

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو
لتحديد عدد العوامل في التحليل العاملى الاستكشافى فى مجال البحث النفسي

د/ محسوب عبد القادر الضوى

قسم علم النفس التربوى

كلية التربية بقنا - جامعة جنوب الوادى

ملخص

هدفت الدراسة الحالية إلى تقييم منعة الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل Scree test ، مرك كايزر-جتمان Criteria Kaiser-Guttman Criteria) وبعض الطرق المبنية على فئات مونت كارلو لتوليد بيانات المحاكاة (اختبار التحليل المتوازى Parallel Analysis ، اختبار العصا المكسورة Broken Stick ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى وال معدل Original and Revised Minimum Average Partial Correlation) التي تستخدم في تحديد عدد العوامل التي تستبقى في التحليل العاملى الاستكشافى ، وقد استخدم الباحث نوعين من البيانات هما بيانات المحاكاة Simulated Data وبيانات إميريقية Empirical Data تتمثل في بيانات استبيان الفلق الإحصائى من إعداد Field (2009) المتاحة من دار النشر العالمية Sage Publications وهى مصفوفة بيانات خام ذات أبعاد (٢٣ × ٢٥٧١) وذلك باعتبار عدم معالجة / معالجة حالات التلوث المنتظم / غير المنتظم بالدرجات المتطرفة .

وقد توصلت الدراسة إلى أن : لا يتميز (اختبار كائل ، مرك كايزر-جتمان) بالمنعة تحت شرط عدم معالجة / معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة وقدمت الطريقتان حلأ رباعي العامل عدا حالة معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠٪ وقد قدمت الطريقتان حلأ خماسي العامل ، وتتميز طرق (التحليل المتوازى ، العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) بالمنعة تحت شرط عدم معالجة / معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة وقدمت هذه الطرق حلأ (رباعي العامل ، أحادى العامل ، أحادى العامل ، ثانى العامل) على الترتيب . اختبار التحليل المتوازى هو الأكثر منعة ودقة مقارنة بالطرق الأخرى ، أظهر اختبارا (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى) تخفيض شديد Under-extraction فى عدد العوامل مقارنة بالطرق الأخرى .

تقييم منع الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

تقييم منع الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو

لتحديد عدد العوامل في التحليل العاملى الاستكشافى فى مجال البحث النفسي

إعداد

د/ محسوب عبد القادر الضوى

أستاذ مساعد علم النفس التربوى

كلية التربية بقنا - جامعة جنوب الوادى

مقدمة

يحتل التحليل العاملى Factor Analysis مكانة كبيرة فى مجال البحث النفسي باعتباره منهجاً إحصائياً رفيع المستوى ، وبمرور الوقت وظهور الحزم الإحصائية مثل الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية Statistical Package for Social Sciences (SPSS) ، وحزمة تحليل بنى العزم Linear (AMOS) ، وحزمة العلاقات الخطية البنائية Analysis of Moment Structures (AMOS) Statistical Analysis of Structural Relations (LISREL) ، وحزمة نظام التحليل الإحصائي System (SAS) أصبحت الصعوبات المتعلقة باستخدام التحليل العاملى أقل وطأة فى عمل الباحثين فى مجال علم النفس .

ويواجه الباحثون فى مجال علم النفس مشكلة الاختيار من بين نوعين من أنواع التحليل العاملى هما التحليل العاملى الاستكشافى (الاستطلاعى) Exploratory Factor Analysis (Kaiser, 1970; Confirmatory Factor Analysis Swaim, 2009) . ويستخدم التحليل العاملى الاستكشافى عندما لا يوجد مبرر مسبق Prior Justification لتحديد نموذج بنائى محدد ، ويستخدم التحليل العاملى التوكيدى لاختبار الملاءمة لنماذج بنائية محددة (Ruscio & Roche, 2012) . وينصح (Gorsuch 1983: 73) بالبدء بالتحليل العاملى الاستكشافى ومن ثم التحليل التوكيدى عند بناء الاختبارات .

والتحليل العاملى الاستكشافى طريقة تعتمد على البيانات Data-Driven Technique التي يتم جمعها ، وهذه البيانات هي التي تحدد الطريقة التي تتبع بها المتغيرات على العوامل ولهاذا يستخدم لبناء النظريات ، بينما بعد التحليل العاملى التوكيدى طريقة تعتمد على النظرية Theory-Driven Technique ، فالنظرية التي يتبناها الباحث هي التي تحدد الطريقة التي تتبع بها العوامل على المتغيرات ولهاذا يستخدم لاختبار نموذج أو فرض اعتماداً على نظرية أو خبرات إمبريقية سابقة بطريقة توكيدية (Liu, 2011) .

ويستخدم التحليل العاملى الاستكشافى بشكل متواتر Routine لدراسة العوامل أو البنية الكامنة وراء النرجات فى عدد من المتغيرات المقاسة أو البنود وتحديد معنى العوامل المحددة وال العلاقات بين هذه العوامل بطريقة استكشافية ، وهو أداة تحليلية شائعة للبيانات Data-Analytic Tool (Ruscio & Roche, 2012) . واستخدم على وجه بخاصة فى بناء ودراسة صدق أدوات القياس (Psychological Assessment, Educational and Psychological Measurement, Journal of Assessment, Educational and Psychological Measurement, Journal of Henson & Educational Psychology, Personality and Individual Differences Roberts, 2006; Liu, 2011)

وطى الرغم من استخدام التحليل العاملى الاستكشافى على نطاق واسع لكنه إجراء إحصائى يحظى بفهم ضيق من قبل الكثير من الباحثين . فعدن تقويم استخدام التحليل العاملى الاستكشافى في ٦٦ دراسة منشورة في خمس دوريات رائدۃ في مجال صعوبات التعلم النهائية خلال أكثر من عشر سنوات وجد أن نسبة ٣٥% من هذه الدراسات (٢٢ دراسة) استخدمت التحليل العاملى الاستكشافى ، كما بينت الدراسة أن التوصيات والإرشادات المتعلقة باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى يتم تجاهلها على نطاق واسع (Lecavalier, 2010Norris &

وبعد استخلاص العوامل Factors Extraction المكونة لبنية المتغيرات المستهدفة بالقياس خطوة هامة في عملية التحليل العاملى الاستكشافى ، وأهم ما في هذه الخطوة هو اتخاذ قرار بأى العوامل نستقيها Retained (رجاء محمود أبو علام ، ٢٠٠٣ ، ٣٦٢ - ٣٦٣) .

وتوجد عدة طرق لاستخلاص العوامل في التحليل العاملى الاستكشافى تسمى طرق التقدير Estimation Methods منها طريقة تحليل المكونات الأساسية Principal Components Analysis (PCA) ، وطريقة المرיבعات الصغرى غير الموزونة Unweighted Least Squares ، وطريقة المرיבعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares ، وطريقة الترجيح (الاحتمال) الأقصى Maximum Likelihood ، وطريقة المحاور الأساسية Principal Axis Factoring ، وطريقة التحليل العاملى ألفا Alpha Factoring ، وطريقة التحليل العاملى الشكلي Image Factoring .

وعلى الرغم من توافر عدة طرق لاستخلاص العوامل ، إلا أن طريقة تحليل المكونات الأساسية لهوئينج تظل بمثابة الطريقة الأكثر شيوعاً لاستخلاص العوامل ، حتى أن الحزمة الإحصائية الأكثر شهرة والمعروفة اختصاراً باسم SPSS تضع طريقة تحليل المكونات الأساسية باعتبارها الطريقة المفترضة في الاستعمال Default Method ، أى أن الحزمة تستعمل طريقة

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل تحليل المكونات الأساسية تقليدياً إذ لم يحدد المستخدم طريقة أخرى لاستخلاص العوامل من ضمن الطرق الأخرى التي تعمها ، فالحزمة معدة ذاتياً لاستخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية .

وتوجد عدة طرق لتحديد عدد العوامل المستبقة عند استخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية في التحليل العاملی الاستكشافي ، منها الطرق التقليدية مثل : اختبار أقصى انحدار لكائل Cattell' Scree test ، وقاعدة الجذر الكامن أكبر من واحد والمعروفة باسم محك كایزر-جتمان Kaiser-Guttman Criteria ، ومنها الطرق المبنية على فنيات مونت كارلو Monte Carlo Simulation Data Techniques مثل : اختبار التحليل المتوازي (PA) ، واختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلی والمعدل (MAP) (Ledesma & Valero-Mora, 2007; Mooi & Sarstedt, 2011: 208) Broken Stick

وتشير الأبيات إلى أن اختبار كائل ومحك كایزر-جتمان يقعن تحت مسمى الطرق الكلاسيكية أو التقليدية Classical Methods أما بقية الطرق الأخرى -المبنية على فنيات أو طرق مونت كارلو - فتقع تحت مسمى الطرق المتقدمة Advanced Methods ، وعلى الرغم من الانتقادات التي وجهت لطريقتي كائل وكایزر-جتمان إلا أن استخدامهما ما زال مستمراً وبشكل واسع ، حتى أن الحزمة الإحصائية الأشهر SPSS تستخدمها باعتبارها الطرق المفترضة في الاستعمال وليس أمام الباحث المستخدم لهذه الحزمة الإحصائية طرفاً آخر متاحة .

هذا وبعد تحديد عدد المكونات أو العوامل التي تستحق بمثابة تحدى يواجه الباحثين عند استخدام طريقة تحليل المكونات الأساسية لاستخلاص العوامل في التحليل العاملی الاستكشافي (Kaiser, 1970; Velicer, 1976; Weng & Cheng, 2005; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005; Watkins, 2000, 2006; Schmitt, 2011)

وقد صلف (Fabrigar, Wegener, MacCallum, and Strahan 1999) في دراسته التقويمية المسحية الشهيرة إجراءات تحديد عدد العوامل في دورتين علميتين هما دورية علم النفس التطبيقي Journal of Applied Psychology ودورية الشخصية وعلم النفس الاجتماعي Journal of Personality and Social Psychology في الفترة من ١٩٩١ إلى ١٩٩٥ ووجد أن طريقتي الجذر الكامن أقل من واحد وطريقة أقصى انحدار لكائل استخدما في (٤٩) دراسة من إجمالي (١٥٩) دراسة منشورة في دورية الشخصية وعلم النفس الاجتماعي بنسبة (٣٠،٨%) ، واستخدما في (٢٠) دراسة من إجمالي (٥٨) دراسة منشورة في دورية علم النفس

التطبيقي بنسبة (٣٤،٥٪) ، كما وجد أن اختبار التحليل المتوازي استخدم في دراسة واحدة فقط منشورة بدورية الشخصية وعلم النفس الاجتماعي .

وكشفت نتائج دراسة محمد حبشي حسين (٢٠٠٥) التقويمية لتطبيقات التحليل العاملى الاستكشافى في البحوث النفسية والتربوية بالمجلة المصرية للدراسات النفسية ودورية دراسات نفسية في الفترة الممتدة من ١٩٩٩م إلى ٢٠٠٣م أن محك كايزر-جتمان استخدم في (٢١ ، ٢٧) دراسة منشورة في المجلة المصرية للدراسات النفسية ودورية دراسات نفسية بنسبة (٤٦،٧٪ ، ٧٩،٤٪) على الترتيب ، ووجدت دراسة واحدة بالمجلة المصرية للدراسات النفسية استخدمت اختبار أقصى انحدار لكائل لتحديد عدد العوامل بنسبة (٢،٢٪) ، ووجد (١٨ ، ٣) منشورة بالمجلة المصرية للدراسات النفسية ودورية دراسات نفسية بنسبة (٤٠٪ ، ٨،٨٪) على الترتيب لم توقن للطرق المستخدمة لتحديد عدد العوامل .

ويذكر (1990) Velicer and Jackson أن مجال تحديد عدد العوامل أو المكونات المنتجة لم يحظى باهتمام كاف من قبل الباحثين ، وأنه يوجد عدد من الإجراءات الدقيقة والصارمة Rigorous and Accurate Procedures لتحديد عدد العوامل ولكن استخدام الإجراءات غير الدقيقة مثل محك كايزر-جتمان Kaiser-Guttman's Criteria واختبار أقصى انحدار لكائل Cattell's Scree Test مازال يتم على نطاق واسع ، وحيث أنهاهما الطرق المفترضة للاستخدام في الحزم الإحصائية فإن المشكلة النمطية في البحوث المنشورة هي تضخم عدد العوامل .

أما الاهتمام بدراسة الدرجات المتطرفة أو الشاذة Outliers فيعود إلى عام ١٧٧٧م عندما ناقش Bernoulli حذف المشاهدات المتطرفة (In: Beckman & Cook, 1983) ، ومنذ ذلك الحين أجريت العديد من الدراسات في مجال الإحصاء بعامة والإحصاء النفسي بصفة خاصة حول مفهوم الدرجات المتطرفة وكيفية التعامل معها (Liu, 2011) .

ونقع الدرجات المتطرفة عند طرفى التوزيع وبالتالي فإن الدرجات المتطرفة المنخفضة تؤدى إلى انخفاض تقيير Underestimation قيم المعاملات الإحصائية مثل المتوسط والتباين ، أما الدرجات المتطرفة المرتفعة فتؤدى إلى تضخم تقيير قيم المعاملات الإحصائية Overestimation . (Liu, 2005)

ومن المحتمل أن يكون للدرجات المتطرفة في توزيع الاستجابات على البنود الاختبارية أثر على الاستنتاجات بالتضخم أو عدم التضخم Inflating / Deflating في عدد العوامل التي تستبقى اعتماداً على طرق إتخاذ القرار المستخدمة ، ومصادر الدرجات المتطرفة ، وشكل الدرجات المتطرفة في العينة Manifestation of Outliers سواء كانت درجات متطرفة منتظمة

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل (متناهية) Asymmetric Outliers أو درجات متطرفة غير منتظمة Symmetric Outliers (Liu & Zumbo, 2012)

والدراسة الحالية تبني على نتائج البحوث والدراسات السابقة في تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض الطرق المبنية على فئات مونت كارلو التي تستخدم في تقرير عدد العوامل المستبقة في التحليل العاملی الاستکشافی في المجال النفسي ، حيث بعد القرار الخاص بعدد العوامل أو المكونات المستبقة أمراً هاماً في تطبيقات تحليل المكونات الأساسية لتخفيض أبعاد البيانات في التحليل Dimensionality (Dinno, 2009).

مشكلة الدراسة

ربما لا يخلو بحث علمي في مجال البحوث النفسية من استكشاف أو استطلاع البنية العاملية لأدوات القياس ، فمعظم بحوث الماجستير والدكتوراه وبحوث الترقية لمستوى الأساتذة المساعدين والأساتذة تستخدم التحليل العاملی بنوعيه الاستکشافی أو التوكيدی أو كليهما معاً كمزيج يتضمن استكشاف التركيب أو البنية العاملية وليه تحليل عاملی توکیدی .

لذا بعد تحديد البنية العاملية أحد الأهداف الأساسية لاستخدام التحليل العاملی الاستکشافی ، وبهذه الكيفية يتم اشتلاق عامل أو أكثر يحوز المقدار الأعلى من المعلومات من بين عدد من المتغيرات الملاحظة ، ولقرار الخاص بعدد العوامل في النموذج مهم جداً سواء أكان في صورة الاستخلاص المنخفض Under-extraction الذي يؤدي إلى عدد قليل جداً من العوامل ، أو الاستخلاص المرتفع Over-extraction الذي يؤدي إلى عدد كبير جداً من العوامل قد يشوّه الحل العاملی ويؤدي إلى تفسيرات خاطئة للبنية العاملية الناتجة .

وبعد انخفاض الاستخلاص مشكلة خطيرة تظهر في فقدان المعلومات وظهور أخطاء جوهريه وعندئذ لا يمكن وصف البنية العاملية ، أما ارتفاع (تضخم) الاستخلاص فيعد مشكل بدرجة أقل من انخفاض الاستخلاص لكنه يظهر في صورة استنتاجات غير مناسبة ويقود إلى تجزيء أو تقسيم العامل Splitting وبخاصة عند استخدام طريقة Varimax في التدوير المتعامد حيث تظهر عوامل زائفة Trivial على حساب العوامل الرئيسية حيث يقل مقدار شبكات العامل Magnitudes of Factor loadings تتشعب تشبع مرتفع على واحد أو أكثر من المتغيرات الملاحظة وهذا يجعل العوامل الزائفة هامة بشكل مصطنع (Weng & Cheng, 2005; Liu, 2011).

وكشفت العديد من الدراسات التأثيرات التحديدية لكل من الاستخلاص المرتفع والمنخفض باستخدام بيانات حقيقة ، فقد بينت نتائج دراسة Dingman, Miller, and Eyman

(1964) أن البنية العاملية تكون مبهمة Obscured عندما يستبقى المزيد من العوامل عما هو مطلوب ، وبينت نتائج دراسة (1966) Levonian and Comery أن البنية العاملية يحدث لها تغير كامل عندما يستبقى المزيد من العوامل عند استخدام فئات بيانات حقيقة ، كما أوصت نتائج دراستي المحاكاة (1992, 1996) Fava, and Velicer أن الاستخلاص المرتفع يظهر في تخفيف رتبة Degradations درجات العامل في حالات التشعبات المنخفضة وأحجام العينات الصغيرة ، ويؤدي الاستخلاص المنخفض إلى إنخفاض جوهري في رتب درجات العامل .

وتوصلت دراسة (1996) Wood, Tataryn, and Gorsuch في نفس السياق باستخدام المحاكاة أن تغيرات العوامل من المحتل كثيراً أن تحوي أخطاء كبيرة تستحق الاهتمام عند حدوث الاستخلاص المنخفض ، أما في حالة الاستخلاص المرتفع فإن تشعبات العوامل تحوي عادة أخطاء جوهريه أقل عما هو عليه في حالة الاستخلاص المنخفض ، وأن الاستخلاص المرتفع يظهر في تجزئة العامل عند توافر العامل العام وعدم توافر متغيرات فريدة في فئة البيانات ، وأوصت الدراسة مستخدمي التحليل العاملى باستخدام طرق فعالة لتحديد عدد العوامل وتتجنب الاستخلاص المنخفض حتى في ظل خطورة الاستخلاص المرتفع ، واستعمال متغيرات فريدة مولدة عشوائياً كضامن في مقابل تجزئة العامل في حالة توافر عامل عام .

وينكر (1995) Franklin, Gibson, Robertson, Pohlmann, and Fralish أنه على الرغم من الطرق المتاحة لاختبار دلالة العامل أو المكون إلا أن الممارسة العامة للباحثين تعتمد على الحدس Intuition وما يعرف بقواعد البصمة Rules of Thumb .

وقد حظيت طرق تحديد عدد العوامل المستبقاة في التحليل العاملى الاستكشافي باهتمام عدد كبير من الباحثين واتخذت الدراسات والبحوث مسارين ، ركز المسار الأول على الدراسة الفردية مثل دراسة Velicer (1976); Buja and Eyuboglu (1992); Watkins (2000); Weng and Cheng, 2005; Crawford, Green, Levy, Lo, Scott, Svetina, and Horn and Engstrom (1979; Hubbard and Allen (1987); Lautenschlager (1989); Zwick and Velicer (1986); Franklin et al. (1995); Hayton, Allen and Scarcello (2004) Swiam (2009) . وقد استهدفت هذه الدراسات بعامة تقويم قدرة الطرق على تحديد عدد العوامل المهمة في بيانات مولدة عن طريق المحاكاة .

وبهذا فإن قرار تحديد عدد العوامل أو المكونات المستخلصية بطريقة تحليل المكونات الأساسية هو مشكلة محورية في التحليل العاملى الاستكشافي ، فالاختيار الخاطئ لعدد العوامل ربما يقود إلى خفض تقدير Underestimation عدد المكونات المستخلصية ، لكن الأمر الأكثر

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

شيوعاً في البحث هو تضخم تقدير Overestimation عدد المكونات المستخلصة. (Kaiser, 1970; Velicer, 1976; Zwick & Velicer, 1986; Franklin et al., 1995; O'Connor, 2000; Kaufman & Dunlap, 2000; Hayton, Allen & Scarpello, 2004; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005; Watkins, 2000; Swaim, 2009)

وينطوى خفض عدد العوامل المستخلصة على فقد للمعلومات Loss of Information ، وينطوى تضخم العوامل المستخلصة على اشتغالها على مكونات زائفة Inclusion of Spurious Components شوه الأبعاد الكامنة للبيان أو للتغير ، وبصفة عامة يؤثر قرار العوامل التي يتم استيقانها على التحليل التالي وعلى تدوير العوامل (Franklin et al., 1995).

لذا تعد قضية الاقتصاد Parsimony والتعدد Multiplicity في العوامل من أهم قضيابا التحليل العائلي ، حيث أن مشكلة العدد المناسب من العوامل التي يتعين استخلاصها تفرض نفسها على الباحث مسبقاً قبل أن يبدأ في التحليل العائلي ، ونظراً لعدم وجود قاعدة رياضية أو سيكولوجية تقدم حلاً مقبولاً بصورة عامة تصبح المشكلة موضوعاً لوجهات النظر ، ورغم أن أغلب المحكمات الكلاسيكية التي يحفل بها تراث التحليل العائلي الخاصة بالعدد المناسب من العوامل محكمات توصى بها الخبرة العلمية ، إلا أنها كانت تقدم في إطار من التبريرات النظرية تتف منها بمتابة خلفيات أولية تتضمن رغبة في إنتاج العوامل ذات الأهمية فقط ، والتي تؤدي إلى حسن الوصف أو التفسير ، ويقصد بالأهمية أن يكون العامل له نسبة كبيرة من التباين الكلية للمصفوفة الارتباطية والتي يعبر عنها بالجذور الكامنة Latent Root (Eigenvale) (صقوط فرج، ١٩٨٠ : ٣٥٣-٣٥٤).

وكشفت نتائج البحث والدراسات فيما يتصل بآداء الطرق التي يعتمد عليها في اتخاذ قرار بشأن عدد العوامل أن طريقتي التحليل المتوازي والحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئي أظهرتا تفوقاً على الطرق الأخرى المستخدمة عند اتخاذ قرار بشأن عدد العوامل نظراً لدقة نتائجهما ، إلا أنهما نادرًا ما يستخدمان في البحوث التطبيقية بسبب أنهما غير متضمنان في الحزم الإحصائية الشائعة مثل SPSS, SAS ولأنهما ينطويان على استخدام حسابات صعبة ، كما تم التأكيد على أن استخدام مركب كايizer-جيممان وطريقة كاثان غير مفضلتان وبخاصة في ظل توافر بدائل أفضل (Zwick & Velicer, 1982, 1986; Eaton, Velicer & Fava, 1999; Mumford, Ferron, Hines, Hogarty & Kromrey, 2003; Watkins, 2006; Henson & Roberts, 2006; Ledesma & Valero-Mora, 2007)

وتشير الأدبيات إلى أن مركب كايizer-جيممان يضخم العدد الحقيقي للعوامل ، وعند الأخذ في الاعتبار أن الحزم الإحصائية الشائعة SPSS تعتمد على مركب كايizer-جيممان فإنه يجب استخدام إجراءات متعددة ك الخليط من الطرق الكلاسيكية وأيضاً تلك الأكثر تقدماً ومنها اختباري

التحليل المتوازى والحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئي للحصول على مؤشر لأفضل عدد من العوامل ، ويجب أن يكون القراء النهائى متافق مع طريقة التحليل العاملى الاستكشافى مع اعتبار ليضاً أيًّا من الخطوات (عدد العوامل) يكون قابلاً للتفسير (Zwick & Velicer, 1986; Ledesma & Valero-Mora, 2007)

ويستخدم التحليل العاملى الاستكشافى كطريقة إحصائية على نطاق واسع فى العلوم السلوكية لغرض بناء أدوات القياس ودراسة الصدق ، وعلى الرغم من توافر دراسات وتحت تأثير الدرجات المتطرفة على تقدير مقاييس الموضع وتغيير معامل ألفا لكرونباخ وتغيير معاملات الانحدار وتغييرات الخطأ من النوع الأول ومن النوع الثاني لاختباري "ت" و"ف" فإن مسألة أثر الدرجات المتطرفة على قرار عدد العوامل التى تستبقي في التحليل العاملى ليست موثقة بشكل كبير في الأدبيات السيمومترية ومناهج البحث (Liu, 2011; Liu & Zumbo, 2012; Liu, Ark & Sijtsma, 2007, 2008; Wilcox, 2010: 213; Liu & Zumbo, 2012; Liu, Zumbo & Wu, 2012)

وتؤكد نتائج البحوث على التشجيع القوى للباحثين على فحص الدرجات المتطرفة واستخدام طرق ذات منعة Robustness في الممارسات البحثية وأن عدم القيام بذلك ربما يقود إلى استنتاجات إمبريقية مضللة . وقد دلت نتائج بعض الأبحاث إلى أن الدرجات المتطرفة تؤدي إلى تضخم أو عدم تضخم في عدد العوامل المستخلصة ، وأوصت بضرورة فحص البيانات التي يتم جمعها للكشف عن وجود درجات متطرفة ، وأن تحديد هذه الدرجات يعد خطوة هامة في تحليل البيانات (Liu, Wu & Zumbo, 2010; Liu & Zumbo, 2007; Zijlstra, van der Ark & Sijtsma, 2007, 2008; Wilcox, 2010: 213; Liu & Zumbo, 2012; Liu, Zumbo & Wu, 2012)

ويؤكد Liu, Zumbo and Wu (2012) أن الدرجات المتطرفة تشوّه جزئياً مصفوفة معاملات الارتباط Correlation Matrix والجذور الكامنة Eginvalues ، وأن تجاهل الباحثون عادةً لتأثير الدرجات المتطرفة في التحليل العاملى يرجع إلى اعتقادهم بأن وجود عدد محدود من الدرجات المتطرفة لا يغير بشكل جوهري مصفوفة معاملات الارتباط ، والعامل الخطير المسمى Pernicious في ذلك الأمر قصور توافر Limit Availability الطريقة الإحصائية التي تتسم بالمنعة في البرمجيات الإحصائية المستخدمة على نطاق واسع مثل SPSS, SAS

ويوجد عدد محدود جداً من الدراسات التي نقشت تأثير الدرجات المتطرفة على أداء التحليل العاملى الاستكشافى وبخاصة في قضية تحديد عدد العوامل ، علاوة على تناقض نتائج هذه الدراسات مثل : دراسة (Bollen and Arminger 1991) التي بينت أن الدرجة المتطرفة

ستتيّم منّة الطرق الكلاسيكيّة وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل الكبيرة ربما تؤدي إلى ظهور عامل ، ودراسة (1981) Huber التي بينت أن مصفوفة معاملات الارتباط حساسة جدًا للدرجات المتطرفة وجود درجة أو اثنين متطرفين ربما تؤدي إلى توليد عامل إضافي ، وعلى النقيض بينت دراسة (2002) Yuan and Marshall أن عدد العوامل يقل في حالة وجود الدرجات المتطرفة باستخدام محك كايزر-جتمان .

وبهذا تظهر الحاجة إلى المزيد من البحث المنظم لتحرى كيف يؤثّر التلوّث المنظّم / غير المنظم بالدرجات المتطرفة في البنية الكامنة أو العوامل ، وأيضاً الحاجة إلى استخدام خليط من البيانات المولدة عشوائياً (بيانات المحاكاة) والبيانات الإمبريقية التي تعتمد على العينة والتي ربما يصعب في ضوئها تعميم النتائج إلى عينات أخرى وذلك في إطار التناقض الواضح في الاستنتاجات في الأبيات حول كيفية تأثير الدرجات المتطرفة في لداء طرق إتخاذ القرار بشأن تحديد عدد العوامل .

وتحاول الدراسة الحالية الإجابة عن السؤال الرئيس التالي :

ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكيّة (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازي ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئي الأصلي ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئي المعدل) باعتبار عدم معالجة / معالجة التلوّث المنظّم / غير المنظم بدرجات متطرفة؟

ويترعرع من السؤال الرئيس الأسئلة الفرعية التالية :-

١. ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكيّة وبعض طرق مونت كارلو باعتبار عدم معالجة التلوّث المنظّم / غير المنظم بدرجات متطرفة؟
٢. ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكيّة وبعض طرق مونت كارلو باعتبار معالجة التلوّث المنظّم بدرجات متطرفة بنسبة (٢٠ ، % ٤٠ ، % ٦٠ ، % ٨٠ ، % ١٠٠ ، %) على التوالي؟
٣. ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكيّة وبعض طرق مونت كارلو باعتبار معالجة التوزيع الملوث غير المنظّم بدرجات متطرفة بنسبة ٩%.

اهداف الدراسة

تهدف الدراسة الحالية إلى :

١. تحديد عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام اختبارات (أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان ، العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئي

الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى المعدل) تحت شرط عدم معالجة التلوث
المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

٢. تحديد عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام اختبارات (أقصى انحدار
لكائل، محك كايزر-جتمان ، العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى
الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى المعدل) تحت شرط معالجة التلوث
المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) على
التوالى ؟

٣. تحديد عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام اختبارات (أقصى انحدار
لكائل ، محك كايزر-جتمان ، العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى
الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى المعدل) تحت شرط معالجة التلوث غير
المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠% .

أهمية الدراسة

الأهمية النظرية

تظهر الأهمية النظرية للدراسة الحالية من خلال التالي :

١. أنها أحد الدراسات العربية - على حد معرفة الباحث - التي تقدم استبصاراً بقضية أو
قرار عدد العوامل .

٢. بعد تحري البنية العاملية في التحليل العاملى الاستكشافى أمراً حيوياً للباحثين فى المجال
النفسى ومؤشرًا مهمًا من المؤشرات الدالة على صلاحية أدوات القياس لاستخدامها فى
جمع بيانات عن المتغيرات المستهدفة بالقياس .

٣. تقدم هذه الدراسة تنظيرية نظرية للطرق الكلاسيكية وبعض الطرق المتقدمة المبنية على
فييات مونت كارلو لتحديد عدد العوامل المستبقاة أثناء استخلاص العوامل بطريقة تحليل
المكونات الأساسية في التحليل العاملى الاستكشافى ، نظراً للندرة الواضحة في البحوث
العربية المنشورة في موضوع التحليل العاملى بعامة وعدد العوامل المستبقاة بخاصة .

الأهمية التطبيقية

تظهر الأهمية التطبيقية للدراسة الحالية من خلال التالي :

١. تقييم الدراسة منعة الطرق الكلاسيكية وعدد من الطرق المتقدمة المبنية على فييات مونت
كارلو التي تستخدم في تحديد عدد العوامل المستبقاة تحت شروط مختلفة ، ربما تتيح
للباحثين اختيار الطريقة الأفضل عندما يقوده تصميمه البحثي إلى استخدام التحليل

تحقيق منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل العاملى الاستكشافى .

٢. توجه نتائج الدراسة الحالية قرارات الباحث السيكولوجي بشأن عدد العوامل المستبقاة لثناء استخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية .

٣. تقدم عدد من الحزم الإحصائية أو ملفات الأوامر Syntax Files غير المعروفة والتي يمكن أن تفيد الباحثين في تحديد عدد العوامل المستبقاة .

حدود الدراسة

تحدد نتائج الدراسة الحالية بالعينة المستخدمة والتي بلغ حجمها (٢٥٧١) من أجابوا على استبيان الفلق الإحصائي الذى يقيس ما يحس به الطلاب ويخبروه من فلق عند استخدام الحزمة الإحصائية SPSS من إعداد Field (2009).

تعريف مصطلحات الدراسة Definition of Terms

البنية Construct

مفهوم نمطي A Type of Concept يستخدم ليصف أحداثاً تشتراك في خصائص متشابهة . (Borg & Gall, 1989)

الجذر الكامن Latent Root

يطلق عليه Eigenvalue ويعبر عنه رياضياً بمجموع مربعات قيم تشبعت كل المتغيرات على العامل الواحد ، أو هو مقدار التباين في البيانات التي يصفها العامل ، أو العدد المكافئ أو الموازى من المتغيرات التي يمثلها العامل . والجذور الكامنة هي التباين المستخلص بالعوامل (Swaim, 2009) . أو مقدار التباين الكلى المعياري للمتغيرات الملاحظة المفسرة بواسطة كل عامل أو مكون (Liu, 2010) . أو مقدار التباين في مصفوفة الارتباط الذى يفسر بواسطة كل عامل أو مكون (Piccone, 2009) .

العوامل Factors

هي الأسس التي تقوم عليها التكوينات (البني) Structures التي تصنف مجموعة المتغيرات الدالة في التحليل (رجاء محمود أبو علام ، ٢٠٠٣ : ٣٦٢ - ٣٦٣) . أو هي متغيرات كامنة غير ملحوظة يمكن أن تستتبع من مجموعة من المتغيرات الملاحظة . أو تكوين فرضي كامن وراء فئة من أساليب الأداء أو فئة من الاختبارات أو القياسات من أي نوع كان . أو هي بني افتراضية يمكن فقط تقدير قيمها من بيانات مشاهدة (Johnson & Wichern, 1988) .

التحليل العامل Factor Analysis (FA)

طريقة إحصائية تصف علاقات التغير بين العديد من المتغيرات بواسطة بعض الكميات

العشوانية الكامنة وغير الملاحظة تسمى عوامل (Swaim, 2009) . أو هو طريقة إحصائية تستخدم لوصف الارتباطات بين المتغيرات الملاحظة with respect to واحد أو أكثر من المتغيرات غير الملاحظة (الكامنة) التي تسمى العوامل (Liu, 2011) .

تحليل المكونات الأساسية (PCA)

يهدف إلى خفض (اختزال) Reduction للبيانات والتفسير عن طريق تفسير بنية التباين- التغير Variance-Covariance Structure خلال عدد قليل من التجمعات (التلقيفات) الخطية Linear Combinations للمتغيرات الأصلية (Johnson & Wichern, 1988) . أو أحد أدوات المطبقة على نطاق واسع لتلخيص الأنماط المشتركة للتباين Common Patterns of Variation بين المتغيرات (Peres-Neto, Jakson & Somers, 2005) .

الاستخلاص Extraction

الطريقة التي تستخدم لتقدير تسببات العامل والاشتراكيات Communalities لمصفوفة الارتباط (Piccone, 2009) .

طريقة مونت كارلو Monte Carlo Study

تقوم على إجراء سلسلة من عمليات المضاهاة (المحاكاة) / Running Simulations لبيانات عشوائية التوليد Random Data حسبما تتطلب خطوات تنفيذ اختبار إحصائي معين (Franklin et al., 1995) . أو هي تقنية (فنية) كمبيوترية مرکزة-Computer-Repeated Sampling لتقدير أداء إحصائي معين تحت معينة مكررة Intensive Technique، وفي طرق مونت كارلو يستخدم الكمبيوتر محاكاة الأرقام العشوائية لتقليل مجتمع إحصائي .(StatSoft, 2008)

المبيان العشوائية Random Data

تولد من مصفوفة معاملات الارتباط (مصفوفة الوحدة) Identity Correlation Matrix التي تحتوى على الصفر ماعدا قطر المصفوفة نفسها حجم العينة وعدد المتغيرات كما في حالة البيانات الأصلية (Liu, 2011) .

الدرجات المتطرفة Outliers

مشاهدات نمطية غير متكررة ، أو نقاط البيانات التي لا تظهر بأنها تتبع خصائص التوزيع الباقي للبيانات (StatSoft, 2008) . أو هي درجات لا تعبّر عن التوزيع الفعلي للدرجات ويطلق عليها درجات زائفة أو كاذبة (رجاء محمود أبو علام ، ٢٠٠٧ : ٥٣٥) .

المنعة* Robustness

هي محافظة الاختبار على أدائه باختلاف الشروط أو المواقف الاختبارية (Bradley, 1978).

الاطار النظري للدراسة

طرق تحديد عدد العوامل

تترىخ الأدبيات بعدد من المحكات أو الطرق التي يمكن استخدامها لتقدير نقطة التوقف عن استخلاص عوامل جديدة منها : إجراء كايزر-ماير-أولكين Kaiser-Meyer-Olkin ، Criterion ، ومحك مقارنة البيانات ، ومحك المعلومات لـ Akaike ، ومحك المعلومات لـ Bayesian ، واختبار MAP الأصلي والمعدل ، واختبار التحليل المتوازي ، واختبار نسبة التباين المفسر %٩٥ ، ومحك كايزر-جتمان Kaiser-Guttman's Criteria ، وإجراء أفضل الإحداثيات ، وطريقة معامل التعجيل ، ومحك كائل Cattell's Criterion (Jackson, 1993; Cattell et al., 1995; Franklin et al., 1995; Costello & Osborne, 2005; Piccone, 2009; Hill, 2011; Ruscio & Roche, 2012) ، وفيما يلى يعرض الباحث الطرق المستخدمة في الدراسة الحالية :

اختبار أقصى انحدار لكائل Cattell's Scree Test

قدمه كائل (1966) Cattel وأشار إلى أن هناك حدًّا لذى من مقدار التباين الذى يجب أن يسفر قبل أن يتوقف الباحث عن استخلاص المزيد من العوامل ، ويسمى اختبار البقايا المبعثرة أو اختبار أقصى انحدار ، وتعتمد فكرة هذا الاختبار على الفحص البصري لمعنى بوضوح العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل (مرتبة تنازليًا) على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقى بهدف تحديد نقطة الانكسار Drop Point التي تتصل بين العوامل الهامة والعوامل الأقل أهمية (التافهة) Minor / Trivial (Ledesma & Valero-Mora, 2007) .

وقدم (1977) Cattell and Vogelmann الأدلة على كفاءة هذا الاختبار في تحديد الصحيح لعدد العوامل وتتميزه على محك كايزر-جتمان ، كما بينوا عدم وجود اختلاف في تحديد عدد العوامل باستخدام هذه الطريقة باختلاف درجة الخبرة والتدريب للأفراد الذين استخدموها هذا الاختبار . وناقش (1979) Horn and Engstorn منطق اختبار كائل وتوصلوا إلى إمكانية النظر إليه على أنه اختبار إحصائى وليس طريقة تقريبية لتحديد عدد العوامل .

ويأتي اختبار كائل في المرتبة الثانية من حيث تكرار الاستخدام في بحوث التحليل العاملى بعد محك كايزر-جتمان (Fabrigar et al., 1999) .. وقد تم انتقاد طريقة أقصى انحدار لكائل لذاته وغياب موضوعيتها حيث لا يوجد تعريف أو تحديد موضوعى لنقطة القطع Cutt-

* توجد عدة ترجمات لمصطلح Robustness منها الضلاعة أو الوقاية أو النجاعة أو المقاومة .

off Point بين العوامل الهامة والعوامل التلقائية ، كما أن بعض الحالات يظهر فيها عدد من الانحدارات أو الانكسارات Drops كنقط قطع ممكنة ، ومثل هذا الشكل البياني ربما يكون غامض ومن الصعب تفسيره . (Ledesma & Valero-Mora, 2007)

كما بين (1986) Zwick and Velicer أنه عند تحليل كيفية تفسير اختبار كائل ، وجد أن الباحثين يحصلون على نتائج متباينة اعتماداً على خبراتهم وطبيعة الحل ، وأن اختبار كائل أكثر دقة وأقل تغير من محاك كايزر-جتمان ، فالعامل الذي تؤثر على طريقة كايزر-جتمان مثل عدد المتغيرات لا تؤثر على اختبار كائل بشكل ملحوظ كما وجد أن اختبار كائل له ميل لتضخيم عدد العوامل لذلك أوصى بعدم استخدامه حال توافر بدائل أفضل . وتنشأ المشكلات في اختبار كائل في حالة عدم وضوح انكسار أو تعدد الانكسارات فكلها يؤدي إلى المزيد من الحكم الذاتي وانخفاض ثبات المقدرين Interrater Reliability (Gorsuch, 1983; Crawford & Koopman, 1979).

طريقة العصا المكسورة* (B-S)

اقترح (1976) Frontier طريقة العصا المكسورة Broken-Stick التي تعتمد على الجذور الكامنة للبيانات المولدة عشوائياً ، ومنطق هذا المحك يمكن شرحه عن طريق الاستعارة أو المجاز Metaphor التالي "إذا تم تكسير عصا عشوائياً إلى P من القطع (حيث P عدد المتغيرات في فئة البيانات) ، b_k يمثل متوسط أحجام أكبر قطعة في كل فئة من العصى المكسورة ، b_k يمثل متوسط أحجام ثانية أكبر قطعة في كل فئة من العصى المكسورة الخ" . ووفقاً لذلك يفترض نموذج (B-S) أنه إذا كان التباين الكلى (مجموع الجذور الكامنة) في البيانات مقسماً عشوائياً بين كل العوامل ، فالتوزيع المتوقع للجذور الكامنة سوف يتبع توزيع (B-S) ، ومن ثم يجب على الباحثين أن يستخلصوا تلك العوامل من فئة البيانات التي جذورها الكامنة تزيد عن تلك المولدة من نموذج (B-S) وتعتبر جذور كامنة قابلة للتفسير Interpretable . وقد قدم (1983) Legendre and Legendre جدولًا من الجذور الكامنة اعتماداً على توزيع (B-S) ، والحل يمكن حسابه كالتالى :

$$b_k = \sum_{i=k}^P \frac{1}{i}$$

* يتقدم الباحث بالشكر للسيد الدكتور / ممدوح أحمد محمد مدرس لغب اللغة الفرنسية بكلية الآداب بقنا لترجمته جزء من بحث (Frontier) (1976) .
المجلة المصرية للدراسات النفسية العدد ٨١-٢٠١٣ = ١٨٣ =

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل
 حيث p هو عدد المتغيرات ، b_k هو حجم الجذر الكامن للمكون k^{th} في ضوء توزيع نموذج (B-S) (In: Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005).

محك كايizer-جتمان (K-G) Kaiser-Guttman's Criteria (K-G)

ينتمي إلى فئة الطرق التي تختبر شكل (نمط) الجنور الكامنة Methods Testing the Pattern of Eigenvalues . وقد قدم (Guttman 1954) إجراء لتقيير الحد الأدنى من عدد العوامل وهي قاعدة الجذر الكامن أكبر من الواحد (In: Gorsuch, 1983: 161) . كما درس (Kaiser 1960) تطبيقات قاعدة Guttman وطور المنطق لاستخدام القاعدة ، وتقديراً لمساهمة الميكومتررين سميت القاعدة K-G نسبة لكليهما كأشهر طريقة والأكثر استخداماً بين الباحثين ، وترجع شهرة القاعدة ربما لكونها الخيار المفترض Default Option والأكثر استخداماً - ومازالت - في الحزم الإحصائية الشهيرة مثل SPSS, SAS (Conway & Huffcutt, 2003).

وقد أكد (Kaiser 1960) أنه عند تطبيق تحليل المكونات الأساسية فإن الباحث يستبعى تلك المكونات التي لها جذوراً كامنة أكبر من الواحد لتفسيرها تبعاً للمعايير التالية :

$$\lambda_q = \begin{cases} \geq 1 & \dots \text{retain} \\ < 1 & \dots \text{do..not..retain} \end{cases}$$

حيث λ_q تشير إلى قيمة الجذر الكامن q .

وربما يكون مركب كايizer-جتمان الأكثر شهرة والأكثر استخداماً من الناحية العملية ، وعلى الرغم من بساطة هذه الطريقة ، يتفق الكثير من الباحثين على أنها مشكل Problematic ولا تتمتع بالكفاءة Inefficient في تحديد عدد العوامل (Ledesma & Valero-Mora, 2007).

ومركب كايizer-جتمان هو مركب رياضي في طبيعته ، ومنطق هذا المركب يعتمد على حجم التباين الذي يعبر عنه العامل ، فلذلك يكون العامل بمثابة فئة تصنيفية فلا بد أن يكون تباينه أو جذره الكامن أكبر من أو مساو على الأقل لحجم التباين الأصلي للمتغير ، ونظراً لصعوبة استخلاص كل تباين المتغير في عامل واحد من الوجهة النظرية ، فإن الحصول على عامل جذره الكامن لا يقل عن واحد صحيح لابد أن يكون مصدر تباينه أكثر من متغير وبالتالي يكون عاملاً معتبراً عن تباين مشترك بين متغيرات متعددة (صفوت فرج ، ١٩٨٠ : ٢٤٤).

وعلى ذلك فإن هذا المركب يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة ، وعلى أن تقبل العوامل التي يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح وتعد عوامل عامة ، ويبدو هذا الأسلوب صالحًا و المناسبًا على وجه الخصوص لطريقة المكونات الأساسية لهوثلينج ، حيث تستخدم مصفوفة

معاملات ارتباط العزوم لبيرسون لاستخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية بوضع قطر المصفوفة متساوية الوحدة ، وبالتالي يكون التباين الذي يسهم به كل متغير ملاحظ هو الوحدة . ومن ثم يكون مقدار التباين الكلى المفسر هو العدد الكلى للمتغيرات الملاحظة (Hill, 2011) . ومع ذلك بينت الدراسات السيمومترية المتعلقة بمناهج البحث أن القاعدة تؤدى إلى الاحتفاظ بعدد كبير من العوامل . وهذا يتعارض مع الاستنتاج الذى قدمه جتمان بأن القاعدة تمثل الحد الأدنى لعدد العوامل (Velicer & Jackson, 1990) .

وقد بين (1988) Cliff أن القاعدة تم تطويرها على أساس مصفوفة ارتباط خاصة بمجمعم Population Correlation Matrix لكن معظم القرارات تعتمد على بيانات عينة ، وهذا يؤدي إلى تضخم تقدير عدد العوامل . وعلى أية حال ربما يحدث الاستخلاص المرتفع في بيانات لها اشتراكيات مخفضة وعدد كبير من المتغيرات ولحجم عينات صغيرة (Liu, 2011) . وينظر Gorsuch (1983) أن محك كايزر-جتمان ربما يكون أكثر فعالية عندما يكون حجم العينة كبيراً وعدد المتغيرات أقل من ٤٠ ونسبة عدد العوامل إلى عدد المتغيرات بين ١ : ٣ أو ١ : ٥ .

وفي ضوء القاعدة العامة وهي أن الخبرة هنا أفضل وسيلة لاختيار هذه المحركات ، فإن كائليرى في ضوء الخبرة العملية أن محك كايزر-جتمان يتسم بالثبات والاستقرار في حالة ما إذا كان عدد متغيرات المصفوفة يتراوح بين ٢٠ إلى ٣٠ متغير ، أما إذا انخفض عدد المتغيرات عن العشرين فإن هناك ميل – وهو ليس شديد الخطورة – لاستخلاص عدد أقل من العوامل ، أما إذا كان عدد المتغيرات يزيد عن الخمسين فالمتوقع في هذه الحالة استخلاص عوامل أكثر مما يجب من خلال قول هذا المحك ؛ ذلك أن الجذر الكامن لعامل مكون من بوقي تأثيره القيمة ولكن كبيرة العدد يمكن أن يصل إلى الواحد الصحيح في حالة المصفوفات الكبيرة (صفوت فرج ، ١٩٨٠ : ٢٤٤) .

وقد حد (1999) Fabrigar et al. في دراسته التقويمية الشهيرة في التراث السيميكولوجي ثلاثة مشكلات متعلقة بهذه الطريقة : أولها أن هذه الطريقة مقترنة لتناسب حالة تحليل المكونات الأساسية – يعبر عن الجذور الكامنة لمصفوفة الارتباط بوحدات في قطر المصفوفة وهي ليست قائدة صادقة في حالة التحليل العاملی الاستكشافي حيث يعبر عن الجذور الكامنة لمصفوفة الارتباط بمتغيرات الاشتراكيات (الشيوخ) Communalities في قطر المصفوفة ، وثانيها أن هذه القاعدة يمكن أن تؤدي إلى قرارات تحكمية (نفسية) حيث لا تلقى الكثير من الاهتمام بشأن العامل الذي جذره الكامن (١٠١) كعامل أساسى وأخر جذره الكامن (٩٩) كعامل تافه أو واه ، وثالثها أن الطريقة أظهرت في العديد من دراسات المحاكاة ميلاً إلى تضخم جوهري في عدد

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

العوامل ووجد تخفيض في بعض الحالات في عدد العوامل .

Horn's Parallel Analysis Test

ينتمي إلى فئة الطرق التي تختبر شكل (نمط) الجذور الكامنة ، وبعد التحليل المترافق طريقة إمبريقية لتقرير عدد العوامل في تحليل المكونات الأساسية يشق التباين الملاحظ في فئة بيانات لها n من المشاهدات على p من المتغيرات (Dinno, 2009).

واقتصره هورن (1965) كتعديل لمحك كايزر-جتمان الذي يستخدم معلومات من بيانات عشوائية . ومنطق التحليل المترافق أن عوامل البيانات الحقيقية التي لها بنية عاملية صادقة يجب أن يكون لها جذور كامنة كبيرة عن تلك المشتبأة من: بيانات عشوائية لها نفس حجم العينة وعدد المتغيرات .

والخطوة الأولى في التحليل المترافق هي توليد 1000 من فئات البيانات Datasets عشوائية لها نفس العدد من المشاهدات وعدد المتغيرات مثلها مثل فئة البيانات الأصلية Original Data ، ويجرى التحليل العاملى لكل فئة من فئات البيانات وينتج عن ذلك (1000) من الجذور الكامنة التي تزداد بزيادة المتغيرات في فئة البيانات الأصلية ، ثم يحسب المئيني رقم (٩٥) Percentile ٩٥ لثاني وثالث جذر كامن ... إلخ في الفئة الواحدة من البيانات ، عندئذ يمكن للباحثين أن يمثوا بيانياً الجذور الكامنة لفئة البيانات الأصلية والمئيني رقم (٩٥) للجذور الكامنة للبيانات العشوائية ، وكتنوجة لذلك يجب على الباحثين أن يستبقوا فقط العوامل ذات الجذور الكامنة التي تزيد عن الجذور الكامنة للبيانات العشوائية 2011 (Piccone, 2009; Hill, 2009).

وقد حظى اختبار التحليل المترافق باهتمام حقيقى مؤخرًا من قبل الباحثين وتمت التوصية به كطريقة إحصائية لتحديد عدد العوامل وخاصة عندما قدم O'Connor (2000) ملفات أوامر يمكن استخدامها مع برنامج SPSS، SAS لتطبيق الاختبار (Liu, 2011) ، ويؤدى استخدام الاختبار إلى اتخاذ قرار أكثر دقة مقارنة بالطرق التي تعتمد على الجذر الكامن (Humphreys & Montanelli, 1975; Zwick & Velicer, 1986).

اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية لفيسلر

Velicer's MAP Test- Minimum Avarage Partial

ينتمي إلى فئة الطرق التي تختبر مطابقة النماذج البنائية Methods Testing the Fit of Competing Structural Models ، واقتصره Velicer (1976) كطريقة تعتمد على متوسط الارتباطات الجزئية بين المتغيرات بعد الحذف المتعاقب أو المترافق Successively لاثر

العوامل، حيث يحذف أول العامل الذي له أعلى جذر كامن ويستبعد أثره على الارتباطات بين البنود ثم يحذف العامل الذي له أكبر ثان جذر كامن إلخ . وفي كل خطوة يحسب متوسط مربعات الارتباطات الجزئية للبنود والذي سوف يتراقص في البداية ولكن يزداد مرة أخرى بعد عدد من الخطوات ، ومن ثم يجب على الباحثين أن يستبعوا العوامل التي تخضع متوسط الارتباطات الجزئية للبيانات .

وينظر (Garrido, Abad, and Ponsoda (2011) أن اختبار MAP يوفر نقطة توقف متفردة ومركزة Unequivocal Stopping Point لعدد العوامل بنوع التباين الفريد والمشترك والإبقاء فقط على تلك العوامل التي تتكون من التباين المشترك . ويبدأ اختبار MAP بحساب مصفوفة التغيرات الجزئي من المعادلة التالية :

$$C_m = R - A_m A_m^T \quad (1)$$

حيث C_m هي مصفوفة التغيرات الجزئي التي تنتج من تجزئة المكونات m الأولى من R ، حيث R هي مصفوفة الارتباط ، A_m هي مصفوفة تسبّب العامل للمكونات من 1 إلى m . وبعد ذلك نحصل على مصفوفة الارتباط الجزئي كما بالمعادلة التالية :

$$R_m^* = D^{-\frac{1}{2}} C_m D^{-\frac{1}{2}} \quad (2)$$

حيث R_m^* هي مصفوفة الارتباط الجزئي

$$D = diag(C_m) \quad (3)$$

عندئذ يمكن الحصول على قيمة المحك MAP بحساب متوسط مربعات الارتباطات الجزئية المحتواة أو الموجودة في R_m^* .

$$MAP_m = \sum_{i=1}^p \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^p \frac{r_{ijm}^{*2}}{p(p-1)} \quad (4)$$

حيث p هو عدد المتغيرات .

ويكرر هذا الإجراء حتى عدد $(p-1)$ من المكونات التي تم تجزئتها Partialled out من R of R أي تجزئ المكونات p سوف ينتج في مصفوفة تغيرات جزئية صفرية . وافتراض Velicer اختبار للعامل الأول بحساب متوسط مربعات الارتباطات الجزئية الموجودة في R :

$$MAP_0 = \sum_{i=1}^p \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^p \frac{r_{ij}^{*2}}{p(p-1)} \quad (5)$$

وبذا كان $MAP_1 < MAP_0$ عندئذ لا يجب استخلاص أية عوامل .

وقد أجريت عدة تعديلات على الاختبار منها التعديل المستخدم في الدراسة الحالية الذي يعتمد على استخدام الارتباطات الجزئية المعرفة إلى القوة الرابعة وليس الارتباطات الجزئية المربعة كما في حالة اختبار MAP الأصلي كما ورد في (Velicer, Eaton & Fava, 2000) .

الحزم الإحصائية لتحديد عدد العوامل بطرق مونت كارلو

بالنسبة لتطبيق اختبار العصا المكسورة Broken Stick قدم الموقع <http://www.guide-SPSS.com> ملفات الأوامر Syntax Files تعمل مع الحزمة الإحصائية market-research.com/O'Connor تحت نظام التشغيل Windows . وبالنسبة لتطبيق اختبار التحليل المتوازي قدم (2000) ملفات أوامر إضافية تعمل مع الحزم الإحصائية SAS, SPSS, MATLAB تحت نظام التشغيل Macinntoch على Windows, وقدم Young (2003) ، وقام <https://people.ok.ubc.ca/brioconn/nfactors/nfactors.html> الحزمة الإحصائية ViSta التي تعمل مع نظام التشغيل Windows وهي ممتاحة على الموقع Ledesma and Valero-Solanas, Leiva, and Mora (2007) ، وقام <http://forrest.psych.unc.edu/research/index.html> Richards (2011) الحزمة الإحصائية (discrete_pca) R Package وهي ممتاحة من خلال Patil, Singh, Mishra, and Donavan (2007, 2008) . حزمة أخرى من المؤلف ، وقام (1997) Enzmann ببرنامج RanEigen يستخدم مع نظام التشغيل Windows ، كما قدم DOS متاح من المؤلف عبر البريد الإلكتروني وعلى الموقع <http://www.guide-SPSS.com/> ، وقام المواقع <http://ires.ku.edu/~smishra/parallelengine.htm> أو على الموقع http://www2.jura.uni-hamburg.de/institut/kriminologie/Mitarbeiter/Enzmann/Software/Enzmann_Software.html ، وقام Kaufman and Dunlap (2000) برفع خرمنة إحصائية بلغة الفورتران FORTRAN-IMSL أو بطلب للمؤلف باستخدام البريد الإلكتروني ، <http://studentweb.tulane.edu/~jkaufman> .

وقدم Watkins (2006) الحزمة الإحصائية MacParallel تعمل تحت نظام التشغيل Windows, Macintosh ومتاحة على الموقع <http://www.personal.psu.edu/mww10> ، وقدم Raiche, Riopel, and Blais (2006) حزمة إحصائية متاحة على الموقع <http://www.er.uqam.ca/nobel/r17165/RECHERCHE/COMMUNICATIONS/> ، وقدم Franklin et al. (1995) أوامر إضافية تعمل مع الحزمة الإحصائية SAS وستستخدم Thompson and Daniel (1996) كنقطة قطع لتحديد عدد العوامل ، وقدم (1996) المئيني رقم (٩٥) مجموعة أوامر إضافية تعمل مع الحزمة الإحصائية SPSS .

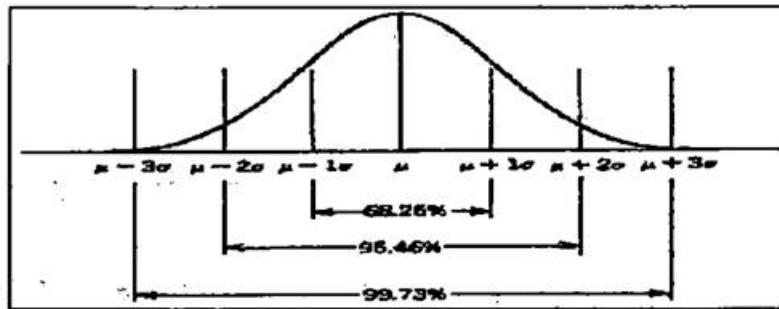
وبالنسبة لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أو المعدل قد O'Connor (2000) ملفات أوامر إضافية Syntax Files تعمل مع الحزم الإحصائية SAS, SPSS تحت نظام التشغيل Windows, Macinntoch MATLAB ، وقدم الموقع <https://people.ok.ubc.ca/briocconn/nfactors/nfactors.html> ملفات أوامر Syntax Files تعمل مع الحزمة الإحصائية SPSS تحت نظام التشغيل Windows .

الدرجات المتطرفة Outliers

يطلق مسمى الدرجات المتطرفة أو الشاذة على الانحراف العددي عن بقية المشاهدات أو البيانات التي يتم جمعها (Grubbs, 1969: 1). ويعتبر آخر تعرف الدرجة المتطرفة بأنها مشاهدة تحرف كثيراً عن المشاهدات الأخرى بدرجة ترجح أنه تم توليدها عن طريق آلية مختلفة (Hawkins, 1980: 13) .

والدرجات المتطرفة غالباً يتم تحديدها على أنها مشاهدات أو فئات فرعية منها تبدو غير متسقة مع بقية البيانات ، وتلك المشاهدات تستدعي التعامل معها بخاصة عندما تتسبب في تأثير غير مناسب على مخرجات التحليل الإحصائي للبيانات (Barnett & Lewis, 1994: 7) .

وينكر Hekimoglu (2005) أن الدرجات المتطرفة تعرف إحصائياً بأنها الدرجات غير المرغوب فيها ، وتقع بين $(-\infty, \mu - 3\sigma)$ ، وبين $(\mu + 3\sigma, -\infty)$ على طرف توزيع الدرجات الكلية المشاهدة كما بالشكل التالي :



شكل (١)

موقع الدرجات المتطرفة على طرفي توزيع الدرجة الكلية المشاهدة

والقرار الذى يجب أن يتبعه الباحث بشأن الدرجات المتطرفة هو أحد ثلاثة احتمالات ، ويتلخص الاحتمال الأول في تحرى تأثير الدرجات المتطرفة وذلك بتحليل البيانات مع الاحتفاظ بكل الدرجات وتحليلها بدون الاحتفاظ بها ، ويشار إلى التأثير غير المناسب للدرجات المتطرفة على نتائج الاختبارات الإحصائية بالمشاهدات المؤثرة Influential Observations ، وعلى سبيل المثال ربما يقرر الباحث حذف تلك المشاهدات المؤثرة من البيانات . والاحتمال الثاني هو المواجهة مع الدرجات المتطرفة ، وهذا يستتبع اختيار اختبارات إحصائية تتميز بالمنعة فيما يتعلق بالدرجات المتطرفة ، أو إجراء تحويل على البيانات . والاحتمال الثالث هو اعتبار الحالات المتطرفة هي ممثل لمجموعة لم تمثل في العينة ، وربما يقرر الباحث عندئذ أن عينة جديدة يجب جمع بيانات بواسطتها اعتماداً على التكوين الطيفي الملائم أو المناسب Appropriate ، وبدلاً من ذلك ربما يتم دراسة الدرجات المتطرفة كحالات فردية مثيرة لاهتمام Stratification ، (Zijlstra, van der Ark & Sijtsma, 2007) . ويمكن تمييز ثلاثة مصادر تنشأ عنها الدرجات المتطرفة في العينة Barnett and Lewis (1994: 33-34); Liu and Zumbo (2007, 2010) ، هي :

١. خطأ القياس Measurement Error : تنشأ الدرجات المتطرفة لأسباب محددة ، وتعزى إلى خطأ القراءة ، وخطأ التسجيل ، وخطأ الحساب في البيانات ، وخطأ إدخال البيانات أو أخطاء إعداد وتجهيز البيانات للتحليل مثل الأخطاء المطبعية .

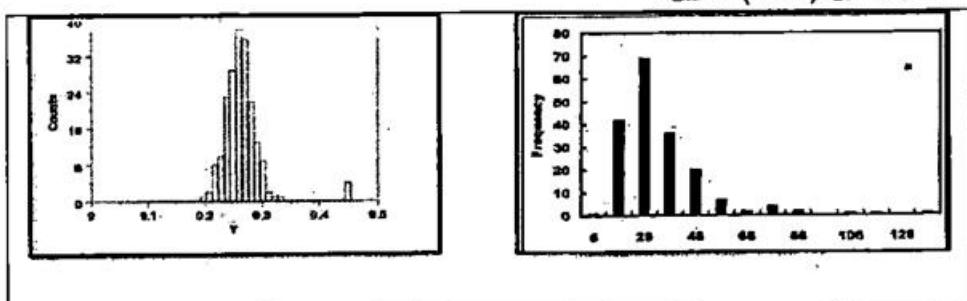
٢. خطأ التنفيذ في جمع البيانات Execution Error عند تعين فئات غير مناسبة من الأفراد في العينة ليسوا أصلًا ضمن المجتمع المستهدف بالدراسة الذي سحب منه العينة تحت مسمى مجتمع جزئي Subpopulation حيث تكون الدرجات المتطرفة خاصية لعينة

المستجيبين .

٣.٢ الأخطاء غير المتوقعة المتعلقة بالقياس Unpredictable Measurement-related Errors

من قبل المستجيبين مثل التخمين وعدم اليقظة بسبب التعب وسوء الاستجابة بسبب عدم فهم تعليمات الاستجابة على أداة القياس ، وهذه الدرجات المتطرفة ربما تكون خاصية للمجتمع أو العينة.

وهناك نوعين من التوزيع يتعلقان بالدرجات المتطرفة ، الأول يمثل توزيع متمايل للدرجات الكلية مع وجود درجات متطرفة على جانبي التوزيع ويسمى التوزيع المتمايل الملوث بالدرجات المتطرفة Symmetric Outlier Contamination Distribution ، أما الثاني فهو توزيع غير متمايل مع وجود درجات متطرفة على أحد جانبي التوزيع ويسمى التوزيع غير المتمايل الملوث بالدرجات المتطرفة Asymmetric Outlier Contamination Distribution كما بالشكلين (٢ ، ٣) التاليين :



شكل (٣)

توزيع متمايل ملوث بالدرجات.

شكل (٢)

توزيع غير متمايل ملوث بالدرجات. المتطرفة
المتطرفة

نقلأً عن Liu (2005)

نقلأً عن Liu (2005)

و يكون التلوث منظم إذا كان المجتمع خليطاً من $N(\mu, b\sigma)$ ، $N(\mu, \sigma)$ حيث b مدار ثابت موجب أكبر من الواحد الصحيح عند ذلك يمكن توليد توزيع ملوث بانحراف معياري كبير عن المجتمع الأصل . وجدير بالذكر أنه إذا كان b أقل من الواحد فإنه تظهر حالة عدم وجود درجات متطرفة Inliers . ويكون التلوث غير منظم إذا كان المجتمع خليطاً من $N(\mu + a\sigma)$ ، $N(\mu, \sigma)$ أو $N(\mu, b\sigma)$ ، $N(\mu + a\sigma)$ حيث a مدار ثابت ($a \neq 0$) ويكون المتوسط والانحراف المعياري للنسبة الفائية هو $(\bar{x} + a\sigma)$ على الترتيب ، وإضافة أو طرح أي قيمة

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل من الصفر سوف يظهر في ابتعاد متوسط Mean Shift التوزيع الملوث عن مركز توزيع المجتمع وعندئذ يؤدى إلى التلوث غير المنظم (Liu & Zumbo, 2012).

وعلى الرغم من التصدى لبحث الدرجات المتطرفة منذ ما يزيد عن (٢٠٠) عام إلا أن توثيق تأثيرها على تحديد عدد العوامل في التحليل العاملى الاستكشافى مازال ميدانًا خصبةً للبحث كما يظهر من خلال البحوث الحديثة في مجال علم النفس (Liu, 2011; Liu & Zumbo, 2012; Liu, Zumbo & Wu, 2012).

بحوث ودراسات سابقة

هدفت دراسة Zwick and Velicer (1986) إلى مقارنة خمس طرق هي : اختبار التحليل المتوازى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، اختبار أقصى انحدار لكائل ، اختبار مربع كاي لبارتليت ، محك كايلر-جتمان لتحديد عدد العوامل في ضوء (حجم العينة ، عدد المتغيرات ، عدد المكونات ، شبع المكون ، تساوى / عدم تساوى المتغيرات لكل مكون ، وجود / غياب متغيرات متعددة فريدة) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن أداء اختبار التحليل المتوازى والحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى بعامة أفضل من باقى الاختبارات في جميع المواقف ، واختبار أقصى انحدار لكائل عامة دقيقاً ولكنه متغير ، واختبار مربع كاي لبارتليت أقل دقة ومتغير كثيراً ، ويميل محك كايلر-جتمان إلى التضخيم الشديد في عدد المكونات .

وهدت دراسة Jackson (1993) إلى مقارنة تسعه من الطرق Heuristical والطرق الإحصائية المستخدمة لبيانات التوقف في تحليل المكونات الأساسية (محك كايلر-جتمان ، اختبار أقصى انحدار لكائل ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار نسبة التباين %٩٥ ، اختبار أول جذر كامن لبارتليت ، Lawley's Bootstrap Eignvalue، Sphericity test ، Bootstrap Kaiser-Guttman ، Eignvector ، Bootstraps Kaiser-Guttman) في حالات مختلفة ، ومن بين ما توصلت إليه الدراسة أن محك كايلر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل يضممان عدد المكونات ماعدا في حالة المصفوفات التي لها بنية ارتباطية قوية ، وأوصت الدراسة باستخدام بدائل أخرى لمحك كايلر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل وأن الاختبارات العدالة اعتماداً عليهما لا تقدم أداء أفضل بل تزيد التضخيم في عدد العوامل ، كما توصلت الدراسة إلى أن اختبار العصا المكسورة فعال في تحديد البنية العاملية لكنه يخفض عدد العوامل .

أما دراسة Franklin et al. (1995) فقد هدفت إلى استخدام اختبار التحليل المتوازى لتحديد عدد المكونات باستخدام بيانات تم جمعها بقياس خمسة عشر متغيراً بيئياً في (١٣٣) موقعًا

مائياً ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة تحديد خمسة عوامل باستخدام اختبار كائل ومحك كايizer-جتمان ، واستخلاص ثلاثة عوامل باستخدام اختبار التحليل المتوازي ، وأن اختبار التحليل المتوازي أكثر دقة من اختبار كائل ومحك كايizer-جتمان اللذين يضممان عدد العوامل المستخلصة

وأجرى (2000) دراسة هدفت إلى مقارنة أداء أربعة اختبارات هي : التحليل المتوازي ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي ، محك كايizer-جتمان ، أقصى انحدار لكائل في تحديد عدد العوامل خلال استخدام طريقة المكونات الأساسية لاستخلاص العوامل ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار التحليل المتوازي يعد الأدق مقارنة بالطرق الأخرى .

كما أجرى (2000) دراسة هدفت إلى مقارنة أداء ثلاثة اختبارات هي : التحليل المتوازي ، محك كايizer-جتمان ، أقصى انحدار لكائل في تحديد عدد العوامل خلال استخدام طريقة المكونات الأساسية والعوامل الأساسية لاستخلاص العوامل ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار التحليل المتوازي يعد الأدق مقارنة بالطرق الأخرى .

وهدفت دراسة (2004) Hayton, Allen, and Scarpello إلى استخدام محك كايizer-جتمان واختبار التحليل المتوازي لتحديد عدد العوامل المكونة للصورة القصيرة لاستبيان مينسوتا للرضا خماسي التدرج ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن استخدام محك كايizer-جتمان أفرز أربعة عوامل أما اختبار التحليل المتوازي فقد أفرز حلاً ثالثاً العامل Two-Factor Solution .

أما دراسة (2005) Peres-Neto, Jackson, and Somers فقد هدفت إلى مقارنة عشرون طريقة من الطرق المستخدمة كنقطة التوقف لتحديد عدد العوامل غير الرايفة في حالات مختلفة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل واختبار التحليل المتوازي هي أفضل قواعد التوقف مقارنة بالطرق الأخرى ، حيث أظهرت هذه الطرق الثلاث دقة ملحوظة حتى في حالة المصروفات ذات الارتباطات الضئيفة .

وهدفت دراسة (2005) Weng and Cheng إلى تحري أداء اختبار التحليل المتوازي مع بيانات ثنائية أحادية البعد وذلك بفحص نماذج أحادية لها (٨ ، ٢٠) مؤشرًا وأحجام عينات (٥٠ ، ١٠٠ ، ٢٠٠ ، ٥٠٠ ، ١٠٠٠) ونسبة الاستجابة في فنتين (٤٠/٦٠ ، ٥٠/٥٠ ، ٣٠/٧٠) .

ستقييم منعه الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل
٢٠/٨٠ ، ٤٥) وتشبعات (٩٠، ٧٠، ٩٠، ٠٠) ومعاملات ارتباط متوعة النمط (معامل فاى ، معامل الارتباط Tetrachoric) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة دقة اختبار التحليل المتوازى في تحديد العوامل ، وأن أداء الاختبار يتحسن بزيادة التشبعات وحجم العينة وتقارب نسبة الاستجابة ، وأن استخدام المئيني رقم (٩٩ أو ٩٥) كنقطة قطع أفضل من استخدام متوسط الجنور الكامنة .

وأجرى (Swaim 2009) دراسة هدفت إلى تحديد عدد العوامل في بيانات محاكاة تحتوى على درجة متطرفة واحدة ، وانقسمت الدراسة إلى جزأين ، تضمن الأول استكشاف (محك كايزر-جتمان ، اختبار أقصى انحدار كايل ، اختبار مربع كاي لبارثليت ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية ، اختبار التحليل المتوازى) في حالة عدم وجود درجات متطرفة خلال إجراء التحليل العاملى الاستكشافي بطرق (الترجيح الأقصى ، تحليل المكونات الأساسية ، تحليل العوامل الأساسية) ، وتضمن الجزء الثانى تكرار للجزء الأول في حالة وجود درجة متطرفة واحدة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار التحليل المتوازى ومحك كايزر-جتمان هما الأفضل تحت الشروط المختلفة .

كما أجرى (Piccone 2009) دراسة هدفت إلى مقارنة الدقة والاتساق واتجاه الخطأ لثلاثة طرق لتغير العوامل في التحليل العاملى الاستكشافي (التحليل المتوازى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل ، اختبار الخطأ المعياري لأقصى انحدار SEscree test) باستخدام بيانات محاكاة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل يؤدى أداءً جيداً يقدر معقول ويخفض عدد العوامل في بيانات العينة ، وأن اختبار التحليل المتوازى هو أدق الطرق المستخدمة على وجه الإطلاق .

بينما هدفت دراسة (Crawford et al. 2010) إلى مقارنة أداء اختبار التحليل المتوازى لتحديد عدد العوامل في حالة استخدام طريقة تحليل المكونات الأساسية وتحليل المحاور الرئيسية لاستخلاص العوامل ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن أداء اختبار التحليل المتوازى يعد أفضل عند استخدامه مع طريقة تحليل المكونات الأساسية مقارنة باستخدامه مع طريقة تحليل المحاور الأساسية .

وأجرى (Garrido, Abad, and Ponsoda 2011) دراسة هدفت إلى تعرى أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP في حالة البيانات التصنيفية ذات مستوى القياس الرتبى باستخدام طرق مونت كارلو تحت سبعة شروط للبيانات (حجم العينة ، تشبع العامل ، عدد المتغيرات لكل عامل ، عدد العوامل ، ارتباط العامل ، عدد فئات الاستجابة ، الالتواء)

وشرطين لاختبار MAP (نوع مصفوفة الارتباط ، القوة) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن استخدام مربعات الارتباطات الجزئية أدى إلى تقديرات أكثر دقة بشكل لافت عن استخدام معاملات ارتباط بيرسون أو رفع الارتباطات الجزئية إلى القوة الرابعة ، كما توصلت الدراسة إلى أن اختبار MAP ظهر كمقدار متغير تحت شرطين (تشبعات العامل المنخفضة ٤٠،٥٥، تشبعات العامل المتوسطة ٥٥،٦٠) وأيضاً في حالة تشبع عدد صغير من المتغيرات بالعامل أقل من (٦) .

أما دراسة (2011) Hill فقد هدفت إلى فحص إجراء Kaiser-Meyer-Olkin المتسلسل كديل لتحديد عدد العوامل في التحليل العاملى مقابل (اختبار نسبة التباين المستخلص ، اختبار مربع كاي لبارتليت ، اختبار أقصى انحدار المعدل ، محك كايزر-جتمان ، اختبار التحليل المتوازى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية) باستخدام بيانات مولدة عشوائياً ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن إجراء كايزر-ماير-أولكن يعد الأفضل مع اختبار التحليل المتوازى مقارنة مع الطرق الأخرى من حيث الدقة والتحيز .

كما أجرى (2011) Solanas, Leiva, and Richards دراسة هدفت إلى مقارنة أداء محك كايزر-جتمان واختبار التحليل المتوازى باستخدام بيانات إمبريقية وبيانات موازية مولدة بالمحاكاة لتحديد عدد العوامل المنتجة بطريقة تحليل المكونات الأساسية لمتغيرات متقطعة Discrete Variables تحت شروط مختلفة حيث استخدمت عينات أحجامها (١٠٠، ٣٠٠، ٥٠٠، ٧٠٠، ١٠٠٠) وعدد فئات الامتحاجة (٢، ٤، ٥، ٦، ٧) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن استخدام محك كايزر-جتمان يضم خ عدد العوامل ويؤدي إلى عوامل زائفة ، وأن أداء اختبار التحليل المتوازى أفضل مقارنة بمحك كايزر-جتمان ، وأوصت الدراسة باستخدام المئيني رقم (٩٥) أو المئيني رقم (٩٩) كنقطة قطع لتحديد عدد العوامل بدلاً من استخدام متوسط الجذور الكامنة كنقطة قطع .

بينما هدفت دراسة (2012) Ruscio and Roche إلى فحص أداء تسع طرق لتحديد عدد العوامل المستبقاء في التحليل العاملى الاستكشافى باستخدام بيانات محاكاة منها أربع طرق تختبر شكل الجذور الكامنة وخمس طرق تختبر مطابقة النماذج البنائية ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن طريقة مقارنة البيانات Comparison Data (CD) حققت أعلى مستوى من الدقة بلغ (٨٧,١٪) ، وحققت طريقة (MAP) مستوى دقة بلغ (٥٩,٦٪) ، وحققت طريقة (PA) مستوى دقة (٤٪) ، وحقق محك كايزر-جتمان أقل مستوى دقة وبلغ (٨,٨٪) ، وحققت طريقة Akaiko Information Critteria (AIC) مستوى دقة بلغ (١١,٧٪) ، وحققت طريقة

ستقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل Bayesian Information Criteria (BIC) مستوى دقة بلغ (٥٩,٦ %)، وحققت طريقة مربع كاي مستوى دقة بلغ (٥٨,٩ %)، وحققت طريقة (OC) Optimal Coordinates مستوى دقة بلغ (٧٣,٨ %)، وحققت طريقة (AF) Acceleration Factor مستوى دقة بلغ (٤٣,٨ %).

وهدفت دراسة Liu, Zumbo, and Wu (2012) إلى توثيق تأثير وجود درجات متطرفة ناجحة عن أخطاء القياس Measurement-related Errors على قرار تحديد العوامل في التحليل العاملی الاستكشافي باستخدام أربع طرق (قاعدة کایزر-جتمان ، التحليل المتوازى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية ، اختبار مربع کاي) من خلال التطبيق على بيانات دراسة (Holzinger and Swineford 1939) التي تمثل بيانات بطارية اختبارات تحتوى أربعة وعشرين اختباراً فرعياً تقيس قدرات طلاب المرحلة الثانوية ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن استخدام محك کایزر-جتمان واختبار التحليل المتوازى واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية أفرز أربعة عوامل أما استخدام اختبارات مربع کاي المتباعدة فقد أفرز ستة عوامل وذلك فى حالة عدم حذف درجات متطرفة ، وتأثير درجة ثلث البيانات بالدرجات المتطرفة فى عدد العوامل المستخلصة بالزيادة عندما يكون عددها قليل وبالنقصان فى بعض الأحيان عندما تحذف وذلك فى حالة استخدام محك کایزر-جتمان ، وأن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية لا يتأثر بعدد الدرجات المتطرفة القليلة لكنه يظهر نتائج دراماتيكية بزيادة الثلث بالدرجات المتطرفة ، وأن اختبار التحليل المتوازى هو الاختبار الأكثر منعة مقارنة بالطرق الأخرى .

أما دراسة Liu and Zumbo (2012) فقد هدفت إلى فحص الكيفية التي تؤثر بها درجات متطرفة ناجحة من مجتمعات جزئية غير معروفة أو مقصودة Unintended or Unknown Subpopulations على قرار تحديد العوامل في التحليل العاملی الاستكشافي باستخدام أربع طرق (قاعدة کایزر-جتمان ، التحليل المتوازى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية ، اختبارات مربع کاي المتباعدة) من خلال التطبيق على بيانات دراسة Holzinger and Swineford (1939) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن طرق اتخاذ القرار الأربع توفر نتائج متحيزه ، وأنه يوجد تضخم أو عدم تضخم في عدد العوامل أو يظل عدد العوامل كما هو اعتماداً على طريقة اتخاذ القرار المستخدمة وشرط الدرجات المتطرفة ، وأن الدرجات المتطرفة المنتظمة تؤثر في اختبارات مربع کاي المتباعدة ولا تؤثر في أداء بقية الطرق ، وأن حجم العينة لا يلعب دوراً في تأثير الدرجات المتطرفة ، ولا يوجد تأثير لتفاعل طرق اتخاذ القرار وعدد الدرجات المتطرفة المحدوفة على عدد العوامل التي تم استبيانها .

تعقيب على البحوث والدراسات السابقة

- الندرة الشديدة والملحوظة في البحوث والدراسات السابقة التي اهتمت بدراسة منعة الطرق المستخدمة لتحديد عدد العوامل المستبقة أثناء استخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية في التحليل العامل الاستكشافي على المستوى الدولي ، وتعد الدراسة الحالية أول دراسة عربية في هذا المجال البحثي على حد معرفة الباحث .
- استخدمت بعض الدراسات بيانات محاكاة Simulated Data مثل : Zwick & Velicer (1986); Tanguma, 2000; Knight, 2000; Weng & Cheng, 2005; Piccone (2009); Swaim (2009); Garrido, Abad & Ponsoda (2011); Hill (2011); Ruscio & Roche (2012)
- استخدمت بعض الدراسات خليطاً من بيانات إمبريقية وبيانات محاكاة مولدة عشوائياً مثل : Franklin et al. (1995); Hayton, Allen & Scarpello (2004); Solanas, Leiva & Richards, 2011; Liu and Zumbo (2012); Liu, Zumbo & Wu (2012)
- قدمت بعض الدراسات حزماً إحصائية للتغلب على مشكلة الصعوبات التي تواجه الباحثين في استخدام بدائل محك كايizer-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل في صورة برمجيات مستقلة مثل (Peres-Neto, Jackson, and Somers 2005) أو طرح ملف أوامر إضافي Syntax Data File يقرأ من خلال برنامج SPSS, SAS .
- ندرة الدراسات التي تناولت تأثير الدرجات المتطرفة في مجال تحديد العوامل المستخلصة ، كما وجد تباين في نتائج الدراسات والبحوث السابقة بشأن منعة الطرق المستخدمة لتحديد عدد العوامل المنتجة تحت شروط حذف / عدم حذف الدرجات المتطرفة (Liu & Zumbo (2012); Liu, Zumbo & Wu (2012) .
- بينت نتائج بعض الدراسات أن أداء طرق موئن كارلو القائمة على توليد البيانات عشوائياً أفضل من الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايizer- جتمان) في الكثير من موقف القياس في المجال النفسي وفي غيره من المجالات ، ومن هذه الدراسات (Zwick & Velicer, 1986; Jackson, 1993; Franklin et al., 1995; Tanguma, 2000; Knight, 2000; Hayton, Allen, & Scarpello, 2004; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005; Swaim, 2009; Piccone, 2009; Solanas, Leiva & Richards, 2011; Hill, 2011; Liu & Zumbo, 2012; Liu, Zumbo & Wu, 2012)

فروض الدراسة

في ضوء الإطار النظري للدراسة والبحوث والدراسات السابقة ، تسعى الدراسة الحالية إلى اختبار الفروض التالية :

١. يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .
٢. يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة (٢٠ ، ٤٠ ، ٦٠ ، ٨٠ ، ١٠٠ ، %) على التوالي .
٣. يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار معالجة التوزيع الملوث غير المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠ % .

إجراءات الدراسة

أولاً : عينة وآدلة الدراسة

للتقييم منعة الطرق المختلفة المستخدمة لتحديد عدد العوامل في الدراسة الحالية قام الباحث باستخدام بيانات استبيان القلق الإحصائي من إعداد Field (2009) المتاحة على الموقع الإلكتروني <http://www.uk.sagepub.com/field3e> الخاص بدار النشر العالمية Sage Publications ضمن سلسلة من ملفات البيانات التي توزع على أسطوانة مدمجة CD مع الطبعة الثالثة من كتاب Discovering Statistics Using SPSS للمؤلف Andy Field ، ومصفوفة البيانات المتاحة تمثل استجابات عينة حجمها (٢٥٧١) طالباً على استبيان القلق الإحصائي المكون من ٢٣ بندًا خماسية التدرج تقابلها الاستجابات (غير موافق إطلاقاً ، غير موافق ، غير متأكد ، موافق ، موافق تماماً) وتناسبها الدرجات (٥ ، ٤ ، ٣ ، ٢ ، ١) وذلك لأن بنود الاستبيان مصاغة بطريقة عكسية ويقيس الاستبيان خبرة القلق لدى الطلاب المتعلقة بتشغيل واستخدام الحزمة الإحصائية SPSS ، وبالتالي فمصفوفة البيانات الخام من النوع (٢٣ × ٢٥٧١) حيث يشير العدد

الأول إلى عدد بنود الاستبيان ويشير العدد الثاني إلى حجم العينة .

ثانياً : المعالجة الإحصائية

توافر الحزم الإحصائية كان المحك الأساسي لاختيار بعض طرق موئن كارلو المستخدمة في الدراسة الحالية كما يلى :

- ١- تحديد عدد العوامل بطريقى (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) استخدمت الحزمة الإحصائية SPSS (version 17).
- ٢- لفز الدرجات الشاذة استخدمت الحزمة الإحصائية SPSS (version 17).
- ٣- لتطبيق اختبار التحليل المتوازى PA استخدمت الحزمة الإحصائية ViSta-PARAN التي أعدها Ledesma and Valero-Mora (2007).
- ٤- لتطبيق اختبار العصا المكسورة Broken Stick تم استخدام ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market-research.com/>.
- ٥- لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل تم استخدام ملفات الأوامر الإضافية Syntax Files التي قدمها O'Connor (2000).

وقد سبق قيام الباحث باختبار فروض الدراسة الحالية فحصلت القيم العددية لمعاملات الارتباط وكفاية حجم العينة والقيمة المطلقة لمحدد المصفوفة وفحص مصفوفة معاملات الارتباط حيث حسب التكرار للقيم العددية لمعاملات الارتباط للتأكد من أنها أكبر من (٣٠،٠٠) ودلالة حيث تحقق ذلك وتبعاً للأذكيات حتى وإن كان معامل الارتباط دال وأقل من القيمة (٣٠،٠٠) فإن الدلالة الإحصائية لا يعول عليها ، كما استخدم اختبار كايزر-مير-أولكن لكتابه المعابنة-Kaiser Meyer-Olkin of Sampling Adequacy (KMO Test) حيث تعتبر العينة مناسبة إذا كانت قيمة الاختبار أكبر من (٥٠،٠٠)، وحسبت القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة معاملات الارتباط The Determinant of Correlation Matrix وووجد أنها لا تساوى الصفر $|R| \neq 0$ وأكبر من (١،٠٠٠٠٠٠١) وإذا كانت قيمة محدد المصفوفة غير ذلك دلت القيمة على وجود اعتماد خطى Linear Dependency بين الصفوف أو الأعمدة (نكرار واستنساخ للمعلومات التي شارك بها كل متغير) أو وجود ارتباطات مرتفعة غير حقيقة بين المتغيرات تحجب المساهمة الخاصة لكل متغير في تحديد العوامل ويعبر عن ذلك بالمصطلح Multicollinearity ، كما تم فحص مصفوفة معاملات الارتباط للتأكد من أنها ليست مصفوفة الوحدة Identity Matrix (قيم عناصر الخلايا القطرية الرئيسية متساوية للواحد الصحيح وبقيمة قيم الخلايا غير القطرية لكافة المصفوفة

ستقييم منعه الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل تساوى الصفر) باستخدام اختبار برتليت Bartlett's Test of Sphericity وقد كانت قيمة الاختبار دالة إحصائياً أى تحقق مصفوفة معاملات الارتباط أنها مختلفة عن مصفوفة الوحدة ورفض الفرض الصفرى يعني أن مصفوفة معاملات الارتباط يتواافق بها الحد الأدنى من الارتباطات التي تسمح (تكون قابلة) للتحليل العاملى .

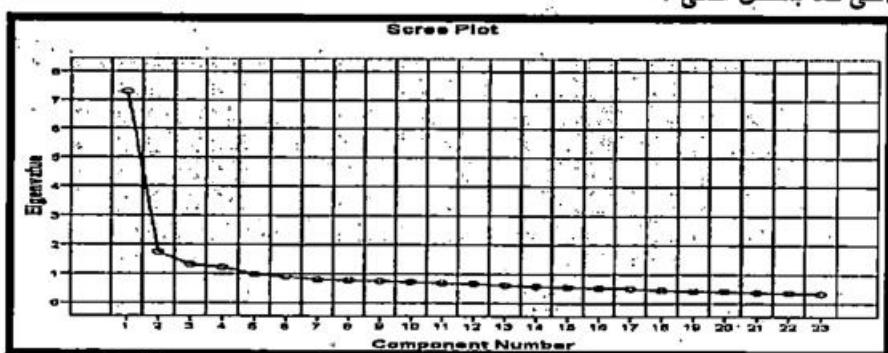
نتائج الدراسة

نتائج اختبار الفرض الأول

ينص الفرض الأول على : يختلف عدد العوامل المكونة لبنيية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة ، ولاختبار هذا الفرض قام الباحث بتطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر- جتمان) وتطبيق بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازى PA ، اختبار كسر العصا المكسورة B-S ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل MAP) لتحديد العوامل المكونة لبنيية القلق الإحصائي من مصفوفة البيانات الخام من النوع (25×23) بدون معالجة للدرجات المتطرفة وكانت النتائج كالتالى :

لولا : نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحنى العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقي كما بالشكل التالي :



شكل (٤)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

يتضح من الشكل (٤) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائن نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائي ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution ، وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

ثانياً : نتائج محك كايizer- جتمان

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجنر الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

جدول (١)

نتائج محك كايizer- جتمان

Component	Total Variance Explained						Component	Total Variance Explained						
	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings				Total	% of Variance	Cumulative %	Initial Eigenvalues			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %					Total	% of Variance	Cumulative %	
1	7.290	31.696	31.696	7.290	31.696	31.696	13	.612	2.661	80.337				
2	1.739	7.560	39.256	1.739	7.560	39.256	14	.578	2.512	82.849				
3	1.317	5.725	44.981	1.317	5.725	44.981	15	.549	2.388	85.235				
4	1.227	5.336	50.317	1.227	5.336	50.317	16	.523	2.275	87.511				
5	.988	4.295	54.612				17	.508	2.210	89.721				
6	.895	3.893	58.504				18	.466	1.982	91.704				
7	.806	3.502	62.007				19	.424	1.843	93.546				
8	.783	3.404	65.410				20	.408	1.773	95.319				
9	.751	3.265	68.676				21	.379	1.650	96.969				
10	.717	3.117	71.793				22	.364	1.583	98.552				
11	.684	2.972	74.765				23	.333	1.448	100.000				
12	.670	2.911	77.676											

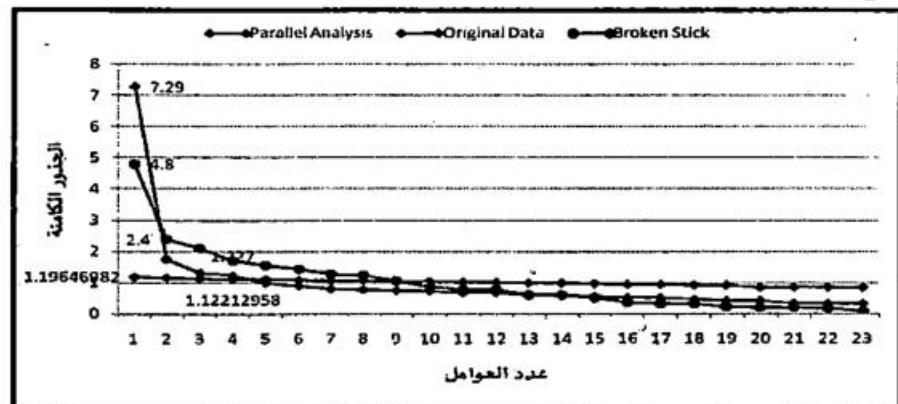
Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (١) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها طبقاً لمحك كايizer- جتمان "الجنر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايizer- جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبار التحليل المتوازي PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائي ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل للبيانات المشاهدة (الأصلية / الإمبريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA ، كما استخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market-research.com/> لتطبيق اختبار العصا المكسورة B-S ، ومن ثم تم تمثيل الجذور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة باختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي:



شكل (٥)

الحلول العاملية باستخدام اختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (٥) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبريقية) وقيمه (١،٢٢٧) أكبر من قيمة المتبين رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ١) وقيمه (١،١٢٢١٢٩٥٨) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution ، وبهذا يكون عدد العوامل هو أربعة عوامل أفرزها التحليل المتوازي بطريقة محاكاة التبادل Permutation Simulation Method وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة . كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات الأصلية وقيمه (٧،٢٩) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ١) وقيمه (٤،٨) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

رائعاً : نتائج اختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلية والمعدل استخدام الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات

عشوانية بالمحاكاة للبيانات الإمبريقية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى Velicer (1976) المعتمد على مربعات الارتباطات الجزئية والاختبار المعدل Velicer, Eaton, and Fava (2000) المعتمد على رفع الارتباطات الجزئية إلى القوة الرابعة ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

جدول (٢)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلى والمعدل

Run MATRIX procedure:			
Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test:			
Average Partial Correlations			
	squared	power4	
.0000	.0868	.0127	.0000
1.0000	.0112	.0005	12.0000
2.0000	.0116	.0003	13.0000
3.0000	.0124	.0004	14.0000
4.0000	.0130	.0005	15.0000
5.0000	.0152	.0009	16.0000
6.0000	.0196	.0029	17.0000
7.0000	.0248	.0043	18.0000
8.0000	.0318	.0064	19.0000
9.0000	.0402	.0085	20.0000
10.0000	.0495	.0129	21.0000
11.0000	.0599	.0162	22.0000
			.0703 .0200
			.0828 .0264
			.1031 .0387
			.1132 .0415
			.1361 .0537
			.1457 .0587
			.1912 .0851
			.2316 .1126
			.3163 .1954
			.5240 .4127
			1.0000 1.0000

The smallest average squared partial correlation is .0112
The smallest average 4th power partial correlation is .0003
The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1
The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2
— END MATRIX —

يتضح من الجدول (٢) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠٠٠١١٢) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها ؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أنتج بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution ، كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها ؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانى Two-Factor Solution .

ومن الجداولين (١) ، (٢) والشكليين (٤) ، (٥) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايizer-جثمان واختبار لقصى انحدار لكائل) قاما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالي توقيعا عند النقطة الرابعة التي تمثل العتبة Threshold ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى

ستيم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد بلغ عدد العوامل (٤ ، ١ ، ١ ، ٢) على الترتيب ، وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازي) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية قاما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقدم حلأ ثانى العامل وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

نتائج اختبار الفرض الثاني

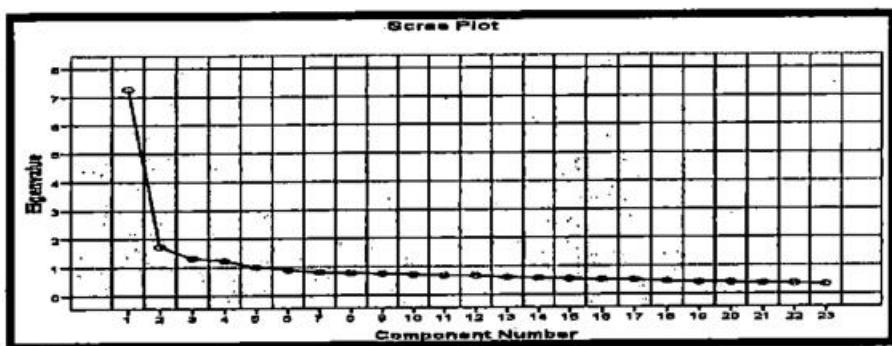
ينص الفرض الثاني على : يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكائل ، محك كايizer-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة (٢٠ ، ٤٠ ، ٦٠ ، ٨٠ ، ١٠٠ %) على التوالي ، ولاختبار هذا الفرض قام الباحث ببعض الخطوات التمهيدية لتجهيز مصفوفة البيانات الخام الأصلية من النوع (٢٣ × ٢٥٧١) وذلك بحساب الدرجات الكلية (Y) على استبيان القلق الإحصائي ، ومن ثم استخدام الحزمة الإحصائية SPSS لفرز الحالات ذات الدرجات المتطرفة "من النوع الثالث - الأخطاء غير المتوقعة المرتبطة بالقياس - أخطاء مميزة للمجتمع" (ملحق ٢) وتبع ذلك بمعالجة التلوث المنتظم بنسبة (٢٠ ، ٤٠ ، ٦٠ ، ٨٠ ، ١٠٠ %) على التوالي كما يلى :

- (١) تم حذف درجتين متطرفتين هما الحالتين (٢٥٦٩ ، ١٨٣٩) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايizer-جتمان) وتطبيق بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازي PA ، اختبار كسر العصا المكسورة B-S ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية والمعدل MAP) لتحديد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائي من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦٩)

وكانت النتائج كالتالي:

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحنى العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقى كما بالشكل التالي :



شكل (١)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

يتضح من الشكل (٦) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائي ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠٪ وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

ثانياً : نتائج محك كايزر - جتمان

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجذور الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

جدول (٣) نتائج محك كايزر - جتمان

Component	Total Variance Explained						Component	Total Variance Explained						
	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings				Total	% of Variance	Cumulative %	Initial Eigenvalues			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %					Total	% of Variance	Cumulative %	
1	7.274	31.626	31.626	7.274	31.626	31.626	13	.614	2.669	80.294				
2	1.729	7.517	39.143	1.729	7.517	39.143	14	.579	2.518	82.812				
3	1.320	5.740	44.883	1.320	5.740	44.883	15	.549	2.388	85.201				
4	1.229	5.342	50.224	1.229	5.342	50.224	16	.525	2.281	87.481				
5	.991	4.307	54.531				17	.508	2.210	89.691				
6	.897	3.898	58.429				18	.457	1.989	91.680				
7	.807	3.510	61.939				19	.425	1.848	93.528				
8	.762	3.401	65.340				20	.409	1.778	95.306				
9	.752	3.271	68.611				21	.381	1.655	96.961				
10	.718	3.123	71.734				22	.365	1.587	98.548				
11	.684	2.975	74.709				23	.334	1.452	100.000				
12	.671	2.917	77.625											

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

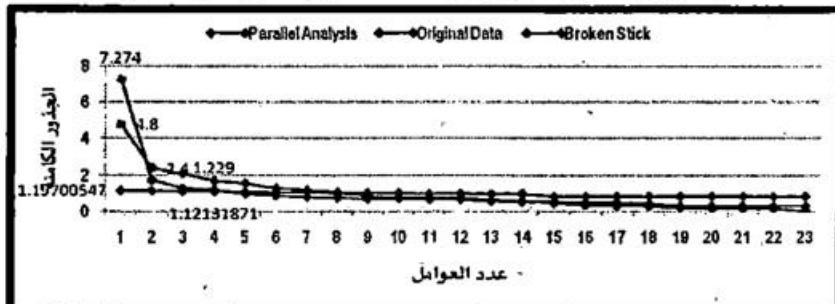
Component	Total Variance Explained						Component	Total Variance Explained						
	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings				Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %		Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	
1	7.274	31.626	31.626	7.274	31.626	31.626	13	.614	2.669	60.294				
2	1.729	7.517	39.143	1.729	7.517	39.143	14	.579	2.518	82.812				
3	1.320	5.740	44.883	1.320	5.740	44.883	15	.549	2.388	85.201				
4	1.229	5.342	50.224	1.229	5.342	50.224	16	.525	2.281	87.481				
5	.991	4.307	54.531				17	.508	2.210	89.691				
6	.897	3.898	58.429				18	.457	1.989	91.680				
7	.807	3.510	61.939				19	.425	1.848	93.528				
8	.782	3.401	65.340				20	.409	1.778	95.306				
9	.752	3.271	68.611				21	.381	1.655	96.981				
10	.718	3.123	71.734				22	.365	1.587	98.548				
11	.684	2.975	74.709				23	.334	1.452	100.000				
12	.671	2.917	77.625											

Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (٣) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها طبقاً لمحك كايizer- جتمان "الجزء الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايizer- جتمان ممكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلاث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

ثالثاً : نتائج اختبار التحليل المتوازي PA والعصا المكسورة S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائي ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية / الإمبريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA، كما استخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع: <http://www.guide-market-research.com/> لتطبيق اختبار العصا المكسورة S-B، ومن ثم تم تمثيل الجنور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة باختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي:



شكل (٧) الحلول العاملية باستخدام اختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (٧) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبريقية) وقيمة (١،٢٢٩) أكبر من قيمة المثنى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٣) وقيمة (١،١٢١٣١٨٧١) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution ، وبهذا يكون عدد العوامل هو أربعة عوامل أفرزها التحليل المتوازي بطريقة محاكاة التبادل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين . كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمة (٧،٢٧٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٣) وقيمة (٤،٨) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية لحادية بعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

رابعاً : نتائج اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبريقية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

جدول (٤)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

Run MATRIX procedure:					
Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test:					
Average Partial Correlations					
	squared	power4		squared	power4
.0000	.0864	.0125	12.0000	.0702	.0198
1.0000	.0111	.0005	13.0000	.0826	.0262
2.0000	.0116	.0003	14.0000	.1028	.0382
3.0000	.0124	.0004	15.0000	.1141	.0419
4.0000	.0130	.0005	16.0000	.1369	.0540
5.0000	.0152	.0009	17.0000	.1458	.0591
6.0000	.0196	.0029	18.0000	.1914	.0856
7.0000	.0248	.0042	19.0000	.2326	.1134
8.0000	.0317	.0063	20.0000	.3172	.1964
9.0000	.0402	.0085	21.0000	.5263	.4152
10.0000	.0494	.0128	22.0000	1.0000	1.0000
11.0000	.0598	.0164			

The smallest average squared partial correlation is .0111
 The smallest average 4th power partial correlation is .0003
 The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1
 The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2
 — END MATRIX —

تبييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

يتضح من الجدول (٤) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرغبة (٠٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أنتج بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد-Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠٪ وذلك بحذف درجتين متطرفتين ، كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعرفة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها ؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠٪ وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

ومن الجدولين (٣ ، ٤) والشكلين (٦ ، ٧) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل وبالتالي توقيعاً عند النقطة الرابعة التي تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) فقد بلغ عدد العوامل (٤ ، ١ ، ١ ، ٢) على الترتيب . وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازى) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى قدما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقد حلاً ثانى العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠٪ وذلك بحذف درجتين متطرفتين.

(٢) تم حذف أربعة درجات متطرفة هي الحالات (٢٥٥٦ ، ٢٢٠١ ، ١٨٣٩ ، ١١٧٤) ، ثم

تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر-جتمان) وتطبيق

بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازى PA ، اختبار كسر العصا المكسورة

B-S ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل MAP)

لتبييم العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ ×

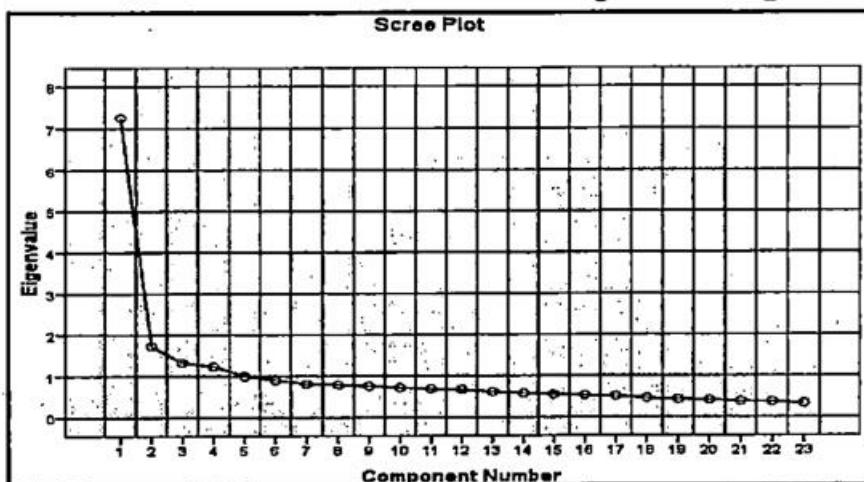
٢٥٦٧) وكانت النتائج كالتالى :

لولا : نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحنى العلاقة بين

حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على

المحور الأفقي كما بالشكل التالي :



شكل (٨)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكائين

يتضح من الشكل (٨) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائين نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للفق الإحصائي ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

ثانياً : نتائج محك كايزر - جتمان

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجذور الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

جدول (٥)

نتائج محك كايizer-جتمان

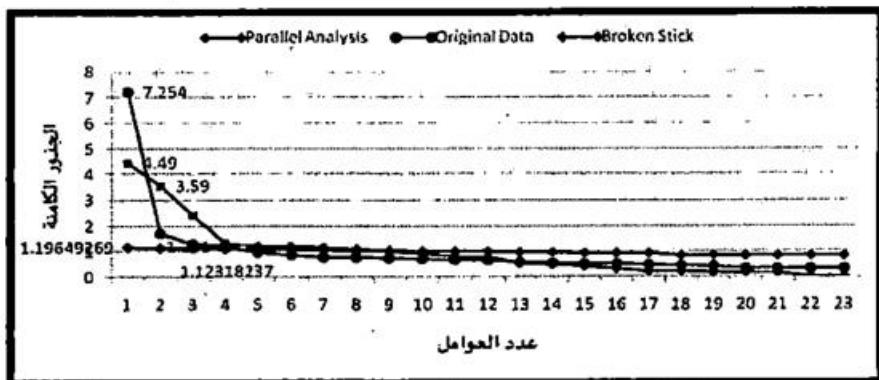
Component	Total Variance Explained						Component	Total Variance Explained						
	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings				Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %		Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	
1	7.254	31.539	31.539	7.254	31.539	31.539	13	.515	2.673	80.263				
2	1.727	7.507	39.045	1.727	7.507	39.045	14	.581	2.524	82.787				
3	1.323	5.754	44.799	1.323	5.754	44.799	15	.549	2.387	85.174				
4	1.231	5.353	50.152	1.231	5.353	50.152	16	.525	2.281	87.456				
5	.993	4.317	54.470				17	.507	2.205	89.860				
6	.896	3.897	58.357				18	.459	1.995	91.655				
7	.809	3.517	61.884				19	.426	1.853	93.508				
8	.783	3.404	65.288				20	.410	1.784	95.292				
9	.754	3.277	68.565				21	.382	1.660	96.951				
10	.719	3.127	71.692				22	.366	1.592	98.543				
11	.685	2.980	74.672				23	.335	1.457	100.000				
12	.671	2.918	77.590											

Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (٥) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها طبقاً لمحك كايizer- جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايizer-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبار التحليل المتوازي PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائي ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA ، كما استخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market-research.com/> لتطبيق اختبار العصا المكسورة B-S ، ومن ثم تم تمثيل الجنور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة باختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي:



شكل (٩)

الحلول العاملية باستخدام اختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (٩) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبريقية) وقيمه (١،٢٣١) أكبر من قيمة المتبقي رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٤) وقيمه (١،١٢٣١٨٢٣٧) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة ، كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات الأصلية وقيمه (٧،٢٥٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٤) وقيمه (٤،٤٩) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية عاملية أحادية بعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

رائعاً : نتائج اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل
استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها (2000) O'Connor لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبريقية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

ستتيّم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

جدول (٦)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

Run MATRIX procedure: Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test: Average Partial Correlations			
squared	power4	squared	power4
.0000	.0858	.0124	.0197
1.0000	.0111	.0005	.0260
2.0000	.0116	.0003	.0371
3.0000	.0124	.0004	.0402
4.0000	.0130	.0005	.0532
5.0000	.0152	.0009	.0591
6.0000	.0196	.0028	.0856
7.0000	.0248	.0042	.1132
8.0000	.0316	.0062	.1956
9.0000	.0400	.0084	.4140
10.0000	.0494	.0127	1.0000
11.0000	.0599	.0168	

The smallest average squared partial correlation is .0111
The smallest average 4th power partial correlation is .0003
The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1
The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2
--- END MATRIX ---

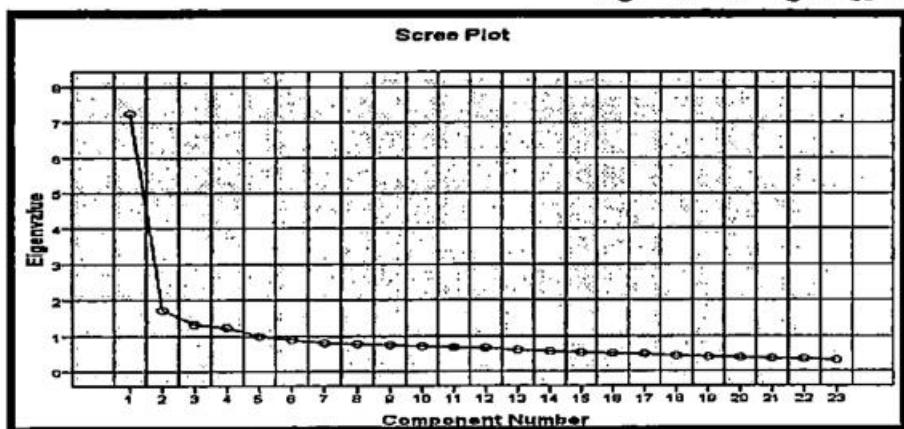
يتضح من الجدول (٦) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي أنتج بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة. كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانوي Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة.

ومن الجداولين (٥ ، ٦) والشكلين (٨ ، ٩) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل) فما حلوأ عاملية عددها أربعة عوامل؛ وبالتالي توقيعاً عند النقطة الرابعة للتي تمثل العتبة، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازي ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) فقد بلغ عدد العوامل (٤ ، ١ ، ١ ، ٢) على الترتيب. وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازي) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي قدما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط

الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقمن حلاً ثانٍ العامل باعتبار معالجة التلوث المنظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة . (٣) تم حذف ستة درجات متطرفة هي الحالات (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ٢٢٠١ ، ١١٧٤ ، ٢٠٨٢ ، ٦٨٠) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايizer-جتنان) وتطبيق بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازى PA ، اختبار كسر العصا المكسورة B-S ، اختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل MAP) لتحديد العوامل المكونة لبنية الفلق الإحصائي من مصفوفة البيانات الخام (٢٥٦٥ × ٢٣) وكانت النتائج كالتالي :

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحنى العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرئيسي ورتيبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقي كما بالشكل التالي :



شكل (١٠)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

يتضح من الشكل (١٠) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائي ؛ وبهذا فإن الاختبار ممكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة .

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

ثانياً : نتائج محك كايزر- جتمان

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجذور الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

جدول (٧)

نتائج محك كايزر- جتمان

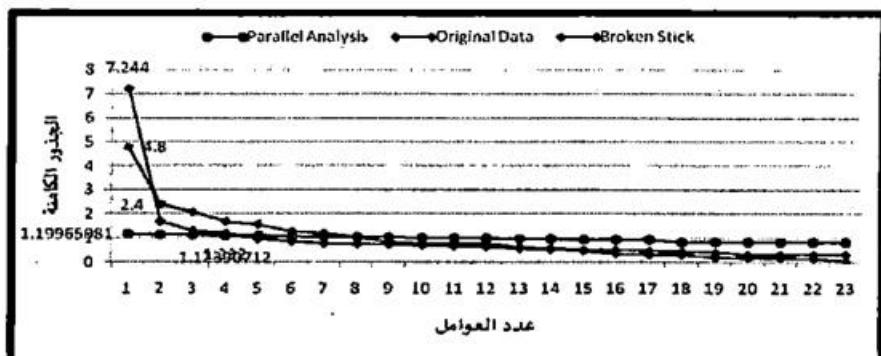
Component	Total Variance Explained			Component	Total Variance Explained								
	Initial Eigenvalues		Extraction Sums of Squared Loadings		Initial Eigenvalues		Extraction Sums of Squared Loadings						
	Total	% of Variance	Cumulative %		Total	% of Variance	Cumulative %						
1	7.244	31.495	31.495	7.244	31.495	31.495	13	.615	2.673	80.233			
2	1.721	7.484	38.979	1.721	7.484	38.979	14	.581	2.526	82.760			
3	1.325	5.759	44.738	1.325	5.759	44.738	15	.549	2.388	85.146			
4	1.232	5.358	50.096	1.232	5.358	50.096	16	.526	2.285	87.431			
5	.996	4.329	54.425				17	.507	2.204	89.635			
6	.898	3.905	58.330				18	.460	2.000	91.635			
7	.810	3.521	61.851				19	.427	1.857	93.492			
8	.781	3.394	65.244				20	.411	1.788	95.278			
9	.754	3.277	68.521				21	.382	1.662	96.941			
10	.720	3.130	71.851				22	.367	1.596	96.537			
11	.687	2.986	74.637				23	.337	1.463	100.000			
12	.673	2.924	77.581										

Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (٧) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر- جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر- جتمان ممكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution باعتبار: مغالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة

ثالثاً : نتائج اختبار التحليل المتوازي PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائي ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية / الإمبريالية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA ، كما استخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market-research.com/> لتطبيق اختبار العصا المكسورة B-S ، ومن ثم تم تمثيل الجذور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة باختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي :



شكل (١١)

الحلول العاملية باستخدام اختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١١) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمه (١٠،٢٢٢) أكبر من قيمة المئيني رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٥) وقيمه (٢،١٢٣٩٠٧١٢)؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة . كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمه (٧،٢٤٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٥) وقيمه (٤،٨)؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة .

رابعاً : نتائج اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبريقية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

ستقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

جدول (٨)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

Run MATRIX procedure: Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test: Average Partial Correlations			
squared	power4	squared	power4
.0000	.0856	.0123	12.0000
1.0000	.0111	.0005	.0703
2.0000	.0116	.0003	.0200
3.0000	.0124	.0004	.0830
4.0000	.0130	.0005	.1017
5.0000	.0152	.0009	.1126
6.0000	.0196	.0028	.1352
7.0000	.0247	.0044	.1448
8.0000	.0314	.0061	.1902
9.0000	.0401	.0084	.2322
10.0000	.0494	.0128	.3165
11.0000	.0598	.0170	.4139
		22.0000	1.0000
The smallest average squared partial correlation is .0111 The smallest average 4th power partial correlation is .0003 The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1 The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2 —END MATRIX—			

يتضح من الجدول (٨) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠٠٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي أنتج بنية عاملية أحادية ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوك المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة، كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانوي Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوك المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة.

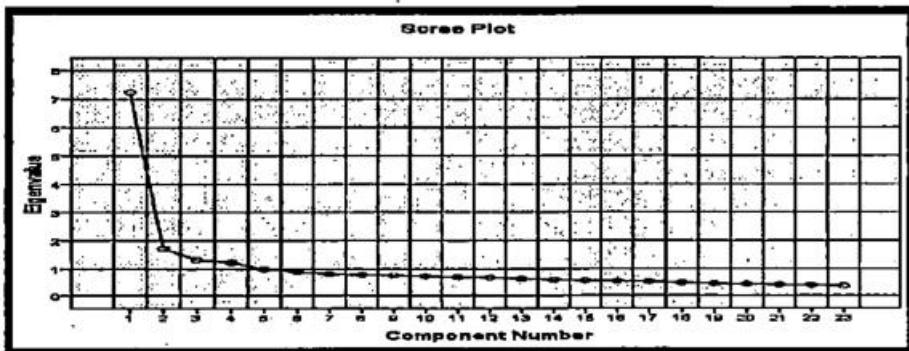
ومن الجداولين (٧ ، ٨) والشكليين (١٠ ، ١١) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان وأختبار أقصى انحدار لكائل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل؛ وبالتالي توافقاً عند النقطة الرابعة التي تمثل العتبة، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازي ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي ، لاختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) فقد بلغ عدد العوامل (٤ ، ٤ ، ١ ، ٢) على الترتيب ، وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية وأختبار مونت كارلو (التحليل المتوازي) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة وأختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي قدما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط

الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقدم حلأ ثانى العامل .

(٤) تم حذف ثمانية درجات متطرفة هي الحالات (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ٢٢٠١ ، ١١٧٤ ، ٢٠٨٢ ، ٦٨٠ ، ١٩٥٣ ، ٩) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، مركب كايزر-جتنان) ، وتطبيق بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازى PA ، اختبار كسر العصا المكسورة B-S ، اختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل MAP) لتحديد العوامل المكونة لبنية الفرق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (23×23) وكانت النتائج كالتالى :

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحنى العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقى كما بالشكل التالي :



شكل (١٢)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

يتضح من الشكل (١٢) السابق أن الفحص البصرى بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للفرق الإحصائى ؛ وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة .

تبييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق آمونت كارلو لتحديد عدد العوامل

ثانياً : نتائج محك كايزر- جتمان

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجذور الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

جدول (٩)

نتائج محك كايizer- جتمان

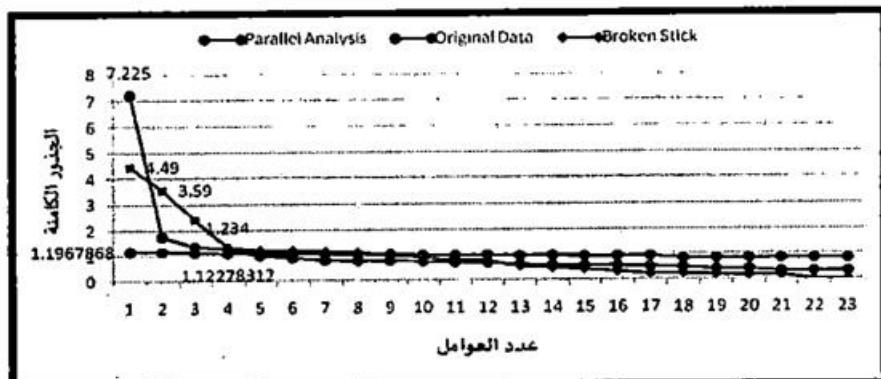
Component	Total Variance Explained			Extraction Sums of Squared Loadings			Component	Total Variance Explained			Extraction Sums of Squared Loadings			
	Initial Eigenvalues							Initial Eigenvalues						
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %		Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	
1	7.225	31.414	31.414	7.225	31.414	31.414	13	.616	2.677	80.196				
2	1.718	7.470	38.883	1.718	7.470	38.883	14	.581	2.528	82.724				
3	1.327	5.770	44.653	1.327	5.770	44.653	15	.549	2.388	85.112				
4	1.234	5.366	50.019	1.234	5.366	50.019	16	.526	2.289	87.401				
5	.997	4.336	54.355				17	.508	2.207	89.607				
6	.899	3.909	58.264				18	.461	2.006	91.613				
7	.811	3.524	61.789				19	.428	1.861	93.474				
8	.781	3.396	65.185				20	.412	1.792	95.266				
9	.755	3.281	68.466				21	.383	1.667	96.933				
10	.721	3.136	71.602				22	.368	1.599	98.532				
11	.688	2.990	74.591				23	.338	1.468	100.000				
12	.673	2.927	77.518											

Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (٩) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها،طبقاً لمحك كايizer- جتمان "الجذور الكامنة أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايizer- جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنتسبة ٨٨% بحذف شانية درجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبار التحليل المتوازي PA و العصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الأحصائي ViSta-PARAN لقوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية / الإمبريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA ، كما استخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market-research.com/> لتطبيق اختبار العصا المكسورة B-S ، ومن ثم تم تمثيل الجذور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة بالاختباري التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي :



شكل (١٣)

الحلول العاملية باستخدام اختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١٣) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبريقية) وقيمه (١،٢٣٤) أكبر من قيمة المئيني رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٦) وقيمه (١،١٢٢٧٨٣١٢)؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة %٨٠ بحذف ثمانية درجات متطرفة ، كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمه (٧،٢٢٥) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٦) وقيمه (٤،٤٩)؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة %٨٠ بحذف ثمانية درجات متطرفة .

رابعاً : نتائج اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبريقية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

جدول (١٠)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

Run MATRIX procedure: Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test: Average Partial Correlations					
	squared	power4		squared	power4
.0000	.0851	.0121	12.0000	.0702	.0199
1.0000	.0111	.0005	13.0000	.0829	.0259
2.0000	.0116	.0003	14.0000	.1012	.0363
3.0000	.0124	.0004	15.0000	.1135	.0416
4.0000	.0130	.0005	16.0000	.1355	.0528
5.0000	.0152	.0009	17.0000	.1444	.0587
6.0000	.0196	.0028	18.0000	.1902	.0854
7.0000	.0246	.0044	19.0000	.2327	.1138
8.0000	.0313	.0061	20.0000	.3169	.1957
9.0000	.0399	.0083	21.0000	.5268	.4154
10.0000	.0493	.0127	22.0000	1.0000	1.0000
11.0000	.0596	.0172			

The smallest average squared partial correlation is .0111
 The smallest average 4th power partial correlation is .0003
 The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1
 The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2
 —END MATRIX—

يتضح من الجدول (١٠) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠٠١١١) تسبّبها قيمة واحدة أكبر منها؛ وجميع القيم التي تليها أكبر منها وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي أنتج بنية عاملية أحادية بعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة للتلوث المنتظم بنسبة ٨٠٪ بحذف ثمانية درجات متطرفة . كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٣) تسبّبها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها وبالتالي؛ فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانٍ Two-Factor Solution باعتبار معالجة للتلوث المنتظم بنسبة ٨٠٪ بحذف ثمانية درجات متطرفة .

ومن الجداولين (٩، ١٠) والشكلين (١٢، ١٣) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايizer-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل؛ وبالتالي توقفا عند النقطة الرابعة التي تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازي ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) فقد بلغ

عدد العوامل (٤ ، ١ ، ١ ، ٢) على الترتيب . وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازى) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي قديما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقد حلاً ثالثي العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة .

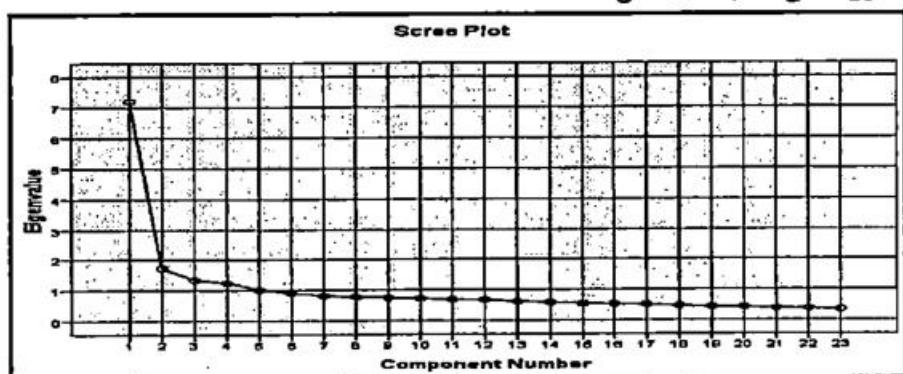
(٥) تم حذف عشرة درجات متطرفة هي الحالات ٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ١١٧٤ ، ٢٢٠١ ،

٢٠٨٢ ، ٦٨٠ ، ١٩٥٣ ، ١١٥٢ ، ٩ ، ٤١٦) ثم الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكتائل ، محك كايizer-جتمان) وتطبيق بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل

المتوازى PA ، اختبار كسر العصا المكسورة B-S ، اختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل (MAP) لتحديد العوامل المكونة لبنية الفلق الإحصائي من مصفوفة البيانات الخام (23×2561) وكانت النتائج كالتالي :

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكتائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحنى العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقي كما بالشكل التالي :



شكل (١٤)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكتائل

يتضح من الشكل (١٤) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة السادسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكتائل نتج عنه تحديد خمسة عوامل تشكل البنية العاملية للفلق الإحصائي ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل خماسي العامل Five-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات

تقدير منعه الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو-تحديد عدد العوامل متطرفة

ثانياً : نتائج محك كايزر-جتنان
استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجذور الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

جدول (١١)

نتائج محك كايizer-جتنان

Component	Total Variance Explained						Component	Total Variance Explained						
	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings				Total	% of Variance	Cumulative %	Initial Eigenvalues			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %					Total	% of Variance	Cumulative %	
1	7.196	31.285	31.285	7.196	31.285	31.285	13	.617	2.684	80.148				
2	1.719	7.474	38.759	1.719	7.474	38.759	14	.583	2.535	82.683				
3	1.331	5.787	44.546	1.331	5.787	44.546	15	.550	2.392	85.075				
4	1.236	5.372	49.918	1.236	5.372	49.918	16	.527	2.292	87.367				
5	1.000	4.348	54.266	1.000	4.348	54.266	17	.508	2.210	89.577				
6	.901	3.919	58.185				18	.463	2.011	91.588				
7	.813	3.534	61.719				19	.429	1.867	93.455				
8	.782	3.400	65.119				20	.414	1.798	95.253				
9	.755	3.281	68.400				21	.384	1.670	96.923				
10	.722	3.139	71.539				22	.369	1.603	98.526				
11	.689	2.997	74.536				23	.339	1.474	100.000				
12	.674	2.928	77.464											

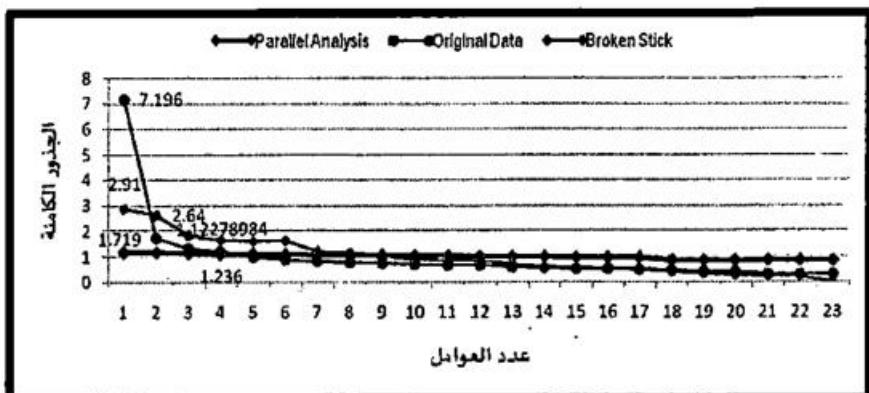
Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (١١) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها طبقاً لمحك كايizer-جتنان "الجذور الكامنة أكبر من واحد" يبلغ خمسة عوامل ، وبهذا فإن محك كايizer-جتنان مكن من اتخاذ قرار بحل خمسى العامل Five-Factor Solution باعتبار معالجة التلاث المتنظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختباري التحليل المتوازي PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائي ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية / الإمبريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA ، كما استخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market->

لتطبيق اختبار العصا المكسورة B-S . ومن ثم تم تمثيل الجذور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة باختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي :



شكل (١٥)

الحلول العاملية باستخدام اختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١٥) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبريقية) وقيمه (١٠،٢٣٦) أكبر من قيمة المئيني رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة (ملحق ٧) وقيمه (٤٤،١٢٢٧٨٩٨) ؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة . كما يتضح أيضاً أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمه (٦٦،٢٠٩٦) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٧) وقيمه (٢٠،٩١) ؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة .

رليعاً : نتائج اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلى والمعدل

استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبريقية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

جدول (١٢)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

Run MATRIX procedure: Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test: Average Partial Correlations					
	squared	power4		squared	power4
.0000	.0843	.0119	12.0000	.0703	.0199
-1.0000	.0111	.0005	13.0000	.0829	.0260
2.0000	.0116	.0003	14.0000	.1015	.0366
3.0000	.0123	.0004	15.0000	.1145	.0423
4.0000	.0130	.0005	16.0000	.1360	.0531
5.0000	.0152	.0009	17.0000	.1448	.0588
6.0000	.0196	.0029	18.0000	.1903	.0854
7.0000	.0246	.0044	19.0000	.2317	.1133
8.0000	.0313	.0061	20.0000	.3151	.1944
9.0000	.0398	.0083	21.0000	.5275	.4155
10.0000	.0493	.0126	22.0000	1.0000	1.0000
11.0000	.0596	.0175			

The smallest average squared partial correlation is .0111
 The smallest average 4th power partial correlation is .0003
 The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1
 The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2
 — END MATRIX —

يتضح من الجدول (١٢) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرتبطة (٠٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي أنتج بنية عاملية أحادية للبعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة. كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانوي Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة.

ومن الجداول (١١ ، ١٢ ، ١٤ ، ١٥) يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايizer-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل) قدما حلولاً عاملية عددها خمسة عوامل؛ وبالتالي توافقا عند النقطة الخامسة التي تمثل العتبة، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة

بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازي ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) فقد بلغ عدد العوامل (٤ ، ١ ، ١ ، ٢) على الترتيب . وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازي) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى قياما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقد حلاً ثانى العامل باعتبار معالجة التلوث المننظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة .

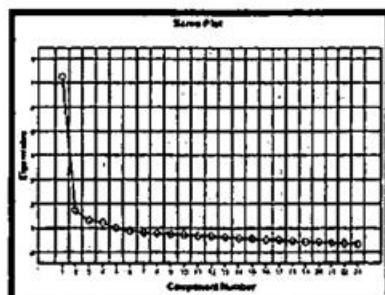
نتائج اختبار الفرض الثالث

ينص الفرض الثالث على : يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر- جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار معالجة التوزيع الملوث غير المنظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠% ، واختبار هذا الفرض قام الباحث ببعض الخطوات التمهيدية لتجهيز مصفوفة البيانات الخام الأصلية من النوع (23×2571) وذلك بحساب الدرجات الكلية (Y) على لستبيان القلق الإحصائى ومن ثم استخدام الحزمة الإحصائية SPSS لنفرز الحالات ذات الدرجات المتطرفة (ملحق ٢) وتبع ذلك معالجة التلوث غير المنظم بنسبة ٦٠% فى موقفين الأول حذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة واحدة متطرفة منخفضة وهى الحالات (١٨٣٩ ، ١١٧٤ ، ٦٨٠ ، ٩ ، ٤٦ ، ٢٥٥٦) والموقف الثانى حذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة واحدة متطرفة مرتفعة وهى الحالات (٢٥٥٦ ، ٢٢٠١ ، ٢٠٨٢ ، ١٩٥٣ ، ١١٥٢ ، ١٨٣٩) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكائل ، محك كايزر- جتمان) وتطبيق بعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازي PA ، اختبار كسر العصا المكسورة B-S ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل MAP) لتحديد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (23×2565) وكانت النتائج كالتالى :

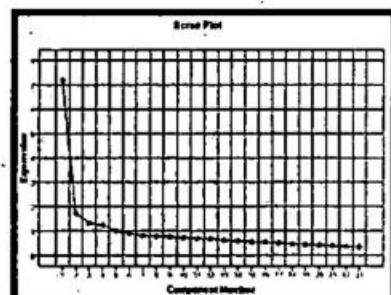
أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكائل

استخدم الباحث الحزمة الإحصائية SPSS من أجل الحصول على منحني العلاقة بين

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل حجم الجذور الكامنة للعوامل مرتبة تنازلياً على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقي كما بالشكل التالي :



شكل (١٧)
بيان لرسار لرس بمتل لكامل



شكل (١٨)
بيان لرسار لرس بمتل لكامل

يتضح من الشكل (١٦) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائن نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائي ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution وذلك باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة) . كما يتضح من الشكل (١٧) السابق أن الفحص البصري بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقي تعد نقطة قطع ، وهذا يعني أن اختبار أقصى انحدار لكائن نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائي ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution وذلك باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

ثانياً : نتائج محك كايزر - جمان

استخدم الباحث العزمه الإحصائية SPSS من أجل الحصول على الجذور الكامنة للعوامل كما بالجدول التالي :

جدول (١٣)

نتائج محك كايزر-جتمان

Component	الموقف الأول						الموقف الثاني					
	Total Variance Explained			Extraction Sums of Squared Loadings			Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	7.214	31.365	31.365	7.214	31.365	31.365	7.256	31.546	31.546	7.256	31.546	31.546
2	1.724	7.495	38.860	1.724	7.495	38.860	1.724	7.496	39.042	1.724	7.496	39.042
3	1.328	5.775	44.635	1.328	5.775	44.635	1.323	5.752	44.794	1.323	5.752	44.794
4	1.233	5.362	49.998	1.233	5.362	49.998	1.231	5.351	50.146	1.231	5.351	50.146
5	.997	4.336	54.334				.993	4.318	54.464			
6	.900	3.912	58.246				.898	3.905	58.369			
7	.811	3.526	61.772				.809	3.518	61.887			
8	.781	3.397	65.168				.783	3.405	65.292			
9	.755	3.282	68.450				.752	3.269	68.561			
10	.721	3.136	71.587				.719	3.126	71.687			
11	.687	2.989	74.576				.686	2.981	74.668			
12	.673	2.928	77.503				.671	2.918	77.586			
13	.615	2.676	80.179				.616	2.677	80.263			
14	.581	2.528	82.707				.581	2.526	82.789			
15	.550	2.393	85.100				.549	2.387	85.176			
16	.526	2.289	87.389				.525	2.284	87.460			
17	.510	2.216	89.606				.507	2.203	89.663			
18	.461	2.005	91.611				.459	1.995	91.657			
19	.428	1.861	93.472				.426	1.854	93.511			
20	.412	1.792	95.264				.410	1.784	95.295			
21	.383	1.666	96.930				.381	1.658	96.954			
22	.368	1.599	98.529				.366	1.591	98.545			
23	.338	1.471	100.000				.335	1.455	100.000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

يتضح من الجدول (١٣) السابق أن عدد العوامل التي تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر-

جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Solution Four-Factor باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة).

تقدير مئنة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

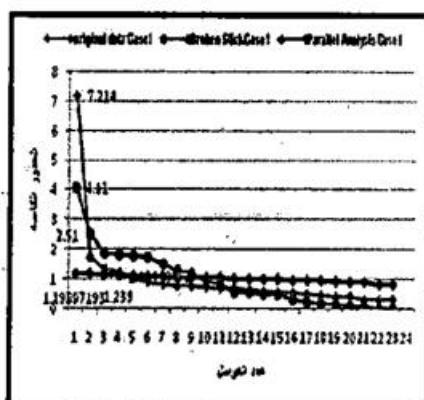
ثالثاً : نتائج اختبار التحليل المتوازي PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائي ViSta-PARAN لتوليد بيانات المحاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية / الإمبريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازي PA ، كما سخدم الباحث ملفات الأوامر Syntax Files المتاحة على الموقع : <http://www.guide-market-research.com/> لتطبيق اختبار العصا المكسورة B-S ، ومن ثم تم تمثيل الجذور الكامنة للبيانات الأصلية وبيانات المحاكاة الخاصة باختبار التحليل المتوازي والعصا المكسورة كما بالشكل التالي :



شكل (١٩)

التحليل التائي باستخدام إساري الحلول المتوازي والعصا المكسورة



شكل (٢٠)

التحليل التائي باستخدام إساري الحلول المتوازي والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١٨) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (حالة حذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة واحدة متطرفة منخفضة) وقيمه (١،٢٣٣) أكبر من قيمة المئيني رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٨) وقيمه (١،١٤٠٨٠٧١) ؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول) : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة) . كما يتضح من الشكل (١٩) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (حالة حذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة واحدة متطرفة مرتفعة) وقيمه (١،٢٣١) أكبر من قيمة المئيني رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٨) وقيمه (١،١٢٢١٥٥٢٤) ؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازي PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor

Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

ويتبين من الشكل (١٨) السابق أن الجذر الكامن الأول للبيانات الأصلية (حالة حذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة واحدة متطرفة منخفضة) وقيمة (٧٤٢١٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٩) وقيمة (٤٤١١)؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة B-S هو قبول بنية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة) . كما يتضح من الشكل (١٩) السابق أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (حالة حذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة واحدة متطرفة مرتفعة) وقيمة (٧٤٢٥٦) أكبر من قيمة الجذر الكامن الم مقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق ٩) وقيمة (٣٧١)؛ وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار العصا المكسورة S هو قبول بنية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

رابعاً: نتائج اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التي قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبريالية الأصلية المستخدمة في الدراسة الحالية لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي والمعدل ، وكانت النتائج كما بالجدول التالي :

جدول (١٤)

نتائج التحليل باستخدام اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP الأصلي والمعدل

المرات الأولى						المرات الثانية					
Run MATRIX procedure: Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test: Average Partial Correlations						Run MATRIX procedure: Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test: Average Partial Correlations					
.squared	power4		.squared	power4		.squared	power4		.squared	power4	
.0000	.0848	.0121	.02000	.0702	.0200	.0000	.0559	.0124	.02000	.0703	.0188
1.0000	.0111	.0005	13.0000	.0627	.0250	1.0000	.0111	.0005	13.0000	.0829	.0261
2.0000	.0118	.0009	14.0000	.1015	.0369	2.0000	.0116	.0003	14.0000	.1026	.0376
3.0000	.0123	.0004	15.0000	.1134	.0417	3.0000	.0124	.0004	15.0000	.1150	.0425
4.0000	.0130	.0005	16.0000	.1361	.0536	4.0000	.0130	.0005	16.0000	.1366	.0534
5.0000	.0152	.0009	17.0000	.1443	.0584	5.0000	.0152	.0009	17.0000	.1454	.0595
6.0000	.0196	.0028	18.0000	.1901	.0651	6.0000	.0196	.0029	18.0000	.1915	.0689
7.0000	.0246	.0044	19.0000	.2326	.1145	7.0000	.0248	.0043	19.0000	.2316	.1123
8.0000	.0313	.0061	20.0000	.3165	.1959	8.0000	.0317	.0063	20.0000	.3157	.1948
9.0000	.0400	.0084	21.0000	.5275	.4161	9.0000	.0400	.0084	21.0000	.5252	.4147
10.0000	.0493	.0127	22.0000	1.0000	1.0000	10.0000	.0494	.0127	22.0000	1.0000	1.0000
11.0000	.0597	.0189				11.0000	.0599	.0171			
The smallest average squared partial correlation is .0111 The smallest average 4th power partial correlation is .0003 The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1 The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2 — END MATRIX —						The smallest average squared partial correlation is .0111 The smallest average 4th power partial correlation is .0003 The Number of Components According to the Original (1976) MAP Test is 1 The Number of Components According to the Revised (2000) MAP Test is 2 — END MATRIX —					

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

يتضح من الجدول (١٤) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها ؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي أنتج بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة) . كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التي تليها أكبر منها ؛ وبالتالي فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثانوي Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة منخفضة) .

ومن الجداولين (١٣) والأشكال (١٤ ، ١٦ ، ١٧ ، ١٨ ، ١٩) يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكائل) قلما حلوأً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالي توقفا عند النقطة الرابعة التي تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازي ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) فقد بلغ عدد العوامل (٤ ، ١ ، ١ ، ٢) على الترتيب . وهذا يعني أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازي) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلي قدما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة في الدراسة الحالية وقد حلاً ثانية العامل وذلك باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

مناقشة وتلخيص نتائج الدراسة

مراجعة نتائج اختبار فروض الدراسة الحالية يمكن تلخيصها في الجدول التالي :

جدول (١٥)

عدد العوامل النهائية تحت الشروط المختلفة

المعالجة للتلوث غير المنتظم		المعالجة للتلوث المنتظم (أعداد الدرجات المحذوفة)					عدم المعالجة	الشروط	الطريقة
الموقف الثاني	الموقف الأول	١٠	٨	٦	٤	٢			
٤	٤	٥	٤	٤	٤	٤	٤	اختبار أقصى انحدار لكائل	
٤	٤	٥	٤	٤	٤	٤	٤	محك كايزر-جمنان K-G	
٤	٤	٤	٤	٤	٤	٤	٤	اختبار التحليل المتوازي PA	
١	١	١	١	١	١	١	١	اختبار العصا المكسورة B-S	
١	١	١	١	١	١	٣	١	اختبار MAP الأصلي	
٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	٢	اختبار MAP المعدل	

يتضح من الجدول (١٥) السابق أن اختبار أقصى انحدار لكائل لا يتميز بالمنعة لأنه لم يحافظ على أدائه تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة للتلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة للتلوث المنتظم بـ٢٠٪ ، ٤٠٪ ، ٦٠٪ ، ٨٠٪ ، ١٠٠٪) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة للتلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠٪ في موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) فقد قدم حلًا رباعي العامل Four-Factor Solution تحت كافة الشروط عدا شرط معالجة للتلوث المنتظم بنسبة ١٠٠٪ بحذف عشرة درجات متطرفة حيث قدم حلًا خماسي العامل . ويكشف أداء اختبار أقصى انحدار لكائل عن أنه يضم خمس عوامل Over-extraction وتنقذ هذه النتيجة التي تم التوصل إليها في الدراسة الحالية بشأن عدد العوامل مع ورد بالأدب مثل : (Jackson, 1993; Franklin et al., 1995).

ويتضح أيضاً أن محك كايizer-جمنان لا يتميز بالمنعة لأنه لم يحافظ على أدائه تحت الشروط المختلفة : عدم معالجة للتلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة للتلوث المنتظم بـ٢٠٪ ، ٤٠٪ ، ٦٠٪ ، ٨٠٪ ، ١٠٠٪) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة للتلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠٪ في موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) فقد قدم حلًا رباعي العامل Four-Factor Solution تحت كافة الشروط عدا شرط معالجة للتلوث المنتظم بنسبة ١٠٠٪ بحذف عشرة

تقدير منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل درجات حيث قدم حلًا خامس العامل . ويكشف أداء محك كاليزر-جتمان عن أنه يضخم عدد العوامل Over-extraction وتنقى هذه النتيجة التي تم التوصل إليها في الدراسة الحالية بشأن عدد العوامل مع ورد بالأدبيات مثل : (Zwick & Velicer, 1986; Jackson, 1993; Franklin et al., 1995; Solanas, Leiva & Richards, 2011)

وتتميز اختبار التحليل المترافق بالمنعة حيث قدم الاختبار حلًا رباعي العامل Four-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنس比 (%) ٢٠ ، ٤٠ ، ٦٠ ، ٨٠ ، ١٠٠) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة (%) ٦٠ في موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) ، وبهذا فإن أداء اختبار التحليل المترافق لا يتتأثر بعدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بالدرجات المتطرفة ، كما أن أدائه لا يتتأثر بنسبة التلوث المنتظم بالدرجات المتطرفة (%) ٢٠ ، ٤٠ ، ٦٠ ، ٨٠ ، ١٠٠) ، ولا يتتأثر بنسبة التلوث غير المنتظم بالدرجات المتطرفة (%) ٦٠) في الموقفين السابق الإشارة لهما . وتنقى هذه النتيجة التي تم التوصل إليها بشأن عدد العوامل مع ما ورد في الأدبيات بأن اختبار التحليل المترافق يتميز بالمنعة والدقة مقارنة بالطرق الأخرى لتحديد عدد العوامل مثل : (Zwick & Velicer, 1986; Jackson, 1993; Franklin et al., 1995; Kaufman & Dunlap, 2000; Tanguma, 2000; Knight, 2000; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005; Piccone, 2009; Solanas, Leiva & Richards, 2011)

كما تتميز اختبار العصا المكسورة Broken Stick Test بالمنعة حيث قدم الاختبار حلًا لأحدى العوامل Single-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسبي (%) ٢٠ ، ٤٠ ، ٦٠ ، ٨٠ ، ١٠٠) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة (%) ٦٠ في موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) . ويختفي الاختبار Under-extraction عدد العوامل المستخلصة ، وتنقى هذه النتيجة التي تم التوصل بشأن عدد العوامل إليها في الدراسة الحالية مع ما ورد في الأدبيات مثل : (Jackson, 1993)

أما اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلية فقد تميز بالمنعة حيث قدم الاختبار حلًا لأحدى العوامل Single-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة

التلوث المنظم/غير المنظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنظم بنسبة (٦٢٠ ، ٤٤٪ ، ٨٠٪ ، ١٠٪) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنظم بنسبة ٦٠٪ في موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) . وبين أداء الاختبار أنه يخفي عدد العوامل المستخلصة ، وتنقى هذه النتيجة التي تم التوصل إليها في الدراسة الحالية بشأن عدد العوامل مع ورد في الأبيات مثل : ، ولا تنقى هذه النتيجة التي تم التوصل إليها في الدراسة الحالية مع ما ورد في الأبيات (Zwick & Velicer, 1986; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005).

وأيضاً تميز اختبار الحد الأنفي لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل بالمنعة حيث قدم الاختبار حلًّا ثانوي العامل Two-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنظم/غير المنظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنظم بنسبة (٢٠٪ ، ٤٤٪ ، ٨٠٪ ، ١٠٪) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنظم بنسبة ٦٠٪ في موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثاني : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) . والاختبار يخفي بشكل بسيط عدد العوامل المستخلصة ، وتنقى هذه النتيجة التي تم التوصل إليها بشأن عدد العوامل مع ما ورد بالأبيات مثل : (Piccone, 2009) ، ولا تنقى هذه النتيجة التي تم التوصل إليها في الدراسة الحالية مع ما ورد في الأبيات مثل :

. (Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005)

توصيات الدراسة

في ضوء نتائج الدراسة الحالية التي تم استخلاصها ، يورد الباحث التوصيات الآتية :

- ١- ضرورة مراجعة ملف أو مصفوفة البيانات بعد إدخالها للتأكد من عدم وجود أخطاء في رصد الدرجات المناظرة للاستجابات .
- ٢- ضرورة التأكيد من فهم المستجيبين لتعليمات الإجابة عن أدوات القياس قبل البدء في الاستجابة .
- ٣- ضرورة التأكيد على المستجيبين أن البيانات يتم جمعها لغرض البحث العلمي وهي ليست نوع من التقييم وذلك للتخلص مع عامل المرغوبية الاجتماعية وتزيف الاستجابات ، ومن ثم الحصول على استجابات نقية .
- ٤- اختيار التوقيت المناسب لتطبيق أدوات القياس ، بحيث يتم تجنب المستجيبين التعب أو الإرهاق .

تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

- ٥- ضرورة حذف الدرجات الكلية المتطرفة قبل تحري البنية العاملية لأدوات القياس باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى ، وذلك بترتيب الدرجات الكلية للمستجيبين تصاعدياً أو تنازلياً ، ويمكن للسهولة استخدام برنامج التحليل الإحصائى SPSS لفرز الدرجات المتطرفة مباشرة .
- ٦- على الباحثين عدم الاعتماد على العزم الإحصائية الجاهزة مثل SAS, SPSS التي تجعل محك كايizer-جمنان واختبار أقصى انحدار لكائن طرفاً مفترضة لاستخدام والاستجابة لنتائج البحث التى بينت أن هذه الطرق تؤدى إلى تضخم فى عدد العوامل المنتجة .
- ٧- الاتجاه إلى الاعتماد على اختبار التحليل المترافق باعتباره الأكثر منعة من البديل الأخرى لتحديد عدد العوامل المكونة البنية العاملية لأدوات القياس .

بحوث مقتربة

- استكمالاً لما تم في الدراسة الحالية يقترح الباحث - في حالة توافر العزم الإحصائية اللازمة أو القدرة على كتابة ملفات أوامر - دراسة التالي :
١. دراسة مقارنة بين الطرق التقليدية وطريقة مربع كاي المتتابعة Chi-Square لتحديد عدد العوامل .
 ٢. دراسة مقارنة بين الطرق التقليدية وطريقى محك المعلومات لأكيكى وباسيان Bayesian, Akaike Information Criteria
 ٣. دراسة مقارنة بين الطرق التقليدية وطريقى (OC) Optimal Coordinates ومعامل التعجيل (AF) Acceleration Factor لتحديد عدد العوامل .
 ٤. أثر نسب متباعدة من التلوث المتماثل / غير المتماثل بالدرجات المتطرفة في تحديد عدد العوامل .

المراجع

- ١- رجاء محمود أبو علام (٢٠٠٣) . التحليل الإحصائي للبيانات باستخدام برنامج SPSS . القاهرة : دار النشر الجامعات .
 - ٢- رجاء محمود أبو علام (٢٠٠٧) . مناهج البحث في العلوم النفسية والتربية . القاهرة : دار النشر للجامعات .
 - ٣- صفت فرج (١٩٨٠) . التحليل العاملى في العلوم السلوكية . القاهرة : دار الفكر العربي .
 - ٤- فؤاد أبو حطب ، آمال صادق (١٩٩٦) . مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم
- (٤) — المجلة المصرية للدراسات النفسية - العدد ٨١ المجلد الثالث والعشرون - أكتوبر ٢٠١٣

النفسية والتربوية والاجتماعية (٢٠). القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية .

٥- محمد جبى حسين (٢٠٠٥) . دراسة تقويمية لتطبيقات التحليل العاملى الاستكشافى فى البحوث النفسية والتربوية . *المجلة المصرية للدراسات النفسية* ، ٤٧(١٠)، ٢١١-٢٩٨.

- 6-American Psychological Association (2010). *Publication Manual of the American Psychological Association* (6th ed.).
- 7-Barnett, V., & Lewis, T. (1994). *Outliers in Statistical Data* (3rd ed.). New York: John Wiley & Sons.
- 8-Beckman, R. J., & Cook, R. D. (1983). Outliers. *Technometrics*, 25(119-163). Yuan, K. H.,
- 9-Bollen, K. A., & Aminger, G. (1991). Observational Residuals in Factor Analysis and Structural Equation Models. In P. V. Madsen (Ed.), *Sociological Methodology* (Vol. 21, pp. 235-262). Cambridge, MA: Blackwell Publishing.
- 10-Borg, W. R., & Gall, M. D. (1989). *Educational Research: An introduction* (5th ed.). White Plains, New York: Longman.
- 11-Bradley, J. V. (1978). Robustness. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 31(2), 144-152.
- 12-Buja, A. & Eyuboglu, N. (1992). Remarks on Parallel Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27, 509-540.
- 13-Cattell, R. B. (1966). The Scree Test for the Number of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- 14-Cattell, R. B., & Vogelmann, S. (1977). A Comprehensive Trial of the Scree and K.G. Criteria for Determining the Number of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 12, 289-325.
- 15-Cliff, N. (1988). The Eigenvalues-Greater-than -One Rule and the Reliability of Components. *Psychological Bulletin*, 103, 276-279.
- 16-Conway, J. M. & Huffcutt, A. I. (2003). A Review and Evaluation of Exploratory Factor Analysis Practices in Organizational Research. *Organizational Research Method*, 6(2), 147-168.
- 17-Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most From Your Analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7). Available online:

<http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>

- 18-Crawford, C. B., & Koopman, P. (1979). Note: Inter-rater Reliability of Scree Test and Mean-Square Ratio Test of Number of Factors. *Perceptual and Motor Skills*, 49(1), 223-226.
- 19-Crawford, A. V., Green, S. B., Levy, R., Lo, W. J., Scott, L., Svetina, D., & Thompson, M. S. (2010). Evaluation of Parallel Analysis Methods for Determining the Number of Factors. *Educational and Psychological Methods*, 70, 885-901
- 20-Dingman, H. F., Miller, C. R., & Eyman, R. K. (1964). A Comparison between 2 Analytic Rotational Solutions: Where the Number of Factors is Indeterminate. *Behavioral Science*, 9(1), 76-80.
- 21-Dinno, A. (2009). Exploring the Sensitivity of Horn's Parallel Analysis to the Distributional Form of Simulated Data. *Multivariate Behavioral Research*, 44(3), 362-388.
- 22-Eaton, C. A., Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1999). Determining the Number of Components: An Evaluation of Parallel Analysis and the Minimum Average Partial Correlation Procedures. Unpublished manuscript.
- 23-Enzmann, D. (1997). RanEigen: A Program to Determine the Parallel Analysis Criterion for the Number of Principal Components. *Applied Psychological Measurement*, 21, 232.
- 24-Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research. *Psychological Methods*, 3, 272-299.
- 25-Fava, J. L., & Velicer, W. F. (1992). The effects of overextraction on factor and component analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 27(3), 387-415, 130
- 26-Fava, J. L., & Velicer, W. F. (1996). The Effects of Underextraction in Factor and Component Analyses. *Educational and Psychological Measurement*, 56(6), 907-929.
- 27-Field, A. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS* (3rd ed.). London: Sage Publications.
- 28-Franklin, S., Gibson, D., Robertson, P., Pohlmann, J., & Fralish, J. (1995). Parallel Analysis: A Method for Determining Significant Principal Components. *Journal of Vegetation Science*, 6 (1), 99-106.
- 29-Frontier, S. (1976). Étude de la décroissance des Valeurs Propres dans une

- Analyse en Composantes Principales: Comparison avec le Modèle du bâton brisé. *Journal of Experimental Marine Biology and Ecology*, 25(1), 67-75.
- 30-Garrido, L. E., Abad, F. J., & Ponsoda, V. (2011). Performance of Velicer's Minimum Average Partial Factor Retention Method with Categorical Variables. *Educational and Psychological Measurement*, 71(3), 551-570.
- 31-Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- 32-Grubbs, F. E. (1969). Procedures for Detecting Outlying Observations in Samples. *Technometrics*, 11, 1-21.
- 33-Hawkins, D. (2008). *Identification of Outliers* (2nd ed.). Boston: Chapman and Hall.
- 34-Hayton, J.C., Allen, D.G., & Scarfello, V. (2004) Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: A Tutorial on Parallel Analysis. *Organizational Research Methods*, 7, 191-205
- 35-Henson, R. K. & Roberts, J. K. (2006). Use of Exploratory Factor Analysis in Published Research Common Errors and Some Comment on Improved Practice. *Educational and Psychological Measurement*, 66(3), 393-416.
- 36-Hill, B. D. (2011). The Sequential Kaiser-Meyer-Olkin Procedure as an Alternative for Determining the Number of Factors in Common-Factor Analysis: A Monte Carlo Simulation (Unpublished Doctoral Dissertation). Oklahoma State University.
- 37-Horn, J. L. (1965). A Rationale and Test for the Number of Factors in Factor Analysis. *Psychometrika*, 32, 179-185.
- 38-Horn, J. L. and Engstrom, R. (1979). Cattell's scree Test in Relation to Bartlett's chi-Square Test and Other Observations on the Number of Factors Problem. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 283-300.
- 39-Hubbard, R., & Allen, S.J. (1987). An Empirical Comparison of Alternative Methods for Principal Component Extraction. *Journal of Business Research*, 15, 173-190.
- 40-Huber, P. J. (1981). *Robust statistics*. New York: Wiley.
- 41-Humphreys, L. G., & Montanelli, R. G. (1975). An Investigation of the Parallel Analysis Criterion for Determining the Number of Common Factors. *Multivariate Behavioral*

Research, 10, 193-206.

- 42-Jackson, D. A. (1993). Stopping Rules in Principal Components Analysis: A Comparison of Heuristical and Statistical Approaches. *Ecology*, 74(8), 2204-2214.
- 43-Johnson, R. A. & Wichern, D. (1988). *Applied Multivariate Statistical Analysis* (2nd Ed.). New Jersey : Prentic-hall, Inc.
- 44-Kaiser, H.F. (1960). The Application of Electronic Computers to Factor Analysis. Educational and Psychological Measurement, 20, 141-151.
- 45-Kaiser, H. F. (1970). A Second Generation Little Jiffy. Psychometrika, 35(4), 401-415.
- 46-Kaufman, J. D. & Dunlap, W. (2000). Determining the Number of Factors to Retain: A Windows-based FORTRAN-IMSL Program for Parallel Analysis. Behavior Research Methods, Instruments, & Computers, 32(3), 389-395.
- 47-Knight, J. L. (2000). Toward Reflective Judgment in Exploratory Factor Analysis Decisions: Determining the Extraction Method and Number of Factors to Retain. Paper presented at the Annual Meeting of the Mid-South Educational Research Associations (28th, Bowling Green, KY, Novemeber 15-17, 2000). (ERIC Document No. ED 449224).
- 48-Lautenschlager, G. J. (1989). A Comparison of Alternatives to Conducting Monte Carlo Analyses for Determining Parallel Analysis Criteria. Multivariate Behavioral Research, 24, 365-395.
- 49-Ledesma, R. D. & Valero-Mora, P. (2007). Determining the Number of Factors to Retain in EFA: an Easy-to-Use Computer Program for Carrying Out Parallel Analysis. Practical Assessment, Research & Evaluation. 12(2), Available online: <http://pareonline.net/getvn.asp?v=12&n=2>
- 50-Levonian, E., & Comrey, A. L. (1966). Factorial Stability as a Function of Number of Orthogonally-Rotated Factors. *Behavioral Science*, 11(5), 400-404.
- 51-Liu, Y. (2005). *Documenting the Impact of Outliers on Cronbach's Coefficient Alpha Estimate of Reliability: Informing How One Should Interpret the Extant Literature and/or One's Own Research Findings* (Unpublished Master's Thesis). The University of British Columbia, Canada.
- 52-Liu, Y. (2011). *Documenting the Impact of Outliers on Decisions about*

- the Number of Factors in Exploratory Factor Analysis (Unpublished Doctoral Dissertation). The University of British Columbia, Canada.
- 53-Liu, Y., & Zumbo, B.D. (2012). Impact of Outliers Arising from Unintended and Unknowingly Included Subpopulations on the Decisions about the Number of Factors in Exploratory Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 72, 388-414.
- 54-Liu, Y.; Wu, A. D. & Zumbo, B.D. (2010). The Impact of Outliers on Cronbach's Coefficient Alpha Estimate of Reliability: Ordinal/Rating Scale Item Responses. *Educational and Psychological Measurement*, 70(1), 5-21.
- 55-Liu, Y., Zumbo, B. D., & Wu, A. D. (2012). A Demonstration of the Impact of Outliers on the Decisions about the Number of Factors in Exploratory Factor Analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 72, 181-199.
- 56-Mooi, E. & Sarstedt, M. (2011). *Concise Guide to Market Research: The Process, Data, and Methods Using IBM SPSS Statistics. Advanced Methods for Determining the Number of Factors.pdf*. Retreavid from: http://www.guide-market-search.com/index.php?option=com_content&view=article&id=23&Itemid=37. Springer
- 57-Mumford, K. R., Ferron, J. M., Hines, C. V., Hogarty, K. Y., & Kromrey, J. D. (2003). *Factor Retention in Exploratory Factor Analysis: A Comparison of Alternative Methods*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association (Chicago, IL, April 21-25, 2003). (ERIC Document No. 476430).
- 58-Norris, M. & Lecavalier, L. (2010). Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Developmental Disability Psychological Research. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 40(1), 8-20.
- 59-O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for Determining the Number of Components Using Parallel Analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrumentation, and Computers*, 32, 396-402.
- 60-Patil, V. H., Singh, S. N., Mishra, S., & Donovan, T. (2007). *Parallel Analysis Engine to Aid Determining Number of Factors to Retain* [Computer software]. Available from <http://ires.ku.edu/~smishra/parallelengine.htm>;

تقييم متعدد للطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل

- 61-Patil, V. H., Singh, S. N., Mishra, S., & Donovan, T. (2008). Efficient Theory Development and Factor Retention Criteria: A Case for Abandoning the 'Eigenvalue Greater Than One' Criterion. *Journal of Business Research*, 61 (2), 162-170.
- 62-Peres-Neto, P., Jackson, D., & Somers, K. (2005) How Many Principal Components? Stopping Rules for Determining the Number of Non-Trivial Axes Revisited. *Computational Statistics & Data Analysis*, 49, 974 – 997.
- 63-Piccone, A. V. (2009). *A Comparison of Three Computational Procedures for Solving the Number of Factors Problem in Exploratory Factor Analysis* (Unpublished Doctoral Dissertation), University of Northern Colorado.
- 64-Raiche, G., Riopel, M. and Blais, J.-G. (2006). *Non graphical Solutions for the Cattell's Scree Test*. Paper presented at the International Annual meeting of the Psychometric Society, Montreal. [<http://www.er.uqam.ca/nobel/r17165/RECHERCHE/COMMUNICATIONS/>]
- 65-Ruscio, J. & Roche, B. (2012). Determining the Number of Factors to Retain in an Exploratory Factor Analysis Using Comparison Data of Known Factorial Structure. *Psychological Assessment*. 24(2), 282-292.
- 66-Schmitt, T. A. (2011). Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304-321.
- 67-Solanas, A., Leiva, D., & Richards, M. M. (2011). Retaining Principal Components for Discrete Variables. *Anuario de Psicología*, 41(1-3), 33-50.
- 68-StatSoft (2008). *Electronic Statistics Textbook is a public service provided by StatSoft, Inc.* Retrieved March 8, 2008, from <http://www.statsoft.com/textbook/glosfra.html>
- 69-Swaim, V. S. (2009). *Determining the Number of Factors in Data Containing a Single Outlier: A Study of Factor Analysis of Simulated Data* (Unpublished Doctoral Dissertation). Agricultural and Mechanical College . Louisiana State University.
- 70-Tanguma, J. (2000). *Determining the Number of Factors to Retain*. Paper Presented at the Annual Meeting of the Southwest

- Educational Research Association (Dallas, TX, January 27-29, 2000). (ERIC Document No. 449170).
- 71-Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor Analytic Evidence for the Construct Validity of Scores: A Historical Overview and Some Guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 197-208.
- 72-Velicer, W. F. (1976). Determining the Number of Factors from the Matrix of Partial Correlations. *Psychometrika*, 41, 321-327.
- 73-Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct Explication Through Factor or Component Analysis: A Review and Evaluation of Alternative Procedures for Determining the Number of Factors or Components. In R. D. Goffin & E. Helmes (Eds.), *Problems and Solutions in Human Assessment: Honoring Douglas N. Jackson at Seventy* (pp. 41-72). Norwell, MA: Kluwer Academic.
- 74-Velicer, W. F., & Jackson, D. N. (1990). Component Analysis versus Common Factor Analysis: Some Issues in Selecting an Appropriate Procedure. *Multivariate Behavioral Research*, 25(1), 1-28.
- 75-Watkins, M.W. (2000). *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis* [computer software]. State College, PA: Ed & Psych Associates.
- 76-Watkins, M. W. (2006). Determining Parallel Analysis Criteria. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, (2), 344-346.
- 77-Weng, L.-J., & Cheng, C.-P. (2005) Parallel Analysis with Unidimensional Binary Data. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 697-716
- 78-Wilcox, R. R. (2010). *Fundamentals of Modern Statistical Methods: Substantially Improving Power and Accuracy* (2nd ed.). New York, NY: Springer.
- 79-Wilkinson, L., & The Task Force on Statistical Inference (1999). Statistical Methods in Psychology Journals: Guidelines and Explanations. *American Psychologist*, 54, 594-604.
- 80-Wood, J. M., Tataryn, D. J., & Gorsuch, R. L. (1996). Effects of Under- and Overextraction on Principal Axis Factor Analysis with Varimax Rotation. *Psychological Methods*, 1(4), 354-365,
- 81-Young, F.W. (1996). ViSta: Developing Statistical Objects. The Visual Statistic Project, Thurstone Psychometric Lab, Univ.

- N. Carolina, Chapel Hill, *Research Memorandum Number 1996-1.*
- 82-Young, F.W. (2003). ViSta "The Visual Statistics System". [computer software] [on-line] Available: URL: <http://forrest.psych.unc.edu/research/index.html>
- 83-Young, F.W., Valero-Mora, P. & Friendly, M. (2006). *Visual Statistics Seeing Data with Dynamic Interactive Graphics*. New Jersey: Wiley and Sons.
- 84-Yuan, K. H., Marshall, L. L., & Bentler, P..M. (2002). A Unified Approach to Exploratory Factor Analysis with Missing Data, Nonnormal Data, and in the Presence of Outliers. *Psychometrika*, 67(1), 95-122.
- 85-Yuan, K. H., & Zhong, X. L. (2008). Outliers, Leverage Observations, and Influential Cases in Factor Analysis: Using Robust Procedures to Minimize their Effect. *Sociological Methodology*, 38, 329-368.
- 86-Zijlstra, W.P., van der Ark, L.A., & Sijtsma, K. (2007). Outlier Detection in Test and Questionnaire Data. *Multivariate Behavioral Research*, 42(3), 531-555.
- 87-Zijlstra, W.P., van der Ark, L.A., & Sijtsma, K. (2008). Outlier Detection in the Medical Questionnaire Rising and Sitting Down (QR\&S). In K. Shigemasu, A. Okada, T. Imaizumi, & T. Hoshino (Eds.), *New Trends in Psychometrics* (pp. 595-604). Tokyo: Universal Academy Press.
- 88-Zwick, W.R. & Velicer, W.F. (1986). Comparison of Five Rules for Determining the Number of Components to Retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432-442.

Assessing the Robustness of Classical and Some Monte Carlo Methods for Determining the Number of Factors in Exploratory Factor Analysis in Psychological Research

Mahsoub Abdel Kader
Dept. of Educational Psychology
Qena Faculty of Education
South Valley University

The purpose of this study is to assess the robustness of six commonly used methods for determining the numbers of factors to retain in exploratory factor analysis in psychological research. The study assesses classical methods (Kaiser-Guttman criteria, Cattell's Scree test) and some of Monte Carlo advanced techniques (parallel analysis test, broken-stick test, the original minimum average partial test, and the revised minimum average partial test). The researcher used an empirical data available online on <http://www.uk.sagepub.com/> and a simulated datasets. The sample of the current study was de-limited to (2571) subjects. The performance of the six methods was compared under the conditions: nonmanipulation of symmetric/asymmetric outlier contamination, manipulation of symmetric outlier contamination by deleting (2, 4, 6, 8, and 10 outliers), and manipulation of asymmetric outlier contamination by deleting 6 outliers in two situations (first: deleting five high outliers and one low outlier, second: deleting five low outliers and one high outlier).

The study findings revealed that: depending on the decision method and outliers condition, the number of factors retained could be inflated, deflated, or remain the same. Cattell's scree test didn't show robustness under all the conditions; Kaiser-Guttman criteria didn't show robustness under all the conditions; parallel analysis test showed robustness under all the conditions; Broken Stick test showed robustness under all the conditions; Finally, the Number of factors to retain according to the original (1976) MAP test and to the revised (2000) MAP test is respectively (1, 2) showed robustness and under-extraction under all the conditions.