استراتيجية تحزيم المفردات لمؤشر الضغوط الوالدية لأسر الأبناء المصابة بالتوحد

إعـداد

د. أماني عبد العزيز غريب

كلية التربية، جامعة السويس

د. محمود علي موسى

كلية التربية، جامعة قناة السويس

Mahmoud_muhanna@edu.suez.edu.eg

ملخص

هدفت الدراسة إلى تقويم مؤشر الضغوط الوالدية لأسر الأبناء المصابة بالتوحد باستخدام استراتيجية تحزيم المفردات المكملة للتحليل العاملي التوكيدي. اعتمدت الدراسة على تصميم الدراسات المستعرضة. وتكونت عينة الدراسة من عينة متاحة بلغت ٥٤ من أحد أولياء أمور الأطفال المصابون بالتوحد، وذلك بعد استبعاد الاسر التي انفصل فيها الوالدين عن بعضهما حتى لا يكون هناك تضخم في أحد ابعاد المقياس وبالأخص بعد الضيق الوالدي. استخدم الباحث مؤشر الضغوط الوالدية لـ Abidin (1995) الصورة المختصرة المكون من ٣٦ مفردة. أدت طريقة التحزيم للمفردات إلى التخلص من مشكلات مثل الالتواء، والتحيز، والتلويث الاحصائي، وتحسن مؤشرات الثبات والاعتدالية للأبعاد نتيجة استخدام التحزيم.

الكلمات المفتاحية: مؤشر الضغوط الوالدية؛ تحزيم المفردات؛ التحليل العاملي التوكيدي.

Item Parceling Strategy for Parental Stress Index for Families of Children with Autism

Abstract:

The study aimed to evaluate the parental stress index of families of children with autism using the item parceling strategy closer to the confirmatory factor analysis. The study based on a cross-sectional study design. The available sample of 56 of only one parents of children with autism, after excluding families in which the parents separated or divorced because there would be no inflation in one of the subscales, especially after parental distress. The researcher used Abidin's (1995) Abbreviated form of Parental Stress Index, which consisted of 36 items. The item parceling method stopped problems such as skewness, bias, statistical pollution, and improved dimensional stability and moderation indices.

Keywords: parental stress index; Item parceling; Confirmatory factor analysis.

مقدمة:

يعتبر التحزيم أحد الاستراتيجيات المستخدمة في تحسين الإجراءات النفسية لاختبار بنية المقياس، أو الصدق البنائي له، واستخدمت بشكل واسع في قياسات الشخصية والقدرات وغيرها من قياسات علم النفس (Plummer, 2000). ويشير مصطلح الحزم إلى إتاحة الاختبار Test let أو التركيبة الخطية Composite أو المجموع او المحصلة Sum. والحزمة هي ببساطة مجموع أو متوسط العديد من المفردات التي تقيم نفس البنية تحت التحليل. ويتم انشاء حزم متعددة من المفردة التي تشكل مقياساً، مع العلم بأنه لا يجب تخصيص أي مفردة لأكثر من حزمة واحدة (Thompson & Melancon, 1996).

ونتيجة لتكوين حزم المفردات تتغير مصفوفة التغاير في كل من الحجم والبنية. فينتج حجم مصفوفة أصغر بسبب تقليل عدد المعالم، وتتغير البنية لأن المؤشرات المكونة تمثلها الحزم بدلاً من المفردات، وبالتالي تختلف تقديرات التباين والتغاير، نظراً لتغير حجم المصفوفة وبنيتها (Plummer, 2000). ويشير مصطلح التقديرات هنا إلى جميع مؤشرات المطابقة وتشبعات العوامل والأخطاء، ويؤدي استخدام الحزم بدلاً من المفردات إلى زيادة قيمة التشبعات بدرجة ملحوظة وإعطاء مؤشرات مطابقة أفضل للنماذج المقاسة (Cattel & Burdsall, 1975; Nasser & Takahashi, 2003; Plummer, 2000).

وتعد التحزيم مفيدة في معالجة العديد من القضايا الناشئة عن مصادر التباين التي توجد بشكل شائع في البيانات على مستوى المفردة، وبعضها يرتبط بشكل خاص بأحجام العينة الصغيرة. وقد ينشأ التباين عن مصادر أخرى مثل: تلويث الطريقة، وتحيز استجابات القبول، والمرغوبية والاستحسان الاجتماعي، خصائص صياغة المفردة كالصياغات السلبية، والجمل الثانوية، والاجزاء الشائعة من الكلام. كما أنها تعالج بعض المشكلات على مستوى المفردات مثل قيم الشيوع المنخفضة، الثبات المنخفض، نسب التباين المفسر الصغيرة للعامل، تقليل الاحتمالية في انتهاك اعتدالية التوزيع والتي تبدو في العينات الصغيرة. كما يقلل فرص تأثير مصادر التباين التي تنجم عن خطأ المعاينة وأخطاء بساطة النموذج، حيث يقل التحيز في النموذج المقدر الناجم عن حذف البواقي المرتبطة والتشبعات المتبادلة (Rioux, Stickley, Odejimi & Little, 2020).

وبالرغم من هذه المميزات إلا أنه توجد عدة مآخذ على استراتيجية التحزيم منها أنها تؤثر سلباً على القياس بتوفير تقديرات متحيزة للتشبعات بصورة تجعل العلاقات البنائية الناتجة صعبة في تفسيرها من الناحية النظرية (Bandalos, 2002). كما يؤخذ على الدراسات النفسية أنها تعتمد على طرق إحصائية في توليد الحزم للمفردات تحت البعد الواحد، ولكن من الناحية النفسية حددت دراسة Schallow (2000) ثلاث عناصر لتوليد الحزم وهي: ١) العشوائية، ٢) أعلى التشبعات أو الترابطات البينية بين المفردات تحت نفس البعد،٣) المحتوى المحكوم عليه بتوليد حزم له، وبالتالي يمكن الحصول على حزم متكافئة تتسم بالثبات العالي.

استراتيجية تحزيم المفردات:

عرف Cattell & Burdsal (1975) التحزيم بأنه تجميع للمفردات الفردية في حزمة واحدة أو أكثر واستخدام تلك الحزم بدلاً من العناصر الفردية كمؤشر من مؤشرات البنية الكامنة المستهدفة. وعندما يتكون المقياس على سبيل المثال من ٨ مفردات فإنه يمكن تكوين حزم مفردات عن طريق انشاء عدة درجات مجتمعة من خلال الجمع بين مفردتين، أو أكثر بطريقة عشوائية، أو غير عشوائية، أو تجميع العناصر الثمانية في تركيبة خطية واحدة (Matsunaga, 2008). أو هي إجراء تجميع جبري أو متوسط الدرجات لعناصر متعددة، وتستخدم هذه الحزم بدلاً من المفردات الفردية كمؤشرات للعوامل الكامنة في تحليل نمذجة المعادلة البنائية الخطية (Orcan, 2013).

التحزيم هو عملية يتم من خلالها دمج الاستجابات الخام في نطاقات فرعية قبل التحليل، وغالباً ما يحدث عن طريق تجميع أو حساب متوسطات استجابات المفردات في درجات الحزم التي تستخدم بعد ذلك كمتغيرات مشاهدة أو مؤشرات أدنى للأبعاد الرئيسية في التحليل العاملي التوكيدي (Meade & Kroustalis, 2006). وتستخدم استراتيجية التحزيم لتحسين الخصائص السيكومترية للقياسات (Menon, Nagarajappa, Ramesh & Tak, 2013)، وتقليل عدد المتغيرات الملاحظة. وأكد Cattell & Burdsal (1975) تتم هذه الطريقة باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي لتحليل المؤشرات بصورة فردية لكل عامل. وتقوم فكرة التحزيم على تجميع المفردات على أساس التشبه في محتوى المفردة وبنية العامل، وبالتالي يؤدي التحزيم إلى مطابقة أفضل من التحليل العاملي التوكيدي بالمفردات ذاتها لنفس البناء بدون تحزيم (Nasser, Takahashi & Benson, 1997).

ويحتاج كل عامل كامن في الحزم إلى أكثر من مؤشر واحد لضمان تحديد النموذج، ويمكن تصنيف تلك المؤشرات تحت أبنية تحمل سمات متشابهة بناء على أخطائها النسبية بحيث تكون تلك الأخطاء النسبية متقاربة (Yuan et al., 1997). ويتسم التحليل العاملي التوكيدي باستخدام حزم المفردات أنها تتضمن خصائص ذات ثبات أعلى من مفردات التحليل بدون الحزم، وتكون قيم الشيوع أعلى لهذه الحزم (أي نسب أكبر من التباين المشترك) (Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002; Meade & Kroustalis, 2006)، وتقترب التوزيعات من التوزيع الطبيعي وتتسم بالاعتدالية للبيانات الرتبية (Bagozzi & Heatherton, 1994). ويكون التحليل بحزم المفردة أفضل طريقة بالنسبة لحجم العينة (Bagozzi & Edwards, 1998; Meade & Kroustalis, 2006)، ويعطي مطابقة أفضل للنموذج تحت التحليل (Meade & Kroustalis, 2006; Rogers & Schmitt, 2004). في حين يرى (Marsh et al., 1998; Nasser & Takahashi, 2003) أن الحد الأدنى لحجم العينة المطلوب لعمل حزم المفردات لا يقل عن ٥٠ حالة وإلا يكون أداء الحزم أسوأ في مطابقته.

خصائص حزم المفردات:

١. **<u>تحسين اعتدالية التوزيع</u>:** يتيح إجراء حزم المفردات افتراض التوزيع الطبيعي بشكل أفضل لتقدير الاحتمالية القصوى في التحليل العاملي التوكيدي (Thompson & Melancon, 1996). يرى Bandalos (2002) أن استخدام حزم المفردات يعني تفوق الخصائص التوزيعية لتلك المفردات حيث تقل عدد المفردات التي يجب أن تكون متطابقة. يعد شرط الاعتدالية أحد الشروط المبدئية لإجراء التحليل في كل من التحليلات المتدرجة. وتعتبر استخدام طريقة التقدير بأقصى احتمال والمربعات الصغرى المعممة تعطي حلولا أكثر استقرارا من الناحية النظرية وفرض أفضل للتقارب إذا كان التوزيع اعتدالياً. ويعتبر طريقتي التقدير ML وGLS تفترضان الاعتدالية الأحادية المتغير ومتعددة المتغيرات التابعة (Plummer, 2000; Thompson & Melancon, 1996). وعند استخدام التحزيم يكون للنتائج المجمعة خصائص توزيع أفضل من العناصر الفردية التي تم فحصها بشكل منفصل. وتعد استراتيجية التحزيم

إجراء أفضل في حالة المتغيرات التصنيفية أو ثنائية التفرع Binary في إطار التحليل العاملي التوكيدي (Bandalos, 2002)، حيث يتم تجميع المؤشرات النوعية إلى تركيبة خطية كمية يتم توزيعها بشكل اعتدالي (Plummer, 2000). كما أن البيانات الاعتدالية لمقاييس أحادية البعد والمتجانسة تؤدي إلى تحسين المطابقة عند استخدام التحزيم في حالات العينات الصغيرة وعدد المفردات الأقل للمقياس (Sterba & MacCallum, 2010).

وعموماً تقوم الحزم بتقليل كل من الالتواء والتفرطح وتحسين صدق المقاييس باستخدام التحليل العاملي للحزم عن صدق المقياس اعتمادا على المفردات الفردية (Nasser & Takahashi, 2003)، ويؤدي إلى توزيع أكثر اعتدالية للعوامل الكامنة. والالتواء له علاقة بتماثل التوزيع بينما التفرطح بحدة التوزيع (ذروته). ويكون التوزيع غير اعتداليا إما مرتفعا جدا (مدبب)، أو مسطحاً جداً. وتشير قيم التفرطح صفر إلى توزيع بلغ ذروته أكثر من المطلوب، وتقرب قيم كثيرة جدا من المتوسط. وتشير قيم التفرطح السالب إلى توزيع يحتوي على قيم كثيرة جدا بعيدة عن المتوسط. ويمكن أن يكون للمتغير التواء كبيرا أو تفرطح أو كليهما. وسيتأثر توزيع الحزم بعدد المفردات المجتمعة (كلما كان طبيعياً كان أفضل)، وارتباطاتها المتبادلة (كلما كان ذلك أقل كان ذلك أفضل) (Plummer, 2000).

٢. **استقرار الاعتمادية الخطية المتعددة Stabilize Conditions of Multicollinearity**: وتعني العلاقة الخطية المتعددة أنه يمكن أن توجد بين متغيرين أو بين متغير واحد ومجموعة خطية من المتغيرات الأخرى وبالتالي يشير الارتباط العالي إلى اعتمادية خطية متعددة (Alin, 2010)، وهناك أربع مصادر أساسية لهذه المشكلة منها: طرق جمع البيانات المستخدمة، والقيود المفروضة على النموذج أو على مجتمع الدراسة، مواصفات وتحديد النموذج، نموذج معرف بأكثر من تعريف سيكولوجي (Paul, 2006). وتعالج هذه المشكلة عن طريق استبعاد أحد المفردات ذات الارتباطات العالية أو دمجها معاً (Little et al., 2013; Plummer, 2000)، أما في حالة الارتباطات للمتغيرات الثنائية بين كل متغيرين مستقلين عالية وتؤدي إلى تباين كبير في عينة الدراسة مما يعطي معاملات غير ثابتة وغير مستقرة (Alin,

(2010. وتحدث مشكلة الاعتمادية الخطية المتعددة عندما تكون الارتباطات بين المتغيرات المستقلة شديدة (٠.٩ فأكثر) أو نتيجة خطأ المعاينة للانحدار الجزئي (Blalock, 1963)، وتعني أن المتغيرات مرتبطة تماماً أو أن أحدها هو مزيج واحد أو أكثر من المتغيرات الأخرى (Alin, 2010). وينتج عن مشكلة الاعتمادية الخطية مشكلة أخرى وهي Singularity وهي تعني أن معكوس المصفوفة الارتباط لا نهائي إذ أنه لا يجوز القسمة على الصفر لمحدد مصفوفة البيانات (Bentler & Wu, 2003; Plummer, 2000).

وقد يمكن أن تتكون الحزم من خلال اختيار المفردات الأعلى في ارتباطاتها وتكوين حزم مفردات لها من نفس البعد (Schallow, 2000). وفي التحليل العاملي التوكيدي تختفي هذه المشكلة بطريقة المربعات الصغرى المعممة وغير الموزونة (Blalock, 1963)، أما مع التحليل العاملي الاستكشافي تستخدم طريقة المكونات الأساسية Principle component analysis لتكوين الحزم فلا داعي لحساب معكوس المصفوفة لتقدير درجات العوامل إذ أن الطريقة تعتمد على حساب مربع معامل الارتباط المتعدد وهو مقياس متعدد الخطية، فإذا اقترب من الواحد الصحيح كانت قيمته عالية وهذا يعني أن المتغير مرادفا أو يقيس نفس ما يقيس متغيراً أخر أو أن أحدهما يتضمن الأخر وهذا يشير إلى الاعتمادية الخطية المتعددة (Hoyle & Panter, 1995; Plummer, 2000).

ولتقييم هذه المشكلة يجب ملاحظة مدى جودة توقع كل متغير مستقل X من متغيرات X المنبئة الأخرى، ودراسة قيمة مربع معامل الارتباط المتعدد R^2 وعامل تضخم التباين VIF، فعندما تكون قيمة R^2 وVIF عالية لأي من متغيرات الدراسة المنبئة فإن المطابقة تتأثر بمشكلة الاعتمادية (Paul, 2006). ويقيس مؤشر VIF التباين المشترك للنموذج للاعتمادية بين عوامل النموذج المنبئة، ويشير القيم العالية لهذا المؤشر VIF إلى توافر الاعتمادية الخطية المتعددة عندما تتراوح قيمة المؤشر بين ٥ إلى ١٠ (Marquardt, 1970).

٣. **تقليل عدد المعالم Reduce Number of Parameters**: تتسم حزم المفردات بقدرتها على تقدير عدد أقل من المعالم في نموذج القياس. وهناك تأثيرين لهذه الميزة وهما: أ) هو أن النماذج المعقدة قد يكون لها احتمالية أكبر للتقارب إذا كان هناك عدد

أقل من المعالم لتقديرها، ب) أن تقديرات لنموذج تكون أكثر استقراراً في العينات الصغيرة (Plummer, 2000).

٤. **تحسين الاتساق الداخلي** Improve Internal Consistency: استخدم مصطلح الاتساق الداخلي على نطاق كبير في مجال القياس النفسي للإشارة إلى ثبات المقياس بناء على درجة الارتباط البني للمفردة داخل نطاق بعد معين، لكنه يعاب على بعض الدراسات أنها تعتبره قدر من الصدق إذ أن التشبع في التحليل العاملي يغني عن استخدامه فالتشبع يعرف على أنه معامل ارتباط المفردة بالبعد (Boyle, 1991; Little et al., 2013).

ويشير الاتساق الداخلي العالي مقاساً بمعامل ألفا كرونباخ أو معاملات كيودر ريتشاردسون KR20, KR21 إلى التجانس بين المفردات ويعتبر الاتساق الداخلي مؤشراً لحساسية المفردة أو تكرار تلك المفردة وأنها بحاجة إلى إعادة صياغة بشكل مختلف (Boyle, 1991). وقد تحتوي المفردات الفردية على ارتباطات بينية منخفضة إلى متوسطة تؤدي إلى انخفاض معامل ألفا. وتقوم استراتيجية تحزيم المفردات بتلخيص المفردات في صورة حزم تعمل على زيادة الارتباطات الداخلية والثبات الناتج عن ذلك. وكنتيجة لاستخدام تحزيم المفردات ينخفض الأخطاء المعيارية للمفردات بالنسبة للمفردات الفردية. وتكون المفردات نفسها تكون داخلة بنية المقياس، ولكن تلك الحزم ترفع من ثبات معامل ألفا للعامل (إذا كان عدد المؤشرات أقل من ٦ للعامل) (Plummer, 2000).

٥. **تحسين فرص التقارب** Improve Chances of Proper Convergence: كشفت دراسة Marsh et al. (1998) أن التحزيم لم يحسن من فرص التقارب بصورة مناسبة، وأكد Nasser & Wisenbaker (2003) أن استخدام حزم المفردات يزيد من الحلول غير التقاربية وحالات Heywood في حالة انخفاض عدد المؤشرات في كل عامل قابل للتحزيم. وتوصلت الدراسة إلى أن تقسيم العامل إلى حزمتين كل حزمة تحتوي على ست مفردات يعطي معدلات تقارب أقل، في حين تفوقت استراتيجيات تقسيم العامل إلى ثلاث حزم كل حزمة تحتوي على أربع مفردات، وأربع حزم تحتوي كل حزمة على ثلاث مفردات، وستة حزم تحتوي كل حزمة على مفردتين في الوصول

إلى معدلات تقارب وصلت إلى ١٠٠٪ لحجم عينة بلغ ١٠٠ حالة على الأقل. ويرى Nasser & Takahashi (2003) أن أداء الحزم يكون أفضل بشكل مقبول عندما لا يقل عدد الحزم عن ثلاثة أو أربعة لكل عامل.

٦. **تحسين مؤشرات المطابقة** Improvement of Fit Indices: يرى بعض الدراسات أن أكبر ميزة للتحزيم تتمثل في تحسين مؤشرات المطابقة لمعظم النماذج بالأخص مؤشرات RMSEA و CFI و X^2 إذا كان للمفردات بنية تتمحور فيها المفردات حول عامل عام (Bandalos, 2002)، في حين يرى Nasser & Takahashi (2003) أن استراتيجية التحزيم للمفردات تؤدي إلى تحسن واضح في قيم مؤشرات TLI, CFI, GFI, ECVI في حالة زيادة عدد المفردات في كل حزمة مفردات، إلا أن من محدداتها ن النسبة بين مؤشر كاي إلى درجة الحرية يتمتع بالثبات النسبي حتى مع العينات التي تفوق ٢٠٠ حالة. وفي دراسة التي أجراها Nasser & Wisenbaker (2003) على بيانات محاكاة اتضح فيها تحسن مؤشرات NNFI, CFI, RMSEA, GFI في حالة عدد المؤشرات الأقل تحت العوامل القابلة للتحزيم، إلا أن النسبة بين مؤشر مربع كاي إلى درجة الحرية تمتع بالثبات النسبة عن التحليل التوكيدي. إلا أن توصل في دراسة أجريت ببيانات المحاكاة أن البيانات المفقودة تؤدي إلى اضمحلال مؤشر RMSEA, SRMR بالانخفاض في قيمه نتيجة استخدام التحزيم (Orcan, 2013).

وتؤدي تحزيم المفردات إلى زيادة في استقرار وثبات النموذج وزيادة تحديد النموذج نتيجة التخلص من شدة الانحراف في الالتواء والتفرطح على مستوى المفردات (Bandalos, 2002; Cattel & Burdsall, 1975; Nasser & Wisenbaker, 2003)، ويعتقد أن معظم التحسن في مطابقة النماذج المقاسة يعزى إلى توزيع البيانات وثبات المفردات في الحزم، وغالباً يكون هذا التحسن في المطابقة راجعاً لتحيز مؤشر في ضوء نوع النموذج أو حجم العينة (Plummer, 2000). ويرى Nasser & Takahashi (2003) أن مطابقة النموذج تقل أو لا تعطي فروقاً عن تحليل العاملي التوكيدي لتحليل بناء بمفرداته الفردية في حالة حزم صغيرة العدد (مفردتين في كل حزمة). إلا أنه يقوم بعم تركيبة خطية من المفردات داخل مجموعة من الحزم وبالتالي يختل مؤشر الالتواء المرتفع أو التفرطح وهذا يشبه الاعتمادية الخطية التي تنشأ

في النموذج في حالة تعقد النموذج العاملي مع صغر حجم العينة (Alavi et al., 2020; Meade & Kroustalis, 2006).

وهناك مشكلة في مؤشرات المطابقة حيث إن الباحث يعتمد على مؤشر مربع كاي، بغض النظر عن عدد المعالم المقدرة أو تعقيد النموذج، ولهذا ستظهر نماذج أقل تعقيداً عند استخدام استراتيجية تحزيم المفردات، حيث إن البيانات تتناسب بشكل أفضل وتتطابق بسبب زيادة متوسطات التشبعات والارتباطات الداخلية للحزم الجديدة المكونة للبعد، وشروط تساوي الخطأ (Nasser-Abu Alhija & Wisenbaker, 2006; Plummer, 2000).

٧. **السماح لاختبار أفضل لمعالم النموذج** Allow for Better Test of Model Parameters: ففي بعض الحالات لا يكون التركيز في اختبار النموذج على المطابقة بصورة شاملة، بل على تقديرات معالم معينة كما في أسلوب المعادلة البنائية (Plummer, 2000). ويرى أن حزم المفردات تساعد على استيعاب تأثيرات التحيز للعوامل الثانوية في معالم النموذج مما يؤدي إلى تحسين المطابقة للنموذج المحدد بشكل خاطئ (Hall, Snell & Foust, 1999; Nasser-Abu Alhija & Wisenbaker, 2006). كما أن إجراء التحزيم يخلص من بعض المشكلات التي منها الأداءات المنخفضة أو المرتفع على بعض المفردات أو المفردات التي تجعل العينة تستجيب بطريقة معينة تشوبها إما الاستحسان الاجتماعي أو رفض الإعاقة كما في البحوث الاكلينيكية وبحوث الإعاقة (Santor et al., 2011). كما أن بعض المفردات التي تكشف الكذب في بعض المقاييس كما هو في مقياس أيزنك على سبيل المثال قد تؤدي إلى انخفاض الثبات وأحياناً انخفاض قيم الشيوع أو الاشتراكيات وعليه فاستخدام ثلاث حزم لتمثيل البعد هي الأنسب لحل مثل هذه المشكلة خصوصا في الأبنية النفسية متعددة الابعاد (Paliwal & Kumar, 2022). وقد يكون السبب في تحسين المعالم هي تصحيح التخمين والصعوبة التي تتسم بها المفردات نتيجة استخدام التحزيم (Lawrence & Dorans, 1987).

وتحقق Menon, Nagarajappa, Ramesh & Tak (2013) من الصدق التنبؤي للصورة المختصرة للمقياس من خلال عدة متغيرات منبئة منها عمر الوالد، وجنسه وتعليمه، والمستوى

الاقتصادي والاجتماعي، وجنس الطفل، ومستوى ضغوط الوالدين، والسلامة اللغوية للوالدين، وكانت السلامة اللغوية والضغوط الوالدية والمستوى الاقتصادي والاجتماعي منبئة بالضغوط الوالدية للمقياس. وتوصل إلى معامل اتساق داخلي ٠.٨٧ باستعمال معامل ألفا، و٠.٨٢ عندما استخدم معامل الثبات باستخدام إعادة تطبيق الاختبار.

مؤشر لضغوط الوالدية Parental Stress Index (PSI):

تم تعريف الضغوط على أنها التعامل مع التحديات (Lazarus, 2000)، بينما عرفه Zaidman-Zait et al (2011) أنه رد فعل سلبي مكره لمتطلبات كونك أحد الوالدين، وتم تحديده كواحد من أكثر المخاوف اليومية المرتبطة بالوالدين. وقد استخدم Mancil et al. (2009) مع عينة من الوالدين لذوي أطفال مصابون بالتوحد، إذ أن التوحدي يواجه تحديات نمائية كالعجز عن التواصل الاجتماعي والسلوكيات الإشكالية التي تخلق ضغوطاً متفاقمة على الابوين، فالوالدين يستخدما كلمة مرهقة لوصف الحياة مع طفلهم ذوي اضطراب طيف التوحد. كما أثبتت بعض الدراسات أن التعامل مع الطفل المتوحد يولد نوع من مستويات التوتر والضغوط مقارنة بباء العاديين. وتشير دراسة Rao & Beidel (2009) أن تقييم درجة الضغوط الوالدية والعوامل التي تسهم فيها ومعالجة هذه العوامل هي جزء من خطة علاجية لسلوك الوالدين المرتبط بالطفل ذوي اضطراب طيف التوحد، كما أن التشخيص المبكر لاضطراب طيف التوحد يرتبط بمستويات أعلى من الضغوط الوالدية مثل ما حدد Osborne & Reed (2010).

وظهر دورها بصورة حاسمة في تربية الأبناء خاصة في المجموعات السريرية، فعلى سبيل المثال توجد علاقة تبادلية بين الضغوط الوالدية ومشكلات سلوك الأطفال بين أعمار ٣ إلى ٩ سنوات (Neece et al., 2012). ويمكن أن يكون الانتقال من مرحلة الطفولة إلى المراهقة أمر مرهق بالنسبة للوالدين إذ يواجه الوالدين سلوكيات مشكلة بالنسبة لتصرفات الطفل، وقد ارتبطت تلك الضغوط الأبوية أثناء مرحلة الطفولة بمزاج الطفل الصعب ومستويات أعلى من الانفعالات السلبية (Barroso et al., 2016).

ويمر قياس الضغوط الوالدية بالكثير من التحديات، فقد تكمن المشكلة في تعريفها بسبب تناول سياق الاجهاد فيما تعلق بنماذج دراسة السياق والوالدين والطفل (Reitman et al., 2002). فمن الناحية السريرية قام Abidin & Brunner (1995) باستخدام مؤشر الضغوط الوالدية

بأخذ عينات متنوعة لدراسة التأثيرات المحتملة على الممارسات الوالدية، وقد تناول المقياس ١٢٠ مفردة منهم ٥٤ ركزت على الوالدين، و٤٧ ركزت على الطفل. وانقسم مجال الوالدين إلى سبعة مقاييس فرعية: الاكتئاب، والتعلق، وتقييد الدور، والشعور بالكفاية، والعزلة الاجتماعية، والعلاقة مع الزوج، والصحة الأبوية. بينما تكون مجال الطفل من ستة مقاييس فرعية: القدرة على التكيف، والقبول، والقدرة على الطلب، والمزاج، والتشتت وفرط النشاط، وتعزيز الوالدين، وقد كانت هناك ١٩ مفردة قاست ضغوطات الحياة العامة. وقد مثلت تلك المقاييس الفرعية الثلاثة عشر تصور للضغوط الوالدية. وبالرغم من شمولية هذا النموذج، إلا أنه يعاني من الحاجة إلى المزيد من الوقت للاستجابة عليه لغرض المسح، أو عند تضمينه ضمن مجموعة أخرى من الاختبارات (Abidin, 1995)، وبالتالي بدأت المحاولات في اختصاره حتى وصل للصورة المختصرة المكونة من ٣٦ مفردة. ويمكن استكمال الاستجابة على الصورة المختصرة للمقياس في أقل من عشرة دقائق بينما يتطلب المقياس الكامل الذي يحتوي على ١٢٠ مفردة ما يقرب من ٢٠ دقيقة كاملة لإكماله، وأظهرت الدراسات أن الصورة المختصرة المكونة من ٣٦ مفردة كافية لوصف المكونات الأساسية لنظام الوالدين والطفل (Yeh et al., 2001).

وقد أجريت للصورة المختصرة دراسة الصدق التقاربي مع النسخة الأصلية وقد بلغ معامل الارتباط بينها وبين الصورة المختصرة ٠.٩٤، في حين ارتباط المقاييس المطول ببعد الضيق الوالدي على المقياس المختصر وبلغ معامل الارتباط ٠.٩٢، بينما بلغ قيمة الارتباط بين المقياس المطول وبعد الطفل المشكل ٠.٨٧، وارتبطت الدرجة الكلية على المقياس المطول وبعد التفاعل المختل بين الوالدين والطفل بقيمة ٠.٩٢ في حين ارتبطت الدرجة الكلية على الصورة المختصرة مع أبعاد الصورة المطولة ٠.٧٣ مع مجال الطفل، و ٠.٥٠ مع مجال الوالدين (Abidin, 1995).

وقد عانى المقياس من بعض المشكلات الإحصائية منها عدم مطابقة المقياس بدرجة مقبولة خصوصا في مؤشراته على والدين لأطفال من ذوي اضطراب طيف التوحد كما في دراسة Zaidman-Zait et al (2011). وذلك عند استخدام المفردات ٣٦ المكونة للصورة المختصرة للمقياس على البيئة الصينية. في حين قامت دراسة Reitman et al. (2002) بعمل فحص نقدي لنفس الصورة المتخصرة على عدة مجموعات باستخدام التحليل العاملي التوكيدي ببرنامج MPLUS وتقييم الحل ثلاثي العوامل المبلغ هنه بشكل عام في مقارنة بالتمايز العاملي مع

نموذج العامل العام ونموذج العاملين وقد أبدى نموذج العوامل الثلاث تفوقه في وصف الضغوط الوالدية، وذلك بالرغم من مؤشراته المقبولة CFI=.90, RMSEA= 0.070 ولكن الفرق في هذه الدراسة أنها أجريت على أمهات لأطفال ما قبل المدرسة من سن ٣ إلى ٥ سنوات وكان الأطفال من العاديين، وبالتالي فالمقياس يعاني من مشكلة إحصائية فيما يتفق مع بناء مؤشر الضغوط الوالدية لدى عينة من الوالدين لأسر أطفال ذوي اضطراب طيف التوحد حيث أن عدد المفردات متقارب إلى حد كبير في هذه الدراسة الحالية من حجم العينة، بالإضافة إلى هذا فإن مؤشر الضغوط الوالدية عانى من مشكلات في صدق البناء بسبب مطابقته غير الجيدة، وبالرغم من مصداقيته بالطرق الأخرى الصدق التقاربي والتباعدي وهذا ما دعا الباحثان لإجراء مثل هذه الدراسة، وبالتالي يمكن تلخيص مشكلة الدراسة في السؤال التالي: ما مصداقية مؤشر الضغط الوالدية لأسر أطفال ذوي اضطراب طيف التوحد باستخدام استراتيجية تحزيم المفردات كاستراتيجية مكملة للتحليل العاملي التوكيدي؟

هدف الدراسة:

التحقق من مصداقية مؤشر الضغط الوالدية لأسر أطفال ذوي اضطراب طيف التوحد باستخدام استراتيجية تحزيم المفردات كاستراتيجية مكملة للتحليل العاملي التوكيدي.

أهمية الدراسة:

تعالج الدراسة مشكلة إحصائية لمؤشر الضغوط الوالدية باعتباره معيار موثوق به تم تقنينه عبر العديد من الثقافات في الدراسات الاكلينيكية والدراسات غير الاكلينيكية، ويمكن استخدام النسخة العربية الناتجة من هذه الدراسة في رصد الضغوط الوالدية التي يعاني منها أولياء الأمور والوالدين في أسر ذوي الاحتياجات الخاصة، ومن ثم يمكن عمل برامج توعوية لخفض مستويات التوتر والضغوط الوالدية المرتبطة بسلوك الطفل المشكل، أو خفض الضيق الوالدي، أو توجيه مزيد من دراسات التربية الخاصة لحسم القضية الجدلية المرتبطة بالتفاعل مع الطفل التوحدي، وعمل دراسات نفسية تستخدم الصورة المختصرة من مؤشر الضغوط الوالدية في علاقتها ببعض القضايا النفسية أو التربوية المرتبطة بالتنشئة الوالدية لطفل ذوي الاحتياجات الخاصة أو والديه.

الطريقة

المنهجية: اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي تصميم الدراسات المستعرضة، وذلك للتحقق من الصدق العاملي لمقياس لضغوط الوالدية، لذوي الاسر التي تحتوي على ابن مصاب باضطراب طيف التوحد.

المشاركين: تكونت عينة الدراسة من أهالي وأولياء الأمور (أحد الأبوين) من الاسر التي تحتوي على ابن مصاب باضطراب طيف التوحد. وتكونت العينة من ٥٦ من أحد الابوين من ذوي الاسر المصاب أحد أبنائها بالتوحد. منهم ١٥ (٢٦.٨٪) لا يعاني من ضغوط اقتصادية، و٤١ (٧٣.٢٪) يعاني من ضغوط اقتصادية. أما عن الحالة الاجتماعية للوالدين فقد انقسمت العينة إلى ٣٩ (٦٩.٦٪) مرتبطين، و٢ (٣.٦٪) منفصلين، و١٥ (٢٦.٨٪) أرامل. ومن حيث عدد الأبناء التي تعولها تلك الأسر فقد انقسمت العينة إلى ٥ (٨.٩٪) طفلين، و١٢ (٢١.٤٪) ثلاث أطفال، و١٤ (٢٥٪) أربع أطفال، و١٥ (٢٦.٨٪) خمس أطفال، و٨ (١٤.٣٪) ستة أطفال، و٢ (٣.٦٪) سبعة أطفال. وبلغ متوسط عمر الوالد العائل للطفل (الأم أو الأب) ٤١.٢١ عاماً بانحراف معياري ١١.٠٩ عاماً. وبلغ وسيط ترتيب الطفل المصاب بالتوحد بين أسرته ٢. واستبعدت الحالات التي كان فيها الوالدين منفصلين، حتى لا تتسم الأراء فيها التحيز في رصد حالات الضيق الوالدي أو خلل التفاعل الوظيفي بين الوالدين والطفل يتسم بالمبالغة.

المقياس: اعتمد الباحثان على مقياس الضغوط الوالدية لـ Abidin (1995) الصورة المختصرة، وهو مقياس للتقرير الذاتي يتكون من ٣٦ مفردة. ويجب على الإباء الاستجابة على تدريج مكون من خمس نقاط استجابة. وقد قام الباحث بتغيير تدريج الاستجابة الذي وضعه معد المقياس من (موافق بشدة، موافق، محايد، لا أوافق، لا أوافق بشدة) ليصبح التدريج (دائماً، غالباً، أحياناً، نادراً، أبداً). يحاول المقياس تقييم الضغوط الحادثة للآباء والامهات. ويتألف المقياس من أبعاد فرعية ثلاثة لكل منها ١٢ مفردة، تحدد المفردات ١ إلى ١٢ الاجهاد والضغوط الذي يعاني منه الوالدان في ممارسة الدور الأبوي الناجم عن العوامل الشخصية المرتبطة مباشرة بممارسة وظائف الدور الأبوي (مثل: الإحساس بالكفاية، الضغوط المرتبطة بالقيود المفروضة على الوظائف الأخرى التي تحدث في الحياة، التعارض مع الوالد الاخر للطفل، نقص الدعم الاجتماعي، الاكتئاب). أما المفردات من ١٣ إلى ٢٤ فهي تشير إلى التصور الوالدين بالمدى الذي يلبي توقعات طفلهم، ودرجة تعزيز الإباء لأبنائهم، أما البعد الثالث يسمى معاناة الطفل ويتضمن المفردات من ٢٥ إلى ٣٦ ويقدم تقييماً لكيفية إدراك الإباء

لسهولة أو صعوبة الضبط للسمات السلوكية لأطفالهم، وما يتضمنه من أنماط مكتسبة من التحدي والعصيان والسلوك المطلوب.

وبمحصلة الدرجة الكلية يمكن الحصول على درجة كلية نهائية تسمى الضغوط الكلية، وبشكل أكثر تحديداً يعكس المقياس التقييم والتوترات الموجودة في مجالات الضغوط الشخصية الوالدية، والتوترات الناشئة عن التفاعل مع الطفل، والتوترات التي تكمن أسبابها في الخصائص السلوكية للطفل.

وقد تم التحقق من النموذج ثلاثي الابعاد إذ أن الدراسة الحالية تبنت تلك النظرة الثلاثية إذ أنها تعتمد على منظور سيكاتري مع ضبط المتغيرات مثل الحالة الاجتماعية، والاعتماد في التفسير على النواحي النفسية والعيادية التي أضفت جانباً من الأزمة الحالية في تكون الضغوط الوالدية على الأباء هذا كما افترضته نتائج دراسة محمود موسى ورانيا بدران (٢٠٢٣). وتم تحزيم مفردات الأبعاد الثلاث، وكانت تلك الحزم تتسم بالبساطة، بمعنى التحليلات الأولية للتحليل العاملي الاستكشافي أشار إلى أن جميع المفردات لها معاملات تشبع على نفس الحزمة الواحدة لكل عامل، كما أن الطفل المشكل في ظروف أعقاب الوباء قد يكون بسبب انقطاعه عن الرعاية المستمرة بدور الرعاية المتكاملة المقدمة لذوي الاحتياجات الخاصة.

إجراءات الدراسة:

أ. **حزم المفردات:** تم انشاء حزم المفردات عن طريق جمع لمفردات المختارة على أساس تشابه المحتوى والبنية المكونة لكل حزمة تحت العامل. وبعبارة أخرى تم انشاء كل حزمة على أساس مجموعة من الاعتبارات منها: ١) محتوى صياغة المفردة، ٢) معاملات التشبع لبنية التحليل العاملي الاستكشافي (≤٣). ولم يكن الهدف من تكوين الحزم هو الجمع بين درجات المفردات لتحسن الاعتدالية للبيانات، على الرغم من أنها من مبررات استخدام الحزم، ٣) أجري تكوين الحزم باستخدام طريقة المحاور الرئيسية Principle Axis factoring (PAF) واستخدام التدوير المتعامد بطريقة فاريماكس.

ب. **الإحصاء الوصفي:** عرضت الدراسة بجدول (١) إحصاءات وصفية لكل من الحزم المكونة للبناء. كما درست الاعتدالية المكونة لبيانات الحزم باستخدام اختبار كولمجروف سميرنوف (الاعتدالية أحادية البعد). كما حسبت مؤشرات الالتواء

والتفرطح. وتم حساب الاتساق الداخلي باستخدام معاملات ألفا كرونباخ لكل حزمة لتحديد مدى مناسبة التركيبة الخطية المكونة لكل بعد من الحزم المكونة له.

ت. **مؤشرات المطابقة:** يمكن تصنيف مؤشرات المطابقة بشكل مناسب إلى فئتين عريضتين، الأولى، وتتضمن مؤشرات مطلقة مثل مؤشر X^2، النسبة X^2/df ومؤشر جودة المطابقة GFI، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ RMSEA. بينما الفئة الثانية وتشمل ثلاثة أنواع من المؤشرات الإضافية للمطابقة، مثل: مؤشر المطابقة المعياري NFI لـ Bentler & Bonett (1980)، مؤشر TLI لـ Tucker & Lewis (1973) ومؤشر المطابقة المقارن CFI لـ Bentler (1990). وأوصى Hoyle & Panter (1995) بضرورة استخدام الباحث في التربية وعلم النفس عن مؤشرين مناسبين جنباً إلى جنب مع مؤشرات المطابقة المطلقة.

ويمكن الاعتماد على نقاط القطع لقبول مطابقة النموذج بحيث، ألا تتجاوز النسبة X^2/df القيمة ٢، في حين يجب أن تتخطى المؤشرات GFI و TLI و CFI القيمة ٠.٩ (Hu & Bentler, 1995; Marsh & Hau, 1996). وبالنسبة إلى مؤشر RMSEA تشير القيم الأصغر إلى مطابقة أفضل للنموذج، وتشير القيمة الصفرية لمؤشر X^2 إلى مطابقة مثالية لمؤشر X^2 (Marsh & Hau, 1996). واقترح Hu & Bentler (1999) استخدام نقط قطع قريبة من ٠.٩٥ بالنسبة لمؤشري TLI و CFI وقريبة من ٠.٠٦ لمؤشر RMSEA عند استخدام طريقة تقدير اقصى احتمال ML.

واتسمت طبيعة الدراسة الحالية عن دراسة محمود موسى ورانيا بدران (٢٠٢٣) التي افترضت أن الأبعاد مرتبطة، إلا أن الدراسة الحالية اعتبرت أن ظرف التطبيق في أعقاب كورونا قد يبرر استبعاد أحد العوامل دون الأخرى، إذ أن الضيق الوالدي ناجم عن ظروف القلق المستمر نتيجة خوف الأباء من إصابة الطفل بأي إصابة للوباء، أو قد يكون الخلل الوظيفي في تفاعلات الوالدين مستبعد منه حالة الوالدين المنفصلين في هذه الدراسة، أو ناجما عن خلل توزيع الأدوار نتيجة الحظر والاقفال النسبي والكلي في فترات الوباء، أو ما تليتها، وقد راعت الدراسة توصية Matsunaga (2008) التي أكدت أن تمثيل كل بعد بثلاث حزم.

التحليل والنتائج

أولاً: الإحصاء الوصفي: حسبت مؤشرات الإحصاء الوصفي لحزم المفردات للأبعاد الثلاثة، وكانت النتائج على النحو الموضح.

جدول (١): مؤشرات الإحصاء الوصفي لبعد الضيق الوالدي.

الحزم	الجذر الكامن (التباين المفسر)	المتوسط	التباين	الالتواء	التفرطح	ألفا
A1	٢.٧١ ٪٢٢.٥٧	١٦.٢١	٦.٥٠	-٠.٠٧١	٠.٩٣٤	٠.٦٢٣
A2	٢.١١ ٪١٧.٥٦	١٦.٨٩	٥.٧٠	-٠.٦٨٤	٠.٢٥٧	٠.٥٩٨
A3	١.٥٦ ٪١٢.٩٨	١٥.٨٩	٦.٧٢	-٠.٧٣٤	٠.٣١٩	٠.٥٥٥

تكونت حزم البعد الأول من ثلاث حزم (بأربعة مفردات تحت كل حزمة). وفسرت الحزم ٥٣.١١٪ من تباين المصفوفة الكلية للارتباط. وتراوحت قيم معاملات التباين بين ٥.٧٠ إلى ٦.٧٢ وهي قيم مرتفعة بالنسبة لكل حزمة. جاءت قيم الالتواء للحزم بين -٠.٧٣٤ إلى -٠.٠٧١ وهي تعني أن حزم المفردات شبه اعتدالية أو اعتدالية. تراوحت معاملات التفرطح للحزم بين ٠.٢٥٧ إلى ٠.٩٣٤ وهي تشير إلى تحقق الاعتدالية في التوزيع ولا يوجد أي تفرطح أو تدبب أو تحدب بمنحنى البيانات. وتراوحت قيم معاملات الاتساق الداخلي محسوباً بألفا كرونباخ بين ٠.٥٥٥ إلى ٠.٦٢٣.

جدول (٢): مؤشرات الإحصاء الوصفي لبعد خلل التفاعل الوظيفي بين الوالدين والطفل.

الحزم	الجذر الكامن (التباين المفسر)	المتوسط	التباين	الالتواء	التفرطح	ألفا
B1	٣.٦٩ ٪٣٠.٧٣	٢٢.١٤	٢١.٣٦	-٠.٨٤٢	٠.٩٥٥	٠.٧٦٨
B2	٢.٠٤ ٪١٦.٩٨	١١.١٨	٧.١٣	-٠.١٧٥	٠.٦٧٧	٠.٧٧٩
B3	١.٧٥ ٪١٤.٥٩	٧.٧٥	٣.٣٩	-٠.٤١٤	١	٠.٧٥٧

جاءت قيم التباين المفسر الكلي لحزم المفردات ٦٢.٣٪ من التباين الكلي لمصفوفة الارتباط. ولوحظ تضخم متوسط الحزمة الأولى وتضخم التباين لنفس الحزمة. وتراوح معامل الالتواء بين -٠.٨٤٢ إلى -٠.١٧٥ وهي قيم متدنية تشير إلى اعتدالية البيانات للحزم. وتراوح قيم التفرطح بين بين ٠.٦٧٧ إلى الواحد الصحيح وهي تعني أن البيانات تتوزع في منحنى اعتدالي خالي من التدبب Sharpness والتحدب. وكان الاتساق الداخلي باستخدام معامل ألفا كرونباخ بين ٠.٧٥٧ إلى ٠.٧٧٩ وهي قيم مقبولة.

جدول (٣): مؤشرات الإحصاء الوصفي لبعد الطفل المشكل.

الحزم	الجذر الكامن (التباين المفسر)	المتوسط	التباين	الالتواء	التفرطح	ألفا
C1	٤.٤٢ ٣٦.٨١٪	١٨.٨٩	١٥.٤٤	-٠.٢٢٦	٠.٩٨٥	٠.٨٠٤
C2	١.٦٧ ١٣.٩١٪	١١.٤٣	٤.٦١	-٠.٢٨٧	٠.٣٥٧	٠.٤٧٤
C3	١.٢٦ ١٠.٥٠٪	٩.٥٠	٤.٩٨	٠.٢٩٥	٠.٧١٥	٠.٦٢٣

جاءت قيم التباين المفسر الكلي لحزم المفردات ٦١.٢٢٪ من التباين الكلي لمصفوفة الارتباط. ولحظ تضخم متوسط وتباين الحزمة الأولى. كما لوحظ أن الحزمة الأولى لها جذر كامن مرتفع بالنسبة للحزمتين الآخرتين وقد لوحظ أنها مستقطبة للمفردات. وتراوح معامل الالتواء للحزم بين -٠.٢٨٧ إلى ٠.٢٩٥ وهذا يعني اعتدالية بيانات حزم المفردات. بينما تراوحت قيم التفرطح بين ٠.٣٥٧ إلى ٠.٩٨٥ وهذا يشير إلى اعتدالية البيانات بدون تحدب أو وجود تدبب بالمنحنى. وتراوح الاتساق الداخلي باستخدام معامل ألفا كرونباخ لحزم المفردات بين ٠.٤٧٤ إلى ٠.٨٠٤ واستبعدت الحزمة الثانية من التحليل لتدني معامل ألفا لها.

ثانياً: الصدق البنائي:

وقد حسبت مصفوفة الارتباط بين حزم المفردات بعد استبعاد الحزمة الثانية لتدني معامل ثباتها. وكانت معاملات الارتباط بين الحزم على النحو المبين بجدول (٤):

جدول (٤): معاملات الارتباط البينية بين حزم المفردات للعوامل الثلاث.

	A1	A2	A3	B1	B2	B3	C1	C3
A1	١							
A2	٠.٢٧٩	١						
A3	٠.١٠١-	٠.١٣٣	١					
B1	٠.٣٤٩	٠.٣٥٧	٠.٣٧٢	١				
B2	٠.٣٣٦	٠.٥٣٩	٠.٢١٣-	٠.٣٨١	١			
B3	٠.٢٧٥-	٠.٢٥٩	٠.٥٧٣	٠.١٧٥	٠.٠٩١	١		
C1	٠.١٦٢	٠.٣٩٠	٠.١٠٦	٠.٥٧١	٠.٣٩٧	٠.٢٥٨	١	
C3	٠.٠٥١	٠.٤٧٤	٠.١١٦	٠.٢٩٣	٠.٣٠٢	٠.١٦٤	٠.٣٤٢	١

جاءت معاملات الارتباط البينية بين حزم المفردات ضعيفة على متوسطة، حيث لم تتخط أعلى قيمة لها ٠.٥٧٣ وهذا مؤشر جيد عن تخطي مشكلة الاعتمادية الخطية المتعددة. وأشارت نتائج الالتواء والتفرطح الخطي Univariate Skew and kurtosis إلى توفر الاعتدالية الخطية أحادية البعد.

حسبت الاعتدالية المتدرجة باستخدام الطرق الخطية من خلال طريق Chi-square quantile-quantile plots of squared Mahalanobis distances والتي أجريت من خلال مخرج تحليل الانحدار والتي بلغ متوسط المسافات ٧.٨٥ وهي قيمة تخطت ٣ مما يعني انتهاك شرط الاعتدالية المتدرجة كما حدد Bentler & Wu (2003).

استخدم التحليل العاملي التوكيدي بطريقة أقصى احتمال لتحليل حزم المفردات للأبعاد الثلاثة لمؤشر الضغوط الوالدية لأطفال مصابون باضطراب طيف التوحد. وقد جاءت مؤشرات المطابقة على النحو التالي:

جدول (٤): مؤشرات المطابقة لمؤشر الضغوط الوالدية.

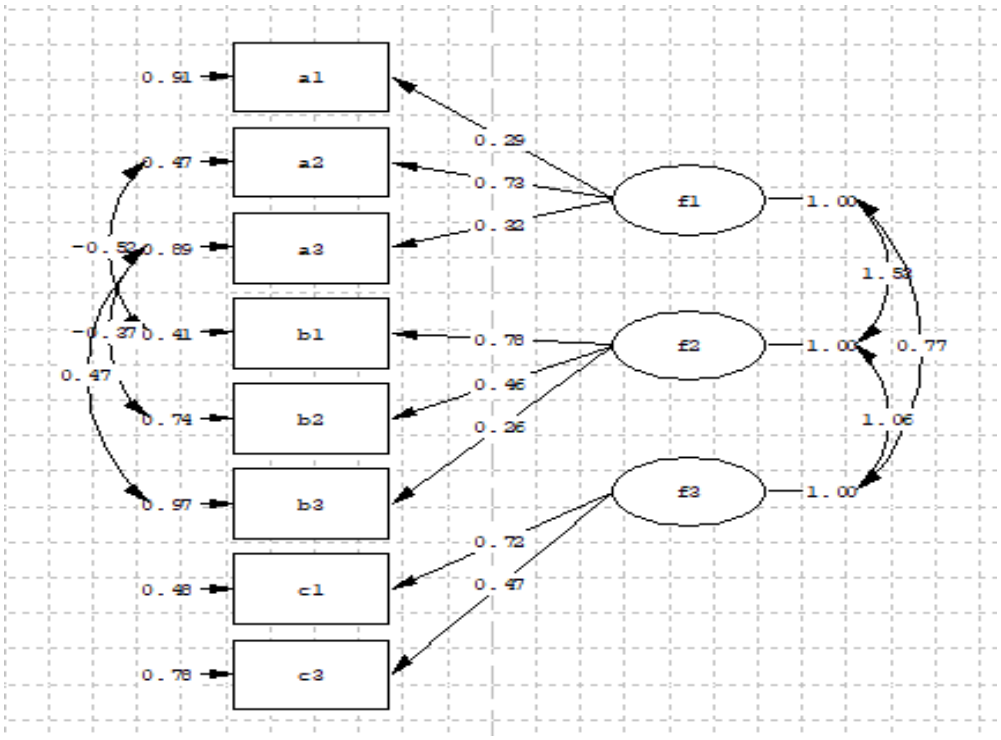
المؤشر	X^2	X^2/df	GFI	RMSEA	TLI	CFI	AGFI
القيمة	٢٢.١٨ P=0.075	١.٥٨	٠.٩٢	٠.٠٨٤	٠.٨٧	٠.٩٣	٠.٧٩

وأسفرت النتائج عن مطابقة مقبولة في ضوء المؤشرات، فيما عدا مؤشر RMSEA ومؤشر X^2/df فقد كانوا قريبين من المدى المقبول، ويعرض الجدول (٥) قيم تشبعات الحزم على الابعاد الثلاثة على النحو المبين:

جدول (٥): تشبعات المفردات لحزم مفردات النموذج المقاس لمؤشر الضغوط الوالدية.

البعد	الحزم	التشبع	الخطأ المعياري	قيمة ت
الضيق الوالدي	A1	٠.٢٩	٠.١٢	٢.٥٠
	A2	٠.٧٣	٠.١٦	٤.٥٣
	A3	٠.٣٢	٠.١٢	٢.٦٩
خلل التفاعل الوظيفي بين الوالدين والطفل	B1	٠.٧٨	٠.١٤	٥.٧٦
	B2	٠.٤٦	٠.١٢	٣.٩٣
	B3	٠.٢٦	٠.١٢	٢.١٩
الطفل المشكل	C1	٠.٧٢	٠.١٥	٤.٧٠
	C3	٠.٤٧	٠.١٤	٣.٣٠

جاءت قيم التشبعات لبعد الضيق الوالدي تتراوح بين ٠.٢٩ إلى ٠.٧٣، بينما تراوحت قيم التشبعات لبعد خلل التفاعل الوظيفي بين الوالدين والطفل بين ٠.٤٦ إلى ٠.٧٨، في حين تراوحت التشعبات لبعد الطفل المشكل بين ٠.٤٧ إلى ٠.٧٢ وكانت جميع التشبعات مقبولة ودالة احصائياً. وفيما يلي الرسم التخطيطي للنموذج العاملي كما ورد ببرنامج الليزرل على النحو المبين:



شكل (١): النموذج العاملي التوكيدي لحزم مفردات مؤشر الضغوط الوالدية.

X2= 19.38, df = 14; P= 0.15, RMSEA= 0.084

جاءت نتائج مؤشرات التعديل بعمل ارتباطات بين تغايرات الخطأ بين الحزم A3 وB3 كما كان هناك ارتباط بين تغايرات الخطأ بين الحزم A2 وB1. هذه الارتباطات كانت بمثابة قيود لتعديل مؤشرات المطابقة لمؤشر مربع كاي.

المناقشة والتعليق

هدفت الدراسة إلى التحقق من مصداقية مؤشر الضغوط الوالدية باستخدام استراتيجية تحزيم المفردات على عينات صغيرة بلغت ٥٦ مشارك. وكان الهدف من استخدام استراتيجية تحزيم المفردات كمكمل للتحليل العاملي التوكيدي هو التخلص من محدد المصفوفة السالب، ومشكلة عدم التحديد، ومشكلات التخصيص التي تنجم عن كبر عدد المفردات بالنسبة لحجم العينة، وعليه فقم الباحث بتقسيم المفردات بالثلاثة أبعاد إلى ثلاث حزم لكل بعد. واستبعدت الحزمة الثانية لعدم ملائمتها لشروط التحزيم. وحاز النموذج المكون من ثمانية حزم على مطابقة مقبولة في ضوء بيانات العينة. كما أن استخدام النموذج العادي بالتحليل نتج عنه مشكلة تلويث إحصائية والاستحسان الاجتماعي نتيجة رفض الوالدين بالاعتراف بالضغوط الناجمة عن العلاقة بينهم وبين الابن المصاب أو المريض إذ يجمع الاستراتيجية كل مجموعة من المفردات للتخلص من التحيز او التلويث الاحصائي في مجموع كلي كما أكدت دراسة (Rioux et al., 2020).

وحسب الباحث الثبات لمفردات الأبعاد الثلاث كما افترضها مؤسس المؤشر وكانت الضيق الوادي ٠.٥٤ وخلل التفاعل الوظيفي ٠.٦٧ والطفل المشكل ٠.٦٩ بينما عن طريق التحزيم فقد وجد أن الثبات بمعامل ألفا للمفردات بعد النموذج الناتج من التحزيم والتحليل العاملي التوكيدي أن ثبات الأبعاد بلغ الضيق الوادي ٠.٦٧ وخلل التفاعل الوظيفي ٠.٧٥ والطفل المشكل ٠.٨١ مما يعني أن التحزيم اعطى مؤشرات سيكومترية عالية وهذا يتفق مع دراسات (Menon et al., 2013)، إذ خفت عدد المفردات التي تسبب العبء للأبعاد وهذا بعد تحليل المفردات لكل بعد على حدة وهذا اتفق مع نظرية Cattell & Burdsal (1975).

بلـغ متوسـط درجـات الالتـواء للمفـردات قبـل التحـزيم للأبعـاد مـا يلـي: الضـيق الوالـدي ١.٢٠ وخلـل التفاعـل الـوظيفي -١.٠٩ والطفـل المشـكل -١.٧٦ فـي حـين بعـد التحـزيم بلـغ متوسـط الالتـواء للأبعـاد علـى الترتيـب مـا يلـي: -٠.٥٠ و -٠.٤٨ و -٠.٠٧ ممـا يعنـي أن التحـزيم أدى علـى تحسـن قـيم اعتداليـة التوزيـع علـى الابعـاد وهـذا يتفـق مـع (Thompson & Melancon, 1996)، كمـا أن التحليـل بطريقـة اقصـى احتمـال لـم تعطـي مشـكلات فـي الاعتداليـة المتدرجـة للبيانـات كمـا كـان متوقـع بعـد التحـزيم، وإنمـا افـرزت مؤشـرات التعـديل بعـض الارتباطـات بـين تغـايرات الخطـأ لتعـديل مؤشـر مربـع كـاي وهذا يتفق جزئياً مـع (Plummer, 2000; Thompson & Melancon, 1996).

وتعـاني الدراسـة مـن بعـض المحـددات هـي أن السـمة المقاسـة قـد تعطـي تحيـزاً فـي التقـدير بسـبب رفـض الوالـدين للاعتـراف بمشـكلات فـي سـلوكيات أبنائهـا المشـكلة، أو خلـل التفاعـل الـوظيفي بـين الوالـدين والطفـل، أو الضـيق الوالـدي نتيجـة خلـل الـدور للوالـدين أحـدهما أو كليهمـا، كمـا أن صـغر حجـم العينـة قـد يعطـي تقـديرات غيـر دقيقـة إلا أن اسـتراتيجية تحـزيم المفـردات تخلصـت مـن هـذا القيـد تقريبـاً ومـا يترتـب عليـه مـن خلـل التحديد والتخصيص للنموذج العاملي المقاس، ومن مشكلات الاعتمادية.

المراجع

محمود علي موسى ورانيا سعد بدران. (٢٠٢٣، أبريل). الصدق البنائي لمؤشر الضغو الوالدية لأمهات الأبناء المصابون بالتوحد. مجلة كلية التربية ببورسعيد، ٤٢، ٣٤٥- ٢٦٩.

Abidin, R. R. (1995). *Parenting Stress Index (PSI) Manual*, 3rd ed. Charlottesville, VA: Pediatric Psychology Press.

Abidin, R. R., & Brunner, J. F. (1995). Development of a parenting alliance inventory. *Journal of clinical child psychology*, *24*(1), 31-40.

Alavi, M., Visentin, D. C., Thapa, D. K., Hunt, G. E., Watson, R., & Cleary, M. (2020). Chi-square for model fit in confirmatory factor analysis. *Journal of advanced nursing*, *76*(9), 2209-2211.

Alin, A. (2010). Multicollinearity. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, *2*(3), 370-374.

Bagozzi, R. P., & Edwards, J. R. (1998). A general approach for representing constructs in organizational research. Organizational Research Methods, 1, 45-87.

Bagozzi, R. P., & Heatherton, T. F. (1994). A general approach to representing multifaceted personality constructs: Application to state self-esteem. Structural Equation Modeling, 1, 35-67.

Bandalos, D. L. (2002). *The Effects of Item Parceling on Goodness-of-Fit and Parameter Estimate Bias in Structural Equation Modeling. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9(1), 78–102.* doi:10.1207/s15328007sem0901_5

Barroso, N. E., Hungerford, G. M., Garcia, D., Graziano, P. A., & Bagner, D. M. (2016). Psychometric properties of the Parenting Stress Index-Short Form (PSI-SF) in a high-risk sample of mothers and their infants. *Psychological assessment*, *28*(10), 1331.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin, 107,*238–246.

Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88,* 588–606.

Bentler, P. M., & Wu, E. J. (2003). *EQS for windows user's guide*. Encino, CA: Multivariate Software.

Blalock, H. M. (1963). *Correlated Independent Variables: The Problem of Multicollinearity. Social Forces, 42(2), 233–237.* doi:10.1093/sf/42.2.233

Boyle, G. J. (1991). Does item homogeneity indicate internal consistency or item redundancy in psychometric scales?. *Personality and individual differences*, *12*(3), 291-294.

Cattell, R. B., & Burdsal, C. A. (1975). The radial parcel double factoring design: A solution to item-vs.-parcel controversy. Multivariate Behavioral Research, 10, 165-179.

Hall, R. J., Snell, A. F., & Foust, M. S. (1999). Item parceling strategies in SEM: Investigating the subtle effects of unmodeled secondary constructs. Organizational Research Methods, 2, 233–256.

Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 158–176). Thousand Oaks, CA: Sage.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluation of model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 76–99). Thousand Oaks, CA: Sage.

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

Lawrence, I. M., & Dorans, N. J. (1987). An Assessment of the Dimensionality of SAT-Mathematical. Available onile at: https://eric.ed.gov/?q=Item+Parcels&id=ED282898

Lazarus, R. S. (2000). Evolution of a model of stress, coping, and discrete emotions. *Handbook of stress, coping, and health: Implications for nursing research, theory, and practice*, 195-222.

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

Little, T. D., Rhemtulla, M., Gibson, K., & Schoemann, A. M. (2013). Why the items versus parcels controversy needn't be one. *Psychological methods*, *18*(3), 285.

Mancil, G. R., Boyd, B. A., & Bedesem, P. (2009). Parental stress and autism: are there useful coping strategies?. *Education and Training in Developmental Disabilities*, 523-537.

Marquardt, D. W. (1970) Generalized inverse, ridge regression, biased linear estimation, and non linear estimation, *Technometrics, 12,* 591-612.

Marsh, H. W., & Hau, K.-T. (1996). Assessing goodness-of-fit: Is parsimony always desirable? *The Journal of Experimental Education, 64,* 364–390.

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

Matsunaga, M. (2008). *Item Parceling in Structural Equation Modeling: A Primer. Communication Methods and Measures, 2(4), 260–293.* doi:10.1080/19312450802458935

Meade, A. W., & Kroustalis, C. M. (2006). Problems with item parceling for confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. *Organizational Research Methods*, *9*(3), 369-403.

Menon, I., Nagarajappa, R., Ramesh, G., & Tak, M. (2013). Parental stress as a predictor of early childhood caries among preschool children in India. *International journal of paediatric dentistry*, *23*(3), 160-165.

Nasser, F., & Takahashi, T. (2003). The effect of using item parcels on ad hoc goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: An example using Sarason's Reactions to Tests. *Applied Measurement in Education*, *16*(1), 75-97.

Nasser, F., & Wisenbaker, J. (2003). A Monte Carlo study investigating the impact of item parceling on measures of fit in confirmatory factor analysis. *Educational and psychological measurement*, *63*(5), 729-757.

Nasser, F., Takahashi, T., & Benson, J. (1997). The structure of test anxiety in Israeli-Arab high school students: An application of confirmatory factor analysis with miniscales. Anxiety, Stress, and Coping, 10, 129-151.

Nasser-Abu Alhija, F., & Wisenbaker, J. (2006). *A Monte Carlo Study Investigating the Impact of Item Parceling Strategies on Parameter Estimates and Their Standard Errors in CFA. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 13(2), 204–228.* doi:10.1207/s15328007sem1302_3

Neece, C. L., Green, S. A., & Baker, B. L. (2012). Parenting stress and child behavior problems: A transactional relationship across time. *American journal on intellectual and developmental disabilities*, *117*(1), 48-66.

Orcan, F. (2013). *Use of item parceling in structural equation modeling with missing data* (Doctoral dissertation, The Florida State University).

Osborne, L. A., & Reed, P. (2010). Stress and self-perceived parenting behaviors of parents of children with autistic spectrum conditions. *Research in Autism Spectrum Disorders*, *4*(3), 405-414.

Paliwal, D., & Kumar, R. (2022). Exploring the Five-Factor Structure of the Need for Closure Scale on Indian Samples Using Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *European Journal of Psychology and Educational Research*, *5*(1), 45-51.

Paul, R. K. (2006). Multicollinearity: Causes, effects and remedies. *IASRI, New Delhi*, *1*(1), 58-65.

Plummer, B. A. (2000). To parcel or not to parcel: The effects of item parceling in confirmatory factor analysis. *Open Access Dissertations.*

Rao, P. A., & Beidel, D. C. (2009). The impact of children with high-functioning autism on parental stress, sibling adjustment, and family functioning. *Behavior modification*, *33*(4), 437-451.

Reitman, D., Currier, R. O., & Stickle, T. R. (2002). A critical evaluation of the Parenting Stress Index-Short Form (PSI-SF) in a head start population. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, *31*(3), 384-392.

Rioux, C., Stickley, Z. L., Odejimi, O. A., & Little, T. D. (2020). Item parcels as indicators: Why, when, and how to use them in small sample research. In *Small sample size solutions* (pp. 203-214). Routledge.

Santor, D. A., Haggerty, J. L., Levesque, J. F., Burge, F., Beaulieu, M. D., Gass, D., & Pineault, R. (2011). An overview of confirmatory factor analysis and item response analysis applied to instruments to evaluate primary healthcare. *Healthcare Policy*, *7*(Spec Issue), 79.

Schallow, J. R. (2000). A Comparison of Three Approaches to Constructing Item Parcels to Improve Subject-To-Parameter Ratios in Confirmatory Factor Analysis. *Multivariate Experimental Clinical Research*, *12*(1), 29-41.

Sterba, S. K., & MacCallum, R. C. (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. G. (1996). Using Item" Testlets"/" Parcels" in Confirmatory Factor Analysis: An Example Using the PPSDQ-78. Retrieved online from https://eric.ed.gov/?id=ED404349

Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 38,* 1–10.

Yeh, C. H., Chen, M. L., Li, W., & Chuang, H. L. (2001). The Chinese version of the parenting stress index: a psychometric study. *Acta Paediatrica*, *90*(12), 1470-1477.

Yuan, K.-H., Bentler, P. M., & Kano, Y. (1997). On averaging variables in a CFA model. Behaviormetrika, 24, 71-83.

Zaidman-Zait, A., Mirenda, P., Zumbo, B. D., Georgiades, S., Szatmari, P., Bryson, S., ... & Pathways in ASD Study Team. (2011). Factor analysis of the Parenting Stress Index-Short Form with parents of young children with autism spectrum disorders. *Autism Research*, *4*(5), 336-346.