توجهات حديثة في تقدير صدق وثبات درجات أدوات القياس: تحليل نظري تقويمي وتطبيقي

أ.د. امحمد تيغزة
جامعة وهران 2- الجزائر

استلم بتاريخ: 18-10-2016 تمت مراجعته بتاريخ: 10-01-2017 قبل للنشر بتاريخ: 18-02-2017

الملخص:

يشكل الثبات والصدق أهم قضايا وإجراءات القياس، وبناء أدوات القياس، وتقنين المقاييس والاختبارات. فيما يتعلق بالثبات، بدأت بدراسة معامل (ألفا لكرونباخ) للكشف عن مواطن قصورها، وعالجت بعض البدائل المقترحة منها معامل (ألفا) الطبقية Stratified alpha، ومعامل الثبات المركب Composite reliability (ويسمى أيضا بمعامل ثبات المفهوم Construct reliability أو "رو" Rho)، ومعامل (أوميجا) الموزونة Weighted omega. أما فيما يخص الصدق، فتطرقت إلى الصدق العاملي باستخدام المكونات الأساسية المستعملة بكثافة، والتي تعنى كلية باختصار المتغيرات إلى عدد أقل، ولا تعني كما هو الشأن في طريقة التحليل العاملي بالكشف عن البنية العاملية الكامنة للمقياس. واستعرضت أيضا طريقة من أقوى طرق تقدير الصدق قائمة على النمذجة بالمعادلات البنائية Structural equation modeling، وتستعمل للمفاضلة بين النماذج المنافسة فيما يخص بنية المفهوم الذي يقيسه الاختبار لانتقاء النموذج الأكثر صحة وصدقا.

الكلمات المفتاحية: الصدق، الثبات، أدوات القياس.

New orientations in the estimation of test score validity and reliability: Theoretical and practical Analysis.

M'Hamed TIGHEZZA
University of Oran 2- Algeria

Abstract

Validity and reliability are two major ubiquitous issues and procedures in testing, measuring instrument design, and test standardization. Concerning reliability, Cronbach alpha weaknesses were examined, and some recommended alternatives method for assessing reliability such as stratified alpha, composite reliability (construct reliability or Rho), and weighted omega were considered. With regard to validity, assessment of validity through principal component - compared to factor analysis - were frequently employed, despite the fact that it is a purely a data reduction technique, and does not uncover latent structure of tests. A more powerful method of validity assessment based on structural equation modeling that compares and select the most valid factor structure of tests among competing latent test structure models were presented and illustrated.

Keywords: validity, reliability, test.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الإشكالية:

لقد عرفت نظرية القياس في علم النفس والعلوم التربوية والاجتماعية تطورا كبيرا على مستوى التصور أو التنظير (تطور مفهوم الصدق الذي أمسى مختلفا جذريا عن دلالاته النظرية وتعريفاته الكلاسيكية) وعلى مستوى الآليات أو الكيفيات (توظيف النمذجة في القياس استفادة من منهجيتها ومن إمكانياتها). غير أن ممارسة التدريس الجامعي وإلى حد ما التأليف في القياس أصيب بعرض القصور الذاتي، إذ ما زال يستمرئ الماضي التليد، ويستمتع الطواف نحو مقدس الأوامر والنواهي الواسعة الانتشار للنظرية الكلاسيكية للقياس. فإذا تعلق الأمر بالصدق، فإنه يصنف تلقائيا إلى ثالوث مقدس: صدق المحتوى، والصدق المحكي (الذي يحتوي على الصدق التلازمي والصدق التنبؤي)، وأخيرا صدق المفهوم أو صدق التكوين الفرضي أو الصدق البنائي. وهو التصنيف الذي هندسته الجمعية الأمريكية لعلم النفس مع جمعيات علمية أخرى في الستينات من القرن الماضي بعد أن كان التصنيف رباعيا (صدق المحتوي، والصدق التلازمي، والصدق التنبؤي، وصدق المفهوم أو البنائي) في الخمسينيات عبر كتابها الارشادي حول القياس والذي يمثل قبلة الباحثين في شتى التخصصات الاجتماعية.

وعلى الرغم من الدرس الذي يمكن أن نستقيه من تطور نظرية الصدق من أن الصدق بخلاف الثبات لا ينصاع إلى التقدير الكمي إلا نادرا، نجد الممارسة تضرب بهذا المبدأ عرض الحائط، وتتمادى في استخراج أو حساب المؤشرات الكمية للصدق، وكأن دلالة الصدق لا تستقيم إلا في وجود دليل كمي وليس كيفي أو نظري.

وعلى الرغم من أن ما يدعى بصدق الاتساق الداخلي Validity of internal consistency (وهو إجراء يخدم صدق المفهوم، أو الصدق البنائي، أو صدق التكوين الفرضي Construct validity/Validite de construit)، لا يعدو أن يكون مرادفا آخر لقياس فكرة الاتساق consistency التي تشكل لحمة وسدى مفهوم الثبات ومناطه، نجد أن الباحث وعن غير وعي منه يقيس الثبات أو يكرّر قياسه مرتين: مرة تحت مسمى الثبات عن طريق الاتساق الداخلي internal consistency باستعمال معادلة Cronbach Alpha، ومرة أخرى تحت مسمى صدق الاتساق الداخلي وذلك عن طريق ربط الفقرات ببعدها، وربط الأبعاد بالاختبار ككل، وحذف كل فقرة مهما كانت أهميتها إذا كانت غير دالة إحصائيا. وهكذا يوظف الاتساق الداخلي للاختبار للبرهنة على توفر الصدق وعلى توفر الثبات سواء بسواء، على الرغم من أن نظرية القياس تنبّهنا بأن خاصية الاتساق تشكل بيّنة واحدة من البيّنات الأخرى، ودليلا واحدا من الأدلة والقرائن الأخرى التي يجب أن تتنوع للدلالة بحق على توفر الصدق، وبالتالي فشرط الاتساق شرط ضروري ولكن غير كاف على الإطلاق للدلالة على توفر الصدق.

ثم إن ثمّة مضاعفات تمخضت عن الاستعمال المكثّف لطريقة صدق الاتساق الداخلي، من هذه المضاعفات مثلا نزعة البتر لأعضاء المقياس حتى ولو كانت تلك الأعضاء حيوية عند الاحتكام إلى الدلالة الإحصائية لتصفية المقياس من العبارات غير الدالة، بحجة أنها نتيجة افتقارها للدلالة الإحصائية تفتقر أيضا إلى الدلالة النظرية، أي أن محتواها النظري لا علاقة له بالمقياس بدليل أنها تفتقر للدلالة الإحصائية. وهكذا يتم هذا الخلط العجيب والغريب بين الدلالة الإحصائية والدلالة النظرية لفقرات

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

أو عناصر المقياس، بل وتصبح الدلالة النظرية للمفهوم المقاس عن طريق الفقرات تابعة للدلالة الإحصائية تلازمها وتدور في فلكها وجودا وعدما؛ أي تغدو الدلالة الإحصائية مقياس صحة التنظير بدلا من عملية التنظير ذاتها.

ولكي نتبين مدى خطورة هذه الممارسة القائمة على التبني التلقائي لطريقة صدق الاتساق الداخلي، يستحسن أن أسوق مثالا من واقع البحوث يتعلق بتقدير صدق مقياس استراتيجيات التعامل مع الضغوط Coping Strategies with stress، مقتطف من رسالة ماجستير شاركت في مناقشتها ويتوفر الباحث على أمثلة عديدة أخرى من واقع أطروحات الدكتوراه، بل من واقع البحوث المنشورة في الداخل وفي الدول العربية. وسأكتفي بإيراد بعد من أبعاد المقياس، وهو بعد استراتيجية التجنب دون الأبعاد الأخرى التي ينطوي عليها المقياس (استراتيجية التركيز على المشكلة، واستراتيجية التمركز حول الانفعال)، وأيضا إيراد معاملات الارتباط بين الفقرات لهذا البعد:

جدول (1) معاملات ارتباط الفقرات ببعد استراتيجية التجنب لقياس صدق الاتساق الداخلي.

بعد إستراتيجية التجنب	**ارتباط الفقرة بالبعد**	**بعد** إستراتيجية **التجنب**	**ارتباط الفقرة بالبعد**
3. أتذكر اللحظات السعيدة التي عشتها.	0.58**	29 أزور صديق.	0.76**
4. أحاول أن أكون برفقة أشخاص آخرين.	0.71**	31. أقضي وقتا مع شخص حميم.	0.88**
9. أنتقل بين الواجهات التجارية.	0.64**	32. أذهب للتنزه.	0.64**
11. أحاول أن أنام.	0.56**	35. أتحدث إلى شخص أقدر نصائحه.	0.68**
12. أتناول أحد أكلاتي المفضلة.	0.87**	37. أيصل هاتفيا بصديق.	0.69**
18. أذهب إلى المطعم أو آكل شيئا ما.	0.77**	40. أشاهد فلما.	0.23
20. أشتري لنفسي شيئا ما.	0.77**	44. إيجاد وسيلة لعدم التفكير في الوضعية لتجنبها	0.20
23. أذهب إلى سهرة أو حفل عند الأصدقاء	0.26	48أشاهد التلفاز.	0.55**

ملاحظة: معامل الارتباط يجب أن يكون أكبر أو يساوي 0.36، أو أكبر أو يساوي 0.46 لكي يكون دالا إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05 ومستوى دلالة 0.01 على التوالي، عند درجات حرية 28 (حجم العينة 30). تدل النجمتان على الدلالة الإحصائية عند 0.01، وغياب النجمة على عدم الدلالة الإحصائية.

في جدول(1) نلاحظ وجود ثلاث فقرات لم ترتبط ارتباطا دالا ببعد استراتيجيات التجنب، وهي الفقرة23: "أذهب إلى سهرة أو حفل عند الأصدقاء"؛ والفقرة 40: "أشاهد فلما"، والفقرة 44: "إيجاد وسيلة لعدم التفكير في الوضعية لتجنبها". والاحتكام إلى الاتساق الداخلي بربط الفقرة ببعدها يقضي بحذف الفقرات الثلاث لأنها غير دالة إحصائيا.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

إن هذا الإجراء خطير للغاية بحيث يؤثر تأثيرا سلبيا كبيرا على الصدق، ولا سيما إذا كان محتوى الفقرات المحذوفة ملتحما دلاليا بالبعد أو السمة المقاسة.

لنقارن الفقرة رقم 44: "إيجاد وسيلة لعدم التفكير في الوضعية لتجنبها" ذات الارتباط غير الدال والضعيف ببعدها بالفقرة رقم 12: "أتناول أحد أكلاتي المفضلة" والتي ترتبط ارتباطا قويا ببعدها (0.87) وذات الدلالة الإحصائية المرتفعة، فأي الفقرتين أكثر دلالة على استراتيجية التجنب: الفقرة رقم 12 أم الفقرة رقم 44؟ ومن الواضح والجلي أن الفقرة رقم 44 التي تركز على البحث عن وسيلة لصرف الذهن عن التفكير والانشغال بالمشكلة أقوى دلالة على استراتيجية التجنب من الفقرة رقم12 التي تتعلق بتناول الأكلة المفضلة، لأن هذا السلوك قد يرتبط وقد لا يرتبط بسلوك التجنب، والفقرات الثلاث غير الدالة تنطوي على محتوى ذي علاقة قوية باستراتيجية التجنب، وحذفها قد يعزز الاتساق ولكن على حساب الصدق، ذلك أن مفهوم استراتيجية التجنب يحرم من تغطية بعض جوانبه أو معانيه نتيجة لحذف هذه الفقرات.

إذن، هذه الطريقة القائمة على معاملات الارتباط لتقييم صدق الأداة قد تضر بصدق الأداة ولا تخدمه لأنها تحرمه من فقرات أو مكونات ذات دلالة نظرية جوهرية للسمة التي يقيسها المقياس.

سنقوم في هذه الدراسة التحليلية، بالمعالجة التحليلية والتطبيقية لكل من الثبات والصدق، وبالتالي ستعالج العناوين الثلاثة الأولى مشكلة الثبات، والعنوانان اللذان يتلوانها سيتمحوران حول مشكلة الصدق.

1- مواطن القصور لمعامل (ألفا لكرونباخ) رغم استعماله الواسع:

لقد اقترح (كرونباخ) معادلات عديدة لتقدير الثبات عن طريق الاتساق الداخلي، وتؤدي هذه المعادلات – رغم اختلافها الظاهري- إلى نفس النتائج، أو نتائج متقاربة. وتتأثر معادلة (ألفا لكرونباخ) بمستوى متوسط الارتباطات (أو متوسط التغاير) بين الفقرات، وبتباين الدرجات التي تشكل الدرجة الكلية للاختبار، وبطول أو عدد فقرات المقياس، وبتجانس أو عدم تجانس المقياس، أي انطواء المقياس على بعد واحد مقابل انطوائه على عدة أبعاد، وأخيرا التماثل الكبير في محتوى الفقرات التي تشكل المقياس.

تدل معادلة (ألفا لكرونباخ) على نسبة تباين الدرجة الحقيقية (التباين المنتظم غير العشوائي) إلى تباين الاختبار ككل. إحدى معادلات (ألفا) تقوم على مجموع قيم التغاير بين فقرات المقياس على تباين الدرجة الكلية للمقياس. ويقصد بتباين درجة الاختبار ككل مجموع قيم التغاير (العلاقات) بين فقرات المقياس مضاف إلى هذا المجموع مجموع قيم تباين الفقرات كلها للمقياس. يدل الكسر على نسبة مجموع تغاير الفقرات إلى مجموع تباينها وتغايرها، فأي ارتفاع في قيم التغاير أو أي ارتفاع في العلاقات الارتباطية بين الفقرات يؤدي إلى ارتفاع في قيمة بسط الكسر ولا يؤدي إلى ارتفاع المقام بنفس الوتيرة الأمر الذي يتمخض عنه ارتفاع في قيمة معامل (ألفا). إن ارتفاع معامل (ألفا) بارتفاع متوسط الارتباطات بين الفقرات (أي ازدياد مستويات التغاير بين الفقرات) لأمر يثلج الصدر، ويجعلنا نطمئن

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

على أن معامل (ألفا) يعكس مستوى العلاقات الارتباطية أو التغايرية بين فقرات المقياس، ويمثل– بناء على ذلك– الاتساق الداخلي لفقرات المقياس، أو يعكس متوسط العلاقات الارتباطية البينية للفقرات.

نحن بودنا أن يرتفع مستوى العلاقات بين فقرات المقياس أو عناصره، لأن الارتفاع في الارتباطات بين عناصر المقياس يدل على ارتفاع مستوى الاتساق الذي يمثل ارتفاع مستوى ثبات الاختبار. غير أن هذه الخاصية المرغوبة في معادلات معامل (ألفا) تخالطها مؤثرات أخرى غير مرغوب فيها، تلوث الثبات، وتعكر نقاوته، ومن أخطر هذه المؤثرات طول الاختبار. ففقرات المقياس التي ترتبط فيما بينها بمتوسط منخفض جدا لا يتجاوز الواحد من عشرة يقفز معامل (ألفا) لها من 0.36 عندما يكون طول الاختبار خمس فقرات إلى 0.77 عندما يصبح طول الاختبار 30 فقرة.

بل وأكثر من ذلك، يمكن أن يحتوي المقياس على عوامل (أبعاد) مستقلة تماما (وبتعبير غير فني شتات من المكونات كالمفاهيم أو السمات التي تكون المقياس)، ومع ذلك يبدي المقياس مستوى ثبات مقبول أو مرتفع عند ازدياد طول الاختبار. لقد أوضح (Cortina, 1993) أن إنشاء اختبار يحتوي على مجموعتين من الفقرات (عاملين) بحيث أن إحدى المجموعتين مستقلة عن الأخرى رغم تقارب الارتباطات بين الفقرات داخل كل منهما، فإن معامل (ألفا) لهذا الاختبار – إذا كان طوله 6 فقرات (ثلاث فقرات لكل مجموعة المشكلة للمقياس) – يساوي 0.45؛ ويرتفع إلى 0.65 عندما يكون طوله 12 فقرة، ويبلغ مستوى 0.75 عندما يكون طوله 18 فقرة.

إن المقياس الذي قوامه 18 فقرة، إذا انطوى على ثلاثة أبعاد مستقلة، أو ثلاث مجموعات (أو محاور أو ثلاث فروع من الفقرات) لا ترتبط فيما بينها إطلاقا، يسفر عن معامل (ألفا) قدره 0.64؛ رغم استقلالية مجموعات الفقرات التي تكونه؛ ولذلك يقترح (Cortina, 1993) بأنه إذا كان طول المقياس أكثر من 14 فقرة، فإن معامل (ألفا) يمكن أن يساوي 0.70 أو يتعدى ذلك، حتى في حالة احتواء المقياس على ثلاث مجموعات أو مقاييس فرعية مستقلة، وفي حالة ارتباط الفقرات داخل كل مجموعة ارتباطا منخفضا نسبيا (تحوم الارتباطات البينية حول مستوى 0.30).

الدرس الذي نستقيه لحد الآن هو أن ارتفاع معامل (ألفا) قد يكون ناتجا عن ارتفاع قيم الارتباطات بين الفقرات، وهذا ما نبحث عنه في الاختبار لكونه يمثل مدى الاتساق الداخلي للمقياس، كما أن ارتفاع معامل (ألفا) قد يكون بسبب طول الاختبار لا سيما إذا كان الارتباط بين فقرات المقياس (الاتساق الداخلي) ضعيفا وغير كاف لتبرير الارتفاع الكبير في معامل (ألفا).

ويوجد أيضا مؤثر خطير وخفي يؤدي إلى ارتفاع معامل (ألفا) ارتفاعا زائفا يتمثل في تماثل محتوى فقرات المقياس بحيث تكرّر بعضها بعضا *item over-redundancy* فيما تقيسه رغم اختلاف الصياغة الظاهرية لها، الأمر الذي يساهم في تضخيم حجم معامل (ألفا) (Streiner,2003; Netemeyer, 2001)، وهو أكثر انتشارا في البحوث المسحية التي تعتمد استبيانات الشخصية والميول والاتجاهات.

لذلك يطرح السؤال التالي نفسه بإلحاح ومفاده: " **هل معاملات (ألفا) المرتفعة جدا أي تلك التي تتجاوز التسعة من عشرة** ($\alpha \geq 0.9$)، **تدل على اتساق داخلي مرتفع للفقرات (عند التأكد من أن**

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

متوسط الارتباطات بين الفقرات مرتفع بالفعل لا يقل عن 0.30) أم أنها صنيع التشابه الكبير بين عدد من الفقرات، بحيث أنها تكرر بعضها بعضا، ولا تضيف شيئا للمقياس؟

إن الارتفاع الكبير في معامل (ألفا) قد لا يعكس الاتساق الداخلي للفقرات بقدر ما يعبر عن التشابه الكبير بين فقرات المقياس التي تكرر بعضها بعضا مع اختلاف طفيف في الصياغة اللغوية (Streiner,2003; Netemeyer, 2001). وقد نتحفظ في قبول اقتراح بعض الثقاة فيما يتعلق بالمستوى الذي ينبغي أن يبلغه معامل الثبات بعامة ومعامل (ألفا) بخاصة. فنانلي Nunnally ; Nunnally,1967; 1978) & Bernstein,1994) مثلا رغم أنه اقترح في بداية الأمر مستوى 0.70 كحد أدنى مقبول لمعامل الثبات لأغراض البحث، ثم رفع هذا المستوى الأدنى إلى 0.80 في الطبعات اللاحقة لكتابه الشهير في نظرية القياس النفسي، غير أنه أوصى بألا يقل معامل الثبات عن 0.90 عند توظيف المقياس لأغراض إكلينيكية. ومن الأفضل في نظره أن تحوم قيمة معامل الثبات أو معامل (ألفا) حول 0.95. (Nunnally, 1967).

ونعتقد أن اشتراط مستوى ثبات لا يقل عن 0.90 ينطوي على مغالاة حتى ولو استعمل المقياس لأغراض إكلينيكية. إذ من المحتمل جدا أن فقرات المقياس الإكلينيكي الذي تتجاوز مستوى ثبات درجات فقراته 0.90 تعكس التماثل فيما تقيسه الفقرات بنسبة لا يستهان بها، ولا تمثل فقط الاتساق الداخلي للفقرات. وفي هذا السياق يرى (Streiner, 2003) أن معامل (ألفا) الذي تتجاوز قيمته 0.90 من المحتمل جدا أن يدل على وجود تكرار redundancy لا مبرر له فيما تقيسه الفقرات بدلا من الدلالة على الاتساق الداخلي. ولذلك يوصي ألا يتجاوز معامل (ألفا) قيمة 0.90 كحد أقصى (Streiner, 2003).

قد نوافق هذا الباحث فيما يتعلق بالتأثير الكبير الذي يمارسه تشابه محتوى ودلالة الفقرات في تضخيم قيمة معامل (ألفا)، ومع ذلك لا نشاطره رأيه الذي يقضي بتحديد سقف لقيمة معامل ألفا الذي يجب ألا يتعدى 0.90 ؛ ذلك أن ارتفاع معامل (ألفا) يرتد إلى أسباب كثيرة متباينة بما في ذلك سبب تشابه دلالة الفقرات. ولذلك ينبغي التوصية بالتريث في الحكم على قيمة معامل ألفا المرتفعة بأنها تدل على اتساق داخلي مرتفع للأداة، إلا بعد التأكد من أن فقرات المقياس أو عددا من هذه الفقرات التي ترتبط فيما بينها ارتباطا مرتفعا لا تتشابه تماما في دلالتها رغم اختلاف صياغتها اللغوية.

2- تقدير الاتساق الداخلي للمقاييس المتعددة الأبعاد: استعمال معامل (ألفا) الطبقية Stratified Alpha بدلا من معامل (ألفا) المألوفة:

نادرا ما تكون المقاييس متجانسة أي تحتوي على بعد أو عامل واحد، ويحتوي أغلبها على بعدين أو عدة أبعاد، غير أن معامل (ألفا) التي تطرقنا إليها تقوم على مسلمة تجانس الاختبار، أي على افتراض أن الاختبار يمثله بعد أو عامل واحد فريد، غير أن الممارسة الشائعة أن الباحث قد يعمد إلى تقدير معامل (ألفا لكرونباخ) على مستوى أداة القياس ككل التي غالبا ما تحتوي على بعدين أو عدة أبعاد.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

والسؤال الذي يطرح نفسه في هذا الصدد، هل نتيجة تقدير الثبات يكون دقيقا عندما نستخرج قيمة معامل (ألفا) على مستوى أداة القياس المتعدد العوامل أو الأبعاد؟ هل يمكن أن نعتبر معامل (ألفا) مؤشرا دقيقا لتجانس المقياس أي لأحادية بعد المقياس؟ أو بتعبير آخر، هل ارتفاع قيمة معامل (ألفا) يعتبر دليلا على أن المقياس مرتفع التجانس، وعلى أنه ينطوي على بعد واحد فقط؟

فيما يتعلق بالإجابة على السؤال الأخير بشأن إمكانية اعتبار معامل (ألفا) مؤشرا دقيقا لأحادية المقياس أو تجانسه، تفيد أغلب الدراسات التي عالجت هذه القضية (eg. Cortina, 1993; Feldt & Qualls, 1996;Green, Lissitz, & Mulaik, 1977; Hattie, 1985; Miller, 1995; Raju, 1982; Terwilliger & Lele, 1979) أن معامل (ألفا) يعتبر مؤشرا (دليلا) غير دقيق على تجانس فقرات المقياس أو مكوناته، أو على أحادية البعد Unidimensionality للمقياس. ولذلك، تم التخلي عنه من طرف السيكومتريين كمؤشر لتجانس الفقرات. وإذا كان الأمر كذلك لدى المتخصصين، فإن اعتبار معامل (ألفا) المرتفع دليلا على تجانس فقرات المقياس أو اشتراكها في بعد واحد، ما زال اعتقادا مستحكما ومتفشيا لدى الباحثين، وبذلك يقعون فريسة المغالطة التي يسمّيها المناطقة بمغالطة تأكيد النتائج أو المترتبات Fallacy of affirming the consequence. إذ تقوم المغالطة على الاعتقاد بأنه: إذا كانت س، فإذن ص. وبالتالي إذا كانت ص، فإذن س. أي "ارتفاع التجانس إذن ارتفاع معامل (ألفا)" وبالتالي، فإن "ارتفاع معامل (ألفا)، إذن ارتفاع التجانس". فإذا كان شرط تجانس المقياس قائما، فإذن يرتفع مستوى معامل (ألفا)، ويستدل من ذلك بالتالي، أن ارتفاع معامل (ألفا) دليل على تجانس فقرات المقياس.

أما فيما يتعلق بسلوك معامل (ألفا) عند اختلال شرط البعد الواحد للمقياس، أي اختلال شرط التجانس، بحيث ينطوي المقياس على بعدين أو عدة أبعاد تمثل فقرات المقياس، فإن استعمال معامل (ألفا) يسفر عن تقدير أدنى من مستوى معامل الثبات الحقيقي للمقياس ككل. وفي هذا السياق، يرى (Schmidt & Hunter, 1996) – عقب دراسة مسحية وتقويمية لأخطاء القياس . **أن انتقاء معامل (ألفا) لتقدير الثبات عندما ينطوي المقياس على عدد من الأبعاد (غير متجانس) يعتبر اختيارا غير مناسب، أو غير صالح لتقدير الثبات.**

ولعل توظيف مفهوم التباين الخاص وتوضيحه يمدنا بتعليل لافتقار معامل (ألفا) للدقة في غياب تجانس المقياس. إن (Cronbach, 1947) نفسه يقسم التباين الكلي للمقياس المتعدد الفقرات إلى تباين العامل العام، وهو التباين المشترك بين جميع فقرات المقياس؛ وإلى تباين فقرات مجموعة العوامل أو العوامل الطائفية، أي مقدار التباين الذي تشترك فيه مجموعة من الفقرات؛ وإلى التباين الخاص بكل فقرة، وإلى تباين الخطأ العشوائي Error Variance. تقوم طريقة معامل (ألفا لكرونباخ) على منطق نسبة الدرجة الحقيقية التي تمثل كل التباين المنتظم الذي تشترك فيه كل الفقرات (مستبعدة التباين المشترك بين فقرات المجموعات أو العوامل) إلى التباين الكلي للمقياس المنتظم وغير المنتظم أو العشوائي.

ومعنى ذلك **أنه عند استعمال معامل (ألفا)، فإن التباين المشترك بين فقرات كل مجموعة من مجموعات الفقرات المكونة للمقياس، والتباين الخاص بكل فقرة، يصنف في زمرة الأخطاء العشوائية رغم أنها ليست كذلك. وينتج عن هذا السلوك تقليص في مقدار تباين الدرجة الحقيقية وتضخيم في**

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

مقدار تباين الخطأ، مما يؤدي إلى تقدير منخفض للثبات الحقيقي للمقياس. أما الطرق البديلة التي سنأتي على ذكر بعضها التي تراعي تعدد البنية العاملية أو تعدد أبعاد المقياس، فلا تقوم على اعتبار تباين فقرات كل عامل من العوامل المشكلة للمقياس من قبيل الخطأ العشوائي، بل تعتبر أن تباين فقرات العوامل تصب في مجرى تباين الدرجة الحقيقية، لكونها تباينا منتظما على مستوى كل عامل وليس تباينا عشوائيا، وبالتالي ليست من الأخطاء العشوائية. ولذلك تعطي هذه الطرق تقديرا دقيقا للثبات مقارنة بتقدير معامل (ألفا).

ولقد حاول كرونباخ وزملاؤه (Cronbach, Schonemann, & McKie, 1965) تدارك الأمر باقتراح تعديل لصيغة معامل (ألفا)، تأخذ بعين الاعتبار المجموعات الفرعية التي يتكون منها المقياس، وأسموا هذه الصيغة المعدلة بمعامل ألفا الطبقية Stratified Alpha.

غير أنه يشترط أن كل مجموعة من مجموعات الفقرات، أو كل طبقة من طبقات المقياس أن تقيس بعدا واحدا، وأن يكون تباين الدرجات الحقيقية متساويا، ولا تختلف هذه الدرجات إلا بمقدار ثابت أما تباين الخطأ فلا يشترط أن يكون متماثلا بين الفقرات. معنى ذلك، إذا كانت مجموعات الفقرات المكونة للمقياس مختلفة في تباين درجاتها الحقيقية (التباين المنتظم للفقرات) ومختلفة أيضا من حيث تباين أخطاء قياس الفقرات (التباين غير المنتظم أو البواقي للفقرات)، فمن المحتمل أن ينحو معامل (ألفا) الطبقي نحو تقدير منخفض لثبات المقياس (Feldt & Brennan, 1987; Feldt & Qualls, 1989; Graham, 2006; Green & Hershberger, 1967; Pedhazur & Schmelkin, 1991; Raykov, 1997a,b).

ومع ذلك، إن معادلة (ألفا) الطبقية (لكرونباخ) بلت بلاء حسنا في دراسات المضاهاة Simulation Studies عند مقارنتها بمعادلات أخرى بديلة، عند الإخلال بشرط عدم تساوي تباين الدرجة الحقيقية للفقرات، أي عندما الإخلال النسبي ببعض شروطها. ولذلك أنصح بالتخلي عن معادلة معامل (ألفا) العادية غير الطبقية عند تقدير الثبات على مستوى مقياس متعدد الأبعاد، واستبدالها بمعامل (ألفا) الطبقية.

3- بعض الطرق البديلة الأكثر دقة في تقدير الثبات من معامل (ألفا لكرونباخ):

قلنا أن معامل (ألفا) المعتادة (غير الطبقية) تشترط أن يكون تباين الدرجات الحقيقية متساوية فإذا كانت ثلاث فقرات تنتمي إلى المفهوم الذي تقيسه الأداة (بافتراض أن أداة القياس وحيدة البعد أو متجانسة)، أو بعد من الأبعاد التي تشكل المقياس بحيث كان تشبع الفقرة الأولى على البعد يساوي 0.7 وتشبع الفقرة الثانية على البعد يساوي 0.8، وتشبع الفقرة الثالثة على البعد يساوي 0.5، فإن استعمال معامل (ألفا) رغم توفر شرط التجانس (انتماء الفقرات الثلاثة إلى نفس البعد أو العامل) يشترط أن تكون تباين الدرجات الحقيقية للفقرات متساويا، ومعنى ذلك يجب أن تكون هذه التشبعات الثلاثة متساوية أي كلها تساوي 0.5، أو كلها تساوي 0.7، أو كلها تساوي 0.8 (لأن الدرجة الحقيقية لكل فقرة تشتق من مقدار تشبع الفقرة بعاملها، وذلك بتربيع قيمة التشبع ليمثل التباين أو المعلومات المشتركة بين الفقرة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

والبعد، أي الدرجة الحقيقية للفقرة). غير أنه في مثالنا لم يتحقق هذا الشرط الضروري التي يتطلبه معامل (ألفا). ما العمل إذن؟

لقد اقترحت طريقة أخرى أو معادلة تدعى **بالثبات المركب Composite reliability**، وأحيانا **بثبات المفهوم Construct relability**، وقد يرمز لها بالحرفين اللاتينيين (cr)، أو بالحرف الإغريقي: رو Rho، وأحيانا بأوميجا Omega. وسنستعمل الاختصار (cr) أو التسمية: الثبات المركب للإشارة إلى هذه الطريقة البديلة. وهذه المعادلة لا تتطلب تساوي التشبعات بل تراعي اختلافاتها. فإذا كان لدينا مقياس معرفي يتكون من ثلاثة أبعاد: المعرفة التقريرية، والمعرفة الإجرائية، وما وراء المعرفة، وقمنا بتقدير اتساق الداخلي لكل بعد، ولنأخذ على سبيل المثال بعد المعرفة الإجرائية الذي يحتوي على ثلاث فقرات، بحيث أن تشبعات هذه الفقرات على بعدها هي كما يلي: 0.906؛ 0.584؛ و 0.663 (يمكن الاكتفاء برقمين بعد الفاصلة)، فنجد معامل الثبات المركب يساوي 0.80 تقريبا، في حين نجد أن معامل (ألفا) لا يزيد عن 0.75. ونلاحظ أن معامل الثبات المركب يتفوق مستوى عن معامل (ألفا)، ولا سيما إذا ازدادت التشبعات على العامل تباعدا.

وعلى الرغم من الأهمية التي تكتسيها معادلة الثبات المركب، والإقبال الكبير على استعمالها ولا سيما في علوم التسيير، والاقتصاد، والعلوم التجارية، والعلوم الإدارية، إلا أنها كانت موضع انتقاد لسببين: يتمثل السبب الأول في نزعة معامل الثبات المركب إلى الانخفاض إذا كانت إشارة تشبع أو تشبعين أو عدد قليل من التشبعات سالبة. وهذا السلوك يضاد طبيعة معامل الثبات الذي يقوم على القيم المطلقة للتشبعات، ولا يتأثر بالإشارات الموجبة أو السالبة للتشبعات. ويتجلى السبب الثاني في أن معامل الثبات المركب قد تنخفض قيمته إذا أضيف متغير (فقرة مثلا) إلى فقرات المقياس. ويفترض في معامل الثبات أن تزداد قيمته بدلا من انخفاضها، أو أن يحتفظ بمستواه على الأقل عند إضافة مؤشر أو متغير إلى المقياس.

ففي سياق النمذجة باستعمال المعادلات البنائية Structural Equation Modeling، حيث يلجأ إلى التحليل العاملي التوكيدي لاختبار صدق النموذج القياسي المفترض، أو اختبار صلاحية المؤشرات الملاحظة أو المقاسة في الدلالة على مفهوم كامن (أو مفاهيم أو تكوينات فرضية كامنة Latent constructs)، وذلك بتقدير صدق هذه المؤشرات المقاسة (مجموعات الفقرات مثلا بحيث كل مجموعة تشكل مقياسا لمفهوم كامن) أو ثباتها، تميل بعض الدراسات المتخصصة في تقدير الثبات إلى تفضيل المعادلة التي تدعى **بأوميجا الموزونة *(Weighted Omega: Ω_w)***، وتدعى أيضا بـ: ***Coefficient-H*** **أو** Maximal reliability أي الثبات الأقصى Bacon, Sauer, & Young, 1995; Brunner & Heinz-Martin, 2005.

لا تكتفي معامل (أوميجا) الموزونة بتوظيف مساهمة كل فقرة في تفسير بعدها (بتربيع تشبعها)، وإنما تعمد بدل ذلك إلى تقدير وزن مساهمة كل فقرة في بعدها بنسبة الفقرة إلى تباين الخطأ (باقي التباين الذي لم تشترك به الفقرة مع بعدها). فمقدار تشبع الفقرة مقسوما على الخطأ أو التباين المتبقي يمثل الوزن

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

الذي يقدر حجم مساهمة كل فقرة في تفسير بعدها، أو مدى أهمية كل فقرة في تحديد المفهوم. فإذا كان تشبع فقرة معينة 0.8 مثلا، فإن نسبة الدرجة الحقيقية (القيمة بعد تربيع تشبع الفقرة على بعدها) إلى الخطأ، أي وزن الفقرة، يساوي 1.77، أما إذا كان تشبع الفقرة أقل من ذلك كأن يكون مثلا 0.5، فإن وزن الفقرة يقل إلى 0.33. **ومن الواضح أن المعادلة تراعي مدى إسهام كل فقرة في تحديد المفهوم الكامن بدلالة الأوزان التي اشتقت من نسبة الدرجة الحقيقية إلى الخطأ.** وهذا ما افتقدناه في معادلة الثبات المركب التي قامت على جمع التشبعات كما هي بدون اشتقاق أوزان لها تعكس تفاوتها في الدلالة على المفهوم ولم تربع التشبعات إلا بعد جمعها.

لذلك نجد معادلة (أوميجا) الموزونة تتمتع بخصائص يفتقر إليها معامل الثبات المركب، ومنها أن استعمالها يسفر عن أقصى تقدير لمعامل الثبات الحقيقي، إذ تعتبر اكثر دقة من معامل (ألفا) ومن معامل ثبات المفهوم، وأن قيمتها لا تقل عن مربع أعلى تشبع لأهم فقرة أو مؤشر من مؤشرات المفهوم أو المقياس، بينما قد تكون نتائج استعمال المعادلات الأخرى دون ذلك. كما أن معامل (أوميجا) الموزونة لا تتأثر بوجود تشبع أو تشبعات نمطية سالبة، ولا تنخفض قيمتها إطلاقا عند إضافة فقرة أو فقرات إلى مجموعة الفقرات التي تقيس المفهوم الكامن (Brunner & Heinz-Martin, 2005). وتستعمل أيضا سواء أكانت أداة القياس متجانسة تحتوي على بعد واحد أم غير متجانسة بحيث تحتوي على عدة أبعاد.

4- الصدق العاملي: هل يجوز استعمال طريقة المكونات الأساسية؟

غالبا ما يلجأ الباحثون وطلاب الدراسات العليا إلى استعمال التحليل العاملي الاستكشافي لتقدير صدق أدوات القياس، وأغلبهم يستعمل تلقائيا طريقة التحليل إلى المكونات الأساسية *Principal Components Analysis(PCA)* عند استخراج العوامل، علما بأن الحزم الإحصائية توفر طرقا أخرى في استخراج العوامل أكثر صلاحية من الطريقة المعهودة السابقة. فنقص الثقافة الإحصائية من جهة وضعف تكوين الباحث أو الطالب الذي يختزل عادة هذه الطرق على تعددها وأهميتها في طريقة واحدة من جهة ثانية؛ وتشجيع بعض الحزم على استعمال هذه الطريقة (حزمة *SPSS* مثلا) بتنصيبها الطريقة الافتراضية التلقائية التي تستعملها الحزمة عند عدم تحديد المستعمل طريقة الاستخراج من جهة ثالثة، كل ذلك ساهم بقسط وافر في التهافت على استعمالها دون الطرق الأخرى.

إن طريقة المكونات الرئيسية لا تصلح للكشف عن البنية العاملية التي توظف في دراسة صدق الأداة، وإنما تصلح لاختزال عدد المتغيرات (الفقرات مثلا) إلى عدد قليل منها تدعى لهذا السبب بالمكونات Components وليس بالعوامل. ولتفسير علة عدم صلاحية طريقة المكونات الأساسية لاختبار الصدق، يستحسن التطرق إلى طرق استخراج العوامل مركزا على جوانبها المنطقية والقياسية.

يوجد نوعان من طرق التحليل العاملي: طريقة التحليل العاملي القائمة على المكونات والمتمثلة في طريقة التحليل إلى المكونات الأساسية *Principal Components Analysis(PCA)*، وزمرة الطرق المختلفة الأخرى التي تقوم كلها على التباين المشترك *Common Factor Analysis(CFA)*. ولتوضيح الفرق بين التحليل إلى المكونات الأساسية *(PCA)*، والمجموعة الأخرى القائمة على التباين المشترك *(CFA)*

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

من الضروري أن نوضح بعض المصطلحات التي تتمثل في **التباين المشترك** *Common Variance*، **والتباين الفريد أو الوحيد** *Unique Variance*، **والتباين الخاص** *Specific Variance* ، **وتباين الخطأ** *Error Variance*.

إن المادة الخام التي يحللها الإحصاء لقياس العلاقات اختلاف الدرجات وتفاوتها (وبتعبير فني تباين الدرجات)، وأن المتغيرات المقاسة التي نحللها (كأن تكون فقرات استبيان مثلا) تنطوي على قدر من التباين، وأقصى قدر من التباين الذي يؤلف المتغير أو فقرة يساوي الواحد الصحيح، لأن الدرجات الخام للفقرات أو المتغيرات مهما كانت طبيعتها تحول في التحليل العاملي الاستكشافي إلى درجات معيارية بمتوسط صفر وانحراف معياري واحد. والتباين الذي يحتوي عليه المتغير الواحد أو الفقرة هو مربع الانحراف المعياري، وبالتالي فأقصى تباين الذي يتألف منه المتغير أو تتألف منه الفقرة هو الواحد الصحيح. ولذلك يفترض في كل متغير مقاس أن يحتوي على مقدار التباين الذي يساوي الواحد الصحيح. ويقسم هذا التباين العام الذي يؤلّف المتغيرات (أي الواحد الصحيح) التي ندرسها إلى نوعين:

1. التباين المشترك *Common Variance*: ويمثل المساحة المشتركة أو القاسم المشترك بين الفقرات أو المتغيرات، أو مقدار (نسبة) التباين التي تشترك فيه مجموعة من الفقرات أو المتغيرات المقاسة.

2التباين الفريد *Unique Variance*: وهو التباين الذي لا يشترك فيه المتغير أو الفقرة مع المتغيرات أو الفقرات الأخرى، أي بواقي التباين بعد حذف التباين المشترك من التباين الكلي للمتغير المقاس الذي يساوي الواحد الصحيح. وينقسم بدوره إلى نوعين:

2←1: التباين الخاص *Specific Variance* (بالفقرة أو المتغير): وهو التباين الذي تنفرد به الفقرة (أو المتغير)، ويشكل هويتها ويميزها عن باقي الفقرات أو المتغيرات.

2←2: تباين الخطأ *Error Variance* أو خطأ القياس: وهو مستقل عن التباين الخاص وعرضة للتذبذب وعدم الانتظام ويدعى بالخطأ العشوائي.

هذه التوطئة الفنية تساعدنا على التمييز بوضوح بين طرق استخراج (حساب) العوامل على أساس نوع التباين المستعمل في المتغيرات أو الفقرات: **هل تستعمل التباين الكلي للمتغير أم تستعمل التباين المشترك، وتهمل التباين الفريد (التباين الخاص وتباين الخطأ)؟**

وبالتالي يوجد صنفان من طرق استخراج العوامل على أساس طبيعة التباين الموظف (المعلومات المستغلة) في اشتقاق العوامل: **طريقة المكونات الأساسية أو الرئيسية** *Principal Components Analysis(PCA)*، وتستعمل التباين الكلي بما في ذلك التباين الخاص وتباين الخطأ. و**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*، وطريقة الاحتمال الأقصى *Maximum Likelihood*. ولعله السبب الذي جعل كثيرا من المتخصصين يعتبر طريقة المكونات الأساسية طريقة قائمة بذاتها **ولا تنتمي إلى التحليل**

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

العاملي لكون طرق التحليل العاملي . على تعددها . تشترك كلها في خاصية تحليل التباين المشترك للمتغيرات. ولما كانت طريقة المكونات الأساسية لا تقتصر على اشتقاق الأبعاد من التباين المشترك الصافي، ومن تباين الخطأ (الأخطاء العشوائية)، ومن التباين الخاص، وإنما تقوم على استعمال التباين بالكامل المشترك والخاص بما في ذلك تباين الخطأ، **فمن الخطأ اعتبارها طريقة من طرق التحليل العاملي.**

(Bentler& Kano, 1990; Costello & Osborne, 2005; Velicer& Jackson, 1990; Widaman, 1993)

لقد رأينا أن طريقة المكونات الأساسية تقوم على كل التباين الذي يؤلف المتغيرات المقاسة، سواء أكان هذا التباين مشتركا، أم كان تباينا فريدا غير مشترك بنوعيه التباين الخاص وتباين الخطأ، وبالتالي عند استعمال طريقة المكونات الأساسية يفترض في المتغيرات المقاسة ألا تنطوي إلا على نسبة قليلة جدا من التباين الفريد، أي نسبة ضئيلة من التباين الخاص وتباين الخطأ. وبتعبير آخر أن جل التباين (إن لم يكن كله) الذي يؤلف المتغيرات المقاسة ينبغي أن يكون من نوع التباين المشترك. غير أن هذا الافتراض يصعب التحقق منه، بل ويندر تحققه. **ولذلك فإن طريقة المكونات الأساسية لا تصلح للكشف عن البنية العاملية ذات الدلالة النظرية التي تعكس المتغيرات المقاسة وتمثلها. ويفضل أن يقتصر استعمالها في اختزال المتغيرات المقاسة العديدة إلى عدد قليل من المتغيرات الكامنة.** (*Hair; et al., 1998*).

وخلاصة ما تقدم أن وظيفة طريقة المكونات الأساسية اختزال عدد المتغيرات إلى عدد قليل من المكونات (العوامل تجاوزا)، وليس وظيفتها الحقيقية الكشف عن البنية الكامنة للمتغيرات أو البيانات أي تضطلع بوظيفة الاختزال وليس التلخيص، في حين أن الطرق الأخرى (الطرق الحقيقية للتحليل العاملي) فوظيفتها الأساسية الكشف عن البنية العاملية الكامنة للمتغيرات أو البيانات لأنها توظف التباين المشترك وتستبعد أخطاء القياس عند اشتقاق العوامل، ولذلك تنسجم مع الغرض من استعمال التحليل العاملي في القياس للكشف عن البنية العاملية، أو أبعاد المفهوم التي تستعمل في تقدير صدق المفهوم.

يفضل إذن استعمال طريقة تحليل المحاور الأساسية وطريقة الاحتمال الأقصى، والطريقة الأولى تشابه في آلية استخراجها طريقة المكونات الأساسية، غير أنه وبخلاف الأخيرة، فإن طريقة تحليل المحاور الأساسية تشتق العوامل من التباين المشترك فقط مستبعدة التباين الخاص، والتباين العشوائي (تباين الخطأ)، أما طريقة الاحتمال الأقصى بخلاف الطرق الأخرى، يمكن استعمالها لاختبار صحة الفرضيات. ولذلك تستعمل طريقة الاحتمال الأقصى بكثرة في اختبار صحة النماذج العاملية في التحليل العاملي التوكيدي، وتتيح استعمال الأسلوب الإحصائي المتمثل في مربع كاي (χ^2) للحكم على مدى مطابقة النموذج العاملي للبيانات، كما تتيح الحصول على مؤشرات المطابقة الأخرى التي تستعمل للحكم على مدى ملاءمة النموذج للبيانات. كما تتيح اختبار الدلالة الإحصائية لتشبعات الارتباطات بين العوامل. ومن الافتراضات التي تقوم عليها هذه الطريقة، أن توزيع كل متغير من المتغيرات يجب أن يكون معتدلا.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ويرى (*Fabrigar, et al. 1999*) في دراسته التقويمية لممارسات استعمال التحليل العاملي الاستكشافي، بأنه عندما يكون توزيع درجات المتغيرات المقاسة معتدلا أو قريبا من الاعتدال يفضل استعمال طريقة الاحتمال الأقصى دون طرق التحليل العاملي الأخرى، أما إذا كان توزيع البيانات غير معتدل بدرجة كبيرة فتستعمل طريقة المحاور الأساسية.

وإجمالا، فإن استعمال طريقة الاحتمال الأقصى، وطريقة المحاور الأساسية يؤديان إلى أفضل النتائج، بحيث تستعمل الأولى إذا كانت البيانات معتدلة أو قريبة من الاعتدال، وتستعمل الأخيرة إذا كنت البيانات غير معتدلة (*Costello & Osborne,2005*).

5- تقدير الصدق باستعمال استراتيجيات المقارنة بين البنيات المختلفة للمفهوم باستعمال النمذجة بالمعادلات البنائية Structural Equation Modeling: SEM.

لقد تطرقت إلى معامل (أوميجا) الموزونة، وإلى معامل الثبات المركب وغيرهما من طرق تقدير الثبات، كبدائل جيدة لمعامل (ألفا) عندما لا تتحقق شروطه، كالتجانس وتساوي الدرجات الحقيقية (وفي حالة تشبع الفقرات على عاملها في النموذج العاملي تساوي التشبعات)، وهذه البدائل الجيدة تستعمل مخرجات التحليل العاملي التوكيدي (التشبعات وتباين الخطأ) الذي يقوم أساسا على النمذجة بالمعادلات البنائية Structural Equation Modeling: SEM.

غير أنه توجد طريقة أروع تتعلق باختبار صحة أو صدق البناء العاملي للمفهوم، أي تتعلق بمعرفة كم عدد مكونات المفهوم، وما هي هذه المكونات، وما طبيعة العلاقة وشدتها التي تربط بين هذه المكونات. وللتحقق من ذلك تستعمل استراتيجيتان: الاستراتيجية الأولى والتي لا أتحمس لها تقوم على اختبار جودة مطابقة أو صحة نموذج واحد فقط في غياب النماذج الأخرى، والاستراتيجية الأفضل تقوم على اختبار جودة مطابقة عدة نماذج متنافسة تتعلق ببنية مفهوم معين، وتفاضل بينها، وتنتهي إلى النموذج الأكثر صحة أو صدقا من النماذج الأخرى.

إن النمذجة تتفوق على الطرق الأخرى في تقدير صدق المفهوم من عدة أوجه، لعل أهمها ما يلي:

أولا: يقوم الحكم على ملاءمة النموذج العاملي الذي يعكس بنية معينة للمفهوم على العديد من البيّنات والأدلة ولا يكتفي فقط بالدلالة الإحصائية. وهذه البيّنات التي على أساسها يتم الحكم على مدى مطابقة النموذج العاملي للبيانات تلخصها ثلاثة محكات:

- **المحك الأول** هو محك الدقة، أي مدى تمثيل النموذج العاملي المفترض للبيانات. وتدعى مؤشرات المطابقة التي تمكننا من الحكم على جودة مطابقة النموذج بمؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit Indices.

- **المحك الثاني** وهو محك الاقتصاد بمعنى أن أفضل نموذج هو النموذج الذي يحقق فعالية، ويتمتع بقدرة تفسيرية بأقل عدد ممكن من العلاقات المفترضة، أو بأقل عدد من البرامترات التي تحتاج إلى تقدير. بدليل أنه يمكن أن نجعل النموذج يصل إلى مطابقة تامة مع البيانات ولكن عن طريق ربط كل

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

المتغيرات ببعضها بعضا، أي الإفراط في العلاقات المفترضة بدون تنظير، إذ أن ربط كل شيء بكل شيء لا يحتاج إلى تنظير. فمؤشرات المطابقة الاقتصادية Parsimony Fit Indices تكافئ النموذج العاملي الذي يقتصد في العلاقات ويعاقب النموذج الذي يفرط في افتراض العلاقات بدون جدوى.

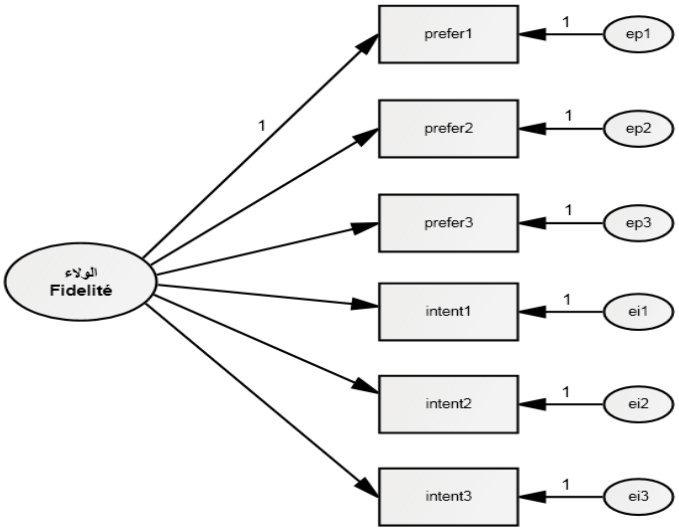
– **والمحك الثالث** والأخير يقدر أهمية الإضافة النظرية أو الدلالية التي ساهم بها النموذج العاملي المفترض مقارنة بالنموذج الذي يخلو تماما من التنظير (يخلو من العلاقات بين المتغيرات)، والذي اصطلح على تسميته بالنموذج المستقل Independent Model، أو نموذج العدم Null Model. وتدعى مؤشرات المطابقة التي تقدر هذه الإضافة بمؤشرات المطابقة التزايدية Incremental Fit Indices، أو المقارنة Comparative Fit Indices.

ثانيا. تتيح النمذجة المقارنة بين عدد من النماذج المتنافسة بمرونة كبيرة. وتتم المقارنة بين النماذج المتنافسة على أساس مؤشرات المطابقة بناء على المحكّات الثلاث التي ذكرناها آنفا وتستبعد من المنافسة النماذج التي تفتقر إلى جودة مطابقة بناء على فحص مؤشرات المطابقة، ويبقي على النماذج المتكافئة من حيث جودة المطابقة. وهذه النماذج التي صمدت أمام الاختبار الأول نقارن بينها باستعمال الفروق بين قيم "كا تربيع" لها بمعية الفروق بين درجات حرياتها. والطريقة الثانية والأحدث تتلخص في المقارنة بين قيم مؤشر المطابقة المسمى ب "محك أيكيك للمعلومات" Akaike Information Criterion، ويرمز له اختصارا: AIC، والنموذج الذي يحتوي على أصغر قيمة لهذا المؤشر يعتبر هو النموذج الأفضل من غيره من النماذج المتنافسة.

ثالثا . لا تشترط النمذجة أن تكون أخطاء القياس مستقلة، بل يمكن أن نفترض أن أخطاء قياس بعض المؤشرات المقاسة (فقرات المقياس مثلا) مرتبطة نتيجة لتماثلها في الصياغة (صياغة إيجابية أو صياغة سلبية)، أو تماثلها في طريقة القياس (وجود هذه الارتباطات نتيجة للاستعمال طريقة التقرير الذاتي، كما هو الشأن عند استعمال الاستبيانات)، أو تشابه محتوى الفقرات وغيرها، وهذه المرونة في نمذجة الأخطاء بافتراض ارتباط بعض منها، يضفي على النموذج قوة تفسيرية، ويعزّز مستوى صلاحيته وصدقه.

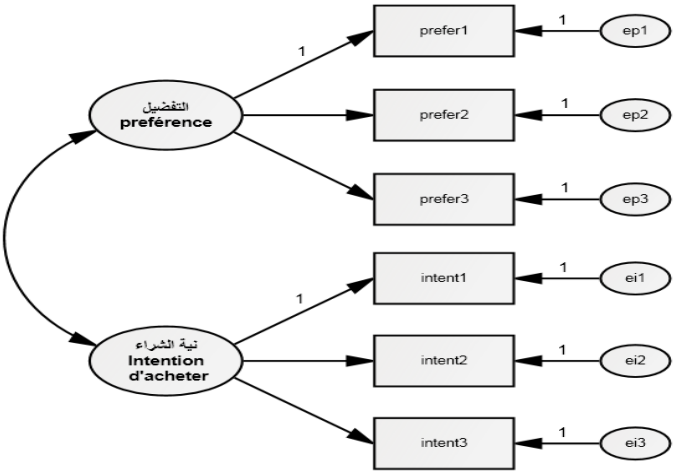
وسأسوق مثالا يتعلق بافتراض بنية مفهوم متداول وعابر للتخصصات، إذ يستعمل في علم النفس، والتربية، وعلم الاجتماع، والإدارة، والتسيير، والتسويق بما في ذلك سلوك المستهلك وغيرها. ويتعلق الأمر بمفهوم الالتزام Commitment/Engagement أو الولاء Loyalty/Fidelite لمنتج أو ماركة أو علامة معينة. وثمة أطر نظرية اقترحت بنيات مختلفة لهذا المفهوم، منها ما يقترح بأن الولاء للعلامة يتكون من مكون أو بعد واحد، بحيث أن المؤشرات المقاسة (الفقرات مثلا) كلها تنتمي إلى هذا البعد (شكل 1):

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com



شكل (1): النموذج العاملي الأحادي البعد لمفهوم الالتزام أو الولاء للعلامة.

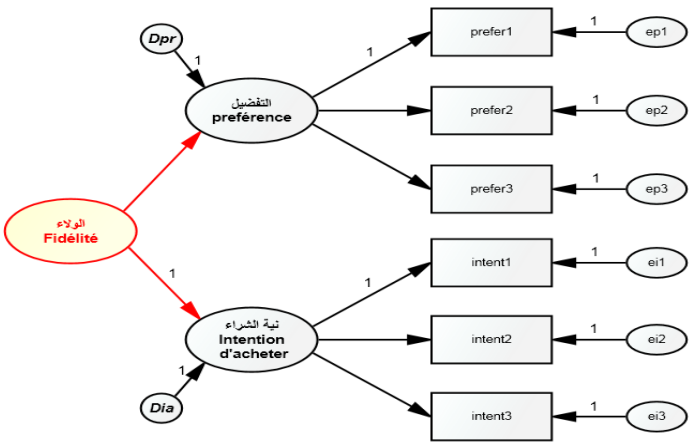
كما أن الولاء يمكن أن يحتوي على عاملين مرتبطين وهما: التفضيل ونية الشراء، وأن المؤشرات المقاسة بعضها يقيس عامل أو بعد التفضيل، وبعضها الآخر يقيس العامل الثاني: نية الشراء (شكل 2).



شكل (2): نموذج عاملي يحتوي على عاملين لمفهوم الالتزام أو الولاء للعلامة.

وتوجد أطر نظرية تذهب إلى أن مفهوم الولاء للعلامة يحتوي على بنية هرمية، فإذا أخذنا بعاملين فقط من العوامل الأولية فإن هذين العاملين ينتظمان في عامل أعم منهما من الدرجة الثانية، وبالتالي فإن العامل العام الذي يسمى بالولاء للعلامة يفسر قسما كبيرا من تباين العامل الأول: التفضيل، ومن تباين العامل الثاني: نية الشراء (شكل 3).

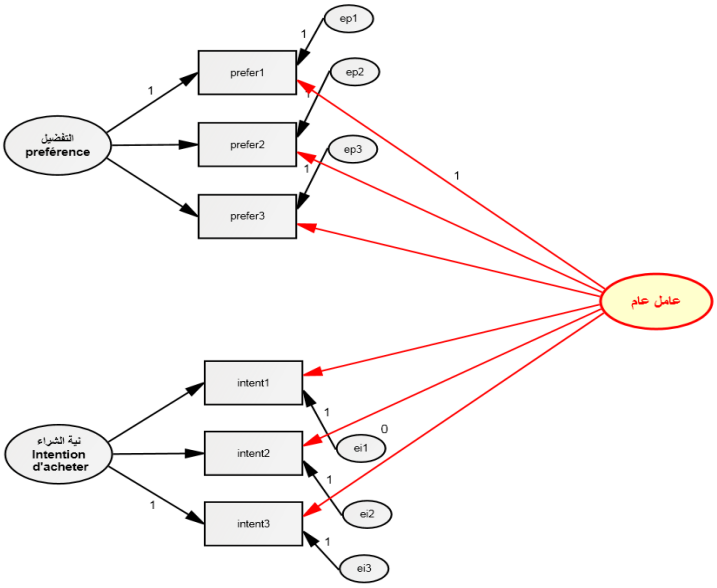
المنارة للاستشارات
www.manaraa.com



شكل (3): نموذج عاملي هرمي من الدرجة الثانية لمفهوم الالتزام أو الولاء للعلامة.

يحتوي النموذج الهرمي على عامل عام من الدرجة الثانية (الولاء للعلامة)، وعاملين من الدرجة الأولى: التفضيل ونية الشراء.

كما يمكن أن ننظر لبنية مفهوم الالتزام أو الولاء للعلامة، باعتباره يحتوي على عامل عام وعوامل خاصة وفقا لنظرية العاملين؛ بمعنى أن الولاء العام يشكل بعدا ثالثا يتواجد بمعية البعدين الخاصين: بعد التفضيل وبعد نية الشراء، ويختلف هذا النموذج عن النموذج الهرمي باعتبار البعد العام في النموذج الهرمي لا يمثل عاملا أو بعدا قائما بذاته بل مشتقا من العاملين من الدرجة الأولى: عامل التفضيل وعامل نية الشراء، وبالتالي عامل التفضيل وعامل نية الشراء تحولا في ظل النموذج الهرمي إلى متغيرين كامنين تابعين للعامل العام: الولاء، في حين نجد أن هذين العاملين: التفضيل ونية الشراء احتفظا باستقلالهما في وجود العامل العام: الولاء بالنسبة للنموذج القائم على العاملين (شكل 4).

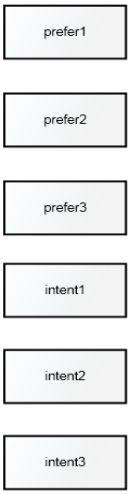


شكل (4): نموذج عاملي قائم على نظرية العاملين لمفهوم الالتزام أو الولاء للعلامة.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

ينطوي النموذج على نوعين من العوامل: عامل عام (الولاء) قائم بذاته وعاملين خاصين (التفضيل ونية الشراء) قائمين بذاتهما وغير منتظمين تحت العامل العام.

ولكي نتبيّن أهمية التنظير للعلاقات بين مكونات مفهوم الولاء للعلامة، والإضافة التي أسهم بها النموذج النظري الذي سيتم انتقاؤه من النماذج الأخرى المتنافسة، يستحسن مقارنته بالنموذج المستقل أو نموذج العدم؛ أي نقارنه بأسوأ "سيناريو" ممكن لسوء التنظير، والذي يتمثل في غياب التنظير للعلاقات بين المؤشرات المقاسة، وبالتالي يكون النموذج خال من العوامل لغياب العلاقات بينها وبين المؤشرات بحيث يحتوي فقط على المؤشرات المقاسة (شكل 5).



شكل (5) نموذج مستقل لمفهوم الالتزام.

يحتوي فقط على المؤشرات المقاسة ولا يحتوي على علاقات، وباستعمال حزمة (أموس) المتخصصة في النمذجة (ويمكن استعمال الحزم الأخرى للنمذجة)، حصلنا على عدد كبير من مؤشرات المطابقة لكل نموذج، انتقينا منها أهمها، أي مؤشرات المطابقة التي أثبتت الدراسات الحديثة فاعليتها ودقتها، وأهملنا مؤشرات المطابقة الأخرى، ورصدت مؤشرات المطابقة مع النماذج المتنافسة في الجدول (2). وللمقارنة بين النماذج نعمد أولا إلى فحص مؤشرات المطابقة القائمة بذاتها، أي تلك التي لها محكات أو درجات للدلالة على توفر النموذج على مطابقة من عدمها، وهي: إحصائي مربع (كاي) CMIN، ومربع (كاي) المعيارية NC، ومؤشر جودة المطابقة GFI، وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية SRMR ومؤشر توكر لويس TLI، ومؤشر المطابقة المقارن CFI، والجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA.

وباستعمال محك المطابقة في الصف الأخير للجدول 2، نجد أن النموذج الأول الأحادي العامل والنموذج الخامس يفتقران تماما إلى المطابقة بحيث أن مؤشرات مطابقتهما كلها سيئة، وبالتالي سيتم استبعادهما من المنافسة لتبقى المنافسة محصورة بين النموذج الثاني الثنائي (5 مؤشرات مطابقة جيدة من أصل 7 مؤشرات مطابقة التي سبق ذكرها آنفا)، والنموذج الثالث الهرمي (3 مؤشرات مطابقة جيدة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

من أصل 7 مؤشرات مطابقة)، والنموذج الرابع القائم على نظرية العاملين (7 مؤشرات مطابقة جيدة من أصل 7 مؤشرات مطابقة). ومن الواضح أن النموذج الثالث الهرمي أقل من النموذج الثاني الثنائي ومن النموذج الرابع القائم على نظرية العاملين كفاءة من حيث جودة المطابقة (أغلبها سيئة). ولا سيما أن مؤشري المطابقة CFI و RMSEA كانا سيئين للغاية علما بأن هذين المؤشرين يعتبران وفقا للدراسات التقويمية من مؤشرات المطابقة الجوهرية والأساسية. وبناء عليه يمكن استبعاده من المنافسة بحيث تبقى محصورة بين النموذج الثاني الثنائي والنموذج الرابع القائم على نظرية العاملين. ولما كان هذان النموذجان غير محتويين في بعضهما البعض (أحدهما ليس جزءا من النموذج الآخر)، فإننا نستعمل مؤشر AIC للمفاضلة بينهما، علما بأن قيمة AIC الصغرى تدل على النموذج الجيد.

وبالرجوع إلى الجدول نجد أن قيمة AIC للنموذج الرابع القائم على نظرية العاملين أصغر من قيمة AIC للنموذج الثاني الثنائي، وبالتالي نعتبر النموذج الرابع القائم على نظرية العاملين أفضل النماذج المتنافسة، بمعنى أنه أكثر صلاحية وصدقا للدلالة على بنية مفهوم الالتزام أو الولاء للعلامة مقارنة بغيره من النماذج المختلفة.

جدول (2): مؤشرات المطابقة للنماذج المتنافسة المنظرة لبنية مفهوم الولاء أو الالتزام للعلامة.

النماذج المتنافسة	CMIN	NC	GFI	SRR	TLI	CFI	RMSEA	AIC
M1-1F الأحادي	765	85	0.92	0.08	0.44	0.66	0.16	789
M2-2F الثنائي	114	14	0.99	0.03	0.91	0.95	0.06	140
M3-Hierar الهرمي	773	85	1	0.08	0.99	0.66	0.16	797
M4-DialF نظرية العاملين	10.35	2.58	0.99	0.009	0.91	0.99	0.02	44.35
M5-Indep المستقل	2275	151	0.79	0.19	0.00	000	0.22	2287
محكات المطابقة	الأفضل القيمة الصغرى	2 إلى 5	من 0.9 والأفضل تساوي أو أكبر من 0.95	أكبر من 0.9 والأفضل تساوي أو أكبر من 0.95	أكبر من 0.9 والأفضل تساوي أو أكبر من 0.95	أكبر من 0.9 والأفضل تساوي أو أكبر من	تساوي أو أصغر من 0.08 والأفضل أصغر من	الأفضل القيمة الصغرى

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خاتمة وتوصيات:

تنتظم الاستنتاجات والتوصيات المستخلصة من الدراسة الحالية في صنفين أساسيين: صنف يتعلق بالثبات، والصنف الآخر يتعلق بالصدق. لنشرع أولا في ذكر الاستنتاجات والتوصيات الخاصة بالثبات، وعقب الانتهاء منها ننتقل إلى الاستنتاجات والتوصيات الخاصة بالصدق. إن أهم الاستنتاجات المستخلصة الخاصة بالثبات هي كما يلي:

أولا: معادلة معامل (ألفا كرونباخ) تتأثر بمدى (متوسط) الارتباطات بين المتغيرات (الفقرات). وارتفاع متوسط ارتباطات الفقرات فيما بينها يدل على الاتساق، وهذه خاصية محمودة في المقياس الذي يقوم على مستوى متوسط أو مرتفع في مستوى الارتباطات بين فقرات المقياس. غير أن معادلة (ألفا) تتأثر بدرجة كبيرة بطول (عدد فقرات) المقياس، فقد تحتوي أداة القياس على شتات من الفقرات لا تنتسب إلى مفهوم محدد، ومع ذلك قد يرتفع ثباتها متجاوزا قيمة 0.8 أو 0.9، بسبب طول الاختبار، وبالتالي فارتفاع معامل الاتساق الداخلي (لألفا) لا يدل بالضرورة على مستوى مرتفع من الاتساق الداخلي (مستوى متوسط للارتباطات بين الفقرات)، ولذلك أرى من الضروري أن نفحص متوسط الارتباطات بين الفقرات التي ينبغي ألا يقل عن 0.3، والأفضل 0.4 لضمان المستوى الأدنى للارتباطات بين الفقرات أي اتساقها.

ثانيا: إن الارتفاع الكبير في معامل ألفا (كأن يتجاوز 0.85 أو 0,90)، قد يندر بوجود تأثير عامل آخر، يتمثل في التقارب الشديد (إن لم يكن تماثل) في مجتوى فقرات المقياس *item over-redundancy*، ولا يدل كلية على تجانس المقياس. ينبغي أن تتسم فقرات الأبعاد داخل المقياس بنوع من التمايز حتى تتمكن من تغطية دلالات البعد أو المفهوم الذي يفترض أن تقيسه هذه الفقرات، بمعنى أن تحقيق اتساق مرتفع للثبات عن طريق التشابه في محتوي الفقرات يخفض من صدق المفهوم لأن بعض جوانبه تغطى بكثافة وتبقى جوانبه الأخرى (دلالاته الأخرى) بدون تغطية.

ثالثا: إن حساب قيمة معامل (ألفا) على مستوى المقياس الذي يحتوي على أكثر من بعد واحد (مقياس غير متجانس)، وهذا هو وضع أغلب المقاييس، إذ نادرا ما نعثر على أداة قياس تحتوي على بعد أو عامل واحد فقط، تؤدى إلى تقدير متحيز وغير دقيق للثبات. ويفضل استعمال معادلة (ألفا) الطبقية Stratified Alpha في تقدير الثبات على مستوى المقاييس المتعددة الأبعاد، بحيث تعطي نتائج أدق بكثير من معامل (ألفا) العادية.

رابعا: إن معامل (ألفا) تعطي تقديرا منخفضا للثبات الحقيقي، إذا كانت الدرجة الحقيقة (قيمة تشبعات الفقرات على بعدها مثلا بعد تربيعها) غير متساوية. بمعنى أن انتماء الفقرات إلى بعدها يكون متكافئا (قيمة تشبعات الفقرات على بعدها يكون متساويا، أو تكون هذه التشبعات متقاربة جدا). وتوجد طرق أخرى لا تشترط التساوي في الدرجة الحقيقية أو التساوي في التشبعات، وتزود الباحث بتقديرات دقيقة للثبات مقارنة بمعامل ألفا. وهده الطرق التي ينبغي استعمالها بعد إجراء التحليل العاملي ولا سيما التوكيدي هي: معامل الثبات المركب Composite reliability (ويسمى أيضا بمعامل ثبات المفهوم Construct reliability أو "رو" Rho)، ومعامل أوميجا الموزونة Weighted omega.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

خامسا: إن معامل الثبات المركب Composite reliability، ومعامل أوميجا الموزونة Weighted omega، كبديلين دقيقين (لألفا كرونباخ) عندما لا يتحقق شرط تساوي الدرجات الحقيقية أو التشبعات يتفاضلان أيضا من حيث الدقة في تقدير الثبات رغم تفوقهما معا على معامل ألفا. وفي هذا السياق تشير الدراسة التحليلية الحالية أن معامل (أوميجا) الموزونة أكثر دقة في تقدير الثبات من معامل الثبات المركب، لأنه يأخذ بعين الاعتبار مقدار مساهمة كل فقرة في تفسير بعدها بالنسبة لمقدار الخطأ ولا يعامل بالسوية فقرات البعد أو المقياس، ولا يتأثر بوجود تشبعات سالبة، ولا تنخفض قيمته إطلاقا عند إضافة فقرة أو فقرات إلى مجموعة الفقرات التي تقيس المفهوم الكامن بخلاف معامل الثبات المركب.

هذا فيما يتعلق بالثبات، أما فيما يخص الصدق، نستخلص من الدراسة التحليلية الحالية ما يلي:

أولا: لا يكاد يخلو بحث أو رسالة من استعمال صدق الاتساق الداخلي لأدوات جمع البيانات المستعملة، وذلك بإيجاد معاملات الارتباط بين كل فقرة ببعدها، وأحيانا بالمقياس ككل، وارتباط الأبعاد بالاختبار ككل، ويتم الحكم على اتساق الفقرة بناء على الدلالة الإحصائية بحيث تستبعد كل فقرة غير دالة إحصائيا، هذه الطريقة في تقدير الصدق تضر الصدق أكثر مما تنفعه، لأنها تحرم المفهوم المقاس من فقرات (غير دالة إحصائيا) تغطي بعض أبعاده الدلالية النظرية الهامة، ذلك أن الدلالة النظرية للفقرة لا توازي بالضرورة الدلالة الإحصائية لها لكون الدلالة الإحصائية تتأثر بعوامل كثيرة لا علاقة لها بالدلالة النظرية للفقرة، منها مدى تجانس الإجابات (احتمال عدم وجود دلالة إحصائية)، أو تباينها (احتمال وجود دلالة إحصائية)، ومنها أيضا حجم العينة، وقوة الاختبار الإحصائي Test power وغيرها أضف إلى ذلك أن الشواهد أو الأدلة أو البيّنات المستعملة للدلالة على الصدق هي أدلة قائمة على الاتساق الداخلي للمقياس، علما بأننا نستعمل نفس الدليل للحكم على ثبات المقياس القائم على الاتساق الداخلي باستخدام معامل (ألفا لكرونباخ) للاتساق الداخلي [استعمال الاتساق الداخلي لقياس الثبات واستعمال نفس الاتساق الداخلي لقياس الصدق]، وبهذا نكون قد استعملنا نفس الحجية اثارة تحت مظلة الثبات، واثارة أخرى تحت مظلة الصدق، وفي ذلك تكرار لنفس الدليل لغرضين مختلفين، علما بأن الحجية القائمة على الاتساق الداخلي حجية تنتمي أصلا إلى الثبات.

ثانيا: يكثر التهافت على استعمال طريقة التحليل إلى المكونات الرئيسية أو الأساسية *Principal Components Analysis(PCA)* بدلا من طرق التحليل العاملي للكشف عن البنية العاملية للمفهوم كدليل على صدقه، غير أن طريقة المكونات الأساسية لا تكشف عن البنية العاملية للمفهوم المقاس، وإنما تلخص متغيرات المقياس (فقرات المقياس أو عناصره) إلى عدد أقل من المكونات Components أو العوامل Factors لتفسير قدر كبير من التباين (المعلومات) التي تحتوي عليها البيانات، وبالتالي فهي طريقة تستعمل لتقليص المتغيرات العديدة إلى عدد قليل من المتغيرات تدعى بالمكونات Components وليس بالعوامل Factors، ولإنشاء هذه المكونات، نوظف كافة تباين (معلومات) المتغيرات باستعمال التباين المشترك بين المتغيرات (الفقرات)، والتباين الخاص بكل فقرة وتباين الخطأ وبخلاف طريقة المكونات الأساسية، فإن طرق التحليل العاملي Factor analysis، ومن أمثلتها طريقة

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

التحليل إلى المحور الأساسي *Principal Axis Factoring*، وطريقة الاحتمال الأقصى *Maximum Likelihood*، تستعمل فقط التباين المشترك للمتغيرات (الفقرات)، وتستبعد التباين الخاص وتباين الخطأ ونتيجة استعمالها للتباين المشترك فقط وليس كل تباين المتغير أو الفقرة، وإهمالها كل ما هو خاص وكل ما يمت بصلة إلى الخطأ، فإنها تصلح للكشف عن البنية العاملية للمفهوم المقاس. ولذلك، ينبغي الابتعاد عن استعمال المكونات الأساسية، واستعمال عوضها إحدى طرق التحليل العاملي التالية: طريقة الاحتمال الأقصى عندما تكون البيانات معتدلة أو قريبة من الاعتدال، وطريقة المحاور الأساسية عندما تكون البيانات غير معتدلة.

ثالثا: إن تقدير الصدق باستعمال النمذجة بالمعادلات البنائية Structural equation modeling يعتبر أكثر دقة ومرونة وارتباطا بالتنظير لأن الصدق أكثر التحاما بالتنظير من الثبات. ولعل أقوى طرق النمذجة تلك القائمة على مقارنة النماذج الخاصة بالفرضيات أو التصورات المتباينة لبنية المفهوم المقاس [هل بنية المفهوم المقاس أحادية العامل أو البعد، أم ثنائية، أم ثلاثية، أم رباعية، أم خماسية، أم هرمية أم يعكس نظرية العاملين؟ وما طبيعة ارتباط العوامل فيما بينها؟ وما هي المؤشرات المقاسة (الفقرات مثلا) التي تنتسب إلى كل بعد؟] بحيث تمكّن من انتقاء النموذج الأكثر صدقا وصحة من النماذج المتنافسة.

وتقوم منهجية النمذجة على تعدد البيّنات أو محكات المفاضلة بين النماذج، ولا تحتل الدلالة الإحصائية إلا دورا ثانويا في هذه المحكات، ومن محكات الشواهد والبيّنات محك الدقة الذي يعكس مدى تمثيل النموذج العاملي المفترض للبيانات، وتدعى مؤشرات المطابقة التي تمكننا من الحكم على جودة مطابقة النموذج بمؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit Indices. ومحك الاقتصاد، بمعنى أن أفضل نموذج هو النموذج الذي يحقق فعالية، ويتمتع بقدرة تفسيرية بأقل عدد ممكن من العلاقات المفترضة وأخيرا محك المساهمة النظرية للنموذج المفترض، وذلك بتقدير أهمية الإضافة النظرية أو الدلالية التي ساهم بها النموذج العاملي المفترض مقارنة بالنموذج الذي يخلو تماما من التنظير (يخلو من العلاقات بين المتغيرات) والذي اصطلح على تسميته بالنموذج المستقل Independent Model، أو نموذج العدم Null Model، وتدعى مؤشرات المطابقة التي تقدر هذه الإضافة بمؤشرات المطابقة التزايدية Incremental Fit Indices، أو المقارنة Comparative Fit Indices.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com

قائمة المراجع

Bacon, D.R., Sauer, P. L. & Young, M. (1995) Composite reliability in structural equation modeling. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 55, pp. 394-406

Bentler, P. M., & Kano, Y.(1990).On the Equivalence of Factors and Components. *Multivariate Behavioral Research, 25*(1), 67-74.

Brunner, M., & Heinz-Martin Sub (2005) Analysing the reliability of multidimensional measures: An example from intelligence research. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 65, pp. 227-240.

Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, Vol. 78, pp 98-104.

Costello, A. B. & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation, 10*(7). Available online:

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

Cronbach L. J.; Schonemann, P. & McKie, D. (1965). Alpha coefficient for stratified-parallel tests. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 25; pp. 291-312.

Fabrigar, L.R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C.,&Sttrahan, E. J. (1999).Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research.*Psychological Methods. 4*(3),272–299.

Feldt, L. S. & Brennan, R. L. (1989). Reliability. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 105-146). New York: Macmillan.

Feldt, L. S. & Qualls, A. L. (1996). Bias in coefficient alpha arising from heterogeneity of test content. *Applied Measurement in Education*, Vol. 9; pp. 277-286.

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*. Vol. 66, pp. 930-944.

Green, B. G. & Hershberger, S. L. (2000) Correlated errors in true score models and their effect on coefficient alpha. *Structural Equation Modeling*, Vol. 7, N0 2, pp 251-270

Green,S. B., Lissitz, R. W., & Mulaik, S. A. (1977). Limitation of coefficient alpha as an index of test unidimensionality. *Educational and Psychological Measurement.* Vol. 37; pp, 827-838.

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.

Hattie, J., (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. *Applied Psychological Measurement*, Vol. 9; pp. 139-164.

Miller, M. B. (1995). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspective of classical test theory and structural equation modelling. *Structural Equation Modeling*, Vol. 2, pp 255-273.

Netemeyer, R. (2001) Commentary: Can a reliability coefficient be too high?. *Journal of Consumer Psychology*, Vol. 10, pp. 55-69.

Nunnally, J. C. (1967). *Psychometric Theory* . New York: McGraw-Hill.

Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory (2nd ed.).* New York: McGraw-Hill.

Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory (3rd ed.).* New York: McGraw-Hill.

Pedhazur, E. J. & Schmelkin, L. P. (1991). *Measurement, Design, and analysis: an integrated approach.* Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

www.manaraa.com

Raju,N. S. (1982). On test homogeneity and maximum KR-20. *Educational and Psychological Measurement*. Vol. 42; pp. 145-152.

Raykov, T. (1997a). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21, pp 173-184.

Raykov, T. (1997b). Scale reliability, Cronbach's coefficient alpha, and violations of essential tau-equivalence with fixed congeneric components. *Multivariate Behavioural Research*, Vol.32, pp 329-353.

Schmidt, F. L.; & Hunter,J. E., (1996). Measurement error in psychological research: Lessons from 26 research scenario. *Psychological Methods*, Vol, 1; pp, 199-223.

Streiner, D. L. (2003) Starting at the beginning: An introduction to Coefficient Alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*, Vol. 80, pp. 99-103.

Terwilliger, J. S., & Lele, K. (1979). Some relationships among internal consistency, reproducibility, and homogeneity. *Journal of Educational Measurement*, Vol. 16; pp. 101-108.

Velicer, W.F., & Jackson, D. N. (1990). Component Analysis Versus Common Factor Analysis: Some Further Observations. *Multivariate Behavioral Research, 25*(1), 97-114.

Widaman, K. F. (1993). Common Factor-Analysis Versus Principal Component Analysis – Differential Bias in Representing Model Parameters. *Multivariate Behavioral Research, 28*(3), 263-311.

المنارة للاستشارات
www.manaraa.com