

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

المملكة العربية السعودية
وزارة التعليم العالي
جامعة الملك سعود
عمادة البحث العلمي
مركز بحوث كلية التربية

**اختبار صحة البنية العائلية للمتغيرات الكامنة
في البحوث: منى التحليل والتحقق.**

تأليف

أ.د. أحمد تيغزة

قسم علم النفس . كلية التربية

جامعة الملك سعود

بحث علمي محكم

١٤٣٢هـ - ٢٠١١م

"نحن كما نعتقد، كل ما نحن فيه تابع من أفكارنا، وبأفكارنا نصنع

عالمنا:"

حكمة فريدة عربية

لا تحكم على أعمالك بالثمار التي جنيتها، ولكن بالبذور التي زرمتها

روبرت لوي سينفيلد

النجاح هو القدرة على الخروج من فشل إلى آخر، دون فقد الحماس

والتفكير قبل

قائمة المحتويات

رقم الصفحة

المحتويات

الفصل الأول: مفاهيم مدخلية أساسية ١

- فسيفساء الفرضيات ٣
- النماذج النظرية أو المفاهيمية *Conceptual models* ٦
 - أولاً- النماذج العاملية التوكيدية: ٢٠
 - ١. النماذج العاملية وحيدة البعد أو العامل: ٢٣
 - ٢. النموذج العامل ذي العاملين أو المتعدد العوامل ٢٦
 - ٣. النموذج العامل من الدرجة الثانية *Second-order Factor Model* أو الهرمي *Hierarchical Model* ٣٢
 - ثانيا. النموذج البنائي *Structural Model* ٣٥
 - ثالثا. نماذج تحليل المسار *Path Analysis Models* ٤١
- لماذا التحليل العامل التوكيدي بدلا من التحليل العامل الاستكشافي؟ ٤٧

الفصل الثاني: مرحلة التحديد، والتعيين، وتقدير البارامترات ٥٣

- خطوات اختبار النموذج العامل التوكيدي ٥٥
 - المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده *Model specification* ٥٦
 - مثال تطبيقي لتوضيح مراحل النمذجة ٥٧
 - المرحلة الثانية: تعيين النموذج *Model identification* ٦١
 - المرحلة الثالثة: تقدير بارامترات النموذج العامل المفترض أو النظري *Model Parameter Estimation* ٧٣
 - عملية تقدير البارامترات الحرة وطرقها ٧٤

- تجهيز ملف التعليمات بلغة سمبليس *Simplis* لحزمة ليزرل *Lizrel* ٨٢
- تجهيز ملف التعليمات بلغة حزمة "إكس" *EQS* ٩٠

الفصل الثالث: مرحلة اختبار جودة مطابقة النموذج عبر مؤشرات المطابقة ٩٩

- المرحلة الثالثة: مؤشرات المطابقة أو محكات حسن أو جودة المطابقة: *Goodness of*

١٠١ *fit indices*

- الجداول التصنيفية لمؤشرات حسن المطابقة ١٠٢
- المجموعة الأولى: مؤشرات المطابقة المطلقة *Absolute Fit indices* ١٠٣
- المجموعة الثانية: مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية *Comparative*
- *Fit Indices / incremental Fit Indices* ١٠٣
- المجموعة الثالثة: مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد *Parsimony*
- *Correction Indices* أو المؤشرات الاقتصادية ١٠٤
- التعرف على عينة من مؤشرات المطابقة ١١٤

• حدود مؤشرات المطابقة ١٢٨

- ما هي المؤشرات الأكثر فعالية التي ينبغي استعمالها أكثر من غيرها؟ ١٣٠
- التطبيق على المثال: نتائج مؤشرات المطابقة للنموذج العاملي المفترض ١٣٥
- نتائج تقدير البارامترات الفردية للنموذج المفترض (تقوم المطابقة التفصيلية لعناصر النموذج) ١٤٥
- أولاً فحص قيم البارامترات التي تم تقديرها ١٤٥
- ثانياً. فحص مكون القياس للنموذج ١٤٦
- نتائج نموذج القياس ١٥٩

الفصل الرابع: مرحلة فحص البواقي *residuals* ومؤشرات التعديل *modification indices* لمراجعة

النموذج وتصحيحه. ١٦٣

- تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي ومؤشرات التعديل ١٦٥
 - أولاً . طريقة البواقي ١٦٦
 - ثانياً . مؤشرات التعديل *Modification Indices* ١٧٢
- مثال تطبيقي لتوظيف مؤشرات التعديل لتطوير النموذج العاملي المفترض ١٨١
 - أولاً . فحص البواقي ١٨٣
 - ثانياً . مؤشرات التعديل *Modification Indices* ١٩١
 - التعديل الأول للنموذج المفترض ٢٠٥
 - التعديل الثاني للنموذج المفترض ٢١٩

الفصل الخامس: فصل إثرائي: معالجة تفصيلية لمؤشرات المطابقة. ٢٣١

- توضيح تفصيلي لبعض أنواع مؤشرات جودة المطابقة *Goodness of fit indices* ٢٣٣
 - مربع كاي (χ^2) *Chi-square* أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي *The Likelihood Ratio Chi-square*، أو نسبة الاحتمال المعمم *Generalized Likelihood Ratio* ٢٣٤
 - مؤشرات المطابقة المطلقة *Absolute fit indices* ٢٣٨
 - مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية *Comparative/Incremental Fit Indices* ٢٤١
 - مؤشرات المطابقة الاقتصادية أو المقتصدية *Parsimony Fit Indices* ٢٤٣
 - مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات *Information- theory based fit*

٢٤٦ ○ تفصيل مؤشرات المطابقة

الفصل السادس: فصل إثنائي: تلخيص خطوات التحليل العاملي الاستكشافي وتطبيقه على مثال

تفصيلي: ٢٨٦

- عرض تلخيصي لخطوات وإجراءات التحليل العاملي الاستكشافي ٢٧٩
- تطبيق إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي على مثال عملي باستعمال حزمة

٢٨٦ SPSS

- المرحلة الأولى: فحص مدى قابلية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي ٢٩٩
- المرحلة الثانية: الاستخراج، والتدوير، وتسمية العوامل ٣٠٥

- معلومات التحليل العاملي الاستكشافي التي ينبغي ذكرها عند تحرير تقرير البحث

٣٢٢

المراجع ٣٢٩

بعض الحزم الإحصائية الخاصة بالتمذجة بالمعادلات ٣٥٩

الملاحق ٣٦٣

- الملحق رقم (١): مخرجات التحليل العاملي التوكيدي باستعمال حزمة ليزرل، الخاصة بالمثل الأول: نموذج العاملين (العصائية والإنطوائية) للشخصية، والذي تطرقنا إليه عبر الفصل الثاني والثالث والرابع ٣٦٥
- الملحق رقم (٢): مخرجات التحليل العاملي التوكيدي باستعمال حزمة ليزرل، الخاصة بالمثل الثاني (تعاطي التدخين) الذي تطرقنا إليه في الفصل الرابع ٣٨٣

- الملحق رقم (٣): مخرجات التحليل العملي التوكيدي باستعمال حزمة إكس *EQS*، الخاصة بالمثلث الأول: نموذج العاملين (العصابية والإنطوائية) للشخصية، والذي تطرقنا إليه عبر الفصل الثاني والثالث والرابع ٤٠٧
- الملحق رقم (٤): مخرجات التحليل العملي التوكيدي باستعمال حزمة إكس *EQS* الخاصة بالمثلث الثاني (دوافع تعاطي التدخين) الذي تطرقنا إليه في الفصل الرابع

قائمة الجداول

الصفحة	رقم الجدول وموضوعه
٣	جدول (١←١) تصنيف إجراءات عملي للفرضيات البحثية المتنوعة
١٠٥	جدول (١←٣) مؤشرات المطابقة المختلفة مع محكاتها الدالة على جودة المطابقة وفقا للدراسة المسحية النقدية الواسعة التي قام بها شريبر وزملاؤه (Schreiber, et al., 2006)
١٠٩	جدول (٢←٣) تصنيف مؤشرات المطابقة المختلفة كما وردت في المؤلف الواسع الانتشار ل"شوماخر" و "لوماكس" (Schumacker & Lumax, 2004).
١١١	جدول (٣←٣) تصنيف مؤشرات المطابقة كما وردت في كتاب الإحصاء المتقدم الواسع الانتشار في العلوم الإدارية والتجارية والاقتصادية (Hair et al. 199).
١٣٥	جدول (٤←٣) تعيين البارامترات الحرة وغير الحرة أو الثابتة parameter specifications
١٣٨	جدول (٥←٣) مؤشرات المطابقة المختلفة كما تعرضها حزمة ليزرل.
٢٤٠	جدول (٦←٣) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية والنموذجية للنموذج العاملي الثنائي العوامل للشخصية
١٤٦	جدول (٧←٣) قسم من النتائج التي تنطوي على تقديرات قيم البرامترات غير المعيارية (مقاسة بوحدات قياسها الأصلية). وهذه البرامترات هي الشعبعات، تباين العاملين، وتباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات.

١٥٨	جدول (٣ ← ٨) قسم من النتائج التي تنطوي على تقديرات قيم البارامترات المعيارية. وهذه البارامترات هي التشبعات، تغاير العاملين، وتباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات.
١٦٠	جدول (٣ ← ٩) : معاملات الارتباط المتعدد (R ² squared multiple correlation) للدلالة على نسبة التباين في المؤشر الذي يفسره العامل الذي ينتمي إليه المؤشر المقاس. وتؤول معاملات الارتباط المتعدد باعتبارها تدل على معاملات الثبات للمؤشرات المقاسة.
١٦٩	جدول (٤ ← ١) مصفوفة العينة، ومصفوفة النموذج، ومصفوفة البواقي غير المعيارية ومصفوفة البواقي المعيارية لمثال نموذج العاملين: الانطوائية والانساطية الموضح في الشكل (٢ ← ١) في الفصل الثاني.
١٧٤	جدول (٤ ← ٢) مؤشرات التعديل <i>Modification Indices</i> وقيم التغير المتوقعة <i>Expected Change</i> لمثال نموذج العاملين للشخصية: الانطوائية والانساطية الموضح في الشكل (٢ ← ١) .
١٨٧	جدول (٤ ← ٣) مصفوفة العينة، ومصفوفة النموذج، ومصفوفة البواقي غير المعيارية ومصفوفة البواقي المعيارية لمثال النموذج المفترض الثلاثي العوامل لدوافع سلوك تعاطي التدخين الموضح في الشكل (٤ ← ٢) .
١٩٢	جدول (٤ ← ٤) مؤشرات المطابقة الخاصة بالنموذج الموضح في الشكل (٤ ← ٢) الذي يمثل نموذجا عامليا ثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين عند استعمال حزمة ليزرل.
١٩٤	جدول (٤ ← ٥) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين.

٢٠٢	جدول (٦٤) مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات
٢٠٨	جدول (٧٤) مؤشرات المطابقة لنموذج التحليل العاملي التوكيدي لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الأول للنموذج.
٢١٠	جدول (٨٤) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين.
٢١٦	جدول (٩٤) مصفوفة التباين والتغاير للبوافي للنموذج الأصلي قبل التعديل، ومصفوفة التباين والتغاير للبوافي للنموذج بعد التعديل.
٢١٩	جدول (١٠٤) مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين
٢٢٢	جدول الشكل (١١٤) مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.
٢٢٤	جدول (١٢٤) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين بعد التعديل الثاني.
٢٢٩	جدول (١٣٤) مصفوفة التباين والتغاير للبوافي المعيارية للنموذج العاملي لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.
٢٨٧	جدول (١٤٥) استبيان قلق الإحصاء عند استخدام حزمة SPSS.

٣٢٥	<p>جدول (٢<٥) مصفوفة تشبعات فقرات استبيان القلق الإحصاء عند استعمال حزمة (SPSS) على عواملها باستعمال التحليل العاملي الاستكشافي وبعد التدوير باستعمال طريقة الفاريماكس varimax (ن=٢٥٧١). انطوت المصفوفة على كافة التشبعات المرتفعة والمتوسطة والمنخفضة، سواء تلك التي اعتمدت في تحديد العوامل أو التي لم تعتمد.</p>
٣٢٦	<p>جدول (٣<٥) مصفوفة تشبعات فقرات استبيان القلق الإحصاء عند استعمال حزمة (SPSS) على عواملها باستعمال التحليل العاملي الاستكشافي وبعد التدوير باستعمال طريقة الفاريماكس varimax (ن=٢٥٧١). حذفت التشبعات التي تقل عن 0.40 لتيسير عملية تأويل العوامل وعرضها.</p>

قائمة الأشكال

الصفحة	رقم الشكل وموضوعه
١٩	شكل (١ ← ١) مثال عن نموذج نظري ينظر لعلاقة مصادر الضغوط بالإجهاد
٢٥	شكل (٢ ← ١) ثلاثة نماذج عاملية وحيدة العامل أو البعد
٣٠	شكل (٣ ← ١) نماذج عاملية استكشافية (أ١، أ٢) ونماذج عاملية توكيدية (ب١، ب٢).
٣٢	شكل (٤ ← ١) نموذج عاملي توكيدي يوضح البنية العاملية الثلاثية لمفهوم الاحتراق النفسي <i>Burnout</i> .
٣٤	شكل (٥ ← ١) نموذج عاملي من الدرجة الثانية (ب) ونموذج عاملي من الدرجة الأولى (أ).
٣٨	شكل (٦ ← ١) النموذج البنائي العام الذي يتألف عادة من مكون قياسي (علاقة المؤشرات المقاسة بعاملها الكامن) ومكون بنائي (العلاقات بين المتغيرات الكامنة).
٣٩	شكل (٧ ← ١) نموذج تنظيري بنائي ينظر للعلاقات بين الاتجاه والسلوك.
٤٠	شكل (٨ ← ١) نمذجة العلاقة بين التقويم والسلوك التنظيمي
٤٥	شكل (٩ ← ١) نموذج تحليل المسار <i>Path Analysis Models</i>
٤٦	شكل (١٠ ← ١) نموذج تحليل المسار لتوضيح محددات الطموح المهني. تدل المستطيلات على المتغيرات المقاسة، والأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه على المسارات (تأثير أحد

	المتغيرين على الآخر)، والأسهم المحدبة المزدوجة الاتجاه على العلاقات الارتباطية بين المتغيرات المستقلة الخارجية.
٥٢	شكل (١ ← ١) التمييز بين النموذج العملي الاستكشافي "أ" حيث أن كل المؤشرات ترتبط بكل العوامل، والنموذج العملي التوكيدي "ب" و "ج" بحيث أن النموذج "ب" قام على افتراض استقلال أخطاء قياس المؤشرات، في حين أن النموذج "ج" قام على افتراض ارتباط أخطاء قياس بعض المتغيرات.
٥٩	شكل (٢ ← ١) النموذج العملي المفترض الذي ينطوي على عاملي: العصائية والانبساطية. قيس عامل العصائية بأربعة مقاييس لتمثل مؤشرات الأربعة المقاسة، وتم قياس عامل الانبساطية بأربعة مقاييس لتمثل مؤشرات الأربعة المقاسة. والتباين الذي ينطوي عليه كل مؤشر مقياس من المؤشرات الثمانية يفسره (يؤثر فيه) العامل الكامن الذي ينتمي إليه (الذي يتشعب عليه) المؤشر أو المتغير المقاس (المقاييس المستعملة)، أما باقي التباين في المؤشر المقاس يفسره خطأ القياس.
٧٠	شكل (٢ ← ٢) نماذج عاملية مختلفة وظفت لتبيان طريقة إحصاء عدد البارامترات الحرة لكل منها
٨٥	شكل (٣ ← ٢) النموذج العملي المفترض الذي ينطوي على عاملي: العصائية والانبساطية. الأسهم الدالة على التشبعات التي تحتوي على نجوم تدل على البارامترات الحرة أما السهمان اللذان يحتويان على القيمة ١ فيدلان على التشبعين الذين تم تثبيت قيمتهما سلفاً لتحديد وحدة القياس للعاملين الكامنين.
١٥٣	الشكل (٣ ← ١) مسار تخطيطي للنموذج العملي مستقطعاً من نتائج ليزرل محتويًا على البارامترات المقدرّة بوحدها الأصلية غير المعيارية. يدل السهم المحدب المزدوج الاتجاه على التغاير <i>covariance</i> بين عامل العصائية وعامل الانبساطية. وتدل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوحدها غير معيارية، وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات)

	<p>على تباين أخطاء القياس <i>error variance</i> أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي <i>.residuals</i></p>
١٥٨	<p>شكل (٣ ← ٢) مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعا من نتائج ليزرل محتويا على البارامترات المقدرة بوححدات معيارية. يدل السهم المحذب المزدوج الاتجاه على التغيرات الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدلل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوححدات معيارية، وتدلل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس <i>error variance</i> أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي <i>.residuals</i></p>
١٨٢	<p>شكل (٤ ← ١) مسار تخطيطي للنموذج العاملي المفترض لتفسير الشخصية بافتراض عاملين أساسيين: العصابية (<i>Neuroticism</i>) والانبساطية (<i>Extraversion</i>): تدل المؤشرات المقاسة (<i>NI-N4</i>) لعامل العصابية على القلق، العدوانية، الاكتئاب، الوعي الذاتي على التوالي. كما تدل المؤشرات المقاسة (<i>EX1-EX4</i>) لعامل الانبساطية على الدفء العاطفي، الوداعة، تأكيد الذات، المشاعر الإيجابية على التوالي. يظهر النموذج البارامترات المقدرة بوححدات معيارية. يدل السهم المحذب المزدوج الاتجاه على التغيرات الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدلل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوححدات معيارية، وتدلل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس <i>error variance</i> أو بواقي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقي <i>.residuals</i></p>
١٨٣	<p>شكل (٤ ← ٢) النموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين</p>
٢٠٧	<p>شكل (٤ ← ٣) القيم المعيارية لبارامترات نموذج التحليل العاملي التوكيدي الثلاثي الأبعاد لدوافع</p>

	تعاطي المخدرات، بعد تحرير (ارتباط) خطأ المؤشرين: X_{11} ، X_{12} (التعديل الأول للنموذج).
٢٢١	شكل (٤ ← ٤) القيم المعيارية لبرامترات نموذج التحليل العائلي الثلاثي الأبعاد بعد إضافة تشبيح X_4 على العامل الثاني <i>Social</i> (الدوافع الاجتماعية)، عند التعديل الثاني.

مقدمة

لنتأمل المثال التالي: هب أننا نريد أن ندرس العلاقة بين مفهوم أو متغير مصادر الضغط stress ومفهوم أو متغير التعامل coping مع الضغوط. فقد نختبر صحة العلاقة بين مصدرالضغط كمتغير متجانس باستعمال الدرجة الكلية له بالدرجة الكلية لمتغير التعامل باعتباره هو الآخر متغيرا متجانسا. إن دراسة العلاقة بين مفهومين أو متغيرين بدون تحليل كل مفهوم إلى أبعاده، أو مكوناته، أو عوامله، لا يمدنا باستبصار عن السلوك الحقيقي لكل متغير، ولا يزودنا بمعلومات ثرية عن طبيعة العلاقة بين المفهومين أو المتغيرين. ما ذا لو غيرنا من استراتيجية دراسة العلاقة بين متغيري الضغط والتعامل بتحليل الضغط إلى أبعاده باستعمال التحليل العائلي الاستكشافي (عند افتقارنا لتصور عن البنية العائلية للمفهوم أو أبعاده أو عوامله)، أو باستعمال التحليل العائلي التوكيدي للتأكد من صحة الأبعاد التي نعتقد أنها تؤلف المفهوم، وهو موضوع هذا الكتاب، وتحليل مفهوم التعامل مع الضغوط إلى أبعاده؛ وبعد تحليل كلا المفهومين: الضغط، والتعامل إلى أبعادهما، وبعد التأكد من صحة أبعاد كل مفهوم باستعمال التحليل العائلي التوكيدي، ننتقل إلى دراسة العلاقات بين أبعاد الضغط بأبعاد التعامل، بدلا من دراسة العلاقة بين الدرجة الكلية للضغط بالدرجة الكلية للتعامل.

إن دراسة العلاقات بين المتغيرات على مستوى الأبعاد يمدنا بمعلومات ثرية عن العلاقة عند دراسة العلاقة بين المتغيرين أو المتغيرات. فقد تتأثر بعض مصادر الضغط دون المصادر الأخرى بعد ضبط الانفعالات باعتباره بعدا من أبعاد متغير التعامل ولا تتأثر بأبعاد التعامل الأخرى كبعد المعالجة الواقعية، وبعد التحوير الذهني لدلالة الضغط؛ في حين قد نجد

مصادر أخرى للضغط ترتبط بعيد المعالجة الواقعية، ولا ترتبط بأبعاد التعامل الأخرى. فثمة إذن تمايز أو تفاضل في علاقة أبعاد الضغط بأبعاد التعامل. وهذه المعلومات الثرية عن السلوك التفاضلي لأبعاد المفاهيم هي التي نفتقدها، أو نطمسها عن قصد أو غير قصد، عندما ندرس المفهوم باستعمال درجته الكلية باعتباره مفهوما متجانس المكونات أو الأبعاد.

إذن الدراسة الثرية لسلوك المتغيرات أو المفاهيم في الواقع تتأني من خلال دراسة أبعادها، أو عواملها. ولدراسة أبعاد المفهوم أو المتغير نحتاج في الغالب إلى التأكد ابتداء من أن الأبعاد التي نعتقد أنها تشكل قوام المفهوم صادقة، وتنسجم مع البيانات الأمبيريقية للعينة. أي معرفة إلى أي حد تمثل هذه الأبعاد المفهوم الذي نعتقد أنها تنسب إليه. والطريقة الإجرائية الكمية لاختبار هذا الافتراض (أي افتراض صحة النموذج العملي حيث تحدد العومل من طرف الباحث، ومسمياتها، والمؤشرات او المتغيرات المقاسة التي يفترض أنها تتشعب على عامل معين) تتمثل في التحليل العملي التوكيدي الذي يمثل موضوع الكتاب الحالي.

لقد حاولت أن أعالج موضوع التحليل العملي معالجة هي أقرب إلى مناهج البحث منها إلى الإحصاء، مركزا على الجانب الوظيفي لهذه الطريقة مبتعدا عن أي اشتقاق رياضي، كما عملت على تبيان الجوانب المنطقية المتعددة لطريقة التحليل العملي التوكيدي، وركزت كثيرا على الجوانب الدلالية بدلا من التركيز على الجوانب الإحصائية. وإمعانا في إبراز الجوانب العملية الإجرائية تم توظيف حزمة ليزرل Lisrel بحيث عززنا بعض نتائج استعمال الحزمة بشروح ضافية، كما قسمنا عملية بناء النموذج العملي الذي يراد اختباره إلى مراحل لكي يتيسر على القارئ استيعاب أساسيات التحليل العملي التوكيدي، وتوظيفه، وتطبيقه.

وعقب التطرق ببعض التفصيل إلى أساسيات التحليل العملي التوكيدي ولا سيما عملية بناء النماذج النظرية وكيفية قراءتها في الفصل الأول، عاجلت خطوات اختبار النموذج العملي التوكيدي.

وحفاظا على التوازن في حجم الفصول، عاجلت المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده، والمرحلة الثانية: تعيين النموذج، والمرحلة الثالثة: تقدير معالم أو بارامترات النموذج، في سياق الفصل الثاني. أما المرحلة الرابعة التي تعنى باختبار جودة مطابقة النموذج عن طريق مؤشرات المطابقة المختلفة فتناولناها في الفصل الثالث، أما المرحلة الخامسة والأخيرة التي تتمثل في مراجعة النموذج أو تعديله في ضوء مؤشرات التعديل فسيتم التطرق إليها في الفصل الرابع.

وتلافيا لكثرة الأمثلة التوضيحية التي قد تترك القارئ لأن كثرتها يستتبع بالضرورة كثرة الإحالة إليها أثناء معالجة مراحل اختبار النموذج العملي التوكيدي، وبالتالي لا يلبث القارئ أن ينتقل جيئة وذهابا بين الفصول لكثرة الإحالات إلى الأمثلة عند تعددها. وبدلا من ذلك، رأيت من الأنسب أن أنتقي مثلا يضاهاى واقع البحوث في إطار نمذجة التحليل العملي، ونتبعه بالتطبيق عليه طيلة تطرقنا لمراحل النمذجة مرحلة مرحلة. ويتم تعزيز هذا المثال التطبيقي بتطبيق آخر عند معالجة المرحلة الخامسة المتعلقة بمراجعة النموذج وتعديله، لتوضيح الجوانب المختلفة لآليات إعادة تعديل النموذج، لكون مثال تطبيقي واحد غير كاف للإلمام بالموضوع.

أما الفصل الخامس والفصل السادس ففصلان إثرائيان. فالفصل الخامس عني بتوضيح مفصّل لبعض مؤشرات جودة المطابقة نظرا لأهميتها القسوى في اختبار النماذج العملية، لأن معالجتها في الفصل الثالث كانت معالجة مقتضبة. وعني الفصل السادس بتوضيح عملي إجرائي لخطوات التحليل العملي الاستكشافي. ومعرفة التحليل العملي الاستكشافي يفيد. دون ريب. في استيعاب التحليل العملي التوكيدي.

وإذ أقدم هذا العمل إلى القراء في موضوع عرف ندرة في المراجع باللغة العربية، فإني آمل في استقبال انطباعات القراء، وتعقيباتهم، وملاحظاتهم. فهذه التغذية الراجعة

المنبثقة عن القراء تفيد في تقويم هذه العمل وتبيان مواطن القوة والضعف التي ينطوي عليها،
كما تفيد في التنمية المستمرة لهذا العمل وتطويره. والله ولي التوفيق والسداد.

الفصل الأول

مفاهيم
مدخلية أساسية

فسيفاء الفرضيات:

تهيمن الفرضيات الجزئية البسيطة هيمنة كاملة على البحوث في العالم العربي. ولعل أكثر هذه الفرضيات شيوعا والتي نصادفها بكثرة في البحوث المنشورة الفرضيات الارتباطية والفرضيات الفرقية. وهذان النمطان يسودان سيادة تامة بقية أنواع الفرضيات الأخرى. والفرضيات الأخرى وفقا لاجتهاد الباحث تشمل فضلا عن الفرضيات الفرقية والفرضيات الارتباطية، الفرضيات التنبؤية، والفرضيات الوسيطة، والفرضيات التفاعلية الشرطية، بالفرضيات السببية، والفرضيات العاملة، والفرضيات الصفرية الإحصائية وفرضيات انعدام العلاقة (أنظر الجدول ١-١) الذي ينطوي على مختلف الفرضيات التي اجتهد الباحث في حصرها وتصنيفها من واقع البحوث).

جدول (١-١) تصنيف إجرائي عملي للفرضيات البحثية المتنوعة .

تمهيد

تعكس الفرضيات الجهد التنظيري للباحث. فالباحث يتوقع احتمال وجود علاقة بين متغيرين (أو علاقات بين متغيرات)؛ كما يمكن أن يتوقع أيضا طبيعة تلك العلاقة فإذا افترض الباحث وجود علاقة ارتباطية بين متغير الإحباط ومتغير السلوك العدوانى للطفل، فإن الفرضية هذه تعكس التوجه الذهني للباحث لأنه يميل إلى ترجيح وجود علاقة بين المتغيرين عن عدم وجودها. وقد يضيف الباحث إلى الفرضية السابقة اتجاها للعلاقة بحيث يفترض وجود علاقة ارتباطية موجبة بين متغير الإحباط ومتغير السلوك العدوانى للطفل. ففي هذه الحالة، فضلا عن توقع الباحث وجود علاقة بين الإحباط والسلوك العدوانى، فإنه يميل إلى الاعتقاد بأن العلاقة بين المتغيرين موجبة (كلما ازداد الإحباط ازداد السلوك العدوانى)، وليست علاقة سالبة (كلما ازداد الإحباط انخفض السلوك العدوانى).

فرضية البحث، إذن، تعكس الموقف الذهني أو التوجه الذهني للباحث من مشكلة الدراسة. وقد يتمثل هذا التوجه الذهني - بكل بساطة - في افتراض وجود علاقة أو وجود فروق، وقد يتمثل أيضا في تحديد طبيعة العلاقة أو الفروق، علاوة على توقع وجودها. لقد رجعت إلى مراجع عديدة ولا سيما تلك التي تعنى بمنهجية البحث في المجالات النفسية والتربوية والاجتماعية لعلني أصادف تصنيفا للفرضيات يتماشى وواقع البحوث. غير أنني كلما أمعنت في البحث ازددت إحباطا، لأن تناول موضوع التنظير والنظريات والفرضيات، والمواضيع الأخرى ذات العلاقة، في كتب المنهجية الأجنبية منها والعربية، يتسم بالمعيارية (كيف ينبغي أن تكون عليه الفرضية) بدلا من الواقية (تحليل الفرضيات انطلاقا من واقع البحوث)، وبالتجريد المتمركز حول تعريف النظريات ووصفها (بينما البحوث في الواقع تركز في عملية التنظير على الفرضيات) بدلا من التناول الإجرائي للفرضيات. أي تناول أنواع الفرضيات القابلة للاختبار كما وردت في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية.

لذلك اجتهدت في وضع التصنيف الإجرائي التالي للفرضيات البحثية، عقب فحصنا لعدد كبير من الفرضيات المثبوتة في البحوث المنشورة في مجالات علو النفس وفروعه المختلفة، ومجالات التربية وميادينها، ومجالات علم الاجتماع. وسأقدم فيما يلي مخططا لهذا التصنيف، وسأتبعه بشرح معزز بأمثلة توضيحية.

مخطط تصنيفي إجرائي للفرضيات من اجتهاد الباحث

(أولا) الفرضية الفرقية

١.١ فرضية فرقية بسيطة (تنطوي على متغيرين فقط)

١.١.١ فرضية فرقية بسيطة عديمة الاتجاه

- يوجد فرق بين الذاكرة المجمعمة والذاكرة الموزعة في التحصيل
- يوجد فرق في مستوى القلق بين الذكور والإناث.
- يوجد فرق بين الذكور والإناث في القدرة على تعلم اللغات الأجنبية.

٢.١.١ فرضية فرقية بسيطة ذات الاتجاه (متجهة)

- يوجد فرق بين المذاكرة الموزعة و المذاكرة المجمعة في مستوى التحصيل، لصالح المذاكرة الموزعة.
- الإناث أكثر قلعا من الذكور.
- الإناث اكثر قدرة على تعلم اللغات الأجنبية من الذكور .

٢.١ الفرضيات الفرقية المركبة (تنطوي على أكثر من متغيرين)

• [أولا] بدون ذكر اتجاه الفروق

- توجد فروق في أسباب مواجهة ضغوط أحداث الحياة من حيث متغيرات: الجنس (ذكور - إناث) ، العمر (منخفض - متوسط - مرتفع)، نوع العمل (عاملون - غير عاملين) ، والحالة الاجتماعية (متزوجون - غير متزوجين) .

• [ثانيا] مع ذكر اتجاه الفروق:

- توجد فروق بين الطلاب والطالبات في متغير الحساسية للمشكلات، ومتغير المواظبي على الدراسة، ومتغير المبادرة أو المبادرة، بحيث أن الإناث أكثر حساسية للمشكلات وأكثر مواظبة على الدراسة وقل مبادأة من الذكور.

ثانيا: الفرضيات الارتباطية:

١.٢ فرضية ارتباطية بسيطة (تنطوي على متغيرين)

١.١.٢ فرضية ارتباطية بسيطة عديمة الاتجاه (غير متجهة)

- توجد علاقة ارتباطية بين الدافع للإنجاز ومستوى الطموح.
- توجد علاقة ارتباطية بين سنوات الخدمة للمدرس ورضاه الوظيفي.
- توجد علاقة ارتباطية بين متغير المهارات الاجتماعية ومتغير التفكير الإبداعي.

٢.١.٢ فرضية ارتباطية بسيطة ذات الاتجاه (متجهة)

- توجد علاقة ارتباطية موجبة بين الدافع للإنجاز ومستوى الطموح، وبتعبير أوضح، كلما ازداد الدافع للإنجاز ، ارتفع مستوى الطموح .
- توجد علاقة ارتباطية سالبة بين سنوات الخدمة للمدرس ورضاه الوظيفي. أي كلما ازدادت سنوات الخدمة للمدرس، انخفض مستوى الرضا الوظيفي لديه.
- توجد علاقة ارتباطية موجبة بين متغير المهارات الاجتماعية

ومتغير التفكير الإبداعي.

٢.٢ فرضية ارتباطية مركبة

١.٢.٢ علاقات ارتباطية بين متغير من جهة بمجموعة متغيرات من جهة أخرى:

[اولا] علاقات ارتباطية عديمة الاتجاه (غير متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية بين متغير المهارات الاجتماعية، وبين متغيرات أو قدرات التفكير الإبداعي المتمثلة في الطلاقة والمرونة والأصالة والاستفاضة (*Elaboration*) أو التفاصيل والحساسية للمشكلات.

- توجد علاقات ارتباطية بين حجم التنظيم *Organization* وبين درجة هرمية السلطة ودرجة الشكلية ودرجة التخصص ودرجة المشاركة فيها.

[ثانيا] علاقات ارتباطية ذات الاتجاه (متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية موجبة بين متغير المهارات الاجتماعية، وبين متغيرات أو قدرات التفكير الإبداعي المتمثلة في الطلاقة والمرونة والأصالة والاستفاضة (*Elaboration*) أو التفاصيل والحساسية للمشكلات.

- كلما ازداد حجم التنظيم *Organization* ارتفعت درجة هرمية السلطة ودرجة التخصص فيها وانخفضت درجة الشكلية ودرجة المشاركة فيها.

٢.٢.٢ ارتباط مجموعة متغيرات بمجموعة متغيرات أخرى في آن واحد:

[اولا] علاقات ارتباطية عديمة الاتجاه (غير متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية خطية دالة بين أبعاد الضغط الوظيفي: صراع الدور، غوض الدور، عبء الدور، ندرة الجوائز، سوء الاشراف اضطراب العلاقات الوظيفية بأبعاد الإجهاد: القلق والاكتئاب والأعراض السيكوسوماتية والرضا الوظيفي.

- توجد علاقة ارتباطية خطية دالة بين مهارات الذكاء الاجتماعي المتمثلة في التعبير الانفعالي، والحساسية الانفعالية، والضبط الانفعالي، والتعبير الاجتماعي، والحساسية الاجتماعية والضبط الاجتماعي، وبين قدرات التفكير الابتكاري المتمثلة في الطلاقة والمرونة والأصالة والاستفاضة

(*Elaboration*) أو التفاصيل والحساسية للمشكلات.

[ثانياً] علاقات ارتباطية ذات الاتجاه (متجهة)

- توجد علاقات ارتباطية موجبة بين أبعاد الضغط الوظيفي: صراع الدور، غوض الدور، عبئ الدور، ندرة الحوافز، سوء الإشراف اضطراب العلاقات الوظيفية بأبعاد الإجهاد: القلق والاكتئاب والأعراض السيكوسوماتية وعلاقة ارتباطية سالبة بالرضا الوظيفي.

- أو كلما ازدادت الضغوط الوظيفية: صراع الدور، غموض الدور، عبئ الدور، ندرة الحوافز، سوء الإشراف، اضطراب العلاقات الوظيفية؛ ارتفع مستوى القلق والاكتئاب والأعراض السيكوسوماتية، وانخفض مستوى الرضا الوظيفي.

- توجد علاقة ارتباطية خطية دالة وموجبة بين مستوى مهارات الذكاء الاجتماعي المتمثلة في التعبير الانفعالي، والحساسية الانفعالية، والضبط الانفعالي، والتعبير الاجتماعي، والحساسية الاجتماعية، والضبط الاجتماعي؛ وبين مستوى قدرات التفكير الابتكاري المتمثلة في الطلاقة، والمرونة، والأصالة، والاستفاضة (*Elaboration*) أو التفاصيل، والحساسية للمشكلات. بحيث أن ازدياد مستوى مهارات الذكاء الاجتماعي الستة (التعبير الانفعالي، والحساسية الانفعالية، والضبط الانفعالي، والتعبير الاجتماعي، والحساسية الاجتماعية، والضبط الاجتماعي) ترتبط بارتفاع مستوى قدرات التفكير الابتكاري الخمسة (الطلاقة، والمرونة، والأصالة، والاستفاضة أو التفاصيل، والحساسية للمشكلات).

ثالثاً: الفرضيات التنبؤية:

١.٢ فرضية تنبؤية بسيطة (علاقة متغير تنبؤي *Predictor* بمتغير محكي *Criterion* أو تابع).

١.١.٢ فرضية تنبؤية بسيطة عديمة الاتجاه

- يساهم أسلوب المذاكرة بالتنبؤ بمستوى التحصيل. وبتعبير آخر يمكن التنبؤ بمستوى التحصيل تنبؤاً دالاً إحصائياً عند معرفة أسلوب مذاكرة الطالب.
- تنطوي طبيعة نموذج التدريب المهني على قدرة تنبؤية بمستوى أداء العامل.

٢.١.٢ فرضية تنبؤية بسيطة ذات الاتجاه

- يساهم متغير الدافعية في التنبؤ بارتفاع مستوى التحصيل. وبتعبير آخر يمكن التنبؤ بارتفاع مستويات التحصيل عند معرفة

مستويات الدافعية لدى المتعلم.

- مشاركة أعضاء الجماعة في اتخاذ قراراتها يتمتع بقدرة تنبؤية مرتفعة بمستوى تماسك الجماعة.

٢.٢ فرضية تنبؤية مركبة :

١.٢.٢ علاقة متغيرات تنبؤية أو مستقلة بمتغير واحد محكي أو تابع

[أولاً] عدم ذكر اتجاه العلاقات المتنبأ بها.

- يساهم ضغط تعارض الدور، وضغط غموض الدور، وضغط عبئ الدور، وضغط الإشراف، وضغط العلاقات الوظيفية، وضغط ندرة الحوافز، في التنبؤ بمستوى القلق في محيط العمل.

[ثانياً] مع ذكر اتجاه العلاقات المتنبأ بها.

- يساهم ضغط تعارض الدور وضغط غموض الدور وضغط عبئ الدور وضغط الإشراف وضغط العلاقات الوظيفية وضغط ندرة الحوافز في التنبؤ بارتفاع مستوى القلق في محيط العمل.

٢.٢.٢ علاقة متغيرات تنبؤية أو مستقلة بمتغيرات محكية أو تابعة في آن واحد.

[أولاً] عدم ذكر اتجاه العلاقات المتنبأ بها.

- يساهم ضغط تعارض الدور وضغط غموض الدور وضغط عبئ الدور وضغط الإشراف وضغط العلاقات الوظيفية وضغط ندرة الحوافز في التنبؤ بمستوى القلق ومستوى الاكتئاب والأعراض النفسية الجسدية (السيكوسوماتية) والرضا الوظيفي في محيط العمل.

[ثانياً] مع ذكر اتجاه العلاقات المتنبأ بها .

- يساهم ازدياد ضغط تعارض الدور، وضغط غموض الدور، وضغط عبئ الدور، وضغط الإشراف، وضغط العلاقات الوظيفية، وضغط ندرة الحوافز في التنبؤ بارتفاع مستوى القلق، ومستوى الاكتئاب، والأعراض النفسية الجسدية (السيكوسوماتية)، وبانخفاض مستوى الرضا الوظيفي في محيط العمل.

رابعاً: الفرضيات الشرطية (الناصة على تفاعل المتغيرات المستقلة أو التنبؤية

٤.١ افتراض التفاعل بين متغيرين مستقلين أو تنبؤيين:

[أ] عدم ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرين المستقلين والمتغير التابع

- يختلف تأثير الضغوط المهنية على الإجهاد لدى الموظفين باختلاف المساندة الاجتماعية (توقع مدى توفر المساندة الاجتماعية).

[ب] ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرين المستقلين والمتغير التابع

- يختلف تأثير الضغوط المهنية على الإجهاد لدى الموظفين باختلاف المساندة الاجتماعية (توقع مدى توفر المساندة الاجتماعية)، بحيث يكون تأثير الضغوط المهنية على الإجهاد قويا عند عدم توقع الحصول على مساندة اجتماعية، ومنخفضا عند توقع توفر المساندة الاجتماعية عند الحاجة.

٤.٢ افتراض التفاعل بين متغيرات مستقلة أو تنبؤية:

[أ] عدم ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع

- للتفاعل بين متغير معايير الجماعة، وطبيعة أهدافها، وتوقعات أفرادها أثر على تماسك الجماعة.

[ب] ذكر اتجاه العلاقة بين تفاعل المتغيرات المستقلة والمتغير التابع:

- تساهم معايير الجماعة في التنبؤ بارتفاع تماسك الجماعة عندما تكون أهدافها إجرائية مرحلية، وتوقعات أفرادها واضحة، وتساهم معايير الجماعة في التنبؤ بانخفاض تماسكها عندما تكون أهدافها مجردة عامة، وتوقعات أفرادها غامضة.

خامساً: الفرضيات السببية أو العلية (تلك التي تنص صراحة على علاقة أو علاقات سببية)

٥.١ فرضية سببية ذات المسار أو المسارات السببية الوحيدة الاتجاه:

[أ] فرضية سببية بسيطة (تنطوي على متغيرين فقط)

- تؤثر مدى التطرف في اتخاذ القرارات الزوجية على درجات التوافق الزوجي.

- يؤدي التدريب أو المران إلى ارتفاع مستوى الأداء.

[ب] فرضية سببية مركبة أو متعددة المتغيرات

- يؤثر المستوى الثقافي للأسرة تأثيراً موجياً على مستويات

أبعاد معنى الحياة المتمثلة في بعد أهداف الحياة، بعد التعلق الإيجابي بالحياة، بعد التحقق الوجداني ، بعد الثراء الوجودي، بعد نوعية الحياة، وبعد الرضا الوجودي.

٢.٥ فرضية سببية ذات المسار أو المسارات السببية المتبادلة التأثير والتأثر (العلاقات العلية المتبادلة):

[أ] فرضية سببية بسيطة (تنطوي على متغيرين فقط)

- الإحباط يؤدي إلى السلوك العدواني و السلوك العدواني بدوره يؤدي إلى مزيد من الإحباط.

[ب] فرضية سببية مركبة أو متعددة المتغيرات

- توجد علاقات سببية متبادلة بين الروح المعنوية، والاتجاهات ، والالتزام لدى الأفراد في محيط العمل من جهة وبين الرضا الوظيفي والتماهي مع أهداف المنظمة أو المؤسسة من جهة أخرى. بحيث أن الروح المعنوية، والاتجاهات ، والالتزام لدى العامل أو الموظف تؤثر في الرضا الوظيفي والتماهي مع أهداف المنظمة، وفي ذات الوقت فإن متغيري التماهي مع أهداف المؤسسة، والرضا الوظيفي يؤثران على الروح المعنوية لأفراد المؤسسة، وعلى اتجاهاتهم الوظيفية، والالتزام المهني.

سادسا : الفرضيات العاملية

١.٦ تحليل المفهوم (إلى أبعاد)

١.٦-١ فرضية عاملية استطلاعية (لا تنص على طبيعة العوامل المفترضة أو مسمياتها)

- ينطوي مفهوم البيئة التعليمية على بنية عاملية متعددة العوامل أو الأبعاد
- تنتظم المهارات الاجتماعية في أكثر من عامل
- يتألف مفهوم الاستلاب الاجتماعي من بنية عاملية متعددة الأبعاد

٢.١-٦ فرضية عاملية اختبارية أو تأكيدية (تحدد طبيعة العوامل المفترضة ومسمياتها)

- ينتظم البناء العاملي لبيئة التعلم في مكونين هما: أهداف المدرسة، والعلاقات بين المعلم والطلاب.

- ينطوي مفهوم الاغتراب أو الاستلاب *Alienation* على أربعة عوامل أو أبعاد وهي: العزلة الاجتماعية *Social isolation* ، اللامعيارية *Normlessness* ، العجز *Powerlessness* ، اللامعنى *Meaninglessness*.

- يتألف مفهوم المعتقدات الإستمولوجية (نظرة الفرد إلى المعرفة العلمية وطرق تحصيلها) من بنية عاملية خماسية الأبعاد وهي: أولا- بعد إيقاع التعلم أو سرعته، ثانيا - تنظيم المعرفة، ثالثا - يقينية المعرفة،

رابعاً- التحكم في عملية التعلم، خامساً - مصدر المعرفة.

٢.٦ دراسة العلاقات (عن طريق المقارنة بين البنات العاملة للمجموعات) ١.٢.٦ فرضية عاملية استطلاعية (لا تنص على طبيعة العوامل المفترضة أو مسمياتها)

- يختلف التركيب العاملي للدافع للإنجاز لدى الطلاب الذكور عنه لدى الطالبات.

- لا توجد فروق في البناء العاملي لمفهوم الاغتراب عند اختلاف الخلفية الحضرية، والجنس.

- تحتفظ البنية العاملية للمعتقدات الإستمولوجية على تماثلها على مستوى متغير الجنس (طلاب - طالبات)، والتخصص (علمي - أدبي).

٢.٢.٦ فرضية عاملية اختبارية أو تأكيدية (تحدد طبيعة العوامل المفترضة ومسمياتها):

- إن البنية العاملية لمفهوم الاغتراب أو الاستلاب *Alienation* التي تتألف من أربعة عوامل أو أبعاد وهي: العزلة الاجتماعية *Social isolation* ، اللامعيارية *Normlessness* ، العجز *Powerlessness* ، اللامعنى *Meaninglessness*. والعلاقات الارتباطية بين هذه العوامل لا تختلف لدى العمال في قطاع الخدمات عنه لدى العمال في قطاع الانتاج.

- تحتفظ البنية العاملية للمعتقدات الإستمولوجية التي تتألف من العوامل الخمسة التالية: إيقاع التعلم أو سرعته، و تنظيم المعرفة، و يقينية المعرفة، والتحكم في عملية التعلم، ومصدر المعرفة، كما تحتفظ العلاقات الارتباطية المعتدلة بين هذه العوامل الخمسة على تماثلها لدى الذكور مقارنة بالإناث، ولدى طلبة العلمي مقارنة بطلبة الأدبي.

١.٧ الفرض الصفري أو فرض العدم *null hypotheses* (تنص على غياب العلاقات الارتباطية أو الفروق).

١.١.٧ فرضية صفرية إحصائية (علما بأن التحليل الإحصائي يختبر الفرض الصفري مباشرة، لاتخاذ قرار رفضه أو عدم رفضه، ولا يختبر فرضية البحث أو الفرض البديل مباشرة)

- لا توجد فروق دالة إحصائية بين المستهلكين والمستهلكات في اتجاههم نحو الإعلانات التجارية.

- لا يوجد ارتباط دال إحصائي بين عمر الأفراد ومستوى قلق المستقبل لديهم.

٢.١.٧ فرضية صفرية بحثية [تماثل الفرضية الصفرية الإحصائية في شكل الصياغة وتختلف عنها في القصد أو الغرض حيث أن الباحث يتوقع صحتها (أن تكون دالة إحصائية) بعكس الفرضية الصفرية التي

يتوقع الباحث زيفها أو خطأها (أن تكون غير دالة إحصائياً).

- لا يوجد فرق بين المعوقين و غير المعوقين في القدرات العقلية.
- لا يوجد فرق بين الذكور والإناث في التفكير الإبتكاري إجمالاً وفي قدرات التفكير الإبتكاري: الطلاقة، والمرونة، والأصالة، والاستفاضة (Elaboration) أو التفاصيل، والحساسية للمشكلات.
- لا توجد علاقة ارتباطية مباشرة بين الرضا المهني والأداء.

ومن أمثلة الفرضيات الفرقية البسيطة ما يلي:

"يوجد فرق بين متوسط تحصيل الطلاب ومتوسط تحصيل الطالبات."

أو يمكن صياغته أيضاً كما يلي:

"يوجد فرق بين الطلاب والطالبات في التحصيل."

وواضح من هذه الفرضية أنها تقارن بين مستوى الطلاب والطالبات (المتغير

الأول الذي يمكن تسميته بالنوع) في التحصيل (المتغير الثاني). وكمثال آخر:

"يوجد فرق بين التدريب الموزع والتدريب المجمع في الأداء"

ومن الواضح، أن هذه الفرضية تنص على المقارنة بين نوعين من التدريب: الموزع والمجمع

(المتغير الأول: نوع التدريب) من حيث مستوى الأداء (المتغير الثاني).

وقد يضيف الباحث اتجاهها للفرق، فتصبح فرضية فرقية ذات اتجاه (متجهة).

فالمثالان السابقان يمكن تحويلهما إلى فرضيتين فرقيتين متجهتين فتتخذان الشكل التالي:

"متوسط التحصيل للطالبات أعلى من متوسط التحصيل للطلاب"

أو

"الطالبات يتفوقن على الطلاب في مستوى التحصيل"

أو

"يوجد فرق بين متوسط تحصيل الطلاب ومتوسط تحصيل الطالبات لصالح الطالبات"

"التدريب الموزع أعلى من التدريب المجمع في الأداء "

أو

"يوجد فرق بين التدريب الموزع والتدريب المجمع في الأداء لصالح التدريب الموزع"

وسواء أكانت الفرضية الفرقية عديمة الاتجاه أو ذات الاتجاه فتبقى فرضية بحثية بسيطة.

ومن أمثلة الفرضيات الارتباطية عديمة الاتجاه، ما يلي:

" يوجد ارتباط بين الدافعية لدى المتعلم ومستوى التعلم"

" يوجد ارتباط بين الضغوط المهنية ومستوى الأداء"

" يوجد ارتباط بين الإحباط والسلوك العدواني للطفل"

كما يمكن أن تكون الفرضيات الارتباطية ذات اتجاه أو متجهة. فالفرضيات

الارتباطية عديمة الاتجاه السابقة يمكن تحويلها إلى فرضيات ارتباطية ذات اتجاه كما يلي:

" يوجد ارتباط موجب (مطرّد) بين متغير الدافعية ومتغير التعلم"

أو يمكن صياغتها صياغة بديلة أكثر وضوحاً كما يلي:

" كلما ازداد مستوى الدافعية ارتفع مستوى التعلم"

وهذه الفرضية تعتبر فرضية ارتباطية ذات الاتجاه الموجب، أو فرضية موجبة أو

مطرّدة، لأنها تنص على تغير المتغيرين: متغير الدافعية ومتغير التعلم في اتجاه مطرّد أو واحد.

لنواصل تحويل الفرضيات الأخرى إلى فرضيات ارتباطية ذات اتجاه:

" يوجد ارتباط سالب (عكسي) بين الضغوط المهنية والرضا الوظيفي"

أو

" كلما ازدادت الضغوط المهنية، انخفض مستوى الرضا الوظيفي"

ومن الواضح أن هذه الفرضية تنص على أن المتغيرين: متغير الضغوط ومتغير

الرضا الوظيفي، يتغيران معاً في اتجاه معاكس بحيث أن ازدياد الضغوط يرتبط بانخفاض الرضا

الوظيفي. ولذلك فهي فرضية ارتباطية ذات الاتجاه السالب، أو فرضية ارتباطية سالبة اختصاراً.

لنتقل إلى الفرضية الباقية، فيمكن أن تنص على اتجاه العلاقة الارتباطية بين المتغيرين كما يلي:

" يوجد ارتباط موجب (مطرد) بين الإحباط والسلوك العدواني للطفل "
أو

" كلما انخفض مستوى الإحباط، انخفض السلوك العدواني للطفل " .

تنص هذه الفرضية على أن المتغيرين: متغير الإحباط ومتغير السلوك العدواني يتغيران بالانخفاض معاً، أي يتغيران في نفس الاتجاه، ولذلك فإن هذه الفرضية تدعى بالفرضية الارتباطية الموجبة.

والخلاصة، أن الفرضيات التي تسود البحوث هي فرضيات فرقية بسيطة سواء أكانت عديمة الاتجاه أم كانت متجهة، وأيضاً الفرضيات الارتباطية البسيطة سواء أكانت فرضيات ارتباطية عديمة الاتجاه أو غير متجهة، أو كانت فرضيات متجهة، أو ذات الاتجاه. والفرضيات الارتباطية المتجهة قد تكون فرضيات ارتباطية موجبة، أو فرضيات ارتباطية سالبة.

النماذج النظرية أو المفاهيمية Conceptual Models

من الناحية الإجرائية، وبعيدا عن التعريف الفلسفي التجريدي، ينطوي النموذج في الغالب على عدد من العلاقات بين المتغيرات، وبالتالي فهو يتجاوز بساطة الفرضيات الفرقية والارتباطية البسيطة التي قد لا تفي بحقيقة سلوك المتغيرات في الواقع. فالنموذج يستهدف الاقتراب من واقع العلاقات بين المتغيرات المدروسة، محاولاً مضاهاة

سلوك المتغيرات المستهدفة، ويعكس قدر الإمكان شبكة العلاقات بين المتغيرات المدروسة التي غالبا ما تتعدى مجرد الفرق أو مجرد الارتباط بين متغيرين، بدون الإسراف في ذكر التفاصيل أو إقحام متغيرات قليلة الأهمية في النموذج، وبدون استبعاد دراسة المتغيرات الهامة، أو إهمال بعضها نتيجة لعدم التفطن لأهميتها في النموذج.

ولعلنا نحتاج إلى مثال عملي للتدليل على أهمية النموذج في جمع شتات الفرضيات الجزئية في كل متكامل، يضيف على الفرضيات كوحدة متكاملة متمفصلة قدرة وصفية وتفسيرية وتنبؤية تفتقر إليها شتات الفرضيات على تعددها.

لنفترض أننا نريد أن ندرس مصادر ضغوط مهنة التعليم التالية: عبء الدور، غموض الدور، تعارض الدور، ندرة الحوافز، العلاقات بالزملاء، العلاقات مع الإدارة، ظروف العمل، وتأثير هذه العوامل أو المصادر على القلق، والاكتئاب، وانخفاض الرضا المهني، والأداء، كما أننا ندرس علاقة الإدراك (تقدير أو تقييم الموقف الضاغط، وتوقع التهديد) وإستراتيجيات مواجهة الضغوط، والمساندة الاجتماعية بمصادر الضغوط وتأثيرها.

فإذا أردنا أن ننظر إلى مشكل الضغوط التعليمية بالطريقة المعمول بها والشائعة في عدد لا يستهان به من البحوث، فعادة ما يتم صياغة عدد من الفرضيات الجزئية في نفس البحث. وإذا نسجنا على نفس المنوال، فيمكن اشتقاق عدد لا حصر له من الفرضيات الجزئية الفلسفائية. وفيما يلي عينة من هذه الفرضيات ذات العلاقة بالمثل الذي أوردناه عن الضغوط التعليمية:

- الفرضية ١ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين عبء دور المعلم ومستوى القلق، بحيث أن ازدياد عبء الدور يرتبط بارتفاع في مستوى القلق.
- الفرضية ٢ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين غموض دور المعلم ومستوى القلق.
- الفرضية ٣ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين تعارض دور المعلم ومستوى القلق.
- الفرضية ٤ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين ندرة الحوافز ومستوى القلق.
- الفرضية ٥ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توتر العلاقات بالزملاء ومستوى القلق.

- الفرضية ٦ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توتر علاقات المعلم بالإدارة ومستوى القلق.
- الفرضية ٧ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين عبء دور المعلم ومستوى الاكتئاب، بحيث أن ازدياد عبء الدور يرتبط بارتفاع في مستوى الاكتئاب.
- الفرضية ٨ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين غموض دور المعلم ومستوى الاكتئاب.
- الفرضية ٩ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين تعارض دور المعلم ومستوى الاكتئاب.
- الفرضية ١٠ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين ندرة الحوافز ومستوى الاكتئاب.
- الفرضية ١١ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توتر العلاقات بالزملاء ومستوى الاكتئاب.
- الفرضية ١٢ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توتر علاقات المعلم بالإدارة ومستوى الاكتئاب.
- الفرضية ١٣ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين عبء دور المعلم ومستوى الرضا التعليمي، بحيث أن ازدياد عبء الدور يرتبط بانخفاض في مستوى الرضا التعليمي.
- الفرضية ١٤ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين غموض دور المعلم والرضا التعليمي.
- الفرضية ١٥ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين تعارض دور المعلم والرضا التعليمي.
- الفرضية ١٦ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين ندرة الحوافز والرضا التعليمي.
- الفرضية ١٧ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين توتر العلاقات بالزملاء والرضا التعليمي.
- الفرضية ١٨ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين توتر علاقات المعلم بالإدارة والرضا التعليمي.
- الفرضية ١٩ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين عبء دور المعلم وانخفاض الأداء التعليمي، بحيث أن ازدياد عبء الدور يرتبط بانخفاض في مستوى الأداء التعليمي.
- الفرضية ٢٠ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين تعارض دور المعلم وانخفاض الأداء التعليمي.
- الفرضية ٢١ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين ندرة الحوافز وانخفاض الأداء التعليمي.
- الفرضية ٢٢ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توتر العلاقات بالزملاء وانخفاض الأداء التعليمي.
- الفرضية ٢٣ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توتر علاقات المعلم بالإدارة وانخفاض الأداء التعليمي.
- الفرضية ٢٤ - يوجد فرق دال إحصائي بين استراتيجية مواجهة الضغوط واستراتيجية تعديل الانفعالات الناجمة عن الضغوط في تخفيض مستوى القلق لصالح استراتيجية مواجهة الضغوط.
- الفرضية ٢٥ - يوجد فرق دال إحصائي بين استراتيجية مواجهة الضغوط واستراتيجية تعديل الانفعالات الناجمة عن الضغوط في تخفيض مستوى الاكتئاب لصالح استراتيجية مواجهة الضغوط.
- الفرضية ٢٦ - يوجد فرق دال إحصائي بين استراتيجية مواجهة الضغوط واستراتيجية تعديل الانفعالات الناجمة عن الضغوط في الرضا التعليمي لصالح استراتيجية مواجهة

الضغوط.

الفرضية ٢٧ - يوجد فرق دال إحصائيا بين استراتيجيات مواجهة الضغوط واستراتيجية تعديل الانفعالات الناجمة عن الضغوط في الأداء التعليمي لصالح استراتيجية مواجهة الضغوط.

الفرضية ٢٨ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين توقع وجود الدعم الاجتماعي في الموقف الضاغط والشعور بالقلق، أي أن توقع توفر المساندة الاجتماعية من طرف الآخرين يرتبط بانخفاض في مستوى القلق.

الفرضية ٢٩ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين توقع وجود الدعم الاجتماعي في الموقف الضاغط والشعور بالاكتئاب.

الفرضية ٣٠ - توجد علاقة ارتباطية موجبة بين توقع وجود الدعم الاجتماعي في الموقف الضاغط والشعور بالرضا المهني، بحيث أن توقع توفر المساندة الاجتماعية من طرف الآخرين يرتبط بارتفاع في مستوى الرضا التعليمي.

الفرضية ٣١ - توجد علاقة ارتباطية سالبة بين توقع وجود الدعم الاجتماعي في الموقف الضاغط وانخفاض الأداء، بحيث أن توقع توفر المساندة الاجتماعية من طرف الآخرين يرتبط بانخفاض في وتيرة تدهور الأداء التعليمي.

الفرضية ٣٢ - طريقة إدراك الموقف (تقدير خطورته وتهديده Cognitive appraisal) تؤثر في مستوى القلق.

الفرضية ٣٣ - طريقة إدراك الموقف تؤثر في مستوى الاكتئاب.

الفرضية ٣٤ - طريقة إدراك الموقف تؤثر في مستوى الرضا التعليمي.

الفرضية ٣٥ - طريقة إدراك الموقف تؤثر في مستوى الأداء التعليمي.

يمكن إضافة عدد آخر من الفرضيات الجزئية، ورضها بجانب بعضها بعضا، لعلها تستوعب كافة جوانب الموضوع، أو تتناول جميع أبعاد المشكلة، وفي نهاية المطاف نجد أنفسنا أمام كتلة ضخمة من الفرضيات الجزئية، حتى يسهل اختبارها باستعمال الأساليب الإحصائية الفرقية أو الارتباطية. لكن مع وجود هذا الحشد الكبير من الفرضيات في البحث الواحد تبدو أشبه شيء بقطع فسيفسائية متراصة لكنها لا تشكل في نهاية المطاف صورة ذات مغزى ودلالة.

إن التنظير عن طريق الفرضيات الجزئية يركز على الأبعاد الجزئية للعلاقات، لكن لا يركز على تكاملها وتفاعلها. إذ في غياب تكامل العلاقات وتفاعلها

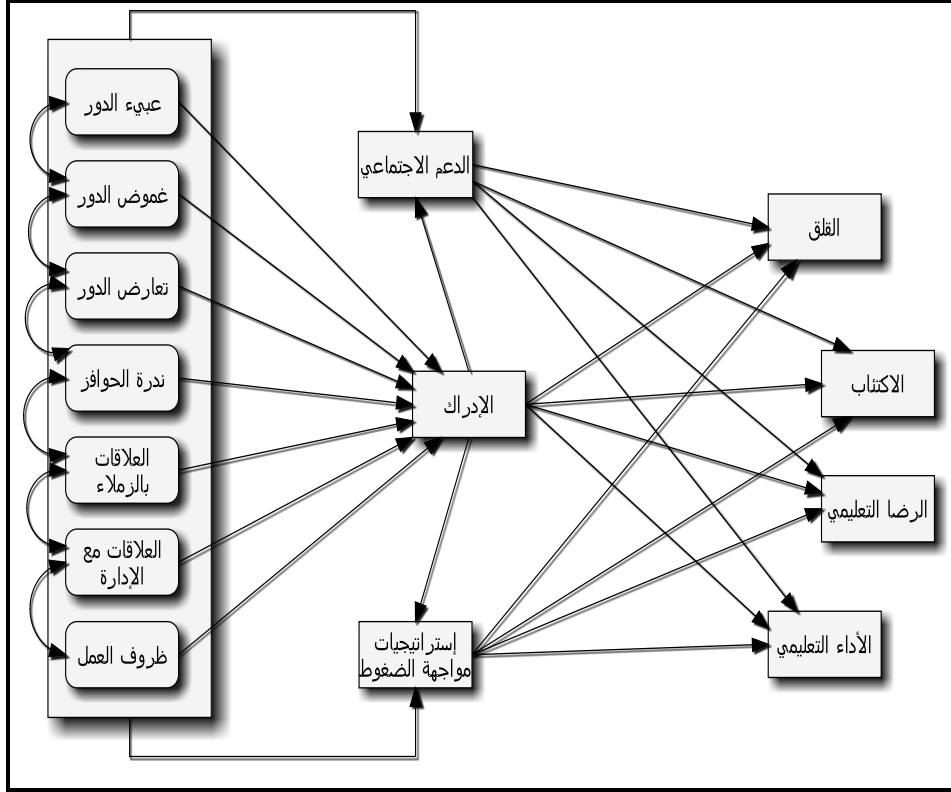
تفقد العلاقات قدرا كبيرا من دلالتها النظرية الأصلية.

ينبغي أن تتسم الفرضيات بنوع من الثراء النظري الذي لا يقوم على ثنائية المتغيرات ، أو يتعامل معها مثنى مثنى، بل الفرضيات التي تستوعب تكامل المتغيرات وتفاعلها، وتم فصلها، وتقاطعها. والنماذج النظرية أو التصورية ما هي إلا فرضيات اتسمت بقدر من الثراء في التنظير بحيث تغطي عددا من المتغيرات وتنظر لطبيعة علاقاتها وتضفي على المتغيرات مرونة وظيفية، بحيث أن ذات المتغير قد يكون متغيرا مستقلا بالنسبة للمتغيرات التابعة التي يؤثر فيها، ومتغيرا تابعا بالنسبة للمتغيرات التي تؤثر فيه، ومتغيرا وسيطيا ضابطا للعلاقة بين متغير مستقل بمتغير تابع.

وبالرجوع إلى موضوع الضغوط التعليمية، فيمكن التنظير لمشكلة مصادر الضغوط وانعكاساته بصياغة نموذج يستوعب جميع العلاقات المفترضة للمتغيرات وتفاعلاتها. ومن بين النماذج البديلة الممكنة يمكن اقتراح على سبيل المثال النموذج الموضح في الشكل (١ ← ١).

والنموذج النظري سواء أكان مماثلا لمثالنا أو مختلفا عنه، يتفوق على الفرضيات من عدة جوانب نذكر منها ما يلي:

أولا . رسم إطار متكامل تتحرك في مساحته العديد من الفرضيات الجزئية التي تستهدف عملية الوصف أو عملية التنبؤ أو تفسير مشكلة بحثية معينة. وبالتالي لا تبدو الفرضيات المتضمنة في النموذج كشتات، إنما كلبنات أو وحدات تسبح في إطار علائقي، وتشتق معناها من علاقتها بالوحدات أو الفرضيات الأخرى داخل نسق النموذج.



شكل (1-1) مثال عن نموذج نظري ينظر لعلاقة مصادر الضغوط بالإجهاد

ثانيا . قوة النموذج تتجلى في قدرته على مضاهاة سلوك المتغيرات المتشعب والمتداخل في الواقع، الأمر الذي تعجز عنه الفرضيات التي تنحوا إلى التركيز في الغالب على علاقة معينة، وتستقطعها من نسيج علاقاتها بمتغيرات أخرى.

ثالثا . النموذج ينطوي على مرونة في التنظير حيث تضطلع نفس المتغيرات بأدوار مختلفة في النموذج، فقد تلعب دور المتغيرات المستقلة المؤثرة أو التنبؤية، وقد تمارس في ذات الوقت دورا وسيطيا بين متغيرات مستقلة مؤثرة ومتغيرات تابعة متأثرة، وقد تضطلع في نفس الوقت بدور ثالث بكونها متغيرات تابعة بالنسبة لمتغيرات أخرى مستقلة. فمتغير

الإدراك ومتغير استراتيجيات مواجهة الضغوط ومتغير توقع المساندة الاجتماعية
تمارس تأثيرا مباشرا على متغير الاكتئاب، ومتغير القلق، ومتغير الرضا التعليمي،
ومتغير الأداء التعليمي، فهي متغيرات مستقلة بالنسبة للقلق والاكتئاب والرضا
والأداء. وهي في ذات الوقت متغيرات تابعة لكونها تتلقى تأثير مصادر الضغوط؛
وتلعب أيضا دورا ثالثا باعتبارها متغيرات وسيطية تنقل جزئيا أثر مصادر الضغوط إلى
متغير القلق ومتغير الاكتئاب ومتغير الرضا ومتغير الأداء.

رابعا . ومن جوانب قوة النموذج أنه يمكن الباحث من اختبار نسيج العلاقات التي ينطوي
عليها دفعة واحدة، أي كجشطلت أو ككل، ولا يقوم فقط على اختبار العلاقات
بتفصيلها أو تجزئتها علاقة علاقة.

لعلنا بهذا القدر من المقارنة بين الفرضيات والنماذج نكون قد أستثرنا نسبيا
شبهة القارئ إلى معرفة المزيد عن النماذج النظرية البحثية. وفي هذا السياق، يستحسن أن
نتطرق إلى بعض النماذج النظرية التي تصادف في البحوث متوخين شرحها بأشكال
توضيحية. وستعرف على ثلاثة أنواع من النماذج وهي:

أولا . النماذج العاملية *Confirmatory Factor Analysis Models*

ثانيا . نماذج تحليل المسارات *Path Analysis Models* ,

ثالثا . النماذج البنائية *Structural Analysis Models*.

أولا- النماذج العاملية التوكيدية:

النماذج العاملية لا تدرس العلاقات بين متغيرين مختلفين أو متغيرات مختلفة. وإنما
تكتسي طابعا تحليليا، لأنها تعنى أساسا بتحليل مفهوم معين، أو متغير معين، إلى أبعاده أو
العوامل التي يفترض أنها تشكل قوام أو بنية المفهوم. بمعنى يفترض الباحث أن للمفهوم بنية،
ويقترض أن هذه البنية تتألف من مكون واحد، أو مكونين، أو عدة مكونات. فإذا كان

المفهوم يتألف من مكون واحد يدعى بمفهوم متجانس، أو مفهوم وحيد البعد كأن يفترض الباحث مثلا أن مفهوم الميل للعزلة ينطوي على بعد واحد، بمعنى أن المؤشرات أو المتغيرات التي تساهم في تركيب مفهوم العزلة تؤلف فيما بينها مساحة مشتركة من الدلالة تمثل مفهوم العزلة. وإذا تألف المفهوم موضوع التحليل من مكونين أو أكثر فيدعى مفهوم متعدد الأبعاد أو العوامل. ومن أمثلتها افتراض أن متغير أو مفهوم القلق ينطوي على عاملين: عامل القلق كحالة (قليلة الاستقرار ومستهدفة للتغير) وعامل القلق كسمة (نتيجة استقرارها النسبي عبر المواقف المختلفة)، أو الاعتقاد بأن التفكير ينطوي على بعدين أو عاملين: بعد التفكير التشعبي وبعد التفكير التقاربي.

ودائما في سياق افتراض انطواء المفهوم على عدة مكونات أو أبعاد أو عوامل، يمكن أيضا التدليل على ذلك بأمثلة أخرى منها مثلا افتراض أن استراتيجيات الفهم *comprehension strategies* القرائي (فهم النص) تنطوي على خمسة أبعاد أو عوامل وهي: التنبؤ، والتلخيص، وإعادة الرواية *retelling*، وإعادة القراءة، والتساؤل. وافتراض أن مكونات الذكاء الانفعالي أو عوامله هي: الوعي بالذات، تنظيم الذات، الدافعية، التعاطف، المهارات الاجتماعية. وتصور أن مفهوم الاغتراب أو الاستلاب *Alienation* ينطوي على أربعة عوامل أو أبعاد وهي: العزلة الاجتماعية *Social isolation*، اللامعيارية *Normlessness*، العجز *Powerlessness*، اللامعنى *Meaninglessness*. وافتراض أن المعتقدات الإستيمولوجية (نظرة الفرد إلى المعرفة العلمية وطرق تحصيلها) تنطوي على الأبعاد التالية: أولا. بعد إيقاع التعلم أو سرعته، ثانيا. تنظيم المعرفة، ثالثا. يقينية المعرفة، رابعا. التحكم في عملية التعلم، خامسا. مصدر المعرفة. وافتراض أن الإجهاد أو الانهك النفسي المهني يتألف من ثلاثة عوامل وهي: الإنهك الانفعالي، اللاشخصانية، تضعف، والإنجاز الشخصي. وافتراض أن مصادر الضغوط المهنية تنطوي على غموض الدور، وعبء الدور، وصراع الدور، وضغط الأجر، وندرة الحوافز، وضغط العلاقات، وضغط ظروف

العمل، وضغط الإشراف.

وتوجد عدة أنواع من النماذج العاملة. ونوجزها في ثلاثة أنواع وهي:

١. النموذج العملي وحيد العامل أو البعد ؛

٢. النموذج العملي الذي ينطوي على عاملين أو أكثر من عاملين، ولنصطح على تسميته بالنموذج العملي المتعدد العوامل أو الأبعاد.

٣. النموذج العملي من الدرجة الثانية أو النموذج العملي الهرمي.

وسأعمل على توضيح هذه النماذج بأمثلة توضيحية قائمة على رسوم تخطيطية diagrams حتى يسهل تصورهما واستيعابها ولا سيما وأنها تشكل موضوع الكتاب الحالي.

وقبل أن أتطرق إلى هذه النماذج العاملة والنماذج الأخرى، تجدر الإشارة إلى أنه يوجد شبه إجماع على دلالة بعض الرموز أو الأشكال المستعملة في الرسوم التخطيطية، وحتى يتسنى للقارئ فهم هذه الرسوم التخطيطية سنتعرف فيما يلي على هذه الأشكال الاصطلاحية:

تدل الأشكال المستطيلة (□) والأشكال المربعة (◻) على المتغيرات المقاسة أو الملاحظة أو المؤشرات، وقد تكون المؤشرات أو المتغيرات المقاسة أو الملاحظة فقرات أو بنود أو عبارات مقياس، أو مقاييس فرعية، أو اختبارات ومقاييس، أو غيرها؛ فإذا كانت المؤشرات المقاسة عبارة عن فقرات مقياس فإن كل عبارة تمثل مؤشراً أو متغيراً مقاساً، كما قد تكون المؤشرات أو المتغيرات المقاسة مقاييس وليست فقرات.

وتدل الأشكال البيضوية (○) أو الدوائر (○) على المتغيرات الكامنة *latent variables* أو العوامل الكامنة *latent factors*. فالتحصيل متغير كامن لأنه لا يقاس مباشرة وإنما يقاس عن طريق أسئلة حول موضوع معين. فإذا قيس التحصيل باستعمال

عشرين سؤالاً، فإن الأسئلة تعتبر مؤشرات أو متغيرات مقاسة لكونها شكلت الوسيلة التي استعملت لجمع البيانات عن مفهوم التحصيل. أما مفهوم التحصيل فتوصل إلى قياسه بطريقة غير مباشرة (عن طريق الأسئلة) بحيث أن درجات الأسئلة ككل تدل على متغير التحصيل. فالتحصيل هو الهدف من القياس، ولكن لكونه مفهوماً مجرداً لا يمكن ملاحظته وإنما نلاحظ أنواع السلوك الدالة عليه التي تقاس عن طريق الأسئلة ولذلك سمي بمتغير كامن، أو عامل كامن.

وتدل الأسهم المستقيمة وحيدة الاتجاه (→ أو ← أو ↑ أو ↓) على أثر المتغير الذي ينطلق منه السهم على المتغير الذي ينتهي عنده السهم، أما السهم المزدوج الاتجاه المحدث أو المقعر أو المستقيم (↔ أو ↞ أو ↠) فيدل على علاقة الارتباط أو التباين بين متغيرين.

بعد التعرف على أنواع الأشكال الاصطلاحية وكيفية قراءتها نتطرق الآن إلى أنواع النماذج العاملة.

١ - النماذج العاملة وحيدة البعد أو العامل:

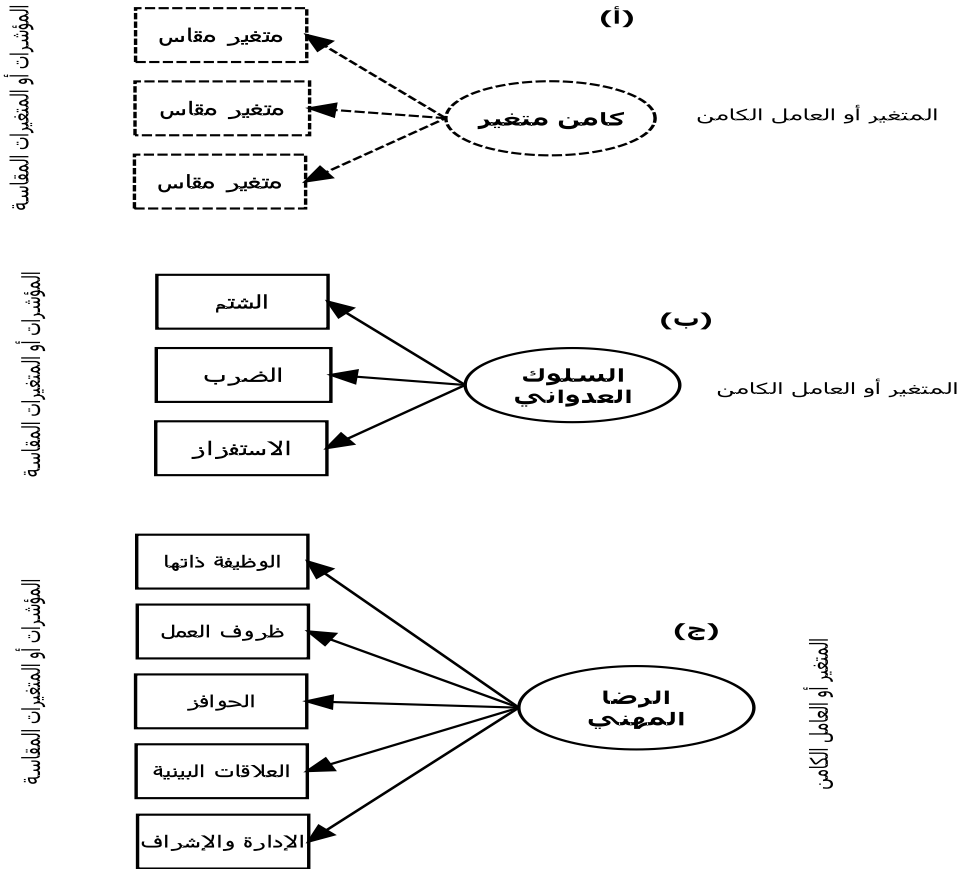
وفيها يفترض الباحث أن مفهوماً معيناً ينطوي على عامل واحد بحيث تشترك الفقرات أو الأسئلة أو المقاييس (أي المتغيرات المقاسة أو المؤشرات) بقدر كاف في هذا المفهوم، أي أن القاسم المشترك بين المؤشرات أو المتغيرات المقاسة تدل على عامل واحد أو بعد واحد يلخص المفهوم الذي يراد تحليله. فمساحة العلاقة المشتركة بين المؤشرات أو المتغيرات المقاسة سواء أكانت فقرات أو مقاييس أو غير ذلك تمثل الدلالة النظرية للمفهوم. وبما أن المتغيرات المقاسة أو المؤشرات تلتقي عند مفهوم واحد لذلك يسمى بمفهوم أو مصطلح أو تكوين فرضي *construct* وحيد البعد أو متجانس.

ولمزيد من التوضيح، أوردت في الشكل الشكل (١-٢) ثلاث نماذج عاملية.

النموذج العاملي (أ) ويدل على الشكل التخطيطي العام للنموذج العاملي وحيد البعد. ويظهر المتغير الكامن أو العامل (الكامن) داخل الشكل البيضوي الذي يشكل القاسم المشترك للمؤشرات أو المتغيرات المقاسة التي يرمز لها كما سبق أن أشرنا إلى ذلك بالمستطيلات. أما الأسهم الوحيدة الاتجاه التي تنطلق من المتغير أو العامل الكامن إلى المؤشرات أو المتغيرات المقاسة في المستطيلات فتدل على العلاقة المشتركة بين البعد أو العامل وبين المؤشر أو المتغير المقاس. لكن القارئ الدقيق قد يتساءل لماذا كان اتجاه السهم منطلقاً من المتغير الكامن (البعد أو العامل) إلى المؤشر أو المتغير المقاس، وليس العكس. بمعنى لماذا لا ينطلق السهم من المؤشر أو المتغير المقاس لينتهي عند المتغير أو العامل الكامن.

السبب المنطقي لذلك هو أن اللحمة التي تجمع شتات المتغيرات المقاسة أو شتات المؤشرات هو المتغير الكامن أو العامل، فإذا انتفى العامل تنتفي معه الأرضية التي تشترك فيها المؤشرات أو المتغيرات المقاسة، أو النسيج الضام للمتغيرات المقاسة، وبانتفاء المتغير أو العامل الكامن تصبح المتغيرات المقاسة أو المؤشرات عبارة عن شتات تفتقر للعامل الذي يربط فيما بينها. ولذلك يعتبر العامل أو المتغير الكامن (أي المفهوم موضوع التحليل) هو الذي يفسر المتغيرات المقاسة التي تنتسب إليه، ويحدد أهميتها، (أي يؤثر في المتغيرات المقاسة و المؤشرات) ولذلك تنطلق الأسهم من المتغير الكامن إلى المتغيرات المقاسة. فإذا كانت المتغيرات المقاسة عبارة عن فقرات أو أسئلة لقياس مفهوم معين وليكن مفهوم التطبيق أو توظيف المعلومات، فأهمية كل فقرة أو سؤال تحدد بمدى ارتباط السؤال أو التحامه بالتطبيق، وبتعبير آخر تتحدد أهمية السؤال بمقدار ما ينطوي عليه السؤال من عمليات التطبيق وليس بمقدار ما ينطوي عليه من عمليات أخرى كالمعرفة أو عملية التذكر. فبمقدار ما يفتقر إليه السؤال من دلالة التطبيق أو توظيف المعلومات بمقدار ما يعتبر السؤال ضعيفا في قياس مفهوم التطبيق. ولذلك في النموذج العاملي يعتبر البعد أو العامل أو المتغير الكامن هو الذي يفسر المؤشرات أو المتغيرات المقاسة ويحددها ويؤثر فيها وليس العكس.

وعقب الشكل العام للنموذج العملي وحيد البعد أوردت مثالين: أحدهما يدل عليه الشكل (ب) الذي يظهر أن الباحث يتصور أن مفهوم السلوك العدواني يتكون من عامل واحد فقط، والسلوك العدواني يقيس بطريقة غير مباشرة عن طريق ثلاثة مؤشرات أو متغيرات مقاسة: الشتم ، والضرب، والاستفزاز. ولذلك وضع متغير السلوك العدواني داخل شكل بيضاوي لكونه متغيرا كامنا أو عاملا أو بعدا للسلوك العدواني، ووضعت المتغيرات المقاسة: الشتم ، والضرب والاستفزاز داخل مستطيلات أو مربعات لأنها مؤشرات.



الشكل (٢-١) ثلاثة نماذج عاملية وحيدة العامل أو البعد

أما المثال الآخر فيدل عليه الشكل (ج) الذي يبين أيضا نموذجا عامليا يحتوي على عامل أو بعد كامن واحد هو الرضا المهني الذي قيس باستعمال خمسة مؤشرات أو متغيرات مقاسة انطلاقا من مؤشر: "الوظيفة ذاتها" وانتهاء بمؤشر "الإدارة والإشراف".

نستنتج مما سبق ما يلي:

أولا: أن النموذج العملي أحادي البعد يقوم على افتراض أن المفهوم ينطوي على بعد أو عامل وحيد.

ثانيا: أن هذا العامل الوحيد تدل عليه عدة مؤشرات بدلا من مؤشر واحد. وينصح ألا تقل عدد المؤشرات عن ثلاثة مؤشرات، وبالتالي يقاس العامل بطريقة غير مباشرة عبر هذه المؤشرات. فهي التي توظف كمصدر للمعلومات عن العامل أو البعد الذي يلخص المفهوم. وبالتالي فلكل عامل أو متغير كامن عدد من المؤشرات التي تستعمل لقياس العامل.

ثالثا: العامل أو المتغير الكامن هو الذي يؤثر في المؤشرات أو المتغيرات المقاسة. بمعنى هو الذي يضفي معنى ودلالة على وظيفة أو غرض المؤشر أو المتغير المقاس سواء أكانت هذه المؤشرات المقاسة فقرات أو اختبارات أو مقاييس أو غير ذلك. ولذلك يستعمل في الغالب تعبير أن العامل أو البعد أو المتغير الكامن (الذي يمثل في الرسم بشكل بيضوي) يفسر متغيراته المقاسة أو الملاحظة، أو مؤشرات. وتعبير آخر أن العامل أو المتغير الكامن يؤثر في المتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تنتمي إليه.

٢ - النموذج العملي ذو العاملين أو المتعدد العوامل:

إن هذا النموذج . على خلاف النموذج الأحادي العامل أو البعد . يقوم على

افتراض وجود أكثر من عامل واحد (عاملين أو أكثر) لتمثيل أو استيعاب بنية المفهوم موضوع الدراسة أو التحليل. ولقد آثرت أن أوضح هذا النموذج ذا الحضور القوي في البحوث والدراسات المنشورة بصفة عامة في الشكل (١-٣)، وعبر أمثلة من واقع البحوث في الشكل (١-٤) .

يظهر النموذج (أ) في الشكل (١-٣) نماذج عامة للنموذج العملي ذي العاملين أو المتعدد العوامل، باستعمال مصطلحات منهجية عامة، قبل الانتقال إلى أمثلة خاصة من واقع الدراسات النفسية والتربوية.

أولا لنقارن بين النموذجين (أ) و (ب) في الشكل (١-٣)، نجد أن كليهما يحتوي على عاملين أو متغيرين كامنين ولذلك وضعت في أشكال بيضوية، وأن المتغيرين الكامنين غير مستقلين بل مرتبطين (ثمة قاسم مشترك أو مساحة مشتركة من الدلالة تجمعهما) بحيث يدل السهم ذو الرأسين أو المزدوج على علاقة التغير أو الارتباط بين المتغيرين. وأن كل متغير كامن قيس بعدد من الفقرات، أي أن لكل عامل عدد من المؤشرات. غير أن ثمة فارق جوهري بين النموذجين. ففي النموذج (أ) نجد أن كل المؤشرات ترتبط بكل عامل كامن من العاملين بمعنى أن المؤشرات الخمسة تنسب على العامل الكامن الأول والعامل الكامن الثاني أيضا. فوضع النموذج بهذا الشكل معناه أن الباحث يفترض لتصور أو إطار نظري بموجبه يفترض أن بعض المؤشرات تنسب على العامل الكامن الأول دون العامل الكامن الثاني، وأن المتغيرات المقاسة الأخرى أو المؤشرات الأخرى تنسب على العامل الكامن الثاني دون العامل الكامن الثاني. ولذلك ينتظر من التحليل العملي أن يبين له عدد العوامل الكامنة، ويكشف له أيضا على أي الفقرات تنسب على أي عامل. ولذلك تدعى طريقة اختبار النموذج بالتحليل العملي الاستكشافي لأن الباحث لم ينطلق من إطار نظري يوضح أي المؤشرات تنسب على أي عامل.

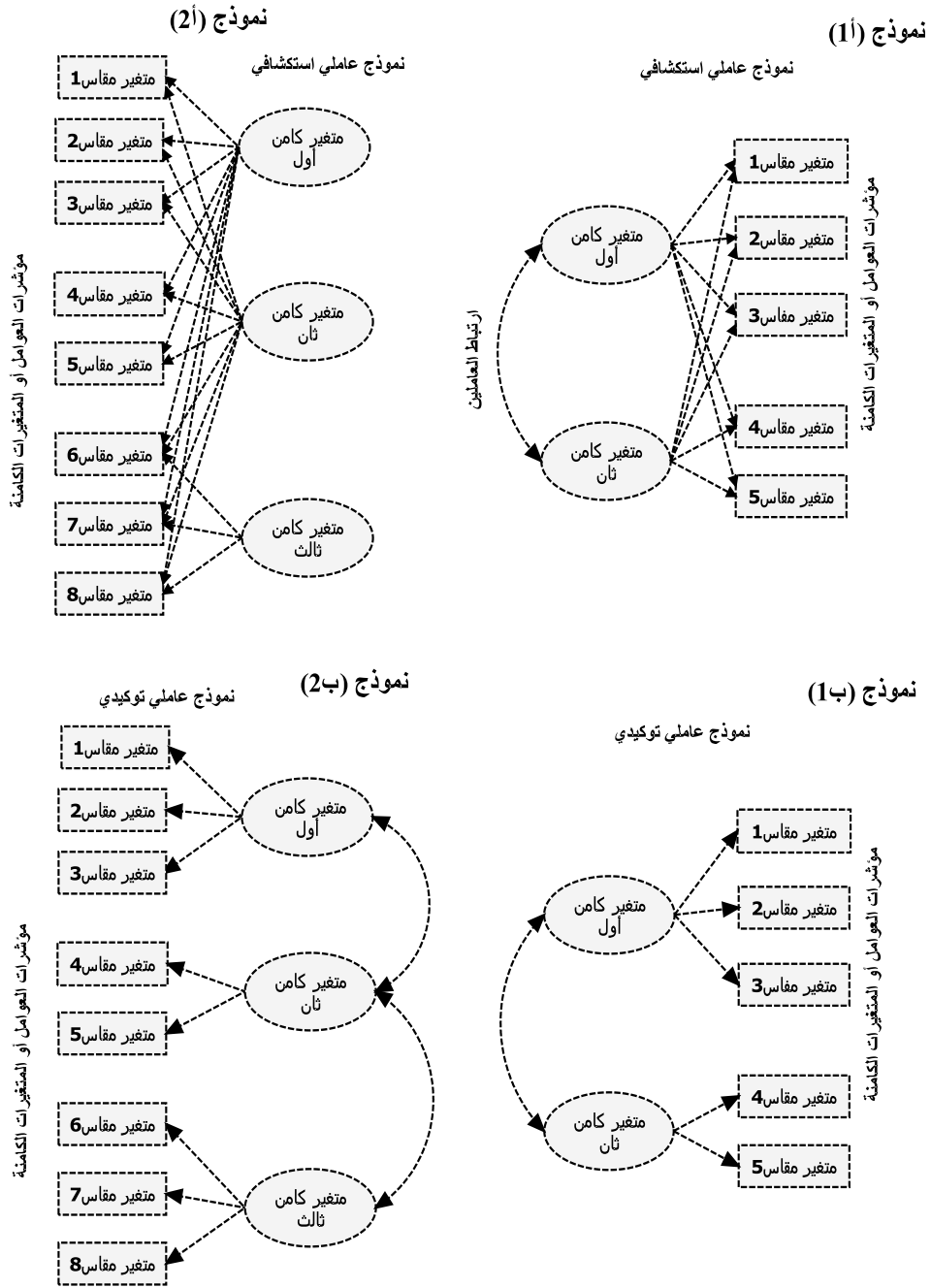
أما في النموذج (ب) فنجد أن الباحث انطلق من نموذج نظري مفترض واضح يشير إلى أنه ثمة عاملان (يحدد اسميهما وفقا لدالتهما النظرية)، وأن لكل عامل مؤشرات أو متغيراته المقاسة. فالمؤشرات الثلاثة الأولى ذات علاقة بالعامل الكامن الأول والمتغيران الآخران لهما علاقة بالمتغير الكامن أو العامل الكامن الثاني. وبما أن الباحث انطلق من نموذج عاملي مفترضا بنية واضحة لهذه النموذج العاملي (كم عدد العوامل، وكيف تسمى، وما هي مؤشرات كل عامل)، فإستراتيجية اختبار النموذج التي سيستعملها تدعى بالاختبار التوكيدي للنموذج وذلك باستعمال التحليل العاملي التوكيدي، ما دام قد انطلق من نموذج نظري واضح، وبالتالي يقتضي النموذج النظري الثابت من صحته، أو التأكد من مدى مطابقة النموذج للبيانات،

ولقد أوردنا النموذجين (أ) و(ب) في الشكل (١-٣) لإبراز نفس الفكرة، بحيث أن الشكل (أ) يدل على أن الباحث انتهى إلى هذا النموذج الذي يحتوي على ثلاث عوامل كامنة مستقلة (لا توجد أسهم مزدوجة تصل بينها) عن طريق استعمال التحليل العاملي الاستكشافي. ذلك أن الباحث لم ينطلق من افتراض واضح أو نموذج نظري يبين عدد العوامل وطبيعتها (اسمها) وما هي المتغيرات المقاسة (الفقرات أو المقاييس) التي تنتمي لكل عامل، ولذلك قام بتحليل استكشافي ليعرف بعد التحليل العاملي (وليس قبل ممارسة التحليل العاملي، ولذلك سمي بالتحليل العاملي الاستكشافي أو الاستطلاعي) عدد العوامل وما هي المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (فقرات المقياس) التي تتشعب على كل متغير كامن أو عامل. ولما كان الباحث يفتقر لتصور واضح للبنية العملية للنموذج المفترض تم ربط كل عامل كامن بجميع المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (بأسهم).

أما النموذج (ب) فينم عن وجود تنظير معين أدى إلى افتراض هذا النموذج العاملي. فالباحث افترض أولا وجود ثلاث عوامل، وثانيا افترض أن هذه العوامل

الكامنة ترتبط فيما بينها (توجد أسهم مزدوجة الاتجاه تصل فيما بينها)، ومعنى ذلك أن هناك مساحة مشتركة من الدلالة بين هذه العوامل الثلاثة، بحيث هذا القاسم من الدلالة بين هذه العوامل يدل على وجود مفهوم معين يعكس هذه الدلالة المشتركة بين العوامل. وثالثا حدد الباحث هوية كل عامل باقتراح تسمية له وهو الأمر الذي سيتوضح في النماذج الأخرى التي سنتطرق إليها. ورابعا حدد لكل عامل كامن مؤشرات، بحيث أن المتغير أو العامل الكامن الأول تتشعب عليه المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (مثلا فقرات المقياس) التي تتراوح أرقامها من واحد إلى ثلاثة. وأن المتغير المقاس الرابع والخامس يتشعب على المتغير أو العامل الكامن الثاني، وأن المؤشرات أو المتغيرات المقاسة السادسة والسابعة والثامنة تتشعب على العامل الكامن الثالث. ولكي يختبر الباحث صحة هذا النموذج فسيلجأ إلى الاختبار التوكيدي للثبوت من صحة النموذج المفترض باستعمال التحليل العاملي التوكيدي بدلا من استعمال التحليل العاملي الاستكشافي.

ولإضفاء على المعالجة السابقة طابعا واقعيا في مجال التربية وعلم النفس، أوردت النموذج التالي الموضح في الشكل (١ ← ٤) الذي يبين البنية العاملية لمفهوم الاحتراق النفسي .
burnout ويقصد بمفهوم الاحتراق النفسي معاناة الفرد النفسية من الضغوط (القيود والمتطلبات والمشاكل) المختلفة القوية التي يعيشها في المواقف المختلفة، بحيث إذا كانت مواقف مهنية سمي بالاحتراق النفسي المهني، وإذا كانت مواقف اجتماعية سمي بالاحتراق النفسي الاجتماعي، وهكذا.



شكل (٣-١) نماذج عاملية استكشافية (أ١، أ٢) ونماذج عاملية توكيدية (ب١، ب٢).

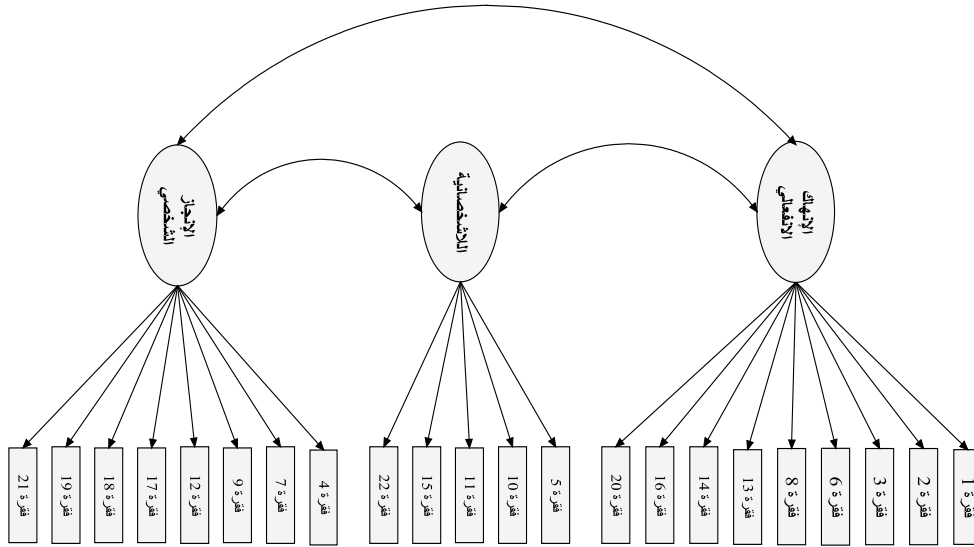
افترض الباحث أن الاحتراق النفسي ينطوي على ثلاثة أبعاد أو عوامل وهي:
الإنهاك الانفعالي، اللاشخصانية وتضعف الإنجاز الشخصي، وبما أنها عوامل تستنتج من
المتغيرات المقاسة أو المؤشرات المقاسة ولا تقاس مباشرة فهي متغيرات كامنة أو عوامل كامنة،
ولذلك وضعت داخل أشكال بيضوية.

كما افترض الباحث أن هذه العوامل مترابطة بحيث تشترك في مساحة دلالية
مشتركة بحيث أن هذه المساحة المشتركة من الدلالة تمثل في نظر الباحث مفهوم الاحتراق
النفسي.

كما افترض الباحث وجود مجموعة من المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (فقرات
المقاييس مثلا) لقياس المتغير الكامن أو العامل بطريقة غير مباشرة. وبتعبير آخر، يفترض
الباحث أن كل عامل أو متغير كامن يمثل مساحة الدلالة التي تشترك فيها المؤشرات (أو
الفقرات في مثالنا). فالفقرات التي أرقامها ٢٠، ١٦، ١٤، ١٣، ٨، ٦، ٣، ٢، ١ تنتسب للمتغير
الكامن أو العامل: الإنهاك الانفعالي، ولا تنتسب إلى المتغيرين الكامنين الآخرين:
اللاشخصانية والإنجاز الإنفعالي. وإذا انتفى العامل الكامن الجامع لهذه الفقرات، فقدت
هذه الفقرات اللحمية أو النسيج الذي يجمعها، وتصير عبارة عن شتات من الفقرات تفتقر
إلى دلالة معينة (متغير كامن أو عامل كامن) أو قاسم مشترك يجمع بينها. ونفس الوصف
ينسحب على العاملين الكامنين الآخرين: اللاشخصانية، والإنجاز الشخصي، بحيث أن لكل
عامل كامن مؤشرات أو فقراته.

وبما أن العامل أو المتغير الكامن هو العامل الموحد لمجموعة من الفقرات أو
المؤشرات التي تنتسب له، مثلنا هذه العلاقة بأسهم تنطلق من المتغير الكامن إلى المؤشرات أو
الفقرات. وتدل الأسهم على أن كل متغير كامن يفسر أو يؤثر في المؤشرات التي تنتسب
إليه. فالعامل الكامن الذي يسمى بالإنهاك الانفعالي يعكس العلاقة التي تجمع بين الفقرات
التسع التي تنتسب إليه، أو بتعبير آخر فإن هذا المتغير الكامن أو العامل يفسر دلالات

الفقرات أو المؤشرات التي تنتسب إليه.



شكل (٤٤-١) نموذج عاملي توكيدي يوضح البنية العاملية الثلاثية لمفهوم الاحتراق النفسي *Burnout*

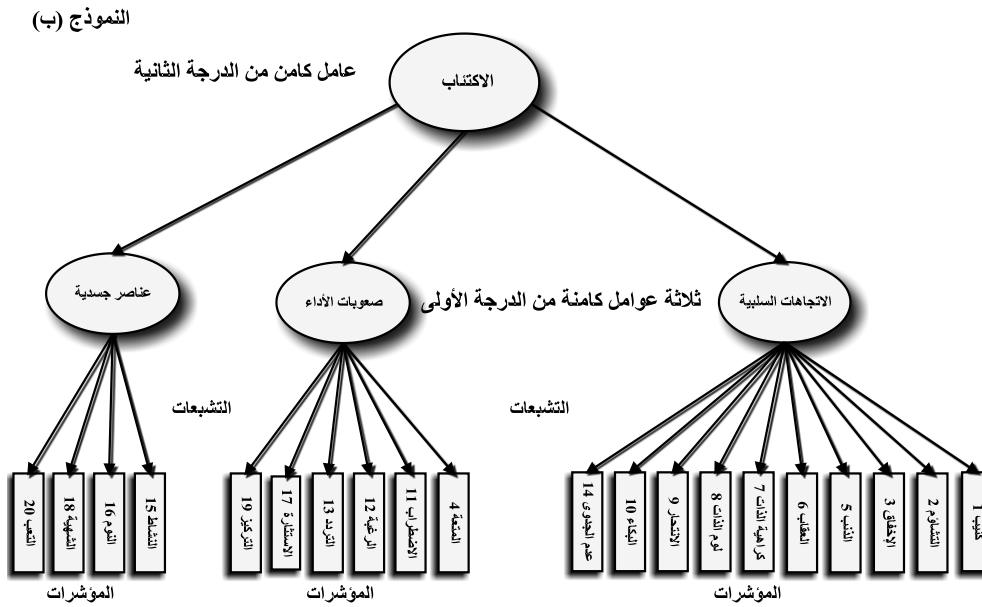
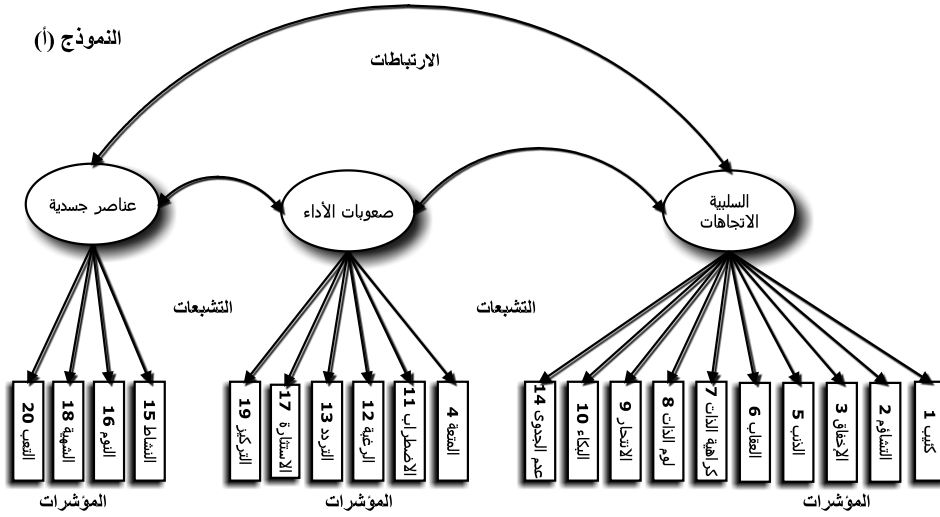
٣ - النموذج العاملي من الدرجة الثانية *Second-order Factor Model* أو الهرمي *Hierarchical Model*

لنتقل إلى الشكل (٥٤-١) ، ونقارن النموذجين (أ) و(ب). نلاحظ أن النموذج (أ) لا يختلف عن النماذج العاملية التي سبق شرحها، إذ يفترض الباحث وجود ثلاثة متغيرات كامنة أو ثلاثة عوامل تتعلق بموضوع الاكتئاب وهي: الاتجاهات السلبية، وصعوبات الأداء، والعناصر الجسدية، وهي مرتبطة فيما بينها وهذا دليل على أنها تنتمي إلى مفهوم معين قد يكون مفهوم الاكتئاب. وأن المتغيرات الكامنة قيست بمجموعة من المؤشرات أو المتغيرات المقاسة وهي هنا عبارة عن فقرات مقياس الاكتئاب لبيك. بحيث أن الاتجاهات السلبية تنطوي على ١٠ مؤشرات خاصة به، وعامل صعوبات الأداء يحتوي على ٦ مؤشرات تقيسه، وعامل العناصر الجسدية ينطوي على ٤ مؤشرات.

غير أن النموذج (ب) في الشكل (٥٤١) يختلف عن النموذج (أ) من عدة أوجه. ولكي تسهل المقارنة يستحسن استعمال مصطلحي المتغير المستقل الذي يشكل مصدر التأثير أو التفسير، والمتغير التابع الذي يفسره المتغير المستقل أو يؤثر فيه. وحتى يسهل التمييز بين المتغير المستقل والمتغير التابع في الرسوم التخطيطية للنماذج، فإن المتغير المستقل يصدر منه السهم أو ينطلق منه متجهها إلى المتغير التابع، وأن المتغير التابع ينتهي إليه أو يشير إليه رأس السهم. وبالرجوع إلى النموذج السابق (أ) في الشكل (٥٤١)، فإن المتغيرات الكامنة (الاتجاهات السلبية، صعوبات الأداء، عناصر جسدية) تعتبر متغيرات مستقلة، أما الفقرات (المؤشرات المقاسة) التي تنتمي إليها فتعتبر متغيرات تابعة. أما إذا انتقلنا إلى النموذج (ب) في نفس الشكل (٥٤١)، نجد أن دور المتغيرات الكامنة أو العوامل قد اختلف نسبياً. فالعوامل الكامنة الثلاث (الاتجاهات السلبية، صعوبات الأداء، عناصر جسدية) تبقى متغيرات مستقلة بالنسبة لمؤشراتها (الفقرات الدالة عليها)، ولكنها تلعب في ذات الوقت دور المتغيرات التابعة بالنسبة لعامل مفترض جديد عام الذي هو مفهوم الاكتئاب. بمعنى أن الباحث افترض أن المتغيرات التابعة الثلاث أو العوامل الكامنة الثلاث يفسرها أو يؤثر فيها عامل كامن من الدرجة الثانية (العليا) أعم وأشمل، ولذلك حذفت الأسهم المزدوجة التي تدل على الارتباط بين العوامل (الاتجاهات السلبية، صعوبات الأداء، عناصر جسدية) واستبدلت بأسهم تتجه من العامل من الدرجة الثانية (الاكتئاب) لتنتهي عند كل عامل من العوامل الثلاث (ولذلك تسمى بالعوامل الكامنة من الدرجة الأولى). والأسهم تدل على أن الباحث يعتقد أن ثمة عامل عام يدعى بالاكتئاب يمثل القاسم المشترك لدلالات العوامل الثلاث، أي أن العامل العام يحدد العوامل الثلاث من الدرجة الأولى، وأن العوامل الثلاث من الدرجة الأولى تحدد مؤشراتها أو متغيراتها المقاسة (الفقرات).

ويعتبر افتراض النموذج العملي من الدرجة الثانية مرحلة متقدمة في التنظير.

لكون الباحث اهتدى إلى تصور وجود بنية هرمية بين العوامل الكامنة، فافتراض وجود عامل



شكل (١) (٥) نموذج عاملي من الدرجة الثانية (ب) ونموذج عاملي من الدرجة الأولى (أ).

كامن جامع (عامل من الدرجة الثانية) وعوامل كامنة فرعية له (عوامل كامنة من الدرجة الأولى). ولذلك لم يفترض وجود ارتباطات أو علاقات تغاير (أو ارتباطات) بين عوامل الدرجة الأولى (كما كان الأمر عليه في المثال السابق: النموذج "أ" في الشكل (١-٥)، وإنما تعدى ذلك إلى تفسير مصدر العلاقات بين العوامل الثلاث (الاتجاهات السلبية، صعوبات الأداء، عناصر جسدية)، وعزوها إلى تأثير متغير كامن عام تمثل في اعتقاده في مفهوم الاكتئاب.

ثانياً . النموذج البنائي^١ Structural Model

^{١١١} إن لفظ أو مصطلح "البنائي" *Structural* المستخدم في سياق هذا الكتاب الذي يعنى بالمنهجية الكمية لتحليل البيانات، لا علاقة له بمفهوم "البنائية" *Constructivism* كنظرية تعنى بطبيعة المعرفة العلمية أو الإستمولوجيا التي غالباً ما يتم تناولها في تخصص أصول التربية، وتخصص المناهج وطرق التدريس في كليات التربية. لكن لا بأس أن أزود القارئ بتعريف مفهوم "البنائية" الفلسفي والتربوي حتى يتسنى له التمييز بين استعمال مفهوم "البنائي" في سياق هذا الكتاب عن استعمال ذات اللفظ في سياق الفلسفة أو الإستمولوجيا.

"البنائية" *Constructivism* هي في أن واحد نظرية في المعرفة *Theory of knowledge*، أي: دراسة المعرفة من زاوية فلسفية أو إستمولوجية، وكذلك نظرية في اكتساب المعرفة. ينطلق تصور الإستمولوجيا البنائية *constructive epistemology* حول مشكلة المعرفة وقضاياها من جملة من الافتراضات أو المنظورات وهي:

الافتراض الأول : يبني الفرد (أو الذات العارفة) المعرفة اعتماداً على خبرته، ولا يستقبلها بصورة سلبية من الآخرين. إن المفاهيم، والأفكار، وغيرها لا تنتقل من فردٍ لآخر بنفس معناها على نحو تلقى شخص ما لطردي بريدي مرسل إليه من قبل فردٍ آخر، فالمستقبل لها يبني لنفسه معنى مغايراً لها. إن المعرفة ليست مجرد صورة أو نسخة من الواقع، ولكنها تنتج عن بناء الواقع من خلال أنشطة الذات العارفة . فالمعرفة لدى البنائيين لا تنتقل (إنكار مبدأ نقل المعرفة *knowledge transmission*) وإنما تبنى أو يعاد إنتاجها في ذهن المتلقي (تعرف تغييراً في تنظيمها وتصورها وبنيتها في العقل).

والافتراض الثاني أن معرفة الفرد نتاج خبرته، بمعنى أن نشاط الفرد (الذات العارفة) وخبرته هما المحدد الأساسي لهذه المعرفة. إن المعرفة بالنسبة للبنائيين سياقية *Contextual*، لا يمكن فصلها عن العارف *Knower* بها، ولا عن مواقف الخبرة المنبثقة عنها.

بعد أن تطرقنا إلى النوع الأول من النماذج والذي تمثل في النماذج العاملة على شتى أنواعها، ننتقل الآن إلى التطرق إلى النوع الثاني من النماذج وهي النماذج البنائية.

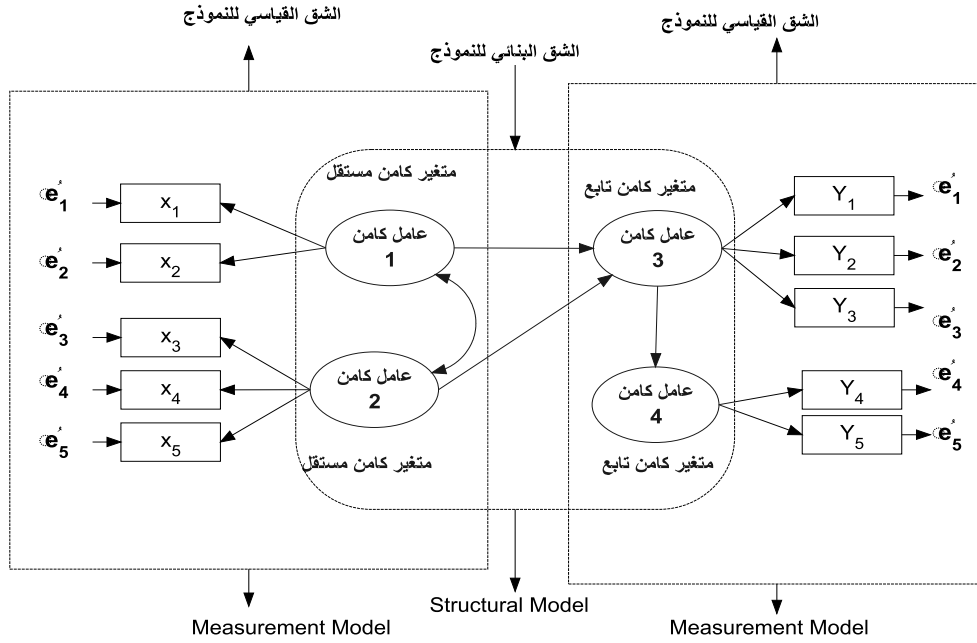
ما هي إذن النماذج البنائية؟

النموذج البنائي فضلا عن احتوائه على المتغيرات الكامنة أو العوامل مصحوبة بمؤشرات أو متغيراتها المقاسة التي تمثل بعد القياس للنموذج ، يتألف أساسا من العلاقات بين المتغيرات الكامنة ذاتها التي تمثل البعد البنائي للنموذج. والمتغيرات الكامنة تكوينات فرضية أو مفاهيم تستعصي عن القياس المباشر بحيث تقاس عن طريق عدد من المتغيرات الملاحظة القابلة للقياس، أو المؤشرات التي يفترض الباحث أنها تعطي صورة مقارنة لدلالة المفهوم أو المتغير الكامن. ومن هذا المنطلق، فأغلب المفاهيم في العلوم الاجتماعية متغيرات كامنة (اجتهادية وتستعصي عن التحديد الدقيق، ومثار تباين كبير في تعريفها من الباحثين). فمفهوم القلق ، والاكتئاب، والصحة النفسية، وجود الحياة، والرضا، واحترام الذات، وإدارة الذات، والتعلم، والتحصيل، والذكاء، والقدرة، والاستعداد، والمهارة، والذكاء الوجداني، والتفكير، والتفكير الناقد، وما وراء المعرفة أو تفكير التفكير، والتفكير الإبداعي، وحل المشكلات، واتخاذ القرار، وتماسك الجماعة، والمعيارية الاجتماعية، والاستلاب، وفقر المعايير، والاتجاه، والروح المعنوية، وغيرها، متغيرات كامنة، لأن كلا منها يحتاج إلى عدد من المؤشرات للاقتراب من تقدير دلالة كل مفهوم، ناهيك عن اختلاف الباحثين في تعريفها، مما يؤدي إلى تباينهم في انتقاء المؤشرات أو المتغيرات الملاحظة التي تعتمد في جمع البيانات عن المفهوم الكامن.

والافتراض الثالث أن البنائية تنظر إلى المعرفة من الزاوية الوظيفية بأنها وسيلة *Instrumentalist* (أو أدوات لحل المشكلات)، وبنائية (عملية، أوتساعد الفرد في تفسير ما يمر به من خبرات حياتية). فضابط صحة المعرفة التعامل مع الواقع وليس الكشف عن الحقيقة.

إن مكون القياس للنموذج البنائي يعنى بعلاقة المؤشرات المقاسة بمتغيراتها الكامنة في حين أن المكون البنائي للنموذج فيعنى بدراسة العلاقات بين المتغيرات الكامنة ذاتها. لتأمل النموذج البنائي الموضح في الشكل (٦-١)، فيستري انتباهنا جزؤه الأيسر الذي يدل على علاقة المتغيرين الكامنين أو العاملة (موجودين داخل شكلين بيضوية) بمؤشراتها أو متغيراتها المقاسة (الموجودة داخل أشكال مستطيلة) بحيث أن العامل الكامن الأول تشبع عليه مؤشرا، والعامل الكامن الثاني تشبع عليه ثلاثة مؤشرات، وهذان المتغيران الكامنان متغيران مستقلان لأنهما مصدر تأثير على العوامل الكامنة الأخرى في النموذج (تنطلق منهما أسهم مستقيمة متجهة إلى أشكال بيضوية أخرى). كما يستري انتباهنا جزؤه الأيمن الذي يدل على علاقة المتغير أو العامل الكامن الثالث والرابع بمؤشراتها، بحيث تشبع على العامل الكامن الثالث ثلاث مؤشرات في حين يتشبع على العامل الكامن الرابع مؤشرا. والعاملان الكامنان الثالث والرابع يعتبران متغيرين تابعين لأن كلا منهما ينتهي عنده سهم واحد على الأقل. والجزء الأيسر والجزء الأيمن يمثلان بعد أو مكون القياس للنموذج لأنهما يعينان بتقدير مقدار الخطأ، وبالتالي مستوى الدقة التي تم إنجازها عند قياس المتغيرات الكامنة عن طريق مؤشراتها أو متغيراتها المقاسة.

بالإضافة إلى جزء القياس الأيسر والأيمن ينطوي النموذج في الشكل (٦-١) على أسهم مستقيمة تدل على العلاقات التي توجد بين المتغيرات الكامنة ذاتها. وتمثل مسارات التأثير التي تمارسه المتغيرات الكامنة المستقلة أو الوسيطة على المتغيرات الكامنة التابعة. فمثلا نلاحظ أن العامل أو المتغير الكامن المستقل رقم واحد، والمتغير المستقل الكامن رقم (٢) يؤثران في العامل أو المتغير الكامن رقم (٣) (ويعتبر متغير كامن تابع بالنسبة إليها). وأن المتغير الكامن رقم (٣) بدوره يؤثر في المتغير الكامن التابع أو العامل الكامن رقم (٤). هذه العلاقات التي تجمع هذه المتغيرات الكامنة الأربعة تشكل الجزء أو البعد البنائي للنموذج.

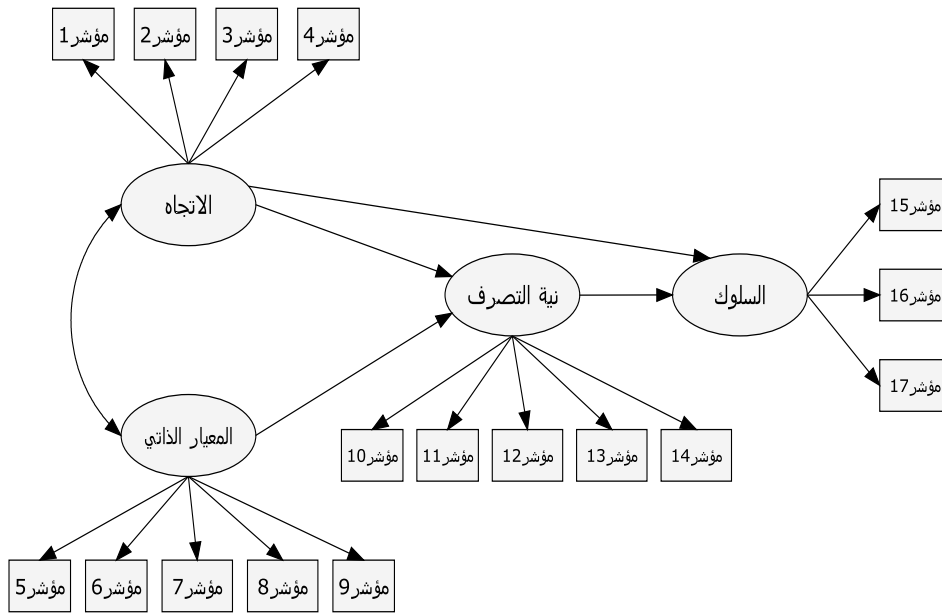


شكل (٦٤١) النموذج البنائي العام الذي يتألف عادة من مكون قياسي (علاقة المؤشرات المقاسة بعاملها الكامن) ومكون بنائي (العلاقات بين المتغيرات الكامنة).

ولمزيد من التوضيح ، اخترت نموذجين بنائيين من واقع البحوث. فالنموذج البنائي الأول الذي يوضحه الشكل (٧٤١) ينظر للعلاقة بين الاتجاه والسلوك، وتم توظيف أربع متغيرات كامنة لبنائه: متغيرين مستقلين كامنين: الاتجاه والمعيار الذاتي، ومتغيرين تابعين كامنين: السلوك ونية التصرف، علما بأن المتغير الكامن نية التصرف ينظر إليه كمتغير كامن تابع بالنسبة للمتغيرين المستقلين الكامنين: الاتجاه والمعيار الذاتي، ويعتبر في ذات الوقت متغيرا مستقلا بالنسبة لعلاقته بالمتغير التابع الكامن: السلوك. كما ينظر إليه أيضا كتغير وسيط لأنه يتلقى تأثير كل من المتغيرين المستقلين: الاتجاه والمعيار الذاتي وينقل هذا التأثير إلى المتغير التابع: السلوك. والمتغيرات الأربعة كلها متغيرات كامنة لأنها قيست عبر مؤشرات التي قد تكون مقاييس فرعية، أو فقرات. فالمتغيران الكامنان: المعيار الذاتي ونية التصرف قيس كل منهما باستعمال خمسة مؤشرات (مقاييس فرعية). أما المتغير الكامن الاتجاه فقيس

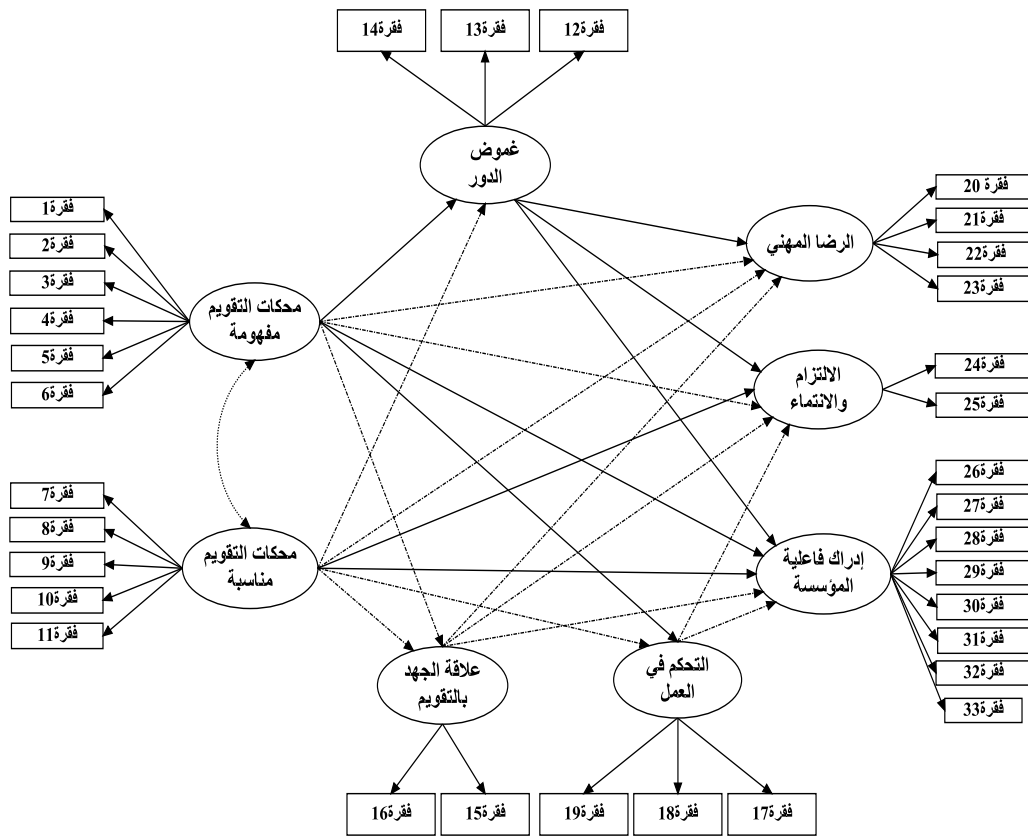
باستعمال أربعة مؤشرات، والمتغير الكامن السلوك فقيس باستعمال ثلاثة مؤشرات. وعلاقة المتغيرات الكامنة الأربعة بمؤشراتهما تشكل بعد القياس للنموذج.

أما علاقة المتغيرات الكامنة الأربعة ببعضها فتشكل البعد البنائي للنموذج. وفحوى البعد البنائي أن علاقة الاتجاه بالسلوك الفعلي يمكن تفسيرها عن طريق ثلاث متغيرات كامنة: الاتجاه (رأي الفرد وشعوره)، والمعيار الذاتي (التقويم الذاتي للرأي والسلوك)، ونية التصرف (أي عقد النية على القيام بتصرف معين أو نية عدم القيام به). وأن المتغيرين المستقلين المعيار الذاتي والاتجاه يؤثران في السلوك ويجددانه عبر التأثير في نية التصرف، وإن كان الاتجاه يؤثر أحيانا تأثيرا مباشرا على السلوك. وأن متغير نية التصرف يتأثر بكل من الاتجاه والمعيار الذاتي، ويؤثر بدوره في السلوك. ويضفي النموذج على متغير نية التصرف دورا وسيطيا إستراتيجيا، إذ أنه بانتفاء متغير نية التصرف ينتفي معه التأثير الذي يمارسه متغير المعيار الذاتي ومتغير الاتجاه على السلوك.



شكل (١-٧) نموذج تنظيري بنائي ينظر للعلاقات بين الاتجاه والسلوك.

والمثال الآخر يتعلق بنمذجة العلاقة بين التقويم والسلوك التنظيمي (الشكل: ١-٨)، ووظف الباحث للتنبؤ لهذه المشكلة ثمانية مفاهيم أو عوامل أو متغيرات كامنة. وكل متغير كامن قيس بمجموعة مؤشرات (فقرات في هذا المثال) تراوحت من مؤشرين (فقرتين) بالنسبة للمتغير الكامن "الالتزام والانتماء" والمتغير الكامن "علاقة الجهد بالتقويم"، إلى ثماني مؤشرات (فقرات) بالنسبة للمتغير الكامن "إدراك فاعلية المؤسسة". وعلاقة هذه المتغيرات أو العوامل الكامنة بمؤشرات تمثل بعد القياس للنموذج للتأكد من أن هذه المفاهيم أو المتغيرات الكامنة الثمانية تم قياسها بمستوى من الدقة، أي بمستوى من الثبات والصدق.



شكل (١-٨) نمذجة العلاقة بين التقويم والسلوك التنظيمي.

أما بالنسبة للبعد البنائي للنموذج الذي يتألف من العلاقات بين المتغيرات أو العوامل الكامنة ذاتها، فيرى الباحث أن المتغيرين المستقلين المرتبطين (لوجود السهم المزدوج الاتجاه المحذب الذي يصل بينهما) : مدى إدراك العامل بأن محكات التقويم واضحة، وإدراكه لمدى ملاءمتها أو مناسبتها تؤثر مباشرة في المتغيرات التابعة الدالة على السلوك التنظيمي وهي: الرضا المهني، والالتزام، وإدراك فاعلية المؤسسة. كما أن الباحث يعتقد أيضا أن قسما من التأثير الذي يمارسه المتغيرات المستقلان: "محكات التقويم مفهومة" و"محكات التقويم مناسبة" على متغيرات السلوك التنظيمي التي سبق ذكرها يتم على نحو غير مباشر عبر تدخل متغيرات وسيطية ثلاثة: "الدور"، و"علاقة الجهد بالتقويم" و"التحكم في العمل". بحيث أن كل متغير من هذه المتغيرات الوسيطة تتأثر بالمتغيرين المستقلين السابقين وتنقل هذا التأثير بعد تعديل طبيعته أو تخفيفه أو تقويته إلى متغيرات السلوك التنظيمي الثلاثة.

ثالثا - نماذج تحليل المسار *Path Analysis Models*

تحليل المسار هو نموذج ينطوي على شبكة من العلاقات الخطية *linear relationships* في اتجاه واحد بحيث تدل على تأثير متغيرات مقاسة على متغيرات مقاسة أخرى في اتجاه واحد، بحيث أن كل علاقة تأثير يرمز لها بسهم وحيد الاتجاه يدعى بالمسار. ويختلف نموذج تحليل المسار عن النموذج البنائي *structural model* في الجوانب التالية:

أولا - النموذج البنائي يعنى أساسا بالعلاقات بين المتغيرات الكامنة، أما تحليل المسار فيعنى فقط بالعلاقات بين المتغيرات المقاسة أو المشاهدة أو الملاحظة *observed variables*. ففي الشكل (١٠←١) نلاحظ أن المتغيرات المدروسة: الذكاء ، عدد الإخوة والأخوات، مستوى تعليم الوالد، مهنة الأب، درجات التحصيل، التوقعات

الأكاديمية، الطموح المهني كلها متغيرات مقاسة، أي قيست مباشرة وليس عبر مؤشرات لها يشير إليها النموذج. أما إذا افترضنا أن متغير الذكاء ومتغير التوقعات الأكاديمية، ومتغير الطموح المهني قيس كل منها بعدد من المؤشرات (مقاييس فرعية، فقرات) بمعنى لم تستعمل الدرجات العامة على مقياس معين لهذه المتغيرات وإنما استعملت درجات كل مقياس فرعي أو كل فقرة كمؤشر على المتغير الكامن الذي يقيسه، لتحويل النموذج السابق من نموذج تحليل المسار إلى نموذج بنائي يحتوي على متغيرات كامنة ثلاث بحيث تذكر مؤشراتها وتدرس في النموذج.

ثانياً . إن نموذج تحليل المسار يقوم على افتراض أن المتغيرات المقاسة أو الملاحظة *observed variables* المستقلة خالية من أي خطأ قياس. فهي متغيرات ثابتة بحيث تخلو من الأخطاء العشوائية، وصادقة بحيث تعكس ما تقيسه بكفاية. ومعنى ذلك لا يستعمل متغير في تحليل المسار إجمالاً إلا إذا كان على مستوى مرتفع من الثبات والصدق. أما النموذج البنائي، فقبل دراسة العلاقات بين متغيراته الكامنة يعمل على تقدير مدى خطأ القياس لكل مؤشر في تقدير متغيره الكامن أو عامله. بمعنى يختبر دقة كل مؤشر في قياس متغيرها أو عاملها الكامن لتقدير نسبة أخطاء التباين التي تنطوي عليها المؤشرات (تقدير ثبات المؤشرات)، وأيضاً اختبار تشعب المؤشرات على عواملها الكامنة (تقدير الصدق). وبعد مرحلة القياس ينتقل النموذج البنائي إلى المرحلة الثانية وهي دراسة بنية العلاقات بين هذه المتغيرات الكامنة ذاتها، وهي خالية أو مصفاة من أخطاء قياس مؤشراتها.

ثالثاً . يفترض تحليل المسار أن النموذج يخلو من أخطاء التعيين *specification errors* . ويقصد بذلك أن النموذج احتوى على المتغيرات المستقلة والتابعة (الوسيطية) الممكنة نظرياً لتفسير كل تباين المتغيرات التابعة، وأن الباحث لم يغفل متغيراً من هذه المتغيرات. ويشترك تحليل المسار مع النموذج البنائي في هذا الافتراض.

ولتوضيح مبادئ ومصطلحات نماذج تحليل المسار لتركز على الشكل (٩-١) بنموذجيه "أ" (الذي يحتوي على مصطلحات منهجية) و "ب" المستمد من واقع نموذج بحثي نظري. نلاحظ أنه في كلا النموذجين توجد المتغيرات داخل مستطيلات وليس أشكال بيضوية وذلك للدلالة على أنها متغيرات ملاحظة أو مقاسة *observed variables* وليست متغيرات كامنة *Latent variables*. والمتغيرات المقاسة نوعان: متغيرات مستقلة أو خارجية *exogenous variable* لأن المتغيرات التي تؤثر فيها غير معروفة أو لا تشكل الهدف من الدراسة، ولذلك لم تمثل هذه المتغيرات في النموذج، ومتغيرات تابعة أو داخلية *endogenous variable*. ففي الشكل (٩-١)، نجد أن نموذج تحليل المسار ينطوي على متغيرين مستقلين خارجيين: متغير المكانة الاجتماعية ومتغير الذكاء، ويحتوي على متغيرين تابعين داخليين: متغير الدافع للإنجاز ومتغير التحصيل. المتغيرات الخارجية أو المستقلة هي المتغيرات المفسرة (يفترض الباحث أنها تضطلع بتفسير تباين المتغير التابع الذي تؤثر فيه)، أو المتغيرات التنبؤية أو لمتغيرات السببية التي تمارس تأثيرا على المتغيرات الداخلية التابعة. ويشار إلى أثرها بواسطة أسهم مستقيمة تنطلق منها، أي من المتغيرات المستقلة أو الخارجية لتنتهي عند المتغيرات التابعة أو الخارجية. ويطلق أيضا على هذه الأسهم المستقيمة بالمسارات *.paths*

أما المتغيرات الداخلية أو التابعة فهي التي يستهدفها أثر المتغيرات المستقلة أو الخارجية. وهي الأشكال المستطيلة التي تتجه نحوها، أو تنتهي إليها الأسهم المستقيمة التي تنطلق من المتغيرات المستقلة الخارجية، وقد تنطلق أيضا من المتغيرات التابعة الداخلية. فمتغير الدافع للإنجاز ومتغير التحصيل يعتبران متغيرين تابعين داخليين.

لكن لتركز على متغير الدافع للإنجاز، نجد أن السهمين المنطلقين من متغير المكانة الاجتماعية ومتغير الذكاء ينتهيان عنده أي أن هذان المتغيران يؤثران في متغير الدافع للإنجاز، ولكن في ذات الوقت ينطلق سهم منه لينتهي إلى المتغير التابع الداخلي التحصيل. ومعنى

ذلك أن متغير الدافع للإنجاز يعتبر متغيرا تابعا داخليا بالنسبة للمتغيرين المستقلين الخارجيين: المكانة الاجتماعية والذكاء، كما يعتبر متغيرا مستقلا أو خارجيا بالنسبة للمتغير التابع التحصيل. فهو يتأثر بالمتغيرين المستقلين: المكانة الاجتماعية والذكاء، ويؤثر بدوره في المتغير التابع: التحصيل. ولذلك يبقى متغيرا تابعا داخليا لكن يضطلع بدور وسيطي كمتغير وسيط *mediator variable* في العلاقة لتي تربط المتغيرين المستقلين: المكانة الاجتماعية والذكاء بالمتغير التابع التحصيل.

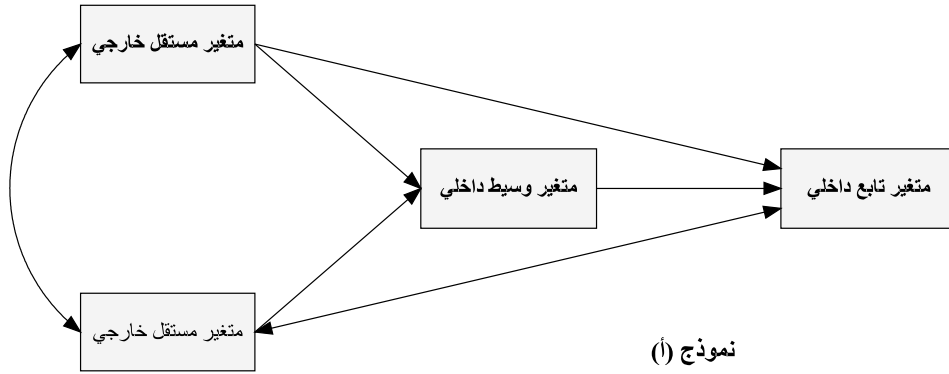
إذن من حيث طبيعة العلاقات أو الأثر الذي تدل عليه المسارات (الأسهم المستقيمة)، توجد آثار أو علاقات مباشرة، وآثار أو علاقات غير مباشرة. ففي الشكل يظهر العلاقات أو الآثار المباشرة التالية: المكانة الاجتماعية ← الدافع للإنجاز ؛ المكانة الاجتماعية ← التحصيل؛ الذكاء ← الدافع للإنجاز؛ الذكاء ← التحصيل؛ الدافع للإنجاز ← التحصيل.

أما العلاقات أو الآثار غير المباشرة فهي كما يلي:

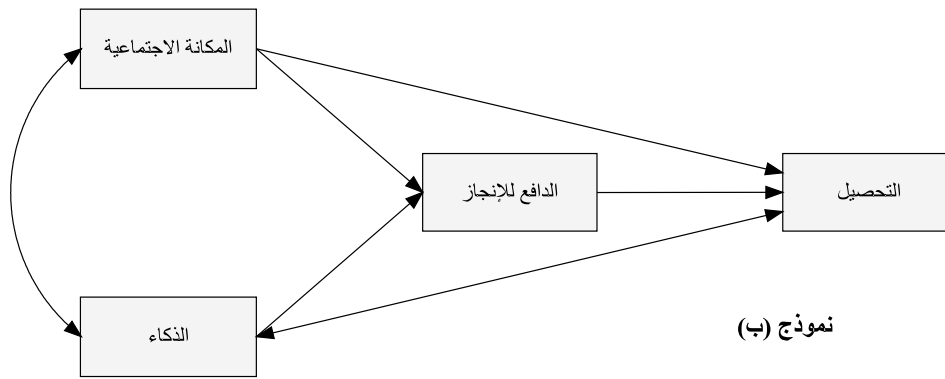
المكانة الاجتماعية ← الدافع للإنجاز ← التحصيل.

الذكاء ← الدافع للإنجاز ← التحصيل.

أما السهم المحذب ذو الاتجاهين الذي يربط بين المتغيرين المستقلين الخارجيين المكانة الاجتماعية والذكاء فيدل على مجرد الارتباط ، ولا يعتبر مسارا يدل على أثر أحد المتغيرين على الآخر، كما لا يدل على التأثير المتبادل بين هذين المتغيرين. والسبب في ذلك، أن الباحث يفترض أن المتغيرين مرتبطان وغير مستقلين غير أن الباحث ليس له تصور واضح عن أيهما يؤثر في الثاني، ولذلك افترض وجود مجرد العلاقة الارتباطية بينهما بدون أن يدل ذلك على وجود علاقة أثر وتأثر بينهما.



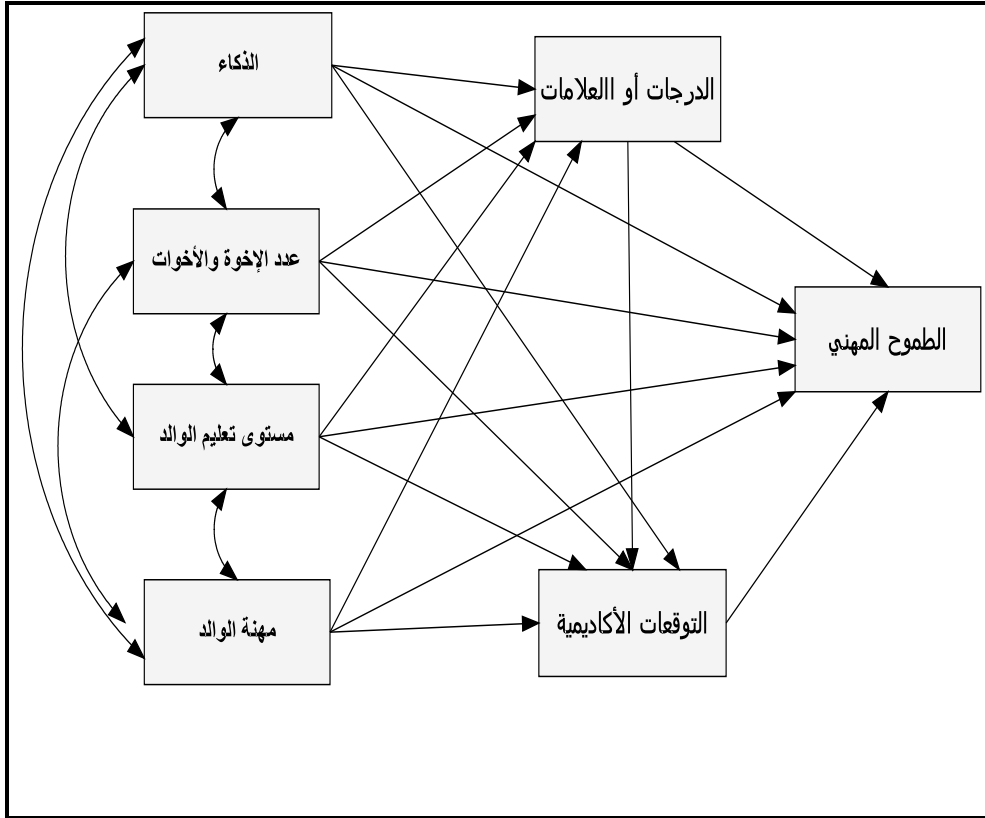
نموذج (أ)



نموذج (ب)

شكل (٩٤-١) نموذج تحليل المسار Path Analysis Models

ويقدم الشكل (١٠٤-١) مثالاً آخر عن نماذج تحليل المسارات مستمد من واقع البحوث لتوضيح محددات الطموح. وينطوي النموذج على أربع متغيرات خارجية أو مستقلة مرتبطة فيما بينها (الأسهم المحدبة المزدوجة) وهي: الذكاء، عدد الإخوة والأخوات، مستوى تعليم الوالد، مهنة الوالد. ويحتوي من جهة أخرى على ثلاثة متغيرات داخلية أو تابعة: الدرجات، التوقعات الأكاديمية، الطموح المهني. وبما أن النموذج يحتوي



شكل (١٠٤-١) نموذج تحليل المسار لتوضيح محددات الطموح المهني. تدل المستطيلات على المتغيرات المقاسة، والأسهم المستقيمة الوحيدة الاتجاه على المسارات (تأثير أحد المتغيرين على الآخر)، والأسهم المحدبة المزدوجة الاتجاه على العلاقات الارتباطية بين المتغيرات المستقلة الخارجية.

على متغيرات قيس مباشرة ولم تقس عبر مؤشرات فتعتبر متغيرات مقاسة (مثلت بمستطيلات) وليست متغيرات كامنة (غياب الأشكال البيضوية)، وبما أن شكل النموذج يحتوي على مسارات رمز لها بأسهم مستقيمة وحيدة الاتجاه تنطلق من المتغيرات المستقلة الخارجية، أو المتغيرات التابعة الداخلية (المتغيرات التي تلعب دور الوسيط مثل ذلك متغير الدرجات ومتغير التوقعات الأكاديمية) لتنتهي عند المتغيرات التابعة الداخلية، لذلك فإن النموذج يعتبر نموذج تحليل المسارات وليس

نموذجاً بنائياً.

يرى الباحث وفقاً للنموذج الموضح في الشكل (١٠٤) أن الطموح المهني يمكن تفسيره عبر أربع متغيرات خارجية مستقلة، ومتغيرين داخليين تابعين يلعبان دوراً وسيطياً في النموذج. فالباحث افترض أن المتغيرات المستقلة الأربعة: الذكاء، عدد الإخوة والأخوات، مستوى تعليم الوالد، مهنة الوالد متغيرات مرتبطة فيما بينها، وأن هذه المتغيرات الخارجية المستقلة تؤثر في المتغير التابع: الطموح المهني تأثيراً مباشراً، وفي ذات الوقت تؤثر فيه تأثيراً غير مباشر عبر المتغيرين الوسيطين: الدرجات، والتوقعات الأكاديمية. فالدرجات كمتغير وسيط يتأثر بالمتغيرات المستقلة الأربعة السابقة، ليؤثر بدوره في التوقعات الأكاديمية والطموح المهني. والتوقعات الأكاديمية تتأثر بالمتغيرات المستقلة الأربعة والمتغير التابع الوسيطي: الدرجات، ليؤثر بدوره في الطموح المهني.

لماذا التحليل العاملي التوكيدي بدلا من التحليل العاملي الاستكشافي؟

في مستهل هذا الفصل استعرضنا عدداً من الأسئلة التي قد تمثل انشغال القارئ عند مطالعة هذا الكتاب، ومن جملة هذه الأسئلة الجوهرية لماذا خصص الكتاب بجله لبناء واختبار النماذج العاملة التوكيدية بدلا من معالجة التحليل العاملي الاستكشافي الأكثر انتشاراً واستعمالاً. وللإجابة عن هذا السؤال يحسن تبيان الفروق الجوهرية التي يميز التحليل العاملي التوكيدي عن التحليل العاملي الاستكشافي، كما نتطرق إلى بعض فروقهما الفرعية.

الفارق الجوهرى بينهما هو أن التحليل العاملي يستعمل لاختبار النموذج النظرى

على أساس توكيدي للثبوت من صحة النموذج وصلاحيته، في حين أن التحليل العملي الاستكشافي فيستعمل لاستخراج العوامل الكامنة للمتغيرات المقاسة بطريقة استكشافية، أي يتم التعرف على العوامل الكامنة للمتغيرات المقاسة بعد التحليل.

إن الباحث عند استعمال التحليل العملي الاستكشافي يخضع البيانات للتحليل العملي بدون أن يحدد طبيعة العوامل، ونوع الفقرات أو المتغيرات المقاسة التي تشبع على كل عامل، وإنما يكتشف ذلك بعد التحليل. ومعنى ذلك أن الباحث لا ينطلق من تصور محدد نظري للنموذج العملي الذي يريد أن يختبر صحته وإنما سيتعرف على عدد العوامل، وطبيعتها، ونمط تشبعات المتغيرات المقاسة عليها على نحو استكشافي أي بعد إجراء التحليل. وعلى النقيض من التحليل العملي الاستكشافي، فإن التحليل العملي التوكيدي يتطلب بالضرورة أن يحدد الباحث نموذج النظري العملي بدقة. أي يحدد قبل إجراء التحليل العملي اعتماداً على تأصيله النظري للموضوع، الأبعاد التالية للنموذج العملي:

- أ . نوع النموذج العملي بما في ذلك عدد العوامل: هل النموذج العملي أحادي العامل أو ثنائي أو متعدد العوامل بحيث يحدد عدد العوامل التي يفترض أن النموذج يتألف منها.
- ب . يحدد المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (سواء أكانت فقرات، أو مقاييس فرعية، أو اختبارات، وغيرها) التي تقيس كل عامل من العوامل المفترضة. فإذا افترض الباحث نموذجاً عملياً يحتوي على عاملين بحيث أن كل عامل يحتوي على أربع مؤشرات أو متغيرات مقاسة. فمعنى ذلك أن الباحث يتصور أن الموضوع الذي ينظر له يتكون من بنية عاملية تحتوي على عاملين، بمعنى لا يتلخص في عامل واحد أو يتلخص في أكثر من عاملين وإنما يتلخص على وجه التحديد في عاملين. وأن كل عامل تشبع عليه وحده (تقيسه بدقة) أربع مؤشرات أو متغيرات مقاسة بحيث أن المؤشرات التي تشبع على العامل الكامن الأول لا تشبع على العامل الكامن الثاني. وفي المقابل، فإن المؤشرات التي تشبع على العامل الثاني لا تشبع إطلاقاً على العامل الكامن الأول.

وفي الغالب، فإن بناء النموذج النظري العاملي بناءً قلياً، أي قبل إجراء التحليل العاملي كما هو الشأن في التحليل العاملي التوكيدي، نادراً ما يحتوي على تشبعات متقاطعة *cross Loading*، ويقصد بذلك أن بعض المؤشرات تتشعب على عاملين أو أكثر ولا تتشعب على عامل واحد فقط.

ج . يحدد ما إذا كانت العوامل التي حددها مرتبطة فيما بينها أم أنها مستقلة. وغالباً ما نجد الباحث يفترض أن العوامل التي حددها مرتبطة فيما بينها.

د . يحدد أيضاً أخطاء القياس وهو باقي التباين الذي لم يقو العامل على تفسيره بالنسبة لكل مؤشر من مؤشرات المقاسة. وتتألف هذه الأخطاء من الأخطاء العشوائية وأيضاً من الأخطاء المنتظمة التي ولدتها طبيعة الطريقة المستعملة (كأن تكون كل مقاييس المؤشرات ذات طبيعة واحدة كأن تكون كلها قائمة على التقرير الذات أي استبيانات؛ واستقرار نمط معين غالباً في طريقة الاستجابة لفقرات مقاييس المؤشرات *response set*؛ أو استعمال نفس مقاييس مؤشرات العوامل في طرفين زمنيين مختلفين على نفس العينة لدراسة نمو ظواهر سلوكية أو تربوية معينة). إذن، يفترض الباحث سلفاً بأن أخطاء قياس مؤشرات العوامل عشوائية ومستقلة، أم أن بعضها غير مستقل بحيث يحدد أي أخطاء قياس المؤشرات التي يعتقد أنها مرتبطة. لأن افتراض ارتباط بعض أخطاء القياس في النموذج العاملي القائم على تأصيل نظري قوي يرفع من قدرة النموذج العاملي على المطابقة مع البيانات، وعلى قدرته على التفسير.

ويوضح الشكل (١٠٤) هذا الفرق الجوهرى بين التحليل العاملي التوكيدي والتحليل العاملي الاستكشافي. والمثال (ب) و (ج) يدلان على نموذج عاملي توكيدي لأنهما قائمان على نمذجة محدد للنموذج العاملي، فالنموذج المفترض ينطوي على عاملين كامنين، وأن الباحث يحدد طبيعة العاملين بتسميتهما، وهذا ما نعدمه في التحليل العاملي الاستكشافي حيث أن طبيعة العاملين أي تسميتهما ودلالتهما النظرية (النفسية، أو التربوية

أو غيرها) لا تتم إلا بعد التحليل واستخراج العوامل والاطلاع على المعنى المشترك للمتغيرات أو الفقرات التي تشعب على عامل معين.

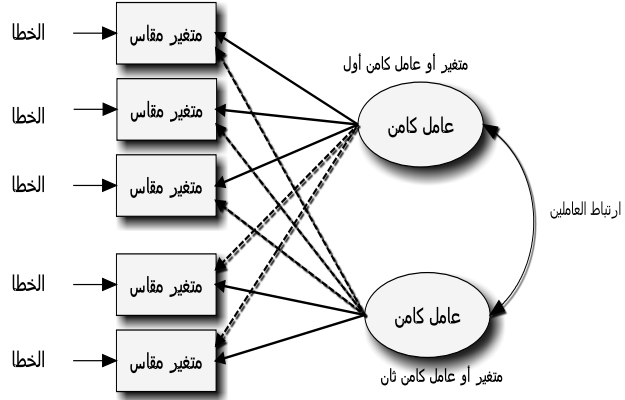
كما أن المثالين (ب؛ ج) في الشكل (١١-١) يدلان على أن الباحث افترض بأن العاملين الذين يشكلان النموذج مرتبطان، بحيث أن ارتباطهما ليس مرتفعا جدا حتى لا يكونا نسختين متماثلتين لعامل واحد، وليس ارتباطهما المفترض منخفضا جدا لأن الارتباط المنخفض يوحي باستقلالهما.

أما من حيث علاقة المؤشرات بعامليهما، فيظهر المثالان (ب؛ ج) في الشكل (١١-١) أن الباحث افترض أن ثلاثة متغيرات مقاسة أو مؤشرات تشعب على العامل الأول وحده، بدون أن تشعب على العامل الثاني، في حين أن المؤشرين المتبقيين يتشعبان على العامل الثاني وحده، ولا يتشعبان على العامل الأول. ولا توجد مؤشرات مقاسة تشعب على العاملين معا. وبالتالي فإن التحليل العملي التوكيدي يقوم على أرضية نظرية قوية بموجبها يقرر الباحث أي المؤشرات أو المتغيرات المقاسة تشعب على العامل الأول وأيهما يتشعب على العامل الثاني. وفي المقابل نجد أن التحليل العملي الاستكشافي لا يقوم على التحديد النظري القبلي لنمط التشعبات (تحديد المتغيرات أو المؤشرات التي تشعب على العامل الأول، والمتغيرات أو المؤشرات التي تشعب على العامل الثاني)، وإنما يتم التعرف على نمط التشعبات عند انتهاء التحليل العملي الاستكشافي. ومعنى ذلك أن التحليل العملي الاستكشافي ينطلق من إمكانية تشعب كل مؤشر على كل العوامل، أي نقطة الانطلاق هي تشعب جميع المؤشرات على جميع العوامل، وهذا ما يوضحه المثال (أ) في الشكل (١١-١) حيث أن كل مؤشر نجده يتشعب على كل العوامل (يتشعب على العامل الأول والثاني في نفس الوقت كما تدل على ذلك الأسهم) وذلك نتيجة غياب إطار نظري قبلي واضح.

ويظهر الشكل (١١-١) من المثالين أيضا نقطة أخرى على غاية الأهمية ولقد سبق أن أشرت إليها سابقا. فالمثال (ب) يختلف عن المثال (ج) في الافتراض الذي انطلق

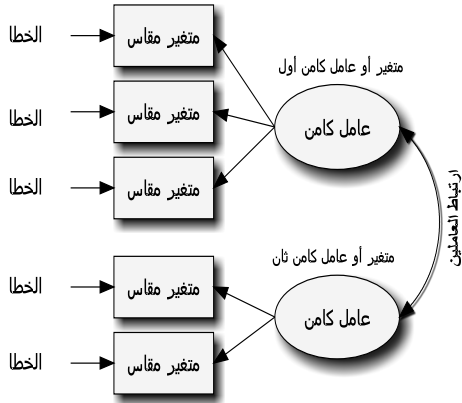
منه الباحث بخصوص أخطاء قياس المؤشرات. ففي النموذج العملي التوكيدي (ب) يقوم على افتراض أن أخطاء القياس مستقلة، في حين أن النموذج العملي التوكيدي (ج) فيقوم على افتراض ارتباط بعض أخطاء قياس المتغيرات: ارتباط خطأ قياس متغيرين ينتميان إلى العامل الكامن الأول، وارتباط خطأ قياس المتغيرين الذين يتشبعان على المتغير الكامن الثاني. في حين أن النموذج العملي الاستكشافي في المثال (أ) يفتقر إلى هذه المرونة في نمذجة أخطاء القياس كغيرها من العلاقات التي ينطوي عليها النموذج، ذلك أن التحليل العملي الاستكشافي يقوم أصلاً على مسلمة أن أخطاء قياس المتغيرات أو المؤشرات أخطاء مستقلة عن بعضها بعضاً وعشوائية، وهو افتراض قد يتجافى وطبيعة الأخطاء التي تلوث عملية قياس المتغيرات كالأخطاء المنتظمة التي تعكس تدخل متغيرات أخرى لم يتمكن الباحث من ضبطها، أو توحى بوجود مؤشرات أخرى ذات علاقة بالعامل الكامن لكن غفل عنها الباحث في تنظيره ولم يدرجها من ضمن مؤشرات النموذج.

متغيرات (فترات أو مقاييس) ملاحظة أو مقاسة



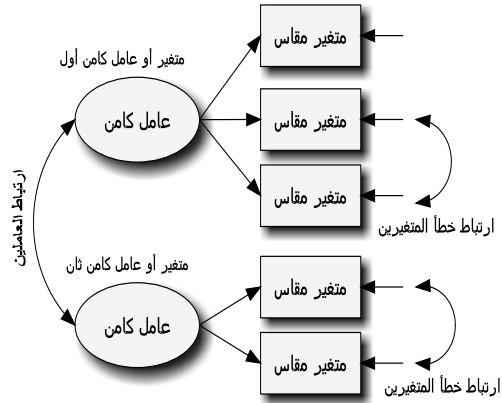
شكل (أ) نموذج عاملي استكشافي

متغيرات (فترات أو مقاييس) ملاحظة أو مقاسة



شكل (ب) نموذج عاملي توكيدي

متغيرات (فترات أو مقاييس) ملاحظة أو مقاسة



شكل (ج) نموذج عاملي توكيدي

شكل (١١٤-١) التمييز بين النموذج العاملي الاستكشافي "أ" حيث أن كل المؤشرات ترتبط بكل العوامل، والنموذج العاملي التوكيدي "ب" و "ج" بحيث أن النموذج "ب" قام على افتراض استقلال أخطاء قياس المؤشرات، في حين أن النموذج "ج" قام على افتراض ارتباط أخطاء قياس بعض المتغيرات.

الفصل الثاني

مرحلة التحديد *specification*

والتعيين *identification* وتقدير البارامترات

parameter estimation

خطوات اختبار النموذج العاملي التوكيدي

رغم الاختلاف الكبير في تحديد عدد الراحل، وفي تبيان طبيعة كل مرحلة ، غير أننا نميل إلى تفضيل تلخيص عملية اختبار النموذج النظري المفترض عند توظيف طريقة التحليل العاملي التوكيدي في خمس مراحل أساسية وهي:

١. بناء النموذج أو تحديده^٢ Model specification ، أو "التحديد" specification اختصاراً.
٢. تعيين النموذج^٣ Model Identification ، أو "التعيين" Identification اختصاراً.
٣. تقدير معالم أو بارامترات النموذج. Estimation of the model parameters، أو "التقدير" Estimation اختصاراً.
٤. اختبار حسن المطابقة للنموذج testing model goodness of fit أو الاختبار testing اختصاراً.
٥. إعادة تحديد النموذج، أو تعديل النموذج لتطويره Respecification/modification أو التعديل اختصاراً.

وحفاظاً على التوازن في حجم الفصول، سأعالج المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده، والمرحلة الثانية: تعيين النموذج، والمرحلة الثالثة: تقدير معالم أو

^٢ - فضلت ترجمة المصطلح model specification بلفظ بناء أو تحديد النموذج لأنهما أقرب إلى الدلالة الاصطلاحية للفظ الأجنبي.

^٣ - آثرت ترجمة مفهوم Identification الذي يدل لغويًا على الكشف عن هوية الشيء وتبينه، "بتعيين النموذج" لأن هذا اللفظ أقرب إلى الدلالة الاصطلاحية للفظ الأجنبي من كلمة تحديد أو الكشف.

بارمترات النموذج، في سياق هذا الفصل (الفصل الثاني)، أما المرحلة الرابعة، فسيتم تناولهما في الفصل الثالث، ومرحلة مراجعة النموذج أو تعديله في ضوء مؤشرات التعديل فسيتم التطرق إليها في الفصل الرابع.

وتلافيا لكثرة الأمثلة التوضيحية التي قد تترك القارئ لأن كثرتها يستتبع بالضرورة كثرة الإحالة إليها أثناء معالجة مراحل اختبار النموذج العملي التوكيدي، وبالتالي لا يلبث القارئ أن ينتقل جيئة وذهابا بين الفصول لكثرة الإحالات إلى الأمثلة عند تعددها. وبدلا من ذلك، رأيت من الأنسب أن أنتقي مثلا يضاهاى واقع البحوث في إطار نمذجة التحليل العملي، ونتبعه بالتطبيق عليه طيلة تطرقنا لمراحل النمذجة مرحلة مرحلة. ويتم تعزيز هذا المثال التطبيقي بتطبيق آخر عند معالجة المرحلة الخامسة المتعلقة بمراجعة النموذج وتعديله، لتوضيح الجوانب المختلفة لآليات إعادة تعديل النموذج، لكون مثال تطبيقي واحد غير كاف للإلمام بالموضوع.

المرحلة الأولى: بناء النموذج أو تحديده Model specification .

يقصد بتحديد النموذج توظيف النظريات، والأطر النظرية، والنماذج التنظيرية conceptual models المناسبة، وقدرة الباحث على التنظير، في تطوير نموذج نظري عملي. ولقد تطرقت في الفصل الأول إلى بعض أنماط نماذج التحليل العملي، وتم تصنيفها عمليا إلى: ١. النماذج العاملية الأحادية البعد أو العامل، ٢. النماذج العاملية المتعددة العوامل سواء أكانت ثنائية العوامل (تنطوي على عاملين فقط) أم احتوت على أكثر من عاملين، وأخيرا، ٣. النماذج العاملية من الدرجة الثانية.

ومن الضروري أن تعزز عملية تحديد النموذج برسم تخطيطي للنموذج Path Diagram. والرسم التخطيطي للنموذج العملي يعين على التوضيح، إضافة إلى استعمال اللغة

والرموز والمعادلات، ويضفي مسحة جمالية على العامل، وينظم أبعاد التنظير، ويعين على ترجمة النموذج التخطيطي إلى لغات البرامج الإحصائية المتخصصة في المعادلات البنائية (لغة التعليمات لحزمة ليزرل LISREL، وحزمة إي . كيو. إس EQS ، وحزمة أموس AMOS، وهي من أشهر الحزم المتخصصة في النمذجة بالمعادلات البنائية، والأكثر استعمالاً وانتشاراً).

وغالبا ما يكون النموذج العملي عرضة لبعض أخطاء التحديد Error specification، ولعل أهمها افتقار النموذج إلى متغير أو متغيرين أو متغيرات هامة وجوهرية، لم يتفطن إلى أهميتها الباحث، ولذلك لم يدرجها في نمودجه؛ أو أن يعاني النموذج المفترض من تخمة أو وفرة زائدة في المتغيرات المدرجة، بحيث أن متغيرا أو متغيرين أو عددا من المتغيرات لا تؤدي وظيفة محددة في النموذج، بل قد تعرقل أو تحجب دور المتغيرات الهامة المدرجة في النموذج. وأخطاء التحديد تمثل تهديدا كبيرا لصدق النموذج، وتعرقل قدرته على المطابقة، وتقوي من التحيز، وتضخم من أخطاء القياس، ومن أخطاء التباين غير المفسر.

ومن أمثلة أخطاء تحديد النموذج افتراض الباحث أن المفهوم الذي يشكل موضوع الدراسة ينطوي على عوامل رغم أنه في الحقيقة مفهوما وحيد العامل. أو افتراض أن المفهوم متجانس ينطوي على بعد أو عامل واحد رغم أنه في الحقيقة متعدد الأبعاد. ومن أمثلتها أيضا أن تكون بعض المؤشرات التي حددها الباحث لقياس العامل الكامن غير هامة رغم كثرتها، أو أن الباحث غفل عن تحديد بعض المؤشرات بحيث أن المؤشرات المستعملة لقياس العامل لا تغطي كل جوانبه الجوهرية.

مثال تطبيقي لتوضيح مراحل النمذجة

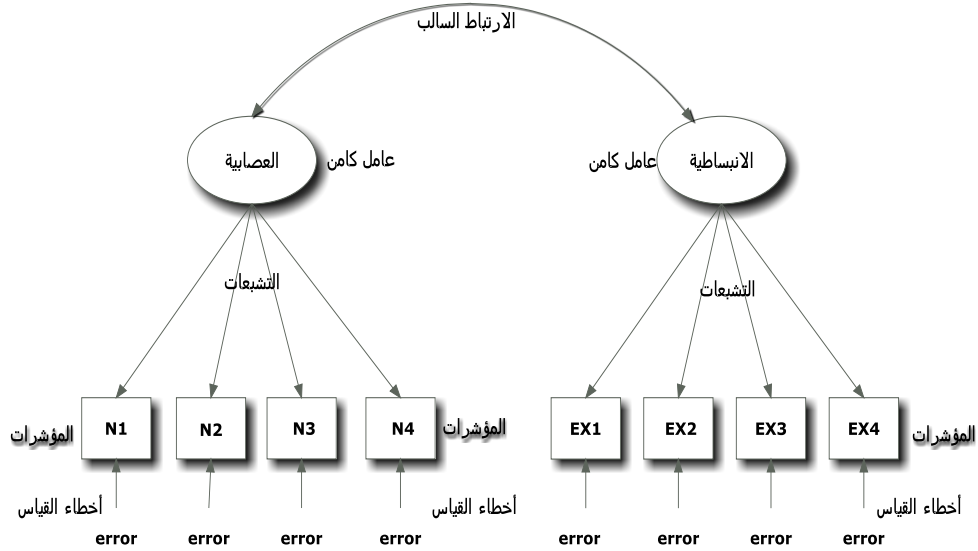
لعلنا نحتاج إلى مثال نوظفه لتوضيح كافة خطوات ومراحل اختبار النموذج العملي التوكيدي. يريد باحث أن يتأكد من صحة النموذج المفترض (نموذج البحث) الذي يتعلق بنظرية العوامل الكبرى الخمسة للشخصية. فوفقا لاستطلاع واسع للدراسات السابقة

(Wiggins, 1996) يعتقد الباحث أن مقاييس العوامل الخمس الكبرى تنتظم في عاملين، أي يفسرها أو يلخصها عاملان: عامل العصائية Neuroticism وعامل الانبساطية Extraversion (Brown, 2006) . فالمتغيرات المقاسة أو المؤشرات التي تنشعب على عامل العصائية تتمثل في المؤشر المقاس المسمى بالقلق Anxiety ونرمز له اختصارا بـ: (N1)، و المؤشر أو المتغير المقاس: العدوانية Hostility ونرمز له اختصارا بالرمز (N2) ، والمؤشر المقاس: الاكتئاب Depression ونرمز له اختصارا بالرمز (N3) ، والمؤشر المقاس: الوعي بالذات Self-consciousness ونرمز له اختصارا بالرمز (N4) .

أما المؤشرات أو المتغيرات المقاسة (المقاييس وليس الفقرات في المثال الحالي) التي تنشعب على العامل الكامن الثاني المتمثل في الانبساطية تتجلى في مقياس الدفاء (EX1) Warmth، والوداعة (EX2) gregariousness، وتوكيد الذات (EX3) Assertiveness، والعواطف الإيجابية (EX4) Positive emotions.

إن المؤشرات أو المتغيرات المقاسة ليست في هذا المثال فقرات لمقياس وإنما هي مقاييس فرعية لقائمة الشخصية المسماة: NEO Personality Inventory حيث تتراوح الدرجات على هذه المقاييس الفرعية من الصفر إلى الدرجة ٣٢.

والرسم التخطيطي للنموذج العملي المقترح الذي يظهره الشكل رقم (٢-١) يضيفي وضوحا على معالم النموذج، ويوضح السمات أو الجوانب النظرية التي افترضها الباحث والتي يمكن توضيحها في النقاط التالية:



شكل (٢-١) النموذج العملي المفترض الذي ينطوي على عاملين: العصائية والانبساطية. قيس عامل العصائية بأربعة مقاييس لتمثل مؤشرات الأربعة المقاسة، وتم قياس عامل الانبساطية بأربعة مقاييس لتمثل مؤشرات الأربعة المقاسة. والتباين الذي ينطوي عليه كل مؤشر مقاس من المؤشرات الثمانية يفسره (يؤثر فيه) العامل الكامن الذي ينتمي إليه (الذي يتشيع عليه) المؤشر أو المتغير المقاس (المقاييس المستعملة)، أما باقي التباين في المؤشر المقاس يفسره خطأ القياس.

- ١ . افترض الباحث أن عاملين كامنين وليس عامل عام واحد يفسران أبعاد الشخصية.
- ٢ . أن للباحث تصور عن هوية هذين العاملين بحيث أن أحدهما أسماه "العصائية" والآخر "الانبساطية".
- ٢ . افترض الباحث أن العاملين غير مستقلين تماما وإنما يوجد ارتباط بينهما (يوجد قدر من التباين المشترك بينهما)، غير أن الباحث يفترض في هذه الحالة أن هذا الارتباط بين العاملين ينبغي ألا يكون ضعيفا لأن ذلك يدل على استقلالهما، ولا يجب أن يكون مرتفعا جدا (كأن يساوي تسعة من عشرة مثلا) لأن الارتفاع الشديد لمعامل الارتباط بين العاملين يدل على أن العاملين المفترضين غير متميزين وإنما يمكن دمجهما في عامل عام واحد.
- ٣ . علاقة الارتباط بين العاملين علاقة سالبة وليست موجبة بمعنى ازدياد درجات عامل

العصائية يقترن بانخفاض درجات عامل الانبساطية، أو أن ارتفاع درجات عامل الانبساطية يقترن بانخفاض درجات عامل العصائية.

٤ . لكل عامل كامن من العاملين مؤشرات التي تنشعب عليه، أي أن كل مؤشر ينشعب على عامل واحد ولا يوجد مؤشر ينشعب على العاملين معا، بمعنى لا توجد تشعبات تقاطعية، أي مؤشرات تنشعب على عاملها وليكن العصائية وتنشعب أيضا على العامل الآخر الانبساطية، أو مؤشرات تنشعب على عاملها وليكن الانبساطية وتنشعب في ذات الوقت على العامل الآخر العصائية.

٥ . كل عامل من العاملين المفترضين لا يفسران كل التباين الموجود في المؤشرات وإنما يفترض الباحث أن قسما من التباين يبقى بدون تفسير، ولا يشترك فيه المؤشر مع عامله ويسمى بتباين الخطأ، غير أن الباحث يفترض أن هذه البواقي (الأخطاء أو أخطاء القياس) ضئيلة لا تهدد ثبات المؤشرات (دقتها أو دلالتها على عاملها)، وأنها موجودة في كل مؤشر وليست منعدمة لاستحالة ذلك (استحالة خلو المؤشر مهما كان من أخطاء القياس)، كما يفترض الباحث أن هذه البواقي أو الأخطاء مستقلة وليست مرتبطة.

ينطوي الرسم التخطيطي للنموذج على شكلين بيضويين يحتويان العاملين الكامنين: الانبساطية والعصائية، وعلى سهم محذب مزدوج الاتجاه يدل على ارتباط العاملين المفترضين (عامل العصائية يرتبط ارتباطا سالباً بعامل الانبساطية)، وعلى أشكال مستطيلة أو مربعة تدل على المؤشرات أو المتغيرات المقاسة (التي قد تكون فقرات مقياس، أو اختبارات فرعية، أو مقاييس كما هو الشأن في النموذج الحالي)، وتدلل الأسهم المستقيمة التي تنطلق من العامل الكامن: العصائية، والعامل الكامن : الانبساطية، والمتجهة إلى المؤشرات المقاسة لكل عامل على تشعبات المؤشرات أو المتغيرات المقاسة. وبتعبير آخر، يدل كل سهم ينطلق من العامل الكامن إلى المؤشر المقاس على مقدار (نسبة) التباين الذي يفسره العامل من مجمل التباين الذي يحتوي عليه المؤشر أو المتغير المقاس. أي مدى التباين

المشترك أو مساحة الدلالة المشتركة بين العامل والمؤشر (وذلك بعد تريبع تشبع المؤشر على عامله ليسهل قراءته على النحو الذي قدمنا).

أما الأسهم المستقيمة السفلى القصيرة التي تنتهي إلى مستطيلات المؤشرات من الأسفل فتدل على بواقى التباين الذي لم يقو العامل الكامن على تفسيره في المؤشر المقاس. ومصادر التباين الموسوم بالبواقى عديدة ومتنوعة، وتشمل التباين الصادر عن طريقة القياس، أو التباين الذي مصدره متغيرات أخرى هامة لم يأخذها الباحث بعين الاعتبار ولم يدرجها في نموذج، أو التباين الناجم عن الأخطاء العشوائية. وهذا الخليط من مصادر التباين التي لم يفسره العاملان المفترضان والذي يعزى إلى مصادر شتى بما فيها الأخطاء العشوائية يدعى بـ"تباين الخطأ"، أو "أخطاء القياس"، أو "الأخطاء" اختصاراً.

إلى هذا الحد يكون الباحث قد أنجز مرحلة وضع النموذج المفترض أو صياغته أي تحديده.

المرحلة الثانية: تعيين النموذج Model identification

بعد التحديد النظري للنموذج وقبل الانتقال إلى تقدير بارامترات، لا بد من معالجة قضية تعيين النموذج. وتتلخص قضية التعيين في السؤال التالي: بناء على البيانات المتوفرة في العينة المدروسة التي تتخذ شكل مصفوفة التباين والتغاير للعينة - Sample variance-covariance matrix، وبناء على النموذج العاملي المفترض الذي تمثل بياناته مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع (والتي يرمز لها بـ Σ)، هل يمكن التوصل إلى تقديرات وحيدة محددة للبرامترات الحرة للنموذج المفترض. وبتعبير آخر، تعنى مشكلة تعيين النموذج بمدى توفر المعلومات الكافية في بيانات العينة للتوصل إلى حل وحيد ومحدد للبرامترات الحرة للنموذج العاملي المفترض. فإذا افتقر النموذج إلى التعيين مثلاً، يستحيل تقدير قيمة

محددة وحييدة لكل بارامتر من البارامترات الحرة للنموذج المفترض. فيكون لكل بارامتر عدد كبير من القيم التي تمثل حلا له، وبالتالي يستحيل انتقاء الحل الأنسب لكل بارامتر.

فمثلا، ماذا في وسعنا أن نفعل لو طلب منا إيجاد حل وحيد (قيمة واحدة) للمعادلة: (س+ص=١٢). ففي الوقت الذي يمكن استبعاد بعض القيم (كل قيمة أكبر من القيمة ١٢ لا تمثل الحل الصحيح للمعادلة) يستحيل في المقابل تحديد حل وحيد للمعادلة. فيوجد عدد كبير من أزواج القيم التي تصلح كحل للمعادلة منها مثلا: (س=٠؛ ص=١٢)، (س=٢؛ ص=١٠)، (س=٥؛ ص=٧)، (س=١٠؛ ص=٢)، (س=١٢؛ ص=٠)، (س=٦؛ ص=٦)، (س=١١؛ ص=١) وغيرها من القيم التي تصلح كحل للمعادلة. إذن تعاني هذه المعادلة من عدم تعيين الحل الأفضل أو الأصح.

والسبب في ذلك أن المعادلة تنطوي على مجهولين، في حين أن البيانات المتوفرة تتمثل في وجود معادلة واحدة، أي وحدة واحدة من المعلومات المعطاة، بينما يحتوي النموذج أي المعادلة على بارامترين أو حدين مجهولين. أي أن المعلومات التي يتطلبها النموذج أكثر من المعلومات المتوفرة في البيانات، ويترتب على ذلك عدم وجود حل محدد وحيد للمعادلة أو النموذج.

إذن يكون النموذج غير معين **unidentified** أو دون التعيين **underidentified** إذا كان عدد بارامترات الحرة (المجهولة القيمة والتي تحتاج التي تقدير قيمتها) للنموذج العملي المفترض أكبر من المعلومات المتاحة في بيانات العينة والمتمثلة في عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة. وبتعبير وجيز، أن كم المعلومات المتوفرة في البيانات أقل من كم المعلومات التي يحتاجها النموذج النظري المفترض (النموذج العملي المفترض).

لكن متى يكون النموذج المفترض يتسم بالتعيين؟

هنا يميز في الغالب حالتان عندما يكون النموذج معيناً:

الحالة الأولى للتعين تسمى بالنموذج المعين بكل بساطة **just-identified model** أو النموذج المشبع **saturated model**، وفيه يمكن إيجاد حل واحد أو تقدير قيمة وحيدة لكل بارامتر حر. ويتم هذا النوع من التعيين عندما تكون عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض تساوي تماماً عدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين أو التباين للعينة التي تمثل حجم المعلومات التي توفرها البيانات الأمبيريقية المتاحة، وبتعبير بسيط، أن المعلومات المتوفرة في البيانات تساوي تماماً حجم المعلومات التي يتطلبها النموذج النظري المفترض (النموذج العملي المفترض).

أما الحالة الثانية من التعين فتسمى بالنموذج المتعدى التعين **overidentified model**، أي النموذج التي يتمتع بوفرة في مستوى التعيين. ويتم هذا النوع من التعيين عندما تكون عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض أقل من عدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين أو التباين للعينة. أي أن البيانات الأمبيريقية تتمتع بوفرة في المعلومات تسمح بالتوصل إلى أدق تقدير ممكن لبارامترات النموذج إذا أحسن استغلال هذه الوفرة في المعلومات. وبتعبير بسيط، أن بيانات العينة تحتوي على وفرة في المعلومات تفوق حجم المعلومات التي يحتاجها النموذج النظري المفترض (النموذج العملي المفترض).

لكن كيف نكتشف أن النموذج غير معين، أو مشبع أو متعدى التعيين؟ نستنتج مما سبق من وصف لأنواع التعيين الثلاث أنه يمكن تمييز نوع التعيين من مقارنة عدد البارامترات الحرة للنموذج المفترض بعدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين والتباين للعينة. إذن لكي نعرف كيف نصنف النموذج هل هو متعدى التعيين، أو مشبع أو دون التعيين، لا بد من معرفة أمرين:

أولاً . أن نعرف على الطريقة التي تمكننا من إحصاء عدد البارامترات الحرة للنموذج العملي

المفترض.

ثانياً. أن نتعرف على الطريقة التي تمكننا من إحصاء (أو عد) عدد العناصر غير المتكررة لمصفوفة التباين والتغاير للعينة.

بالنسبة للأمر الأول، أي معرفة الطريقة التي تمكننا من إحصاء عدد البارامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير، فيمكن القول أن البارامترات التي تعتبر بارامترات حرة تحتاج إلى تقدير في النموذج العامل التوكيدي هي:

أ. عدد قيم التباين للعوامل الكامنة إذا كانت حرة ولم تثبت بقيمة محددة. فإذا كان النموذج العاملي يحتوي على أربع عوامل كامنة فمعنى ذلك أنه توجد أربعة بارامترات حرة تتمثل في قيم التباين للعوامل الأربعة. تجدر الإشارة إلى أن العوامل الكامنة تعتبر في الرسم التخطيطي للنموذج العاملي التوكيدي متغيرات مستقلة لأنها تؤثر في مؤشرات المقاسة (لكونها تحدد القاسم المشترك، أو العلاقة المشتركة للمؤشرات).

ب. عدد أخطاء قياس المؤشرات. ولكل مؤشر خطأ قياس (نسبة من التباين الذي عجز العامل عن تفسيرها في المؤشر). فإذا احتوى النموذج على عاملين وأن كل عامل قيس باستعمال أربع مؤشرات، فعدد المؤشرات في النموذج ثمانية، وبالتالي توجد ثمانية أخطاء قياس. ويعتبر خطأ القياس أيضاً من المتغيرات المستقلة الكامنة لأنها تؤثر في المؤشرات المقاسة وتفسر بواقى التباين الذي لم يقو العامل على تفسيره.

ج. التغاير أو الارتباط بين العوامل الكامنة. فإذا احتوى النموذج على ثلاث عوامل كامنة مرتبطة فيما بينها. فيعد كل ارتباط بين عاملين بارامترا واحداً، وبالتالي يكون لدينا ثلاثة بارامترات.

د. عدد تشعبات المؤشرات المقاسة على عواملها الكامنة تمثل عدد البارامترات الحرة، ما لم يثبت بعضها بقيمة معينة سلفاً وعندئذ لا تعد التشعبات المثبتة بارامترات حرة.

هـ . أخطاء قياس المؤشرات تكون في الغالب مستقلة. لكن أحيانا قد يفترض الباحث أن بعض أخطاء القياس مرتبطة. فبالإضافة إلى اعتبار أن كل خطأ قياس يمثل بارامترا، فإن كل ارتباط بين خطأ قياس مؤشرين يعتبر بارامترا حرا (أي أن كل ارتباط بين خطأين . إذا صح التعبير. يعد بارامترا حرا).

و . تباين المتغيرات التابعة (التي تنتهي عندها سهم أو أسهم في الشكل التخطيطي) سواء أكانت متغيرات أو عوامل كامنة، أو كانت متغيرات أو مؤشرات مقاسة لا تعتبر بارامترات، وبالتالي تحمل عند إحصاء عدد البارامترات الحرة.

خلاصة هذه الإرشادات أن تباين وتغاير المتغيرات المستقلة (العوامل الكامنة، أخطاء قياس المؤشرات) والتشبعات (علاقة العامل بمؤشراته) تعتبر بارامترات حرة، ما لم يتم تثبيت بعضها بقيمة ثابتة معينة لتحديد وحدة قياس المتغيرات الكامنة (العوامل أو أخطاء القياس أو البواقى)، أما تباين المتغيرات التابعة (وليس المتغيرات المستقلة) فلا تعد بارامترات حرة.

لنتدرب قليلا على طريقة إحصاء البارامترات الحرة في مختلف النماذج العاملية التي يظهرها الشكل رقم (٢-٢): النموذجان: (ا) و (ب) وكلاهما أحادي العامل، والنموذجان (ج) و (د) وكلاهما متعدد العوامل (ثنائيا العوامل)، والنموذج (هـ) وهو نموذج عاملي من الدرجة الثانية.

لنبدأ بالنموذج (أ) في الشكل (٢-٢)، نجد أن هذا النموذج يحتوي على عامل كامن واحد تشبع عليه ٣ مؤشرات مقاسة، ولكل مؤشر تباين خطأ أو خطأ القياس، وأن هذه الأخطاء الثلاث مستقلة (لا يوجد سهم محذب مزدوج الاتجاه يصل بينها). لنقوم الآن بعد البارامترات الحرة، ولنبدأ بتباين وتغاير المتغيرات المستقلة (العوامل، وأخطاء القياس). يوجد تباين عامل كامن واحد، وتباين ٣ أخطاء، إذن يوجد لحد الآن ٤ بارامترات حرة.

لننتقل الآن إلى التشبعات، نلاحظ وجود ٣ تشبعات، لكن أحد التشبعات ثبت بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة قياس المتغير الكامن أو العامل الكامن، لأن المتغيرات أو العوامل الكامنة تفتقر في الغالب إلى وحدة القياس الضرورية لتقدير البارامترات (التشبعات). بعد استبعاد التشبع المقيد يبقى تشبعان حران.

وعند جمع ما سبق من بارامترات نجد أن عددها في النموذج (أ) وصل إلى ٦ بارامترات حرة. ومعنى ذلك، أن النموذج يحتاج إلى ست وحدات من المعلومات أو أكثر. فإذا توفر العدد نفسه من المعلومات (أي عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة) يكون النموذج معيناً بكل بساطة أو مشبعاً. وعلى الرغم من أنه يمكن تقدير بارامترات النموذج في هذه الحالة غير أنه يستحيل حساب مؤشرات المطابقة التي تفيد في تقييم النموذج واختبار حسن مطابقته للبيانات، ولذلك من الأفضل بناء نماذج عاملية تكون متعددة التعيين أي لا تكون مشبعة أو معينة بكل بساطة، وكذلك لا تكون دون التعيين أو غير معينة. أما إذا كان كم المعلومات المتوفرة في بيانات العينة أكثر من ٦ فيكون النموذج متعدي التعيين. وهو الوضع الأفضل والأمثل لأن وفرة المعلومات في بيانات العينة تساعد على بناء نماذج عاملية جيدة. أما إذا كان كم المعلومات المتوفرة في بيانات العينة أقل من ٦ فيكون النموذج غير معين أو دون التعيين، ويستحيل في هذه الحالة تقدير بارامترات النموذج لانتهاء العثور على تقديرات وحيدة ودقيقة لكل بارامتر.

ماذا عن النموذج (ب) في الشكل (٢-٢). يبدو أنه نفسه النموذج (أ) باستثناء أخطاء القياس، حيث يفترض الباحث هنا أن تباين الخطأ للمؤشر ١ وتباين الخطأ للمؤشر ٢ مرتبطان في حين كانا مستقلين في النموذج (أ). أي كانا مثبتين بقيمة ثابتة تساوي صفراً. والقيمة صفر تدل على أن الارتباط بين أي زوج من الخطأ منعدم أي مستقل. لكن وجود سهم محذب يصل بين تباين خطأ المؤشر ١ وتباين خطأ المؤشر ٢ معناه أن الباحث يعتقد أن الخطأين مرتبطان (أي غير مثبت بالقيمة صفر التي تدل على انعدام الارتباط)، وبالتالي

الارتباط بين الخطأين يعتبر من البارامترات الحرة. إذن نجد أن هذا النموذج أضيف له بارامتر حراً واحداً تمثل في ارتباط خطأ المؤشر ١ وخطأ المؤشر ٢ مقارنة بعدد البارامترات التي يحتوي عليها النموذج السابق. ولما كان عدد البارامترات الحرة في النموذج السابق تساوي ٦، فإن عددها في النموذج الحالي (ب) يساوي ٧ بارامترات حرة.

لننتقل إلى النماذج العملية المتعددة العوامل. ولنبدأ بالنموذج (ج) الذي يحتوي على عاملين كامنين مرتبطين (السهم المحذب المزدوج الاتجاه) أحدهما قيس بثلاثة مؤشرات والآخر بمؤشرين. ولكل مؤشر تباين خطأ القياس والارتباطات بين هذه الأخطاء ثبتت بصفر أي معدومة أو مستقلة. تتمثل البارامترات الحرة لهذا النموذج فيما يلي: تباين العامل الأول (١: أي بارامتر حر واحد) + تباين العامل الثاني (١) + ارتباط العاملين (١) + تباين الخطأ للمؤشرات الخمسة (أي ٥ بارامترات حرة) + تشبعان حران للعامل الأول علماً بأن التشبع المثبت بقيمة الواحد الصحيح يستبعد من العدد (٢) + تشبع واحد حر على العامل الثاني (١). وعند الجمع نجد أن عدد البارامترات الحرة في النموذج (ج) بلغ ١١ بارامتراً حراً.

أما النموذج (د) فلا يختلف عن النموذج (ج) إلا في الافتراضات المتعلقة بأخطاء قياس المؤشرات. ففي الوقت الذي قيد الباحث أخطاء قياس المؤشرات في النموذج (ج) بقيمة ثابتة وهي الصفر للدلالة على أن أخطاء القياس مستقلة عن بعضها بعضاً وغير مرتبطة، نجد أن الباحث حرر الارتباط بين أخطاء قياس المؤشر ٢ والمؤشر ٣، وبين أخطاء قياس المؤشر ٤ والمؤشر ٥ (أنظر السهمين المحذبين اللذين يدلان على ارتباط هذين الزوجين من الخطأ)، لتقدير قيمة هذين الارتباطين، ويعتبران بالتالي بارامترين حرين يضافان إلى عدد البارامترات الحرة التي سبق عددها والتي كانت ١١ بارامتراً، فيصير مجموع البارامترات الحرة في النموذج (د) ١٣ بارامتراً حراً (٢+١١).

ويبدل النموذج (هـ) على نموذج عاملي من الدرجة الثانية، ولقد سبق أن تطرقنا إلى هذا النوع من النماذج العملية في الفصل الأول. يحتوي النموذج العاملي من الدرجة الثانية

على عاملين من الدرجة الأولى بحيث أن لكل عامل مؤشرات المقاسة، ولكل مؤشر مقياس يوجد خطأ القياس. غير أن هذين العاملين من الدرجة الأولى ينتسبان إلى عامل عام يحدد علاقتهما به. غير أن هذا العامل العام من الدرجة الثانية لا يفسر كل التباين الذي ينطوي عليه العاملين من الدرجة الأولى، وبالتالي يحتوي كل عامل من هذين العاملين على بواقي التباين التي عجز العامل العام عن تفسيرها ولذلك رمزنا لها في الشكل بسهم صغير مائل ينتهي عند كل عامل. وقد يلاحظ القارئ غياب الارتباط (السهم المحدث) بين العاملين وإحلال محل الارتباط ما يدل على تفسير العامل العام، ولذلك عوض السهم المحدث بسهمين ينطلقان من العامل العام إلى العاملين من الدرجة الأولى للدلالة على أن العامل العام يحدد دالتهما أو يؤثر فيهما.

لحد الآن لم نتعد مجرد توضيح وشرح بنية النموذج (هـ)، لكن ماذا عن كيفية إحصاء بارامترات الحرية. تشمل البارامترات الحرية المكونات التالية: تباين العامل العام + تباين العاملين الفرعيين (العاملان من الدرجة الأولى) + تباين أخطاء قياس المؤشر ١ إلى المؤشر هـ (أي أن عدد تباين أخطاء المؤشرات خمسة) + باقي التباين غير المفسر للعامل الأول والعامل الثاني (أي عدد البواقي ٢) + تشبعات المؤشرات على عواملها باستثناء التشبعات التي قيدت بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة القياس للعوامل الكامنة وبالتالي عدد التشبعات الحرية تشبعان للعامل الأول وتشبع واحد للعامل الثاني + علاقة العامل العام من الدرجة الثانية بالعاملين الذين ينتميان إليه ما لم تقيد هذه العلاقة بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة قياس العامل العام وتوجد علاقة واحدة حرية، والعلاقة الأخرى غير حرية مقيدة بقيمة ثابتة. وبالتالي فإن العدد الكلي للبرامترات الحرية للنموذج (هـ) بلغ ١٤ بارامترا حرا.

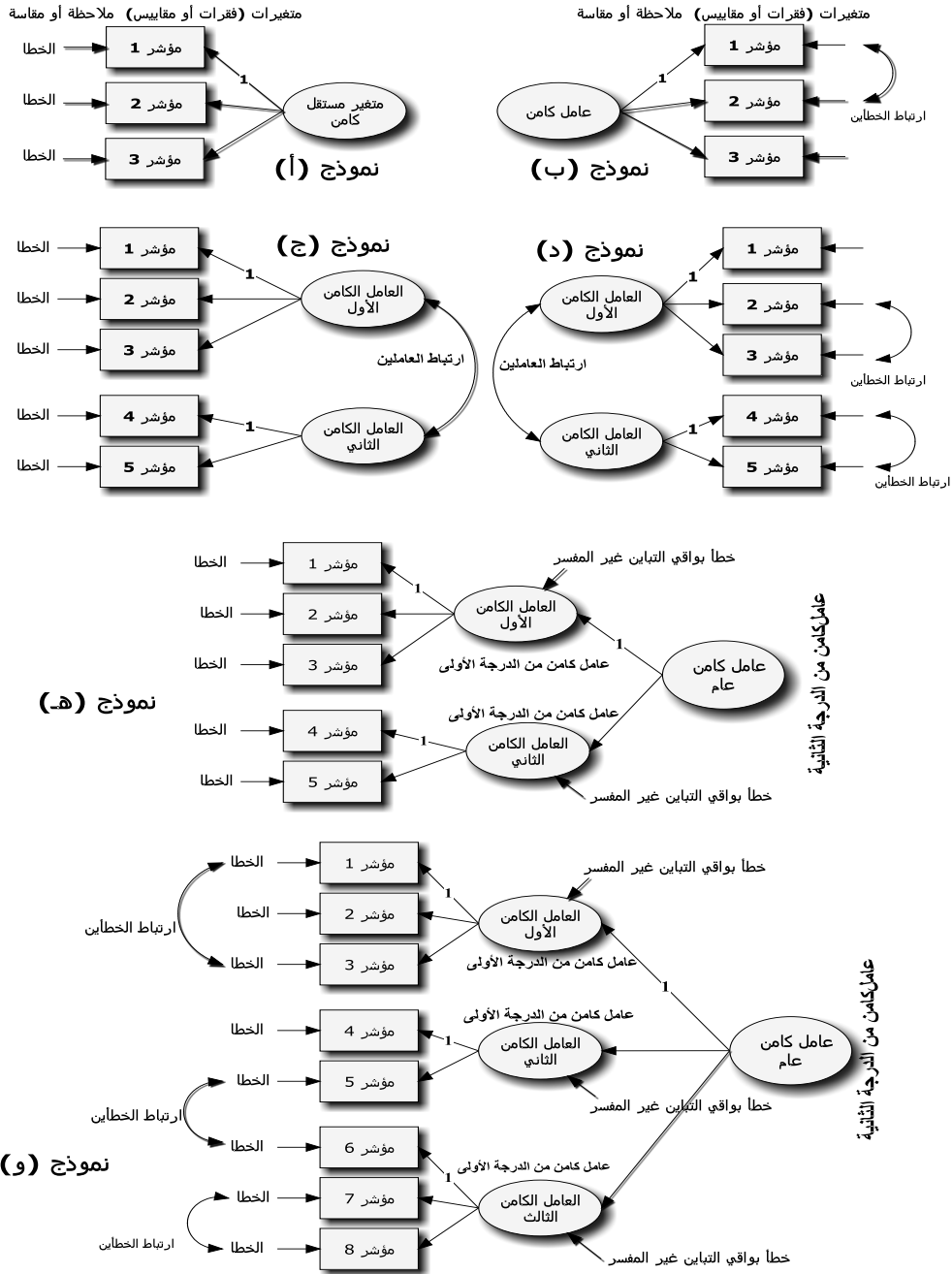
أما النموذج الأخير (و) فهو أيضا نموذج عاملي من الدرجة الثانية لكن يختلف عن النموذج (هـ) في أمرين. أولهما، انه يحتوي على ثلاثة عوامل من الدرجة الأولى بدلا من عاملين، وثانيهما أن بعض أزواج أخطاء قياس المؤشرات مرتبطة في حين أن كل الأخطاء

كانت مستقلة في النموذج (هـ).

أما طريقة إحصاء البارامترات الحرة للنموذج (و) فهي كما يلي: تباين العامل العام + تباين العوامل الثلاث من الدرجة الأولى (فعدد التباين ٣) + تباين أخطاء قياس المؤشر ١ إلى المؤشر ٨ (أي أن عدد تباين أخطاء المؤشرات ثمانية) + ارتباط خطأ المؤشر ١ بخطأ المؤشر ٣ ؛ و ارتباط خطأ المؤشر ٥ بخطأ المؤشر ٦ ؛ و ارتباط خطأ المؤشر ٧ بخطأ المؤشر ٨ (عدد ارتباطات الأخطاء ٣) + باقي التباين غير المفسر للعامل الأول والعامل الثاني والعامل الثالث (أي عدد البواقي ٣) + تشبعات المؤشرات على عواملها باستثناء التشبعات التي قيدت بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة القياس للعوامل الكامنة وعددها ٥ + علاقة العامل العام من الدرجة الثانية بالعوامل الثلاث التي تنتمي إليه ما لم تقيد هذه العلاقة بقيمة الواحد الصحيح لتحديد وحدة قياس العامل العام ويوجد سهمان غير مقيدين بالواحد الصحيح وسهم واحد مقيد وبالتالي يوجد مساران وبارامتران حران، والعلاقة الأخرى غير حرة مقيدة بقيمة ثابتة. وبالتالي فإن العدد الكلي للبارامترات الحرة للنموذج (و) بلغ ٢٥ بارامترا حرا.

يبقى الآن أن نرجع إلى المثال الذي سنطبق عليه خطوات اختبار النموذج العملي التوكيدي، والذي سبق أن تطرقنا إليه عند معالجة المرحلة الأولى: مرحلة تحديد النموذج والذي لخصه الرسم التخطيطي في الشكل (٢-١). وقبل أن نقوم بإحصاء عدد بارامتراته الحرة، نحب بالقارئ أن يحاول بنفسه تحديد عدد البارامترات قبل الاطلاع على الإجابة.

بالرجوع للشكل (٢-١) السابق، يعتبر العاملان الكامنان: العصائية والانبساطية متغيرين كامنين مستقلين (تنطلق منهما أسهم إلى مؤشراتهما ولا تنتهي عندهما أسهم)، وتعتبر أخطاء قياس المؤشرات متغيرات مستقلة (تنطلق منها الأسهم إلى المؤشرات). إذن لدينا ١٠ متغيرات مستقلة أي بارامترات تحتاج إلى تقدير لحد الآن (تباين عاملين، و ٨ متغيرات تتعلق بالخطأ).



شكل (٢-٢) نماذج عاملية مختلفة وظفت لتبيان طريقة إحصاء عدد البارامترات الحرة لكل منها.

وليتذكر القارئ بأن العلاقات الدالة على التغير أو الارتباط بين المتغيرات الملاحظة المستقلة أو المتغيرات الكامنة المستقلة تعتبر بارامترات النموذج، وتمثل عادةً بأسهم محدبة (وأحياناً مستقيمة) مزدوجة الاتجاه. وفي الشكل السابق يوجد ارتباط بين العاملين (السهم المزدوج المقوس) وبالتالي يعتبر بارامترا يحتاج إلى تقدير.

وكذلك فإن كل التشبعات التي تربط المتغيرات الكامنة أو العوامل الكامنة بمؤشراتها تعتبر بارامترات النموذج. إلا إذا افترض الباحث أن بعضها يساوي صفراً (أي لا توجد)، أو أن بعضها يساوي قيمة محددة كأن يجعل الباحث أحد تشبعات المؤشرات على المتغير أو العامل الكامن الأول يساوي الواحد الصحيح لتحديد وحدة القياس للعامل الكامن.

وبالرجوع إلى الشكل (٢-١) نجد أربع تشبعات (أسهم تنطلق من العصبية إلى مؤشراتها الأربعة)، وسيعمل الباحث على تثبيت إحداها بتعيين القيمة واحد لها وذلك لتحديد وحدة القياس للعامل الكامن: العصبية. وبعد هذا التثبيت تبقى ٣ تشبعات أي بارامترات حرة. وبالمثل، نجد أربع تشبعات للمؤشرات على العامل الكامن: الانبساطية، وعمل الباحث على تثبيت إحداها بتعيين القيمة واحد لها وذلك لتحديد وحدة القياس للعامل. وبعد هذا التثبيت تبقى ٣ تشبعات تحتاج إلى تقدير أي بارامترات حرة. إذن توجد ٦ بارامترات حرة تحتاج إلى تقدير تتعلق بالتشبعات كلها.

يظهر مما سبق، أن نوع وعدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير هي: عاملان، ٨ أخطاء قياس، ارتباط واحد بين العاملين، ٦ تشبعات، والمجموع ١٧ برامترا حرة في النموذج التي تحتاج إلى تقدير. إذن النموذج يحتاج على الأقل إلى ١٧ وحدة معلوماتية يجب أن تتوفر في البيانات لكي يتسنى تقدير هذه البارامترات.

بعد أن نقوم بإحصاء عدد البارامترات الحرة في النموذج والتي تمثل كم المعلومات التي يحتاج إليها النموذج لاختبار صحته، تأتي الخطوة التالية المتمثلة في

تحديد كم المعلومات غير المتكررة المتوفرة في بيانات العينة حتى يتسنى لنا المقارنة بين كم المعلومات التي يحتاج إليها اختبار النموذج وكم المعلومات التي وفرتها البيانات الأمبيريقية لكي نتعرف على طبيعة تعيين النموذج المفترض: هل هو دون التعيين، أو معين أي مشبع، أو متعدي التعيين.

وقضية التعيين ضرورية جدا للانتقال إلى المرحلة الثالثة التي تتعلق بحساب أو تقدير بارامترات النموذج ، إذ أن الحزم الإحصائية المتخصصة بالمعادلات البنائية تتوقف عن تقدير البارامترات الحرة للنموذج عندما يكون النموذج العاملي المفترض غير معين أو دون التعيين. وأما لا تزود مستعملها بمؤشرات المطابقة (التي سندرسها في المرحلة الرابعة) عندما يكون النموذج معينا بكل بساطة أو مشبعا. والوضع الطبيعي والأفضل من حيث التعيين أن يكون النموذج متعدي التعيين.

لمعرفة كم المعلومات التي تتوفر عليها بيانات العينة، وبتعبير فني وأدق، لمعرفة عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة نطبق المعادلة البسيطة التالية:

$$[\text{عدد المؤشرات} \times (\text{عدد المؤشرات} + 1) / 2]$$

وبالرجوع إلى الشكل (٢-١)، نلاحظ أن عدد المؤشرات (المتغيرات المقاسة أو الملاحظة: N1-N4, EXT1-EXT4) ثمانية، وبالتالي فعدد عناصر المعلومات غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة ٣٦ [٢/٩×٨] بمعنى المصفوفة تحتوي على ٨ تباينات توجد في خلاياها القطرية و ٢٨ تغاير توجد في خلايا المثلث السفلي للمصفوفة لأن خلايا المثلث العلوي تكرر لقيم خلايا المثلث السفلي ولذلك تحمل للإبقاء فقط على عناصر (قيم) مصفوفة المؤشرات المقاسة للعينة غير المتكررة.

ثم ننتقل بعد ذلك إلى حساب درجات الحرية لمعرفة نوع تعيين النموذج، علما بأن النموذج دون التعيين ينطوي على درجات حرية سالبة، أي يفتقر إلى العدد الكافي

إلى درجات الحرية. والنموذج المعين بكل بساطة أو المشبع عدد درجات حريته يساوي صفراً، أي لا توجد ورة في درجات الحرية في النموذج المفترض ولا يوجد نقص منها. في حين أن النموذج المتعدي التعيين فيحتوى على عدد موجب من درجات الحرية، وتعبير آخر ينطوي على ورة منها.

ولمعرفة عدد درجات الحرية ما إذا كانت سالبة (وبالتالي النموذج غير معين) أو تساوي صفراً (وبالتالي النموذج مشبع) أو موجبة (وبالتالي النموذج متعدي التعيين)، نقوم بطرح عدد البرامترات الحرة التي أحصيت في النموذج النظري من عدد العناصر غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير للعينة (عدد وحدات المعلومات المتوفرة في بيانات العينة) ، أي نستعمل العلاقة البسيطة التالية:

عدد درجات الحرية = عدد القيم غير المتكررة لتباين وتغاير مصفوفة المؤشرات المقاسة أو العينة - عدد البرامترات الحرة للنموذج المفترض.

وبالرجوع إلى مثالنا، نجد أن عدد عناصر المعلومات غير المتكررة في مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة ٣٦ ، وأن عدد البرامترات في النموذج التي تحتاج إلى تقدير أي عدد عناصر المعلومات التي يحتاجها النموذج (١٧) وبالتعويض في معادلة درجات الحرية تكون نتيجة الطرح ١٩+.

إذن هل النموذج الموضح في الشكل (٢-١) غير معين، أو مشبع، أو متعدي التعيين؟ بما أن درجات الحرية موجبة وقيمتها (١٩+) فإن النموذج يعتبر متعدي التعيين overidentified ، علماً أن نوع التعيين الأفضل أن يكون النموذج قيد الدراسة متعدي التعيين، وبالتالي نستمر في اختبار النموذج.

**المرحلة الثالثة: تقدير برامترات النموذج العملي المفترض أو النظري Model
Parameter Estimation**

للحفاظ على التسلسل المنطقي لمعالجة مادة كل مرحلة، يستحسن معالجة موضوعين أساسيين لتوضيح هذه المرحلة:

أولا . موضوع تقدير البرامترات الحرة مع طرق تقدير هذه البرامترات.

ثانيا . موضوع وضع ملف التعليمات التي تتطلب الحزميتين الإحصائيتين المتخصصتين: حزمة ليزرل LIZREL وحزمة "إكس" EQS، حتى يتسنى للحزميتين تقدير بارامترات النموذج العاملي المفترض، وحساب مؤشرات المطابقة له.

ستتطرق أولا إلى عملية تقدير البارامترات الحرة، وإلى طرقها المختلفة، ثم ننتقل إلى كيفية تجهيز ملف التعليمات أو الأوامر استعدادا لتحليلها باستعمال حزمة "ليزرل"، ثم ننتقل بعد ذلك إلى طريقة تجهيز ملف الأوامر حتى يتسنى استعمال حزمة "إكس" لتحليل البيانات ولاختبار صحة النموذج العاملي المفترض.

عملية تقدير البرامترات الحرة وطرقها :

لاحظنا فيما سبق أن النماذج المفترضة تحتوي على بارامترات حرة تحتاج إلى تقدير قيمها، ومن أمثلة ذلك تشبعات المؤشرات على العوامل الكامنة، وأخطاء هذه المؤشرات، والارتباطات البينية (تغاير) المتغيرات أو العوامل الكامنة إن كان النموذج نموذجيا عامليا، أما إذا استعمل النموذج أو النماذج العاملية في النموذج البنائي، فتتمثل البارامترات الحرة في العلاقات الارتباطية البينية (التغاير) بين المتغيرات الكامنة المستقلة، والمسارات التي تصل بين المتغيرات الكامنة المستقلة والمتغيرات الكامنة التابعة، وأيضا المسارات التي تصل بين المتغيرات الكامنة بمتغيرات كامنة أخرى. وبواقى التباين في المتغيرات الكامنة التابعة التي لم تقو المتغيرات الكامنة المستقلة على تفسيرها والتي تدعى ببواقى التباين غير المفسر.

فوظيفة التقدير إيجاد قيم عديدة لهذه البارامترات الحرة في النموذج بحيث

أن مصفوفة البيانات المشتقة من النموذج (مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض) تكون قريبة جدا من بيانات العينة، أي من مصفوفة التباين والتغاير للعينة التي تمثل الإطار المرجعي الذي ينبغي أن يعيد النموذج المفترض إنتاجها بدقة لكي يكون نموذجا نظريا متطابقا مع بيانات العينة.

إن الهدف من تقدير قيم البارامترات الحرة للنموذج المفترض الوصول إلى أقصى تقليص للفروق بين قيم عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعينة (والتي يرمز لها ب: S) وقيم العناصر التي تناظرها في مصفوفة التباين والتغاير التي تولدت عن النموذج المفترض (والتي يرمز لها بـ Σ)

لا بد من إيجاد وسيلة رياضية تمكننا من إيجاد قيم تقديرية لكل بارامتر حر في النموذج المفترض والذي . نتيجة ذلك . تنتج عنه مصفوفة تباين وتغاير: Σ بحيث تكون عناصر مصفوفة النموذج المفترض، وبالتالي قيم بارامتراته المقدرة، أقرب ما يمكن من قيم عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعينة، أي تعكس المعلومات التي تنطوي عليها العلاقات بين المتغيرات أو المؤشرات المقاسة. وبتعبير آخر، ينبغي أن نبحث عن معادلات رياضية تستهدف قياس المسافة الفارقة التي تفصل بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة، بحيث أنه كلما تقلصت المسافة الفارقة بينهما كلما دل ذلك على أن النموذج اقترب كثيرا من تمثيل بيانات العينة. وتدعى هذه الطرق الرياضية الرقمية بدوال التوفيق أو المطابقة fitting functions، وتهدف إلى تقدير البارامترات الحرة للنموذج المفترض محققة في نفس الوقت أقصى تقارب بين قيم عناصر المصفوفة Σ (مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض بعد تقدير بارامتراته الحرة) ومصفوفة S (مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة أي بيانات العينة). وتختلف طرق تقدير بارامترات النموذج المفترض، وتختلف باختلافها دوال التوفيق أو المطابقة (أي طرق تقدير البارامترات) بحيث أن لكل طريقة في التقدير دالة توفيقية خاصة بها. أي أن هذه الدوال التوفيقية تمثل طرق أو عمليات تقدير معالم أو بارامترات

النموذج المفترض .

وتوفر الحزم الإحصائية المختصة عدة طرق للتقدير، فحزمة "ليزرل" مثلا توفر ثمانية طرق لتقدير بارامترات النموذج وهي:

١. المتغيرات الذرائعية أو الوسيلية Instrumental Variables وتعرف بالاسم المختصر: (IV).
- ٢ . طريقة المربعات الصغرى ذات المرحلتين أو طريقة المربعات الدنيا الثنائية المراحل Two-Stage Least Squares ، وتسمى اختصارا : (TSLS).
- ٣ . طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة، أو طريقة المربعات الدنيا غير الترجيحية Unweighted Least Squares، وتعرف اختصارا : (ULS).
- ٤ . طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares، وتسمى اختصارا (GLS).
- ٥ . طريقة الاحتمال الأقصى (طريقة أقصى احتمال)، أو طريقة أقصى الأرجحية Maximum Likelihood، وتسمى اختصارا: (ML).
- ٦ . طريقة المربعات الصغرى الموزونة عموما Generally Weighted Least Squares ، وتسمى اختصارا (WLS).
- ٧ . طريقة المربعات الصغرى الموزونة قطريا Diagonally Weighted Least Squares ، وتسمى اختصارا (DWLS).

فطريقة المتغيرات الذرائعية أو الوسيلية (IV)، وطريقة المربعات الصغرى (TSLS) طريقتان سريعتان، لا تقومان على تقدير البارامترات بعد محاولات عديدة non-iterative ، كما أنها طريقة تستعمل المعلومات الجزئية limited-information techniques على خلاف الطرق التي سنتطرق إليها والتي تقوم على استعمال كامل المعلومات full-information

.techniques

وسميت بالطرق القائمة على المعلومات الجزئية لأنها تعمل على تقدير معادلة كل بارامتر على حدة، بدون الاستعانة بالمعلومات المكملة التي يمكن اشتقاقها من معادلات البارامترات الأخرى في النموذج. ولما كانت لا تعتمد على منظومة المعادلات الأخرى لتقدير البارامترات الحرة للنموذج، وإنما تعالج كل معادلة على حدة، فإن هذه الخاصية أمدت الطريقتين السابقتين بحصانة ومقاومة عندما يفترق النموذج إلى بعض البارامترات أو المتغيرات الضرورية. غير أنها من الناحية الإحصائية أقل فعالية من الطرق الأخرى التي تقوم على كافة المعلومات، والتي تقدر جميع بارامترات معادلات النموذج في آن واحد بحيث تستغل معلومات نظام المعادلات كلها في تقدير كل بارامتر. (Raykov & Marcoulides, 2006, Diamantopoulos, & Siguaw, 2000).

وتستعمل هتان الطريقتان في حساب القيم الابتدائية starting values/initial values للطرق الأخرى التي سنتطرق إليها التي تقوم على عدة محاولات لتحقيق تقدير نهائي للبارامترات الحرة. وهذه الطرق الأخيرة تحتاج في البداية إلى قيم استهلالية أو ابتدائية يبتدأ بها لتقدير بارامترات النموذج. والطريقتان السابقتان تزود هذه الطرق الأخيرة بهذه القيم الابتدائية.

أما الطرق الخمسة الأخرى: طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS)، وطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS)، وطريقة الاحتمال الأقصى (ML)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة قطريا (DWLS)، فهي طرق تقوم على المعلومات الكاملة بحيث تعمل على معالجة منظومة المعادلات التي ينطوي عليها النموذج لتقدير البارامترات الحرة في آن واحد، ولذلك فهي أكثر كفاءة من الناحية الإحصائية من الطريقتين السابقتين. غير أنها تعتبر أقل مقاومة، وأكثر قابلية للتأثر بأخطاء تصميم النموذج عند افتقاره إلى بارامترات أو متغيرات مناسبة specification errors. ذلك أن تقدير

كل بارامتر يعتمد على البارامترات الأخرى في النموذج، وبالتالي فإن تقديره يتأثر بالخلل الذي قد يوجد في معادلات بارامترات النموذج.

كما أن هذه الطرق تشترك في الاحتياج إلى عدة محاولات للوصول إلى قيم تقديرية مناسبة للبارامترات iterative estimation. أي تبدأ بقيم أولية للبارامترات التي تكون غالباً غير مناسبة لتقليص الفرق بين مصفوفة البيانات للنموذج ومصفوفة البيانات للعينة (البيانات الأصلية)، وباستعمال آليات معينة للبحث الرقمي (والتي قد تختلف من طريقة لأخرى)، وتكرار هذه العملية عدة مرات إلى أن تصل إلى قيم للبارامترات تحقق أقصى تقارب ممكن بين المصفوفتين، بحيث لا تقوى المحاولات اللاحقة الأخرى على تحقيق هذه الدرجة من التقارب أو التشابه بين المصفوفتين، أي لا تستطيع أن تحسن من تقارب مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة بمقدار (0.000001) [أي بواحد من مليون وتمثل القيمة الافتراضية لتقليص المسافة الفارقة بين مصفوفة بيانات النموذج Σ ومصفوفة البيانات الأصلية للعينة S]. فتتوقف محاولة البحث عن قيم للبارامترات عند تحقيق هذه المستوى من التشابه أو التقارب بين بيانات النموذج والبيانات الأصلية، عقب عدد من المحاولات، بحيث تعجز المحاولات اللاحقة عن تحقيق مستوى تقارب أفضل مما تم تحقيقه convergence reached.

إن دالة المطابقة، أو طريقة تقدير البارامترات الافتراضية التي تستعملها أغلب الحزم المتخصصة (إذا لم يعين المستعمل طريقة أخرى)، تتمثل افتراضاً أو تلقائياً في طريقة الاحتمال الأقصى (ML). وتزود هذه الطريقة مستعملها بتقديرات دقيقة لبارامترات النموذج عند توفر خاصية التوزيع الطبيعي المتعدد في البيانات، وتحتفظ بدقة أدائها (تقديرها للبارامترات) حتى في حالة وجود قدر معتدل من الابتعاد بين توزيع الدرجات عن التوزيع الطبيعي. كما أن هذه الطريقة تمتاز بوجود ترسانة من مؤشرات المطابقة ومؤشرات إحصائية أخرى قائمة على استعمالها دون الطرق الأخرى في تقدير البارامترات.

إن طريقة الاحتمال الأقصى تزود الباحث بقيم الأخطاء المعيارية Standards errors

لكل البارامترات التي يتم حسابها بهذه الطريقة. وتفيد الأخطاء المعيارية في تقدير اختبارات الدلالة الإحصائية للبارامترات المقدرة، وأيضا لتحديد دقة قيم البارامترات المقدرة باستعمال مستويات الثقة ٩٥ أو ٩٩ بالمائة (حدود أو مجال الثقة ٩٥% مثلا يساوي قيمة البارامتر المقدر \pm [الخطأ المعياري * ١.٩٦]). كما أن دالة الاحتمال الأقصى (FML) تستعمل في حساب عدديد من مؤشرات المطابقة.

إن دالة الاحتمال الأقصى (FML) تقوم على جملة من الافتراضات وهي:

١ . يجب أن يكون حجم العينة كبيرا.

٢ . إن مؤشرات النموذج يجب أن تكون ذات مستوى قياس متصل continuous scale (أي أن تكون فترية interval أو نسبية ratio)، أو قريبة جدا من القياس المتصل (مثال ذلك فقرات الاتجاهات التي تصاغ على شاكلة ليكرت والتي تحتوي على فئات كافية كأن تكون خمس فئات: موافق تماما، موافق، موافق إلى حد ما أو محايد، غير موافق، غير موافق إطلاقا؛ أو تحتوي على أكثر من خمس فئات أو مستويات كأن تكون سبع أو تسع مستويات . فهذه المتغيرات تعتبر أساسا متغيرات ذات مستوى قياس رتبي ordinal، لكن يمكن اعتبارها تجاوزا متغيرات متصلة فترية).

٣ . إن توزيع درجات المؤشرات المقاسة في النموذج ينبغي أن تكون ذات توزيع متعدد معتدل. لكن الانحراف البسيط عن التوزيع المعتدل لا يؤثر في دقة التقديرات التي تنجزها دالة الاحتمال الأقصى (Kline, 2005; Raykov & Marcoulides, 2006).

ونظرا لأهمية خصائص طريقة الاحتمال الأقصى، يوصي بعض المتخصصين باستعمال هذه الطريقة في جميع الأحوال. وفي حالة عدم توفر بعض مسلمات هذه الطريقة في البيانات، يمكن اللجوء إلى نتائج الطرق الأخرى البديلة في التقدير، ويورد الباحث في تقريره تلخيصا لنتائج الطرق البديلة في التقدير في حالة اختلافها أو تناقضها مع نتائج طريقة

الاحتمال الأقصى. أو تذكر في الهامش إذا وافقت نتائج طرق التقدير البديلة نتائج طريقة الاحتمال الأقصى (Hoyle & Panter, 1995).

لكن ماذا لو كان توزيع البيانات غير معتدل؟

يفضل. في هذا السياق. استعمال الطرق الأخرى البديلة التي تحتفظ بدقة أدائها عندما يجيد التوزيع المتعدد للبيانات عن التوزيع الطبيعي. ومن هذه الطرق التي لا تتأثر بالتوزيع المتعدد غير المعتدل للبيانات طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS) وطريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS).

وتهدف طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS) إلى تحقيق أقصى تقليص لمجموع مربعات الفروق بين عناصر مصفوفة النموذج وعناصر مصفوفة العينة مع إهمال العناصر القطرية للمصفوفتين. غير أن هذه الطريقة تعتمد على وحدات القياس الأصلية للمتغيرات، وتتغير نتائجها عند اختلاف وحدات قياس المؤشرات، ولا يصلح استعمالها إلا في حالة تشابه وحدات القياس الأصلية للمتغيرات. ولذلك ينبغي أن يقتصر استعمالها في حالة مصفوفة الارتباطات (لأن الارتباطات تقوم على وحدة معيارية موحدة) بين المؤشرات للعينة بدلا من استعمال مصفوفة التباين (Comrey & Lee, 1992).

وتتميز هذه الطريقة عن دالة الاحتمال الأقصى أن عملية تقدير البارامترات تتواصل حتى في الحالة التي تكون فيها مصفوفة الارتباطات غير موجبة التحديد not positive definite (أي أن بعض جذورها الكامنة التي تدل على مقدار التباين المفسر تكون سالبة الإشارة، علما بأن قيم الجذور الكامنة يجب أن تكون كلها موجبة)، في حين أن عملية تقدير البارامترات بطريقة الاحتمال الأقصى لا تستمر بل تتوقف، وتصدر الحزمة الإحصائية المستعملة إشعارا بوجود خطأ يتمثل في كون المصفوفة غير موجبة التحديد (Pett, Lackey & Sullivan, 2003).

وأخيراً، من مزايا هذه الطريقة إمكانية استعمالها عندما يكون التوزيع المتعدد للبيانات غير معتدل (Nunnally & Bernstein, 1994).

أما طريقة المربعات الصغرى المعممة (GLS) فتستهدف هي الأخرى تقليص الفرق بين مجموع مربعات الفروق بين عناصر مصفوفة النموذج وعناصر مصفوفة العينة. وتختلف عن طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (ULS) أن عناصر المصفوفة الارتباطية تحول إلى معاملات ارتباطات موزونة عن طريق معكوس تباينها الخاص inverse of their uniqueness. ومعنى ذلك أن المؤشرات التي ترتبط ارتباطاً مرتفعاً بالمؤشرات الأخرى، والتي يكون مربع معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد المتعدد: R^2) لها مرتفعاً يعطى له وزن أكبر من المؤشرات التي معامل تحديدها المتعدد منخفض. وهذه الطريقة - شأنها في ذلك شأن طريقة الاحتمال الأقصى - لا تعتمد نتائجها على وحدات القياس الأصلية للمتغيرات. ودلالة هذه الخاصية أن تقديراتها لبارامترات النموذج لا تختلف سواء أكانت مصفوفة البيانات مصفوفة تغاير أو مصفوفة ارتباطات (Pett, Lackey & Sullivan, 2003). وتمتاز هذه الطريقة عن دالة الاحتمال الأقصى بعدم تأثر أدائها سواء أكان التوزيع المتعدد للبيانات معتدلاً أم غير معتدل.

وأخيراً، فإن طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS)، وطريقة المربعات الصغرى الموزونة قطرياً (DWLS)، تتميزان بعدم قيامهما على مسلمات تتعلق بتوزيع بيانات المتغيرات أو المؤشرات الملاحظة أو المقاسة. ولذلك فهي تندرج في زمرة طرق التقدير الحرة التوزيع القائمة على العينة الواسعة asymptotic distribution-free estimators (وتسمى بالاسم المختصر التالي: ADF). غير أن هذه الطريقة تتطلب أن تكون العينة واسعة (لا تقل عن ١٠٠٠ فرداً) (Diamantopoulos, & Sigauw, 2000).

وتجدر الإشارة إلى أننا سنستعمل أسوة بالحزم الإحصائية المتخصصة.

طريقة الاحتمال الأقصى في تقدير بارامترات النماذج المفترضة التي نعالجها في الأمثلة التوضيحية للكتاب (الطريقة الافتراضية وبالتالي لا حاجة لذكر اسمها). أما إذا استعملنا طريقة بديلة لطريقة الاحتمال الأقصى في تقدير بارامترات النموذج النظري فسيتم ذكر اسم الطريقة ودواعي استعمالها.

بعد أن تعرفنا على طرق تقدير بارامترات النموذج (دوال المطابقة أو التوفيق المختلفة)، ينتقل النموذج المفترض من الوضع الذي تكون فيه كثير من بارامتراته أو العلاقات التي يفترضها مجهولة، إلى الوضع الجديد الذي تكون فيه هذه العلاقات معلومة. وعند هذا المستوى من التحليل، أي بعد تقدير قيم العلاقات التي يحتوي عليها النموذج، يبرز السؤال الهام التالي: هل النموذج المفترض الذي يتكون من العلاقات التي تم قياسها أو تقديرها يمثل بيانات العينة (مصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة) وبالتالي فهو يتمتع بمطابقة جيدة للبيانات أو المعلومات التي تم الحصول عليها في البحث، أو لا يمثل بيانات عينة الدراسة، الأمر الذي يدل على عدم صحة النموذج المفترض؟

للإجابة عن السؤال، من الضروري أن نتعرف على مؤشرات المطابقة، ولا سيما تلك التي اعتمدها الحزم الإحصائية المتخصصة. وهذا ما سنعالجه في الفصل الثالث.

تجهيز ملف التعليمات بلغة سمبليس Simplis لحزمة ليزرل Lizrel .

لحساب مؤشرات المطابقة وتقدير بارامترات النموذج المفترض سنستعمل في المثال حزمة ليزرل. وهي من الحزم الإحصائية المتوفرة المتخصصة في التحليل الإحصائي للنمذجة بالمعادلات البنائية. وتوفر حزمة ليزرل لغتين لكتابة الأوامر وهما:

١ . لغة ليزرل: وتقوم على الاختصارات واستعمال الحروف اليونانية، وتنظيم عناصر بيانات

البارامترات في مصفوفات، ولذلك ارتبطت لغة الأوامر هذه بنوع من الصعوبة.

٢. لغة سمبليس SIMPLIS: ومع ظهور حزم إحصائية متخصصة أخرى منافسة اتسمت باستعمال لغة أوامر سهلة ومرنة اضطر القائمون على حزمة "ليزرل" إلى استحداث لغة بسيطة ومرنة بجانب لغة ليزرل أسعوها ب"سمبليس" SIMPLIS، وهي التي سنستعملها عند استعمال حزمة ليزرل.

سنتعرف أولاً على الهيكل المنطقي أو وحدات التعليمات التي تشكل أساس ملف التعليمات للغة سمبليس، وبعد ذلك نقوم بتجهيز ملف التعليمات للمثال الحالي. ينطوي ملف التعليمات بلغة سمبليس على ست مكونات أساسية وهي:

- Title العنوان

- Observed Variables المتغيرات الملاحظة أو المقاسة

- (Form of input data) طريقة تجهيز البيانات

- Number of cases عدد الحالات

- Latent variables or unobserved variables المتغيرات الكامنة

- Model structure بنية النموذج الذي سيختبر

إن المكون الأول : Title اختياري لكنه مهم جداً. ويفضل استعمال علامة التعجب (!) في بداية كل سطر للعنوان أو عندما يراد كتابة تعليقات أو توضيحات. والبرنامج لما يصادف علامة التعجب فإنه يقفز مباشرة إلى سطر التعليمات التالية Observed Variables، مهملًا أسطر التعليقات أو التوضيحات أو المعلومات التي تبدأ أسطرها بعلامة

التعجب.

يلي العنوان تعليمة: **Observed Variables** وقد يستعمل أحيانا التعبير Labels وتدل على الأسماء (ويمكن أن تكون أحرفا مختصرة) للمتغيرات المقاسة التي تم جمع بيانات عنها في جدول البيانات. ويجب أن ترد أسماء المتغيرات بنفس ترتيبها في جدول البيانات. ثم إن البرنامج يأخذ بعين الاعتبار الحروف الثمانية الأولى لكل اسم من أسماء المتغيرات.

وبعد تعريف البرنامج بالمتغيرات المقاسة، يتم تحديد طريقة إدخال جدول البيانات. أي أن التعليمات المتعلقة بالبيانات يجب أن تلي مباشرة المتغيرات المقاسة (Observed Variables) أو (Labels). لكن إذا كانت البيانات بشكل خام موجودة في ملف خاص خارجي فيصاغ الأمر كما يلي: **Raw data from file** ثم يحدد موقع ملف البيانات الخارجي. أما إذا أريد إدراج البيانات في ملف التعليمات ذاته فيذكر التعبير التالي: Raw data بالنسبة للبيانات الخام أو عبارة: correlation matrix إذا كانت البيانات مصفوفة الارتباطات ، أو عبارة covariance matrix إذا كانت البيانات مصفوفة التباين.

ثم يتم تحديد حجم العينة باستعمال العبارة: Numbers of cases، ثم يكتب عدد أفراد العينة بعد علامة تساوي أو بعد فراغ أي في السطر الموالي.

ويلي حجم العينة العبارة التالية: Latent Variables أو عبارة Unobserved Variables وذلك لإيراد أسماء المتغيرات الكامنة أي العوامل الكامنة موضوع الدراسة.

ثم يعقب ذلك إحدى التعبيرات التالية: relationships أو Equations أو Paths لتحديد المعادلات التي تدل على العلاقات بين المتغيرات المقاسة بعاملها، وعلاقة متغير كامن بمتغير كامن، والارتباطات بين العوامل، والارتباطات بين أخطاء قياس المؤشرات المقاسة.

فإذا استعملنا الأمر: relationships أو Equations بدلا من الأمر Paths فتذكر يسار إشارة التساوي المتغيرات التابعة (مثلا المؤشرات المقاسة باعتبارها متغيرات تابعة)

ويوضع يمين إشارة التساوي المتغيرات المستقلة (العوامل، أخطاء قياس المتغيرات). مثال

S1=satisfac

S4=satisfac

S5=satisfac

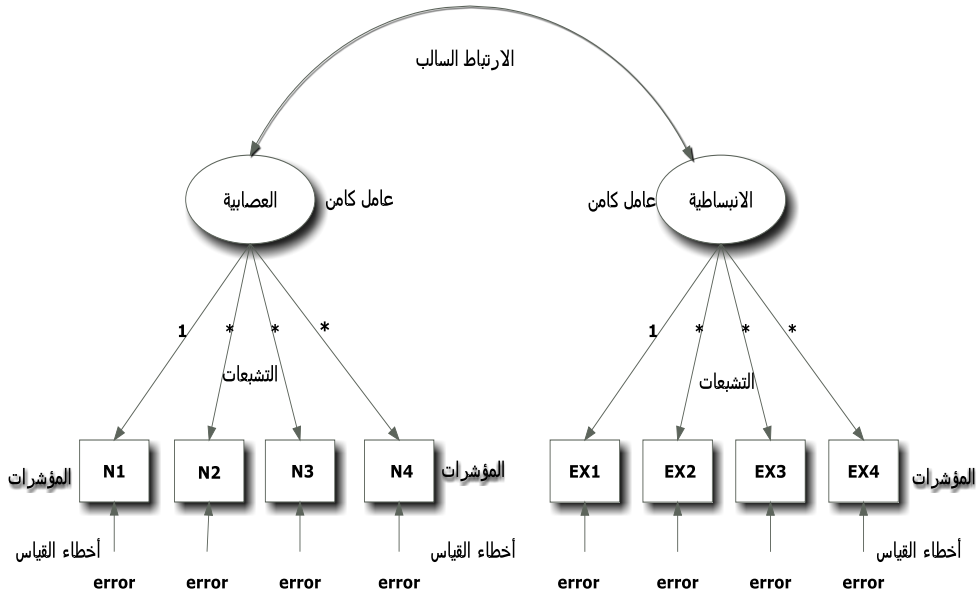
تدل هذه المعادلات على أن المتغيرات المستقلة أو المؤشرات المقاسة S1, S4, S5 تتأثر بالمتغير المستقل الكامن أو العامل الكامن: satisfac. أما إذا فضلنا صياغة نفس العلاقة باستعمال تعبير Path فإن المعادلات تتخذ الشكل التالي:

satisfac→S1

satisfac→S4

satisfac→S5

وأخيرا يمكن الإيعاز إلى البرنامج بانتهاء عبارات التعليمات بإيراد العبارة التالية: END OF PROBLEM



شكل (٢-٣) النموذج العاملي المفترض الذي ينطوي على عاملي: العصائية والانيساطية. الأسهم الدالة على التشبعات التي تحتوي على نجوم تدل على البرامترات الحرة أما السهمان اللذان يحتويان

على القيمة ١ فيدلان على التشبعين الذين تم تثبيت قيمتهما سلفا لتحديد وحدة القياس للعاملين الكامنين.

بعد أن تعرفنا على المكونات الأساسية للتعليمات بلغة سمبليس لحزمة ليزرل. نستطيع الآن أن نجهز ملف التعليمات التالية لترجمة النموذج النظري الذي يعبر عنه الشكل رقم (٢ ← ٣) إلى تعليمات، وستتلو البرنامج بعض التوضيحات.

TITLE testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM AND EXTRAVERSION

OBSERVED VARIABLES

N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4

CORRELATION MATRIX

1.000

0.767 1.000

0.731 0.709 1.000

0.778 0.738 0.762 1.000

-0.351 -0.302 -0.356 -0.318 1.000

-0.316 -0.280 -0.300 -0.267 0.675 1.000

-0.296 -0.289 -0.297 -0.296 0.634 0.651 1.000

-0.282 -0.254 -0.292 -0.245 0.534 0.593 0.566 1.000

STANDARD DEVIATIONS

5.7 5.6 6.4 5.7 6.0 6.2 5.7 5.6

SAMPLE SIZE=250

LATENT VARIABLES NEROTICI EXTRAVER

RELATIONSHIPS !or one can write EQUATIONS or PATH

N1=1* NEROTICI

N2= NEROTICI

N3= NEROTICI

```
N4= NEROTICI
N2= NEROTICI
EX1=1* EXTRAVER
EX2= EXTRAVER
EX3= EXTRAVER
EX4= EXTRAVER
LISREL OUTPUT RS MI SC ND=4
PATH DIAGRAM
END OF PROBLEM
```

. السطر الأول يدل على العنوان والتعليقات

. السطر الثاني يعلن عن أسماء المتغيرات المشاهدة والتي تمثل في النموذج المتغيرات المقاسة أو المؤشرات. وذكرت أسماء المتغيرات المشاهدة مختصرة (N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4) في السطر الثالث.

. السطر الرابع يدل على أن البيانات هي بشكل مصفوفة ارتباطات.

. في السطر الخامس إلى السطر لثاني عشر رصدت قيم مصفوفة الارتباطات، ويكتفى عادة بقيم المثلث السفلي مع البيانات القطرية وذلك تلافياً لتكرار البيانات في المثلث العلوي للمصفوفة.

. في السطرين ١٣ نقرأ تعبير الانحرافات المعيارية متبوعاً بقيم الانحرافات المعيارية في السطر ١٤. والسبب في إيراد الانحرافات المعيارية إلى جانب الارتباطات لتمكين الحزمة من تحويل مصفوفة الارتباطات التي تثير مشاكل أحيانا عند تقدير البارامترات إلى مصفوفة تباين COVARIANCE MATRIX. إذا توفر الباحث على مصفوفة تباين فيفضل أن يذكرها بدلاً من مصفوفة الارتباطات. وحينئذ يستبدل السطر الرابع بأمر covariance matrix ويرصد

مصنوفة قيم التغير بدلا من مصنوفة قيم الارتباطات في السطر الخامس إلى السطر الثاني عشر، ويمكن بالتالي حذف السطرين الثالث عشر والرابع عشر كما هو موضح في الشكل التالي لنفس الأوامر، مع استبدال مصنوفة الارتباطات بمصنوفة التغير وحذف سطري الانحرافات المعيارية:

!testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM AND EXTRAVERSION

OBSERVED VARIABLES

N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4

COVARIANCE MATRIX

32.4900

24.4826 31.3600

26.6669 25.4106 40.9600

25.2772 23.5570 27.7978 32.4900

-12.0042 -10.1472 -13.6704 -10.8756 36.0000

-11.1674 -9.7216 -11.9040 -9.4358 25.1100 38.4400

-9.6170 -9.2249 -10.8346 -9.6170 21.6828 23.0063 32.4900

-9.0014 -7.9654 -10.4653 -7.8204 17.9424 20.5890 18.0667 31.3600

SAMPLE SIZE=250

LATENT VARIABLES NEROTICI EXTRAVER

RELATIONSHIPS !or one can write EQUATIONS or PATH

N1=1* NEROTICI

N2= NEROTICI

N3= NEROTICI

N4= NEROTICI

N2= NEROTICI

EX1=1* EXTRAVER

EX2= EXTRAVER

EX3= EXTRAVER

EX4= EXTRAVER

LISREL OUTPUT RS MI SC ND=4

PATH DIAGRAM

END OF PROBLEM

. السطر الخامس عشر يذكر حجم العينة التي قوامها ٢٥٠ .

. في السطر السادس عشر ذكرت أسماء المتغيرين الكامنين، أو العاملين الكامنين: العصائية والانبساطية.

. في السطر السابع عشر نقرأ العلاقات (بين كل عامل ومؤشراته). ووضعنا في نفس السطر تعليق ابتدأناه بعلامة التعجب، ويفيد التعليق بأنه يمكن كتابة أيضا "معادلات" أو "المسارات" في مكان "العلاقات".

. من السطر الثامن عشر إلى السطر الخامس والعشرين ذكرت العلاقات بشكل معادلات، بحيث يوجد عند يسار إشارات التساوي المتغيرات التابعة أو المؤشرات (N1 N2 N3 N4 EX1 EX2 EX3 EX4)، ويوجد يمين إشارات التساوي المتغيران الكامنان أو العاملان الكامنان على غرار الرسم التخطيطي الموضح في بداية المثال.

لكن توجد معادلتان تختلفان عن المعادلات الأخرى. فالمعادلة $N1=1*$ NEROTICI معناها أن أحد مؤشرات عامل العصائية ثبت تباينه بالواحد الصحيح، وذلك لتحديد وحدة القياس للمتغير الكامن العصائية. كما أن المعادلة $EX1=1*$ EXTRAVER تدل على أن أحد مؤشرات عامل الانبساطية ثبت تباينه بالواحد الصحيح، وذلك لتحديد وحدة القياس للمتغير الكامن الانبساطية، لأن المتغيرات الكامنة تفتقر إلى وحدة قياس محددة. أما بقية المعادلات فواضحة. فمثلا المعادلة التالية $N2= NEROTICI$ تقرأ بأن المؤشر

N2 (مقياس العدوانية) يتشبع على عامل العصابية NEROTICI أو المؤشر المقاس: العدوانية يؤثر فيه أو يحدد تباين عامل العصابية بالمقدار الذي يدل عليه التشبع الذي سيتم تقديره. كما تقرأ المعادلة EX2= EXTRAVER بأن المؤشر EX2 (مقياس الوداعة) يتشبع على عامل الانبساطية EXTRAVER.

.السطر السادس والعشرون يطلب أن يتم عرض النتائج بالطريقة التي تعرض بها النتائج عند استعمال لغة أوامر ليزرل، أي تنظيم النتائج بشكل مصفوفات. حيث تدل الاختصارات: RS MI SC ND=4 على أن النتائج يجب أن تحتوي على البواقي المعيارية (RS)، ومؤشرات التعديل (MI)، وإيراد نتائج الحل المعياري التام (SC)، والسماح بأربعة أرقام بعد الفاصلة (ND=4). وإذا أردنا عرضاً آخر للنتائج بشكل معادلات فيحذف هذا السطر.

. وفي السطر السابع والعشرين يتعلق الأمر بطباعة الرسم التخطيطي لمسارات النموذج العاملي.

.السطر الأخير يدل على نهاية الأوامر.

تجهيز ملف التعليمات بلغة حزمة "إكس" EQS

حزمة "إي كي إس" وتنطق "إكس" هي إحدى الحزم أو البرمجيات الإحصائية القوية المتخصصة في النمذجة بالمعادلات البنائية، وتتميز بقوتها وشمولها. وهي من الرزم الإحصائية التي أخرجت رزمة ليزرل العريقة لاستحداثها لطريقة بسيطة ومنطقية لوضع التعليمات لتحليل البيانات، لا تستخدم منطق المصفوفات، والرموز الإغريقية المربكة للقارئ كما كانت عليه لغة ليزرل الأصلية لوضع التعليمات التي تغرق مستعملها بأنواع عديدة من المصفوفات، وعدد كبير من الرموز الإغريقية. والتي كانت مثار شكوى لعدد من مستعملها. لكن مع النجاح التي أحرزته حزمة "إكس" في منهجية كتابة ملف التعليمات

باستعمال اللغة العادية، وبعيدا عن الرموز الإغريقية، وبعيدا عن استعمال المصنفوفات في تنظيم ووضع التعليمات، ثم إن حزمة "إكس" . في اعتقادي . تتفوق على ليزرل في بناء برنامج التعليمات بالطريقة التفاعلية. إذ وفق مصممها في تبسيطها إلى درجة كبيرة، وفي سرعة إنجاز التحليل مقارنة بالخطوات التي تقوم عليها الطريقة التفاعلية في بناء برنامج التعليمات لحزمة ليزرل، التي مازالت في تقديري طويلة، وذات خطوات عديدة تحتاج إلى اختزال، وتستغرق وقتا طويلا مقارنة بالطريقة التفاعلية لحزمة "إكس".

تقوم طريقة التعليمات المعتمدة في "إكس" على مجموعة من التعليمات أو الأوامر الأساسية، بحيث يبدأ كل أمر بشرطة ماثلة إلى اليمين (/) وينتهي بنقطة فاصلة (؛). وكل أمر أو تعليمة تحتوي على أوامر أو تعليمات فرعية قد تستغرق بضعة أسطر. وفيما يلي توضيح مقتضب للتعليمات أو الأوامر الأساسية التي تشكل قوام ملف التعليمات لحزمة "إكس".

عنوان برنامج أو ملف التعليمات يكتب على النحو التالي:

/TITLE

..... ;

وترمز النقاط إلى نص العنوان، وينبغي ألا ننسى أن نتهي نص العنوان بنقطة فاصلة لأنها تدل على انتهاء أمر العنوان وبداية الأمر الجديد الموالي.

أمر البيانات، ويبدأ هذا الأمر بكلمة **SPECIFICATIONS** / ثم تحدد الأوامر الفرعية بحيث يكتب كل أمر في سطر. ومن هذه الأوامر الفرعية: **VARIABLES=...** لتحديد عدد المتغيرات أو المؤشرات المقاسة، والأمر الفرعي: **CASES=...** لتحديد عدد الحالات أو حجم العينة، والأمر الفرعي: **METHOD=....** لتحديد طريقة تقدير البرامترات الحرة للنموذج. وتعتبر طريقة التقدير المسماة طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood الطريقة الافتراضية، بمعنى إذا استعمل الباحث طريقة تقدير أخرى لا بد من إدراج هذا الأمر في ملف

التعليمات، أما إذا استعمل طريقة التقدير الافتراضية فلا حاجة لإدراج هذا الأمر. وأيضا يدرج الأمر الفرعي: **MATRIX=...** وتدل على مصفوفة البيانات. ومصفوفة البيانات الافتراضية في حزمة "إكس" هي مصفوفة التغيرات **Matrix of covariances** ولذلك لا حاجة إلى ذكر هذا الأمر الفرعي لمصفوفة التغيرات. أما إذا كانت مصفوفة الارتباطات فتدرج كما يلي: **Matrix = CORRELATION** وإذا كان ملف البيانات قيم خام وليس مصفوفة تغيرات أو مصفوفة ارتباطات فيشار إلى ملف البيانات الخام كما يلي: **Matrix = Raw**. أما إذا كان ملف البيانات في ملف آخر فيشار إليه كم يلي: **DATA=** والنقاط تشير إلى ضرورة تحديد موقع ملف البيانات. وقد يدرج أيضا الأمر الفرعي **ANALYSIS=** لتحديد نوع المصفوفة التي يراد تحليلها إذا كان الأمر الفرعي **Matrix=** حددت مصفوفة من نوع آخر غير مصفوفة التغيرات (مثلا مصفوفة الارتباطات **Matrix= CORRELATION**، مصفوفة بيانات الخام **Matrix=RAW**).

أمر تسمية المتغيرات **LABELS=.....** وهو أمر اختياري. ويتم ذكر أسماء المتغيرات المقاسة أو المؤشرات المقاسة والمتغيرات الكامنة. والأسماء التي يضعها الباحث ينبغي ألا يتعدى عدد أحرفها ثمانية أحرف.

أمر تحديد المعادلات **EQUATIONS=** للدلالة على العلاقات الكائنة في النموذج بين المؤشرات وعواملها، وبين المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة، وبين المتغيرات التابعة ذاتها.

الأمر المتعلق بالتباين **VARIANCES=...** ويستعمل لأخبار البرنامج بوضع التباين للمتغيرات المستقلة دون المتغيرات التابعة، هل الباحث يريد أن يقدر تبايناتها كلها أم يثبت بعضها ويبقي على بعضها الآخر حرا لتقديرها.

وأخيرا أمر التغيرات **COVARIANCES=....** وذلك لإعلام البرنامج بعلاقات التغيرات أو الارتباط بين المتغيرات المستقلة كلها أو بين بعضها.

سنعمل الآن على تجهيز ملف التعليمات باستعمال رزمة "إكس" لترجمة نموذج
مثالنا الذي سبق أن طبقنا عليه لغة سمبليس لليزرل.

```
TITLE
    two factor model of neuroticism and extraversion
/SPECIFICATIONS
    CASES=250;
    VARIABLES=8;
    METHODS=ML;
    MATRIX=COR;
    ANALYSIS=COV;
/LABELS
    V1=N1; V2=N2; V3=N3; V4=N4; V5=EX1; V6=EX2; V7=EX3; V8=EX4;
    F1=neurotic; F2=extrav;
/EQUATIONS
    V1 = F1 + E1;
    V1 = *F1 + E2;
    V1 = *F1 + E3;
    V1 = *F1 + E4;
    V1 = F2 + E5;
    V1 = *F2 + E6;
    V1 = *F2 + E7;
    V1 = *F2 + E8;
/VARIANCES
    F1 TO F2 = * ;
    E1 TO E8 = * ;
/COVARIANCES
    F1 TO F2 = * ;
/MATRIX
    1.000
```

```

0.767 1.000
0.731 0.709 1.000
0.778 0.738 0.762 1.000
-0.351 -0.302 -0.356 -0.318 1.000
-0.316 -0.280 -0.300 -0.267 0.675 1.000
-0.296 -0.289 -0.297 -0.296 0.634 0.651 1.000
-0.282 -0.254 -0.292 -0.245 0.534 0.593 0.566 1.000
/STANDARDS DEVIATIONS
5.7 5.6 6.4 5.7 6.0 6.2 5.7 5.6
/END

```

عند معاينة ملف تجهيز التعليمات نجد أنها تتوزع إلى فقرات بعضها إلزامي وبعضها الآخر اختياري، لكن من الضروري استعمالها لأنها تضمني على برنامج التعليمات لحمة منطقية حتى ولو كانت اختيارية. وفيما يلي توضيح للفقرات التي شكلت قوام برنامج التعليمات:

. الفقرة الأولى: **TITLE** وهي اختيارية، تستعمل للدلالة على العنوان والتعليقات.

. فقرة تعيين وتحديد البيانات **SPECIFICATIONS** (وهي إجبارية لا بد أن يحتوي برنامج التعليمات عليها) لتوضيح عدد الحالات أو حجم العينة **VARIABLES=8** ، وعدد المتغيرات **CASES=250**، وطريقة تقدير بارامترات النموذج التي تجلت في طريقة الاحتمال الأقصى **METHODS=ML** ، ومصفوفة البيانات التي هي مصفوفة ارتباطات وليس مصفوفة التغاير الافتراضية **MATRIX=COR**، والبيانات موضوع التحليل التي ستكون مصفوفة التغاير **ANALYSIS=COV** ، على الرغم من أن البيانات المدرجة في البرنامج هي بشكل مصفوفة ارتباطات، ولذلك أضيفت تعليمة (مباشرة بعد مصفوفة البيانات قبل نهاية برنامج التعليمات) زودت البرنامج بقيم الانحرافات المعيارية حتى يتسنى للبرنامج تحويل مصفوفة

الارتباطات إلى مصفوفة التغير ليحللها.

. فقرة أسماء أو عناوين أو المختصرات المستعملة لتسمية المتغيرات المستقلة والتابعة (متغيرات النموذج المفترض) /LABELS وهي فقرة اختيارية لكنها ضرورية تندرج في إطار التسلسل المنطقي لتعليمات البرنامج مما يضمن وضوحاً على قراءة وفهم تعليمات البرنامج. وتنطوي الفقرة على أربع متغيرات تابعة (أربع مؤشرات مقاسة لعامل العصائية) N1-N4؛ وأربع متغيرات تابعة أو مؤشرات مقاسة لعامل الانبساطية: EX1-EX4. كما يشمل على اسم العامل الأول: neurotic ، واسم العامل الثاني: extrav. ولعل القارئ قد لاحظ أن البرنامج خصص تلقائياً الحرف V بأرقام تسلسلية (V1-V8) للدلالة على المتغيرات المقاسة أو الملاحظة، والحرف F بأرقام تسلسلية (F1-F2) للدلالة على العوامل الكامنة أو المتغيرات الكامنة. ولذلك إذا تم تسمية المتغيرات من طرف مستعمل البرنامج بحرف V أو حرف F أو استعمل أيضاً في التسمية حرف E الذي يخصه البرنامج للدلالة على أخطاء قياس المؤشرات المقاسة، أو حرف D التي يستعمله البرنامج تلقائياً للدلالة على بواقى التباين غير المفسر في المتغيرات الكامنة أو العوامل. فإن الحزمة تتوقف عن معالجة التعليمات.

. وبعد فقرة التسميات تأتي فقرة هامة وإجبارية تتعلق بذكر المعادلات التي تلخص جميع علاقات النموذج /EQUATIONS وتندرج تحت هذه الفقرة ثماني معادلات بعدد المؤشرات المقاسة.

فالمعادلة الأولى [$V1=F1+E1$] تدل على أن تباين المؤشر المقاس V1 (الذي يوافق في فقرة التسميات N1) يفسره العامل الكامن الأول (F1) الذي يسمى في فقرة التسميات neurotic والتباين الباقي يفسره خطأ قياس المؤشر (E1). وبتعبير آخر، إن تباين المتغير أو المؤشر المقاس الأول (V1) يحدده (يؤثر فيه) العامل الكامن الأول (F1) والخطأ (E1).

وعند المقارنة بين المعادلات الثمانية، نلاحظ أن معادلة المؤشر الأول (V1 أو

(N1) للعامل الأول، ومعادلة المؤشر الأول للعامل الثاني (V5 أو EX1) تخلوان من رمز النجمة (*) بخلاف المعادلات الأخرى التي تنطوي كل منها على نجمة مباشرة قبل حرف (F). وتدل النجوم على ضرورة تقدير أو حساب علاقة المؤشر بعامله، أو تشبع المؤشر على عامله، في حين أن عدم وجودها معناه أن علاقة المؤشر بعامله ثبتت بقيمة معينة وهي الواحد الصحيح. معنى ذلك أنه في المعادلة الأولى والمعادلة الخامسة ثبت تشبع المؤشر المقاس في كل منهما على عامله سلفاً بقيمة الواحد الصحيح وذلك لتحديد وحدة قياس العامل الكامن. بينما أبقى على هذه التشبعات حرة طليقة في المعادلات الأخرى حتى يتسنى للبرنامج حسابها.

. أما فقرة التباين /VARIANCES (وهي إجبارية) فتدل على ضرورة تقدير تباينات المتغيرات المستقلة المذكورة في الفقرة. وعليه فإن التعبير [F1 to F2=*] يدل على ضرورة تقدير (وهذا معنى النجمة *) تباين العامل الأول وتباين العامل الثاني. وبالمثل يقرأ التعبير الثاني [E1-E8=*] أي ضرورة تقدير (*) تباين الأخطاء التي تتراوح من الخطأ رقم ١ إلى الخطأ رقم ٨.

. أما فقرة التغيرات /COVARIANCES (إجبارية) فتدل على العلاقات الارتباطية التي يري الباحث ضرورة حسابها بين العوامل الكامنة أو المتغيرات الكامنة. وبالتالي يدل التعبير [F1 to F2=*] على ضرورة تقدير (*) الارتباط بين العامل الأول والعامل الثاني.

وفقرة المصفوفة /MATRIX تدل على أن مصفوفة البيانات (الارتباطات) ستذكر في البرنامج، ولا يحال إلى موقعها في ملف خارجي. أما إذا أراد الباحث أن يحيل البرنامج إلى ملف خارجي يحتوي على البيانات المطلوبة فيجب استعمال أمر DATA= ثم يذكر بعد علامة تساوي موقع ملف البيانات. ويوضع هذا الأمر في بداية فقرة التعيين أو التحديد /SPECIFICATIONS .

. وأتبع مصفوفة الارتباطات بأمر إيراد قيم الانحرافات المعيارية /STANDARDS
DEVIATIONS حتى يتسنى للبرنامج تحويل مصفوفة الارتباطات إلى مصفوفة تباين
لتحليلها. لكن لماذا تحليل مصفوفة التباين بدلا من تحليل مصفوفة الارتباطات؟ لا ننسى أنه
تم تحديد في سياق فقرة specifications / أمر التحليل كالتالي: ANALYSIS=COV ويعني أننا
نريد من الحزمة أن يتركز تحليلها على مصفوفة التباين على الرغم من أن مصفوفة البيانات
[MATRIX=COR] هي مصفوفة ارتباطات.
. وأخيرا نصادف فقرة END / لإنهاء برنامج التعليمات.

وفي غالب الأحيان تكون البيانات موجودة في ملف خارجي، فكيف يمكن
الإحالة إليه في ملف التعليمات؟

لنفترض أن البيانات الخام للمثال الحالي موجودة في الملف المسمى اختصارا:
PERSON.DAT ، ولنفرض أن مساره كالتالي: 'C:\EQS\FILES\PERSON.DAT' ؛ فإن ملف
التعليمات يتخذ الشكل التالي:

```
/TITLE
    two factor model of neuroticism and extraversion
/SPECIFICATIONS
    DATA= 'C:\EQS\FILES\PERSON.DAT' ;
    CASES=250;
    VARIABLES=8;
    METHODS=ML;
    MATRIX=RAW;
    ANALYSIS=COV;
/LABELS
    V1=N1; V2=N2; V3=N3; V4=N4; V5=EX1; V6=EX2; V7=EX3; V8=EX4;
```

```
F1=neurotic; F2=extrav;
/EQUATIONS
  V1 = F1 + E1;
  V1 = *F1 + E2;
  V1 = *F1 + E3;
  V1 = *F1 + E4;
  V1 = F2 + E5;
  V1 = *F2 + E6;
  V1 = *F2 + E7;
  V1 = *F2 + E8;
/VARIANCES
  F1 TO F2 = * ;
  E1 TO E8 = * ;
/COVARIANCES
  F1 TO F2 = * ;
/END
```

الفصل الثالث

خطوات اختبار النموذج العملي التوكيدي:

تقييم جودة مطابقة النموذج.

المرحلة الثالثة: مؤشرات المطابقة أو محكات حسن أو جودة المطابقة

Goodness of fit indices

تستهدف مؤشرات حسن المطابقة اختبار مطابقة النموذج النظري الذي يضعه الباحث للبيانات، بمعنى هل النموذج العملي النظري الذي افترضه الباحث يمثل البيانات الأمبيريقية أحسن تمثيل، أي يجد في البيانات مصداقا على صحته، وبرهانا على صدقه. ولا يتمتع النموذج النظري المفترض بمطابقة جيدة، أي بمستوى مرتفع من الصدق أو الصحة إلا إذا أمكن إعادة إنتاج مصفوفة التباين والتغاير للعينة بدقة انطلاقا من العلاقات المفترضة في النموذج النظري.

وينبغي ألا يعزب عن أذهاننا أن البيانات التي تعتمد في التحليل الإحصائي للنموذج النظري وتقدير بارامترات الحرية، واختبار مطابقتها، لا تقوم على جداول البيانات الخام (كما هو الشأن في معظم الأساليب الإحصائية الأساسية والمتقدمة) حيث تدل الصفوف على الحالات أو أفراد العينة وتدل الأعمدة على المتغيرات أو الفقرات، وإنما تنطلق . عوضا عن ذلك . من مصفوفات تمثل علاقة المتغيرات المقاسة في الصفوف بنفس المتغيرات المقاسة في الأعمدة، بحيث أن الخلايا القطرية للأعمدة تمثل ارتباط المتغير المقاس بنفسه، والخلايا الأخرى تمثل الارتباطات بين المتغيرات المقاسة. ولذلك تسمى بمصفوفة الارتباطات. أما إذا كانت الخلايا القطرية تمثل تغاير كل متغير مقاس مع نفسه، أي تمثل قيم التباين، والخلايا غير القطرية تمثل قيم التغاير بين المتغيرات المقاسة، فتسمى المصفوفة حينئذ بمصفوفة التباين والتغاير. إذن البيانات التي ينطلق منها التحليل العملي التوكيدي هي إما مصفوفة الارتباطات أو مصفوفة التباين والتغاير، وفي الغالب تستعمل مصفوفة التباين والتغاير أكثر مما تستعمل مصفوفة الارتباطات عند تقدير بارامترات النماذج العملية التوكيدية واختبار حسن مطابقتها للبيانات.

وتجدر الإشارة إلى أن مؤشرات حسن المطابقة تزودنا بصورة عامة أو إجمالية عن مطابقة النموذج للبيانات، ولا تزودنا بمعلومات تفصيلية عن الأجزاء أو المكونات الفردية (البارامترات الفردية) للنموذج التي تفتقر إلى المطابقة والتي قد تشكل مواطن ضعف فيه، على الرغم من أن مؤشرات حسن المطابقة قد تدل على مطابقة جيدة للنموذج ككل. إن مؤشرات المطابقة مؤشرات إجمالية وليست موضعية أو تفصيلية، بمعنى أنها تزودنا بصورة إجمالية عن مطابقة النموذج ككل، ولا تزودنا عن مطابقة المكونات أو الأجزاء الموضوعية أو البارامترات الفردية للنموذج التي قد تختلف حالة مطابقتها عن المطابقة الإجمالية للنموذج.

ولقد اقترحت مؤشرات عديدة لتقدير المطابقة، وأن الحزم المتخصصة في تحليل بيانات النمذجة بالمعادلات البنائية (SAS PROC ، Mplus ، AMOS ، EQS ، LISREL ، ROMANA ، SEPATH ، CALIS ، Max Graph .) تغرق مستعملها بفيض من مؤشرات حسن المطابقة المختلفة. ولذلك أعتقد أنه من الضروري أن يكون القارئ فكرة عامة عن أغلب مؤشرات المطابقة، ولا سيما تلك التي تتردد كثيرا في الحزم الإحصائية.

سأطرق أولا إلى القوائم التصنيفية المختلفة لمؤشرات حسن المطابقة، لأنقل إلى وصف خصائص عدد منها مع توضيح محكاها المعيارية أو مستوياتها المختلفة للحكم على مطابقة النموذج من عدمه.

الجدول التصنيفية لمؤشرات حسن المطابقة:

لعل التصنيف الأكثر استخداما وشيوعا التصنيف الذي يقسم مؤشرات المطابقة على اختلافها وتباينها إلى ثلاث أصناف أو مجموعات كبرى وهي (Brown, 2006

Kline, 2005; Raykov & Marcoulides, 2006; Schreiber, et al., 2006; Schumacker & Lomax, (1996, 2004).

المجموعة الأولى: مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices

لقد سميت بمؤشرات المطابقة المطلقة لأنها تقوم مطابقة النموذج على مستوى عام. أي أنها تقوم فرضية التطابق بين مصفوفة التباين والتغاير أو (مصفوفة الارتباطات) للنموذج المفترض أو البحثي، ومصفوفة التباين والتغاير أو الارتباطات للعينة، بدون مقارنة مطابقة النموذج المفترض بنماذج أخرى مقيدة كما سنرى.

المجموعة الثانية: مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative Fit Indices / incremental Fit Indices

وهي المؤشرات التي تقدر مقدار التحسن النسبي في المطابقة التي يتمتع بها النموذج المفترض (نموذج الباحث) مقارنة بنموذج قاعدي Baseline model . ويتمثل النموذج القاعدي في الغالب في النموذج ذي المتغيرات المستقلة ، ويدعى اختصاراً بالنموذج المستقل Independent Model أو نموذج العدم Null model الذي يقوم على افتراض أن تغيرات المتغيرات الملاحظة على مستوى المجتمع تساوي صفراً أو منعدمة ولا تبقى إلا قيم تباين هذه المتغيرات.

ولما كان النموذج المستقل أو نموذج العدم يقوم على افتراض استقلال المتغيرات (أي متغيرات لا تربطها علاقات)، فإن مربع كاي له يكون في الغالب أعلى بكثير من قيمة مربع كاي للنموذج النظري المفترض. ودرجة انخفاض قيمة مربع كاي للنموذج المفترض عن قيمة مربع كاي للنموذج المستقل أو العدم تدل على مقدار التحسن في المطابقة التي يتمتع بها النموذج المفترض مقارنة بالنموذج المستقل. أما إذا كانت قيمة مربع كاي للنموذج المفترض غير ذلك (أي غير منخفضة عن قيمة مربع كاي للنموذج المستقل) دل ذلك على غياب

أي تحسن في المطابقة للنموذج المفترض، وبالتالي لا يستطيع الباحث في هذه الحالة اختيار النموذج الذي افترضه باعتباره أفضل في المطابقة من النموذج المستقل (Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

المجموعة الثالثة: مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد Parsimony Correction Indices أو المؤشرات الاقتصادية

تصنف مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد في البارامترات الحرة أو غير المقيدة أحيانا تحت مسمى المؤشرات المطلقة، غير أن هذه المؤشرات تختلف عن مؤشر مربع كاي ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وغيرها بانطوائها على دالة عقابية Penalty Function عند تحرير أو إضافة بارامترات حرة للنموذج بدون جدوى، أي بدون أن يرافق ذلك تحسن في مطابقة النموذج المفترض. وهو الوضع الذي يسمى بالافتقار للاقتصاد في المتغيرات أو البارامترات الحرة غير المقيدة التي تحتاج إلى تقدير poor parsimony (Kline, 2005).

فمثلا، لتصور أن الباحث افترض نموذجين: النموذج المفترض (أ) والنموذج المفترض (ب). وأن كلا النموذجين حققا بصفة عامة نفس المستوى من المطابقة لبيانات العينة. غير أن النموذج (أ) ينطوي على عدد أكبر من (لا يقتصد في عدد) البارامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير مقارنة بالنموذج (ب)، بمعنى أن النموذج (أ) ينطوي على عدد من درجات الحرية أقل من النموذج (ب). فعند استعمال مؤشرات المطابقة التي تأخذ بعين الاعتبار الاقتصاد في عدد البارامترات المجهولة أو الحرة في النموذج، فإن هذه المؤشرات تفضل النموذج (ب) على النموذج (أ)، لأن النموذج (ب) حقق المطابقة مع بيانات العينة بعدد أقل من البارامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير، أي حقق خاصية الاقتصاد في عدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير في تفسيره للبيانات مقارنة بالنموذج (أ).

بعد تعريف الأنواع الثلاث لمؤشرات المطابقة، ننتقل إلى استعراض المؤشرات التي تندرج تحت هذه الأصناف أو المجموعات الثلاثة.

لنبدأ بالدراسة المسحية النقدية الواسعة التي قام بها شريبر وزملاؤه (Schreiber, et al., 2006) بحيث استخلصوا الجدول التالي (الجدول رقم ٣-١) الذي ينطوي على مؤشرات المطابقة مع محكاتها الدالة على جودة المطابقة.

جدول (٣-١) مؤشرات المطابقة المختلفة مع محكاتها الدالة على جودة المطابقة وفقا للدراسة المسحية النقدية الواسعة التي قام بها شريبر وزملاؤه (Schreiber, et al., 2006)

مؤشرات المطابقة Indexes	التسمية المختصرة Shorthand	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Data are continuous Categorical data	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Categorical data
مؤشرات المطابقة المطلقة أو التنبؤية Absolute/Predictive Fit			
مربع كاي Chi-square	χ^2	نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية يجب أن تساوي أو تتعدى القيمة الحرجة ٢ أو ٣	مربع كاي Chi-square
محك المعلومات لأيكايك Akaike information criterion	(AIC)	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوي في الآخر	محك المعلومات لأيكايك Akaike information criterion
محك براون . كاديك Brown-Cudeck criterion	(BCC)	الأصغر هو الأفضل عند	محك براون . كاديك Brown-Cudeck criterion

	مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر		
	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	(BIC)	محك المعلومات لبايس Bayes information criterion
	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	(CAIC)	محك المعلومات المتسق لأيكيك Consistent AIC
	الأصغر هو الأفضل عند مقارنة نموذجين غير هرميين أحدهما غير محتوى في الآخر	(ECVI)	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected cross-validation index
مؤشرات المطابقة المقارنة Comparative Fit Indexes سميت كذلك لمقارنتها بنموذج قاعدي (مستقل) أو بنماذج أخرى			
	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة	(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index
	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة	(IFI)	مؤشر المطابقة التزايدية Incremental Fit Index
تساوي أو أكبر من ٠.٩٦	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة، أو أقل من	(TLI)	مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index

القبول المطابقة	الصفير وأكبر من الواحد لقبولها		
تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة	(CFI)	مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index
القبول المطابقة	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة. قيمته يمكن أن تكون سالبة، مماثل للمؤشر (CFI) وهو الأفضل	(RNI)	مؤشر المطابقة اللامركزي النسبي Relative Noncentrality fit Index
المؤشرات الاقتصادية Parsimonious Fit			
	حساس كثيرا لحجم النموذج (عدد متغيراته)	(PNFI)	مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted NFI
	حساس لحجم النموذج	(PCFI)	مؤشر المطابقة المقارن الاقتصادي Parsimony-adjusted CFI
	كلما اقترب من ١ كلما كان أفضل، لكن قيمه أقل من المؤشرات الأخرى، وحساس لحجم النموذج	(PGFI)	مؤشر جودة المطابقة الاقتصادي Parsimony-adjusted GFI
مؤشرات أخرى للمطابقة			
	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥	(GFI)	مؤشر جودة المطابقة

	لقبول المطابقة. عموماً لا ينصح باستعماله		Goodness-of-fit index
	تساوي أو أكبر من ٠.٩٥ لقبول المطابقة. أظهرت دراسات المضاهاة أداءه الضعيف	(AGFI)	مؤشر جودة المطابقة المصحح Adjusted GFI
	إذا كانت N=200 دل ذلك على مطابقة مناسبة		مؤشر هولتر Hoelter index
	كلما كان أصغر كان أفضل. يدل الصفر على مطابقة تامة.	(RMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean square Residual
	تساوي أو أصغر من ٠.٠٨ لقبول المطابقة.	(SRMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized RMR
	أصغر من ٠.٩٠ لقبول المطابقة	(WRMR)	مؤشر جذر متوسطات البواقي الموزونة Weighted root mean residual
	أقل من ٠.٠٦ إلى ٠.٠٨ مع وجود مجال حدود الثقة	(RMSEA)	الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation

وفي الكتاب المدخلي الرصين في مجال النمذجة باستعمال المعادلات البنائية، يعالج "شوماخر" و "لوماكس" (Schumacker & Lumax, 2004) مؤشرات المطابقة المختلفة، وتبني

التصنيف الثلاثي المتداول: مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices، ومؤشرات المطابقة المقارنة Comparative Fit Indexes، ومؤشرات المطابقة الاقتصادية Parcimonious Fit Indexes، ويوضح الجدول طريقة تصنيفهما لمؤشرات المطابقة في ضوء التصنيف الثلاثي لها (الجدول رقم ٣-٢).

جدول (٣-٢) تصنيف مؤشرات المطابقة المختلفة كما وردت في الكتاب الواسع الانتشار الذي ألفه "شوماخر" و "لوماكس" (Schumacker & Lumax, 2004).

مؤشرات المطابقة Indexes	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات متصلة Data are continuous	محكات قبول المطابقة إذا كانت البيانات إسمية تصنيفية Categorical data
مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit Measures		
مربع كاي Chi-square	نسبة مربع كاي إلى درجات الحرية يجب أن تساوي أو تتعدى القيمة الحرجة ٢ أو ٣	
مؤشر جودة المطابقة Goodness-of-fit index (GFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم القريبة من ٠.٩٥ تدل على مطابقة جيدة
مؤشر جودة المطابقة المصحح Adjusted GFI (AGFI)	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	القيم عند مستوى ٠.٩٥ تدل على مطابقة جيدة بعد تصحيح القيم من حيث درجات حريتها
مؤشر جذر متوسط مربعات	المستوى يحدده الباحث	يدل مع مدى اقتراب

مصنوفة التباين والتغاير للمنموذج بمصنوفة التباين والتغاير للعينة		البواقي Root Mean square Residual (RMR)
قيم المؤشر اصغر من ٠.٠٥ تدل على مطابقة جيدة	أقل من ٠.٠٥	الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
مؤشرات المطابقة المقارنة Comparative Fit Indexes		
القيم القريبة من ٠.٩٥ تدل على مطابقة جيدة .	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	مؤشر تاكر_لويس Tucker-Lewis Index (TLI)
القيم القريبة من ٠.٩٥ تدل على مطابقة جيدة .	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index (NFI)
القيم القريبة من ٠.٩٥ تدل على مطابقة جيدة .	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)
مؤشرات المطابقة المقارنة Comparative Fit Indexes		
إذا كانت القيمة أصغر من ١.٠ تدل على مطابقة رديئة.	من ١ إلى ٥	مربع كاي المعياري Normed Chi-square (NC)

وإذا كانت أعلى من ٥.٠ تدل على أن مطابقة النموذج تحتاج إلى تحسن.		
مقارنة قيم النماذج البديلة أو المتنافسة	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى الواحد (مطابقة تامة).	مؤشر المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Index (PFI)
مقارنة قيم النماذج البديلة أو المتنافسة	المجال يتراوح من الصفر (لا توجد مطابقة) إلى القيمة السالبة التي تدل على مطابقة ردئية.	محك "أيكايك" المعلوماتي Akaike Information Criterion (AIC)

وكتاب الإحصاء المتقدم، وهو من المراجع الشهيرة والمتداولة في مجل العلوم الإدارية والتجارية والاقتصادية، يصنف مؤشرات المطابقة المختلفة في إطار التصنيف الثلاثي الواسع القبول كما هو ملخص في الجدول (٣-٣).

جدول (٣-٣) تصنيف مؤشرات المطابقة كما وردت في كتاب الإحصاء المتقدم الواسع الانتشار في العلوم الإدارية والتجارية والاقتصادية (Hair et al. 199).

مستويات قبول المطابقة Levels of acceptable fit	التسمية المختصرة Shorthand	مقاييس حسن المطابقة Goodness-of-fit measures
مقاييس المطابقة المطلقة Absolute Fit Measures		
تحديد مستوى الدلالة الإحصائية	χ^2	النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio Chi-

الحكم على مربع كاي عند مقارنة النماذج البديلة	(NCP)	square البارامتر اللامركزي Noncentrality Parameter
البارامتر اللامركزي (NCP) القائم على متوسط الفروق لكل مؤشر للمقارنة بين النماذج	(SNCP)	البارامتر اللامركزي المعياري
أكبر قيمة تدل على أفضل مطابقة. لا توجد مستويات محددة أو متفق عليها	(GFI)	مؤشر جودة المطابقة Goodness-of-fit index
المستوى المقبول يحدده الباحث	(RMSR)	جذر متوسط البواقي التربيعية Root mean square residual
متوسط الفروق لكل درجة حرية التي يتوقع أن تكون في المجتمع، لا العينة. القيم المقبولة يجب أن تكون أقل من ٠.٠٨	(RMSEA)	الجذر التربيعي لمتوسط مربع خطأ الاقتراب Root mean square error of approximation
مستوى جودة المطابقة المتوقع وجودها في عينة أخرى من نفس الحجم. لا يوجد مدى محدد للقيم الدالة على المطابقة، يستعمل للمقارنة بين النماذج	(ECVI)	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected cross-validation index
مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative Fit Measures / incremental Fit Measures		
المستوى المقبول يساوي أو أعلى من ٠.٩	(TLI) (NNFI)	مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index
المستوى المقبول يساوي أو أعلى من ٠.٩	(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index

المستوى المقبول يساوي أو أعلى من ٠.٩	(AGFI)	مؤشر جودة المطابقة المصحح Adjusted GFI
مقاييس المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Measures		
بعد إعادة تعديل النموذج بحيث تدل قيمه العليا على مستوى مرتفع من الاقتصاد في البرامترات الحرة للنموذج. يستعمل للمقارنة بين النماذج.	(PGFI)	مؤشر جودة المطابقة الاقتصادي Parsimonious Goodness-of-fit index
المستويات المقترحة: الحد الأدنى: ١.٠ الحد الأعلى: ٢.٠ أو ٣.٠ أو ٥.٠	(NC)	مربع كاي المعياري Normed Chi-square
تدل قيمه العليا على مطابقة جيدة. يستعمل فقط للمقارنة بين النماذج البديلة.	(PNFI)	مؤشر المطابقة الاقتصادية Parsimonious Normed Fit Index
قيمه الصغرى تدل على اقتصاد النموذج في استعمال البارامترات الحرة. يستعمل فقط للمقارنة بين النماذج البديلة.	(AIC)	محك "أيكايك" المعلوماتي Akaike Information Criterion

لعل القارئ قد كوّن فكرة عامة عن التصنيف الثلاثي لمؤشرات المطابقة، وتعرف على تسمياتها المختلفة وأسمائها المختصرة، والمدى النظري لقيمتها، ومستوياتها الدالة على

توفر مطابقة النموذج من عدمه. وحتى تكتمل الصورة، من الضروري التطرق إلى خصائص عدد منها باختصار، وستناولها بالتفصيل في فصل لاحق (الفصل الخامس).

التعرف على عينة من مؤشرات المطابقة:

كاي مربع (χ^2) Chi square أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي - The Likelihood Ratio Chi-square، أو نسبة الاحتمال المعمم Generalized Likelihood Ratio.

هو أعرق مقياس لتقدير مدى حسن المطابقة بين مصفوفة التباين والتغاير غير المقيدة للعينة (S) وبين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض أو المتوقع (النموذج الذي تختبر حسن مطابقتها) والذي يرمز لها ب $\Sigma (\theta)$ (حيث ترمز سيجما Σ إلى مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع، وترمز ثيتا θ إلى متجهه vector أو جملة برامترات النموذج المفترض أو المتوقع). وبالتالي فإن استعمال مربع كاي يستهدف اختبار الدلالة الإحصائية للفرضية الصفرية (H_0) التي مفادها أنه لا يوجد فرق بين النموذج المفترض أو المتوقع والنموذج الحقيقي المناظر له في المجتمع ($\Sigma = \Sigma (\theta)$ ، أي نموذج المجتمع يساوي النموذج المقيد المفترض او المتوقع).

وبعكس ما هو معهود في الإحصاء التقليدي أن الدلالة الإحصائية للفرق بين متوسطين مثلا تدل على وجود ذلك الفرق في المجتمع بدلالة إحصائية أو نسبة شك لا تتعدى 0,05. مثلا. غير أن الدلالة الإحصائية باستعمال مربع كاي في سياق النمذجة بالمعادلات البنائية تدل على أن النموذج المفترض أي مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض تختلف عن مصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة. أما قيمة مربع كاي غير الدالة إحصائيا وهي ما يريدنا أو يتطلع إليها الباحث فتدل على عدم وجود فروق جوهرية بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض أو المتوقع، ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة، وبتعبير آخر النموذج المفترض يتطابق مع البيانات.

إن قيمة مربع كاي تساوي صفراً، وتخلو من درجات الحرية، عندما يكون النموذج المفترض من حيث التعيين مشبعاً. بمعنى إذا كان مربع كاي يساوي صفراً، معنى ذلك أن النموذج المفترض يطابق البيانات تماماً (أي مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض تتطابق تماماً مع مصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة). وكلما ازدادت قيمة مربع كاي، فإن مطابقة النموذج تزداد سوءاً. وبالتالي يعتبر مربع كاي مؤشراً لسوء المطابقة "badness-of-fit" وليس لحسن المطابقة، لأنه كلما ارتفعت قيمته كلما تدهورت مطابقة النموذج المفترض للبيانات.

غير أن مربع كاي ينطوي على عيوب كثيرة، ولذلك ينصح باستعماله بمعية مؤشرات أخرى لحسن المطابقة. من ذلك حساسيته لحجم معاملات الارتباط، فمعاملات الارتباط المرتفعة تؤدي إلى ارتفاع قيمة مربع كاي. كما أن مربع كاي يتأثر كثيراً بحجم العينة. فكلما ازداد حجم العينة (وهو الوضع العادي عند استعمال المعادلات البنائية) كلما ازداد احتمال رفض مطابقة النموذج للبيانات، على الرغم من أنه لا توجد أحيانا إلا فروق طفيفة بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة. كما يؤخذ على مربع كاي قيامه على افتراض وجود مطابقة تامة بين بيانات النموذج المفترض وبيانات العينة، وهو وضع مثالي يستحيل تحقيقه في الواقع. بينما توجد مؤشرات أخرى أكثر واقعية تقوم على افتراض مطابقة تقريبية، أو تقوم على مقارنة مطابقة النموذج بنموذج منعدم العلاقات أو مستقل (لا توجد علاقات بين متغيراته الملاحظة أو الكامنة، أو النموذج الذي يحتوي فقط على تباينات المتغيرات أي علاقتها مع نفسها ولا يحتوي على قيم التباين الدالة على علاقة المتغيرات بغيرها في النموذج).

جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) *Root Mean Square Residual* وجذر متوسط

مربعات البواقي المعيارية (SRMR) *Standardized Root Mean Square Residual*

من مؤشرات المطابقة المطلقة الهامة مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square Residual (RMR). ويركز هذا المؤشر على تحليل قيم مصفوفة بواقي التباين والتغاير التي تنتج عن الفروق بين قيم مصفوفة التباين والتغاير القائمة على بيانات العينة، وقيم مصفوفة التباين والتغاير المتوقعة القائمة على النموذج المفترض. والوضع المثالي أن تتطابق قيم تباين وتغاير المصفوفتين بحيث أن قيم البواقي تساوي صفراً أو قريبة من الصفر. والمؤشر يعكس متوسط القيم المطلقة لتغاير البواقي. ويعتبر مؤشر (RMR) من مؤشرات سوء المطابقة، فإذا انخفضت قيمته بحيث تساوي صفراً دل ذلك على مطابقة تامة للنموذج المفترض، وكلما ارتفعت قيمته دل ذلك على مطابقة سيئة.

غير أن تغاير البواقي التي يقوم عليها حساب هذا المؤشر يجعل مدى نتائجه غير محدد بل تتأثر بوحدة قياس المتغيرات الملاحظة، وبالتالي إذا كانت الوحدات التي قيست بها المتغيرات الملاحظة أو المقاسة متباينة، فإن اختلاف وحدات قياسها يجعل من الصعب تأويل نتائج هذا المؤشر. أما مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) فيقوم على تحويل كل من مصفوفة التباين والتغاير للعينة ومصفوفة التباين والتغاير للنموذج المتوقع أو المفترض إلى مصفوفتي معاملات الارتباط. ونستنتج من ذلك أن المؤشر (SRMR) هو مقياس متوسط البواقي المطلقة لمعاملات الارتباط، أي الفرق العام بين الارتباطات الملاحظة للعينة والارتباطات المتوقعة للنموذج المفترض (Byrne, 1998, Browne, 2006; Kline, 2005).

وتدل قيم مؤشر المطابقة (SRMR) التي تقل عن (٠,١) على مطابقة جيدة عموماً (Maruyama, 1998; Raykov & Marcoulides, 2006).

الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation

.(RMSEA)

من أفضل المؤشرات والتي أظهرت دراسات المضاهاة تفوقه وأدائه الجيد الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) .Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) إن مؤشر (RMSEA) يأخذ بعين الاعتبار خطأ الاقتراب error of approximation في المجتمع بحيث أن السؤال التالي يعكس دوره: إلى أي حد يقوى النموذج المفترض الذي يحتوي على برامترات مجهولة لكن التي تم تقدير قيمتها بكفاءة على تحقيق مطابقة مع مصفوفة التباين والتغاير للمجتمع عند توفرها؟ إن مؤشر (RMSEA) يقيس التباعد عن طريق درجات الحرية، مما يجعله حساسا لعدد البرامترات الحرة التي تحتاج إلى تقدير في النموذج المفترض وبتعبير آخر يتأثر بمدى تعقيد النموذج.

إن القيم التي تقل عن (0,05) تدل على مطابقة جيدة، والقيم التي تتراوح من (0,05) إلى (0,08) تدل على وجود خطأ تقارب معقول في المجتمع ، والقيم التي تتراوح من (0,08) إلى (0,10) تدل على مطابقة غير كافية mediocre fit، وإذا تجاوزت قيم المؤشر (0,10) دلت على مطابقة سيئة. ويستنتج من ذلك أن مؤشر (RMSEA) مؤشر سوء المطابقة بحيث أن القيمة صفر تدل على أفضل مطابقة ممكنة، وكلما ارتفعت قيمتها كلما قلت جودة المطابقة وازدادت سوءا (Browne, 2006; Raykov & Marcoulides, 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

ومن إيجابيات هذا المؤشر إمكانية تحديد حدود الثقة له بنسبة 90% حدود الثقة حول قيمة المؤشر والتي تدل على مدى دقة التقدير. فإذا كانت قيمة مؤشر (RMSEA) صغيرة أي دون (0,05) فإنها تدل على مطابقة جيدة للنموذج إذا اعتمدت نتيجة المؤشر لوحدها بدون مراعاة حدود الثقة. لكن عند أخذ حدود الثقة للمؤشر في الحسبان للحكم

على مستوى المطابقة، فإذا كان مجال حدود الثقة واسعاً، فيستنتج من ذلك أن قيمة التقدير التقاربي غير دقيقة إلى درجة كبيرة، وبالتالي استبعاد إمكانية وجود تقدير دقيق لدرجة المطابقة في المجتمع. وعلى النقيض من ذلك، فإذا كانت حدود الثقة ضيقة فقد يدل ذلك على درجة كبيرة من الدقة لمؤشر (RMSEA) الذي يعكس مطابقة النموذج في المجتمع (Schumacker & Lomax, 1996).

وإجمالاً، فإذا كان الطرف الأصغر لحدود الثقة لمؤشر (RMSEA) أصغر بكثير من ٠.٠٥ أي صفراً أو قريبة من الصفر، والطرف الأكبر لا يتعدى ٠.٠٨؛ دل ذلك على مطابقة النموذج المفترض للبيانات (Byrne, 1996, 2006).

غير أن اتساع مجال الثقة أو انحصاره قد يتأثر بحجم العينة وبعدد البارامترات الحرة التي يراد تقديرها. فمثلاً، فإن النماذج النظرية المركبة أو المعقدة، أي تلك التي تحتوي على أكبر عدد من البارامترات الحرة ترتبط بمدى أوسع لحدود ثقة قيم المؤشر إلا إذا كان حجم العينة واسعاً.

كما أنه يوجد اختبار مستوى الدلالة للحكم على جودة مطابقة النموذج المفترض باستعمال مؤشر (RMSEA)، ويسمى هذا الاختبار الإحصائي بالمطابقة الجيدة Close Fit (CFit). ويمكن تعريفه إجرائياً بأنه قيمة مؤشر (RMSEA) التي تقل أو تساوي (٠,٥). وتدل القيم الاحتمالية غير الدالة التي تتعدى (٠,٥) [أو التي تتعدى (٠,٥)] كما ينصح بذلك بعض المتخصصين] على قبول مطابقة النموذج (Byrne, 1996, 2006).

مؤشر المطابقة المقارن (CFI) the Comparative Fit Index

يعتبر مؤشر المطابقة المقارن (CFI) the Comparative Fit Index من أفضل المؤشرات القائمة على المقارنة. ويقوم منطقه على ما سبق توضيحه بمقارنة مربع كاي لنموذج البحث أو المفترض بقيمة مربع كاي للنموذج المستقل (Kline, 2005).

وكقاعدة عملية تنطبق على هذا المؤشر ومؤشرات المقارنة الأخرى، فإن القيمة التي تتعدى (٠,٩٠) يمكن أن تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو المفترض، علما بأن قيم هذا المؤشر تتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح (Raykov & Marcoulides, 2006).

مؤشر تاكر- لويس Tucker-Lewis Index (TLI) أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index (NNFI).

ويوجد مؤشر آخر يدعى بمؤشر تاكر- لويس Tucker-Lewis Index (TLI) وأحيانا يسمى بمؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index (NNFI). وينطوي هذا المؤشر فضلا عن منطق المقارنة بنموذج قاعدي (النموذج المستقل أو نموذج العدم) على دالة عقابية A penalty function عند تعقيد النموذج بإضافة بارامترات حرة (لتقدير قيمتها في النموذج المفترض) بدون جدوى، أي بدون أن تؤدي هذه الإضافة إلى أي تحسن في مستوى المطابقة للنموذج المفترض؛ وذلك لتعويض أثر تعقيد النموذج المفترض. ومعادلة مؤشر Tucker-Lewis Index (TLI) تبدو كما يلي:

$$TLI = [(\chi^2_{\text{null model}} - df_{\text{target model}}) / (\chi^2_{\text{null model}} - df_{\text{null model}} - 1)]$$

ويقصد بـ $\chi^2_{\text{null model}}$ قيمة مربع كاي للنموذج المستقل أو نموذج العدم، ويدل الحد: $df_{\text{null model}}$ على درجات الحرية للنموذج المستقل، ويدل التعبير $\chi^2_{\text{target model}}$ على قيمة مربع كاي للنموذج المفترض، وتدل $df_{\text{target model}}$ على درجات الحرية للنموذج المفترض.

وإذا كان مؤشر (CFI) له مجال محدد، فإن مؤشر (TLI) يفتقر إلى مجال محدد للقيم أو المعايير بحيث تقع بعض قيمه خارج المدى الذي يتراوح من الصفر إلى الواحد، لذلك فهو غير معياري. غير أن تأويله يسري على شاكلة مؤشر (CFI)، أي أن قيم مؤشر (TLI) التي تفوق (٠,٩٠) تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو النموذج المفترض (Brown, 2006; Kline, 2005).

مؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-Fit Index بمؤشر حسن المطابقة
المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI) مؤشر حسن المطابقة
الاقتصادي Parsimony Goodness -of-Fit Index (PGFI)

ومن مؤشرات المطابقة المطلقة، مؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-Fit Index. ويدل على نسبة التباين والتغاير التي يستطيع النموذج الذي يفترض الباحث تفسيره (إلى أي حد يتمكن النموذج المفترض من تزويدنا بمعلومات عن علاقات أو وضع النموذج النظير له في المجتمع). ولتوضيح دلالة هذا المؤشر، يمكن القول أنه يرادف دور معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد المتعدد R^2) في معادلات الانحدار المتعدد؛ إذ تدل R^2 على نسبة التباين في المتغير التابع التي تفسرها المتغيرات المستقلة (Kelloway, 1998).

وعند أخذ عدد البارامترات الحرة في النموذج النظري بعين الاعتبار عند حساب مؤشر (GFI)، فإن المؤشر الناتج يدعى بمؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI) اختصاراً، أي أنه يصحح قيمة (GFI) بخفضها كلما ازداد تعقيد النموذج (Kline, 2005). ويتجلى أثر تعقيد النموذج في أنه كلما ازدادت عدد البارامترات الحرة للتقدير في النموذج المفترض ازدادت نسبة التباين المفسر، ولذلك فإن المؤشر يأخذ عدد البارامترات بعين الاعتبار مصححاً نتيجة القيمة الدالة على المطابقة بتخفيضها كلما ازداد عدد البارامترات. ومع ذلك، فقد أمسى هذا المؤشر (AGFI) قليل الظهور والاستعمال في الدراسات التطبيقية؛ ربما نتيجة لأدائه غير الكافي (عيوبه أو مواطن قصوره العديدة) التي أظهرتها البحوث التقويمية المنهجية المتخصصة، وبالتالي صار أقل استعمالاً من مؤشر (GFI) (Kline, 2005).

ولقد اقترح أيضاً مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي Parsimony Goodness - of-Fit Index (PGFI) الذي يعمل على تصحيح قيمة المؤشر وذلك بالأخذ بعين الاعتبار

مدى تعقيد النموذج . غير أنه حساس لحجم النموذج المفترض أي عدد المتغيرات المقاسة أو الملاحظة للنموذج.

إن مجال كل من (GFI) و (AGFI) و (PGFI) يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث أن قيم هذه المؤشرات القريبة من الواحد تدل على مطابقة جيدة والقريبة من الصفر تدل على مطابقة رديئة للنموذج النظري أو المفترض (Diamantopoulos & Siguaw, 2000).

غير أنه لا توجد معايير محددة وواضحة بحيث توضح المستوى الذي يجب ألا ينخفض المؤشر دونه وإلا اعتبر النموذج يفتقر للمطابقة، أو المستوى الذي يجب أن يتعداه المؤشر كدليل على حسن مطابقة النموذج للبيانات. وكإرشادات تقريبية عملية، فإن قيمة كل من مؤشر (GFI) ومؤشر (AGFI) التي تساوي أو تتجاوز (٠,٩٠) تدل على مطابقة النموذج المفترض للبيانات. أما بالنسبة لمؤشر (PGFI) فينبغي أن تتجاوز قيمته ٠,٥ (ومن الأفضل أن تتعدى قيمته ٠,٦) للدلالة على جودة مطابقة النموذج للبيانات.

مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI) ، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) ومؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI).

ومن مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، نذكر مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI) ، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) ، ومؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI). إن الفكرة المنطقية التي تقوم عليها المؤشرات السابقة تتجلى في

مقارنة النموذج المفترض (النموذج الذي يفترضه الباحث) بالنموذج الذي ينطوي على نفس متغيرات النموذج المفترض لكن بدون احتوائه على علاقات بين هذه المتغيرات، ولذلك يسمى النموذج الأخير بنموذج العدم أو ذي المتغيرات المستقلة (Null or independence model). وبتعبير آخر، قيام المؤشرات السابقة على مقارنة النموذج النظري الذي ينطوي على العلاقات التي يفترضها الباحث بالنموذج السيء (نموذج العدم أو نموذج المتغيرات المستقلة) من حيث تمثيله لبيانات العينة. إن النموذج المستقل أو العدم يمثل الحالة المتطرفة الدالة على عدم وجود علاقات بين المتغيرات. وبالتالي، فمقارنة مربع كاي للنموذج المفترض النظري بمربع كاي لنموذج انعدام العلاقات هدفه تقدير مدى التحسن في المطابقة التي أحرز عليها النموذج المفترض النظري مقارنة بسوء مطابقة نموذج العدم للبيانات.

ويحسب مؤشر NFI بالمعادلة التالية:

$$NFI = (\chi^2_{\text{null model}} - \chi^2_{\text{target model}}) / \chi^2_{\text{null model}}$$

أي يعرف مؤشر المطابقة المعياري NFI بنسبة نتيجة الفرق بين قيمة مربع كاي لنموذج العدم $\chi^2_{\text{null model}}$ وقيمة مربع كاي للنموذج المفترض $\chi^2_{\text{target model}}$ إلى قيمة مربع كاي لنموذج العدم. وتتراوح قيم هذا المؤشر من الصفر إلى الواحد (0-1) بحيث أن قيمه التي تتجاوز (0,9) تدل على مطابقة جيدة للنموذج النظري أو المفترض. وتقرأ نتائج هذا المؤشر بأن قيمة المؤشر تدل على نسبة التحسن في المطابقة التي أجزها النموذج المفترض عن النموذج القاعدي المتمثل في نموذج العدم (Brown, 2006).

فمثلاً إذا كان مؤشر NFI يساوي (0,90)، فمعنى ذلك أن النموذج المفترض الذي اقترحه الباحث يتفوق بنسبة 90% من حيث جودة المطابقة على نموذج العدم. ورغم

الاستعمال الواسع لهذا المؤشر، غير أنه يتأثر بمدى تعقيد النموذج، أو عدد البارامترات المجهولة أو الحرة الواجب تقديرها التي ينطوي عليها النموذج .

ولذلك، فإن المؤشر الآخر الذي يدعى مؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) يصحح المؤشر السابق بأخذ درجات الحرية بعين الاعتبار وذلك على النحو التالي:

$$(\chi^2_{\text{null model}} - df_{\text{null model}}) / (\chi^2_{\text{target model}} - df_{\text{target model}})$$

وواضح أن مؤشر (NNFI) يوظف درجات الحرية لكلا النموذجين: النموذج المفترض ونموذج العدم. ورغم هذا التصحيح لتقليص نزعة مؤشر (NFI) إلى خفض تقدير مستوى مطابقة النموذج المفترض، غير أن مؤشر (NNFI) قد يؤدي إلى تقديرات تتعدى مداه النظري أو مداه المعياري الذي يتراوح من الصفر إلى الواحد. فقيم هذا المؤشر المحسوبة قد تتعدى مجال قيمه النظرية التي تتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح. كما أن قيمته تميل إلى الانخفاض مقارنة بمؤشر (NFI) ومؤشر (PNFI) عندما يكون حجم العينة صغيراً.

إن قيم هذا المؤشر التي تتجاوز ٠,٩٠ تدل على مطابقة جيدة للنموذج. وتجدر الإشارة إلى أن هذا المؤشر هو ذاته المؤشر الذي سبق أن تطرقنا إليه في الدفعة الأولى للمؤشرات تحت مسمى مؤشر تاكر. لويس (Tucker-Lewis Index (TLI) (Brown, 2006; Raykov & Marcoulides, 2006).

وبالنسبة لمؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي (PNFI) فيهدف أيضاً إلى تصحيح أثر تعقيد النموذج المفترض شأنه في ذلك شأن مؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI). بمعنى يفضلان النماذج المفترضة البسيطة. غير أنه حساس جداً لحجم النموذج أو عدد المتغيرات المقاسة أو الملاحظة التي ينطوي عليها. ومعنى ذلك أن الانخفاض الذي يطرأ على قيمة المؤشر نتيجة تعقيد النموذج يكون كبيراً عندما يكون عدد المتغيرات الملاحظة أو المقاسة في

النموذج قليلا نسبيا) كأن يكون عددها عشر متغيرات ملاحظة أو أقل من ذلك). وقيمته التي تتعدى ٠.٥٠ (والأفضل أن تكون أكبر من ٠.٦) تدل على مطابقة النموذج (Byrne, 1998; 2006; Loehlin, 2004).

المؤشر اللامركزي النسبي (RNI)

وأخيرا فإن المؤشر اللامركزي النسبي Relative Non centrality Index بمائل مؤشر المطابقة المقارن باستثناء أن قيمه يمكن أن تكون قيما سالبة. ولذلك يعتبر مؤشر (CFI) أفضل من هذا المؤشر (أي مؤشر RNI) لأنه ينطوي على مدى نظري ثابت يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح (Kline, 2005).

مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) Expected Cross-Validation Index

إن مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) اختبار مدى اتساق أداء النموذج عند الانتقال من عينة الدراسة إلى عينات أخرى بحيث تنتمي هذه العينات لنفس المجتمع، أي أن تقديرات معالم أو برامترات النموذج المفترض يمكن استنساخها (نتائج تقدير البرامترات) أو تكرارها أو إعادة إنتاجها في عينات أخرى لنفس المجتمع. وفيما يقيس الفرق بين مصفوفة التباين والتغاير للعينة ومصفوفة التباين والتغاير المتوقعة التي يمكن الحصول عليها من عينة أخرى من نفس الحجم ومن نفس المجتمع.

ويستعمل المحك في العادة عندما يراد المفاضلة بين نموذجين أو نماذج بديلة، بحيث تحسب قيمة المحك لكل نموذج، وترتب النماذج حسب موقعها على المحك بحيث يعتبر النموذج الذي يحصل على أدنى قيمة على المحك أفضلها مطابقة، أي أكثرها قدرة على إعادة إنتاج نفس المطابقة في عينات أخرى من نفس الحجم ومن نفس المجتمع. ومؤشر

(ECVI) يمكن أن يأخذ أي قيمة، ولذلك ليس له مجال محدد ثابت من القيم. وبعض البرامج الإحصائية تحسب أيضا ٩٠% مستوى الثقة لهذا المؤشر.

محك المعلومات لأيكايك (AIC) Akaike Information Criterion ومحك المعلومات

المتسق لأيكايك (CAIC)، محك المعلومات لبائيس Bayes Information Criterion

(BIC). ومحك براون كاديك (BCC) Browne- Cudeck Criterion

إن محك المعلومات لأيكايك (AIC) Akaike Information Criterion ومحك المعلومات المتسق لأيكايك (CAIC) Consistent Akaike Information Criterion يختبران حسن المطابقة وخاصة الاقتصاد في استعمال البارامترات الحرة التي تتطلب التقدير في النموذج المفترض، ولذلك يأخذان بعين الاعتبار المقاييس الإحصائية لجودة المطابقة، وكذلك عدد بارامترات النموذج التي تحتاج إلى تقدير.

ويمكن شرح مسألة تعقيد النموذج كالتالي: إن إضافة بارامترات إلى النموذج (أو تحرير بعض البارامترات المقيدة أو المثبتة بقيمة ثابتة في النموذج) وبالتالي الرفع من مستوى تعقيد النموذج (عدد البارامترات الحرة يزداد عن ذي قبل) يؤدي دائما إلى تحسن في مطابقة النموذج لبيانات العينة، غير أن مقدار هذا التحسن غير كاف لتبرير الزيادة في تعقيد النموذج، أي لتبرير إضافة بارامترات إلى النموذج، وبتعبير آخر، أن النموذج الذي يحقق مطابقة مع البيانات بأقل عدد من البارامترات (مقتصدا في عدد البارامترات) أفضل من نموذج آخر يحقق ذات المطابقة ولكن بعدد أكبر من البارامترات (الافتقار إلى الاقتصاد في عدد البارامترات المقدر في النموذج).

غير أن محك (AIC) يعالج مشكلة تعقيد النموذج (مدى الاقتصاد في البارامترات المقدر في النموذج) من زاوية درجات الحرية (الذي يعكس عدد البارامترات

المقدرة في النموذج بحيث إذا قلت درجات الحرية ارتفع عدد البارامترات الحرة أو المجهولة القيمة، وإذا ارتفعت درجات الحرية قلت عدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير، مع إهمال أمر هام وهو حجم العينة. أما محك (CAIC) فيسد هذا النقص بأخذ حجم العينات بعين الاعتبار، غير أنه يمارس تصحيحاً أكثر صرامة لمستوى تعقيد النموذج مقارنة بكل من محك (AIC) ومحك (BCC) الذي سيأتي وصفه، ولا يضاهيه في هذا التصحيح العقابي عند ارتفاع تعقيد النموذج إلا محك (BIC) (Kline, 2005; Brown, 2006).

وتقوم المحكات الثلاث: محك (AIC) ومحك (CAIC) ومحك (BCC) على مسلمة هامة إبستمولوجية لها علاقة بفلسفة العلم فحواها أنه لا يوجد نموذج حقيقي فريد، وإنما توجد نماذج عدة تتسم بصحة أو صدق نسبي، وبالتالي فدور هذه المؤشرات أو المحكات محاولة المفاضلة بين النماذج موضوع الاختبار لانتقاء أفضلها.

إن صرامة محك (BCC) في تصحيح انعكاس تعقيد النموذج المفترض أكثر بقليل من محك (AIC). في حين أن محك (BIC) أكثر صرامة في تصحيح انعكاس تعقيد النموذج المفترض من كل من محك (AIC) ومحك (CAIC) ومحك (BCC)، وبالتالي يمتاز بنزعة تفضيل النماذج الأكثر اقتصاداً في البارامترات المقدرة. وتشير دراسات طريقة المضاهاة الإحصائية أن محك (BIC) ومحك (AIC) متكافئان في أدائهما (Kline, 2005).

وتجدر الإشارة إلى أن نتائج تحليلات الحزم الإحصائية المختصة غالباً ما تذكر القيم الناتجة عن تطبيق هذه المحكات على ثلاثة نماذج للمقارنة بينها وهي:

أولاً. النموذج الذي يراد اختباره (نموذج البحث أو النموذج المفترض).

ثانياً. النموذج المستقل أو نموذج العدم: النموذج الذي لا ينطوي على ارتباطات بين متغيراته.

ثالثاً . النموذج المشيع: وهو النموذج الذي يحتوي على عدد البارامترات الحرة أو التي تحتاج إلى تقدير بقدر احتوائه على عدد المتغيرات الملاحظة أو المقاسة.

ويتلخص منطق مقارنة النموذج المفترض (نموذج البحث) بالنموذج المستقل والنموذج المشيع في معرفة مستوى سوء مطابقة النموذج بمقارنته بأسوأ وضع للنموذج وهو الوضع الذي يمثله النموذج المستقل. فكلما اقتربت قيم المحكات السابقة عند تطبيقها على النموذج المفترض أو نموذج البحث من قيم ذات المحكات القائمة على النموذج المشيع، وابتعدت عن قيم هذه المحكات القائمة على النموذج المستقل كلما كان مستوى جودة المطابقة أعلى.

غير أن الباحثين يميلون إلى مقارنة نموذجين أو عدد من النماذج التي يصوغونها من منظورات نظرية مختلفة ويقومون بتطبيق بعض هذه المحكات لتساعدهم على اختيار أفضلها.

مؤشر حجم العينة الحرج لهولتر Hoelter's Critical N (CN)

وفي الأخير لا بد أن نتطرق إلى مؤشر حجم العينة الحرج لهولتر Hoelter's Critical N (CN) الذي يختلف عن المؤشرات المختلفة السابقة لأنه يركز مباشرة على كفاية حجم العينة المستعملة بدلا من التركيز على كفاية المطابقة. لقد انبثقت فكرة تطوير هذا المؤشر من محاولة إيجاد مؤشر مطابقة مستقل عن أي تأثير لحجم العينة، وبالتالي فالغرض من وضع هذا المؤشر تقدير حجم العينة الذي يكون كافيا للحصول على مطابقة كافية للنموذج عند استعمال مؤشر مربع كاي. وتعتبر مطابقة النموذج المفترض للبيانات مرضية أو كافية إذا كانت قيمة مؤشر (CN) أكبر من (٢٠٠). فمثلا إذا استعملنا عينة قوامها ٢٧٠ فردا، فإذا وجدنا أن قيمة مؤشر (CN) تساوي ٢٢٠ ، فإن قيمة المؤشر التي تجاوزت (القيمة

٢٠٠) تدل على أن حجم العينة (٢٢٠) تعتبر كافية لتمكين النموذج المفترض من تحقيق مطابقة كافية (Byrne, 1998; Brown, 2006, Kline, 2005).

حدود مؤشرات المطابقة

لقد اندهش القارئ بدون شك من كثرة مؤشرات المطابقة. ولعل السؤال الذي يتبادر إلى ذهنه هل تؤدي هذه المؤشرات . على اختلافها . إلى نتائج متسقة فيما يتعلق بمطابقة النموذج المفترض، أم من المحتمل جدا أن تختلف نتائجها، بحيث يمكن أن يدل بعضها على مطابقة مرضية للنموذج المفترض في حين يدل بعضها الآخر على سوء مطابقة لذات النموذج. وإذا كانت الاختلافات بين أداء هذه المؤشرات المختلفة ممكنا، فأبي المؤشرات التي يجب أن تكون لها الأولوية في الاستعمال؟ وهل عندما تشير المؤشرات التي يستعملها الباحث إلى وجود مطابقة، فهل معنى ذلك أن النموذج صحيح من الناحية الدلالية أو النظرية؟ وهل دلالة ذلك أيضا أنه النموذج الوحيد والفريد الذي يطابق البيانات أم أنه من المحتمل أن توجد نماذج أخرى أكثر قدرة على تفسير بيانات المتغيرات من النموذج المختبر رغم تمتعه بمطابقة جيدة؟ أسئلة عديدة تطرح نفسها بحيث أن الإجابة عنها من شأنها تصحيح بعض الأفكار غير الدقيقة التي تكتنف استعمال مؤشرات حسن المطابقة ودورها في تبيان صحة النموذج.

إذن لا بد من التطرق إلى الجوانب التالية التي تعكس حدود دور مؤشرات المطابقة، وتصحح بعض التصورات غير الدقيقة التي رافقت استعمالها.

أولا . إن قيم مؤشرات المطابقة على اختلافها تدل فقط على المطابقة العامة أو الإجمالية للنموذج. فالمؤشرات قد تظهر مطابقة عامة جيدة للنموذج المفترض، رغم أنه قد يحتوي على مشاكل موضوعية في بعض جوانب النموذج (Brown, 2006; Byrne, 1998).

بمعنى أن بعض مسارات النموذج الدالة على علاقات المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة (الكامنة) أو متغيرات تابعة (كامنة) بمتغيرات تابعة (كامنة) قد تكون سالبة بينما هي في الحقيقة موجبة؛ أو قد تكون قيمة مسار أو بعض المسارات غير دالة إحصائية ومع ذلك فإن الانطباع العام عن النموذج بناء على نتائج مؤشرات المطابقة العامة بأن مطابقة النموذج للبيانات جيدة.

والدرس المستقى من هذه الفكرة أنه لا ينبغي أن يكتفي الباحث بمؤشرات المطابقة التي استعملها، ويركن إلى نتائجها العامة بأن نموذجه المفترض يتمتع بمطابقة جيدة للبيانات بدون أن يتبع ذلك بفحص دقيق موضعي لجوانب النموذج، ليكشف عن بعض مواطن الخلل في النموذج رغم توفر النموذج على مطابقة عامة.

ثانياً . إن المؤشرات التي أظهرت جودة المطابقة للنموذج المفترض يجب ألا تجعلنا نؤول بأن هذه المطابقة دليل على صحة التنظير، أو أنها دليل على صدق العلاقات المفترضة بين متغيرات النموذج المفترض، أو أنها دليل على أن نموذج البحث المفترض هو النموذج الوحيد الصحيح ، وأنه لا توجد نماذج أخرى منافسة له، أو نماذج أخرى في نفس الموضوع يمكن أن تتفوق عليه. إن تمتع نموذج معين بالمطابقة لا يعني إطلاقاً أنه قائم على تنظير صحيح، ولا يعني إطلاقاً أنه النموذج الوحيد في مجاله ولا توجد نماذج منافسة تتفوق عليه في جودة المطابقة مع البيانات (Browne, 2006; Raykov & Marcoulides, 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004) .

ثالثاً . عملية تقويم صحة النموذج ليست عملية فنية إحصائية صرفة تناط بعائق مؤشرات المطابقة وما يستتبع ذلك من تعديل للنموذج النظري بناء على مؤشرات التعديل

الإحصائية، وأن موضوع اختبار النموذج وتقويم صحته شأن إحصائي صرف ولا علاقة له البتة بتنظير الباحث. إن مؤشرات المطابقة يمكن أن تبين بأن النموذج النظري ضعيف المطابقة، ولا ينسجم مع البيانات، وبالتالي يحتاج إلى تعديل، لكن لا تستطيع إثبات صحة النموذج عندما تظهر المؤشرات الإحصائية مطابقتها مع البيانات، لأن ذلك لا يستبعد وجود نماذج نظرية أخرى أكثر جودة وصحة. لكن التأصيل النظري وتنظير الباحث هما اللذان يعززان المؤشرات الإحصائية بإمدادها بالأساس التنظيري، وبالبيانات والدليل النظري المنطقي على صحة النموذج.

ما هي المؤشرات الأكثر فعالية التي ينبغي استعمالها أكثر من غيرها؟

ليس من السهل تزويد القارئ بوصفة مختصرة عن مؤشرات المطابقة التي يجب استعمالها لتفوقها على المؤشرات الأخرى. لأن هذه المؤشرات تتبنى محكات مختلفة لتقويم جودة المطابقة، فالمؤشرات المطلقة تتبنى محك مدى تمثيل النموذج المفترض للبيانات، أي مدى قدرة النموذج النظري (العلاقات التي تؤلفه) على إعادة إنتاج البيانات (الفرق بين مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة)، في حين أن المؤشرات الاقتصادية تقوم جودة مطابقة النموذج من زاوية مدى اقتصاده في عدد البارامترات الحرة (أو العلاقات) المستعملة لتمثيل البيانات بدون أن يخل هذا الاقتصاد بقدرة النموذج المفترض على التفسير. وبالتالي عند تكافؤ أداء مؤشرات المطابقة المطلقة لنموذجين نظريين متنافسين، فإن النموذج الذي يقتصد في عدد البارامترات الحرة في التفسير يعتبر أكثر مطابقة من النموذج الذي يستعمل عددا أكبر من البارامترات الحرة لكونه يفتقر إلى خاصية الاقتصاد في عدد البارامترات الحرة الموظفة في النموذج.

معنى ذلك أن المؤشرات الاقتصادية لجودة المطابقة تنطلق من منظور آخر ومحكات أخرى تختلف عن المؤشرات المطلقة. وينسحب نفس الوضع على مؤشرات المقارنة التي تشتق

معناها من المقارنة بين النموذج النظري والنموذج القاعدي (الذي قد يكون النموذج المستقل)، أو من المقارنة أو المفاضلة بين النماذج النظرية ذاتها. فهي مؤشرات نسبية تختلف أساساً عن المؤشرات المطلقة والمؤشرات الاقتصادية.

ورغم صعوبة الحسم في قضية انتقاء المؤشرات الأكثر فعالية، تزودنا دراسات المضاهاة الإحصائية ببعض الإرشادات التي تتقاطع أو تتفق في الحكم على جودة بعض المؤشرات وتختلف في الحكم على فاعلية بعض المؤشرات الأخرى. فبراون في معالجته النقدية لأداء مؤشرات المطابقة، اعتمد توصيات "هيو" و"بنتلر" (Hu & Bentler, 1998, 1999) القائمة على دراسات مضاهاة مستفيضة، والتي مفادها أن مؤشرات المطابقة التي أظهرت فعالية أكثر من غيرها هي:

١ . الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

٢ . جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) Root Mean Square Residual

٣ . مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)

٤ . مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index (TLI) وأحياناً يسمى بمؤشر المطابقة غير المعيارى Non-Normed Fit Index (NNFI).

ويرى "ديامونتبولوس" و"سيجو" ولاعتبارات عملية، أنه من الأفضل استعمال المؤشرات التالية بالإضافة إلى مربع كاي:

١ . الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

٢ . مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)

٣ . جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) Root Mean Square Residual

٤ . مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index

٥ . مؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-Fit Index

شوماخر ولوماكس (Schumacker & Lomax, 2004) في كتابهما الواسع الانتشار عن النمذجة بالمعادلات البنائية، وعند معالجتهما للمعلومات التي ينبغي للباحث أن يذكرها بخصوص مؤشرات المطابقة في تقرير بحثه عند استعمال النمذجة بالمعادلات البنائية، ينصحان باستعمال المؤشرات التالية علاوة عن استعمال مربع كاي:

١ . الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

٢ . مؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-Fit Index

٣ . مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index

٤ . مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير (NFI) Normed Fit Index

٥ . محك المعلومات لأيكايك - Akaike Information Criterion (AIC) وذلك عند مقارنة النماذج الهرمية (أحدها محتوي في الآخر)

٦ . مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI) لتقدير صدق النموذج في العينات الأخرى باستعمال عينة واحدة.

يركز كلاين (Kline, 2005) ، وهو من الثقاة في مجال النمذجة، وأسوة بمجموعة من المتخصصين في هذا المجال ومن أمثلتهم "بومسمة" (Boomsma, 2000)؛ "ماك دونالد" و "هو" (McDonald & Ho, 2002) بأن مؤشرات المطابقة التي أثبتت الدراسات التقويمية

جدارتها، والتي تفوقت أداء على المؤشرات الأخرى تتمثل بالإضافة إلى مربع كاي في المؤشرات التالية:

١ . الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

٢ . جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) Root Mean Square Residual

٣ . مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index

ويلاحظ شريبر وآخرون (Schreiber, et al., 2006) . بعد إجراء دراسة نقدية تقويمية حول المنهجية التي اعتمدها البحوث المنشورة في مجلة الدراسات التربوية (The Journal of Educational Research) عند توظيفها للنمذجة عن طريق المعادلات البنائية بما في ذلك نمذجة التحليل العاملي التوكيدي . بأن مؤشرات المطابقة الأكثر تواترا في هذه الدراسات تمثلت في مؤشر المطابقة المعياري (Normed Fit Index(NFI)؛ ومؤشر تاكر- لويس (TLI) Tucker-Lewis Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري (Non-Normed Fit Index(NNFI)؛ ومؤشر المطابقة التزايدية (Incremental Fit Index (IFI)؛ ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)؛ ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) ثم يفصحون عن موقفهم بناء على الدراسات بأنهم يوصون باستعمال مؤشرات المطابقة التالية:

١ . مؤشر تاكر- لويس (TLI) Tucker-Lewis Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index(NNFI) .

٢ . مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit Index .

٣ . ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of

. Approximation (RMSEA)

٤ . محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC) وذلك عند مقارنة النماذج.

بعد استعراض اقتراحات هؤلاء النقاد، نجد أن مؤشرين حازا على صدارة الاختيار أو الترشيح وهما مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI). تليها المؤشرات الأخرى المذكورة سالفا وهي: مؤشر تاكر. لويس Tucker-Lewis Index (TLI) أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index (NNFI)؛ ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Root Mean Square Residual (SRMR), ومؤشر حسن أو جودة المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI)، ومؤشر محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion (AIC), ومؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)

ومن جهة أخرى، نجد أن هذه المؤشرات التي أثبتت الدراسات التقويمية فاعليتها مقارنة بمؤشرات المطابقة الأخرى، تغطي المحكات المتباينة التي اعتمدت في تصنيف مؤشرات المطابقة على اختلافها وتنوعها. فمثلا، نلاحظ أن مؤشر مربع كاي χ^2 ، ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Root Mean Square Residual (SRMR), ومؤشر حسن أو جودة المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI) تنتمي إلى مجموعة المؤشرات المطلقة؛ في حين أن مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)، ومؤشر تاكر. لويس (TLI) Tucker-Lewis Index أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit Index (NNFI)، تنتمي إلى مجموعة مؤشرات المقارنة. أما محك المعلومات لأيكيك Akaike Information Criterion

(AIC)، ومؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) يصنف غالبا في زمرة مؤشرات المطابقة الاقتصادية (ومع ذلك فإن مؤشر RMSEA يصنف أحيانا في مجموعة المؤشرات المطلقة). ونخلص من ذلك كله بأن هذه المجموعة المصطفة من المؤشرات لا تمثل صنفا واحدا أو منظورا واحد بل تمثل الأصناف الثلاثة كلها أو المحركات كلها التي شكلت ضابط التصنيف الثلاثي لمؤشرات المطابقة.

غير أننا في الأمثلة التي سنتناولها بالدراسة والتوضيح سنستعمل جميع المؤشرات التي تتيحها الرزم الإحصائية المستعملة في تحليل بيانات الأمثلة (رزمة ليزرل ورزمة إكس)، مع إعطاء وزن أكثر للمؤشرات السابقة ذات الفعالية.

التطبيق على المثال: نتائج مؤشرات المطابقة للنموذج العاملي المفترض.

بعد إعداد ملف التعليمات لاختبار نموذج المثال الموضح في الشكل (٢-١) في الفصل الثاني، استعملنا حزمة ليزرل لتحليل البيانات. وقبل التعرف على نتائج مؤشرات المطابقة يعرض ليزرل معلومة هامة تتعلق بإحصاء وتبيان موقع بارامترات النموذج التي تحتاج إلى تقدير (البارامترات الحرة)، وذلك كما يلي:

جدول (٣-٤) تعيين البارامترات الحرة وغير الحرة أو الثابتة parameter specifications

مصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عاملها		
LAMBDA-X		
	NEROTICI	EXTRAVER
	-----	-----
N1	0	0

N2	1	0
N3	2	0
N4	3	0
EX1	0	0
EX2	0	4
EX3	0	5
EX4	0	6

مصفوفة الارتباطات أو التباين بين العاملين الكامينين PHI

NEROTICI EXTRAVER

	-----	-----
NEROTICI	7	
EXTRAVER	8	9

THETA-DELTA

مصفوفة تباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات، عند افتراض أن الأخطاء مستقلة وبالتالي فإن الأرقام تشير إلى الخلايا القطرية التي تحتوي على تباين أخطاء قياس المؤشرات

N1	N2	N3	N4	EXT1	EXT2
-----	-----	-----	-----	-----	-----
10	11	12	13	14	15

THETA-DELTA

EXT3	EXT4
-----	-----
16	17

لاحظ أن البرنامج يعرض البرامترات المقدرية في ثلاث مصفوفات تحمل مسميات أحرف إغريقية. المصفوفة الأولى وتدعى لامبدا للمتغيرات المستقلة LAMBDA-X وهي مصفوفة تشبعت المؤشرات أو المتغيرات المقاسة (الموجودة في الصفوف) على المتغيرين أو العاملين الكامنين الموجودين بالعمودين. أما القيم فليست تشبعت وإنما تحصى البارامتر (التشبع) هل هو حر التقدير أم ثابت. وتدل الأصفار على البارامترات المثبتة، أما الأعداد التسلسلية (العدد) فتدل على البارامترات الحرة. إذن تدل مصفوفة لامبدا الخاصة بالتشبعات على وجود ٦ بارامترات (تشبعت للتقدير) حرة وهي تشبعت كل من N2, N3, N4 على neuroticism أي العصائية، وتشبعت كل من EX2, EX3, EX4 على extraversion أي العصائية.

أما المصفوفة الثانية المسماة بمصفوفة "فاي" PHI فتدل على التباين والتغاير بين العاملين الكامنين، ولذلك فالعدد التسلسلي (٧) والعدد (٩) يدلان على تباين العامل الأول (العصائية) والعامل الثاني (الانبساطية) على التوالي، ويدل العدد التسلسلي (٨) على تغاير العاملين السابقين. وتباين العاملين وتغيرهما كلها بارامترات تحتاج إلى تقدير (حرة).

وأخيرا نصادف مصفوفة "ثيتا-دلتا" THETA-DELTA وهي مصفوفة تتعلق بأخطاء المؤشرات. والمفروض أن تعرض البيانات (أو الأرقام التسلسلية) بشكل مصفوفة كاملة (تباين خطأ المؤشرات الثمانية الموجودة في بداية الصفوف توجد أيضا في رأس الأعمدة بحيث تدل الخلايا القطرية على تباين كل خطأ، في حين تدل الخلايا الأخرى على تغاير الأخطاء. غير أن الباحث افترض أن الأخطاء مستقلة ولا توجد علاقة بينها وبالتالي بقية الخلايا تكون صفرية باستثناء الخلايا القطرية التي تدل على التباين الذي تحتاج إلى تقدير. واختصارا في الحيز ذكرت بشكل صف من ثماني خلايا حسب عدد أخطاء المتغيرات. وأخطاء التباين الثمانية للمؤشرات تعتبر كلها بارامترات للتقدير أي حرة. وبالتالي

فإن العدد الإجمالي للبرامترات الحرة ١٧ . وهو نفس العدد الذي أحصيناه في السابق عندما كنا بصدد تعيين النموذج لتقدير درجات الحرية. إذن هذا الجزء من النتائج يمكنك من التأكد من صحة تعيينك للبرامترات الحرة.

بعد ذلك ينبغي أن نطلع على مؤشرات المطابقة للنموذج المفترض ككل، وتزود حزمة ليزرل . شأنها في ذلك شأن الحزم الإحصائية المتخصصة الأخرى . مستعملها بعدد كبير من المؤشرات سواء أكانت المؤشرات التي أظهرت دراسات المضاهاة الإحصائية التقويمية جودتها أو المؤشرات الأقل جودة. إن مؤشرات المطابقة للنموذج ككل لمثالنا كما تعرضها حزمة ليزرل هي كما يلي [الجدول (٣-٥)]:

جدول (٣-٥) مؤشرات المطابقة المختلفة كما تعرضها حزمة ليزرل.

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 19

Minimum Fit Function Chi-Square = 13.2318 (P = 0.8265)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 12.6610 (P = 0.8555)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 4.5222)

Minimum Fit Function Value = 0.05314

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.01816)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.03092)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.9924

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2129

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2129 ; 0.2310)

ECVI for Saturated Model = 0.2892

ECVI for Independence Model = 7.0768

Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 1746.1242

Independence AIC = 1762.1242

Model AIC = 46.6610

Saturated AIC = 72.0000

Independence CAIC = 1798.2959

Model CAIC = 123.5259

Saturated CAIC = 234.7726

Normed Fit Index (NFI) = 0.9924

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.0049

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.6734

Comparative Fit Index (CFI) = 1.0000

Incremental Fit Index (IFI) = 1.0033

Relative Fit Index (RFI) = 0.9888

Critical N (CN) = 682.0501

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.6947

Standardized RMR = 0.01944

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9874

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9762

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.5212

وليس شرطاً أن يستعمل الباحث كل المؤشرات، ولكن يمكن أن يستعمل مجموعة منها بحيث أن كل مؤشر يقدر المطابقة من زاوية مختلفة. ولقد صنفنا في السابق هذه

المؤشرات على تعددها إلى مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices، والمؤشرات الاقتصادية Parcimony Correction Indices، ومؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative Fit Indices / incremental Fit Indices. وينبغي إيراد على الأقل مؤشر من مؤشرات كل مجموعة، ولا ينبغي أن تكون المؤشرات التي يستعملها الباحث لاختبار مطابقة نموذجه تنتمي كلها إلى صنف واحد فقط. كأن تكون كلها مؤشرات مطلقة مثلا، بل يستحسن أن يكون بعضها من المؤشرات المطلقة وبعضها من مؤشرات المقارنة وبعضها من المؤشرات الاقتصادية.

ولقد أعدنا تنظيم نتائج مؤشرات المطابقة مستعملا التصنيف الثلاثي السابق، بطريقة أكثر وضوحا في الجدول (٦-٣).

جدول (٦-٣) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية والنموذجية للنموذج العاملي الثنائي العوامل للشخصية .

الاختصار الذي يعرف به المؤشر	الترجمة العربية له	القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة	قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)
مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices			
χ^2	مربع كاي	مربع كاي = ١٣.٢٣ بدرجات حرية ١٩ (p=0.83) غير دال إحصائيا	— أن تكون غير دالة. — إذا كان يساوي صفرا يدل على مطابقة تامة.
(RMR)	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي	يساوي ٠.٦٩	— ينبغي أن تكون دون (٠,١)

	يساوي ٠.٠٢	مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية	(SRMR)
– ينبغي أن تكون دون (٠,١)			
	يساوي ٠.٩٨	مؤشر حسن المطابقة	(GFI)
– يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)			
	يساوي ٠.٩٨	مؤشر حسن المطابقة المصحح	(AGFI)
– يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)			
	يساوي ٠.٥٢	مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي	(PGFI)
– ينبغي أن يكون أكبر من ٠.٥٠ والأفضل أن يتعدى ٠,٦			
مؤشرات الافتقار للاقتصاد Parcimony Correction Indices			
	يساوي ٠.٠٠		
– المؤشر دون (٠,٠٥) يدل على مطابقة جيدة			
– المؤشر بين (٠,٠٥-٠,٠٨) يدل على مطابقة مقبولة	حدود الثقة عند ٩٠%	الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب	(RMSEA)
– المؤشر بين (٠,٠٨-٠,١٠) يدل على مطابقة غير كافية mediocre	القيمة الصغرى: ٠.٠٠		
– المؤشر أعلى من (٠,١٠) يدل على سوء المطابقة.	القيمة الكبرى: ٠.٠٣		

حدود الثقة عند ٩٠% الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى ٠.٠٠٨ ، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون ٠.٠٠٥ بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى ٠.٠٠٨			
يجب أن تكون قيمته أكبر من ٠.٥٠	تساوي ٠.٩٩	الدالة الإحصائية للمطابقة القريبة	P-Value for Close Fit
يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.	النموذج الحالي=٠.٢١ النموذج المشبع=٠.٣٠ النموذج المستقل=٧.٠٨	مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع	(ECVI)
يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.	النموذج الحالي=٤٦.٦٦ النموذج المشبع=٧٢.٠٠ النموذج المستقل=١٧٦٢.١٢	محك المعلومات لأيكيك	(AIC)
يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.	النموذج الحالي=١٢٣.٥٣ النموذج المشبع=٢٣٤.٧٧ النموذج المستقل=١٧٩٨.٣٠	محك المعلومات المتسق لأيكيك	(CAIC)

مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative / incremental Fit Indices			
(CFI)	مؤشر المطابقة المقارن	يساوي ١.٠٠٠	– قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠) تدل على مطابقة معقولة
(NNFI) أو (TLI)	مؤشر المطابقة غير المعياري أو مؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index	يساوي ١.٠٠٠	– قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠) تدل على مطابقة معقولة
(NFI)	مؤشر المطابقة المعياري	يساوي ٠.٩٩	– قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠) تدل على مطابقة معقولة
(PNFI)	مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي	يساوي ٠.٦٧	– قيمة المؤشر أعلى من (٠,٥) تدل على مطابقة معقولة، ويفضل أن يكون أكبر من (٠,٦).

إن أغلب مؤشرات المطابقة في الجدول (٣-٦) تدل على حسن مطابقة النموذج الموضح في الشكل (٢-١). فمثلا نجد أن مربع كاي الذي يساوي ١٣.٢٣ بدرجات حرية ١٩ غير دال إحصائيا. أي أن الفرضية الصفرية (H_0) التي مفادها أنه لا يوجد فرق بين النموذج المفترض أو المتوقع والنموذج الحقيقي المناظر له في المجتمع (θ) = Σ لا يمكن رفضها، أي يوجد تطابق بين نموذج المجتمع والنموذج المقيد المفترض أو المتوقع.

ثم إن أكثر مؤشرات المطابقة فعالية وأداء وهو الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) بحيث أن القيمة التي تقل عن 0.05 على هذا المؤشر تدل على مطابقة جيدة)، نجد أن قيمته في المثال الحالي تساوي 0.00 وبالتالي يدل على مطابقة متميزة.

ومن جهة أخرى، نجد أن مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) قيمته في المثال الحالي (0.02) وهو دون (0.1) مما يدل على مطابقة جيدة.

ويعتبر مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) من أفضل المؤشرات القائمة على المقارنة. فإن القيمة التي تتعدى (0.90) يمكن أن تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو المفترض، ونجد أن قيمته في المثال الحالي (0.98) تدل على تمتع النموذج بمطابقة مرتفعة.

والقيم الحالية لمؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI) ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI) كلها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة.

كما أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، نذكر منها مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI) ، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) أو مؤشر "ناكر-لويس" Tucker-Lewis Index (TLI)، باستثناء مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) كلها أعلى من (0.90)، بل تكاد قيمها تساوي الواحد الصحيح الذي يدل على وجود مطابقة تامة.

كما أن قيمة مؤشر الصديق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI) الذي يساوي (0.21) للنموذج المفترض الحالي أدنى من مؤشر الصديق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال Independence model المتغيرات، والنموذج المشبع Saturated model. ومحك المعلومات لأيكايك Akaike Information Criterion (AIC) وقيمته الحالية (46.66) أدنى من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات المتسق لأيكايك Consistent Akaike Information Criterion (CAIC) أصغر من قيم المؤشر لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

والخلاصة، عند مقارنة قيم المؤشرات المحسوبة كما تظهرها نتائج التحليل باستعمال حزمة ليزرل، بقيم المدى الأمثل لحسن المطابقة كما هو مبين في الجدول (٣-٦) السابق، يتبين جليا أن جل مؤشرات المطابقة تشير إلى تمتع النموذج بمطابقة إجمالية جيدة.

نتائج تقدير البارامترات الفردية للنموذج المفترض (تقويم المطابقة التفصيلية لعناصر النموذج):

بعد الاطمئنان على تمتع النموذج بمطابقة إجمالية، ننتقل إلى الفحص التفصيلي للنموذج المفترض لأن وجود مطابقة إجمالية جيدة ليس ضمانا كافيا على أن كل مكونات النموذج أو العلاقات المفترضة تخلو من مواطن الخلل. ومن الاستراتيجيات المتبعة لتقويم فعالية المكونات الفردية أو عناصر النموذج ما يلي:

أولا_ فحص قيم البارامترات التي تم تقديرها: وينبغي أن يركز هذا الفحص على الجوانب التالية:

أ. فحص قيم البارامترات ما إذا كانت تنطوي على شذوذ في إشارتها أو قيمها. كأن يتجاوز معامل الارتباط الواحد الصحيح الذي يمثل سقفه النظري. أو كأن تكون بعض قيم

التباين سالبة، علما أن قيم التباين يجب أن تكون دائما موجبة.

ب . الخطأ المعياري لقيم البارامترات،

ج . فحص الدلالة الإحصائية لقيم تقدير البارامترات (قيم معاملات الانحدار سواء أكانت تشبعات، أو مسارات بين متغيرات كامنة) أو كانت علاقات تغاير أو ارتباطات بين العوامل أو المتغيرات الكامنة.

د . هل مستوى المعاملات (أو العلاقات)، أي قيمها ترقى إلى المستوى المتوقع، أم أن قيم المعاملات أو العلاقات منخفضة على الرغم من دلالتها الإحصائية.

هـ ثم هل اتجاه العلاقات بعد حساب بارامترات النموذج تنسجم مع اتجاه العلاقات في النموذج المفترض، أي تتوافق مع التنظير أم تناقضه رغم كونها دالة إحصائيا، ورغم حجمها الكافي. قد يفترض النموذج أن العلاقة الارتباطية بين العاملين: العصائية والانبساطية سالبة، لكن قد تظهر نتائج التحليل بأنها موجبة، مما يناقض تنظير الباحث.

ثانيا . فحص مكون القياس للنموذج، أي مدى دقة المؤشرات واتساقها في قياس العوامل التي تنتسب إليها (الثبات)، ومدى صلاحية هذه المؤشرات وكفايتها وملاءمتها وتمثيلها واستيعابها للدلالة النظرية للمفاهيم أو العوامل التي تنتمي إليها (الصدق).

وفيما يلي نتائج تقدير بارامترات النموذج:

جدول (٣-٧) قسم من النتائج التي تنطوي على تقديرات قيم البرامترات غير المعيارية (مقاسة بوحدات قياسها الأصلية). وهذه البرامترات هي التشبعات، تغاير العاملين، وتباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات.

LAMBDA-X

مصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عواملها

EROTICI EXTRAVER

	العصائية	الانبساطية
N1	1.0000	--
N2	0.9421 (0.0525) 17.9452	--
N3	1.0706 (0.0603) 17.7554	--
N4	0.9968 (0.0517) 19.2737	--
EX1	--	1.0000
EX2	--	1.0745 (0.0790) 13.6089
EX3	--	0.9353 (0.0725) 12.9011
EX4	--	0.8137 (0.0725)

11.2246

مصفوفة التباين والتغاير بين العاملين: العصابية والانبساطية PHI

	NEROTICI	EXTRAVER
NEROTICI	25.4367 (2.9175) 8.7186	
EXTRAVER	-10.5542 (1.9313) -5.4647	23.1466 (3.2068) 7.2179

مصفوفة تباين أخطاء المؤشرات المقاسة THETA-DELTA

N1	N2	N3	N4	EX1	EX2
7.0533 (0.9123)	8.7816 (1.0050)	11.8074 (1.3361)	7.2168 (0.9217)	12.8534 (1.5900)	11.7182 (1.6118)
7.7309	8.7376	8.8374	7.8299	8.0837	7.2702
EX3	EX4				
12.2411 (1.4670)	16.0359 (1.6760)				
8.3441	9.5678				

يظهر هذا القسم من النتائج ثلاث مصفوفات من القيم التي تم تقديرها باستعمال دالة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood التي تعمل على العثور على تشكيلة من القيم للبرامترات موضوع التقدير بعد محاولات متعددة لتحقيق أقصى تقارب محتمل بين التباين والتغاير لمصفوفة النموذج ومصفوفة التباين والتغاير بين المؤشرات المقاسة للعينة. كما تظهر

النتائج مصفوفة قيم التشبعات المقدرة ، ومصفوفة التباين والتغاير للعاملين الكامينين المدروسين، ومصفوفة تباين الخطأ بدون تغاير (ارتباط) بين أخطاء القياس لأننا افترضنا أن هذه الأخطاء مستقلة. ولذلك وضعت في صف أو سطر بدل رصدها في مصفوفة اختصارا للحيز. كما ينبغي التنبيه إلى أن القيم المقدرة للبارامترات (التشبعات، تباين وتغاير العاملين، تباين الخطأ) رصدت كلها بوحداته قياسها (درجاتها) الأصلية وبالتالي فهي قيم غير معيارية.

في كل خلية من خلايا المصفوفات الثلاث السابقة توجد ثلاث قيم باستثناء خلية تشبع N1 على EROTICI، وخلية تشبع EXT1 على EXTRAVER التي تحتوي على قيمة ١ ، لأن هذين التشبعين ثبتا قبل التحليل لتوحيد وحدة القياس للمتغيرين أو العاملين الكامينين العصائية والانبساطية. فالقيم الأولى تدل على قيم تقدير البارامترات، والقيم الثانية الموضوعية داخل قوسين فتدل على الأخطاء المعيارية Standard error variance، والقيم الثالثة تدل على قيم النسبة التائية لستيوذنت t-test.

وقبل توضيح كيفية قراءة النتائج، لا بد أولا من نظرة فاحصة لقيم النتائج للكشف عن أي شذوذ مظهري لها، والشذوذ قد يتجلى في أن البارامترات المقدرة تنطوي على إشارات عكس ما هو متوقع. ففي مصفوفة فاي (مصفوفة التباين والتغاير بين المتغيرات الكامنة المستقلة أي بين العاملين)، لو أن قيمة التغاير بين العصائية والانبساطية رصدت موجبة (أي +10.55)، والعلاقة الموجبة تدل على أن الارتفاع في العصائية يرافقه ارتفاع في الانبساطية الأمر الذي يسري عكس التوقع بأن العصائية تقترب بانخفاض الانبساطية، فيجب أن تكون قيمة التغاير سالبة وليست موجبة. أظهر التحليل أن معامل الارتباط بين عامل العصائية وعامل الانبساطية يساوي (-0.43) كما هو موضح في الرسم التخطيطي للنموذج في الشكل (٣ ← ٢). ثم إن معاملات الارتباط لم تتعدى سقفها النظري أي لا توجد ارتباطات تتعدى قيمها الواحد الصحيح.

أيضا يجب ألا تكون قيمة تباين معين أو بعض قيم التباين سالبة الإشارة سواء

أكانت قيم تباين المتغيرات الكامنة أو العوامل، أو قيم تباين الخطأ لأن وجوده يدل على أن نتائج التقدير الإحصائي غير مقبولة، وبالتالي كل نتائج التحليل مدعاة للشك في دقتها. ونظرة سريعة للتباينات (تباين العاملين في مصفوفة فاي، أي تباين العصبية 25.4367 وتباين الانبساطية 23.1466 وقيم تباين الخطأ في مصفوفة ثيتا-دلتا) نلاحظ أن كلها موجبة.

بعض هذا الفحص السريع لقيم النتائج، ننتقل الآن إلى توضيح كيفية قراءة قيم تقديرات البارامترات.

لنبدأ أولاً بمصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عاملها التي تظهرها المصفوفة المسماة بمصفوفة "لامبدا"، نجد أن تشبع مؤشر N2 (العدوانية) على العصبية قدره 0.94 (عند الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة)، ومعناه أن ارتفاع العصبية بوحدة واحدة (أو بدرجة واحدة أو بنقطة واحدة)، يرتبط بارتفاع في العدوانية بمقدار 0.94. وبالمثل لما كان تشبع EX4 (العواطف الإيجابية) على عامل الانبساطية قدره 0.81 دل ذلك على أن ازدياد الانبساطية بوحدة واحدة يقترن بازدياد قدره 0.81 في العواطف الإيجابية.

إن القيم الموضوعية بين قوسين تدل على الأخطاء المعيارية standard error ، والأخطاء المعيارية تبين مدى تدخل أو تأثير أخطاء المعاينة (اختيار العينات) في تقدير بارامترات النموذج المفترض من المجتمع. أي إلى أي حد تقترب قيم تقدير بارامترات النموذج من البارامترات الحقيقية للمجتمع. وتعبير آخر أن الخطأ المعياري يمكن من تقييم إلى أي مدى يحتمل أن تكون عليه استقرار قيم بارامترات النموذج المقدرة، إذا أمكن اختبار مطابقة النموذج مرارا بأخذ عينات عديدة من المجتمع. إن الأخطاء المعيارية لا يجب أن تكون صغيرة جدا أو كبيرة جدا. فالخطأ المعياري القريب من الصفر يجعل عملية حساب الدلالة الإحصائية (النسبة التائية t-test أو النسبة الزائية z-statistic) غير ممكنة. والخطأ المعياري المرتفع (مدى حدود الثقة واسعة) تدل على الافتقار إلى الدقة في تقدير قيم البارامترات، وعلى انخفاض قوة الأسلوب الإحصائي (Test power) المستعمل في تقدير البارامتر على

الكشف عن الدلالة الإحصائية بأن البارامتر لا يساوي صفرا.

إجمالا، يمكن القول أنه كلما صغر الخطأ المعياري دل على مستوى مرتفع من الدقة في تقدير البارامتر، لكن يجب ألا يكون صغيرا جدا لدرجة الاقتراب من الصفر. ذلك أنه بانتفاء الخطأ المعياري لاقترابه من الصفر ينتفي معه حساب الدلالة الإحصائية للبارامتر. وفي المقابل، كلما ارتفعت قيمة الخطأ المعياري دل ذلك على انخفاض الدقة في تقدير بارامتر المجتمع. لكن للأسف لا توجد قاعدة تحدد متى نعتبر قيمة الخطأ المعياري مرتفعة، أي ما هو المستوى الذي إذا تعداه الخطأ المعياري اعتبر وضعاً إشكالياً. والسبب في ذلك أن حجم الخطأ المعياري يتأثر بوحدة قياس المؤشرات والمتغيرات الكامنة التي تكون متباينة، ويتأثر أيضا بحجم قيم تقدير معالم البارامترات التي تتوقف على طبيعة البيانات.

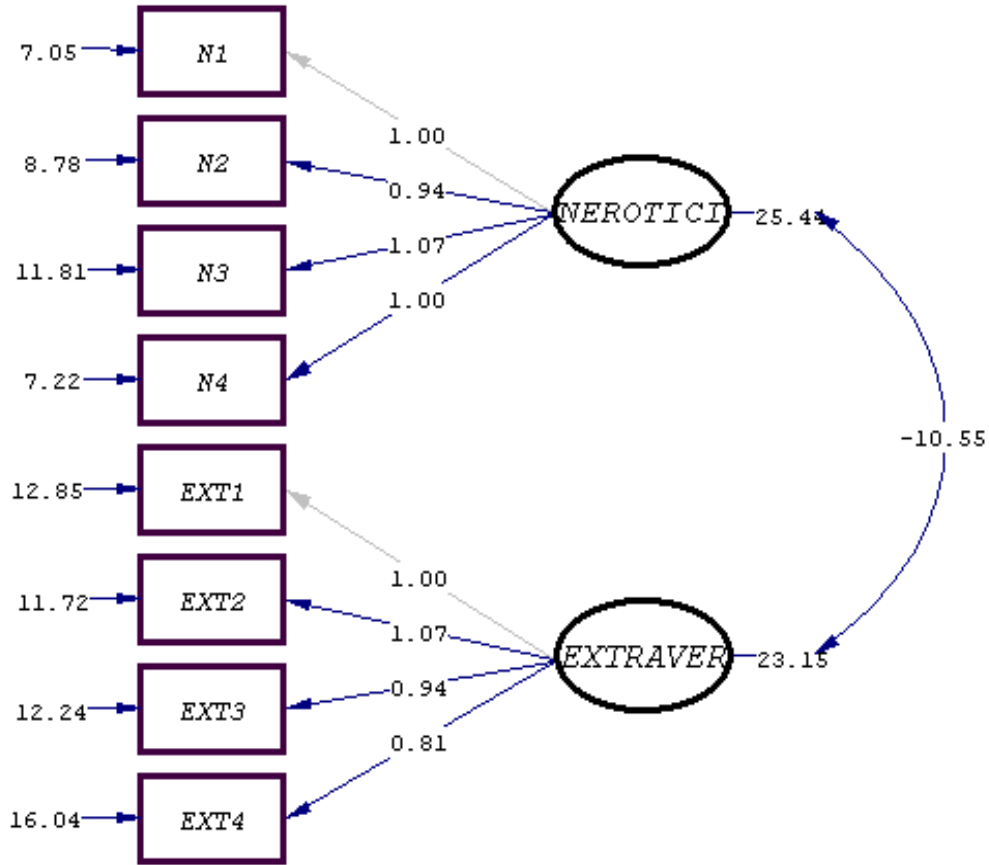
وبالرجوع إلى النتائج السابقة لا تبدو ثمة مشكلة تتعلق بحجم الأخطاء المعيارية للتشبعات، وقيم تباين أخطاء المؤشرات.

القيمة الثالثة بالنسبة لكل بارامتر في النتائج أعلاه تدل على قيمة النسبة التائية للدلالة الإحصائية، والتي تعكس القيمة المقدرة للبارامتر مقسومة على الخطأ المعياري له. فبالنسبة ل N^2 تساوي 0.9421 مقسوما على 0.0525 . وبالتالي فإن النسبة التائية هنا هي في الواقع نسبة زائية z- statistic لاختبار بأن قيمة البارامتر المقدر يختلف إحصائيا عن الصفر عند مستوى ثقة معينة. فعند استعمال مستوى دلالة إحصائية (ألفا α دون 0.05) مثلا، إن قيمة الاختبار الإحصائي يجب أن يكون أكبر من 1.96 أو يساوي هذه القيمة المرجحة لكي يتسنى رفض الفرضية الصفرية التي تنص بأن قيمة البارامتر تساوي صفرا في المجتمع، وبالتالي يمكن التعرف على البارامترات (التشبعات، تباين الأخطاء، تباين وتغاير العوامل) الدالة إحصائيا والبارامترات غير الدالة إحصائيا. فالتشبعات التي تفتقر إلى دلالة إحصائية، وعندما تكون العينة ذات حجم كاف، تكون مرشحة للحذف، أي يتم حذف المؤشر الذي يتشبع على عامله تشبعا غير دال إحصائيا في وجود عينة كافية.

أما أخطاء قياس المؤشرات فيفضل ألا تكون كبيرة، أي لا تشكل نسبة كبيرة من مجمل التباين في المؤشر المقاس الذي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر من تفسيره.، لكن هل معنى ذلك يجب أن تكون غير دالة إحصائياً، أي أنها لا تختلف عن الصفر في المجتمع؟

إن أخطاء القياس غير الدالة إحصائياً تدل على أن تباين المؤشرات المقاسة تخلو من الأخطاء العشوائية، وهذا وضع مثالي غير واقعي لأن المؤشرات المقاسة كما تتجلى في أدوات القياس والاختبارات والمقاييس في العلوم الاجتماعية . بما في ذلك العلوم التربوية والسلوكية (علم النفس) . لا بد أن تحتوي على هامش من الخطأ؛ إذ أن خلوها من الخطأ معناه أن ثمة إشكالا معيناً أفرز هذا الوضع غير الواقعي وغير الطبيعي لأدوات القياس المستعملة، وبالتالي للمؤشرات المقاسة التي استعملت لقياس العوامل التي تنتمي إليها. ولذلك يفضل أن تكون أخطاء القياس دالة إحصائياً لكن منخفضة أو صغيرة الحجم.

لفحص قيم النتائج أعلاه، نجد أن قيم النسبة التائية (القيمة الثالثة لكل بارامتر أسفل القيمة الموضوعية بين قوسين) لجميع التشعبات، و تباين وتغاير العاملين كلها بعيدة عن 1.96 عند مستوى دلالة 0.05 ؛ وأعلى من 2.56 عند مستوى دلالة 0.01 . والخلاصة أن كل التشعبات دالة إحصائياً، مما يدل على أنه توجد علاقة بين المؤشرات بعاملها. كما أن علاقة عامل العصائية بعامل الانبساطية سالبة كما هو مفترض في النموذج، ودالة إحصائياً. ويوضح الشكل (٣-١) النموذج التخطيطي لمسارات النموذج العملي الذي أخذناه من نتائج حزمة ليزرل. وينطوي الشكل على المسارات المختلفة الدالة على تشعبات المؤشرات المقاسة بالعاملين، كما ينطوي على قيم تقدير البارامترات (التشعبات والتغاير بين العاملين) بوحدات قياسها الأصلية ، أي غير المعيارية أو غير الموحدة.



الشكل (٣+١) مسار تخطيطي للنموذج العامل مستقطعا من نتائج ليزرل محتويا على البارامترات المقدره بوحدتها الأصلية غير المعيارية. يدل السهم المحذب المزدوج الاتجاه على التغير covariance بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشيعات بوحدات غير معيارية، وتدل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance أو بواقى تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالبواقى residuals.

إن ما تقدم كان يتعلق بقيم البارامترات (التشيعات، تباين الخطأ، تباين العاملين

الكامينين) باستعمال الوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، غير أن اختلافها يجعل من غير الممكن الحكم على حجم قيمة البارامترات أو المقارنة بينها. ولذلك من الأفضل أن تفحص أيضا نتائج تقدير البارامترات ولكن بوحدات معيارية، بمعنى بعد توحيد وحدة قياس المتغيرات على اختلافها يجعل انحرافها المعياري يساوي الواحد الصحيح ومتوسطها يساوي صفرا. وفيما يلي نفس البارامترات لكن حولت قيم تقديراتها إلى وحدات معيارية [الجدول (٨٠٣)].

جدول (٨٠٣) قسم من النتائج التي تنطوي على تقديرات قيم البارامترات المعيارية. وهذه البارامترات هي التشبعات، تغاير العاملين، وتباين وتغاير أخطاء قياس المؤشرات.

مصفوفة تشبعات المؤشرات المقاسة على عواملها LAMBDA-X

	العصابية NEROTICI	الانبساطية EXTRAVER
N1	0.8848	
N2	0.8485	
N3	0.8436	
N4	0.8820	
EX1		0.8018
EX2		0.8338
EX3		0.7895
EX4		0.6990

مصفوفة الارتباط بين العاملين: العصابية والانبساطية PHI

NEROTICI		EXTRAVER			
NEROTICI	1.0000				
EXTRAVER	-0.4350	1.0000			
THETA-DELTA مصفوفة تباين أخطاء المؤشرات المقاسة					
N1	N2	N3	N4	EX1	EX2
-----	-----	-----	-----	-----	-----
0.2171	0.2800	0.2883	0.2221	0.3570	0.3048
EX3	EX4				
-----	-----				
0.3768	0.5113				

الآن بعد توحيد وحدات قياس المتغيرات يمكن الحكم على حجم القيمة المقدرة للبارامتر، كما يمكن المقارنة بين قيم البارامترات المقدرة التي تنتمي إلى نفس الصنف.

لنركز أولاً على مصفوفة التشبعات، بما أن وحدة قياس المؤشر والمتغير الكامن تم توحيدها بتحويلها إلى درجات معيارية بانحراف معياري يساوي الواحد الصحيح وبمتوسط يساوي صفراً، فيمكن تأويل تشبع المؤشرات على عاملها كما تؤول معاملات الانحدار المعيارية في الانحدار المتعدد. فمثلاً تشبع مؤشر N2 (العدوانية) على عامل العصابية قدره 0.85 (عند الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة)، معناه أن ارتفاع العصابية بدرجة معيارية واحدة، يرتبط بارتفاع في العدوانية قدره 0.85 درجة معيارية. وبالمثل لما كان تشبع EX4 (العواطف

الإيجابية) على عامل الانبساطية قدره 0.70 دل ذلك على أن ازدياد عامل الانبساطية بدرجة معيارية واحدة، يرتبط بارتفاع في العواطف الإيجابية بمقدار 0.70 درجة معيارية.

ومن الأهمية بمكان معرفة أن أي تشبع معياري لمؤشر معين على عامل كامن واحد فقط بحيث لا يتشبع في ذات الوقت على العامل الكامن الثاني (أي لا يوجد ما يدعى بالتشبعات المتقاطعة cross-loading) يفسر هذا التشبع المعياري كمعامل ارتباط المؤشر بعامله الذي يتشبع عليه. لماذا؟ لأن العامل الكامن الوحيد الذي يتشبع عليه المؤشر يمثل المتغير الكامن الوحيد الذي يفسر تباين هذا المؤشر.

هذه النقطة الهامة تفضي بنا إلى استنتاج هام وهو أن تريبع التشبع المعياري (الذي هو في حقيقته معامل ارتباط) يدل على نسبة التباين في المؤشر التي يفسرها العامل الكامن الذي يتشبع عليه ذلك المؤشر. فإذا احتفظنا بنفس المثال أعلاه، أي إن تشبع مؤشر N2 (العدوانية) على عامل العصابية يساوي 0.85، إذن يعتبر هذا التشبع الذي مقداره 0.85 معامل ارتباط مؤشر العدوانية بعامله (العصابية) شريطة أن يتشبع مؤشر N2 (العدوانية) على عامل العصابية فقط، ولا يتشبع في الوقت نفسه على عامل الانبساطية. وتصبح القراءة أكثر وضوحاً ودلالة عند تريبع قيمة معامل الارتباط أو التشبع بحيث يدل تريبع التشبع على أن عامل العصابية يفسر نسبة تباين قدرها 0.72 (أي 0.85^2) أو نسبة مئوية قدرها 72 بالمئة من تباين مؤشر N2 (العدوانية).

وهذه القراءة تفضي إلى نتيجة أخرى لا تقل أهمية عن السابقة، وهي إذا كان تريبع التشبع يمثل مقدار (نسبة) التباين المفسر في المؤشر من طرف العامل الذي يتشبع عليه، فباقي التباين غير المفسر كيف ينظر إليه؟

قلنا في مواضع عديدة أن باقي التباين في المؤشر المقاس أو المتغير المقاس الذي لم يفسره العامل الكامن أو المتغير الكامن يدعى بالبواقي (باقي التباين غير المفسر) وينظر إلى

هذه البواقي بأنها تمثل الخطأ.

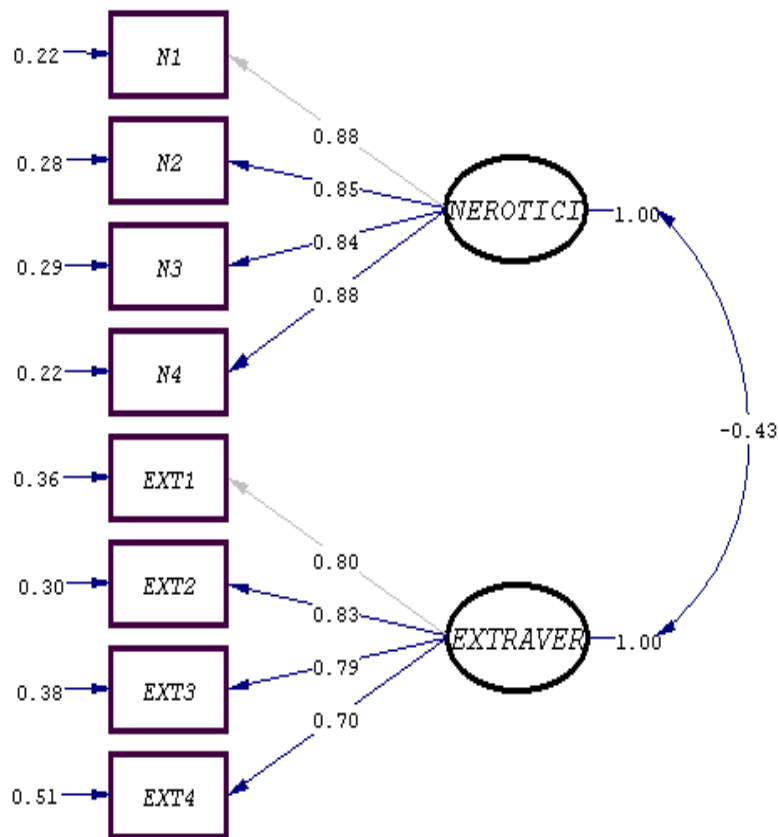
إذن يمكن حساب هذه البواقي أو الخطأ بأنها تساوي كل تباين المؤشر محذوف منه نسبة التباين التي فسرها العامل الذي يتشعب عليه هذا المؤشر أي: [1 - مربع تشعب المؤشر]. هذه المعادلة تدل على نسبة التباين في المؤشر الذي لم يقو العامل على تفسيره، وبتعبير آخر تباين الخطأ.

وقد يلاحظ القاري أن تباين خطأ المؤشر N2 (العدوانية) يساوي 0.28 (أنظر مصفوفة التباين والتغاير لأخطاء أو بواقي المؤشرات المقاسة THETA-DELTA في النتائج المعيارية أعلاه). ويمكن الحصول على قيمة خطأ التباين باستعمال المعادلة السابقة [1 - 0.85² أي 0.72 - 1]. تقرأ القيمة الناتجة عن الطرح: 0.28 بأن نسبة 28 بالمائة من تباين المؤشر المشاهد أو المقاس: العدوانية (N2) هو تباين خاص أو بواقي تمثل الخطأ.

ما سبق يرشدنا إلى كيفية قراءة بارمترات التشعبات المعيارية بدقة، واتباعها نستنتج أن مدى التشعبات يتراوح من 0.70 (أي عند تقريب القيمة التالية 0.6990 إلى رقمين بعد الفاصلة) التي تدل على تشعب EX4 (العواطف الإيجابية) على الانبساطية، إلى التشعب 0.88 الذي يدل على تشعب N4 (الخفاض الوعي بالذات) على العصابية. وبالتالي يمكن الحكم على هذه التشعبات بأنها مرتفعة إجمالاً، وبأنها متقاربة في قيمها وليست متفاوتة كثيراً، وبأنها تعكس نسبة لا بأس بها من التباين التي يفسرها العاملان الكامنان من مجمل تباين مؤشراهما. ذلك لأن أصغر تشعب 0.70 يدل على أن عامل الانبساطية يفسر نسبة مئوية قدرها 49 بالمائة من تباين مؤشر العواطف الإيجابية (EX4)، وهي نسبة لا بأس بها. وأن أعلى تشعب 0.88 يدل على أن عامل العصابية يفسر نسبة مئوية قدرها 78 بالمائة من تباين مؤشر الخفاض الوعي بالذات (N4)، وهي نسبة تباين مفسر مرتفعة.

ويرصد الشكل (٣ ← ٢) المسار التخطيطي لهذا النموذج العملي مصحوباً بالقيم

المعيارية للبارامترات أي التشبعات المعيارية، وتباين الخطأ للمؤشرات بدرجات معيارية ومعامل الارتباط بين العاملين.



Chi-Square=12.66, df=19, P-value=0.85546, RMSEA=0.000

شكل (٢-٣) مسار تخطيطي للنموذج العاملي مستقطعا من نتائج ليزرل محتويا على البارامترات المقدره بوحدات معيارية. يدل السهم المحذب المزدوج الاتجاه على التغير الارتباط بين عامل العصائية

وعامل الانبساطية. وتدلل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكليين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوحدات معيارية، وتدلل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance أو بواقى تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالواقى residuals.

تبقى قراءة أخيرة للنتائج السابقة في الجدول (٣-٨)، وهي أن العلاقة بين العاملين الكامنين العصائية والانبساطية في مصفوفة فاي تدعى ارتباطا، لأن العلاقة بين العاملين باستعمال الوحدات المعيارية تنتج ارتباطات وليس تغيرات. ويظهر أيضا أن معامل الارتباط يساوي 0.43- وهو ارتباط متواضع وسالب يتماشى مع توقع الباحث للعلاقة بين العاملين باعتبار أن ارتفاع درجات أحدهما يرتبط بانخفاض درجات الآخر. وكونه ارتباطا متواضعا أيضا يعزز فرضية التمايز النسبي بين العاملين بحيث أن لكل عامل هوية تميزه نسبيا عن العامل الآخر. أما إذا افترضنا أن الارتباط بينهما كان قويا (كأن يساوي 0.90-) فإن ارتفاع مستوى معامل الارتباط يجعل الباحث يشك في أن العاملين متمايزين بل متشابهين لدرجة أنه يمكن دمجها في عامل واحد.

نتائج نموذج القياس:

لقد اطلعنا على نتائج تقدير بارامترات التشبعات ، ونتائج تباين خطأ المؤشرات المقاسة ونتائج العلاقة بين العاملين الكامنين بدرجاتها الأصلية ودرجاتها المعيارية، ويبقى الآن أن نركز على دقة قياس المؤشرات المقاسة لعواملها أو ثباتها Reliability of indicators. وثبات المؤشرات المقاسة تدل على مدى خلو قياسها لعاملها (المفهوم الذي يمثل العامل) من الأخطاء العشوائية. وهذه المعلومة يمكن استقاؤها من معاينة مربعات معاملات الارتباط المتعدد squared multiple correlation (R^2) (وتدعى أيضا بمعاملات التحديد المتعدد multiple coefficient of determination) التي تعكس ثبات المؤشرات (Bollen, 1989; Byrne, 1998, p:104; Diamantopoulos & Siguaw, 2000,p:89-90; Schumacker & Lomax,1996, p.81, 153; 2004, p:201). لنتأمل النتائج في الجدول (٣-٩)، لقد قلنا أن

مربع معاملات الارتباط المتعدد هذه تدل على ثبات المؤشرات الثمانية المقاسة، وتتراوح قيمها النظرية من 0.00 إلى 1.00 . أما قيمها في البيانات الحالية فتتراوح من 0.43 لمؤشر EX4 (مؤشر العوظف الإيجابية) إلى 0.78 لمؤشر N1 (مؤشرالقلق). وقيم معاملات ثبات درجات المؤشرات (مربع معاملات ارتباطاتها) مرتفعة إجمالاً. وثبات مؤشرات عامل العصائية (-N1 N4) أعلى من قيم معاملات ثبات الانبساطية (EXT1-EXT4)، لكن كلها مرتفعة نسبياً باستثناء مؤشر EXT4 فمعامل ثباته متواضع (0.49) .:

جدول (٣-٩): معاملات الارتباط المتعدد squared multiple correlation (R^2) للدلالة على نسبة التباين في المؤشر الذي يفسره العامل الذي ينتمي إليه المؤشر المقاس. وتؤول معاملات الارتباط المتعدد باعتبارها تدل على معاملات الثبات للمؤشرات المقاسة.

N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
0.7829	0.7200	0.7117	0.7779	0.6430	0.6952	0.6232	0.4887

وتقرأ معاملات ثبات المؤشرات بنفس الطريقة التي تقرأ بها مربع تشبع المؤشر(بالدرجات المعيارية) على عامله فقط. فمثلاً معامل ثبات مؤشر القلق (N1) الذي يساوي (0.87) يدل على أن 87 بالمائة من تباين مؤشر مقياس القلق يفسره العامل الكامن العصائية الذي ينتمي إليه هذا المؤشر.

أما صدق المؤشرات المقاسة فتمثله قيمة التشبعات المعيارية ذاتها، إذ يعتبر مقدار تشبع المؤشر المقاس على عامله معامل صدق، لأنه عندما نضرب قيمة تشبع مؤشر معين (فقرة أو مقياس أو غيرهما) على عامله بالدرجة الخام للمؤشر (درجة الفقرة أو درجة المقياس) فإننا نحصل على نسبة تباين درجة المؤشر المقاس التي تمثل مقدار تباين الدرجة الحقيقية التي تعكس الصدق.

وعند معاينة تشبعات المؤشرات على عاملها في الجدول (٣-٨) نجد أن

معاملات الصدق (تشبعات المؤشرات المقاسة) لعامل العصائية تراوحت من ٠.٨٤ لمؤشر الاكتئاب (N3)، إلى ٠.٨٨ لمؤشر القلق (N1) ومؤشر الوعي الذاتي (N4). وأن معاملات الصدق لعامل الانبساطية كما تتجلى في قيمة تشبعات المؤشرات المقاسة تتراوح من ٠.٧٠ لمؤشر المشاعر الإيجابية (EX4)، إلى ٠.٨٣ لمؤشر الوداعة (EX2).

وأخذنا بعين الاعتبار كافة تشبعات المؤشرات المقاسة الثمانية، نلاحظ أن قيمة أدنى تشبع تساوي 0.70 التي تمثل تشبع EX4 (العواطف الإيجابية) على عامل الانبساطية، وأن أعلى تشبع يساوي 0.88، ويدل على تشبع N4 (انخفاض الوعي بالذات) على عامل العصائية. وبالتالي يمكن الحكم على هذه التشبعات جميعا بأنها مرتفعة إجمالا، وبأنها متقاربة في قيمها وليست متفاوتة كثيرا، وبأنها تعكس نسبة لا بأس بها من التباين التي يفسرها العاملان الكامنان من مجمل تباين مؤسراتهما. ذلك لأن أصغر تشبع 0.70 يدل على أن عامل الانبساطية يفسر نسبة مئوية قدرها 49 بالمائة من تباين مؤشر العواطف الإيجابية (EX4) وهي نسبة لا بأس بها. وأن أعلى تشبع 0.88 يدل على أن عامل العصائية يفسر نسبة مئوية قدرها 78 بالمائة من تباين مؤشر انخفاض الوعي بالذات (N4)، وهي نسبة تباين مفسرة مرتفعة.

وعلى الرغم من أن معاملات الصدق أو التشبعات مرتفعة إجمالا، إلا أن معاملات صدق مؤشرات عامل العصائية أعلى بقليل من معاملات الصدق لمؤشرات الانبساطية.

ويمكن أيضا أن نقدر الصدق على مستوى مجموعة المؤشرات التي تشترك في قياس عامل واحد من منظور الصدق التقاربي Convergent validity والصدق التمايزي Discriminant validity. ويتجلى الصدق التقاربي في اشتراك مجموعة من المؤشرات في قياس عامل معين بحيث أن قيم التشبع المرتفعة للمؤشرات التي تقيس عاملا تعتبر دليلا على

الصدق التقاربي، وأن معاملات الارتباط غير المرتفعة (المنخفضة أو المعتدلة) بين العوامل الكامنة ذاتها توظف كدليل على الصدق التمايزي (Kline, 2005, p. 75). ذلك لأن انخفاض الارتباط بين العوامل الكامنة يدل على تمايز مساهمة كل عامل في تفسير تباين مؤشرات المقاسة، أو استئثار كل عامل في تحديد مساحة العلاقة المشتركة بينه وبين مؤشرات المقاسة ولا ينازعه في ذلك عامل آخر لانخفاض الارتباط به. أما إذا كان معامل الارتباط بين العوامل مرتفعاً كأن يتجاوز الثمانية من عشرة فمن المحتمل جداً أن هذه العوامل يمكن أن تتلخص في عامل واحد لأن ما يوحد بينها أعلى بكثير من الجوانب التي تميزها.

وبالرجوع إلى مثالنا وعند معاينة الشكل (٣-٢) و الجدول (٣-٨) نجد أن تشبعات مؤشرات العصبية مرتفعة وكذا تشبعات مؤشرات الانبساطية، مما يدل على تمتع عامل العصبية وعامل الانبساطية على الصدق التقاربي لأن كلا العاملين تربطهما علاقات قوية بمؤشراتها التي وظفت لقياسها.

أما بالنسبة للصدق التمايزي، فنلاحظ أن معامل الارتباط بين عامل العصبية وعامل الانبساطية سالب ودال إحصائياً (-0.43). وتقويم قوة معامل الارتباط تؤسس على شدته ومستواه لا على دلالاته الإحصائية، لأن الدلالة الإحصائية تتأثر بحجم العينة، بحيث أن أية قيمة لمعامل الارتباط حتى ولو كانت قريبة من الصفر تكون دالة عند مستويات مرتفعة من الدلالة (دون الواحد من المائة، أو دون الواحد من الألف). ولذلك تعتمد القيمة المطلقة لمعامل الارتباط (بغض النظر عن إشارة معامل الارتباط هل هو موجب أو سالب) للحكم على توفر الصدق التمايزي بين العوامل أو عدم توفره. ومعامل الارتباط الذي قدره (0.43) (بغض النظر عن الإشارة يدل على وجود ارتباط منخفض أو معتدل إلى حد ما بين عامل العصبية وعامل الانبساطية مما يعزز تمايز العاملين، أي تمتعهما بالصدق التمييزي).

الفصل الرابع

مرحلة فحص البواقي *residuals*

ومؤشرات التعديل *fit indices*

لمراجعة النموذج وتصحيحه

تعديل النموذج المفترض في ضوء فحص البواقي

ومؤشرات التعديل.

من حق القارئ . وبعد اطلاعه على مؤشرات المطابقة . أن يتساءل: هل من الضروري استعمال مؤشرات التعديل بعد اختبار مدى مطابقة النموذج باستعمال مؤشرات المطابقة. أليست مؤشرات المطابقة كافية للدلالة على صحة النموذج إذا كنت المطابقة جيدة، وللدلالة على مواطن الضعف في النموذج إذا كانت المطابقة ضعيفة؟

لقد سبق أن أشرنا إلى فكرة جوهرية عند اختبار النموذج النظري بأن تمتع النموذج بمطابقة جيدة بناء على نتائج مؤشرات المطابقة ليس دليلا على صحة النموذج، إذ من المحتمل جدا أن توجد نماذج أخرى لنفس مشكلة البحث تتفوق على النموذج السابق نظيرا ومطابقة، لم يهتد الباحث إلى الكشف عنها.

ومن جهة أخرى، فإن دور مؤشرات المطابقة رسم صورة إجمالية، وغير تفصيلية عن جودة مطابقة النموذج النظري. ففي وجود مطابقة عامة جيدة للنموذج فإن ذلك لا يستبعد أن تكون بعض أجزاء النموذج إشكالية بحيث لا تنسجم مع هذه الصورة العامة لجودة مطابقة النموذج. فقد توجد مطابقة جيدة عامة للنموذج، لكن علاقة بعض المؤشرات المقاسة بعاملها ضعيفة، أو أن العلاقة الارتباطية بين بعض العوامل الكامنة سالبة بدلا من أن تكون موجبة، أو موجبة بدلا من أن تكون سالبة، أو أن تكون بعضها غير دال إحصائيا، أو أن النموذج ذو المطابقة الجيدة قام على افتراض استقلال أخطاء قياس بعض المؤشرات بدلا من أن تكون في الواقع مرتبطة لاشتراكها في طريقة القياس. أو أن النموذج قد

يفتقر إلى مؤشرات مقاسة دقيقة لم يتفطن إليها الباحث، بل قد لا نعدم وجود نماذج ذات مطابقة جيدة على الرغم من أن جل تشبعات المؤشرات على عواملها ضعيفة. نخلص من ذلك كله أن تمتع النموذج النظري بمطابقة جيدة ليس ضمانا على أن النموذج يخلو من مواطن ضعف، أو مشاكل موضوعية تتعلق ببعض أجزائه أو ببعض بارامترات أو علاقاته الفردية التفصيلية.

ومن جهة أخرى، فإن مؤشرات المطابقة قد تشير إلى مطابقة غير كافية للنموذج المفترض، ولكن مؤشرات المطابقة لا تزود الباحث بمعلومات تشخيصية للنموذج بحيث تبين لماذا افتقر النموذج المفترض إلى مطابقة كافية، كما لا ترشد الباحث إلى مواطن الخلل في المطابقة. وبالتالي فإن المعاينة الفاحصة لقيم البواقي، ومؤشرات التعديل تساهم بقسط وافر في تشخيص مواطن الخلل، وتقترح بدائل لحل الإشكالات التي تتخلل بعض أجزاء النموذج، وتطبق بعض البدائل إذا كانت تنسجم مع الإطار النظري الذي اعتمده الباحث.

ولفحص مواطن الخلل في مواقع موضوعية في النموذج المفترض، أو خلل في جزء أو عنصر (قد يكون علاقة أو بارامتر أو غيره) من عناصر النموذج، توجد طريقتان أو إستراتيجيتان واسعتا الاستعمال: طريقة فحص البواقي residuals ، وطريقة فحص مؤشرات التعديل modification indices التي توفرها كل الحزم الإحصائية المختصة (Browne, 2006; Byrne, 1998, 2006; Diamantopoulos & Siguaw, 2000; Raykov & Marcoulides, 2006; Schumacker & Lomax, 1996, 2004).

أولا - طريقة البواقي:

لكل نموذج مفترض توجد ثلاث مصفوفات تباين وتغاير (مصفوفات المعلومات) وهي: مصفوفة التباين والتغاير للعينة ويرمز لها كما سلف ب S ؛ ومصفوفة التباين والتغاير

بين المؤشرات القائمة على العلاقات المفترض في النموذج النظري (نموذج البحث أو النموذج المفترض) ويرمز لها عادة بـ Σ ؛ ومصفوفة التباين والتغاير للبواقى، بحيث أنها تمثل الفرق بين عناصر مصفوفة العينة والعناصر المناظرة لها في مصفوفة النموذج المفترض [مصفوفة البواقى = $\Sigma - S$]. وسنوضح بمثال المصفوفات الثلاثة حتى يكون شرحنا للبواقى شرحا عمليا. وذلك بالرجوع إلى النتائج التي زدتها بها حزمة ليزرل فيما يتعلق ببيانات النموذج الموضح في الشكل (١-٢) و الشكل (٢-٣) الذي شرعنا في تطبيق خطوات النمذجة عليه في الفصل الثاني والثالث.

والجدول (٤-١) يعرض المصفوفات ذات العلاقة بالنموذج العاملي الموضح في الشكل (٢-١) وأيضا الشكل (٢-٣)، وهي مصفوفة التباين والتغاير للعينة، ومصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع ، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقى غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية)، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقى المعيارية.

إن تحليل البواقى تحليل على مستوى المتغيرات المقاسة وليس على مستوى النموذج الإجمالي. فلكل مؤشرين أو متغيرين ملاحظين توجد قيمة واحدة من القيم. ففي مثالنا عن النموذج المكون من عاملين يوجد ٨ مؤشرات مقاسة، وبالتالي فإن مصفوفة البواقى ستحتوي على ٣٦ [أي: $(٩ \times ٨) / ٢$] عنصرا أو قيمة من قيم البواقى. وبالرجوع إلى الجدول (٤-١) نجد أن كل عنصر أو قيمة من عناصر مصفوفة التباين والتغاير للبواقى (مصفوفة البواقى اختصارا) (أنظر مصفوفة ج في الجدول) هي حاصل طرح عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة النموذج المفترض (المصفوفة ج) من عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة العينة (المصفوفة أ).

جدول (٤-١) مصفوفة العينة، ومصفوفة النموذج، ومصفوفة البواقي غير المعيارية ومصفوفة البواقي المعيارية لمثال نموذج العاملين: الانطوائية والانبساطية الموضح في الشكل (٢-١) في الفصل الثاني.

مصفوفة التباين والتغاير للعينة (مصفوفة أ)

Sample Variance-covariance Matrix(S)

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	32.4900							
N2	24.4826	31.3600						
N3	26.6669	25.4106	40.9600					
N4	25.2772	23.5570	27.7978	32.4900				
EX1	-12.0042	-10.1472	-13.6704	-10.8756	36.0000			
EX2	-11.1674	-9.7216	-11.9040	-9.4358	25.1100	38.4400		
EX3	-9.6170	-9.2249	-10.8346	-9.6170	21.6828	23.0063	32.4900	
EX4	-9.0014	-7.9654	-10.4653	-7.8204	17.9424	20.5890	18.0667	31.3600

Model-based variance-covariance matrix (Σ) or fitted or predicted matrix

مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع (مصفوفة ب)

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	32.4900							
N2	23.9650	31.3600						
N3	27.2314	25.6558	40.9600					
N4	25.3548	23.8878	27.1437	32.4900				
EX1	-10.5542	-9.9436	-11.2988	-10.5202	36.0000			
EX2	-11.3400	-10.6839	-12.1401	-11.3035	24.8700	38.4400		
EX3	-9.8715	-9.3003	-10.5680	-9.8397	21.6493	23.2613	32.4900	
EX4	-8.5876	-8.0907	-9.1934	-8.5599	18.8335	20.2358	17.6153	31.3600

مصفوفة التباين والتغاير للبواري غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات
الأصلية) (مصفوفة ج)

Fitted Residual Matrix or The Unstandardized Residual Matrix

	N1	N2	N3	N4	EX 1	EX 2	EX 3	EX 4
N1	0.0000							
N2	0.5177	0.0000						
N3	-0.5645	-0.2452	0.0000					
N4	-0.0776	-0.3309	0.6541	0.0000				
EX 1	-1.4500	-0.2036	-2.3716	-0.3554	0.0000			
EX 2	0.1726	0.9623	0.2361	1.8678	0.2400	0.0000		
EX 3	0.2545	0.0755	-0.2666	0.2227	0.0335	-0.2550	0.0000	
EX 4	-0.4139	0.1253	-1.2718	0.7395	-0.8911	0.3531	0.4515	0.0000

Standardized Residuals Matrix

مصفوفة التباين والتغاير للبواري المعيارية (مصفوفة د)

	N1	N2	N3	N4	EX 1	EX 2	EX 3	EX 4
N1	--							
N2	1.7927	--						
N3	-1.6542	-0.5570	--					
N4	-0.3476	-1.1170	1.8689	--				
EX 1	-1.2191	-0.1624	-1.6409	-0.2970	--			
EX 2	0.1515	0.7896	0.1678	1.6279	0.6530	--		
EX 3	0.2194	0.0620	-0.1901	0.1909	0.0754	-0.6788	--	
EX 4	-0.3126	0.0923	-0.8157	0.5566	-1.4052	0.6405	0.7080	--

غير أن قيم مصفوفة البواقي (ج) تعتمد على وحدة القياس الأصلية التي قيست بها المتغيرات أو المؤشرات المقاسة ولذلك تستعصي عن تأويل حجم قيم بواقيها، إذ من الصعب الحكم على حجم قيم بواقي النموذج المفترض بأنها صغيرة أو كبيرة عندما تختلف وحدة قياس المتغيرات المقاسة أو المؤشرات اختلافا كبيرا. وللتغلب على هذه المشكلة تستعمل مصفوفة البواقي المعيارية Standardized residual matrix (المصفوفة د) عوضا عن مصفوفة البواقي غير المعيارية (المصفوفة ج). وتحسب البواقي المعيارية بقسمة بواقي النموذج المفترض (غير المعيارية) على قيمة خطئها المعياري المقدر، وبالتالي يمكن تأويل البواقي المعيارية بنفس طريقة تأويل الدرجات الزائية Z-scores بمعنى أن قيم البواقي المعيارية يمكن تصورها بأنها تدل على عدد الانحرافات المعيارية التي تختلف بها قيم بواقي النموذج المفترض عن قيم البواقي التي تساوي صفرا (البواقي الصفيرية) التي تعكس النموذج التام المطابقة.

عند فحص مصفوفة البواقي المعيارية (مصفوفة د) في الجدول (٤-١) ، نجد أن بعض البواقي موجبة الإشارة وبعضها الآخر سالبة الإشارة. البواقي الموجبة الإشارة تدل على أن بارامترات النموذج المفترض تقلص في تقديرها لعلاقة معامل الارتباط بين مؤشرين إلى حد ما. فمثلا، إن قيمة البواقي للعلاقة بين N1 و N2 هي 1.79 (نكنفي برقمين بعد الفاصلة). وإشارتها الموجبة متسقة لكون التغير بين هذين المؤشرين في العينة (24.48) أعلى من قيمة تغيورها في مصفوفة النموذج المفترض (23.96). وعند اكتشاف قيمة بواقي معيارية مرتفعة فدلالة ذلك أن النموذج المفترض يحتاج إلى بارامترات إضافية لتفسير أو التنبؤ بقيم تغيير المؤشرات المقاسة.

وتدل قيمة البواقي المعيارية السالبة على أن بارامترات النموذج المفترض تغالي أو تضخم إلى حد ما تقدير العلاقة بين مؤشرين. إن قيمة البواقي المعيارية للمؤشرين N1-N3 تساوي (-1.65) وهي قيمة سالبة لأن تغيير هذين المؤشرين في مصفوفة

التباين والتغاير للعينة يساوي (26.67) وهي قيمة أصغر من تغييرهما في مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض (27.23).

لكن السؤال الهام الذي يطرح نفسه بإلحاح هو إذا كانت البواقي الصفرية التي تدل على مطابقة تامة للنماذج البحثية المفترضة نادرة جداً، فما المستوى الذي إذا تجاوزت اعتبرت قيم البواقي كبيرة. لقد قلنا في السابق أن قيم البواقي يمكن أن تؤول نسبياً كما تؤول الدرجات المعيارية الزائية Z-scores وبالتالي الدرجات المعيارية الزائية التي تستعمل في مستويات الدلالة الإحصائية المألوفة تتخذ كنقاط فاصلة عملية. ولذلك تأخذ القيمة المطلقة 1.96 كدرجة قطع بين قيم البواقي المقبولة أو الصغرى وبين قيم البواقي الكبيرة (وعملياً قد تأخذ القيمة التقريبية 2 كنقطة أو قيمة حرجة للتمييز بين البواقي الكبيرة والبواقي الصغيرة).

إن حجم البواقي المعيارية قد يتأثر بحجم العين. وإجمالاً فإن اتساع العينة يرتبط بازدياد في حجم قيم البواقي المعيارية لأن حجم الخطأ المعياري لبواقي مصفوفة النموذج المفترض له علاقة عكسية بحجم العينة. ولهذا السبب فإن بعض المتخصصين ينصح باستعمال درجات قطع أعلى كاستعمال درجة قطع تساوي 2.58 (وهي القيمة الحرجة الزائية التي توافق مستوى الدلالة عند 0.01) (Brown, 2006, p. 118; Byrne, 1998, p. 121;) (Diamantopoulos & Siguaw, 2000, p. 105). وسواء استعمل الباحث درجة القطع (القيمة الحرجة) الأولى أو الثانية فينبغي على الباحث أن يأخذ بعين الاعتبار تأثير حجم العينة عند تأويل قيم البواقي باعتبارها كبيرة.

وإذا طبقنا درجة القطع 1.96 أو 2 ، نجد أن قيم البواقي المعيارية في مصفوفة البواقي (د) تتراوح من -1.65 إلى 1.87، وهي قيم تخلو من قيم بواقي كبيرة. وعدم وجود بواقي كبيرة دليل على غياب أي خلل موضعي للمطابقة. وبالتالي لا توجد علاقات بين المؤشرات

المقاسة كانت موضوعا لتقليص قيمتها أو تضخيمها من طرف البارامترات المقدرة للنموذج المفترض.

ثانيا . مؤشرات التعديل *Modification Indices*

مؤشرات التعديل *Modification Indices* هو اختبار مربع كاي بدرجة حرية تساوي الواحد. ولكل بارامتر مثبت أو مقيد في النموذج قيمة على مؤشر التعديل (ليتذكر القارئ أن النموذج المفترض يحتوي إما على بارامترات حرة التي سيتم تقدير قيمها من طرف الحزمة الإحصائية المستعملة كتقدير تشبعات المؤشرات على عاملها، وبارامترات مثبتة كافتراض أن المؤشرات السابقة لا تشبع على العوامل الأخرى، بمعنى أن قيمها (تشبعاتها) تساوي صفرا سلفا وبالتالي لا تقدر قيمة تشبعها على العوامل الأخرى، وبارامترات مقيدة كأن نفترض سلفا أن تشبعات المؤشرات السابقة على عاملها متساوية ولكن بدون تحديد قيمة التشبعات المتساوية) . وتدل قيمة مؤشر المطابقة (أو مؤشر المطابقة اختصارا) على مدى الانخفاض التقريبي (الذي يمكن أن يختلف زيادة ونقصانا عن الانخفاض الحقيقي) في القيمة الإجمالية لمربع كاي إذا تم تحرير البارامتر الذي كان مثبتا في السابق. فلكل بارامتر مثبت يوجد مؤشر تعديل يدل على مدى الانخفاض التقريبي في مربع كاي نتيجة تحويل البارامتر الثابت في النموذج إلى بارامتر حر.

إن مؤشر التعديل مرادف تقريبا للفرق بين القيمة الإجمالية لمربع كاي لنموذجين: أحد النموذجين يكون فيه البارامتر ثابتا أو مقيدا، وفي النموذج الآخر يكون فيه نفس البارامتر حرا. ومعنى ذلك أن مؤشرات التعديل مماثلة لإيجاد الفرق للقيمة الإجمالية لمربع كاي بدرجة حرية واحدة بين نموذجين هرميين بحيث أن أحدهما (النموذج الذي ثبت أو قيد فيه البارامتر) جزء من الآخر (النموذج الذي حرر فيه البارامتر).

لنرجع إلى مثالنا الخاص بنموذج العاملين للشخصية: الانطوائية والانبساطية الموضح في الشكل (٢ ← ١). لتوضيح كيفية قراءة مؤشرات التعديل، أوردت الجدول (٤ ← ٢) الذي يظهر مؤشرات التعديل متبوعة بقيم التغير المتوقعة expected change values (سيأتي شرحها لاحقاً) غير المعيارية (استخدام الوحدات الأصلية للمؤشرات المقاسة)، والمعيارية (توحيد وحدة قياس المؤشرات إلى درجات معيارية) لمصفوفة التشبعات ومصفوفة تباين وتعابير أخطاء المؤشرات المقاسة.

جدول (٤ ← ٢) مؤشرات التعديل *Modification Indices* وقيم التغير المتوقعة *Expected Change* لمثال نموذج العاملين للشخصية: الانطوائية والانبساطية الموضح في الشكل (٢ ← ١).

مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات		
<i>Modification Indices for LAMBDA-X</i>		
	العصابية <i>NEROTICI</i>	الانبساطية <i>EXTRAVER</i>
N1	--	0.2723
N2	--	0.1424
N3	--	0.9001
N4	--	1.0623
EX1	1.3228	--
EX2	1.1167	--
EX3	0.0143	--
EX4	0.0125	--

Expected Change for LAMBDA-X

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التشبعات غير المعيارية

	NEROTICI	EXTRAVER
N1	--	-0.0268
N2	--	0.0203
N3	--	-0.0590
N4	--	0.0532
EX1	-0.0731	--
EX2	0.0679	--
EX3	0.0073	--
EX4	-0.0072	--

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التشبعات المعيارية

	NEROTICI	EXTRAVER
N1	--	-0.0226
N2	--	0.0175
N3	--	-0.0443
N4	--	0.0449
EX1	-0.0614	--
EX2	0.0552	--
EX3	0.0065	--
EX4	-0.0065	--

مؤشرات التعديل لمصفوفة التغيرات لأخطاء المؤشرات المقاسة

Modification Indices for THETA-DELTA

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	--							
N2	3.2137	--						
N3	2.7363	0.3102	--					
N4	0.1208	1.2477	3.4929	--				
EX1	0.2541	0.6555	1.0965	0.0000	--			
EX2	0.4976	0.0043	0.1069	1.2708	0.4264	--		
EX3	0.9158	0.2208	0.2526	0.8349	0.0057	0.4608	--	
EX4	0.0162	0.0021	0.5849	0.4783	1.9747	0.4102	0.5013	--

Expected Change for THETA-DELTA

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التغيرات لأخطاء المؤشرات المقاسة غير المعيارية

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
N1	--							
N2	1.5443	--						
N3	-1.6213	-0.5268	--					
N4	-0.3182	-0.9597	1.8275	--				
EX1	-0.4061	0.6914	-1.0320	-0.0050	--			
EX2	-0.5657	-0.0559	0.3207	0.9095	1.0749	--		
EX3	0.7433	-0.3869	0.4776	-0.7140	0.1072	-1.0413	--	
EX4	-0.1072	0.0409	-0.7884	0.5861	-1.8343	0.8767	0.8753	--

قيم التغير المتوقعة لمصفوفة التغيرات لأخطاء المؤشرات المقاسة المعيارية

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

	N1	N2	N3	N4	EX1	EX2	EX3	EX4
--	----	----	----	----	-----	-----	-----	-----

N1	--						
N2	0.0484	--					
N3	-0.0444	-0.0147	--				
N4	-0.0098	-0.0301	0.0501	--			
EX1	-0.0119	0.0206	-0.0269	-0.0001	--		
EX2	-0.0160	-0.0016	0.0081	0.0257	0.0289	--	
EX3	0.0229	-0.0121	0.0131	-0.0220	0.0031	-0.0295	--
EX4	-0.0034	0.0013	-0.0220	0.0184	-0.0546	0.0252	0.0274 --

Maximum Modification Index is 3.49 for Element (4, 3) of THETA-DELTA

أكبر مؤشر تعديل (أكبر تخفيض في قيمة معامل كاي) يساوي ٣,٤٩ ، ووافق التغير بين خطأ قياس المتغير المقاس N4 (الوعي الذاتي) وخطأ القياس لمتغير N3 (الاكتئاب).

لاحظ بالنسبة لمصفوفة التشبعات، أن المؤشرات المقاسة (N1-N4) في النموذج العاملي المفترض تتشعب على عاملها: العصائية (ولذلك تعتبر بارامترات حرة تقوم الحزمة المستعملة بتقديرها في النموذج)، ولا تتشعب على العامل الآخر: الانبساطية، أي أن تشبعاتها تساوي صفراً، فهي تشبعات مقيدة أو مثبتة بقيمة ثابتة التي هي الصفر (ولذلك تعتبر تشبعاتها الصفرية على عامل الانبساطية بارامترات مقيدة أو ثابتة). لقد كان ذلك وضع التشبعات في النموذج الأصلي، لكن مؤشرات التعديل تثير السؤال الهام التالي: ماذا يحدث لو تم تحرير التشبعات المثبتة في النموذج الأصلي السابق ، وبتعبير آخر هل تتحسن قدرة النموذج الأصلي المفترض على المطابقة لو أننا حررنا المؤشرات (مؤشراً مؤشراً) التي افترضنا أنها تتشعب على عاملها فقط ولا تتشعب على العامل الآخر، بحيث صارت تتشعب أيضاً على العامل الآخر، فضلاً عن تشبعها على عاملها؟

لذلك تظهر في مصفوفة مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات في الجدول (٤-٢) فقط القيم الدالة على مؤشرات التعديل بعد تحرير قيم التشبعات التي كانت مثبتة في السابق (كانت تشبعات المؤشرات المقاسة على العامل الآخر الانبساطية تساوي كلها قيمة ثابتة ألا وهي الصفر، في حين أن تشبعات EX1-EX4 على عامل العصائية كانت مقيدة بقيمة الصفر). يظهر جدول التشبعات إذن مؤشرات التعديل لتشبعات المؤشرات المقاسة N1-N4 على عامل الانبساطية (EXRAVER)، ومؤشرات التعديل لتشبعات المؤشرات المقاسة EX1-EX4 على عامل العصائية (NEROTICI)، وينسحب نفس الشيء على مصفوفة أخطاء القياس.

ولتوضيح كيفية قراءة مؤشرات التعديل، لنأخذ على سبيل المثال المؤشر N4 في مصفوفة التشبعات. نجد أن مؤشر التعديل لهذا المؤشر يساوي 1.0623 أو (1.06) اختصارا عند افتراض أنه يتشبع أيضا (فضلا عن تشبعه على عامله: العصائية (NEROTICISM) على عامل الانبساطية (EXTRAVERSION). كما نجد أن مؤشر التعديل يساوي (١.٣٢٢٨) أو يساوي (١,٣٢) عند افتراض أن المؤشر EX1 يتشبع أيضا على عامل العصائية.

فالقيمة (١,٠٦) تدل على أنه عند تحرير تشبع المؤشر N1 (الوعي الذاتي) على عامل دافع الاستمتاع لتقدير قيمته في التحليل اللاحق والذي كان مثبتا من قبل (كان يساوي صفرا أي لا يتشبع عليه في النموذج الأصلي)، فنتيجة هذا التحرير لهذا البارامتر أو التشبع فإنه يتوقع أن تنخفض قيمة مربع كاي بمقدار (١,٠٦) وحدة. إن النموذج المفترض الذي يتمتع بمطابقة جيدة يرتبط بمؤشرات تعديل منخفضة في قيمتها. وبما أنه يمكن تصور مؤشرات التعديل بأنها اختبار مربع كاي فتستعمل قيمته مربع كاي الدرجة التي تساوي **3.84** (أو تجبر إلى الرقم 4) للحكم على قيمة مؤشر التعديل بأنه يدل على تحسن ذي دلالة إحصائية عند مستوى (0.05) (أي دال إحصائيا) في مطابقة النموذج. فعند تحرير مؤشر معين افتراض أن له علاقة بالعامل الآخر بجانب علاقته بعامله)، فإن مؤشر التعديل الذي

يساوي أو أكبر من القيمة أربعة، يعتبر دالا إحصائيا، أي يمكن أن يؤدي هذا البارامتر عند تحريره إلى تحسن في مطابقة النموذج.

غير أن مؤشرات التعديل حساسة لحجم العينة. فعند اتساع العينة، فقد نحصل على مؤشرات تعديل مرتفعة على الرغم من أن إضافة البارامتر أو تحريره بناء على مؤشر التعديل المرتفع قد يكون حجمه منخفضا أو تافها. ولمواجهة هذا المشكل ترفق الحزم الإحصائية المتخصصة مؤشرات التعديل بما يدعى "التغير المتوقع" في قيم البارامتر Expected parameter change(EPC) لكل مؤشر تعديل. وتسمى اختصارا التغير المتوقع Expected change.

ويزودنا "التغير المتوقع" في قيم البارامتر(EPC) بتقدير تقريبي لمدى التغير المتوقع في قيمة البارامتر الموجبة أو السالبة إذا ما تم تحريره لتقدير قيمته في التحليل اللاحق أو القادم. والجدول (٤-٢) يظهر قيم التغير المتوقع في قيم البارامترات بالدرجات غير المعيارية وبالدرجات المعيارية أيضا. وقيم التغير المتوقع غير المعيارية تحتفظ بالوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، في حين أن قيم التغير المتوقع المعيارية فيتم فيها تحويل الدرجات المعبر عنها بوحداتها الأصلية إلى درجات معيارية لكي يتسنى الحكم على حجم قيم التغير المتوقع، والمقارنة فيما بينها، وهي القيم التي ستعتمد للحكم على مدى التغيرات المتوقعة في قيمة البارامترات التي تناظر مؤشرات التعديل.

فمثلا، بالنسبة للمؤشر N4 في مصفوفة التشبعات للجدول (٤-٢). نجد أن مؤشر التعديل لهذا المؤشر يساوي 1.0623 أو (1.06) اختصارا عند افتراض أنه يتشبع أيضا (فضلا عن تشبعه على عامله: العصائية (NEROTICISM) على عامل الانبساطية (EXTRAVERSION). كما نلاحظ قيمة التغير المتوقع غير المعياري له تساوي (0.0532) أو (0.05) في حين أن قيمة التغير المتوقع المعياري له تساوي (0.0449) أو (0.04)، أي أن قيمة

تشبعه على عامل الانبساطية (EXTRAVERSION) يساوي (0.04) في التحليل اللاحق عند افتراض أن هذا المؤشر لا يتشبع فقط على عامله بل يتشبع أيضا على العامل الآخر. وبما أنه يفضل اعتماد قيم التغير المتوقع المعيارية للحكم على فاعلية التعديل، وبالرجوع إلى المؤشر N4 نلاحظ أن تشبعه المرتقب على العامل الآخر (الانبساطية) منخفض جدا (0.04) عند افتراض تحرير المؤشر N4 ، مما يعزز الاعتقاد أن هذا المؤشر يتشبع فقط على عامله [تشبعه على عامله يساوي 0.88 أنظر الرسم التخطيطي في الشكل (٣-٢)]. وبنفس الطريقة يمكن قراءة مؤشرات التعديل لمصفوفة أخطاء القياس وما يناظرها من قيم التغير المتوقع.

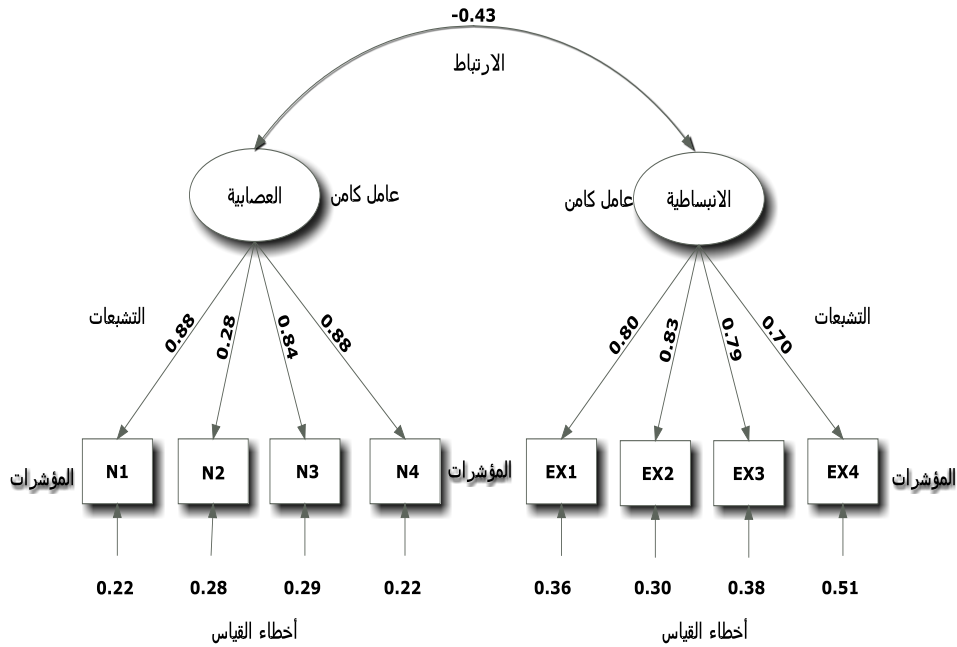
لكي نعرف هل النموذج النظري يحتاج إلى تعديل بناء على ما تقترحه مؤشرات التعديل وما يناظرها من قيم التغير المتوقع، نبحث أولا عن أعلى مؤشر تعديل الناتج عن تحرير بارامتر معين كان مثبتا في النموذج في السابق، شريطة أن يكون عند إضافة هذا البارامتر (تحريره) ما يبرره بالاستناد إلى الإطار النظري للبحث. وإذا تعذر التأصيل أو التأويل النظري لتحرير (تقدير) البارامتر الذي يوافق أعلى مؤشر تعديل، فينبغي تركه للانتقال إلى مؤشر التعديل الثاني الذي هو أدنى مباشرة من مؤشر التعديل الأول. غير أن تحرير البارامتر الذي يشير إليه مؤشر التعديل الثاني يجب أن يقوم أيضا على خلفية نظرية تدعمه. معنى ذلك أن تحرير بارامتر معين (كأن يكون تشبعا جديدا، أو ارتباطا بين تباين خطأ مؤشرين مقاسين، إلخ) يجب ألا يقوم فقط على محك مؤشر التعديل المرتفع، بل يجب أن يعزز هذا التعديل بإطار نظري أو تأويل أو تأصيل تنظيري مناسب.

ومن جهة أخرى يجب أن تكون قيمة مؤشر التعديل التي تبدو مرتفعة لا تقل عن **3.84** (أو تجبر إلى الرقم 4)، أي يجب أن تكون قيم مؤشرات التعديل تساوي أو تتعدى 3.84 أو القيمة أربعة إجمالا.

لنرجع الآن إلى جدول مؤشرات التعديل، فحزمة ليزرل تضيف خلاصة في الأخيرة تشير فيها إلى أعلى مؤشر تعديل الذي يساوي في هذه الحالة ٣.٤٩ الخاص بالعنصر (٤٣): تقاطع الصف الثالث بالعمود الرابع) لمصفوفة أخطاء قياس المؤشرات (مصفوفة ثيتا-دلتا) أي التغيرات بين خطأ قياس المتغير المقاس N4 (الوعي الذاتي) وخطأ القياس N3 (الاكتئاب).

ومن الواضح أن أعلى مؤشر تعديل لا تتجاوز قيمته المستوى الحرج 3.84 أو القيمة أربعة كقيمة تقريبية. ونستنتج من ذلك أنه ليس في مقدور مؤشرات التعديل الرفع من مستوى المطابقة التي يتمتع بها النموذج الأصلي. وبالتالي نحتفظ بالنموذج كما هو (مؤشراته الحرة تبقى حرة وبارامترات الثابتة تبقى ثابتة) بدون إجراء أي تعديل لاحق عليه بناء على نتائج فحص البواقي ونتائج فحص مؤشرات التعديل.

إذن نعتبر النموذج العاملي للشخصية الثنائي العوامل: العصائية والانبساطية، والذي يظهر مرة أخرى في الشكل (٤-١) يتمتع بمطابقة كافية وبمستوى مناسب من الصحة، ما لم تظهر شواهد أخرى تتحدى صلاحية النموذج وتهدد صدقه.

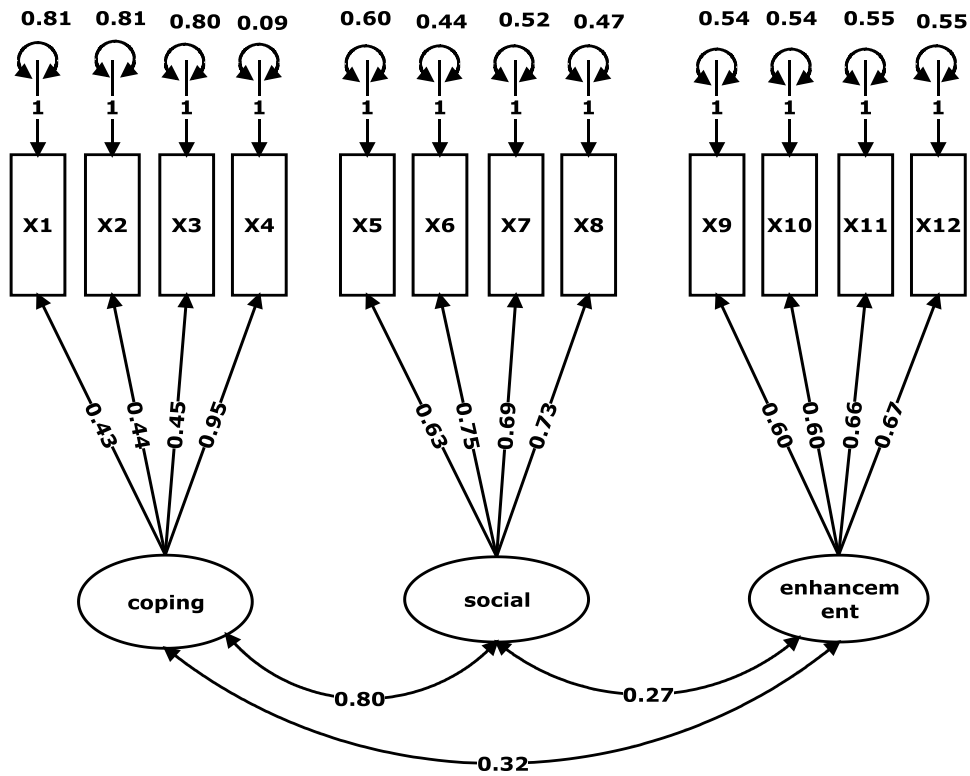


شكل (٤-١) مسار تخطيطي للنموذج العملي المفترض لتفسير الشخصية بافتراض عاملين أساسيين: العصابية (Neuroticism) والانبساطية (Extraversion): تدل المؤشرات المقاسة (N1-N4) لعامل العصابية على القلق، العدوانية، الاكتئاب، الوعي الذاتي على التوالي. كما تدل المؤشرات المقاسة (EX1-EX4) لعامل الانبساطية على الدفء العاطفي، الوداعة، تأكيد الذات، المشاعر الإيجابية على التوالي. يظهر النموذج الجارامترات المقدرة بوحدة معيارية. يدل السهم المحذب المزدوج الاتجاه على التغيرات الارتباط بين عامل العصابية وعامل الانبساطية. وتدلل الأسهم الوحيدة التي تتجه من الشكلين البيضاويين (أو الدائرتين) إلى المستطيلات (المؤشرات المقاسة) على التشبعات بوحدة معيارية، وتدلل الأسهم الصغيرة الموجودة يسار المؤشرات المقاسة (المستطيلات) على تباين أخطاء القياس error variance أو بواقعي تباين المؤشرات المقاسة التي لم يقو العامل الذي ينتسب إليه المؤشر المقاس من تفسيرها، ولذلك سميت أيضا بالواقعي residuals.

مثال تطبيقي لتوظيف مؤشرات التعديل لتطوير النموذج العملي المفترض.

افترض الباحث نموذجا عامليا ينطوي على ثلاث عوامل لمفهوم دوافع تعاطي التدخين: العامل الأول: دافع التكيف أو التعامل مع المشكل والضغط (coping motive)، العامل الثاني: دوافع اجتماعية (social motive)، العامل الثالث: دوافع استمتاعية تعزيزية (Enhancement motive). وكل عامل قيس باستعمال أربع فقرات أو مؤشرات مقاسة أو

مشاهدة. ويبين الشكل (٤-٢) النموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع التعاطي، وتظهر القيم نتائج تقدير البارامترات (التشبعات، الارتباطات بين العوامل، تباين أخطاء المؤشرات) باستعمال حزمة ليزرل.



شكل (٤-٢) النموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين

من الضروري تذكير القارئ بأنه قبل الانتقال إلى تعديل النموذج في ضوء نتائج المطابقة الإجمالية والتفصيلية، لا بد أولاً من تجهيز أو إعداد ملف التعليمات لهذا المثال باستعمال لغة التعليمات "سمبليس" لحزمة ليزرل. أو ملف التعليمات لحزمة "إكس" EQS أو أي حزمة إحصائية متخصصة. فإذا استقر اختيار القارئ على استعمال حزمة ليزرل، وبعد

إعداد ملف التعليمات، وإدخال البيانات (مصنوفة التغير بين المؤشرات المقاسة أو مصنوفة الارتباطات) ليتم معالجتها باستعمال حزمة ليزرل، نحصل على النتائج ومن ضمن النتائج التي توفرها الحزمة قيم مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العملي للمثال الحالي، وأيضا قيم البارامترات الحرة (المجهولة) للنموذج (تقدير العلاقة الارتباطية أو التغير بين العوامل، تقدير قيم التشعبات، تقدير قيم تباين أخطاء المؤشرات المقاسة). وبعد الاطمئنان بأن نموذج المثال الحالي يتوفر على مطابقة إجمالية كافية في ضوء استعمال مؤشرات المطابقة المختلفة المتوفرة في النتائج التي تزودنا بها الحزمة، ننتقل إلى فحص المطابقة التفصيلية (فحص المكونات أو العناصر الفردية) للنموذج النظري للمثال الحالي باستعمال طريقتين: طريقة فحص البواقي، وطريقة فحص مؤشرات التعديل. وسنطبق الطريقتين على المثال الحالي.

أولا - فحص البواقي:

لنسرع أولا في عملية فحص البواقي، يعرض الجدول (٤-٣) مصنوفات النموذج العملي الموضح في الشكل (٤-٢)، وهي مصنوفة التباين والتغير للعينة، ومصنوفة التباين والتغير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع، ومصنوفة التباين والتغير للبواقي غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية)، ومصنوفة التباين والتغير للبواقي المعيارية.

إن لكل مؤشرين أو متغيرين ملاحظين توجد قيمة واحدة من قيم البواقي. ففي مثالنا عن النموذج المكون من ثلاثة عوامل يوجد 12 مؤشرا مقاسا، وبالتالي فإن مصنوفة البواقي ستحتوي على 78 [أي: $(13 \times 12) / 2$] عنصرا أو قيمة من قيم البواقي. وبالرجوع إلى الجدول (٤-٣) نجد أن كل عنصر أو قيمة من عناصر مصنوفة التباين والتغير للبواقي (مصنوفة البواقي اختصارا) [أنظر مصنوفة ج في الجدول (٤-٣)] هي

حاصل طرح عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة النموذج المفترض (المصفوفة ج) من عناصر قيم التباين والتغاير لمصفوفة العينة (المصفوفة أ).

غير أن قيم مصفوفة البواقي (ج) تعتمد على وحدة القياس الأصلية التي قيست بها المتغيرات أو المؤشرات المقاسة ولذلك يستعصي حجم قيم بواقيها عن التأويل، إذ من الصعب الحكم على حجم قيم بواقي النموذج المفترض بأنها صغيرة أو كبيرة عندما تختلف وحدة قياس المتغيرات المقاسة أو المؤشرات اختلافا كبيرا. وللتغلب على هذه المشكلة تستعمل مصفوفة البواقي المعيارية Standardized residual matrix (المصفوفة د) عوضا عن مصفوفة البواقي غير المعيارية (المصفوفة ج). وتحسب البواقي المعيارية بقسمة بواقي النموذج المفترض (غير المعيارية) على قيمة خطئها المعياري المقدّر. وبالتالي يمكن تأويل البواقي المعيارية بنفس طريقة تأويل الدرجات الزائفة Z-scores بمعنى أن قيم البواقي المعيارية يمكن تصورها بأنها تدل على عدد الانحرافات المعيارية التي تختلف بها قيم بواقي النموذج المفترض عن قيم البواقي التي تساوي صفرا (البواقي الصفرية) التي تعكس النموذج التام المطابقة (Brown, 2006, Raykov & Marcoulides, 2006).

عند فحص مصفوفة البواقي المعيارية (مصفوفة د) في الجدول (٤ ← ٣)، نجد أن بعض البواقي موجبة الإشارة وبعضها الآخر سالبة الإشارة. البواقي الموجبة الإشارة تدل على أن بارامترات النموذج المفترض تقلص في تقديرها لعلاقة معامل الارتباط بين مؤشرين إلى حد ما. فمثلا، إن قيمة البواقي المعيارية للعلاقة بين X1 و X2 هي 3.20 (نكتفي برقمين بعد الفاصلة). وإشارتها الموجبة متسقة لكون التغاير بين هذين المؤشرين في العينة (0.93) أعلى من قيمة تغايرها في مصفوفة النموذج المفترض (0.58). وعند اكتشاف قيمة بواقي معيارية مرتفعة فدلالة ذلك أن النموذج المفترض يحتاج إلى بارامترات إضافية لتفسير أو التنبؤ بقيم تغاير المؤشرات المقاسة.

أما قيمة البواقي المعيارية السالبة فتدل على أن بارامترات النموذج المفترض

تغالي أو تضخم إلى حد ما في تقدير العلاقة بين مؤشرين. إن قيمة البواقي المعيارية للمؤشرين X9 ، X12 تساوي (-2.77- عند الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة) وهي قيمة سالبة لأن تغاير هذين المؤشرين في مصفوفة التباين والتغاير للعينة يساوي (2.53)، وهي قيمة أصغر من تغايرهما في مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض (2.85).

لكن السؤال الهام الذي يطرح نفسه بإلحاح هو: ما المستوى الذي إذا تجاوزته قيم البواقي اعتبرت بواقي كبيرة؟ ما هي القيمة الفاصلة بين البواقي الكبيرة والبواقي الصغيرة؟ إن قيم البواقي تؤول نسبيا كما تؤول الدرجات المعيارية الزائفة Z-scores ، وبالتالي فإن الدرجات المعيارية الزائفة التي تستعمل في مستويات الدلالة الإحصائية المألوفة تتخذ كنقاط فاصلة عملية. ولذلك تأخذ القيمة المطلقة 1.96 كدرجة قطع بين قيم البواقي المقبولة أو الصغرى وبين قيم البواقي الكبيرة (وعمليا قد تأخذ القيمة التقريبية 2 كنقطة أو قيمة حرجة للتمييز بين البواقي الكبيرة والبواقي الصغيرة) (Raykov & Marcoulides, 2006).

غير أن حجم البواقي المعيارية قد يتأثر بحجم العين، بحيث أن اتساع حجم العينة يقترن بازدياد في حجم قيم البواقي المعيارية، لأن حجم الخطأ المعياري لبواقي مصفوفة النموذج المفترض له علاقة عكسية بحجم العينة. ولهذا السبب سنستعمل درجة قطع أعلى بحيث تساوي 2.58 (وهي القيمة الحرجة الزائفة التي توافق مستوى الدلالة عند 0.01). وسواء استعمل الباحث درجة القطع (القيمة الحرجة) الأولى 1.96 أو درجة القطع الثانية 2.58 فينبغي على الباحث أن يأخذ بعين الاعتبار تأثير حجم العينة عند تأويل قيم البواقي .

وإذا طبقنا درجة القطع 1.96 أو 2 ، نجد أن قيم البواقي المعيارية في مصفوفة البواقي (د) تنطوي على 10 بواقي قيمها المطلقة (بغض النظر عن الإشارة) أعلى من القيمة الحرجة (2). أما إذا أخذنا درجة القطع الحرجة 2.58 وتبدو هي المناسبة لأن حجم العينة كبير نسبيا (العينة=500) فتوجد 5 بواقي حجمها يتعدى 2.58 ، أعلاها قيمة البواقي

(+5.18) للمؤشرين X12 و X11 ، ودونها مباشرة قيمة البواقي (+4.45) للمؤشرين X10 و X9. أما البواقي السالبة فأكبرها قيمة البواقي بين المؤشرين X12 و X9 والتي تساوي (-). (2.77).

إن الانطباع الذي تشكل لدينا هو أن النموذج النظري لم ينتج مصفوفة تباين وتغاير بين المؤشرات تعكس بكفاية مصفوفة التباين والتغاير للعينة.

إن وجود بواقي معيارية موجبة مرتفعة يمكن أن يدل على أن العوامل الثلاثة المفترضة لا تفسر نسبة كافية من التباين في المؤشرات المقاسة . فقد تتدخل عوامل أخرى في تفسير بواقي التباين في المؤشرات (ولا سيما بواقي X12 و X11 ؛ وبواقي X10 و X9 ؛ وبواقي X2 و X1 ؛ وبواقي X12 و X9) لم يفكر فيها الباحث أو ينتبه لها. وكل ذلك يوحي بأن النموذج الموضح في الشكل (٤-٢) يحتاج إلى مراجعة.

جدول (٤-٣) مصفوفة العينة، ومصفوفة النموذج، ومصفوفة البواقي غير المعيارية ومصفوفة البواقي المعيارية لمثال النموذج المفترض الثلاثي العوامل لدوافع سلوك تعاطي التدخين الموضح في الشكل (٤-٣).

مصفوفة التباين والتغاير للعينة (مصفوفة أ)						
Sample Variance-covariance Matrix(S)						
	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	4.2436					
X2	0.9394	2.3104				
X3	0.9057	0.7617	3.6864			
X4	1.1938	0.8701	1.1614	1.9881		
X5	0.6130	0.6627	0.7241	1.1733	2.9929	
X6	0.7803	0.7210	0.9074	1.4450	1.4821	3.1329
X7	1.0259	0.8099	1.1522	1.9064	1.8351	2.1684

X8	0.8651	0.7936	0.8063	1.7444	1.8182	2.2018
X9	0.7398	0.5947	0.5557	0.7029	0.5656	0.6214
X10	0.4831	0.2633	0.2050	0.5503	0.4027	0.5823
X11	0.8471	0.5117	0.7796	0.5834	0.1956	0.5641
X12	0.4767	0.3558	0.5158	0.7426	0.3543	0.8334
	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	6.2001					
X8	2.9505	5.1529				
X9	0.7207	0.9186	7.1824			
X10	0.4575	0.6753	2.1011	3.0625		
X11	0.4224	0.3559	2.5484	1.5741	6.6049	
X12	0.8478	0.6763	2.5379	1.6711	3.4660	7.0756

مصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض أو المتوقع (مصفوفة ب)

Model-based variance-covariance matrix (Σ)

or fitted or predicted matrix

	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	4.2436					
X2	0.5889	2.3104				
X3	0.7704	0.5738	3.6864			
X4	1.1951	0.8902	1.1645	1.9881		
X5	0.7780	0.5796	0.7581	1.1761	2.9929	
X6	0.9400	0.7002	0.9159	1.4209	1.4500	3.1329
X7	1.2201	0.9089	1.1888	1.8443	1.8821	2.2739
X8	1.1748	0.8751	1.1447	1.7758	1.8122	2.1895

X9	0.4618	0.3440	0.4500	0.6981	0.4730	0.5715
X10	0.2993	0.2229	0.2916	0.4524	0.3065	0.3703
X11	0.4861	0.3621	0.4736	0.7348	0.4979	0.6015
X12	0.5065	0.3773	0.4935	0.7656	0.5188	0.6268
	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	6.2001					
X8	2.8419	5.1529				
X9	0.7418	0.7143	7.1824			
X10	0.4807	0.4628	1.6866	3.0625		
X11	0.7808	0.7518	2.7395	1.7752	6.6049	
X12	0.8136	0.7834	2.8546	1.8497	3.0044	7.0756
Fitted Residual Matrix or The Unstandardized Residual Matrix						
مصفوفة التباين والتغاير للبواقي غير المعيارية (استعمال وحدة قياس المؤشرات الأصلية)						
[مصفوفة ج]						
	X1	X2	X3	X4	X5	X6
X1	0.0000					
X2	0.3504	0.0000				
X3	0.1354	0.1879	0.0000			
X4	-0.0013	-0.0201	-0.0031	0.0000		
X5	-0.1651	0.0831	-0.0340	-0.0027	0.0000	
X6	-0.1597	0.0208	-0.0086	0.0241	0.0320	0.0000
X7	-0.1942	-0.0989	-0.0366	0.0621	-0.0470	-0.1055
X8	-0.3097	-0.0815	-0.3384	-0.0315	0.0060	0.0123
X9	0.2779	0.2507	0.1057	0.0047	0.0926	0.0499
X10	0.1838	0.0404	-0.0866	0.0979	0.0961	0.2120
X11	0.3610	0.1496	0.3060	-0.1513	-0.3022	-0.0375

X12	-0.0298	-0.0215	0.0223	-0.0230	-0.1644	0.2066
	X7	X8	X9	X10	X11	X12
X7	0.0000					
X8	0.1086	0.0000				
X9	-0.0211	0.2043	0.0000			
X10	-0.0231	0.2125	0.4145	0.0000		
X11	-0.3584	-0.3959	-0.1911	-0.2010	0.0000	
X12	0.0342	-0.1071	-0.3167	-0.1785	0.4615	0.0000

~~~~~  
 أصغر وأكبر قيمة للبقايا غير المعيارية Summary Statistics for Fitted Residuals

Smallest Fitted Residual = -0.3959

Median Fitted Residual = 0.0000

Largest Fitted Residual = 0.4615

مصفوفة التباين والتغاير للبقايا المعيارية  
 (مصفوفة د)

Standardized Residuals Matrix

|    | X1      | X2      | X3      | X4      | X5      | X6      |
|----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| X1 | --      |         |         |         |         |         |
| X2 | 3.2060  | --      |         |         |         |         |
| X3 | 0.9919  | 1.8710  | --      |         |         |         |
| X4 | -0.1247 | -2.6014 | -0.3269 | --      |         |         |
| X5 | -1.3804 | 0.9445  | -0.3090 | -0.0685 | --      |         |
| X6 | -1.4664 | 0.2597  | -0.0858 | 0.8196  | 0.6073  | --      |
| X7 | -1.1887 | -0.8230 | -0.2444 | 1.2334  | -0.5398 | -1.5884 |
| X8 | -2.1676 | -0.7760 | -2.5849 | -0.7758 | 0.0841  | 0.2292  |
| X9 | 1.2238  | 1.4981  | 0.5026  | 0.0429  | 0.5292  | 0.3010  |

|     |         |         |         |         |         |         |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| X10 | 1.2379  | 0.3694  | -0.6299 | 1.3434  | 0.8391  | 1.9508  |
| X11 | 1.6840  | 0.9476  | 1.5433  | -1.6055 | -1.8698 | -0.2504 |
| X12 | -0.1344 | -0.1317 | 0.1089  | -0.2382 | -0.9859 | 1.3402  |

|     | X7      | X8      | X9      | X10     | X11    | X12 |
|-----|---------|---------|---------|---------|--------|-----|
| X7  | --      |         |         |         |        |     |
| X8  | 1.1949  | --      |         |         |        |     |
| X9  | -0.0868 | 0.9475  | --      |         |        |     |
| X10 | -0.1453 | 1.5030  | 4.4504  | --      |        |     |
| X11 | -1.6113 | -2.0234 | -1.7036 | -2.7049 | --     |     |
| X12 | 0.1493  | -0.5312 | -2.7714 | -2.3581 | 5.1859 | --  |

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية

Summary for largest standardized Residuals

**Largest Negative Standardized Residuals**

|              |         |     |         |
|--------------|---------|-----|---------|
| Residual for | X4 and  | X2  | -2.6014 |
| Residual for | X8 and  | X3  | -2.5849 |
| Residual for | X11 and | X10 | -2.7049 |
| Residual for | X12 and | X9  | -2.7714 |

**Largest Positive Standardized Residuals**

|              |         |     |        |
|--------------|---------|-----|--------|
| Residual for | X2 and  | X1  | 3.2060 |
| Residual for | X10 and | X9  | 4.4504 |
| Residual for | X12 and | X11 | 5.1859 |

## ثانياً - مؤشرات التعديل Modification Indices

قبل أن ننتقل إلى معاينة مؤشرات التعديل لنلقي نظرة أولاً على بعض مؤشرات المطابقة في الجدول (٤-٤) للنموذج العاملي المفترض الذي تطرقنا إليه في سياق موضوع البواقي والذي يظهر الشكل (٤-٢) مساره التخطيطي.

جدول (٤-٤) مؤشرات المطابقة الخاصة بالنموذج الموضح في الشكل (٤-٢) الذي يمثل نموذجاً عاملياً ثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين عند استعمال حزمة ليزرل.

### Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 51

Minimum Fit Function Chi-Square = 86.6054 (P = 0.001371)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 92.3059 (P = 0.0003541)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 41.3059

90 Percent Confidence Interval for NCP = (18.2557 ; 72.1910)

Minimum Fit Function Value = 0.1736

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.08278

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.03658 ; 0.1447)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.04029

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.02678 ; 0.05326)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.8863

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2932

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2470 ; 0.3551)

ECVI for Saturated Model = 0.3126

ECVI for Independence Model = 5.5235

Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 2732.2510



Independence AIC = 2756.2510

Model AIC = 146.3059

Saturated AIC = 156.0000

Independence CAIC = 2818.8263

Model CAIC = 287.1004

Saturated CAIC = 562.7394

Normed Fit Index (NFI) = 0.9683

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.9827

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7482

Comparative Fit Index (CFI) = 0.9866

Incremental Fit Index (IFI) = 0.9867

Relative Fit Index (RFI) = 0.9590

Critical N (CN) = 446.9084

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1687

Standardized RMR = 0.03694

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9701

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9543

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.6343

غير أننا نفضل أن نعيد تنظيم مؤشرات المطابقة وفقاً للتنظيم الذي عاجلناه سابقاً، أي تنظيم مؤشرات المطابقة إلى مؤشرات المطابقة المطلقة *Absolute Fit indices* ،

ومؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد *Parcimony Correction Indices*، ومؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية *Comparative / incremental Fit Indices*، في جدول بحيث ينطوي الجدول في ذات الوقت على القيم المحكية لكل مؤشر. ونقصد بذلك مجال القيم لكل مؤشر التي تدل على وجود مطابقة، وذلك حتى يتسنى للقارئ مقارنة قيم مؤشرات المطابقة لنموذج البحث بالقيم المحكية النموذجية لكل مؤشر [الجدول (٤-٥)].

جدول (٤-٥) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين.

| الاختصار الذي يعرف به المؤشر                                  | الترجمة العربية له            | القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة                                                                  | قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)         |
|---------------------------------------------------------------|-------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------|
| <b>مؤشرات المطابقة المطلقة</b><br><i>Absolute Fit indices</i> |                               |                                                                                                  |                                                                  |
| $\chi^2$                                                      | مربع كاي                      | مربع كاي = ٨٦.٦١<br>—<br>بدرجات حرية ٥١<br>—<br>دال إحصائيا عند مستوى واحد من الألف<br>(p=0.001) | — أن تكون غير دالة.<br>— إذا كان يساوي صفرا يدل على مطابقة تامة. |
| (RMR)                                                         | مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي | يساوي ٠.١٦٨                                                                                      | — ينبغي أن تكون دون (٠,١)                                        |
| (SRMR)                                                        | مؤشر جذر متوسط مربعات         | يساوي ٠.٠٣٦                                                                                      | — ينبغي أن تكون دون (٠,١)                                        |

|                                                                        |                         |                                          |         |
|------------------------------------------------------------------------|-------------------------|------------------------------------------|---------|
|                                                                        |                         | البيواقي<br>المعيارية                    |         |
| – يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)                                              | يساوي ٠.٩٧              | مؤشر حسن<br>المطابقة                     | (GFI)   |
| – يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)                                              | يساوي ٠.٩٥              | مؤشر حسن<br>المطابقة<br>المصحح           | (AGFI)  |
| – يجب أن يتعدى ٠.٥٠<br>– والأفضل أن تكون قيمته أكبر من<br>٠.٦٠         | يساوي ٠.٦٣              | مؤشر حسن<br>المطابقة<br>الاقتصادي        | (PGFI)  |
| <b>مؤشرات الافتقار للاقتصاد</b><br><i>Parsimony Correction Indices</i> |                         |                                          |         |
| – المؤشر دون (٠,٠٥) يدل على<br>مطابقة جيدة                             | يساوي ٠.٠٤              |                                          |         |
| – المؤشر بين (٠,٠٨-٠,٠٥) يدل<br>على مطابقة مقبولة                      | حدود الثقة عند<br>%٩٠   |                                          |         |
| – المؤشر بين (٠,١٠-٠,٠٨) يدل<br>على مطابقة غير كافية mediocre          | القيمة<br>الصغرى: ٠.٠٢٧ | الجذر التربيعي<br>لمتوسط خطأ<br>الافتراب | (RMSEA) |
| – المؤشر أعلى من (٠,١٠) يدل<br>على سوء المطابقة.                       | القيمة<br>الكبرى: ٠.٠٥٣ |                                          |         |
| حدود الثقة عند %٩٠ الدالة على<br>المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر       |                         |                                          |         |

|                                                                                                             |                                                                           |                                    |                       |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|-----------------------|
| إلى ٠.٠٠٨ ، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون ٠.٠٥ بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى ٠.٠٨ |                                                                           |                                    |                       |
| يجب أن تكون قيمته أكبر من ٠.٥٠                                                                              | تساوي ٠.٨٨٦                                                               | الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة | P-Value for Close Fit |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.                       | النموذج الحالي=٠.٢٩<br>النموذج المشبع=٠.٣١٣<br>النموذج المستقل=٥.٥٢       | مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع        | (ECVI)                |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.                       | النموذج الحالي=١٤٦.٣١<br>النموذج المشبع=١٥٦.٠٠<br>النموذج المستقل=٢٧٥٦.٢٥ | محك المعلومات لأيكيك               | (AIC)                 |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.                       | النموذج الحالي=٢٨٧.١٠<br>النموذج المشبع=٥٦٢.٧٤<br>النموذج المستقل=٢٨١٨.٨٢ | محك المعلومات المتسق لأيكيك        | (CAIC)                |

| مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative / incremental Fit Indices |             |                                                                                     |                    |
|-----------------------------------------------------------------------------|-------------|-------------------------------------------------------------------------------------|--------------------|
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة                       | يساوي ٠.٩٦٨ | مؤشر المطابقة<br>المقارن                                                            | (CFI)              |
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة                       | يساوي ٠.٩٨٢ | مؤشر المطابقة<br>غير المعياري<br>أو<br>مؤشر تاكر-<br>لويس<br>Tucker-<br>Lewis Index | (NNFI)<br>أو (TLI) |
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة                       | يساوي ٠.٩٦٨ | مؤشر المطابقة<br>المعياري                                                           | (NFI)              |
| – يجب أن يتعدى ٠.٥٠<br>– والأفضل أن تكون قيمته أكبر من<br>٠.٦٠              | يساوي ٠.٧٤٨ | مؤشر المطابقة<br>المعياري<br>الاقتصادي                                              | (PNFI)             |

إن أغلب مؤشرات المطابقة تدل على حسن مطابقة النموذج الموضح في الشكل (٧). فمثلا أكثر مؤشرات المطابقة فعالية وأداء وهو الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) Root Mean Square Error of Approximation بحيث أن القيمة التي تقل عن (0.05) على هذا المؤشر تدل على مطابقة جيدة، ونجد في المثال قيمة هذا المؤشر تساوي 0.04

ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) قيمته في المثال الحالي (0.03) وهو دون (0.1) مما يدل على مطابقة جيدة.

ويعتبر مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) من أفضل المؤشرات القائمة على المقارنة. فإن القيمة التي تتعدى (0.90) يمكن أن تدل على مطابقة معقولة لنموذج البحث أو المفترض، ونجد أن قيمته في المثال الحالي (0.98) تدل على جودة المطابقة.

والقيم الحالية لمؤشر حسن المطابقة (Goodness-of-Fit Index (GFI) ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index (AGFI) أو (AGFI)، ومؤشر حسن المطابقة الاقتصادي Parsimony Goodness -of-Fit Index (PGFI) كلها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة.

كما أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، نذكر منها مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI)، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI)، باستثناء مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) كلها أعلى من (0.90).

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI) الذي يساوي (0.29) للنموذج المفترض الحالي أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال Independence model والمتغيرات والنموذج المشبع Saturated model. ومحك المعلومات لأيكايك Akaike Information Criterion (AIC) وقيمته الحالية (146.30) أدنى من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك

المعلومات المتسق لإيكيك Consistent Akaike Information Criterion (AIC) أصغر من قيم هذا المؤشر لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

ورغم أن أغلب المؤشرات تدل على وجود مطابقة للنموذج المفترض، نجد أن قيمة مربع كاي دالة إحصائية. غير أن بعض مؤشرات المطابقة الأخرى وجدت لتسد مواطن الضعف في مؤشر مربع كاي كتأثر دلالاته الإحصائية بحجم العينة بحيث أن أي فارق طفيف بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض ومصفوفة العينة يكون دالا إحصائيا عند اتساع حجم العينة. واتساع حجم العينة هو الوضع المألوف في النمذجة بالمعادلات البنائية. والخلاصة أن أغلب مؤشرات المطابقة تدل على مطابقة جيدة للنموذج.

ولقد سبق أن أشرنا أن تمتع النموذج بمطابقة عامة بناء على مؤشرات المطابقة لا يدل إطلاقا على أن النموذج يخلو تماما من أي خلل موضعي، أو خلل في المطابقة الموضوعية لبعض بارامترات النموذج المفترض. ولذلك لا بد أن تعزز نتائج مؤشرات المطابقة العامة للنموذج المفترض بفحص موضعي تفصيلي. وذلك بفحص البواقي التي سبق أن تطرقنا إليها، وفحص مؤشرات التعديل.

وفيما يلي انتقيت قسما من نتائج مصفوفة التباين والتغاير(البيانات) باستعمال حزمة ليزرل. أما البارامترات المقدرة للنموذج المفترض فيظهرها الشكل التخطيطي السابق للنموذج (الشكل: ٤-٢). أما مؤشرات التعديل الواردة في النتائج فيظهرها الجدول (٤-٦). وينطوي الجدول على مؤشرات التعديل متبوعة بالتعديلات المتوقعة غير المعيارية (استخدام الوحدات الأصلية للمؤشرات المقاسة)، والمعيارية (توحيد وحدة قياس المؤشرات إلى درجات معيارية) لمصفوفة التشبعات ومصفوفة تباين وتغاير أخطاء المؤشرات المقاسة.

ولتوضيح كيفية قراءة مؤشرات التعديل، لنأخذ على سبيل المثال المؤشر X1 في مصفوفة التشبعات للجدول (٤-٦)، نجد أن مؤشر التعديل لهذا المؤشر يساوي 6.9127 أو

(6.91) اختصارا عند افتراض أنه يتشبع أيضا ( علاوة على تشبعه على عامله دافع التكيف...coping) على عامل الدافع الاجتماعي(social...). كما نجد أن مؤشر التعديل يساوي (1.95) عند افتراض أن المؤشر X1 يتشبع أيضا على عامل دافع الاستمتاع (Enhancement...).

فالقائمة (6.91) تدل على أنه عند تحرير تشبع المؤشر X1 على عامل دافع الاستمتاع لتقدير قيمته في التحليل اللاحق والذي كان مثبتا من قبل (كان يساوي صفرا أي لا يتشبع عليه)، فنتيجة هذا التحرير لهذا البارامتر أو التشبع فإنه يتوقع أن تنخفض قيمة مربع كاي بمقدار 6.91 وحدة. إن النموذج المفترض الذي يتمتع بمطابقة جيدة يرتبط بمؤشرات تعديل منخفضة في قيمتها. وبما أنه يمكن تصور مؤشرات التعديل بأنها اختبار مربع كاي فتستعمل قيمته مربع كاي الدرجة التي تساوي 3.84 (أو تجبر إلى الرقم 4) للحكم على قيمة مؤشر التعديل بأنه يدل على تحسن ذي دلالة إحصائية عند مستوى (0.05) (أي دال إحصائيا) في مطابقة النموذج. فعند تحرير مؤشر معين (افتراض أن له علاقة بالعامل الآخر بجانب علاقته بعامله)، فإن مؤشر التعديل الذي يساوي أو أكبر من القيمة أربعة، يعتبر دالا إحصائيا، أي يمكن أن يؤدي هذا البارامتر عند تحريره إلى تحسن في مطابقة النموذج.

غير أن مؤشرات التعديل حساسة لحجم العينة. فعند اتساع العينة، فقد نحصل على مؤشرات تعديل مرتفعة على الرغم من أن إضافة البارامتر أو تحريره بناء على مؤشر التعديل المرتفع قد يكون حجمه منخفضا أو تافها. ولمواجهة هذا المشكل ترفق الحزم الإحصائية المتخصصة مؤشرات التعديل بما يدعى التغير المتوقع في قيم البارامتر Expected parameter change (EPC) لكل مؤشر تعديل. وتسمى اختصارا التغير المتوقع Expected change.



ويزودنا "التغير المتوقع" في قيم البارامتر (EPC) على تقدير تقريبي لمدى التغير المتوقع في قيمة البارامتر الموجبة أو السالبة إذا ما تم تحريره لتقدير قيمته في التحليل اللاحق أو القادم. والجدول (٤-٦) يظهر قيم التغير المتوقع في قيم البارامترات بالدرجات غير المعيارية وبالدرجات المعيارية أيضا. وقيم التغير المتوقع غير المعيارية تحتفظ بالوحدات الأصلية لقياس المتغيرات، في حين أن قيم التغير المتوقع المعيارية فيتم فيها تحويل الدرجات إلى درجات معيارية لكي يتسنى الحكم على حجم قيم التغير المتوقع، والمقارنة فيما بينها.

فمثلا، بالنسبة للمؤشر X1 في مصفوفة التشبعات للجدول (٤-٦)، نجد أن قيمة التغير المتوقع المعياري له أي قيمة تشبعه على عامل الدافع الاجتماعي (social...) تساوي (0.27 -) ، وقيمة تغيره المتوقع أي قيمة تشبعه على عامل دافع الاستمتاع (Enhancement...) يساوي (0.07) في التحليل اللاحق عند افتراض أن هذا المؤشر لا يتشبع فقط على عامله بل يتشبع أيضا على العاملين الآخرين. لكن قيم تشبعه المتوقع على العاملين الآخرين منخفض جدا مما يعزز الاعتقاد أن هذا المؤشر يتشبع فقط على عامله (تشبعه على عامله يساوي 0.43 أنظر المسار التخطيطي في الشكل: ٤-٢).

نبدأ أولا بالبحث عن أعلى مؤشر تعديل لجعل البارامتر الذي يتعلق بمؤشر التعديل حرا في التحليل اللاحق أو القادم، شريطة أن يكون لإضافة هذا البارامتر (تحريره) ما يبرره بالاستناد إلى الإطار النظري للبحث. وإذا تعذر التأصيل أو التأويل النظري لتحرير (تقدير) البارامتر الذي يوافق أعلى مؤشر تعديل، فينبغي الانتقال إلى أعلى مؤشر التعديل الثاني الذي هو أدنى مباشرة من مؤشر التعديل الأول. غير أن تحرير البارامتر الذي يشير إليه مؤشر التعديل الثاني يجب أن يقوم أيضا على خلفية نظرية تدعمه.

لنرجع إلى جدول مؤشرات التعديل، فحزمة ليزرل تضيف خلاصة في الأخيرة تشير فيها إلى أعلى مؤشر تعديل الذي يساوي في هذه الحالة 26.98 ويتعلق بالتغاير (الارتباط) بين خطأ المؤشر X11 وخطأ المؤشر X12 في مصفوفة التباين والتغاير لأخطاء

المؤشرات. ويمكن تبرير ذلك نظريا أن الفقرة X11 والفقرة X12 كانتا الفقرتين اللتين صيغتا صياغة سالبة مقارنة بالفقرات الأخرى، وبالتالي فاتجاه الصياغة هو ما يفسر سبب وجود علاقة بين خطأ الفقرتين أو المؤشرين.

جدول (٦٤-٤) مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات

| التغيرات المتوقعة غير المعيارية لمصفوفة التشبعات            |         |         |         |
|-------------------------------------------------------------|---------|---------|---------|
| <i>Expected Change for LAMBDA-X</i>                         |         |         |         |
|                                                             | Coping  | Social  | Enhance |
|                                                             | -----   | -----   | -----   |
| X1                                                          | --      | -0.5203 | 0.0926  |
| X2                                                          | --      | -0.0333 | 0.0453  |
| X3                                                          | --      | -0.2668 | 0.0377  |
| X4                                                          | --      | 1.3001  | -0.1039 |
| X5                                                          | -0.0299 | --      | -0.0390 |
| X6                                                          | 0.1267  | --      | 0.0776  |
| X7                                                          | 0.2201  | --      | -0.0519 |
| X8                                                          | -0.3234 | --      | -0.0193 |
| X9                                                          | 0.0441  | 0.0669  | --      |
| X10                                                         | 0.1287  | 0.1277  | --      |
| X11                                                         | -0.1814 | -0.2292 | --      |
| X12                                                         | -0.0274 | 0.0037  | --      |
| التغيرات المتوقعة المعيارية لمصفوفة التشبعات                |         |         |         |
| <i>Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X</i> |         |         |         |
|                                                             | Coping  | Social  | Enhance |
|                                                             | -----   | -----   | -----   |
| X1                                                          | --      | -0.2767 | 0.0725  |

|     |         |         |         |
|-----|---------|---------|---------|
| X2  | --      | -0.0240 | 0.0481  |
| X3  | --      | -0.1522 | 0.0317  |
| X4  | --      | 1.0101  | -0.1189 |
| X5  | -0.0153 | --      | -0.0363 |
| X6  | 0.0637  | --      | 0.0707  |
| X7  | 0.0786  | --      | -0.0336 |
| X8  | -0.1267 | --      | -0.0137 |
| X9  | 0.0146  | 0.0273  | --      |
| X10 | 0.0654  | 0.0799  | --      |
| X11 | -0.0628 | -0.0977 | --      |
| X12 | -0.0092 | 0.0015  | --      |

مؤشرات التعديل لمصفوفة التباين لأخطاء المؤشرات المقاسة (الفقرات)

*Modification Indices for THETA-DELTA*

|     | X1      | X2     | X3     | X4     | X5     | X6     |
|-----|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| X1  | --      |        |        |        |        |        |
| X2  | 10.2784 | --     |        |        |        |        |
| X3  | 0.9838  | 3.5008 | --     |        |        |        |
| X4  | 0.0156  | 6.7664 | 0.1070 | --     |        |        |
| X5  | 0.4509  | 1.4463 | 0.0243 | 0.0630 | --     |        |
| X6  | 0.4835  | 0.1020 | 0.2106 | 0.0514 | 0.3688 | --     |
| X7  | 0.2889  | 1.1418 | 0.0092 | 2.1094 | 0.2914 | 2.5231 |
| X8  | 1.5320  | 0.3652 | 5.2701 | 0.2080 | 0.0071 | 0.0525 |
| X9  | 0.4674  | 1.8736 | 0.0305 | 0.8856 | 0.8206 | 1.0539 |
| X10 | 0.0668  | 0.4330 | 3.5380 | 1.0605 | 0.3384 | 0.5972 |
| X11 | 4.0221  | 1.5955 | 5.9547 | 2.6320 | 1.1235 | 0.2476 |
| X12 | 1.5010  | 0.7245 | 0.0548 | 0.1688 | 1.1412 | 1.6639 |
|     | X7      | X8     | X9     | X10    | X11    | X12    |
| X7  | --      |        |        |        |        |        |

|                                                                                                                                       |         |         |         |         |                |         |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|----------------|---------|
| X8                                                                                                                                    | 1.4278  | --      |         |         |                |         |
| X9                                                                                                                                    | 0.0319  | 1.6182  | --      |         |                |         |
| X10                                                                                                                                   | 1.5176  | 1.3086  | 19.8062 | --      |                |         |
| X11                                                                                                                                   | 0.2622  | 2.1395  | 2.9022  | 7.3165  | --             |         |
| X12                                                                                                                                   | 0.6360  | 0.5896  | 7.6807  | 5.5608  | <b>26.8935</b> | --      |
| <p>التغيرات المتوقعة لمصفوفة التباير لأخطاء المؤشرات المقاسة غير المعيارية(الفقرات)</p> <p><i>Expected Change for THETA-DELTA</i></p> |         |         |         |         |                |         |
|                                                                                                                                       | X1      | X2      | X3      | X4      | X5             | X6      |
| X1                                                                                                                                    | --      |         |         |         |                |         |
| X2                                                                                                                                    | 0.3799  | --      |         |         |                |         |
| X3                                                                                                                                    | 0.1476  | 0.2052  | --      |         |                |         |
| X4                                                                                                                                    | -0.0148 | -0.2294 | -0.0372 | --      |                |         |
| X5                                                                                                                                    | -0.0805 | 0.1061  | 0.0172  | -0.0159 | --             |         |
| X6                                                                                                                                    | -0.0780 | 0.0264  | 0.0477  | 0.0146  | 0.0571         | --      |
| X7                                                                                                                                    | -0.0889 | -0.1302 | 0.0146  | 0.1308  | -0.0724        | -0.2150 |
| X8                                                                                                                                    | -0.1809 | -0.0651 | -0.3103 | 0.0374  | 0.0102         | 0.0286  |
| X9                                                                                                                                    | 0.1333  | 0.1965  | 0.0314  | -0.0914 | 0.1335         | -0.1408 |
| X10                                                                                                                                   | 0.0330  | -0.0618 | -0.2215 | 0.0654  | 0.0561         | 0.0693  |
| X11                                                                                                                                   | 0.3644  | 0.1690  | 0.4093  | -0.1489 | -0.1458        | 0.0637  |
| X12                                                                                                                                   | -0.2299 | -0.1176 | -0.0406 | 0.0390  | -0.1517        | 0.1707  |
|                                                                                                                                       | X7      | X8      | X9      | X10     | X11            | X12     |
| X7                                                                                                                                    | --      |         |         |         |                |         |
| X8                                                                                                                                    | 0.2068  | --      |         |         |                |         |

|     |         |         |         |         |        |    |
|-----|---------|---------|---------|---------|--------|----|
| X9  | -0.0363 | 0.2276  | --      |         |        |    |
| X10 | -0.1636 | 0.1339  | 0.8637  | --      |        |    |
| X11 | -0.0970 | -0.2444 | -0.5186 | -0.5346 | --     |    |
| X12 | 0.1560  | -0.1325 | -0.8780 | -0.4850 | 1.7145 | -- |

التغيرات المتوقعة لمصفوفة التباين لأخطاء المؤشرات المقاسة المعياريّة (الفقرات)

*Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA*

|     | X1      | X2      | X3      | X4      | X5      | X6      |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| X1  | --      |         |         |         |         |         |
| X2  | 0.1213  | --      |         |         |         |         |
| X3  | 0.0373  | 0.0703  | --      |         |         |         |
| X4  | -0.0051 | -0.1070 | -0.0137 | --      |         |         |
| X5  | -0.0226 | 0.0404  | 0.0052  | -0.0065 | --      |         |
| X6  | -0.0214 | 0.0098  | 0.0140  | 0.0058  | 0.0187  | --      |
| X7  | -0.0173 | -0.0344 | 0.0031  | 0.0373  | -0.0168 | -0.0488 |
| X8  | -0.0387 | -0.0189 | -0.0712 | 0.0117  | 0.0026  | 0.0071  |
| X9  | 0.0241  | 0.0482  | 0.0061  | -0.0242 | 0.0288  | -0.0297 |
| X10 | 0.0091  | -0.0232 | -0.0659 | 0.0265  | 0.0185  | 0.0224  |
| X11 | 0.0688  | 0.0433  | 0.0829  | -0.0411 | -0.0328 | 0.0140  |
| X12 | -0.0420 | -0.0291 | -0.0079 | 0.0104  | -0.0330 | 0.0363  |

|     | X7      | X8      | X9      | X10     | X11    | X12 |
|-----|---------|---------|---------|---------|--------|-----|
| X7  | --      |         |         |         |        |     |
| X8  | 0.0366  | --      |         |         |        |     |
| X9  | -0.0054 | 0.0374  | --      |         |        |     |
| X10 | -0.0375 | 0.0337  | 0.1842  | --      |        |     |
| X11 | -0.0152 | -0.0419 | -0.0753 | -0.1189 | --     |     |
| X12 | 0.0236  | -0.0219 | -0.1232 | -0.1042 | 0.2508 | --  |

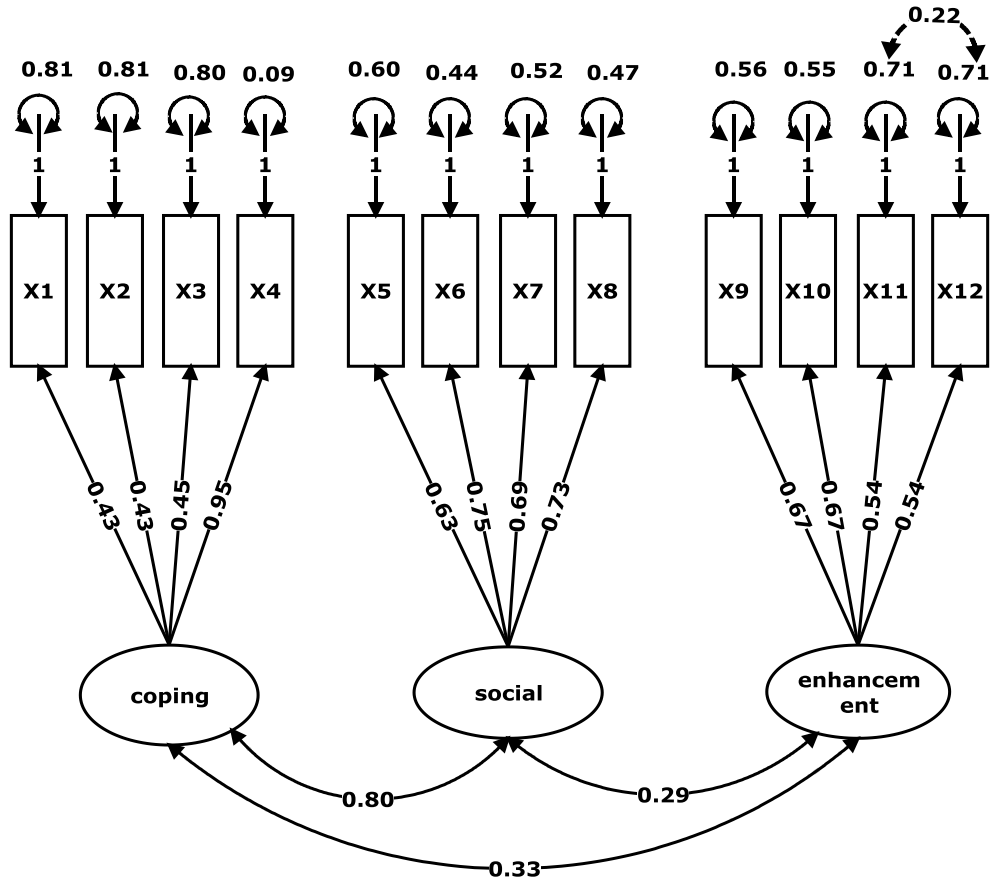
*Maximum Modification Index is 26.89 for Element (12,11) of THETA-DELTA*

كما أن مؤشر التعديل المرتفع الثاني في الترتيب من حيث حجمه يساوي 18.87؛ ويتعلق بإضافة تشبع المؤشر أو الفقرة X4 على العامل الثاني: الدوافع الاجتماعية (social...) فضلاً عن تشبعه على عامله الأصلي. والتغير المتوقع المعياري الذي يناظر هذا التشبع المضاف يساوي 1.01 .

### **التعديل الأول للنموذج المفترض:**

لما كان مؤشر التعديل المرتفع (26.98) يشير إلى التغير أو الارتباط بين خطأ المؤشر X11 وخطأ المؤشر X12 ، فسنعوم بالإيعاز إلى حزمة ليزرل بأن التغير بين تباين خطأ المؤشر X11 وتباين خطأ المؤشر X12 الذي كان مثبتاً بصفر ( بناء على افتراض استقلال الأخطاء) في النموذج المفترض السابق أو الأصلي، سنحرره الآن كبارامتر حر وليس كبارامتر ثابت لكي تقوم الحزمة بتقدير تغيره.

وعند إعادة التحليل لمصفوفة التباين والتغير من جديد بإدخال هذا التعديل (ارتباط الخطأين)، فإن نتائج تقدير البارامترات المختلفة للنموذج المفترض (التشبعات، ارتباط العوامل، تباين الأخطاء، تغير الخطأين) موضحة في الشكل (٤←٣) الذي يظهر المسار التخطيطي للنموذج العاملي الثلاثي العوامل مع التقديرات المعيارية للبارامترات المختلفة بما فيها تقدير ارتباط الخطأين.



شكل (٤-٣) القيم المعيارية لبارامترات نموذج التحليل العاملي التوكيدي الثلاثي الأبعاد لدوافع تعاطي المخدرات، بعد تحرير الارتباط) خطأ المؤشرين: X11 ، X12(التعديل الأول للنموذج).

لنلقي نظرة على بعض مؤشرات المطابقة التالية للنموذج المفترض المعدل في

الجدول (٤-٧):

جدول (٤-٧) مؤشرات المطابقة لنموذج التحليل العاملي التوكيدي لدوافع تعاطي التدخين بعد التعديل الأول للنموذج.

### Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 50

Minimum Fit Function Chi-Square = 61.5351 (P = 0.1270)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 65.6913 (P = 0.06747)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 15.6913

90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 40.8065)

Minimum Fit Function Value = 0.1233

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.03145

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.08178)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.02508

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.04044)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.9978

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2439

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2124 ; 0.2942)

ECVI for Saturated Model = 0.3126

ECVI for Independence Model = 5.5235

Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 2732.2510

Independence AIC = 2756.2510

Model AIC = 121.6913

Saturated AIC = 156.0000

Independence CAIC = 2818.8263

Model CAIC = 267.7003

Saturated CAIC = 562.7394



Normed Fit Index (NFI) = 0.9775

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.9943

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7405

Comparative Fit Index (CFI) = 0.9957

Incremental Fit Index (IFI) = 0.9957

Relative Fit Index (RFI) = 0.9703

Critical N (CN) = 618.5766

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1384

Standardized RMR = 0.03186

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9785

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9665

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.6273

ويمكن إعادة تنظيم مؤشرات المطابقة بطريقة أوضح لتمكين القارئ بمقارنة القيم التجريبية المحسوبة لمؤشرات المطابقة بقيمها النموذجية التي تدل على وجود مطابقة وذلك في الجدول الآتي [الجدول (٤ ← ٨)]:

جدول (٤←٨) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين.

| الاختصار الذي يعرف به المؤشر                           | الترجمة العربية له                      | القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة                                         | قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)          |
|--------------------------------------------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------|
| <b>مؤشرات المطابقة المطلقة</b><br>Absolute Fit indices |                                         |                                                                         |                                                                   |
| $\chi^2$                                               | مربع كاي                                | مربع كاي =<br>٦١.٥٣٥<br>بدرجات حرية ٥٠<br>غير دال إحصائياً<br>(p=0.067) | – أن تكون غير دالة.<br>– إذا كان يساوي صفراً يدل على مطابقة تامة. |
| (RMR)                                                  | مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي           | يساوي ٠.١٣٨                                                             | – ينبغي أن تكون دون (٠,١)                                         |
| (SRMR)                                                 | مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية | يساوي ٠.٠٣٢                                                             | – ينبغي أن تكون دون (٠,١)                                         |
| (GFI)                                                  | مؤشر حسن المطابقة                       | يساوي ٠.٩٧                                                              | – يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)                                         |

|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          |                                                                                                     |                                    |         |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|---------|
|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          |                                                                                                     |                                    |         |
|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          | يساوي ٠.٩٦٦ – يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)                                                               | مؤشر حسن المطابقة المصحح           | (AGFI)  |
|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          | يساوي ٠.٦٢٧ – يجب أن يتعدى ٠.٥٠ – والأفضل أن تكون قيمته أكبر من ٠.٦٠                                | مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي        | (PGFI)  |
| <b>مؤشرات الافتقار للاقتصاد</b><br><b>Parsimony Correction Indices</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                                                   |                                                                                                     |                                    |         |
|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          | يساوي ٠.٠٢٥<br>—————<br>حدود الثقة عند ٩٠%<br>—————<br>القيمة الصغرى: ٠.٠٠٠<br>القيمة الكبرى: ٠.٠٤٠ | الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب | (RMSEA) |
| المؤشر دون (٠,٠٥) يدل على مطابقة جيدة<br>المؤشر بين (٠,٠٥-٠,٠٨) يدل على مطابقة مقبولة<br>المؤشر بين (٠,٠٨-٠,١٠) يدل على مطابقة غير كافية mediocre<br>المؤشر أعلى من (٠,١٠) يدل على سوء المطابقة.<br>—————<br>حدود الثقة عند ٩٠% الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى ٠,٠٠٨ ، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون ٠,٠٠٥ بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى ٠,٠٠٨ |                                                                                                     |                                    |         |

|                                                                                       |                                                                                 |                                    |                       |
|---------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|-----------------------|
|                                                                                       |                                                                                 | الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة | P-Value for Close Fit |
| يجب أن تكون قيمته أكبر من ٠.٥٠                                                        | تساوي ٠.٩٩٧                                                                     |                                    |                       |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري. | النموذج الحالي = ٠.٢٤<br>النموذج المشبع = ٠.٣١<br>النموذج المستقل = ٥.٥٢        | مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع        | (ECVI)                |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري. | النموذج الحالي = ١٢١.٦٩<br>النموذج المشبع = ١٥٦.٠٠<br>النموذج المستقل = ٢٨١٨.٨٢ | محك المعلومات لأيكيك               | (AIC)                 |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري. | النموذج الحالي = ٢٦٧.٧٠<br>النموذج المشبع = ٥٦٢.٧٤<br>النموذج المستقل = ٢٨١٨.٨٣ | محك المعلومات المتسق لأيكيك        | (CAIC)                |
| <b>مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية</b><br>Comparative / incremental Fit Indices |                                                                                 |                                    |                       |
| — قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)                                                          | يساوي ٠.٩٩٦                                                                     | مؤشر المطابقة                      | (CFI)                 |

| تدل على مطابقة معقولة                                          |             | المقارن                                                                          |                    |
|----------------------------------------------------------------|-------------|----------------------------------------------------------------------------------|--------------------|
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة          | يساوي ٠.٩٩٤ | مؤشر المطابقة<br>غير المعياري<br>أو<br>مؤشر تاكر-<br>لويس Tucker-<br>Lewis Index | (NNFI)<br>أو (TLI) |
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة          | يساوي ٠.٩٧٧ | مؤشر المطابقة<br>المعياري                                                        | (NFI)              |
| – يجب أن يتعدى ٠.٥٠<br>– والأفضل أن تكون قيمته أكبر من<br>٠.٦٠ | يساوي ٠.٧٤  | مؤشر المطابقة<br>المعياري<br>الاقتصادي                                           | (PNFI)             |

إن أغلب مؤشرات المطابقة ازداد وضعها تحسنا عند إجراء التعديل الأول على النموذج المفترض. فقيمة الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) ازدادت انخفاضاً مقارنة بقيمته في النموذج الأصلي السابق بحيث أضحى قيمته تساوي 0.025 .

ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) قيمته في المثال الحالي تساوي (0.03) وهي دون (0.1) .

و قيمة مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) في المثال الحالي تساوي (0.99) وبالتالي ازدادت ارتفاعا عن ذي قبل.

والقيم الحالية لمؤشر حسن المطابقة Goodness-of-Fit Index (GFI) ومؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness-of-Fit Index أو (AGFI)، كلها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة. كما أن قيمة مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي Parsimony Goodness –of-Fit Index (PGFI) أعلى من (0.5).

ونلاحظ أيضا أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، أي مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI) ، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) كلها أعلى من (0.90). ونلاحظ كذلك أن مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) أكبر من (0.5).

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)، التي تساوي (0.24) للنموذج المفترض الحالي أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال المتغيرات Independence model والنموذج المشبع Saturated model. إن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) ازدادت انخفاضا عن ذي قبل، كما أنها ما زالت أدنى (أفضل مطابقة من) من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات المتسق لأيكايك Consistent Akaike Information Criterion (AIC) أصغر من قيم محك المعلومات المتسق لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

أما مربع كاي فكانت قيمته في النموذج الأصلي (في السابق) 86.61 بدرجة حرية 51 ودالة إحصائية عند مستوى دلالة واحد من الألف (  $P = 0.001371$  )، أما في النموذج المعدل الحالي فانخفضت قيمته إلى 61.53 بدرجات حرية 50 ، وأضحى فاقتدا

لدلالته الإحصائية البارزة التي كان عليها في السابق ( $P = 0.07$ ). وفقدانه للدلالة الإحصائية يعزز احتمال جودة المطابقة للنموذج المعدل الحالي.

### لكن لنختبر الآن هل التحسن في المطابقة دال إحصائياً بين النموذج

الأصلي السابق والنموذج المعدل الحالي. وطريقتنا إلى ذلك استعمال مربع كاي لاختبار دلالة الفروق ( $\chi^2_{diff}$ ) Chi-square difference test. فقيمة مربع كاي بدرجة حرية واحدة تساوي 25.08 [86.61 طرح 61.53 يساوي 25.08]، وهذا الانخفاض البارز في مربع كاي قريب من الانخفاض ( وقيمته 26.98) الذي توقعه مؤشر التعديل القائم على مربع كاي (الذي سبق أن تطرقنا إليه عند معالجة مؤشرات التعديل) عند تحرير خطأ المؤشر X11 وخطأ المؤشر X12 لتقدير ارتباطهما في التحليل اللاحق. ومن حيث الدلالة فقيمة الانخفاض دالة إلى ما دون 0.001 [مستوى الدلالة لمربع كاي عند درجة حرية واحدة ينبغي أن تكون أكبر أو تساوي القيمة الحرجة 3.48 لكي تكون دالة عند مستوى 0.05؛ وأن تساوي أو أكبر من القيمة الحرجة 6.64 لكي تكون دالة عند مستوى 0.01؛ وأن تكون أكبر أو تساوي القيمة الحرجة 10.83 لكي تكون دالة عند مستوى 0.001].

### كما أن الحكم على أهمية التعديل يقوم أيضاً على معاينة حجم البواقي من

جهة، ومؤشرات التعديل من جهة أخرى. ولكي يتسنى لنا مقارنة حجم البواقي قبل التعديل وبعده، رصدنا في الجدول (٤ ← ٩) مصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج الأصلي قبل التعديل، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج بعد التعديل.

لقد قل عدد البواقي المرتفعة بشكل ملحوظ بعد التعديل. فإذا أخذنا درجة القطع 2.58 لإحصاء عدد البواقي المرتفعة، نجد أنه توجد سبع بواقي قبل التعديل مقابل قيمتين فقط للبواقي بعد التعديل قيمها تساوي أو تتعدى 2.58؛ كما أن حجم البواقي

تقلص بكثير عما كان عليه في السابق. ففي النموذج الحالي نجد أن أعلى قيمة للبواقي تساوي 3.2206 في حين بلغت مستوى 5.1859 في السابق. بمعنى أن إدخال التغيير على النموذج أدى إلى تحسين تفسير النموذج المعدل لقدر إضافي من التباين الذي لم يتمكن من تفسيره النموذج الأصلي، وبالتالي أصبحت مصفوفة البيانات القائمة على العلاقات المفترضة في النموذج المعدل أكثر قدرة على محاكاة مصفوفة البيانات للعينة.

جدول (٩٤) مصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج الأصلي قبل التعديل، ومصفوفة التباين والتغاير للبواقي للنموذج بعد التعديل.

| مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية للنموذج الأصلي |         |         |         |         |         |         |
|----------------------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>Standardized Residuals Matrix</i>                     |         |         |         |         |         |         |
|                                                          | X1      | X2      | X3      | X4      | X5      | X6      |
| X1                                                       | --      |         |         |         |         |         |
| X2                                                       | 3.2060  | --      |         |         |         |         |
| X3                                                       | 0.9919  | 1.8710  | --      |         |         |         |
| X4                                                       | -0.1247 | -2.6014 | -0.3269 | --      |         |         |
| X5                                                       | -1.3804 | 0.9445  | -0.3090 | -0.0685 | --      |         |
| X6                                                       | -1.4664 | 0.2597  | -0.0858 | 0.8196  | 0.6073  | --      |
| X7                                                       | -1.1887 | -0.8230 | -0.2444 | 1.2334  | -0.5398 | -1.5884 |
| X8                                                       | -2.1676 | -0.7760 | -2.5849 | -0.7758 | 0.0841  | 0.2292  |
| X9                                                       | 1.2238  | 1.4981  | 0.5026  | 0.0429  | 0.5292  | 0.3010  |
| X10                                                      | 1.2379  | 0.3694  | -0.6299 | 1.3434  | 0.8391  | 1.9508  |
| X11                                                      | 1.6840  | 0.9476  | 1.5433  | -1.6055 | -1.8698 | -0.2504 |
| X12                                                      | -0.1344 | -0.1317 | 0.1089  | -0.2382 | -0.9859 | 1.3402  |
|                                                          | X7      | X8      | X9      | X10     | X11     | X12     |



|     |         |         |         |         |        |
|-----|---------|---------|---------|---------|--------|
| X7  | --      |         |         |         |        |
| X8  | 1.1949  | --      |         |         |        |
| X9  | -0.0868 | 0.9475  | --      |         |        |
| X10 | -0.1453 | 1.5030  | 4.4504  | --      |        |
| X11 | -1.6113 | -2.0234 | -1.7036 | -2.7049 | --     |
| X12 | 0.1493  | -0.5312 | -2.7714 | -2.3581 | 5.1859 |

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية *Summary for largest standardized Residuals*

البواقي المعيارية السالبة العليا Largest Negative Standardized Residuals

|              |         |     |         |
|--------------|---------|-----|---------|
| Residual for | X4 and  | X2  | -2.6014 |
| Residual for | X8 and  | X3  | -2.5849 |
| Residual for | X11 and | X10 | -2.7049 |
| Residual for | X12 and | X9  | -2.7714 |

البواقي المعيارية الموجبة العليا Largest Positive Standardized Residuals

|              |         |     |        |
|--------------|---------|-----|--------|
| Residual for | X2 and  | X1  | 3.2060 |
| Residual for | X10 and | X9  | 4.4504 |
| Residual for | X12 and | X11 | 5.1859 |

مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية بعد التعديل الأول

*Standardized Residuals Matrix*

|    | X1      | X2      | X3      | X4      | X5      | X6      |
|----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| X1 | --      |         |         |         |         |         |
| X2 | 3.2206  | --      |         |         |         |         |
| X3 | 1.0108  | 1.8927  | --      |         |         |         |
| X4 | -0.1670 | -2.6535 | -0.2617 | --      |         |         |
| X5 | -1.3633 | 0.9639  | -0.2856 | -0.0843 | --      |         |
| X6 | -1.4427 | 0.2874  | -0.0540 | 0.7990  | 0.6049  | --      |
| X7 | -1.1638 | -0.7930 | -0.2122 | 1.2378  | -0.5286 | -1.5655 |

|                                                                                        |         |         |         |         |         |         |
|----------------------------------------------------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| X8                                                                                     | -2.1492 | -0.7526 | -2.5561 | -0.8188 | 0.0696  | 0.2096  |
| X9                                                                                     | 0.9437  | 1.2238  | 0.1901  | -1.1438 | -0.0305 | -0.4542 |
| X10                                                                                    | 0.9353  | 0.0403  | -1.0024 | 0.3919  | 0.2672  | 1.3388  |
| X11                                                                                    | 1.9870  | 1.2734  | 1.8663  | -0.3451 | -1.4342 | 0.1908  |
| X12                                                                                    | 0.2135  | 0.2213  | 0.4700  | 0.8117  | -0.5994 | 1.6408  |
|                                                                                        | X7      | X8      | X9      | X10     | X11     | X12     |
| X7                                                                                     | --      |         |         |         |         |         |
| X8                                                                                     | 1.1971  | --      |         |         |         |         |
| X9                                                                                     | -0.7728 | 0.2883  | --      |         |         |         |
| X10                                                                                    | -0.8794 | 0.8630  | 0.3557  | --      |         |         |
| X11                                                                                    | -1.1247 | -1.4587 | 0.8563  | -0.6444 | --      |         |
| X12                                                                                    | 0.5130  | -0.0864 | -0.3355 | -0.2224 | --      | --      |
| <i>Summary for largest standardized Residuals</i> ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية |         |         |         |         |         |         |
| <i>Largest Negative Standardized Residuals</i> البواقي المعيارية السالبة العليا        |         |         |         |         |         |         |
| Residual for X4 and X2 -2.6535                                                         |         |         |         |         |         |         |
| <i>Largest Positive Standardized Residuals</i> البواقي المعيارية الموجبة العليا        |         |         |         |         |         |         |
| Residual for X2 and X1 3.2206                                                          |         |         |         |         |         |         |

### لكن ماذا عن مؤشرات التعديل؟

لنفحص الجدول (٤ ← ١٠) الذي يظهر مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين عقب التعديل الأول.

إن مؤشرات التعديل في الجدول (٤ ← ١٠) ما زلت في الواقع تشير إلى أهمية تشبع المؤشر X4 على العامل الثاني: الدوافع الاجتماعية. ونرى أن هذا التعديل له ما يبرره

نظريا بحكم أن الفقرة الرابعة تركز على التكيف أو التعامل في السياق الاجتماعي، وبالتالي لها علاقة بالبعد الاجتماعي وبالتكيف في ذات الوقت. إذن لنقم باستقصاء أثر هذا التعديل الجديد، وذلك بجعل المؤشر الرابع يتشبع على العامل الثاني إضافة إلى تشبعه على عامله.

جدول (١٠←٤) مؤشرات التعديل للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعطي التدين

| مؤشرات التعديل لمصفوفة التشبعات          |        |         |         |
|------------------------------------------|--------|---------|---------|
| <i>Modification Indices for LAMBDA-X</i> |        |         |         |
|                                          | Coping | Social  | Enhance |
|                                          | -----  | -----   | -----   |
| X1                                       | --     | 6.6302  | 1.8924  |
| X2                                       | --     | 0.0299  | 0.8947  |
| X3                                       | --     | 1.9206  | 0.0223  |
| X4                                       | --     | 18.0380 | 2.1612  |
| X5                                       | 0.0263 | --      | 0.1898  |
| X6                                       | 0.4425 | --      | 1.3690  |
| X7                                       | 0.8072 | --      | 1.0620  |
| X8                                       | 1.9431 | --      | 0.0130  |
| X9                                       | 0.7610 | 0.3531  | --      |
| X10                                      | 0.1849 | 0.5322  | --      |
| X11                                      | 0.1637 | 1.5348  | --      |
| X12                                      | 0.7674 | 1.1650  | --      |

| مؤشرات التعديل لمصفوفة التباين لأخطاء المؤشرات المقاسة (ال فقرات) |    |    |    |    |    |
|-------------------------------------------------------------------|----|----|----|----|----|
| <i>Modification Indices for THETA-DELTA</i>                       |    |    |    |    |    |
| X1                                                                | X2 | X3 | X4 | X5 | X6 |
|                                                                   |    |    |    |    |    |

|     |         |        |        |        |        |        |
|-----|---------|--------|--------|--------|--------|--------|
| X1  | --      |        |        |        |        |        |
| X2  | 10.3720 | --     |        |        |        |        |
| X3  | 1.0217  | 3.5823 | --     |        |        |        |
| X4  | 0.0279  | 7.0412 | 0.0685 | --     |        |        |
| X5  | 0.4495  | 1.4520 | 0.0276 | 0.1002 | --     |        |
| X6  | 0.4694  | 0.1109 | 0.2334 | 0.0806 | 0.3659 | --     |
| X7  | 0.2833  | 1.1199 | 0.0126 | 2.2183 | 0.2794 | 2.4508 |
| X8  | 1.5325  | 0.3617 | 5.2091 | 0.1387 | 0.0048 | 0.0440 |
| X9  | 0.5009  | 2.1835 | 0.2684 | 2.5901 | 0.4506 | 1.2846 |
| X10 | 0.0448  | 0.7022 | 3.3858 | 0.4871 | 0.0970 | 0.8268 |
| X11 | 4.9818  | 2.0621 | 5.9196 | 1.3683 | 0.7218 | 0.1242 |
| X12 | 1.9348  | 0.8740 | 0.3195 | 1.1429 | 0.7374 | 1.5265 |

|     |        |        |        |        |     |     |
|-----|--------|--------|--------|--------|-----|-----|
|     | X7     | X8     | X9     | X10    | X11 | X12 |
| X7  | --     |        |        |        |     |     |
| X8  | 1.4331 | --     |        |        |     |     |
| X9  | 0.0100 | 0.9280 | --     |        |     |     |
| X10 | 1.7116 | 0.6829 | 0.1265 | --     |     |     |
| X11 | 0.4056 | 1.5816 | 0.6677 | 0.2427 | --  |     |
| X12 | 0.6840 | 0.2323 | 0.2600 | 0.0004 | --  | --  |

*Maximum Modification Index is 18.04 for Element ( 4, 2) of LAMBDA-X*

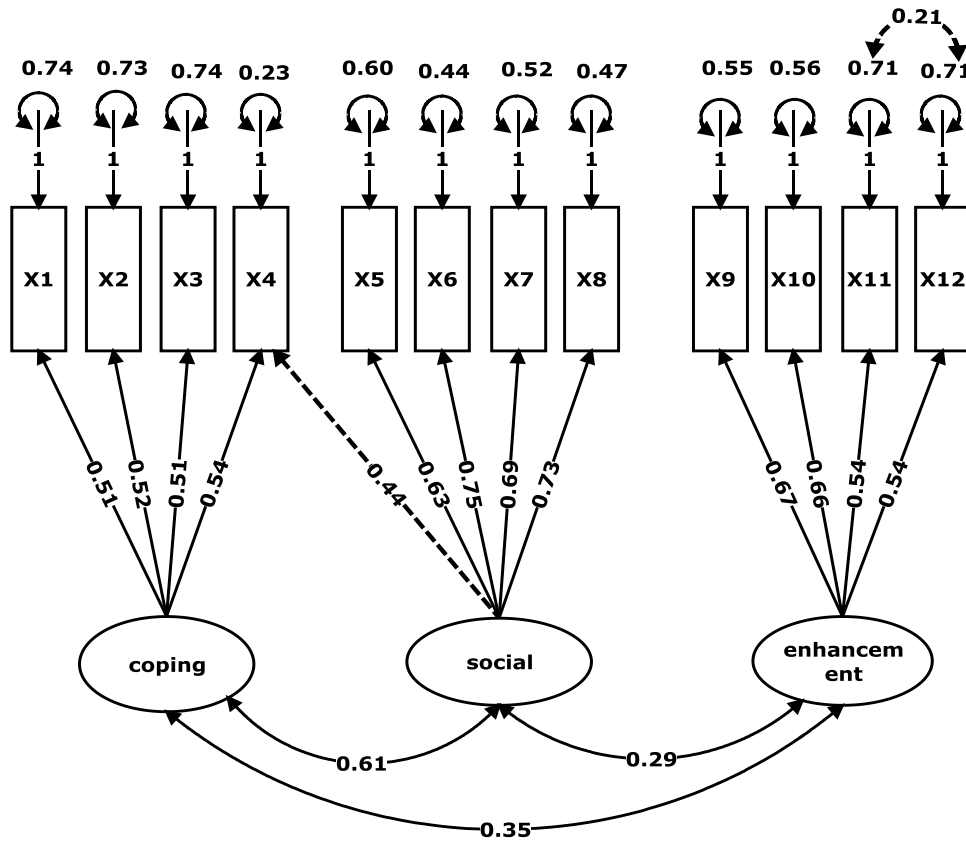
أعلى مؤشر تعديل يساوي ١٨,٠٤ لتشيخ المؤشر X4 على العامل الثاني: الدوافع الاجتماعية.

### التعديل الثاني للنموذج المفترض:

بناء على مؤشرات التعديل، سنقوم الآن بتحرير علاقة مؤشر X4 بالعامل الثاني الذي يمثل الدوافع الاجتماعية (Social motives) التي كانت في السابق غير موجودة أي

كانت مثبتة بقيمة الصفر. وتحرير هذا البارامتر معناه أننا نسعى في التعديل الثاني للنموذج المفترض إلى تقدير تشبعه على العامل الثاني علاوة على تشبعه على عامله الأصلي. ولقد نوهنا إلى جانب هام وهو أن أي تعديل يمارس على النموذج المفترض بناء على مؤشرات التعديل لا بد أن يقوم على تأصيل نظري، أو ينبغي أن ينطوي على مغزى نظري، أو يدعمه الإطار النظري الذي ينطلق منه الباحث.

بعد إجراء هذا التعديل، قمنا بتقدير بارامترات النموذج بعد التعديل الثاني باستعمال حزمة ليزرل، وحصلنا على المسار التخطيطي للنموذج الموضح في الشكل (٤-٤).



شكل (٤-٤) القيم المعيارية لبارامترات نموذج التحليل العاملي الثلاثي الأبعاد بعد إضافة تشبع X4 على العامل الثاني Social (الدوافع الاجتماعية)، عند التعديل الثاني.

ويظهر الشكل (٤-٤) السهم الجديد (السهم المتقطع بهدف تمييزه عن الأسهم أو المسارات الأخرى) الذي ينطلق من العامل الكامن: الدوافع الاجتماعية ( Social ... ) إلى X4 بحيث أن تشبع هذا المؤشر على عامل الدوافع يساوي ٠.٤٤ وهو مستوى تشبع له اعتباره. ويلاحظ عموماً أن مستويات التشبع للمؤشرات على عواملها مرتفعة إلى حد ما، ومتقاربة.

وللاطلاع على مؤشرات المطابقة للنموذج النظري بعد التعديل الثاني، ننتقل إلى الجدول (٤-١١) الذي ينطوي على مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.

جدول الشكل (٤-١١) مؤشرات المطابقة الإجمالية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.

#### Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 49

Minimum Fit Function Chi-Square = 44.8654 (P = 0.6414)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 44.7850 (P = 0.6446)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 15.0279)

Minimum Fit Function Value = 0.08991

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.03012)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.02479)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 1.00

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2144

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2144 ; 0.2445)

ECVI for Saturated Model = 0.3126

ECVI for Independence Model = 5.5235

Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom = 2732.2510

Independence AIC = 2756.2510

Model AIC = 102.7850

Saturated AIC = 156.0000

Independence CAIC = 2818.8263

Model CAIC = 254.0087

Saturated CAIC = 562.7394

Normed Fit Index (NFI) = 0.9836

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.0021

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7302

Comparative Fit Index (CFI) = 1.0000

Incremental Fit Index (IFI) = 1.0015

Relative Fit Index (RFI) = 0.9779

Critical N (CN) = 834.2677

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1107

Standardized RMR = 0.02488

Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9853

Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9765

Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.6189

وحتى يتسنى للقارئ مقارنة قيم مؤشرات المطابقة المحسوبة أو التجريبية بقيمها النموذجية التي تدل على وجود مطابقة، يستحسن إعادة تنظيمها بطريقة أخرى في الجدول الآتي [جدول: (٤-١٢)]:

جدول (٤-١٢) مؤشرات المطابقة الإجمالية المحسوبة أو التجريبية ومؤشرات المطابقة النموذجية أو المحكية للنموذج العاملي الثلاثي العوامل لدوافع تعاطي التدخين بعد التعديل الثاني.

| الاختصار الذي يعرف به المؤشر                                  | الترجمة العربية له                      | القيم المحسوبة لمؤشرات المطابقة                                         | قيم المؤشر الدالة على وجود مطابقة (قيم المؤشر النموذجية)          |
|---------------------------------------------------------------|-----------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------|
| <b>مؤشرات المطابقة المطلقة</b><br><i>Absolute Fit indices</i> |                                         |                                                                         |                                                                   |
| $\chi^2$                                                      | مربع كاي                                | مربع كاي =<br>٤٤.٨٦٥<br>بدرجات حرية ٤٩<br>غير دال إحصائياً<br>(p=0.645) | — أن تكون غير دالة.<br>— إذا كان يساوي صفراً يدل على مطابقة تامة. |
| (RMR)                                                         | مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي           | يساوي ٠.١١١                                                             | — ينبغي أن تكون دون (٠,١)                                         |
| (SRMR)                                                        | مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية | يساوي ٠.٠٢٥                                                             | — ينبغي أن تكون دون (٠,١)                                         |



|                                     |                                    |                                                                                              |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            |
|-------------------------------------|------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
|                                     |                                    |                                                                                              |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            |
| (GFI)                               | مؤشر حسن المطابقة                  | يساوي ٠.٩٨٥                                                                                  | – يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                  |
| (AGFI)                              | مؤشر حسن المطابقة المصحح           | يساوي ٠.٩٧٦                                                                                  | – يساوي أو أكبر من (٠,٩٠)                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                  |
| (PGFI)                              | مؤشر حسن المطابقة الاقتصادي        | يساوي ٠.٦١٩                                                                                  | – يجب أن يتعدى ٠.٥٠<br>– والأفضل أن تكون قيمته أكبر من ٠.٦٠                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                |
| <b>مؤشرات الافتقار للاقتصاد</b>     |                                    |                                                                                              |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            |
| <i>Parsimony Correction Indices</i> |                                    |                                                                                              |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            |
| (RMSEA)                             | الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب | يساوي ٠.٠٠٠<br>—————<br>حدود الثقة عند ٩٠%<br>القيمة الصغرى = ٠.٠٠٠<br>القيمة الكبرى = ٠.٠٠٢ | – المؤشر دون (٠,٠٥) يدل على مطابقة جيدة<br>– المؤشر بين (٠,٠٥-٠,٠٨) يدل على مطابقة مقبولة<br>– المؤشر بين (٠,٠٨-٠,١٠) يدل على مطابقة غير كافية mediocre<br>– المؤشر أعلى من (٠,١٠) يدل على سوء المطابقة.<br><br>حدود الثقة عند ٩٠% الدالة على المطابقة يجب أن تتراوح من الصفر إلى ٠,٠٠٨ ، أي أن الحد الأصغر يجب أن دون ٠,٠٥ بكثير، أي قريبة من الصفر، أما الحد الأكبر فيجب ألا يتعدى ٠,٠٠٨ |

|                                                                                              |                                                                                 |                                    |                       |
|----------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|-----------------------|
| يجب أن تكون قيمته أكبر من ٠.٥٠                                                               | تساوي ١.٠٠                                                                      | الدلالة الإحصائية للمطابقة القريبة | P-Value for Close Fit |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.        | النموذج الحالي = ٠.٢١<br>النموذج المشيع = ٠.٣١<br>النموذج المستقل = ٥.٥٢        | مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع        | (ECVI)                |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.        | النموذج الحالي = ١٠٢.٧٨<br>النموذج المشيع = ١٥٦.٠٠<br>النموذج المستقل = ٢٧٥٦.٢٥ | محك المعلومات لأيك                 | (AIC)                 |
| يجب أن تكون قيمة المؤشر للنموذج الحالي أصغر من قيمة المؤشر للنموذج المستقل أو الصفري.        | النموذج الحالي = ٢٥٤.٠٠<br>النموذج المشيع = ٥٦٢.٧٤<br>النموذج المستقل = ٢٨١٨.٨٣ | محك المعلومات المتسق لأيك          | (CAIC)                |
| <b>مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية</b><br><i>Comparative / incremental Fit Indices</i> |                                                                                 |                                    |                       |
| — قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)                                                                 | يساوي ١                                                                         | مؤشر المطابقة                      | (CFI)                 |

| تدل على مطابقة معقولة                                          |            | المقارن                                                                          |                    |
|----------------------------------------------------------------|------------|----------------------------------------------------------------------------------|--------------------|
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة          | يساوي ١    | مؤشر المطابقة<br>غير المعياري<br>أو<br>مؤشر تاكر-<br>لويس Tucker-<br>Lewis Index | (NNFI)<br>أو (TLI) |
| – قيمة المؤشر أعلى من (٠,٩٠)<br>تدل على مطابقة معقولة          | يساوي ٠.٩٨ | مؤشر المطابقة<br>المعياري                                                        | (NFI)              |
| – يجب أن يتعدى ٠.٥٠<br>– والأفضل أن تكون قيمته أكبر من<br>٠.٦٠ | يساوي ٠.٧٣ | مؤشر المطابقة<br>المعياري<br>الاقتصادي                                           | (PNFI)             |

باستثناء مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) ، فإن كل مؤشرات المطابقة أظهرت أداء أكثر جودة عند التعديل الثاني للنموذج. فمربع كاي كانت قيمته عند التعديل الأول 61.53 انخفضت قيمته إلى ٤٤.٨٧ بدرجات حرية 49 وأضحى غير دال بوضوح (  $P = 0.64$  ). وفقدانه الواضح للدلالة الإحصائية يعزز احتمال جودة المطابقة عند التعديل الثاني للنموذج.

أما قيمة الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)، ازدادت انخفاضاً مقارنة بقيمته في النموذج الأصلي وعند

التعديل الأول للنموذج، بحيث أوضحت قيمته تساوي صفرا . وحدود ثقتته عند ٩٠% تتراوح من الصفر إلى ٠.٠٠٢ .

كما نلاحظ أن قيم مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square (RMR) Residual، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)، ومؤشر حسن المطابقة Adjusted Goodness-of-Fit Index (GFI)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح Goodness-of-Fit Index (AGFI)، كلها أعلى من مستوى (0.90) الذي يدل على وجود مطابقة، كما ازدادت قيم هذه المؤشرات ارتفاعا (أي اقترابا من الواحد عن ذي قبل).

كما أن قيم مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية، أي مؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير Normed Fit Index (NFI)، ومؤشر المطابقة غير المعياري Non Normed Fit Index (NNFI) باستثناء مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony-adjusted Normed Fit Index (PNFI) كلها أعلى من (0.90). أما مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي فتجاوز (0.60).

كما أن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)، التي تساوي (0.21) للنموذج المفترض عقب التعديل الثاني أدنى من مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع لكل من نموذج استقلال المتغيرات Independence model والنموذج المشبع Saturated model. إن قيمة مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI) ازدادت انخفاضاً عن ذي قبل، كما أنها ما زالت أدنى (أفضل مطابقة) من النموذج المستقل المتغيرات والنموذج المشبع. كما أن قيمة محك المعلومات Akaike Information Criterion (AIC)، وقيمة محك المعلومات المتسق لأيكايك Consistent Akaike Information Criterion (CAIC) للنموذج النظري عند التعديل الثاني أصغر من قيم محك المعلومات المتسق لكل من النموذج المستقل والنموذج المشبع.

والخلاصة، أن مؤشرات المطابقة تدل على توفر النموذج النظري عند التعديل الثاني على مطابقة إجمالية جيدة.

وللاطمئنان بأنه لا توجد مشكلات مطابقة موضعية لأجزاء النموذج، ينبغي فحص البواقي التي تعكس مدى تقارب أو تباعد أزواج عناصر مصفوفة التباين والتغاير للعيننة ومصفوفة التباين والتغاير القائمة على النموذج المفترض، والتي توجد في الجدول (٤-١٣). وعند معاينة قيم البواقي يظهر جليا بأنه لا توجد بواقي معيارية موجبة أو سالبة كبيرة أي تساوي أو أعلى من ٢.٥٨. ولذلك فإن النموذج العاملي التوكيدي لدوافع تعاطي التدخين عقب التعديل الثاني (الموضح في الشكل (٤-٤)) يعتبر أكثر صحة من وضع النموذج قبل التعديل، ووضعه عند التعديل الأول، ويمكن بالتالي اعتماده.

جدول (٤-١٣) مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية للنموذج العاملي لدوافع تعاطي المخدرات بعد التعديل الثاني.

| مصفوفة التباين والتغاير للبواقي المعيارية (التعديل الثاني)         |         |         |         |         |         |         |
|--------------------------------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| <i>Standardized Residuals Matrix (2<sup>nd</sup> Modification)</i> |         |         |         |         |         |         |
|                                                                    | X1      | X2      | X3      | X4      | X5      | X6      |
| X1                                                                 | --      |         |         |         |         |         |
| X2                                                                 | 1.4049  | --      |         |         |         |         |
| X3                                                                 | -1.3973 | -0.1562 | --      |         |         |         |
| X4                                                                 | -0.4234 | -1.1728 | 1.7324  | --      |         |         |
| X5                                                                 | -0.7637 | 1.5708  | 0.5788  | -0.2266 | --      |         |
| X6                                                                 | -0.6561 | 1.1048  | 1.0803  | 0.5605  | 0.7045  | --      |
| X7                                                                 | -0.5033 | -0.0869 | 0.7571  | 0.9742  | -0.5003 | -1.5271 |
| X8                                                                 | -1.4271 | 0.0099  | -1.4378 | -1.2853 | 0.0508  | 0.1631  |
| X9                                                                 | 0.3431  | 0.6634  | -0.3719 | -1.0353 | -0.0087 | -0.4248 |

|     |         |         |         |         |         |        |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|--------|
| X10 | 0.3690  | -0.5930 | -1.6243 | 0.4830  | 0.3275  | 1.3992 |
| X11 | 1.5751  | 0.8287  | 1.5212  | -0.3435 | -1.4289 | 0.1946 |
| X12 | -0.2841 | -0.2650 | 0.0701  | 0.8327  | -0.5665 | 1.6693 |

|     | X7      | X8      | X9      | X10     | X11 | X12 |
|-----|---------|---------|---------|---------|-----|-----|
| X7  | --      |         |         |         |     |     |
| X8  | 1.0856  | --      |         |         |     |     |
| X9  | -0.7580 | 0.2935  | --      |         |     |     |
| X10 | -0.8103 | 0.9117  | 0.5520  | --      |     |     |
| X11 | -1.1289 | -1.4710 | 0.5280  | -0.6716 | --  |     |
| X12 | 0.5371  | -0.0644 | -0.4150 | 0.0075  | --  | --  |

ملخص يظهر البواقي المرتفعة المعيارية

*Summary for large standardized Residuals*

Absence of negative nor positive Standardized Residuals

لا توجد بواقي معيارية موجبة أو سالبة كبيرة أي تساوي أو أعلى من 2.58



## الفصل الخامس

فصل إثنائي:

معالجة تفصيلية لمؤشرات المطابقة





## توضيح تفصيلي لبعض أنواع مؤشرات جودة المطابقة Goodness of fit indices

لقد تطرقنا باختصار إلى أنواع مؤشرات المطابقة، وإلى عينة من هذه المؤشرات في الفصل الثالث. وسأقدم في هذا الملحق معالجة مفصلة لبعض مؤشرات المطابقة وذلك للأسباب التالية:

أولاً . شعور المؤلف بأن المعالجة المقتضية لبعض مؤشرات المطابقة الهامة قد لا تفي بأغراض التوضيح، إن لم تلق بظلال من الغموض على بعض المؤشرات، وبالتالي فالمعالجة المفصلة لبعض مؤشرات المطابقة . ولا سيما تلك التي أظهرت بحوث المضاهاة simulation studies تفوقها وجوداً أدائها في تقييم مطابقة النماذج النظرية المقترحة.

ثانياً . إبراز الطابع الإشكالي لبعض مؤشرات المطابقة التي ما زالت مثار اختلاف بين الباحثين، ولا سيما عندما يتعلق الأمر باقتراح نقاط القطع أو المستويات الدالة على المطابقة، أو عند تحديد المؤشرات التي ينبغي اعتمادها عند اختبار جودة مطابقة النموذج.

ثالثاً . ندرة التعرض لمؤشرات المطابقة في المراجع العربية، والتي تكتفي في الغالب بمجرد ذكرها، أو إعطاء وصف مقتضب جداً لها في أحسن الأحوال.

ولهذه الأسباب مجتمعة، ارتأيت أن أتطرق بإسهاب إلى عينة من هذه المؤشرات في الملحق، واكتفيت بوصف مقتضب لها في المتن حتى لا أثقل سياق المعالجة.

## مربع كاي ( $\chi^2$ ) Chi-square

أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio Chi-square،

أو نسبة الاحتمال المعمم Generalized Likelihood Ratio.

إن مربع كاي ( $\chi^2$ ) Chi-square يمثل الاختبار أو المقياس الإحصائي التقليدي لتقييم المطابقة الإجمالية overall fit للنموذج المفترض، أي يقيّم المدى أو المسافة الفارقة أو مدى التفاوت بين مصفوفة البيانات (مصفوفة التباين والتباين) المستمدة من النموذج المقترح أو المتوقع وبين مصفوفة بيانات العينة (مصفوفة التباين والتباين) (Hue & Bentler, 1999)، وذلك لتقدير ما إذا كان هذا التفاوت (المسافة الفارقة أي نتيجة دالة التوفيق الفارقة) ناجماً بالفعل عن فروق حقيقية بين بيانات علاقات النموذج وبين بيانات العينة، ولم تنتج هذه الفروق عن عوامل أخرى تعزى للأخطاء العشوائية والصدفة، أو ما إذا كانت هذه الفروق بين المصفوفتين (أو المسافة الفارقة أو نتيجة دالة التوفيق الفارقة) ضئيلة بحيث لا تدل على فروق حقيقية بين النموذج ومعطيات العينة وإنما تعزى إلى الأخطاء العشوائية أو الصدفة.

أي أن اختبار الدلالة الإحصائية للمسافة الفارقة بين مصفوفة بيانات النموذج ومصفوفة بيانات العينة باستخدام إحدى دوال التوفيق باستعمال توزيع الاختبار الإحصائي مربع كاي (لأن نتائج ضرب قيم دالة التوفيق في حجم العينة يخضع لتوزيع مربع كاي، ولا سيما في العينات الكبيرة، ولذلك يستعمل مربع كاي في اختبار الدلالة الإحصائية للمطابقة) وبالتالي فالدلالة الإحصائية لمربع كاي تختبر أحد الاحتمالين: احتمال رفض الفرض الصفري الذي ينصّ على وجود مطابقة تامة بين النموذج وبيانات العينة (التمائل بين مصفوفة النموذج المقترح وبين مصفوفة العينة)، في مقابل احتمال عدم رفض (قبول) الفرض الصفري، وبالتالي استنتاج وجود تطابق بين المصفوفتين، أو المطابقة بين النموذج وبين العينة.

فإذا كانت قيمة مربع كاي مرتفعة بحيث تكون دالة إحصائياً عند مستوى دلالة 0.05 (مربع كاي بدرجات حرية معينة تساوي أو أصغر من 0.05)، يرفض الفرض الصفري، أي أنه لا توجد مطابقة بين النموذج وبيانات العينة. ويعتبر النموذج المقترح مفتقراً للمطابقة.

الاحتمال الثاني: إذا كانت قيمة مربع كاي منخفضة بحيث تكون غير دالة إحصائياً عند مستوى دلالة 0.05 (مربع كاي بدرجات حرية معينة أكبر من 0.05)، لا يرفض الفرض الصفري، أي أنه توجد مطابقة بين النموذج وبيانات العينة.

نستنتج من ذلك أن الاحتمال الثاني، أي عدم رفض الفرض الصفري، (قبوله أو الأخذ به) هو الذي يعزز أو يدعم توقع الباحث بأن النموذج الذي افترضه أو اقترحه يتوفر على مطابقة جيدة للبيانات. وبالتالي، فيما يتعلق باستعمال الإحصائي مربع كاي لاختبار الدلالة الإحصائية للفرضية الصفرية (عدم وجود فروق بين مصفوفة النموذج: المعلومات أو العلاقات المتوقعة أو المفترضة، ومصفوفة علاقات العينة: المعلومات الواقعية أو الكائنة، أو بتعبير آخر وجود مطابقة تامة بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة)، فافتقارها للدلالة الإحصائية تعتبر النتيجة التي تُخدم غرض الباحث، خلافاً لمنطق اختبار الإحصائي لجل الأساليب الإحصائية حيث يعتبر عدم وجود الدلالة الإحصائية (أي قبول الفرض الصفري) نتيجة غير إيجابية بحيث تؤدي إلى رفض فرضية البحث بدلاً من قبولها، وإلى قبول فرضية البحث عند ما تكون هذه الأساليب الإحصائية المستعملة غير دالة إحصائياً، مما يترتب عنه رفض الفرض الصفري وبالتالي قبول فرضية البحث.

غير أن ثمة مشاكل جوهرية لا تشجع على استعمال اختبار مربع كاي كمعيار وحيد للحكم على مطابقة النموذج، بل لا بد أن يستعمل بمعية مؤشرات مطابقة أخرى للحصول على تقويم دقيق لمدى مطابقة النموذج، وأهم هذه الإشكاليات ما يلي:

أولاً . تنطوي نتائج مربع كاي على تحيز لصالح النماذج المعقدة، بحيث أنه كلما ازداد النموذج تعقيداً (ازدادت البارامترات المجهولة أو الحرة التي تحتاج إلى تقدير: ازدياد العلاقات المفترضة، ومسارات النموذج أو الأسهم الدالة عليها، والتشعبات، وقيم تباين الخطأ للمؤشرات التي لم تقو العوامل أو المتغيرات الكامنة على تفسيرها) كلما ازدادت حظوظ حيازة النموذج المفترض على مطابقة جيدة. وتأويل ذلك، أنه يمكن النظر إلى مربع كاي بأنه يختبر الفرق بين نموذج البحث (الذي يفترض فيه الاقتصاد في استعمال البارامترات في التفسير) وبين النموذج الكامل التشعب الذي ينطوي على أقصى عدد ممكن من البارامترات (غياب الاقتصاد في عدد البارامترات) حيث أن هذا الأخير يحقق مطابقة تامة أو كاملة نتيجة إفراطه في استعمال أكبر عدد ممكن من البارامترات. فكلما اقترب نموذج البحث من النموذج المشعب كلما ارتفع مستوى مطابقة النموذج لإفراطه في استعمال البارامترات.

ثانياً. كلما ارتفع حجم العينة، ازداد احتمال رفض الفرض الصفري (رفض افتراض وجود مطابقة)، وارتفع احتمال رفض النموذج المقترح، وبالتالي يزداد احتمال الخطأ من النوع الأول Type-I error عند الاختبار الإحصائي للفرضية الصفرية (رفض النموذج رغم صحته: اتخاذ قرار الرفض الخاطئ للفرض الصفري). فمربع كاي باعتباره أسلوباً إحصائياً تتأثر دلالاته بحجم العينة، يميل إلى رفض أغلب النماذج المفترضة (حتى الجيدة منها) عند استعمال عينات واسعة. وهو الوضع المألوف في النمذجة باستعمال المعادلات البنائية التي تتطلب في طبيعتها استعمال عينات كبيرة (Bentler & Bonnet, 1980; Joreskog & Sorbom, 1993) من جهة، وأن دوال التوفيق (ولاسيما دالة الاحتمال الأقصى  $\chi^2$ -ML: Maximum Likelihood Function) تتوزع على شاكلة توزيع مربع كاي  $\chi^2$ -distribution عند ضرب نتائج دالة التوفيق ( $F_{ml}$ ) في حجم العينة أو درجات الحرية (n-1)، عند اتساع العينات). وعند انخفاض العينة، يزداد افتقار مربع كاي للقوة test power

أو حساسيته للرفض الصحيح (رفض الفرض الصفري رفضا صحيحا)، وقد لا يتمكن . بسبب ذلك . من التمييز بين النماذج الجيدة المطابقة والنماذج الرديئة المطابقة ( Kenny & McCoach, 2003). أو بتعبير آخر عند وجود عينات صغيرة، يميل مربع كاي إلى الإفراط في قبول النماذج السيئة المطابقة باعتبارها ذات مطابقة جيدة، وبالتالي ارتكاب الخطأ من النوع الثاني Type-II error عند اختبار صحة النموذج .

فعند استعمال مربع كاي، من الممكن أن يكون نموذج البحث الضعيف المطابقة جيد المطابقة بسبب صغر العينة بحيث لا يمكن رفض الفرض الصفري (وجود مطابقة تامة)؛ كما يمكن أن يكون النموذج الجيد المطابقة رديئا في مطابقته لبيانات العينة بسبب اتساع حجم العينة، حيث يمكن رفض الفرض الصفري في جل الأحوال إن لم يكن في جميعها. والخلاصة، أن من اليسير رفض النموذج المقترح رغم جودة مطابقته عند اتساع العينة، وقبول النموذج المقترح رغم انخفاض مطابقته، عند انخفاض حجم العينة.

ثالثا . يقوم مربع كاي على مسلمة التوزيع الطبيعي المتعدد multivariate normality . غير أن ابتعاد البيانات عن التوزيع الطبيعي المتعدد ، يؤدي . عند استعمال مربع كاي . إلى رفض النموذج رغم جودته. فتوزيع بيانات المتغيرات المتسم بالالتواء أو التفلطح يضخم من قيمة مربع كاي، أي يكون في الغالب دالا إحصائيا. ووجود دلالة إحصائية معناه رفض الفرضية، أي رفض وجود مطابقة لصالح عدم وجود مطابقة.

رابعا . إن مربع كاي يقوم على افتراض وجود مطابقة تامة بين النموذج والمجتمع وهو افتراض غير واقعي. لأن نماذج البحث المفترضة ما هي إلا نماذج تقريبية اجتهادية وليست استنساخا للواقع. ولذلك تم التفكير في مؤشرات المطابقة التي تقوم على افتراض وجود مطابقة تقريبية وليست مطابقة كاملة. وسيتم التطرق إلى هذا النوع من المقاييس الواقعية التي تقوم على تقدير مدى الافتقار للمطابقة بدلا من افتراض وجود مطابقة تامة. وتوزيع مربع كاي الذي يخضع لهذا المنطق، أو افتراض مطابقة غير كاملة تدعى بالتوزيع

اللامركزي لمربع كاي، والذي يشكل منطق أو أساس عدد من مؤشرات تقدير المطابقة كما سنرى.

والخلاصة ، يبدو أن التوجه الذي أضحي أكثر انتشارا، أن كثيرا من الباحثين الذي يستعملون النمذجة باستعمال المعادلات البنائية يعتبرون أن وجود دلالة إحصائية عند استعمال مربع كاي يمكن الاستغناء عنها، أو إهمالها عندما يتجاوز حجم العينة ٢٠٠ فردا، وعندما تظهر مؤشرات المطابقة الأخرى (وستتناول عددا منها بالشرح ببعض التفصيل) تمتع النموذج بمطابقة (Garson, 2009).

### مؤشرات المطابقة المطلقة

#### Absolute fit indices

تستهدف هذه المجموعة من المؤشرات محاولة تقدير جودة مطابقة النموذج المقترح (أو المتوقع أو المفترض) مع عزوم العينة sample moments. ويقصد بذلك مقارنة مصفوفة التباين والتباين للعينة (العلاقات بين المتغيرات المقاسة، بيانات العينة أو البيانات الأمبيريقية) بمصفوفة التباين والتغاير المشتقة أو القائمة على النموذج المقترح، مع التسليم بأن هذا النموذج المقترح نموذج صحيح.

إن السؤال الجوهرى لمؤشرات المطابقة هو كالتالي: كيف يمكن قياس مدى الاختلاف بين المصفوفتين: مصفوفة التباين والتغاير التي تمثل النموذج ومصفوفة التباين والتغاير لبيانات العينة أو الواقع. فالسؤال يستفسر عن الطريقة الكفيلة بتقدير مدى مطابقة النموذج المقترح لبيانات العينة. فإذا كان الفرق ضئيلا بين المصفوفة فنستنتج من ذلك أن النموذج المفترض يمثل بيانات العينة (توظيف المعلومات التي تنطوي عليها العينة). أي يتوفر

النموذج المقترح على جودة المطابقة. أما إذا كان التفاوت بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة كبيراً، فيستنتج من ذلك أن النموذج المفترض غير متسق مع بيانات العينة، أي أن النموذج المقترح يفتقر للمطابقة.

ويمكن تفسير سبب الافتقار للمطابقة إلى احتمالين أو مصدرين: الاحتمال الأول أن المشكل يكمن في النموذج المقترح من طرف الباحث الذي فشل في توظيف جل المعلومات التي تنطوي عليها بيانات العينة ولذلك ظهر النموذج غير ممثل لبيانات الواقع. والاحتمال الثاني أن المشكل يكمن في بيانات العينة التي لم تكن مناسبة.

غير أننا نحتاج إلى طريقة لتقدير جودة مطابقة النموذج المقترح للبيانات، طريقة تقدر كمياً إلى أي حد تقترب المعلومات التي وظفها النموذج المقترح (مصفوفة التغيرات التي يمكن إعادة إنتاجها بناء على العلاقات المكونة للنموذج المفترض) من المعلومات التي تنطوي عليها البيانات الأصلية المستمدة من الواقع أي بيانات العينة.

ولتوضيح الطرق الإحصائية المقترحة لقياس مدى التفاوت أو التباعد بين المصفوفتين، من الضروري توضيح مصطلح: تقدير المسافة بين مصفوفتين.

إذا افترضنا أن نتيجة المصفوفة الأولى قيمة واحدة معينة ونتيجة المصفوفة الثانية قيمة واحدة، لأمكن بكل بساطة إيجاد الفرق بين المصفوفتين بعملية طرح إحدى القيمتين من الأخرى والحصول على النتيجة، بحيث أن القيمة المطلقة للنتيجة تدل على المسافة بين المصفوفتين. لكن مصفوفة التغيرات والتباين للنموذج المفترض وللعينة تنطوي على قيم عديدة، وطرح عناصر المصفوفتين بطريقة مباشرة لإيجاد المسافة بينهما لا يتمخض عن قيمة واحد للفرق بينهما، وإنما على مصفوفة من قيم الفروق. ولحسن الحظ توجد طرق إحصائية تمكن من تلخيص المسافة بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة في قيمة واحدة قابلة للتأويل، ولكل طريقة منهجيتها غير المباشرة في حساب الفرق بين المصفوفتين.



إحدى هذه الطرق تقوم على عملية ترييع الفروق بين القيم المتناظرة للمصفوفة ثم تجمع مربعات هذه الفروق لتمثل المسافة أو مقدر التباعد بين المصفوفتين. كما توجد طرق أخرى أكثر تعقيدا تقوم على ضرب مربعات الفروق في أوزان تنتقى بدقة وفقا لمنطق تحقيق أقصى تقارب أو تقليص ممكن بين مصفوفة العينة ومصفوفة النموذج. وأكثر الطرق استعمالا في تحديد هذه الأوزان تلك القائمة على دالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood. وأيضا كانت طريقة التقدير المستعملة، فإننا نحصل على قيمة تمثل مقياسا عاما لمسافة التباعد أو التقارب بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة، بحيث أنه كلما كانت قيمة مدى المسافة كبيرا، كلما كانت المصفوفتان غير متماثلتين، وكلما انخفضت قيمة مدى المسافة كلما كانت المصفوفتان متماثلتين.

وبما أن تقدير هذه المسافة الفارقة ناتج عن عملية مقارنة قيم التباين والتباين لكل من النموذج المقترح والعينة، فإن تقدير هذه المسافة الفارقة المعممة بين المصفوفة تتوقف على ما تم افتراضه في النموذج من علاقات أو بارامترات وعلى مصفوفة بيانات العينة. ولذلك يعبر عن هذه العلاقة بين مصفوفة المسافة من جهة، وبارامترات النموذج المفترض، وبيانات العينة من جهة أخرى بدالة التوفيق Fit function والتي يرمز لها عادة بالحرف (F). وهذه الدالة تكون دائما موجبة القيمة ولا تكون سالبة لأنها تعكس المسافة المعممة بين مصفوفة النموذج ومصفوفة العينة. وعندما تكون هذه الدالة تساوي صفرا تكون هاتان المصفوفتان متماثلتين تماما.

ومؤشرات المطابقة التي تندرج تحت مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute fit indices هي:

. مربع كاي  $(\chi^2)$  Chi-square أو النسبة الاحتمالية لمربع كاي The Likelihood Ratio

. Chi-square، أو نسبة الاحتمال المعمم Generalized Likelihood Ratio.

. مربع كاي المعياري أو النسبي Relative/Normed Chi-square (NC)

. البارامتر غير المركزي (NCP) non-centrality parameter

. جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) Root Mean square Residual

. جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) Standardized Root Mean square Residual

. الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) Root Mean Square Error of approximation

. المطابقة القريبة (CFit) Close Fit<sup>٤</sup>

. مؤشر جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-fit index

. مؤشر جودة المطابقة التصحيحي (AGFI) Adjusted Goodness-of-fit Index

### مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية

#### Comparative/Incremental Fit Indices

إن مؤشرات المطابقة المقارنة أو النسبية Comparative/Incremental Fit Indices تقوم على مقارنة قيمة مربع كاي المحسوبة للنموذج النظري للبحث بنموذج آخر يدعى بالنموذج القاعدي baseline model. والنموذج القاعدي يتخذ عدة أشكال، لكن أكثرها استعمالاً في المقارنة ما يدعى بنموذج العدم أو لنموذج الصفري Null Model ، ويعرف كذلك بالنموذج المستقل Independence Model . وسمي بالنموذج المستقل أو نموذج العدم أو الصفري لأن المتغيرات المقاسة أو المؤشرات المقاسة للنموذج مستقلة تماماً

<sup>٤</sup> وتستخدم أيضاً الأسماء المختصرة التالية: RMSE; RMS ، وقد يستعمل أحياناً العنوان التالي الذي يعكس جوهر هذا المؤشر الهام: "مقدار التفاوت لكل درجة حرية" (Discrepancy per degree of freedom).

(أي أن متغيرات النموذج غير مرتبطة إطلاقاً)، ودلالة استقلالية المتغيرات المقاسة أو المؤشرات أنه لا توجد متغيرات كامنة أو عوامل تمثل هذه المؤشرات أو المتغيرات المقاسة. ويمثل النموذج المستقل أسوأ نموذج ممكن من حيث المطابقة، ذلك أن مربع كاي يبلغ أقصاه (علماً بأن ارتفاع قيمة مربع كاي لا تُخدم جودة المطابقة).

والمغزى من مقارنة النموذج النظري المفترض بالنموذج المستقل هو معرفة إلى أي حد يبدي نموذج البحث المفترض تحسناً مقارنة بأسوأ سيناريو ممكن لسوء المطابقة والذي يتمثل في النموذج المستقل.

وتوجد عدة مؤشرات مطابقة تنتمي إلى مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية نذكر منها ما يلي:

. مؤشر المطابقة المعياري (NFI) Normed-Fit index

. مؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI) Non-Normed Fit index

. مؤشر تاكر-لويس (TLI) Tucker-Lewis Index وهو مرادف لمؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit index (NNFI)

. مؤشر المطابقة التزايدية لـ"بولن" (IFI) Bollen's Incremental Fit Index ويعرف أيضاً بالاختصار التالي: (BL89) أو "دلتا إثنان"  $\Delta_2$

. مؤشر المطابقة المقارن (CFI) Comparative Fit index

وتقوم معادلات أغلب هذه المؤشرات على إيجاد النسبة بين قيمة مربع كاي للنموذج المفترض ومربع كاي للنموذج المستقل أخذاً بعين الاعتبار درجات حريتهما. وتتراوح قيم أغلب هذه المؤشرات التزايدية من الصفر إلى الواحد الصحيح. وبعض هذه المؤشرات معيارية normed indices أي أن قيمها لا تقل عن الصفر ولا تتعدى الواحد الصحيح.

ومن أمثلتها مؤشر المطابقة المعياري Normed-Fit index (NFI)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit index (CFI). غير أن بعضها الآخر غير معيارية non-normed indices، أي قد تكون قيمها دون الصفر، أو أعلى من الواحد الصحيح. ومن أمثلتها مؤشر المطابقة غير المعياري Non-Normed Fit index (NNFI)، ومؤشر تاكر-لويس Tucker-Lewis Index (TLI). وينبغي أن تتعدى قيمة مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية نقطة القطع ٠,٩ لكي تدل على توفر النموذج المفترض على جودة المطابقة.

### مؤشرات المطابقة الاقتصادية أو المقتصدة

#### Parsimony Fit Indices

إن مستوى المطابقة الذي يحققها النموذج المقترح قد يعزى إلى جودة التنظير، وهذه صفة محمودة في النموذج، وقد تعزى أيضا إلى التضخم في عدد البارامترات المقدرة التي يحتوي عليها النموذج، وهذا أمر غير مرغوب فيه. ذلك أنه كلما ازداد عدد البارامترات المقدرة ارتفعت. نتيجة ذلك. مستوى مؤشرات المطابقة للدلالة على تحسن كبير في جودة مطابقة النموذج للبيانات، على الرغم من بقاء التنظير ثابتا، أو بدون أن يرافق ذلك تحسن في التنظير. ومعنى ذلك، أن ارتفاع جودة مطابقة النموذج لم تنتج عن جودة التنظير بقدر ما نتجت عن الإفراط في استعمال عدد كبير من البارامترات في النموذج، بحيث أن هذه الزيادة في عدد البارامترات (أي افتقار النموذج إلى الاقتصاد في عدد البارامترات المستعملة)، وليس جودة التنظير الذي كان سببا في ارتفاع قدرة النموذج على المطابقة. ولذلك فإن نتائج مطابقة النموذج التي تضخمت بفعل عدد البارامترات الكثيرة (أي تعقيد النموذج)، وليس بفعل جودة التنظير، تحتاج إلى تصحيح بتخفيض مستوى المطابقة بما يتناسب ودرجة الإفراط في عدد البارامترات المستعملة لتقدير مطابقة النموذج. وتدعى هذه العملية بالتصحيح نتيجة الافتقار للاقتصاد في البارامترات.

ويعتبر محك الاقتصاد في عدد البارامترات في النموذج من ضمن المحكات التي تعتمد للمفاضلة بين جودة النماذج. فإذا افترضنا وجود نموذجين متماثلين أو متكافئين من حيث المطابقة بناء على نتائج مؤشرات المطابقة الأخرى، فيفضل النموذج الذي حقق نفس مستوى المطابقة بأقل عدد من المتغيرات من النموذج الذي احتوى على عدد أكبر من البارامترات.

ومؤشرات المطابقة التي تمكن من إجراء هذا التصحيح على نتيجة النموذج اعتماداً على مدى اقتصاده في عدد البارامترات تدعى بمؤشرات جودة المطابقة الاقتصادية Parsimony Goodness-of-Fit Index، أو بالمؤشرات الاقتصادية اختصاراً. ومن أمثلتها ما يلي:

. مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي أو المقتصد Parsimonious Normed Fit Index (PNFI)

. مؤشرات جودة المطابقة الاقتصادية Parsimony Goodness-of-Fit Index (PGFI)

. مؤشر المطابقة المعياري الاقتصادي Parsimony Normed-Fit Index (PNFI)

. مؤشر المطابقة المقارن الاقتصادي Parsimony Comparative Fit Index (PCFI)

وتجدر الإشارة إلى أنه من الصعب تحديد نقاط القطع التي تفصل بين توفر النموذج على مطابقة من الافتقار إليه أو عدمه، ذلك أن قيم مؤشرات المطابقة الاقتصادية تكون عادة منخفضة، وأحياناً منخفضة بدرجة كبيرة مقارنة بالمؤشرات المناظرة لها التي لا علاقة لها بالاقتصاد في عدد البارامترات. ولذلك لاحظ موليك وآخرون (Mulaik, et al., 1989) أنه يمكن الحصول على قيم مؤشرات المطابقة الاقتصادية بحيث تحوم حوالي القيمة ٠,٥٠ في حين نجد أن نتائج مؤشرات المطابقة الأخرى تفوق درجة القطع ٠,٠٩. ولذلك

يكتفى أحيانا بأن تكون قيمة مؤشرات المطابقة تساوي أو أعلى من ٠,٥ (والأفضل أن تكون أكبر من ٠,٦) للدلالة على توفر النموذج على مطابقة (Garson, 2009).

### مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات

#### Information- theory based fit indices

مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات Information theory تنتمي في الواقع إلى مؤشرات المطابقة المطلقة أو التنبؤية absolute fit indeces (Garson, 2009). وقد تصنف أيضا باعتبارها تنتمي إلى مؤشرات المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Indices (Schaumacker & Lomax, 2004)، أو مؤشرات المطابقة التنبؤية Predictive fit indices (Kline, 2005). وتستهدف تقدير المطابقة المتوقعة للنموذج المقترح عند افتراض إعادة تطبيق النموذج على عينات أخرى من نفس الحجم، سحبت عشوائيا من نفس المجتمع التي سحبت منه عينة الباحث بطريقة عشوائية.

ومن مؤشرات المطابقة التي تدرج تحت هذا الصنف مايلي:

. مؤشر الصدق التقاطعي المتوقع Expected Cross-Validation Index (ECVI)

. محك المعلومات لأيكايك Akaike Information Criterion (AIC)

. محك المعلومات المتسق لأيكايك (CAIC)، محك المعلومات لبايس Bayes Information

. Criterion (BIC)

. محك براون كاديك Browne- Cudeck Criterion (BCC)

وتتسم أغلب مؤشرات المطابقة القائمة على نظرية المعلومات بالسمات التالية:

أولاً . إن المؤشرات أو الاختبارات القائمة على نظرية المعلومات تفترض أن النموذج الذي يقترحه الباحث قائم على تأصيل نظري، بحيث يتم مقارنته بنماذج أخرى بديلة، بدلا من مقارنته بالنموذج القاعدي المتمثل في النموذج المستقل أو الصفري حيث أن مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية Comparative/Incremental Fit Indices تعتمد على هذه المقارنة الأخيرة.

ثانيا . تقوم هذه الطريقة على افتراض أن النموذج الصحيح أو القريب من الصحة ينبغي أن يكون أحد النماذج البحثية المفترضة المعتمدة في المقارنة. وعند افتراض غياب النموذج القريب من الصحة من ضمن نماذج المقارنة فإن ذلك يؤدي إلى نتائج مضللة.

ثالثا . النماذج التي يتم مقارنتها بالنموذج المقترح ينبغي أن تقوم على بيانات نفس العينة، التي يجب ألا تختلف من نموذج لآخر.

رابعا . ينبغي أن تكون قيم مؤشرات المطابقة المستعملة القائمة على نظرية المعلومات للنموذج المقترح أصغر من قيم مؤشرات المطابقة النظرية لها الخاصة بالنماذج البديلة الأخرى المستعملة في المقارنة.

خامسا . تطبق هذه المؤشرات في الغالب عند استعمال طريقة التقدير المعروفة بدالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood estimation method دون غيرها من الطرق الأخرى، وذلك لتقدير البارامترات المجهولة للنموذج المقترح.

### **تفصيل مؤشرات المطابقة**

**مربع كاي المعياري أو النسبي**

**Relative/Normed Chi-square (NC)**

لقد اقترح "جوريزكوك" (Joreskog, 1969) هذا المؤشر للتخفيف من اعتماد مؤشر المطابقة الأساسي: مربع كاي على حجم العينة. ولجعل مربع كاي أقل حساسية لحجم العينة تم تقسيم مربع كاي على درجات الحرية كما يتجلى في المعادلة التالية:

$$\text{Relative or Normed } \chi^2 (NC) = \frac{\chi^2_{\text{estimated model}}}{df_{\text{estimated model}}}$$

ولقد اختلف الباحثون في تحديد درجات القطع الدالة على توفر المطابقة. فكارمن وزميله ماك أيفر (Carmines & McIver, 1981) يقترحان أن يكون المؤشر مساويا للنسبة 2 إلى 1 ، أو 3 إلى 1 للدلالة على وجود مطابقة. وفي هذا السياق، يحدد ألمان (Ullman, 2001) معيار المطابقة بالقيم التي لا تتعدى (2). فنتائج مؤشر (NC) يجب ألا تتعدى القيمة (2). ويذكر كلاين (Kline, 1998) القيمة (3) التي ينبغي ألا يتعداها المؤشر للدلالة على توفر المطابقة. ويحدد آخرون الحد الأقصى الذي يجب ألا يتجاوزه المؤشر بالقيمة (5). فأى قيمة أعلى من 5 تدل على سوء المطابقة (Schumacker & Lomax, 2004).

ويشير بولن (Bollen, 1989) مشكلة هذا التعدد في درجات القطع حيث اقترحت درجات قطع متفاوتة: القيمة 2، والقيمة 3، كما اقترحت درجات قطع أعلى من ذلك كالقيمة 5 للدلالة على توفر النموذج على مطابقة. كما يلاحظ أن هذا المؤشر يبقى حساسا لحجم العينة على الرغم من أن الهدف من اقتراحه أن يوفر هذا المؤشر البديل لمربع كاي بحيث أن هذا البديل يقدر المطابقة الإجمالية للنموذج بدون التأثير بحجم العينة. وعلى الرغم من أن هذا المؤشر استعمل استعمالا واسعا في البحوث إلا أن بعض الباحثين لا ينصح باستعماله (Brown, 2006).



## البارامتر غير المركزي

### non-centrality parameter (NCP)

لقد سبق أن أشرنا إلى أن مربع كاي ( $\chi^2$ ) Chi square يستهدف اختبار الدلالة الإحصائية للفرضية الصفرية ( $H_0$ ) التي مفادها أنه لا يوجد فرق بين النموذج المفترض أو المتوقع ( $\Sigma\theta$ ) والنموذج الحقيقي المناظر له في المجتمع ( $\Sigma$ )، أي أن نموذج البحث المفترض أو المتوقع قيد الاختبار يطابق تماما نموذج المجتمع [ $\Sigma=\Sigma\theta$ ].

إن الافتراض الذي يقوم عليه اختبار مربع كاي ، أي افتراض المطابقة التامة بين النموذج المفترض الذي يراد اختباراه ونموذج المجتمع، افتراض غير واقعي لا يعكس طبيعة النماذج البحثية المفترضة التي يراد اختبارها. ذلك أن النماذج البحثية المفترضة نماذج تقريبية لنماذج المجتمع (أي نماذج تقريبية للواقع ولا تطابقه تماما)، وليست نماذج تتسم بالضرورة بصحة مطلقة بحيث تطابق تماما نماذج المجتمع.

إذن، إن الفرضية الصفرية التي يتصدى إلى اختبار صحتها أسلوب مربع كاي، والتي تتخذ عادة الشكل التالي: ( $\Sigma = \Sigma\theta$ )، أي اختبار صحة وجود أو عدم وجود مطابقة تامة بين نموذج البحث المفترض أو المتوقع ( $\Sigma\theta$ ) ونموذج المجتمع ( $\Sigma$ )، يفتقر إلى الواقعية ويتسم بالتمييد الشديد، حيث يلاحظ براون وكاديك (Brown & Cudeck, 1993) بأنه إذا كنا نتوقع سلفا بأن الفرضية الصفرية التي تقضي بوجود مطابقة تامة بين النموذج المفترض والمجتمع فرضية زائفة أصلا، فلا جدوى أو طائل من محاولة اختبارها للبرهنة على صحتها. فبدلا من الإصرار على اختبار وجود مطابقة تامة أي أن النموذج المفترض صحيح، ويتطابق تماما مع البيانات، لماذا لا نغير طريقة الطرح ونختبر درجة افتقار نموذج البحث المفترض للمطابقة بدلا من اختبار توفره أو عدم توفره على مطابقة تامة.

إذن، لما كانت النماذج المفترضة في البحوث هي نماذج تقريبية (تقترب من الصحة) وليست صحيحة بالضرورة، فإن الفرضية التي يجدر اختبارها ليست الفرضية الصفرية السابقة التي تقوم على المطابقة التامة  $[\Sigma = (\Sigma\theta)]$ ، وإنما الفرضية التي تقوم على مسلمة المطابقة النسبية أو التقريبية، أي التي تختبر مدى افتقار النموذج للمطابقة والتي يعبر عنها بالرموز كما يلي:  $[\Sigma \neq (\Sigma\theta)]$ . وفي هذه الحالة، أي عند اختبار الفرضية القائمة على درجة الافتقار للمطابقة عوضاً عن الفرضية القائمة على وجود أو عدم وجود مطابقة تامة، فإن التوزيع الذي يقوم عليه الاختبار الإحصائي سوف لا يكون توزيع مربع كاي المعهودة، وإنما هم توزيع من نوع مختلف يدعى بتوزيع مربع كاي غير المركزي -  $\chi^2$  non central distribution. ويحتوي هذا التوزيع على بارامتر يدعى بالبارامتر اللامركزي non-centrality parameter (ويعرف اختصاراً NCP أو يرمز له عادة بالرمز دلتا  $\delta$  أو أحياناً بالرمز لامبدا  $\lambda$ ) الذي يدل على درجة الافتقار للمطابقة، أي الابتعاد عن مركز التوزيع بوحدات يرمز لها عادة بالرمز دلتا  $\delta$ .

ويمكن تقدير البارامتر اللامركزي (NCP) بطرح درجات الحرية ( $df$ ) من مربع كاي  $(\chi^2)$  للنموذج المفترض  $(\chi^2-df)$ . فإذا كانت مطابقة النموذج المفترض تامة (وحدة البارامتر دلتا  $\delta$  التي تدل على وحدات مدى الافتقار لمطابقة تساوي صفراً) ، فإن البارامتر اللامركزي (NCP) يساوي صفراً. ويكون التوزيع اللامركزي في هذه الحالة فقط مماثلاً لتوزيع مربع كاي المركزية  $\chi^2$ -distribution القائمة على مسلمة التطابق التام بين النموذج المفترض ونموذج المجتمع. وإذا كانت نتيجة المعادلة سالبة (وحدة البارامتر دلتا  $\delta$  تساوي قيمة سالبة) فإن نتيجة البارامتر اللامركزي (NCP) تغير لتساوي صفراً. أما إذا كانت مطابقة النموذج المفترض غير تامة . وهو الوضع المعتاد . فإن قيم البارامتر اللامركزي (NCP) تكون أكبر من الصفر.

نخلص من ذلك بأن البارامتر اللامركزي (NCP) يعتبر مؤشرا يدل على درجة افتقار النموذج للمطابقة، بحيث كلما ارتفعت قيمته انخفضت قدرة النموذج على المطابقة وازدادت سوءا. وكلما انخفضت قيمته، ازدادت جودة مطابقة النموذج للبيانات ارتفاعا.

**جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) Root Mean square Residual**

**وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean square Residual (SRMR)**

من مؤشرات المطابقة التي تقوم على فكرة البواقي، أي مدى التفاوت بين بيانات العينة والبيانات المشتقة من النموذج، مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean square Residual (RMR) ، ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean square Residual (SRMR). فمؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) هو مقياس متوسط القيم المطلقة للبواقي. أي الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي، حيث تدل البواقي على مقدار التباعد (التفاوت) أو التقارب (التشابه) بين قيم مصفوفة التباين والتباين للعينة وقيم مصفوفة التباين المشتقة من النموذج المقترح بافتراض أنه النموذج الصحيح. إن الحد الأدنى للمدى النظري لقيم مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) هو الصفر، ولكن ليس له حد أقصى، بمعنى أن الحد الأقصى يتجاوز الواحد الصحيح.

فإذا كان المؤشر يساوي صفرا دل ذلك على توفر النموذج على مطابقة تامة، ويستنتج من ذلك أنه مؤشر لتقدير مدى سوء المطابقة badness of fit index، لأنه كلما ارتفعت قيمة المؤشر كلما ازدادت مطابقتها سوءا وتدهورا. وعلى النقيض من ذلك، أنه كلما انخفضت قيمته، واقتربت من الصفر، كلما ازدادت مطابقة النموذج جودة.

غير أن إحدى مشكلات مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) أنه نظراً لقيامه على بيانات المتغيرات المقاسة بوحداتها الأصلية التي لم تحوّل إلى وحدات معيارية موحدة بين المتغيرات، فإن مداه لا يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، وإنما مداه الأقصى غير محدد حيث يتوقف على طبيعة وحدات القياس لمتغيرات النموذج، مما يجعل عملية التأويل عملية مستعصية. فمثلاً، إذا كانت المؤشرات أو المقاييس المستعملة لقياس إحدى مفاهيم النموذج عبارة عن فقرات موضوعية لكن تختلف في عدد بدائلها، فبعض الفقرات تحتوي على ٣ بدائل، والأخرى تحتوي على ٥ بدائل، وعدد منها يحتوي على ٧ بدائل، فمع اختلاف وحدات القياس لهذه المتغيرات (الفقرات) فإن ذلك يولد صعوبة كبرى في تأويل نتائج مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) (Kline, 2005).

ولتجاوز هذه العقبة، يلجأ عادة إلى تحويل القيم الخام للمتغيرات إلى قيم معيارية (أي توحيدها وتحويلها إلى وحدة قياس متوسطها صفر وانحرافها المعياري الواحد الصحيح). وعند إيجاد العلاقات بين المؤشرات المقاسة أو المتغيرات المقاسة تصبح مصفوفة التباين والتباين مصفوفة ارتباطات، وبالتالي توجد مصفوفة ارتباطات للعينة ومصفوفة ارتباطات قائمة على النموذج المقترح. وعند استعمال مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) بتوظيف مصفوفة الارتباطات للعينة ومصفوفة الارتباطات للنموذج، التي تقوم على وحدات معيارية بدلاً من استعمال مصفوفتي التباين والتباين للعينة والنموذج، فإن تسمية مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR) ستختلف بحيث يسمى بمؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) Standardized Root Mean square Residual. إذن، إن مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) يقيس متوسط قيم البواقي المطلقة لمعاملات الارتباط. أي يمثل الفرق العام بين ارتباطات مصفوفة العينة وارتباطات مصفوفة النموذج.

إن المدى النظري لقيم مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) يتراوح من الصفر (الذي يدل على مطابقة تامة) إلى الواحد الصحيح الذي يدل على غياب المطابقة أو مطابقة رديئة جدا.

وإذا كانت قيمة مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR و مؤشر متوسط مربعات البواقي RMR أقل من 0.05، دل ذلك على توفر النموذج على مطابقة ممتازة (Hu & Byrne, 1998; Diamantopoulos & Siguaw, 2000). ويرى هيو وبنتلر (Hu & Bentler, 1999) أن درجة القطع 0.08 تبدو مناسبة حيث تدل على مطابقة مقبولة. ويرى كلاين (Kline, 2005) أن قيم مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR التي تقل عن 1 تدل على توفر النموذج على مطابقة مقبولة.

ومع ذلك لوحظ أن مؤشر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR و مؤشر متوسط مربعات البواقي RMR ينطويان على إشكاليين وهما:

. الإشكال الأول أن قيمتهما تميل إلى الارتفاع عند احتواء النموذج على بارامترات عديدة، أي تنحو قيمتهما إلى الانخفاض أو التقلص عند ارتفاع مستوى تعقيد النموذج المفترض، ويقصد بمستوى تعقيد النموذج كثرة بارامترات النموذج المجهولة التي تحتاج إلى تقدير.

. الإشكال الثاني يتلخص في أن قيم المؤشرين تميل إلى الانخفاض أيضا عند اتساع حجم العينة المستعملة (Hooper, coughlan, and Mullen; 2008; Garson, 2009).

## الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب

### .Root Mean Square Error of approximation (RMSEA)

### ° .Close Fit (CFit) والمطابقة القريبة

إن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Square Error of approximation (RMSEA) من أهم المؤشرات الحديثة، إذ يجمع بين ثلاث وظائف هامة وهي:

أولاً . تقدير دقة المطابقة،

ثانياً . تصحيح نتيجة المطابقة عند افتقار النموذج للاقتصاد في البارامترات ومن ثمة يصنف أحيانا من مؤشرات المطابقة الاقتصادية Parsimonious Fit Indices،

ثالثاً . يصحح أثر حجم العينة بحيث لا تتأثر نتيجته باتساع أو انخفاض حجمها، وتعبير آخر يعمل على تحييد أثر حجم العينة على جودة المطابقة.

إن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) ، شأنه شأن مؤشر البارامتر اللامركزي (NCP)، يقيس متوسط مدى الافتقار للمطابقة لكل وحدة من وحدات درجات الحرية. وتعبير آخر يركز على مدى التفاوت بين مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المفترض  $\sum(\theta)$  وبين مصفوفة التغاير والتباين للمجتمع  $\sum$ ، ولكن لكل درجة حرية (مقدار الافتقار إلى التطابق لكل درجة حرية)، وبالتالي يأخذ مدى تعقيد النموذج المفترض بعين الاعتبار، بحيث يفضل النموذج الذي يضطلع بعملية التفسير ولكن بأقل عدد من المتغيرات

---

° وتستعمل أيضا الأسماء المختصرة التالية: RMSE; RMS ، وقد يستعمل أحيانا العنوان التالي الذي يعكس جوهر هذا المؤشر الهام: "مقدار التفاوت لكل درجة حرية" (Discreancy per degree of freedom).

أو البارامترات. ويعتبر من المؤشرات التي تقيم مطابقة النموذج على مستوى المجتمع وليس على مستوى العينة.

ويتوفر مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA). خلافاً لجل مؤشرات المطابقة. على توزيع. وتوفرها على توزيع يسمح برسم حدود الثقة لتوفير مزيد من الدقة في عملية تقدير المطابقة. غير أن توزيعه يختلف عن توزيع مربع كاي المركزية المعتادة المستعملة في تقويم المطابقة التي تقوم على افتراض وجود مطابقة تامة -  $\chi^2$  central distribution بين النموذج وبيانات المجتمع ( والمطابقة التامة معناها أن الفرضية الصفرية تنص صراحة بأن النموذج المقترح يطابق تماماً المجتمع)، ويتبع. بدل ذلك. توزيع مربع كاي غير المركزية  $\chi^2$ -distribution non central التي تقوم على افتراض واقعي أن النماذج المختبرة لا تستنسخ الواقع بل تقاربه، وبالتالي فهي ليست نماذج تامة الصحة بل نماذج تقريبية. فالتوزيع يقوم على الفرضية البديلة للفرضية الصفرية السابقة وهي أن النموذج لا يطابق المجتمع. أي أن هذا التوزيع اللامركزي لمربع كاي يعكس مدى خطأ الفرض الصفرية، أي خطأ افتراض وجود مطابقة تامة بين النموذج والمجتمع. ويقاس مدى الافتقار للمطابقة ببارامتر يدعى بالبارامتر اللامركزي non-centrality parameter ( ويعرف اختصاراً NCP ويرمز له عادة بالرمز دلتا  $\delta$  أو أحياناً بالرمز لامبدا  $\lambda$  ) الذي يدل على درجة افتقار النموذج المقترح للمطابقة أي الابتعاد عن مركز التوزيع بوحدات يدل عليها الرمز دلتا  $\delta$ . ويتم تقدير هذا البارامتر (NCP أو  $\delta$ ) الهام. الذي سيسهل لبنة معادلة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA). بالفرق بين مربع كاي للنموذج المقترح  $\chi^2_{estimated}$  ودرجات حريته  $df_{estimated}$ ، أو بكون هذا الفرق يساوي صفراً في حالة ما إذا كان هذا الفرق سالبا (درجات الحرية أكبر من قيمة مربع كاي).

ومعادلة البارامتر اللامركزي هي كالتالي:

$$\delta = \text{maximum} (\chi^2_{estimated} - df_{estimated}; 0)$$

حيث يدل المصطلح *maximum* على الأخذ بأقصى قيمة التي يبلغها أحد الحدين: إما الحد الأول  $\chi^2_{estimated} - df_{estimated}$  أو الحد الثاني الذي هو الصفر. معنى ذلك إذا كان الحد الأول أعلى من الصفر فيأخذ به، أما إذا كان دون الصفر (أي قيمته سالبة) فيهمل، ويؤخذ. عوض ذلك. بالحد الآخر الذي هو صفر. فقيمة البارامتر اللامركزي ( $\delta$ ) تكون إما صفر أو أية قيمة موجبة، لكن لا تكون قيمة سالبة.

ولما كان مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يقوم على منطق بأن النماذج المقترحة ليست استنساخا للواقع أو صورة مطابقة للأصل، بل اجتهادات نظرية اختزالية تحاول جاهدة الاقتراب من الواقع approximation of reality لتعكس أبعاده الأساسية بدون الاستغراق في تفاصيله الجزئية (Raykov & Marcoulides, 2000). ولذلك يشكل البارامتر اللامركزي ( $\delta$ ) لبنة أساسية لتكوين معادلته:

$$RMSEA = \sqrt{\frac{\delta_{estimated}}{df_{estimated} (N - 1)}}$$

تبرز المعادلة بأن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يحاول تقدير مقدار خطأ الاقتراب (متوسط مدى افتقار النموذج للمطابقة) لكل درجة حرية (لاحظ وجود درجات الحرية في مقام المعادلة). وتوظيف درجات الحرية في المعادلة تفيد في تصحيح نتيجة المطابقة في ضوء درجة تعقيد النموذج بحيث يتم تعديل النتيجة في اتجاه الانخفاض كلما ازداد النموذج تعقيدا (ازدادت بارامتراتة المجهولة التي تحتاج إلى تقدير، حيث



بازدياد عدد البارامترات تقل درجات الحرية، وعند انخفاض عدد البارامترات الحرة أو المجهولة تزداد درجات الحرية، أي عند افتقار النموذج للاقتصاد في استعمال البارامترات أو تقدير المتغيرات المجهولة للنموذج.

كما أن المعادلة توظف أيضا حجم العينة في مقامها، ودلالة مراعاة حجم العينة بإدماجها في بناء معادلة المؤشر التخفيف. إن لم يكن استقلال. من تأثر أداء مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) بحجم العينة، بحيث لا تتأثر نتيجته بانخفاض أو ارتفاع حجمها.

ويعتبر مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) من مؤشرات سوء المطابقة بحيث أنه كلما ارتفعت قيمته انخفضت جودة المطابقة، وكلما انخفضت قيمته مقتربة من الصفر كلما دل ذلك على تحسن المطابقة.

لكن ماذا عن درجات القطع أو القيم الدالة على مستويات المطابقة؟

في الواقع، في العقدين الأخيرين تم اقتراح مستويات مختلفة من درجات القطع، بحيث مال هذا التغيير إلى توحي الصرامة في درجات القطع بتخفيضها. ففي البداية (أوائل التسعينيات) اقترح المدى الذي يتراوح من 0.05 إلى 0.10 للدلالة على توفر مطابقة معقولة، بحيث أن قيم المؤشر التي تتعدى الواحد الصحيح تدل على رداءة المطابقة (MacCallum et al. 1996)، ثم اقترحت بعد ذلك مستويات أكثر تفصيلا وصرامة بحيث جرت كالتالي:

. قيم مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) التي تساوي أو أقل من 0.05 (RMSEA ≤ 0.05) تدل على مطابقة ممتازة،

. وقيم المؤشر التي تتراوح من 0.05 إلى 0.08 تدل على وجود مطابقة معقولة،

. وقيم المتغير التي تتراوح من 0.08 إلى 1 تدل على مطابقة لا بأس بها mediocre،

. وأخيراً، فإن قيم المؤشر التي تتعدى الواحد تدل على مطابقة رديئة ( Browne & Kudeck, 1993; Byrne, 1998, 2006; Hooper, et al. 2008; Kline, 2005; MacCallum et al. 1996 )

غير أن التوجه الحديث يميل إلى الأخذ بقيم قطع أكثر صرامة منها ( Hu & Bentler, 1999 ) أو القيمة 0.07 كحد أقصى مسموح به بحيث يجب ألا تتعدى قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) هذه القيمة للدلالة على توفر مطابقة.

لقد سبق ان نوهنا بإحدى مزايا مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، والمتمثلة في انطوائه على توزيع، مما يمكن من حساب حدود الثقة لنتائجه الأمر الذي يضيف دقة على هذا التقدير. ينبغي أن يكون الطرف أو الحد الأدنى لحدود الثقة يساوي أو أدنى من 0.05 (لكن القيمة النموذجية للحد الأدنى هي الصفر، ومع ذلك، فإنه نادراً ما يساوي الحد الأدنى لمؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA الصفر في الواقع). تجدر الإشارة إنه لكل قيمة مطابقة التي يتمخض عنها استعمال مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يمكن حساب حد ثقته السفلي وحد ثقته الأعلى بمستوى ثقة ٩٠%. فإذا كان الحد الأدنى لمجال الثقة لقيمة مؤشر (RMSEA) أقل أو يساوي الحد الأدنى (0.05)، فدلالة ذلك أنه لا يمكن رفض الفرض الصفرى المتجه directional null hypotheses الذي ينص على أن نموذج المقترح من طرف الباحث يتوفر على مطابقة قريبة جداً أو ممتازة، وإن كانت غير تامة في المجتمع.

وينبغي أن يكون الطرف أو الحد الأعلى يساوي أو أدنى من 0.08 ( Byrne, 2008; Hooper et al. 2006; Kline, 2000). وفي بعض المراجع يساوي أو أدنى من الواحد الصحيح (Kline, 2000). أما إذا تجاوز قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) الحد الأعلى لمجال الثقة (كأن يتجاوز 0.08 أو الواحد يتوقف الأمر

على درجة القطع للحد الأعلى للثقة المتبناة) فيترتب عن ذلك أننا لا نستطيع رفض فرضية وجود مطابقة رديئة للنموذج في المجتمع.

فبافتراض أن قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يساوي 0.04 ، وأن حدود الثقة عند مستوى ٩٠% لهذه القيمة تتراوح من 1 إلى 1.5 . فلما كان الحد الأدنى (1) أقل من درجة القطع للحد الأدنى لحدود الثقة (0.05)، فالفرض الصفري بالنسبة للحد الأدنى الذي ينص على وجود مطابقة قريبة جدا في المجتمع لا يمكن رفضها، أما بالنسبة للفرضية الصفرية للحد الأعلى التي تنص على وجود مطابقة تقريبية رديئة ، فلا يمكن رفضها بحكم أن الحد الأعلى لحدود الثقة للمثال الحالي (1.5) أعلى من (0.08) بل وأعلى من (1). وهكذا نجد أن نتيجة هذا المؤشر (RMSEA) = 0.04 تأثرت بأخطاء المعاينة لأنها انسحمت مع فرضيتين نقيضتين: فرضية المطابقة التقريبية الجيدة، وفرضية المطابقة التقريبية الرديئة. وهذه النتائج غير المتسقة التي يفصح عنها استعمال حدود الثقة يكثر ظهورها عندما تكون العينة صغيرة، وبالتالي يتطلب الأمر توسيع العينة للحصول على نتائج دقيقة لتقدير دقة مطابقة النموذج.

وتجدر الإشارة أن كل الحزم الإحصائية المتخصصة ونذكر منها على سبيل المثال حزمة ليزرل Lisrel، وحزمة إيكويوز EQS ، وحزمة أموس Amos توفر نتائج مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA مع حدود الثقة.

ويرتبط باستعمال مؤشر RMSEA مؤشر آخر يدعى اختبار المطابقة التقاربية close fit test، ويعرف اختصاراً ب (CFit) أو (PClose). ولقد اقترحه براون و كاديك (Brown & Cudek, 1993) لاعتقادهما بأن مربع كاي يقوم على مسلمة وجوب حيافة النموذج المقترح على مطابقة تامة في المجتمع، فهذا افتراض يتنافى وطبيعة النماذج المفترضة التي تقترب من الواقع بغية تفسير أبعاده الجوهرية بدون أن تستنسخه كلية. فالنماذج يكفي أن تكون مقارنة للحقيقة وليس بالضرورة أن تكون نماذج مطابقة تماماً للواقع، أو أن تكون

صحيحة تماما أو خاطئة تماما. ونظرا لأن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) يقوم على افتراض المطابقة الاقترابية وليس على مسلمة المطابقة التامة، فهو يعكس بناء على ذلك متوسط مقدار النموذج للمطابقة آخذا بعين الاعتبار درجات الحرية لتصحيح أثر تعقيد النموذج (الافتقار إلى الاقتصاد في البارامترات المجهولة)، وأثر حجم العينة، ليتحرر نسبيا من أثر اتساع أو انخفاض العينة.

ولذلك تم توظيف مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA لاختبار الفرضية التالية: بأن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) لا تتعدى 0.05 ( $RMSEA \leq 0.05$ ). فإذا أظهرت الدلالة الإحصائية لاختبار المطابقة التقاربية (CFit) أن النسبة الحرجة أو  $p$  هي دون 0.05 ( $p \leq 0.05$ )، فمعنى ذلك أن مستوى الدلالة الإحصائية دالة، وبالتالي نرفض الفرض الصفري الذي ينص على أن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA يساوي أو أقل من درجة القطع 0.05. ونستخلص من ذلك أن قيمة مؤشر RMSEA أعلى من 0.05 مما يدل على افتقار النموذج للمطابقة القريبة أو التقاربية. أما إذا كانت النسبة الحرجة لاختبار المطابقة التقاربية (CFit) أكبر من 0.05 ( $p \geq 0.05$ )، فلا يمكن رفض الفرض الصفري، وبالتالي يتم قبوله على أساس أن مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA) قيمته بالفعل هي دون السقف 0.05، مما يدل على توفر النموذج على مطابقة تقريبية جيدة.

### مؤشر جودة المطابقة

،Goodness-of-fit index (GFI)

ومؤشر جودة المطابقة التصحيحي

.Adjusted Goodness-of-fit Index (AGFI)

ويسمى مؤشر جودة المطابقة (GFI) Goodness-of-fit index أيضا *Gamma-hat* أو مؤشر جودة المطابقة لكل من "جوريزكوك" و "سوربوم" *Joreskog-Sorbom GFI*. وهو من المؤشرات العملية أو الوصفية المبكرة التي اقترحها "جوريزكوك" و "سوربوم" كبديل للأسلوب الإحصائي مربع كاي. ويقدر نسبة التباين في بيانات العينة (مصنوفة التباين والتباين للعينة) التي يفسرها النموذج المقترح، أي التي تفسرها قيم النموذج المقترح (مصنوفة التباين والتباين القائمة على النموذج المقترح). وبتعبير آخر إلى أي حد يستطيع النموذج إعادة إنتاج بيانات (مصنوفة التباين والتباين للعينة). فبقدر ما يستطيع النموذج إعادة استنساخ بيانات العينة بقدر ما يمثل هذا النموذج المقترح مصنوفة التباين والتباين للعينة.

يمثل مؤشر جودة المطابقة (GFI) إذن مقدار التباين والتغاير للعينة (مقدار المعلومات في بيانات العينة) التي يمكن التنبؤ بها أو تفسيرها من طرف مصنوفة التباين والتغاير المنبثقة عن النموذج المقترح أو المفترض. فإذا كان مؤشر جودة المطابقة (GFI) يساوي مثلا ٠,٩٥، فمعنى ذلك أن ٩٥% من التباين أو التغاير أو التباين الملاحظ للعينة يمثله أو يفسره تباين والتغاير للنموذج المقترح.

ويمكن تعريف مؤشر جودة المطابقة (GFI) إجرائيا بأنه نسبة مجموع مربعات البواقي (الناجم عن طرح عناصر مصنوفة تباين وتغاير النموذج من عناصر مصنوفة التباين والتغاير للعينة) إلى مصنوفة التباين والتغاير للعينة، أو نسبة مربعات بواقي التوقع إلى بيانات العينة.

ومعادلة مؤشر جودة المطابقة (GFI) بدلالة مربع كاي تبدو كما يلي:

GFI =

$$1 - \frac{\text{sum of the weighted variances estimated model covariance matrix}}{\text{sum of the squared weighted variances sample covariance matrix}}$$

يدل الكسر على مقارنة مطابقة النموذج المقترح بدلالة مقدار التباين الذي يتم تقديره لبارامترات النموذج باستعمال إحدى طرق التقدير التي تطرقنا إليها (طريقة أو دالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood ، طريقة أو دالة المربعات الصغرى المعممة generalized least square ، طريقة أو دالة المربعات غير الموزونة Unweighted least square ) بتباين بيانات العينة وفقا لطريقة التقدير المستعملة. ويقصد بالموزونة أن بيانات النموذج المقترح وبيانات العينة يختلف تحديدها باختلاف طريقة تقدير بارامترات النموذج المستعملة.

وباستعمال البواقي التي تبرز فكرة تقييم مدى التباعد (المقارنة) بين بيانات النموذج المقترح وبيانات الواقع المتمثلة في بيانات العينة، حيث أن البواقي تتمثل إجرائيا في الفرق بين مربعات قيم التباين والنموذج ( $\Sigma^*$ ) ومربعات قيم التباين والتباين للعينة (S)، تتخذ معادلة مؤشر جودة المطابقة (GFI) الشكل التالي:

$$GFI = 1 - \frac{\text{residual weighted sum of squares (using elements of } S - \Sigma^*)}{\text{total weighted sum of squares (using elements of } S)}$$

لنلاحظ أن المقارنة لم تتم بين النموذج المقترح بنموذج آخر يتمثل في الغالب في النموذج المستقل independence model كما هو الشأن بالنسبة لجل مؤشرات المطابقة المقارنة أو التزايدية. فمؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index (NFI) مثلا يقوم على مقارنة المطابقة بين النموذج المقترح بالنموذج المستقل، أي مدى افتقار النموذج المقترح

للمطابقة مقارنة بمدى افتقار النموذج المستقل للمطابقة. وبتعبير آخر مدى التحسن في المطابقة الذي أحرزه مؤشر المطابقة المعياري بالمقارنة بالنموذج المستقل السببي المطابقة ابتداء . فالمقارنة بين نموذجين نموذج البحث ونموذج قاعدي آخر غير موجودة بالنسبة لمؤشر جودة المطابقة (GFI) وغيرها من مؤشرات المطابقة المطلقة، وإنما تتم مقارنة أو مضاهاة البيانات الناجمة عن النموذج المقترح (مصنوفة التباين والتباين لنموذج البحث المفترض أو المتوقع) بمعطيات الواقع المتمثلة في بيانات العينة (مصنوفة التباين والتباين للعينة). فمؤشر جودة المطابقة (GFI) يعنى أساسا بمقدار التباين والتباين المفسر من طرف النموذج المقترح من مجمل التباين والتباين الكلي لبيانات العينة.

ولتوضيح منطق مؤشر جودة المطابقة (GFI)، لنأخذ المثال التالي: تمثل المصفوفة التالية (S) بيانات العينة التي تتخذ عادة شكل مصفوفة التباين (الخلايا غير القطرية: 0.507 ، 0.224 ، 0.577 ) والتباين (قيم الخلايا القطرية: 0.480 ، 0.275 ، 0.062) لنموذج عاملي مفترض يحتوي على عامل واحد تقيسه أو تتشعب عليه ثلاثة مؤشرات:

$$S = \begin{matrix} 0.507 & & & \\ & 0.480 & & \\ & & 0.224 & \\ & & & 0.577 \\ & 0.275 & 0.062 & 0.577 \end{matrix}$$

والبيانات القائمة على النموذج المقترح (نموذج عاملي وحيد العامل)، أي مصفوفة التباين والتباين ( $\Sigma$ ) التي أعيد إنتاجها بعد تقدير بارامترات النموذج المقترح أو المتوقع باستعمال إحدى طرق تقدير البارامترات. ولقد تم استعمال طريقة أو دالة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted least square بدلا من طريقة أو دالة الاحتمال الأقصى maximum likelihood الأكثر استعمالا وذلك لتبسيط الشرح، وإبراز المقارنة بين بيانات النموذج المقترح وبيانات العينة.

$$\Sigma = \begin{matrix} 0.271 & & \\ 0.541 & 0.321 & \\ 0.361 & 0.215 & 0.427 \end{matrix}$$

وباستعمال طريقة المربعات الصغرى غير الموزونة في التقدير، فإن معادلة مؤشر جودة المطابقة (GFI) تكون كالتالي:

$$GFI = 1 - 0.5 \text{ trace } (S - \Sigma)^2$$

علما بأن الحد  $[0.5 \text{ trace } (S - \Sigma)^2]$  يدل على معادلة طريقة أو دالة التقدير السالفة الذكر (دالة المربعات الصغرى غير الموزونة التي تعرف اختصارا بالحروف التالية: ULS)، ويختلف هذا الحد باختلاف طريقة تقدير بارامترات النموذج المقترح، وأن الرمز (S) يدل على مصفوفة التباين والتغاير للعينة، ويدل الرمز ( $\Sigma$ ) على مصفوفة التباين والتغاير للنموذج المقترح أو المتوقع، ويدل مصطلح (trace) على مجموع قيم تباين الخلايا القطرية لكل من مصفوفة (S) ومصفوفة ( $\Sigma$ ). وبالتطبيق باستعمال مصفوفتي بيانات العينة وبيانات النموذج على النحو التالي:

$$GFI = 1 - 0.5 \text{ trace } (S - \Sigma)^2$$

$$GFI = 1 - 0.5 [(1.308 - 1.019)^2]$$

علما بأن القيمة الأولى داخل القوس: 1.308 تدل على أثر  $\text{trace}$  (مجموع عناصر أو قيم الخلايا القطرية:  $0.062 + 0.275 + 0.480$ ) لمصفوفة التباين والتغاير للعينة (S)، وتدل القيمة الثانية: 1.019 على أثر  $\text{trace}$  (مجموع عناصر أو قيم الخلايا القطرية:  $0.271 + 0.321 + 0.427$ ) لمصفوفة التباين والتغاير للنموذج المتوقع أو المقترح ( $\Sigma$ ).

ولا يبقى بعد هذا التعويض إلا عمليات حسابية روتينية ومباشرة، ونجد أن مؤشر جودة المطابقة (GFI) عند مواصلة العمليات الحسابية البسيطة لهذا المثال، يساوي



(0.958). ومعناه أن 96% من التباين والتغير في مصفوفة العينة (المعومات التي تنطوي عليها العينة) أمكن تفسيرها أو التنبؤ بها من طرف مصفوفة التباين والتغير المشتقة من النموذج المقترح الأحادي العامل. أي، أن بيانات النموذج أعادت إنتاج البيانات الواقعية الأصلية للعينة ولم تهدر منها إلا نسبة قليلة لم تتجاوز 4%.

يتراوح المدى النظري لقيم مؤشر جودة المطابقة (*GFI*) من الصفر إلى الواحد، كلما اقتربت قيمته من الواحد كلما دل ذلك على ازدياد جودة المطابقة. ولقد اقترحت في البداية القيمة 0.90 كدرجة قطع تميز بين توفر المطابقة عندما يكون المؤشر يساوي أو يتعدى هذه القيمة، في حين يدل على افتقار النموذج للمطابقة إذا كانت قيمة المؤشر دون هذه القيمة. غير أن الدراسات التقييمية الحديثة القائمة على المضاهاة *simulation studies* أبانت بأنه عندما تكون العينة صغيرة، وتشبهات المؤشرات على عواملها منخفضة، ينصح استعمال درجة قطع أكثر صرامة تتمثل في 0.95 بدلا من درجة القطع السابقة (0.90) (Miles & Chevlin, 1998).

إن مؤشر جودة المطابقة (*GFI*) يتأثر بمدى تعقد النموذج بحيث تزداد قيمته بازدياد عدد البارامترات المفترضة الحرة في النموذج (MacCallum & Hong, 1997). أي أن النموذج الذي لا يقتصد في عدد البارامترات الحرة المستعملة لتفسير البيانات أكثر حظا في تحقيق مطابقة مرتفعة مقارنة بنموذج مكافئ في قدرته في التفسير أو التنظير لكن يقتصد في عدد البارامترات التي يوظفها في عملية التفسير أو التنظير.

كما ينطوي على تحيز في اتجاه الرفع من قيمة المطابقة عندما تكون العينات كبيرة. وبتعبير آخر، إن مستوى هذا المؤشر ينحو نحو الازدياد أو الارتفاع عند ازدياد حجم العينة، وينحو نحو الانخفاض عند انخفاض حجمها (Bollen, 1990; Miles & Chevlin, 1998)، وهذه الحساسية لحجم العينات تعتبر من عيوب بعض مؤشرات المطابقة حيث أن

التحسن في المطابقة أو تدهورها لا يرجع إلى دقة التنظير للنموذج المقترح أو عدم دقته بقدر ما يرجع إلى أثر اتساع أو انخفاض حجم العينة.

ولقد تم اقتراح مؤشر جودة المطابقة المصحح (*Adjusted Goodness of AGFI*) و *fit Index* حيث أن هذا الأخير يعمل على تصحيح تحيز مؤشر جودة المطابقة (*GFI*) لصالح النموذج المعقد التي تكثر بارامترات الحرية بتضخيم قيمة مطابقتها وذلك بمراعاة نسبة عدد البيانات غير المتكررة (عدد قيم التباين والتغاير) في مصفوفة بيانات العينة إلى درجات الحرية كما هو واضح في المعادلة التالية:

$$AGFI = 1 - \left[ \left( \frac{k_{\text{Sample covariance matrix}}}{df_{\text{estimated model}}} \right) (1 - GFI) \right]$$

حيث أن (*k<sub>Sample covariance matrix</sub>*) يدل على عدد القيم غير المتكررة (قيم التغاير والتباين) في مصفوفة العينة، وأن الحد (*df<sub>estimated model</sub>*) يدل على درجات الحرية للنموذج المفترض أو المقترح. والمعادلة بما أنها تصحح قيمة مؤشر جودة المطابقة بمراعاة درجات الحرية التي تزداد كلما قلت البارامترات الحرة للنموذج المفترض، وتنخفض كلما قل عدد البارامترات الحرة، ولذلك نجد أن المعادلات التي تصحح نتيجة المطابقة باستعمال معيار الاقتصاد في عدد البارامترات الحرة المستعمل في النموذج المفترض غالبا ما توظف معيار درجات الحرية في تكوين معادل مؤشر المطابقة.

إن مؤشر جودة المطابقة المصحح يعدل من نتيجة مؤشر جودة المطابقة (يصححها) بتخفيضها كلما ازداد النموذج المفترض تعقيدا، أي كلما ازدادت عدد بارامتراته الحرة، عقابا على عدم اقتصاد النموذج المفترض في عدد البارامترات. كما أنه يؤدي أيضا إلى

تعديل قيمة مؤشر (GFI) برفعها بمقدار اقتصاد النموذج المقترح في عدد البارامترات المستعملة.

إن المدى النظري لمؤشر (AGFI)، شأنه شأن مؤشر جودة المطابقة (GFI)، يتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث كلما اقتربت قيمته من الواحد كلما دل ذلك على ازدياد مطابقة النموذج المقترح تحسنا. ينبغي ألا تقل درجة القطع لهذا المؤشر عن 0.90 للدلالة على توفر مطابقة، وإلا دل على افتقار النموذج للمطابقة. ويقترح بعض المنهجيين مستوى أكثر صرامة من ذلك والذي يتمثل في درجة القطع 0.95 بحيث يجب أن يساوي مؤشر جودة المطابقة المصحح (AGFI) أويتعدها للدلالة على توفر النموذج المقترح على مطابقة (Schumacker & Lomax, 2004).

على الرغم من إن المؤشرين الحاليين: مؤشر جودة المطابقة المصحح ومؤشر جودة المطابقة استحدثا في وقت مبكر كبديل عملي للأسلوب الإحصائي "مربع كاي" الذي يتأثر بحجم العينة، أي اقترحا كمؤشرات مستقلة عن حجم العينة؛ غير أنهما يتأثران بحجم العينة بحيث تزداد قيمتهما ارتفاعا باتساع حجم العينة، وبالتالي يقلصان من مستوى مطابقة النموذج عندما يقل حجم العينة (Bollen, 1990). ولذلك ينبغي استعمالهما بمعية مؤشرات المطابقة الأخرى التي لا تتأثر بحجم العينة. ونظرا للأداء المتواضع لهذين المؤشرين بناء على الدراسات التقييمية القائمة على المضاهاة، فإن بعض الحزم الشهيرة كحزمة "أموس" حذفت هذين المؤشرين من قائمة مؤشرات المطابقة العديدة (التي تتجاوز ٢٥ مؤشرا) التي تقوم بحسابها وتضمينها في نتائجها الإحصائية تلقائيا.

مؤشر المطابقة المعياري (NFI) Normed-Fit index

ومؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI) Non-Normed Fit index،

أومؤشر تاكر-لويس (TLI) Tucker-Lewis Index.

ويعرف أيضا باسم مؤشر المطابقة المعياري لكل من ينتلر، وبونيت Bentler- Bonnett normed fit index، أو يعرف أيضا اختصارا بدلتا رقم واحد Delta1. ويعتبر من مؤشرات التزايدية أو المقارنة، لأنه وعلى غرار مؤشرات المقارنة الأخرى، يحدد موقع نموذج البحث المفترض على متصل ينطلق من أحد طرفيه من النموذج الذي يفتقر تماما إلى المطابقة والذي يتمثل في النموذج المستقل أو نموذج العدم، إلى النموذج التام المطابقة الذي يتمثل في النموذج المشبع saturated (full or perfect) model، وبالتالي يعكس مؤشر المطابقة المعياري (NFI) نسبة التحسن في جودة الطابقة التي أجزها نموذج البحث المفترض بالمقارنة بالمطابقة الرديئة للنموذج المستقل. فإذا كان مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يساوي على سبيل المثال 0.90 فمعنى ذلك أن نموذج البحث المفترض حسن من مستوى المطابقة بنسبة مئوية 90% بالمقارنة بالنموذج المستقل. وتعبير آخر، فإن موقع النموذج المفترض على المتصل الذي يتراوح من غياب المطابقة (النموذج المستقل) إلى المطابقة التامة (النموذج المشبع) يوجد على منأى من النموذج المستقل بـ 90% وقريبا من النموذج المشبع بـ 10%.

إن مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يقدر مطابقة النموذج المفترض بمقارنة مطابقة النموذج المقترح أو المفترض بمطابقة النموذج القاعدي baseline model الذي يتجلى عادة في نموذج العدم أو النموذج المستقل null/independence model، وسنسوق المعادلة التالية لتبيان منطق هذه المقارنة:

$$NFI = 1 - \left[ \frac{\text{minimum Fit Function estimated model}}{\text{minimum Fit Function independence model}} \right]$$

لنلاحظ أنه عندما تكون دالة التوفيق التقليلية (التي تقدر الفرق بين مصفوفة التغيرات للعينة ومصفوفة التغيرات القائمة على نموذج البحث المقترح) لنموذج البحث المقترح ضئيلة ( *minimum Fit Function estimated model* ) فإنها تقترب من الصفر أو تساوي صفراً إذا كانت بيانات النموذج المقترح متطابقة مع بيانات العينة أي أن النموذج المقترح يتوفر على مطابقة تامة، فإن الكسر الذي يوجد بين قوسين سيساوي صفراً، وبالتالي فإن مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يساوي الواحد الصحيح. أي أنه كلما اقتربت قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) من الواحد كلما ازدادت مطابقة النموذج المقترح ارتفاعاً، وتكون هذه المطابقة تامة عندما يساوي المؤشر الواحد الصحيح. أما إذا كانت مطابقة النموذج المقترح سيئة بحيث لا تختلف عن درجة المطابقة السيئة للنموذج المستقل (النموذج الذي يحتوي فقط على تباين المؤشرات المقاس وحدها بدون وجود متغيرات كامنة ترتبط بها والذي يخلو تماماً من العلاقات المفترضة بين المتغيرات والذي يمثل أسوأ "سيناريو" للمطابقة الرديئة) ، فإن دالة المطابقة التقليلية للنموذج المقترح *minimum Fit Function estimated model* تكون كبيرة وتكون مساوية تقريباً الدالة التوفيقية التقليلية للنموذج المستقل *minimum Fit Function independence model* ، ويترتب عن ذلك أن نتيجة الكسر داخل القوسين المتوسطين يساوي الواحد، وتصبح قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) . نتيجة ذلك . تساوي صفراً. مما يدل على أن مطابقة النموذج المقترح رديئة أو منعدمة.

ويمكن إعادة صياغة المعادلة السابقة بتوظيف مربع كاي لكل من نموذج البحث المقترح (  $\chi^2_{\text{estimated model}}$  ) و النموذج المستقل (  $\chi^2_{\text{independence model}}$  ) ، على النحو التالي:

$$NFI = 1 - \frac{\chi^2_{estimated\ model}}{\chi^2_{independence\ model}}$$

وقد تتخذ الشكل المرادف التالي:

$$NFI = \frac{\chi^2_{independence\ model} - \chi^2_{estimated\ model}}{\chi^2_{independence\ model}}$$

وتتراوح القيم الناتجة عن استعمال هذه المعادلة من الصفر إلى الواحد الصحيح. أما من حيث درجات القطع التي تفصل بين جودة المطابقة من انخفاضها. ويوصي بنتلر، وبونيت (Bentler & Bonnet, 1980) باستعمال درجة القطع 0.90 بحيث ينبغي أن تكون قيم مؤشر المطابقة المعياري (NFI) أكبر من هذه القيمة للدلالة على توفر النموذج المختبر على جودة المطابقة. غير أن التقييمية الحديثة توصى باستعمال درجة قطع أكثر صرامة من درجة القطع السابق بحيث يجب أن تكون قيمة مؤشر المطابقة المعياري تساوي أو أكبر من 0,95 [  $NFI \geq 0.95$  ] للدلالة على توفر النموذج المفترض على جودة المطابقة (Hu & Bentler, 1999). وعموماً، فإن قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI) إذا كانت أكبر من 0,95 دلت على مطابقة جيدة، وإذا تراوحت قيمته من 0,90 إلى 0,95 دل على مطابقة مقبولة أو لا بأس بها، وإذا كانت أقل من 0,90 دلت على مطابقة منخفضة أو رديئة (Garson, 2009).

ويؤخذ على مؤشر المطابقة المعياري (NFI) افتقاره لدقة تقدير مطابقة النموذج المفترض عندما يكون حجم العينة صغيراً بحيث يقلص من حظوظ جودة مطابقة النموذج عندما يكون حجم العينة أقل من 200 فرداً (Mulaik et al., 1989; Bentler, 1990). كما أن هذا المؤشر لا يراعي اقتصاد النموذج المفترض في عدد البرامترات التي يستعملها في

التفسير. فإذا تكافأ نموذجان في مستوى المطابقة فيفضل عادة النموذج الذي يحقق هذه المطابقة بأقل بارامترات (النموذج الأبسط) من النموذج الذي يحقق ذات المطابقة بأقصى عدد من البارامترات (النموذج الأكثر تعقيدا)، لأن الأول حقق ذات الفعالية مقتصدا في عدد الكتغيرات التي تحتاج إلى تقدير، أي محققا مبدأ الاقتصاد في المتغيرات أو البارامترات. غير أن مؤشر المطابقة المعياري (NFI) يفضل النموذج غير الاقتصادي (المعقد) عن النموذج الاقتصادي، بحيث تبدو مطابقة النموذج المعقد غير الاقتصادي أفضل من مطابقة النموذج غير المعقد الاقتصادي على الرغم من تكافئهما في مستوى المطابقة. فكلما ازدادت بارامترات النموذج، ارتفعت قيمة مؤشر المطابقة المعياري (NFI)، وبالتالي يبدو النموذج ذا مطابقة جيدة. لكن إذا روعي مبدأ الاقتصاد في عدد البارامترات المستعملة في النموذج فقد لا يرقى هذا النموذج إلى مستوى مقبول من المطابقة.

ولقد تم تصحيح هذا القصور باستحداث مؤشر المطابقة غير المعياري (Bentler- Bonnet) Non-Normed Fit Index (NNFI) وهي التسمية المستعملة في الحزمة الإحصائية المعروفة بليزرل Lisrel، والحزمة الإحصائية المعروفة بإيكيوز EQS، ويعرف أيضا بمؤشر تاكر-لوييس (Tucker-Lewis Index (TLI) وهي التسمية التي اعتمتها الحزمة الإحصائية المعروفة باسم أموس Amos (والحزم الثلاث ذات شهرة واستعمال واسعين). كما يعرف أيضا بمؤشر "رو" لتاكر، ولوييس (Tucker-Lewis rho index (RHO2).

إن مؤشر NNFI أو مؤشر يؤخذان درجات الحرية بعين الاعتبار كما تدل على ذلك معادلة مؤشر NNFI التالية:

NNFI

$$= \frac{\chi^2_{independence\ model} - \frac{df_{independence\ model}}{df_{estimated\ model}} \chi^2_{estimated\ model}}{\chi^2_{independence\ model} - df_{independence\ model}}$$

كما أن صيغة مؤشر TLI هي كالتالي:

$$TLI = \frac{\frac{\chi^2_{independence\ model}}{df_{independence\ model}} - \frac{\chi^2_{estimated\ model}}{df_{estimated\ model}}}{\frac{\chi^2_{independence\ model}}{df_{independence\ model}} - 1}$$

والسبب في توظيف درجات الحرية للنموذج المفترض وذلك لأخذ تعقيد النموذج بعين الاعتبار بحيث يصحح درجة افتقار النموذج للاقتصاد في المتغيرات أو البرامترات وذلك عن طريق مراعاة درجات الحرية. ذلك أنه كلما ازداد النموذج المفترض تعقيدا انخفضت درجات حريته، وذلك لكثرة عدد البارامترات التي تحتاج إلى تقدير، وكلما قل تعقيد النموذج ارتفعت درجات حريته وذلك لقلة البارامترات التي تحتاج إلى تقدير. ولذلك أخذت درجات الحرية للنموذج المفترض بعين الاعتبار في المعادلة لكونها قرينة على مدى تعقيد أو بساطة النموذج. إن المؤشرين المترادفين: NNFI و TLI ينطويان في معادلتهم التي تأخذ عين الاعتبار في مقارنتها بين النموذج المفترض بالنموذج المستقل درجات الحرية



لهما عملية تصحيح نتيجة المطابقة بناء على مدى اقتصادها أو إفراطها في البرامترات المستعملة في النموذج المفترض.

أما بالنسبة لدرجة القطع، فعلى الرغم من أن درجة القطع ٠,٨ استعملت، لأن قيم المؤشرين NNFI و TLI تكون غالباً أقل من بعض مؤشرات المطابقة الأخرى ( أقل من قيمة مؤشر GFI مثلاً)، غير أن التوصية التي حازت على قبول واسع انبثقت من دراسة "هيو" و "بينتler" (Hu & Bentler, 1999) التي تفيد بأن درجة القطع ينبغي أن تكون ٠,٩٥ (أي  $TLI/NNFI \geq 0.95$ ). ومع ذلك ما زان درجة القطع التي تفصل بين المطابقة المقبولة والمطابقة المنخفضة والتي ما زان دراجة الاستعمال هي ٠,٩. بحيث إذا كانت قيمة المؤشر تسوي أو أكبر من ٠,٩ تعتبر مطابقة النموذج معقولة، وإذا كانت ساوات أو تعدت ٠,٩٥ تعتبر درجة مطابقة النموذج جيدة، وإذا انخفضت عن درجة القطع ٠,٩٥ فإن النموذج يعتبر مفتقراً للمطابقة ويحتاج إلى إعادة بنائه أو تعديله.

ومع ذلك لوحظ أن استعمال المؤشرين NNFI و TLI يؤدي إلى تقدير مطابقة النموذج المقترح باعتباره منخفض المطابقة في حين أن مؤشرات المطابقة الأخرى تشير إلى أن النموذج جيد المطابقة × وذلك في حالة استعمال عينات صغيرة (Bentler, 1990; Kline, 2007; Tabachnick & Fidell, 2005). كما توجد صعوبة أخرى ارتبط باستعمال هذين المؤشرين وتتجلى في أن حدهما الأقصى لا ينتهي عند الواحد الصحيح بل يتعداه أحياناً، مما يصعب من عملية تأويله (Byrne, 1998).

## مؤشر المطابقة المقارن

### Comparative Fit index (CFI)

مؤشر المطابقة المقارن the Comparative Fit index (CFI)، ويعرف أيضا باسم مؤشر المطابقة المقارن لبنتلر the Bentler Comparative Fit index. ويقوم منطقه على مقارنة مطابقة نموذج البحث المفترض بمطابقة النموذج الصفري أو المستقل الذي يفترض أن متغيراته (المؤشرات أو المؤشرات المقاسة والعوامل أو المتغيرات الكامنة مستقلة فيما أو غير مرتبطة. أي يدرس مدى تطابق (اقتراه أو ابتعاده) بيانات النموذج المفترضة التي هي بشكل مصفوفة التباين والتغاير ببيانات العينة التي تتخذ أيضا شكل مصفوفة التباين والتغاير، كما يدرس في ذات الوقت مدى التطابق بين البيانات المشتقة من النموذج الصفري أو المستقل (مصفوفة التغاير والتباين للنموذج المستقل) وبيانات العينة، أي مصفوفة التباين والتغاير للعينة. ثم يقارن بين مدى مطابقة نموذج البحث المفترض بمطابقة النموذج المستقل لبيانات العينة، وذلك لقياس نسبة مدى الافتقار لجودة المطابقة كلما اقترب من النموذج المستقل. وينبغي أن تكون جودة مطابقته أفضل من جودة مطابقة النموذج المستقل باعتباره النموذج الضعيف في تحديد العلاقات بين المتغيرات ما دام لا ينطوي أصلا على علاقات بين المتغيرات، إذا يفترض أنها كلها علاقات معدومة.

ويقوم هذا المؤشر على التوزيع اللامركزي  $\chi^2$ -distribution الذي يختلف عن توزيع مربع كاي الذي يفترض وجود مطابقة تامة في حين أن التوزيع اللامركزي  $\chi^2$ -distribution non-central فيقوم على بيانات الافتقار للمطابقة أو المطابقة التقريبية وليست التامة، باعتبار أن النماذج المفترضة هي بناءات نظرية تقريبية وليست صحيحة صحة تامة، وبالتالي فالمؤشرات القائمة على التوزيع غير المركزي لمربع كاي أكثر واقعية من

التوزيع المركزي لمربع كاي حيث أن هذا الأخير يقوم على مسلمة قدرة النموذج المفترض على المطابقة التامة وليست النسبية.

ولما كان هذا المؤشر يقوم على التوزيع غير المركزي الذي يقيس مدى افتقار النموذج للمطابقة، ولذلك تقوم معادلته على البارامتر اللامركزي الذي يرمز له عادة بدلتا  $\delta$  الذي سبق التطرق إليه عند شرح البارامتر اللامركزي (NCP).

$$CFI = 1 - \frac{\delta_{estimated\ model}}{\delta_{independence\ model}}$$

ويدل الكسر على نسبة "دلتا" لنموذج البحث المفترض إلى "دلتا" للنموذج المستقل الخالي من العلاقات بين متغيراته. أي نسبة وحدات مدى افتقار النموذج المفترض للمطابقة إلى وحدات مدى افتقار النموذج المستقل للمطابقة. وبالتالي فكلما انخفضت قيمة البارامتر اللامركزي: "دلتا" للنموذج المفترض بالنسبة لقيمة البارامتر اللامركزي للنموذج المستقل، كلما ارتفعت قيمة مؤشر المطابقة المقارن CFI، وبالتالي يتحسن مستوى جودة المطابقة للنموذج المفترض. ويمكن تقدير البارامتر اللامركزي دلتا للنموذج المفترض والنموذج المستقل بتوظيف قيمة مربع كاي ودرجات الحرية لهما كما يلي:

$$\delta_{estimated\ model} = \chi^2_{estimated\ model} - df_{estimated\ model}$$

$$\delta_{independence\ model} = \chi^2_{independence\ model} - df_{independence\ model}$$

إن مؤشر المطابقة المقارن CFI . شأنه شأن مؤشرات المطابقة التزايدية incremental fit indices أو مؤشرات المطابقة المقارنة comparative fit indices . يقدر

مدى التحسن النسبي في جودة مطابقة نموذج البحث المفترض مقارنة بالنموذج القاعدي أو المرجعي baseline model الذي يتمثل عادة في النموذج المستقل independence model أو نموذج العدم null model، الذي يعتبر أسوأ نموذج من حيث جودة المطابقة لخلوه من العلاقات بين متغيراته، وقيامه على مسلمة غياب العلاقات بين المتغيرات المقاسة على مستوى المجتمع. ولما كان النموذج المستقل أو نموذج العدم يقوم على افتراض استقلال المتغيرات، وغياب أية علاقة فيما بينها، فإن قيمة مربع كاي لهذا النموذج  $\chi^2_{independence model}$  تكون مرتفعة جدا مقارنة بقيمة مربع كاي لنموذج البحث المفترض  $\chi^2_{estimated model}$ ، إذ كلما كانت قيمة مربع كاي لنموذج البحث أصغر من قيمة مربع كاي للنموذج المستقل الرديء المطابقة، كلما دل ذلك على حيازة النموذج المفترض على تحسن في جودة المطابقة مقارنة بالنموذج المستقل الرديء المطابقة.

إن مؤشر المطابقة المقارن CFI، يعتبر مؤشرا منقحا لمؤشر المطابقة المعياري nomed fit index (NFI)، لأن هذا الأخير يتأثر بحجم العينة، ويقاُص من حظوظ جودة مطابقة النموذج عندما يكون حجم العينة صغيرا، أي يكون حجمها أقل من ٢٠٠ فردا (Mulaik et al., 1989; Bentler, 1990)، في حين أن مؤشر المطابقة المقارن CFI يحافظ على دقته في تقدير مطابقة النموذج سواء أكانت العينات كبيرة أم صغيرة.

إن قيمة مؤشر المطابقة المقارن CFI تتراوح من الصفر إلى الواحد الصحيح، بحيث أن القيمة القريبة من الواحد تدل على أن مطابقة النموذج جيدة. غير أن درجة القطع أو القيمة التي تفصل بين وجود مطابقة من عدمها حددت في السابق بالقيمة 0.90، بحيث أن مؤشر المطابقة المقارن CFI إذا كان يساوي أو أعلى من 0.90 دل ذلك على أن النموذج يتوفر على مطابقة، أما إذا كانت قيمته دون ذلك (دون 0.90) فمطابقة النموذج تعتبر رديئة. غير أن الدراسات الحديثة أظهرت ضرورة الرفع من درجة القطع (أن تكون أعلى من

0.90) لتلافي الوقوع في الخطأ من النوع الثاني في اختبار الفرضية الصفرية، أي اعتبار الفرضية صحيحة وهي في الحقيقة خاطئة. وتعبير آخر قبول نموذج البحث باعتباره صحيحاً (مطابقة كافية) على الرغم من عدم كفاية أو انخفاض مطابقته. ودرجة القطع التي أصبحت الدراسات تميل إلى تبنيها هي 0.95 أو أعلى منها (Hu & Bentler, 1999). أي يجب أن يكون مؤشر CFI مساوياً أو أعلى من 0.95 لكي تقبل مطابقة النموذج، أي يعتبر النموذج حائزاً على جودة المطابقة.

## الفصل السادس

### فصل إثنائي:

تلخيص خطوات التحليل العملي  
الاستكشافي، وتطبيقه على مثال تفصيلي



## عرض تلخيصي لخطوات وإجراءات التحليل العاملي

### الاستكشافي.

#### ما هو التحليل العاملي؟

- التحليل العاملي طريقة إحصائية لتحليل المفاهيم والمتغيرات إلى مكوناتها أو أبعادها أو عواملها.

فالمفاهيم في العلوم الاجتماعية والنفسية والإدارية وغيرها تبقى مصطلحات مكثفة لعدد من المكونات. فالتحصيل مثلا تعبير مكثف لعدد من المكونات التي تؤلف التحصيل كالمعرفة أو التذكر، والفهم، والتطبيق، والتحليل، والتركيب والتقييم. وبالتالي فاستعمال المصطلح أو المتغير بدون الالتفات إلى مكوناته لا تجعلنا نقف على حقيقة المفهوم من جهة، ولا تزودنا بصورة دقيقة وتفصيلية عن علاقته بالمتغيرات الأخرى

#### ما أوجه الاستعمال العملية للتحليل العاملي؟

١. استراتيجية لتقليص عدد المتغيرات أو المؤشرات التي تستعمل لجمع البيانات مثل الاستبيان. فاستبيان الرضا الوظيفي مثلا ينطوي على عديد من الفقرات، وهذه الفقرات العديدة (٤٠ فقرة مثلا) تختزل إلى عدد محدود (٥ متغيرات مثلا) تمثل كافة الفقرات. وبالتالي فدراسة الرضا الوظيفي يتم باستعمال المتغيرات أو الأبعاد الخمسة ما دامت تمثل حل المعلومات التي تنطوي عليها الفقرات الأربعين على اختلافها.
٢. الكشف عن المساحة المشتركة من الدلالة أو المعنى (العلاقة) التي تشترك فيها (القاسم المشترك) بين عدد من الفقرات أو المتغيرات. فاستبيان الرضا الوظيفي الذي



يحتوي على ٤٠ فقرة فقد يكون القاسم المشترك في الدلالة ل١٢ فقرة ظروف العمل، والمساحة المشتركة ل١٠ فقرات أخرى العلاقات، والمساحة المشتركة ل٨ فقرات أخرى الحوافز المادية والمعنوية، وأخيرا المساحة المشتركة بين ١٠ فقرات أخرى طبيعة العمل في حد ذاته. ومعنى ذلك أن الفقرات الأربعون تشترك في أربع مساحات من الدلالة (المعلومات أو العلاقات) وكل مساحة تمثل عاملا أو بعدا كامنا للرضا الوظيفي: بعد أو عامل ظروف العمل، عامل العلاقات، عامل الحوافز، عامل طبيعة العمل.

٣. الصدق العاملي: إن أي أداة بحث يجب أن تتوفر على مستوى كاف من الثبات والصدق. ومن أنواع الصدق صدق المفهوم. ومن إجراءات قياس صدق المفهوم استعمال الصدق العاملي للكشف عن البنية العاملية (عدد العوامل ونمط تشبعات الفقرات عليها) للمقياس المستعمل.

### ما أنواع التحليل العاملي؟

- التحليل العاملي الاستكشافي *EFA: Explorative Factor Analysis*
  - طريقة المكونات الأساسية *PCA: Principal Component Analysis*
  - الطرق القائمة على التباين المشترك ومن أهمها :
- طريقة المحاور الأساسية *PAF: Principal Axis Factoring*
- طريقة الاحتمال الأقصى *Maximum Likelihood*
- التحليل العاملي التوكيدي *CFA: Confirmative Factor Analysis*

ويتطلب أن يحدد الباحث سلفا نموذج النظرية العاملي (طبيعة العوامل، المؤشرات التي تتشعب على عامل معين والعلاقات بين العوامل ذاتها للتأكد من مدى مطابقتها

للبيانات، بعكس التحليل العاملي الاستكشافي الذي يتم فيه التعرف على العوامل (استكشافها) والفقرات التي تتشعب عليها بعد إجراء التحليل العاملي.

### ما هي خطوات التحليل العاملي الاستكشافي؟

أولا . فحص ما إذا كانت عينة الدراسة كافية، وما إذا كانت مصفوفة الارتباطات قابلة للتحليل العاملي أم لا .

ثانيا . اختيار طريقة من طرق التحليل العاملي وتطبيقها.

ثالثا . إجراء التدوير المتعامد أو المائل بهدف الحصول على عوامل ذات معنى.

رابعا . حساب الدرجات العاملية لكل فرد، أي درجة كل فرد على كل عامل من العوامل المستخرجة.

### الخطوة أو المرحلة الأولى: فحص ما إذا كانت العينة كافية، وما إذا كانت مصفوفة الارتباطات قابلة للتحليل العاملي أم لا .

السؤال الرئيس: هل العينة التي أجريت عليها الدراسة كافية، وهل مصفوفة الارتباطات التي ينطلق منها التحليل العاملي الاستكشافي تتوفر على حد أدنى من العلاقات بين المتغيرات؟

أولا. توفر حزمة SPSS طريقة مناسبة للتأكد من كفاية حجم العينة تتمثل في اختبار كيزر-

مير\_اولكين لكفاية العينة *Kaiser-Meyer-Olkin of sampling adequacy* (KMO-test)

وتعتبر العينة مناسبة حجما إذا كانت قيمة اختبار *KMO-test* أكبر من (

٠.٥).

ثانيا . يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (0.00001) وإلا دل ذلك على وجود اعتماد خطي *linear dependency* بين الصفوف أو بين الأعمدة، أو وجود ارتباطات مرتفعة غير حقيقية بين بعض المتغيرات *.Multicollinearity*

إذا كان المحدد يساوي صفرا أو أقل من القيمة أعلاه دل ذلك على أن المصفوفة هي من النوع المنفرد *singular matrix*. وتدل هذه المصفوفة على وجود مشكلة الاعتماد الخطي لبعض المتغيرات. أي أن عمود أو أعمدة في مصفوفة الارتباطات يمكن اشتقاقها من الأعمدة الأخرى (مثلا ضرب عمود بعدد ثابت) أو عن طريق الدمج الخطي لبعض الأعمدة (عن طريق الإضافة أو الطرح). ومن أمثلة المصفوفة التي تنطوي على اعتماد خطي أن تدل بعض أعمدة المصفوفة على فقرات المقياس وبعضها الآخر على مجموع درجات فقرات محاور المقياس وأن يدل محور آخر على مجموع الدرجات على مستوى المقياس. ومن العوامل التي تسبب هذا الاعتماد تداخل فقرات المقياس وتشابها الكبير، أو اشتقاق مقاييس فرعية (أعمدة في المصفوفة) من نفس المفردات أو الأسئلة أو العبارات.

ثالثا. ينبغي أن تكون مصفوفة معاملات الارتباط مختلفة عن مصفوفة الوحدة، باستعمال اختبار برتليت *Bartlett's test of Sphericity* الذي يجب أن يكون دالا إحصائيا. ومصفوفة الوحدة هي المصفوفة التي تكون فيها قيم عناصر الخلايا القطرية الرئيسية مساوية للواحد الصحيح، في حين أن قيم الخلايا غير القطرية لكافة المصفوفة تساوي صفرا. فإذا فشلنا في رفض الفرضية الصفرية بأن المصفوفة الارتباطية هي مصفوفة وحدة، فيجب التوقف عن متابعة تطبيق التحليل العاملي على المصفوفة الارتباطية. أما إذا تمكنا من رفض الفرضية الصفرية باستعمال اختبار برتليت، فمعنى

ذلك أن المصفوفة الارتباطية تتوفر على الحد الأدنى من الارتباطات التي تجعلها قابلة للتحليل العاملي.

### الخطوة أو المرحلة الثانية: اختيار طريقة لاستخراج العوامل من الطرق العديدة التي يتيحها SPSS، وطريقة تحديد عدد العوامل المستخرجة:

السؤال الرئيس: كيف نختار الطريقة المناسبة لاستخراج العوامل من ضمن طرق الاستخراج العديدة المتاحة؟

#### . مصطلحات أساسية تفيد في اختيار طريقة استخراج العوامل

المادة الخام التي يحللها الإحصاء لقياس العلاقات اختلاف الدرجات وتفاوتها (وبتعبير فني تباين الدرجات).

إن المتغيرات التي نحللها (كأن تكون فقرات استبيان مثلا) تنطوي على قدر من التباين وأقصى التباين الذي يؤلف المتغير أو فقرة يساوي الواحد الصحيح.

ويقسم هذا التباين العام الذي يؤلف المتغيرات التي ندرسها إلى نوعين:

▪ التباين المشترك *Common Variance* ويمثل المساحة المشتركة أو القاسم المشترك بين الفقرات أو المتغيرات.

▪ التباين الفريد *Unique Variance* وهو التباين الذي لا يشترك فيه المتغير أو الفقرة مع المتغيرات أو الفقرات الأخرى وينقسم بدوره إلى نوعين:

• التباين الخاص *Specific Variance* (بالفقرة أو المتغير) وهو

التباين الذي تنفرد به الفقرة (أو المتغير) ويشكل هويتها ويميزها عن باقي الفقرات أو المتغيرات.

- تباين الخطأ *Error Variance* أو خطأ القياس ويقدر حجمه باستعمال الثبات *Reliability* ولاسيما معامل ألفا للاتساق الداخلي *Cronbach's Alpha for internal consistency*.

### . ما علاقة المصطلحات السابقة بطرق استخراج العوامل؟

يتميز عادة بين طرق استخراج (حساب) العوامل على أساس نوع التباين المستعمل في المتغيرات أو الفقرات: هل يستعمل التباين الكلي للمتغير أم يستعمل التباين المشترك، ويهمل التباين الفريد (التباين الخاص وتباين الخطأ). وبالتالي يوجد صنفان:

- طريقة المكونات الأساسية أو الرئيسية *Principal Components Analysis (PCA)* وتستعمل التباين الكلي بما في ذلك التباين الخاص وتباين الخطأ.

- طرق تحليل التباين المشترك *Common Factor Analysis (CFA)* وتستعمل التباين المشترك في التحليل أي تصفي الفقرات أو المتغيرات من تباين الخطأ والتباين الخاص. ومن أمثلتها:

- طريقة المحاور الأساسية *Principal Axis Factoring*
- طريقة الاحتمال الأقصى *Maximum Likelihood*
- طريقة الربعات الصغرى غير الموزونة *Unweighted Least Squares* وغيرها.

### . ما هي محكات تحديد عدد العوامل المستخرجة؟

١. محك كايزر\_جتمان *Kaiser-Guttman Rule* : يجب أن يكون الجذر الكامن *Eigenvalue* أكبر من الواحد الصحيح.
٢. منحنى المنحدر *Scree Plot*
٣. نسبة التباين التراكمي المفسر بعد كل عدد مستخرج من العوامل الذي ينبغي أن يتعدى ٥٠ بالمائة من التباين الإجمالي.
٤. قيم الشيوخ أو الاشتراكيات للفقرات أو المتغيرات ينبغي أن تكون كافية.
٥. قابلية عدد العوامل المستخرجة للتفسير وإضفاء دلالة نظرية عليها

### الخطوة أو المرحلة الثالثة: إجراء التدوير المتعامد أو المائل بهدف الحصول على عوامل ذات معنى.

عند استخراج العوامل، وتحديد عددها، غالباً ما تفتقر العوامل إلى معنى ودلالة نظرية لأن العوامل تم استخراجها وفقاً لمحكات رياضية محضة وليس على أساس دلالة المتغيرات أو الفقرات التي تشعب على العوامل. ولكي يتسنى تاويل العوامل يلجأ إلى استعمال عملية تدوير الذي يتم وفقاً لفلسفتين أو مبدأين: التدوير المتعامد *Orthogonal rotation* الذي يحتفظ على استقلالية العوامل، والتدوير المائل *Oblique rotation* الذي يأخذ بعين الاعتبار ارتباط العوامل.

**تطبيق إجراءات التحليل العاملي الاستكشافي على مثال عملي باستعمال حزمة  
SPSS**

أراد الباحث أن يتعرف على البنية العاملية التي تمثل مفهوم قلق الإحصاء عند استعمال حزمة SPSS، أي الكشف عن العوامل الكامنة التي تمثل أشكال القلق عند تعلم كيفية استخدام برمجية SPSS. وصمم الاستبيان المبين في الجدول (١٠٥) وطبقه على عينة كبيرة قوامها ٢٥٧ طالبا وطالبة (Field, 2009).

جدول (١٠٥) استبيان قلق الإحصاء عند استخدام حزمة SPSS.

| فقرات الاستبيان                                                      | غير موافق إطلاقا | غير موافق | غير متأكد | موافق | موافق تماما |
|----------------------------------------------------------------------|------------------|-----------|-----------|-------|-------------|
| ١ - علم الإحصاء بيكيني                                               |                  |           |           |       |             |
| ٢ - سيعتقد أصدقائي أنني غبي لعدم قدرتي على النجاح في التعامل مع SPSS |                  |           |           |       |             |
| ٣ - الانحرافات المعيارية تزعجني.                                     |                  |           |           |       |             |
| ٤ - أحلم بأن العالم "بيرسون" يهاجمني بمعاملات ارتباط.                |                  |           |           |       |             |
| ٥ - أنا لا أفهم الإحصاء.                                             |                  |           |           |       |             |
| ٦ - خبرتي قليلة في التعامل مع جهاز الحاسب.                           |                  |           |           |       |             |
| ٧ - جميع الحواسيب تكرهني.                                            |                  |           |           |       |             |
| ٨ - لم أكن جيدا أبدا في الرياضيات                                    |                  |           |           |       |             |
| ٩ - أصدقائي أفضل مني في الإحصاء.                                     |                  |           |           |       |             |
| ١٠ - الحواسيب مفيدة من أجل الألعاب فقط.                              |                  |           |           |       |             |
| ١١ - دراساتي في الرياضيات في المدرسة سيئة جدا.                       |                  |           |           |       |             |
| ١٢ - يحاول الناس إقناعي أن SPSS يجعل الإحصاء                         |                  |           |           |       |             |

|  |  |  |  |  |                                                                            |
|--|--|--|--|--|----------------------------------------------------------------------------|
|  |  |  |  |  | أسهل فهما، لكنه ليس كذلك.                                                  |
|  |  |  |  |  | ١٣ - أخاف أن أسبب أضرارا للحواسب غير قابلة للإصلاح بسبب عدم كفاءتي.        |
|  |  |  |  |  | ١٤ - للحواسب أدمغتها الخاصة، وتنفذ عمليات خاطئة بشكل مقصود عندما أستخدمها. |
|  |  |  |  |  | ١٥ - تحاول الحواسب جاهدة النيل مني.                                        |
|  |  |  |  |  | ١٦ - أبكي أمام الملاء عند ذكر النزعة المركزية.                             |
|  |  |  |  |  | ١٧ - أصابة بغيوبة عند رؤية معادلة ما.                                      |
|  |  |  |  |  | ١٨ - ينهار برنامج SPSS عندما أحاول استخدامه.                               |
|  |  |  |  |  | ١٩ - ينظر إليّ الجميع عندما أستخدم SPSS .                                  |
|  |  |  |  |  | ٢٠ - لا أستطيع النوم عند التفكير بالأشعة أو المتوجّهات الخاصة.             |
|  |  |  |  |  | ٢١ - أستيقظ تحت اللحاف وأعتقد أنني محبوس تحت توزيع طبيعي.                  |
|  |  |  |  |  | ٢٢ - أصدقائي أفضل مني في استخدام SPSS .                                    |
|  |  |  |  |  | ٢٣ - إذا كنت جيدا في الإحصاء فإن الناس سيعتقدون أنني عبقرى.                |

وتم تحويل الإجابات إلى كم بمنح الوزن أو الدرجة ١ عند اختيار فئة "غير موافق إطلاقاً"؛ والوزن أو الدرجة ٢ عند اختيار فئة "غير موافق"؛ والوزن أو الدرجة ٣ عند اختيار فئة "غير متأكد"؛ والوزن أو الدرجة ٤ عند اختيار فئة "موافق"؛ والوزن أو الدرجة ٥ عند اختيار فئة "موافق تماما". حيث أن بيانات المثال الحالي متاحة على الموقع الإلكتروني التالي:

<http://www.uk.sagepub.com/field3e>.

عند استعمال الرابط السابق نختار ملف ALL SPSS Data files من قائمة الملفات الأخرى. وعند فتحه يظهر ملف عام مضغوط يحتوي على العديد من ملفات البيانات:



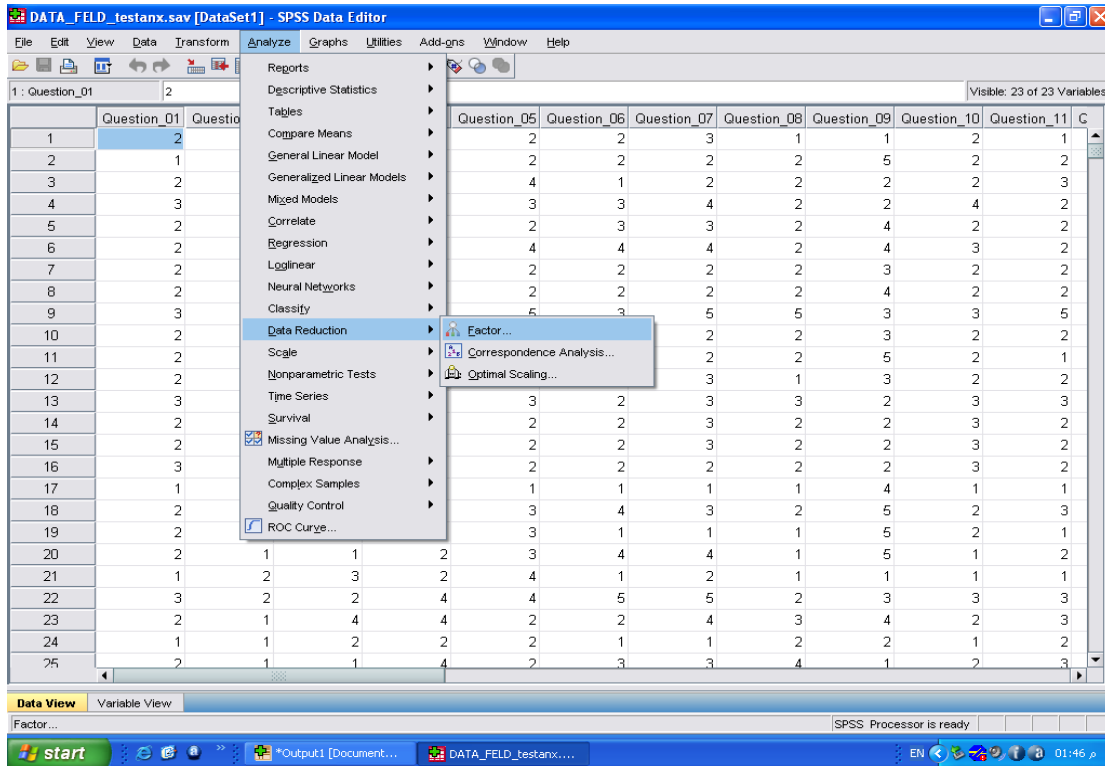
DSUS3 SPSS Files ، نقوم بفتح هذا الملف العام بعد فك ضغطه فتظهر قائمة بكافة الملفات المختلفة للبيانات. نختار ملف: SAQ.sav الذي يحتوي على بيانات المثال الحالي، وعند فتحه تظهر نافذة البيانات شبيهة بالنافذة التالية:

The screenshot shows the SPSS Data Editor window for a file named 'SAQ.sav'. The window title is 'SAQ.sav [DataSet1] - SPSS Data Editor'. The menu bar includes File, Edit, View, Data, Transform, Analyze, Graphs, Utilities, Add-ons, Window, and Help. The toolbar contains various icons for file operations and data manipulation. The main area displays a data table with 26 rows and 14 columns. The columns are labeled 'Question\_01' through 'Question\_14'. The rows are numbered 1 through 26. The data values are integers ranging from 1 to 5. The status bar at the bottom indicates 'SPSS Processor is ready' and 'نقر هنا لتبدأ'.

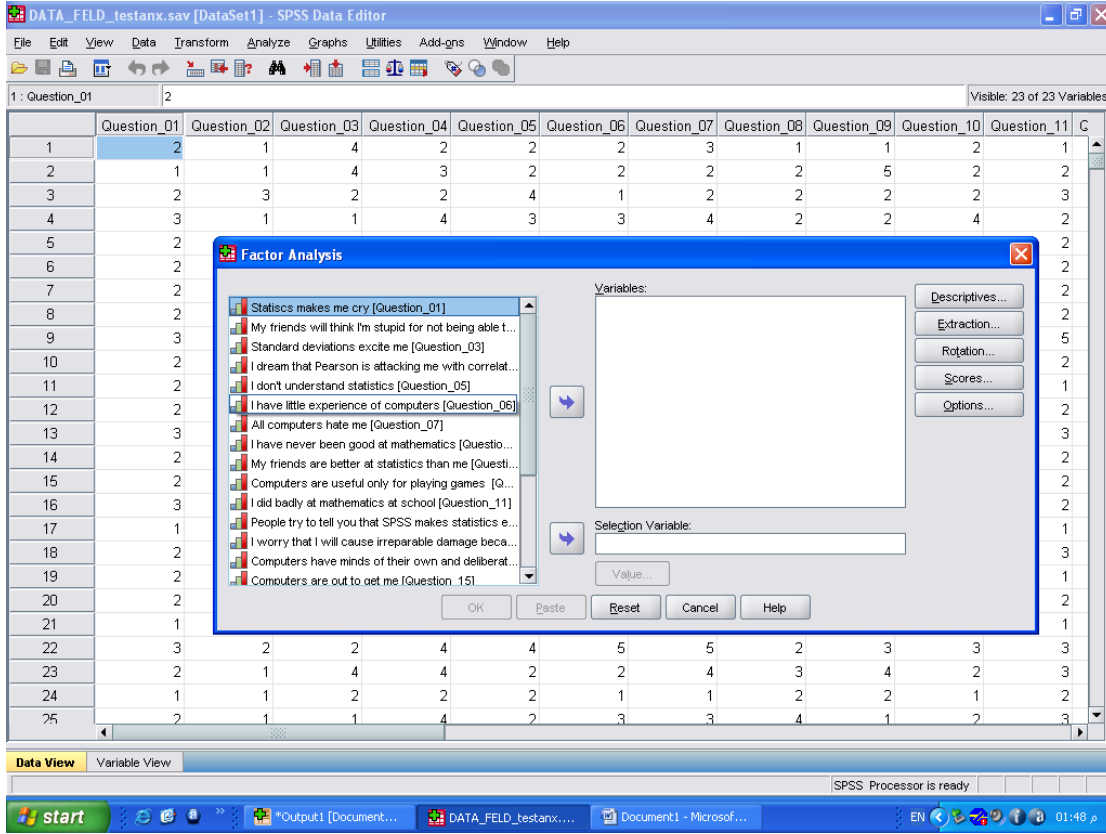
|    | Question_01 | Question_02 | Question_03 | Question_04 | Question_05 | Question_06 | Question_07 | Question_08 | Question_09 | Question_10 | Question_11 | Question_12 | Question_13 | Question_14 | Question_15 |
|----|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 1  | 2           | 1           | 4           | 2           | 2           | 2           | 3           | 1           | 1           | 2           | 1           | 2           | 2           | 2           | 2           |
| 2  | 1           | 1           | 4           | 3           | 2           | 2           | 2           | 2           | 5           | 2           | 2           | 3           | 1           | 3           | 3           |
| 3  | 2           | 3           | 2           | 2           | 4           | 1           | 2           | 2           | 2           | 2           | 3           | 3           | 2           | 4           | 4           |
| 4  | 3           | 1           | 1           | 4           | 3           | 3           | 4           | 2           | 2           | 4           | 2           | 2           | 2           | 2           | 3           |
| 5  | 2           | 1           | 3           | 2           | 2           | 3           | 3           | 2           | 4           | 2           | 2           | 3           | 3           | 2           | 2           |
| 6  | 2           | 1           | 3           | 2           | 4           | 4           | 4           | 2           | 4           | 3           | 2           | 4           | 3           | 3           | 3           |
| 7  | 2           | 3           | 3           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           |
| 8  | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 4           | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 2           |
| 9  | 3           | 3           | 1           | 4           | 5           | 3           | 5           | 5           | 3           | 3           | 5           | 5           | 5           | 5           | 5           |
| 10 | 2           | 4           | 4           | 3           | 2           | 1           | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 3           | 2           | 1           | 1           |
| 11 | 2           | 1           | 5           | 2           | 2           | 1           | 2           | 2           | 5           | 2           | 1           | 3           | 1           | 2           | 2           |
| 12 | 2           | 1           | 3           | 3           | 4           | 3           | 3           | 1           | 3           | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 2           |
| 13 | 3           | 1           | 3           | 4           | 3           | 2           | 3           | 3           | 2           | 3           | 3           | 4           | 4           | 4           | 4           |
| 14 | 2           | 2           | 1           | 2           | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 3           | 2           | 4           | 2           | 4           | 4           |
| 15 | 2           | 2           | 3           | 4           | 2           | 2           | 3           | 2           | 2           | 3           | 2           | 3           | 2           | 3           | 3           |
| 16 | 3           | 1           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 3           | 2           | 3           | 2           | 3           | 3           |
| 17 | 1           | 2           | 5           | 2           | 1           | 1           | 1           | 1           | 4           | 1           | 1           | 2           | 1           | 1           | 1           |
| 18 | 2           | 2           | 3           | 3           | 3           | 4           | 3           | 2           | 5           | 2           | 3           | 3           | 3           | 3           | 3           |
| 19 | 2           | 3           | 4           | 2           | 3           | 1           | 1           | 1           | 5           | 2           | 1           | 3           | 1           | 2           | 2           |
| 20 | 2           | 1           | 1           | 2           | 3           | 4           | 4           | 1           | 5           | 1           | 2           | 5           | 2           | 5           | 5           |
| 21 | 1           | 2           | 3           | 2           | 4           | 1           | 2           | 1           | 1           | 1           | 1           | 4           | 1           | 1           | 1           |
| 22 | 3           | 2           | 2           | 4           | 4           | 5           | 5           | 2           | 3           | 3           | 3           | 3           | 4           | 3           | 3           |
| 23 | 2           | 1           | 4           | 4           | 2           | 2           | 4           | 3           | 4           | 2           | 3           | 3           | 2           | 4           | 4           |
| 24 | 1           | 1           | 2           | 2           | 2           | 1           | 1           | 2           | 2           | 1           | 2           | 4           | 3           | 2           | 2           |
| 25 | 2           | 1           | 1           | 4           | 2           | 3           | 3           | 4           | 1           | 2           | 3           | 3           | 2           | 3           | 3           |
| 26 | 2           | 1           | 3           | 3           | 2           | 1           | 4           | 2           | 3           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           | 2           |

نشرع الآن في تطبيق التحليل العاملي الاستكشافي خطوة خطوة لتحليل هذه البيانات.

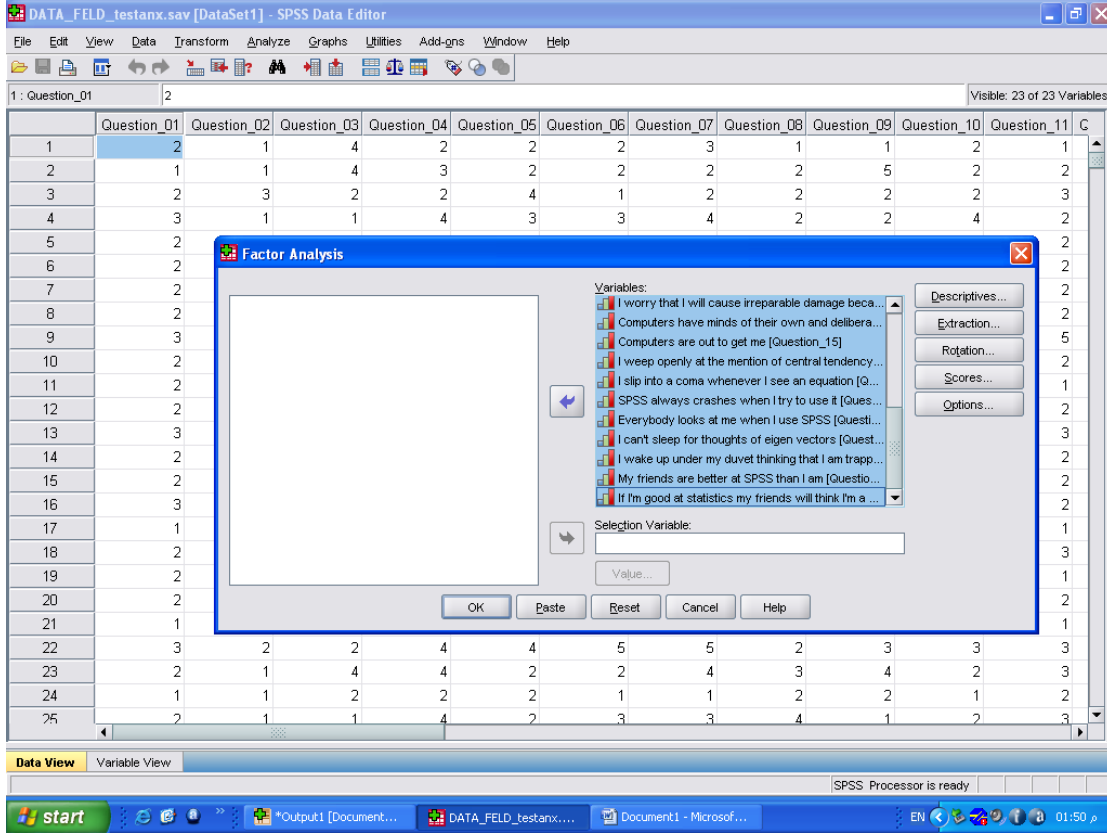
باستعمال حزمة SPSS ، وانطلاقاً من جدول البيانات data view ، نختار الأسلوب الإحصائي الذي سنطبقه وهو التحليل العاملي الاستكشافي Exploratory factor analysis كما يلي: نضغط على Analyse ثم Data reduction ثم Factor (Analyse → Data → Factor) ثم (Reduction → Factor) كما هو مبين في النافذة الآتية:



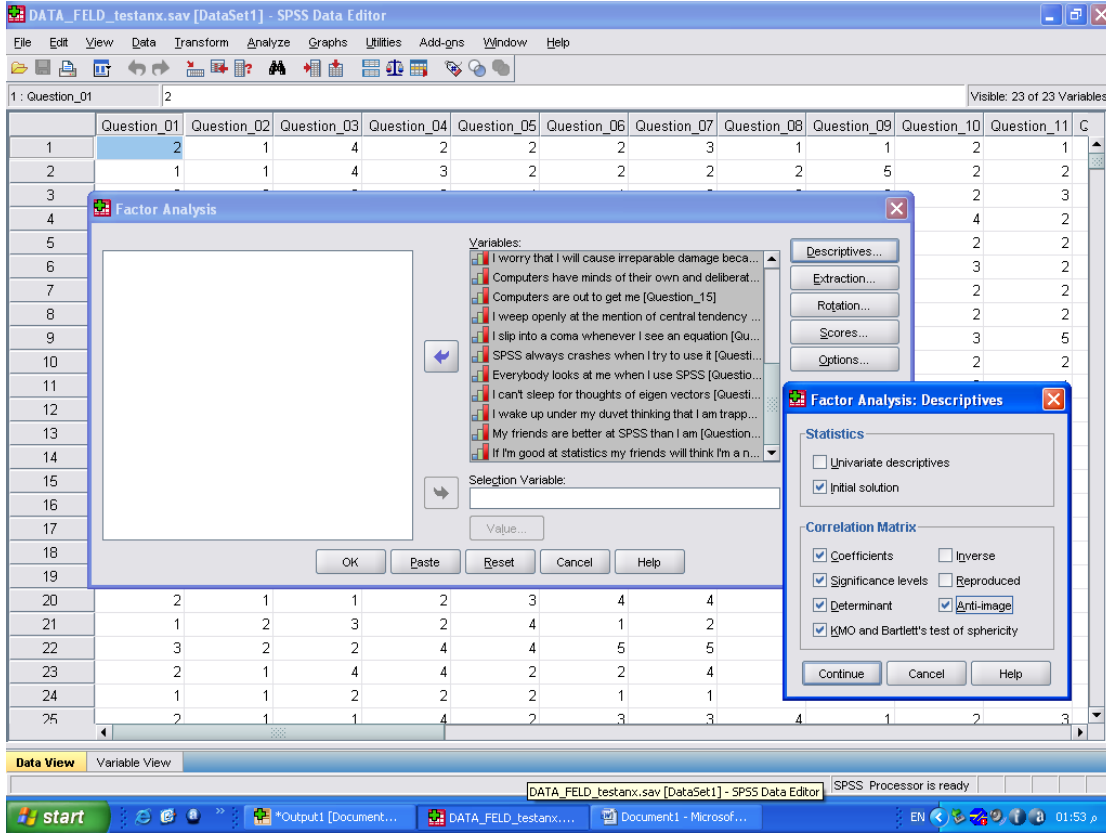
وعقب الضغط على "عامل" Factor تنفتح النافذة المعنونة بالتحليل العاملي Factor Analysis والتي تتيح اختيارات وتفصيل . وتصميمها يتخذ المظهر المبين في النافذة التالية:



وللاستعمال هذه النافذة ننقل المتغيرات (في مثالنا الفقرات) المعنية بالتحليل من المساحة اليسرى إلى المساحة اليمنى النشطة لكي تخضع للتحليل كما تظهره النافذة التالية:



لقد ذكرنا أن أول خطوة في التحليل العاملي تتمثل في التأكد من قابلية البيانات (مصنوفة الارتباطات) للتحليل العاملي، وللقيام بذلك نقر على **Disruptives...** لتفتح نافذة حوارية صغيرة كما هو موضح في الشكل التالي:



نؤشر على الإحصاءات التي نرغب فيها للحكم على أن مصفوفة الارتباطات قابلة للتحليل العاملي وفقاً للمحركات الإرشادية التالية:

١. أغلب معاملات الارتباطات ينبغي أن تتعدى ٠,٣٠، ودالة وإن كانت الدلالة الإحصائية لا يعول عليها كثيراً.

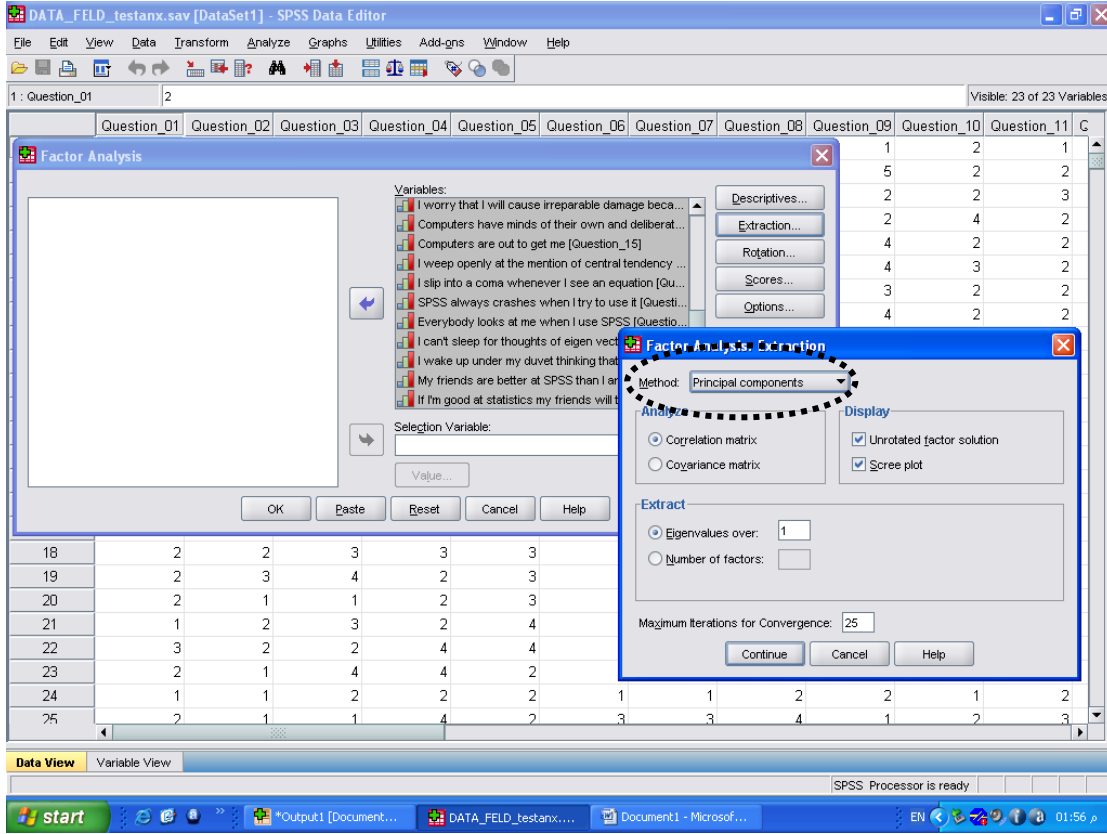
٢. يجب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (٠,٠٠٠٠١)، فإذا كانت أكبر من هذه القيمة دلّ ذلك على عدم وجود ارتباطات مرتفعة جداً أو عدم وجود اعتماد خطي بين المتغيرات (تكرار واستنساخ للمعلومات التي يشارك بها كل متغير)

٣ . ينبغي أن يكون اختبار برتلين *Bartlett's test of sphericity* دالا إحصائيا. ويعنى عندما يكون دالا إحصائيا (ألفا دون ٠,٠٥) أن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة الوحدة (خالية من العلاقات) وإنما تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات. لكن يجب التنبيه إلى أمر هام وهو إذا كان هذا الاختبار دالا فلا يعني أن كافة الارتباطات ملائمة من حيث شدتها أو مستواها، بل يدل فقط على توفر الحد الأدنى من الارتباطات بين المتغيرات، ولذلك يجب أن يعزز باختبارات أخرى.

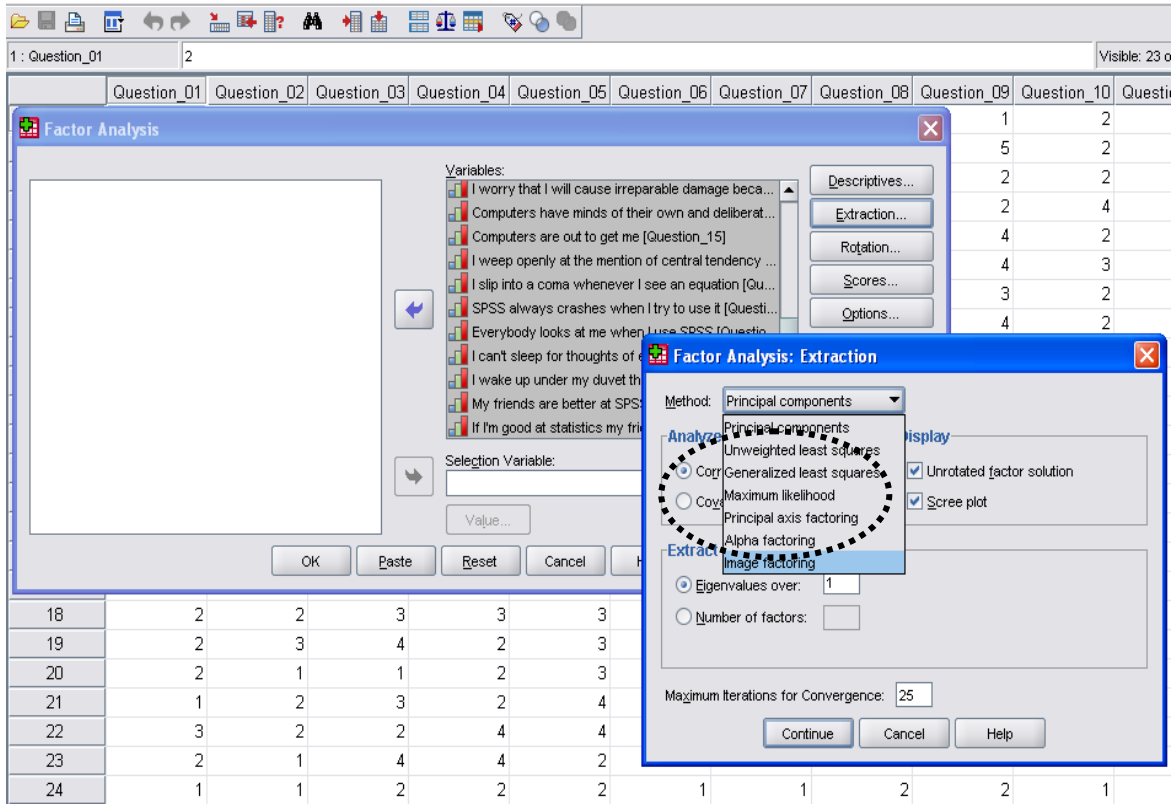
٤ . يجب أن يكون اختبار *Kaiser-Mayer-Olkin (KMO)* لكافة المصفوفة أعلى من ٠,٥٠. وفقا لمحكات كيزر. وهو مقياس عام لكفاءة التعيين، ويدل أيضا بأن الارتباطات عموما في المستوى. ويجب أيضا أن يكون مقياس *Measures of Sampling Adequacy (MSA)* لكل متغير (أو فقرة إذا كانت المتغيرات فقرات) أعلى من ٠,٥ مما يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

وكل هذه الاختبارات الإحصائية تتيحها نافذة Factor Analysis: Descriptive

ثم تأتي المرحلة الثانية ذات العلاقة بطرق استخراج العوامل وهذا ما تبينه النافذة التالية: وتبرز النافذة الآتية الطريقة الأولى التي لا تقوم على التباين المشترك : طريقة المكونات الأساسية *Principal Components* :



وتظهر النافذة التالية الطرق الأخرى لاستخراج العوامل والقائمة على التباين المشترك. ولعل أكثرها استعمالاً طريقة المحاور الأساسية *Principal Axis*:



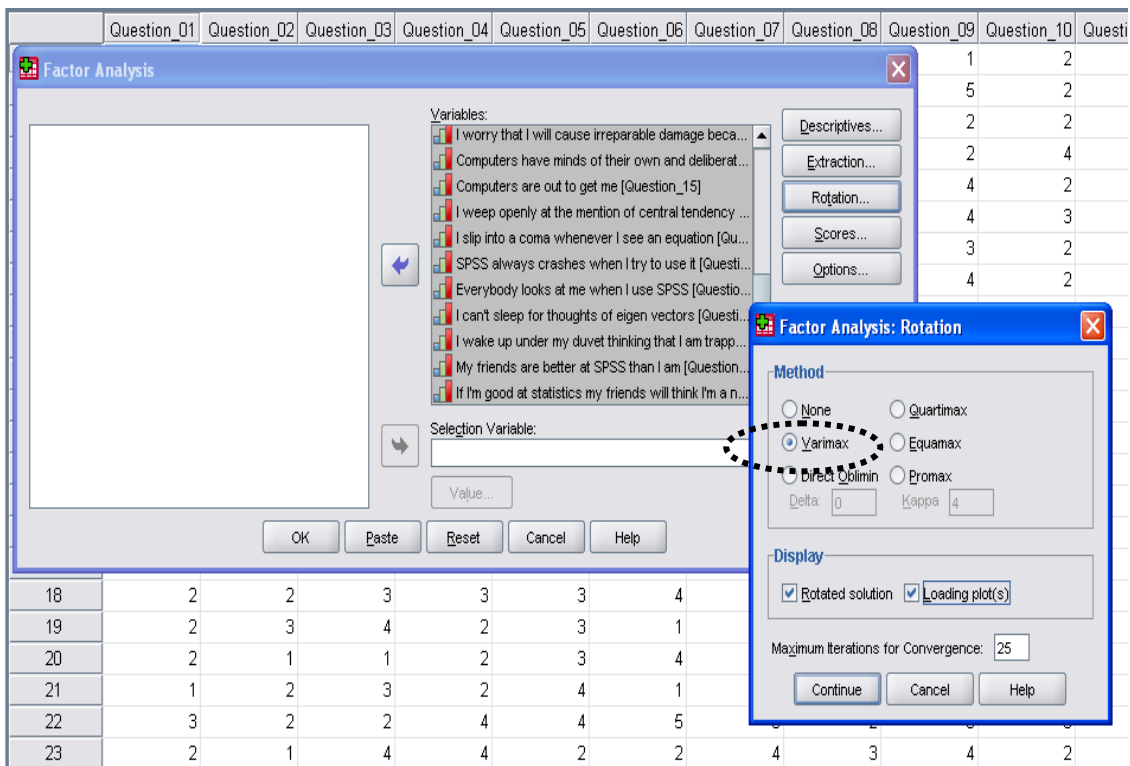
والمرحلة الثالثة تتعلق بالبحث عن معنى العوامل أي تأويل العوامل عن طريق

تدوير العوامل أو المحاور *Factor rotation*. وفي هذا السياق توضح النافذة التالية أنواع

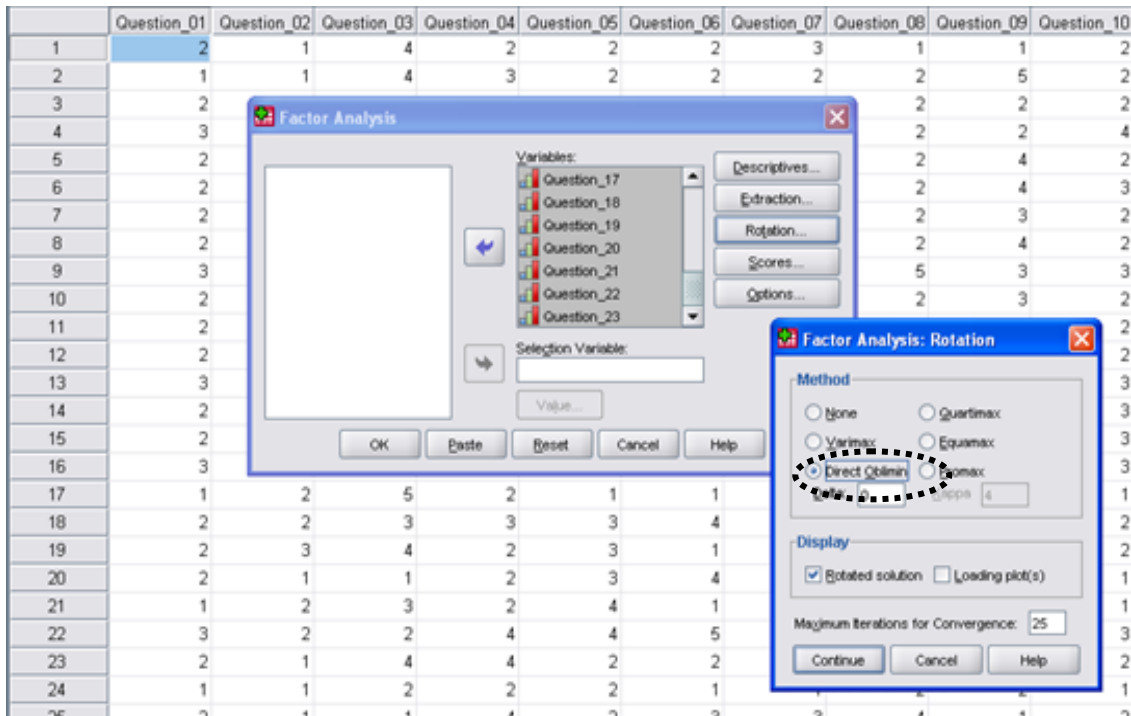
التدوير المتعامد (والطريقة الافتراضية والأكثر استعمالاً طريقة الفاريمكس في التدوير *Varimax*

:*rotation*)



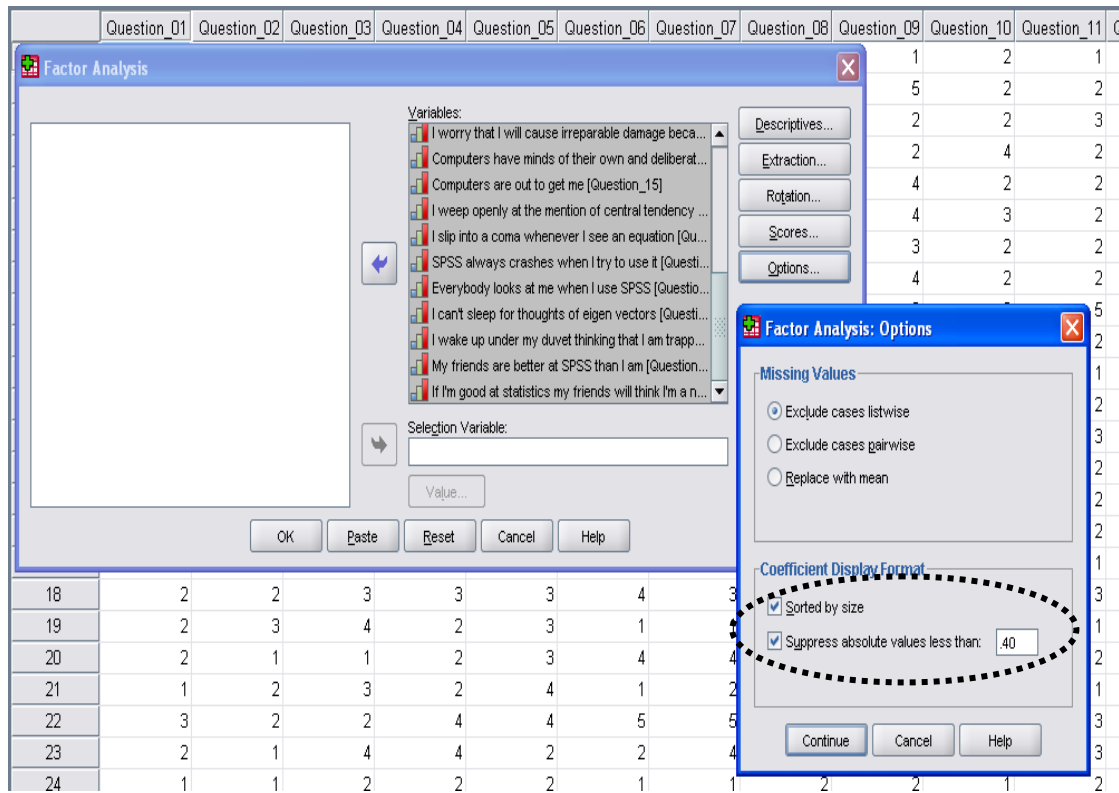


كما يمكن أن يكون التدوير مائلا عند افتراض ارتباط العوامل بدلا من استقلالها. وتظهر  
النافذة التالية طرق التدوير المائل والطريقة الافتراضية هي *Direct Oblimin* :



كما يمكن استخراج درجة كل فرد على كل عامل، وتوجد عدة طرق لحساب درجات العوامل كما هو موضح في النافذة التالية:





إلى هذا الحد نكون قد انتهينا من تجهيز التعليمات، وننتقل الآن إلى قراءة المخرجات.

### المرحلة الأولى: فحص مدى قابلية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي

يبين الجدول التالي مصفوفة الارتباطات في النصف العلوي للجدول، والدلالة

الإحصائية لمعاملات الارتباط في النصف السفلي، وينبغي أن تفحص كما يلي:

أولاً. نفحص مصفوفة الارتباطات التي تساوي أو تفوق ٠,٣٠ ، وذلك لتحديد المتغيرات التي ترتبط ارتباطاً ضعيفاً بباقي المتغيرات أي أن ارتباطها بمعظم المتغيرات الأخرى دون ٠,٣

ثانيا . البحث عن معاملات الارتباط المرتفعة التي تفوق ٠,٩٠ . وإذا وجدت معاملات ارتباط مرتفعة فثمة مشكلة تدعى *Multicollinearity* في البيانات . والارتفاع المبالغ فيه بين المتغيرات يحجب المساهمة الخاصة لكل متغير في تحديد العوامل .

ثالثا . نفحص محدد المصفوفة الذي ينبغي ألا يساوي صفرا، أي يكون أكبر من (٠,٠٠٠٠١)، وإلا دل ذلك على وجود مشكلة *Multicollinearity*، فنلجأ حينئذ إلى حذف المتغيرات ذات الارتباطات العالية (٠,٨٠) بالمتغيرات الأخرى .

لنفحص أولا مدى تحقق الشرط الأول؟

إن النافذة أدناه تمثل مصفوفة الارتباطات في نصفها العلوي، والدلالة الإحصائية لمعاملات الارتباط في نصفها السفلي . ينبغي أن تكون جل معاملات الارتباط دالة إحصائيا، وهذا ما يظهر بالفعل في مصفوفة الارتباطات .

غير أن الدلالة الإحصائية لوحدها لا تكفي، لأن كبر حجم العينة يجعل جل معاملات الارتباط دالة وإن كانت منخفضة جدا . ولذلك نفحص شدة معاملات الارتباط . وينبغي أن تكون نسبة كبيرة من هذه الارتباطات تساوي أو أعلى من مستوى (٠,٣٠) . ونلاحظ أن المصفوفة تخلو من معاملات الارتباط المرتفعة التي تتعدى (٠,٨٠) .

Correlation Matrix<sup>a</sup>

|                 |             | Question 01 | Question 02 | Question 03 | Question 04 | Question 05 |
|-----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Correlation     | Question_01 | 1.000       | -.099-      | -.337-      | .436        | .402        |
|                 | Question_02 | -.099-      | 1.000       | .318        | -.112-      | -.119-      |
|                 | Question_03 | -.337-      | .318        | 1.000       | -.380-      | -.310-      |
|                 | Question_04 | .436        | -.112-      | -.380-      | 1.000       | .401        |
|                 | Question_05 | .402        | -.119-      | -.310-      | .401        | 1.000       |
|                 | Question_06 | .217        | -.074-      | -.227-      | .278        | .257        |
|                 | Question_07 | .305        | -.159-      | -.382-      | .409        | .339        |
|                 | Question_08 | .331        | -.050-      | -.259-      | .349        | .269        |
|                 | Question_09 | -.092-      | .315        | .300        | -.125-      | -.096-      |
|                 | Question_10 | .214        | -.084-      | -.193-      | .216        | .258        |
|                 | Question_11 | .357        | -.144-      | -.351-      | .369        | .298        |
|                 | Question_12 | .345        | -.195-      | -.410-      | .442        | .347        |
|                 | Question_13 | .355        | -.143-      | -.318-      | .344        | .302        |
|                 | Question_14 | .338        | -.165-      | -.371-      | .351        | .315        |
|                 | Question_15 | .246        | -.165-      | -.312-      | .334        | .261        |
|                 | Question_16 | .499        | -.168-      | -.419-      | .416        | .395        |
|                 | Question_17 | .371        | -.087-      | -.327-      | .383        | .310        |
|                 | Question_18 | .347        | -.164-      | -.375-      | .382        | .322        |
|                 | Question_19 | -.189-      | .203        | .342        | -.186-      | -.165-      |
|                 | Question_20 | .214        | -.202-      | -.325-      | .243        | .200        |
|                 | Question_21 | .329        | -.205-      | -.417-      | .410        | .335        |
|                 | Question_22 | -.104-      | .231        | .204        | -.098-      | -.133-      |
|                 | Question_23 | -.004-      | .100        | .150        | -.034-      | -.042-      |
| Sig. (1-tailed) | Question_01 |             | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_02 | .000        |             | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_03 | .000        | .000        |             | .000        | .000        |
|                 | Question_04 | .000        | .000        | .000        |             | .000        |
|                 | Question_05 | .000        | .000        | .000        | .000        |             |
|                 | Question_06 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_07 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_08 | .000        | .006        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_09 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_10 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_11 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_12 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_13 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_14 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_15 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |
|                 | Question_16 | .000        | .000        | .000        | .000        | .000        |

a. Determinant = .001

لكن ماذا عن الشرط الثاني؟

لقد ذكرنا آنفاً أن الشرط الثاني يتطلب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من  $(0,00001)$ ، فإذا كانت أكبر من هذه القيمة دل ذلك على عدم وجود ارتباطات مرتفعة جداً، أو عدم وجود اعتماد خطي بين المتغيرات (تكرار واستنساخ للمعلومات التي يشارك بها كل متغير).

ويظهر أن محدد المصفوفة الذي يظهر أسفل الجدول السابق يساوي  $(0,001)$  وهو أعلى من  $(0,00001)$ . ولذلك لا يبدو أن مصفوفة الارتباطات مصفوفة منفردة (*Singular matrix*) التي تنطوي على اعتماد خطي تام (وجود ارتباط قوي *Multicollinearity*) بين المتغيرات. أي، أن المصفوفة لا تنطوي على مشكلة ارتفاع الارتباط المبالغ فيه بين المتغيرات.

وفيما يتعلق بالشرط الثالث الذي يتطلب أن يكون اختبار برتليت *Bartlett's test of sphericity* دالا إحصائياً. ويدل عند دلالاته أن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة الوحدة *Identity matrix* (خالية من العلاقات) وإنما تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات. (لكن يجب التنبيه أنه إذا كان هذا الاختبار دالا فلا يعني أن كافة الارتباطات ملائمة من حيث شدتها أو مستواها، بل تتوفر فقط على الحد الأدنى من الارتباطات بين المتغيرات، ولذلك يجب أن يعزز باختبارات أخرى)، فإن الجدول التالي يظهر اختبار برتليت *Bartlett's test of sphericity* دالا إحصائياً، وبالتالي تتوفر مصفوفة الارتباطات على الحد الأدنى من معاملات الارتباط.

| <b>KMO and Bartlett's Test</b>                   |                    |           |
|--------------------------------------------------|--------------------|-----------|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy. |                    | .930      |
| Bartlett's Test of Sphericity                    | Approx. Chi-Square | 19334.492 |
|                                                  | df                 | 253       |
|                                                  | Sig.               | .000      |

وعند معاينة مدى تحقق الشرط الرابع الذي يتطلب أن يكون اختبار *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* لكافة المصفوفة أعلى من ٠,٥٠ وفقاً لمحككات كيزر [كايزر يعتبر أن قيم هذا المؤشر التي تتراوح من ٠,٥ إلى ٠,٧ لا بأس بها *mediocre*، والقيم التي تتراوح من ٠,٧ إلى ٠,٨ جيدة *Good*؛ والقيم التي تتراوح من ٠,٨ إلى ٠,٩ جيدة جداً *Great*؛ والقيم التي تتعدى ٠,٩ ممتازة أو رائعة *Superb*]، نجد أن قيمة *KMO* تساوي ٠,٩٣ وتعتبر ممتازة أو رائعة باستعمال محك كيزر. ومعنى ذلك فإن هذه النتيجة تعزز ثقتنا بأن حجم العينة كافية لإجراء التحليل العاملي.

| <b>KMO and Bartlett's Test</b>                   |                    |           |
|--------------------------------------------------|--------------------|-----------|
| Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy. |                    | .930      |
| Bartlett's Test of Sphericity                    | Approx. Chi-Square | 19334.492 |
|                                                  | df                 | 253       |
|                                                  | Sig.               | .000      |



وتقتضي الخاصية أو الشرط الرابع أيضا بأن يكون مقياس *Measures of Sampling Adequacy (MSA)* لكل متغير (أو فقرة إذا كانت المتغيرات فقرات) أعلى من ٠,٥ وفقا لمحكات كيزر [كاييزر يعتبر أن قيم هذا المؤشر التي تتراوح من ٠,٥ إلى ٠,٧ لا بأس بها *mediocre*، والقيم التي تتراوح من ٠,٧ إلى ٠,٨ جيدة *Good*؛ والقيم التي تتراوح من ٠,٨ إلى ٠,٩ جيدة جدا *Great*؛ والقيم التي تتعدى ٠,٩ ممتازة أو رائعة *Superb*] مما يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباطات كاف لإجراء التحليل العاملي.

وتظهر قيم *MSA* في الخلايا القطرية معاملات الارتباط في المستطيل السفلي (النصف السفلي) للجدول. ويبدو أن كلها تتجاوز القيمة الحرجة (٠,٥). وللاطلاع على الجدول بالكامل يرجع إلى النتائج الكاملة للمثال. وإذا وجد متغير قيمة *MSA* له أدنى من هذا الحد الأدنى (٠,٥) فيحذف ويعاد التحليل من جديد.

Anti-image Matrices

|                        |             | Question 01 | Question 02 | Question 03 | Question 04 | Question 05 |
|------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Anti-image Covariance  | Question_01 | .627        | -.014       | .033        | -.103       | -.104       |
|                        | Question_02 | -.014       | .812        | -.109       | -.029       | .008        |
|                        | Question_03 | .033        | -.109       | .602        | .051        | .024        |
|                        | Question_04 | -.103       | -.029       | .051        | .615        | -.088       |
|                        | Question_05 | -.104       | .008        | .024        | -.088       | .709        |
|                        | Question_06 | .012        | -.036       | -.025       | -.004       | -.022       |
|                        | Question_07 | .013        | .011        | .040        | -.049       | -.027       |
|                        | Question_08 | -.028       | -.021       | -.004       | -.042       | -.016       |
|                        | Question_09 | -.011       | -.153       | -.097       | .020        | -.015       |
|                        | Question_10 | -.009       | -.010       | -.011       | .004        | -.070       |
|                        | Question_11 | -.022       | .023        | .034        | -.012       | -1.887E-5   |
|                        | Question_12 | -.004       | .021        | .051        | -.092       | -.037       |
|                        | Question_13 | -.050       | -.005       | -.018       | .013        | .003        |
|                        | Question_14 | -.025       | .016        | .042        | -.003       | -.017       |
|                        | Question_15 | .057        | .027        | .005        | -.039       | .010        |
|                        | Question_16 | -.153       | -.008       | .046        | -.021       | -.059       |
|                        | Question_17 | -.027       | -.018       | .019        | -.020       | -.011       |
|                        | Question_18 | -.013       | .012        | .021        | -.014       | .001        |
|                        | Question_19 | .009        | -.023       | -.083       | -.024       | -.013       |
|                        | Question_20 | -.011       | .045        | .052        | -.003       | -.008       |
|                        | Question_21 | .004        | .028        | .040        | -.050       | -.029       |
|                        | Question_22 | .001        | -.100       | -.005       | -.023       | .027        |
|                        | Question_23 | -.045       | -.002       | -.057       | -.013       | -.004       |
| Anti-image Correlation | Question_01 | .930*       | -.020       | .053        | -.167       | -.156       |
|                        | Question_02 | -.020       | .875*       | -.157       | -.041       | .010        |
|                        | Question_03 | .053        | -.157       | .951*       | .084        | .037        |
|                        | Question_04 | -.167       | -.041       | .084        | .955*       | -.134       |
|                        | Question_05 | -.156       | .010        | .037        | -.134       | .960*       |
|                        | Question_06 | .020        | -.053       | -.042       | -.007       | -.035       |
|                        | Question_07 | .023        | .016        | .072        | -.087       | -.044       |
|                        | Question_08 | -.049       | -.033       | -.007       | -.075       | -.027       |
|                        | Question_09 | -.016       | -.193       | -.142       | .030        | -.020       |
|                        | Question_10 | -.012       | -.012       | -.016       | .006        | -.093       |
|                        | Question_11 | -.041       | .038        | .064        | -.022       | -3.269E-5   |
|                        | Question_12 | -.007       | .031        | .087        | -.154       | -.058       |
|                        | Question_13 | -.085       | -.008       | -.032       | .023        | .004        |
|                        | Question_14 | -.040       | .023        | .069        | -.004       | -.026       |
|                        | Question_15 | .089        | .037        | .008        | -.062       | .014        |
|                        | Question_16 | -.264       | -.011       | .081        | -.036       | -.096       |

a. Measures of Sampling Adequacy(MSA)

### المرحلة الثانية: الاستخراج، والتدوير، وتسمية العوامل

تستعمل طريقة المكونات الأساسية أو الرئيسية *Principal Component Analysis*

دون غيرها من الطرق الأخرى عند افتراض أن المتغيرات أو الفقرات موضوع التحليل لا

تحتوي على أخطاء قياس، أي أن كل التباين الذي تنطوي عليه المتغيرات موضوع التحليل تباين مشترك خال من التباين الخاص أو تباين الخطأ. ووظيفتها اختزال عدد المتغيرات المقاسة إلى عدد محدود من المتغيرات (المكونات) الكامنة التي ستحل محل المتغيرات المقاسة في الاستعمالات اللاحقة أو التحليلات اللاحقة.

يظهر الجدول التالي الجذور الكامنة للمكونات (العوامل) في العمود المعنون *Total* . وتوجد ٤ جذور كامنة أعلى من الواحد الصحيح. ويدل على حجم التباين المستخرج أو المفسر من قبل كل مكون أو عامل. كما يظهر الجدول هذا القدر من التباين المفسر للجذر الكامن بشكل نسب مئوية من التباين المفسر لكل مكون (عامل) والنسب المئوية من التباين المفسر التراكمي. مثلاً نجد أن الجذر الكامن للعامل الأول يفسر (٧,٢٩٠) ، ويفسر نسبة مئوية من التباين الكلي قدرها (٣١,٦٩٦).

ويلاحظ أن التدوير يوزع نسب التباين الموزع بين العوامل بشكل متوازن نسبياً ولا يجعله يتمركز في العامل أو العاملين الأولين. ويظهر ذلك جلياً عند مقارنة العمود السادس والعمود التاسع.

يظهر من الجدول التالي أن عدد العوامل التي يمكن استخراجها باستعمال محك كايزر القائم على الجذر الكامن الذي يجب أن يتعدى الواحد الصحيح أربعة عوامل.

| Total Variance Explained                                |                     |               |              |                                     |               |              |                                   |               |              |
|---------------------------------------------------------|---------------------|---------------|--------------|-------------------------------------|---------------|--------------|-----------------------------------|---------------|--------------|
| Component                                               | Initial Eigenvalues |               |              | Extraction Sums of Squared Loadings |               |              | Rotation Sums of Squared Loadings |               |              |
|                                                         | 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       | 3.730                             | 16.219        | 16.219       |
| 2                                                       | 1.739               | 7.560         | 39.256       | 1.739                               | 7.560         | 39.256       | 3.340                             | 14.523        | 30.742       |
| 3                                                       | 1.317               | 5.725         | 44.981       | 1.317                               | 5.725         | 44.981       | 2.553                             | 11.099        | 41.841       |
| 4                                                       | 1.227               | 5.336         | 50.317       | 1.227                               | 5.336         | 50.317       | 1.950                             | 8.476         | 50.317       |
| 5                                                       | .988                | 4.295         | 54.612       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 6                                                       | .895                | 3.893         | 58.504       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 7                                                       | .806                | 3.502         | 62.007       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 8                                                       | .783                | 3.404         | 65.410       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 9                                                       | .751                | 3.265         | 68.676       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 10                                                      | .717                | 3.117         | 71.793       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 11                                                      | .684                | 2.972         | 74.765       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 12                                                      | .670                | 2.911         | 77.676       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 13                                                      | .612                | 2.661         | 80.337       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 14                                                      | .578                | 2.512         | 82.849       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 15                                                      | .549                | 2.388         | 85.236       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 16                                                      | .523                | 2.275         | 87.511       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 17                                                      | .508                | 2.210         | 89.721       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 18                                                      | .456                | 1.982         | 91.704       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 19                                                      | .424                | 1.843         | 93.546       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 20                                                      | .408                | 1.773         | 95.319       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 21                                                      | .379                | 1.650         | 96.969       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 22                                                      | .364                | 1.583         | 98.552       |                                     |               |              |                                   |               |              |
| 23                                                      | .333                | 1.448         | 100.000      |                                     |               |              |                                   |               |              |
| <i>Extraction Method: Principal Component Analysis.</i> |                     |               |              |                                     |               |              |                                   |               |              |

غير أن محك الجذر الكامن يكون دقيقا عندما يكون عدد المتغيرات أقل من ٣٠  
وقيم الشيع أو الاشتراكيات communalities بعد الاستخراج أكبر من ٠,٧٠؛ أو يكفي أن

يكون متوسط قيم الشبوع بعد الاستخراج أكبر ٠,٦ عندما يكون حجم العينة أكبر من ٢٥٠ .

بالرجوع إلى مثالنا نجد أن قيم الشبوع بعد الاستخراج التي يظهرها الجدول التالي لا تتعدى ٠,٧ باستثناء قيمة واحدة، بالإضافة إلى ذلك فإن متوسط قيم الشبوع  $(11.573/23=0.503)$  أقل من ٠,٦. وبالتالي لا تتوفر الحالتان السابقتان اللتان تدلان على دقة استعمال محك كايزر.

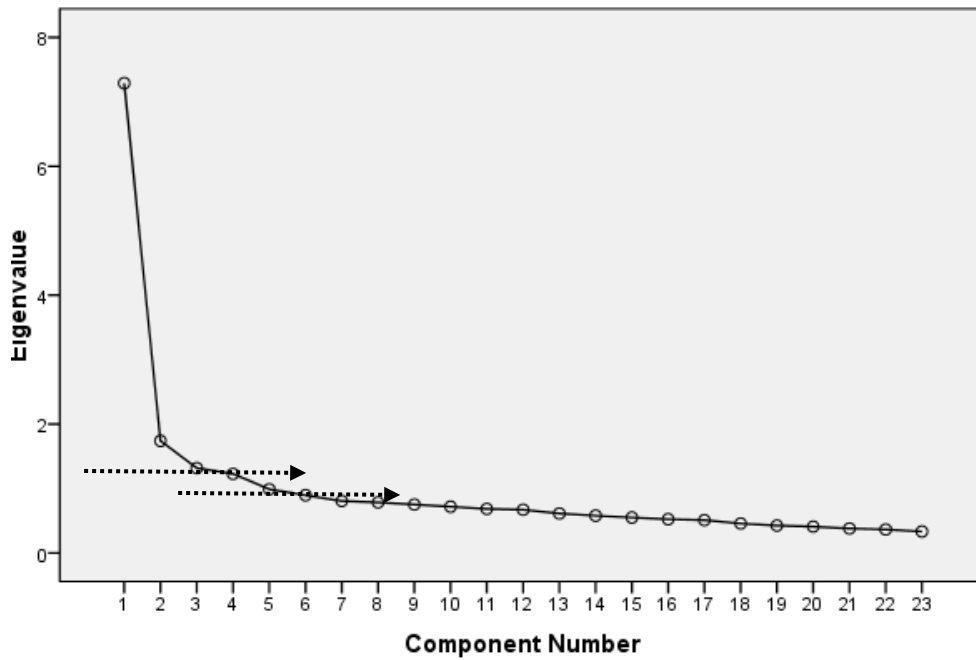
| Communalities |         |             |
|---------------|---------|-------------|
|               | Initial | Extraction  |
| Question_01   | 1.000   | .435        |
| Question_02   | 1.000   | .414        |
| Question_03   | 1.000   | .530        |
| Question_04   | 1.000   | .469        |
| Question_05   | 1.000   | .343        |
| Question_06   | 1.000   | .654        |
| Question_07   | 1.000   | .545        |
| Question_08   | 1.000   | <b>.739</b> |
| Question_09   | 1.000   | .484        |
| Question_10   | 1.000   | .335        |
| Question_11   | 1.000   | .690        |
| Question_12   | 1.000   | .513        |
| Question_13   | 1.000   | .536        |
| Question_14   | 1.000   | .488        |
| Question_15   | 1.000   | .378        |
| Question_16   | 1.000   | .487        |
| Question_17   | 1.000   | .683        |
| Question_18   | 1.000   | .597        |
| Question_19   | 1.000   | .343        |

|                                                         |       |      |
|---------------------------------------------------------|-------|------|
| Question_20                                             | 1.000 | .484 |
| Question_21                                             | 1.000 | .550 |
| Question_22                                             | 1.000 | .464 |
| Question_23                                             | 1.000 | .412 |
| <i>Extraction Method: Principal Component Analysis.</i> |       |      |

ولذلك سنستعين بطريقة منحني المنحدر *Scree plot* . وتجدر الإشارة أنه إذا كان حجم العينة ٢٠٠ أو أكثر فإن طريقة المنحدر تعتبر دقيقة، أي أن عدد العوامل المستخرجة تتسم بالاستقرار.

إذن لنلاحظ النافذة التالية:

**Scree Plot**



نلاحظ أن منحنى المنحدر *scree plot* السابق يظهر تباطؤًا بعد العاملين الأولين (أنظر السهم المتقطع الأول)، ثم تباطؤًا ثانيًا بعد العامل الرابع (عين السهم المتقطع). لكن نظرًا لحجم العينة الكبير فيمكن استعمال الطريقة الأولى القائمة على محك كايزر. وبالإضافة إلى استعمال محك المعنى أو الدلالة النظرية لتشكيلة العوامل، واستعمال نسبة التباين المفسر، سيقع اختيارنا على ٤ عوامل. وتظهر النافذتان تشبعات الفقرات على العوامل الأربعة قبل التدوير وبعده:

لكن ما هو الحد الأدنى المقبول (شدة ارتباط المتغير أو الفقرة بالعامل ذات الفائدة العملية) لتشبع المتغيرات (الفقرات) على العامل؟ هل القيمة ٠,٢ أو القيمة ٠,٣ أو القيمة ٠,٤ أو القيمة ٠,٥؛ أو ما هو الحد الأدنى الذي ينبغي ألا تقل عنه التشبعات التي تفيد في تحديد الفقرات أو المتغيرات التي تكون العامل؟

يقرأ التشبع بأنه ارتباط المتغير (الفترة) بالعامل، ولمعرفة قوة شدة التشبع أو مستواه يفضل تربيعه، وقرأ التشبع بعد تربيعه باعتباره يدل على نسبة التباين في الفقرة أو المتغير التي يفسرها عامل معين. أي أن العامل يمثل الفقرة أو المتغير المقاس بمقدار تلك النسبة. وعليه فإن تشبع فترة معينة على عامل معين بمقدار ٠,٣ معناه أن العامل يفسر نسبة تسعة بالمائة فقط (تربيع ٠,٣ يساوي ٠,٠٩) من تباين الفقرة أو المتغير المقاس. والتشبع الذي مقداره ٠,٤ معناه أن العامل يفسر نسبة ١٦% (تربيع ٠,٤ يساوي ٠,١٦) من تباين الفقرة أو المتغير. وأن التشبع الذي مقداره ٠,٥ يدل على أن نسب ٢٥ بالمائة (تربيع ٠,٥ يساوي ٠,٢٥) من تباين الفقرة يفسره عامل معين.

إذن، ما نقطة القطع التي تفصل بين تشبع مهم وتشبع غير مهم؟

كثير من البحوث استعملت القاعدة المألوفة التي تعتبر أن التشبع ٠,٣ يدل على القيمة الفاصلة بين التشبع الهام (شدته مناسبة) والتشبع غير الهام (شدته منخفضة وغير

كافية). غير أن هذا التشبع لا يفسر إلا مقداراً ضئيلاً من التباين. ولذلك تفضل بعض المراجع التشبع ٠,٤ كحد أدنى لكونه يدل على شدة لا بأس بها (Stevens, 2002). ويمكن أن تكون القيمة الفاصلة للتشبعات التي تعتمد في التفسير والتشبعات التي لا تعتمد في التفسير أعلى من ذلك (كأن تكون ٠,٥ مثلاً) لا سيما كلما صغرت العينة أو كان عدد المتغيرات (الفقرات) قليلاً. ولذلك سنأخذ قيمة التشبع ٠,٤ كحد أدنى فاصل بين التشبعات التي تعتمد والتشبعات التي تهمل.

وتعرض النافذتان التاليتان تشبعات الفقرات على العوامل الأربعة قبل التدوير وبعد التدوير على التوالي. والتدوير يساعد على تأويل العوامل وعلى بروز أنماط واضحة لتشبعات الفقرات على العوامل الأربعة.

لنقارن بين مصفوفة المكونات (العوامل) أو التشبعات التالية قبل التدوير

**Component Matrix<sup>a</sup>**

|             | Component |   |   |        |
|-------------|-----------|---|---|--------|
|             | 1         | 2 | 3 | 4      |
| Question_18 | .701      |   |   |        |
| Question_07 | .685      |   |   |        |
| Question_16 | .679      |   |   |        |
| Question_13 | .673      |   |   |        |
| Question_12 | .669      |   |   |        |
| Question_21 | .658      |   |   |        |
| Question_14 | .656      |   |   |        |
| Question_11 | .652      |   |   | -.400- |
| Question_17 | .643      |   |   |        |
| Question_04 | .634      |   |   |        |
| Question_03 | -.629-    |   |   |        |
| Question_15 | .593      |   |   |        |



|             |        |      |        |        |
|-------------|--------|------|--------|--------|
| Question_01 | .586   |      |        |        |
| Question_05 | .556   |      |        |        |
| Question_08 | .549   | .401 |        | -.417- |
| Question_10 | .437   |      |        |        |
| Question_20 | .436   |      | -.404- |        |
| Question_19 | -.427- |      |        |        |
| Question_09 |        | .627 |        |        |
| Question_02 |        | .548 |        |        |
| Question_22 |        | .465 |        |        |
| Question_06 | .562   |      | .571   |        |
| Question_23 |        |      |        | .507   |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 4 components extracted.

ومصفوفة المكونات التالية بعد التدوير المتعامد بطريقة الفاريمكس *varimax*

:rotation

**Rotated Component Matrix<sup>a</sup>**

|             | Component |      |   |   |
|-------------|-----------|------|---|---|
|             | 1         | 2    | 3 | 4 |
| Question_06 | .800      |      |   |   |
| Question_18 | .684      |      |   |   |
| Question_13 | .647      |      |   |   |
| Question_07 | .638      |      |   |   |
| Question_14 | .579      |      |   |   |
| Question_10 | .550      |      |   |   |
| Question_15 | .459      |      |   |   |
| Question_20 |           | .677 |   |   |
| Question_21 |           | .661 |   |   |

|             |      |        |      |      |
|-------------|------|--------|------|------|
| Question_03 |      | -.567- |      |      |
| Question_12 | .473 | .523   |      |      |
| Question_04 |      | .516   |      |      |
| Question_16 |      | .514   |      |      |
| Question_01 |      | .496   |      |      |
| Question_05 |      | .429   |      |      |
| Question_08 |      |        | .833 |      |
| Question_17 |      |        | .747 |      |
| Question_11 |      |        | .747 |      |
| Question_09 |      |        |      | .648 |
| Question_22 |      |        |      | .645 |
| Question_23 |      |        |      | .586 |
| Question_02 |      |        |      | .543 |
| Question_19 |      |        |      | .428 |

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 8 iterations.

نلاحظ أن جل الفقرات في مصفوفة المكونات قبل التدوير (component matrix) تشبعت على العامل الأول (١٩ فقرة من ٢٢ فقرة) ولم يتشعب على العامل الثاني إلا ٤ فقرات (من بينها يوجد تشعب مشترك، أي أن الفقرة الثامنة تشبعت على كلا العاملين الأول والثاني)، ولم يتشعب على العامل الثالث إلا فقرتان (واللتان تشبعتا أيضا على العامل الأول)، ولم يتشعب على العامل الأخير إلا ٣ فقرات (فقرتان منها تشبعت أيضا على العامل الأول). فبالإضافة إلى غياب بعض التوازن في توزع التشبعت على العوامل المستخرجة، تظهر صعوبة تأويل العوامل (صعوبة تبين معنى كل عامل في ضوء التشبعت) وذلك لافتقاد التشبعت إلى خاصية البنية البسيطة.

ويقصد بالبنية البسيطة: أولاً. أن يتشعب المتغير تشعباً مرتفعاً على عامل واحد فقط وتشعباً منخفضاً على بقية العوامل، وثانياً. يجب أن يحتوي كل عامل على تشبعين مرتفعين على الأقل (وتحددها بعض المراجع بثلاثة تشبعات)، وثالثاً. أن تكون معظم التشبعات على العوامل إما مرتفعة أو منخفضة مع وجود عدد قليل منها بين المرتفع والمنخفض. وتتضح خصائص البنية البسيطة بجلاء في المصفوفة بعد التدوير وتكاد تغيب خصائص البنية البسيطة عن مصفوفة التشبعات قبل التدوير.

وعند مقارنة المصفوفتين أعلاه، المصفوفة قبل التدوير (*component matrix*) والمصفوفة بعد التدوير (*rotated component matrix*) يلاحظ أن التدوير يعيد توزيع التباين الذي يفسره كل عامل، لكن هذا التوزيع يتم في إطار النسبة الكلية أو التراكمية للتباين المفسر ولا يتعدها. معنى ذلك أن التباين الكلي الذي تفسر العوامل المستخرجة يبقى ذاته (بدون تغير) أو كما كان عليه قبل التدوير. الأمر المهم الثاني أن الارتباطات بين المتغيرات تبقى بدون تعديل. وأن قيم الشبوع (مجموع مربعات الفقرة على العوامل المستخرجة) لا تتغير أيضاً. الأشياء التي تتغير تتمثل في نمط التشبعات (ارتفاعها وانخفاضها على كل مكون أو عامل) ونسب التباين المفسر الفردية، أي التباين الذي يفسره كل عامل.

غير أن التدوير قد يتم وفقاً لفلسفتين أو مبدئين: التدوير المتعامد *Orthogonal rotation* الذي يحتفظ على استقلالية العوامل، والتدوير المائل *Oblique rotation* الذي يأخذ بعين الاعتبار ارتباط العوامل. ويتميز التدوير المائل بكونه الأقرب إلى تمثيل طبيعة علاقات المتغيرات في الواقع التي غالباً ما تكون مرتبطة وغير مستقلة. يضاف إلى ذلك أن التدوير المائل يجعل ارتباطات المتغيرات بعواملها (أي تشبعاتها) أقوى نسبياً من التدوير المتعامد. غير أنه من سلبيات التدوير المائل أن المتغيرات تنحوا معظمها إلى التشعب تشعباً

مرتفعاً على العوامل المستخرجة مما يضعف من خاصية البنية البسيطة التي تعين على تأويل العوامل . وسنرجع بعد قليل إلى التدوير المائل .

عودة إذن إلى التدوير المتعامد. توجد طرق للتدوير المتعامد لعل أهمها التدوير بطريقة الفاريماكس *Varimax rotation*، والتدوير بطريقة كوارتيماكس *Quartimax rotation*. ويكمن الفرق بينهما في أن الفاريماكس يؤدي إلى إبراز التشبعات المرتفعة والتشبعات الضعيفة على نفس العامل حتى يتسنى سهولة تأويل العامل لأنه يؤدي إلى التقليل من عدد المتغيرات التي تتشبع تشبعاً مرتفعاً على عامل معين، ومؤدياً أيضاً إلى تحقيق نوع من التوزيع المتكافئ لنسب التباين المفسر على العوامل المستخرجة. في حين أن الكوارتيماكس يقوم على جعل المتغير يتشبع تشبعاً مرتفعاً على عامل واحد ومنخفضاً على بقية العوامل مؤدياً بذلك إلى تسهيل تأويل المتغير (تسهيل تبين العامل الذي يحدد هذا المتغير أو يفسره أكثر من غيرها من العوامل). وينتج عن تبسيط تأويل المتغير وليس العامل أن تتراكم تشبعات المتغيرات على عامل واحد في الغالب مما يعقد من تأويل العامل من جهة، ويوحي بوجود عامل عام واحد رغم أنه قد توجد عوامل أخرى بجانبه عند استعمال بدله التدوير بطريقة الفاريماكس. والتدوير بطريقة الكوارتيماكس قليل الاستعمال ويستعمل في حالة ميل الباحث إلى الاعتقاد بوجود عامل عام واحد بدلاً من وجود عدد من العوامل. وتجدر الإشارة إلى أن التدوير بطريقة الفاريماكس هي طريقة التدوير التلقائية لحزمة *SPSS*.

إذا كانت النافذة السابقة تظهر نتائج التدوير المتعامد بطريقة الفاريماكس، فإن النافذة التالية تظهر التدوير المائل . ويلاحظ وجود مصفوفتان بدلاً من مصفوفة واحدة مقارنة بالتدوير السابق. مصفوفة البنية *Structure matrix* ومصفوفة النمط *Pattern matrix*. ومصفوفة البنية الذي يدل على مدى ارتباط المتغير بالعامل الذي يتشبع عليه. غير أن المعضلة أن العامل غير مستقل عن العوامل الأخرى. أي أن نسبة التباين (بعد تربيح التشبع)

التي يفسرها العامل في المتغير لا تعزى إلى العامل وحده وإنما تعزى أيضا إلى النسبة التي يشترك فيها هذا العامل مع العوامل المستخرجة الأخرى. وهذا ما يعقد تفسير العوامل ، إذ يلاحظ أن مصفوفة البنية تحتوي على تشعبات معتدلة و مرتفعة و نادرا ما تحتوي على تشعبات منخفضة، ويكثر فيها أيضا التشعبات المتقاطعة (أي تشعب المتغير أو الفقرة على أكثر من عامل واحد) المعتدلة والمرتفعة.

وللحصول على ارتباط المتغير بالعامل مع حذف ارتباط هذا العامل بعامل آخر (لكونهما مرتبطين) نتبع استراتيجية تحليل الانحدار المتعدد بحيث أن المتغير التابع يمثل المتغير أو الفقرة، والمتغيرات المستقلة تمثل العوامل المستخرجة، أما معاملات الانحدار المعيارية (معاملات بيتا) فتمثل مدى التباين الذي يفسره عامل معين من مجمل التباين لفقرة معينة عند تثبيت تباين (علاقة) العوامل الأخرى (أي عند عزل العوامل الأخرى). وتدعى معاملات الانحدار الجزئية بالتشعبات النمطية *pattern loadings*، ومصفوفة التشعبات بمصفوفة النمط.

إن مصفوفة النمط تحقق البنية البسيطة مقارنة بمصفوفة البنية. فبالنظر إلى الجدولين التاليين نجد في مصفوفة البنية *structure matrix* أن عدد التشعبات المتقاطعة المعتدلة والمرتفعة كثيرة (الفقرات ذات الأرقام التالية: ١٦، ٣، ٤، ١، ١٨، ٧، ١٣، ١٧ لها ثلاث تشعبات تقاطعية، والفقرات ذات الأرقام التالية: ٢١، ١٢، ٥، ١٤، ١٥، ١١ لها تشعبان تقاطعيان، أي أن كل فقرة من هذه الفقرات تتشعب تشعبا دالا على عاملين)، في حين نجد أن هذه التشعبات المتقاطعة قد اختفت تماما من مصفوفة النمط *Pattern matrix*.

| مصنوفة البنية<br>Structure Matrix |        |      |        |        |
|-----------------------------------|--------|------|--------|--------|
|                                   | Factor |      |        |        |
|                                   | 1      | 2    | 3      | 4      |
| Question_21                       | .657   |      | .475   |        |
| Question_16                       | .621   |      | .493   | -.469- |
| Question_03                       | -.596- | .486 | -.409- |        |
| Question_12                       | .593   |      | .564   |        |
| Question_04                       | .586   |      | .472   | -.458- |
| Question_01                       | .552   |      | .407   | -.449- |
| Question_20                       | .496   |      |        |        |
| Question_05                       | .492   |      | .422   |        |
| Question_09                       |        | .572 |        |        |
| Question_02                       |        | .486 |        |        |
| Question_22                       |        | .484 |        |        |
| Question_19                       |        | .425 |        |        |
| Question_23                       |        |      |        |        |
| Question_06                       |        |      | .746   |        |
| Question_18                       | .486   |      | .720   | -.407- |
| Question_07                       | .479   |      | .676   | -.415- |
| Question_13                       | .414   |      | .673   | -.457- |
| Question_14                       | .489   |      | .613   |        |
| Question_15                       |        |      | .510   | -.428- |
| Question_10                       |        |      | .437   |        |
| Question_08                       |        |      |        | -.798- |
| Question_11                       |        |      | .478   | -.783- |
| Question_17                       | .404   |      | .476   | -.750- |

Extraction Method: Principal Axis Factoring.  
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

| مصفوفة النمط<br>Pattern Matrix <sup>a</sup> |        |      |      |        |
|---------------------------------------------|--------|------|------|--------|
|                                             | Factor |      |      |        |
|                                             | 1      | 2    | 3    | 4      |
| Question_21                                 | .536   |      |      |        |
| Question_20                                 | .470   |      |      |        |
| Question_16                                 | .449   |      |      |        |
| Question_04                                 | .441   |      |      |        |
| Question_03                                 | -.435- |      |      |        |
| Question_01                                 | .432   |      |      |        |
| Question_12                                 | .412   |      |      |        |
| Question_05                                 |        |      |      |        |
| Question_09                                 |        | .559 |      |        |
| Question_22                                 |        | .465 |      |        |
| Question_02                                 |        | .453 |      |        |
| Question_23                                 |        |      |      |        |
| Question_19                                 |        |      |      |        |
| Question_06                                 |        |      | .862 |        |
| Question_18                                 |        |      | .635 |        |
| Question_07                                 |        |      | .562 |        |
| Question_13                                 |        |      | .558 |        |
| Question_14                                 |        |      | .473 |        |
| Question_10                                 |        |      |      |        |
| Question_15                                 |        |      |      |        |
| Question_08                                 |        |      |      | -.851- |
| Question_11                                 |        |      |      | -.734- |
| Question_17                                 |        |      |      | -.675- |

*Extraction Method: Principal Axis Factoring.*  
*Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.*

لو احتفظنا بكافة التشبعات الصغيرة والكبيرة كما هو الشأن في مصفوفة النمط التالية لأمكن التعبير عن التشبعات النمطية بشكل معادلات انحدار لكل فقرة كما يلي:

بالنسبة للفقرة 21 كمتغير تابع والعوامل الأربعة كمتغيرات مستقلة، تكتب المعادلة كما يلي:

الفقرة 21 = 0,54 العامل الأول - 0,04 العامل الثاني + 0,17 العامل الثالث - 0,06 العامل الرابع.

وتقرأ كما يلي، أن ازدياد العامل الأول بدرجة معيارية واحدة يؤدي إلى ازدياد الفقرة 21 بمقدار 0,54 درجة معيارية عند تثبيت العوامل الثلاث المتبقية؛ وأن ارتفاع العامل الثاني يوحد معيارية واحدة يصاحبه انخفاض في الفقرة 21 بمقدار ضئيل لا يتجاوز 0,04 وحدة معيارية، عند تثبيت العوامل الثلاث المتبقية؛ وأن ارتفاع العامل الثالث يوحد معيارية واحدة يصاحبه ارتفاع في الفقرة 21 بمقدار 0,17 وحدة معيارية، عند عزل علاقة العوامل الأخرى بنفس الفقرة؛ وأن ارتفاع العامل الرابع يوحد معيارية واحدة يصاحبه انخفاض في الفقرة 21 بمقدار ضئيل لا يتجاوز 0,06 وحدة معيارية عند عزل علاقة العوامل الأخرى بنفس الفقرة.



| Pattern Matrix <sup>a</sup> |               |             |             |               |
|-----------------------------|---------------|-------------|-------------|---------------|
|                             | Factor        |             |             |               |
|                             | 1             | 2           | 3           | 4             |
| Question_21                 | <b>.536</b>   | -.039-      | .170        | -.064-        |
| Question_20                 | <b>.470</b>   | -.142-      | -.077-      | -.049-        |
| Question_16                 | <b>.449</b>   | -.052-      | .165        | -.179-        |
| Question_04                 | <b>.441</b>   | .082        | .184        | -.186-        |
| Question_03                 | <b>-.435-</b> | .324        | -.050-      | .096          |
| Question_01                 | <b>.432</b>   | .095        | .107        | -.225-        |
| Question_12                 | <b>.412</b>   | -.039-      | .358        | .008          |
| Question_05                 | .357          | .048        | .198        | -.125-        |
| Question_09                 | -.090-        | <b>.559</b> | -.022-      | -.107-        |
| Question_22                 | .070          | <b>.465</b> | -.112-      | .035          |
| Question_02                 | -.184-        | <b>.453</b> | .043        | -.047-        |
| Question_23                 | .100          | .345        | .004        | .073          |
| Question_19                 | -.222-        | .336        | -.075-      | .005          |
| Question_06                 | -.216-        | -.008-      | <b>.862</b> | .026          |
| Question_18                 | .180          | -.011-      | <b>.635</b> | .009          |
| Question_07                 | .188          | -.019-      | <b>.562</b> | -.032-        |
| Question_13                 | .082          | -.043-      | <b>.558</b> | -.117-        |
| Question_14                 | .240          | -.022-      | <b>.473</b> | -.031-        |
| Question_10                 | .000          | -.061-      | .386        | -.061-        |
| Question_15                 | .114          | -.125-      | .318        | -.187-        |
| Question_08                 | .006          | .048        | -.088-      | <b>-.851-</b> |
| Question_11                 | -.006-        | -.112-      | .057        | <b>-.734-</b> |
| Question_17                 | .080          | .021        | .085        | <b>-.675-</b> |

Extraction Method: Principal Axis Factoring.  
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

أما مصفوفة العلاقات الارتباطية بين العوامل فتدل على مدى ارتباط العوامل، وهي في جلها مرتبطة ارتباطاً معتدلاً. وينبغي ألا تكون جل الارتباطات دون ٠,٣٠، وإلا اعتبرت اقرب إلى العوامل المستقلة وبالتالي يستعمل التدوير المتعامد، ويجب ألا تكون ارتباطات العوامل مرتفعة (أكبر من ٠,٨٠) وإلا اعتبر ذلك دليلاً على عدم تمايز العوامل وبأنها تذوب كلها في عامل عام واحد بدلاً من أن تتمايز إلى أربعة عوامل.

| مصفوفة الارتباطات بين العوامل |               |               |               |       |
|-------------------------------|---------------|---------------|---------------|-------|
| Factor Correlation Matrix     |               |               |               |       |
| Factor                        | 1             | 2             | 3             | 4     |
| 1                             | 1.000         |               |               |       |
| 2                             | <b>-.296-</b> | 1.000         |               |       |
| 3                             | <b>.483</b>   | <b>-.302-</b> | 1.000         |       |
| 4                             | <b>-.429-</b> | <b>.186</b>   | <b>-.532-</b> | 1.000 |

Extraction Method: Principal Axis Factoring.  
Rotation Method: Oblimin with Kaiser Normalization.

أما فيما يتعلق بتسمية العوامل بناء على المغزى المشترك بين المتغيرات التي تشبع تشبعا مرتفعا على العامل، فبالرجوع إلى مصفوفة التشبعات التي تم الحصول عليها بعد التدوير المتعامد بطريقة الفارماكس، وعند الاطلاع على محتوى الفقرات التي تشبع على العامل من الاستبيان، فيمكن تسمية العوامل الأربعة المستخرجة كما يلي:

العامل الأول: الخوف من الحواسيب *Fear of computers* (لأن محتوى الفقرات أو المتغيرات التي تشبع على العامل الأول يدور حول الخوف من الحواسيب).

العامل الثاني: الخوف من الإحصاء *Fear of Statistics* (لأن محتوى الفقرات أو المتغيرات التي تشبع على العامل الثاني تتمحور حول الخوف من الإحصاء).

العامل الثالث: الخوف من الرياضيات *Fear of Mathematics* (لأن الدلالة النظرية التي تشكل القاسم المشترك بين الفقرات أو المتغيرات الثلاثة التي تشبع على العامل الثالث تتجلى في الخوف من الرياضيات).

العامل الرابع: تقويم الأقران *Peer Evaluation* (لأن محتوى الفقرات أو المتغيرات التي تشبع على العامل الرابع تتعلق ببعض مكونات التقييم الاجتماعي من قبل الأقران).

أما فيما يخص تسمية العوامل باعتماد مصفوفة النمط عقب التدوير المائل، فبرزت نفس العوامل الأربعة مع اختلاف في الترتيب:

العامل الأول: الخوف من الإحصاء *Fear of Statistics* .

العامل الثاني: تقويم الأقران *Peer Evaluation* .

العامل الثالث: الخوف من الحواسيب *Fear of computers*

العامل الرابع: الخوف من الرياضيات *Fear of Mathematics* .

### **معلومات التحليل العاملي الاستكشافي التي ينبغي ذكرها عند تحرير تقرير البحث**

ينبغي أن يحتوي تقرير البحث في فصل الطريقة أو المنهج إذا كان رسالة، أو قسم الطريقة إذا كان مقالا في مجلة، عند تناول التحليل العاملي الاستكشافي، على المعلومات الضرورية التالية:

أولا. مقاييس أو محكّات الحكم على قابلية المصفوفة للتحليل العاملي الاستكشافي:

١. أغلب معاملات الارتباطات ينبغي أن تتعدى ٠,٣٠ ودالة، وإن كانت الدلالة الإحصائية لا يعوّل عليها كثيرا.

٢. القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من (٠,٠٠٠٠١)،

٣. اختبار برتليت *Bartlett's test of sphericity* .

٤ . اختبار كايزر-ماير-أولكين (KMO) Kaiser-Mayer-Olkin

٥ . مقياس كفاية التعيين أو العينة (MSA) Measures of Sampling Adequacy

ثانيا . ذكر طريقة استخراج العوامل: المكونات الأساسية، أو المحاور الأساسية أو أي طريقة أخرى مع التعليل (ذكر لماذا انتقيت طريقة معينة في الاستخراج دون غيرها؟).

ثالثا . ذكر المحركات التي اعتمدت في تحديد عدد العوامل المستخرجة: محك كايزر (القيمة المميزة أكبر من الواحد)، طريقة منحنى المنحدر *Scree Plot* ، محك نسبة التباين المفسر الكلي، محك قيم الشيوخ، محك المعنى أو الدلالة النظرية للعوامل.

رابعا . ذكر طريقة التدوير هل استعمل التدوير المتعامد أو التدوير المائل مع التعليل، أي ذكر لماذا اختير أحدهما دون الآخر. وإذا استعمل التدوير المتعامد تذكر الطريقة، وإذا استعمل التدوير المائل تذكر طريقة التدوير المائل أيضا.

خامسا . إدراج مصفوفة التشبعات عند التدوير المتعامد. أما إذا كان التدوير مائلا فتدرج ثلاث مصفوفات: مصفوفة النمط ومصفوفة البنية، ومصفوفة الارتباطات بين العوامل المستخرجة. ذلك أن مصفوفة النمط تفيد في تفسير العوامل، ومصفوفة البنية قد تعتمد أيضا في التفسير، أما مصفوفة الارتباطات بين العوامل فلتبيان مدى الارتباطات بين العوامل.

ومصفوفة العوامل المستخرجة يمكن أن تعرض بكافة تشبعاتها (الصغيرة منها والمرتفعة) على غرار الجدول (٥ ← ٢) التالي:

جدول (٢٠٥) مصفوفة تشبعات فقرات استبيان القلق الإحصاء عند استعمال حزمة (SPSS) على عواملها باستعمال التحليل العائلي الاستكشافي وبعد التدوير باستعمال طريقة الفارماكس (varimax) (ن=٢٥٧١). انطوت المصفوفة على كافة التشبعات المرتفعة والمتوسطة والمنخفضة، سواء تلك التي اعتمدت في تحديد العوامل أو التي لم تعتمد.

|             | العوامل المستخرجة  |                     |                       |                               | قيم الشبوع<br>أو الاشتراكيات<br>Communalities |
|-------------|--------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------------|-----------------------------------------------|
|             | الخوف من<br>الحاسب | الخوف من<br>الإحصاء | الخوف من<br>الرياضيات | تقويم<br>الأقران<br>والأصدقاء |                                               |
| Question_06 | .800               | -.010-              | .097                  | -.072-                        | .435                                          |
| Question_18 | .684               | .327                | .127                  | -.080-                        | .414                                          |
| Question_13 | .647               | .234                | .228                  | -.100-                        | .530                                          |
| Question_07 | .638               | .327                | .155                  | -.082-                        | .469                                          |
| Question_14 | .579               | .360                | .136                  | -.074-                        | .343                                          |
| Question_10 | .550               | .001                | .130                  | -.123-                        | .654                                          |
| Question_15 | .459               | .217                | .292                  | -.188-                        | .545                                          |
| Question_20 | -.038-             | .677                | .067                  | -.141-                        | .739                                          |
| Question_21 | .287               | .661                | .160                  | -.074-                        | .484                                          |
| Question_03 | -.203-             | -.567-              | -.180-                | .368                          | .335                                          |
| Question_12 | .473               | .523                | .095                  | -.084-                        | .690                                          |
| Question_04 | .320               | .516                | .314                  | .039                          | .513                                          |
| Question_16 | .334               | .514                | .313                  | -.116-                        | .536                                          |
| Question_01 | .241               | .496                | .356                  | .061                          | .488                                          |
| Question_05 | .319               | .429                | .238                  | .015                          | .378                                          |
| Question_08 | .131               | .168                | .833                  | .005                          | .487                                          |
| Question_17 | .271               | .222                | .747                  | -.042-                        | .683                                          |
| Question_11 | .263               | .206                | .747                  | -.143-                        | .597                                          |
| Question_09 | -.094-             | -.204-              | .118                  | .648                          | .343                                          |
| Question_22 | -.190-             | .034                | -.099-                | .645                          | .484                                          |

|                                |        |        |        |             |                                               |
|--------------------------------|--------|--------|--------|-------------|-----------------------------------------------|
| Question_23                    | -.023- | .172   | -.198- | <b>.586</b> | .550                                          |
| Question_02                    | -.005- | -.338- | .068   | <b>.543</b> | .464                                          |
| Question_19                    | -.146- | -.372- | -.029- | <b>.428</b> | .412                                          |
| الجذر الكامن                   | 7.29   | 1.74   | 1.32   | 1.23        |                                               |
| <b>نسبة التباين<br/>المفسر</b> | 31.70  | 7.56   | 5.73   | 5.34        | <b>نسبة التباين<br/>المفسر الكلي</b><br>50.14 |

كما يمكن أن تعرض جداول العوامل محتوية فقط التشبعات التي لا تقل عن نقطة القطع أو مستوى التشبع المعتمد. فإن كانت درجة القطع التي تفصل بين التشبعات المعتمدة والتشبعات غير المعتمدة في تفسير العوامل (٠,٤٠) ، تحذف من المصفوفة كل التشبعات التي تقل عن هذه القيمة، وذلك تيسيرا لعملية تأويل العوامل (تسميتها)، ولإيضاح وضوح على تصميم مصفوفة العوامل أو التشبعات ليسهل قراءتها [انظر الجدول: ٣-٥].

جدول (٣-٥) مصفوفة تشبعات فقرات استبيان القلق الإحصاء عند استعمال حزمة (SPSS) على عواملها باستعمال التحليل العاملي الاستكشافي وبعد التدوير باستعمال طريقة الفارماكس (varimax) (ن=٢٥٧١). حذفت التشبعات التي تقل عن 0.40 لتيسير عملية تأويل العوامل وعرضها.

|             | العوامل المستخرجة   |                     |                       |                               | قيم الشبوع<br>أو الاشتراكيات<br>Communalities |
|-------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-------------------------------|-----------------------------------------------|
|             | الخوف من<br>الحواسب | الخوف من<br>الإحصاء | الخوف من<br>الرياضيات | تقويم<br>الأقران<br>والأصدقاء |                                               |
| Question_06 | <b>.800</b>         |                     |                       |                               | .435                                          |
| Question_18 | <b>.684</b>         |                     |                       |                               | .414                                          |
| Question_13 | <b>.647</b>         |                     |                       |                               | .530                                          |
| Question_07 | <b>.638</b>         |                     |                       |                               | .469                                          |
| Question_14 | <b>.579</b>         |                     |                       |                               | .343                                          |
| Question_10 | <b>.550</b>         |                     |                       |                               | .654                                          |
| Question_15 | <b>.459</b>         |                     |                       |                               | .545                                          |

|                                |       |        |      |      |                                               |
|--------------------------------|-------|--------|------|------|-----------------------------------------------|
| Question_20                    |       | .677   |      |      | .739                                          |
| Question_21                    |       | .661   |      |      | .484                                          |
| Question_03                    |       | -.567- |      |      | .335                                          |
| Question_12                    |       | .523   |      |      | .690                                          |
| Question_04                    |       | .516   |      |      | .513                                          |
| Question_16                    |       | .514   |      |      | .536                                          |
| Question_01                    |       | .496   |      |      | .488                                          |
| Question_05                    |       | .429   |      |      | .378                                          |
| Question_08                    |       |        | .833 |      | .487                                          |
| Question_17                    |       |        | .747 |      | .683                                          |
| Question_11                    |       |        | .747 |      | .597                                          |
| Question_09                    |       |        |      | .648 | .343                                          |
| Question_22                    |       |        |      | .645 | .484                                          |
| Question_23                    |       |        |      | .586 | .550                                          |
| Question_02                    |       |        |      | .543 | .464                                          |
| Question_19                    |       |        |      | .428 | .412                                          |
| <b>الجذر الكامن</b>            | 7.29  | 1.74   | 1.32 | 1.23 |                                               |
| <b>نسبة التباين<br/>المفسر</b> | 31.70 | 7.56   | 5.73 | 5.34 | <b>نسبة التباين<br/>المفسر الكلي</b><br>50.14 |

وينبغي أن تحتوي مصفوفة التشبعات كما هو مبين في المصفوفتين السابقتين على المعلومات

الآتية:

- الفقرات أو المتغيرات وأحيانا تذكر الفقرات في العمود الأول.
- تذكر مسميات العوامل المستخرجة كعناوين للأعمدة التي تلي العمود الأول.

- تذكر في خلايا أعمدة العوامل التشبعات. وقد تذكر جميع التشبعات وقد يكتفى بذكر التشبعات المعتدلة والمرتفعة وتحذف التشبعات المنخفضة. ففي المصفوفة الثانية التالية [جدول: ٣٠٥] حذفت التشبعات التي تقل عن ٠.٤٠.
- تذكر الجذور الكامنة للعامل في قاعدة المصفوفة أو الجدول.
- وتذكر أيضا نسب التباين المفسر من طرف كل عامل، ويذكر معها أيضا نسبة التباين المفسر الكلي. وتوضع أيضا في قاعدة الجدول.
- يفضل أن يخصص العمود الأخير لذكر قيم الشيع أو الاشتراكيات.





## المراجع

عزت عبد الحميد محمد حسن (٢٠٠٠) الإحصاء المتقدم للعلوم النفسية والثرىوية والاجتماعية. القاهرة: دار زاهد القدسي للطباعة والنشر.

- Aigner, D.J., Hsiao, C., Kapteyn, A., & Wansbeek, T. (1984). Latent variable models in econometrics. In Z. Griliches & M.D. Intriligator (Eds.), *Handbook of Econometrics (Vol. 2, pp. 1321-1393)*. Amsterdam: North-Holland.
- Akaike, H. (1974), A New Look at the Statistical Model Identification, *IEE Transactions on Automatic Control*, **19** (6), 716-23.
- Allison, P.D. (1987) Estimation of linear models with incomplete data. In C.C. Clogg [Ed.] *Sociological Methodology (pp. 71-103)*. San Francisco: Jossey-Bass,
- Alwin, D. F., & Hauser, R. M. (1975). The decomposition of effects in path analysis. *American Sociological Review*, **40**, 37-47.
- American Psychological Association (2002). *Publication manual of the American Psychological Association*. Washington, DC: APA. Includes guidelines for writing up SEM analyses.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D.W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness of fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, **49**, 155-173.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural Equation modeling in practice : A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, **103**(3), 411-423.
- Anderson, R. D. (1996). An evaluation of the Satorra-Bentler distributional misspecification correction applied to McDonald fit index. *Structural Equation Modeling*, **3**, 203-227.

- Anderson, R. D. & Burnham, Kenneth P. (2002). Avoiding pitfalls when using information-theoretic methods. *Journal of Wildlife Management* 66(3): 912-918.
- Arbuckle, J.L. (1996) Full information estimation in the presence of incomplete data. In G.A. Marcoulides and R.E. Schumacker [Eds.] *Advanced structural equation modeling: Issues and Techniques*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Arbuckle, J. L. (2003). *AMOS 5.0 update to the AMOS user's guide*. Chicago, IL: SmallWaters Corp.
- Arbuckle, James L. (2006). *Amos 7.0 User's Guide*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Arbuckle, J. L., & Wothke, W. (1995-99). *AMOS 4.0 user's guide*. Chicago, IL: SmallWaters Corp.
- Arminger, G.; Clogg, C. C.; & Sobel, M. E., eds. (1995). *Handbook of statistical modeling for the social and behavioral sciences*. NY: Plenum Press.
- Austin, J.T., & Wolfle, D. (1991). Theoretical and technical contributions to structural equation modeling: An updated annotated bibliography. *Structural Equation Modeling*, 3, 105-175.
- Bagozzi, R.P., Yi, Y., and Phillips, L.W. (1991), Assessing Construct Validity in Organizational Research, *Administrative Science Quarterly*, 36 (3), 421-58.
- Barrett, P. (2007), Structural Equation Modelling: Adjudging Model Fit, *Personality and Individual Differences*, 42 (5), 815-24.
- Barrett, P. T., & Kline, P. (1981). The observation to variable ratio in factor analysis. *Personality Study and Group Behavior*, 1, 23-33.
- Bartholomew, D J, and Knott, M (1999) *Latent Variable Models and Factor Analysis* Kendall's Library of Statistics, vol. 7. Arnold publishers,
- Bentler, P.M. (1980). Mutivariate analysis with latent variables: Causal modeling. *Annual Review of Psychology*, 31, 11-21.
- Bentler, P.M. (1986). Structural equation modeling and Psychometrika: An historical perspective on growth and achievements. *Psychometrika*, 31, 35-51.

- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P.M. (1992). *EQS structural equations program manual*. Los Angeles: BMDP Statistical Software
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588–606.
- Bentler, P. M., & Chou, C. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research*, 16, 78-117.
- Bentler, P.M., & Chou, C.-P. (1988). Practical issues in structural modeling. In J.S. Long (Ed.), *Common problems/proper solutions* (pp. 161-192). Beverly Hills, CA: Sage.
- Bentler, P. M., & Dijkstra, T. K. (1985). Efficient estimation via linearization in structural models. In P. R. Krishnaiah (Ed.), *Multivariate analysis VI* (pp. 9–42). Amsterdam: North-Holland.
- Bentler, P. M., & Yuan, K.-H. (1999). Structural equation modeling with small samples: Test statistics. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 181–197.
- Biddle, B.J., & Marlin, M.M. (1987). Causality, confirmation, credulity, and structural equation modeling. *Child Development*, 58, 4-17
- Bielby, W.T., & Hauser, R.M. (1977). Structural equation models. *Annual Review of Sociology*, 3, 137-161.
- Bollen, K. A. (1986). Sample size and Bentler and Bonett's nonnormed fit index. *Psychometrika*, 51, 375–377.
- Bollen, K.A. (1987). Total, direct, and indirect effects in structural equation models. In C.C. Clogg (Ed.), *Sociological methodology 1987* (pp. 37-69). Washington, D.C.: American Sociological Association
- Bollen, K.A. (1989a). A new incremental fit index for general structural model. *Sociological Methods and Research*, 17, 303-3.
- Bollen, K.A. (1989b). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.

- Bollen, K.A. (1990) Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*, 107, 256-259.
- Bollen, K., & Lennox, R. (1991). Conventional Wisdom on Measurement: A structural equation perspective. *Psychological Bulletin*, 110(2), 305-314.
- Bollen, K.A. & Long, J.S. (Eds.). (1993). *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park CA: Sage
- Bollen, K. A., & Stine, R. (1993). Bootstrapping goodness of fit measures in structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 111–135). Newbury Park, CA: Sage.
- Boomsma, A. (1982). The robustness of LISREL against small sample size in factor analysis models. In K. G. Jöreskog & H. Wold (Eds.), *Systems under indirect observation, Part 1* (pp. 149-173). Amsterdam: North-Holland.
- Boomsma, A. (2000). Reporting analysis of covariance structures. *Structural Equation Modeling*, 7, 461-483.
- Breckler, S. J. (1990). Applications of covariance structure modeling in psychology: Cause for Concern? *Psychological Bulletin*, 107, 260-273.
- Browne, M.W. (1984). Asymptotic distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62–83.
- Browne, M.W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Browne, M.W., & Shapiro, A. (1988). Robustness of normal theory methods in the analysis of linear latent variate models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 41, 193–208.
- Brown, T. A. (2006) *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York: The Guilford Press.
- Burnham, K, P. & Anderson, D. R. (1998). Model selection and inference: A practical information-theoretic approach. New York: Springer-Verlag.

- Byrne, B.M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analysis models*. New York: Springer-Verlag.
- Byrne, B.M. (1998). *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS : Basic Concepts, Applications, and Programming*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Byrne, B. M. (2005). Factor Analysis Models: viewing the structure of an assessment instrument from three perspectives. *Journal of Personality Assessment*, 85(1), 17-32.
- Byrne, B.M. (2006). *Structural Equation Modeling with EQS : Basic Concepts, Applications, and Programming* (2<sup>nd</sup> Edition). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Campbell, T.C., Gillaspy, J.A., & Thompson, B. (1995, January). *The factor structure of the Bem Sex-Role Inventory (BSRI): A confirmatory factor analysis*. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational research Association, Dallas. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 380 491)
- Carmines, Edward G. and John P. McIver (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. Pp. 65-115 in George W. Bohmstedt and Edward F. Borgatta, eds., *Social Measurement*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Chan, D. (1998). The conceptualization and analysis of change over time: An integrative approach incorporating longitudinal mean and covariance structures analysis (LMACS) and multiple indicator latent growth modeling (MLGM). *Organizational Research Methods*, 1, 421-483.

- Cheung G.W., Rensvold; R.B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, **9**,233–255.
- Chou, C.-P., Bentler, P. M., & Satorra, A. (1991). Scaled test statistics and robust standard errors for nonnormal data in covariance structure analysis: A Monte Carlo study. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **44**, 347–357.
- Cliff, N. (1983). Some cautions concerning the application of causal modeling methods. *Multivariate Behavioral Research*, **18**, 81-105.
- Cohen, Cohen, Teresi, Marchi, and Velez (1990). Problems in the measurement of latent variables in structural equations casual models. *Applied Psychological Measurement*, vol 14,(2), 183-196.
- Collins, L.M., & Horn, J.L. (1991). *Best Methods for the Analysis of Change* . Washington, D.C: American Psychological Association.
- Comrey,A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- 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)**, <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Crowley, S.L. & Fan, X. (1997), Structural Equation Modeling: Basic Concepts and Applications in Personality Assessment Research, *Journal of Personality Assessment*, **68** (3), 508-31.
- Cudek, R. (1989). Analysis of correlation matrices using covariance structure models. *Psychological Bulletin*, **2**, 317-327.
- Curran, P. J., Bollen, K. A., Paxton, P., Kirby, J., & Chen, F. (2002). The noncentral chi-square distribution in misspecified structural equation models: Finite sample results from a Monte Carlo simulation. *Multivariate Behavioral Research*, **37**, 1–36.
- Curran, P.J., Stice, E., & Chassin, L. (1997). The relation between adolescent alcohol use and peer alcohol use: A longitudinal

- random coefficients model. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **65**, 130-140.
- Daniel, L.G. (1989, November). *Comparisons of exploratory and confirmatory factor analysis*.. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Little Rock. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 314 447)
- DeShon, R.P. (1998). A cautionary note on measurement error corrections in structural equation models. *Psychological Methods*, **3**, 412-423.
- Diamantopoulos, A.(1994), 'Modeling with LISREL: A guide for the uninitiated', *Journal of Marketing Management*, **10**, 105-136.
- Diamantopoulos, A. & Sigauw, J. (2000). *Introducing LISREL*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Duncan, O.D. (1966). Path analysis: Sociological examples. *American Journal of Sociology*, **72**, 219-316.
- Duncan, O.D. (1975). *Introduction to structural equation models*. New York: Academic Press.
- Duncan, T. E. & Duncan, S. C. (1994) Modeling developmental processes using latent growth structural equation methodology. *Applied Psychological Measurement*, **18(4)**, 343-354.
- Duncan, S.C., & Duncan, T.E. (1996). A multivariate growth curve analysis of adolescent substance use. *Structural Equation Modeling*, **3**, 323-347.
- Duncan, T.E., Duncan, S.C., Strycker, L.A., Li, F., & Alpert, A. (1999). *An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Enders, C.K. (2001). A primer on maximum likelihood algorithms available for use with missing data. *Structural Equation Modeling*, **8**, 128-141.
- Enders, C.K. (2001). The impact of nonnormality on full information maximum-likelihood estimation for structural equation



- models with missing data. *Psychological Methods*, **6**, 352-370.
- Enders, C. K., Peugh, J.L. (2004). Using an EM covariance matrix to estimate structural equation models with missing data: Choosing an adjusted sample size to improve the accuracy of inferences. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, **11**, 1-19.
- Enders, C. K. (2005). A SAS macro for implementing the modified Bollen-Stine bootstrap for missing data: Implementing the bootstrap using existing structural equation modeling software. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, **12(4)**, 620-641.
- Enders, C. K. (2006). Analyzing structural equation models with missing data. In G.R. Hancock & R.O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course*. Greenwich, CT: Information Age.
- Fan, X., Thompson, B., & Wang, L. (1999). Effects of sample size, estimation methods, and model specification on structural equation modeling fit indexes. *Structural Equation Modeling*, **6**, 56-83.
- 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*, **4(3)**, 272-299.
- Feild, A. (2000). *Discovering statistics using SPSS*. London: sage publications.
- Feild, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS(2<sup>nd</sup> Ed.)*. London: sage publications.
- Feild, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS(3<sup>rd</sup> Ed.)*. London: sage publications.
- Finch, J. F., West, S. G., & MacKinnon, D. P. (1997). Effects of sample size and nonnormality on the estimation of mediated effects in latent variable models. *Structural Equation Modeling*, **4(2)**, 87-107.

- Freedman, D.A. (1987). As others see us: A case study in path analysis. *Journal of Educational Statistics, 12*, 101-128.
- Garson, D. (2009) Structural Equation Modelling: Statnotes, from North Carolina State University, Last updated: 8/10/2009. <http://faculty.chass.ncsu.edu/PA765/structur.htm>
- Gerbing, D.W. & Anderson, J.C. (1984), On the Meaning of Within-Factor Correlated Measurement Errors, *Journal of Consumer Research, 11* (June), 572-80.
- Gerbing, D.W., & Anderson, J.C. (1993). Monte Carlo evaluations of goodness-of-fit indices for structural equation models. In K.A. Bollen, & J.S. Long (eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Gillaspy, J.A. (1996, January). *A primer on confirmatory factor analysis*. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, New Orleans. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 395 040)
- Glaser, D. (2002). Structural Equation Modeling Texts: A primer for the beginner. *Journal of Clinical Child Psychology, 31*(4), 573-578.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis (2<sup>nd</sup> ed.)*. Hillslade, NJ.: Lawrence Erlbaum.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them: *Educational and Psychological Measurement 66*; 930-944.
- Graham, J. W. (2003). Adding missing-data relevant variables to FIML-based structural equation models. *Structural Equation Modeling, 10*, 80-100.
- Graham, J. W., Hofer, S.M., Donaldson, S.I., MacKinnon, D.P., & Schafer, J.L. (1997). Analysis with missing data in prevention research. In K. Bryant, M. Windle, & S. West (Eds.), *The science of prevention: methodological advances from alcohol and substance abuse research. (pp. 325-366)*. Washington, D.C.: American Psychological Association.

- Graham, J. W., Hofer, S. M., & MacKinnon, D. P. (1996). Maximizing the usefulness of data obtained with planned missing value patterns: An application of maximum likelihood procedures. *Multivariate Behavioral Research, 31*, 197-218.
- Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin, 103*(2), 265-275.
- Guattman, L. (1953). Image theory for the structure of quantitative variables. *Psychometrika, 18*, 277-296.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1995). *Multivariate Data Analysis with readings (Fourth Edition)*. New Jersey: Prentice Hall.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis with readings (Fifth Edition)*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hancock, G. R. (2006). Power analysis in covariance structure models. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling: A Second Course*. Greenwood, CT: Information Age Publishing, Inc.
- Hancock, G.R., Kuo, W.-L., & Lawrence, F.R. (2001). An illustration of second-order latent growth models. *Structural Equation Modeling, 8*, 470-489.
- Hancock, G. R., & Lawrence, F. R. (2006). Using latent growth models to evaluate longitudinal change. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural Equation Modeling: A Second Course*. Greenwood, CT: Information Age Publishing, Inc.
- Hatcher, L. (1994). A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling. Cary, NC: SAS Institute. Focuses on CALIS under SAS. Chapter 6 covers SEM.
- Hayduk, L.A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL: Essentials and advances*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Hayduk, L., Cummings, G.G., Boadu, K., Pazderka-Robinson, H., and Boulianne, S. (2007), Testing! Testing! One, Two Three –

Testing the theory in structural equation models!, *Personality and Individual Differences*, **42** (2), 841-50.

- Hayton, J. C., Allen, D. G. & Scrpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis. A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, **7**, 191-205.
- hen, F., K. A. Bollen, P. Paxton, P. Curran, and J. Kirby (2001). Improper solutions in structural equation models: Causes, consequences, and strategies. *Sociological Methods and Research* **29**: 468-508. Covers causes and handlin of negative error variances.
- Hershberger, S. L. (1994). The specification of equivalent models before the collection of data. Pp. 68-105 in A. von Eye and C. C. clogg, eds., *Latent variables analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hocking, R.R. (1984), *The Analysis of Linear Models*. Monterey, CA: Brooks-Cole Publishing Co.
- Hoelter, J. W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods & Research*, **11**, 325–344.
- Holland, P. W. (1988). Causal inference, path analysis, and recursive structural equations models. *Sociological Methodology*, **18**, 449-493.
- Hooper,D., Coughlan, J. & Mullen, M. R.(2008) Structural Equation modeling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*. **6**(issue 1), 53-60.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, **30**, 179-185.
- Hoshino, T. (2001). Bayesian inference for finite mixtures in confirmatory factor analysis. *Behaviormetrika* **28**:1, 37–63.
- Hoyle, R. H. (Ed.). (1995). *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Applications*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Hoyle, R H & Panter, A. T. (1995) Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (ed) *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*. SAGE,
- Hu, L.-T., & Bentler, P. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications* (pp. 76-99). London: Sage.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to under parameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Hu, L., Bentler, P. M., & Kano, Y. (1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? *Psychological Bulletin*, 112, 351-362.
- Huba, G. J., & Harlow, L. L. (1987). Robust structural equation models: Implications for developmental psychology. *Child Development*, 58, 147-66.
- Jaccard, J. & Choi K. W. (1996). *LISREL approaches to interaction effects in multiple regression*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications. In spite of the title, this monograph deals directly with SEM using LISREL.
- Jackson, D. L. (2001). Sample size and number of parameter estimates in maximum likelihood confirmatory factor analysis: A Monte Carlo investigation. *Structural Equation Modeling*, 8(2), 205-223.
- Jonsson, F. (1998). Modeling interaction and non-linear effects: A step-by-step LISREL example. Pp. 17-42 in R. E. Schumacker & G. A. Marcoulides, eds., *Interaction and nonlinear effects in structural equation modeling*. Mahwahm NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Joreskog, K.G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- Jöreskog, K. G. (1973). "A general method for estimating a linear structural equation system," in Arthur S. Goldberger and Otis Dudley

- Duncan, eds., *Structural equation models in the social sciences*. New York: Seminar Press/Harcourt Brace, 1973.
- Joreskog, K.G. (1977). Factor analysis by least-squares and maximum likelihood for digital computers. In K. Enslein, A. Ralston, & H. S. Wilf (eds) *Statistical methods for digital computers*. New York: John Wiley.
- Jöreskog, K. and Long, J.S. (1993), "Introduction," in *Testing Structural Equation Models*, Kenneth A. Bollen and J. Scott Long, Eds. Newbury Park, CA: Sage.
- Joreskog, K.G., & Sorbom, D. (1986). *LISREL VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood, instrumental variables, and least squares methods (4th ed.)*. Uppsula, Sweden: University of Uppsula Department of Statistics.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1988). *PRELIS. A program for multivariate data screening and data summarization. User's Guide (2nd Ed.)*. Chicago: Scientific Software International.
- Joreskog, K.G., & Sorbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications (2nd ed.)*. Chicago: SPSS.
- Jöreskog, K. and Sörbom, D. (1993), *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Chicago, IL: Scientific Software International Inc.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1996a). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Chicago: Scientific Software International, Inc.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1996b). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International, Inc.
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1997). *LISREL 8: A guide to the program and applications*. Chicago, IL: PASW/SPSS Inc.
- Jöreskog, K. G., Sörbom, Dag, Stephen Du Toit, and Mathilda du Toit.(2001). *LISREL 8: New Statistical Features*. Lincolnwood, Ill.: Scientific Software International.
- Joreskog, K. and F. Yang (1996). Non-linear structural equation models: The Kenny-Judd model with interaction effects. Pp. 57-88 in

- G. Marcoulides and R. Schumacker, eds., *Advanced structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*, 32-36.
- Kano, Y. (1992). Robust statistics for test-of-independence and related structural models. *Statistics & Probability Letters*, *15*, 21–26.
- Kaplan, D. (1995). Statistical power in structural equation modeling. In R. Hoyle (Ed). *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*. pp. 100-117. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kaplan, D (2000) *Structural Equation Modeling: Foundations and Extensions*. SAGE, Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences series, vol. 10.
- Kaplan, D., & Wenger, R. N. (1993). Asymptotic independence and separability in covariance structure models: Implications for specification error, power, and model modification. *Multivariate Behavioral Research*, *28*, 483-498.
- Kelloway, E. K. (1998) Using LISREL for Structural Equation Modeling. A researcher's Guide. Thousand Oaks: Sage Publication.
- Kelm, L. (2000a). Structural equation modeling. In L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.) *Reading and understanding more multivariate statistics* (pp.227-260). Washington, DC: American Psychological Association.
- Kelm, L. (2000). Path Analysis. In L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.) *Reading and understanding multivariate statistics* (pp. 65-97). Washington, DC: American Psychological Association.
- Kenny, D. A. & Judd, C. M. (1984). Estimating the non-linear and interactive effects of latent variables. *Psychological Bulletin* *96*, 201-210.
- Kenny, D.A. & Kashy, D.A. (1992). The analysis of the multitrait-multimethod matrix by confirmatory factor analysis. *Psychological Bulletin*, *112*, 165-172.

- Kenny, D.A. & McCoach, D.B. (2003), Effect of the Number of Variables on Measures of Fit in Structural Equation Modeling, *Structural Equation Modeling*, **10** (3), 333-51.
- Kim, K. (2003). *The relationship among fit indices, power, and sample size in structural equation modeling*. Unpublished doctoral dissertation, UCLA.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. NJ: Guilford Press
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (Second Edition). New York: Guilford Press.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (Third Edition). New York: Guilford Press.
- La Du, T. J., & Tanaka, J. S. (1989). The influence of sample size, estimation method, and model specification on goodness-of-fit assessments in structural equation models. *Journal of Applied Psychology*, **74**, 625–636.
- La Du, T. J., & Tanaka, J. S. (1995). Incremental fit index changes for nested structural equation models. *Multivariate Behavior Research*, **30**, 289–316.
- Lance, C. E., Butts, M. M., & Michels, L. C. (2006). The sources of four common reported cutoff criteria: What did they really say? *Organizational Research methods*, **9**(2), 202-220.
- Lawrence, F. R., & Hancock, G. R. (1998). Assessing change over time using latent growth modeling. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, **30**, 211-224.
- Lawrence, F. R., & Hancock, G. R. (1998). Methods, plainly speaking. Assessing change over time using latent growth modeling. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, **30**, 211-224.
- Lee, S. Y. (2007). *Structural equation modeling: A Bayesian approach*. Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Lee, S. & Hershberger S. (1990). A simple rule for generating equivalent models in covariance structure modeling. *Multivariate Behavioral Research*, **25**: 313-334.



- Little, R. J. A., & Rubin, d.B. (1989). The analysis of social science data with missing values, *Sociological Methods and Research*, *18*, 292-326.
- Little, R. J. A. & Rubin, D (1987). *Statistical analysis with missing data*. Wiley.
- Little, T.D., Schnabel, K.U. & Baumert, J. [Eds.] (2000) *Modeling longitudinal and multilevel data: Practical issues, applied approaches, and specific examples*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates
- Loehlin, J. C. (1998). *Latent Variable Models: An Introduction to Factor, Path, and Structural Equation Analysis*.( 3<sup>rd</sup> ed. ). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Loehlin, J. C. (2004). *Latent Variable Models: An Introduction to Factor, Path, and Structural Equation Analysis*.( 4<sup>rd</sup> ed. ). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Long, J. S. (1997). *Regression models for categorical and limied dependent variables*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Maassen, G. H., & Bakker, A. B. (2001). Suppressor variables in path models: Definitions and interpretations. *Sociological Methods and Research*, *30*, 241-270.
- MacCallum, R. (1986). Specification searches in covariance structure modeling. *Psychological Bulletin*, *100*, 107-120.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Cai, L. (2006). Testing differences between nested covariance structure models: Power analysis and null hypotheses. *Psychological Methods*, *11*, 19-35.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, *1*, 130-149.
- MacCallum, R. C., & Hong, S. (1997). Power analysis in covariance structure modeling using GFI and AGFI. *Multivariate Behavioral Research*, *32*, 193-210.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem

- of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*. 111, 490-504
- MacCallum, R. C., Wegener, D. T., Uchino, B. N., & Fabrigar, L. R. (1993). The problem of equivalent models in applications of covariance structure analysis. *Psychological Bulletin*, 114, 185-199.
- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). "Sample Size in Factor Analysis." *Psychological Methods* 4:84-99
- Marcoulides, G & Schumacker, R. (1996). *Advanced Structural Equation Modeling: Issues and Techniques*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Publishers.
- Marcoulides, G & Schumacker, R. (2001). *New Developments and Techniques in Structural Equation Modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Publishers.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519–530.
- Marsh, H. W. (1989). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: Many problems and a few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13, 335-361.
- Marsh, H. W. (1993). Multitrait-multimethod analyses: Inferring each trait/method combination with multiple indicators. *Applied Measurement in Education*, 6, 49-81.
- Marsh, H.W. (1998). Pairwise deletion for missing data in structural equation models with missing data: Nonpositive definite matrices, parameter estimates, goodness of fit, and adjusted sample sizes. *Structural Equation Modeling*, 5, 22-36.
- Marsh, H. W., & Bailey, M. (1991). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: A comparison of alternative models. *Applied Psychological Measurement*, 15, 47-70.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K. T. (1996). An evaluation of incremental fit indexes: A clarification of mathematical and empirical properties. Pp. 315-353 in G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker, eds, *Advanced structural equation modeling techniques*. Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum.

- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, *103*, 391–410.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., & Craven, R. (1992). Overcoming problems in confirmatory factor analyses of MTMM data: The correlated uniqueness model and factorial invariance. *Multivariate Behavioral Research*, *27*, 489-507.
- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1994). Longitudinal stability of latent means and individual differences: A unified approach. *Structural Equation Modeling*, *1*, 317-359.
- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1995). Latent-variable models of multitrait-multimethod data. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Issues and applications* (pp. 177-198). Newbury, CA,. Sage.
- Marsh, H.W., Hau, K.-T., &Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in over-generalizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, *11*, 320–341.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1988). A new, more powerful approach to multitrait-multimethod analyses: Application of second order confirmatory factor analysis. *Journal of Applied Psychology*, *73*, 107-117.
- Maruyama, G. M. (1998). *Basics of Structural Equation Modeling*. Newbury Park CA: Sage Publications.
- McArdle, J.J. (1986). Dynamic but structural equation modeling of repeated measures data. In Nesselroade, J.R., and Cattell, R.B. (eds.), *Handbook of Multivariate Experimental Psychology (2nd ed.)*. New York: Plenum Press.
- McArdle, J.J. (1996). Current directions in structural factor analysis. *Current Directions*, *5*, 11-18.
- McDonald, R. P. (1989). An index of goodness-of-fit based on noncentrality. *Journal of Classification*, *6*, 97–103.
- McDonald, R.P. (1996). Path analysis with composite variables. *Multivariate Behavioral Research*, *31*, 239-270.

- McDonald, R.P. & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7, 64-82.
- McDonald, R. P., & Marsh, H.W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. *Psychological Bulletin*, 107, 247–255. 144 YUAN
- McIntosh, C. (2006), Rethinking fit assessment in structural equation modelling: A commentary and elaboration on Barrett (2007), *Personality and Individual Differences*, 42 (5), 859-67.
- McQuitty, S. (2004), Statistical power and structural equation models in business research, *Journal of Business Research*, 57 (2), 175-83.
- Miles, J. & Shevlin, M. (1998), Effects of sample size, model specification and factor loadings on the GFI in confirmatory factor analysis, *Personality and Individual Differences*, 25, 85-90.
- Miles, J. & Shevlin, M. (2007), A time and a place for incremental fit indices, *Personality and Individual Differences*, 42 (5), 869-74. www.ejbrm.com ISSN 1477-7029 57 *Electronic Journal of Business Research Methods Volume 6 Issue 1* 2008 (53-60)
- Miller, M. B. (1995). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 2(3), 255-273.
- Mooijaart, A., & Bentler, P. M. (1991). Robustness of normal theory statistics in structural equation models. *Statistica Neerlandica*, 45, 159–171.
- Mueller, R.O. (1996). *Basic Principles of Structural Equation Modeling: An Introduction to LISREL and EQS*. New York: Springer-Verlag
- Mueller, R. (1997). Structural equation modeling: Back to basics. *Structural Equation Modeling*, 4, 353-369.
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best practices in structural equation modeling. Pp. 488-508 in J. W. Osborne, ed. *Best practices in quantitative methods*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Mulaik, S.A. (1987). A brief history of the philosophical foundations of exploratory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, **22**, 267-305.
- Mulaik, S.A., James, L.R., van Alstie, J., Bennett, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, **105**, 430-455.
- Mulaik, S. A. & Millsap, R. E. (2000). Doing the four-step right. *Structural Equation Modeling* **7**, 36-73.
- Muthen, B. (1993). Goodness of fit with categorical and other nonnormal variables. In K.A. Bollen & J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 205-234). Newbury Park, CA: Sage.
- Muthen, B., Kaplan, D., & Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika*, **51**,431-462.
- Muthén, Linda K., and Bengt O. Muthén.(2004). *Mplus User's Guide: Version 3*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling*, **9**, 599–620.
- Nunnally, J.C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: McGraw-Hill.
- Ogasawara, H. (2001). Approximations to the distributions of fit indexes for misspecified structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, **8**, 556–574.
- Okleshen-Peters, C. & Enders, C. K. (2002). A primer for the estimation of structural equation models in the presence of missing data: Maximum likelihood algorithms. *Journal of Targeting, Measurement, and Analysis for Marketing*, **11**, 81-95.
- Olsson, U. H., Foss, T., & Breivik, E. (2004). Two equivalent discrepancy functions for maximum likelihood estimation: Do their test statistics follow a non-central chi-square distribution under model misspecification? *Sociological Methods & Research*, **32**, 453–500.

- Olsson, U.H., Foss, T., Troye, S. V., & Roy D. Howell (2000). The Performance of ML, GLS and WLS Estimation in Structural Equation Modeling Under Conditions of Misspecification and Nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7 (4), 557-595.
- Pearl, J (2000). *Causality: Models, Reasoning, and Inference*. Cambridge University Press.
- Pedhazur, E. J. (1982). *Multiple regression in behavioral research*, 2nd edition. NY: Holt.
- Pedhazur, E. J. & Schmelkin, L. P. (1991). *Measurement, Design, and Analysis: An integrated approach*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Penev, S., & Raykov, T. (2006). Maximal reliability and power in covariance structure models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 59, 75-87.
- Pett, M. A.; Lackey, N. R.; & Sullivan, J. J. (2003) *Making Sense of Factor Analysis*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Quintana; S. M. & Maxell; S.E. (1999). Implications of recent developments in structural equation modeling for counseling psychology. *The Counseling Psychologist*, 27, 485-587.
- Raftery, Adraian E. (1995). Bayesian model selection in social research. In Adrian E. Raftery, ed. *Sociological Methodology*, pp. 111-164. Oxford: Blackwell.
- Raykov, T. (1997). Growth curve analysis of ability means and variances in measures of fluid intelligence of older adults. *Structural Equation Modeling*, 4(4), 283-319.
- Raykov, T. (2000). On the large-sample bias, variance, and mean squared error of the conventional noncentrality parameter estimator of covariance structure models. *Structural Equation Modeling*, 7, 431-441.
- Raykov, T. (2001). Estimation of congeneric scale reliability using covariance structure analysis with nonlinear constraints. *British Journal of Mathematical & Statistical Psychology*, 54, 315-323.

- Raykov, T. (2004). Estimation of maximal reliability: A note on a covariance structure modelling approach. *British Journal of Mathematical & Statistical Psychology*, *57*, 21-27.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (1999). On desirability of parsimony in structural equation model selection. *Structural Equation Modeling*, *6*, 292–300.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (2001). Can there be infinitely many models equivalent to a given covariance structure model? *Structural Equation Modeling*, *8*, 142–149.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. (2006). *A first course in structural equation modeling. (2<sup>nd</sup> Edition)* Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Raykov, T; Tomer, A; & Nesselroade, J R (1991). Reporting structural equation modeling results in Psychology and Aging: Some proposed guidelines.. *Psychology and Aging*, *6*(4), 499-503.
- Reisinger, Y. & Mavondo, F. (2006), Structural Equation Modeling: Critical Issues and New Developments, *Journal of Travel and Tourism Marketing*, *21* (4), 41-71.
- Rensvold, R. B., & Cheung, G. W. (1999). Identification of influential cases in structural equation models using the jackknife method. *Organizational Research Methods*, *2*(3), 293-308.
- Reuterberg, S.E., & Gustafsson, J.E. (1992). Confirmatory factor analysis and reliability: Testing measurement model assumptions. *Educational and Psychological Measurement*, *52*, 795-811
- Rigdon, E.E. and Ferguson, C.E., Jr. (1991), The Performance of the Polychoric Correlation Coefficient and Selected Fitting Functions in Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data, *Journal of Marketing Research*, *28*, 491-497.
- Rogosa, D. R. (1987). Casual models do not support scientific conclusions: A comment in support of Freedman. *Journal of Educational Statistics*, *12*, 185-195.
- Rogosa, D. R. (1995). Myths and methods: "Myths about longitudinal research," plus supplemental questions. In J. M. Gottman, (Ed.), *The analysis of change (pp. 3-66)* Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

- Roth, P. (1994). Missing data: A conceptual review for applied psychologists. *Personnel Psychology*, 47, 537-560.
- Roth, P. L., Switzer, F. S. , & Switzer, D. (1999). Missing data in multiple item scales: A monte carlo analysis of missing data techniques. *Organizational Research Methods*, 2(3), 211-232.
- Rubin, D. (1987). *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. Wiley.
- Sayer, A.G., Cumsille, P. E. (2001). Second-order latent growth models. In L.M. Collins,& A.G. Sayer (Eds). *New methods for the analysis of change. Decade of behavior. (pp. 179-200)*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Schafer, J (1997). *Analysis of incomplete multivariate data*. Chapman & Hall.
- Schafer, J.L., & Graham, J.W. (2002). Missing data: Our view of the state of the art. *Psychological Methods*, 7, 147-177.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W.R. (2005), A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models, *Journal of Business Research*, 58 (1), 935-43.
- Schmukle, S. C. & Hardt, J. (2005). A cautionary note on incremental fit indices reported by LISREL. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 1, 81-85.
- Schreiber, J. B, (2008). Core reporting practices in structural equation modeling. *Research in Social & Administrative Pharmacy* 4(2):83-97.
- Schumacker, R. E. (2002). Latent variable interaction modeling. *Structural Equation Modeling*. 9, 40–54.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (1996) *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Schumacker, R. E. & Lomax, R. G. (2004) *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling (2<sup>nd</sup> Edition)*. New J: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.



- Satorra, A. (1989). Alternative test criteria in covariance structure analysis: A unified approach. *Psychometrika*, *54*, 131–151.
- Satorra, A. (1992). Asymptotic robust inferences in the analysis of mean and covariance structures. *Sociological Methodology*, *22*, 249–278.
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (1988). Scaling corrections for chi-square statistics in covariance structure analysis. *American Statistical Association 1988 Proceedings of Business and Economics Sections* (pp. 308–313). Alexandria, VA: American Statistical Association.
- Satorra, A., & Bentler, P.M. (1990). Model conditions for asymptotic robustness in the analysis of linear relations. *Computational Statistics & Data Analysis*, *10*, 235–249.
- Satorra, A., & Saris, W. (1985). Power of the likelihood ratio test in covariance structure analysis. *Psychometrika*, *50*, 83–90.
- Schreiber, J. B.; Stage, F. K.; King, J.; Nora, A. & Barlow, A. B. (2006) Reporting Structural Equation Modeling and Confirmatory Factor Analysis Results: A Review. *The Journal of Educational Research*, *99*(6), 323-337.
- Silvia, E. S. M. and R. C. MacCallum (1988). Some factors affecting the success of specification searches in covariance structure modeling. *Multivariate Behavioral Research* *23*: 297-326.
- Spirtes, Peter, Thomas Richardson, Christopher Meek, Richard Scheines, and Clark Glymour (1998). Using path diagrams as a structural equation modeling tool. *Sociological Methods & Research*, *27*, (2): 182-225.
- Steenkamp, J-B E. M. and H. Baumgartner (1998), Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research* *25*: 78-90.
- Steiger, J.H. (1990), Structural model evaluation and modification, *Multivariate Behavioral Research*, *25*, 214-12.
- Steiger, J.H. (2007), Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling, *Personality and Individual Differences*, *42* (5), 893-98.

- Steiger, J. H., & Lind, J. M. (1980, June). *Statistically based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- Stevens, J. (1992). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences (2<sup>th</sup> ed.)*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Stevens, J. (2002). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences (4<sup>th</sup> ed.)*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sugawara, H. M., & MacCallum, R. C. (1993). Effect of estimation method on incremental fit indexes for covariance structure models. *Applied Psychological Measurement, 17*, 365–377.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics (4<sup>th</sup> ed.)*. Boston: Allyn & Bacon.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics (5<sup>th</sup> ed.)*. Boston: Pearson education, Inc.
- Tanaka, J.S. (1987). "How big is big enough?": Sample size and goodness of fit in structural equation models with latent variables. *Child Development, 58*, 134-146.
- Tanaka, J.S. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In K.A. Bollen, & J.S. Long (eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Tanaka, J. S., & Huba, G. J. (1985). A fit index for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 38*, 197–201.
- Tanaka, J.S., Panter, A.T., Winborne, W.C., & Huba, G.J. (1990). Theory testing in personality and social psychology with structural equation models: A primer in 20 questions. In C. Hendrick, & M.S. Clark (Eds.), *Review of personality and social psychology (Vol 11, pp. 217-241)*. Newbury Park, CA: Sage.
- Thomas, L., & Thompson, B. (1994, November). *Perceptions of control over health: A confirmatory LISREL construct validity study*. Paper presented at the annual meeting of the Mid-South Educational Research Association, Nashville, TN. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 379 329)

- Thompson, B. (2000). Ten commandments of structural equation modeling. Pp. 261-284 in L. Grimm & P. Yarnell, eds. *Reading and understanding more multivariate statistics*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Thompson, B., & Borrello, G.M. (1989, January). *A confirmatory factor analysis of data from the Myers-Briggs Type Indicator*. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Houston. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 303 489)
- Tomarken, A.J. & Waller, N.G. (2003), Potential Problems With "Well Fitting" Models, *Journal of Abnormal Psychology, 112* (4), 578-98.
- Tremblay, P.F., & Gardner, R.C. (1996). On the growth of structural equation modeling in psychological journals. *Structural Equation Modeling, 3*, 93-104.
- Tucker, L. R., Koopman, R. F., & Linn, R. I. (1973). Evaluation of factor analytic research procedures by means of simulated correlation matrices. *Psychometrika, 34*, 421-459.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 38*, 1-10.
- Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics* (4<sup>th</sup> ed.), 653-771. Needham Heights, Ma: Allyn & Bacon.
- Vandenberg (2002). Toward a further understanding of and improvement in measurement invariance methods and procedures. *Organizational Research Methods, 5*(2), 139-158.
- Vandenberg & Lance (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods, 3*(1), 4-70.
- Velicer, W.F., & Jackson, D. N. (1990). Component Analysis Versus Common Factor Analysis: Some Further Observations. *Multivariate Behavioral Research, 25*(1), 97-114.

- Vermunt, J. K., & Magidson, J. (2005). Structural equation models: Mixture models. Pp. 1922–1927 in B. Everitt & D. Howell, eds. *Encyclopedia of statistics in behavioral science*, Chichester, UK: John Wiley and Sons.
- von Eye, A., & Clogg, C. C. (1995, Editors). *Latent variables analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Wang, L., Fan, X., & Willson, V. L. (1996). Effects of non-normal data on parameter estimates in covariance structure analysis: An empirical study. *Structural Equation Modeling*, *3*, 228–247
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D., F., & Summers, G. (1977), Assessing Reliability and Stability in Panel Models, *Sociological Methodology*, *8* (1), 84-136.
- Wickrama, K. A. S., Lorenz, F. O., & Conger, R. D. (1997). Parental support and adolescent physical health status: A latent growth-curve analysis. *Journal of Health and Social Behavior*, *38*, 149-163.
- West, S. G., Finch, J.F, & Curran, P.J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R.H. Hoyle (Ed), (1995). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Wiggins, J. S. (1996) The five factor models of personality: Theoretical perspectives. New York: Guildford Press.
- Willett, J. B., & Sayer, A. G. (1994). Using covariance structure analysis to detect correlates and predictors of individual change over time. *Psychological Bulletin*, *116*, 363-381.
- Willett, J. B., & Sayer, A. G. (1996). Cross-domain analysis of change overtime: Combining growth modeling and covariance structure analysis. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced Structural Equation Modeling. Issues and Techniques* (pp.125-157). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Willett, JB, Ayoub, CC, Robinson, D. (1991). using growth modelling to examine systematic differences in growth: An example of change in the functioning of families at risk of maladaptive

- parenting, child abuse or neglect. *Journal of Consulting & Clinical Psychology*, **59**, 38-47.
- Williams, L. J., Bozdogan, H., & Aiman-Smith, L. (1996). Inference problems with equivalent models. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques (pp.279-314)*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Wolfe, L.M. (1999). Sewall Wright on the method of path coefficients: An annotated bibliography. *Structural Equation Modeling*, **6**, 280-291.
- Wothke, W. (1996). Models for multitrait-multimethod matrix analysis. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacher (Eds.) *Advanced Structural Equation Modelling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Wothke, W. (1999) Longitudinal and multi-group modeling with missing data. In T.D. Little, K.U. Schnabel, and J. Baumert [Eds.] *Modeling longitudinal and multiple group data: Practical issues, applied approaches and specific examples*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. (also available at <http://www.smallwaters.com/whitepapers>)
- Wright, S. (1934). The method of path coefficients. *Annals of Mathematical Statistics*, **5**: 161-215.
- Xie, Yu (1989) Structural equation models for ordinal variables, *Sociological Methods & Research*, **17**, 325-352.
- Yuan, K.H. (2005), Fit Indices Versus Test Statistics, *Multivariate Behavioral Research*, **40** (1), 115-48.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (1997a). Improving parameter tests in covariance structure analysis. *Computational Statistics & Data Analysis*, **26**, 177-198.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1997b). Mean and covariance structure analysis: Theoretical and practical improvements. *Journal of the American Statistical Association*, **92**, 767-774.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1998a). Robust mean and covariance structure analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **51**, 63-88.

- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1998b). Normal theory based test statistics in structural equation modeling. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *51*, 289–309.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P.M. (1998c). Structural equation modeling with robust covariances. *Sociological Methodology*, *28*, 363–396.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (1999a). F-tests for mean and covariance structure analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, *24*, 225–243.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (1999b). On normal theory and associated test statistics in covariance structure analysis under two classes of nonnormal distributions. *Statistica Sinica*, *9*, 831–853.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Robust mean and covariance structure analysis through iteratively reweighted least squares. *Psychometrika*, *65*, 43–58.
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (in press). Mean comparison: Manifest variable versus latent variable. *Psychometrika*.
- Yuan, K.-H., Bentler, P. M., & Chan, W. (2004). Structural equation modeling with heavy tailed distributions. *Psychometrika*, *69*, 21–436.
- Yuan, K.-H., & Chan, W. (in press). On nonequivalence of several procedures of structural equation modeling. *Psychometrika*.
- Yuan, K.-H., Chan, W., & Bentler, P. M. (2000). Robust transformation with applications to structural equation modeling. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *53*, 31–50.
- Yuan, K.-H., & Hayashi, K. (2003). Bootstrap approach to inference and power analysis based on three statistics for covariance structure models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, *56*, 93–110.
- Yuan, K.-H., & Marshall, L. L. (2004). A new measure of misfit for covariance structure models. *Behaviormetrika*, *31*, 67–90.
- 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*, 95–122.

- Yung, Y. F., & Bentler, P. M. (1996). Bootstrapping techniques in analysis of mean and covariance structures. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Techniques and issues* (pp. 195–226). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Zhang, W. (2004). *Comparing RMSEA and chi-square/df ratio*. Unpublished manuscript.
- Zwick, W. R. & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychologica Bulletin*. *99*, 432-442.

بعض الحزم الإحصائية الخاصة بالنمذجة بالمعادلات البنائية

### *Software Applications*

- **AMOS/AMOS DRAW (SPSS interface)**

Developed by: James Arbuckle :

Distributed by SmallWaters Corporation

Internet: info@smallwaters.com

- **CALIS**

Developed by: SAS Institute Inc.

Distributed by SAS Institute Inc.

Internet: software@sas.com

www.sas.com

- **EQS6**

Developed by: Peter Bentle

Distributed by Multivariate Software, Inc.

Internet: sales@mvsoft.com

www.mvsoft.com

- **LISREL8-SIMPLIS ; LISREL8 & PRELIS, Interactive LISREL**

Developed by: K. G. Jöreskog & D. Sörbom



Distributed by Scientific Software International

Internet: info@ssicentral.com

www.ssicentral.com

• **LISCOMP**

Developed by: Bengt O Muthen

Distributed by Scientific Software International, Inc.

Internet: info@ssicentral.com

www.ssicentral.com

• **Mx: Statistical Modeling**

Developed by: Mickael C. Neale

Distributed by Mickael C. Neale (يمكن انزال الحزمة مجاناً)

Internet: neale@psycho.psy.vcu.edu/mx/

www.views.vcu.edu/mx/

• **Mplus**

Developed by: Muthen, L. K. & Muthen, B. O.

Internet: www.statmodel.com

• **SEPATH**

Developed by: James H. Steiger

Distributed by Statsoft

Internet: [info@statsoftinc.com](mailto:info@statsoftinc.com)

[www.statsoftinc.com](http://www.statsoftinc.com)

**Other Packages** حزم أخرى أقل انتشارا

- [lvpls](#) (Jack McArdle, University of Virginia) (PLS for the PC)
- [MIXOR/MIXREG/MIXGSUR](#) (D. Hedeker & R. D. Gibbons, University of Illinois at Chicago)
- [RAMpath](#) (Jack McArdle, University of Virginia)
- [STREAMS](#) (Multivariate Ware)
- [CFA Over the Web \(Sort Of\)](#) (Jeremy Miles & Mark Shevlin, University of Derby)
- [The TETRAD Project](#) (Carnegie Mellon University)



**الملاحق**



## **المحق رقم (١)**

مخرجات التحليل العملي التوكيدي باستعمال حزمة ليزرل، الخاصة  
بالمثال الأول: نموذج العاملين (العصابية والإنطوائية) للشخصية،  
والذي تطرقنا إليه عبر الفصل الثاني والثالث والرابع.



L I S R E L 8.80

BY

Karl G. Jöreskog & Dag Sörbom

This program is published exclusively by  
Scientific Software International, Inc.  
7383 N. Lincoln Avenue, Suite 100  
Lincolnwood, IL 60712, U.S.A.

Phone: (800)247-6113, (847)675-0720, Fax: (847)675-2140  
Copyright by Scientific Software International, Inc., 1981-  
2006

Use of this program is subject to the terms specified in the  
Universal Copyright Convention.  
Website: [www.ssicentral.com](http://www.ssicentral.com)

The following lines were read from file C:\Program  
Files\LISREL88\EX1\_research\_center book.spl:

```
TITLE testing the factorial model comprising 2Factors
NEUROTICISM AND      EXTRAVERSION
OBSERVED VARIABLES
N1  N2  N3  N4  EX1  EX2  EX3  EX4
CORRELATION MATRIX
1.000
0.767  1.000
0.731  0.709  1.000
0.778  0.738  0.762  1.000
-0.351 -0.302 -0.356 -0.318  1.000
-0.316 -0.280 -0.300 -0.267  0.675  1.000
-0.296 -0.289 -0.297 -0.296  0.634  0.651  1.000
-0.282 -0.254 -0.292 -0.245  0.534  0.593  0.566  1.000
STANDARD DEVIATIONS
5.7 5.6 6.4 5.7 6.0 6.2 5.7 5.6
SAMPLE SIZE=250
LATENT VARIABLES NEROTICI  EXTRAVER
RELATIONSHIPS !or one can write EQUATIONS or PATH
```



N1=1\* NEROTICI  
 N2= NEROTICI  
 N3= NEROTICI  
 N4= NEROTICI  
 N2= NEROTICI  
 EX1=1\* EXTRAVER  
 EX2= EXTRAVER  
 EX3= EXTRAVER  
 EX4= EXTRAVER  
 LISREL OUTPUT RS MI SC ND=4  
 PATH DIAGRAM  
 END OF PROBLEM

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
 AND EXTRAVERSION

Covariance Matrix

|         |       | N1       | N2       | N3       | N4       |
|---------|-------|----------|----------|----------|----------|
| EX1     | EX2   |          |          |          |          |
|         |       | -----    | -----    | -----    | -----    |
| ---     | ----- |          |          |          |          |
|         | N1    | 32.4900  |          |          |          |
|         | N2    | 24.4826  | 31.3600  |          |          |
|         | N3    | 26.6669  | 25.4106  | 40.9600  |          |
|         | N4    | 25.2772  | 23.5570  | 27.7978  | 32.4900  |
|         | EX1   | -12.0042 | -10.1472 | -13.6704 | -10.8756 |
| 36.0000 | EX2   | -11.1674 | -9.7216  | -11.9040 | -9.4358  |
| 25.1100 |       | 38.4400  |          |          |          |
|         | EX3   | -9.6170  | -9.2249  | -10.8346 | -9.6170  |
| 21.6828 |       | 23.0063  |          |          |          |
|         | EX4   | -9.0014  | -7.9654  | -10.4653 | -7.8204  |
| 17.9424 |       | 20.5890  |          |          |          |

Covariance Matrix

|     | EX3     | EX4     |
|-----|---------|---------|
|     | -----   | -----   |
| EX3 | 32.4900 |         |
| EX4 | 18.0667 | 31.3600 |

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
AND EXTRAVERSION

Parameter Specifications

LAMBDA-X

|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|-----|----------|----------|
|     | -----    | -----    |
| N1  | 0        | 0        |
| N2  | 1        | 0        |
| N3  | 2        | 0        |
| N4  | 3        | 0        |
| EX1 | 0        | 0        |
| EX2 | 0        | 4        |
| EX3 | 0        | 5        |
| EX4 | 0        | 6        |

PHI

|          | NEROTICI | EXTRAVER |
|----------|----------|----------|
|          | -----    | -----    |
| NEROTICI | 7        |          |
| EXTRAVER | 8        | 9        |

THETA-DELTA

|     | N1    | N2    | N3    | N4    |
|-----|-------|-------|-------|-------|
| EX1 | EX2   |       |       |       |
|     | ----- | ----- | ----- | ----- |
| --- | ----- |       |       | ----- |
|     | 10    | 11    | 12    | 13    |
| 14  | 15    |       |       |       |

THETA-DELTA

| EX3   | EX4   |
|-------|-------|
| ----- | ----- |
| 16    | 17    |

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
AND EXTRAVERSION

Number of Iterations = 4

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

LAMBDA-X

|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|-----|----------|----------|
|     | -----    | -----    |
| N1  | 1.0000   | - -      |
| N2  | 0.9421   | - -      |
|     | (0.0525) |          |
|     | 17.9452  |          |
| N3  | 1.0706   | - -      |
|     | (0.0603) |          |
|     | 17.7554  |          |
| N4  | 0.9968   | - -      |
|     | (0.0517) |          |
|     | 19.2737  |          |
| EX1 | - -      | 1.0000   |
| EX2 | - -      | 1.0745   |
|     |          | (0.0790) |
|     |          | 13.6089  |
| EX3 | - -      | 0.9353   |
|     |          | (0.0725) |
|     |          | 12.9011  |
| EX4 | - -      | 0.8137   |
|     |          | (0.0725) |
|     |          | 11.2246  |

PHI

|          | NEROTICI | EXTRAVER |
|----------|----------|----------|
|          | -----    | -----    |
| NEROTICI | 25.4367  |          |
|          | (2.9175) |          |

|          |          |          |
|----------|----------|----------|
|          | 8.7186   |          |
| EXTRAVER | -10.5542 | 23.1466  |
|          | (1.9313) | (3.2068) |
|          | -5.4647  | 7.2179   |

THETA-DELTA

|          | N1       | N2       | N3       | N4       |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| EX1      | EX2      |          |          |          |
| -----    | -----    | -----    | -----    | -----    |
| 7.0533   | 8.7816   | 11.8074  | 7.2168   |          |
| 12.8534  | 11.7182  |          |          |          |
|          | (0.9123) | (1.0050) | (1.3361) | (0.9217) |
| (1.5900) | (1.6118) |          |          |          |
|          | 7.7309   | 8.7376   | 8.8374   | 7.8299   |
| 8.0837   | 7.2702   |          |          |          |

THETA-DELTA

| EX3      | EX4      |
|----------|----------|
| -----    | -----    |
| 12.2411  | 16.0359  |
| (1.4670) | (1.6760) |
| 8.3441   | 9.5678   |

Squared Multiple Correlations for X - Variables

|        | N1     | N2     | N3     | N4    |
|--------|--------|--------|--------|-------|
| EX1    | EX2    |        |        |       |
| -----  | -----  | -----  | -----  | ----- |
| 0.7829 | 0.7200 | 0.7117 | 0.7779 |       |
| 0.6430 | 0.6952 |        |        |       |

Squared Multiple Correlations for X - Variables

| EX3    | EX4    |
|--------|--------|
| -----  | -----  |
| 0.6232 | 0.4887 |

Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 19  
Minimum Fit Function Chi-Square = 13.2318 (P = 0.8265)  
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 12.6610 (P  
= 0.8555)  
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 0.0  
90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 4.5222)

Minimum Fit Function Value = 0.05314  
Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.0  
90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.01816)  
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.0  
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.03092)  
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.9924

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2129  
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2129 ; 0.2310)  
ECVI for Saturated Model = 0.2892  
ECVI for Independence Model = 7.0768

Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom  
= 1746.1242

Independence AIC = 1762.1242  
Model AIC = 46.6610  
Saturated AIC = 72.0000  
Independence CAIC = 1798.2959  
Model CAIC = 123.5259  
Saturated CAIC = 234.7726

Normed Fit Index (NFI) = 0.9924  
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 1.0049  
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.6734  
Comparative Fit Index (CFI) = 1.0000  
Incremental Fit Index (IFI) = 1.0033  
Relative Fit Index (RFI) = 0.9888

Critical N (CN) = 682.0501

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.6947  
 Standardized RMR = 0.01944  
 Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9874  
 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9762  
 Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.5212

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
 AND EXTRAVERSION

Fitted Covariance Matrix

|         | N1       | N2       | N3       | N4       |
|---------|----------|----------|----------|----------|
| EX1     |          |          |          |          |
| EX2     |          |          |          |          |
| N1      | 32.4900  |          |          |          |
| N2      | 23.9650  | 31.3600  |          |          |
| N3      | 27.2314  | 25.6558  | 40.9600  |          |
| N4      | 25.3548  | 23.8878  | 27.1437  | 32.4900  |
| EX1     | -10.5542 | -9.9436  | -11.2988 | -10.5202 |
| 36.0000 |          |          |          |          |
| EX2     | -11.3400 | -10.6839 | -12.1401 | -11.3035 |
| 24.8700 | 38.4400  |          |          |          |
| EX3     | -9.8715  | -9.3003  | -10.5680 | -9.8397  |
| 21.6493 | 23.2613  |          |          |          |
| EX4     | -8.5876  | -8.0907  | -9.1934  | -8.5599  |
| 18.8335 | 20.2358  |          |          |          |

Fitted Covariance Matrix

|     | EX3     | EX4     |
|-----|---------|---------|
| EX3 | 32.4900 |         |
| EX4 | 17.6153 | 31.3600 |

Fitted Residuals

|        | N1      | N2      | N3      | N4      |         |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| EX1    |         |         |         |         |         |
|        | EX2     |         |         |         |         |
|        |         |         |         |         |         |
|        | N1      | 0.0000  |         |         |         |
|        | N2      | 0.5177  | 0.0000  |         |         |
|        | N3      | -0.5645 | -0.2452 | 0.0000  |         |
|        | N4      | -0.0776 | -0.3309 | 0.6541  | 0.0000  |
|        | EX1     | -1.4500 | -0.2036 | -2.3716 | -0.3554 |
| 0.0000 |         |         |         |         |         |
|        | EX2     | 0.1726  | 0.9623  | 0.2361  | 1.8678  |
| 0.2400 | 0.0000  |         |         |         |         |
|        | EX3     | 0.2545  | 0.0755  | -0.2666 | 0.2227  |
| 0.0335 | -0.2550 |         |         |         |         |
|        | EX4     | -0.4139 | 0.1253  | -1.2718 | 0.7395  |
| 0.8911 | 0.3531  |         |         |         |         |

Fitted Residuals

|     | EX3    | EX4    |
|-----|--------|--------|
| EX3 | 0.0000 |        |
| EX4 | 0.4515 | 0.0000 |

Summary Statistics for Fitted Residuals

Smallest Fitted Residual = -2.3716  
 Median Fitted Residual = 0.0000  
 Largest Fitted Residual = 1.8678

Stemleaf Plot

```

- 2|4
- 1|
- 1|43
- 0|96
- 0|44333221000000000
  0|11222234
  0|5577
    
```

1|0

1|9

Standardized Residuals

|        | N1      | N2      | N3      | N4      |           |
|--------|---------|---------|---------|---------|-----------|
| EX1    |         |         |         |         |           |
|        | EX2     |         |         |         |           |
|        |         |         |         |         |           |
|        | N1      | - -     |         |         |           |
|        | N2      | 1.7927  | - -     |         |           |
|        | N3      | -1.6542 | -0.5570 | - -     |           |
|        | N4      | -0.3476 | -1.1170 | 1.8689  | - -       |
|        | EX1     | -1.2191 | -0.1624 | -1.6409 | -0.2970 - |
| -      |         |         |         |         |           |
|        | EX2     | 0.1515  | 0.7896  | 0.1678  | 1.6279    |
| 0.6530 | - -     |         |         |         |           |
|        | EX3     | 0.2194  | 0.0620  | -0.1901 | 0.1909    |
| 0.0754 | -0.6788 |         |         |         |           |
|        | EX4     | -0.3126 | 0.0923  | -0.8157 | 0.5566 -  |
| 1.4052 | 0.6405  |         |         |         |           |

Standardized Residuals

|     | EX3    | EX4 |
|-----|--------|-----|
| EX3 | - -    |     |
| EX4 | 0.7080 | - - |

Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual = -1.6542  
 Median Standardized Residual = 0.0000  
 Largest Standardized Residual = 1.8689

Stemleaf Plot

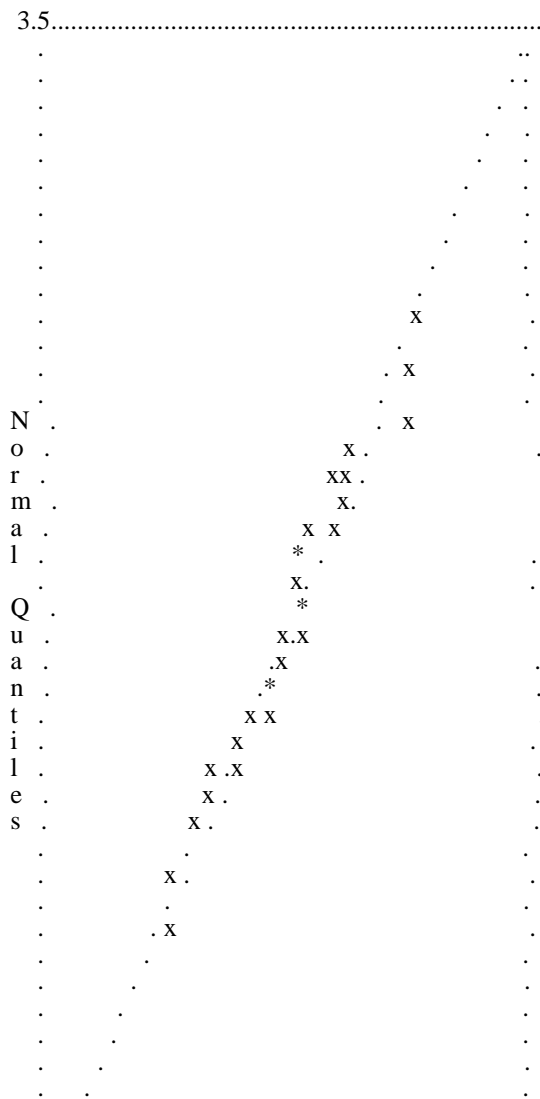
- 1|76  
 - 1|421  
 - 0|876  
 - 0|3332200000000

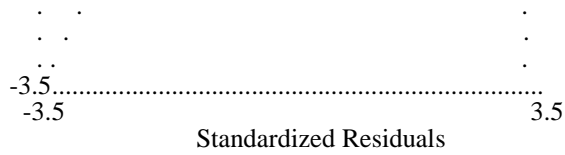


0|1112222  
0|66778  
1|  
1|689

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
AND EXTRAVERSION

### Qplot of Standardized Residuals





testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
AND EXTRAVERSION

Modification Indices and Expected Change

Modification Indices for LAMBDA-X

|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|-----|----------|----------|
|     | -----    | -----    |
| N1  | - -      | 0.2723   |
| N2  | - -      | 0.1424   |
| N3  | - -      | 0.9001   |
| N4  | - -      | 1.0623   |
| EX1 | 1.3228   | - -      |
| EX2 | 1.1167   | - -      |
| EX3 | 0.0143   | - -      |
| EX4 | 0.0125   | - -      |

Expected Change for LAMBDA-X

|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|-----|----------|----------|
|     | -----    | -----    |
| N1  | - -      | -0.0268  |
| N2  | - -      | 0.0203   |
| N3  | - -      | -0.0590  |
| N4  | - -      | 0.0532   |
| EX1 | -0.0731  | - -      |
| EX2 | 0.0679   | - -      |
| EX3 | 0.0073   | - -      |
| EX4 | -0.0072  | - -      |

Standardized Expected Change for LAMBDA-X

|    | NEROTICI | EXTRAVER |
|----|----------|----------|
|    | -----    | -----    |
| N1 | - -      | -0.1289  |

|     |         |         |
|-----|---------|---------|
| N2  | - -     | 0.0979  |
| N3  | - -     | -0.2837 |
| N4  | - -     | 0.2559  |
| EX1 | -0.3686 | - -     |
| EX2 | 0.3425  | - -     |
| EX3 | 0.0368  | - -     |
| EX4 | -0.0366 | - -     |

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X

|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|-----|----------|----------|
|     | -----    | -----    |
| N1  | - -      | -0.0226  |
| N2  | - -      | 0.0175   |
| N3  | - -      | -0.0443  |
| N4  | - -      | 0.0449   |
| EX1 | -0.0614  | - -      |
| EX2 | 0.0552   | - -      |
| EX3 | 0.0065   | - -      |
| EX4 | -0.0065  | - -      |

No Non-Zero Modification Indices for PHI

Modification Indices for THETA-DELTA

|        | N1     | N2     | N3     | N4     |       |
|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| EX1    | EX2    | -----  | -----  | -----  | ----- |
| ---    | -----  | -----  | -----  | -----  | ----- |
| N1     | - -    |        |        |        |       |
| N2     | 3.2137 | - -    |        |        |       |
| N3     | 2.7363 | 0.3102 | - -    |        |       |
| N4     | 0.1208 | 1.2477 | 3.4929 | - -    |       |
| EX1    | 0.2541 | 0.6555 | 1.0965 | 0.0000 | -     |
| -      |        |        |        |        |       |
| EX2    | 0.4976 | 0.0043 | 0.1069 | 1.2708 |       |
| 0.4264 | - -    |        |        |        |       |
| EX3    | 0.9158 | 0.2208 | 0.2526 | 0.8349 |       |
| 0.0057 | 0.4608 |        |        |        |       |
| EX4    | 0.0162 | 0.0021 | 0.5849 | 0.4783 |       |
| 1.9747 | 0.4102 |        |        |        |       |

Modification Indices for THETA-DELTA

|     | EX3    | EX4   |
|-----|--------|-------|
|     | -----  | ----- |
| EX3 | - -    |       |
| EX4 | 0.5013 | - -   |

Expected Change for THETA-DELTA

| EX1    | EX2     | N1      | N2      | N3      | N4      |       |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|-------|
|        | -----   | -----   | -----   | -----   | -----   | ----- |
| ---    | -----   |         |         |         |         |       |
|        | N1      | - -     |         |         |         |       |
|        | N2      | 1.5443  | - -     |         |         |       |
|        | N3      | -1.6213 | -0.5268 | - -     |         |       |
|        | N4      | -0.3182 | -0.9597 | 1.8275  | - -     |       |
|        | EX1     | -0.4061 | 0.6914  | -1.0320 | -0.0050 | -     |
| -      |         |         |         |         |         |       |
|        | EX2     | -0.5657 | -0.0559 | 0.3207  | 0.9095  |       |
| 1.0749 | - -     |         |         |         |         |       |
|        | EX3     | 0.7433  | -0.3869 | 0.4776  | -0.7140 |       |
| 0.1072 | -1.0413 |         |         |         |         |       |
|        | EX4     | -0.1072 | 0.0409  | -0.7884 | 0.5861  | -     |
| 1.8343 | 0.8767  |         |         |         |         |       |

Expected Change for THETA-DELTA

|     | EX3    | EX4   |
|-----|--------|-------|
|     | -----  | ----- |
| EX3 | - -    |       |
| EX4 | 0.8753 | - -   |

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

| EX1 | EX2   | N1    | N2    | N3    | N4    |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|     | ----- | ----- | ----- | ----- | ----- | ----- |
| --- | ----- |       |       |       |       |       |

|        |         |         |         |         |   |
|--------|---------|---------|---------|---------|---|
| N1     | - -     |         |         |         |   |
| N2     | 0.0484  | - -     |         |         |   |
| N3     | -0.0444 | -0.0147 | - -     |         |   |
| N4     | -0.0098 | -0.0301 | 0.0501  | - -     |   |
| EX1    | -0.0119 | 0.0206  | -0.0269 | -0.0001 | - |
| -      |         |         |         |         |   |
| EX2    | -0.0160 | -0.0016 | 0.0081  | 0.0257  |   |
| 0.0289 | - -     |         |         |         |   |
| EX3    | 0.0229  | -0.0121 | 0.0131  | -0.0220 |   |
| 0.0031 | -0.0295 |         |         |         |   |
| EX4    | -0.0034 | 0.0013  | -0.0220 | 0.0184  | - |
| 0.0546 | 0.0252  |         |         |         |   |

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

|     |        |       |
|-----|--------|-------|
|     | EX3    | EX4   |
|     | -----  | ----- |
| EX3 | - -    |       |
| EX4 | 0.0274 | - -   |

Maximum Modification Index is 3.49 for Element ( 4, 3) of THETA-DELTA

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM AND EXTRAVERSION

Standardized Solution

|     |          |          |
|-----|----------|----------|
|     | LAMBDA-X |          |
|     |          |          |
|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|     | -----    | -----    |
| N1  | 5.0435   | - -      |
| N2  | 4.7517   | - -      |
| N3  | 5.3993   | - -      |
| N4  | 5.0272   | - -      |
| EX1 | - -      | 4.8111   |
| EX2 | - -      | 5.1693   |
| EX3 | - -      | 4.4999   |
| EX4 | - -      | 3.9146   |

PHI

|          | NEROTICI | EXTRAVER |
|----------|----------|----------|
|          | -----    | -----    |
| NEROTICI | 1.0000   |          |
| EXTRAVER | -0.4350  | 1.0000   |

testing the factorial model comprising 2Factors NEUROTICISM  
AND EXTRAVERSION

Completely Standardized Solution

LAMBDA-X

|     | NEROTICI | EXTRAVER |
|-----|----------|----------|
|     | -----    | -----    |
| N1  | 0.8848   | - -      |
| N2  | 0.8485   | - -      |
| N3  | 0.8436   | - -      |
| N4  | 0.8820   | - -      |
| EX1 | - -      | 0.8018   |
| EX2 | - -      | 0.8338   |
| EX3 | - -      | 0.7895   |
| EX4 | - -      | 0.6990   |

PHI

|          | NEROTICI | EXTRAVER |
|----------|----------|----------|
|          | -----    | -----    |
| NEROTICI | 1.0000   |          |
| EXTRAVER | -0.4350  | 1.0000   |

THETA-DELTA

|        | N1     | N2     | N3     | N4     |
|--------|--------|--------|--------|--------|
|        | -----  | -----  | -----  | -----  |
| EX1    |        |        |        |        |
| EX2    |        |        |        |        |
| -----  | 0.2171 | 0.2800 | 0.2883 | 0.2221 |
| 0.3570 | 0.3048 |        |        |        |

THETA-DELTA

| EX3    | EX4    |
|--------|--------|
| -----  | -----  |
| 0.3768 | 0.5113 |

---

## الملحق رقم (٢)

مخرجات التحليل العاملي التوكيدي باستعمال حزمة ليزرل،  
الخاصة بالمثال الثاني (تعاطي التدخين)الذي  
تطرقنا إليه في الفصل الرابع .





LISREL 8.80 (STUDENT EDITION)

BY

Karl G. Jöreskog & Dag Sörbom

This program is published exclusively by  
Scientific Software International, Inc.  
7383 N. Lincoln Avenue, Suite 100  
Lincolnwood, IL 60712, U.S.A.

Phone: (800)247-6113, (847)675-0720, Fax: (847)675-2140  
Copyright by Scientific Software International, Inc., 1981-  
2006

Use of this program is subject to the terms specified in the  
Universal Copyright Convention.

Website: [www.ssicentral.com](http://www.ssicentral.com)

The following lines were read from file C:\Documents and  
Settings\user\Desktop\3f brown drinking lisrel.spl:

TITLE THREE FACTOR MODEL FOR SMOKING MOTIVES

DA NI=12 NO=500 MA=CM

LA

X1 X2 X3 X4 X5 X6 X7 X8 X9 X10 X11 X12

KM

1.000

0.300 1.000

0.229 0.261 1.000

0.411 0.406 0.429 1.000

0.172 0.252 0.218 0.481 1.000

0.214 0.268 0.267 0.579 0.484 1.000

0.200 0.214 0.241 0.543 0.426 0.492 1.000

0.185 0.230 0.185 0.545 0.463 0.548 0.522 1.000

0.134 0.146 0.108 0.186 0.122 0.131 0.108 0.151 1.000

0.134 0.099 0.061 0.223 0.133 0.188 0.105 0.170 0.448 1.000

```

0.160 0.131 0.158 0.161 0.044 0.124 0.066 0.061 0.370 0.350
1.000
0.087 0.088 0.101 0.198 0.077 0.177 0.128 0.112 0.356 0.359
0.507 1.000
SD
2.06 1.52 1.92 1.41 1.73 1.77 2.49 2.27 2.68 1.75 2.57 2.66
MO NX=12 NK=3 PH=SY,FR LX=FU,FR TD=SY,FR
LK
Coping Social Enhance
PA LX
0 0 0
1 0 0
1 0 0
1 0 0 !no double loading item
0 0 0
0 1 0
0 1 0
0 1 0
0 0 0
0 0 1
0 0 1
0 0 1
VA 1.0 LX(1,1) LX(5,2) LX(9,3)
PA TD
1
0 1
0 0 1
0 0 0 1
0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 0 0 0 0 1
0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 1 !no correlated residual
PA PH
1
1 1
1 1 1
PD

```

OU ME=ML RS MI SC AD=OFF IT=100 ND=4

THREE FACTOR MODEL FOR SMOKING MOTIVES

Number of Input Variables 12  
Number of Y - Variables 0  
Number of X - Variables 12  
Number of ETA - Variables 0  
Number of KSI - Variables 3  
Number of Observations 500

THREE FACTOR MODEL FOR SMOKING MOTIVES

Covariance Matrix

|        | X1  | X2     | X3     | X4     |        |
|--------|-----|--------|--------|--------|--------|
| X5     |     |        |        |        |        |
|        | X6  |        |        |        |        |
|        |     |        |        |        |        |
|        | X1  | 4.2436 |        |        |        |
|        | X2  | 0.9394 | 2.3104 |        |        |
|        | X3  | 0.9057 | 0.7617 | 3.6864 |        |
|        | X4  | 1.1938 | 0.8701 | 1.1614 | 1.9881 |
|        | X5  | 0.6130 | 0.6627 | 0.7241 | 1.1733 |
| 2.9929 | X6  | 0.7803 | 0.7210 | 0.9074 | 1.4450 |
| 1.4821 | X7  | 3.1329 | 0.8099 | 1.1522 | 1.9064 |
| 1.8351 | X8  | 2.1684 | 0.7936 | 0.8063 | 1.7444 |
| 1.8182 | X9  | 0.8651 | 0.5947 | 0.5557 | 0.7029 |
| 0.5656 | X10 | 0.6214 | 0.2633 | 0.2050 | 0.5503 |
| 0.4027 | X11 | 0.4831 | 0.5117 | 0.7796 | 0.5834 |
| 0.1956 | X12 | 0.5641 | 0.3558 | 0.5158 | 0.7426 |
| 0.3543 |     | 0.4767 | 0.8334 |        |        |

Covariance Matrix

|        | X7  | X8     | X9     | X10    |
|--------|-----|--------|--------|--------|
| X11    | X12 |        |        |        |
|        | X7  | 6.2001 |        |        |
|        | X8  | 2.9505 | 5.1529 |        |
|        | X9  | 0.7207 | 0.9186 | 7.1824 |
|        | X10 | 0.4575 | 0.6753 | 2.1011 |
|        | X11 | 0.4224 | 0.3559 | 2.5484 |
| 6.6049 | X12 | 0.8478 | 0.6763 | 2.5379 |
| 3.4660 |     | 7.0756 |        | 1.6711 |

THREE FACTOR MODEL FOR SMOKING MOTIVES

Parameter Specifications

LAMBDA-X

|     | Coping | Social | Enhance |
|-----|--------|--------|---------|
| X1  | 0      | 0      | 0       |
| X2  | 1      | 0      | 0       |
| X3  | 2      | 0      | 0       |
| X4  | 3      | 0      | 0       |
| X5  | 0      | 0      | 0       |
| X6  | 0      | 4      | 0       |
| X7  | 0      | 5      | 0       |
| X8  | 0      | 6      | 0       |
| X9  | 0      | 0      | 0       |
| X10 | 0      | 0      | 7       |
| X11 | 0      | 0      | 8       |
| X12 | 0      | 0      | 9       |

PHI

|        | Coping | Social | Enhance |
|--------|--------|--------|---------|
| Coping | 10     |        |         |

|         |    |    |    |
|---------|----|----|----|
| Social  | 11 | 12 |    |
| Enhance | 13 | 14 | 15 |

THETA-DELTA

|     |       |       |       |       |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
|     |       | X1    | X2    | X3    | X4    |
| X5  | X6    |       |       |       |       |
| --- | ----- | ----- | ----- | ----- | ----- |
| 20  | 21    | 16    | 17    | 18    | 19    |

THETA-DELTA

|     |       |       |       |       |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
|     |       | X7    | X8    | X9    | X10   |
| X11 | X12   |       |       |       |       |
| --- | ----- | ----- | ----- | ----- | ----- |
| 26  | 27    | 22    | 23    | 24    | 25    |

THREE FACTOR MODEL FOR SMOKING MOTIVES

Number of Iterations = 12

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

LAMBDA-X

|    | Coping   | Social | Enhance |
|----|----------|--------|---------|
|    | -----    | -----  | -----   |
| X1 | 1.0000   | - -    | - -     |
| X2 | 0.7449   | - -    | - -     |
|    | (0.1022) |        |         |
|    | 7.2873   |        |         |
| X3 | 0.9744   | - -    | - -     |
|    | (0.1309) |        |         |
|    | 7.4415   |        |         |
| X4 | 1.5116   | - -    | - -     |

|     |     |          |          |  |
|-----|-----|----------|----------|--|
|     |     | (0.1633) |          |  |
|     |     | 9.2589   |          |  |
| X5  | - - | 1.0000   | - -      |  |
| X6  | - - | 1.2082   | - -      |  |
|     |     | (0.0925) |          |  |
|     |     | 13.0626  |          |  |
| X7  | - - | 1.5682   | - -      |  |
|     |     | (0.1270) |          |  |
|     |     | 12.3492  |          |  |
| X8  | - - | 1.5100   | - -      |  |
|     |     | (0.1176) |          |  |
|     |     | 12.8385  |          |  |
| X9  | - - | - -      | 1.0000   |  |
| X10 | - - | - -      | 0.6480   |  |
|     |     |          | (0.0692) |  |
|     |     |          | 9.3664   |  |
| X11 | - - | - -      | 1.0525   |  |
|     |     |          | (0.1067) |  |
|     |     |          | 9.8631   |  |
| X12 | - - | - -      | 1.0967   |  |
|     |     |          | (0.1109) |  |
|     |     |          | 9.8894   |  |

PHI

|         | Coping   | Social   | Enhance  |
|---------|----------|----------|----------|
|         | -----    | -----    | -----    |
| Coping  | 0.7906   |          |          |
|         | (0.1649) |          |          |
|         | 4.7959   |          |          |
| Social  | 0.7780   | 1.2001   |          |
|         | (0.1112) | (0.1644) |          |
|         | 6.9966   | 7.2998   |          |
| Enhance | 0.4618   | 0.4730   | 2.6029   |
|         | (0.0996) | (0.1136) | (0.4167) |
|         | 4.6356   | 4.1635   | 6.2466   |

THETA-DELTA

|    |    |    |    |    |    |
|----|----|----|----|----|----|
|    |    | X1 | X2 | X3 | X4 |
| X5 | X6 |    |    |    |    |

|          |          |          |          |          |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1.7928   | 3.4530   | 1.8717   | 2.9358   | 0.1816   |
| (0.1300) | (0.2249) | (0.1220) | (0.1921) | (0.0922) |
| 13.7939  | 15.3540  | 15.3403  | 15.2851  | 1.9692   |
|          | 11.9463  |          |          |          |

THETA-DELTA

| X11      | X12      | X7       | X8       | X9       | X10 |
|----------|----------|----------|----------|----------|-----|
| 3.7215   | 3.2487   | 2.4165   | 4.5795   | 1.9696   |     |
| (0.3318) | (0.2487) | (0.1954) | (0.3674) | (0.1570) |     |
| 11.2162  | 13.0604  | 12.3675  | 12.4647  | 12.5466  |     |
|          | 11.1052  |          |          |          |     |

Squared Multiple Correlations for X - Variables

| X5     | X6     | X1     | X2     | X3     | X4 |
|--------|--------|--------|--------|--------|----|
| 0.4010 | 0.1863 | 0.1899 | 0.2036 | 0.9086 |    |
|        | 0.5592 |        |        |        |    |

Squared Multiple Correlations for X - Variables

| X11    | X12    | X7     | X8     | X9     | X10 |
|--------|--------|--------|--------|--------|-----|
| 0.4365 | 0.4760 | 0.5310 | 0.3624 | 0.3569 |     |
|        | 0.4425 |        |        |        |     |



Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 51

Minimum Fit Function Chi-Square = 86.6054 (P = 0.001371)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 92.3059 (P  
= 0.0003541)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 41.3059

90 Percent Confidence Interval for NCP = (18.2557 ; 72.1910)

Minimum Fit Function Value = 0.1736

Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.08278

90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.03658 ; 0.1447)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.04029

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.02678 ;  
0.05326)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.8863

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.2932

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.2470 ; 0.3551)

ECVI for Saturated Model = 0.3126

ECVI for Independence Model = 5.5235

Chi-Square for Independence Model with 66 Degrees of Freedom  
= 2732.2510

Independence AIC = 2756.2510

Model AIC = 146.3059

Saturated AIC = 156.0000

Independence CAIC = 2818.8263

Model CAIC = 287.1004

Saturated CAIC = 562.7394

Normed Fit Index (NFI) = 0.9683

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.9827

Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.7482

Comparative Fit Index (CFI) = 0.9866

Incremental Fit Index (IFI) = 0.9867

Relative Fit Index (RFI) = 0.9590

Critical N (CN) = 446.9084

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.1687  
 Standardized RMR = 0.03694  
 Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9701  
 Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9543  
 Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.6343

THREE FACTOR MODEL FOR SMOKING MOTIVES

Fitted Covariance Matrix

|     | X1     | X2     | X3     | X4     |
|-----|--------|--------|--------|--------|
| X5  |        |        |        |        |
| X6  |        |        |        |        |
| X1  | 4.2436 |        |        |        |
| X2  | 0.5889 | 2.3104 |        |        |
| X3  | 0.7704 | 0.5738 | 3.6864 |        |
| X4  | 1.1951 | 0.8902 | 1.1645 | 1.9881 |
| X5  | 0.7780 | 0.5796 | 0.7581 | 1.1761 |
| X6  | 0.9400 | 0.7002 | 0.9159 | 1.4209 |
| X7  | 1.2201 | 0.9089 | 1.1888 | 1.8443 |
| X8  | 1.1748 | 0.8751 | 1.1447 | 1.7758 |
| X9  | 0.4618 | 0.3440 | 0.4500 | 0.6981 |
| X10 | 0.2993 | 0.2229 | 0.2916 | 0.4524 |
| X11 | 0.4861 | 0.3621 | 0.4736 | 0.7348 |
| X12 | 0.5065 | 0.3773 | 0.4935 | 0.7656 |

Fitted Covariance Matrix

|     | X7 | X8 | X9 | X10 |
|-----|----|----|----|-----|
| X11 |    |    |    |     |
| X12 |    |    |    |     |

|        | X7     | X8     | X9     | X10    | X11 |
|--------|--------|--------|--------|--------|-----|
|        | 6.2001 |        |        |        |     |
|        | 2.8419 | 5.1529 |        |        |     |
|        | 0.7418 | 0.7143 | 7.1824 |        |     |
|        | 0.4807 | 0.4628 | 1.6866 | 3.0625 |     |
|        | 0.7808 | 0.7518 | 2.7395 | 1.7752 |     |
| 6.6049 |        |        |        |        |     |
|        | 0.8136 | 0.7834 | 2.8546 | 1.8497 |     |
| 3.0044 | 7.0756 |        |        |        |     |

Fitted Residuals

|        | X1      | X2      | X3      | X4      |   |
|--------|---------|---------|---------|---------|---|
| X5     |         |         |         |         |   |
|        | 0.0000  |         |         |         |   |
|        | 0.3504  | 0.0000  |         |         |   |
|        | 0.1354  | 0.1879  | 0.0000  |         |   |
|        | -0.0013 | -0.0201 | -0.0031 | 0.0000  |   |
|        | -0.1651 | 0.0831  | -0.0340 | -0.0027 |   |
| 0.0000 |         |         |         |         |   |
|        | -0.1597 | 0.0208  | -0.0086 | 0.0241  |   |
| 0.0320 | 0.0000  |         |         |         |   |
|        | -0.1942 | -0.0989 | -0.0366 | 0.0621  | - |
| 0.0470 | -0.1055 |         |         |         |   |
|        | -0.3097 | -0.0815 | -0.3384 | -0.0315 |   |
| 0.0060 | 0.0123  |         |         |         |   |
|        | 0.2779  | 0.2507  | 0.1057  | 0.0047  |   |
| 0.0926 | 0.0499  |         |         |         |   |
|        | 0.1838  | 0.0404  | -0.0866 | 0.0979  |   |
| 0.0961 | 0.2120  |         |         |         |   |
|        | 0.3610  | 0.1496  | 0.3060  | -0.1513 | - |
| 0.3022 | -0.0375 |         |         |         |   |
|        | -0.0298 | -0.0215 | 0.0223  | -0.0230 | - |
| 0.1644 | 0.2066  |         |         |         |   |

Fitted Residuals

|        | X7     | X8      | X9      | X10     |
|--------|--------|---------|---------|---------|
| X11    |        |         |         |         |
|        | X12    |         |         |         |
|        |        |         |         |         |
|        | X7     | 0.0000  |         |         |
|        | X8     | 0.1086  | 0.0000  |         |
|        | X9     | -0.0211 | 0.2043  | 0.0000  |
|        | X10    | -0.0231 | 0.2125  | 0.4145  |
|        | X11    | -0.3584 | -0.3959 | -0.1911 |
| 0.0000 |        |         |         |         |
|        | X12    | 0.0342  | -0.1071 | -0.3167 |
| 0.4615 | 0.0000 |         |         |         |

Summary Statistics for Fitted Residuals

Smallest Fitted Residual = -0.3959  
 Median Fitted Residual = 0.0000  
 Largest Fitted Residual = 0.4615

Stemleaf Plot

```

- 4|0
- 3|64210
- 2|0
- 1|9987665110
- 0|985443332222210000000000000000
  0|112223345689
  1|00114589
  2|011158
  3|156
  4|16

```

Standardized Residuals

|    | X1 | X2     | X3     | X4  |
|----|----|--------|--------|-----|
| X5 |    |        |        |     |
|    | X6 |        |        |     |
|    |    |        |        |     |
|    | X1 | - -    |        |     |
|    | X2 | 3.2060 | - -    |     |
|    | X3 | 0.9919 | 1.8710 | - - |

|        |         |         |         |         |         |   |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---|
|        | X4      | -0.1247 | -2.6014 | -0.3269 | - -     |   |
|        | X5      | -1.3804 | 0.9445  | -0.3090 | -0.0685 | - |
| -      |         |         |         |         |         |   |
|        | X6      | -1.4664 | 0.2597  | -0.0858 | 0.8196  |   |
| 0.6073 | - -     |         |         |         |         |   |
|        | X7      | -1.1887 | -0.8230 | -0.2444 | 1.2334  | - |
| 0.5398 | -1.5884 |         |         |         |         |   |
|        | X8      | -2.1676 | -0.7760 | -2.5849 | -0.7758 |   |
| 0.0841 | 0.2292  |         |         |         |         |   |
|        | X9      | 1.2238  | 1.4981  | 0.5026  | 0.0429  |   |
| 0.5292 | 0.3010  |         |         |         |         |   |
|        | X10     | 1.2379  | 0.3694  | -0.6299 | 1.3434  |   |
| 0.8391 | 1.9508  |         |         |         |         |   |
|        | X11     | 1.6840  | 0.9476  | 1.5433  | -1.6055 | - |
| 1.8698 | -0.2504 |         |         |         |         |   |
|        | X12     | -0.1344 | -0.1317 | 0.1089  | -0.2382 | - |
| 0.9859 | 1.3402  |         |         |         |         |   |

Standardized Residuals

|        | X7    | X8      | X9      | X10     |         |   |
|--------|-------|---------|---------|---------|---------|---|
| X11    | X12   |         |         |         |         |   |
|        | ----- | -----   | -----   | -----   | -----   |   |
| ----   | ----- |         |         |         |         |   |
|        | X7    | - -     |         |         |         |   |
|        | X8    | 1.1949  | - -     |         |         |   |
|        | X9    | -0.0868 | 0.9475  | - -     |         |   |
|        | X10   | -0.1453 | 1.5030  | 4.4504  | - -     |   |
|        | X11   | -1.6113 | -2.0234 | -1.7036 | -2.7049 | - |
| -      |       |         |         |         |         |   |
|        | X12   | 0.1493  | -0.5312 | -2.7714 | -2.3581 |   |
| 5.1859 | - -   |         |         |         |         |   |

Summary Statistics for Standardized Residuals

Smallest Standardized Residual = -2.7714  
Median Standardized Residual = 0.0000  
Largest Standardized Residual = 5.1859

Stemleaf Plot

- 2|8766420  
 - 1|976665420  
 - 0|888655333221111111000000000000  
 0|111233455688999  
 1|02222335579  
 2|0  
 3|2  
 4|5  
 5|2

Largest Negative Standardized Residuals

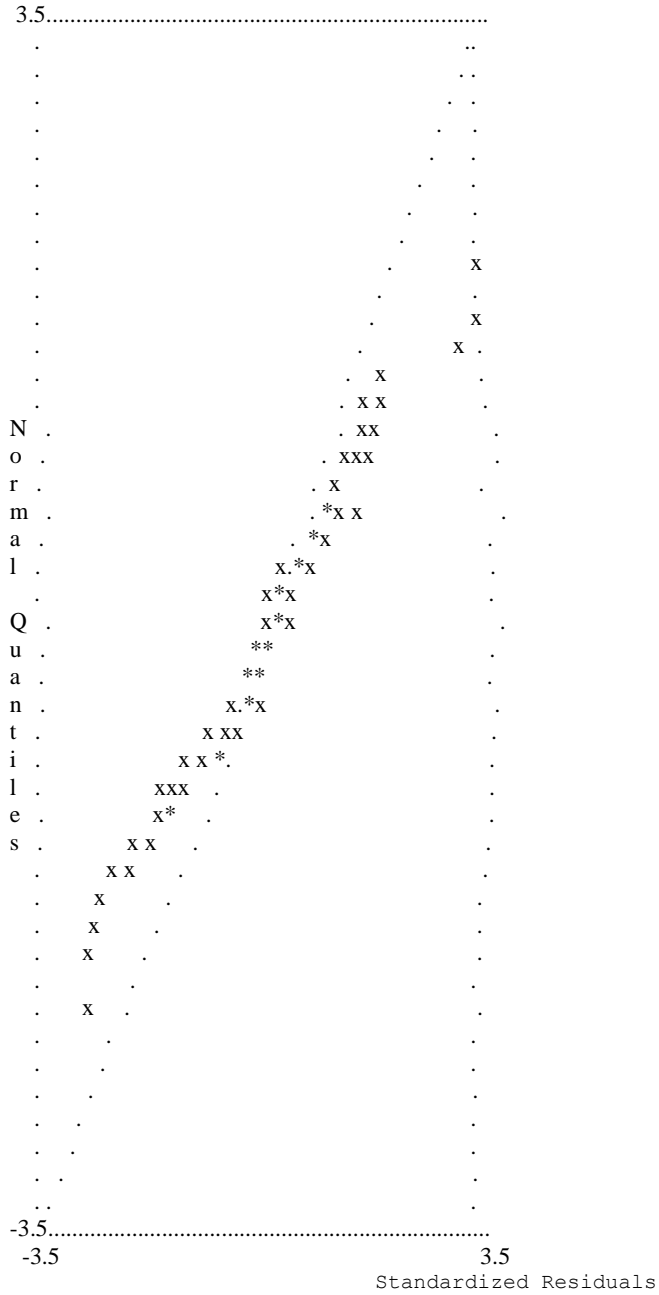
|              |         |     |         |
|--------------|---------|-----|---------|
| Residual for | X4 and  | X2  | -2.6014 |
| Residual for | X8 and  | X3  | -2.5849 |
| Residual for | X11 and | X10 | -2.7049 |
| Residual for | X12 and | X9  | -2.7714 |

Largest Positive Standardized Residuals

|              |         |     |        |
|--------------|---------|-----|--------|
| Residual for | X2 and  | X1  | 3.2060 |
| Residual for | X10 and | X9  | 4.4504 |
| Residual for | X12 and | X11 | 5.1859 |

THREE FACTOR MODEL FOR DRINKING MOTIVES

Qplot of Standardized Residuals



THREE FACTOR MODEL FOR DRINKING MOTIVES

Modification Indices and Expected Change

Modification Indices for LAMBDA-X

|     | Coping | Social  | Enhance |
|-----|--------|---------|---------|
|     | -----  | -----   | -----   |
| X1  | - -    | 6.9127  | 1.9502  |
| X2  | - -    | 0.0520  | 0.8609  |
| X3  | - -    | 2.0544  | 0.3790  |
| X4  | - -    | 18.8784 | 3.0954  |
| X5  | 0.0299 | - -     | 0.5946  |
| X6  | 0.4826 | - -     | 2.4903  |
| X7  | 0.7781 | - -     | 0.5376  |
| X8  | 1.9583 | - -     | 0.0929  |
| X9  | 0.1009 | 0.3376  | - -     |
| X10 | 2.0121 | 2.8778  | - -     |
| X11 | 1.8663 | 4.3487  | - -     |
| X12 | 0.0397 | 0.0011  | - -     |

Expected Change for LAMBDA-X

|     | Coping  | Social  | Enhance |
|-----|---------|---------|---------|
|     | -----   | -----   | -----   |
| X1  | - -     | -0.5203 | 0.0926  |
| X2  | - -     | -0.0333 | 0.0453  |
| X3  | - -     | -0.2668 | 0.0377  |
| X4  | - -     | 1.3001  | -0.1039 |
| X5  | -0.0299 | - -     | -0.0390 |
| X6  | 0.1267  | - -     | 0.0776  |
| X7  | 0.2201  | - -     | -0.0519 |
| X8  | -0.3234 | - -     | -0.0193 |
| X9  | 0.0441  | 0.0669  | - -     |
| X10 | 0.1287  | 0.1277  | - -     |
| X11 | -0.1814 | -0.2292 | - -     |
| X12 | -0.0274 | 0.0037  | - -     |

Standardized Expected Change for LAMBDA-X

|  | Coping | Social | Enhance |
|--|--------|--------|---------|
|  | -----  | -----  | -----   |



|     |         |         |         |
|-----|---------|---------|---------|
| X1  | - -     | -0.5700 | 0.1493  |
| X2  | - -     | -0.0365 | 0.0731  |
| X3  | - -     | -0.2923 | 0.0608  |
| X4  | - -     | 1.4242  | -0.1677 |
| X5  | -0.0266 | - -     | -0.0629 |
| X6  | 0.1127  | - -     | 0.1252  |
| X7  | 0.1957  | - -     | -0.0837 |
| X8  | -0.2876 | - -     | -0.0312 |
| X9  | 0.0392  | 0.0733  | - -     |
| X10 | 0.1144  | 0.1399  | - -     |
| X11 | -0.1613 | -0.2511 | - -     |
| X12 | -0.0244 | 0.0041  | - -     |

Completely Standardized Expected Change for LAMBDA-X

|     | Coping  | Social  | Enhance |
|-----|---------|---------|---------|
|     | -----   | -----   | -----   |
| X1  | - -     | -0.2767 | 0.0725  |
| X2  | - -     | -0.0240 | 0.0481  |
| X3  | - -     | -0.1522 | 0.0317  |
| X4  | - -     | 1.0101  | -0.1189 |
| X5  | -0.0153 | - -     | -0.0363 |
| X6  | 0.0637  | - -     | 0.0707  |
| X7  | 0.0786  | - -     | -0.0336 |
| X8  | -0.1267 | - -     | -0.0137 |
| X9  | 0.0146  | 0.0273  | - -     |
| X10 | 0.0654  | 0.0799  | - -     |
| X11 | -0.0628 | -0.0977 | - -     |
| X12 | -0.0092 | 0.0015  | - -     |

No Non-Zero Modification Indices for PHI

Modification Indices for THETA-DELTA

|    | X1      | X2     | X3    | X4    |
|----|---------|--------|-------|-------|
| X5 | X6      |        |       |       |
|    | -----   | -----  | ----- | ----- |
| X1 | - -     |        |       |       |
| X2 | 10.2784 | - -    |       |       |
| X3 | 0.9838  | 3.5008 | - -   |       |

|        |        |        |        |        |        |   |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---|
|        | X4     | 0.0156 | 6.7664 | 0.1070 | - -    |   |
|        | X5     | 0.4509 | 1.4463 | 0.0243 | 0.0630 | - |
| -      |        |        |        |        |        |   |
|        | X6     | 0.4835 | 0.1020 | 0.2106 | 0.0514 |   |
| 0.3688 | - -    |        |        |        |        |   |
|        | X7     | 0.2889 | 1.1418 | 0.0092 | 2.1094 |   |
| 0.2914 | 2.5231 |        |        |        |        |   |
|        | X8     | 1.5320 | 0.3652 | 5.2701 | 0.2080 |   |
| 0.0071 | 0.0525 |        |        |        |        |   |
|        | X9     | 0.4674 | 1.8736 | 0.0305 | 0.8856 |   |
| 0.8206 | 1.0539 |        |        |        |        |   |
|        | X10    | 0.0668 | 0.4330 | 3.5380 | 1.0605 |   |
| 0.3384 | 0.5972 |        |        |        |        |   |
|        | X11    | 4.0221 | 1.5955 | 5.9547 | 2.6320 |   |
| 1.1235 | 0.2476 |        |        |        |        |   |
|        | X12    | 1.5010 | 0.7245 | 0.0548 | 0.1688 |   |
| 1.1412 | 1.6639 |        |        |        |        |   |

Modification Indices for THETA-DELTA

|         |       |        |        |         |        |       |
|---------|-------|--------|--------|---------|--------|-------|
|         |       | X7     | X8     | X9      | X10    |       |
| X11     | X12   |        |        |         |        |       |
|         |       | -----  | -----  | -----   | -----  | ----- |
| ----    | ----- |        |        |         |        |       |
|         | X7    | - -    |        |         |        |       |
|         | X8    | 1.4278 | - -    |         |        |       |
|         | X9    | 0.0319 | 1.6182 | - -     |        |       |
|         | X10   | 1.5176 | 1.3086 | 19.8062 | - -    |       |
|         | X11   | 0.2622 | 2.1395 | 2.9022  | 7.3165 | -     |
| -       |       |        |        |         |        |       |
|         | X12   | 0.6360 | 0.5896 | 7.6807  | 5.5608 |       |
| 26.8935 | - -   |        |        |         |        |       |

Expected Change for THETA-DELTA

|      |       |        |       |       |       |       |
|------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|
|      |       | X1     | X2    | X3    | X4    |       |
| X5   | X6    |        |       |       |       |       |
|      |       | -----  | ----- | ----- | ----- | ----- |
| ---- | ----- |        |       |       |       |       |
|      | X1    | - -    |       |       |       |       |
|      | X2    | 0.3799 | - -   |       |       |       |

|        |         |         |         |         |         |   |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---|
|        | X3      | 0.1476  | 0.2052  | - -     |         |   |
|        | X4      | -0.0148 | -0.2294 | -0.0372 | - -     |   |
|        | X5      | -0.0805 | 0.1061  | 0.0172  | -0.0159 | - |
| -      |         |         |         |         |         |   |
|        | X6      | -0.0780 | 0.0264  | 0.0477  | 0.0146  |   |
| 0.0571 | - -     |         |         |         |         |   |
|        | X7      | -0.0889 | -0.1302 | 0.0146  | 0.1308  | - |
| 0.0724 | -0.2150 |         |         |         |         |   |
|        | X8      | -0.1809 | -0.0651 | -0.3103 | 0.0374  |   |
| 0.0102 | 0.0286  |         |         |         |         |   |
|        | X9      | 0.1333  | 0.1965  | 0.0314  | -0.0914 |   |
| 0.1335 | -0.1408 |         |         |         |         |   |
|        | X10     | 0.0330  | -0.0618 | -0.2215 | 0.0654  |   |
| 0.0561 | 0.0693  |         |         |         |         |   |
|        | X11     | 0.3644  | 0.1690  | 0.4093  | -0.1489 | - |
| 0.1458 | 0.0637  |         |         |         |         |   |
|        | X12     | -0.2299 | -0.1176 | -0.0406 | 0.0390  | - |
| 0.1517 | 0.1707  |         |         |         |         |   |

Expected Change for THETA-DELTA

|        |       |         |         |         |         |       |
|--------|-------|---------|---------|---------|---------|-------|
|        |       | X7      | X8      | X9      | X10     |       |
| X11    | X12   |         |         |         |         |       |
|        |       | -----   | -----   | -----   | -----   | ----- |
| ---    | ----- |         |         |         |         |       |
|        | X7    | - -     |         |         |         |       |
|        | X8    | 0.2068  | - -     |         |         |       |
|        | X9    | -0.0363 | 0.2276  | - -     |         |       |
|        | X10   | -0.1636 | 0.1339  | 0.8637  | - -     |       |
|        | X11   | -0.0970 | -0.2444 | -0.5186 | -0.5346 | -     |
| -      |       |         |         |         |         |       |
|        | X12   | 0.1560  | -0.1325 | -0.8780 | -0.4850 |       |
| 1.7145 | - -   |         |         |         |         |       |

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

|     |       |       |       |       |       |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|     |       | X1    | X2    | X3    | X4    |       |
| X5  | X6    |       |       |       |       |       |
|     |       | ----- | ----- | ----- | ----- | ----- |
| --- | ----- |       |       |       |       |       |

|        |     |         |         |         |         |   |
|--------|-----|---------|---------|---------|---------|---|
|        | X1  | - -     |         |         |         |   |
|        | X2  | 0.1213  | - -     |         |         |   |
|        | X3  | 0.0373  | 0.0703  | - -     |         |   |
|        | X4  | -0.0051 | -0.1070 | -0.0137 | - -     |   |
|        | X5  | -0.0226 | 0.0404  | 0.0052  | -0.0065 | - |
| -      |     |         |         |         |         |   |
|        | X6  | -0.0214 | 0.0098  | 0.0140  | 0.0058  |   |
| 0.0187 |     | - -     |         |         |         |   |
|        | X7  | -0.0173 | -0.0344 | 0.0031  | 0.0373  | - |
| 0.0168 |     | -0.0488 |         |         |         |   |
|        | X8  | -0.0387 | -0.0189 | -0.0712 | 0.0117  |   |
| 0.0026 |     | 0.0071  |         |         |         |   |
|        | X9  | 0.0241  | 0.0482  | 0.0061  | -0.0242 |   |
| 0.0288 |     | -0.0297 |         |         |         |   |
|        | X10 | 0.0091  | -0.0232 | -0.0659 | 0.0265  |   |
| 0.0185 |     | 0.0224  |         |         |         |   |
|        | X11 | 0.0688  | 0.0433  | 0.0829  | -0.0411 | - |
| 0.0328 |     | 0.0140  |         |         |         |   |
|        | X12 | -0.0420 | -0.0291 | -0.0079 | 0.0104  | - |
| 0.0330 |     | 0.0363  |         |         |         |   |

Completely Standardized Expected Change for THETA-DELTA

|        |       |         |         |         |         |       |
|--------|-------|---------|---------|---------|---------|-------|
|        |       | X7      | X8      | X9      | X10     |       |
| X11    | X12   |         |         |         |         |       |
|        |       | -----   | -----   | -----   | -----   | ----- |
| ---    | ----- |         |         |         |         |       |
|        | X7    | - -     |         |         |         |       |
|        | X8    | 0.0366  | - -     |         |         |       |
|        | X9    | -0.0054 | 0.0374  | - -     |         |       |
|        | X10   | -0.0375 | 0.0337  | 0.1842  | - -     |       |
|        | X11   | -0.0152 | -0.0419 | -0.0753 | -0.1189 | -     |
| -      |       |         |         |         |         |       |
|        | X12   | 0.0236  | -0.0219 | -0.1232 | -0.1042 |       |
| 0.2508 |       | - -     |         |         |         |       |

Maximum Modification Index is 26.89 for Element (12,11) of THETA-DELTA

THREE FACTOR MODEL FOR DRINKING MOTIVES

Standardized Solution

LAMBDA-X

|     | Coping | Social | Enhance |
|-----|--------|--------|---------|
|     | -----  | -----  | -----   |
| X1  | 0.8892 | - -    | - -     |
| X2  | 0.6623 | - -    | - -     |
| X3  | 0.8664 | - -    | - -     |
| X4  | 1.3441 | - -    | - -     |
| X5  | - -    | 1.0955 | - -     |
| X6  | - -    | 1.3236 | - -     |
| X7  | - -    | 1.7180 | - -     |
| X8  | - -    | 1.6542 | - -     |
| X9  | - -    | - -    | 1.6133  |
| X10 | - -    | - -    | 1.0454  |
| X11 | - -    | - -    | 1.6980  |
| X12 | - -    | - -    | 1.7694  |

PHI

|         | Coping | Social | Enhance |
|---------|--------|--------|---------|
|         | -----  | -----  | -----   |
| Coping  | 1.0000 |        |         |
| Social  | 0.7987 | 1.0000 |         |
| Enhance | 0.3219 | 0.2676 | 1.0000  |

THREE FACTOR MODEL FOR DRINKING MOTIVES

Completely Standardized Solution

LAMBDA-X

|    | Coping | Social | Enhance |
|----|--------|--------|---------|
|    | -----  | -----  | -----   |
| X1 | 0.4316 | - -    | - -     |
| X2 | 0.4358 | - -    | - -     |
| X3 | 0.4512 | - -    | - -     |
| X4 | 0.9532 | - -    | - -     |
| X5 | - -    | 0.6332 | - -     |

|     |     |        |        |
|-----|-----|--------|--------|
| X6  | - - | 0.7478 | - -    |
| X7  | - - | 0.6899 | - -    |
| X8  | - - | 0.7287 | - -    |
| X9  | - - | - -    | 0.6020 |
| X10 | - - | - -    | 0.5974 |
| X11 | - - | - -    | 0.6607 |
| X12 | - - | - -    | 0.6652 |

PHI

|         | Coping | Social | Enhance |
|---------|--------|--------|---------|
|         | -----  | -----  | -----   |
| Coping  | 1.0000 |        |         |
| Social  | 0.7987 | 1.0000 |         |
| Enhance | 0.3219 | 0.2676 | 1.0000  |

THETA-DELTA

|        | X1     | X2     | X3     | X4     |
|--------|--------|--------|--------|--------|
| X5     | X6     |        |        |        |
|        | -----  | -----  | -----  | -----  |
|        | 0.8137 | 0.8101 | 0.7964 | 0.0914 |
| 0.5990 | 0.4408 |        |        |        |

THETA-DELTA

|        | X7     | X8     | X9     | X10    |
|--------|--------|--------|--------|--------|
| X11    | X12    |        |        |        |
|        | -----  | -----  | -----  | -----  |
|        | 0.5240 | 0.4690 | 0.6376 | 0.6431 |
| 0.5635 | 0.5575 |        |        |        |

Time used: 0.047 Seconds



## الملحق رقم (٢)

مخرجات التحليل العاملي التوكيدي باستعمال حزمة إيكس *EQS*،  
الخاصة بالمثال الأول: نموذج العاملين (العصابية والإنطوائية)  
للشخصية، والذي تطرقنا إليه في الفصل الثاني  
والثالث والرابع.





EQS, A STRUCTURAL EQUATION PROGRAM                    MULTIVARIATE  
SOFTWARE, INC.  
COPYRIGHT BY P.M. BENTLER                    VERSION 6.1 (C) 1985 - 2008 (B94)

PROGRAM CONTROL INFORMATION

```

1  /TITLE Testing two-factor model of neuroticism and
extraversion using EQS
2
3  /SPECIFICATIONS
4  CASES=250;
5  VARIABLES=8;
6  METHODS=ML;
7  MATRIX=COR;
8  ANALYSIS=COV;
9  /LABELS
10 V1=N1; V2=N2; V3=N3; V4=N4; V5=EX1; V6=EX2; V7=EX3; V8=EX4;
11 F1=neurotic; F2=extrav;
12
13 /EQUATIONS
14 V1 =      F1 + E1;
15 V2 = *F1 + E2;
16 V3 = *F1 + E3;
17 V4 = *F1 + E4;
18           V5 =      F2 + E5;
19           V6 = *F2 + E6;
20           V7 = *F2 + E7;
21           V8 = *F2 + E8;
22 /VARIANCES
23 F1 TO F2 = * ;
24           E1 TO E8 = * ;
25 /COVARIANCES
26 F1 TO F2 = * ;
27 /MATRIX
28 1.000
29 0.767  1.000
30 0.731  0.709  1.000
31 0.778  0.738  0.762  1.000
32 -0.351 -0.302 -0.356 -0.318  1.000
33 -0.316 -0.280 -0.300 -0.267  0.675  1.000
34 -0.296 -0.289 -0.297 -0.296  0.634  0.651  1.000
35 -0.282 -0.254 -0.292 -0.245  0.534  0.593  0.566
1.000
36 /STANDARDS DEVIATIONS
37 5.7 5.6 6.4 5.7 6.0 6.2 5.7 5.6
38
39 /PRINT
40           FIT ALL
41 /WTEST
42 /LMTST
44 /END

```

---

COVARIANCE MATRIX TO BE ANALYZED: 8 VARIABLES (SELECTED FROM 8 VARIABLES) BASED ON 250 CASES.

|     |    | N1      | N2      | N3      | N4      | EX1    |
|-----|----|---------|---------|---------|---------|--------|
|     |    | V1      | V2      | V3      | V4      | V5     |
| N1  | V1 | 32.490  |         |         |         |        |
| N2  | V2 | 24.483  | 31.360  |         |         |        |
| N3  | V3 | 26.667  | 25.411  | 40.960  |         |        |
| N4  | V4 | 25.277  | 23.557  | 27.798  | 32.490  |        |
| EX1 | V5 | -12.004 | -10.147 | -13.670 | -10.876 | 36.000 |
| EX2 | V6 | -11.167 | -9.722  | -11.904 | -9.436  | 25.110 |
| EX3 | V7 | -9.617  | -9.225  | -10.835 | -9.617  | 21.683 |
| EX4 | V8 | -9.001  | -7.965  | -10.465 | -7.820  | 17.942 |

|     |    |  | EX2    | EX3    | EX4    |
|-----|----|--|--------|--------|--------|
|     |    |  | V6     | V7     | V8     |
| EX2 | V6 |  | 38.440 |        |        |
| EX3 | V7 |  | 23.006 | 32.490 |        |
| EX4 | V8 |  | 20.589 | 18.067 | 31.360 |

BENTLER-WEEKS STRUCTURAL REPRESENTATION:

NUMBER OF DEPENDENT VARIABLES = 8  
 7 8  
 DEPENDENT V'S : 1 2 3 4 5 6

NUMBER OF INDEPENDENT VARIABLES = 10  
 7 8  
 INDEPENDENT F'S : 1 2  
 INDEPENDENT E'S : 1 2 3 4 5 6

NUMBER OF FREE PARAMETERS = 17  
 NUMBER OF FIXED NONZERO PARAMETERS = 10

\*\*\* WARNING MESSAGES ABOVE, IF ANY, REFER TO THE MODEL PROVIDED.  
CALCULATIONS FOR INDEPENDENCE MODEL NOW BEGIN.

\*\*\* WARNING MESSAGES ABOVE, IF ANY, REFER TO INDEPENDENCE MODEL.  
CALCULATIONS FOR USER'S MODEL NOW BEGIN.

3RD STAGE OF COMPUTATION REQUIRED 5706 WORDS OF MEMORY.  
PROGRAM ALLOCATED 200000000 WORDS

**DETERMINANT OF INPUT MATRIX IS .12688D+11**

**PARAMETER ESTIMATES APPEAR IN ORDER,**  
NO SPECIAL PROBLEMS WERE ENCOUNTERED DURING OPTIMIZATION.

RESIDUAL COVARIANCE MATRIX (S-SIGMA) :

|     |    | N1     | N2    | N3     | N4    | EX1   |
|-----|----|--------|-------|--------|-------|-------|
|     |    | V1     | V2    | V3     | V4    | V5    |
| N1  | V1 | .000   |       |        |       |       |
| N2  | V2 | .518   | .000  |        |       |       |
| N3  | V3 | -.565  | -.245 | .000   |       |       |
| N4  | V4 | -.078  | -.331 | .654   | .000  |       |
| EX1 | V5 | -1.450 | -.204 | -2.372 | -.355 | .000  |
| EX2 | V6 | .172   | .962  | .236   | 1.868 | .240  |
| EX3 | V7 | .254   | .075  | -.267  | .223  | .033  |
| EX4 | V8 | -.414  | .125  | -1.272 | .739  | -.891 |

|     |    | EX2   | EX3  | EX4  |
|-----|----|-------|------|------|
|     |    | V6    | V7   | V8   |
| EX2 | V6 | .000  |      |      |
| EX3 | V7 | -.255 | .000 |      |
| EX4 | V8 | .353  | .451 | .000 |

AVERAGE ABSOLUTE RESIDUAL = .4334

AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE RESIDUAL = .5572

STANDARDIZED RESIDUAL MATRIX:

|     |    | N1    | N2    | N3    | N4    | EX1   |
|-----|----|-------|-------|-------|-------|-------|
|     |    | V1    | V2    | V3    | V4    | V5    |
| N1  | V1 | .000  |       |       |       |       |
| N2  | V2 | .016  | .000  |       |       |       |
| N3  | V3 | -.015 | -.007 | .000  |       |       |
| N4  | V4 | -.002 | -.010 | .018  | .000  |       |
| EX1 | V5 | -.042 | -.006 | -.062 | -.010 | .000  |
| EX2 | V6 | .005  | .028  | .006  | .053  | .006  |
| EX3 | V7 | .008  | .002  | -.007 | .007  | .001  |
| EX4 | V8 | -.013 | .004  | -.035 | .023  | -.027 |

|     |    |       |      |      |
|-----|----|-------|------|------|
|     |    | EX2   | EX3  | EX4  |
|     |    | V6    | V7   | V8   |
| EX2 | V6 | .000  |      |      |
| EX3 | V7 | -.007 | .000 |      |
| EX4 | V8 | .010  | .014 | .000 |

AVERAGE ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUAL = .0124  
AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE STANDARDIZED RESIDUAL = .0160

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

LARGEST STANDARDIZED RESIDUALS:

| NO. | PARAMETER | ESTIMATE | NO. | PARAMETER | ESTIMATE |
|-----|-----------|----------|-----|-----------|----------|
| --- | -----     | -----    | --- | -----     | -----    |
| 1   | V5, V3    | -.062    | 11  | V8, V7    | .014     |
| 2   | V6, V4    | .053     | 12  | V8, V1    | -.013    |
| 3   | V5, V1    | -.042    | 13  | V5, V4    | -.010    |
| 4   | V8, V3    | -.035    | 14  | V4, V2    | -.010    |
| 5   | V6, V2    | .028     | 15  | V8, V6    | .010     |
| 6   | V8, V5    | -.027    | 16  | V7, V1    | .008     |
| 7   | V8, V4    | .023     | 17  | V7, V3    | -.007    |
| 8   | V4, V3    | .018     | 18  | V7, V6    | -.007    |
| 9   | V2, V1    | .016     | 19  | V7, V4    | .007     |
| 10  | V3, V1    | -.015    | 20  | V3, V2    | -.007    |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

GOODNESS OF FIT SUMMARY FOR METHOD = ML

INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE = 1248.776 ON 28 DEGREES OF FREEDOM

INDEPENDENCE AIC = 1192.776 INDEPENDENCE CAIC = 1066.175  
MODEL AIC = -24.768 MODEL CAIC = -110.676

CHI-SQUARE = 13.232 BASED ON 19 DEGREES OF FREEDOM  
PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS .82649

THE NORMAL THEORY RLS CHI-SQUARE FOR THIS ML SOLUTION IS 12.661.

FIT INDICES

-----

BENTLER-BONETT NORMED FIT INDEX = .989  
 BENTLER-BONETT NON-NORMED FIT INDEX = 1.007  
 COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = 1.000

RELIABILITY COEFFICIENTS

-----  
 CRONBACH'S ALPHA = .523  
 RELIABILITY COEFFICIENT RHO = .828

STANDARDIZED FACTOR LOADINGS FOR THE FACTOR THAT GENERATES  
 MAXIMAL RELIABILITY FOR THE UNIT-WEIGHT COMPOSITE  
 BASED ON THE MODEL (RHO):

|      |      |      |      |      |      |
|------|------|------|------|------|------|
| N1   | N2   | N3   | N4   | EX1  | EX2  |
| .525 | .504 | .501 | .524 | .374 | .389 |
| EX3  | EX4  |      |      |      |      |
| .368 | .326 |      |      |      |      |

ITERATIVE SUMMARY

| ITERATION | PARAMETER<br>ABS CHANGE | ALPHA   | FUNCTION |
|-----------|-------------------------|---------|----------|
| 1         | 8.515234                | 1.00000 | .56638   |
| 2         | 1.456642                | 1.00000 | .05676   |
| 3         | .259476                 | 1.00000 | .05318   |
| 4         | .027800                 | 1.00000 | .05314   |
| 5         | .003423                 | 1.00000 | .05314   |
| 6         | .000426                 | 1.00000 | .05314   |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

MEASUREMENT EQUATIONS WITH STANDARD ERRORS AND TEST STATISTICS  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

|     |     |   |                             |   |          |
|-----|-----|---|-----------------------------|---|----------|
| N1  | =V1 | = | 1.000 F1                    | + | 1.000 E1 |
| N2  | =V2 | = | .942*F1<br>.053<br>17.945@  | + | 1.000 E2 |
| N3  | =V3 | = | 1.071*F1<br>.060<br>17.755@ | + | 1.000 E3 |
| N4  | =V4 | = | .997*F1<br>.052<br>19.274@  | + | 1.000 E4 |
| EX1 | =V5 | = | 1.000 F2                    | + | 1.000 E5 |
| EX2 | =V6 | = | 1.074*F2<br>.079<br>13.609@ | + | 1.000 E6 |
| EX3 | =V7 | = | .935*F2<br>.072<br>12.901@  | + | 1.000 E7 |
| EX4 | =V8 | = | .814*F2<br>.072<br>11.225@  | + | 1.000 E8 |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES

-----  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

| V   |                | F        |
|-----|----------------|----------|
| --- |                | ---      |
|     | I F1 -NEUROTIC | 25.437*I |
|     | I              | 2.918 I  |
|     | I              | 8.719@I  |
|     | I              | I        |
|     | I F2 -EXTRAV   | 23.147*I |
|     | I              | 3.207 I  |
|     | I              | 7.218@I  |
|     | I              | I        |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES

-----  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

|          | E        |  | D   |
|----------|----------|--|-----|
|          | ---      |  | --- |
| E1 - N1  | 7.053*I  |  | I   |
|          | .912 I   |  | I   |
|          | 7.731@I  |  | I   |
| E2 - N2  | 8.782*I  |  | I   |
|          | 1.005 I  |  | I   |
|          | 8.738@I  |  | I   |
| E3 - N3  | 11.807*I |  | I   |
|          | 1.336 I  |  | I   |
|          | 8.837@I  |  | I   |
| E4 - N4  | 7.217*I  |  | I   |
|          | .922 I   |  | I   |
|          | 7.830@I  |  | I   |
| E5 - EX1 | 12.853*I |  | I   |
|          | 1.590 I  |  | I   |
|          | 8.084@I  |  | I   |
| E6 - EX2 | 11.718*I |  | I   |
|          | 1.612 I  |  | I   |
|          | 7.270@I  |  | I   |
| E7 - EX3 | 12.241*I |  | I   |
|          | 1.467 I  |  | I   |



|          |  |          |   |
|----------|--|----------|---|
|          |  | 8.344@I  | I |
| E8 - EX4 |  | 16.036*I | I |
|          |  | 1.676 I  | I |
|          |  | 9.568@I  | I |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

COVARIANCES AMONG INDEPENDENT VARIABLES

-----  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

| V   |                | F   |           |
|-----|----------------|-----|-----------|
| --- |                | --- |           |
|     | I F2 -EXTRAV   |     | -10.554*I |
|     | I F1 -NEUROTIC |     | 1.931 I   |
|     | I              |     | -5.465@I  |
|     | I              |     | I         |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

STANDARDIZED SOLUTION:

R-SQUARED

|     |     |   |       |    |   |      |    |  |      |
|-----|-----|---|-------|----|---|------|----|--|------|
| N1  | =V1 | = | .885  | F1 | + | .466 | E1 |  | .783 |
| N2  | =V2 | = | .849* | F1 | + | .529 | E2 |  | .720 |
| N3  | =V3 | = | .844* | F1 | + | .537 | E3 |  | .712 |
| N4  | =V4 | = | .882* | F1 | + | .471 | E4 |  | .778 |
| EX1 | =V5 | = | .802  | F2 | + | .598 | E5 |  | .643 |
| EX2 | =V6 | = | .834* | F2 | + | .552 | E6 |  | .695 |
| EX3 | =V7 | = | .789* | F2 | + | .614 | E7 |  | .623 |
| EX4 | =V8 | = | .699* | F2 | + | .715 | E8 |  | .489 |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

CORRELATIONS AMONG INDEPENDENT VARIABLES

-----

| V   |                | F   |         |
|-----|----------------|-----|---------|
| --- |                | --- |         |
|     | I F2 -EXTRAV   |     | -.435*I |
|     | I F1 -NEUROTIC |     | I       |
|     | I              |     | I       |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

WALD TEST (FOR DROPPING PARAMETERS)  
MULTIVARIATE WALD TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS

| CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS |           |            |      | UNIVARIATE  |            |
|------------------------------------|-----------|------------|------|-------------|------------|
| INCREMENT                          |           |            |      | CHI-SQUARE  |            |
| STEP                               | PARAMETER | CHI-SQUARE | D.F. | PROBABILITY | CHI-SQUARE |
| PROBABILITY                        |           |            |      |             |            |

\*\*\*\*\*

**NONE OF THE FREE PARAMETERS IS DROPPED IN THIS PROCESS.**

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

LAGRANGE MULTIPLIER TEST (FOR ADDING PARAMETERS)

ORDERED UNIVARIATE TEST STATISTICS:

| STANDAR-<br>PARAMETER<br>NO | CODE | DIZED<br>PARAMETER | CHI-<br>SQUARE | PROB. | HANCOCK<br>19 DF |        |       |       |
|-----------------------------|------|--------------------|----------------|-------|------------------|--------|-------|-------|
|                             |      |                    |                |       | PROB.            | CHANGE |       |       |
| 1                           | 2    | 12                 | V5,F1          | 1.323 | .250             | 1.000  | -.073 | -.002 |
| 2                           | 2    | 12                 | V6,F1          | 1.117 | .291             | 1.000  | .068  | .002  |
| 3                           | 2    | 12                 | V4,F2          | 1.062 | .303             | 1.000  | .053  | .002  |
| 4                           | 2    | 12                 | V3,F2          | .900  | .343             | 1.000  | -.059 | -.002 |
| 5                           | 2    | 12                 | V1,F2          | .272  | .602             | 1.000  | -.027 | -.001 |
| 6                           | 2    | 12                 | V2,F2          | .142  | .706             | 1.000  | .020  | .001  |
| 7                           | 2    | 12                 | V7,F1          | .014  | .905             | 1.000  | .007  | .000  |
| 8                           | 2    | 12                 | V8,F1          | .012  | .911             | 1.000  | -.007 | .000  |
| 9                           | 2    | 0                  | V5,F2          | .000  | 1.000            | 1.000  | .000  | .000  |
| 10                          | 2    | 0                  | V1,F1          | .000  | 1.000            | 1.000  | .000  | .000  |

\*\*\*\*\* NONE OF THE UNIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIERS IS SIGNIFICANT,  
\*\*\*\*\* THE MULTIVARIATE TEST PROCEDURE WILL NOT BE EXECUTED.



## المحق رقم (٤)

مخرجات التحليل العملي التوكيدي باستعمال حزمة ليزرل، الخاصة  
بالمثال الثاني (دوافع تعاطي التدخين)الذي  
تطرقنا إليه في الفصل الرابع .



PROGRAM CONTROL INFORMATION

```
1 /TITLE Testing three-factor model of smoking motives using EQS
2
3 /SPECIFICATIONS
4 CASES=500;
5 VARIABLES=12;
6 METHODS=ML;
7 MATRIX=COR;
8 ANALYSIS=COV;
9 /LABELS
10 V1=X1; V2=X2; V3=X3; V4=X4; V5=X5; V6=X6; V7=X7; V8=X8;
11 V9=X9; V10=X10; V11=X11; V12=X12; F1=COPING; F2=SOCIAL;
12 F3=ENHANC;
13 /EQUATIONS
14 V1 = F1 + E1;
15 V2 = *F1 + E2;
16 V3 = *F1 + E3;
17 V4 = *F1 + E4;
18 V5 = F2 + E5;
19 V6 = *F2 + E6;
20 V7 = *F2 + E7;
21 V8 = *F2 + E8;
22 V9 = F3 + E9;
23 V10 = *F3 + E10;
24 V11 = *F3 + E11;
25 V12 = *F3 + E12;
26
27 /VARIANCES
28 F1 TO F3 = * ;
29 E1 TO E12 = * ;
30 /COVARIANCES
31 F1 TO F3 = * ;
32 /MATRIX
33 1.000
34 0.300 1.000
35 0.229 0.261 1.000
36 0.411 0.406 0.429 1.000
37 0.172 0.252 0.218 0.481 1.000
38 0.214 0.268 0.267 0.579 0.484 1.000
39 0.200 0.214 0.241 0.543 0.426 0.492 1.000
40 0.185 0.230 0.185 0.545 0.463 0.548 0.522 1.000
41 0.134 0.146 0.108 0.186 0.122 0.131 0.108 0.151 1.000
42 0.134 0.099 0.061 0.223 0.133 0.188 0.105 0.170 0.448 1.000
43 0.160 0.131 0.158 0.161 0.044 0.124 0.066 0.061 0.370 0.350 1.000
44 0.087 0.088 0.101 0.198 0.077 0.177 0.128 0.112 0.356 0.359 0.507
1.000
45
```

```

46 /STANDARDS DEVIATIONS
47 2.06 1.52 1.92 1.41 1.73 1.77 2.49 2.27 2.68 1.75 2.57 2.66
48 /PRINT
49     FIT ALL
50 /WTEST
51 /LMTST
53 /END

```

COVARIANCE MATRIX TO BE ANALYZED: 12 VARIABLES (SELECTED FROM 12 VARIABLES)  
 BASED ON 500 CASES.

|     |     | X1<br>V1 | X2<br>V2 | X3<br>V3 | X4<br>V4 | X5<br>V5 |
|-----|-----|----------|----------|----------|----------|----------|
| X1  | V1  | 4.244    |          |          |          |          |
| X2  | V2  | .939     | 2.310    |          |          |          |
| X3  | V3  | .906     | .762     | 3.686    |          |          |
| X4  | V4  | 1.194    | .870     | 1.161    | 1.988    |          |
| X5  | V5  | .613     | .663     | .724     | 1.173    | 2.993    |
| X6  | V6  | .780     | .721     | .907     | 1.445    | 1.482    |
| X7  | V7  | 1.026    | .810     | 1.152    | 1.906    | 1.835    |
| X12 | V8  | .865     | .794     | .806     | 1.744    | 1.818    |
| V9  | V9  | .740     | .595     | .556     | .703     | .566     |
| V10 | V10 | .483     | .263     | .205     | .550     | .403     |
| V11 | V11 | .847     | .512     | .780     | .583     | .196     |
| V12 | V12 | .477     | .356     | .516     | .743     | .354     |

|     |     | X6<br>V6 | X7<br>V7 | X12<br>V8 | V9<br>V9 | V10<br>V10 |
|-----|-----|----------|----------|-----------|----------|------------|
| X6  | V6  | 3.133    |          |           |          |            |
| X7  | V7  | 2.168    | 6.200    |           |          |            |
| X12 | V8  | 2.202    | 2.951    | 5.153     |          |            |
| V9  | V9  | .621     | .721     | .919      | 7.182    |            |
| V10 | V10 | .582     | .458     | .675      | 2.101    | 3.063      |
| V11 | V11 | .564     | .422     | .356      | 2.548    | 1.574      |
| V12 | V12 | .833     | .848     | .676      | 2.538    | 1.671      |

|     |     | V11<br>V11 | V12<br>V12 |
|-----|-----|------------|------------|
| V11 | V11 | 6.605      |            |
| V12 | V12 | 3.466      | 7.076      |

BENTLER-WEEKS STRUCTURAL REPRESENTATION:

NUMBER OF DEPENDENT VARIABLES = 12  
 DEPENDENT V'S : 1 2 3 4 5 6 7 8 9  
 10 11 12

NUMBER OF INDEPENDENT VARIABLES = 15

10 INDEPENDENT F'S : 1 2 3  
 INDEPENDENT E'S : 1 2 3 4 5 6 7 8 9  
 INDEPENDENT E'S : 11 12  
 NUMBER OF FREE PARAMETERS = 27  
 NUMBER OF FIXED NONZERO PARAMETERS = 15

3RD STAGE OF COMPUTATION REQUIRED 13614 WORDS OF MEMORY.  
 PROGRAM ALLOCATED 200000000 WORDS

DETERMINANT OF INPUT MATRIX IS .79355D+06

**PARAMETER ESTIMATES APPEAR IN ORDER,**  
 NO SPECIAL PROBLEMS WERE ENCOUNTERED DURING OPTIMIZATION.

RESIDUAL COVARIANCE MATRIX (S-SIGMA) :

|     |     | X1    | X2    | X3    | X4    | X5    |
|-----|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
|     |     | V1    | V2    | V3    | V4    | V5    |
| X1  | V1  | .000  |       |       |       |       |
| X2  | V2  | .350  | .000  |       |       |       |
| X3  | V3  | .135  | .188  | .000  |       |       |
| X4  | V4  | -.001 | -.020 | -.003 | .000  |       |
| X5  | V5  | -.165 | .083  | -.034 | -.003 | .000  |
| X6  | V6  | -.160 | .021  | -.009 | .024  | .032  |
| X7  | V7  | -.194 | -.099 | -.037 | .062  | -.047 |
| X12 | V8  | -.310 | -.082 | -.338 | -.031 | .006  |
| V9  | V9  | .278  | .251  | .106  | .005  | .092  |
| V10 | V10 | .184  | .040  | -.087 | .098  | .096  |
| V11 | V11 | .361  | .150  | .306  | -.151 | -.302 |
| V12 | V12 | -.030 | -.021 | .022  | -.023 | -.164 |
|     |     | X6    | X7    | X12   | V9    | V10   |
|     |     | V6    | V7    | V8    | V9    | V10   |
| X6  | V6  | .000  |       |       |       |       |
| X7  | V7  | -.106 | .000  |       |       |       |
| X12 | V8  | .012  | .109  | .000  |       |       |
| V9  | V9  | .050  | -.021 | .204  | .000  |       |
| V10 | V10 | .212  | -.023 | .212  | .414  | .000  |
| V11 | V11 | -.037 | -.358 | -.396 | -.191 | -.201 |
| V12 | V12 | .207  | .034  | -.107 | -.317 | -.179 |
|     |     | V11   | V12   |       |       |       |
|     |     | V11   | V12   |       |       |       |
| V11 | V11 | .000  |       |       |       |       |
| V12 | V12 | .463  | .000  |       |       |       |

AVERAGE ABSOLUTE RESIDUAL = .1161  
 AVERAGE OFF-DIAGONAL ABSOLUTE RESIDUAL = .1372





|    |          |       |    |          |       |
|----|----------|-------|----|----------|-------|
| 7  | V11, V8  | -.068 | 17 | V5, V1   | -.046 |
| 8  | V12, V11 | .068  | 18 | V11, V10 | -.045 |
| 9  | V8, V1   | -.066 | 19 | V12, V9  | -.044 |
| 10 | V3, V2   | .064  | 20 | V12, V6  | .044  |

DISTRIBUTION OF STANDARDIZED RESIDUALS

| PERCENT |   | RANGE |               | FREQ |
|---------|---|-------|---------------|------|
| 60-     | ! | !     |               |      |
| 45-     | ! | !     |               |      |
| .00%    | ! | !     | 1 -0.5 - --   | 0    |
| .00%    | ! | !     | 2 -0.4 - -0.5 | 0    |
| .00%    | ! | !     | 3 -0.3 - -0.4 | 0    |
| .00%    | ! | !     | 4 -0.2 - -0.3 | 0    |
| 30-     | ! | !     | 5 -0.1 - -0.2 | 0    |
| 46.15%  | ! | !     | 6 0.0 - -0.1  | 36   |
| 52.56%  | ! | !     | 7 0.1 - 0.0   | 41   |
| 1.28%   | ! | !     | 8 0.2 - 0.1   | 1    |
| .00%    | ! | !     | 9 0.3 - 0.2   | 0    |
| 15-     | ! | !     | A 0.4 - 0.3   | 0    |
| .00%    | ! | !     | B 0.5 - 0.4   | 0    |
| .00%    | ! | !     | C ++ - 0.5    | 0    |
| 100.00% | ! | !     | TOTAL         | 78   |

RESIDUALS 1 2 3 4 5 6 7 8 9 A B C EACH "\*" REPRESENTS 3

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

GOODNESS OF FIT SUMMARY FOR METHOD = ML

INDEPENDENCE MODEL CHI-SQUARE = 1660.698 ON 66 DEGREES OF FREEDOM

INDEPENDENCE AIC = 1528.698 INDEPENDENCE CAIC = 1184.533  
 MODEL AIC = -15.395 MODEL CAIC = -281.340

CHI-SQUARE = 86.605 BASED ON 51 DEGREES OF FREEDOM  
 PROBABILITY VALUE FOR THE CHI-SQUARE STATISTIC IS .00137

THE NORMAL THEORY RLS CHI-SQUARE FOR THIS ML SOLUTION IS 92.306.

FIT INDICES

-----  
 BENTLER-BONETT NORMED FIT INDEX = .948  
 BENTLER-BONETT NON-NORMED FIT INDEX = .971  
 COMPARATIVE FIT INDEX (CFI) = .978

RELIABILITY COEFFICIENTS

-----  
 CRONBACH'S ALPHA = .777  
 RELIABILITY COEFFICIENT RHO = .830

STANDARDIZED FACTOR LOADINGS FOR THE FACTOR THAT GENERATES  
 MAXIMAL RELIABILITY FOR THE UNIT-WEIGHT COMPOSITE  
 BASED ON THE MODEL (RHO):

| X1   | X2   | X3   | X4   | X5   | X6   |
|------|------|------|------|------|------|
| .361 | .364 | .377 | .796 | .533 | .629 |
| X7   | X12  | V9   | V10  | V11  | V12  |
| .580 | .613 | .431 | .428 | .473 | .477 |

ITERATIVE SUMMARY

| ITERATION | PARAMETER | ABS CHANGE | ALPHA   | FUNCTION |
|-----------|-----------|------------|---------|----------|
| 1         |           | .828896    | .50000  | .81649   |
| 2         |           | .431153    | .50000  | .44249   |
| 3         |           | .252833    | 1.00000 | .24259   |
| 4         |           | .058037    | 1.00000 | .17859   |
| 5         |           | .021192    | 1.00000 | .17372   |
| 6         |           | .008525    | 1.00000 | .17357   |
| 7         |           | .002374    | 1.00000 | .17356   |
| 8         |           | .001008    | 1.00000 | .17356   |
| 9         |           | .000382    | 1.00000 | .17356   |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

MEASUREMENT EQUATIONS WITH STANDARD ERRORS AND TEST STATISTICS  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

$$X1 \quad =V1 \quad = \quad 1.000 \text{ F1} \quad + \quad 1.000 \text{ E1}$$

$$X2 \quad =V2 \quad = \quad .745*F1 \quad + \quad 1.000 \text{ E2}$$

.102  
7.287@

$$X3 \quad =V3 \quad = \quad .974*F1 \quad + \quad 1.000 \text{ E3}$$

.131  
7.442@

$$X4 \quad =V4 \quad = \quad 1.511*F1 \quad + \quad 1.000 \text{ E4}$$

.163  
9.259@

$$X5 \quad =V5 \quad = \quad 1.000 \text{ F2} \quad + \quad 1.000 \text{ E5}$$

$$X6 \quad =V6 \quad = \quad 1.208*F2 \quad + \quad 1.000 \text{ E6}$$

.092  
13.063@

$$X7 \quad =V7 \quad = \quad 1.568*F2 \quad + \quad 1.000 \text{ E7}$$

.127  
12.349@

$$X12 \quad =V8 \quad = \quad 1.510*F2 \quad + \quad 1.000 \text{ E8}$$

.118  
12.839@

$$V9 \quad =V9 \quad = \quad 1.000 \text{ F3} \quad + \quad 1.000 \text{ E9}$$

$$V10 \quad =V10 \quad = \quad .648*F3 \quad + \quad 1.000 \text{ E10}$$

.069  
9.369@

$$V11 \quad =V11 \quad = \quad 1.052*F3 \quad + \quad 1.000 \text{ E11}$$

.107  
9.863@

$$V12 \quad =V12 \quad = \quad 1.096*F3 \quad + \quad 1.000 \text{ E12}$$

.111  
9.890@

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES

-----  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

|   |    | V       | F       |
|---|----|---------|---------|
|   |    | ---     | ---     |
| I | F1 | -ENHANC | .791*I  |
| I |    |         | .165 I  |
| I |    |         | 4.796@I |
| I |    |         | I       |
| I | F2 | -SOCIAL | 1.200*I |
| I |    |         | .164 I  |
| I |    |         | 7.300@I |
| I |    |         | I       |
| I | F3 | - F3    | 2.604*I |
| I |    |         | .417 I  |
| I |    |         | 6.248@I |
| I |    |         | I       |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

VARIANCES OF INDEPENDENT VARIABLES

-----  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

|    |      | E        | D   |
|----|------|----------|-----|
|    |      | ---      | --- |
| E1 | - X1 | 3.453*I  | I   |
|    |      | .225 I   | I   |
|    |      | 15.354@I | I   |
|    |      |          | I   |
| E2 | - X2 | 1.872*I  | I   |
|    |      | .122 I   | I   |
|    |      | 15.340@I | I   |
|    |      |          | I   |
| E3 | - X3 | 2.936*I  | I   |
|    |      | .192 I   | I   |
|    |      | 15.285@I | I   |
|    |      |          | I   |
| E4 | - X4 | .182*I   | I   |
|    |      | .092 I   | I   |
|    |      | 1.970@I  | I   |
|    |      |          | I   |
| E5 | - X5 | 1.793*I  | I   |
|    |      | .130 I   | I   |
|    |      | 13.794@I | I   |
|    |      |          | I   |
| E6 | - X6 | 1.381*I  | I   |
|    |      | .116 I   | I   |
|    |      | 11.946@I | I   |
|    |      |          | I   |
| E7 | - X7 | 3.249*I  | I   |
|    |      | .249 I   | I   |
|    |      | 13.061@I | I   |
|    |      |          | I   |

|           |          |   |
|-----------|----------|---|
| E8 - X12  | 2.416*I  | I |
|           | .195 I   | I |
|           | 12.367@I | I |
| E9 - V9   | 4.578*I  | I |
|           | .367 I   | I |
|           | 12.462@I | I |
| E10 - V10 | 1.969*I  | I |
|           | .157 I   | I |
|           | 12.544@I | I |
| E11 - V11 | 3.723*I  | I |
|           | .332 I   | I |
|           | 11.219@I | I |
| E12 - V12 | 3.946*I  | I |
|           | .355 I   | I |
|           | 11.108@I | I |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

COVARIANCES AMONG INDEPENDENT VARIABLES

-----  
 STATISTICS SIGNIFICANT AT THE 5% LEVEL ARE MARKED WITH @.

| V            | F       |
|--------------|---------|
| ---          | ---     |
| I F2 -SOCIAL | .778*I  |
| I F1 -ENHANC | .111 I  |
| I            | 6.997@I |
| I            | I       |
| I F3 - F3    | .462*I  |
| I F1 -ENHANC | .100 I  |
| I            | 4.636@I |
| I            | I       |
| I F3 - F3    | .473*I  |
| I F2 -SOCIAL | .114 I  |
| I            | 4.164@I |
| I            | I       |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

| STANDARDIZED SOLUTION: |      |           |            | R-SQUARED |
|------------------------|------|-----------|------------|-----------|
| X1                     | =V1  | = .432 F1 | + .902 E1  | .186      |
| X2                     | =V2  | = .436*F1 | + .900 E2  | .190      |
| X3                     | =V3  | = .451*F1 | + .892 E3  | .204      |
| X4                     | =V4  | = .953*F1 | + .302 E4  | .909      |
| X5                     | =V5  | = .633 F2 | + .774 E5  | .401      |
| X6                     | =V6  | = .748*F2 | + .664 E6  | .559      |
| X7                     | =V7  | = .690*F2 | + .724 E7  | .476      |
| X12                    | =V8  | = .729*F2 | + .685 E8  | .531      |
| V9                     | =V9  | = .602 F3 | + .798 E9  | .363      |
| V10                    | =V10 | = .598*F3 | + .802 E10 | .357      |
| V11                    | =V11 | = .661*F3 | + .751 E11 | .436      |
| V12                    | =V12 | = .665*F3 | + .747 E12 | .442      |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

CORRELATIONS AMONG INDEPENDENT VARIABLES

| V   |            | F   |        |
|-----|------------|-----|--------|
| --- |            | --- |        |
| I   | F2 -SOCIAL |     | .799*I |
| I   | F1 -ENHANC |     | I      |
| I   |            |     | I      |
| I   | F3 - F3    |     | .322*I |
| I   | F1 -ENHANC |     | I      |
| I   |            |     | I      |
| I   | F3 - F3    |     | .268*I |
| I   | F2 -SOCIAL |     | I      |
| I   |            |     | I      |

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

WALD TEST (FOR DROPPING PARAMETERS)  
MULTIVARIATE WALD TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS

| CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS |           |            |       | UNIVARIATE INCREMENT |            |             |
|------------------------------------|-----------|------------|-------|----------------------|------------|-------------|
| -----                              |           |            |       | -----                |            |             |
| STEP                               | PARAMETER | CHI-SQUARE | D.F.  | PROBABILITY          | CHI-SQUARE | PROBABILITY |
| -----                              | -----     | -----      | ----- | -----                | -----      | -----       |

NONE OF THE FREE PARAMETERS IS DROPPED IN THIS PROCESS.

MAXIMUM LIKELIHOOD SOLUTION (NORMAL DISTRIBUTION THEORY)

LAGRANGE MULTIPLIER TEST (FOR ADDING PARAMETERS)

ORDERED UNIVARIATE TEST STATISTICS:

| STANDARD-<br>DIZED<br>NO | CODE | PARAMETER | CHI-<br>SQUARE | HANCOCK     |             | PARAMETER<br>CHANGE |
|--------------------------|------|-----------|----------------|-------------|-------------|---------------------|
|                          |      |           |                | 51<br>PROB. | DF<br>PROB. |                     |
| 1                        | 2 12 | V4, F2    | 18.878         | .000        | 1.000       | 1.300 .842          |
| 2                        | 2 12 | V1, F2    | 6.913          | .009        | 1.000       | -.520 -.231         |
| 3                        | 2 12 | V11, F2   | 4.347          | .037        | 1.000       | -.229 -.081         |
| 4                        | 2 12 | V4, F3    | 3.095          | .079        | 1.000       | -.104 -.046         |
| 5                        | 2 12 | V10, F2   | 2.876          | .090        | 1.000       | .128 .067           |
| 6                        | 2 12 | V6, F3    | 2.489          | .115        | 1.000       | .078 .027           |
| 7                        | 2 12 | V3, F2    | 2.054          | .152        | 1.000       | -.267 -.127         |
| 8                        | 2 12 | V10, F1   | 2.010          | .156        | 1.000       | .129 .083           |
| 9                        | 2 12 | V8, F1    | 1.959          | .162        | 1.000       | -.323 -.160         |
| 10                       | 2 12 | V1, F3    | 1.950          | .163        | 1.000       | .093 .028           |
| 11                       | 2 12 | V11, F1   | 1.865          | .172        | 1.000       | -.181 -.079         |
| 12                       | 2 12 | V2, F3    | .861           | .353        | 1.000       | .045 .018           |
| 13                       | 2 12 | V7, F1    | .778           | .378        | 1.000       | .220 .099           |
| 14                       | 2 12 | V5, F3    | .594           | .441        | 1.000       | -.039 -.014         |
| 15                       | 2 12 | V7, F3    | .538           | .463        | 1.000       | -.052 -.013         |
| 16                       | 2 12 | V6, F1    | .483           | .487        | 1.000       | .127 .081           |
| 17                       | 2 12 | V3, F3    | .378           | .538        | 1.000       | .038 .012           |
| 18                       | 2 12 | V9, F2    | .337           | .562        | 1.000       | .067 .023           |
| 19                       | 2 12 | V9, F1    | .100           | .751        | 1.000       | .044 .018           |
| 20                       | 2 12 | V8, F3    | .093           | .761        | 1.000       | -.019 -.005         |
| 21                       | 2 12 | V2, F2    | .052           | .820        | 1.000       | -.033 -.020         |
| 22                       | 2 12 | V12, F1   | .040           | .842        | 1.000       | -.027 -.012         |
| 23                       | 2 12 | V5, F1    | .030           | .863        | 1.000       | -.030 -.019         |
| 24                       | 2 12 | V12, F2   | .001           | .974        | 1.000       | .004 .001           |
| 25                       | 2 0  | V9, F3    | .000           | 1.000       | 1.000       | .000 .000           |
| 26                       | 2 0  | V5, F2    | .000           | 1.000       | 1.000       | .000 .000           |
| 27                       | 2 0  | V1, F1    | .000           | 1.000       | 1.000       | .000 .000           |

MULTIVARIATE LAGRANGE MULTIPLIER TEST BY SIMULTANEOUS PROCESS IN STAGE 1

PARAMETER SETS (SUBMATRICES) ACTIVE AT THIS STAGE ARE:

PVV PFV PFF PDD GVV GVF GFV GFF BVF BFF



CUMULATIVE MULTIVARIATE STATISTICS

UNIVARIATE INCREMENT

| STEP | PARAMETER | CHI-SQUARE | D.F. | PROB. | HANCOCK'S SEQUENTIAL |       |      |       |  |
|------|-----------|------------|------|-------|----------------------|-------|------|-------|--|
|      |           |            |      |       | CHI-SQUARE           | PROB. | D.F. | PROB. |  |
| 1    | V4,F2     | 18.878     | 1    | .000  | 18.878               | .000  | 51   | 1.000 |  |
| 2    | V11,F2    | 23.225     | 2    | .000  | 4.347                | .037  | 50   | 1.000 |  |