مجلة الجامعة الإسلامية

للعلوم التربوية والاجتماعية

مجلة علمية دورية محكمة

تصدر أربع مرات في العام خلال الأشهر:

(مارس، يونيو، سبتمبر، ديسمبر)

العدد 20 - المجلد 37

جمادى الأولى 1446 هـ - ديسمبر 2024 م

معلومات الإيداع في مكتبة الملك فهد الوطنية

النسخة الورقية :

رقم الإيداع: 1441/7131

تاريخ الإيداع: 1441/06/18

رقم ردمد : 1658-8509

النسخة الإلكترونية :

رقم الإيداع: 1441/7129

تاريخ الإيداع: 1441/06/18

رقم ردمد : 1658-8495

الموقع الإلكتروني للمجلة :

https://journals.iu.edu.sa/ESS

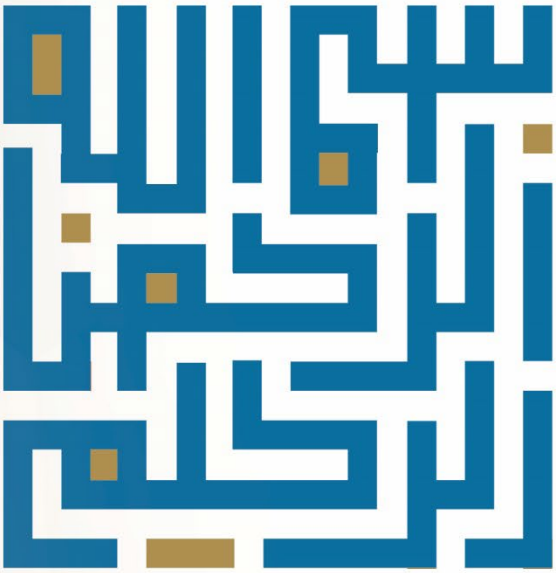
البريد الإلكتروني للمجلة :

ترسل البحوث باسم رئيس تحرير المجلة

iujourna14@iu.edu.sa

البحوث المنشورة في المجلة
تعبرعن آراء الباحثـين ولا تعبر
بالضرورة عن رأي المجلة

جميع حقوق الطبع محفوظة
للجامعة الإسلامية



قواعد وضوابط النشر في المجلة

- أن يتسم البحث بالأصالة والجدية والابتكار والإضافة المعرفية في التخصص.
- لم يسبق للباحث نشر بحثه.
- أن لا يكون مستلاً من أطروحة الدكتوراه أو الماجستير سواء بنظام الرسالة أو المشروع البحثي أو المقررات.
- أن يلتزم الباحث بالأمانة العلمية.
- أن تراعى فيه منهجية البحث العلمي وقواعده.
- أن لا تتجاوز نسبة الاقتباس في البحوث التربوية (25%)، وفي غيرها من التخصصات الاجتماعية لا تتجاوز (40%).
- أن لا يتجاوز مجموع كلمات البحث (12000) كلمة بما في ذلك الملخصين العربي والإنجليزي وقائمة المراجع.
- لا يحق للباحث إعادة نشر بحثه المقبول للنشر في المجلة إلا بعد إذن كتابي من رئيس هيئة تحرير المجلة.
- أسلوب التوثيق المعتمد في المجلة هو نظام جمعية علم النفس الأمريكية (APA) الإصدار السابع، وفي الدراسات التاريخية نظام شيكاغو.
- أن يشتمل البحث على : صفحة عنوان البحث، ومستخلص باللغتين العربية والإنجليزية، ومقدمة، وصلب البحث، وخاتمة تتضمن النتائج والتوصيات، وثبت المصادر والمراجع، والملاحق اللازمة مثل: أدوات البحث، والموافقات للتطبيق على العينات وغيرها؛ إن وجدت.
- أن يلتزم الباحث بترجمة المصادر العربية إلى اللغة الإنجليزية.
- يرسل الباحث بحثه إلى المجلة إلكترونيًا ، بصيغة (WORD) وبصيغة (PDF) ويرفق تعهدًا خطيًا بأن البحث لم يسبق نشره ، وأنه غير مقدم للنشر، ولن يقدم للنشر في جهة أخرى حتى تنتهي إجراءات تحكيمه في المجلة.
- المجلة لا تفرض رسوما للنشر.

الهيئة الاستشارية :

معالـي أ.د : محمد بن عبدالله آل ناجي
رئيس جامعة حفر الباطن سابقاً

معالي أ.د : سـعيد بن عمر آل عمر
رئيس جامعة الحدود الشمالية سابقاً

معالي د : حسـام بن عبدالوهاب زمان
رئيس هيئة تقويم التعليم والتدريب سابقاً

أ. د : سـليمان بن محمد البلوشي
عميد كلية التربية بجامعة السلطان قابوس سابقاً

أ. د : خالـد بن حامد الحازمي
أستاذ التربية الإسلامية بالجامعة الإسلامية سابقاً

أ. د : سـعيد بن فالح المغامسي
أستاذ الإدارة التربوية بالجامعة الإسلامية سابقاً

أ. د : عبداللـه بن ناصر الوليعي
أستاذ الجغرافيا بجامعة الملك سعود

أ.د. محمد بن يوسف عفيفي
أستاذ أصول التربية بالجامعة الإسلامية سابقاً

هيئة التحرير:

رئيس التحرير :

أ.د : عبدالرحمن بن علي الجهني

أستاذ أصول التربية بالجامعة الإسلامية في المدينة المنورة

مدير التحرير :

أ.د : محمد بن جزاء بجاد الحربي

أستاذ أصول التربية بالجامعة الإسلامية في المدينة المنورة

أعضاء التحرير:

معالي أ.د : راتب بن سلامة السعود

وزير التعليم العالي الأردني سابقا
وأستاذ السياسات والقيادة التربوية بالجامعة الأردنية

أ.د : محمد بن إبراهيم الدغيري

وكيل جامعة شقراء للدراسات العليا والبحث العلمي
وأستاذ الجغرافيا الاقتصادية بجامعة القصيم

أ.د : علي بن حسن الأحمدي

أستاذ المناهج وطرق التدريس بالجامعة الاسلامية في المدينة المنورة

أ.د. أحمد بن محمد النشوان

أستاذ المناهج وتطوير العلوم بجامعة الإمام محمد بن سعود الإسلامية

أ.د. صبحي بن سعيد الحارثي

أستاذ علم النفس بجامعة أم القرى

أ.د. حمدي أحمد بن عبدالعزيز أحمد

عميد كلية التعليم الإلكتروني
وأستاذ المناهج وتصميم التعليم بجامعة حمدان الذكية بدبي

أ.د. أشرف بن محمد عبد الحميد

أستاذ ورئيس قسم الصحة النفسية بجامعة الزقازيق بمصر

د : رجاء بن عتيق المعيلي الحربي

أستاذ التاريخ الحديث والمعاصر المشارك بالجامعة الاسلامية في المدينة المنورة

د. منصور بن سعد فرغل

أستاذ الإدارة التربوية المشارك بالجامعة الإسلامية في المدينة المنورة

الإخراج والتنفيذ الفني:

م. محمد بن حسن الشريف

التنسيق العلمي:

أ. محمد بن سعد الشال

سكرتارية التحرير:

أ. أحمد شفاق بن حامد

أ. علي بن صلاح المجبري

أ. أسامة بن خالد القماطي

الجامعة الإسلامية بالمدينة المنورة

ISLAMIC UNIVERSITY OF MADINAH

فهرس المحتويات : ❋

م	عنوان البحث	الصفحة
1	مقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء اختلاف تعقيد النموذج وحجم العينة وشكل توزيع البيانات وطريقة تقدير المعالم د. عبد الرحمن بن عبد الله النفيعي	11
2	درجة وعي أولياء الأمور بإجراءات الأمن السيبراني اللازمة للأطفال في مرحلة الطفولة المبكرة د. مروه بنت توفيق محمد مشعل	53
3	التفاعل بين الهوية الافتراضية والهوية الذاتية في العوالم الرقمية لدى عينة من المراهقات في مكة تحليل تطوري عبر مراحل النمو د. أمل بنت محمد علي علي النمري	87
4	فاعلية نموذج قائم على تطبيقات الذكاء الاصطناعي في تنمية مهارات الحاسب لدى طالبات الطفولة المبكرة بجامعة شقراء د. حمد بن ناصر العضياني	129
5	واقع الوعي التربوي بالأبعاد الثقافية لدى معلمي ومعلمات مدارس التعليم العام بمنطقة الباحة في ضوء بعض المتغيرات المعاصرة د. فوزية بنت عثمان عساف الغامدي	165
6	أثر استخدام استراتيجية الأبعاد السداسية (PDEODE) في تنمية مهارات القراءة التأملية لدى طالبات المرحلة المتوسطة د. بخيتة بنت عواد السناني	221
7	مستوى امتلاك المهارات الناعمة لدى الطالبات ذوات صعوبات التعلم من وجهة نظر معلماتهنّ د. نوف بنت عبد الله السديري	275
8	تصور مقترح لتطوير إدارة الموارد البشرية بجامعة شقراء باستخدام تطبيقات الذكاء الاصطناعي د. ندى بنت إبراهيم الشدي	325
9	فاعلية استراتيجية التخيل الموجه في تدريس العلوم على تنمية مهارات التفكير المستقبلي والدافعية للإنجاز لدى طالبات المرحلة المتوسطة د. أشواق بنت حمزة علي التركي	367
10	استراتيجية الملك عبد العزيز تجاه إمارة آل رشيد في حائل د. عبد الله بن علي العجلان	421

❋ترتيب الأبحاث حسب تاريخ ورودها للمجلة مع مراعاة تنوع التخصصات

الجامعة الإسلامية بالمدينة المنورة

ISLAMIC UNIVERSITY OF MADINAH

مقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء اختلاف تعقيد النموذج وحجم العينة وشكل توزيع البيانات وطريقة تقدير المعالم

Comparing the Accuracy of Overall Fit Indices for Confirmatory Factor Analysis based on the Factors of Model Complexity, Sample Size, Data Distribution, and Estimation Method

إعداد

د. عبد الرحمن بن عبد الله النفيعي

أستاذ القياس والتقويم المشارك

قسم علم النفس – كلية التربية – جامعة أم القرى

Dr. Abdulrahman A. Alnofei

Associate Professor of Psychological Measurement and Evaluation

Department of Psychology - Faculty of Education - Am ALqura University

Email: alnofei@gmail.com

DOI:10.36046/2162-000-020-001

د. عبد الرحمن بن عبد الله النفيعي

تاريخ التقديم: ٢٠٢٣/١١/٢٠ م تاريخ القبول: ٢٠٢٣/١٢/٥ م

المستخلص

هدفت الدراسة إلى مقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي المتمثلة في: χ2، RMSEA، SRMR، CFI، TLI، AGFI في ضوء مستويات درجة تعقيد النموذج (بسيطة، ومتوسطة، وكبيرة)، وأحجام عينة (٢٠٠، ٥٠٠، ٧٥٠)، وشكل توزيع البيانات (اعتدالي، وملتوي التواء سالبا، وموجبا) وطرق تقدير المعالم (ML، WLSMV، USL). ولتحقيق ذلك تم تصميم دراسة محاكاة من خلال تصميم بحثي عاملي متقدم تم خلاله ضبط المتغيرات وفقاً للشروط السابقة. وقد أظهرت النتائج دقة جميع مؤشرات الملائمة الكلية الست عندما تكون درجة تعقيد النموذج بسيطة، أو عندما يكون حجم العينة صغير، أو عندما يتبع توزيع البيانات التوزيع الاعتدالي، أو عند استخدام أي طريقة من طرق تقدير المعالم الثلاثة. لكن عندما تكون درجة تعقيد النموذج متوسطة، أو عندما يكون حجم العينة متوسطا أو كبيرا فمؤشرات RMSEA، وSRMR، وCFI، وTLI الأكثر دقة، أما عندما تكون درجة تعقيد النموذج كبيرة، أو عندما يكون شكل توزيع البيانات ملتوي التواءً سالباً أو موجباً فمؤشري RMSEA، وSRMR الأكثر دقة.

الكلمات المفتاحية: مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي، تعقيد النموذج، حجم العينة، شكل توزيع البيانات، طرق تقدير المعالم المجهولة.

Abstract

This study compared the accuracy of six overall fit indices for Confirmatory Factor Analysis (CFA): χ2, RMSEA, SRMR, CFI, TLI, and AGFI. The comparison was based on four factors: model complexity (simple, medium, and large), sample size (200, 500, and 750), data distribution (normal, negative, and positive skewness), and estimation methods (ML, WLSMV, and USL). A simulation study was conducted using an advanced factorial research design to manipulate these factors. The findings indicated that all six fit indices were accurate for simple models, small samples, normal data, and any estimation method. For moderate models or medium to large samples, RMSEA, SRMR, CFI, and TLI were the most accurate fit indices. For large models or skewed data, RMSEA and SRMR were the most accurate fit indices.

Keywords: overall fit indices for confirmatory factor analysis, model complexity, sample size, data distribution, methods for estimating unknown parameters.

المقدمة

يعد مجال القياس والتقويم النفسي والتربوي من المجالات المهمة التي يحتاج إليها الباحثون في العلوم السلوكية وكذلك متخذي القرارات المتعلقة بالأفراد في مختلف الميادين التطبيقية النفسية منها والتربوية، والاجتماعية، والإدارية، والصناعية، والعسكرية، وغيرها من الميادين المتمركزة حول الأفراد، وذلك بغرض مساعدة الأفراد في التعرف على قدراتهم، وإمكاناتهم، وطاقاتهم، والاستفادة منها لأقصى درجة ممكنة، وتنمية تلك القدرات والطاقات بما يسمح بوضع أفضل الخطط التي تسهم في تحقيق أهدافهم التي يسعون إليها، والتغلب على مشكلاتهم المختلفة. ولكن دقة تلك القرارات المتعلقة بالأفراد تعتمد بشكل كبير على دقة المعلومات التي يتم الحصول عليها، والتي تتطلب الاستعانة بأدوات جمع معلومات صادقة ودقيقة تتمثل في المقاييس النفسية والتربوية. ولتحقيق تلك المصداقية والدقة أنصب اهتمام خبراء القياس والتقويم نحو إيجاد معايير ومحكات من نوع دلائل الصدق، ومعاملات الثبات، ومعاملات فاعلية الفقرات للتأكد من أن المقاييس النفسية والتربوية مقاييس صادقة في قياس ما وضعت لقياسه وبدقة عالية.

لذا كان من أهم المفاهيم في القياس النفسي مفهومي الصدق، والثبات، وهما مفهومان يتعلقان بالمتغير الكامن المقاس فالأول يهتم بتقدير مدى صدق أن المتغير الكامن هو السبب الرئيس في إحداث التباين في المفردات. وفي المقابل يهتم الثبات بتقدير مدى تأثير المتغير الكامن على مجموعة من المفردات.

ويعتبر الصدق أحد الشروط الرئيسة الواجب توافرها في أداة القياس حتى تصبح البيانات المتحصل عليها موثوقة، فالمقياس الصادق يمكّن من التعرف على عناصر أو مصادر اشتراكه في عامل محدد مع بقية المتغيرات، فإذا تضمنّت الدراسة متغيراً أو متغيرات منخفضة الصدق فهذا يؤدي إلى عدم قدرة الباحث على استنتاج حقيقة الجوانب المشتركة بين المتغيرات ويتم الحصول على تباينات متعددة غير قابلة للتفسير.

والصدق مفهوم واحد (التكوين الفرضي أو المفهوم) فليس هنالك أنواع مختلفة من الصدق، وما اصطلح عليه في السابق بأنه أنواع للصدق ليس إلا وسائل أو طرق لجمع الأدلة على هذا المفهوم الواحد. وهو ما أكده تيغزة (٢٠١٢) بقوله إن الصدق ينظر إليه باعتباره مفهوما موحدا

أي صدق المفهوم، وهذا لا يتنافى مع وجود جوانب متمايزة له تفيد الباحث في توجيه طرق تقديره، وفي تصنيف مصادر الأدلة وطبيعتها التي توصل إلى صدق المفهوم. وهو ما يتسق مع ما ورد في الدليل الخامس لجمعية علم النفس الأمريكية APA الذي صدر عام ١٩٩٩، حيث تم تأكيد وحدة مفهوم الصدق كمفهوم تكاملي "Unitary View of Validity"، وتم تعريف الصدق على أنه مفهوم موحد بحيث لا يتجزأ إلى أقسام أو أنواع فهو يدل على مدى قدرة أو كفاية البيانات والأدلة التي تم جمعها على تعزيز عمليات تأويل درجات المقاييس وتفسيرها للأغراض أو الاستعمالات المنشودة (Aera, A. P. A., 1999).

وبالتالي أصبح مفهوم الصدق مرتبطا بمفهوم البناء الفرضي والذي يتم جمع الأدلة للتحقق منه، حيث أصبح أسلوب التحليل العاملي من أفضل الأساليب للتحقق من ذلك.

والتحليل العاملي من الأساليب الإحصائية عديدة المتغيرات، حيث يتم استخدامه مع عدد كبير من المتغيرات ذات مستويات قياس متنوعة (اسمي، رتبي، فتري، نسبي)، ويعتمد على مصفوفة معاملات الارتباط بشرط استخدام معامل الارتباط المناسب لمستوى القياس للمتغيرات الداخلة في مصفوفة الارتباط، لتحقيق الأهداف التالية (تيغزه، ٢٠١٢):

اختزال عدد كبير من المتغيرات أو المشاهدات واستخلاص أكبر قدر منها، من خلال تلخيص العلاقات بين المتغيرات بطريقة منظمة ودقيقة ومقتصدة وذلك لفهم وتصور الظواهر المدروسة وذلك من خلال طرق التحليل العاملي الاستكشافي.

تصنيف المتغيرات في مجموعات متجانسة بحسب تشبعاتها على متغير كامن مشترك، وأيضا يتم ذلك باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي.

اختبار مطابقة البيانات للنماذج النظرية دفعة واحدة دون تجزئتها إلى فرضيات منفصلة واختبار كل فرضية على حدة، عندما يتكون النموذج من علاقات بين مجموعة من المتغيرات الملاحظة، والمتغيرات الكامنة، ويستخدم لذلك التحليل العاملي التوكيدي.

والتحليل العاملي التوكيدي يعتبر أحد صور أو تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية ويهتم بدراسة العلاقات بين المتغيرات المقاسة أو المؤشرات (مفردات أو درجات الاختبار) والمتغيرات الكامنة أو العوامل (عامر، ٢٠١٤؛ ٢٠٢٢). ويقوم على التحقق أو التأكد من الفروض (بناء معروف

أبعاده أو عوامله بمفرداته مسبقاً) عكس التحليل العاملي الاستكشافي القائم على اكتشاف طبيعة البناء العاملي (تحديد العوامل التي تتشبع المفردات عليه). ويرى (Brown 2006) أن التحليل العاملي التوكيدي يستخدم لتطوير وتنقيح أدوات القياس، وتقدير الصدق البنائي للمقاييس، وتشخيص تأثيرات الطريقة Method effects، وتقويم ثبات القياس أو التكافؤ العاملي عبر الزمن وعبر مجموعات مختلفة، وعليه فإن تحليل CFA يتطلب أن يكون لدى الباحث تصور مسبق لطبيعة البناء أو المفهوم المراد قياسه من حيث أبعاده والمفردات التي يتشبع عليها كل بعد وذلك في ضوء نظرية أو إطار نظري. ويعتبر التحليل العاملي التوكيدي من أهم المنهجيات أو المداخل لتحليل بيانات المقاييس والتحقق من صدق الأبنية العاملية في إطار نمذجة المعادلة البنائية (Byrne, 2001)

ولإجراء التحليل العاملي التوكيدي يستلزم العديد من الخطوات من أهمها التصور النظري للمقياس أو المفهوم المراد التحقق منه، وتشخيص مشكلة عدم التحديد للنموذج وهي أن المعلومات في مصفوفة الارتباط تكون قادرة على استخلاص معالم النموذج المتضمنة تشبعات العوامل وتباينات أخطاء القياس والعلاقات أو التغايرات بين العوامل، وتأتي مرحلة التحقق من مسلمات إجراء التحليل العاملي التوكيدي التي من أهمها حجم العينة الكافي ويفضل ألا يقل عن٢٠٠ (Kline, 2016)، والتحقق من الاعتدالية، وغياب خاصية التعددية الخطية وهي ألا يزيد حجم معامل الارتباط بين أي متغيرين في المصفوفة الارتباطية عن ٠,٨، ثم تأتي مرحلة تقدير معالم النموذج وفي هذه الخطوة يفاضل الباحث بين العديد من الطرق في ضوء البيانات المراد تحليليها، وتعتبر طريقة الاحتمال الأقصى ML هي الطريقة الافتراضية التي تعتمد عليها كل البرامج ما لم يحدد الباحث طريقة أخرى، وتمتاز بأنها طريقة غير متحيزة ونتائجها مستقرة أو متسقة مع تقديرات المعالم في المجتمع باستخدام أحجام العينات الكبيرة وتعطي تقديرات تتميز بالموثوقة والدقة (Muthén & Muthén, 2002)، وتكون المعالم المقدرة ذات توزيع اعتدالي كلما زاد حجم العينة، وبالتالي يتم استخدامها للمتغيرات التابعة المتصلة، ولديها حصانة Robust ضد انتهاك الاعتدالية بدرجة متوسطة (Moderate Kline, 2016)، ولكن عندما يتم انتهاك شرط الاعتدالية بصورة شديدة فإن تقديرات المعالم تكون أكثر عرضة للتحيز، حيث تكون الأخطاء المعيارية للمعالم المقدرة متحيزة، وتتضخم قيمة كاي تربيع وهذا يقود إلى تضخم الخطأ من النوع الأول

للنموذج، بمعني رفض النموذج على مستوي البيانات في حين أنه حقيقي على مستوي المجتمع. وتوصلت دراسات المحاكاة إلى أن طريقة الاحتمال الأقصى يكون أداؤها أفضل من طريقة (asymptotically distribution free ADF) حتى مع البيانات غير الاعتدالية (Hu et al., 1992; Boomsma & Hoogland, 2001)، وصممت طريقة ADF للمتغيرات المتصلة غير الاعتدالية (Browne, 1984)، حيث تمدنا البرامج بتقديرات المربعات الدنيا الموزونة الحصينة (Robust weighted least square RWLS) مثل طريقة WLS وطريقة WLSM وWLSMV لنمذجة المتغيرات التصنيفية. وتعتبر طريقة (Weighted least square mean and variance WLSMV) من أفضل الطرق لتقدير معالم المتغيرات التصنيفية والرتبية (Muthén & Muthén, 2012).

وتأتي مرحلة تقويم النموذج أو تقدير مطابقته كمرحلة لاحقة لمرحلة تقدير المعالم المجهولة إذ تمثل الخطوة الرابعة من خطوات إجراء التحليل العاملي التوكيدي، ويجري تقويم النموذج في ضوء تفصيلاته وهي التأثيرات والتشبعات بالعوامل، وتقدير التباين المفسر لكل عامل كامن، وأيضًا في ضوء تقويم مطابقة النموذج الكلية من خلال مؤشرات حسن المطابقة أو الملائمة الاحصائية Goodness of fit indexes (عامر، ٢٠١٨)، وعلى الرغم من الاستخدام المتزايد للتحليل العاملي التوكيدي إلا أن أهم القضايا التي ما زالت تمثل إشكالية في صناعة القرار هو تقدير مطابقة النموذج (عامر، ٢٠٠٤؛ ٢٠١٤) حيث نالت قضية تقدير مطابقة النموذج كثيراً من الاهتمام البحثي مقارنة بأي موضوع آخر من مواضيع التحليل العاملي التوكيدي. ولكن تبدو قضية تقويم النموذج غير مفهومة؛ إذ كيف نفضل نموذج على نماذج أخرى بديلة أو متنافسة للبيانات نفسها (Marsh et al., 1996). ويعرف Hu & Bentler (١٩٩٥) المطابقة بانها تكميم درجة التناظر بين نموذج المتغيرات الكامنة المفترض والبيانات أو هي درجة التماثل بين العلاقات المفترضة في النموذج (تقديرات المعالم) ومصفوفة التغاير (معاملات الارتباطات غير المعيارية التي تعرض العلاقات بين كل زوج من المتغيرات) وكلما زادت الفروق بين المصفوفتين قلت مطابقة النموذج للبيانات. ومؤشرات حسن المطابقة وسيلة لتكميم التباين المفسر في النموذج وهو يشبه مؤشرR2 في الانحدار المتعدد (Hu & Beutler, 1995). وصنفها Schumacker & Lomax (٢٠١٠) إلى:

(١) مؤشرات المطابقة المطلقة Absolute Fit indices وسميت بمؤشرات المطابقة المطلقة لأنها تقوّم 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 مطابقة النموذج المفترض بنماذج أخرى. وتشمل: $\chi 2$، GFI، AGFI، RMR، RMSEA.

(٢) 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 اختصارا بالنموذج المستقل Independent Model أو نموذج العدم أو الصفري Null Model الذي يقوم على افتراض أن تغايرات المتغيرات الملاحظة على مستوى المجتمع تساوي صفرا 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. وتتضمن مؤشرات المطابقة المقارنة كل من NFI, TLI (NNFI), CFI, CMIN\DF, RNI.,

(٣) مؤشرات البساطة Parsimony Indices أو المؤشرات الاقتصادية، وتصنف مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد في المعالم 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 معالم 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، وتتضمن مؤشرات تصحيح الافتقار للاقتصاد: PGFI AIC, PNFI, PFI.

وفيما يلي عرض لأهم مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي:

إحصاء كاي تربيع ($\chi 2$): هو المؤشر التقليدي لتقدير المطابقة في التحليل العاملي التوكيدي، ويقدر مقدار التعارض أو الاختلاف بين مصفوفة التغاير للعينة S ومصفوفة التغاير للنموذج المقدر Σ، ولكن من أهم الانتقادات الموجهة اليه تأثره بحجم العينة حيث يميل إلى رفض النماذج الحقيقية في حالة أحجام العينات الكبيرة (Hair et al., 2014)، ويتأثر بعدم توافر الاعتدالية للبيانات، لذلك أشار Engel et al. (٢٠٠٣)، إلى عدم إعطاء أهمية كبير لدلالة مؤشر $\chi 2$ للحكم على مطابقة النموذج ووجوب تضمين مؤشرات مطابقة أخرى. ويتأثر بدرجة تعقيد النموذج (Engel et al., 2003). ومع أحجام العينات الصغيرة تنقصه القوة الاحصائية ولا يستطيع التميز بين النماذج المطابقة والنماذج سيئة المطابقة (Kenny & McCoach, 2003, ويسمح إحصاء كاي تربيع بتقييم مطابقة النموذج باستخدام اختبارات الدلالة أو الفروض الصفرية وهذا الإحصاء يتأثر بالنماذج المعقدة (عدد المتغيرات المقاسة والكامنة الكثيرة) وحجم العينة حيث يعطي تقديرات متحيزة وتضخم لقيمة الخطأ من النوع الأول (Shi et al., 2019) ويعرف هذا التأثير بتأثير حجم النموذج Model size effect وتوصلت العديد من الدراسات إلى تأثير لحجم النموذج على أداء إحصاء كاي تربيع (Moshagen, 2012; Shi et al., 2018; Yuan et al., 2015)، ولذلك فان كاي تربيع ليست الكلمة الاخيرة في تحديد مطابقة النموذج. ونتيجة لمحددات كاي تربيع تم تطوير العديد من مؤشرات المطابقة القائمة على هذا الإحصاء.

مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقاربي Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) الذي اقترحه Steiger & Lind (١٩٨٠) يعد المدخل الأكثر ملاءمة لتقدير مطابقة النموذج؛ وحدد (Steiger, 1990; Browne & Cudeck, 1993) المطابقة المناسبة أو الجيدة Close fit عندما تكون قيمته RMSEA ≤ ٠,٠٥ والقيم بين ٠,٠٥ و٠,٠٨ أو ٠,١٠ تعني مطابقة مقبولة mediocre في حين أن القيم أكبر من ١,٠ تعني مطابقة غير مقبولة. ولكن توصل Hu & Bentler (١٩٩٩) إلى أن المطابقة الجيدة في ضوء هذا المؤشر تكون ٠,٠٦ فأقل، ويمكن أن تقبل المطابقة حتى ٠,٠٨. ومن أهم مميزات هذا المؤشر هو استقلاله النسبي عن حجم العينة ويكون في صالح النماذج البسيطة (Browne & Cudek, 1993, Kaplan, 2000)، ولكن توصل Breivik & Olsson (٢٠٠١) إلى أن هذا المؤشر يميل إلى رفض النماذج الأكثر بساطة،

ويكون أداؤه جيد في صالح النماذج الكبيرة الأكثر تعقيدًا، وتوصل Hu & Bentler (١٩٩٩) إلى أن هذا المؤشر يميل إلى رفض النموذج الحقيقي في حالة أن أحجام العينات الصغيرة أقل من ٥٠، وأيضًا من أهم مميزات هذا المؤشر هو قدرته على كشف سوء التحديد أو رفض النماذج غير المحددة تحديدًا دقيقًا. وأنه يمكن اختبار الفروض الصفرية حوله مصحوبة بفترات الثقة (McQuitty, 2004).

مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي Rot Mean Square Residual (RMR) ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية Standardized Root Mean Square Residual (SRMR): من مؤشرات المطابقة الهامة مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي (RMR). والذي يركز على تحليل قيم مصفوفة بواقي التباين والتغاير التي تنتج عن الفروق بين قيم مصفوفة التباين والتغاير المتوقعة القائمة على النموذج المفترض. والوضع المثالي أن تتطابق قيم تباين وتغاير المصفوفتين بحيث إن قيم البواقي تساوي صفرا أو قريبة من الصفر. والمؤشر يعكس متوسط القيم المطلقة لتغاير البواقي. ويعتبر مؤشر (RMR) من مؤشرات سوء المطابقة، فإذا انخفضت قيمته بحيث تساوي صفرا 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 (تيغزه، ٢٠١٢). لذا اقتراح Bentler (١٩٩٥) مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) والذي يقوم على تحويل كل من مصفوفة التباين والتغاير للعينة ومصفوفة التباين والتغاير للنموذج المتوقع أو المفترض إلى مصفوفتي معاملات الارتباط. وبالتالي فمؤشر (SRMR) مقياس لمتوسط البواقي المطلقة لمعاملات الارتباط، أي الفرق العام بين الارتباطات الملاحظة للعينة والارتباطات المتوقعة للنموذج المفترض. والقيمة ٠,٠٨ فأقل لمؤشر SRMR تدل على مطابقة جيدة، والقيمة في المدى من ٠,٠٩ حتى ٠,١٠ تدل على مطابقة مقبولة (Hu & Bentler, 1999).

مؤشر حسن المطابقة Goodness of fit index (GFI): وهو مقياس لمقدار التباين أو التغاير في مصفوفة بيانات العينة (S) عن طريق النموذج، وهذا المؤشر مشابه لمعامل التحديد في الانحدار

المتعدد R2وقيمة هذا المؤشر تنحصر من الصفر إلى الواحد الصحيح (عامر، ٢٠١٨)؛ حيث تشير القيم المرتفعة إلى مطابقة جيدة، والقاعدة العامة هي أن القيمة ٠,٩٥ فأعلى تشير إلى مطابقة جيدة، في حين أن القيم أكبر من ٠,٩٠ حتى ٠,٩٤ تشير إلى مطابقة مناسبة، وأقل من ٠,٩٠ تشير إلى مطابقة ضعيفة (HU & Bentler, 1999)، ومن محددات هذا المؤشر هو تأثره الواضح بحجم العينة؛ أي أن قيمته تزيد مع زيادة حجم العينة (HU & Bentler 1995, 1999)، ويتأثر بطريقة التقدير المستخدمة؛ ولذلك فإنه توجد صيغ مختلفة لهذا المؤشر باختلاف طريقة التقدير. ويشير Kline (٢٠١٦) إلى أن هذا المؤشر أقل تأثرًا بحجم النموذج مقارنة بمؤشر RMSEA، وتنقص قيمته بزيادة تعقيد النموذج خاصة للعينات الصغيرة، وكذلك يتأثر بسوء التحديد للنموذج (Mulaik et al., 1989).

مؤشر حسن المطابقة المصحح Adjusted Goodness of fit index (AGFI): هذا المؤشر طوره Joreskog & Sorbom (١٩٨٩) وذلك لتجنب تحيز مؤشر GFI الناتج عن تعقيد النموذج، تراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح، والقيم المرتفعة تشير إلى مطابقة أفضل، ويمكن أن تكون قيمته سالبة، والقيمة ٠,٩٠ فأكبر تشير إلى مطابقة جيدة والقيم أعلى من ٠,٨٥ تشير إلى مطابقة مقبولة (Engle et al., 2003). ويتأثر هذا المؤشر بحجم العينة ودرجة تعقيد النموذج، ولكن بدرجة أقل من مؤشر GFI وكذلك يتأثر بسوء التحديد للنموذج (Hu & Bentler, 1999; Muailk et al., 1989). وعامر، ٢٠٠٤ وتنخفض قمته مع زيادة درجة تعقيد النموذج خاصة مع أحجام العينات الصغيرة (Anderson & Gerbing, 1984) وهذا المؤشر مشابه لمعامل الارتباط المصحح في تحليل الانحدار.

مؤشر المطابقة المعياري Normed fit index (NFI): وهذا المؤشر اقترحه Bentler & Bonnett (١٩٨٠) وهو يعكس نسبة التباين المفسر للمتغيرات المقاسة عن طريق النموذج المستهدف عند استخدام النموذج الصفري كنموذج أساسي للمقارنة (Mulaik et al., 1989). ويأخذ قيمًا من ٠,٠ إلى ١,٠ فالقيمة المرتفعة تشير إلى مطابقة أفضل، والقيمة ٠,٩٥ فأعلى تشير إلى مطابقة جيدة بالنسبة للنموذج القاعدي، في حين أن القيمة ٠,٩٠ تدل على مطابقة مقبولة (Hu & Bentler, 1999; Kaplan, 2000; Schumaker & Lomax, 2010). ولكن من

محددات هذا المؤشر هو تأثره الواضح بحجم العينة وأنه غير حساس لسوء تحديد النموذج (Hu & Bentler, 1999; Mulaik et al., 1989).

مؤشر توكر– لويس (TLI) أو مؤشر المطابقة غير المعياري Non-normed fit index (NNFI): اقترحه Tucker & Lewis (١٩٧٣) للتخلص من محددات مؤشر NFI وخاصة تأثره بحجم العينة، ثم عمَّم Bentler & Bonnett (١٩٨٠) مؤشر Tucker & Lewis (١٩٧٣) وأمدنا بمؤشر المطابقة غير المعياري NNFI وتتراوح قيم هذا المؤشر بين الصفر والواحد الصحيح، فالقيمة ٠,٩٥ فأكبر تشير إلى مطابقة جيدة، في حين أن القيمة ٠,٩٠ تشير إلى مطابقة مقبولة (Hu & Bentler, 1999). ويرى Engle et al. (٢٠٠٣) أن القيمة ٠,٩٧ تبدو أكثر منطقية كدلالة للمطابقة الجيدة بدلاً من ٠,٩٥. ومن أهم مميزات هذا المؤشر هو أنه أقل تأثرًا بحجم العينة في حالة استخدام طريقة التقدير ML (Bollen, 1990; Hu & Bentler, 1998; Marsh et al., 1998)، وكذلك يعد هذا المؤشر حساسًا إلى حدٍّ ما لسوء تحديد النموذج، ويميل إلى رفض النماذج في حالة العينات الصغيرة) عامر, ٢٠٠٤(Hu & Bentler 1999).

مؤشر المطابقة المقارن Comparative fit index (CFI): اقترحه Bentler (١٩٩٠)، وقد وجد McDonald & Marsh (١٩٩٠) أن هذا المؤشر غير حساس لحجم العينة، ويوصى باستخدامه عند المقارنة بين النماذج البديلة؛ وذلك لتجنب قضية التحيز للعينات الصغيرة لمؤشر NFI. ويؤكد Sharama et al. (٢٠٠٥) أن هذا المؤشر أقل تأثرًا بحجم العينة وسوء تحديد النموذج، وتراوح قيمته بين الصفر والواحد الصحيح، فالقيمة المرتفعة تشير إلى مطابقة مناسبة، والقيمة ٠,٩٥ فأكثر تدل على مطابقة جيدة، في حين أن القيمة ٠,٩٠ تدل على مطابقة مناسبة أو مقبولة (Hu & Bentler, 1995)، وأكد Engel et al. (٢٠٠٣) أن القيمة ٠,٩٧ تشير إلى مطابقة جيدة، في حين أن القيمة أقل من ٠,٩٥ تشير إلى مطابقة مناسبة. ويختلف هذا المؤشر عن مؤشر RMSEA الذي يستخدم حجم العينة في حسابة بينما مؤشر CFI لا يستخدم حجم العينة في تقديره، وكذلك يعتمد على قيمة كاي تربيع للنموذج الصفري في تقديره (Widaman & Thompson, 2003)

ولكن القضية التي تواجه مؤشرات حسن المطابقة، والتي ما زالت محل جدل ونقاش، هي أي مؤشر لحسن المطابقة يستخدم الباحث؟ وما هي المؤشرات الأكثر فعالية التي ينبغي استعمالها

أكثر من غيرها؟ وما حدود القطع التي تدل على مطابقة جيدة أو مناسبة أو ضعيفة؟ ويؤكد تيغزه (٢٠١٢) أن اقتراح وصفة مختصرة عن مؤشرات المطابقة التي يجب استعمالها لتفوقها على المؤشرات الأخرى ليس أمراً سهلا. 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 المعالم الحرة في التفسير يعتبر أكثر مطابقة من النموذج الذي يستعمل عددا أكبر من المعالم الحرة في التفسير يعتبر أكثر مطابقة من النموذج الذي يستعمل عددا اكبر من المعالم الحرة لكونه يفتقر إلى خاصية الاقتصاد في عدد المعالم الحرة الموظفة في النموذج. فهي تنطلق من منظور آخر ومحكات أخرى تختلف عن المؤشرات المطلقة. وينطبق نفس الكلام على مؤشرات المقارنة التي تشتق معناها من المقارنة بين النموذج النظري والنموذج القاعدي (النموذج المستقل)، أو من المقارنة أو المفاضلة بين النماذج النظرية ذاتها. فهي مؤشرات نسبية تختلف أساسا عن المؤشرات المطلقة والمؤشرات الاقتصادية.

ورغم صعوبة الحسم في قضية انتقاء المؤشرات الأكثر فعالية، فإن دراسات المحاكاة زودت ببعض الإرشادات التي تسهم في الحكم على جودة بعض المؤشرات. حيث توصل هيو وبنتلر (Hu & Bentler, 1998; 1999) من خلال دراسة المحاكاة أن مؤشرات المطابقة التي أظهرت فعالية أكثر من غيرها هي: مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)، ومؤشر المطابقة المقارن (RMR)، ومؤشر تاكر – لويس أو مؤشر المطابقة غير المعياري (NNFI). بينما شوماخر ولماكس Schreiber & Lomax (٢٠١٠) ينصحان باستعمال المؤشرات التالية إضافة إلى مربع كاي: الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA). ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI)، ومؤشر المطابقة المعياري أو المستند إلى معايير (NFI)، ومحك المعلومات لأيكيك (AIC)، وذلك عند مقارنة النماذج الهرمية (أحدها محتوى في الآخر)، ومؤشر الصدق التعميمي المتوقع (ECVI)، لتقدير صدق النموذج في العينات الأخرى باستعمال عينة واحدة. بينما يؤكد كلاين وهو أحد الخبراء الموثوقين في مجال النمذجة بالمعادلة البنائية أن مؤشرات المطابقة التي أثبتت الدراسات

التقويمية جدارتها، والتي تفوقت أداء على المؤشرات الأخرى تتمثل بالإضافة إلى مربع كاي في المؤشرات التالية: الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI). كما قام شريبر وآخرون (Schreiber et al. (2006 بإجراء دراسة نقدية تقويمية حول المنهجية التي اعتمدتها البحوث المنشورة في مجلة الدراسات التربوية عند لنمذجة التحليل العاملي التوكيدي بأن مؤشرات المطابقة الأكثر استخداما في هذه الدراسات تمثلت في مؤشر المطابقة المعياري (NFI)، ومؤشر تاكر- لويس (TLI)، ومؤشر المطابقة التزايدية (IFI)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، ثم أوصوا باستعمال مؤشرات المطابقة التالية: مؤشر تاكر –لويس (TLI)، ومؤشر المطابقة المقارن (CFI)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA)، ومحك المعلومات لأيكيك (AIC) وذلك عند مقارنة النماذج. كما قام عامر (٢٠١٤) بدراسة تقييمية لمعظم خطوات نمذجة المعادلة البنائية وتوصل الى أكثر المؤشرات استخداما هي كاي تربيع ومؤشر RMSEA ومؤشر TLI ومؤشر GFI.

مما سبق يتضح أن مؤشرين تم الاتفاق على استخدامهما من قبل الباحثين والخبراء وهما مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب (RMSEA). ومؤشر المطابقة المقارن (CFI). تلتهما المؤشرات التالية: مؤشر تاكر –لويس (TLI)، ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (GFI)، ومؤشر محك المعلومات لأيكيك (AIC)، ومؤشر الصدق التقاطعي المتوقع (ECVI).

ويلاحظ أن هذه المؤشرات التي أكدت الدراسات التقويمية فاعليتها مقارنة بمؤشرات المطابقة الأخرى، قد غطت المجموعات الثلاثة التي صنفت في ضوئها مؤشرات الملائمة، وكثير منها تم تطويرها كبدائل لاختبار كاي تربيع نظرا للمحددات التي يعاني منها (West et al., 2012).

وقد يرجع اختلاف الباحثين في تقييم مؤشرات المطابقة الكلية إلى تأثر هذه المؤشرات بظروف وشروط التحليل مثل: حجم العينة، وتعقيد النموذج (عدد العبارات والأبعاد الكامنة المتضمنة في النموذج)، وطريقة تقدير المعالم المجهولة، وسوء التحديد للنموذج، واعتدالية البيانات، ونوع البيانات (عامر،٢٠١٨؛ ٢٠٢٢). ففيما يخص تعقيد وحجم النموذج مسح Jackson et al. (٢٠٠٩) حوالي ١٩٤ دراسة تناولت التحليل العاملي التوكيدي، ومن أهم النتائج التي توصل

اليها أن وسيط المتغيرات المقاسة المتضمنة في هذه النماذج ١٧ متغير وان ٢٥٪ من النماذج المتضمنة تضمنت عدد متغيرات أكثر من ٢٤ متغير.

وفيما يخص تمثيل المتغيرات المقاسة للعامل فان العدد المثالي هو من ثلاث إلى خمس متغيرات (عامر, ٢٠١٨) على الرغم أن Lord & Novick (١٩٦٨) يروا أن زيادة عدد المتغيرات الممثلة للمفهوم أو العامل بصفة خاصة يحقق ثبات أعلى. وهذه يتفق مع Marsh et al. (١٩٩٨) بأن تمثيل النموذج المقاس التحليل العاملي التوكيدي مرتبط بإعطاء حلول أكثر مناسبة وأكثر دقة لتقديرات المعالم.

ومن أهم الدراسات التي تناولت المقارنة بين أداء مؤشرات الملائمة ما قام به Anderson & Gerbing (١٩٨٤) لبيانات محاكاة تحققا خلالها من تأثير أحجام العينة (٥٠, ١٠٠, ١٥٠, ٣٠٠) حيث تم تمثيل العامل بأربع متغيرات وبمتغيرين وتراوحت تشبعات العوامل بين ٠,٦, ٠,٩ وتوصلت الدراسة إلى انخفاض قيمتي TLI وCFIبزيادة عدد المتغيرات الممثلة للعامل بينما تحسنت مؤشرات المطابقة بزيادة حجم العينة.

وباستخدام بيانات حقيقية تناول Chau & Hocevar (١٩٩٥) تأثير عدد المتغيرات المقاسة على أداء العديد من مؤشرات حسن المطابقة مع درجات مختلفة لسوء تخصيص النموذج وتوصلا إلى أن قيمة مؤشري CFI وTLI تنقص بزيادة عدد المتغيرات المقاسة في نموذج التحليل العاملي التوكيدي وذلك باستخدام طريقة الاحتمال الأقصى.

وأجرىDing et al. (١٩٩٥) دراسة محاكاة مونت كارلو باستخدام نموذج محدد تحديدا حقيقيا وفحص أربعة مستويات من العينات (٥٠, ١٠٠, ٢٠٠, ٥٠٠) وثلاثة مستويات لتشبعات العوامل((٠,٥, ٠,٧, ٠,٩ وطريقتين للتقدير(الاحتمال الاقصى والمربعات الصغرى المعممة) وتوصلوا إلى أن مؤشرات المطابقة TLI و CFI تتحيز قيمتهما كلما زادت عدد المتغيرات المقاسة لكل عامل، فعلى سبيل متوسط قيمة مؤشر CFI تنخفض من ٠,٩٩٥ لنموذج يتضمن متغيرين لكل عامل إلى ٠,٨٣ لنموذج يتم فيه تمثيل العامل بست متغيرات وهذا النقصان يقل كلما زاد حجم العينة، ومع أحجام العينات الكبيرة فإن معظم أداء المؤشرات يكون قريب من بعض ما عدا مؤشر TLI.

وأجرى Marsh et al. (١٩٩٨) دراسة محاكاة لنموذج محدد تحديدا حقيقيا وفحص أداء مؤشر χ2/df مع أحجام عينات تراوحت من ٥٠ إلى ١٠٠٠ حالة وعدد المتغيرات لكل عامل تراوح من ٢ إلى ١٢ متغير لعدد ٣٥,٠٠٠ محاكاة باستخدام مونت كارلو وتوصل إلى أن χ2/df يكون أداؤه ضعيفا بزيادة حجم العينة فعلى سبيل لحجم عينة ٥٠ فإن متوسط χ2/df تكون قيمت ٠,٧٨٨ مع مؤشرين للعامل وقيمته ١,٤٧ مع ١٢ مؤشر للعامل.

وتناول Fan et al. (١٩٩٩) تأثير حجم العينة وسوء تخصيص النموذج وطريقة التقدير على ثمانية من مؤشرات حسن المطابقة فبالنسبة للنموذج المحدد تحديدا حقيقيا لا تختلف قيم مؤشرات المطابقة باختلاف طريقة التقدير ML, GLS، وتتحسن قيم مؤشرات المطابقة بزيادة حجم العينة وأكثر المؤشرات تأثرا بحجم العينة مؤشري GFI وAGFI وNFI وبزيادة حجم العينة تزول الفروق بين مؤشرات المطابقة لطريقتي التقدير وإن مؤشري GFI, AGFI من أكثر المؤشرات تأثرا بسوء تحديد النموذج وأقلهم تأثرا بطريقة التقدير.

وتوصل Hu & Bentler (١٩٩٨) إلى أن أداء مؤشرات حسن المطابقة SRMR, TLI, RNI, CFI عبر طرق التقدير الثلاثة ML وGLS وADF مستقرة نسبيا إذ لا يوجد بينهما اختلافات، ولكن مؤشر RMSEA مستقر عبر طريقتي ML وGLS ولكن ليس كذلك عبر ADF.

وتحقق Kenny & McCoach (٢٠٠٣) من تأثير عدد المتغيرات على أداء مؤشرات حسن المطابقة في نمذجة المعادلة البنائية وذلك بدرجات من سوء تحديد النموذج وتوصل إلى زيادة دقة أداء مؤشر RMSEA بزيادة عدد المتغيرات المقاسة في النموذج في حين أن أداء مؤشري CFIو TLI يسوء بزيادة عدد المتغيرات أو تعقيد النموذج وهذا يتفق مع (Anderson & Gerbing, 1984; Ding, et al., 1995)

ومن الدراسات التي تحققت من تأثير حجم العينة على أداء مؤشرات المطابقة دراسة المحاكاة التي قام بها Jacskon (٢٠٠٣) حيث درس أحجام عينات مختلفة ٥٠, ١٠٠, ٢٠٠, ٤٠٠, ٨٠٠ وتوصلت الدراسة إلى أن لحجم العينة تأثير سلبي على أداء RMSEA وتأثير إيجابي على

مؤشر GFI، وبالنسبة للمؤشرات المتلازمة اتضح أن أكثر هذه المؤشرات تأثرا بحجم العينة مؤشر المطابقة المعياري NFI وأقلهم مؤشر المطابقة اللامعياري NNFI

وقام عامر(٢٠٠٤) بدراسة هدفت للمقارنة بين مؤشرات المطابقة وهي كاي تربيع والمؤشرات المطلقة(GFI, AGFI, RMSEA) والمؤشرات المتزايدة (CFI, NNFI, NFI) في ضوء أحجام عينات مختلفة وطرق تقدير مختلفة ودرجات متنوعة من سوء التحديد، وبالاعتماد علي بيانات حقيقية وتوصلت الدراسة إلى أن أكثر المؤشرات تحيزا لحجم العينة هي NFI, NCP, وكاي تربيع أما المؤشرات المطلقة كانت متحيزة بدرجة متوسطة، بينما أظهرت مؤشرات RMSEA, CFI, NNFI عدم تحيز لحجم العينة، كما أظهرت المؤشرات المطلقة عدم تحيزها لطريقة التقدير عكس المؤشرات المتلازمة التي اختلفت باختلاف طريقة التقدير وأظهرت مؤشرات AGFI وRMSEA وNNFI تحيز بدرجة كبيرة لسوء تحديد النموذج.

وتوصل Savalei (٢٠١٢) إلى أن مؤشر RMSEA تنقص قيمته كلما زاد عدد المتغيرات المقاسة في نموذج التحليل العاملي التوكيدي بغض النظر عن نوع أو درجة سوء التخصيص للنموذج

وتناول Shi et al. (٢٠١٩) تأثير حجم النموذج (عدد المتغيرات المقاسة) متضمنا ١٠, ٣٠, ٦٠, ٩٠, ١٢٠ متغير مقاس وحجم العينة (٢٠٠, ٥٠٠, ١٠٠٠) ونوعية سوء التخصيص للنموذج ومقدار التشبعات بالعوامل (٠,٤٠, ٠,٨٠) على أداء مؤشرات حسن المطابقة المتلازمة وهي CFI, TLI ومؤشر المطابقة المطلقة القائمة على البواقي RMSEA في نمذجة المعادلة البنائية وتوصلوا إلى أن حجم النموذج من أكثر العوامل تأثيرا على أداء مؤشرات المطابقة الثلاثة، وكانت أكثر المؤشرات تأثيرا مؤشر RMSEA حيث تنخفض قيمته مع زيادة حجم النموذج وتزيد مع النماذج البسيطة وهذا يتفق مع ما توصل اليه (Kenny & McCoach, 2003; Savalei (2012)، أما مؤشري CFI وTLI فان قيمتهم تزيد أو تنقص كلما زاد حجم النموذج وهذا يعتمد على طبيعة سوء التحديد للنموذج، وتقل قيمة المؤشرات الثلاثة مع أحجام العينات الصغيرة. وأوصوا بإعطاء اهتمام لأداء هذه المؤشرات مع أحجام متنوعة من حجم النموذج في حالة وجود درجات متفاوتة من الاعتدالية.

وتوصلت العديد من الدراسات إلى أن زيادة المتغيرات المقاسة في نموذج التحليل العاملي التوكيدي يؤدي إلى نقصان في قيم متوسط مؤشري CFI, TLI وهذا ينعكس على إعطاء قرار بسوء مطابقة النموذج (Ding et al., 1995; Kenny & McCoach, 2003)

ولا يوجد تحيز في أداء مؤشري CFI وRNI عند استخدام أحجام العينات الصغيرة، وعلى ذلك فهما أقل تأثرًا بحجم العينة خاصة مع طريقة ML عكس طريقتي ADF, GLS (Hu & Bentler, 1995, 1999). ويتأثر أداء مؤشري CFI وRNI باختلاف طرائق التقدير ML, GLS, ADF بدرجة خفيفة جدًّا عند حجم عينة ٢٥٠ فأقل، ولكن يوجد عدم اتساق واضح لأداء المؤشرين عبر طرائق التقدير المختلفة عند حجم عينة ٥٠٠ فأقل.

في ضوء ذلك يوجد الكثير من الاهتمام والدراسات حول أداء مؤشرات حسن المطابقة في ضوء عدد المعالم المتضمنة في النموذج وحجم العينة في الكثير من الدراسات مثل (Ding et al., 1995; Hu & Bentler, 1995, 1998, 1999; Marsh et al., 1998)، وتناولت الدراسات هذه القضايا في ضوء بيانات حقيقية وفي ضوء المحاكاة.

لكن المتتبع للتراث البحثي يتضح له قلت الدراسات إلى حد ما التي تناولت أثر تعقيد النموذج، وحجم العينة، واختلاف شكل توزيع البيانات على أداء مؤشرات حسن المطابقة على أداء هذه المؤشرات وبخاصة مؤشرات المطابقة المطلقة مثل GFI وAGFI وRMSEA والمؤشرات المتلازمة وهي TLI, CFI. كما أن هذه الدراسات التي قارنت بين أداء المؤشرات قد استخدمت تصاميم بحثية بسيطة تم من خلالها المقارنة بين المؤشرات لكل متغير مقارنة على حدة، كما أنها لم تعطِ أهمية لدراسة التفاعلات بين هذه العوامل وأثرها على أداء مؤشرات المطابقة، لذا فالدراسة الحالية تسعى لمقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء عدد من الشروط المهمة هي تعقيد النموذج المتمثل في عدد المتغيرات المقاسة الممثلة للعامل (حجم النموذج)، وحجم العينة (٥٠٠، ٢٠٠، ٧٥٠)، وشكل توزيع البيانات (ملتوي سالب– اعتدالي– ملتوي موجب)، بالإضافة الي طريقة تقدير المعالم المجهولة (ML, WLSMV, USL) على أداء مؤشرات المطابقة، باستخدام تصميم بحثي عاملي متقدم يعتمد أسلوب المحاكاة ويتم من خلاله دراسة أثر التفاعل بين مؤشرات الملائمة الكلية لجودة مطابقة البيانات للتحليل العاملي التوكيدي

وكل من تعقيد النموذج، وحجم العينة، وشكل توزيع البيانات، وطريقة تقدير المعالم المجهولة، من خلال فحص معدلات الخطأ من النوع الأول لمؤشرات الملائمة الكلية في ضوء الشروط السابقة.

وبصورة أكثر دقة تحددت مشكلة الدراسة في التساؤل الرئيس التالي:

ما أثر اختلاف كل من مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي، ودرجة تعقيد النموذج، وحجم العينة، وشكل توزيع البيانات، وطريقة تقدير المعالم المجهولة، على معدلات الخطأ من النوع الأول لمؤشرات الملائمة الكلية؟

والذي يتفرع عنه التساؤلات التالية:

هل يختلف معدل الخطأ من النوع الأول باختلاف مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي؟

هل يختلف معدل الخطأ من النوع الأول باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي ودرجة تعقيد النموذج؟

هل يختلف معدل الخطأ من النوع الأول باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وحجم العينة؟

هل يختلف معدل الخطأ من النوع الأول باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وشكل توزيع البيانات؟

هل يختلف معدل الخطأ من النوع الأول باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وطريقة تقدير المعالم المجهولة؟

وبناء على ما أثير من تساؤلات حول مشكلة الدراسة، تم صياغة فروض الدراسة على النحو التالي:

معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي.

معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي ودرجة تعقيد النموذج.

معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وحجم العينة.

معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي وشكل توزيع البيانات.

معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وطريقة تقدير المعالم المجهولة.

وعليه فالدراسة الحالية تهدف إلى مقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء عدد من الشروط المهمة، حيث يعتبر المؤشر دقيقاً عندما يحافظ على معدل الخطأ من النوع الأول أقل من مستوى ألفا الاسمي (α=0.05). ولتحقيق هذا الهدف ركزت الدراسة على الآتي:

الكشف عن أثر اختلاف درجة تعقيد النموذج المتمثل في عدد العبارات المقاسة وعدد الأبعاد على دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي المتمثلة في معدلات الخطأ من النوع الأول.

الكشف عن أثر اختلاف حجم العينة على دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي المتمثلة في معدلات الخطأ من النوع الأول.

الكشف عن أثر اختلاف شكل توزيع البيانات على دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي المتمثلة في معدلات الخطأ من النوع الأول

الكشف عن أثر اختلاف طريقة تقدير المعالم المجهولة على دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي المتمثلة في معدلات الخطأ من النوع الأول

ما سبق يؤكد أن للدراسة أهمية كبيرة من الناحيتين النظرية والتطبيقية. إذ تتمثل الأهمية النظرية للدراسة في أنها تتعلق بالخطوة الرابعة من خطوات إجراء التحليل العاملي التوكيدي وهي اختبار النموذج Model testing وتقدير مؤشرات جودة المطابقة Model Fit، والتي تعد خطوة أساسية لا يمكن تجاوزها عند إجراء التحليل العاملي التوكيدي. كما تتمثل في أنها إضافة علمية لدراسات مؤشرات جودة مطابقة البيانات للنماذج العاملية باللغة العربية. وذلك لندرة الدراسات

العربية التي قارنت بين دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي. وعليه فالدراسة الحالية تسعى لتوجيه انتباه الباحثين والمهتمين بقضايا القياس في البيئة العربية إلى أهمية هذا الجانب.

أما الأهمية التطبيقية فتتمثل في تقديم مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي. والتي تميزت بقوة وتنوع الأطر النظرية القائمة عليها، حيث قدمت الدراسة تقويما لدقة كل مؤشر والظروف التجريبية التي يفضل استخدامه معها وذلك كدليل وموجه للباحثين، وللمعنيين ببناء المقاييس النفسية والتربوية.

المنهجية والإجراءات

منهج الدراسة:

حيث هدفت الدراسة إلى مقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء عدد من الشروط المهمة من خلال فحص معدلات الخطأ من النوع الأول لمؤشرات الملائمة الكلية عند ضبط تعقيد النموذج، وحجم العينة، وشكل توزيع البيانات، وطريقة تقدير المعالم المجهولة. لذا فإن الباحث استخدم المنهج التجريبي للإجابة على تساؤلات الدراسة حيث يوفر هذا المنهج فهماً عن العلاقة السببية الموجهة بين المتغيرات المستقلة التي تم التحكم بها وضبطها من خلال تصميم المحاكاة، والمتغير التابع المتمثل في معدلات الخطأ من النوع الأول.

التصميم البحثي للدراسة:

لتقويم دقة مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي تم استخدام التصميم التجريبي للقياسات المتكررة لخمسة عوامل تجريبية Five – Factor Experiment With Repeated Measures (Winer,1971). وفي هذا التصميم المتغير التابع هو معدلات الخطأ من النوع الأول، والمتغيرات المستقلة هي مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي (ست مؤشرات) والذي يمثل متغير القياسات المتكررة، ومتغيرات درجة تعقيد النموذج المتمثل في عدد العبارات المقاسة وعدد الأبعاد (ثلاث مستويات)، وحجم العينة (ثلاث أحجام عينات)، وشكل توزيع البيانات (ملتوي سالب، اعتدالي، ملتوي موجب)، وطرق تقدير المعالم المجهولة (ثلاث طرق) والتي تمثل متغيرات بين المجموعات. وحيث أن التصميم من النوع Five between One

within Factor لذا ينتج تصميم عاملي (٦×٣×٣×٣×٣). وللتحكم في المتغيرات المستقلة بمستوياتها المختلفة وضبطها، وللحصول على البيانات اللازمة، تم استخدام أسلوب المحاكاة Simulation، وذلك لأن أساليب المحاكاة تعتبر طريقة عملية ومنطقية بالمقارنة بالطرق البديلة، حيث يمكن التحكم في خصائص المتغيرات وفقا لأهداف الدراسة. مما يجعل أسلوب المحاكاة الأسلوب الأكثر استخداماً في دراسة دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي. ويتم توليد البيانات لأسلوب المحاكاة باستخدام البرامج الحاسوبية الخاصة بتوليد البيانات حيث استخدمت الدراسة الحالية.

خطوات إجراء الدراسة:

تم تصميم الدراسة وتنفيذها وفقاً للخطوات التالية:

– تحديد مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي والتي أوصى بها العديد من الباحثين (Hu & Bentler, 1998; 1999; McDonald & Ho, 2002; Schreiber et al., 2006; Mvududu & Sink, 2013; Prudon, 2015; Kline, 2016; Bandalos & Finney, 2018) وهي: مؤشر مربع كاي ($\chi 2$)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA)، ومؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR)، ومؤشر حسن أو جودة المطابقة (CFI)، ومؤشر تاكر– لويس (TLI)، مؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI) وتم الاعتماد علي المعايير التي اقترحها Hu & Bentler (١٩٩٩) لتحديد الملائمة أو المطابقة الاحصائية المناسبة والجيدة، وهي بالنسبة مربع كاي إذا كانت القيمة أقل من (٥) فإن النموذج متطابق مع البيانات، ولمؤشر RMSEA فإن القيمة ٠,٠٥ حتى ٠,٠٨ تعني مطابقة مناسبة وأقل من ٠,٠٥ مطابقة جيدة جدًا، ولمؤشر SRMR فإن القيمة ٠,٠٨ فأقل تدل على مطابقة جيدة، والقيمة في المدى من ٠,٠٩ حتى ٠,١٠ تدل على مطابقة مقبولة نسبيًا، وبالنسبة لمؤشرات CFI و TLI و AGFI فالمطابقة الجيدة ٠,٩٥ أو أكبر والمطابقة المقبولة أو المناسبة من ٠,٩٠ حتى ٠,٩٤.

– تحديد درجة تعقيد النموذج من خلال تحديد عدد العبارات وعدد الأبعاد والتي تمثل درجة تعقيد النموذج بثلاث مستويات (عشرون عبارة ذات خمس فئات استجابة رتبية تتشبع على بعد

واحد، وثلاثون عبارة تتشبع على بعدين بالتساوي، وتسع وثلاثون عبارة تتشبع على ثلاثة أبعاد بالتساوي).

– تحديد أعداد وأحجام العينات، حيث تم اختيار ثلاثة أحجام للعينة هي (٢٠٠، ٥٠٠، ٧٥٠) وقد تم اختيارها لأنها الأكثر شيوعاً في الدراسات السابقة.

– تحديد شكل توزيع السمة المقاسة حيث تم اختيار ثلاث توزيعات هي: التوزيع الاعتدالي المعياري بمتوسط (صفر)، وانحراف معياري (١)، التوزيع المعياري الملتوي التواءً موجباً بمتوسط (١,٥)، وانحراف معياري (١)، التوزيع المعياري الملتوي التواءً سالباً بمتوسط (-١,٥)، وانحراف معياري (١).

– تحديد طرق تقدير المعالم المجهولة، حيث تم اختيار ثلاث طرق قائمة على التغاير وتنتمي لأطر مرجعية مختلفة، وتستخدم دوال تقدير وشروط مختلفة هي (طريقة الاحتمال الأقصى (ML)، طريقة المربعات الصغرى الموزونة بأخطاء معيارية حصينة وإحصائية اختبار معدلة للمتوسط (WLSMV)، وطريقة المربعات الصغرى غير الموزونة (USL).

– حساب عدد العينات التي سوف يتم توليدها والمتمثلة في عدد خلايا التصميم العاملي (٣ مستويات لدرجة تعقيد النموذج × ٣ أحجام للعينة × ٣ أشكال لتوزيع السمة المقاسة × ٣ طرق تقدير المعالم المجهولة) لينتج (٨١) عينة لدراسة دقة مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي.

– توليد البيانات لكل عينة من العينات الاثنا عشر باستخدام مكتبة lavaan (Rosseel, 2012) وباستخدام برنامج R (R Core Team, 2023) وذلك وفقاً للمعطيات المذكورة في الخطوات (من١ إلى ٦).

– تكرار كل عينة من العينات الإحدى والثمانين، مئة مرة لينتج (٨١٠٠) عينة لدراسة دقة مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي، كل عينة في ملف مستقل.

– تحليل ملفات العينات التي تم إنتاجها في الخطوة (٨) باستخدام التحليل العاملي التوكيدي حسب النموذج المحدد مكتبة lavaan (Rosseel, 2012) والحصول على مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة السبعة للتحليل العاملي التوكيدي والحكم على كل مؤشر في ضوء المعايير

التي تحدد الملائمة أو المطابقة الاحصائية المناسبة والجيدة المذكورة في الخطوة الأولى فإذا حقق ملائمة جيدة ومناسبة يعطى القيمة (صفر)، وإذا لم يحقق الملائمة الجيدة وفقا للمعيار يعطى(١).

– إدخال النتائج التي تم الحصول عليها من الخطوة (٩) في برنامجIBM-SPSS حيث تم إنشاء ملف يحتوي على المتغيرات المستقلة ومتغير القياسات المتكررة الذي يمثل مؤشرات الملائمة الكلية، وترصد القيم في الخلايا الخاصة بكل مؤشر من المؤشرات السبعة، وشكل (١) يمثل صورة لجزء من ملف البيانات المدخلة.

شكل (١) صورة لجزء من ملف البيانات المدخلة

– حساب معدلات الخطأ من النوع الأول لكل مؤشر من المؤشرات السبعة ولكل مائة عينة حسب التصميم البحثي وذلك بعد المرات التي أعطيت فيها الطريقة القيمة (١)، وقسمته على العدد (١٠٠) وذلك لكل حالة من الحالات الواحد والثمانين.

– معالجة البيانات وتحليلها باستخدام الأسلوب الإحصائي متعدد المتغيرات لتحليل التباين للقياسات المتكررة Multivariate Analysis of Variance for Repeated Measures.

الأسلوب الإحصائي المستخدم:

حيث إن تصميم الدراسة من النوع المختلط Five Factor Experiment with Repeated Measures لذا تم استخدام أحد الأساليب الإحصائية لتحليل عديدة المتغيرات وهو Multivariate Analysis of Variance for Repeated Measures: Four Between Subjects and one within subjects variable وذلك لتحليل بيانات الدراسة والإجابة عن تساؤلاتها المتعلقة بدقة مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء معدلات الخطأ من النوع الأول. وحيث أن الدلالة الإحصائية لاختبارات الفروق تعبر عن دلالة الفروق الظاهرية وبالتالي تأثرها بحجم العينة، لذا تم إيجاد الدلالة العملية للاختبار الإحصائي معبراً عنها بحجم الأثر

Effect Size (ES) والمتمثلة في Partial Eta Squared والذي تفسر قيمته وفقاً للمعيار التالي (الجضعي، ٢٠٠٥):

حجم أثر صغير: ES≤ 0.2

حجم أثر متوسط: $0.5 \geq ES > 0.2$

حجم أثر كبير: $0.8 \geq ES > 0.5$

حجم أثر كبير جدا: ES> 0.8

عرض نتائج الدراسة:

صممت الدراسة بهدف مقارنة دقة مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء تعقيد النموذج المتمثل في عدد الأبعاد الكامنة، وحجم العينة، وشكل توزيع البيانات، وطرق تقدير المعالم المجهولة، حيث تم فحص تأثيرها على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لكل مؤشر ومقارنتها بمعدلات الخطأ من النوع الأول المتوقعة.

وللتحقق من ذلك تم تحليل البيانات باستخدام أسلوب تحليل التباين للقياسات المتكررة (المختلط) حيث تم:

أولاً: التعرف على مدى تحقق افتراضاته في بيانات الدراسة، إذ أكدت نتائج اختباري كولموجروف سميرنوف، وشبيرو-ويلك عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥) بين توزيع معدلات الخطأ من النوع الأول لمؤشرات الكشف السبعة، مما يعني أنها تتبع التوزيع الطبيعي. كما أكدت نتائج اختبار إم بوكس (M-Box's) والتي بلغت قيمته () وكانت غير دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (٠,٠٥) تحقق افتراض تجانس التغاير للمتغيرات المستقلة عبر المجموعات.

ثانياً: تم إجراء التحليل الإحصائي عديد المتغيرات وباستخدام اختبار (Wilks' Lambda) ووضعت النتائج في جدول (١):

جدول (١) نتائج تحليل ا لتباين للقياسات المتكررة لدراسة معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية باستخدام اختبار ويلكس ليمدا

الآثار	قيمة اختبار ويلكس ليمدا	قيمة اختبار "ف "	درجة حرية الفرضيات	درجة حرية الخطأ	مستوى الدلالة	مربع إيتا الجزئي
المؤشرات	٠,٩٩٧	٤,٩٠٢	٥	٨٠١٥	٠,٠٠١	٠,٣
تفاعل المؤشرات مع درجة تعقيد النموذج	٠,٩٩٤	٥,٠٥٦	١٠	١٦٠٣٠	٠,٠٠١	٠,٣
تفاعل المؤشرات مع حجم العينة	٠,٩٩٥	٣,٧٠١	١٠	١٦٠٣٠	٠,٠٠١	٠,٢٢
تفاعل المؤشرات مع شكل توزيع البيانات	٠,٩٩٧	٢,٦٦١	١٠	١٦٠٣٠	٠,٠٠٣	٠,٢١
تفاعل المؤشرات مع طريقة تقدير المعالم	٠,٩٩٩	٠,٩١٢	١٠	١٦٠٣٠	٠,٥٢١	–

ثالثاً: استخدام نتائج التحليل الإحصائي لاختبار ويلكس ليمدا الواردة في جدول (٢) للإجابة عن تساؤلات الدراسة والتحقق من صحة فروضها كالتالي:

نتائج التحقق من صحة الفرض الأول من فروض الدراسة:

للتحقق من صحة الفرض الأول والذي نصه "معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي" ولغرض قبوله أو رفضه تم استخدام نتائج التحليل المعروضة في جدول (١) والخاصة بالمؤشرات. حيث يلاحظ أن قيمة اختبار ويلكس لميدا قد بلغت (٠,٩٩٧) وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) مما يعني أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف مؤشرات الملائمة الكلية، وللتأكد من الدلالة العملية للفرق تم إيجاد حجم الأثر باستخدام مؤشر مربع إيتا الجزئي والذي بلغت قيمته (٠,٣٠) وهي قيمة تدل على أن حجم الأثر متوسطاً مما يعني رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل الذي نصه "أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي" وللتعرف على أي معدلات الخطأ

من النوع الأول التجريبية التي تختلف، تم إجراء المقارنات البعدية باستخدام اختبار بونفيروني ووضعت النتائج في جدول (٢).

جدول (٢) نتائج المقارنة البعدية بين معدلات الخطأ من النوع الأول لمستويات المتغير داخل المجموعات (مؤشرات الملائمة الكلية) باستخدام اختبار بونفيروني

الطريقة I	معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي	الطريقة J	الفرق بين المتوسطات (I-J)	مستوى الدلالة
χ2	٠,٢٠	RMSEA	٠,١٩٠	<٠,٠٠١
		SRMR	٠,١٧٠	<٠,٠٠١
		CFI	٠١٦٠	<٠,٠٠١
		TLI	٠,١٦٠	<٠,٠٠١
		AGFI	٠,١٤٥	<٠,٠٠١
RMSEA	٠,٠١	SRMR	-٠,٠٢٠	<٠,٠٠١
		CFI	-٠,٠٣٠	<٠,٠٠١
		TLI	-٠,٠٣٠	<٠,٠٠١
		AGFI	-٠,٠٤٥	<٠,٠٠١
SRMR	٠,٠٣	BIC	-٠,٠١٠	<٠,٠٠١
		TLI	-٠,٠١٠	<٠,٠٠١
		AGFI	-٠,٠٢٥	<٠,٠٠١
CFI	٠,٠٤	TLI	صفر	-
		AGFI	-٠,٠١٥	<٠,٠٠١
TLI	٠,٠٤	AGFI	-٠,٠١٥	<٠,٠٠١
AGFI	٠,٠٦	-	-	-

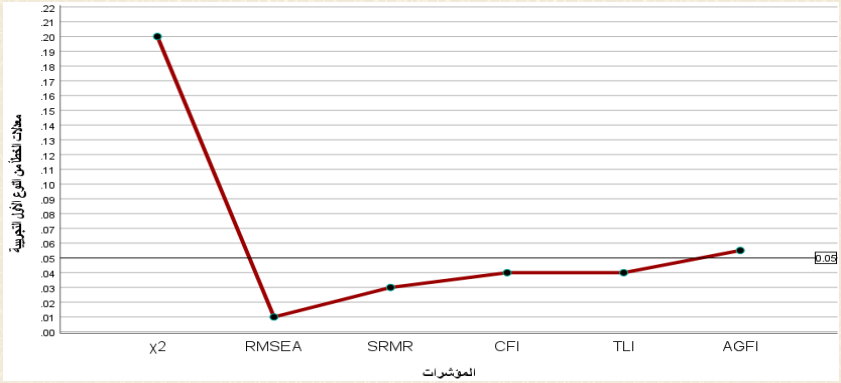
ويلاحظ من خلال النتائج المعروضة في جدول (٢) وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) بين معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشر مربع كاي (χ2) والبالغ قيمته (٠,٢٠) وبقية المؤشرات، مما يعني اختلاف معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشر مربع كاي عن معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لبقية المؤشرات ولصالح بقية المؤشرات، وبالتالي هو أقل مؤشرات الملائمة دقة. كما يلاحظ أن قيمته أكبر بكثير من قيمة

معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع (α=0.05) مما يعني أنه لم يحافظ على معدل خطأه ضمن المدى المتوقع لمعدل الخطأ من النوع الأول، وبالتالي عدم دقته في الكشف عن الملائمة الكلية لنماذج التحليل العاملي التوكيدي، ويعود ذلك لما أشارت إليه معظم الدراسات (Engel et al., 2003; Moshagen, 2012; Hair et al., 2014; Yuan et al., 2015; Shi et al., 2018; Shi et al., 2019) من تأثره سلبا بزيادة درجة تعقيد النموذج، وحجم العينة، والتواء شكل التوزيع والتي تضمنتها البيانات من خلال تصميم الدراسة الحالية. كما يلاحظ من جدول (٢) وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) بين معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) والبالغ قيمته (٠,٠١) وبقية المؤشرات، مما يعني اختلاف معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب عن معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لبقية المؤشرات ولصالح مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب، أيضاً يلاحظ أن قيمته أصغر بكثير من قيمة معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع (α=0.05)، مما يعني أنه حافظ على معدل خطأه ضمن المدى المتوقع لمعدل الخطأ من النوع الأول، وهذا مؤشر على دقته الكبيرة في الكشف عن الملائمة الكلية لنماذج التحليل العاملي التوكيدي حيث كان أكثر المؤشرات الستة دقة. أيضاً يلاحظ وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) بين معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) والبالغ قيمته (٠,٠٣) وكل من مؤشر حسن أو جودة المطابقة (CFI)، ومؤشر تاكر– لويس (TLI)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI)، مما يعني اختلاف معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية عن معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية للمؤشرات الثلاثة المذكورة ولصالح جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية، كما يلاحظ أن قيمته أصغر من قيمة معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع، مما يعني أنه حافظ على معدل خطأه ضمن المدى المتوقع لمعدل الخطأ من النوع الأول، وهذا مؤشر على دقته في الكشف عن الملائمة الكلية لنماذج التحليل العاملي التوكيدي. أيضاً يلاحظ وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) بين معدلي الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشري جودة المطابقة (CFI)، وتاكر– لويس (TLI). والبالغة قيمة كل منهما (٠,٠٤)، ومؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI)، مما يعني اختلاف معدلي الخطأ من النوع الأول التجريبي للمؤشرين عن معدل الخطأ من النوع الأول

التجريبي لمؤشر حسن المطابقة المصحح ولصالح مؤشري جودة المطابقة (CFI)، وتاكر- لويس ، كما يلاحظ أن قيمتهما أصغر من قيمة معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع، مما يعني أنهما حافظا على معدل خطأهما ضمن المدى المتوقع لمعدل الخطأ من النوع الأول، وهذا مؤشر على دقتهما في الكشف عن الملائمة الكلية لنماذج التحليل العاملي التوكيدي، في حين لم يحافظ مؤشر حسن المطابقة المصحح على معدل خطأه والبالغ قيمته (٠,٠٦) ضمن المدى المتوقع لمعدل الخطأ من النوع الأول، وبالتالي عدم دقته في الكشف عن الملائمة الكلية لنماذج التحليل العاملي التوكيدي. وفي ضوء ذلك يمكن ترتيب مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي الستة وفقاً لصغر معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي كالتالي:

١. مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA)
٢. مؤشر جذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR).
٣. مؤشرا جودة المطابقة (CFI)، وتاكر- لويس (TLI).
٤. مؤشر حسن المطابقة المصحح (AGFI).
٥. مؤشر مربع كاي (χ2)

وهو ما يوضحه شكل (٢).



شكل (٢) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية الستة للتحليل العاملي التوكيدي

وهذه النتيجة تتفق مع ما توصل اليه (عامر، ٢٠٠٤؛ Hu& Bentler, 1998) وهذا يبين أهمية الاعتماد على مؤشر RMSEA وSRMR وCFI بينما كانت أكثر المؤشرات معاناة من الخطأ الأول هي كاي تربيع والمؤشرات المطلقة AGFوهذا يتفق مع طرح (Muthen & Muthen 2012) بعدم الاعتماد على مؤشرات المطابقة المطلقة في تقدير مطابقة النموذج. وفي هذا إجابة عن التساؤل الأول من تساؤلات الدراسة واختبار فرضيته.

نتائج التحقق من صحة الفرض الثاني من فروض الدراسة:

للتحقق من صحة فرض الدراسة الثاني الذي نصه "معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي ودرجة تعقيد النموذج " ولغرض قبوله أو رفضه تم استخدام نتائج التحليل المعروضة في جدول (١) والخاصة بالتفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي ودرجة تعقيد النموذج. حيث يلاحظ أن قيمة اختبار ويلكس لميدا قد بلغت (٠,٩٩٤) وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) مما يعني أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي ودرجة تعقيد النموذج، وللتأكد من الدلالة العملية للفرق تم إيجاد حجم الأثر باستخدام مؤشر مربع إيتا الجزئي والذي بلغت قيمته (٠,٣٠) وهي قيمة تدل على أن حجم الأثر متوسطاً مما يعني رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل الذي نصه "أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي ودرجة تعقيد النموذج" وللتعرف على طبيعة التفاعل وأثره على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي، وللمساعدة في تفسير النتائج، تم إيجاد معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي للمؤشرات الستة وفقاً لدرجة تعقيد النموذج وعرضت النتائج في جدول (٣).

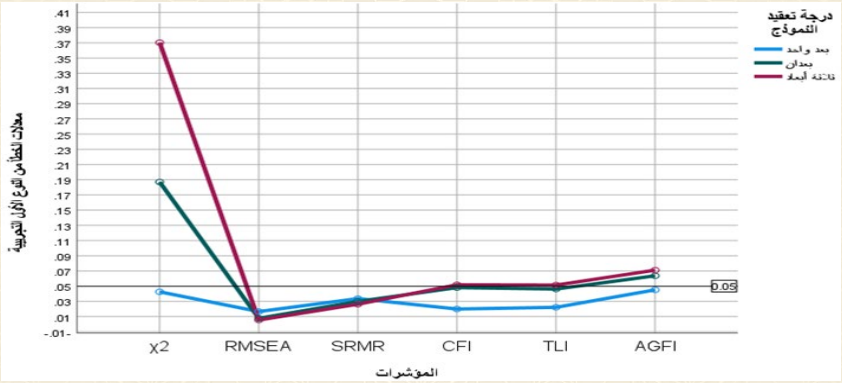
جدول (٣) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وفقاً لدرجة تعقيد النموذج.

درجة تعقيد النموذج	الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي					
	χ2	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	AGFI
عشرون عبارة تتشبع على بعد واحد	٠,٠٤٣	٠,٠١٧	٠,٠٣٤	٠,٠٢٠	٠,٠٢٢	٠,٠٤٥

درجة تعقيد النموذج	الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي					
	χ2	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	AGFI
ثلاثون عبارة تتشبع على بعدين	٠,١٨٧	٠,٠٠٨	٠,٠٣٠	٠,٠٤٨	٠,٠٤٦	٠,٠٦٤
تسع وثلاثون عبارة تتشبع على ثلاثة أبعاد	٠,٣٧٠	٠,٠٠٦	٠٠٢٦	٠,٠٥٢	٠,٠٥٢	٠,٠٧١

وبالنظر في جدول (٣) يلاحظ أن تفاعل معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي مع درجة تعقيد النموذج اتخذ نمطين مختلفين، فبالنسبة لمؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) فإن معدلات الخطأ من النوع الأول تقل بازدياد تعقيد النموذج، أما مؤشرات مربع كاي (χ2) وجودة المطابقة (CFI)، وتاكر–لويس (TLI) وحسن المطابقة المصحح (AGFI) فقد زادت معدلات الخطأ من النوع الأول بزيادة تعقيد النموذج. كما يلاحظ أن مؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) المؤشران الوحيدان اللذان حافظا على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع (α=0.05) عبر مستويات درجة تعقيد النموذج الثلاثة البسيطة والمتوسطة والكبيرة، كما أن مؤشري جودة المطابقة (CFI)، وتاكر–لويس (TLI) حافظا على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع عبر مستوي درجة تعقيد النموذج البسيطة والمتوسطة وكانت أكبير من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع عندما تكون درجة تعقيد النموذج كبيرة، بينما مؤشري كاي تربيع وحسن المطابقة المصحح حافظا على معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع فقط عندما تكون درجة تعقيد النموذج بسيطة، أما عندما تكون درجة تعقيد النموذج متوسطة أو كبيرة فإن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يكون أكبر من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع، وبالتالي عندما تكون درجة تعقيد النموذج بسيطة فإن جميع المؤشرات الستة كانت دقيقة في الكشف عن مدى ملائمة البيانات للنموذج، وعندما تكون درجة تعقيد النموذج متوسطة فإن جميع المؤشرات تكون دقيقة ومعدلات خطؤها أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع ما عدا مؤشري كاي تربيع وحسن المطابقة المصحح، وعندما تكون درجة تعقيد النموذج كبيرة فإن مؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي

المعيارية (SRMR) هما فقط اللذان تمتعا بالدقة في التحقق من مدى ملائمة البيانات للنموذج من خلال محافظتهما على الخطأ من النوع الأول التجريبي أقل من قيمة معدل (α=0.05) وهو ما يؤكده الرسم البياني المعروض في شكل (٣).



شكل (٣) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية الستة للتحليل العاملي التوكيدي عبر درجات تعقيد النموذج

وهذه النتيجة تتفق مع ما توصل إليه (Kenny & McCoach, 2003; 2009) ولكن يجب الانتباه إلى أن مؤشر RMSEA لا يكون في صالح النماذج البسيطة ويؤدي إلى تضخم الخطأ من النوع الأول وهذا يتفق مع ما أشار اليه Kenny et al. (٢٠١٥) وفي هذا إجابة عن التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة واختبار فرضيته.

نتائج التحقق من صحة الفرض الثالث من فروض الدراسة:

للتحقق من صحة فرض الدراسة الثالث الذي نصه "معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وحجم العينة" ولغرض قبوله أو رفضه تم استخدام نتائج التحليل المعروضة في جدول (١) والخاصة بالتفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وحجم العينة. حيث

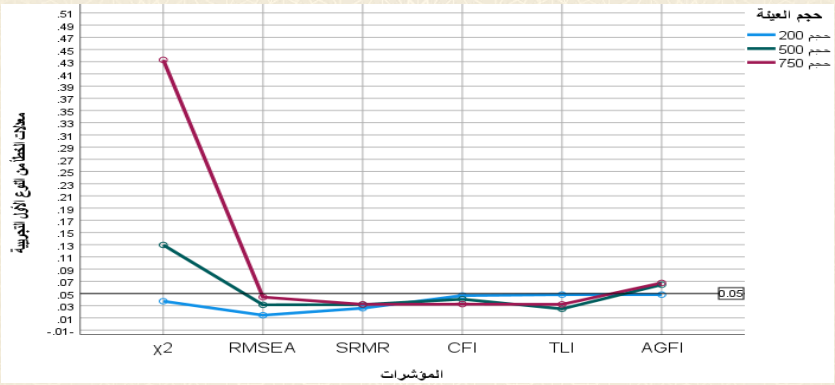
يلاحظ أن قيمة اختبار ويلكس لميدا قد بلغت (٠,٩٩٥) وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠١) مما يعني أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وحجم العينة، وللتأكد من الدلالة العملية للفرق تم إيجاد حجم الأثر باستخدام مؤشر مربع إيتا الجزئي والذي بلغت قيمته (٠,٢٢) وهي قيمة تدل على أن حجم الأثر متوسطاً مما يعني رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل الذي نصه "أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وحجم العينة" وللتعرف على طبيعة التفاعل وأثره على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي، وللمساعدة في تفسير النتائج، تم إيجاد معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي للمؤشرات الستة وفقاً لحجم العينة وعرضت النتائج في جدول (٤).

جدول (٤) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وفقاً لحجم العينة

حجم العينة	الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي					
	$\chi 2$	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	AGFI
حجم ٢٠٠	٠,٠٣٧	٠,٠١٤	٠,٠٢٦	٠,٠٤٧	٠,٠٤٨	٠,٠٤٨
حجم ٥٠٠	٠,١٣	٠,٠٣١	٠,٣٢	٠,٠٤١	٠,٠٢٥	٠,٠٦٤
حجم ٧٥٠	٠,٤٣	٠,٠٤٤	٠,٠٣٣	٠,٠٣٣	٠,٠٣٢	٠,٠٧٠

وبالنظر في جدول (٤) يلاحظ أن تفاعل معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي مع حجم العينة اتخذ نمطين مختلفين، فبالنسبة لمؤشرات كاي تربيع والجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وحسن المطابقة المصحح (AGFI) فإن معدلات الخطأ من النوع الأول تزداد بازدياد حجم العينة، أما مؤشري جودة المطابقة (CFI)، وتاكر- لويس (TLI) فقد تناقصت معدلات الخطأ من النوع الأول بازدياد حجم العينة. كما يلاحظ أن مؤشرات الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وجودة المطابقة (CFI)، وتاكر- لويس (TLI) حافظت على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع (α=0.05) عبر أحجام العينة الثلاثة

الصغير والمتوسط والكبير، كما أن مؤشري كاي تربيع، وحسن المطابقة المصحح حافظا على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع عندما يكون حجم العينة صغيرة، وكانت أكبر من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع عندما يكون حجم العينة متوسطا أو كبيرا، وبالتالي عندما يكون حجم العينة صغير فإن جميع المؤشرات الستة كانت دقيقة في التحقق من ملائمة البيانات للنموذج، وعندما يكون حجم العينة متوسط أو كبير فإن جميع المؤشرات تكون دقيقة ومعدلات خطؤها أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع ما عدا مؤشري كاي تربيع وحسن المطابقة المصحح ، وهو ما يؤكده الرسم البياني المعروض في شكل (٤)



شكل (٤) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية الستة للتحليل العاملي التوكيدي عبر أحجام العينة

وهذا يتفق مع (Hu & Bentler, 1999; Shi et al., 2019) وفي هذا إجابة عن التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة واختبار فرضيته

نتائج التحقق من صحة الفرض الرابع من فروض الدراسة:

للتحقق من صحة فرض الدراسة الرابع الذي نصه "معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية الرئيسة للتحليل العاملي التوكيدي وشكل توزيع البيانات" ولغرض قبوله أو رفضه تم استخدام نتائج التحليل المعروضة في جدول (١)

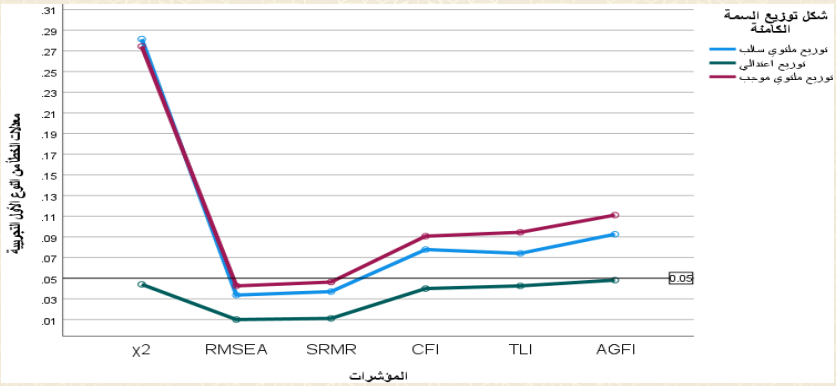
والخاصة بالتفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وشكل توزيع البيانات. حيث يلاحظ أن قيمة اختبار ويلكس لميدا قد بلغت (٠,٩٩٧) وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى دلالة أقل من (٠,٠٠٣) مما يعني أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وشكل توزيع البيانات، وللتأكد من الدلالة العملية للفرق تم إيجاد حجم الأثر باستخدام مؤشر مربع إيتا الجزئي والذي بلغت قيمته (٠,٢١) وهي قيمة تدل على أن حجم الأثر متوسطاً مما يعني رفض الفرض الصفري وقبول الفرض البديل الذي نصه "أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وشكل توزيع البيانات" وللتعرف على طبيعة التفاعل وأثره على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي، وللمساعدة في تفسير النتائج، تم إيجاد معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي للمؤشرات الستة وفقاً لشكل توزيع البيانات وعرضت النتائج في جدول (٥).

جدول (٥) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وفقاً لشكل توزيع البيانات

شكل توزيع البيانات	الخطأ من النوع الأول التجريبي لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي					
	χ2	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	AGFI
ملتوي سالب	٠,٢٧	٠,٠٣٤	٠,٠٤١	٠,٠٧٨	٠,٠٧٤	٠,٠٩٢
اعتدالي	٠,٠٤٤	٠,٠١٠	٠,٠١١	٠,٠٤٠	٠,٠٤٣	٠,٠٤٨
ملتوي موجب	٠,٢٨	٠,٤٣	٠,٠٤٦	٠,٠٩١	٠,٠٩٤	٠,١١

وبالنظر في جدول (٥) يلاحظ أن تفاعل معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي مع شكل توزيع البيانات يتخذ نمطاً موحداً لجميع المؤشرات عبر جميع أشكال توزيع السمة المقاسة. حيث تأخذ معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أصغر قيمة لجميع المؤشرات عندما يكون التوزيع اعتدالي، كما أنها كانت أصغر من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع (α=0.05) أي أن جميع المؤشرات حافظت على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع. ثم تزداد معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لشكل التوزيع الملتوي التواءً سالباً، ثم تكون القيم الأكبر لشكل التوزيع الملتوي التواءً موجباً، كما أنها كانت أكبر من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع

(α=0.05) لجميع المؤشرات ماعدا مؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) فقد حافظا على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع، وبالتالي عندما يكون شكل توزيع البيانات اعتدالياً فإن جميع المؤشرات الستة تكون دقيقة في التحقق من ملائمة البيانات للنموذج، وعندما يكون شكل التوزيع ملتوي التواءً سالباً أو موجباً فإن مؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية فقط تكون دقيقة في التحقق من ملائمة البيانات للنموذج حيث أن معدلات خطؤها أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع، وهو ما يؤكده الرسم البياني المعروض في شكل (٥).



شكل (٥) معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية لمؤشرات الملائمة الكلية الستة للتحليل العاملي التوكيدي عبر شكل توزيع البيانات

وفي هذا إجابة عن التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة واختبار فرضيته.

نتائج التحقق من صحة الفرض الخامس من فروض الدراسة:

للتحقق من صحة فرض الدراسة الخامس الذي نصه " معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وطريقة تقدير المعالم المجهولة" ولغرض قبوله أو رفضه تم استخدام نتائج التحليل المعروضة في

جدول (١) والخاصة بالتفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وطريقة تقدير المعالم المجهولة. حيث يلاحظ أن قيمة اختبار ويلكس لميدا قد بلغت (٠,٩٩٩) وهي قيمة غير دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (٠,٥٢١) مما يعني أن معدل الخطأ من النوع الأول التجريبي لا يختلف باختلاف التفاعل الثنائي بين مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي وطريقة تقدير المعالم المجهولة، مما يعني قبول الفرض الصفري.

وفي هذا إجابة عن التساؤل الخامس من تساؤلات الدراسة واختبار فرضيته.

واعتماداً على النتائج التي تم التوصل إليها في هذه الدراسة فإن الباحث يوصي بما يلي:

- استخدام مؤشرات الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وجودة المطابقة (CFI)، وتاكر- لويس (TLI) للتحقق من الملائمة الكلية للبيانات لنماذج التحليل العاملي التوكيدي، حيث أظهرت دقة مناسبة من خلال محافظتها على معدلات الخطأ من النوع الأول التجريبية أقل من معدل الخطأ من النوع الأول المتوقع عبر جميع الشروط التي تم ضبطها في هذه الدراسة، وعدم الاعتماد على مؤشر كاي تربيع كمؤشر وحيد للتحقق.
- استخدام جميع مؤشرات الملائمة الكلية الستة عندما تكون درجة تعقيد النموذج بسيطة حيث كانت دقيقة في التحقق من مدى ملائمة البيانات للنموذج، لكن عندما تكون درجة تعقيد النموذج متوسطة فيوصى باستخدام مؤشرات الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وجودة المطابقة (CFI)، وتاكر- لويس (TLI) للتحقق من الملائمة الكلية للبيانات لنماذج التحليل العاملي التوكيدي، أما عندما تكون درجة تعقيد النموذج كبيرة فيُقتصر على استخدام مؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR).
- استخدام جميع مؤشرات الملائمة الكلية الستة عندما كون حجم العينة صغير حيث كانت دقيقة في التحقق من مدى ملائمة البيانات للنموذج، لكن عندما حجم العينة متوسط أو كبير فيوصى باستخدام مؤشرات الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA)

وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) وجودة المطابقة (CFI)، وتاكر– لويس (TLI) للتحقق من الملائمة الكلية للبيانات لنماذج التحليل العاملي التوكيدي.

- استخدام جميع مؤشرات الملائمة الكلية الستة عندما يتبع توزيع البيانات التوزيع الاعتدالي حيث كانت دقيقة في التحقق من مدى ملائمة البيانات للنموذج، لكن عندما شكل توزيع البيانات ملتوي التواءً سالباً أو موجباً فيوصى باستخدام مؤشري الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ الاقتراب (RMSEA) وجذر متوسط مربعات البواقي المعيارية (SRMR) للتحقق من الملائمة الكلية للبيانات لنماذج التحليل العاملي التوكيدي.
- استخدام جميع المؤشرات مع أي طريقة من طرق تقدير المعالم المجهولة الثلاثة المستخدمة في هذه الدراسة في ضوء الاعتبارات المذكورة في التوصيات السابقة الذكر.

كما يقترح الباحث إجراء دراسة للتحقق من دقة مؤشرات الملائمة الكلية للتحليل العاملي التوكيدي في ضوء شروط أخرى يتم ضبطها لم تتناولها الدراسة الحالية مثل مستوى قياس المتغيرات، وعدد رتب الاستجابة للعبارات المكونة للمقياس، ودرجة تحديد النموذج.

المراجع

المراجع العربية:

تيغزة، أحمد بوزيان. (٢٠١٢). التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي مفاهيمهما ومنهجيتهما بتوظيف حزمة *SPSS* وليزرل *LISREL*. دار المسيرة للنشر والتوزيع.

الجضعي، خالد بن سعد (٢٠٠٥). تقنيات صنع القرار: تطبيقات حاسوبية. دار الأصحاب للنشر والتوزيع.

عامر، عبدالناصر السيد. (٢٠٠٤). أداء مؤشرات حسن المطابقة لتقويم نموذج المعادلة البنائية. المجلة المصرية للدراسات النفسية، ١٤، ٤٥.
http://search.mandumah.com/Record/1008703

عامر، عبد الناصر السيد. (٢٠١٤). تقييم استخدام تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية في البحث النفسي. مجلة دراسات عربية في علم النفس (رائم)، ١٣، ٢.
http://search.mandumah.com/Record/700164

عامر، عبدالناصر السيد. (٢٠١٨). نمذجة المعادلة البنائية للعلوم النفسية والاجتماعية: الأسس والتطبيقات والقضايا (الجزء الأول). دار جامعة نايف العربية للعلوم الامنية للنشر

عامر، عبد الناصر السيد. (٢٠١٨). نمذجة المعادلة البنائية للعلوم النفسية والاجتماعية: الأسس والتطبيقات والقضايا (الجزء الثاني). دار جامعة نايف العربية للعلوم الامنية للنشر.

عامر، عبدالناصر السيد. (٢٠٢٢). تحليل النماذج البنائية باستخدام برنامج *LISREL: SIMPLIS & PRELIS"" :*
https//www.amazon.com/dp/B098p7CGVK

ترجمة المراجع العربية:

Al-Jadha'i, Khalid bin Saad (2005). Decision-making techniques: computer applications. Dar Al-Ashab for Publishing and Distribution.

Amer, Abdel Nasser Al-Sayed. (2004). Performance of goodness-of-fit indicators to evaluate the structural equation model. Egyptian Journal of Psychological Studies, 14, 45. http://search.mandumah.com/Record/1008703

Amer, Abdel Nasser Al-Sayed. (2014). Evaluating the use of structural equation modeling applications in psychological research. Journal of Arab Studies in Psychology (RANM), 13, 2.
http://search.mandumah.com/Record/700164

Amer, Abdel Nasser Al-Sayed. (2018). Structural equation modeling for the psychological and social sciences: foundations, applications, and issues (Part One). Naif Arab University for Security Sciences Publishing House.

Amer, Abdel Nasser Al-Sayed. (2018). Structural equation modeling for the psychological and social sciences: foundations, applications, and issues (Part II). Naif Arab University for Security Sciences Publishing House.

Amer, Abdel Nasser Al-Sayed. (2022). Analysis of structural models using LISREL program: SIMPLIS & PRELIS.

Tigza, Amohamed Bouziane. (2012). Exploratory and confirmatory factor analysis, their concepts and methodology, using SPSS and LISREL package. Dar Al Masirah for Publishing and Distribution.

المراجع الأجنبية:

Aera, A. P. A. (1999). Standards for educational and psychological testing. American Educational Research Association.

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. (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.

Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2018). Factor analysis: Exploratory and confirmatory. In The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences, 98-122 . Routledge.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. Psychological bulletin, 107(2), 238.

Bentler, P. M. (1995). EQS structural equations program manual (Vol. 6). Encino, CA: Multivariate 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.

Bollen, K. A. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. Psychological Bulletin, 107, 256−259

Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), Structural equation models: Present and future. A Festschrift in honor of Karl Jöreskog (pp. 139–168). Chicago: Scientific Software International.

Breivik, E., & Olsson, U. H. (2001). Adding variables to improve fit: The effect of model size on fit assessment in LISREL. Structural equation modeling: Present and future, 169-194.

Brown, T. A. (2006). Confirmatory Factor Analysis for Applied Research. New York, NY: The Guilford Press.

Browne, M. W. (1984). Asymptotic distribution free methods in 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.

Byrne, B. m. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. Int. J. Testing, 1, 55-88.

Chau, H., & Hocevar, D. (1995, April). The effects of number of measured variables on goodness- of-fit in confirmatory factor analysis (Paper presented). at the annual conference of the American Educational Research Association, San Francisco

Ding, L., Velicer, W. F., & Harlow, L. L. (1995). Effects of estimation methods, number of indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. Structural Equation Modeling, 2, 119–144.

Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. Methods of psychological research online, 8(2), 23-74.

Fan, X., Thompson, B., & Yang, L. (1999). Effects of sample size, estimation methods, and model specification on structural equation modeling fit indices. Structural Equation Modeling, 6, 56–83.

Hair, J. F., Gabriel, M., & Patel, V. (2014). AMOS covariance-based structural equation modeling (CB-SEM): Guidelines on its application as a marketing research tool. Brazilian Journal of Marketing, 13(2).

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

Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure analysis: Sensitivity under parameterized model misspecification. Psychological Methods, 3, 424- 453.

Hu, L., & Bentler, P. M. (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.

Jackson, D. L. (2003). Revisiting Sample Size and Number of Parameter Estimates: Some Support for the N: q Hypothesis. Structural Equation Modeling, 10, 128–141

Jackson, D. L., Gillaspy, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. Psychological Methods, 14, 6-23.

Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1989). LISREL 7: User's Reference Guide. Chicago, IL: Scientific Software.

Kaplan, D. (2000). Structural equation modeling: Foundation and extensions. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. Sociological Methods & Research, 44(3), 486–507. https://doi.org/10.1177/0049124114543236

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, 333-51.

Kline, R. K. (2016). Principles and practice of structural equation modeling (4th.ed). New York: Guilford publications, Inc.

Lord, F., & Novick, M. (1968). Statistical theories of mental test scores. Reading, MA: Addison-Wesley

Marsh, H. W., Balla, J. R., & Hau, K. T. (1996). An evaluation of incremental fit indices: A clarification of mathematical and empirical properties. Advanced structural equation modeling: Issues and techniques, 315-353.

Marsh, H. W., Hau, K. T., Balla, J. R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indictors per factors in confirmatory factor analysis. Multivariate Behavioral Research, 33, 181–222.

McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. Psychological methods, 7(1), 64.

McDonald, R. P., & Marsh, H. W. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness of fit. Psychological Bulletin, 107, 247–255.

McQuitty, S. (2004), "Statistical power and structural equation models in business research,". Journal of Business Research, 57, 175-83

Moshagen, M. (2012). The model size effect in SEM: Inflated goodness-of-fit statistics are due to the size of the covariance matrix. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 19, 86-98.

Mulaik, S. A., Jams, L. R., Alstine, J. V., Bonnett, N., lind, S., & Stilwell, D. C. (1989). Evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. Psychological Bulletin, 105, 430-445.

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. Structural Equation Modeling, 4, 599−620.

Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). 1998–2012. Mplus user's guide. Los Angeles: Muthen & Muthen.

Mvududu, N. H., & Sink, C. A. (2013). Factor analysis in counseling research and practice. Counseling Outcome Research and Evaluation, 4(2), 75-98.

Prudon, P. (2015). Confirmatory factor analysis as a tool in research using questionnaires: a critique. Comprehensive Psychology, 4, 03-CP.

R Core Team (2023). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. https://www.R-project.org.

Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. Journal of statistical software, 48, 1-36.

Savalei, V. (2012). The relationship between root mean square error of approximation and model misspecification in confirmatory factor analysis models. Educational and Psychological Measurement, 72, 910-932

Schreiber, J. B., Nora, A., Stage, F. K., Barlow, E. A., & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. The Journal of educational research, 99(6), 323-338.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2010). A beginner's guide to structural equation modeling (3rd ed.). Routledge/Taylor & Francis Group.

Sharama, 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 structural models. Journal of Business Research, 58(1), 935-943.

Shi, D., DiStefano, C., McDaniel, H. L., & Jiang, Z. (2018). Examining chi-square test statistics under conditions of large model size and ordinal data. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 25, 924-945

Shi, D., Lee, T., & Maydeu-Olivares, A. (2019). Understanding the Model Size Effect on SEM Fit Indices. Educational and Psychological Measurement, 79, 310-334 DOI: 10.1177/0013164418783530

Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. Multivariate behavioral research, 25(2), 173-180.

Steiger, J., & Lind, J. C. (1980, May). Statistically based tests for the number of common factors. (Paper Presented) at the annual meeting of the Annual Spring Meeting of the Psychometric Society, Iowa City

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

West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In Hoyle, R. (Ed.), Handbook of structural equation modeling (pp. 209–231). New York: Guilford.

Widaman, K. F., & Thompson, J. S. (2003). On specifying the null model for incremental fit indices in structural equation modeling. Psychological Methods, 8, 16–37. doi: 10.1037/1082-989X.8.1.16

Winer, B. J. (1971). statistical principles in experimental design. New York: McGraw-Hill.

Yuan, K. H., Tian, Y., & Yanagihara, H. (2015). Empirical correction to the likelihood ratio statistic for structural equation modeling with many variables. Psychometrika, 80, 379-405.

الجامعة الإسلامية بالمدينة المنورة

ISLAMIC UNIVERSITY OF MADINAH

ISLAMIC UNIVERSITY OF MADINAH

Islamic University Journal For

Educational and Social Sciences

A peer-reviewed scientific journal

Published four times a year in:

(March, June, September and December)