دار المنظومة
DAR ALMANDUMAH
الرواد في قواعد المعلومات العربية

| | |
|---|---|
| العنوان: | تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل فى التحليل العاملي الاستكشافي فى مجال البحث النفسي |
| المصدر: | المجلة المصرية للدراسات النفسية |
| الناشر: | الجمعية المصرية للدراسات النفسية |
| المؤلف الرئيسي: | الضوي، محسوب عبدالقادر |
| المجلد/العدد: | مج23, ع81 |
| محكمة: | نعم |
| التاريخ الميلادي: | 2013 |
| الشهر: | أكتوبر |
| الصفحات: | 169 - 243 |
| رقم MD: | 1012175 |
| نوع المحتوى: | بحوث ومقالات |
| اللغة: | Arabic |
| قواعد المعلومات: | EduSearch |
| مواضيع: | البحث النفسي، الاختبارات الاحصائية، التحليل العاملي الاستكشافي، علم النفس |
| رابط: | http://search.mandumah.com/Record/1012175 |

© 2020 دار المنظومة. جميع الحقوق محفوظة.
هذه المادة متاحة بناء على الإتفاق الموقع مع أصحاب حقوق النشر، علما أن جميع حقوق النشر محفوظة. يمكنك تحميل أو طباعة هذه المادة للاستخدام الشخصي فقط، ويمنع النسخ أو التحويل أو النشر عبر أي وسيلة (مثل مواقع الانترنت أو البريد الالكتروني) دون تصريح خطي من أصحاب حقوق النشر أو دار المنظومة.

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

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 لكاتل Scree test ، محك كايزر–جتمان Kaiser-Guttman Criteria) وبعض الطرق المبنية على فنيات مونت كارلو لتوليد بيانات المحاكاة (اختبار التحليل المتوازى Parallel Analysis ، اختبار العصا المكسورة Broken Stick ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل Original and Revised Minimum Average Partial Correlation) التى تستخدم فى تحديد عدد العوامل التى تستبقى فى التحليل العاملى الاستكشافى ، وقد استخدم الباحث نوعين من البيانات هما بيانات المحاكاة Simulated Data وبيانات إمبيريقية Emprical Data تتمثل فى بيانات استبيان القلق 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 كاتل ، محك كايزر–جتمان) بالمنعة تحت شرط عدم معالجة / معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة وقدمت الطريقتان حلاً رباعى العامل عدا حالة معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ١٠٠% فقد قدمت الطريقتان حلاً خماسى العامل ، وتميزت 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 حلاً (رباعى العامل ، أحادى العامل ، أحادى العامل ، ثنائى 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 منعة الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو لتحديد عدد العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى فى مجال البحث النفسى

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 النفسى 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 Analysis of Moment Structures (AMOS) ، وحزمة العلاقات الخطية البنائية Linear Structural Relations (LISREL) ، وحزمة نظام التحليل الإحصائى Statistical Analysis System (SAS) أصبحت الصعوبات المتعلقة باستخدام التحليل العاملى أقل وطئة 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 والتحليل العاملى التوكيدى (التحققى) Confirmatory Factor Analysis (Kaiser, 1970; 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 التى يتم جمعها ، وهذه البيانات هى التى تحدد الطريقة التى تتشبع بها المتغيرات على العوامل ولهذا يستخدم لبناء النظريات ، بينما يعد التحليل العاملى التوكيدى طريقة تعتمد على النظرية Theory-Driven Technique ، فالنظرية التى يتبناها الباحث هى التى تحدد الطريقة التى تتشبع بها العوامل على المتغيرات ولهذا 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 الدرجات فى عدد من المتغيرات المقاسة أو البنود وتحديد معنى العوامل المحددة والعلاقات بين هذه العوامل بطريقة استكشافية ، وهو أداة تحليلية شائعة للبيانات Data-Analytic Tool بخاصة فى بناء ودراسة صدق أدوات القياس (Ruscio & Roche, 2012) . واستخدم على وجه التحديد فى مجالات القياس ، والتقييم ، والتربية ، والشخصية وذلك من خلال مراجعة البحوث المنشورة فى أربعة من الدوريات الشهيرة فى مجال علم النفس وهى : Psychological Assessment, Educational and Psychological Measurement, Journal of (Henson & Educational Psychology, Personality and Individual Differences . Roberts, 2006; Liu, 2011)

وعلى الرغم من استخدام التحليل العاملى الاستكشافى على نطاق واسع لكنه إجراء إحصائى يحظى بفهم ضيق من قبل الكثير من الباحثين . فعند تقويم استخدام التحليل العاملى الاستكشافى فى ٦٦ دراسة منشورة فى خمس دوريات رائدة فى مجال صعوبات التعلم النمائية خلال أكثر من عشر سنوات وجد أن نسبة ٣٥% من هذه الدراسات (٢٣ دراسة) استخدمت التحليل العاملى الاستكشافى ، كما بينت الدراسة أن التوصيات والإرشادات المتعلقة باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى يتم تجاهلها على نطاق واسع ( Lecavalier, 2010Norris & ) .

ويعد استخلاص العوامل Factors Extraction المكونة لبنية المتغيرات المستهدفة بالقياس خطوة هامة فى عملية التحليل العاملى الاستكشافى ، وأهم ما فى هذه الخطوة هو اتخاذ قرار بأى العوامل نستبقيها Retained (رجاء محمود أبو علام ، ٢٠٠٣ : ٣٦٢ – ٣٦٣) .

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

وعلى الرغم من توافر عدة طرق لاستخلاص العوامل ، إلا أن طريقة تحليل المكونات الأساسية لهوتلينج 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 فى الاستعمال Default Method ، أى أن الحزمة تستعمل طريقة

تحليل المكونات الأساسية تلقائياً إذ لم يحدد المستخدم طريقة أخرى لاستخلاص العوامل من ضمن الطرق الأخرى التى تقدمها ، فالحزمة معدة ذاتياً لاستخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية .

وتوجد عدة طرق لتحديد عدد العوامل المستبقاة عند استخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية فى التحليل العاملى الاستكشافى ، منها الطرق التقليدية مثل : اختبار أقصى انحدار لكاتل Cattell' Scree test ، وقاعدة الجذر الكامن أكبر من واحد والمعروفة باسم محك كايزر-جتمان Kaiser-Guttman Criteria ، ومنها الطرق المبنية على فنيات مونت كارلو لتوليد بيانات المحاكاة (المضاهاة) Monte Carlo Simulation Data Techniques مثل : اختبار التحليل المتوازى Parallel Analysis (PA) ، واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى والمعدل Minimum Average Partial (MAP) ، واختبار العصا المكسورة Broken Stick (Ledesma & Valero-Mora, 2007; Mooi & Sarstedt, 2011: 208)

وتشير الأدبيات إلى أن اختبار كاتل ومحك كايزر-جتمان يقعان تحت مسمى الطرق الكلاسيكية أو التقليدية Classical Metods أما بقية الطرق الأخرى -المبنية على فنيات أو طرق مونت كارلو- فتقع تحت مسمى الطرق المتقدمة Advanced Methods ، وعلى الرغم من الانتقادات التى وجهت لطريقتى كاتل وكايزر-جتمان إلا أن استخدامهما مازال مستمراً وبشكل واسع ، حتى أن الحزمة الإحصائية الأشهر *SPSS* تستخدمهما باعتبارهما الطرق المفترضة فى الاستعمال وليس أمام الباحث المستخدم لهذه الحزمة الإحصائية طرقاً أخرى متاحة .

هذا ويعد تحديد عدد المكونات أو العوامل التى تستبقى بمثابة تحدى يواجه الباحثين عند استخدام طريقة تحليل المكونات الأساسية لاستخلاص العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى (Kaiser, 1970; Velicer, 1976; Weng & Cheng, 2005; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005; Watkins, 2000, 2006; Schmitt, 2011) .

وقد صنف Fabrigar, Wegener, MacCallum, and Strahan (1999) فى دراسته التقويمية المسحية الشهيرة إجراءات تحديد عدد العوامل فى دوريتين علميتين هما دورية علم النفس التطبيقى Journal of Applied Psychology ودورية الشخصية وعلم النفس الاجتماعى Journal of Personality and Social Psychology فى الفترة من ١٩٩١م إلى ١٩٩٥م ووجد أن طريقتى الجذر الكامن أقل من واحد وطريقة أقصى انحدار لكاتل استخدمتا فى (٤٩) دراسة من إجمالى (١٥٩) دراسة منشورة فى دورية الشخصية وعلم النفس الاجتماعى بنسبة (٣٠،٨ %) ، واستخدمتا فى (٢٠) دراسة من إجمالى (٥٨) دراسة منشورة فى دورية علم النفس

التطبيقى بنسبة (٣٤،٥ %) ، كما وجد أن اختبار التحليل المتوازى استخدم فى دراسة واحدة فقط منشورة بدورية الشخصية وعلم النفس الاجتماعى .

وكشفت نتائج دراسة محمد حبشى حسين (٢٠٠٥) التقويمية لتطبيقات التحليل العاملى الاستكشافى فى البحوث النفسية والتربوية بالمجلة المصرية للدراسات النفسية ودورية دراسات نفسية فى الفترة الممتدة من ١٩٩٩م إلى ٢٠٠٣م أن محك كايزر-جتمان استخدم فى (٢١ ، ٢٧) دراسة منشورة فى 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 لكاتل لتحديد عدد العوامل بنسبة (٢،٢ %) ، ووجد (١٨ ، ٣) منشورة بالمجلة المصرية للدراسات النفسية ودورية دراسات نفسية بنسبة (٤٠ % ، ٨،٨ %) على الترتيب لم توثق الطرق المستخدمة لتحديد عدد العوامل .

ويذكر Velicer and Jackson (1990) 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 لكاتل Cattell's Scree Test مازال يتم على نطاق واسع ، وحيث أنهما الطرق المفترضة للاستخدام فى الحزم الإحصائية فإن المشكلة النمطية فى البحوث المنشورة هى 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 فى مجال الإحصاء بعامة والإحصاء النفسى بصفة خاصة حول مفهوم الدرجات المتطرفة وكيفية التعامل معها (Liu, 2011) .

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

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

(متماثلة) Symmetric Outliers أو درجات متطرفة غير منتظمة Asymmetric Outliers (Liu & Zumbo, 2012) .

والدراسة الحالية تبنى على نتائج البحوث والدراسات السابقة فى تقييم منعة الطرق الكلاسيكية وبعض الطرق المبنية على فنيات مونت كارلو التى تستخدم فى تقرير عدد العوامل المستبقاة فى التحليل العاملى الاستكشافى فى المجال النفسى ، حيث يعد القرار الخاص بعدد العوامل أو المكونات المستبقاة أمراً هاماً فى تطبيقات تحليل المكونات الأساسية لتخفيض أبعاد Dimensionality البيانات فى التحليل (Dinno, 2009) .

## مشكلة الدراسة

ربما لا يخلو بحث علمى فى مجال البحوث النفسية من استكشاف أو استطلاع البنية العاملية لأدوات القياس ، فمعظم بحوث الماجستير والدكتوراه وبحوث الترقية لمستوى الأساتذة المساعدين والأساتذة تستخدم التحليل العاملى بنوعيه الاستكشافى أو التوكيدى أو كليهما معاً كمزيج يتضمن استكشاف التركيب أو البنية العاملية ويليه تحليل عاملى توكيدى .

لذا يعد تحديد البنية العاملية أحد الأهداف الأساسية لاستخدام التحليل العاملى الاستكشافى، وبهذه الكيفية يتم اشتقاق عامل أو أكثر يحوز المقدار الأعلى من المعلومات من بين عدد من المتغيرات الملاحظة ، والقرار الخاص بعدد العوامل فى النموذج مهم جداً سواء أكان فى صورة الاستخلاص المنخفض Under-extraction الذى يؤدى إلى عدد قليل جداً من العوامل ، أو الاستخلاص المرتفع Over-extraction الذى يؤدى إلى عدد كبير جداً من العوامل قد يشوه الحل العاملى ويؤدى إلى تفسيرات خاطئة للبنية العاملية الناتجة .

ويعد انخفاض الاستخلاص مشكلة خطيرة تظهر فى فقدان المعلومات وظهور أخطاء جوهرية وعندئذ لا يمكن وصف البنية العاملية ، أما ارتفاع (تضخم) الاستخلاص فيعد مشكل بدرجة أقل من انخفاض الاستخلاص لكنه يظهر فى صورة استنتاجات غير مناسبة ويقود إلى تجزىء أو تقسيم العامل Splitting وبخاصة عند استخدام طريقة Varimax فى التدوير المتعامد حيث تظهر عوامل زائفة Trivial على حساب العوامل الرئيسة حيث يقل مقدار تشبعات العامل Magnitudes of Factor loadings للعوامل الهامة ، كما أن واحد أو أكثر من العوامل الزائفة تتشبع 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 حقيقية ، 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 Levonian and Comery (1966) أن البنية العاملية يحدث لها تغير كامل عندما يستبقى المزيد من العوامل عند استخدام فئات بيانات حقيقية ، كما أوصت نتائج دراستى المحاكاة Fava, and Velicer (1992, 1996) أن الاستخلاص المرتفع يظهر فى تخفيض رتبة Degradations درجات العامل فى حالات التشبعات المنخفضة وأحجام العينات الصغيرة ، ويؤدى الاستخلاص المنخفض إلى إنخفاض جوهرى فى رتب درجات العامل .

وتوصلت دراسة Wood, Tataryn, and Gorsuch (1996) فى نفس السياق باستخدام المحاكاة أن تقديرات العوامل من المحتمل كثيراً أن تحوى أخطاء كبيرة تستحق الاهتمام عند حدوث الاستخلاص المنخفض ، أما فى حالة الاستخلاص المرتفع فإن تشبعات العوامل تحوى عادة أخطاء جوهرية أقل عما هو عليه فى حالة الاستخلاص المنخفض ، وأن الاستخلاص المرتفع يظهر فى تجزئة العامل عند توافر العامل العام وعدم توافر متغيرات فريدة فى فئة البيانات ، وأوصت الدراسة مستخدمى التحليل العاملى باستخدام طرق فعالة لتحديد عدد العوامل وتجنب الاستخلاص المنخفض حتى فى ظل خطورة الاستخلاص المرتفع ، واشتمال متغيرات فريدة مولدة عشوائياً كضامن فى مقابل تجزئة العامل فى حالة توافر عامل عام .

ويذكر Franklin, Gibson, Robertson, Pohlmann, and Fralish (1995) 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 فى التحليل العاملى الاستكشافى 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 Thompson (2010) ، أما المسار الثانى فركز على الدراسة الجماعية المقارنة مثل : دراسة Horn and Engstrom (1979; Hubbard and Allen (1987); Lautenschlager (1989); Zwick and Velicer (1986); Franklin et al. (1995); Hayton, Allen and Scarpello (2004) Swiam (2009) . وقد استهدفت هذه الدراسات بعامة تقويم قدرة الطرق على تحديد عدد العوامل المهمة فى بيانات مولدة عن طريق المحاكاة .

وبهذا فإن قرار تحديد عدد العوامل أو المكونات المستخلصة بطريقة تحليل المكونات الأساسية هو مشكلة محورية فى التحليل العاملى الاستكشافى ، فالاختيار الخاطىء لعدد العوامل ربما يقود إلى خفض تقدير Underestimation عدد المكونات المستخلصة ، لكن الأمر الأكثر

شيوعاً فى البحوث هو تضخم تقدير Overestimation عدد المكونات المستخلصة (Kaiser, 1970; Velcier, 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 اشتمالها على مكونات زائفة Inclusion of Spurious Components تشوه الأنماط الكامنة للتباين أو التغاير ، وبصفة عامة يؤثر قرار العوامل التى يتم استبقائها على التحليل التالى وعلى تدوير العوامل (Franklin et al., 1995) .

لذا تعد قضية الاقتصاد Parsimony والتعدد Multiplicity فى العوامل من أهم قضايا التحليل العاملى ، حيث أن مشكلة العدد المناسب من العوامل التى يتعين إستخلاصها تفرض نفسها على الباحث مسبقاً قبل أن يبدأ فى التحليل العاملى ، ونظراً لعدم وجود قاعدة رياضية أو سيكولوجية تقدم حلاً مقبولاً بصورة عامة تصبح المشكلة موضوعاً لوجهات النظر ، ورغم أن أغلب المحكات الكلاسيكية التى يحفل بها تراث التحليل العاملى الخاصة بالعدد المناسب من العوامل محكات توصى بها الخبرة العلمية ، إلا أنها كانت تقدم فى إطار من التبريرات النظرية تقف منها بمثابة خلفيات أولية تتضمن رغبة فى إنتاج العوامل ذات الأهمية فقط ، والتى تؤدى إلى حسن الوصف أو التفسير ، ويقصد بالأهمية أن يكون العامل له نسبة كبيرة من التباين الكلى للمصفوفة الارتباطية والتى يعبر عنها بالجذر الكامن Latent Root (Eigenvale) (صفوت فرج، ١٩٨٠ : ٣٥٣-٣٥٤) .

وكشفت نتائج البحوث والدراسات فيما يتصل بأداء الطرق التى يعتمد عليها فى اتخاذ قرار بشأن عدد العوامل أن طريقتى التحليل المتوازى والحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى أظهرتا تفوقاً على الطرق الأخرى المستخدمة عند اتخاذ قرار بشأن عدد العوامل نظراً لدقة نتائجهما ، إلا أنهما نادراً ما يستخدما فى البحوث التطبيقية بسبب أنهما غير متضمنتان فى الحزم الإحصائية الشائعة مثل *SPSS*, SAS ولأنهما ينطويان على استخدام حسابات صعبة ، كما تم التأكيد على أن استخدام محك كايزر-جتمان وطريقة كاتل غير مفضلتان وبخاصة فى 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 محك كايزر-جتمان يضخم العدد الحقيقى للعوامل ، وعند الأخذ فى الاعتبار أن الحزم الإحصائية الشائعة *SPSS* تعتمد على محك كايزر-جتمان فإنه يجب استخدام إجراءات متعددة كخليط من الطرق الكلاسيكية وأيضاً تلك الأكثر تقدماً ومنها اختبارى

التحليل المتوازى والحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى للحصول على مؤشر لأفضل عدد من العوامل ، ويجب أن يكون القرار النهائى متفق مع طريقة التحليل العاملى الاستكشافى مع اعتبار أيضاً أياً من الحلول (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 وثقت تأثير الدرجات المتطرفة على تقدير مقاييس الموضع وتقدير معامل ألفا لكرونباخ وتقدير معاملات الانحدار وتقديرات الخطأ من النوع الأول ومن النوع الثانى لاختبارى "ت" و"ف" فإن مسألة أثر الدرجات المتطرفة على قرار عدد العوامل التى تستبقى فى التحليل العاملى ليست موثقة بشكل كبير فى الأدبيات السيكومترية ومناهج البحث (Liu, 2011; Liu & Zumbo, 2012; Liu, Zumbo & Wu, 2012) .

وتؤكد نتائج البحوث على التشجيع القوى للباحثين على فحص الدرجات المتطرفة واستخدام طرق ذات منعة Robustness فى الممارسات البحثية وأن عدم القيام بذلك ربما يقود إلى استنتاجات إمبيريقية مضللة . وقد دلت نتائج بعض الأبحاث إلى أن الدرجات المتطرفة تؤدى إلى تضخم أو عدم تضخم فى عدد العوامل المستخلصة ، وأوصت بضرورة فحص البيانات التى يتم جمعها للكشف عن وجود درجات متطرفة ، وأن تحديد هذه الدرجات يعد خطوة هامة فى 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 تشوه Distort جزئياً مصفوفة معاملات الارتباط Correlation Matrix والجذور الكامنة Eginvalues ، وأن تجاهل الباحثون عادة لتأثير الدرجات المتطرفة فى التحليل العاملى يرجع إلى اعتقادهم بأن وجود عدد محدود من الدرجات المتطرفة لا يغير بشكل جوهرى مصفوفة معاملات الارتباط ، والعامل الخطير المسهم Pernicious فى ذلك الأمر قصور توافر Limit Availiability الطريقة الإحصائية التى تتسم بالمنعة فى البرمجيات الإحصائية المستخدمة على نطاق واسع مثل *SPSS*, SAS .

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

الكبيرة ربما تؤدى إلى ظهور عامل ، ودراسة Huber (1981) التى بينت أن مصفوفة معاملات الارتباط حساسة جداً للدرجات المتطرفة ووجود درجة أو اثنتين متطرفتين ربما تؤدى إلى توليد عامل إضافى ، وعلى النقيض بينت دراسة Yuan and Marshall (2002) أن عدد العوامل يقل فى حالة وجود الدرجات المتطرفة باستخدام محك كايزر-جتمان .

وبهذا تظهر الحاجة إلى المزيد من البحث المنتظم لتحرى كيف يؤثر التلوث المنتظم / غير المنتظم بالدرجات المتطرفة فى البنية الكامنة أو العوامل ، وأيضاً الحاجة إلى استخدام خليط من البيانات المولدة عشوائياً (بيانات المحاكاة) والبيانات الإمبيريقية التى تعتمد على العينة والتى ربما يصعب فى ضوئها تعميم النتائج إلى عينات أخرى وذلك فى إطار التناقض الواضح فى الاستنتاجات فى الأدبيات حول كيفية تأثير الدرجات المتطرفة فى أداء طرق إتخاذ القرار بشأن تحديد عدد العوامل.

وتحاول الدراسة الحالية الإجابة عن السؤال الرئيس التالى :

ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى الأصلى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى المعدل) باعتبار عدم معالجة / معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة ؟

ويتفرع من السؤال الرئيس الأسئلة الفرعية التالية :-

١.ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة ؟

٢.ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو باعتبار معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسب (٢٠ % ، ٤٠ % ، ٦٠ % ، ٨٠ % ، ١٠٠ %) على التوالى ؟

٣.ما عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو باعتبار معالجة التوزيع الملوث غير المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠ % ؟

أهداف الدراسة

تهدف الدراسة الحالية إلى :

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

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 لكاتل، محك كايزر-جتمان ، العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباط الجزئى المعدل) تحت شرط معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسب (٢٠ % ، ٤٠ % ، ٦٠ % ، ٨٠ % ، ١٠٠ %) على التوالى ؟

٣. تحديد عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام اختبارات (أقصى انحدار لكاتل ، 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 التالى :

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

٢. يعد تحرى البنية العاملية فى التحليل العاملى الاستكشافى أمراً حيوياً للباحثين فى المجال النفسى ومؤشراً مهماً من المؤشرات الدالة على صلاحية أدوات القياس لاستخدامها فى جمع بيانات عن المتغيرات المستهدفة بالقياس .

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

### الأهمية التطبيقية

تظهر الأهمية التطبيقية للدراسة الحالية من خلال التالى :

١.تقيم الدراسة منعة الطرق الكلاسيكية وعدد من الطرق المتقدمة المبنية على فنيات مونت كارلو التى تسخدم فى تحديد عدد العوامل المستبقاة تحت شروط مختلفة ، ربما تتيح للباحثين اختيار الطريقة الأفضل عندما يقوده تصميمه البحثى إلى استخدام التحليل

العاملى الاستكشافى .

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

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

## حدود الدراسة

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

## تعريف مصطلحات الدراسة Definition of Terms

### البنية Construct

مفهوم نمطى A Type of Concept يستخدم ليصف أحداثاً تشترك فى خصائص متشابهة (Borg & Gall, 1989) .

### الجذر الكامن Latent Root

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

### العوامل Factors

هى الأسس التى تقوم عليها التكوينات (البنى) Structures التى تصف مجموعة المتغيرات الداخلة فى التحليل (رجاء محمود أبو علام ، ٢٠٠٣ : ٣٦٢ – ٣٦٣) . أو هى متغيرات كامنة غير ملحوظة يمكن أن تستنبط من مجموعة من المتغيرات الملاحظة . أو تكوين فرضى كامن وراء فئة من أساليب الأداء أو فئة من الاختبارات أو القياسات من أى نوع كان . أو هى بنى افتراضية يمكن فقط تقدير قيمها من بيانات مشاهدة (Johnson & Wichern, 1988) .

### التحليل العاملى Factor Analysis (FA)

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

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

تحليل المكونات الأساسية Principal Components Analysis (PCA)

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

الاستخلاص Extraction

الطريقة التى تستخدم لتقدير تشبعات العامل والاشتراكيات Communalities لمصفوفة الارتباط (Piccone, 2009) .

طريقة مونت كارلو Monte Carlo Study

تقوم على إجراء سلسلة من عمليات المضاهاة (المحاكاة) / Running Simulatons Routines لبيانات عشوائية التوليد Random Data حسبما تتطلب خطوات تنفيذ اختبار إحصائى معين (Franklin et al., 1995) . أو هى تقنية (فنية) كمبيوترية مركزة Computer-Intensive Technique لتقييم أداء إحصائى معين تحت معاينة مكررة Repeated Sampling، وفى طرق مونت كارلو يستخدم الكمبيوتر محاكاة الأرقام العشوائية لتقليد مجتمع إحصائى (StatSoft, 2008).

البيانات العشوائية Random Data

تولد من مصفوفة معاملات الارتباط (مصفوفة الوحدة) Identity Correlation Martix التى تحتوى على الصفر ماعدا قطر المصفوفة ونفس حجم العينة وعدد المتغيرات كما فى حالة البيانات الأصلية (Liu, 2011) .

الدرجات المتطرفة Outliers

مشاهدات نمطية غير متكررة ، أو نقاط البيانات التى لا تظهر بأنها تتبع خصائص التوزيع لبقية البيانات (StatSoft, 2008) . أو هى درجات لا تعبر عن التوزيع الفعلى للدرجات ويطلق عليها درجات زائفة أو كاذبة (رجاء محمود أبو علام ، ٢٠٠٧ : ٥٣٥) .

المنعة* Robustness

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

## الاطار النظرى للدراسة

### طرق تحديد عدد العوامل

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

### اختبار أقصى انحدار لكاتل Cattell's Scree Test

قدمه كاتل Cattel (1966) وأشار إلى أن هناك حداً أدنى من مقدار التباين الذى يجب أن يفسر قبل أن يتوقف الباحث عن استخلاص المزيد من العوامل ، ويسمى اختبار البقايا المبعثرة أو اختبار أقصى انحدار ، وتعتمد فكرة هذا الاختبار على الفحص البصرى لمنحنى يوضح العلاقة بين حجم الجذور الكامنة للعوامل (مرتبة تنازلياً) على المحور الرأسى ورتبة هذه العوامل المنتجة على المحور الأفقى بهدف تحديد نقطة الانكسار Drop Point التى تفصل بين العوامل الهامة والعوامل الأقل أهمية (التافهة) Minor / Trivial (Ledesma & Valero-Mora, 2007) .

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

ويأتى اختبار كاتل فى المرتبة الثانية من حيث تكرار الاستخدام فى بحوث التحليل العاملى بعد محك كايزر-جتمان (Fabrigar et al., 1999) .. وقد تم انتقاد طريقة أقصى انحدار لكاتل لذاتيتها 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 التافهة ، كما أن بعض الحالات يظهر فيها عدد من الانحدارات أو الانكسارات Drops كنقاط قطع ممكنة ، ومثل هذا الشكل البيانى ربما يكون غامض ومن الصعب تفسيره (Ledesma & Valero-Mora, 2007) .

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

طريقة العصا المكسورة* Frontier's Broken-Stick Test (B-S)

اقترح Frontier (1976) طريقة العصا المكسورة Broken-Stick التى تعتمد على الجذور الكامنة للبيانات المولدة عشوائياً ، ومنطق هذا المحك يمكن شرحه عن طريق الاستعارة أو المجاز Metaphor التالى ..... "إذا تم تكسير عصا عشوائياً إلى P من القطع (حيث P عدد المتغيرات فى فئة البيانات) ، $b_1$ يمثل متوسط أحجام أكبر قطعة فى كل فئة من العصى المكسورة، $b_2$ يمثل متوسط أحجام ثانى أكبر قطعة فى كل فئة من العصى المكسورة ..... الخ" . ووفقاً لذلك يفترض نموذج (B-S) أنه إذا كان التباين الكلى (مجموع الجذور الكامنة) فى 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 التى جذورها الكامنة تزيد عن تلك المولدة من نموذج (B-S) وتعتبر جذور كامنة قابلة للتفسير Interpretable .

وقد قدم Legendre and Legendre (1983) جدولاً 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 أدب اللغة الفرنسية بكلية الآداب بقنا لترجمته جزء من بحث Frontier (1976) .

حيث $p$ هو عدد المتغيرات ، $b_k$ هو حجم الجذر الكامن للمكون $k^{th}$ فى ضوء توزيع نموذج (B-S) (In: Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005) .

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

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

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

$$\lambda_q = \begin{cases} \geq 1 ....retain \\ \prec 1 ...do..not..retain \end{cases}$$

حيث $\lambda_q$ تشير إلى قيمة الجذر الكامن $q$.

وربما يكون محك كايزر-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 فى تحديد عدد العوامل (Ledesma & Valero-Mora, 2007) .

ومحك كايزر-جتمان هو محك رياضى فى طبيعته ، ومنطق هذا المحك يعتمد على حجم التباين الذى يعبر عنه العامل ، فلكى يكون العامل بمثابة فئة تصنيفية فلابد أن يكون تباينه أو جذره الكامن أكبر من أو مساو على الأقل لحجم التباين الأصلى للمتغير ، ونظراً لصعوبة استخلاص كل تباين المتغير فى عامل واحد من الوجهة النظرية ، فإن الحصول على عامل جذره الكامن لا يقل عن واحد صحيح لابد أن يكون مصدر تباينه أكثر من متغير وبالتالى يكون عاملاً معبراً عن تباين مشترك بين متغيرات متعددة (صفوت فرج ، ١٩٨٠ : ٢٤٤) .

وعلى ذلك فإن هذا المحك يتطلب مراجعة الجذر الكامن للعوامل الناتجة ، وعلى أن تقبل العوامل التى يزيد جذرها الكامن عن الواحد الصحيح وتعد عوامل عامة ، ويبدو هذا الأسلوب صالحاً ومناسباً على وجه الخصوص لطريقة المكونات الأساسية لهوتلينج ، حيث تستخدم مصفوفة

معاملات ارتباط العزوم لبيرسون لاستخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية بوضع قطر المصفوفة مساوياً الوحدة ، وبالتالى يكون التباين الذى 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 السيكومترية 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 Cliff (1988) أن القاعدة تم تطويرها على أساس مصفوفة ارتباط خاصة بمجتمع Population Correlation Matrix لكن معظم القرارات تعتمد على بيانات عينة ، وهذا يؤدى إلى تضخم تقدير عدد العوامل . وعلى أية حال ربما يحدث الاستخلاص المرتفع فى بيانات لها اشتراكيات منخفضة وعدد كبير من المتغيرات وأحجام عينات صغيرة (Liu, 2011) . ويذكر Gorsuch (1983) أن محك كايزر-جتمان ربما يكون أكثر فعالية عندما يكون حجم العينة كبير وعدد المتغيرات أقل من ٤٠ ونسبة عدد العوامل إلى عدد المتغيرات بين ١ : ٣ أو ١ : ٥ .

وفى ضوء القاعدة العامة وهى أن الخبرة هنا أفضل وسيلة لاختيار هذه المحكات ، فإن كاتل يرى فى ضوء الخبرة العملية أن محك كايزر-جتمان يتسم بالثبات والاستقرار فى 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 فى هذه الحالة استخلاص عوامل أكثر مما يجب من خلال قبول هذا المحك ؛ ذلك أن الجذر الكامن لعامل مكون من بواقى تافهة القيمة ولكن كبيرة العدد يمكن أن يصل إلى الواحد الصحيح فى حالة المصفوفات الكبيرة (صفوت فرج ، ١٩٨٠ : ٢٤٤) .

وقد حدد Fabrigar et al. (1999) فى دراسته التقويمية الشهيرة فى التراث السيكولوجى ثلاث مشكلات متعلقة بهذه الطريقة : أولها أن هذه الطريقة مقترحة لتناسب حالة تحليل المكونات الأساسية – يعبر عن الجذور الكامنة لمصفوفة الارتباط بوحدات فى قطر المصفوفة وهى ليست قاعدة صادقة فى حالة التحليل العاملى الاستكشافى حيث يعبر عن الجذور الكامنة لمصفوفة الارتباط بتقديرات الاشتراكيات (الشيوع) Communality فى قطر المصفوفة ، وثانيها أن هذه القاعدة يمكن أن تقود إلى قرارات تحكمية (تعسفية) حيث لا تلقى الكثير من الاهتمام بشأن العامل الذى جذره الكامن (١،٠١) كعامل أساسى وآخر جذره الكامن (٠،٩٩) كعامل تافه أو واه ، وثالثها أن الطريقة أظهرت فى العديد من دراسات المحاكاة ميلاً إلى تضخيم جوهرى فى عدد

العوامل ووجد تخفيض فى بعض الحالات فى عدد العوامل .

اختبار التحليل المتوازى لهورن Horn's Parallel Analysis Test

ينتمى إلى فئة الطرق التى تختبر شكل (نمط) الجذور الكامنة ، ويعد التحليل المتوازى طريقة إمبريقية لتقرير عدد العوامل فى تحليل المكونات الأساسية يشتق التباين الملاحظ فى فئة بيانات لها n من المشاهدات على p من المتغيرات (Dinno, 2009) .

واقترحه هورن (1965) Horn كتعديل لمحك كايزر-جتمان الذى يستخدم معلومات من بيانات عشوائية . ومنطق التحليل المتوازى أن عوامل البيانات الحقيقية التى لها بنية عاملية صادقة يجب أن يكون لها جذور كامنة كبيرة عن تلك المشتقة من بيانات عشوائية لها نفس حجم العينة وعدد المتغيرات .

والخطوة الأولى فى التحليل المتوازى هى توليد ١٠٠٠ من فئات البيانات Datasets عشوائياً 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 (١٠٠٠) من الجذور الكامنة التى تزداد بزيادة المتغيرات فى فئة البيانات الأصلية ، ثم يحسب المئينى رقم (٩٥) Percentile $95^{th}$ لثانى وثالث جذر كامن ... إلخ فى الفئة الواحدة من البيانات ، عندئذ يمكن للباحثين أن يمثلوا بيانياً الجذور الكامنة لفئة البيانات الأصلية والمئينى رقم (٩٥) للجذور الكامنة للبيانات العشوائية ، وكنتيجة لذلك يجب على الباحثين أن يستبقوا فقط العوامل ذات الجذور الكامنة التى تزيد عن الجذور الكامنة للبيانات العشوائية (Piccone, 2009; Hill, 2011) .

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

اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية لفيلسر

Velicer's MAP Test- Minimum Avarage Partial

Methods Testing the Fit of ينتمى إلى فئة الطرق التى تختبر مطابقة النماذج البنائية Competing Structural Models ، واقترحه Velicer (1976) كطريقة تعتمد على متوسط الارتباطات الجزئية بين المتغيرات بعد الحذف المتعاقب أو المتوالى Successively لأثر

العوامل، حيث يحذف أولاً العامل الذى له أعلى جذر كامن ويستبعد أثره على الارتباطات بين البنود ثم يحذف العامل الذى له أكبر ثان جذر كامن .... إلخ . وفى كل خطوة يحسب متوسط مربعات الارتباطات الجزئية للبنود والذى سوف يتناقص فى البداية ولكن يزداد مرة أخرى بعد عدد من الخطوات ، ومن ثم يجب على الباحثين أن يستبقوا العوامل التى تخفض متوسط الارتباطات الجزئية للبيانات .

ويذكر Garrido, Abad, and Ponsoda (2011) أن اختبار MAP يوفر نقطة توقف متفردة ومركزة Unequivocal Stopping Point لعدد العوامل بتوزيع التباين الفريد والمشترك والإبقاء فقط على تلك العوامل التى تتكون من التباين المشترك . ويبدأ اختبار MAP بحساب مصفوفة التغاير الجزئى من المعادلة التالية :

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

حيث $C_m$ هى مصفوفة التغاير الجزئى التى تنتج من تجزئة المكونات m الأولى من R ، حيث R هى مصفوفة الارتباط ، $A_m$ هى مصفوفة تشبع العامل للمكونات من ١ إلى m .

وبعد ذلك نحصل على مصفوفة الارتباط الجزئى كما بالمعادلة التالية :

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

حيث $R_m^*$ هى مصفوفة الارتباط الجزئى

$$D = diag(C_m) \quad \text{(3)}$$

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

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

حيث $p$ هو عدد المتغيرات .

ويكرر هذا الإجراء حتى عدد $(p-1)$ من المكونات التى تم تجزيئها Partialled out of R من R أى تجزىء المكونات $p$ سوف ينتج فى مصفوفة تغاير جزئية صفرية . وافترض Velicer اختبار للعامل الأول بحساب متوسط مربعات الارتباطات الجزئية الموجودة فى R :

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

وإذا كان $MAP_0 \prec MAP_1$ عندئذ لا يجب استخلاص أية عوامل .

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

<u>الحزم الإحصائية لتحديد عدد العوامل بطرق مونت كارلو</u>

بالنسبة لتطبيق اختبار العصا المكسورة Broken Stick قدم الموقع http://www.guide-market-research.com/ ملفات الأوامر Syntax Files تعمل مع الحزمة الإحصائية *SPSS* تحت نظام التشغيل Windows . وبالنسبة لتطبيق اختبار التحليل المتوازى قدم O'Connor (2000) ملفات أوامر إضافية تعمل مع الحزم الإحصائية *SAS, SPSS, MATLAB* تحت نظامى التشغيل Windows, Macinntoch متاحة على الموقع https://people.ok.ubc.ca/brioconn/nfactors/nfactors.html ، وقدم Young (2003) الحزمة الإحصائية ViSta التى تعمل مع نظام التشغيل Windows وهى متاحة على الموقع http://forrest.psych.unc.edu/research/index.html ، وقدم Ledesma and Valero-Mora (2007) الحزمة الإحصائية المعدلة ViSta-PARAN ، وقدم Solanas, Leiva, and Richards (2011) الحزمة الإحصائية R Package (*discrete_pca*) وهى متاحة من خلال طلبها من المؤلف ، وقدم Patil, Singh, Mishra, and Donavan (2007, 2008) حزمة أخرى متاحة عبر الإنترنت على الموقع http://ires.ku.edu/~smishra/parallelengine.htm ، وقدم الموقع http://www.guide-market-research.com/ ملفات الأوامر Syntax Files تعمل مع الحزمة الإحصائية *SPSS* تحت نظام التشغيل Windows ، كما قدم Enzmann (1997) برنامج RanEigen يستخدم مع نظامى التشغيل Windows, DOS متاح من المؤلف عبر البريد الإلكترونى وعلى الموقع http://www.kfn.de/softwareenzmann.html أو على الموقع http://www2.jura.uni-hamburg.de/instkrim/kriminologie/Mitarbeiter/Enzmann/Software/Enzmann_Software.html ، وقدم Kaufman and Dunlap (2000) حزمة إحصائية بلغة الفورتران FORTRAN-IMSL تعمل تحت نظام التشغيل Windows (95) أو أعلى متاحة على الموقع http://studentweb.tulane.edu/~jkaufman أو بطلب للمؤلف باستخدام البريد الإلكترونى ،

وقدم Watkins (2006) الحزمة الإحصائية MacParallel تعمل تحت نظامى 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 وتستخدم المئينى رقم (٩٥) كنقطة قطع لتحديد عدد العوامل ، وقدم Thompson and Daniel (1996) مجموعة أوامر إضافية تعمل مع الحزمة الإحصائية SPSS .

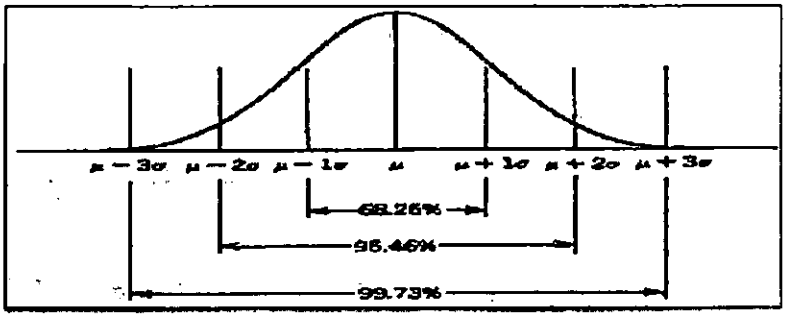
وبالنسبة لتطبيق اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أو المعدل قدم O'Connor (2000) ملفات أوامر إضافية Syntax Files تعمل مع الحزم الإحصائية SAS, *SPSS, MATLAB* تحت نظامى التشغيل Windows, Macinntoch متاحة على الموقع https://people.ok.ubc.ca/brioconn/nfactors/nfactors.html ، وقدم الموقع http://www.guide-market-research.com/ ملفات أوامر Syntax Files تعمل مع الحزمة الإحصائية *SPSS* تحت نظام التشغيل Windows.

الدرجات المتطرفة Outliers

يطلق مسمى الدرجات المتطرفة أو الشاذة على الانحراف العددى عن بقية المشاهدات أو البيانات التى يتم جمعها (Grubbs, 1969: 1) . وبتعبير آخر تعرف الدرجة المتطرفة بأنها مشاهدة تنحرف 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 تستدعى التعامل معها بخاصة عندما تتسبب فى تأثير غير مناسب على مخرجات التحليل الإحصائى للبيانات (Barnett & Lewis, 1994: 7) .

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




شكل (١)

موقع الدرجات المتطرفة على طرفى توزيع الدرجة الكلية المشاهدة

والقرار الذى يجب أن يتخذه الباحث بشأن الدرجات المتطرفة هو أحد ثلاثة احتمالات ، ويتلخص الاحتمال الأول فى تحرى تأثير الدرجات المتطرفة وذلك بتحليل البيانات مع الاحتفاظ بتلك 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 الثانى هو المواءمة 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 هى ممثل لمجموعة لم تمثل فى العينة ، وربما يقرر الباحث عندئذ أن عينة جديدة يجب جمع بيانات بواسطتها اعتماداً على التكوين الطبقى الملائم أو المناسب Appropriate Stratification ، وبدلاً من ذلك ربما يتم دراسة الدرجات المتطرفة كحالات فردية مثيرة للاهتمام (Zijlstra, van der Ark & Sijtsma, 2007) . ويمكن تمييز ثلاثة مصادر تنشأ عنها الدرجات المتطرفة فى العينة Barnett and Lewis (1994: 33-34); Liu and Zumbo (2007, 2010) ، هى :

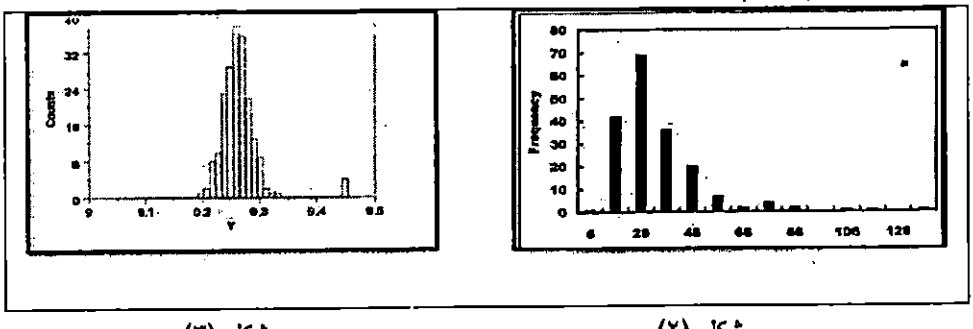
١. خطأ القياس Measurement Error : تنشأ الدرجات المتطرفة لأسباب محددة ، وتعزى إلى خطأ القراءة ، وخطأ التسجيل ، وخطأ الحساب فى البيانات ، وخطأ إدخال البيانات أو أخطاء إعداد وتجهيز البيانات للتحليل مثل الأخطاء المطبعية .

٢. خطأ التنفيذ فى جمع البيانات Execution Error عند تعيين فئات غير مناسبة من الأفراد فى العينة ليسوا أصلاً ضمن المجتمع المستهدف بالدراسة الذى سحبت منه العينة تحت مسمى مجتمع جزئى Subpopulation حيث تكون الدرجات المتطرفة خاصية لعينة

المستجيبين .

٣.الأخطاء غير المتوقعة المتصلة 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 متماثل للدرجات الكلية مع وجود درجات متطرفة على جانبى التوزيع ويسمى التوزيع المتماثل الملوث بالدرجات المتطرفة Symmetric Outlier Contamination Distribution ، أما الثانى فهو توزيع غير متماثل مع وجود درجات متطرفة على أحد جانبى التوزيع ويسمى التوزيع غير المتماثل الملوث بالدرجات المتطرفة Asymmetric Outlier Contamination Distribution كما بالشكلين (٢ ، ٣) التاليين :




شكل (٢)

توزيع غير متماثل ملوث بالدرجات المتطرفة

نقلاً عن Liu (2005)

شكل (٣)

توزيع متماثل ملوث بالدرجات المتطرفة

نقلاً عن Liu (2005)

ويكون التلوث منتظم إذا كان المجتمع خليطاً من $N(\mu,\sigma)$ ، $N(\mu,b\sigma)$ حيث b مقدار ثابت موجب أكبر من الواحد الصحيح عندئذ يمكن توليد توزيع ملوث بانحراف معيارى كبير عن مجتمع الأصل . وجدير بالذكر أنه إذا كان b اقل من الواحد فإنه تظهر حالة عدم وجود درجات متطرفة Inliers . ويكون التلوث غير منتظم إذا كان المجتمع خليطاً من $N(\mu+a\sigma)$ ، $N(\mu,\sigma)$ أو $N(\mu+a,b\sigma)$ ، $N(\mu+\sigma)$ حيث a مقدار ثابت $(a\neq 0)$ ويكون المتوسط والانحراف المعيارى للنسبة الفائية هو (٠ ، ١) على الترتيب ، وإضافة أو طرح أى قيمة

من الصفر سوف يظهر فى ابتعاد متوسط Mean Shift التوزيع الملوث عن مركز توزيع المجتمع وعندئذ يؤدى إلى التلوث غير المنتظم (Liu & Zumbo, 2012) .

وعلى الرغم من التصدى لبحث الدرجات المتطرفة منذ ما يزيد عن (٢٠٠) عام إلا أن توثيق تأثيرها على تحديد عدد العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى مازال ميداناً خصباً للبحث كما يظهر من خلال البحوث الحديثة فى 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 هى : اختبار التحليل المتوازى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، اختبار أقصى انحدار لكاتل ، اختبار مربع كاى لبارتليت ، محك كايزر-جتمان لتحديد عدد العوامل فى ضوء (حجم العينة ، عدد المتغيرات ، عدد المكونات ، تشبع المكون ، تساوى / عدم تساوى المتغيرات لكل مكون ، وجود / غياب متغيرات متعددة فريدة) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن أداء اختبارى التحليل المتوازى والحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى بعامة أفضل من باقى الاختبارات فى جميع المواقف ، واختبار أقصى انحدار لكاتل عامة دقيقاً ولكنه متغير ، واختبار مربع كاى لبارتليت أقل دقة ومتغير كثيراً ، ويميل محك كايزر-جتمان إلى التضخيم الشديد فى عدد المكونات .

وهدفت دراسة Jackson (1993) إلى مقارة تسعة من الطرق Heuristical والطرق الإحصائية المستخدمة كنقاط للتوقف فى تحليل المكونات الأساسية (محك كايزر-جتمان ، اختبار أقصى انحدار لكاتل ، اختبار العصا المكسورة ، اختبار نسبة التباين ٩٥% ، اختبار أول جذر كامن لبارتليت ، Sphericity test ، Lawley's Bootstrap Eignvalue ، Bootstrap Eignvector ، Bootstrap Kaiser-Guttman) فى حالات مختلفة ، ومن بين ما توصلت إليه الدراسة أن محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل يضخمان عدد المكونات ماعدا فى حالة المصفوفات التى لها بنية ارتباطية قوية ، وأوصت الدراسة باستخدام بدائل أخرى لمحك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل وأن الاختبارات المعدلة اعتماداً عليهما لا تقدم أداء أفضل بل تزيد التضخيم فى عدد العوامل ، كما توصلت الدراسة إلى أن اختبار العصا المكسورة فعال فى 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 فى (١٣٣) موقعاً

مائياً ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة تحديد خمسة عوامل باستخدام اختبار كاتل ومحك كايزر-جتمان ، واستخلاص ثلاثة عوامل باستخدام اختبار التحليل المتوازى ، وأن اختبار التحليل المتوازى أكثر دقة من اختبار كاتل ومحك كايزر-جتمان اللذين يضخمان عدد العوامل المستخلصة .

وأجرى Tanguma (2000) دراسة هدفت إلى مقارنة أداء أربعة اختبارات هى : التحليل المتوازى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، محك كايزر-جتمان ، أقصى انحدار لكاتل فى تحديد عدد العوامل خلال استخدام طريقة المكونات الأساسية لاستخلاص العوامل ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار التحليل المتوازى يعد الأدق مقارنة بالطرق الأخرى .

كما أجرى Knight (2000) دراسة هدفت إلى مقارنة أداء ثلاثة اختبارات هى : التحليل المتوازى ، محك كايزر-جتمان ، أقصى انحدار لكاتل فى تحديد عدد العوامل خلال استخدام طريقتى المكونات الأساسية والعوامل الأساسية لاستخلاص العوامل ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار التحليل المتوازى يعد الأدق مقارنة بالطرق الأخرى .

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

أما دراسة Peres-Neto, Jackson, and Somers (2005) فقد هدفت إلى مقارنة عشرون طريقة من الطرق المستخدمة كنقاط للتوقف لتحديد عدد العوامل غير الزائفة فى حالات مختلفة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى واختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل واختبار التحليل المتوازى هى أفضل قواعد التوقف مقارنة بالطرق الأخرى ، حيث أظهرت هذه الطرق الثلاث دقة ملحوظة حتى فى حالة المصفوفات ذات الارتباطات الضعيفة .

وهدفت دراسة Weng and Cheng (2005) إلى تحرى أداء اختبار التحليل المتوازى مع بيانات ثنائية أحادية البعد وذلك بفحص نماذج أحادية لها (٨ ، ٢٠) مؤشراً وأحجام عينات (٥٠، ١٠٠ ، ٢٠٠ ، ٥٠٠ ، ١٠٠٠) ونسبة الاستجابة فى فئتين (٥٠/٥٠ ، ٤٠/٦٠ ، ٣٠/٧٠ ،

٢٠/٨٠ ، ١٠/٩٠) وتشبعات (٠،٤٥ ، ٠،٧٠ ، ٠،٩٠) ومعاملات ارتباط متنوعة النمط (معامل فاى ، معامل الارتباط Tetrachoric) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة دقة اختبار التحليل المتوازى فى تحديد العوامل ، وأن أداء الاختبار يتحسن بزيادة التشبعات وحجم العينة وتقارب نسبة الاستجابة ، وأن استخدام المئينى رقم (٩٩ أو ٩٥) كنقطة قطع أفضل من استخدام متوسط الجذور الكامنة .

وأجرى Swaim (2009) دراسة هدفت إلى تحديد عدد العوامل فى بيانات محاكاة تحتوى على درجة متطرفة واحدة ، وانقسمت الدراسة إلى جزأين ، تضمن الأول استكشاف (محك كايزر-جتمان ، اختبار أقصى انحدار كاتل ، اختبار مربع كاى لبارتليت ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية ، اختبار التحليل المتوازى) فى حالة عدم وجود درجات متطرفة خلال إجراء التحليل العاملى الاستكشافى بطرق (الترجيح الأقصى ، تحليل المكونات الأساسية ، تحليل العوامل الأساسية) ، وتضمن الجزء الثانى تكرار للجزء الأول فى 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 لتقدير العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى (التحليل المتوازى ، اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل ، اختبار الخطأ المعيارى لأقصى انحدار SEscree test) باستخدام بيانات محاكاة ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل يؤدى أداء جيداً بقدر معقول ويخفض عدد العوامل فى 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 فى حالة استخدام طريقتى 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 تحرى أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية MAP فى 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 كمقدر متحيز تحت شرطين (تشبعات العامل المنخفضة ٠،٤٠، تشبعات العامل المتوسطة ٠،٥٥) وأيضاً فى حالة تشبع عدد صغير من المتغيرات بالعامل أقل من (٦) .

أما دراسة Hill (2011) فقد هدفت إلى فحص إجراء Kaiser-Meyer-Olkin المتسلسل كبديل لتحديد عدد العوامل فى التحليل العاملى مقابل (اختبار نسبة التباين المستخلص ، اختبار مربع كاى 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 Solanas, Leiva, and Richards (2011) دراسة هدفت إلى مقارنة أداء محك كايزر-جتمان واختبار التحليل المتوازى باستخدام بيانات إمبيريقية 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 الاستجابة (٣ ، ٤ ، ٥ ، ٦ ، ٧) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن استخدام محك كايزر-جتمان يضخم عدد العوامل ويؤدى إلى عوامل زائفة ، وأن أداء اختبار التحليل المتوازى أفضل مقارنة بمحك كايزر-جتمان ، وأوصت الدراسة باستخدام المئينى رقم (٩٥) أو المئينى رقم (٩٩) كنقطة قطع لتحديد عدد العوامل بدلاً من استخدام متوسط الجذور الكامنة كنقطة قطع .

بينما هدفت دراسة Ruscio and Roche (2012) إلى فحص أداء تسع طرق لتحديد عدد العوامل المستبقاه فى 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 (٧٦،٤ %) ، وحقق محك كايزر-جتمان أقل مستوى دقة وبلغ (٨،٨ %) ، وحققت طريقة Akaike Information Critteria (AIC) مستوى دقة بلغ (٧٢،١ %) ، وحققت طريقة

Bayesian Information Criteria (BIC) مستوى دقة بلغ (٥٩،٦ %) ، وحققت طريقة مربع كاى مستوى دقة بلغ (٥٨،٩ %) ، وحققت طريقة Optimal Coordinates (OC) مستوى دقة بلغ (٧٣،٨ %) ، وحققت طريقة Acceleration Factor (AF) مستوى دقة بلغ (٤٣،٨ %) .

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

أما دراسة Liu and Zumbo (2012) فقد هدفت إلى فحص الكيفية التى تؤثر بها درجات متطرفة ناتجة من مجتمعات جزئية غير معروفة أو مقصودة Unintended or Unkown Subpopulations على قرار تحديد العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى باستخدام أربع طرق (قاعدة كايزر-جتمان ، التحليل المتوازى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية ، اختبارات مربع كاى المتتابعة) من خلال التطبيق على بيانات دراسة Holzinger and Swineford (1939) ، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن طرق اتخاذ القرار الأربعة توفر نتائج متحيزة ، وأنه يوجد تضخم أو عدم تضخم فى عدد العوامل أو يظل عدد العوامل كما هو اعتماداً على طريقة اتخاذ القرار المستخدمة وشرط الدرجات المتطرفة ، وأن الدرجات المتطرفة المنتظمة تؤثر فى اختبارات مربع كاى المتتابعة ولا تؤثر فى أداء بقية الطرق ، وأن حجم العينة لا يلعب دوراً فى تأثير الدرجات المتطرفة ، ولا يوجد تأثير لتفاعل طرق اتخاذ القرار وعدد الدرجات المتطرفة المحذوفة على عدد العوامل التى تم استبقائها .

تعقيب على البحوث والدراسات السابقة

١- الندرة الشديدة والملحوظة فى البحوث والدراسات السابقة التى اهتمت بدراسة منعة الطرق المستخدمة لتحديد عدد العوامل المستبقاة أثناء استخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية فى التحليل العاملى الاستكشافى على المستوى الدولى ، وتعد الدراسة الحالية أول دراسة عربية فى هذا المجال البحثى –على حد معرفة الباحث– .

٢- 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) .

٣- استخدمت بعض الدراسات خليطاً من بيانات إمبيريقية 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) .

٤- قدمت بعض الدراسات حزم إحصائية للتغلب على مشكلة الصعوبات التى تواجه الباحثين فى استخدام بدائل محك كايزر–جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل فى صورة برمجيات مستقلة مثل Peres-Neto, Jackson, and Somers (2005) أو طرح ملف أوامر إضافى Syntax Data File يقرأ من خلال برنامجى *SPSS*, SAS .

٥- ندرة الدراسات التى تناولت تأثير الدرجات المتطرفة فى مجال تحديد العوامل المستخلصة ، كما وجد تباين فى 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) .

٦- بينت نتائج بعض الدراسات أن أداء طرق مونت كارلو القائمة على توليد البيانات عشوائياً أفضل من الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، محك كايزر–جتمان) فى الكثير من مواقف القياس فى المجال النفسى وفى 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

فى ضوء الإطار النظرى للدراسة والبحوث والدراسات السابقة ، تسعى الدراسة الحالية إلى اختبار الفروض التالية :

١. يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكاتل ، 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 .

٢. يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكاتل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسب (٢٠ % ، ٤٠ % ، ٦٠ % ، ٨٠ % ، ١٠٠ %) على التوالى .

٣. يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكاتل ، 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 المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠ % .

اجراءات الدراسة

أولاً : عينة وأداة الدراسة

لتقييم منعة الطرق المختلفة المستخدمة لتحديد عدد العوامل فى الدراسة الحالية قام الباحث باستخدام بيانات استبيان القلق الإحصائى من إعداد Field (2009) المتاحة على الموقع الإلكترونى http://www.uk.sagepub.com/field3e الخاص بدار النشر العالمية Sage Publications ضمن سلسلة من ملفات البيانات التى 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 الإحصائى المكون من ٢٣ بنداً خماسية التدرج تقابلها الاستجابات (غير موافق إطلاقاً ، غير موافق ، غير متأكد ، موافق ، موافق تماماً) وتقابلها 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* ، وبالتالى فمصفوفة البيانات الخام من النوع (٢٣ × ٢٥٧١) حيث يشير العدد

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

ثانياً : المعالجة الإحصائية

توافر الحزم الإحصائية كان المحك الأساسى لاختيار بعض طرق مونت كارلو المستخدمة فى الدراسة الحالية كما يلى :

١- لتحديد عدد العوامل بطريقتى (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، محك كايزر-جتمان) استخدمت الحزمة الإحصائية *SPSS* (version 17) .

٢- لفرز الدرجات الشاذة استخدمت الحزمة الإحصائية *SPSS* (version 17) .

٣- لتطبيق اختبار التحليل المتوازى PA استخدمت الحزمة الإحصائية ViSta-PARAN التى 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 التى قدمها O'Connor (2000) .

وقد سبق قيام الباحث باختبار فروض الدراسة الحالية فحص 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 (٠،٣٠) ودالة حيث تحقق ذلك وتبعاً للأدبيات حتى وإن كان معامل الارتباط دال وأقل من القيمة (٠،٣٠) فإن الدلالة الإحصائية لا يعول عليها ، كما استخدم اختبار كايزر-ماير-أولكن لكفاية المعاينة Kaiser-Meyer-Olkin of Sampling Adequacy (KMO Test) حيث تعتبر العينة مناسبة إذا كانت قيمة الاختبار أكبر من (٠،٠٥) ، وحسبت القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة معاملات الارتباط The Determinant of Correlation Matrix ووجد أنها لا تساوى الصفر $|R| \neq 0$ وأكبر من (٠،٠٠٠٠٠١) وإذا كانت قيمة محدد المصفوفة غير ذلك دلت القيمة على وجود اعتماد خطى Linear Dependency بين الصفوف أو الأعمدة (تكرار واستنساخ للمعلومات التى يشارك بها كل متغير) أو وجود ارتباطات مرتفعة غير حقيقية بين المتغيرات تحجب المساهمة الخاصة لكل متغير فى 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 مساوية للواحد الصحيح وبقية قيم الخلايا غير القطرية لكافة المصفوفة

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 يعنى أن مصفوفة معاملات الارتباط يتوافر بها الحد الأدنى من الارتباطات التى تسمح (تكون قابلة) للتحليل العاملى .

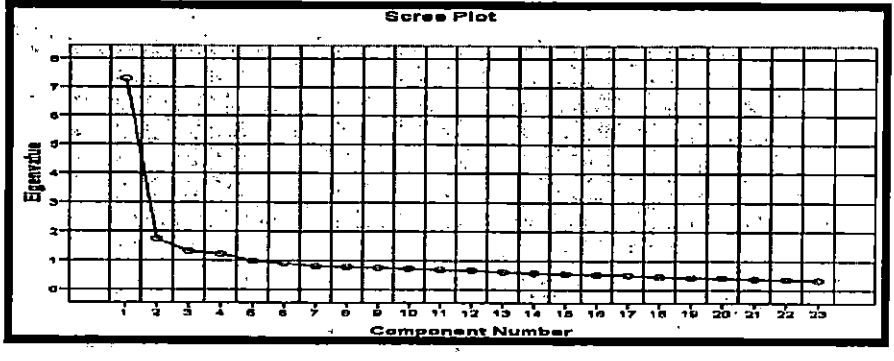
نتائج الدراسة

نتائج اختبار الفرض الأول

ينص الفرض الأول على : يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكاتل ، 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 لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام من النوع (٢٣ × ٢٥٧١) بدون معالجة للدرجات المتطرفة وكانت النتائج كالتالى :

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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 التالى :




شكل (٤)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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

ثانياً : نتائج محك كايزر-جتمان

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

جدول (١)

نتائج محك كايزر-جتمان

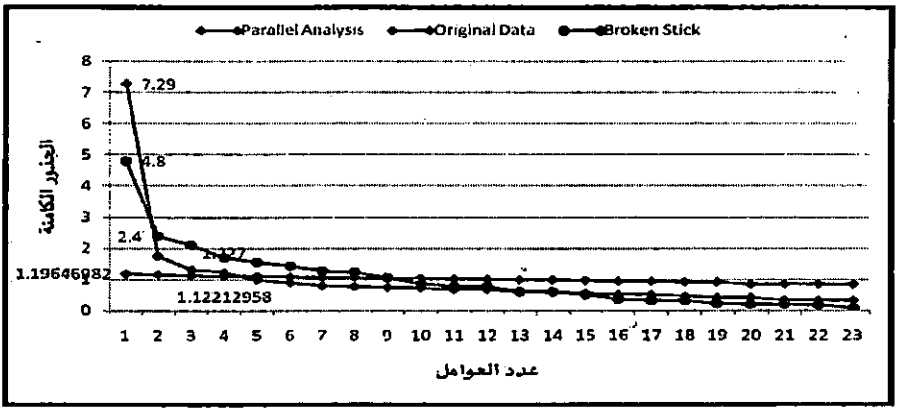
| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | |
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % | | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 7.290 | 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 | 85.236 | | | |
| 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 | .456 | 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 التى تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر-جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

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

للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى:




شكل (٥)

الحلول العاملية باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (٥) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمته (١،٢٢٧) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق١) وقيمته (١،١٢٢١٢٩٥٨) وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى العوامل Four-Factor Solution ، وبهذا يكون عدد العوامل هو أربعة عوامل أفرزها التحليل المتوازى بطريقة محاكاة التباديل Permutation Simulation Mehod وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة . كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات الأصلية وقيمته (٧،٢٩) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق١) وقيمته (٤،٨) وهذا يعنى 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 .

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

استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التى قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات

عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبيريقية الأصلية المستخدمة فى 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 التالى :

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

The smallest average squared partial correlation is .0112
The smallest average 4rth 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 (٠،٠١١٢) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى 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 (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution .

ومن الجدولين (١ ، ٢) والشكلين (٤ ، ٥) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالى توقفا عند النقطة الرابعة التى تمثل العتبة Threshold ، 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 يعنى 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 فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل وذلك باعتبار عدم معالجة التلوث المنتظم / غير المنتظم بدرجات متطرفة .

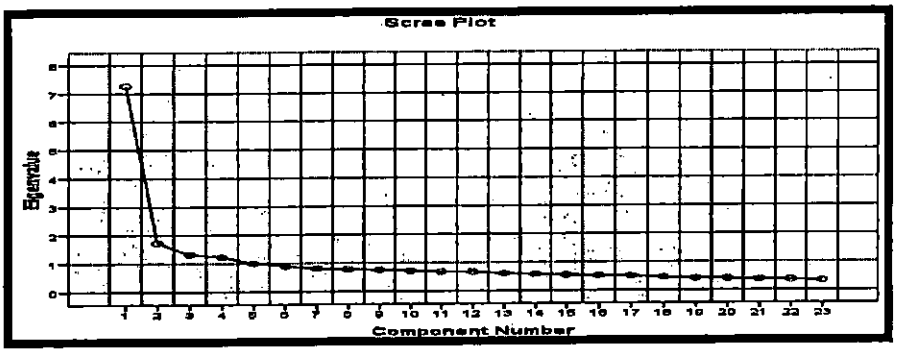
نتائج اختبار الفرض الثانى

ينص الفرض الثانى على : يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكاتل ، محك كايزر-جتمان) وبعض طرق مونت كارلو (العصا المكسورة ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى ، الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل) باعتبار معالجة التلوث المنتظم بدرجات متطرفة بنسب (٢٠ % ، ٤٠ % ، ٦٠ % ، ٨٠ % ، ١٠٠ %) على التوالى ، 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 الإحصائى ، ومن ثم استخدام الحزمة الإحصائية *SPSS* لفرز الحالات ذات الدرجات المتطرفة "من النوع الثالث – الأخطاء غير المتوقعة المرتبطة بالقياس – أخطاء مميزة للمجتمع" (ملحق٢) وتبع ذلك بمعالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠%، ٦٠%، ٨٠ % ، ١٠٠%) على التوالى كما يلى :

(١) تم حذف درجتين متطرفتين هما الحالتين (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦٩) وكانت النتائج كالتالى:

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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 التالى :




شكل (٦)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

يتضح من الشكل (٦) السابق أن الفحص البصرى بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعنى أن اختبار أقصى انحدار لكاتل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائى ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعي العامل Four-Factor Solution 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 التالى :

جدول (٣) نتائج محك كايزر–جتمان

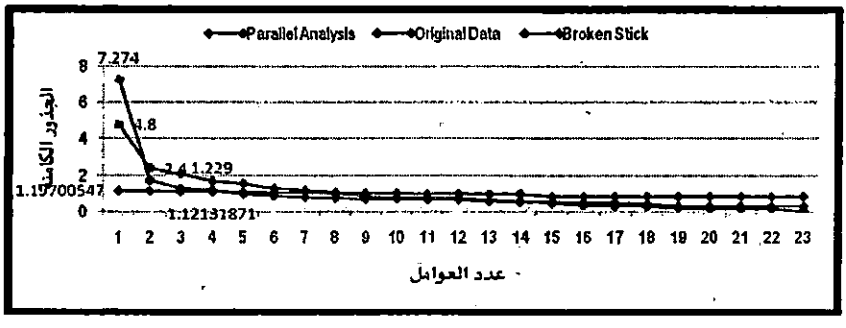
| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | |
| | 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 | 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 | .782 | 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 | | | | | | | | | | |

| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | 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 | 62.812 | | | |
| 3 | 1.320 | 5.740 | 44.883 | 1.320 | 5.740 | 44.883 | 15 | .549 | 2.388 | 65.201 | | | |
| 4 | 1.229 | 5.342 | 50.224 | 1.229 | 5.342 | 50.224 | 16 | .525 | 2.281 | 67.481 | | | |
| 5 | .991 | 4.307 | 54.531 | | | | 17 | .508 | 2.210 | 69.691 | | | |
| 6 | .897 | 3.898 | 58.429 | | | | 18 | .457 | 1.989 | 71.680 | | | |
| 7 | .807 | 3.510 | 61.939 | | | | 19 | .425 | 1.848 | 73.528 | | | |
| 8 | .782 | 3.401 | 65.340 | | | | 20 | .409 | 1.778 | 75.306 | | | |
| 9 | .752 | 3.271 | 68.611 | | | | 21 | .381 | 1.655 | 76.961 | | | |
| 10 | .718 | 3.123 | 71.734 | | | | 22 | .365 | 1.587 | 78.548 | | | |
| 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 التى تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر-جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائى ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى:




شكل (٧) الحلول العاملية باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (٧) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمته (١،٢٢٩) أكبر من قيمة المئيني رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٣) وقيمته (١،١٢١٣١٨٧١) وهذا يعني أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعي العوامل Four-Factor Solution ، وبهذا يكون عدد العوامل هو أربعة عوامل أفرزها التحليل المتوازى بطريقة محاكاة التباديل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين . كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمته (٧،٢٧٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٣) وقيمته (٤،٨) 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 ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

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

استخدم الباحث ملفات الأوامر الإضافية التى قدمها O'Connor (2000) لتوليد بيانات عشوائية بالمحاكاة للبيانات الإمبيريقية الأصلية المستخدمة فى 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 4rth 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 (٤) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠،٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها وبالتالى 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 المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين .

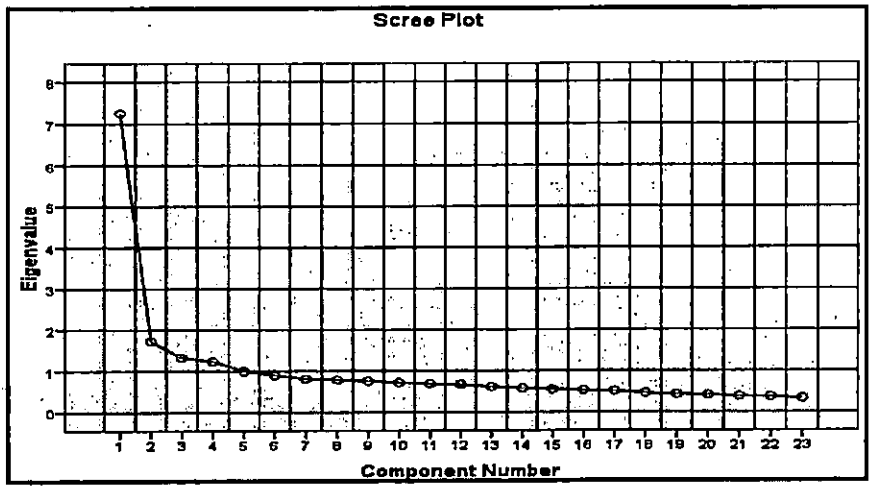
ومن الجدولين (٣ ، ٤) والشكلين (٦ ، ٧) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل وبالتالى توقفا عند النقطة الرابعة التى تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار العصا 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 يعنى 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 فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٢٠% وذلك بحذف درجتين متطرفتين.

(٢) تم حذف أربعة درجات متطرفة هى الحالات (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ٢٢٠١ ، ١١٧٤) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦٧) وكانت النتائج كالتالى :

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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 التالى :




شكل (٨)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

يتضح من الشكل (٨) السابق أن الفحص البصرى بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعنى أن اختبار أقصى انحدار لكاتل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائى ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى 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 التالى :

جدول (٥)

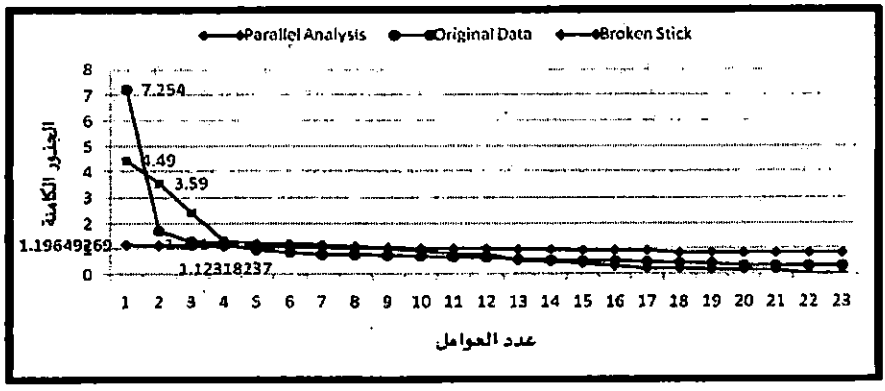
نتائج محك كايزر-جتمان

| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | 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 | .615 | 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 | 89.660 | | | |
| 6 | .896 | 3.897 | 58.367 | | | | 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 التى تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر-جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائى ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى:




شكل (٩)

الحلول العاملية باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (٩) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمته (١،٢٣١) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٤) وقيمته (١،١٢٣١٨٢٣٧) وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة ، كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات الأصلية وقيمته (٧،٢٥٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٤) وقيمته (٤،٤٩) وهذا يعنى 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 ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

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

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

جدول (٦)

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 | | squared | power4 |
|---|---|---|---|---|---|
| .0000 | .0858 | .0124 | 12.0000 | .0703 | .0197 |
| 1.0000 | .0111 | .0005 | 13.0000 | .0826 | .0260 |
| 2.0000 | .0116 | .0003 | 14.0000 | .1021 | .0371 |
| 3.0000 | .0124 | .0004 | 15.0000 | .1119 | .0402 |
| 4.0000 | .0130 | .0005 | 16.0000 | .1358 | .0532 |
| 5.0000 | .0152 | .0009 | 17.0000 | .1457 | .0591 |
| 6.0000 | .0196 | .0028 | 18.0000 | .1912 | .0856 |
| 7.0000 | .0248 | .0042 | 19.0000 | .2322 | .1132 |
| 8.0000 | .0316 | .0062 | 20.0000 | .3170 | .1956 |
| 9.0000 | .0400 | .0084 | 21.0000 | .5247 | .4140 |
| 10.0000 | .0494 | .0127 | 22.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 11.0000 | .0599 | .0168 | | | |

The smallest average squared partial correlation is .0111
The smallest average 4rth 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 (٠،٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى 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 (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

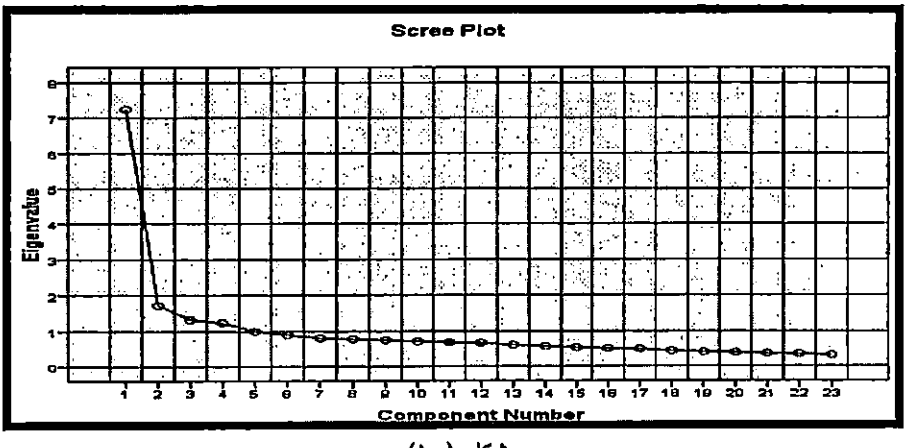
ومن الجداولين (٥ ، ٦) والشكلين (٨ ، ٩) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالى توقفا عند النقطة الرابعة التى تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار 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 يعنى 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 فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٤٠% بحذف أربعة درجات متطرفة .

(٣) تم حذف ستة درجات متطرفة هى الحالات (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ٢٢٠١ ، ١١٧٤ ، ٢٠٨٢ ، ٦٨٠) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦٥) وكانت النتائج كالتالى :

أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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 التالى :




شكل (١٠)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

يتضح من الشكل (١٠) السابق أن الفحص البصرى بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعنى أن اختبار أقصى انحدار لكاتل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائى ؛ وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة.

ثانياً : نتائج محك كايزر –جتمان

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

جدول (٧)

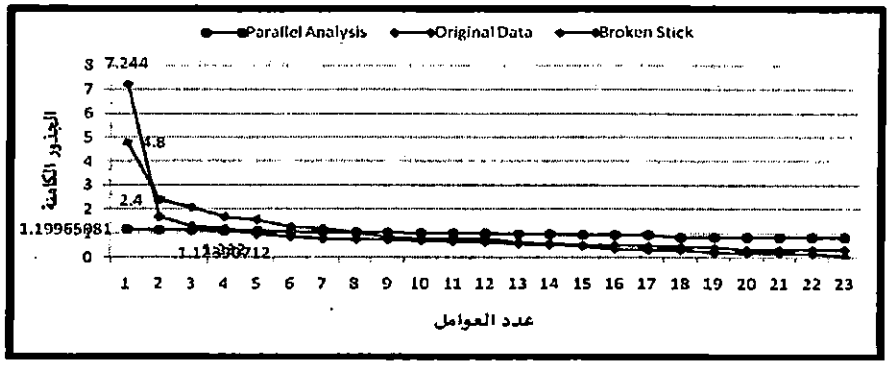
نتائج محك كايزر–جتمان

| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | |
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % | | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 7.244 | 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 | 2.386 | 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 | 1.786 | 95.278 | | | |
| 9 | .754 | 3.277 | 68.521 | | | | 21 | .382 | 1.662 | 96.941 | | | |
| 10 | .720 | 3.130 | 71.651 | | | | 22 | .367 | 1.596 | 98.537 | | | |
| 11 | .687 | 2.986 | 74.637 | | | | 23 | .337 | 1.463 | 100.000 | | | |
| 12 | .673 | 2.924 | 77.561 | | | | | | | | | | |
| Extraction Method: Principal Component Analysis. | | | | | | | | | | | | | |

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

ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائى ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى:




شكل (١١)

الحلول العاملية باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١١) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمته (١،٢٣٢) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٥) وقيمته (١،١٢٣٩٠٧١٢) ؛ وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة . كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمته (٧،٢٤٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٥) وقيمته (٤،٨) ؛ وهذا يعنى 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 الأصلى والمعدل

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

جدول (٨)

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 | | squared | power4 |
|---|---|---|---|---|---|
| .0000 | .0856 | .0123 | 12.0000 | .0703 | .0200 |
| 1.0000 | .0111 | .0005 | 13.0000 | .0830 | .0260 |
| 2.0000 | .0116 | .0003 | 14.0000 | .1017 | .0366 |
| 3.0000 | .0124 | .0004 | 15.0000 | .1126 | .0408 |
| 4.0000 | .0130 | .0005 | 16.0000 | .1352 | .0527 |
| 5.0000 | .0152 | .0009 | 17.0000 | .1448 | .0588 |
| 6.0000 | .0196 | .0028 | 18.0000 | .1902 | .0854 |
| 7.0000 | .0247 | .0044 | 19.0000 | .2322 | .1136 |
| 8.0000 | .0314 | .0061 | 20.0000 | .3165 | .1954 |
| 9.0000 | .0401 | .0084 | 21.0000 | .5255 | .4139 |
| 10.0000 | .0494 | .0128 | 22.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 11.0000 | .0598 | .0170 | | | |

The smallest average squared partial correlation is .0111
The smallest average 4rth 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 (٠،٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أنتج بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة ، كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٦٠% بحذف ستة درجات متطرفة .

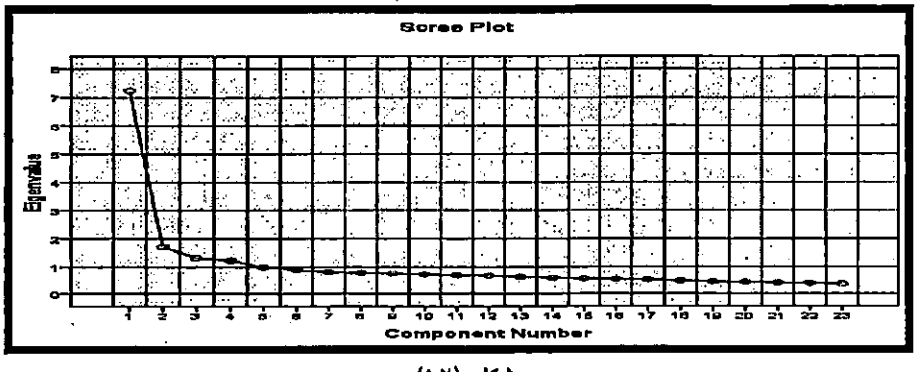
ومن الجدولين (٧ ، ٨) والشكلين (١٠ ، ١١) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالى توقفا عند النقطة الرابعة التى تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار 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 يعنى 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 فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل .

(٤) تم حذف ثمانية درجات متطرفة هى الحالات (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ٢٢٠١ ، ١١٧٤ ، ٢٠٨٢ ، ٦٨٠ ، ١٩٥٣ ، ٩) ، ثم تطبيق الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦٣) وكانت النتائج كالتالى :

<u>أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل</u>

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 التالى :




شكل (١٢)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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

ثانياً : نتائج محك كايزر –جتمان

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

جدول (٩)

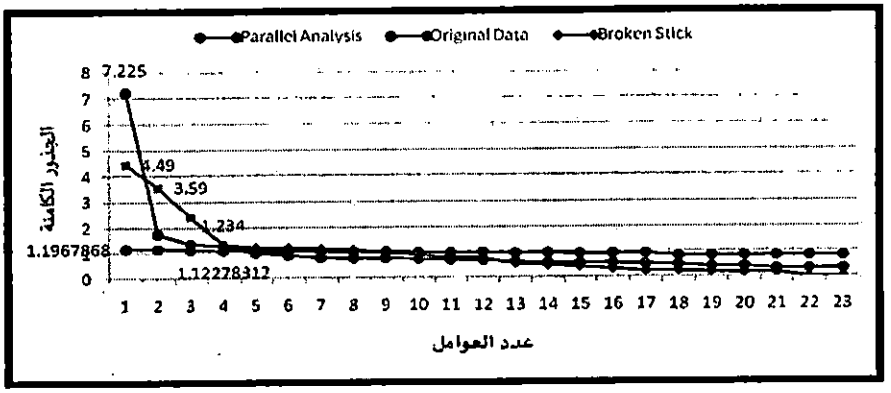
نتائج محك كايزر–جتمان

| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | |
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % | | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 7.225 | 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 التى تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر–جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر–جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائى ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى:




شكل (١٣)

الحلول العاملية باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١٣) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمته (١،٢٣٤) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٦) وقيمته (١،١٢٢٧٨٣١٢) ؛ وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة ، كما يتضح أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمته (٧،٢٢٥) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٦) وقيمته (٤،٤٩) ؛ وهذا يعنى 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 الأصلى والمعدل

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

جدول (١٠)

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 | | 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 4rth 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 (٠،٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها ؛ وجميع القيم التى تليها أكبر منها وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أنتج بنية عاملية أحادية البعد ذات حل وحيد Single-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة . كما يتضح أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المرفوعة إلى القوة الرابعة (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها وبالتالى ؛ فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة .

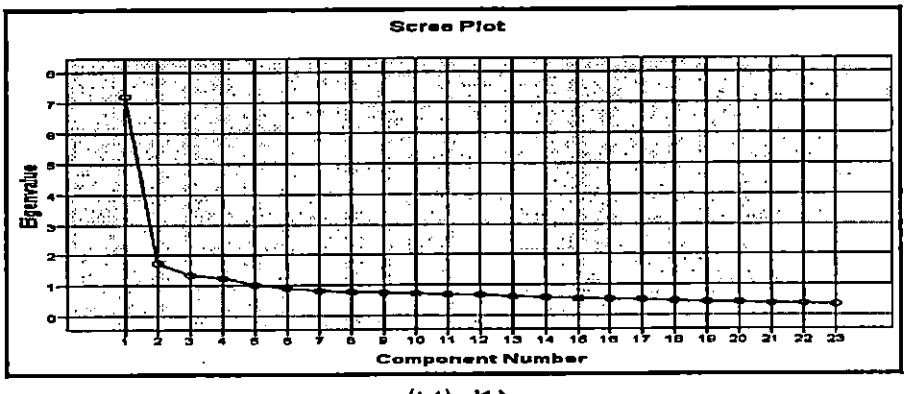
ومن الجدولين (٩ ، ١٠) والشكلين (١٢ ، ١٣) السابقين يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالى توقفا عند النقطة الرابعة التى تمثل العتبة ، أما طرق مونت كارلو المعتمدة على البيانات المولدة بالمحاكاة (اختبار التحليل المتوازى ، اختبار 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 يعنى 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 فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ٨٠% بحذف ثمانية درجات متطرفة .

(٥) تم حذف عشرة درجات متطرفة هى الحالات (٢٥٥٦ ، ١٨٣٩ ، ٢٢٠١ ، ١١٧٤ ، ٢٠٨٢ ، ٦٨٠ ، ١٩٥٣ ، ٩ ، ١١٥٢ ، ٤١٦) ثم الطرق الكلاسيكية (اختبار أقصى انحدار لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦١) وكانت النتائج كالتالى :

<u>أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل</u>

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 التالى :




شكل (١٤)

نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

يتضح من الشكل (١٤) السابق أن الفحص البصرى بين أن النقطة السادسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعنى أن اختبار أقصى انحدار لكاتل نتج عنه تحديد خمسة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائى ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل خماسى العامل Five-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات

ثانياً : نتائج محك كايزر-جتمان

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

جدول (١١)

نتائج محك كايزر-جتمان

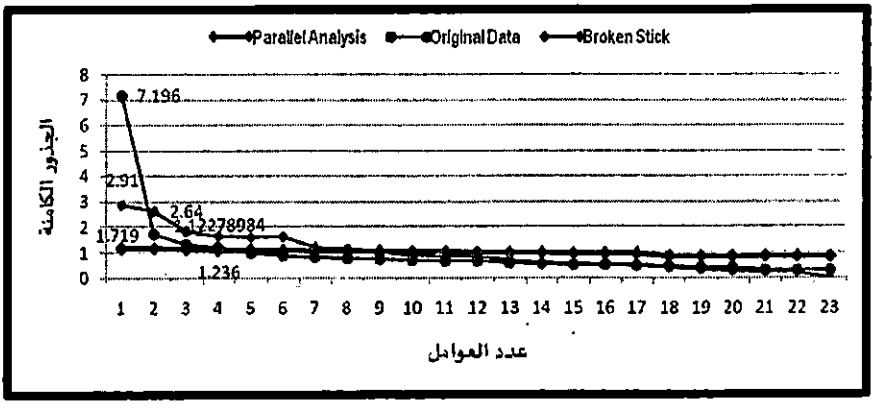
| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | | Component | Initial Eigenvalues | | | Extraction Sums of Squared Loadings | | |
| | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % | | Total | % of Variance | Cumulative % | Total | % of Variance | Cumulative % |
| 1 | 7.196 | 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 التى تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر-جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ خمسة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل خماسى العامل Five-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة .

ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائى ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى:




شكل (١٥)

الحلول العاملية باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١٥) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (الإمبيريقية) وقيمته (١،٢٣٦) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٧) وقيمته (١،١٢٢٧٨٩٨٤) ؛ وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى العوامل Four-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة . كما يتضح أيضاً أن الجذر الكامن الأول للبيانات المشاهدة (الحقيقية) وقيمته (٧،١٩٦) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٧) وقيمته (٢،٩١) ؛ وهذا يعنى 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 .

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

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

جدول (١٢)

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 | | 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 4rth 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 المربعة (٠،٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى أنتج بنية عاملية أحادية البعد 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 (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة .

ومن الجداول (١١ ، ١٢) والشكلين (١٤ ، ١٥) يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها خمسة عوامل ؛ وبالتالى توقفا عند النقطة الخامسة التى 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 يعنى أن الاختبارات الكلاسيكية واختبار مونت كارلو (التحليل المتوازى) لهم نفس الأداء ، وأن اختبار العصا المكسورة واختبار الحد الأدنى لمتوسط الإرتباطات الجزئية الأصلى قدما نفس الأداء ، أما أداء اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل فقد جاء فريداً مقارنة بكل قواعد التوقف المستهدفة فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل باعتبار معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة .

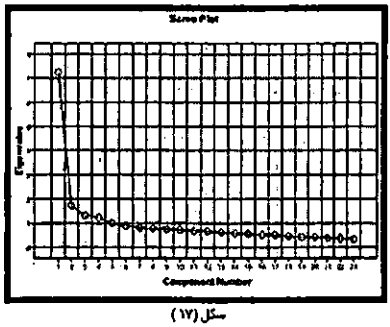
نتائج اختبار الفرض الثالث

ينص الفرض الثالث على : يختلف عدد العوامل المكونة لبنية القلق الإحصائى باستخدام الطرق الكلاسيكية (أقصى انحدار لكاتل ، 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 المنتظم بدرجات متطرفة بنسبة ٦٠ % ، 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 الإحصائى ومن ثم استخدام الحزمة الإحصائية *SPSS* لفرز الحالات ذات الدرجات المتطرفة (ملحق٢) وتبع ذلك معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين الأول حذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة واحدة متطرفة منخفضة وهى الحالات (١٨٣٩ ، ١١٧٤ ، ٦٨٠ ، ٩ ، ٤١٦ ، 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 لكاتل ، 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 لبنية القلق الإحصائى من مصفوفة البيانات الخام (٢٣ × ٢٥٦٥) وكانت النتائج كالتالى :

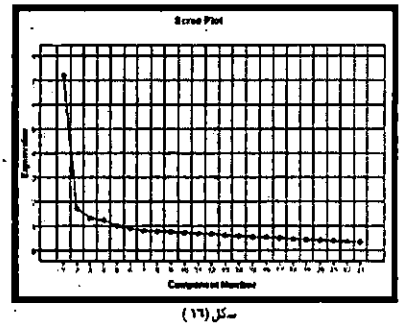
أولاً : نتائج اختبار أقصى انحدار لكاتل

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 التالى :




شكل (١٧)
نواتج استبار أقصى إحتمار الكامل




شكل (١٦)
نواتج استبار أقصى إحتمار الكامل

يتضح من الشكل (١٦) السابق أن الفحص البصرى بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعنى أن اختبار أقصى انحدار لكاتل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائى ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى 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 البصرى بين أن النقطة الخامسة على المحور الأفقى تعد نقطة قطع ، وهذا يعنى أن اختبار أقصى انحدار لكاتل نتج عنه تحديد أربعة عوامل تشكل البنية العاملية للقلق الإحصائى ، وبهذا فإن الاختبار مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution وذلك باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

ثانياً : نتائج محك كايزر –جتمان

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

جدول (١٣)

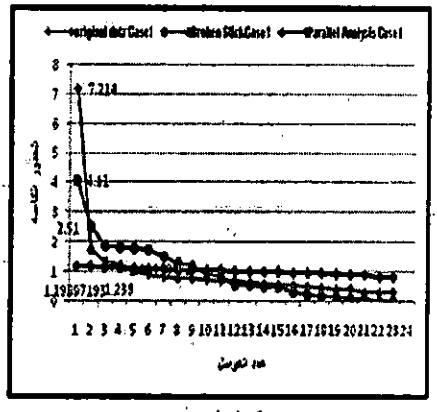
نتائج محك كايزر-جتمان

| الموقف الأول | | | | | | | الموقف الثانى | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Total Variance Explained | | | | | | | Total Variance Explained | | | | | |
| Component | 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 | 7.214 | 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 التى تم تحديدها طبقاً لمحك كايزر-جتمان "الجذر الكامن أكبر من واحد" بلغ أربعة عوامل ، وبهذا فإن محك كايزر-جتمان مكن من اتخاذ قرار بحل رباعى العامل Four-Factor Solution وذلك باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

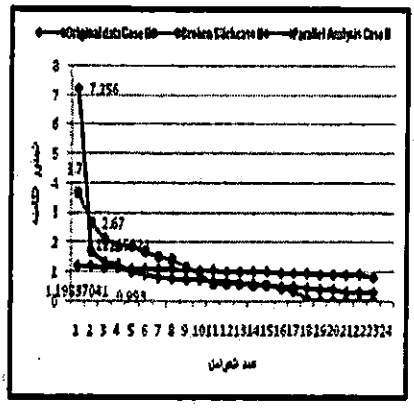
ثالثاً : نتائج اختبارى التحليل المتوازى PA والعصا المكسورة B-S

استخدم الباحث برنامج التحليل الإحصائى ViSta-PARAN لتوليد بيانات محاكاة موازية للبيانات المشاهدة (الأصلية /الإمبيريقية) لتطبيق اختبار التحليل المتوازى 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 باختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة كما بالشكل التالى :



شكل (١٨)

التحليل الكامنة باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة



شكل (١٩)

التحليل الكامنة باستخدام اختبارى التحليل المتوازى والعصا المكسورة

يتضح من الشكل (١٨) السابق أن الجذر الكامن الرابع للبيانات الأصلية (حالة حذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة واحدة متطرفة منخفضة) وقيمته (١،٢٣٣) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٨) وقيمته (١،١٢٤٠٨٠٧١) ؛ وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى 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) وقيمته (١،٢٣١) أكبر من قيمة المئينى رقم (٩٥) المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٨) وقيمته (١،١٢٢١٥٥٢٤) ؛ وهذا يعنى أن قرار الحل تبعاً لاختبار التحليل المتوازى PA هو قبول بنية عاملية لها حل رباعى العوامل Four-Factor

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

ويتضح من الشكل (١٨) السابق أن الجذر الكامن الأول للبيانات الأصلية (حالة حذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة واحدة متطرفة منخفضة) وقيمته (٧،٢١٤) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٩) وقيمته (٤،١١) ؛ وهذا يعنى 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) وقيمته (٧،٢٥٦) أكبر من قيمة الجذر الكامن المقابل للبيانات المولدة بالمحاكاة (ملحق٩) وقيمته (٣،٧١) ؛.وهذا يعنى 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 الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

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

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

جدول (١٤)

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

**الموقف الأول**

Run MATRIX procedure:
Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test:
Average Partial Correlations

| | squared | power4 | | squared | power4 |
|---|---|---|---|---|---|
| .0000 | .0648 | .0121 | 12.0000 | .0702 | .0200 |
| 1.0000 | .0111 | .0005 | 13.0000 | .0827 | .0260 |
| 2.0000 | .0116 | .0003 | 14.0000 | .1015 | .0369 |
| 3.0000 | .0123 | .0004 | 15.0000 | .1134 | .0417 |
| 4.0000 | .0130 | .0005 | 16.0000 | .1361 | .0536 |
| 5.0000 | .0152 | .0009 | 17.0000 | .1443 | .0584 |
| 6.0000 | .0196 | .0028 | 18.0000 | .1901 | .0851 |
| 7.0000 | .0246 | .0044 | 19.0000 | .2326 | .1145 |
| 8.0000 | .0313 | .0061 | 20.0000 | .3165 | .1959 |
| 9.0000 | .0400 | .0084 | 21.0000 | .5275 | .4161 |
| 10.0000 | .0493 | .0127 | 22.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 11.0000 | .0597 | .0169 | | | |

The smallest average squared partial correlation is .0111
The smallest average 4rth 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 ——

**الموقف الثانى**

Run MATRIX procedure:
Velicer's Minimum Average Partial (MAP) Test:
Average Partial Correlations

| | squared | power4 | | squared | power4 |
|---|---|---|---|---|---|
| .0000 | .0659 | .0124 | 12.0000 | .0703 | .0198 |
| 1.0000 | .0111 | .0005 | 13.0000 | .0829 | .0261 |
| 2.0000 | .0116 | .0003 | 14.0000 | .1026 | .0376 |
| 3.0000 | .0124 | .0004 | 15.0000 | .1150 | .0425 |
| 4.0000 | .0130 | .0005 | 16.0000 | .1366 | .0534 |
| 5.0000 | .0152 | .0009 | 17.0000 | .1464 | .0595 |
| 6.0000 | .0196 | .0029 | 18.0000 | .1915 | .0859 |
| 7.0000 | .0248 | .0043 | 19.0000 | .2316 | .1123 |
| 8.0000 | .0317 | .0063 | 20.0000 | .3157 | .1948 |
| 9.0000 | .0400 | .0084 | 21.0000 | .5262 | .4147 |
| 10.0000 | .0494 | .0127 | 22.0000 | 1.0000 | 1.0000 |
| 11.0000 | .0599 | .0171 | | | |

The smallest average squared partial correlation is .0111
The smallest average 4rth 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 (١٤) السابق أن قيمة الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المربعة (٠،٠١١١) تسبقها قيمة واحدة أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى 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 (٠،٠٠٠٣) تسبقها قيمتين أكبر منها وجميع القيم التى تليها أكبر منها ؛ وبالتالى فإن اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل أنتج بنية عاملية ذات حل ثنائى Two-Factor Solution باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

ومن الجدولين (١٣ ، ١٤) والأشكال (١٦ ، ١٧ ، ١٨ ، ١٩) يتضح أن الطرق الكلاسيكية (محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل) قدما حلولاً عاملية عددها أربعة عوامل ؛ وبالتالى توقفا عند النقطة الرابعة التى 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 يعنى 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 فى الدراسة الحالية وقدم حلاً ثنائى العامل وذلك باعتبار معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) .

## مناقشة وتلخيص نتائج الدراسة

بمراجعة نتائج اختبار فروض الدراسة الحالية يمكن تلخيصها فى الجدول التالى :

جدول (١٥)

عدد العوامل النهائية تحت الشروط المختلفة

| الشروط / الطريقة | عدم المعالجة | معالجة التلوث المنتظم (أعداد الدرجات المحذوفة) | | | | | معالجة التلوث غير المنتظم | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | ٢ | ٤ | ٦ | ٨ | ١٠ | الموقف الأول | الموقف الثانى |
| اختبار أقصى انحدار لكاتل | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٥ | ٤ | ٤ |
| محك كايزر-جتمان K-G | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٥ | ٤ | ٤ |
| اختبار التحليل المتوازى PA | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ | ٤ |
| اختبار العصا المكسورة B-S | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ |
| اختبار MAP الأصلى | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ | ١ |
| اختبار MAP المعدل | ٢ | ٢ | ٢ | ٢ | ٢ | ٢ | ٢ | ٢ |

يتضح من الجدول (١٥) السابق أن اختبار أقصى انحدار لكاتل لا يتميز بالمنعة لأنه لم يحافظ على أدائه تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) فقد قدم حلاً رباعى العامل Four-Factor Solution تحت كافة الشروط عدا شرط معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة درجات متطرفة حيث قدم حلاً خماسى العامل . ويكشف أداء اختبار أقصى انحدار لكاتل عن أنه يضخم عدد العوامل Over-extraction وتتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها فى الدراسة الحالية بشأن عدد العوامل مع ورد بالأدبيات مثل : (Jackson, 1993; Franklin et al., 1995).

ويتضح أيضاً أن محك كايزر-جتمان لا يتميز بالمنعة لأنه لم يحافظ على أدائه تحت الشروط المختلفة : عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) بحذف درجات متطرفة عددها (٢، ٤، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين (الموقف الأول: بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) فقد قدم حلاً رباعى العامل Four-Factor Solution تحت كافة الشروط عدا شرط معالجة التلوث المنتظم بنسبة ١٠٠% بحذف عشرة

درجات حيث قدم حلاً خماسي العامل . ويكشف أداء محك كايزر-جتمان عن أنه يضخم عدد العوامل Over-extraction وتتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها فى الدراسة الحالية بشأن عدد العوامل مع ورد بالأدبيات مثل : (Zwick & Velicer, 1986; Jackson, 1993; Franklin et al., 1995; Solanas, Leiva & Richards, 2011) .

وتميز اختبار التحليل المتوازى بالمنعة حيث قدم الاختبار حلاً رباعى العامل Four-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) ، وبهذا فإن أداء اختبار التحليل المتوازن لا يتأثر بعدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بالدرجات المتطرفة ، كما أن أدائه لا يتأثر بنسبة التلوث المنتظم بالدرجات المتطرفة (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) ، ولا يتأثر بنسبة التلوث غير المنتظم بالدرجات المتطرفة (٦٠%) فى الموقفين السابق الإشارة لهما . وتتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها بشأن عدد العوامل مع ما ورد فى الأدبيات بأن اختبار التحليل المتوازى يتسم 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 تميز اختبار العصا المكسورة Broken Stick Test بالمنعة حيث قدم الاختبار حلاً أحادى العامل Single-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) . ويخفض الاختبار Under-extraction عدد العوامل المستخلصة ، وتتفق هذه النتيجة التى تم التوصل بشأن عدد العوامل إليها فى الدراسة الحالية مع ما ورد فى الأدبيات مثل : (Jackson, 1993; ) .

أما اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية الأصلى فقد تميز بالمنعة حيث قدم الاختبار حلاً أحادى العامل Single-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة

التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) . ويبين أداء الاختبار أنه يخفض عدد العوامل المستخلصة ، وتتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها فى الدراسة الحالية بشأن عدد العوامل مع ورد فى الأدبيات مثل : ، ولا تتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها فى الدراسة الحالية مع ما ورد فى الأدبيات مثل : (Zwick & Velicer, 1986; Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005) .

وأيضاً تميز اختبار الحد الأدنى لمتوسط الارتباطات الجزئية المعدل بالمنعة حيث قدم الاختبار حلاً ثنائى العامل Two-Factor Solution تحت الشروط المختلفة (عدم معالجة التلوث المنتظم/غير المنتظم بدرجات متطرفة ، معالجة التلوث المنتظم بنسب (٢٠% ، ٤٠% ، ٦٠% ، ٨٠% ، ١٠٠%) بحذف درجات متطرفة عددها (٢ ، ٤ ، ٦ ، ٨ ، ١٠) على الترتيب ، معالجة التلوث غير المنتظم بنسبة ٦٠% فى موقفين (الموقف الأول : بحذف خمسة درجات متطرفة مرتفعة ودرجة متطرفة منخفضة ، والموقف الثانى : بحذف خمسة درجات متطرفة منخفضة ودرجة متطرفة مرتفعة) . والاختبار يخفض بشكل بسيط عدد العوامل المستخلصة ، وتتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها بشأن عدد العوامل مع ما ورد بالأدبيات مثل : (Piccone, 2009; ، ولا تتفق هذه النتيجة التى تم التوصل إليها فى الدراسة الحالية مع ما ورد فى الأدبيات مثل : (Peres-Neto, Jackson & Somers, 2005) .

توصيات الدراسة

فى ضوء نتائج الدراسة الحالية التى تم استخلاصها ، يورد الباحث التوصيات الآتية :

١- ضرورة مراجعة ملف أو مصفوفة البيانات بعد إدخالها للتأكد من عدم وجود أخطاء فى رصد الدرجات المناظرة للاستجابات .

٢- ضرورة التأكد من فهم المستجيبين لتعليمات الإجابة عن أدوات القياس قبل البدء فى الاستجابة .

٣- ضرورة التأكيد على المستجيبين أن البيانات يتم جمعها لغرض البحث العلمى وهى ليست نوع من التقييم وذلك للتخلص مع عامل المرغوبية الاجتماعية وتزييف الاستجابات ، ومن ثم الحصول على استجابات نقية .

٤- اختيار التوقيت المناسب لتطبيق أدوات القياس ، بحيث يتم تجنيب المستجيبين التعب أو الإرهاق .

٥- ضرورة حذف الدرجات الكلية المتطرفة قبل تحرى 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 الحزم الإحصائية الجاهزة مثل *SPSS*, SAS التى تجعل محك كايزر-جتمان واختبار أقصى انحدار لكاتل طرقاً مفترضة للاستخدام والاستجابة لنتائج البحوث التى بينت أن هذه الطرق تودى إلى تضخم فى عدد العوامل المنتجة .

٧- الاتجاه إلى الاعتماد على اختبار التحليل المتوازى باعتباره الأكثر منعة من البدائل الأخرى لتحديد عدد العوامل المكونة للبنية العاملية لأدوات القياس .

## بحوث مقترحة

استكمالاً لما تم فى الدراسة الحالية يقترح الباحث – فى حالة توافر الحزم الإحصائية اللازمة أو القدرة على كتابة ملفات أوامر – دراسة التالى :

١.دراسة مقارنة بين الطرق التقليدية وطريقة مربع كاى المتتابعة Chi-Square Sequential لتحديد عدد العوامل .

٢.دراسة مقارنة بين الطرق التقليدية وطريقتى محك المعلومات لأكيكى وباسيان Bayesian, Akaike Information Criteria لتحديد عدد العوامل .

٣.دراسة مقارنة بين الطرق التقليدية وطريقتى Optimal Coordinates (OC) ومعامل التعجيل Acceleration Factor (AF) لتحديد عدد العوامل .

٤.أثر نسب متباينة من التلوث المتماثل / غير المتماثل بالدرجات المتطرفة فى تحديد عدد العوامل .

## المراجع


١- رجاء محمود أبو علام (٢٠٠٣) . *التحليل الإحصائى للبيانات باستخدام برنامج* **SPSS** . القاهرة : دار النشر للجامعات .

٢- رجاء محمود أبو علام (٢٠٠٧) . *مناهج البحث فى العلوم النفسية والتربوية* . القاهرة : دار النشر للجامعات .

٣- صفوت فرج (١٩٨٠) . *التحليل العاملى فى العلوم السلوكية* . القاهرة : دار الفكر العربى .

٤- فؤاد أبو حطب ، آمال صادق (١٩٩٦) . *مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائى فى العلوم*

*النفسية والتربوية والاجتماعية* (ط٢) . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية .

٥- محمد حبشى حسين (٢٠٠٥) . دراسة تقويمية لتطبيقات التحليل العاملى الاستكشافى فى البحوث النفسية والتربوية . *المجلة المصرية للدراسات النفسية* ، ١٥(٤٧) ، 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. Mardsen (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 Eginvalues-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., & Scarpello, 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* (2rd 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. BehaviorResearch 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;

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 Psicologia*, 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 Mechancal College . Louisana 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 Scres test) and some of Monte Carlo advanced techniques (parallel analysis test, broken-steck 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.