفسية، وهذا الانخفاض في عدد البارامترات المقدرة يزيد من نسبة عدد أفراد العينة إلى عدد البارامترات المقدرة N/q ، الأمر الذي يحسّن من ملائمة النموذج لارتباط هذه النسبة ارتباطاً طردياً بمؤشرات جودة المطابقة، وبذلك نجد أن الظروف ملائمة لإنتاج بنية عاملية أفضل في حالة نماذج التحزيم.

وهناك عدد من الباحثين أيّد علاقة كل من (الأحادية – الاعتدالية – نسبة N/q) بمؤشرات جودة مطابقة النموذج، فبالنسبة للأحادية أشار Meade & Kroustalis (2005) إلى أنه إذا كانت البنود ممثلة لأبعاد متعددة فإن التحزيم سيكون تعسفياً لأن توزيع بندين من بعدين على حزمة، سيظهر تباين مشترك يسهم في تحيز تقديرات بارامترات النموذج، وحتى لو تم ضم البندين في حزمة واحدة سيسبب العامل الثانوي خطأ في القياس يؤثر على الحزمة، ولذلك يجب عدم اللجوء إلى التحزيم إلا إذا توافر شرط الأحادية، كما أكد كل من Little et al. (2002, 163) على ضرورة التحقق من شرط الأحادية قبل تحزيم البنود، ويتفق مع ذلك Hagtvet & Solhaug (2005, 400) عندما أشارا إلى أن شرط الأحادية يعد مطلباً أساسياً للتحزيم، وكذلك Bandalos & Finney (2001, 271) اللذان أوضحا أن انتهاك هذا الشرط يجعل التحزيم يشوش ولا يوضح البنية العاملية للبيانات، وكذلك Rocha & Chelladurai (2012, 50) اللذان أوضحا أن أحادية المقياس تضمن أن استراتيجيات التحزيم المختلفة لا تتأثر بوجود عامل ثانوي، كما أشار كل من Mizumoto & Takeuchi (2012, 85) أن تحزيم البنود يمكن أن يحسن ملائمة النموذج بشكل جوهري، ولكن في حالة نقص أحادية البنود فإن هذا التحسين يتم تحقيقه بالتستر على أو تضليل سوء ملائمة النموذج بدلاً من تصحيحها، وهناك دراسات عديدة تتفق مع ذلك ولم تغفل شرط الأحادية قبل تحزيم البنود منها: (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥ ؛ Baer et al., 2006; Hall et al., 1999; Rocha & Chelladurai, 2012) .

وأوضح Hall et al. (1999, 239) أن معظم البحوث تستخدم تحزيم البنود لتصحيح انتهاكات التوزيع الاعتدالي وافتراضات التوزيع المتصل اللازم لطريقتي ML, GLS وهما أشهر طريقتين في النمذجة البنائية، وقدّم Ćurković (2012, 275) فروقاً واضحةً في الخصائص الوصفية بين البنود والحزم لصالح الحزم، فالبنود تعاني على المستوى الفردي من عدم الثبات وضعف الشيوع واحتمالية أكبر لانتهاك الافتراضات التوزيعية، كما أنها تعاني من انخفاض نقاط

التدريج مقارنة بالحزم، كما أنها عرضة لعدم قبول النموذج مقارنة بنموذج الحزم، وبمقارنة نموذج البنود بنموذج الحزم نجد أن الأخير يحتوي على بارامترات أقل، كما أن بواقي نموذج الحزم تكون أقل احتمالية للارتباطات فيما بينها، ومن ثم تخفيض المصادر المتعددة لأخطاء القياس، وكشف نفس الباحث عن ٢٧ دراسة عن التحزيم في الفترة من ٢٠٠١-٢٠٠٧ ، وغالبية هذه الدراسات استخدمت الحزم دون تبرير، والبقية منهم بررت الحزم بزيادة نسبة N/q بتقليل عدد البارمترات في النموذج، وتبريرات أخرى بتحسين زيادة الثبات وتحسين ملائمة النموذج، وتحسين الخصائص التوزيعية التي تتطلبها طريقة ML .

وتوصلت دراسة (Rocha & Chelladurai, 2012) إلى أنه بالرغم من اعتدالية بيانات البنود إلا أنها لم تحقق مؤشرات جودة المطابقة المطلوبة، ولقد فسر ذلك بانخفاض نسبة N/q ، وكان في المقابل التحزيم الجزئي للبنود الذي خفض من عدد البارامترات وبالتالي زاد من نسبة N/q الذي حسّن من مؤشرات جودة المطابقة، وأكمل نفس الباحثَين Rocha & Chelladurai (2012, 46) قائلين أن تحزيم البنود لا يستخدم فقط في حالة عدم كفاية حجم العينة ولكن في حالة عدم الاعتدالية أيضاً، مستشهدَين بآراء عدد من الباحثين بأن اعتدالية بيانات الحزم تهيئ مناخاً خصباً لتنفيذ طريقة ML .

وأضاف كل من Hau & Marsh (2004, 327) أن طريقة ML تتطلب اعتدالية بيانات البنود، وحتى إذا لجأنا لطريقة ADF التي لا تتطلب الاعتدالية فإنها تتطلب حجم عينة كبير (١٠٠٠ حالة) ، وهو أمر صعب، ولقد توصلا من دراستهما إلى حصول نموذج البنود على مؤشرات جودة مطابقة ضعيفة.

وأضاف Rae (2008, 516) أن طريقة ML تستلزم الاعتدالية وهو الأمر غير المتوفر في البنود، وأوصى باللجوء لطريقة ADF ولكن مع زيادة حجم العينة بشكل كاف ١٠٠٠-٥٠٠٠ حالة، كما أوصى بضرورة اللجوء لطريقة ML في حالة تحزيم البنود، لتطلبها حجم عينة أقل مقارنةً بطريقة ADF ، ولجأ كل من Williams & O'Boyle (2008, 240) إلى طريقة ML في تحزيم البنود ، نظراً لعدم تلبية البنود لشرط الاعتدالية وهو الشرط اللازم لتطبيق الطريقة.

كما أوضح (Bandalos, 2003) أن طريقة ADF لا تتطلب الاعتدالية ولكنها تتطلب حجم عينة كبير، وفي حالة استخدامها في أحجام العينة الصغيرة فإنها تؤدي إلى تحيز في قيم مربع كا، ووجود أخطاء معيارية، وأضاف Curran, West & Finch (1996, 16) أن طريقة ML لا تعمل بشكل جيد في حالة التوزيع غير الاعتدالي، والبديل لها إما طريقة ADF التي تتطلب أحجام

عينة كبيرة، أو طريقة Satorra-Bentler وهى تعمل في كل أحجام العينات.

ويعرض كل من Coffman & MacCallum (2005, 237-239) عدة مزايا للتحزيم منها زيادة ثبات المقاييس، تخفيض عدد المتغيرات المقاسة، فبالرغم من أن استخدام عدد أكبر من المؤشرات نظرياً يؤدي إلى تمثيل أفضل للسمة المقاسة، إلا أنه عملياً يتحتم على الباحث إيجاد عدد مثالي وكاف من المؤشرات بحيث يكون قليل بشكل معقول للتعبير عن السمة المقاسة، لأنه بزيادة عدد المؤشرات تزداد عدد البارامترات المراد تقديرها وبالتالي يزداد تعقد النموذج، وكلما زاد التعقد قل احتمال ملائمة النموذج، وبذلك نماذج الحزم أكثر قابلية لملائمة النموذج من نماذج البنود لأن حجم مصفوفة الارتباط ومن ثم عدد بارامترات النموذج لنموذج الحزم أقل من نموذج البنود، وهناك ميزة أخرى للتحزيم أنه يستخدم كبديل لتحويل البيانات أو طرق التقدير البديلة عند التعامل مع البيانات غير الاعتدالية، فطريقة ML تعتبر أشهر طرق النمذجة البنائية وهى تفترض الاعتدالية وعند انتهاك هذا الشرط يصبح تقدير البارمترات غير صحيح، وبالرغم من وجود طرق بديلة إلا أنها تتطلب أحجام عينات كبيرة ولذلك لجأ الباحثون لتحزيم البنود لتحويل البيانات من عدم الاعتدالية في حالة نموذج البنود إلى الاعتدالية في حالة نموذج التحزيم، واستطرد الباحثان بميزة أخرى للتحزيم وهو التعامل مع البيانات الثنائية والتي لا يمكن أن تلبي الاعتدالية بشكل لافت للنظر، وهنا فالتحزيم يقرب الحزم من الاعتدالية، خاصة إذا زاد عدد البنود الممثل لكل حزمة، فتحزيم البيانات الثنائية الممثلة لسمة كامنة متصلة القياس يجعل هناك مقياس أكثر اتساعاً، وتميل الحزم للحصول على اشتراكيات أعلى مقارنة بالبنود.

وهناك دراسات وتوجهات نظرية سارت في اتجاه أفضلية نموذج التحزيم مقارنةً بالنموذج غير المحزوم، فلقد توصلت دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) إلى أن نماذج الحزم أفضل مطابقة من أدائها لنموذج البنود سواء للعينة الكبيرة أو العينة الصغيرة، باستثناء مؤشر RMSEA ومربع كا اللذان تأرجحا في قوتهما بين نموذج البنود ونموذج الحزم، وتوصلت دراسة (Thompson& Melancon, 1996) إلى أن نموذج الحزم بمستوياته المختلفة أفضل مطابقة للبيانات من نموذج البنود، ويتفق مع دراسة (Bandalos, 2002) التي توصلت إلى تدني نموذج البنود في حالة عدم اعتداليتها، وهو الأمر الذي يخف وطأةً بتحزيم البنود، حيث تتناقص قيمة RMSEA ومربع كا وتتزايد قيمة CFI وذلك باستخدام طريقة ML ، ودراسة (Sterba, 2011) التي توصلت إلى أفضلية التحزيم أيضاً مقارنة بالبنود، ودراسة (Hall et al., 1999) التي توصلت إلى وجود قيمتين مقبولتين على مستوى البنود لمؤشري CFI, SRMR ولكن قيمة χ^2 غير مقبولة، أما على مستوى الحزم فلقد تحسنت قيمة χ^2 لحد قبول النموذج بالإضافة للقيمتين المقبولتين لـ CFI,

SRMR ، ولكنها تختلف مع دراسة (He et al., 2014) التي توصلت إلى أن نموذج البنود له مؤشرات مطابقة أقل بصورة طفيفة من نموذج الحزم، للدرجة التي اعتبر فيها الباحثون أن نموذجي البنود والحزم متساويان في مؤشرات المطابقة.

ثانياً : باستثناء نموذج التحزيم الكلي لمقياس حل المشكلات الذي حصل على مؤشرات جودة مطابقة مقبولة لاعتبارات تشبع النموذج بثلاثة متغيرات ملاحظة فقط، نجد أن بقية نماذج المقياس لم تحقق النتائج المقبولة، فجاءت مؤشرات النموذج غير المحزوم (نموذج البنود) (دلالة مربع كا، $\chi2/df=3.7>2$ ، $GFI=0.74<0.9$ ، $AGFI=0.7<0.9$ ، $SRMR=0.1>0.05$ ، $RMSEA=0.08$ ، قيمتا مؤشري $AIC=1623.7, ECVI=3.9$ للنموذج المفترض أعلى من النموذج المشبع $AIC=930, ECVI=2.2$ ، $Hoetler\ N=127<200$) ، غير مقبولة باستثناء مؤشر RMSEA فحصل على قيمة=٠،٠٨ وهي قيمة اعتبرها عدد كبير من الباحثين على أنها غير مقبولة، وكذلك متوسط مؤشرات نموذج التحزيم الجزئي (دلالة مربع كا في كل طرق التحزيم، $\chi2/df=8.5>2$ ، $GFI=0.96>0.9$ ، $AGFI=0.87<0.9$ ، $SRMR=0.07>0.05$ ، $RMSEA=0.13>0.08$ ، قيمتا مؤشري AIC, ECVI للنموذج المفترض أعلى من النموذج المشبع AIC, ECVI في كل طرق التحزيم ، $Hoetler\ N=110<200$) ، غير مقبولة باستثناء مؤشر GFI فحصل على قيمة= ٠،٩٦ وهي قيمة مقبولة، ولعل قبول المؤشر الأخير يرتبط بحساسية المؤشر لنسبة N/q التي تجعل النموذج يتعرض للخطأ الثاني في القياس بقبول نماذج قد تكون خاطئة، ويمكن تفسير هذه النتائج كالتالي: عند تحزيم البنود بطرقه المختلفة لم تتحسن ملائمة النموذج، فلقد زادت بعض الشئ إلا أنها مازالت في الحدود غير المقبولة، ويمكن تفسير ذلك في ضوء عدم تحقق شرط الأحادية للمقياس، وبالتالي عدم استفادته من التحزيم، كما أن البنود لا تحقق الاعتدالية وبالتالي انتهاك الشرط اللازم لتطبيق طريقة ML ، وكذلك ثنائية الاستجابة مع عدد البنود القليلة في الحزمة قلل من التباين اللازم لإنتاج مدى واسع من البيانات وبالتالي لم يحقق النموذج المؤشرات المطلوبة.

ويؤيد ذلك Brown (2006, 408) عندما أشار إلى أنه في حالة البيانات الثنائية فإن ١٠ بنود أو أكثر لكل حزمة ضروري لتقريب التوزيع من الاعتدالية، واستطرد قائلاً أنه إذا كان المقياس يتكون من ٢٠-٣٠ بنداً هنا حزمتان أو ثلاث حزم يمكن تكوينها لتنفيذ التحليل العامل التوكيدي ، وأشار في موضع آخر من كتابه (ص ٣٨٧) إلى أن طريقة ML لا تصلح لتقدير بارامترات البيانات الثنائية لأنها تؤدي إلى أخطاء في تقديرات بارامترات النموذج، ولذلك أشار إلى ضرورة وجود طريقة تقدير أخرى في التعامل مع البيانات الثنائية أو غير الاعتدالية بشكل حاد.

وبالتالي نجد أن استفادة البيانات الثنائية من التحزيم تكون مشروطة بزيادة عدد البنود الممثلة للحزمة، وفي هذا الصدد أوضح Coffman & MacCallum (2005, 237-239) أن هناك ميزة للتحزيم وهو التعامل مع البيانات الثنائية والتي لا يمكن أن تلبي الاعتدالية بشكل لافت للنظر، وهنا فالتحزيم يقرب الحزم من الاعتدالية، خاصة إذا زاد عدد البنود الممثل لكل حزمة، فتحزيم البيانات الثنائية الممثلة لسمة كامنة متصلة القياس يجعل هناك مقياساً أكثر اتساعاً، وتميل الحزم للحصول على اشتراكيات أعلى مقارنة بالبنود.

ولكن جاء Bandalos (2002, 79) ليتفق جزئياً مع ذلك، ففي الوقت الذي أشار فيه إلى أن هناك مشكلات سيكومترية تتعلق في التعامل مع البنود الثنائية والتي يتم تضمينها في اختبارات التحصيل والاستعداد، أشار في الوقت نفسه إلى أن تحزيم البنود يمكن أن يحل هذه المشكلات بجعل المتغيرات الملاحَظة أقرب للاتصالية والاعتدالية اللازمة لطريقتي ML,GLS ، دون إشراط ذلك بزيادة عدد البنود في الحزمة.

ولقد جاءت نتائج التحزيم الكلي (١٠ بنود في كل حزمة) إيجابية وهى تمثل الدرجات الكلية للأبعاد الثلاثة، وبالرغم من عدم تحقق الأحادية إلا أنه في حالة زيادة عدد بنود الحزمة للبنود الثنائية يتسع مدى البيانات (١١ نقطة) ، كما أن الخصائص الوصفية تتحسن بصورة ملحوظة، وتزداد نسبة (q=6, N/q=70.17) بصورة كبيرة، مما قوى من احتمالية قبول النموذج.

ثالثاً : بالنسبة للمقارنة بين طرق التحزيم الجزئي، نجد أن هذه المقارنة لا تتضح إلا في مقياس الصلابة النفسية فقط، فمقياس الذكاء الفعال لا يوجد فيه تحزيم جزئي، ومقياس حل المشكلات حصلت كل طرق التحزيم الجزئي على مؤشرات ضعيفة في أغلبها، أما بالنسبة لمقياس الصلابة النفسية فنجد اتسام نماذج التحزيم الجزئي جميعها بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة، ولكن ما هى أفضل طريقة في التحزيم؟ بتفحص جدول (٨) السابق يتضح أن أفضلية نماذج التحزيم الجزئي جاءت لنماذج معينة دون غيرها وهى نماذج RPP-PC, DCPP-PC, DSPP-PC ، فهذه النماذج حظيت بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة (عدم دلالة مربع كا ، $\chi 2/df = 1.4,1.97,1.2<2$ ، GFI=0.98,0.98,0.99>0.9 ، AGFI=0.97,0.95,0.97>0.9 ، SRMR=0.04,0.05,0.04 <=0.05 ، RMSEA=0.03,0.05,0.02<0.08 ، قيمتا مؤشري AIC=(75.8,89.3,71.4), ECVI=(0.18,0.2,0.17) للنموذج المفترض أقل من النموذج المشبع AIC=(90,90,90), ECVI=(0.21,0.21,0.21) ، Hoetler N=(452,324,521)>200) على الترتيب، فكل المؤشرات السابقة مقبولة، مقارنةً بنموذجي SCPP-PC,SSPP-PC اللذان حصلا على مؤشرات جودة مطابقة غير مقبولة (دلالة مربع كا،

، AGFI=0.92,0.90>0.9 ، GFI=0.96,0.95>0.9 ، $\chi 2/df$ = 3.5,4.7>2 ، SRMR=0.06,0.07>0.05 ، RMSEA=0.08,0.09>=0.08 ، قيمتا مؤشري AIC=(125.1,154.7), ECVI=(0.3,0.37) للنموذج المفترض أعلى من النموذج المشبع AIC=(90,90),ECVI=(0.21,0.21) ، Hoetler N=(184,136)<200) على الترتيب، فمؤشرات النموذجين الأخيرين كلها غير مقبولة باستثناء قيمتي مؤشرى GFI, AGFI لاعتبارات خاصة بوقوع هذين المؤشرين في خطأ النوع الثاني، وبقراءة هذه النتائج يتضح أن طريقة التحزيم الجزئي المعتمد على الاختلاف في الالتواء DSPP جاء في المرتبة الأولى بحصول نموذجه على أعلى مؤشرات جودة مطابقة، تلاه طريقة الاختيار العشوائي RPP ثم طريقة الاختلاف في المحتوى DCPP ، ثم جاءت طريقتا التشابه في المحتوى SCPP ، والتشابه في معاملات الالتواء SSPP في الترتيبين الأخيرين، ولكن إجمالاً فإن تبني أى طريقة للتحزيم الجزئي يعطي نتائج أفضل مقارنة بالنموذج غير المحزوم.

ويمكن تفسير ذلك في ضوء عدة نقاط أولها أفضلية المحك الإمبريقي (الإلتواء في البحث الحالي) على المحك النظري في تحزيم البنود نظراً لأن المحك الإمبريقي يرتبط ببيانات رقمية وهو ما يتماشى مع ملائمة النموذج، بعكس المحك النظري الذي هو عبارة عن تفحص لمحتوى البنود وقد يكون هذا الأمر عرضة للجدل، ونقطة ثانية هو أفضلية الاختلاف على التشابه في المحك (إمبريقي أو نظري) ، فالاختلاف بتوزيع البنود المتشابهة بالتساوي على الحزم يؤدي إلى جعل البنود مختلفة داخل كل حزمة، هذا الاختلاف يجعل هناك بنود متوازنة في الحزمة مما يجعل هناك تكافؤ بين الحزم أو توازى Parallel Parcels ، وهى خاصية التكافؤ لتاو Tau-Equivalence تلك الخاصية التي تجعل التشبعات العاملية للمتغيرات الملاحظة متكافئة نسبياً على عواملها الكامنة، مما يحسّن من بنية النموذج، كما أن هذا التكافؤ يجعل توزيع الحزم أقرب للإعتدالية، والنقطة الثالثة نجد وجود أفضلية نسبية للاختيار العشوائي مقارنة ببقية طرق التحزيم – باستثناء طريقة DSPP – ولعل أفضلية الاختيار العشوائي يرجع لنفس السبب المرتبط بالاختلاف فالعشوائية تعطي فرصاً متساوية للبنود للتوزيع على الحزم، وبالتالي سيكون هناك حزماً متكافئة.

وبالرجوع للآراء النظرية في هذا الصدد نجد أن Little et al. (2013, 296) أوضح أن طريقة التحزيم بالاختلاف تسمى بالتحزيم المتوازن Balanced ، وفيها تتوازن البنود بين الأعلى والأدنى في المحك، والمنطقية وراء هذا التوازى أو التضاد هو أن البند الأعلى في المحك (التشبع العاملي أو الالتواء وغيره) ، سيدعم البنية التحتية، والبند الأدنى سيضعفه وبالتالي يكون هناك توازن في البنية الكلية للمقياس على مستوى كل حزمة بإنشاء حزم متوازية أو متكافئة، وتصلح هذه

الطريقة في حالة توافر شرط الأحادية، وأضاف أن هذا التحزيم المتوازن ينتج مؤشرات جودة مطابقة أفضل ومؤشرات تعديل أقل وتقديرات بنائية غير متحيزة.

ويسير في نفس الاتجاه Bandalos & Finney (2001, 285) اللذان ألمحا إلى أفضلية استراتيجية الاختلاف في الالتواء والتفرطح في تصميم الحزم، والمنطقية وراء الاختلاف هو انتاج حزم متوازية أو متكافئة لكي تقرب التوزيع من الاعتدالية وبالتالي زيادة مؤشرات جودة المطابقة.

ولقد تبنت عدة دراسات الاختلاف في المحك عند تحزيم البنود منها دراسة (Arias et al., 2013) التي لجأت إلى استراتيجية الاختلاف في الالتواء ولقد برروها لأنها مفضلة في حالة البنود المتصلة أو ذات الاستجابات المتعددة، ولقد فضل Gomez et al. (2015, 604) استراتيجية الاختلاف في الالتواء عند تحزيم البنود، واستخدمت دراسة (Poposki & Oswald, 2010) المحك الامبريقي المعتمد على التشبعات العاملية للبنود على العوامل، بدمج البنود المختلفة في التشبعات على نفس الحزمة، والاختلاف من شأنه ينشئ حزماً متوازنة من حيث تأثرها بالعامل المنتمية إليه، وتبنت دراسة (Curkovic, 2012) استراتيجية توزان البند للسمة المقاسة Item-to-Constmct Balance وهى طريقة تنتج حزماً كل منها يحتوي على بنود متوازنة في الصعوبة والتمييز، وبالتالي تبني الاختلاف في المحك وهنا محك امبريقي.

وهناك دراسات تبنت الاختيار العشوائي للبنود منها دراسة (Baer et al., 2006) التي تبنت استراتيجية الاختيار العشوائي كمتغير محايد في الدراسة، كما استخدم كل من (Fan, Meng, Billings, Litchfield & Kaplan, 2008) التحزيم العشوائي للبنود في دراسة تحليل المسار، وأوضح Williams & O,Boyle (2008, 238-239) بدراسة تتبعية على ٢٧ دراسة من ٢٠٠١-٢٠٠٧ أن معظم طرق التحزيم تأرجحت بين الاختيار العشوائي والإختلاف في التشبعات والاتساق الداخلي.

وبالرغم من أن دراسة (He et al., 2014) لجأت إلى محك التشابه في المحتوى، إلا أن هناك عدة دراسات اتفقت نتائجها مع نتيجة البحث الحالي فلقد وجدت دراسة (Rocha & Chelladurai, 2012) تأثيراً واضحاً لاستراتيجية التحزيم على نتائج التحليل العاملي التوكيدي، فوجدت أفضلية لاستراتيجية المحك الامبريقي بالاختلاف في التشبعات ثم محك الاختيار العشوائي، وجاء محك المحتوى في المرتبة الأخيرة، ولقد فسر ذلك بأن استراتيجية المحك الامبريقي مشابهة لاستراتيجية العزل والتي يتم فيها عزل البنود ذات العوامل الثانوية في نفس الحزمة، مما يخفف من

الآثار السلبية لسوء تحديد النموذج، وتوصلت دراسة (Hau & Marsh, 2004) إلى أفضلية الاختلاف في الالتواء أو التفرطح في ملائمة النموذج وذلك بالتوازن بين البنود السالبة والموجبة في الالتواء أو التفرطح، كما توصلت دراسة (Bandalos & Finney, 2002) إلى أن تحزيم البنود بمستويات مختلفة من الالتواء أو التفرطح يعطي نتائج أفضل، ودراسة (Sterba, 2011) التي توصلت إلى أن نموذج التحزيم العشوائي مع معظم أحجام العينات (ما عدا ٥٠) أفضل مطابقة من النموذج غير المحزوم، وتوصلت دراسة (عبدالناصر عامر، ٢٠٠٥) إلى أن نماذج الحزم ف دراسة (Bandalos, 2003) إلى أن استراتيجية العزل بالاختلاف بدمج البنود المعتدلة وغير المعتدلة تعطي مؤشرات جودة مطابقة أفضل كما يتمثل في مؤشري CFI, RMSEA ، كما أن قيمة RMSEA أقل للاستراتيجية الموزعة مقارنة بالاستراتيجية المعزولة، ومؤشر CFI أعلى للاستراتيجية الموزعة – ثم البنود – ثم المعزولة.

- **مقارنة بين المقاييس الثلاثة :**

أولاً : مقارنة النماذج غير المحزومة للمقاييس الثلاثة: بالإطلاع على بيانات كل نموذج غير محزوم في جداول (٥ ، ٦ ، ٧ ، ٨) ، نجد أن مقياس الذكاء الفعال حصل على أفضل خصائص توزيعي (أكثر تبايناً – أقل التواءً – درجة متوسطة في التفرطح) ، تلاه مقياس الصلابة النفسية (التباين –التفرطح) ، وبالرغم من تقارب معاملي التواء مقياسي الصلابة النفسية وحل المشكلات إلا أن الأخير حصل على أقل أفضلية في الخصائص التوزيعية، وجاءت نتائج التحليل العاملي التوكيدي ليست متمشية تماماً مع الخصائص التوزيعية ففي الوقت الذي اتفقت فيه الخصائص التوزيعية لمقياس الذكاء الفعال مع مؤشرات جودة المطابقة حيث حصل المقياس على أفضل خصائص توزيعية وأعلى مؤشرات جودة مطابقة بالرغم من عدم قبولها إلا أنها أقرب للقبول مقارنة بالمقياسين الآخرين، ولكن حصل مقياس حل المشكلات الذي له أسوأ خصائص توزيعية بمؤشرات جودة مطابقة أفضل نسبياً من مقياس الصلابة النفسية الذي له خصائص توزيعية أفضل من سابقه، ولعل التفسير الوحيد لذلك أن نسبة N/q لها تأثير على مؤشرات جودة المطابقة أقوى من تأثير الخصائص التوزيعية أو حتى الاعتدالية للنماذج غير المحزومة، وهى النسبة التي تزيد في مقياس الذكاء الفعال (q=60, N/q=7.01)، ثم مقياس حل المشكلات (q=63, N/q=6.68) ثم مقياس الصلابة النفسية(q=93, N/q=4.53) ، وبالتالي ربما هنا يظهر الاهتمام بضرورة الحرص على تقليل عدد المتغيرات الملاحظة وبالتالي عدد البارامترات الحرة حتى نحصل على مؤشرات جودة مطابقة أفضل، وربما يسير ذلك في اتجاه تحزيم البنود.

ثانياً : مقارنة نماذج التحزيم الجزئي لمقياسي الصلابة النفسية وحل المشكلات: بالإطلاع

على جداول (٦ ، ٧ ، ٨) نجد أفضلية لتوزيعات درجات الحزم بشكل عام وخاصة في التباين والتفرطح لمقياس الصلابة النفسة عن مقياس حل المشكلات وتبع ذلك أفضلية لمؤشرات جودة المطابقة، وذلك لكل طرق التحزيم، ولعل ذلك يتماشى مع أهمية توافر شرط الأحادية عند تحزيم البنود الأمر الذي جعل مقياس حل المشكلات الذي يفتقد شرط الأحادية لم يستفد من تحزيم البنود بالرغم من زيادة نسبة N/q لهذا المقياس عن سابقه، وبالتالي نجد أن تأثير الأحادية أقوى من تأثير نسبة N/q على مؤشرات جودة المطابقة في التحزيم الجزئي، ولعل ذلك يفيد بضرورة توافر هذا الشرط عند التحزيم الجزئي للبنود حتى نحصل على نموذج ملائم للبيانات، بغض النظر عن أخطاء النوع الثاني التي يجب أيضاً أن تخضع للفحص والدراسة من قبل الباحثين، وهى الأخطاء المتعلقة بقبول نماذج خاطئة.

ثالثاً : مقارنة نماذج التحزيم الكلي للمقاييس الثلاثة: بالإطلاع على جداول (٥ ، ٦ ، ٧ ، ٨) لم نجد أفضلية محددة لمقياس على آخر في الخصائص التوزيعية، فمقياس الصلابة النفسية يتسم بزيادة التباين، ومقياس الذكاء الفعال يتسم بانخفاض معامل الالتواء، ومقياس حل المشكلات يتسم بانخفاض التفرطح، أما بالنسبة لمؤشرات جودة المطابقة فنجد تشبع نموذجي التحزيم الكلي لمقياسي حل المشكلات والصلابة النفسية، وفي الواقع فالأمر هنا لا يتعلق بمتغيرات الدراسة الحالية (الخصائص التوزيعية – الأحادية – نسبة N/q) ، ولكن يتعلق بأن هذين المقياسين في التحزيم الكلي يمثلان ما يسمى بالنموذج المشبع Saturated Model ، وهو النموذج الذي يحتوي على ثلاثة متغيرات ملاحظة فقط، وهو نموذج يعطي ملائمة تامة للبيانات، بأقصى قيمة لمؤشر جودة المطابقة GFI=1 ، وتساوي النموذج المفترض AIC=12,ECVI=0.03 مع النموذج المشبع AIC=12,ECVI=0.03 ، وبالتالي فهو عرضة أيضاً لأخطاء النوع الثانيْ الذي يتم فيها قبول نماذج قد تكون خاطئة، وهنا يجب الحذر من استخدام هذه النوعية من النماذج ومحاولة زيادة عدد المتغيرات الملاحظة بحيث تزيد على ثلاثة متغيرات.

وفي هذا الصدد أوضح Matsunaga (2008, 285) أن النموذج العاملي الذي يحتوي على ثلاث حزم فقط ممثلين على عامل يجعل نموذج القياس معرف تماماً بدون قيود، وبالتالي سيجعل درجات الحرية صفر.

وتتفق نتيجة الدراسة الحالية مع دراسة (Rocha & Chelladurai, 2012) التي توصلت إلى أن النموذج الكلي المحتوي على أربعة متغيرات ملاحظة حصل على أفضلية متوسطة بين نموذج البنود ونموذج التحزيم الجزئي، وتوصلت أيضاً إلى أن النموذج الكلي يضعف تقديرات معاملات الانحدار والتغاير، ويزيد من تباينات البواقي مقارنة بنموذج البنود أو نموذج التحزيم

الجزئي، ولذلك حذرت الدراسة من خطر استخدام نماذج بسيطة أى تحتوى على متغيرات ملاحظة قليلة وفضلت استخدام نماذج مع عدد مناسب من المتغيرات الملاحظة للحصول على تقديرات بارمترات صحيحة.

- **تعليق عام على النتائج :**

يتضح من النتائج السابقة أن تحزيم بنود المقياس يحسّن من الخصائص التوزيعية للمقياس ويزيد من نسبة حجم العينة لعدد البارامترات N/q الأمر الذي ينعكس بالإيجاب على مؤشرات جودة مطابقة النموذج، إلا أن هناك بعض المتغيرات المرتبطة بالتحزيم والتي يجب أن يضع الباحث يده عليها مثل: ضرورة توافر شرط الأحادية للمقياس المراد تحزيم بنوده، فالإخلال بهذا الشرط يجعل هناك عوامل ثانوية لا تُؤخذ في الحسبان أثناء تقدير بارامترات النموذج، مما يُضعف من احتمالية قبول النموذج، وفي هذا الصدد يجب أن يسأل الباحث نفسه سؤالاً ألا وهو أى طريقة للتحقق من الأحادية يتم اتباعها؟ فهناك عدة طرق، والبحث الحالي محدد بطريقة التحليل العاملي الاستكشافي فقط، ثاني هذه المتغيرات هو مستوى التحزيم، حيث تم التوصل إلى أن التحزيم الجزئي يعطي نتائج عاملية أفضل إذا تم توافر شرط الأحادية، لأن التحزيم الكلي يختصر عدد المتغيرات الملاحظة أكثر من اللازم مما يجعل النموذج مشبعاً وبالتالي يكون عرضة لأخطاء النوع الثاني في القياس، ومن النتائج التي تم التوصل إليها أفضلية طريقة التحزيم الجزئي بالاختلاف في معامل الإلتواء ثم طريقة الاختيار العشوائي ثم طريقة الاختلاف في المحتوى، مقارنة بطريقتى التحزيم الجزئي المعتمدتين على التشابه، وهى نتيجة وجدت تفسيراً علمياً لها، ولكن يجب على الباحث أن يعرض هذه النتيجة لمزيد من الفحص خاصةً مع استخدام محكات امبريقية أخرى، ولعل من النتائج التي تم تحصيلها في البحث الحالي أفضلية مقياس الصلابة النفسية ذي الثلاثة بدائل ومقياس الذكاء الفعال ذي الأربعة بدائل على مقياس حل المشكلات ذي البديلين في الخصائص التوزيعية وتوافر شرط الأحادية ومؤشرات جودة مطابقة نماذج التحزيم الجزئي، وهى نتيجة توجه انتباه الباحثين إلى ضرورة الحذر عند التعامل السيكومتري مع البيانات الثنائية.

ويقدم الباحثين توجهاً بحثياً متعلقاً بالنماذج غير المحزومة وكذلك النماذج المحزومة، فالنماذج غير المحزومة ربما تتعرض لأخطاء النوع الأول في القياس Type I Error ، برفض نماذج عاملية قد تكون صحيحة، وهنا يجب الاهتمام بالخصائص التوزيعية للبنود بتهيئة الظروف السيكومترية لدقة القياس، كما يمكن اتباع طرق تقدير تلائم البيانات التي تنتهك الافتراضات التوزيعية مثل طريقة ADF أو طريقة WLSMV ، أو الانتقال من النمذجة البنائية التوكيدية إلى النمذجة البنائية الاستكشافية.

أما فيما يتعلق بالنماذج المحزومة فربما تتعرض لأخطاء النوع الثاني في القياس Type II Error ، بقبول نماذج عاملية خاطئة، لأن تحزيم البنود يستر على البنية التحتية الأصلية التي تمثلها البنود، لتهيئة خصائص توزيعية وعاملية تقوي احتمالية قبول النموذج، وقد تكون هذه النماذج في طبيعتها خاطئة، وخاصة إذا لم يتوافر الشرط الأساسي لتحزيم البنود وهو شرط الأحادية، وعلى ذلك يضم الباحثان صوتيهما للأصوات التي حذرت من الإستخدام غير المدروس لتحزيم البنود، وخاصةً وأن هناك عدد من الدراسات السابقة يميل إلى تحليل درجات الحزم أو الأبعاد الفرعية بدلاً من درجات البنود لجعل النموذج العاملي أكثر قبولاً.

وفي هذا الصدد يعرض الباحثان بعض الآراء النظرية التي قدمت رؤية نقدية للتحزيم، حيث أشار Little et al. (2002, 158-160) إلى أن التحزيم ضروري لزيادة نسبة حجم العينة لعدد البارمترات في التحليل العاملي التوكيدي، كما أن التحزيم يمتلك مزايا سيكومترية عديدة مقارنة بالبنود الفردية منها زيادة التوزيع الاعتدالي، وتخفيض أخطاء العينة، وتخفيض الارتباطات الزائفة Spurious ، وتخفيض أخطاء القياس ، وزيادة ثبات تحديد المتغيرات الكامنة، ولكن ألمحوا إلى أنه بالرغم من مزاياه إلا أنه تُدار حوله علامات استفهام Controversial .

فلقد قدم Baggozi&Edwards as cited in Rocha & Chelladurai (2012, 51) إشكالية مرتبطة بالتحزيم بتجاهل الأخطاء المنتظمة والعشوائية للبنود عند وضعها في نفس الحزمة، ولم يفضل Marsh, Lüdtke, Nagengast, Morin, Trautwein & Von Davier (2013, 257) التحزيم لمعاناته من التستر على البنود الأصلية، واقترح أسلوب بديل للتعامل مع البنود وهو النمذجة البنائية الاستكشافية ESEM .

وقدَّم Plummer (2000, 18) بدائل لاستخدام الحزم إذا كان المبرر هو عدم اعتدالية توزيع البنود وهي: التحويل اللوغاريتمي للبنود لتحويل توزيعها للاعتدالية، وتطبيق طريقة ADF المتحررة من الاعتدالية ولكنها تتطلب حجم عينة كبير ٥٠٠٠ فأكثر مما يجعلها غير عملية، وطريقة مربع كا المدرجة ولكنها تتطلب أيضاً حجم عينة كبير، وربما الذي دفع Plummer إلى التفكير في بدائل الحزم هو توصل دراسته إلى أن نماذج الحزم المساء تحديدها يتم قبولها، مما يجعل الحزم أكثر عرضة لأخطاء النوع الثاني التي يتم فيها قبول نماذج خاطئة، واستشهد Kim (2000, 3) برأى أحد الباحثين القدامي في مجال قياس السمات النفسية وهو Eysenck عندما ذكر أن البنية العاملية تكون صحيحة فقط عندما تكون نتاجاً لتحليل عاملي لبنود وليس تجمع من البنود.

وفي هذا الصدد أوضح Bandalos (2008, 238) بأنه يجب على الباحثين الحذر عند

استخدام التحزيم، فالاستخدام غير المدروس للتحزيم يسبب مستويات مرتفعة من التحيز في بارامترات النموذج ومعدلات خطأ من النوع الثاني، ولعل هذه المشكلات هى نتاج لتفاعل متغيرات كثيرة مرتبطة بالتحزيم مثل سوء تحديد النموذج، الاعتدالية، طريقة التحزيم وغيرها مما يجعل من الصعوبة التنبؤ بنوع التحزيم الذي يؤدي إلى نتائج دقيقة في موقف معين، وبملاحظة أكثر إيجابية فإن استخدام طريقة WLSMV تعتبر فعالة للبيانات غير المحزومة المتقطعة أو غير الاعتدالية، وبالرغم من وجود بعض التحيز في تقدير البارامترات طبقاً لهذه الطريقة إلا أنه أقل بصورة كبيرة من الحلول العاملية المعتمدة على تحزيم البنود والتي تعاني من سوء التحديد، ولذلك أوصى الباحث بضرورة اللجوء لهذه الطريقة في التقدير سواء للبيانات المتقطعة أو البيانات غير الاعتدالية كبديل لاستخدام التحزيم إذا لم يتوفر شرط الأحادية، إلا أنه قدم تحذيراً واحداً مرتبطاً بهذه الطريقة وهو ميل مؤشرات جودة المطابقة المعتمدة على هذه الطريقة للزيادة في حالة المستويات العالية من عدم الاعتدالية.

وفي الواقع إذا كان التحزيم المبني على الأحادية يحسّن الخصائص التوزيعية للمقياس ومن ثمّ مؤشرات جودة المطابقة، فهنا يجدر بالذكر القول بأن مؤشرات جودة المطابقة ليست هى المحك الوحيد للحكم على صحة النموذج البنائي، فبتفحص النماذج البنائية في ملحق (٨) يتضح أن هناك نماذج حصلت على مؤشرات جودة مطابقة إلا أنها احتوت على بارامترات خاطئة، وهى البارامترات التي تجعل الحل العاملي غير مناسب Improper Solution ، ولقد أشار لهذه النقطة عدد من الباحثين منهم Brown(2006,126) الذي أوضح أن الحلول العاملية غير المناسبة تشمل قيماً لبارامترات خارج الحدود المتعارف عليها Out-of-Range Values مثل التباينات السالبة، والإرتباطات أو التشبعات الأعلى من ١ في قيمتها المطلقة، والتي يطلق عليها حالات Heywood[٢٣]، كما أضاف Farrell (1999, 458) بأن البارامترات غير المقدرة تعتبر من البارامترات الخاطئة التي تؤدي إلى حل عاملي غير مناسب.

وتقصي أسباب الحلول العاملية غير المناسبة على المستوى النظري والإمبريقي يمثل توجهاً بحثياً مستقبلياً[٢٤] ، وعلى ذلك إذا كان هدف الباحث تحسين مؤشرات جودة مطابقة النموذج

---

[٢٣] نسبة إلى الباحث الذي اكتشف هذه الحالات عام ١٩٣١ .

[٢٤] بتقديم تساؤل للباحثة Deborah Louise Bandalos bandaldl@jmu.edu عن إمكانية الاكتفاء بمؤشرات جودة المطابقة في الحكم على صحة النموذج بغض النظر عن مناسبة الحل العاملي، أشارت بالرفض مستطردةً بالقول أن الحل العاملي غير المناسب يعني أن هناك شئ ما خطأ، ويجب تقصي أسباب عدم مناسبة الحل العاملي حتى تكتمل الصورة في الحكم على صحة النموذج، وأكملت بأن مؤشرات جودة المطابقة ليست لها معني إذا لم نعرف هذه الأسباب.

بغض النظر عن مناسبة الحل العاملي ممثلاً بغياب حالات Heywood ، فهنا التحزيم سيلبي هذا المطلب بشرط الإلتزام بأحادية المقياس، أما إذا أخذنا مناسبة الحل العاملي في الاعتبار، فهنا يصبح لزاماً على الباحث البحث في شتى الظروف العاملية التي تؤدي إلى مؤشرات جودة مطابقة مقبولة وحل عاملي مناسب خالياً من البارامترات الخاطئة.

وبالإطلاع على تأثير الظروف العاملية على مناسبة الحل العاملي، نجد أن الظرف العاملي لا يعمل بشكل منعزل، ويمكن تفهم ذلك إذا إطلعنا على طبيعة النماذج البنائية التي اتسمت بمناسبة الحل العاملي نجد ثلاثة منهم هم نماذج التحزيم الكلي والنموذج الرابع هو نموذج DCPP-PC وهى نماذج حظيت أيضاً على مؤشرات جودة مطابقة مقبولة، وإذا تفحصنا طبيعة هذه النماذج نجد أنها تغلبت على صغر حجم العينة ومن ثمّ نسبة N/q ، كما أنها زادت من عدد المتغيرات الملاحَظة الممثلة للعامل، والتي وصلت خمسة في حالة نموذج TP-EI ، كما أن عدد المتغيرات الكامنة في النموذج انخفض إلى متغير كامن واحد فقط في حالة نماذج التحزيم الكلي، وثلاثة في حالة نموذج DCPP-PC ، كما أن هذه النماذج حدت من ظاهرة القيم المتطرفة، وكذلك هناك درجة أكبر من الاعتدالية، وبذلك نجد أن هذه النماذج توفر ظروفاً عاملياً أيدها الباحثون من حيث علاقتها بمناسبة الحل العاملي وهى: عدد المتغيرات الملاحَظة الممثلة لكل عامل (Hau & Marsh, 2004, 339; Haenlein & Kaplan, 2004, 293) ، وفي هذا الصدد أوضح Baumgartner & Homburg (1996, 143) ، أنه للتخلص من الحلول غير المناسبة يمكن اللجوء لزيادة عدد المتغيرات الملاحظة المتشبعة على كل عامل، ولكن ذلك يصاحبه عدم مطابقة للنموذج، والحل هو تحزيم البنود، زيادة حجم العينة (Kolenikov & Bollen2008, 125; Brown,2006,71)، وفي هذا الصدد توصلت دراسة (Forero et al., 2009) إلى أنه بزيادة حجم العينة لـ ٥٠٠ على الأقل ، وزيادة عدد المتغيرات لسبعة تزيد نسبة الحلول المناسبة إلى ٨٠% على الأقل، نقص عدد العوامل الكامنة فلقد توصل كل من Marcus, Hoft & Riediger (2006, 122) إلى أن النماذج العاملية من الدرجة الثانية وهى نماذج تحتوي على عدد أكبر من المتغيرات الكامنة تؤدي إلى حلول عاملية غير مناسبة، وبالتالي يتفق ذلك مع نتيجة الفرض الحالي لأن نماذج التحزيم الكلي تحتوي على عامل كامن واحد فقط، القيم المتطرفة (Bollen as cited in:Cohrs, Maes, Moschner & Kielmann, 2007, 454; Kolenikov & Bollen, 2008, 125) ، وفي هذا الصدد، أوضح Brown (2006, 189) أن أحجام العينة الصغيرة تؤدي إلى القيم المتطرفة والتي تؤدي إلى عدم الخطية وعدم الاعتدالية مما يؤدي إلى الحلول العاملية غير المناسبة، وكذلك الاعتدالية (Brown, 2006,

. 193)

وإذا تأملنا طبيعة النموذج الخامس الذي حظى بحل عاملي مناسب وهو النموذج غير المحزوم لمقياس حل المشكلات NP-PS نجد أنه يفتقد معظم الظروف العاملية السابقة فنسبة N/q منخفضة (٧،٠١) ، وبالتالي حجم عينة غير كاف، كما أن الاعتدالية لم تتوفر في بنود المقياس، ويتسم المقياس بكثرة القيم المتطرفة Outliers ، وكذلك افتقد شرط الأحادية، ولعل ذلك نقطة أخرى تحتاج لتفسير وتوجهات بحثية مستقبلية، لأن النموذج افتقد معظم الظروف التي تؤدي إلى حل عاملي مناسب وبالرغم من ذلك خلى النموذج من البارامترات الخاطئة، ولعل العزاء الوحيد لذلك أن النموذج لم يحظى بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة، وبالتالي ضعف في المخرجات النهائية للتحليل العاملي التوكيدي.

هذا بالنسبة للنماذج الخمسة التي حظيت بحلول عاملية مناسبة، أما بالنسبة لبقية النماذج (١١ نموذجاً) ، وهى نماذج حظيت بحلول عاملية غير مناسبة فيمكن عرضها كالتالي: نموذجاً NP-EI, NP-PC وهما نموذجان غير محزومين ولم يحصلا أيضاً على مؤشرات جودة مطابقة مقبولة وكان عدم مناسبة حليهما العاملين منطقياً لافتقادهما معظم الظروف العاملية (ضعف نسبة N/q – عدم الاعتدالية – القيم المتطرفة) ، نماذج التحزيم الجزئي لمقياس حل المشكلات وهى نماذج لم تحصل أيضاً على مؤشرات جودة مطابقة مقبولة، وبالرغم من توافر الظروف العاملية (تحسن نسبة N/q ، الاعتدالية – عدم وجود قيم متطرفة) ، إلا أن نقصان عدد المتغيرات الملاحظة الممثلة للعامل (اثنان فقط) ، ربما كان سبباً في إظهار الحلول العاملية غير المناسبة، كل نماذج التحزيم الجزئي لمقياس الصلابة النفسية ما عدا نموذج DCPP-PC ، وهى نماذج حصلت على مؤشرات جودة مطابقة مقبولة، وبالرغم من توافر كل الظروف العاملية التي تم ذكرها والتي تسهم في الحد من الحلول العاملية غير المناسبة لهذه النماذج (تحسن نسبة N/q ، الاعتدالية – عدم وجود قيم متطرفة – ٣ متغيرات ملاحظة على كل عامل) ، إلا أن التفسير الذي يمكن تقديمه في هذا الصدد هو أن طريقة التحزيم التي تتفاعل إيجابياً مع هذه الظروف هى طريقة الاختلاف وفقاً لمحتوى البند، أما بقية الطرق فلم تستطع أن تتفاعل مع هذه الظروف لإظهار حلول عاملية مناسبة، ولقد وجد الباحثان تفسيراً آخراً لعدم مناسبة بعض الحلول العاملية في البحث الحالي وهو انخفاض التشبعات العاملية، وفي هذا الصدد أوضح Boomsma and Hoogland, as Cited in (Marcus et al., 2006, 122) أن التشبعات العاملية المنخفضة ربما تكون سبباً في إظهار الحلول العاملية غير المناسبة، فبتفحص هذه النماذج في ملحق (٨) نجد بالفعل وجود ضعف في التشبعات العاملية لهذه النماذج.

أما بالنسبة للأحادية فلم يستطع الباحثان إيجاد تفسير لتأثيرها على مناسبة الحل العاملي، لأن النماذج الأربعة السابقة التي حظيت بحل عاملي مناسب ومؤشرات جودة مطابقة مقبولة منهم ثلاثة يتوافر فيها شرط الأحادية، والنموذج الرابع لا يتوافر فيه هذا الشرط، فهل شرط الأحادية يخرج من شبكة الظروف العاملية التي تتفاعل لإنتاج مؤشرات جودة مطابقة وحل عاملي مناسب؟

وعلى ذلك يفضّل أن يلم الباحثون بشتى الظروف العاملية المحيطة بالتحزيم حتى نصل إلى نتائج دقيقة يمكن الوثوق فيها، مثل (الخصائص التوزيعية – الأحادية – عدد بنود المقياس – عدد بدائل البند – اتصال/تقطع الدرجات – حجم العينة – عدد المتغيرات الممثل لكل عامل – مستويات التحزيم – طرق التحزيم – طرق تقدير البارامترات، نسبة N/q وغيرها من الظروف العاملية) حتى نحصل على تصور كامل في الحكم على صحة النموذج البنائي.

توصيات البحث :

١– تهيئة الظروف الملائمة لدقة القياس المعتمد على الاختبارات النفسية.

٢– أخذ متغير الأحادية في الاعتبار عند الحكم على صلاحية الاختبار النفسي.

٣– التحقق من الخصائص التوزيعية لبنود المقاييس قبل إجراء التحليل العاملي التوكيدي.

٤– التحقق من درجة توافر شرط الأحادية قبل تحزيم البنود.

٥– اتباع طريقة الاختيار العشوائي أو الطرق التي تعتمد على الاختلاف في محك امبريقي مثل معامل الإلتواء مثلاً عند تحزيم البنود، لأن هذه الطرق تعطي حزماً متكافئة من شأنها أن توفر خصائص توزيعية مناسبة للتحليل العاملي التوكيدي، بشرط توافر شرط الأحادية مسبقاً.

٦– زيادة عدد بدائل الاستجابة لأنه يزيد من فرصة توفير الشروط الملائمة لتطبيق التحليل العاملي التوكيدي.

٧– يمكن التغلب على صغر حجم العينة بتحزيم البنود الذي يزيد من نسبة حجم العينة لعدد البامترات الحرة.

٨– تجنب التحزيم الكلي للبنود الذي يؤدي إلى وجود ثلاثة متغيرات ملاحظة (ثلاث حزم) في النموذج العاملي لأن النموذج يصبح مشبعاً ويصبح تقدير النموذج عرضة لأخطاء النوع الثاني في القياس.

٩- فحص النماذج العاملية بعد تحليلها للتأكد من خلوها من البارامترات الخاطئة.

دراسات وبحوث مقترحة :

١- مقارنة بين طريقتي ML, WLSMV في تقدير بارامترات النموذج غير المحزوم.

٢- مقارنة طرق مختلفة من التحزيم الجزئي على نتائج تحليل المسار.

٣- استخدام النمذجة البنائية الاستكشافية في التحقق من صدق الاختبار النفسي.

٤- تأثير بعض الظروف العاملية على ظهور الحلول العاملية غير المناسبة.

٥- مقارنة بين صدق المحكمين وصدق التحليل العاملي التوكيدي لنموذج التحزيم الجزئي.

٦- التعرف على أخطاء النوع الأول والنوع الثاني في نماذج البنود ونماذج التحزيم الجزئي.

٧-مقارنة طرق مختلفة للحكم على الأحادية في دقة طريقة التحزيم العشوائي لبنود الاختبار النفسي.

٨- تأثير عدد بنود الحزمة وأحجام العينة المطلقة والنسبية على مؤشرات جودة مطابقة النموذج العاملي.

٩- دراسة محاكاة Simulated لتأثير حجم العينة اللازم لطريقة ADF في تقدير بارمترات النموذج غير المحزوم.

مراجع البحث

رشدي فام منصور، ماجي وليم يوسف، أحمد حسين الشافعي (٢٠٠١). *مقياس الذكاء الفعال*. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

عادل عبدالخالق الخليل الغامدي (٢٠١٣). *تأثير حجم العينة على القدرة التنبؤية لنموذج الإنحدار المتعدد المعياري* (رسالة ماجستير غير منشورة). كلية التربية، جامعة أم القرى.

عبد الناصر السيد عامر (٢٠٠٤). أداء مؤشرات حسن المطابقة لتقويم نموذج المعادلة البنائية. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ١٤* (٤٥)، ١٠٥-١٥٧.

عبد الناصر السيد عامر (٢٠٠٥). استراتيجية تحزيم العناصر في التحليل العاملي التوكيدي. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ١٥* (٤٩)، ١٤٥-١٩٢.

عماد محمد أحمد مخيمر (٢٠٠٢). *استبيان الصلابة النفسية: دليل الاستبيان*. القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

نبيل محمد زايد (٢٠٠٨). علاقة المعرفة المتصلة والمنفصلة بالحاجة للمعرفة والجنس

والتخصص والصف لدى طلبة كلية التربية. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ١٨* (٦١)، ٤١٦-٤٦٧.

هشام إبراهيم النرش (٢٠٠٤). قوة السيطرة المعرفية وعلاقتها بالقدرة على حل المشكلات لدى طلاب كلية التربية ببور سعيد-جامعة قناة السويس. *مجلة كلية التربية (القسم الأدبي)، جامعة عين شمس، ١٠* (٣)، ١٦٥-٢٢٨.

هند الحموري، أحمد الكحلوت (٢٠٠٦). البنية الكامنة لاستبانة هني وممفورد لأنماط التعلم: تحليل عاملي توكيدي. *مجلة العلوم التربوية والنفسية، كلية التربية، جامعة البحرين، ٧* (٤)، ١٣٠-١٥٦.

Abedi, J.(1997). *Dimensionality of NAEP Subscale Scores in Mathematics.* Reporte Técnico N° 428 del CSE. Los Angeles.

Arbuckle, J. (2012). Amos 21 Users Guide. Amos Development Corporation.

Arias, B., Verdugo, M., Navas, P. & Gómez, L. (2013). Factor Structure of the Construct of Adaptive Behavior in Children with and Without Intellectual Disability. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 13*(2), 155-166.

Baer, R., Smith, G., Hopkins, J., Krietemeyer, J. & Toney, L. (2006). Using Self-Report Assessment Methods to Explore Facets of Mindfulness. *Assessment, 13*(1), 27-45.

Bandalos, D. (2002). The Effects of Item Parceling on Goodness-of-Fit and Parameter Estimate Bias in Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling,9*(1), 78-102.

Bandalos, D. (2003,April). Identifying Model Misspecification in SEM Analyses: Does Item Parceling Help or Hinder? *Paper Presented at the Annual Meeting of American Educational Research Association. Chicago, Berninger.*

Bandalos, D. (2008). Is Parceling Really Necessary? A Comparison of Results from Item Parceling and Categorical Variable Methodology. *Structural Equation Modeling, 15*(2), 211-240.

Bandalos, D. & Finney, S. (2001). Item Parceling Issues in Structural Equation Modeling (pp.269-296). In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced Structural Equation Modeling: New Developments and Techniques.* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Baumgartner, H. &Homburg, C. (1996). Applications of Structural Equation Modeling in Marketing and Consumer Research: A Review. *International Journal of Research in Marketing, 13* (2), 139-161.

Bovaird, J., & Koziol, N. (2012). Measurement Models for Ordered-Categorical Indicators(pp. 495–511). In R. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.

Brown, T. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, NY: Guilford Press.

Coffman, D. & MacCallum, R. (2005). Using Parcels to Convert Path Analysis Models into Latent Variable Models. *Multivariate Behavioral Research, 40*(2), 235-259.

Cohrs, J., Maes, J., Moschner, B. & Kielmann, S. (2007). Determinants of Human Rights Attitudes and Behavior: A Comparison and Integration of Psychological Perspectives. *Political Psychology, 28*(4), 441-469.

Ćurković, N. (2012). Using of Structural Equation Modeling Techniques in Cognitive Levels Validation. *Interdisciplinary Description of Complex Systems, 10*(3), 270-283.

Curran, P., West, S. & Finch, J. (1996). The Robustness of Test Statistics to Nonnormality and Specification Error in Confirmatory Factor Analysis. *Psychological Methods, 1*(1), 16-29.

Densley, K., Davidson, S. & Gunn, J. (2013). Evaluation of the Social Participation Questionnaire in Adult Patients with Depressive Symptoms Using Rasch Analysis. *Quality of Life Research, 22*(8),1987-1997.

Fan, J., Meng, H., Billings, R., Litchfield, R. & Kaplan, I. (2008). On the Role of Goal Orientation Traits and Self-Efficacy in the Goal-Setting Process: Distinctions that Make a Difference. *Human Performance. 21*(4), 354-382.

Fan, X., Thompson, B. & Wang, L. (1999). Effects of Sample Size, Estimation Methods, and Model Specification on Structural Equation Modeling Fit Indexes. *Structural Equation Modeling, 6*(1), 56-83.

Farrell, A. (1999). Development and Evaluation of Problem Frequency Scales from Version 3 of the Computerized Assessment System for Psychotherapy Evaluation and Research (CASPER). *Journal of Clinical Psychology, 55*(4), 447-464.

Forero, C., Maydeu-Olivares, A. & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling, 16*(4), 625-641.

Gallagher, M. & Brown, T. (2014). Introduction to Confirmatory Factor Analysis and Structural Equation Modeling (pp289-314). In T. Teo (Ed.). *Handbook of Quantitative Methods for Educational Research.* New Zealand: Springer Science & Business Media.

Gomez, L., Verdugo, M. & Arias, B. (2015). Validity and Reliability of the INICO-FEAPS Scale: An Assessment of Quality of Life for People with Intellectual and Developmental Disabilities. *Research in Developmental Disabilities, 36*, 600-610.

Graham, J. & Tatterson, J. (2000, October). Creating Parcels for Multi-Dimensional Constructs in Structural Equation Modeling. *Paper Presented at the Annual Meeting of the Society of Multivariate Experimental Psychology, Saratoga Springs, NY.*

Haenlein, M. & Kaplan, A. (2004). A Beginner's Guide to Partial Least Squares (PLS) Analysis. *Understanding Statistics, 3*(4), 283-297.

Hagtvet, K. &Solhaug, T. (2005). A Two-Facet Measurement Methodology for Assessing Item Parcels: An Application to Measuring Political Knowledge in Secondary School. *Scandinavian Journal of Educational Research, 49*(4), 399-417.

Hall, R. & Snell, A. & Foust, M. (1999). Item Parceling Strategies in SEM: Investigating the Subtle Effects of Unmodeled

Secondary Constructs. *Organizational Research Methods, 2*(3), 233-256.

Harrington, D. (2008). *Confirmatory Factor Analysis.* New York, NY: Oxford University Press.

Hau, K. & Marsh, H. (2004). The Use of Item Parcels in Structural Equation Modelling: Non-Normal Data and Small Sample Sizes. *British Journal of Mathematical Statistical Psychology, 57*(2), 327-351.

He, L., Ewing, J., Ashley, M., Shaw, A., Wang, J. & Chasson, G. (2014). A Cross-sectional Investigation of Autogenous and Reactive Obsessions and Associated Cognitive and Symptom Correlates in China. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 14*(2), 93-101.

Hughey, J. & Burdsal, C. (1982). 16PF-E Structure Using Radial Parcels Versus Items. *Journal of General Psychology, 107*(1), 107-119.

Kim, S. (2000). *Assessment of Item Parcels in Representing Latent Variables* (Unpublished doctoral dissertation). Athens, GA: University of Georgia.

Kishton, J. & Widaman, K. (1994). Unidimensional Versus Domain Representative Parceling of Questionnaire Items: An Empirical Example. *Educational and Psychological Measurement, 54*(3), 757-765.

Kolenikov, S. & Bollen, K. (2012). Testing Negative Error Variances: Is a Heywood Case a Symptom of Misspecification? *Sociological Methods & Research, 41*(1), 124–167.

Leung, S. (2011). A Comparison of Psychometric Properties and Normality In 4-, 5-, 6- and 11-Point Likert Scales. *Journal of Social Service Research, 37*(4), 412-421.

Little, T., Cunningham, W., Shahar, G. & Widaman, K. (2002). To Parcel or Not to Parcel: Exploring the Question, Weighing the Merits. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 151-173.

Little, T., Mijke Rhemtulla, M., Gibson, K. & Schoemann, A. (2013). Why the Items Versus Parcels Controversy Needn't Be One. *Psychological Methods, 18*(3), 285-300.

Mangal, S. &Mangal, S. (2013). *Research Methodology in Behavioural*

Sciences. Delhi: PHI Learning Pvt Ltd.

Marcus, B., Höft, S. & Riediger, M. (2006). Integrity Tests and the Five-Factor Model of Personality: A Review and Empirical Test of two Alternative Positions. *International Journal of Selection and Assessment, 14*(2), 113-130.

Marsh, H. (2007). Application of Confirmatory Factor Analysis and Structural Equation Modeling in Sport and Exercise Psychology (pp. 774-798). In G. Tenenbaum & R. C. Eklund. (Eds), *Handbook of Sport Psychology* (3rd Ed.). Hoboken: John Wiley & Sons Inc.

Marsh, H., Lüdtke, O., Nagengast, B., Morin, A., Trautwein, U., & Von Davier, M. (2013). Why Item Parcels are (Almost) Never Appropriate: Two Wrongs do not Make a Right: Camouflaging Misspecification with Item-Parcels in CFA Models. *Psychological Methods, 18*(3), 257-284.

Matsunaga, M. (2008). Item Parceling in Structural Equation Modelling: A Primer. *Commun Methods Measures, 2*(4), 260-293.

Meade, A. & Bauer, D. (2007). Power and Precision in Confirmatory Factor Analytic Tests of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling, 14*(4), 611-635.

Meade, A. & Kroustalis, C. (2005, April). Problems of Item Parceling with CFA Tests of Measurement Invariance. *Paper Presented at the 20th Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Los Angeles, CA.*

Mizumoto, A. & Takeuchi, O. (2012). Adaptation and Validation of Self-Regulating Capacity in Vocabulary Learning Scale. *Applied Linguistics, 33*(1), 83-91.

Monahan, P., Stump, T., Finch, H. & Hambleton, R. (2007). Bias of Exploratory and Cross-Validated DETECT Index Under Unidimensionality. *Applied Psychological Measurement, 31*(6), 483-503.

Mundfrom, D., Shaw, D. & Ke, T. (2005). Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses. *International Journal of Testing, 5*(2), 159-168.

Myers, N., Ahn, S. & Jin, Y. (2011). Sample Size and Power Estimates

for a Confirmatory Factor Analytic Model in Exercise and Sport: A Monte Carlo Approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport, 82*(3), 412-423.

Neal, T. & Sellbom, M. (2012). Examining the Factor Structure of the Hare Self-Report Psychopathy Scale. *Journal of Personality Assessment, 94*(3), 244-253.

Olsen, J., Olsen, J. & Smith, R. (2010, May). Investigating Alternative Approaches for Analyzing Item/Task Model Data. *Paper Presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education, Denver CO.*

Plummer, B. (2000). *To Parcel or not to Parcel: The Effects of Item Parceling in Confirmatory Factor Analysis* (Unpublished doctoral dissertation). University of Rhode Island.

Poposki, E. & Oswald, F. (2010). The Multitasking Preference Inventory: Toward an Improved Measure of Individual Polychronicity. *Human Performance, 23*(3), 247-264.

Rae, G. (2008). A Note on Using Alpha and Stratified Alpha to Estimate the Reliability of a Test Composed of Item Parcels. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 61*(2), 515-525.

Rocha, C. & Chelladurai, P. (2012). Item Parcels in Structural Equation Modeling: An Applied Study in Sport Management. *International Journal of Psychology and Behavioral Sciences, 2*(1), 46-53.

So, C. (2010). *Making Software Teams Effective.* How Agile Practices Lead to Project Success Through Teamwork Mechanisms. Frankfurt am Main: Peter Lang.

Sterba, S. (2011). Implications of Parcel-Allocation Variability for Comparing Fit of Item-Solutions and Parcel-Solutions. *Structural Equation Modeling, 18*(4), 554-577.

Sterba, S. & MacCallum, R. (2010). Variability in Parameter Estimates and Model Fit Across Repeated Allocations of Items to Parcels. *Multivariate Behavioral Research, 45*(2), 322-358.

Thompson, B. & Melancon, J. (1996, November). Using Item "Testlets"/"Parcels" in Confirmatory Factor Analysis: An Example Using the PPSDQ-78. *Paper Presented at the Annual Meeting of the Mid-South Education Research*

Association, Tuscaloosa.

Tran, U., Gluck, T., &Nader, I. (2013). Investigating the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ): Construction of a Short Form and Evidence of a Two-Factor Higher Order Structure of Mindfulness. *Journal of clinical psychology, 69*(9), 951-965.

VanHoof, S., Kuppens, S., Castro Sotos, A., Verschaffel, L. & Onghena P. (2011). Measuring Statistics Attitudes: Structure of the Survey of Attitudes toward Statistics (SATS-36). *Statistics Education Research Journal, 10*(1), 35-51.

Wang, J. & Wang, X. (2002). *Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus.* New. York: John Wiley & Sons.

Wilkinson, W. (2007). The Structure of the Levenson Locus of Control Scale in Young Adults: Comparing Item and Parcel Indicator Models. *Personality and Individual Differences, 43*(6), 1416-1425.

Williams, L. & O'Boyle, E. (2009) Measurement Models for Linking Latent Variables and Indicators: A Review of Human Resource Management Research Using Parcels. *Human Resource Management Review, 18*(4), 233-242.

ZOU, Y. (2009). *The Effects of Parceling on Testing Group Differences in Second-Order CFA Models: A Comparison between Multi-Group CFA and MIMIC Models* (Unpublished doctoral dissertation). Texas A&M University.

The effects of the levels and methods of parceling items, unidimensionality , distributional properties and ratio of sample size to parameters(N/q) on the confirmatory factor analysis of three psychological instruments

Prepared by

[٢٥]Dr.Hagag Ghanem Ahmed Ali [٢٦]Dr.Yasser Abdallah Hofny Hassan

This study investigates the effects of the levels of parceling items(nonparceled model–partial parceling model–total parceling model), the methods of parceling items(random parceling, similarity content, different content , similarity skew, different skew), unidimensionality , distributional properties(mean, standard deviation, skew, and kurtosis) and ratio of sample size to parameters(N/q) on the confirmatory factor analysis of three psychological instruments, the effective intelligence : prepared by (Roshdy Faam Mansour et al.,2001),the psychological coherence : prepared by (Emmad Mohammed Mekhamer,2002), problem solving ability instrument, prepared by: (Hesham El Neresh,2004).these instruments were administered to (421) students enrolled in Qena Faculty Of Education, South Valley University{183 males(86 scientific, 97 literary),283 females(110 scientific , 128 literary)}. The results indicated that: the effective intelligence, the psychological coherence instruments support the condition of the unidimensionality, but the problem solving ability instrument violate this condition. parcels as indicators are more variance, less skew and kurtosis, thus they are normally distributed than items. The partial parceling models have the best goodness of fit indexes, followed by the total parceling models which come in the second order, but the nonparceled models have the bad goodness of fit indexes. When we compare the parceling methods we found that: SDPP method which depend on assignment the opposite skews in the same parcel has the highest goodness of fit indexes, the second highest goodness of fit indexes is for the

---

[٢٥] Associate professor of Educational Psychology, Faculty of Education–South Valley University(Egypt)–Qassim University(KSA).

[٢٦] Associate professor of Educational Psychology, Faculty of Education–South Valley University(Egypt).

RPP which depends on assignment the items randomly in every parcel, followed by the balance in content, but SSPP, CSPP methods have ranked lastly. When we compare among instruments we found that, concerning the nonparceled models the effective intelligence instrument has the best distributed properties and goodness of fit indexes compared to the other two instruments. As for partial parceling models the psychological coherence instrument resulted in better distributional properties & goodness of fit indexes than the problem solving ability instrument. As for total parceling models there are no preference to instrument over another in the distributional properties, but there are preference to the psychological coherence, problem solving ability instruments compared to the effective intelligence instrument in goodness of fit indexes. These results have been interpreted in the light of the dimensionality, distributional properties, N/q ratio & 1&2 types Errors. Some of educational recommendations have been introduced depending on the obtained results. The paper contains (8) tables,(59) references, (10) figures,(5) appendixes.