بسم الله الرحمن الرحيم

كلية التربية
المجلة التربوية
***

تأثير عدد فئات الاستجابة على افتراضات ومخرجات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى لبنود أدوات القياس في البحوث النفسية

إعداد
د/ محمد عبدالهادى عبدالسميع
مدرس علم النفس التربوى
كلية التربية بقنا –جامعة جنوب الوادى

DOI: 10.12816/EDUSOHAG. 2020.

المجلة التربوية ـ العدد السادس والسبعون ـ أغسطس ٢٠٢٠م
Print:(ISSN 1687-2649) Online:(ISSN 2536-9091)

مستخلص

حظى أسلوب التحليل العاملى بنوعيه الاستكشافى والتوكيدى على اهتمام العديد من الباحثين في مجال القياس النفسى والتربوى سواء فى الدراسات العربية أو الأجنبية، ومع ذلك لم تتناول أى منها دراسة تأثير عدد فئات الاستجابة فى أسلوب ليكرت على افتراضات ومخرجات التحليل العاملى للبنود كأحد أهم المنهجيات الحديثة في التحليل العاملى عندما تكون المتغيرات الملاحظة في صورة رتبية؛ ولذلك فقد هدفت الدراسة الحالية إلى التعرف على تأثير عدد فئات الاستجابة لليكرت (٣، ٥، ٧) على استيفاء افتراضات ومخرجات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود، تكوّن عدد المشاركين فى الدراسة من ٣٠٧ طالب وطالبة من طلاب الجامعة، تم استخدام مقياس الملل الأكاديمى من إعداد محسوب عبدالقادر الضوى حسن (٢٠١٥) حتى يتم الاستفادة منه بعد حساب دليل صدق البنية الداخلية لثلاث نسخ منه باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود، وقد أشارت نتائج الدراسة أن افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى تحققت بصورة أفضل فى التدريجين الخماسى والسباعى عنه فى التدريج الثلاثى، وخاصة فيما يتعلق بمقدار التباين المشترك الذى يُعد أساساً لمدى قابلية البيانات للتحليل العاملى، كما أشارت النتائج أيضاً فيما يرتبط بمخرجات التحليل العاملى الاستكشافى أن التدريج الثلاثى لفئات الاستجابة أدى إلى زيادة عدد العوامل مقارنة بالتدريجين الخماسى والسباعى مع وجود عدد أكبر من البنود التى لم تتشبع تشبعاً دالاً على العوامل المستخلصة، كما كشفت النتائج فيما يتعلق بمخرجات التحليل العاملى التوكيدى أن معظم مؤشرات جودة المطابقة كانت أفضل كلما قل عدد فئات الاستجابة مع التنويه إلى انخفاض تقديرات معالم النموذج ومن ثم انخفاض احتمالية رفض النماذج العاملية التى لا تمثل البيانات تمثيلاً حقيقياً، وخاصة فى التدريج الثلاثى، تم عرض بعض التوصيات وكذلك بعض البحوث المقترحة.

الكلمات المفتاحية: عدد فئات الاستجابة، التحليل العاملى الاستكشافى للبنود، التحليل العاملى التوكيدى للبنود، افتراضات، مخرجات.

The Effect of the Number of Response Categories on the Assumptions and Outputs of Item Exploratory and Confirmatory Factor Analyses of Measurement Instruments in Psychological Research

Abstract

Many researchers have investigated exploratory and confirmatory factor analyses whether in Arabic or English studies. However, no study has investigated the effect of the number of response categories on the assumptions and outputs of item factor analysis, as one of the most advanced methodologies for handling ordinal data. Thus, the present study aims at identifying the effect of the number of response categories (3, 5, 7) on the assumptions and outputs of item factor analysis. Participants were 307 university students. The academic boredom scale (Prepared by Mahsoub Abdelkader Eldowy Hassan, 2015) was used for data collection to benefit from after estimating the internal structure validity evidence for three versions based on the number of response categories using item factor analysis. Results revealed that the assumptions of item exploratory factor analysis were best met when the number of response categories was five or seven rather than three especially in terms of the amount of shared variance that is the basis for the factorability of data. Concerning the outputs of item exploratory factor analysis, when the number of response categories was three, the number of extracted factor increased with more insignificantly items' loading compared to the five and seven response categories. Concerning the outputs of item confirmatory factor analysis, as the number of response categories decreases, fit indices improve but the model parameter estimates were attenuated and consequently the low probability of rejecting the factorial model which does not underlie the data especially when the number of response categories was three. Some recommendations and suggestions for future research were presented.

Keywords: Number of response categories, item exploratory and confirmatory factor analyses, assumptions, outputs.

مقدمة

يُعد البحث في مجال القياس النفسى والتربوى من المجالات المهمة بين الباحثين فى التربية وعلم النفس؛ نظراً للحاجة الماسة لتصميم أدوات قياس لها كفاءة سيكومترية ملائمة للغرض منها والتى تساعد في جمع بيانات دقيقة تسهم بدورها في الحصول على نتائج تتسم بالموضوعية، ومن ثم صدق التفسيرات والاستدلالات Validity of interpretations and inferences، ويمثل عدد فئات الاستجابة في أسلوب ليكرت قراراً مهماً للباحثين ومصممى أدوات القياس أثناء مرحلة كتابة البنود لما له من تأثير على الخصائص السيكومترية لهذه الأدوات.

يذكر [1](Barnette (2010, 715 أن أسلوب التقدير الجمعى Summative scaling الذى قدمه ليكرت في عام ١٩٣٢ بناءً على أطروحته للدكتوراه هو أكثر الأساليب شيوعاً لقياس الاتجاهات والآراء وإدراكات الأفراد عن المفاهيم المختلفة سواء كانت أحادية البعد Unidimensional أو متعددة الأبعاد Multidimensional، ويتكون هذا الأسلوب من جزأين: الأول محتوى البند الذى يتطلب رد فعل المستجيب والثانى هو فئات الاستجابة التي يختار بينها طبقاً لما يعبر عن رأيه بموضوعية، كما أضاف أن العدد الخماسى لفئات الاستجابة هو الذى قدمه ليكرت عند طرحه لهذا الأسلوب. ويشير Riconscente and Romeo (2010, 1490) إلى أن أهم ما يميز أسلوب ليكرت هو سهولة تصحيحه مقارنة بأسلوب ثرستون Thurstone الذى يستغرق وقتاً كبيراً وجهداً منهكاً في حساب الانحرافات المعيارية Sigma method لاستجابات المشاركين على أدوات القياس والتي تنحصر بين +٣ و −٣، ويضيف de Winter and Dodou (2010, 1) أن أسلوب ليكرت يستخدم بكثرة أثناء تصميم أدوات القياس في مختلف المجالات مثل العلوم السلوكية، والصحية، وبحوث

[1] تم اتباع دليل الجمعية الأمريكية في علم النفس (الطبعة السادسة) **American Psychological Association (2010)** في توثيق مراجع البحث سواء في المتن أو قائمة المراجع، وطبقاً لهذا الدليل إذا جاء التوثيق في سياق الفقرة فإنه يتم وضع اسم أو أسماء المؤلفين خارج الأقواس وتبقى سنة النشر وأرقام الصفحات في حالة الاقتباس الحرفى بين قوسين وذلك في متن البحث، كما تم توظيف الدراسات السابقة في عرض المقدمة والمشكلة والإطار النظري بدلاً من تخصيص محور مستقل لها.

التسويق وغيرها حيث يبدى المستجيب مستوى اتفاقه مع محتوى البند سواء كان عدد فئات الاستجابة خمسة أو سبعة.

وقد تعددت الأدبيات البحثية التى أولت اهتماماً بدراسة الدور المحتمل لفئات الاستجابة فى أسلوب ليكرت على نتائج بعض الأساليب الإحصائية والخصائص السيكومترية لأدوات القياس ومن بينها التحليل العاملى (DeCastellarnau, 2018; Holdaway, 1971; Javaras, 2004; Jones & Loe, 2013; Simms, Zelazny, Williams, & Bernstein, 2019) **، ويشير** Brown (2006, 12) **إلى أنه منذ أن قدم سبيرمان عام ١٩٠٤م أسلوب التحليل العاملى وأصبح من أكثر الأساليب الإحصائية متعددة المتغيرات** Multivariate **استخداماً في البحوث التطبيقية في عدة مجالات مثل: علم النفس، والتربية، وعلم الاجتماع، والإدارة، والصحة العامة، حيث أصبح الهدف الأساسى منه هو تحديد عدد وطبيعة المتغيرات الكامنة أو العوامل والتي تفسر التباين والتغاير بين مجموعة من المتغيرات الملاحظة (المؤشرات)، ويضيف** Flora, LaBrish, and Chalmers (2012, 1) **أن الهدف الأسمى للتحليل العاملى الاستكشافى هو فحص العلاقات بين عدد كبير من المؤشرات للوصول إلى عدد أقل من المتغيرات الكامنة أو العوامل، أما التوكيدى فيختص بنمذجة العلاقات بين هذه المؤشرات لتأكيد أو رفض البنية العاملية المفترضة.**

ويوضح Cai (2013, 97) **أنه بعد مرور أكثر من مائة عام على ظهور أسلوب التحليل العاملى فإنه أسلوب يتم دراسته من قبل علماء النفس والإحصاء، كما أنه مجال خصب لإجراء مزيد من الدراسات المنهجية؛ حيث يساعد علماء النفس على فهم طبيعة الاختبارات النفسية وتطبيقها، ولكن عندما يتم تطبيقه على مجموعة من البنود فإن ذلك يساعد فى فهم البنية العاملية الكامنة وراء هذه البنود مما يسهم فى تصميم أدوات قياس أكثر دقة.**

ويُعد التحليل العاملى للبنود[٢] Item factor analysis **بنوعيه الاستكشافى والتوكيدى أحد أهم الأساليب الإحصائية لحساب دليل صدق البنية الداخلية** Validity

[٢] هناك فرق بين التحليل العاملى للاختبارات والتحليل العاملى للبنود من حيث طرق تقدير معالم النموذج ومصفوفة معاملات الارتباط التي تُعد أساساً للتحليل، ويحتوى الإطار النظرى على توضيح الفرق بينهما؛ حيث إنه ذو أهمية كبيرة تؤثر على نتائج التحليلات ومنعتها الإحصائية، ومن ثم الثقة فيها.

evidence based on internal structure **لأدوات القياس فى العلوم النفسية والتربوية عندما تكون المتغيرات الملاحظة في صورة رتبية** Ordinal observed variables **كما هو الحال في البيانات التي يتم جمعها بأدوات تم صياغة بنودها في ضوء أسلوب ليكرت، حيث يستخدم الباحثون التحليل العاملى الاستكشافى للكشف عن البنية العاملية** Factor structure **للسمة المستهدفة بالقياس، فى حين يتم استخدام التحليل العاملى التوكيدى لتأكيد أو رفض النماذج التي تم افتراضها في ضوء نظريات ودراسات سابقة تدعمها. ويذكر** Tabachnick and Fidell (2007, 609) **أن أهمية التحليل العاملى الاستكشافى تأتى في المراحل المبكرة أثناء إجراء البحوث حيث يسهم في توليد الفروض عن المتغيرات الكامنة، بينما يستخدم التحليل العاملى التوكيدى في المراحل المتقدمة من البحث وذلك لاختبار الفروض عن هذه المتغيرات الكامنة، وقد أوصى** Cai (2013, 86) **بضرورة استخدام التحليل العاملى بنوعيه أثناء تقنين أدوات القياس فى العلوم التربوية والنفسية من خلال حساب دليل صدق البنية الداخلية لهذه الأدوات.**

ويضيف Mvududu and Sink (2013, 77-78) **أيضاً أن أهمية التحليل العاملى الاستكشافى تتضح فى مساعدة الباحثين على تصميم أدوات القياس وتبسيطها من خلال اختزال عدد كبير من البنود إلى عدد أقل فى صورة عوامل، وإعادة تقنيين أدوات القياس التى تم تصميمها حتى تناسب مجتمعات جديدة، أما التحليل العاملى التوكيدى للبنود فيسهم فى اختبار النظريات الخاصة بالمتغيرات التى تتم دراستها.**

تأتى أهمية التحقق من استيفاء افتراضات الأساليب الإحصائية فى التوصل لدليل الصدق الإحصائى للنتائج Statistical conclusion validity**، وبالتالى مزيد من الثقة فيها، ويشير** Mvududu and Sink (2013, 81) **إلى أن التأكد من توافر افتراضات التحليل العاملى أحد أهم الخطوات الأساسية للحصول على نتائج تتسم بالدقة، وتتمثل أهم افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى في مدى ملاءمة حجم العينة** Sampling adequacy **من خلال نتائج اختبار** Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)**، وكذلك مدى قابلية مصفوفة معاملات الارتباط للتحليل العاملى** Factorability **من خلال إيجاد قيمة محدد المصفوفة (يُعدها عن مصفوفة الوحدة** Identity matrix **وذلك بحساب دلالة اختبار** Bartlett's test of

sphericity)، وأيضاً بعدها عن التعددية الخطية Multicollinearity، ولكن ما يتبادر إلى الذهن هل لعدد فئات الاستجابة تأثير محتمل على درجة توافر هذه الافتراضات؟

تتمثّل أهم مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى فى عدد العوامل – سواء تم عرضها في شكل جدولى أو بيانى– ومقدار قيم معاملات الارتباطات البينية بينها Factor correlations – شريطة أن تكون العوامل المستخلصة قابلة للتفسير Interpretable extracted factors - ونسبة التباين المفسر Explained variance الناتجة عن بنية عاملية قابلة للتفسير أيضاً فقد تكون نسبة التباين المفسر كبيرة ولكن لا يمكن تفسير العوامل المرتبطة بها، وكذلك حجم التشبعات ومقدار الشيوع Communalties لكل مؤشر على العوامل، فى حين تتمثل أهم مخرجات التحليل العاملى التوكيدى في موشرات جودة المطابقة Goodness of fit indices والتقديرات (التشبعات) اللامعيارية والمعيارية لمعالم النموذج Unstandardized and standardized parameter estimates ودلالتها الإحصائية، وقيم الخطأ المعيارى وقيم تباين الخطأ، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل.

ويشير Brown (2006, 41) إلى أن جودة مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى تتوقف على حجم تشبعات البنود على العوامل المستخلصة وكذلك حجم معاملات الارتباطات البينية بين هذه العوامل، وأيضاً جودة تمثيل العامل بالمتغيرات الملاحظة (عدد المؤشرات لكل عامل، وحجم قيم الشيوع لهذه المؤشرات)، أما جودة مخرجات التحليل العاملى التوكيدى للبنود فلا تتوقف فقط على مؤشرات جودة المطابقة بل أيضاً على ارتفاع قيم التشبعات المعيارية وانخفاض قيم الخطأ المعيارى وقيم تباين الخطأ.

يتضح مما سبق عرضه أن لأسلوب ليكرت أهمية كبيرة كأحد أهم أساليب تقدير استجابة المفحوصين أثناء الاستجابة على بنود أدوات القياس فى العلوم التربوية والنفسية، كما أن التحليل العاملى للبنود بشقيه الاستكشافى والتوكيدى له أهمية كبيرة؛ نظراً لمناسبته لطبيعة البيانات التى يتم جمعها فى ضوء أسلوب ليكرت مما يسهم فى الحصول على نتائج غير متحيزة تتسم بالدقة؛ ومن ثم فيسهم إجراء الدراسة الحالية فى إثراء أدبيات القياس النفسى والتربوى.

مشكلة الدراسة

بالرغم أن أسلوب ليكرت ظهر منذ قرابة ثمانين عاماً فإنه لا يوجد اتفاق على العدد الأمثل لفئات الاستجابة وتأثير ذلك على الخصائص السيكومترية لأدوات القياس، حيث يوجد اختلاف بين نتائج الدراسات التى أُجريت فى هذا الإطار نتيجة النماذج السيكومترية المستخدمة فى هذه الدراسات مثل النظرية الكلاسيكية، التحليل العاملى للبنود، ونظرية الاستجابة للبند (Maydeu-Olivares, Kramp, García-Forero, Gallardo-Pujol, & Coffman, 2009, 305-306). ويرى Barnette (2010, 717) أن تحديد عدد فئات الاستجابة من أكثر النقاط الجدلية Controversial في أسلوب ليكرت، ويضيف Danner et al. (2016) أن تحديد عدد فئات الاستجابة من أكثر التحديات التى تواجه الباحثين أثناء تصميم أدوات القياس المستخدمة فى التربوية والنفسية، الأمر الذى يتطلب إجراء مزيداً من البحوث في هذا الصدد، ويستمر الجدل بين الباحثين فى هذا السياق حيث يذكر Asu´n, Rdz-Navarro, and Alvarado (2016, 111) أنه منذ قدم ليكرت أسلوب تقدير استجابات الأفراد على بنود أدوات القياس في العلوم التربوية والنفسية في عام ١٩٣٢ إلا أنه مازال هناك جدلٌ كبيرٌ بين الباحثين فيما يتعلق بالعدد الأفضل لفئات الاستجابة، مع التنويه أن العدد الأكثر انتشاراً بين الباحثين هو ٤-٧ فئات.

وقد يستخدم بعض الباحثين عدد فردى لفئات الاستجابة أثناء كتابة بنود أداة القياس إستناداً إلى أهمية النقطة الوسيطة في التمثيل الموضوعى لآراء المشاركين في الاستجابة على أدوات القياس، وخاصة عندما يكون طرفى الاستجابة (الموافقة - عدم الموافقة) لا يعبران عن وجهة نظر المفحوص (Hurley, 1998)، في حين يرى آخرون أن النقطة الوسيطة تؤدى إلى عدم الدقة في الاستجابة لأن المستجيب يلجأ إليها عندما لا توجد رغبة في التعبير الحقيقى عن وجهة النظر تجاه الظاهرة موضع الدراسة مما يؤدى إلى زيادة تأثير المرغوبية الاجتماعية Social desireability (Garland, 1991)، ويرى فريق آخر أن وجود النقطة الوسيطة من عدمه يتوقف على طبيعة الظاهرة موضع الدراسة (Nadler, Weston, & Voyles, 2015)؛ ومن هنا تعددت الدراسات التطبيقية التي تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على الخصائص السيكومترية لأدوات القياس، ومع ذلك فالعديد من هذه الدراسات لم يتطرق بعمق إلى تأثير عدد هذه الفئات على افتراضات ومخرجات التحليل العاملى للبنود بنوعيه الاستكشافى والتوكيدى.

وقد أوصت العديد من البحوث والدراسات التطبيقية بضرورة التحقق من دليل صدق البنية الداخلية متمثلاً فى البنية العاملية لأدوات جمع البيانات فى العلوم التربوية والنفسية وذلك باستخدام التحليل العاملى بنوعيه: الاستكشافى والتوكيدى (Beccariaa, Beccariab, & McCoskerb, 2018; Besnoy, Dantzler, Besnoy, & Byrne, 2016; Boerebach, Lombarts, & Arah, 2016; Carey, Brigman, Webb, Villares, & Harrington, 2014; Hamann, Schiemann, Bellora, & Guenther, 2013; Schulenberg & Melton, 2007; Struk, Carriere, Cheyne, & Danckert, 2017; Thompson & Daniel, 1996; Wang & Lin, 2015; Yockey & Kralowec, 2015)**، ونظراً لذلك فتُعد الدراسة الحالية محاولة لإلقاء الضوء على أحد النقاط الخاصة بمنهجية التحليل العاملى للبنود وهى تأثير عدد فئات الاستجابة، ولاسيما على الافتراضات والمخرجات.**

اهتمت العديد من الدراسات الحديثة أيضاً بأداء محكات تحديد عدد العوامل المستخلصة وتدويرها فى التحليل العاملى الاستكشافى، سواء فى البيئة العربية (ربيع عبده أحمد رشوان، ٢٠١٥؛ محسوب عبدالقادر الضوى، ٢٠١٢) أو البيئة الأجنبية (Coovert & McNelis, 1988; Costello & Osborne, 2005; Courtney, 2013; Henson & Roberts, 2006; Zhang & Preacher, 2015; Zopluoglu, & Davenport, Jr, 2017) **ولكن ربما أغفلت هذه الدراسات الدور المحتمل لعدد فئات الاستجابة في اختلاف البنية العاملية كمؤشر على دليل صدق البنية الداخلية لأدوات القياس في العلوم التربوية والنفسية، ومن هنا تأتى الدراسة الحالية محاولة فى هذا الصدد.**

ويشير DiStefano and Hess (2005, 225) **إلى أن دراسات التحليل العاملى القائمة على أطر نظرية غير مناسبة للمتغيرات المدروسة أو دليل نظرى يدعمها ربما تؤدى إلى دليل غير دقيق لصدق البنية الداخلية، ويمكن الإضافة بأنه من أهم النقاط المنهجية التى من المفضل أن توضع فى الحسبان عند إجراء دراسات التحليل العاملى هو تحرى مدى تأثير عدد فئات الاستجابة وذلك للوصول إلى أفضل حل عاملى للبيانات موضع التحليل، ومن ثم المتغيرات موضع الدراسة، ومن بين توصيات دراسة** Hall (2017) **أنه بالرغم من انتشار استخدام أسلوب التحليل العاملى بين الباحثين إلا أنه ما زالت توجد بعض القضايا الجدلية بين المهتمين بمنهجيته ومنها ما يتعلق بالعدد الملائم لفئات الاستجابة وتأثيره على البنية العاملية كمؤشر لدليل صدق البنية الداخلية لأدوات القياس فى العلوم النفسية والتربوية، الأمر الذى يتطلب مزيداً من الدراسات فى هذا الصدد، ولعل ذلك أيضاً من بين مبررات إجراء**

الدراسة الحالية. ويضيف Mishra (2016, 109) أن أسلوب التحليل العاملى التوكيدى له أهمية كبيرة فى الدراسات التطبيقية، ومع ذلك فهناك حاجة إلى إجراء مزيد من الدراسات المرتبطة بتحسين نواتج استخدامه بين الباحثين، ولعل دراسة تأثير عدد فئات الاستجابة على افتراضاته ومخرجاته أحد أهم النقاط المنهجية التى ربما تسهم فى تحسين ممارسات استخدامه بين الباحثين وبالتالى مخرجاته.

ويذكر Brown (2006, 113) أن هناك خطأً شائعاً بين الباحثين في بحوث التحليل العاملى التوكيدى في الدراسات التطبيقية يتمثل في الاكتفاء بشكل شامل بمؤشرات جودة المطابقة لقبول أو رفض النماذج المفترضة (وذلك ما سيتضح لاحقاً من التعليق على معظم الدراسات السابقة)، مع ضرورة العلم بأن هذه المؤشرات فقط دلائل وصفية لنقص المطابقة Lack of fit، أو مؤشرات لقدرة النموذج على إعادة إنتاج مصفوفة التغاير، وبالرغم أن هذه المؤشرات قد تزود الباحث بدليل كافى على عدم التحديد أو التوصيف الجيد للنموذج Model misspecification إلا إنه لا يجب إستخدامها بمعزل عن بعض المعلومات الأخرى مثل تقديرات معالم النموذج، والمتمثلة في التشبعات المعيارية وغير المعيارية، ومعاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة، وقيم البواقى أو تباين الخطأ والتي تزود الباحث بدليل أفضل على جودة مطابقة النموذج المفترض، ولذلك يجب فحص قيم هذه المعالم بدقة لاتخاذ قرار بشأن قبول النموذج أو رفضه ومن ثم إجراءات التعديلات الملاءمة.

وربما يرجع عدم شيوع استخدام أسلوب التحليل العاملى للبنود فى حالة البيانات الرتبية إلى أنه لا يوجد بشكل مباشر فى الحزمة الإحصائية فى العلوم الاجتماعية SPSS (IBM Corp., 2017) وهى أشهر حزم تحليل البيانات بين الباحثين، وخاصة فى البيئة العربية، فإذا أراد الباحث استخدام برنامج SPSS فإن ذلك يتطلب حساب مصفوفة الارتباطات البينية بين البنود Polychoric correlation matrix من خلال برنامج LISREL (Jöreskog & Sörbom, 2006) ثم استخدام لغة البرمجة Syntax في برنامج SPSS وهى من المهارات التي تتطلب قدرة خاصة ربما لا تتوافر لدى عديد من الباحثين وذلك لإجراء التحليل العاملى الاستكشافى فقط، كما أنها تتطلب إلمام الباحثين بمهارات برنامج LISREL أيضاً مما يُعد مضيعة للوقت والجهد، أما إذا أراد الباحث إجراء التحليل العاملى التوكيدى للبنود فيمكنه استخدام برنامج Mplus (Muthén & Muthén, 1998-2017) ولكن هذا

البرنامج مكّلف مادياً حيث يبلغ ثمن النسخة الأساسية 595$ والتي لا يتوافر بها عديد من التحليلات مثل النسخة المتقدمة والتي يبلغ ثمنها 895$ وهذه الأسعار للمؤسسات الجامعية فقط، أما إذا أراد الباحث شراء نسخة خاصة به فيتخطى سعرها ١٠٠٠$ وهذا ربما يفوق ميزانية العديد من الباحثين، علاوة على أن هذا البرنامج يتطلب خبرة بلغة البرمجة مثل برنامج LISREL؛ ولذلك يجب التنويه في هذا السياق أنه يمكن إجراء تحليل العاملى للبنود بنوعيه الاستكشافى والتوكيدى باستخدام الحزمة الإحصائية R (R Core Team, 2018) أو برنامج FACTOR (Lorenzo-seva & Ferrando, 2006)، ولكن البرنامج الإحصائى R هو الأكثر انتشاراً بين الباحثين، وخاصة فى البيئة الأجنبية لأنه يمكّنهم من إجراء العديد من التحليلات الإحصائية لتوافر عدة حزم فرعية به، كما أنه يتميز بسهولة استخدامه بالرغم من أنه لغة برمجة أيضاً، علاوة على توافره مجاناً بما فى ذلك دليل المستخدم، حيث يمكن للباحثين تحميل نسخة من البرنامج من خلال هذا الرابط https://www.r-project.org/، ومن ثم فهو البرنامج المستخدم في تحليل البيانات في الدراسة الحالية.

ومن أمثلة الدراسات التى تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى، دراسة Weems (1999) التى هدفت إلى تحرى تأثير عدد فئات الاستجابة (٣، ٤، ٥، ٦، ٧) على البنية العاملية لاستبانة خبرات الطلاب لدى عينة قوامها ١١٦٢ من طلاب الجامعة، وقد أشارت نتائج التحليل العاملى الاستكشافى إلى اختلاف نسبة التباين المفسر باحتلاف عدد فئات الاستجابة حيث بلغت ٤٥.٢%، ٤٦.٢%، ٤٦.٤%، ٥٠.٤%، ٥١% على الترتيب، وقد أوصت نتائج الدراسة بضرورة زيادة عدد فئات الاستجابة عن أربعة، ولكن اقتصرت هذه الدراسة على نسبة التباين المفسر فقط لتقييم تأثير عدد فئات الاستجابة على نتائج التحليل العاملى الاستكشافى.

ومن بين الدراسات العربية- فى هذا السياق- دراسة محمد عبدالرحمن إسماعيل (٢٠١٥) التي أجراها على ٥٠٦ متدرباً (بلغ عدد الاستبانات الصالحة للتحليل ٣٦٩ استبانة) من مجتمع معهد الإدارة العامة بالرياض، تمثلت أداة الدراسة فى خمسة مفردات مأخوذة من مقياس الالتزام التنظيمي والتى تم تكرارها أربع مرات بعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧، ٩)، وقد أشارت نتائج الدراسة -بعد استخدام تحليل المكونات الأساسية- أن مفردات الاستبانة تشبعت على عامل واحد فى جميع صور المقياس، فى حين أن نسبة التباين

المفسر زادت بزيادة عدد بدائل الاستجابة، حيث بلغت ٤٦.٨، ٥٦.١، ٥٧.٩، ٦٠.٢ على الترتيب.

وقد تناولت بعض الدراسات تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى، حيث أشارت نتائج إحدى هذه الدراسات أن مؤشرات جودة المطابقة كانت أفضل كلما قل عدد فئات الاستجابة، حيث كان عدد البدائل المستخدم (٢، ٣، ٥)، وخاصة فى حالة استخدام نموذجى التحليل العاملى للبنود ونظرية الاستجابة للبند (Maydeu-Olivares et al., 2009) ، يُرجى لاتنويه إلى أن متن الدراسة يحتوى على مزيد من الدراسات في هذا السياق.

ومن بين الدراسات العربية– فى هذا السياق– دراسة حجاج غانم أحمد على وياسر عبدالله حفنى حسن (٢٠١١) التى أشارت نتائجها إلى عدم وجود تأثير لعدد بدائل ليكرت (٢، ٣، ٥) على صدق التكوين الفرضى (مؤشرات جودة المطابقة) باستخدام التحليل العاملى التوكيدى لمقياس مفهوم الذات (إعداد: صلاح الدين أبوناهية، ١٩٩٩) حيث تبيّن أن صور المقياس الثلاثة لم تتمتع بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة طبقاً لمعظم المؤشرات مع التتنويه أن هذه المؤشرات كانت أفضل كلما قل عدد فئات الاستجابة، ومن خلال مراجعة هذه الدراسة تبيّن أنها استخدمت التحليل العاملى للاختبارات وليس للبنود كما تنتهج الدراسة الحالية، ومن بين الدراسات العربية أيضاً دراسة عادل سمير محمد حمدان (٢٠١٩) التي توصلت إلى وجود تأثير لعدد فئات تدريج ليكرت (٣، ٤، ٥، ٦، ٧) على نتائج التحليل العاملى التوكيدى وفقاً لنموذج سلم التقدير لراش، حيث كانت النتائج لصالح التدريج الخماسى يليه التدريج الرباعى، ومن الملاحظ أن هذه الدراسة اقتصرت على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى فقط، كما أنها استخدمت نموذج راش وليس نموذج التحليل العاملى للبنود.

يتضح مما سبق أن معظم هذه الدراسات استخدمت نموذج العامل المشترك Common factor model **أو التحليل العاملى للاختبارات المستخدم مع البيانات ذات مستوى القياس المسافى والتى تتطلب الاعتدالية متعددة المتغيرات** Multivariate normality **خاصة في التحليل العاملى التوكيدى[٣]، دون مراعاة الطبيعة الرتبية للبيانات التى**

[٣] تُعد الاعتدالية متعددة المتغيرات بالإضافة إلى استقلالية الاستجابات من أهم افتراضات التحليل العاملى التوكيدى للاختبارات، حيث أن هذه الافتراضات تتطلبها طريقة أقصى احتمال **Maximum Likelihood (ML)** التي تُستخدم

يتم جمعها باستخدام أدوات قياس تم كتابة بنودها فى ضوء تدريج ليكرت؛ مما يؤثر سلباً على دقة نتائج هذه الدراسات، حيث كان من الأفضل استخدام نموذج التحليل العاملى للبنود كما تنتهج الدراسة الحالية؛ مع التنويه إلى أنه من بين ما أشارت إليه دراسة DiStefano (2002) **أن التعامل مع البيانات الرتبية فى أسلوب ليكرت على أنها متغيرات متصلة أثناء إجراء التحليل العاملى يؤدى إلى انخفاض قيم التشبعات في التحليل العاملى الاستكشافى، والتضخم** Inflation **فى قيم الخطأ المعيارى، مما يؤثر سلباً على مؤشرات جودة المطابقة في التحليل العاملى التوكيدى؛ ومن هنا يُعد مدخل نمذجة المتغيرات الرتبية** Categorical Variables Modelling (CVM) **من أهم التطورات الحديثة لتحليل البيانات الرتبية لأنه يؤدى إلى نتائج تتسم بالمنعة الإحصائية مقارنة بالأساليب التقليدية المتبعة مع البيانات التى تتبع المستوى المسافى للقياس.**

يتضح مما سبق عرضه أيضاً أن أسلوب تدريج ليكرت أكثر أساليب تدريج فئات الاستجابة انتشاراً؛ نظراً لسهولته، كما أن تحديد عدد فئات الاستجابة على البنود أثناء إعداد أدوات القياس فى العلوم التربوية والنفسية أحد أكثر النقاط الجدلية بين الباحثين فى مجال القياس النفسى والتربوى والتي لا يوجد إجماع عليها، كما يتضح أيضاً أن أسلوب التحليل العاملى بنوعيه الاستكشافى والتوكيدى ترتبط به بعض الممارسات المنهجية الخاطئة منها استخدام نموذج التحليل المشترك مع البيانات الرتبية، وأيضاً اقتصار الدراسات التى تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى على نسبة التباين المفسر فقط مع عدم الأخذ فى الاعتبار عدد العوامل، وقيم الشيوع مع عدم تحرى تأثير عدد هذه الفئات على افتراضاته، أما عن الدراسات التى تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى اقتصرت على مؤشرات جودة المطابقة فقط بالرغم من توصيات بعض الأدبيات البحثية بضرورة عدم الاكتفاء بهذه المؤشرات والاعتماد على التشبعات المعيارية ومعاملات الارتباط بين العوامل وغيرها؛ ومن هنا يتضح جلياً أنه توجد ندرة فى فى البحوث والدراسات التى تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على افتراضات

في تقدير قيم معالم النماذج التي يتم اختبارها، مع ضرورة التنويه إلى أن افتراض الاعتدالية متعددة المتغيرات غير مطلوب في نموذج التحليل العاملى للبنود؛ لأن هذا النموذج يراعى الطبيعة الرتبية للبيانات لكونه يتعتمد على طرق مختلفة لتقدير معالم النماذج مثل WLSMV التي تستخدم في الدراسة الحالية، ويحتوى الإطار النظرى على عرض توضيحى لطرق تقدير معالم النموذج في التحليل العاملى للبنود.

ومخرجات العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود؛ ولذلك فتوجد حاجة ملحة لإجراء الدراسة الحالية، ومن هنا يمكن أن تتبلور مشكلة الدراسة في تحرى مدى تأثير عدد فئات الاستجابة في ضوء أسلوب ليكرت على افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى (ملاءمة حجم العينة ومصفوفة معاملات الارتباط)، وكذلك مخرجاته (عدد العوامل، قيم التشبعات، قيم الشيوع، نسبة التباين المفسر) ومخرجات التحليل العاملى التوكيدى (مؤشرات جودة المطابقة، معاملات الانحدار المعيارية واللامعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، تباين الخطأ، معاملات الارتباط بين العوامل)؛ ومن ثم فقد تحددت مشكلة الدراسة الحالية فى الإجابة عن الأسئلة التالية:

١. **هل يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على استيفاء افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (ملاءمة حجم العينة من خلال نتائج اختبار KMO، محدد مصفوفة معاملات الارتباط ونتائج اختبار** Bartlett's Test of Sphericity**) لمقياس الملل الأكاديمى؟**
٢. **هل يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (عدد العوامل، قيم التشبعات، قيم الشيوع، ونسبة التباين المفسر) لمقياس الملل الأكاديمى؟**
٣. **هل يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى للبنود (مؤشرات جودة المطابقة، التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ، وقيم معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة) لمقياس الملل الأكاديمى؟**

أهداف الدراسة

هدفت الدراسة الحالية إلى بحث تأثير عدد فئات الاستجابة على استيفاء افتراضات ومخرجات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود، وبشكل أكثر تحديداً فقد هدفت الدراسة إلى التعرف على:

١. **تأثير عدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على استيفاء افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (ملاءمة حجم العينة من خلال نتائج اختبارKMO، محدد مصفوفة معاملات الارتباط ونتائج اختبار** Bartlett's Test of Sphericity**) لمقياس الملل الأكاديمى.**
٢. **تأثير عدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (عدد العوامل، قيم التشبعات، قيم الشيوع، ونسبة التباين المفسر) لمقياس الملل الأكاديمى.**
٣. **تأثير عدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى للبنود (مؤشرات جودة المطابقة، التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ، وقيم معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة) لمقياس الملل الأكاديمى.**

أهمية الدراسة

نبعت أهمية الدراسة الحالية من الاعتبارات التالية:

١. **تزويد المكتبة العربية بإطار نظرى حديث وواف عن التحليل العاملى للبنود كمدخل حديث لتحليل البيانات الرتبية ومدى تأثير ذلك على دقة معالم النماذج، الأمر الذى يمثل إضافة لأدبيات البحث في مجال القياس النفسى والتربوى.**
٢. **رفع وعى الباحثين بأهمية التأكد من افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى قبل البدء في تحليل البيانات.**
٣. **رفع وعى الباحثين بضرورة استخدام التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود فى حالة البيانات الرتبية.**
٤. **رفع وعى الباحثين بضرورة استخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة للمتوسطات والتباين** WLSMV **لتقدير معالم النموذج مع البيانات الرتبية والمتوافرة فى برنامجى** Mplus **و**R**؛ نظراً لأنها تؤدى إلى قيم غير متحيزة لمعالم النموذج.**

٥. تقديم دليل تطبيقى بالعدد الأمثل لفئات الاستجابة الذى يؤدى إلى تقدير أدق لافتراضات ومخرجات التحليل العاملى للبنود بشقيه الاستكشافى والتوكيدى.

٦. توعية الباحثين بالبرامج الإحصائية المستخدمة مع أسلوب التحليل العاملى للبنود.

مصطلحات الدراسة

تتمثل مصطلحات الدراسة الحالية في التالى:

١. عدد فئات الاستجابة

يشير إلى بعض بدائل الاستجابة طبقاً لأسلوب ليكرت والتي تكون أمام كل بند من بنود مقياس الملل الأكاديمى ويختار المشاركون منها طبقاً لما يتفق مع وجهة نظرهم، وتقتصر في الدراسة الحالية على أعداد فردية من البدائل: ثلاثية (غير موافق – متردد – موافق)، وخماسية (غير موافق بشدة – غير موافق – متردد – موافق – موافق بشدة) وسباعية (غير موافق بشدة – غير موافق – غير موافق أحياناً– متردد – موافق أحياناً – موافق – موافق بشدة).

٢. افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى

تتمثل فى مدى ملاءمة حجم العينة من خلال نتائج اختبار KMO، قابلية مصفوفة معاملات الارتباط للتحليل من خلال إيجاد قيمة محدد المصفوفة وتحديد مدى اختلافه عن الصفر من خلال نتيجة اختبار Bartlett's.

٣. مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى

تتمثل فى عدد العوامل، قيم التشبعات، قيم الشيوع، نسبة التباين المفسر.

٤. مخرجات التحليل العاملى التوكيدى

تتمثل فى مؤشرات جودة المطابقة، التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، النسبة الحرجة، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ، قيم معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة.

الإطار النظرى والدراسات المرتبطة

يعرض الجزء التالى الإطار النظرى للدراسة الحالية فى ضوء ستة محاور رئيسة تبدأ بعدد فئات الاستجابة مع التركيز على الدراسات المرتبطة بمخرجات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى، التحليل العاملى للبنود مقارنة بالتحليل العاملى للاختبارات، التحليل

العاملى الاستكشافى يليه التحليل العاملى التوكيدى مع التركيز على الافتراضات والمخرجات، تعقيب على الدراسات السابقة، ثم فروض الدراسة الحالية.

أولاً: عدد فئات الاستجابة

يمثل عدد فئات الاستجابة في أسلوب التقدير الجمعى لليكرت قضية جدلية بين الباحثين في القياس النفسى والتربوي، حيث أن الباحث يتخذ قراراً يرتبط بالعدد المحدد لفئات الاستجابة، كما أنه أكثر المقاييس تطبيقاً وأكثرها شيوعاً فى مقاييس الاتجاهات وغيرها لأنه يسمح بتنوع أكثر فى الاستجابات، فهو أيضاً يستبعد أسلوب المحكمين المستخدم مع أسلوب Thurstone **لتقييم البنود لأن الاختيار الموضوعى لفئات الاستجابة هو الذى يعطى تقديراً للاستجابة الصحيحة للمشاركين (محمود محمد عمر، حصة عبدالرحمن فخرو، تركى السبيعى، آمنة عبدالله تركى، ٢٠١٠، ٢٢٣).**

تباينت وجهات نظر بعض الباحثين عن العدد الملائم لفئات الاستجابة، ولاسيما فيما يتعلق بمخرجات التحليل العاملى، حيث يوجد من أشار إلى زيادة عدد فئات الاستجابة حيث إنها تجعل البيانات أكثر قابلية للتحليل العاملى، وخاصة أن العدد الخماسى والسباعى يؤدى إلى حل أفضل فى التحليل العاملى (Green, Akey, Fleming, Hershberger, & Marquis, 1997, 110; Mvududu & Sink, 2013, 79)**، ويتفق مع ذلك ما أوصت به نتائج دراسة** Maydeu-Olivares, Fairchild, and Hall (2017, 504) **بضرورة أن تكون عدد فئات الاستجابة خمسة فأكثر وذلك للتوصل إلى الحل العاملى الملائم للبيانات موضع التحليل، كما أنه كلما قل عدد فئات الاستجابة قلت احتمالية رفض النموذج العاملى الغير ملائم للبيانات، وخاصة فى حالة استخدام النموذج العاملى المشترك، وهناك وجهة نظر أخرى تختلف مع زيادة عدد فئات الاستجابة عن خمس فئات وذلك بأن التدريج السباعى يمثل تحدياً أمام المستجيبين؛ حيث توجد صعوبة في التمييز بين فئات الاستجابة، الأمر الذى يجعل التدريج الخماسى أفضل ومن ثم يوصى به في الدراسات المستقبلية** (Struk et al., 2017, 356).

وقد أشارت بعض الأدبيات إلى أن عدد فئات الاستجابة من ٥-٧ هو الأكثر انتشاراً في الدراسات التطبيقية؛ نظراً لأنه يسهم في جودة الخصائص السيكومترية لأدوات القياس، كما أضافت أنه توجد مرغوبية في زيادة عدد فئات الاستجابة حتى ٩ فئات حتى يسهم بشكل أكبر في إظهار الاستجابات الحقيقية شريطة أن يكون لدى المفحوصين المقدرة المعرفية

(Bloom, Cognitive capability على إدراك المسافة Interval بين فئات الاستجابة Fischer, & Orme, 2003; Cook, Heath, Thompson, & Thompson, 2001; Lietz, 2010)

يضيف Bandlos (2018, 111-112) أن تحديد عدد فئات الاستجابة يتوقف على قدرة المفحوصين على التمييز بين هذه الفئات، حيث أن العدد الأقصى هو ١١ مع ضرورة التنويه أن هذا العدد هو الحد الأقصى، كما أن العمر الزمنى للمفحوصين يؤدى دوراً مهماً في تحديد عدد فئات الاستجابة، فمثلاً ٣-٤ فئات على الأكثر هو ما يجب أن يكون لتلاميذ المرحلة الإبتدائية، ويضيف أيضاً أنه كلما كان عدد فئات الاستجابة خمسة فأكثر أدى ذلك إلى الدقة في نتائج الأساليب الإحصائية التي يتم استخدامها.

وفيما يرتبط بالنقطة الوسيطة -كأحد خيارات الاستجابة- كما تم التنويه لذلك في مشكلة الدراسة فإن وجودها يسمح لهؤلاء الذين لهم آراء تتسم بالمحايدة أن يعبروا عنها، كما أن عدم وجودها يؤدى رسالة ضمنية مفاداها أنه إذا كان هناك مستجيباً لديه رأى محايد تجاه أي بند من بنود السمة موضع القياس فإن ذلك أمر غير مقبول، ومن ثم فإن المستجيب لا يستجيب على هذا البند نتيجة عدم وجود خيار استجابة يعبر عن رأيه بموضوعية، الأمر الذى يزيد من البيانات المفقودة (Bandlos, 2018, 115-116)؛ ولعل هذا السبب إضافة إلى نتائج الدراسات السابقة بأهمية النقطة الوسيطة في إعطاء المستجيبين فرصة أكبر للتعبير عن جميع آرائهم ساهموا في ضم النقطة الوسيطة ضمن فئات الاستجابة في تصميم الدراسة الحالية.

يعرض الجزء التالى بعض الأدبيات البحثية التى تناولت عدد فئات الاستجابة والتحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى، وفيما يرتبط بالدراسات الاستكشافية فقد استخدمت بعض الدراسات تحليل المكونات الأساسية وأخرى التحليل العاملى، ومن بين الدراسات التى استخدمت تحليل المكونات الأساسية دراسة Muñiz, García-Cueto, and Lozano (2005) التى هدفت إلى التعرف على تأثير عدد فئات الاستجابة (٢-٩) على الخصائص السيكومترية لاستبانة Eysenck للشخصية، وقد أشارت نتائج الدراسة إلى أن نسب التباين المفسر للمكون الأول ازدادت بزيادة عدد فئات الاستجابة حيث بلغت ٢٧% فى حالة التدريج الثنائى و٣٧% فى حالة كون عدد فئات الاستجابة ست وتسع فئات، ما عدا فى حالة كون عدد فئات الاستجابة سبع فقد بلغت ٣٣%، وتوصى الدراسة بكون عدد فئات الاستجابة أربع

فأكثر، ولم تحدد هذه الدراسة عما إذا كان عدد العوامل اختلف باختلاف عدد فئات الاستجابة من عدمه.

وقد توصلت دراسة Chomeya (2010) بعد استخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية إلى اختلاف مكونات البنية العاملية باختلاف التدريجين الخماسى والسداسى، حيث بلغ عدد المكونات ستة في التدريج الخماسى وخمسة في التدريج السداسى في حين كانت نسبة التباين المفسر ٧٢.٦٧% و٧٢.١٥% على الترتيب في حالة استخدام اختبار الدافع للتحصيل، أما في حالة استخدام مقياس الاتجاه فبلغ عدد المكونات أربعة في التدريج الخماسى وخمسة في التدريج السداسى في حين كانت نسبة التباين المفسر ٦١.٠٩% و٦٩.٤٩% على الترتيب، أما في حالة استخدام مقياس وجهة الضبط فتساوى عدد المكونات في التدريجين في حين اختلفت نسبة التباين المفسر فكانت ٦٤.٤٤% و٦٣.١٧% على الترتيب.

ومن أمثلة الدراسات التي تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى أيضاً دراسة Lozano, García-Cueto, and Muñiz (2008) التى هدفت إلى التعرف على تأثير عدد بدائل ليكرت على الخصائص السكيومترية للمقياس باستخدام المحاكاة Simulation، حيث تم توليد استجابات لعدد ٣٠ بنداً بينها معاملات ارتباط تتراوح بين (٢. – ٩.) فى ضوء أربعة أحجام عينات (٥٠، ١٠٠، ٢٠٠، ٥٠٠)، وقد تراوح عدد فئات الاستجابة بين ٢–٩ فئات، ومن بين ما أهم ما توصلت إليه الدراسة من نتائج فيما يرتبط بالدراسة الحالية أنه كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت نسبة التباين المفسر وذلك بصرف النظر عن حجم العينة وقيمة الارتباطات البينية بين البنود، مع التنويه إلى أن هذه الزيادة كانت طفيفة جداً بعد زيادة عدد فئات الاستجابة عن سبعة، وبالرغم أن هذه الدراسة استخدمت المحاكاة إلا إنه تم توليد الاستجابات فى ضوء التوزيع الاعتدالى أى أنه تم التعامل مع البيانات على أنها متصلة وليس بيانات رتبية كما هو الحال فى أسلوب ليكرت مما يؤدى إلى التأثير على دقة النتائج التى تم الحصول عليها.

وقد تناولت بعض الدراسات أيضاً تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى، ولاسيما مؤشرات جودة المطابقة، حيث أشارت دراسة Dolan (1994) إلى انخفاض قيم كا^{2} بزيادة عدد فئات الاستجابة وحجم العينة وذلك بعد الدراسة التى أجراها

باستخدام المحاكاة وكان عدد فئات الاستجابة (٢، ٣، ٥، ٧)، فى حين كان حجم العينة (٢٠٠، ٣٠٠، ٤٠٠)، وقد هدفت دراسة Green et al. (1997) أيضاً إلى التعرف على تأثير عدد فئات الاستجابة على قيمة كا[٢] باستخدام المحاكاة لتوليد بيانات ٢٠ بنداً لعدد فئات استجابة (٢، ٤، ٦) وذلك باختلاف التوزيع، وأشارت النتائج للنموذج ذو العامل الواحد Single factor model أن قيمة كا[٢] أكثر تضخماً Inflation فى حالة العدد الثنائى لفئات الاستجابة (يدل ذلك على العدد الغير ملائم للعوامل)، كما يقل هذا التضخم بزيادة عدد فئات الاستجابة، كما أن زيادة عدد فئات الاستجابة يؤدى إلى تحسن أداء كا[٢] ليس فيما يرتبط بالخطأ من النوع الأول للنموذج الأحادى Unifactor model بل أيضاً فى الخطأ من النوع الثانى فى النموذج الصفرى[٤] Null model، وعلى النقيض فإن مؤشر جودة المطابقة المقارن كان أفضل فى حالة التدريج الثنائى لفئات الاستجابة.

وقد هدفت دراسة Hall (2017) أيضاً إلى التعرف على تأثير عدد فئات الاستجابة (٣، ٥) على مؤشرات جودة المطابقة (كا[٢]، RMSEA ، SRMR)، تم تطبيق مقياس اليأس ل Beck فى الشخصية وقد أشارت نتائج الدراسة إلى أنه كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت احتمالية رفض النماذج العاملية التى لا تمثل البيانات حيث أن قلة عدد فئات الاستجابة يؤدى إلى احتمالية أكبر لوجود حل عاملى يتسم بعدد عوامل أكثر من العوامل الحقيقية الكامنة Spurious، وقد اتفقت أيضاً مع نتائج الجزء الثانى والذى تم باستخدام المحاكاة، كما أوصت الدراسة باستخدام التحليل العاملى التوكيدى للبنود لأنه يؤدى إلى مؤشرات أفضل لجودة مطابقة النماذج المفترضة.

يتضح من عرض الجزء الخاص بعدد فئات الاستجابة أن تحديد العدد الملائم يمثّل أحد أهم النقاط المنهجية أثناء استخدام أسلوب التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود؛ حيث أن العدد الأقل لعدد فئات الاستجابة ربما يؤدى بالباحث إلى اتخاذ قرار خاطئ بشأن البنية العاملية للمقاييس التى يتم حساب دليل صدق البنية الداخلية لها، أو قبول نماذج مفترضة لا تمثل البيانات بدقة وذلك أثناء استخدام التحليل العاملى التوكيدى.

ثانياً: التحليل العاملى للبنود

[٤] يُسمى هذا النموذج بالنموذج الأساسى **Baseline** أو المستقل **Independent** وهو أكثر النماذج عدم مطابقة للبيانات **The worst fitting model**)، حيث تكون المؤشرات فيه غير مرتبطة **Uncorrelated** ومن ثم لا توجد متغيرات كامنة مما يؤدى إلى تضخم قيم كا[٢].

هناك خطأ شائع بين الباحثين يتعلق باستخدام التحليل العاملى للاختبارات مع البيانات الرتبية التى يتم جمعها بأسلوب ليكرت مما يؤدى إلى تقديرات متحيزة لمعالم النماذج؛ ومن ثم يُوصى باستخدام التحليل العاملى للبنود، ويتضح نموذج التحليل العاملى للاختبارات من المعادلة (١)، بينما للبنود من المعادلة (٢):

$$Y_j = \acute{\eta}_j + \varepsilon_j \quad (1)$$

حيث تشير مكونات المعادلة (١) إلى التالى:

Y_j = الدرجة الملاحظة للمفحوص j على الاختبار والمكونة من مجموعة من البنود ($X_{1j} + X_{2j} + \ldots + X_{pj}$)

$\acute{\eta}_j$ = الدرجة الحقيقية للمفحوص على الاختبار

ε_j = خطأ القياس

$$X_{ij} = \mu_i + \lambda_i \acute{\eta}_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

حيث تشير مكونات المعادلة (٢) إلى التالى:

X_{ij} = الدرجة الملاحظة للمفحوص jعلى البند i

μ_i = الثابت والذى يتغير من بند لآخر

λ_i = تشبع البند i

$\acute{\eta}_j$ = السمة الكامنة أو العامل حيث يُفترض أن البنود تمثل علاقة خطية لهذه السمة الكامنة (درجة المفحوص j على العامل)

ε_{ij} = خطأ القياس للمفحوص jعلى البند i

يتضح من المعادلة (١) أنه في نموذج التحليل العاملى للاختبارات يتم نمذجة استجابة المفحوص على الدرجة الكلية بصرف النظر عن استجابته على البنود الفرعية المكونة للاختبار، بينما في نموذج التحليل العاملى للبنود فإنه يتم نمذجة استجابة المفحوص على البنود المكونة للاختبار كما اتضح من المعادلة رقم (٢).

١. أهمية التحليل العاملى للبنود

تتضح أهمية التحليل العاملى للبنود فى مساعدة الباحثين على تأكيد دقة البنى النظرية والبنية العاملية لأدوات القياس فى العلوم التربوية والنفسية وذلك من خلال الحصول على تقديرات غير متحيزة لمعالم النماذج التى يتم تحليلها، ومن ثم دليل صدق البنية الداخلية للبيانات موضع التحليل (Maydeu-Olivares et al., 2017, 503)؛ وخاصة أن هذا الأسلوب يراعى الطبيعة الرتبية للبيانات.

تعددت الأدبيات البحثية الحديثة التي أوصت بضرورة استخدام التحليل العاملى للبنود في حالة البيانات الرتبية ومنها دراسة Lee (2013) التي قارنت ثلاث طرق للتحليل العاملى للبنود باستخدام المحاكاه، وأوصت نتائجها بضرورة استخدام التحليل العاملى للبنود في حالة

البيانات الرتبية وعدم التعامل معها على أنها بيانات متصلة لأنه يؤدى إلى قيم غير متحيزة لمعالم النموذج، وخاصة قيم الخطأ المعيارى وقيمة كا[٢]، ومن بين هذه الدراسات أيضاً دراسة Asu´n et al. (2016) التي استخدمت المحاكاة وأوصت نتائجها بأن التحليل العاملى التوكيدى للبنود يؤدى إلى قيم أدق لمعالم النموذج لأنه يراعى الطبيعة الرتبية للبيانات وذلك مقارنة بالتحليل العاملى للاختبارات الذى يتعامل مع البيانات الرتبية على أنها متغيرات متصلة، والجدير بالذكر أن هذه الدراسة اقتصرت على التدريج الرباعى لفئات الاستجابة وأوصت بضرورة إجراء مزيد من البحوث والدراسات باستخدام أعداد مختلفة لفئات الاستجابة.

٢. مصفوفة معاملات الارتباط والتحليل العاملى للبنود

تُعد مصفوفة معاملات الارتباط بين البنود جزءًا رئيساً من إجراء التحليل العاملى سواء الاستكشافى والتوكيدى لأنه لابد أن تمثّل هذه المصفوفة العلاقات الحقيقية بين البنود تمثيلاً دقيقاً، حيث يتم استخدام مصفوفة معاملات ارتباط بيرسون Pearson correlation matrix فى حالة التحليل العاملى للاختبارات (الكلاسيكى) أو في حالة البيانات ذات مستوى القياس المسافى، أما فى حالة التحليل العاملى للبنود فيتم استخدام مصفوفة معاملات ارتباط Polychoric correlation matrix، وهذا الفرق بين المصفوفتين له تأثيراً كبيراً على دقة نتائج التحليل العاملى؛ وقد توصلت نتائج دراسة Green et al. (1997) إلى أن اعتماد التحليل العاملى على مصفوفة معاملات ارتباط بيرسون بين البيانات الرتبية يؤدى إلى قرارات خاطئة بشأن عدد العوامل، عدم المطابقة، وكذلك تحيز تقديرات معالم النموذج وقيم الخطأ المعيارى المرتبط بها.

يضيف Flora et al. (2012, 3, 14) أنه إذا كانت مصفوفة معاملات الارتباط غير ممثلة للعلاقات الحقيقية بين البنود في البيانات الخام فإن ذلك يؤدى إلى تقديرات متحيزة لمعالم النموذج (تشبعات البنود على العوامل، الارتباطات البينية بين العوامل)، وكذلك مؤشرات جودة المطابقة وأيضاً تقديرات قيم الخطأ المعيارى لمعالم هذه النماذج، كما أن قيم معاملات الارتباط بين البنود تميل للانخفاض Attenuation عند استخدام معامل بيرسون مما يؤدى إلى انخفاض تقدير قيم التشبعات وخاصة عند قلة عدد البدائل وذلك مقارنة بالارتباطات Polychoric التى تؤدى إلى تقديرات أدق وأكبر حجماً لتشبعات البنود على العوامل، ولكن يقل هذا الانخفاض وتأثيره على نتائج التحليل العاملى كلما زاد عدد فئات

الاستجابة (خمسة فأكثر) وحجم العينة، كما أن الارتباطات Polychoric أقل تأثراً بعدم استيفاء افتراض الاعتدالية متعددة المتغيرات الذى لا يتوافر فى البيانات الرتبية، وبالتالى أقل تأثيراً على نتائج التحليل العاملى، ومن هنا يُوصى باستخدام التحليل العاملى للبنود القائم على مصفوفة الارتباطات Polychoric؛ نظراً لدقة نتائجه.

٣. طرق تقدير معالم النموذج فى التحليل العاملى للبنود

تباينت آراء المهتمين بدراسات التحليل العاملى بأفضل طرق تقدير معالم النماذج ملاءمة للبيانات الرتبية، حيث يذكر DiStefano (2002, 337) أن طريقة المربعات الصغرى الموزونة Weighted Least Squares (WLS) أكثر طرق تقدير معالم النموذج ملاءمة للبيانات الرتبية كما هو الحال فى أسلوب ليكرت لأنها تؤدى إلى قيم أدق للخطأ المعيارى، وبالتالى تقديرات أقل تحيزاً لمعالم النموذج، كما يوصى بضرورة استخدام التحليل العاملى للبنود في حالة البيانات الرتبية، ويتفق مع ذلك Schmitt (2011, 307) حيث يشير إلى أنه نظراً لعدم استيفاء البيانات الرتبية لشرط الاعتدالية متعددة المتغيرات فإن العديد من الدراسات التطبيقية أوصت بضرورة استخدام طرق تقدير لمعالم النموذج مثل المربعات الصغرى الموزونة، ولكن يشير Bandalos (2018, 370) أن هذه الطريقة تتطلب أحجام عينات كبيرة للحصول على تقديرات غير متحيزة لمعالم النماذج التي يتم تحليلها، حيث من المفضل أن تكون ٢٠٠٠ فأكثر.

يذكر Asu´n et al. (2016, 114) أنه هناك ثلاثة طرق لتقدير البارامترات في التحليل العاملى للبنود، حيث تتمثل الطريقة الأولى في المربعات الصغرى الموزونة والتي تسمى أيضاً طريقة التوزيعات الحرة Asymptotically Distribution Free (ADF) وهى تعمل على خفض مصفوفة البواقى الموزونة بمصفوفة التغاير في حالة استخدام تقديرات الارتباطات Ploychoric، أما الثانية فهى طريقة المربعات الصغرى الموزونة القطرية Diagonal Weighted Least Squares (DWLS) والتي تعمل على خفض مصفوفة البواقى الموزونة بمصفوفة التباين في حالة استخدام تقديرات الارتباطات Ploychoric، أما الثالثة فطريقة المربعات الصغرى غير الموزونة Unweighted Least Squares (UWLS) والتي تعمل على خفض مصفوفة البواقى غير الموزونة، ولكن يضيف أن طريقة المربعات الصغرى الموزونة أكثر ملائمة للبيانات الرتبية.

وتشير نتائج دراسة المحاكاة[٥] التى أجراها Beauducel and Herzberg (2006)إلى أنه تُعد طريقة المربعات الصغرى الموزونة للمتوسطات والتباين Weighted Least Squares Mean Variance adjusted (WLSMV) والمتاحة فى برنامجى Mplus و R أفضل طرق تقدير معالم النموذج فى حالة تحليل البيانات الرتبية؛ لأنها لا تتطلب عينات كبيرة مثل طريقة المربعات الصغرى الموزونة، علاة على أنها تؤدى إلى تقديرات غير متحيزة لمعالم النماذج التي يتم تحليلها، كما أنها تجنب الباحث الوقوع فى الخطأ من النوع الأول فى ضوء قيمة كا[٢] المصححة التى تعتمد عليها حساب معظم مؤشرات جودة المطابقة، وتتفق مع نتائج هذه الدراسة ما توصلت إليه دراسة (Li, 2014) التى أشارت نتائجها إلى أن هذه الطريقة أدت إلى تقديرات غير متحيزة لقيم تشبعات البنود على العوامل، كما أوصت أيضاً دراسة(DiStefano, McDaniel, Zhang, Shi, & Jiang, 2019) بضرورة استخدام هذه الطريقة فى تحليل البيانات الرتبية، وخاصة فى حالة نماذج التحليل العاملى التوكيدى التى يصل فيها عدد بنود أداة القياس إلى ١٢٠ بنداً.

يتضح من عرض الجزء الخاص بطرق تقديرات معالم النموذج فى التحليل العاملى للبنود أنه تباينت وجهات النظر حول أداء الطرق المختلفة، ولكن تُعد طريقة المربعات الصغرى الموزونة للمتوسطات والتباين أكثر طرق تقدير معالم النماذج ملاءمة للبيانات الرتبية كما التنويه قبل ذلك فى ضوء نتائج الدراسات الحديثة؛ ومن ثم فقد تم استخدامها فى الدراسة الحالية.

ثالثاً: التحليل العاملى الاستكشافى

يُعد التحليل العاملى الاستكشافى من أهم الأساليب الإحصائية متعددة المتغيرات والتى تستخدم فى الكشف عن البنية العاملية لأدوات القياس فى العلوم النفسية والتربوية.

١. مفهوم التحليل العاملى الاستكشافى

وردت العديد من التعريفات للتحليل العاملى الاستكشافى في أدبيات القياس النفسى والتربوى، حيث يعرّفه Liu, Zumbo, and Wu (2012, 181) بأنه أسلوب إحصائى متعدد الاستخدام بغرض تصميم وتقنين أدوات القياس في عدة مجالات مثل علم النفس، والتربية،

[٥] دراسات المحاكاة أو دراسات مونتو كارلو هي طريقة لتوليد البيانات من خلال نموذج محدد تستخدم في اختبار أداء محكات متعددة في البحوث السيكومترية والإحصائية.

وعلم الاجتماع، والتسويق، وكذلك العلوم الاجتماعية والسياسية والسلوكية والصحية، كما يعرّفه Zhang and Preacher (2015, 579) بأنه أسلوب إحصائى متعدد الاستخدام فى العلوم الاجتماعية والسلوكية، حيث يستخدمه الباحثون عند دراسة المتغيرات الكامنة مثل الذكاء والسمات الخمس الكبرى فى الشخصية.

٢. أهمية التحليل العاملى الاستكشافى

تناول عديد من الباحثين أهمية إجراء التحليل العاملى الاستكشافى، حيث يذكر Courtney (2013, 1) أن التحليل العاملى الاستكشافى يستخدم عند تصميم أدوات القياس عندما لا توجد نظرية محددة لعدد العوامل العامة والتي تفسر التباين المشترك بين البنود، ويضيف Cai (2013, 85) أنه أسلوب إحصائى يسعى لكشف العلاقات بين المتغيرات الملاحظة (الاستجابات على البنود) والمتغيرات الكامنة المفترضة بالإضافة إلى العلاقات بين هذه المتغيرات الكامنة والتى تمثل أبعاد المتغيرات النفسية المراد قياسها.

٣. افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى

يُعد التحقق من افتراضات التحليل العاملى خطوة مهمة قبل البدء فى تحليل البيانات، ويشير Mvududu and Sink (2013, 83) وكذلك Beavers et al. (2013, 3-4) إلى ضرورة توافر بعض الافتراضات في البيانات قبل إجراء التحليل العاملى الاستكشافى ومنها:

أ. ملائمة حجم العينة[٦] Sample size adequacy

يتم التأكد من ملاءمة حجم العينة من خلال اختبار Kaiser–Meyer–Olkin (KMO)، وهو يقيس مدى صِغر حجم معاملات الارتباطات الجزئية مقارنة بالارتباطات الأصلية (الثنائية بين متغيرين)، وعندما تكون مصفوفة معاملات الارتباطات البينية مصفوفة الوحدة فإن قيمة هذا الاختبار تكون ٠.٠٥، كما أن القيم المنخفضة لهذا الاختبار تدل على أن الارتباطات بين أى متغيرين لا يفسرها متغير آخر أي لا يوجد تباين مشترك بينهما، ولذلك فيجب أن تزيد قيمته عن ٠.٦٠، وعندما تقترب قيمته من ٠.٨٠ أو ٠.٩٠، فإن ذلك مؤشراً على أن المصفوفة تقترب من المثالية فى التحليل، علاوة على أن مصفوفة معاملات الارتباط التي تنتج من حجم عينة صغير تكون أقل موثوقية لإجراء التحليل العاملى، وخاصة في حالة انخفاض قيمة هذا المؤشر، ويجب التنويه فى هذا السياق إلى أنه يمكن الحصول على قيمة

[٦] لمزيد من المعلومات عن هذا الافتراض يمكن الرجوع إلى Kaiser (1981).

اختبار KMO لكل بند من بنود أدوات القياس[٧] حتى يتمكّن الباحث من تحديد البند أو البنود التى لها قيم منخفضة ومن ثم يمكن اتخاذ قرار بشأنها؛ وذلك لجعل البيانات أكثر قابلية للتحليل العاملى. ويمكن حساب قيمة اختبار KMO للبند من خلال معادلة (٣):

$$\text{The KMO for item j} = \frac{\sum_{k \neq j} r_{jk}^2}{\sum_{k \neq j} r_{jk}^2 + \sum_{k \neq j} q_{jk}^2} \qquad (3)$$

يشير بسط المعادلة (٣) إلى مجموع مربعات ارتباطات البند مع بقية البنود، بينما يتضمن المقام نفس المقدار الموجود فى البسط بالإضافة إلى مجموع مربعات الارتباطات الجزئية للبند مع بقية البنود بعد عزل تأثير بقية البنود (k-n). ويمكن حساب قيمة اختبار KMO لمصفوفة البيانات ككل من خلال جمع قيمته لكل بند من خلال معادلة (٤):

$$\text{The KMO statistic for the entire matrix} = \frac{\sum\sum_{j \neq k} r_{jk}^2}{\sum\sum_{j \neq k} r_{jk}^2 + \sum\sum_{j \neq k} q_{jk}^2} \qquad (4)$$

يشير بسط المعادلة (٤) إلى مجموع مربعات الارتباطات الثنائية لكل البنود (لا يتضمن ذلك بالتأكيد ارتباط البند مع نفسه)، بينما يتضمن المقام نفس المقدار الموجود فى البسط بالإضافة إلى مجموع مربعات الارتباطات الجزئية لكل البنود، ويجب التنويه فى هذا السياق أنه تتأثر قيمة اختبار KMO - سواء للبند أو لمصفوفة البيانات ككل- بقيم الارتباطات الجزئية حيث إنه كلما زاد مقدار هذه القيم أدى ذلك إلى انخفاض قيمة اختبارKMO؛ لأن ارتفاع مقدار هذه القيم دلالة على أنه لا توجد بنية عاملية قابلة للتفسير (العوامل غير مستقلة لوجود تشبعات مشتركة). ويوضح جدول (١) محكات لقيم اختبار KMO كالتالى:

جدول (١)
محكات الحكم على جودة اختبار KMO

قيمة اختبار KMO	درجة التباين المشترك
٠ – ٠.٤٩	لا يجب إجراء التحليل العاملى
٠.٤٩ – ٠.٥٩	ضئيل

[٧] يُرجى العلم فى هذا السياق أن برنامج SPSS يعطى قيمة اختبار KMO للبيانات ككل وليس لكل بند على حدة، ولكن برنامج R يوجد به دالة KMO والتى توجد فى الحزمة Psych والتى تعطى قيمة لهذا الاختبار لمصفوفة البينات ككل وكذلك لكل بند على حدة.

قيمة اختبار KMO	درجة التباين المشترك
٦٠. – ٦٩.	متوسط
٧٠. – ٧٩.	أعلى من المتوسط
٨٠. – ٨٩.	كبير
٩٠. – ١	كبير جداً

يتضح من جدول (١) أنه كلما زادت قيمة اختبار KMO زادت درجة التباين المشترك التي تفسرها مصفوفة معاملات الارتباط أو البنود المكونة لأداة القياس المراد إجراء التحليل العاملى لها؛ ومن هنا يُعد التأكد من توافر من هذا الافتراض خطوة مهمة جداً قبل البدء في إجراء التحليل العاملى الاستكشافى سواء للاختبارات (الكلاسيكى) أو للبنود (الرتبى)؛ نظراً لأن توافره يؤدى إلى الصدق الإحصائى للنتائج.

ب. فحص مصفوفة معاملات الارتباط بين البنود

يُعد فحص مصفوفة معاملات الارتباط خطوة مهمة، حيث أن البند الذى تقل قيمة ارتباطه عن ٣٠. مع بقية البنود داخل المصفوفة فإن ذلك مؤشراً على أنه لا يوجد مقدار كبير من التباين المشترك بينه وبين بقية البنود (ضرورة أن يرتبط بقيمة ٣٠. مع أحد البنود على الأقل)؛ وبالتالي يمكن اتخاذ قرار بشأنه قبل إجراء التحليل العاملى أو المضي قدماً وإجراء التحليل العاملى لمعرفة مدى مقدار تشبعه على العوامل من ثم اتخاذ قرار الحذف من عدمه، والجدير بالذكر في هذا السياق ما ورد فى أحد الأدبيات البجثية أنه عندما تكون الارتباطات البينية منخفضة بشكل غير متوقع فإن ذلك ربما يكون نتيجة انخفاض التباين، فالعينات المتجانسة Homogenous تؤدى إلى انخفاض التباين، وبالتالي انخفاض قيم معاملات الارتباطات البينية بين المؤشرات، ولعل ذلك يساعد الباحثين فى ضرورة اختيار عينة ممثلة أثناء تقنين أدوات القياس (Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999, 274).

ج. محدد مصفوفة معاملات الارتباط

يُعد محدد مصفوفة معاملات الارتباط عاملاً مهماً لتقييم مدى قابلية المصفوفة للتحليل العاملى فهو قيمة تُعد مؤشراً على وجود مجموعات خطية (عوامل) Linear combinations (Factors) داخل المصفوفة من عدمه، فعندما لا تساوى قيمة المحدد الصفر فإن ذلك يدل على أن المصوفة يمكن تفسيرها في ضوء عوامل، أما إذا كانت قيمة المحدد مساوية للصفر فإن ذلك يدل على أنه لا توجد بنية عاملية (مصوفة الوحدة Identity

matrix) أو أن هناك عدد لا نهائي Infinite من العوامل، وتنحصر قيمة المحدد بين ٠-١ مع ضرورة العلم أنه يُوصى أن تزيد قيمته عن ٠.٠٠١، مع مراعاة أنه كلما ارتفعت قيمته دل ذلك على زيادة عدد العوامل الناتجة، والجدير بالذكر أنه عندما تزيد قيمته عن الصفر فإن ذلك يشير رياضياً فقط إلى وجود عوامل ولكن تتبقى مسئولية الباحث تفسير العوامل الناتجة.

د. اختبار[٨] Bartlett's test of sphericity

يستخدم هذا الاختبار لبحث عما إذا كانت هناك فروق دالة إحصائياً بين قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط والصفر؟ وينص الفرض الصفرى لهذا الاختبار على أن "مصفوفة معاملات الارتباطات الملاحظة تساوى مصفوفة الوحدة"، ولابد أن تكون قيمته دالة حتى يتم رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل الذى ينص على أن "مصفوفة معاملات الارتباط الملاحظة تختلف عن مصفوفة الوحدة" وتأتى قيمة هذا الاختبار في صورة معامل كا[٢] لأنه يتبع توزيعه، ويتم حساب درجات الحرية من خلال ن(ن-١)/٢، حيث تشير ن لعدد البنود.

٤. مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى

تتلخص أهم مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى فى عدد العوامل، تشبعات البنود، الشيوع، نسبة التباين المفسر، ويعرض الجزء التالى شرح مبسط لكل منهما كالتالى:

أ. البنية العاملية (عدد العوامل) Factor structure (number of factors)

تُعد البنية العاملية عدد العوامل لأدوات القياس من أهم مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى حيث إن بساطة العوامل وقابليتها للتفسير Interpretability من أهم المحكات التى تستخدم للحكم على جودة البنية العاملية ومن ثم الحل العاملى، وتوجد عدة محكات لتحديد عدد العوامل المستخلصة التى من أكثرها استخداماً بين الباحثين محكى الجذر الكامن لكايزر ومنحنى Scree plot لكاتل وذلك بالرغم من كثرة النقد الموجه إليهما، ومن بين أوجه النقد الموجهة لمحك كايزر أنه يؤدى إلى زيادة عدد العوامل المستخلصة Overfactoring مع العلم أن البعض منها غير قابل للتفسير، كما أن قيمة الجذر الكامن الأول تتأثر بوجود التشبعات المشتركة وكذلك الارتباطات البينية بين العوامل والتي تزداد بزيادتهما على حساب قيم بقية الجذور الكامنة، أما محك كاتل فيتأثر بذاتية الباحث فى تحديد نقطة الانحناء الموجودة على المنحنى والتى تُعد أساساً لتحديد عدد العوامل؛ ومن هنا يشير Schmitt

[٨] لمزيد من المعلومات عن هذا الافتراض يمكن الرجوع إلى **Bartlett (1950)**.

(2011, 309) إلى أن طريقة التحليل الموازى Parallel analysis (Horn, 1965) تمثل أفضل طرق تحديد عدد العوامل في التحليل العاملى الاستكشافى طبقاً للعديد من الدراسات التطبيقية ودراسات المحاكاة (Çokluk & Koçak, 2016; Crawford, et al., 2010; Green, Thompson, Levy, & Lo, 2015; Ledesma & Valero-Mora, 2007; Patil, McPherson, & Friesner, 2008)؛ حتى أنها الطريقة المفضلة لدى محررى المجلات العلمية فضلاً على أنها تجنب الباحث الوقوع في أخطأء المعاينة Sampling error؛ ونظراً لذلك فهى الطريقة المستخدمة في تحديد عدد العوامل في الدراسة الحالية، وتقوم هذه الطريقة في جوهرها على توليد عدد من البيانات العشوائية والتي توازى البيانات الأصلية من حيث حجم العينة وعدد المؤشرات (البنود)؛ ولذلك سُميت بالتحليل الموازى، حيث يتم تمثيل منحنى الجذور الكامنة للبيانات الأصلية مع منحنى الجذور الكامنة للبيانات العشوائية التى تم توليدها، ومن ثم يتم تحديد عدد العوامل بالنقاط التى تقع كلية فوق خط المنحنى والتي يكون الجذر الكامن لها أكبر من متوسط جميع الجذور الكاملة للبيانات التي تم توليدها.

يجدر الإشارة فى هذا السياق إلى أنه يوجد طريقتان لتدوير العوامل: المتعامد Orthogonal والمائل Oblique، ولكن يُوصى بالأخير، وخاصة فى المتغيرات التربوية والنفسية أو العلوم الاجتماعية والدراسات الإنسانية بصفة عامة لأنها مرتبطة بطبيعتها، كما أن بعض الدراسات أشارت إلى أن التدوير المائل يؤدى إلى نتائج أفضل لأنه يأخذ العلاقة بين العوامل فى الاعتبار (Beavers et al., 2013, 10; Costello & Osborne, 2005, 7)، ومن ثم دقة الحل العاملى؛ ونظراً لذلك فقد تم استخدام التدوير المائل فى الدراسة الحالية بطريقة Oblimin التي تُعد مماثلة لطريقة Varimx المستخدمة في التحليل المتعامد في تبسيطها للحل العاملى، كما أن هناك اعتقاد خاطئ شائع بين الباحثين أن استخدام التدوير المتعامد يؤدى إلى سهولة تفسير البنية العاملية؛ لأنه يؤدى إلى قلة عدد البنود التي تتشبع تشبعات مشتركة على العوامل المستخلصة، ولكن يُوصى باستخدام التحليل المائل لأنه إذا كانت العوامل غير مرتبطة (هذا أمر نادر الحدوث في العلوم الإنسانية كما التوضيح قبل ذلك) فإنه يؤدى إلى نتائج مثل تلك الخاصة بالتدوير المتعامد، أما إذا كانت العوامل مرتبطة فإنه يؤدى إلى نتائج أفضل مقارنة بالتدوير المتعامد؛ لأنه أثناء اختيار التدوير المتعامد أثناء تحليل البيانات فإنه يتم إجبار العوامل على أن تكون متعامدة وليست مرتبطة، أما في التحليل

المائل فإنه تُترك الحرية للعوامل على أن تكون مرتبطة أو غير ذلك (Bandalos, 331-333)؛ ولذلك يشير (Davenport, 2019) إلى أنه إذا كانت العوامل مرتبطة وتم استخدام التحليل المتعامد بدلاً من المائل فإن هذه العلاقة الارتباطية بين العوامل تظهر في شكل تشبعات مشتركة Cross-loadings للبنود على العوامل المستخلصة (البنود تتشبع على أكثر من عامل Complex items)، الأمر الذى يزيد من صعوبة تفسير البنية العاملية.

ب. تشبعات البنود على العوامل Items' loadings

تُعد قيم تشبعات البنود على العوامل المستخلصة من أهم المحكات التى تسهم فى الإبقاء على هذه البنود أو حذفها، والحل الأمثل أو الأكثر منعة هو الذى يتشبع فيه البند تشبعاً مرتفعاً Primary loading على عامل واحد وتشبعاً يقترب من الصفر على بقية العوامل (Bandalos, 307; Brown, 2006, 30)، مع ضرورة التنويه بشكل أكثر تحديداً أن تفسير قيم التشبعات يختلف باختلاف نوع تدوير العوامل، حيث أنه فى التدوير المتعامد يتم تفسير تشبع البند على العامل على أنه أقصى علاقة ارتباطية بين البند والعامل وهذه العلاقة يتم تقييمها بشكل مستقل، فلو أن هناك بنداً تشبّع على عاملين بمقدار ٣٩١. و٤٩٧. فإن ذلك يعنى أن العامل الأول يفسّر ٣٩% من التباين فى استجابات الأفراد على هذا البند بينما يفسّر العامل الثانى تقريباً ٥٠% من استجابات الأفراد على نفس البند، وبالتالى فإن العامل الثانى أكثر تمثيلاً لهذا البند من العامل الأول، أما التدوير المائل فيأخذ العلاقة بين العوامل فى الاعتبار – كما تم ذكره مسبقاً – وذلك قبل حساب ارتباط البند بالعامل؛ ومن ثم تكون تشبعات البنود فى مصفوفة النمط Pattern matrix عبارة عن العلاقة الارتباطية (معاملات الانحدار الجزئية) بين البند والعامل الكامن بعد حذف تأثير العلاقات البينية بين العوامل أو التباين المشترك بينها، أما مصفوفة البنية Structure matrix فإن التشبع يكون عبارة عن معامل الارتباط بين البند والعامل الكامن دون حذف تأثير التباين المشترك (العلاقة بين العوامل)؛ ونظراً لذلك فإن الباحث يجد أن نفس البند يتشبع على العامل بدرجة أكبر فى مصفوفة البنية عنه فى مصفوفة النمط (Beavers et al., 2013, 10).

ج. الشيوع Communulaties

يُعد الشيوع نتيجة مباشرة لقيم تشبعات البنود على العوامل المستخلصة، فتشير هذه القيم إلى مقدار التباين المشترك للبند على جميع العوامل المستخلصة، ويتم حسابها من خلال حساب مجموع مربع قيم تشبعات البنود على هذه العوامل المستخلصة وذلك فى حالة

التدوير المتعامد فقط التي تكون فيه قيم معاملات الارتباط بين العوامل مساوية للصفر، أما فى حالة التدوير المائل فإن حساب قيم الشيوع يتوقف على تشبعات البنود على العوامل المستخلصة وكذلك قيم معاملات الارتباط البينية بين هذه المتغيرات (Brown, 2006, 90) وفى هذه الحالة فإن قيم التباين لمتغيرين مرتبطين مثلاً (س ، ص) تشير إلى تباين س + تباين ص + ٢ × قيم التغاير بين س وص، وتنحصر قيم الشيوع بين الصفر والواحد الصحيح وكلما اقتربت من الواحد الصحيح دل ذلك على جودة البند فى قياس السمة المقاسة شريطة أن تُعزى هذه القيمة إلى تشبع هذا البند بدرجة كبيرة على عامل واحد فقط وتشبع يقترب من الصفر على بقية العوامل كما تم التنويه إلى ذلك مسبقاً.

د. نسبة التباين المفسر Explained amount of variance

تمثّل نسبة التباين المفسر التى تفسرها بنود أداة القياس أهمية كبيرة فى الحكم على جودة نتائج التحليل العاملى الاستكشافى، حيث كلما زادت هذه النسبة دل ذلك على تمثيل الأداة تمثيلاً دقيقاً للسمة موضع القياس شريطة أن تكون هذه النسبة ناتجة عن بنية عاملية قابلة للتفسير بالإضافة إلى كونها تعكس بدقة أبعاد السمة المستهدفة بالقياس، مع ضرورة التنويه إلى أنها تتأثر بحجم قيم تشبعات جميع البنود على العامل؛ لأن الجذر الكامن هو مجموع مربع تشبعات جميع البنود على العامل.

رابعاً: التحليل العاملى التوكيدى

يمثّل التحليل العاملى التوكيدى أحد أهم تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية Structural equation modeling والذى من بين أهم استخداماته تأكيد أو رفض البنية العاملية لأدوات القياس فى العلوم النفسية والتربوية كدليل لصدق البنية الداخلية؛ ولذلك إلقاء الضوء على بعض النقاط المرتبطة بمنهجيته مثل عدد فئات الاستجابة والتى من شأنها تحسين ممارسات استخدامه بين الباحثين يُعد أمراً مهماً يعظّم الاستفادة منه فى الجوانب التطبيقية مما يمثّل إضافة لأدبيات القياس النفسى والتربوى.

١. مفهوم التحليل العاملى التوكيدى

وردت العديد من التعريفات للتحليل العاملى التوكيدى في أدبيات القياس النفسى والتربوى، حيث يعرّفه Brown (2006, 1) بأنه نوع من أنواع نمذجة المعادلة البنائية يختص بنماذج القياس من خلال دراسة العلاقة بين المتغيرات الملاحظة أو المؤشرات (مفردات الاختبارات، درجات الاختبارات، تقديرات الملاحظة السلوكية) وبين المتغيرات الكامنة،

كما أنه موجه نحو الفروض Hypothesis-driven، كما يعّرفه أحد الباحثين بأنه أسلوب إحصائى يتسم بالمنعة ويستخدم لفحص العلاقات بين المتغيرات الكامنة (الاتجاهات، السمات، الذكاء، الاضطرابات العيادية)، وهو على عكس التحليل العاملى الاستكشافى فيتطلب مسبقاً تحديد العلاقات المفترضة بين المتغيرات الملاحظة وذلك استناداً إلى نظرية محددة (Jackson, Gillaspy, Jr., & Purc-Stephenson, 2009, 6).

٢. أهمية التحليل العاملى التوكيدى

تعددت أهمية التحليل العاملى للتوكيدى للبنود، حيث يشير Brown (2006, 2-5) إلى أن أهم استخدامات التحليل العاملى التوكيدى تتضح فى تقويم الخصائص السيكومترية لأدوات القياس، وكذلك تقويم تكافؤ القياس Measurement invariance عندما يتم تطبيق أداة القياس على مجموعات غير متجانسة Heterogeneous مثل النوع (ذكور/إناث)، كما أنه يسبق دراسات نمذجة المعادلة البنائية؛ حيث إن مؤشرات جودة المطابقة غير الملائمة للنماذج التى يتم دراستها تنتج عن خطأ فى تحديد المؤشرات الملاحظة (الاستجابات على البنود) والكامنة قبل البدء فى تحليل البيانات.

٣. افتراضات التحليل العاملى التوكيدى

تمثّل الاعتدالية متعددة المتغيرات أهم افتراضات التحليل العاملى التوكيدى، حيث يشير West, Finch, and Curran (1995) كما ورد فى Brown (2006, 379) إلى أن استخدام طريقة أقصى احتمال لتقدير معالم النموذج فى حالة انتهاك افتراض اعتدالية البيانات يؤدى إلى تضخم قيم معامل كا^{2} (زيادة رفض النماذج)، وانخفاض متوسط تقدير مؤشرات جودة المطابقة مثل مؤشر المطابقة المقارن، وكذلك انخفاض متوسط أو كبير لتقدير قيم الخطأ المعيارى المرتبطة بمعالم النموذج مما يؤدى إلى تضخم احتمالية الخطأ من النوع الأول (استنتاج أن قيم المعالم مختلفة عن الصفر فى حين أن معالم المجتمع لا تختلف عن الصفر)، ويجب التنويه إلى أن استخدام أسلوب التحليل العاملى للبنود يجنّب الباحث استيفاء هذا الافتراض؛ نظراً لأن طريقة WLSMV المستخدمة في هذا الأسلوب لا تتطلب الاعتدالية المتعددة.

يذكر Maydeu-Olivares, Cai, and Hernández (2011, 335) أنه لا يمكن الثقة في قيمة P للدلالة الإحصائية المرتبطة بقيمة إحصاءة كا^{2} في حالة البيانات التي جمعها بأسلوب ليكرت لأنها بعيدة عن الاعتدالية المتعددة وذلك يبرز أهمية استخدام التحليل

العاملى التوكيدى للبنود لأنه لا يتطلب هذا الافتراض، كما يضيف Mvududu and Sink (2013, 93) أنه إذا لم يتوافر شرط الاعتدالية متعددة المتغيرات فى البيانات موضع التحليل فإن ذلك يؤثر على دقة مؤشرات جودة المطابقة وكذلك احتمالية الخطأ من النوع الأول (قبول النماذج غير الصحيحة)، ولكن الاعتدالية متعددة المتغيرات لا تتوافر فى البيانات الرتبية، ومن هنا يشير Wirth and Edwards (2007, 2) إلى ضرورة استخدام التحليل العاملى التوكيدى الرتبى Categorical Confirmatory Factor Analysis (CCFA) أو نموذج التحليل العاملى للبنود كما هو شائع فى الأدبيات البحثية وتنتهج الدراسة الحالية؛ لأنه أكثر ملاءمة لطبيعة البيانات الرتبية التي يتم جمعها بإسلوب ليكرت حيث يفترض أن الاستجابات على البنود في أسلوب ليكرت عبارة عن مؤشرات منفصلة Discrete لاستجابات كامنة متصلة؛ وهذا ما يزيد من أهمية التحليل العاملى للبنود المستخدم في الدراسة الحالية.

٤. مخرجات التحليل العاملى التوكيدى

يشير Brown (2006, 53-54) إلى أن كل نماذج التحليل العاملى التوكيدى تحتوى على تشبعات المؤشرات على المتغيرات الكامنة وهى عبارة عن ميول الانحدار للتنبأ بهذه المؤشرات من خلال هذه المتغيرات الكامنة، كما تحتوى أيضاً على تباين الخطأ (مقدار التباين في المؤشر والذى لم يفسره العامل الكامن وهو بمثابة خطأ القياس)، وأيضاً في الحلول غير المعيارية يكون تباين العامل بمثابة مدى تشتت أفراد العينة على العامل (مدى موقع جميع أفراد العينة على العامل متشابه أم مختلف)، كما أن هذه النماذج يمكن أن تحتوى على تغاير الخطأ Error covariance (قيم البواقى المرتبطة Correlated residuals أو قيم الخطأ المرتبطة Correlated errors) بين أي مؤشرين (هذان المؤشران يرتبطان لأسباب غير التأثير المشترك للعامل الكامن)، وتتمثل أهم مخرجات التحليل العاملى التوكيدى فى التالى:

أ. مؤشرات جودة المطابقة

تُعد مؤشرات جودة المطابقة من أهم مخرجات التحليل العاملى التوكيدى التى يتم من خلالها قبول أو رفض النماذج المحددة مسبقاً، ومع ذلك لا يجب الاكتفاء بها، ويجب التنويه أن هذه المؤشرات تنقسم إلى مؤشرات مطلقة Absolute وهى تقيس مقدار تباين الخطأ Error variance الموجود في النموذج المفترض، وأخرى نسبية Relative (Incremental, Comparative) وهى تقارن مدى أفصلية النموذج المفترض عن النموذج الصفرى، وتتمثل أهم هذه المؤشرات التي يوصى تدوينها في نتائج دراسات التحليل العاملى

التوكيدى فى التالى طبقاً لما ورد فى العديد من الأدبيات البحثية (Bandalos, 2018, 377-380; Brown, 2006, 81-86; Chen, 2007; Hoe, 2008; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2011, 191-209; Mvududu & Sink, 2013, 93-94; Prudon, 2015, 4-6)، وكذلك أمحمد بوزيان تيغزة (٢٠١٢):

(١) إحصاءة كا٢ χ^2 Statistic

تقيس قيمة إحصاءة كا٢ مدى التشابه بين مصفوفة التغاير/الارتباط الخاصة بالبيانات موضع التحليل (الملاحظة) Observed ومصفوفة التغاير/الارتباط المتوقعة للنموذج Model-implied، وينص الفرض الصفرى على أنه "لا توجد فروق دالة بين المصفوفتين"، ويفضل أن تكون قيمته غير دالة حتى يمكن قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل، مع ضرورة التنويه إلى أنه على النقيض من اختبار الفروض فى الأساليب الإحصائية الأخرى فيسعى الباحث فى هذا السياق إلى قبول الفرض الصفرى ورفض الفرض البديل؛ نظراً لأن القيمة الدالة لإحصاءة كا٢ تدل على وجود اختلاف بين المصفوفتين وهذا ما لا ينشده الباحث. ويمكن حساب قيمة إحصاءة كا٢ من المعادلة (٥):

$$\chi^2 = (n-1)\times F \qquad (5)$$

حيث تشير "n" إلى حجم العينة، بينما تشير "F" إلى دالة المطابقة Fit (discripency) function، مع ضرورة التنويه أن دالة المطابقة تشير إلى أصغر قيمة لمتوسط مربعات الفروق بين المصفوفتين، حيث أنه كلما انخفضت قيمة دالة المطابقة دل على ذلك على انخفاض الفروق بين المصفوفتين، وبالتالي تنخفض قيمة كا٢، حيث أنها تصل إلى الصفر في حالة انعدام الفروق بين المصفوفتين بصرف النظر عن حجم العينة (تكون قيمة دالة المطابقة صفر في هذه الحالة) ولكن قلما يحدث ذلك نتيجة أخطاء المعاينة، مع ملاحظة أن درجات الحرية الخاصة بقيمة كا٢ = ن(ن−١)/٢ − عدد معالم النموذج، وذلك في حالة استخدام مصفوفة معاملات الارتباط، بينما = ن(ن+١)/٢ − عدد معالم النموذج، وذلك في حالة استخدام مصفوفة التغاير، حيث أن "ن" تشير إلى عدد البنود في الاختبار، كما أن قيمة كا٢ تميل إلى الانخفاض كلما زادت معالم النموذج التي يتم تقديرها، مع العلم أن درجات الحرية تميل إلى الانخفاض أيضاً.

يُلاحظ من معادلة (٥) أن دلالة إحصاءة كا٢ تتأثر بحجم العينة، حيث كلما زاد حجم العينة حدث تضخم فى قيمتها مما يؤدى إلى رفض الفرض الصفرى وقبول الفرض البديل،

بالرغم أن هذه الدلالة قد تُعزى إلى حجم العينة وليس الاختلاف الفعلى بين المصفوفتين، كما أنه يتطلب الاعتدالية المتعددة للبيانات، وبالرغم من النقد الموجه لهذا الاختبار إلا أنه يُوصى بتدوينه فى دراسات التحليل العاملى التوكيدى ونمذجة المعادلة البنائية، علاوة على أنه يدخل فى حساب بعض المؤشرات الأخرى مثل مؤشر Tucker–Lewis، ويقترح بعض الباحثين قسمة قيمة إحصاءة كا^{2} على درجات الحرية المناظرة مع الاعتماد على مؤشرات أخرى للتحقق من جودة مطابقة النماذج المفترضة موضع الدراسة، ويُفضل أن يقل ناتج قسمة كا^{2} على درجات الحرية عن ٥.

(٢) الجذر التربيعى لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA)

يشير إلى مقدار التباين غير المفسر (الخطأ) فهو يعطى مؤشر لمدى مطابقة معالم النموذج المفترض لمصفوفة التغاير الخاصة بالمجتمع، مع الأخذ فى الاعتبار أن قيمته تتأثر بحجم العينة ودرجات الحرية وكذلك قيمة كا٢، وكلما اقتربت قيمته من الصفر دل ذلك على جودة المطابقة أما إذا زادت قيمته عن 08. دل ذلك على عدم المطابقة، ويفضّل تدوين حدود الثقة الخاصة به التى تُعد مؤشراً على دقته مع ضرورة الأخذ فى الاعتبار أن حدود الثقة تتأثر بحجم العينة وعدد المعالم الحرة فى النموذج (ترتبط قيمته بحدود ثقة أوسع عدا عندما يكون حجم العينة كبيراً)، والجدير بالذكر أن نتيجة عدم المطابقة طبقاً لهذا المؤشر تُعزى إلى عدم التحديد الجيد للنموذج وليس إلى أخطاء المعاينة. ويُرجى التنويه إلى أن هذا المؤشر أحد الأكثر تدويناً في دراسات التحليل العاملى التوكيدى، حيث يمكن حسابه من المعادلة

$$\text{RMSEA} = \sqrt{\frac{\chi^2 - df}{df(n-1)}} \qquad (6) \quad :(٦)$$

حيث تشير χ^2 إلى قيمة كا٢، بينما تشير "n" إلى حجم العينة، في حين تشير df إلى درجات الحرية، ويُلاحظ من هذه المعادلة أن قيمة هذا المؤشر تنخفض كلما انخفضت قيمة كا٢، كما أن قيمته تصل إلى الصفر إذا كانت قيمة كا٢ = درجات الحرية.

(٣) جذر متوسط مربعات البواقى المعيارية
Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)

يُعد مؤشر جذر متوسط مربعات البواقى المعيارية تعديلاً لمؤشر جذر متوسط مربعات البواقى (RMR) Root Mean Square Residual الذى يصعب تفسيره، كما يشير مؤشر جذر متوسط مربعات البواقى المعيارية إلى متوسط الفرق المعيارى بين مقدار التغاير الملاحظ والمتوقع للنموذج؛ ولذلك يتم حسابه من مصفوفة الارتباط الخاصة بالبواقى من خلال جمع مربعات عناصر هذه المصفوفة وقسمتها على عددها ثم أخذ الجذر التربيعى للنتيجة، وكلما زاد حجم العينة وعدد معالم النموذج تقل قيمته، وبالتالى تزداد مطابقة البيانات للنموذج المفترض، وكلما اقتربت قيمته من الصفر دل ذلك على مطابقة أفضل للنموذج، وعلى كل فيفضّل أن تقل قيمته عن ٠٨.، ويجب التنويه إلى أن هذا يؤدى بشكل سيىء فى البيانات الرتبية؛ ومن ثم فلن يستخدم فى الدراسة الحالية ولكن تم عرضه للتنويه لتوجيه نظر الباحثين إلى عدم الاعتماد عليه أثناء استخدام التحليل العاملى التوكيدى للبنود.

(٤) مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI)

يقيس مدى أفضلية النموذج المفترض عن النموذج الصفرى فى إعادة إنتاج مصفوفة التغاير الملاحظة أو من خلال حساب مقدار الفروق بين البيانات والنموذج المفترض، ويتسم بعدم تأثره بحجم العينة ولكنه يتأثر بزيادة عدد معالم النموذج، وكلما اقتربت قيمته من الواحد الصحيح دل ذلك على مطابقة جودة أفضل، ويُفضل أن تكون قيمته ٠.٩٠ فأكثر، ويُرجى التنويه أيضاً أنه من أكثر مؤشرات جودة المطابقة تدويناً في دراسات التحليل العاملى التوكيدى ودراسات النمذجة البنائية، حيث يمكن حسابه من معادلة (٧):

$$CFI = 1 - \frac{\chi^2_{M} - df_M}{\chi^2_{B} - df_B} \qquad (7)$$

حيث تشير M إلى النموذج المفترض، بينما تشير B إلى النموذج الصفرى أو المستقل الذى تم التنويه إليه أثناء عرض الإطار النظرى الخاص بالدراسة، وكلما كانت قيمة كا٢ مساوية للصفر أو أصغر من درجات الحرية فإن قيمته = ١.

(٥) مؤشر المطابقة غير المعيارى Non-normed Fit Index (NNFI)

يُطلق على هذا المؤشر أيضاً مؤشر تاكر – لويس Tucker–Lewis Index (TLI)**، والذى يُعد تعديلاً لمؤشر المطابقة المعيارى الذى يعتمد على حساب مقدار الفروق بين قيمة كا٢ للنموذج المفترض مقارنة بالنموذج الصفرى، وهو من أكثر مؤشرات جودة المطابقة شيوعاً، فيشبه** RMSEA **لأنه يتأثر بعدد النماذج الحرة فى النموذج، ويُفضل أن تكون قيمته ٠.٩٠ فأكثر، ويمكن حسابه من معادلة (٨):**

$$TLI = \frac{\frac{\chi^2}{df\,(B)} - \frac{\chi^2}{df\,(M)}}{\frac{\chi^2}{df\,(B)} - 1} \qquad (8)$$

(٦) مؤشر جودة المطابقة Goodness of Fit Index (GFI)

يشير إلى نسبة مجموع مربعات اختلاف التباين بين المصفوفتين الملاحظة والخاصة بالنموذج المفترض فى ضوء التباين الكلى، مع العلم أنه يتأثر بعدد المؤشرات لكل عامل كامن ولذلك يُعد مؤشر جودة المطابقة المعدل Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) **تعديلاً لهذا المؤشر وكلما اقتربت قيمتهما من الواحد الصحيح دل ذلك على جودة مطابقة أفضل، ويُفضل أن تكون قيمة مؤشر جودة المطابقة أكبر من ٠.٩٠ وقيمة مؤشر جودة المطابقة المعدل أكبر من ٠.٨٠، ويُرجى التنويه إلى أن هذان المؤشران أقل شيوعاً، وخاصة في نتائج الدراسات الحديثة.**

تجدر الإشارة في هذا السياق أن كا٢، الجذر التربيعى لمتوسط خطأ الاقتراب، جذر متوسط مربعات البواقى المعيارية، مؤشر جودة المطابقة، مؤشر جودة المطابقة المعدل مؤشرات مطلقة، بينما مؤشر المطابقة المقارن ومؤشر المطابقة غير المعيارى (تاكر–لويس) مؤشرات نسبية، ومن هنا يُوصى بتدوين بعض مؤشرات المطابقة المطلقة والنسبية أثناء عرض نتائج التحليل العاملى التوكيدى، حيث أن الأكثر شيوعاً هم: كا٢، الجذر التربيعى لمتوسط خطأ الاقتراب، مؤشر المطابقة المقارن، مؤشر تاكر–لويس، ولذلك سيتم تدوينهم في نتائج الدراسة الحالية.

(ب) التقديرات غير المعيارية لمؤشرات النموذج (التشبعات غير المعيارية)

يحدد الباحث تشبع أول مؤشر على العامل الكامن ب ١، وتتمثل مشكلة هذه القيم في صعوبة تفسيرها؛ ولذلك يتم حساب التشبعات المعيارية، ويمكن للباحث تدوين قيم الخطأ المعيارى الخاصة بهذه المؤشرات، وكذلك قيم النسبة الحرجة لمعرفة البنود غير الدالة والتي يُفضل حذفها فقط في ضوء الإطار النظرى للنموذج المفترض.

(ج) التقديرات المعيارية لمؤشرات النموذج (التشبعات المعيارية)

تتسم هذه القيم بسهولة تفسيرها وذلك من خلال تربيعها والناتج هو مقدار التباين الذى يفسره العامل الكامن في المؤشر.

(د) تباين الخطأ الخاص بالبنود

يشير Brown (2006, 126) إلى أنه يتم تقويم نماذج التحليل العاملى التوكيدى بعض فحص مؤشرات جودة المطابقة فى ضوء اتجاه وحجم ودلالة قيم تشبعات المؤشرات على العوامل، التباين والتغاير الخاص بالعوامل، تباين الخطأ الخاص بالبنود، حيث إن تقديرات معالم النموذج لابد ألا تتخطى قيم درجات القطع المتفق عليها فى الأدبيات البحثية، فمثلاً يجب ألا تتخطى معاملات الارتباط المعيارية بين العوامل +١، كما أن القيم السالبة لتباين العوامل وتباين الخطأ تمثل مشكلة فى النماذج يُطلق عليها "Heywood cases" (القيم السالبة لمعاملات الارتباط بين العوامل لا تمثل مشكلة إذا كانت تتفق مع النظرية التى تم بناء النماذج فى ضوئها)، والتى تُعد مؤشراً على وجود خطأ فى تحديد النماذج المفترضة أو حجم العينة. ويشير تباين الخطأ أيضاً إلى مقدار التباين في المؤشر والذي لا يفسره العامل الكامن.

(ه) الارتباطات بين العوامل

يشير إلى قيمة معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة المفترضة ويتم تحديد مدى دقتها من خلال الخلفية النظرية التي تم تحديد النموذج المفترض في ضوئها.

خامساً: تعقيب عام على الإطار النظرى والبحوث والدراسات السابقة التي تم توظيفها

يتضح مما سبق عرضه أن منهجية التحليل العاملى بشقيه الاستكشافى والتوكيدى للبنود حظيت على اهتمام عديد من الباحثين والذين أوصوا بإجراء مزيدٍ من الدراسات، كما أن الدراسات السابقة التى تم عرضها يوجد بها بعض المحددات التى تحول دون تعظيم الاستفادة منها فى الجانب التطبيقى، ويبرز الجزء التالى أهم هذه المحددات والتى تُعد نواة لإجراء الدراسة الحالية:

١. لم تتطرق أى الدراسات السابقة إلى بحث تأثير عدد فئات الاستجابة على افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى؛ الأمر الذى يجعل الدراسة الحالية إضافة لأدبيات القياس النفسى والتربوى.

٢. استخدمت بعض الدراسات منهجية تحليل المكونات الأساسية باستخدام نموذج تحليل التباين المشترك (التحليل العاملى للاختبارات) وليس التحليل العاملى الاستكشافى للبنود بغرض التوصل للبنية العاملية للمقاييس المستخدمة فى دراساتهم (Chomeya, 2010; Muñiz, et al., 2005)، وكذلك بعض الدراسات العربية (محمد عبدالرحمن إسماعيل، ٢٠١٥)، الأمر الذى يؤثر على دقة الحل العاملى من حيث عدد العوامل المستخلصة ونسب التباين المفسر؛ نظراً للاختلاف المنهجى بين المكونات الأساسية والتحليل العاملى، وكذلك منعة التحليل العاملى للبنود مقارنة بالتحليل العاملى للاختبارات عند التعامل مع البيانات الرتبية.

٣. اقتصرت معظم الدراسات السابقة على نسبة التباين المفسر فقط لتقييم تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى (Chomeya, 2010; Lozano et al., 2008; Muñiz, et al., 2005; Weems, 1999)، وكذلك بعض الدراسات العربية (محمد عبدالرحمن إسماعيل، ٢٠١٥)، بالإضافة إلى عدم توظيف طريقة التحليل الموازى لتحديد عدد العوامل والتى تؤدى إلى نتائج أدق مقارنة بمحكى كايز وكاتل.

٤. اقتصرت معظم الدراسات الأجنبية على مؤشرات جودة المطابقة فقط (Dolan, 1994; Green et al., 1997)، وكذلك بعض الدراسات العربية (حجاج غانم أحمد على، ياسر عبدالله حفنى حسن، ٢٠١١) وذلك لبحث تأثير عدد فئات الاستجابة على نتائج التحليل العاملى التوكيدى بالرغم من توصيات بعض الأدبيات البحثية بضرورة عدم الاكتفاء بهذه المؤشرات لبحث مطابقة النماذج ولكن ضرورة بحث قيم تشبعات المؤشرات على المتغيرات الكامنة ومقدار التباين المرتبط بها وكذلك معاملات الارتباط بين هذه المتغيرات (Brown, 2006, 86-87).

٥. استخدمت دراستان فقط التحليل العاملى التوكيدى للبنود (Hall, 2017; Maydeu-Olivares et al., 2009) ولكنها ركزت فقط على مؤشرات جودة المطابقة كمحك لقبول أو رفض النماذج المفترضة، مع عدم وجود أى دراسة ركزت على افتراضات ومخرجات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود.

٦. لم تتطرق معظم الدراسات إلى استخدام طريقة المربعات الصغرى الموزنة للمتوسطات والتباين لتقدير معالم النموذج سواء فى التحليل العاملى الاستكشافى أو التوكيدى للبنود بالرغم من ملاءمتها للبيانات الرتبية كما تضمن الإطار النظرى للدراسة.

يتضح –مما سبق– أن هناك ندرة واضحة فى الدراسات السابقة التى تناولت تأثير عدد فئات الاستجابة على افتراضات ومخرجات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود، ومن هنا تُعد هذه الدراسة إضافة للأدبيات البحثية في مجال القياس النفسى والتربوى، وخاصة في البيئة العربية.

سادساً: فروض الدراسة

تسعى الدراسة الحالية لاختبار الفروض التالية والتي تم صياغتها بصورة تقريرية في ضوء مراجعة الإطار النظرى للدراسة وكذلك الدراسات السابقة التي تم توظيفها:

١. **يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على استيفاء افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (ملاءمة حجم العينة من خلال نتائج اختبارKMO، محدد مصفوفة معاملات الارتباط ونتائج اختبار** Bartlett's Test of Sphericity) **لمقياس الملل الأكاديمى.**

٢. **يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (عدد العوامل، قيم التشبعات، قيم الشيوع، ونسبة التباين المفسر) لمقياس الملل الأكاديمى.**

٣. **يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى للبنود (مؤشرات جودة المطابقة، التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، النسبة الحرجة، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ، وقيم معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة) لمقياس الملل الأكاديمى.**

إجراءات الدراسة

أولاً: منهج الدراسة

تم استخدام تصميم القياسات المتكررة Repeated measures design **فى الدراسة الحالية، حيث تم تكرار تطبيق نفس أداة الدراسة على نفس المشاركين ولكن بعدد فئات مختلف للاستجابة فى كل مرة (ثلاثة – خمسة – سبعة)، ويتسم هذا التصميم بأنه يمكّن الباحثين من تحديد التأثيرات البينية للأفراد** Intra-individual effects **والتى تُعزى إلى اختلاف عدد فئات الاستجابة، الأمر الذى يؤدى إلى مزيد من الدقة فى النتائج، كما أن استجابة جميع المشاركين على صور المقياس الثلاثة يضمن أن الاختلاف في النتائج يرجع إلى اختلاف عدد فئات الاستجابة وليس اختلاف المشاركين على كل صورة من صور المقياس.**

ثانياً: المشاركون في الدراسة

تكّون عدد المشاركين في الدراسة من ٣٠٧ طالب وطالبة من طلاب كلية التربية بقنا للعام الجامعى ٢٠١٨/٢٠١٧م تتراوح أعمارهم بين ٢٠-٢٢ سنة بمتوسط عمرى قدره ٢٠.٢٩٣ سنة وانحراف معيارى قدره ٠.٤٦٣، والذين استجابوا على صور المقياس الثلاثة.

ثالثاً: أداة الدراسة

تم استخدام مقياس الملل الأكاديمى لدى طلاب الجامعة (محسوب عبدالقادر الضوى، ٢٠١٥)، حيث تكّون المقياس من ٢٨ بنداً، وبعد إجراء التحليل العاملى الاستكشافى للمقياس فى الدراسة الأساسية تشبعت بنوده على عاملين، العامل الأول تشبعت عليه ١٧ بنداً (١، ٢، ٣، ٤، ٦، ٧، ١٠، ١٢، ١٣، ١٩، ٢٠، ٢١، ٢٤، ٢٥، ٢٦، ٢٧، ٢٨) وقد تم تسميته الملل من المحتوى الدراسى، بينما تشبع على العامل الثانى ١١ بنداً (٥، ٨، ٩، ١١، ١٤، ١٥، ١٦، ١٧، ١٨، ٢٢، ٢٣) وقد تم تسميته الملل من أسلوب التدريس، ويُرجى التوضيح في هذا السياق أن مقياس الملل الأكاديمى ما هو إلا نموذج تطبيقى لاختبار فروض الدراسة الحالية، وليس بحث البنية العاملية للملل الأكاديمى، حيث أن الهدف الرئيس للدراسة هو بحث تأثير عدد فئات الاستجابة على افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى للبنود كما تم إيضاح ذلك مسبقاً، كما أنه لم يرد فى الدراسة الأساسية التى تم تصميم وتقنين المقياس بها أنها استخدمت نموذج التحليل العاملى للبنود الأكثر ملاءمة للبيانات الرتبية.

تكونت النسخة الأصلية للمقياس من عدد خمس فئات للاستجابة (موافق بشدة – موافق – متردد – غير موافق – غير موافق أبداً)، أما في سياق الدراسة الحالية فقد تم إعداد ثلاث صور للمقياس فى ضوء عدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧)، كما تم تعديل ترتيب فئات الاستجابة وكذلك كلمة "أبداً" لتصبح "بشدة" للاتساق في تسمية الفئات المختلفة للاستجابة، ومن ثم أصبحت فئات الاستجابة كالتالى:

١. الصورة الثلاثية: (غير موافق – متردد – موافق)
٢. الصورة الخماسية: (غير موافق بشدة – غير موافق – متردد – موافق – موافق بشدة)
٣. الصورة السباعية: (غير موافق بشدة – غير موافق – غير موافق أحياناً – متردد – موافق أحياناً– موافق– موافق بشدة).

رابعاً: إجراءات التطبيق والتصحيح وإدخال البيانات

تضمنت هذه الإجراءات ما يلى:

١. **التنسيق مع بعض معاونى هيئة التدريس الذين يقومون بتدريس الدروس العملية، ومن ثم تم توزيع المقياس على المشاركين وشرح التعليمات بصورة وافية مع الإجابة على استفساراتهم التى تساعدهم فى الاستجابة بشكل موضوعى ودقيق يعكس صدق الاستجابة لديهم.**

٢. **تطبيق المقياس فى جلسة واحدة وذلك بفاصل زمنى قدره خمس عشرة دقيقة بين كل صورة بهدف الراحة، ويرجع اختيار جلسة واحدة للاستجابة على الصور الثلاث هو أن تكون الظروف واحدة لضمان موضوعية الاستجابة وعدم تأثرها بعوامل أخرى، حتى لا تؤدى إلى زيادة خطأ القياس، ومن ثم نتائج لا تتسم بالدقة.**

٣. **تصحيح المقياس فى كل صورة كالتالى:**

- **الصورة الثلاثية: (١، ٢، ٣).**
- **الصورة الخماسية: (١، ٢، ٣، ٤، ٥).**
- **الصورة السباعية: (١، ٢، ٣، ٤، ٥، ٦، ٧)، فى البنود الموجبة وعكس ذلك فى البنود السالبة.**

٤. **إدخال البيانات على الحاسب الآلى بدقة ومراجعتها حتى يتم الحصول على نتائج دقيقة أيضاً وذلك من خلال إجراء** Data cleaning and screening.

خامساً: المعالجة الإحصائية والحزم الحاسوبية

تم استخدام الحزمة الإحصائية R**، ولاسيما** psych package (Revelle, 2018) **لإجراء التحليل العاملى الاستكشافى للبنود لمعالجة الفرضين الأول والثانى، وحزمة** lavaan package (Rosseel, 2012) **الخاصة بتحليل المتغيرات الكامنة** Latent variable analysis **ونمذجة المعادلة البنائية** Structural equation modeling**، وذلك لإجراء التحليل العاملى التوكيدى للبنود وذلك لمعالجة الفرض الثالث.**

نتائج الدراسة

١. نتائج الفرض الأول وتفسيرها

ينص الفرض الأول على أنه "يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على استيفاء افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (ملاءمة حجم العينة من خلال نتائج اختبارKMO، محدد مصفوفة معاملات الارتباط ونتائج اختبار Bartlett's Test of Sphericity **لمقياس الملل الأكاديمى".**

لاختبار صحة هذا الفرض تم إخضاع استجابات المشاركين في الاستجابة على أداة الدراسة باختلاف عدد فئات الاستجابة إلى الحزمة الإحصائية R وذلك لحساب اختبار ملاءمة حجم العينة KMO، وكذلك قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط، وقيمة كا^{2} المرتبطة Bartlett's test of sphericityK، فكانت النتائج كما هو موضح بجدول (٢):

جدول (٢)

محدد مصفوفة معاملات الارتباط، وقيمة كا^{2} المرتبطة Bartlett's test of sphericity، وكذلك اختبار KMO وذلك باختلاف عدد فئات الاستجابة (ثلاثة – خمسة – سبعة)

عدد فئات الاستجابة	محدد مصفوفة معاملات الارتباط	Bartlett's test of sphericity			اختبار ملاءمة حجم العينة KMO	
		كا^{2}	درجات الحرية	الدلالة	القيمة	درجة التباين المشترك
ثلاثة	.٠٠٠٢	١٢٣٠.٨٣	٣٧٨	<.001	.٧٥	أعلى من المتوسط
خمسة	.٠٠٠٦	1703.46	378	<.001	.٨٠	كبير
سبعة	.٠٠٠٤	1995.42	378	<.001	.٨٢	كبير

يتضح من جدول (٢) التالى:

- **كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت قيمة المحدد مع التنويه إلى انخفاضها مرة أخرى في حالة التدريج السباعى.**
- **كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت قيمة اختبار كا^{2}.**
- **كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت قيمة اختبار KMO الخاص بمدى ملاءمة حجم العينة، حيث بلغت قيم الاختبار ٧٥.، ٨٠.، ٨٢. في حالة العدد الثلاثى والخماسى والسباعى لفئات الاستجابة على الترتيب مما أدى إلى أن درجة التباين المشترك انتقلت من فئة "أعلى من المتوسط" في حالة العدد الثلاثى لفئات الاستجابة إلى فئة "كبير" في حالة كون عدد فئات الاستجابة "خمسة" و"سبعة".**

يمكن تفسير ارتفاع قيمة المحدد مع زيادة عدد فئات الاستجابة عدا التدريج السباعى إلى أنه كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت قدرة المستجيبين على التعبير عن آرائهم

بموضوعية مما يزيد من صدق الاستجابة وبالتالي تكون البنية العاملية أكثر وضوحاً حيث إنه عندما تزيد قيمة المحدد عن الصفر دل ذلك على أن البيانات قابلة للتحليل العاملى أو أن هناك سمات كامنة تكمن وراء استجابة المشاركين على أدوات القياس (كما تم ذكره مسبقاً فإن قيمة التباين المشترك انتقلت من فئة "أعلى من المتوسط" في حالة العدد الثلاثى لفئات الاستجابة إلى فئة "كبير" في حالة كون عدد فئات الاستجابة "خمسة" وذلك يدل على وجود عوامل)، أما عندما يزيد عدد فئات الاستجابة عن خمسة مثل التدريج السباعى فيؤدى ذلك إلى وجود تحدى أمام المشاركين في التمييز بين المعنى الحقيقى لهذه الفئات أو المسافة النفسية بين كل فئة وأخرى مما يؤثر على صدق الاستجابة، الأمر الذى يؤثر على قيمة المحدد.

يمكن تفسير ارتفاع درجة التباين المشترك بزيادة عدد فئات الاستجابة إلى أنه كلما زاد عدد الخيارات أمام المستجيب للتعبير عن وجهة نظره أو مدى انطباق محتوى البند عليه أدى ذلك إلى اختيار فئة الاستجابة بموضوعية ودقة مما يزيد من مقدار التباين المشترك، وبشكل إحصائى فإن زيادة عدد فئات الاستجابة ودورها في زيادة مقدار التباين المشترك يؤدى إلى إمكانية أكبر في أن الارتباطات بين أى متغيرين قابلة للتفسير بمتغير آخر مما يجعل هذه المصفوفة أكثر قابلية للتحليل العاملى، ولعل الرسالة من ذلك أن عدم قابلية مصفوفة معاملات الارتباط للتحليل العاملى قد لا يرجع فقط لعدم وجود عوامل أو أن هذه المصفوفة مصفوفة الوحدة بل أيضاً لقلة عدد فئات الاستجابة، وخاصة تلك التي تقل عن خمسة.

وربما يرجع عدم وجود دراسات سابقة حتى يمكن الاتفاق أو الاختلاف معها في نتيجة هذا الفرض إلى أن افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى لم تتناولها هذه الأدبيات فيما يتعلق بمدى تأثرها باختلاف عدد فئات الاستجابة مما يجعل اختبار هذا الفرض يزيد من أهمية الدراسة الحالية.

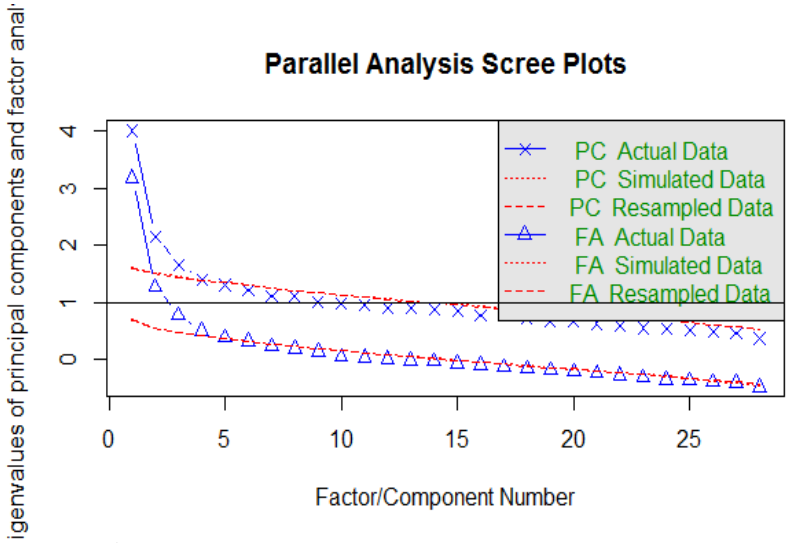
٢. نتائج الفرض الثانى وتفسيرها

ينص الفرض الثانى على أنه "يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود (عدد العوامل، قيم التشبعات، قيم الشيوع، ونسبة التباين المفسر) لمقياس الملل الأكاديمى".

لاختبار صحة هذا الفرض تم إجراء التحليل العاملى الاستكشافى للبنود، حيث تم استخلاص العوامل بطريقة المربعات الصغرى الموزونة في ضوء المتوسطات والتباين WLSMV **لمصفوفة معاملات الارتباط** Polychoric**، كما تم تحديد عدد العوامل باستخدام طريقة التحليل الموازى وكذلك التدوير المائل للعوامل باستخدام طريقة** Oblimin**، ويعرض الجزء التالى نتائج هذا التحليل حسب عدد فئات الاستجابة:**

أ. التدريج الثلاثى لفئات الاستجابة

أسفرت النتائج عن وجود أربعة عوامل كامنة كما يتضح من شكل (١):



شكل (١) منحنى التحليل الموازى للتدريج الثلاثى لفئات الاستجابة

ملحوظة: يتم تحديد عدد العوامل أثناء استخدام طريقة أو محك تحليل الموازى من خلال تحديد عدد المثلثات التى تقع كلية فوق خط البيانات التى تم توليدها باستخدام المحاكاة FA Simulated Data**، وذلك بصرف النظر عن عدد فئات الاستجابة.**

يوضح جدول (3) مصفوفة النمط للعوامل بعد التدوير المائل، التشبعات، الشيوع، الجذور الكامنة، النسب المئوية للتباين، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل:

جدول (٣)

قيم التشبعات، الشيوع، الجذور الكامنة، النسب المئوية للتباين، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل

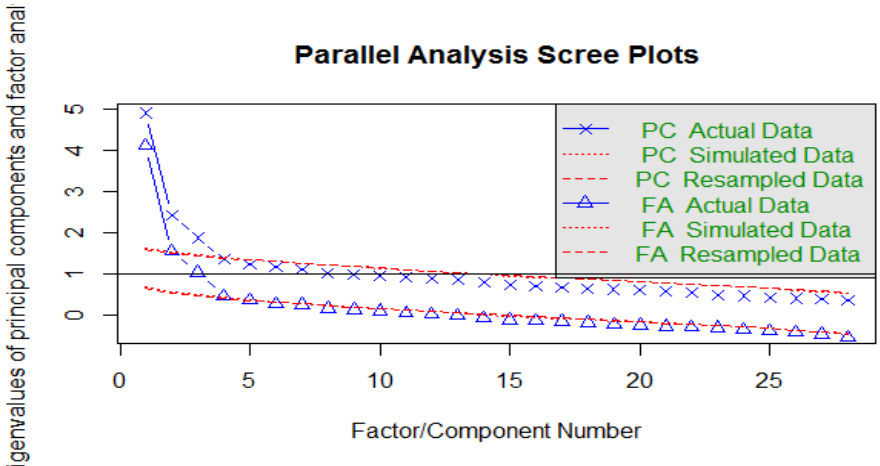
رقم البند	تشبعات البنود على العوامل				الشيوع
	الأول	الثانى	الثالث	الرابع	
١	.٥٠٦	.٠٢٢	.٠١٧	.٢٦٢	.٣٨٣
٢	.١١٧	.٤٢٦	.١٧٩	.١٨٨	.٢٣٩
٣	.٢٥٥	.٣٧٤	.٠٦٢	.٠٢٤	٢٥٢
٤	.١١٦	.١٣٧	.٠٧٦	.٣٣٨	.٢١٦
٥	.٠١٠	.٣٩٥	.٠٠٣	.١٧٦	.٢٣١
٦	.٠٣٥	.١٧٩	.١٥٢	.٠٩٢	.٠٥٩
٧	.٢١٦	.٠٣٦	.١٥٨	.٣٩٦	.٢٩٦
٨	.١١٨	.١١٥	.٧٢٥	.٠٧٨	.٥٤٤
٩	.١٦٣	.١٠٣	.١٦٤	.٣٧٤	.٢٨٤
١٠	.٣١٠	.٠٩٦	.٠٧٥	.٣٠٣	.١٥٦
١١	.١٥٥	.٢٠٢	.٤٥٣	.١٨٦	.٣٥٩
١٢	.٠٩٧	.٠٣٨	.٠١١	.٠٩٣	.٠١٩
١٣	.١٣٠	.١٢٧	.٣٨٣	.٠٦٥	.٢٢٤
١٤	.١٤١	.١١٧	.٤٤٠	.١٧٥	.٢٩٤
١٥	.٠٩٥	.٠٤١	.١٣٧	.٢٩٦	.١٢٧
١٦	.٠٥٧	.٠٩١	.٥٨٨	.٢٠٥	.٣٥١
١٧	.٠٨٢	.٠٢١	.٣٤٦	.٠٠٨	.١٢٤
١٨	.٢١٥	.٠٠٩	.٠١٢	.٤٢٧	.٢٥٦
١٩	.٠١٩	.٧٤٠	.٠٩٢	.٠٦٨	.٥٦٤
٢٠	.٥٢٨	.٢١٤	.٠٠٠	.١٥١	.٤٤٩
٢١	.٢٦٧	.٤٢٨	.٠١٦	.٠٥٤	.٢٩١
٢٢	.١٧٠	.٥٣٦	.٣٤٨	.٠٤٤	.٤٣٧
٢٣	.١٩٥	.٢٦٩	.٢٩٦	.٢٣٧	.٣٠٢
٢٤	.٦٧١	.٠٣٧	.٠٥٥	.١٨٠	.٥٤٠
٢٥	.٦٠٢	.٠٢١	.٠٦٠	.٠٥٣	.٣٥٣
٢٦	.٨٨٦	.٠٠١	.٠٣٦	.٠٧٢	.٧٦٨
٢٧	.٠٣٤	.١٣٩	.٠٧٥	.٢٢٣	.١١٠
٢٨	.٢٠٣	.٦٢٥	.١٦٤	.٠٢٧	.٤٩٥
الجذر الكامن	٤.٤٢	٢.١٨	١.٣١	.٨١	---
النسبة المئوية للتباين	١٥.٧٩	٧.٧٩	٤.٦٨	٢.٨٩	---
	١				---
	.٢٣	١			---
	.٠٢	.١٦	١		---
	.١٨	.٣٣	.١٦	١	---

يتضح من جدول (٣) أنه:

- توجد خمسة بنود لم تتشبع تشبعاً دالاً على أي من العوامل المستخلصة وهذه البنود هي ٦، ١٢، ١٥، ٢٣، ٢٧.
- تشبعت على العامل الأول ستة بنود وهى ١، ١٠، ٢٠، ٢٤، ٢٥، ٢٦، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٨٨٦. للبند رقم ٢٦.
- تشبعت على العامل الثانى سبعة بنود وهى ٢، ٣، ٥، ١٩، ٢١، ٢٢، ٢٨، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٧٤٠. للبند رقم ١٩.
- تشبعت على العامل الثالث ستة بنود وهى ٨، ١١، ١٣، ١٤، ١٦، ١٧، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٥٨٨. للبند رقم ١٦.
- تشبعت على العامل الرابع أربعة بنود وهى ٤، ٧، ٩، ١٨، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٤٢٧. للبند رقم ١٨.
- تراوحت قيم الشيوع بين ٠١٩. للبند رقم ١٢ (أحد البنود التي لم تتشبع تشبعاً دالاً على أي من العوامل المستخلصة) و٧٦٨. للبند رقم ٢٦.
- بلغت قيم الجذور الكامنة ٤.٤٤، ٢.١٨، ١.٣١، ٨١.، على الترتيب.
- بلغت قيم التباين المفسر ١٥.٨٠، ٧.٧٩، ٤.٦٨، ٢.٨٩، على الترتيب.

ب. التدريج الخماسى لفئات الاستجابة

أسفرت النتائج عن وجود ثلاثة عوامل كامنة كما يتضح من شكل (٢):



شكل (٢) منحنى التحليل الموازى للتدريج الخماسى لفئات الاستجابة

يوضح جدول (٤) مصفوفة النمط للعوامل بعد التدوير المائل، التشبعات، الشيوع، الجذور الكامنة، النسب المئوية للتباين، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل:

جدول (٤)

قيم التشبعات، الشيوع، الجذور الكامنة، النسب المئوية للتباين، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل

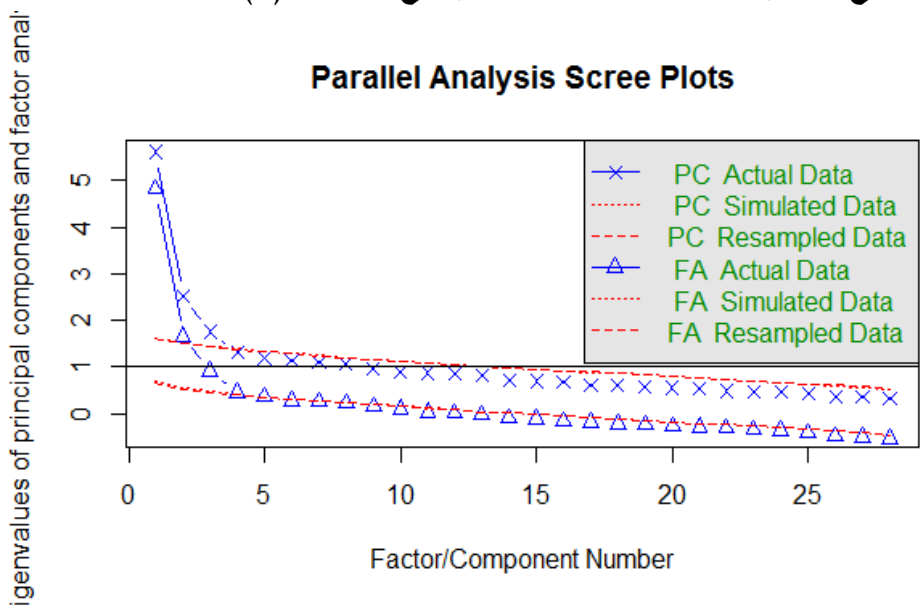
رقم البند	تشبعات البنود على العوامل			الشيوع
	الأول	الثانى	الثالث	
١	.١٦٢	.٠٢٤	.٤٥٢	.٢٤٩
٢	.٤٥٧	.١١٢	.٠٥٠	.١٨٤
٣	.٥٨٠	.٠٢٦	.٠٦٤	.٣١٣
٤	.٣٩٣	.٠٨٢	.١٩٨	.٢٦٢
٥	.٢١٦	.٣٠٢	.٠٨٣	.١٩٣
٦	.٢٠٢	.٢٠٦	.٠٦٧	.٠٧١
٧	.٢٨٠	.١٤٣	.٢٨٤	.٢٥٠
٨	.١٤٢	.٧٣٥	.١٠٦	.٥١٥
٩	.٣٢٦	.٣٢٥	.١٠٢	.٣٠١
١٠	.٣٠١	.٠٠٦	.١٣٠	.٠٨٧
١١	.٠٧٣	.٥٧٤	.٠٧٢	.٣٥٦
١٢	.٠٤٧	.١٢٦	.٢٢٠	.٠٦٠
١٣	.٢٧٢	.٢٠٧	.٠٠٧	.١٤٨
١٤	.٣٢٧	.٤٢١	.١٩٩	.٣٥٢
١٥	.١٤٥	.٤١١	.٠٥٩	.٢١٨
١٦	.١٠٨	.٥٨٣	.٠٩٩	.٣٢٨
١٧	.٠٦٢	.٥٣٠	.٠٨٩	.٢٧٣
١٨	.١٨٠	.٢١٧	.٣٨٩	.٣٠٠
١٩	.٧٤٣	.٠٥٤	.٠٤٦	.٥٥٤
٢٠	.٣٤٦	.٠٦٥	.٣٦٩	.٣٤٥
٢١	.٥٣٢	.٠٢٦	.٠١٥	.٢٨٦
٢٢	.٢٩٠	.٣٩٧	.٢٣٤	.٣١١
٢٣	.٠٩٦	.٣٩٣	.١٥٠	.١٩١
٢٤	.٠١٣	.٠١٥	.٧٥٩	.٥٨٣
٢٥	.٠٢٢	.٠٩٠	.٦٦٤	.٤٥١
٢٦	.٠١٧	.٠٣٥	.٦٨٤	.٤٦٢
٢٧	.١٥٧	.٣٤٩	.١١٢	.٢٠٣
٢٨	.٥٥١	.٠٠٦	.٢٦٣	.٤٥١
الجذر الكامن	٤.٦٥	٢.٣٤	١.٣٠	---
النسبة المئوية للتباين	١٦.٦١	٨.٣٦	٤.٦٤	---
معاملات الارتباط البينية بين العوامل	١			---
	.٢٧	١		---
	.٢٨	.٠٥	١	---

يتضح من جدول (٤) أنه:

- توجد أربعة بنود لم تتشبع تشبعاً دالاً على أي من العوامل المستخلصة وهذه البنود هي ٦، ٧، ١٢، ١٣.
- تشبعت على العامل الأول ثمانية بنود وهى ٢، ٣، ٤، ٩، ١٠، ١٩، ٢١، ٢٨، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٧٤٣. للبند رقم ١٩.
- تشبعت على العامل الثانى عشرة بنود وهى ٥، ٨، ١١، ١٤، ١٥، ١٦، ١٧، ٢٢، ٢٣، ٢٧، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٧٣٥. للبند رقم ٨.
- تشبعت على العامل الثالث ستة بنود وهى ١، ١٨، ٢٠، ٢٤، ٢٥، ٢٦، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٧٥٩. للبند رقم ٢٤.
- تراوحت قيم الشيوع بين ٠٦٠. للبند رقم ١٢ (أحد البنود التي لم تتشبع تشبعاً دالاً على أي من العوامل المستخلصة) و٥٨٣. للبند رقم ٢٤.
- بلغت قيم الجذور الكامنة ٤.٦٥، ٢.٣٤، ١.٣٠، على الترتيب.
- بلغت قيم التباين المفسر ١٦.٦١، ٨.٣٦، ٤.٦٤، على الترتيب.

ج. التدريج السباعى لفئات الاستجابة

أسفرت النتائج عن وجود ثلاثة عوامل كامنة كما يتضح من شكل (٣):



شكل (٣) منحنى التحليل الموازى للتدريج السباعى لفئات الاستجابة

يوضح جدول (٥) مصفوفة النمط للعوامل بعد التدوير المائل، التشبعات، الشيوع، الجذور الكامنة، النسب المئوية للتباين، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل:

جدول (٥)

قيم التشبعات، الشيوع، الجذور الكامنة، النسب المئوية للتباين، وكذلك معاملات الارتباط البينية بين العوامل

رقم البند	تشبعات البنود على العوامل			الشيوع
	الأول	الثانى	الثالث	
١	.١٠٨	.٠٣٨	.٤٦٨	.٢٤٥
٢	.١١٠	.٤٨٠	.٠٣٧	.١٩٦
٣	.٠١١	.٥٩٩	.٠٣٥	.٣٥٠
٤	.١٤٩	.٤١٠	.١٢٠	.٢٧٩
٥	.٤١٠	.٢٦٨	.٠٢٢	.٣١٩
٦	.٢٠٤	.٣٨١	.٠٧٤	.١٥٨
٧	.٢٥٧	.٢٧٨	.٢٢١	.٢٨٤
٨	.٦٧٦	.٠٩٧	.٠٦٧	.٤٢٤
٩	.٣٣١	.٣٦٨	.٠٧٢	.٣٥١
١٠	.١٢٣	.٢٧٧	.١٢٦	.١٠٧
١١	.٥٧٢	.١٣٣	.١٦٧	.٤٠٥
١٢	.١١٥	.٠٦٨	.٠٨٨	.٠٣٥
١٣	.١٦٦	.٤٢٦	.٠٠٢	.٢٥٧
١٤	.٤٤٢	.٢٧٣	.١٣٤	.٣٤٢
١٥	.٥١٨	.٠٨٠	.٠١٦	.٣٠٥
١٦	.٦٠٦	.١٥٠	.١١٩	.٣٣٤
١٧	.٦٠٦	.١٣٤	.٠٠٣	.٣٣١
١٨	.٢٥٨	.٢٠٦	.٣٠٦	.٢٨٤
١٩	.٠٨١	.٥٩٩	.٠٩٨	.٣٨١
٢٠	.٠٨٦	.٣١٣	.٤٠٩	.٣٧٨
٢١	.٠٢٠	.٥٢٩	.٠٢٥	.٢٨٣
٢٢	.٤٥٠	.٢٢٢	.١٤٤	.٣١٥
٢٣	.٥٩٥	.٠٠١	.٠٦٨	.٣٥٦
٢٤	.٠٤٠	.١١١	.٦٧٠	.٥٠٩
٢٥	.٠٣٣	.٠٣٤	.٦٤٣	.٤٠١
٢٦	.٠٣١	.٠٦١	.٦٥٨	.٤١١
٢٧	.٣٠٣	.٢٠١	.١٢٤	.٢٠٧
٢٨	.٠٣١	.٤٧٩	.٢٢٧	.٣٦٥
الجذر الكامن	٥.١٢	٢.٤١	١.١١	---
النسبة المئوية للتباين	١٨.٢٩	٨.٦١	٣.٩٦	---
معاملات الارتباط البينية بين العوامل	١			---
	.٣٤	١		---
	.٠٢	.٣٣	١	---

يتضح من جدول (٥) أنه:

- **توجد ثلاثة بنود لم تتشبع تشبعاً دالاً على أي من العوامل المستخلصة وهذه البنود هي٧، ١٠، ١٢.**
- **تشبعت على العامل الأول عشرة بنود وهى 5، 8، 11، 14، 15، 16، 17، 22، ٢٣، ٢٧ حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٦٠٦. للبندين رقما ١٦، ١٧.[٩]**
- **تشبعت على العامل الثانى تسعة بنود وهى ٢، ٣، ٤، ٦، ٩، ١٣، ١٩، ٢١، ٢٨، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٥٩٩. للبندين رقما ٣، ١٩.**
- **تشبعت على العامل الثالث ستة بنود وهى ١، ١٨، ٢٠، ٢٤، ٢٥، ٢٦، حيث بلغت قيمة أعلى تشبع ٦٧٠. للبند رقم ٢٤.**
- **تراوحت قيم الشيوع بين ٠٣٥. للبند رقم ١٢ (أحد البنود التي لم تتشبع تشبعاً دالاً على أي من العوامل المستخلصة) و٥٠٩. للبند رقم ٢٤.**
- **بلغت قيم الجذور الكامنة ٥.١٢، ٢.٤١، ١.١١، على الترتيب.**
- **بلغت قيم التباين المفسر ١٨.٢٩، ٨.٦١، ٣.٩٦، على الترتيب.**

تفسير نتائج الفرض الثانى

اتضح من خلال عرض نتائج الفرض الثانى أنه يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى من حيث عدد العوامل (أدى التدريج الثلاثى إلى وجود أربعة عوامل في حين نتج عن التدريجين: الخماسى والسباعى ثلاثة عوامل) وقيم التشبعات وقيم الشيوع وقيم الجذور الكامنة ونسبة التباين المفسر المرتبطة بها، وبالتالي تم قبول هذا الفرض، كما اتضح أيضاً أنه اتسقت تشبعات البنود على العاملين الثانى والثالث مع وجود فرق طفيف في العامل الأول وذلك في التدريجين الخماسى والسباعى لفئات الاستجابة، في حين لم تتسق تشبعات البنود في التدريج الثلاثى؛ نظراً لاختلاف عدد العوامل.

يمكن تفسير زيادة عدد العوامل في التدريج الثلاثى أنه كلما قل عدد فئات الاستجابة وخاصة في العدد الفردى ركز المستجيبون على الاستجابة الوسيطة مما يؤدى إلى أن الاستجابات الأخرى تُعد استجابات متطرفة Outliers والتي تؤثر بدورها على زيادة عدد

---

[٩] حصل هذا العامل على ترتيب العامل الثانى بينما حصل العامل الثانى على ترتيب الأول عندما كان عدد فئات الاستجابة خمسة.

العوامل، حيث أشارت نتائج بعض الدراسات أن الدرجات المتطرفة ربما تؤدى إلى زيادة عدد العوامل المستخلصة والتي يصعب تفسيرها لأنها لا تعبر عن البنية العاملية الحقيقة الكامنة وراء المتغير المستهدف بالقياس (Liu et al., 2012)، وربما ذلك ما حدث في العدد الثلاثى لفئات الاستجابة.

يمكن تفسير زيادة نسبة التباين المفسر وكذلك انخفاض عدد البنود التي لم تتشبع تشبعاً دالاً مع زيادة عدد فئات الاستجابة في ضوء أنه كلما زاد عدد فئات الاستجابة كلما كانت هناك فرصة أمام المستجيبين في اختيار البديل الذى يعبر عن وجهة نظرهم بموضوعية الأمر الذى يزيد من قيم معاملات الارتباطات بين البنود مما يؤدى إلى تشبعها، ومن ثم نسبة التباين المفسر؛ ولذلك فإن العدد الخماسى والسباعى يؤدى إلى حل أفضل فى التحليل العاملى مقارنة بالتدريجات الأقل (Lozano et al., 2008; Mvududu & Sink, 2013, 79).

يمكن الحكم على جودة الحل العاملى للتدريجين الخماسى والسباعى مقارنة بالتدريج الثلاثى في ضوء ما ذكره Brown (2006, 41) أن جودة نماذج التحليل العاملى الاستكشافى تتوقف على نتائج تقديرات معالم هذه النماذج متمثلة في حجم تشبعات البنود وكذلك حجم معاملات الارتباطات البينية بين العوامل)، وأيضاً جودة تمثيل العامل بالمتغيرات الملاحظة (عدد المؤشرات لكل عامل، وحجم قيم الشيوع لهذه المؤشرات)، وذلك ما اتضح من خلال عرض النتائج أن هناك بنوداً لم تتشبع تشبعاً دالاً على العوامل المستخلصة في التدريج الثلاثى مع أنها تشبعت تشبعاً دالاً في التدريجين الخماسى والسباعى لفئات الاستجابة؛ ومن ثم فإنه يُفضل تجنب استخدام التدريج الثلاثى أثناء كتابة بنود أدوات القياس.

وإذا كانت لا توجد فروق بين نتائج التدريجين الخماسى والسباعى فيما يرتبط بعدد العوامل كما أنه لا توجد فروق جوهرية فيما يرتبط بقيم الجذور الكامنة، ومن ثم نسب التباين المفسر، وأيضاً قيم الشيوع فإنه من المفضل صياغة بنود أدوات القياس فى ضوء التدريج الخماسى لسهولة الاستجابة عليه مقارنة بالتدريج السباعى فيما يتعلق بالقدرة على التمييز بين فئات الاستجابة، حيث يشير Lozano et al. (2008, 78) إلى أنه عند زيادة عدد فئات الاستجابة عن قدرة المفحوصين على التمييز بين هذه الفئات فإن ذلك يؤدى إلى زيادة خطأ القياس، الأمر الذى يؤثر على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى للبنود، علاوة على أنه

قد توجد صعوبة في تسمية فئات الاستجابة التي تزيد عن خمسة، فإذا كانت هناك صعوبة في التسمية من قبل الباحث فكيف يتطلب من المستجيب أن يميز بين هذه الفئات.

اتفقت نتائج هذا الفرض مع نتائج دراسة Weems (1999) ودراسة محمد عبدالرحمن إسماعيل (٢٠١٥) اللتان أشارتا إلى أن زيادة نسبة التباين المفسر بزيادة عدد فئات الاستجابة وضرورة زيادة عدد فئات الاستجابة عن أربعة، وقد اتفقت نتائج الدراسة جزئياً مع نتائج دراسة Muñiz et al. (2005) التي أشارت إلى زيادة نسبة التباين المفسر بزيادة عدد فئات الاستجابة، ولكن في التدريج السباعى انخفضت هذه النسبة عنه في التدريج السداسى.

اتفقت نتائج هذا الفرض كلياً أيضاً مع نتائج دراسة Chomeya (2010) التي توصلت إلى قلة عدد العوامل بزيادة عدد فئات الاستجابة مع انخفاض نسبة التباين المفسر وهذا أمر منطقى حيث إنه كلما زاد عدد العوامل المستخلصة زادت نسبة التباين المفسر، ولكن المهم ليس عدد العوامل المستخلصة ولكن مدى قابلية هذه العوامل للتفسير فقد أدى التدريج الثلاثى فى الدراسة الحالية إلى وجود أربعة عوامل ولكن العامل الرابع تشبعت عليه أربعة بنود فقط وعندما تم فحص محتوى هذه البنود اتضح أنها لا يمكن أن يتم تسمية العامل فى ضوء اختلاف محتوى كل بند عن الآخر، ولعل ذلك يُعد دليلاً على أن العدد الأقل لفئات الاستجابة ربما يؤدى إلى نتائج مضللة.

٣. نتائج الفرض الثالث وتفسيرها

ينص الفرض الثالث على أنه "يوجد تأثير لعدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) على مخرجات التحليل العاملى التوكيدى للبنود (مؤشرات جودة المطابقة، التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ، قيم معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة) لمقياس الملل الأكاديمى".

لاختبار صحة هذا الفرض تم إخضاع استجابات المشاركين في الاستجابة على أداة الدراسة باختلاف عدد فئات الاستجابة إلى الحزمة الإحصائية R، وذلك لبحث أى عدد فئات الاستجابة يؤدى إلى مخرجات أدق للتحليل العاملى التوكيدى للبنود، فقد تم تحديد النموذج المفترض المكون من بعدين كما ورد فى الدراسة الأساسية التى تم تصميم المقياس بها، حيث أن البنود (١، ٢، ٣، ٤، ٦، ٧، ١٠، ١٢، ١٣، ١٩، ٢٠، ٢١، ٢٤، ٢٥، ٢٦، ٢٧، ٢٨) تمثل مؤشرات ملاحظة للعامل الكامن الأول (الملل من المحتوى الدراسى)، بينما البنود (٥، ٨، ٩، ١١، ١٤، ١٥، ١٦، ١٧، ١٨، ٢٢، ٢٣) تمثل مؤشرات ملاحظة للعامل

الكامن الثانى (الملل من أسلوب التدريس). يوضح جدول (٦) مؤشرات جودة المطابقة للنموذج المفترض طبقاً لعدد فئات الاستجابة:

جدول (٦)

مؤشرات جودة المطابقة للنموذج المفترض لمقياس الملل الأكاديمى طبقاً لعدد فئات الاستجابة

مؤشرات جودة المطابقة	عدد فئات الاستجابة ومدى قبول المؤشرات					
	ثلاثة	قبول المؤشر	خمسة	قبول المؤشر	سبعة	قبول المؤشر
كا^2	٦٣٥.٥٩	×	٩٧٨.٢٠	×	١٠٨١.٤٩	×
كا^2 / درجات الحرية	١.٨٢	✓	٢.٨٠	✓	٣.١٠	✓
الجذر التربيعى لمتوسط خطأ الاقتراب RMSEA حدود الثقة المرتبطة به	.٠٥٢ -.٠٤٥ .٠٥٨	✓	.٠٧٧ -.٠٧١ .٠٨٢	✓	.٠٨٣ -.٠٧٧ .٠٨٨	×
المطابقة المقارن CFI	.٨٦٩	×	.٨٥٥	×	.٨٧٨	×
المطابقة غير المعيارى (تاكر-لويس) NNFI	.٨٥٨	×	.٨٤٣	×	.٨٦٨	×

ملحوظة: درجات الحرية لاختبار كا^2 = ٣٤٩

يتضح من جدول (٦) التالى:

- **زيادة قيمة كا^2 كلما زاد عدد فئات الاستجابة حيث بلغت ٦٣٥.٥٩، ٩٧٨.٢٠، ١٠٨١.٤٩، في حالة العدد الثلاثى والخماسى والسباعى لفئات الاستجابة على الترتيب، علاوة على أنها قيم دالة وبالتالي لن يتم الاعتماد بها؛ نظراً لأنها حساسة جداً لحجم العينة، وتتفق هذه النتيجة مع نتائج التحليل العاملى الاستكشافى.**
- **زيادة قيمة الجذر التربيعى لمتوسط خطأ الاقتراب كلما زاد عدد فئات الاستجابة حيث بلغت ٠٥٢.، ٠٧٧.، ٠٨٣.، في حالة العدد الثلاثى والخماسى والسباعى لفئات الاستجابة على الترتيب.**
- **زيادة قيمة مؤشرى المطابقة المقارن وغير المعيارى في حالة كون عدد فئات الاستجابة ثلاثة أو سبعة مقارنة بالعدد الخماسى.**

يتضح أيضاً من جدول (٦) أهمية تدوين نوعين من مؤشرات جودة المطابقة في النتائج كما تم التوصية به في متن الدراسة، حيث إن النموذج المفترض قد حظى بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة وخاصة في العددين الثلاثى والخماسى لفئات الاستجابة في حالة المؤشرات المطلقة التي تقيس مقدار تباين الخطأ، أما في حالة مؤشرات جودة المطابقة النسبية التي تقيس مدى بعد النموذج المفترض عن النموذج الصفرى فلم تتمتع أي من صور

المقياس بمؤشرات جودة مطابقة مقبولة، وقد يعزز ذلك عدم الاكتفاء بمؤشرات جودة المطابقة فقط في قبول أو رفض النماذج المفترضة بل يُوصى بضرورة بحث مخرجات أخرى في التحليل؛ ولذلك تعرض الجداول (٧، ٨، ٩) التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، النسبة الحرجة، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ وذلك باختلاف عدد فئات الاستجابة (٣، ٥، ٧) بالترتيب كالتالى:

جدول (٧)

التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة به، النسبة الحرجة، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ وذلك في حالة التدريج الثلاثى لفئات الاستجابة

العامل الكامن	رقم البند	التشبعات غير المعيارية	الخطأ المعيارى	النسبة الحرجة	التشبعات المعيارية	تباين الخطأ
الأول (الملل من المحتوى الدراسى)	١	1.00	---	---	.535	.714
	٢	.691	.135	5.101**	.369	.864
	٣	.912	.153	5.978**	.488	.762
	٤	.764	.131	5.838**	.408	.833
	٦	.210	.129	1.631	.112	.987
	٧	.863	.129	6.678**	.461	.787
	١٠	.307	.151	2.030*	.164	.973
	١٢	.189	.122	1.542	.101	.990
	١٣	.685	.146	4.704**	.366	.866
	١٩	1.013	.140	7.252**	.541	.707
	٢٠	1.207	.135	8.930**	.645	.584
	٢١	.948	.140	6.777**	.507	.743
	٢٤	1.229	.151	8.130**	.657	.569
	٢٥	.853	.134	6.366**	.456	.792
	٢٦	1.178	.153	7.712**	.630	.603
	٢٧	.531	.157	3.382**	.284	.920
	٢٨	1.045	.138	7.589**	.559	.688
الثانى (الملل من أسلوب التدريس)	٥	1.00	---	---	.476	.774
	٨	.898	.248	3.630**	.427	.817
	٩	1.239	.269	4.602**	.589	.652
	١١	.976	.229	4.259**	.464	.784
	١٤	.774	.225	3.440**	.368	.864
	١٥	.591	.206	2.871**	.281	.921
	١٦	.360	.211	1.710	.171	.971
	١٧	.291	.235	1.238	.139	.981
	١٨	.999	.244	4.089**	.475	.774
	٢٢	1.086	.248	4.383**	.517	.733
	٢٣	.896	.215	4.171**	.426	.818
قيمة معامل الارتباط بين العاملين = 585.						

يتضح من جدول (٧) أنه:

- **وجود أربعة بنود لم تتشبع تشبعاً دالاً على أبعادها المفترضة وهى ٦، ١٢، ١٦، ١٧.**
- **بلغت أعلى قيمة للتشبعات غير المعيارية ١.٢٣٩ للبند رقم ٩، بينما بلغت أقل قيمة ١٨٩. للبند رقم ١٢.**
- **بلغت أعلى قيمة للخطأ المعيارى ٢٦٩. للبند رقم ٩، بينما بلغت أقل قيمة ١٢٢. للبند رقم ١٢.**
- **بلغت أعلى قيمة للتشبعات المعيارية ٦٥٧. للبند رقم ٢٤، بينما بلغت أقل قيمة ١٠١. للبند رقم ١٢، في حين بلغ متوسط هذه التشبعات ٤١..**
- **بلغت أعلى قيمة لتباين الخطأ ٩٩٠. للبند رقم ١٢، بينما بلغت أقل قيمة ٥٦٩. للبند رقم ٢٤.**

جدول (٨)

التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، النسبة الحرجة، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ وذلك في حالة التدريج الخماسى لفئات الاستجابة

العامل الكامن	رقم البند	التشبعات غير المعيارية	الخطأ المعيارى	النسبة الحرجة	التشبعات المعيارية	تباين الخطأ
الأول (الملل من المحتوى الدراسى)	١	1.00	---	---	.467	.782
	٢	.687	.127	5.393**	.321	.897
	٣	.975	.143	6.821**	.456	.792
	٤	1.120	.169	6.635**	.524	.726
	٦	.235	.121	1.933*	.110	.988
	٧	1.111	.156	7.144**	.520	.730
	١٠	.363	.146	2.484**	.170	.971
	١٢	.386	.125	3.097**	.181	.967
	١٣	.743	.143	5.204**	.347	.879
	١٩	1.404	.184	7.629**	.656	.569
	٢٠	1.254	.156	8.029**	.586	.656
	٢١	1.036	.155	6.697**	.484	.765
	٢٤	1.307	.174	7.517**	.611	.627
	٢٥	1.067	.160	6.673**	.499	.751
	٢٦	1.154	.172	6.720**	.540	.709
	٢٧	.861	.156	5.530**	.402	.838
	٢٨	1.419	.187	7.587**	.663	.560
الثانى (الملل من أسلوب التدريس)	٥	1.00	---	---	.458	.791
	٨	1.168	.203	5.767**	.534	.714
	٩	1.388	.215	6.459**	.635	.569
	١١	1.110	.185	6.011**	.508	.742
	١٤	1.159	.197	5.881**	.530	.719
	١٥	.927	.176	5.265**	.424	.820
	١٦	1.002	.181	5.532**	.458	.790
	١٧	.678	.183	3.708**	.310	.904
	١٨	1.272	.219	5.821**	.582	.661
	٢٢	.987	.181	5.448**	.451	.796
	٢٣	.755	.160	4.719**	.346	.881
قيمة معامل الارتباط بين العاملين = 539.						

يتضح من جدول (٨) التالى:

- **لا يوجد أي بند والذى لم يتشبع تشبعاً دالاً على أبعاده المفترضة.**
- **بلغت أعلى قيمة للتشبعات غير المعيارية ١.٤١٩ للبند رقم ٢٨، بينما بلغت أقل قيمة ٢٣٥. للبند رقم ٦.**

- **بلغت أعلى قيمة للخطأ المعيارى ٢١٩. للبند رقم ١٨، بينما بلغت أقل قيمة ١٢١. للبند رقم ٦.**
- **بلغت أعلى قيمة للتشبعات المعيارية ٦٦٣. للبند رقم ٢٨، بينما بلغت أقل قيمة ١١٠. للبند رقم ٦، في حين بلغ متوسط هذه التشبعات ٤٦..**
- **بلغت أعلى قيمة لتباين الخطأ ٩٩٨. للبند رقم ٦، بينما بلغت أقل قيمة ٥٦٠. للبند رقم ٢٨.**

جدول (٩)

التشبعات غير المعيارية وقيم الخطأ المعيارى المرتبطة بها، النسبة الحرجة، التشبعات المعيارية، تباين الخطأ وذلك في حالة التدريج السباعى لفئات الاستجابة

العامل الكامن	رقم البند	التشبعات غير المعيارية	الخطأ المعيارى	النسبة الحرجة	التشبعات المعيارية	تباين الخطأ
الأول (الملل من المحتوى الدراسى)	١	1.00	---	---	.421	.823
	٢	.883	.156	5.650**	.372	.862
	٣	1.303	.183	7.128**	.549	.699
	٤	1.285	.192	6.697**	.541	.707
	٦	.482	.127	3.801**	.203	.959
	٧	1.319	.194	6.802**	.555	.692
	١٠	.497	.148	3.351**	.209	.956
	١٢	.426	.135	3.167**	.179	.968
	١٣	1.150	.183	6.285**	.484	.766
	١٩	1.379	.190	7.241**	.580	.663
	٢٠	1.462	.188	7.779**	.615	.622
	٢١	1.212	.171	7.098**	.510	.740
	٢٤	1.458	.194	7.505**	.614	.624
	٢٥	1.193	.170	7.006**	.502	.748
	٢٦	1.165	.175	6.673**	.490	.760
	٢٧	1.041	.171	6.085**	.438	.808
	٢٨	1.457	.202	7.218**	.631	.624
الثانى (الملل من أسلوب التدريس)	٥	1.00	---	---	.592	.650
	٨	.913	.110	8.326**	.540	.708
	٩	1.095	.115	9.558**	.648	.581
	١١	.990	.118	8.363**	.586	.657
	١٤	.882	.102	8.629**	.522	.728
	١٥	.828	.099	8.372**	.490	.760
	١٦	.770	.107	7.200**	.455	.793
	١٧	.630	.104	6.039**	.373	.861
	١٨	.953	.107	8.871**	.564	.682
	٢٢	.935	.105	8.946**	.553	.694
	٢٣	.863	.100	8.647**	.510	.740
قيمة معامل الارتباط بين العاملين = 547.						

يتضح من جدول (٩) التالى:

- **لا يوجد أي بند والذى لم يتشبع تشبعاً دالاً على أبعاده المفترضة.**
- **بلغت أعلى قيمة للتشبعات غير المعيارية ١.٤٦٢ للبند رقم ٠٨، بينما بلغت أقل قيمة ٤٦٢. للبند رقم ١٢.**
- **بلغت أعلى قيمة للخطأ المعيارى ٢٠٢. للبند رقم ٢٨، بينما بلغت أقل قيمة ٠٩٩. للبند رقم ١٥.**
- **بلغت أعلى قيمة للتشبعات المعيارية ٦٤٨. للبند رقم ٩، بينما بلغت أقل قيمة ١٧٩. للبند رقم ١٢، في حين بلغ متوسط هذه التشبعات ٤١.، في حين بلغ متوسط هذه التشبعات ٤٩..**
- **بلغت أعلى قيمة لتباين الخطأ ٩٦٨. للبند رقم ١٢، بينما بلغت أقل قيمة ٥٨١. للبند رقم ٩.**

تفسير نتائج الفرض الثالث

اتضح من عرض نتائج الفرض الثالث أنه تم قبوله، حيث إن مؤشرات جودة المطابقة كانت أفضل كلما قل عدد فئات الاستجابة مع أنها قد تكون غير معبرة بدقة عن اتساق النموذج المفترض مع البيانات، ويمكن تفسير هذه النتائج في ضوء ما ورد في الإطار النظرى للدراسة والأدبيات البحثية المرتبطة، حيث إن القوة الإحصائية لاختبار كا[٢] تنخفض مع زيادة القيمة المطلقة للتفرطح المفرط[١٠] Excess kurtosis للبيانات الذى تزيد احتماليته مع قلة عدد فئات الاستجابة، ومن ثم يوجد تحسن فى مؤشرات جودة المطابقة مع قلة عدد فئات الاستجابة بصرف النظر عن البنية العاملية الحقيقية للسمة المقاسة أو مؤشرات جودة المطابقة المستخدمة فى الحكم على ملاءمة البيانات للنموذج المفترض.

يمكن تفسير زيادة قيمة التفرطح مع قلة عدد فئات الاستجابة فى ضوء أنه عندما يكون عدد فئات الاستجابة ثلاثة (غير موافق – متردد – موافق) فتتركز استجابة معظم المشاركين على الاستجابة الوسيطة (متردد) مما يجعل الاستجابتان (غير موافق– موافق) قيم متطرفة كما تم التنويه لذلك أثناء مناقشة نتائج الفرض الثانى؛ الأمر الذى يزيد

[١٠] يشير التفرطح المفرط إلى وجود احتمالية أكبر لوجود معامل تفرطح للبيانات تزيد قيمته عن تلك المرتبطة بمعامل تفرطح التوزيع الاعتدالى.

من قيمة التفرطح وبالتالى انخفاض القوة الإحصائية لاختبار كا٢، أما فى حالة زيادة عدد فئات الاستجابة –على سبيل المثال خمسة– فتتوزع استجابات المشاركين على البدائل (غير موافق بشدة – غير موافق – متردد – موافق – موافق بشدة) مما يجعل توزيع الاستجابات أقرب إلى الاعتدالية عنه فى حالة كون عدد فئات الاستجابة ثلاثة، وبالتالى انخفاض قيمة التفرطح مع زيادة الثقة فى القوة الإحصائية لاختبار كا٢ الناتج من هذا التدريج، وهكذا بالنسبة للتدريج السباعى.

يبدو أنه توجد فروق طفيفة بين نتائج التدريجين الخماسى والسباعى فيما يرتبط بمؤشرات جودة المطابقة ومعالم النموذج بل إن التدريج الخماسى أفضل فى بعض مؤشرات جودة المطابقة (RMSEA)؛ ولذلك فإن استخدام التدريج الخماسى أفضل من التدريج السباعى بسبب سهولة التمييز بين فئات الاستجابة وبالتالى الاستجابة الحقيقة، ويتفق ذلك مع ما أشار إليه Struk et al. (2017, 356) أن صعوبة التمييز بين فئات الاستجابة فى التدريج السباعى تجعل التدريج الخماسى أفضل ومن ثم يوصى به في الدراسات المستقبلية، علاوة على أن التدريج الخماسى أفضل من التدريج الثلاثى فيما يتعلق بمتوسط التشبعات المعيارية التي تُعد دلالة على مدى إسهام العامل الكامن في التباين في الاستجابة على محتوى البند.

اتفقت نتائج هذا الفرض مع نتائج دراسة Maydeu-Olivares et al. (2009) التى استخدمت نتائج التحليل العاملى للبنود، وكذلك نتائج دراسة حجاج غانم أحمد على وياسر عبدالله حفنى حسن (٢٠١١) التى أشارت إلى أن مؤشرات جودة المطابقة كانت أفضل كلما قل عدد فئات الاستجابة، كما اتفقت نتائج هذا الفرض أيضاً مع نتائج دراسة Hall (2017) التي توصلت إلى أنه كلما زاد عدد فئات الاستجابة زادت احتمالية رفض النماذج العاملية التى لا تمثل البيانات حيث إن قلة عدد فئات الاستجابة يؤدى إلى احتمالية أكبر لوجود بنية عاملية تتسم بعدد عوامل أكثر من العوامل الحقيقية الكامنة وراء المتغيرات الملاحظة، وذلك بعد فحص بعض مؤشرات جودة المطابقة، ويؤكد ذلك ما أشار إليه Maydeu-Olivares et al. (2017, 504) بضرورة أن تكون عدد فئات الاستجابة خمسة وذلك للتوصل إلى الحل العاملى الملائم للبيانات موضع التحليل، كما أنه كلما قل عدد فئات الاستجابة قلت احتمالية

رفض النموذج العاملى غير الملائم للبيانات، وخاصة فى حالة استخدام النموذج العاملى المشترك.

وعلى الجانب الآخر فتختلف نتائج هذا الفرض مع نتائج دراسة Dolan (1994) التي أشارت إلى انخفاض قيمة كا^{2} بزيادة عدد فئات الاستجابة وكذلك نتائج دراسة Green et al. (1997) التي توصلت إلى أن قيمة كا^{2} كانت أكثر تضخماً في التدريج الثنائى عنه في التدريجين الرباعى والسداسى، كما أن مؤشر جودة المطابقة المقارن كان أفضل فى حالة التدريج الثنائى لفئات الاستجابة.

فى نهاية عرض نتائج هذا الفرض يجب التنويه إلى أنه كلما قل عدد فئات الاستجابة قلت احتمالية رفض النماذج العاملية التى تمثل البيانات موضع التحليل تمثيلاً حقيقياً وهذا ما اتضح جلياً من خلال عرض نتائج التدريج الثلاثى، حيث أن مؤشرات جودة المطابقة كانت مقبولة إلى حد ما ومع ذلك فتوجد بنود لم تتشبع تشبعاً دالاً فى التدريج الثلاثى مع أنها تشبعت فى التدريجين الخماسى والسباعى، ويتفق ذلك مع Asu´n et al. (2016, 111) الذين أشاروا إلى أن العدد الأفضل لفئات الاستجابة والأكثر انتشاراً بين الباحثين هو ٤-٧.

تعليق عام على نتائج الدراسة الحالية

يتضح من خلال عرض ومناقشة نتائج الدراسة الحالية أن عدد فئات الاستجابة يؤدى دوراً مهماً أثناء تصميم وتقنين أدوات القياس فى العلوم النفسية والتربوية وذلك فى اتخاذ القرار المناسب في التالى:

١. مدى قابلية البيانات للتحليل العاملى: قد تختلف نسبة التباين المشترك بين البنود ليس لاختلاف التباين الحقيقى بين هذه البنود بل لقلة عدد فئات الاستجابة كما حدث فى التدريج الثلاثى، كما أنه قد لا تتشبع بعض هذه البنود تشبعاً دالاً على العوامل المستخلصة بسبب قلة عدد فئات الاستجابة كما حدث فى التدريج الثلاثى أيضاً بالرغم من أن هذه البنود قد تكون ضمن بنية المتغير المستهدف بالقياس حيث من المفترض أنه تم كتابتها فى ضوء الأدبيات البحثية المرتبطة.
٢. البنية العاملية (عدد العوامل): قد تختلف البنية العاملية لأدوات القياس ليس للاختلاف الحقيقى لعدد العوامل الكامنة وراء السمة المراد قياسها بل لاختلاف عدد

فئات الاستجابة أيضا مما قد يمثّل تحدياً أمام الباحث فى تسمية وتفسير العوامل المستخلصة، وقد حدث ذلك أيضاً فى التدريج الثلاثى.

٣. قبول أو رفض البنية العاملية: حيث إن قلة عدد فئات الاستجابة قد يؤدى إلى قبول البنية العاملية أثناء استخدام التحليل العاملى التوكيدى للبنود بناءً على مؤشرات جودة المطابقة، مع ضرورة التنويه أن النموذج المفترض ربما لا يمثّل البايانات تمثيلاً حقيقياً؛ ومن ثم يجب عدم الاكتفاء بهذه المؤشرات كمحك لقبول النماذج أو رفضها بل فحص بقية معالم النموذج مثل التشبعات المعيارية وتباين الخطأ.

توصيات الدراسة

توصى الدراسة الحالية فى ضوء نتائجها بضرورة التالى:

١. استخدام نموذج التحليل العاملى للبنود مع البيانات الرتبية التى يتم الحصول عليها بتدريج ليكرت طبقاً لتوصيات العديد من أدبيات القياس النفسى والتربوى.

٢. التأنى في اتخاذ القرار المناسب لعدد فئات الاستجابة أثناء كتابة بنود أدوات القياس لما له من تأثير فعال على استيفاء افتراضات ومخرجات التحليل العاملى بنوعيه الاستكشافى والتوكيدى للبنود، مع عدم اختيار التدريج الثلاثى لأن اختيارات المستجيبين تنحصر على الاستجابة الوسيطة مما يقلل من نسبة التباين فى الاستجابات وبالتالى انخفاض الخصائص السيكومترية.

٣. التأكد من استيفاء افتراضات التحليل العاملى الاستكشافى قبل البدء فى تحليل البيانات لما لذلك من تأثير على منعة النتائج ومن ثم صدق التفسيرات والاستدلالات.

٤. عدم الاعتماد على زيادة نسبة التباين المفسر كمحك لقبول الحل العاملى إلا إذا كانت هذه النسبة ناتجة عن بنية عاملية قابلة للتفسير، مع توخى الحذر أثناء استخدام التدريج الثلاثى لفئات الاستجابة.

٥. عدم الاكتفاء بمؤشرات جودة المطابقة لقبول أو رفض النماذج التى يتم اختبارها باستخدام التحليل العاملى التوكيدى للبنود لأنها مؤشرات وصفية تكون مضللة أحياناً وخاصة مع قلة عدد فئات الاستجابة، مع فحص معالم النموذج مثل التشبعات المعيارية وتباين الخطأ وغيرها من مخرجات التحليل العاملى التوكيدى للحكم على قبول النموذج المفترض من عدمه.

٦. تدوين بعض مؤشرات جودة المطابقة المطلقة والنسبية وعدم الاقتصار على نوع واحد منهما.

٧. استخدام التدريج الخماسى لفئات الاستجابة؛ حيث أن التدريج الثلاثى يؤدى إلى زيادة عدد العوامل التى تكون غير قابلة للتفسير فى أغلب الأحيان وذلك فى حالة استخدام التحليل العاملى الاستكشافى للبنود، كما يؤدى إلى قلة احتمالية رفض النماذج غير الصحيحة أثناء استخدام التحليل العاملى التوكيدى، وخاصة أن مؤشرات جودة المطابقة تكون مضللة نوع ما، أما التدريج السباعى فيمثل تحدياً أمام المستجيبين ويحتاج مزيداً من الجهد أثناء الاستجابة على بنود أدوات القياس.

بحوث ودراسات مقترحة

تُعد الدراسة الحالية امتداداً للدراسات التى اهتمت بتحسين ممارسات استخدام التحليل العاملى بين الباحثين وذلك للتحقق من دليل صدق البنية الداخلية لأدوات القياس فى العلوم التربوية والنفسية، بالإضافة إلى أنها من الدراسات التي لها السبق فى البيئة العربية والتى تناولت نموذج التحليل العاملى للبنود الملائم لطبيعة البيانات الرتبية مثل تلك التى يتم جمعها بأسلوب ليكرت؛ ونظراً لذلك فيوجد بعض البحوث والدراسات المقترحة – لاستكمال الاستفادة من هذا النموذج – كالتالى:

١. تقييم تأثير عدد فئات الاستجابة على مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى وذلك باختلاف نوع التدوير (متعامد – مائل) وطرق تقدير معالم النموذج.

٢. تحرى تأثير عدد المشاركين (١٠٠ – ٢٠٠ – ٣٠٠ – ٤٠٠ – ٥٠٠) على مخرجات التحليل العاملى للبنود بشقيه الاستكشافى والتوكيدى.

٣. دراسة تأثير عدد فئات الاستجابة ومدى تعقيد النموذج المفترض من حيث عدد العوامل والتشبعات المشتركة بين العوامل على معدل الخطأ من النوعين الأول والثانى.

٤. تحرى تأثير انتهاك افتراضات التحليل العاملى للبنود على نتائج بعض الأساليب الإحصائية مثل تحليل الانحدار.

٥. تقييم دقة درجات العوامل فى ضوء اختلاف طريقة تقدير معالم النموذج باختلاف عدد فئات الاستجابة.

المراجع :

أولاً: المراجع العربية:

أمحمد بوزيان تيغزة (٢٠١٢). *التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى*. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.

حجاج غانم أحمد على، ياسر عبدالله حفنى حسن (٢٠١١). تأثير عدد بدائل ليكرت على الخصائص السيكومترية للمقياس النفسي وافتراضات التصميم العاملي ثنائي الاتجاه. *مجلة الإرشاد النفسى، جامعة عين شمس*، ٢٩ ، ٥٥-١٣١.

ربيع عبده أحمد رشوان (٢٠١٥). أداء محكات تحديد العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى لأدوات القياس فى البحوث النفسية. *مجلة كلية التربية، جامعة عين شمس*، ٣٩(٤)، **564-431**.

عادل سمير محمد حمدان (٢٠١٩). *تأثير عدد فئات تدريج ليكرت على نتائج التحليل العاملي التوكيدي لمقاييس الاتجاهات وفقاً لنموذج سلم التقدير "لراش"* (رسالة دكتوراة غير منشورة). كلية التربية، جامعة أسيوط.

محسوب عبدالقادر الضوى حسن (٢٠١٢). تقييم منعة بعض الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو في تحديد عدد العوامل في التحليل العاملى الاستكشافى في البحث النفسى. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٨٥*(١)، ١١٩-١٧٥.

محسوب عبدالقادر الضوى حسن (٢٠١٥). استخدام الأساليب الكمية في التحقق من صدق الاختبار النفسى. *مجلة كلية التربية، جامعة الإسكندرية*،٢٥ (٢)، ٢٣-١١٥.

محمد عبدالرحمن إسماعيل (٢٠١٥). أثر عدد بدائل الاستجابة في مقياس ليكرت على الخصائص السيكومترية للمقياس وقياس الاتجاهات: دراسة تطبيقية على متدربي معهد الإدارة العامة، المملكة العربية السعودية. *مجلة الإدارة العامة، معهد الإدارة العامة، ٥٥*(٤)، ٨٣٥- ٨٧٥.

محمود محمد عمر، حصة عبدالرحمن فخرو، تركى السبيعى، آمنة عبدالله تركى (٢٠١٠). *القياس النفسى والتربوى*. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.

ثانياً: المراجع الاجنبية:

American Psychological Association (2010). *Publication manual of the American Psychological Association* (6th ed.). Washington, DC: American Psychological Association.

Asu´n, R. A., Rdz-Navarro, K., & Alvarado, J. M. (2016). Developing multidimensional Likert scales using item factor analysis: The case of four-point items. *Sociological Methods & Research, 45*(1), 109-133. doi: 10.1177/0049124114566716

Bandlos, D. L. (2018). *Measurement theory and applications for the social sciences*. New York, NY: The Guilford Press.

Barnette, B. A. (2010). Likert scaling. In N. J. Salkind (Ed.), *Encyclopedia of Research Design* (pp. 715-718). Thousand Oaks, CA: Sage Publication Inc.

Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology (Statistical Section), 3*, 77-85.

Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 13*(2), 186-203. doi: 10.1207/s15328007sem1302_2

Beavers, A. S., Lounsbury, J. W., Richards, J. K., Huck, S. W., Skolits, G. J., & Esquivel, S. L. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 18*(6), 1-13.

Beccariaa, L., Beccariab, G., & McCoskerb, C. (2018). A confirmatory factor analysis of the student evidence-based practice questionnaire (S-EBPQ) in an Australian sample. *Nurse Education Today, 62*, 69–73. doi: 10.1016/j.nedt.2017.12.010

Besnoy, K. D., Dantzler, J., Besnoy, L. R., & Byrne, C. (2016). Using exploratory and confirmatory factor analysis to measure construct validity of the traits, aptitudes, and behaviors scale (TABS). *Journal for the Education of the Gifted, 39*(1), 3-22. doi: 10.1177/0162353215624160

Bloom, M., Fischer, J., & Orme, J. G. (2003). *Evaluating practice: Guidelines for the accountable professional* (4th ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.

Boerebach, B. C. M., Lombarts, K. M., & Arah, O. A. (2016). Confirmatory factor analysis of the system for evaluation of teaching qualities (SETQ) in graduate medical training. *Evaluation & the Health Professions, 39*(1) 21-32. doi: 10.1177/0163278714552520

Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: The Guilford Press.

Carey, J., Brigman, G., Webb, L., Villares, E., & Harrington, K. (2014). Development of an instrument to measure student use of academic success skills: An exploratory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 47*(3) 171–180. doi: 1 0.1177/0748175613505622

Cai, L. (2013). Factor analysis of tests and items. In K. F. Geisinger, B. A. Bracken, J. F. Carlson, J. C. Hansen, N. R. Kuncel, S. P. Reise, & M. C. Rodriguez (Eds.), *APA handbook of testing and assessment in psychology: Vol. I. Test theory and testing and assessment in industrial and organizational psychology* (pp. 85–

100). Washington, DC: American Psychological Association. doi: 10.1037/14047-003

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of good of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(3), 464-504. doi: 10.1080/10705510701301834

Chomeya, R. (2010). Quality of psychology test between Likert scale 5 and 6 points. *Journal of Social Sciences, 6*(3), 399-403. doi: 10.3844/jssp.2010.399.403

Çokluk, O., & Koçak, D. (2016). Using Horn's parallel analysis method in exploratory factor analysis for determining the number of factors. *Educational Sciences: Theory & Practice, 16*(2), 537-551. doi: 10.12738/estp.2016.2.0328

Cook, C., Heath, F., Thompson, R. L., & Thompson, B. (2001). Score reliability in web- or Internet-based surveys: Unnumbered graphic rating scales versus Likert-type scales. *Educational and Psychological Measurement, 61*(4), 697-706. doi: 10.1177/00131640121971356

Coovert, M. D., & McNelis, K. (1988). Determing the number of common factors in factor analysis: A review and program. *Educational and Psychological Measurement, 48*(3), 687- 692. doi: 10.1177/0013164488483012

Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 10*(7), 1-9.

Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: Using the SPSS R-menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 18*(8), 1-14.

Crawford, A. V., Green, S. B., Levy, R., Lo, W., Scott, L., Svetina, D., & Thompson, M. S. (2010). Evaluation of parallel analysis methods for determining the number of factors. *Educational and Psychological Measurement, 70*(6), 885-901. doi: 10.1177/0013164410379332

Danner, D., Blasius, J., Breyer, B., Eifler, S., Menold, N., Paulhus, D. L., . . . Ziegler, M. (2016). Current challenges, new developments, and future directions in scale construction. *European Journal of Psychological Assessment, 32*(3): 175–180. doi: 10.1027/1015-5759/a000375

Davenport, Jr, E. C. (2019). Notes on factor analysis: Class notes. University of Minnesota, USA.

DeCastellarnau, A. (2018). A classification of response scale characteristics that affect data quality: A literature review. *Quality & Quantity, 52*(4): 1523–1559. doi: 10.1007/s11135-017-0533-4

de Winter, J. C. F., & Dodou, D. (2010). Five-point Likert items: t-test versus Mann-Whitney-Wilcoxon. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 15*(11), 1-16.

DiStefano, C. (2002). The impact of categorization with confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(3), 327-346. doi: 10.1207/S15328007SEM0903_2

DiStefano, C., & Hess, B. (2005). Using confirmatory factor analysis for construct validation: An empirical review. *Journal of Psychoeducational Assessment, 23*(3), 225-241. doi: 10.1177/073428290502300303

DiStefano, C., McDaniel, H. L., Zhang, L., Shi, D., & Jiang, Z. (2019). Fitting large factor analysis models with ordinal data. *Educational and Psychological Measurement, 79*(3), 417-436. doi: 10.1177/0013164418818242

Dolan, C. V. (1994). Factor analysis of variables with 2, 3, 5 and 7 response categories: A comparison of categorical variable estimators using simulated data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 41*, 309-326. doi: 10.1111/j.2044-8317.1994.tb01039.x

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods, 4*(3), 272-299. doi: 10.1037/1082-989X.4.3.272

Flora, D. B., LaBrish, C., & Chalmers, R. P. (2012). Old and new ideas for data screening and assumption testing for exploratory and confirmatory factor analysis. *Frontiers in Psychology, 3*(55), 1-21. doi: 10.3389/fpsyg.2012.00055

Garland, R. (1991). The mid-point on a rating scale: Is it desirable? *Marketing Bulletin, 2*, 66-70.

Green, S. B., Akey, T. M., Fleming, K. K., Hershberger, S. L., & Marquis, J. G. (1997). Effect of the number of scale points on chi-square fit indices in confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 4*(2), 108-120, doi: 10.1080/10705519709540064

Green, S. B., Thompson, M. S., Levy, R., & Lo, W. (2015). Type I and Type II error rates and overall accuracy of the revised parallel analysis method for determining the number of factors. *Educational and Psychological Measurement, 75*(3), 428-457. doi: 10.1177/0013164414546566

Hall, A. J. (2017). *Dimensionality and instrument validation in factor analysis: Effect of the number of response alternatives* (Master's thesis). Available from ProQuest Dissertations and Theses database. (UMI No. 10264211)

Hamann, P. M., Schiemann, F., Bellora, L., & Guenther, T. W. (2013). Exploring the dimensions of organizational performance: A construct validity study. *Organizational Research Methods, 16*(1) 67-87. doi: 10.1177/1094428112470007

Henson, R. K., & Roberts, J. K. (2006). Use of exploratory factor analysis in published research: Common errors and some comment on improved practice. *Educational and Psychological Measurement, 66*(3), 393-416. doi: 10.1177/0013164405282485

Hoe, S. L. (2008). İssues and procedures in adopting structural equation modelling technique. *Journal of Applied Quantitative Methods, 3*(1), 76-83.

Holdaway, E. A. (1971). Different response categories and questionare response patterns. *The Journal of Experimental Education, 40*(2), 57-60. doi:

Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118

Hurley, J. R. (1998). Timidity as a response style to psychological questionnaires. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied, 132*(2), 201-210. doi: 10.1080/00223989809599159

IBM Corp. (2017). IBM SPSS Statistics for Windows (Version 25) [Computer software]. Armonk, NY: IBM Corp.

Jackson, D. L., Gillaspy, Jr., J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods, 14*(1), 6–23. doi: 10.1037/a0014694

Javaras, K. N. (2004). *Statistical analysis of Likert data on attitudes* (Doctoral diseration). Balliol College, University of Oxford.

Jones, W. P., & Loe, S. A. (2013). Optimal number of questionnaire response categories: More may not be better. *SAGE Open, 3*(2), 1-10. doi: 10.1177/2158244013489691

Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). LISREL 8.8 for windows [Computer software]. Chicago, IL: Scientific Software International, Inc.

Kaiser, H. F. (1981). A revised measure of sampling adequacy for factor-analytic data matrices. *Educational and Psychological Measurement, 41*(2), 379-381. doi: 10.1177/001316448104100216

Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd Edition). New York, NY: Guilford Press.

Ledesma, R. D., & Valero-Mora, P. (2007). Five-point Likert items: t test versus Mann-Whitney-Wilcoxon. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 12*(2), 1-11.

Lee, C. (2013). *An empirical evaluation of three procedures of confirmatory factor analysis with ordinal data* (Doctoral dissertation). Available from ProQuest Dissertations and Theses database. (UMI No. 3585294)

Li, C. (2014). *The performance of MLR, ULSMV, and WLSMV estimation in structural regression models with ordinal data* (Doctoral dissertation). Michigan State University.

Lietz, P. (2010). Research into questionnaire design: A summary of the literature. *International Journal of Market Research*, *52*(2), 249-272. doi: 10.2501/S147078530920120X

Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, *140*, ٥–55.

Liu, Y., Zumbo, B., D., & Wu, A. D. (2012). A demonstration of the impact of outliers on the decisions about the number of factors in exploratory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 72*(2), 181-199. doi: 10.1177/0013164411410878

Lorenzo-seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior Research methods, 38* (1), 88-91.

Lozano, L. M., García-Cueto, E., & Muñiz, J. (2008). Effect of the number of response categories on the reliability and validity of rating scales. *Methodology, 4*(2), 73–79. doi: 10.1027/1614-2241.4.2.73

Maydeu-Olivares, A., Kramp, U., García-Forero, C., Gallardo-Pujol, D., & Coffman, D. (2009). The effect of varying the number of response alternatives in rating scales: Experimental evidence from intra-individual effects. *Behavior Research Methods, 41*(2), 295-308. doi: 10.3758/BRM.41.2.295

Maydeu-Olivares, A., Cai, L., & Hernández, A. (2011). Comparing the fit of item response theory and factor analysis models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 18*(3), 333-356. doi: 10.1080/10705511.2011.581993

Maydeu-Olivares, A., Fairchild, A. J. & Hall, A. G. (2017). Goodness of fit in item factor analysis: Effect of the number of response alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 24*(4), 495-505. doi: 10.1080/10705511.2017.1289816

Mishra, M. (2016). Confirmatory factor analysis (CFA) as an analytical technique to assess measurement error in survey research: A review. *Paradigm, 20*(2) 97–112. doi: 10.1177/0971890716672933

Muñiz, J., García-Cueto, E., & Lozano, L. M. (2005). Item format and the psychometric properties of the Eysenck personality questionnaire. *Personality and Individual Differences, 38,* 61–69. doi: 10.1016/j.paid.2004.03.021

Muthén, L. K. and Muthén, B. O. (1998-2017). *Mplus user's guide* (8th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén

Mvududu, N. H., & Sink, C. A. (2013). Factor analysis in counseling research and practice. *Counseling Outcome Research and Evaluation, 4*(2), 75-98. doi: 10.1177/2150137813494766

Nadler, J. T., Weston, R., & Voyles, E. C. (2015). Stuck in the middle: The use and interpretation of mid-points in items on questionnaires. *The Journal of General Psychology, 142*(2), 71-89. doi: 10.1080/00221309.2014.994590

Patil, V. H., McPherson, M. Q., & Friesner, D. (2008). The use of exploratory factor analysis in public health: A note on parallel analysis as a factor retention criterion. *Methods, Issues, and Results in Evaluation and Research, 24*(3), 178-182.

Prudon, P. (2015). Confirmatory factor analysis as a tool in research using questionnaires: A critique. *Comprehensive Psychology, 4*(10), 1-19. doi: 10.2466/03.CP.4.10

Revelle, W. (2018). psych: Procedures for personality and psychological research. Northwestern University, Evanston, Illinois, USA. https://CRAN.R-project.org/package=psychVersion = 1.8.12.

Riconscente, M. M., & Romeo, I. (2010). Technique for the measurement of attitudes, A. In N. J. Salkind (Ed.), *Encyclopedia of Research Design* (pp. 1489-1492). Thousand Oaks, CA: Sage Publication Inc.

Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1-36. URL http://www.jstatsoft.org/v48/i02/.

Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment, 29*(4) 304–321. doi: 10.1177/0734282911406653

Schulenberg, S. E., & Melton, A. M. A. (2007). Confirmatory factor analysis of the computer understanding and experience scale. *Psychological Reports, 100*, 1263-1269. doi: 10.2466/PRO.100.4.12.63.1269

Simms, L. J., Zelazny, K., Williams, T. F., & Bernstein, L. (2019). Does the number of response options matter? Psychometric perspectives using personality questionnaire data. *Psychological Assessment, 31*(4), 557-566. doi: 10.1037/pas0000648

Struk, A. A., Carriere, J. S. A., Cheyne, J. A., & Danckert, J. (2017). A short boredom proneness scale: Development and psychometric properties. *Assessment, 24*(3), 346-359. doi: 10.1177/1073191115609996

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston, MA: Pearson Education, Inc.

Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: A historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement, 56*(2), 197-208. doi: 10.1177/0013164496056002001

Wang, H. Y., & Lin, C. K. (2015). Factor analysis of a social skills scale for high school students. *Psychological Reports: Relationships & Communications, 117*(2), 566-579. doi: 10.2466/21.PR0.117c18z5

Weems, G. H. (1999). *Impact of the number of response categories on frequency scales: An examination of information obtained, reliability, and factor structure* (Doctoral dissertation). Available from ProQuest Dissertations and Theses database. (UMI No. 800-521-0600)

Wirth, R. J., & Edwards, M. C. (2007). Item factor analysis: Current approaches and future directions. *Psychological Methods, 12*(1), 58–79. doi:10.1037/1082-989X.12.1.58

Yockey, R. D., & Kralowec, C. J. (2015). Confirmatory factor analysis of the procrastination assessment scale for students. *SAGE Open*, 1-5. doi: 10.1177/2158244015611456

Zhang, G., & Preacher, K. J. (2015). Factor rotation and standard errors in exploratory factor analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 40*(6), 579–603. doi: 10.3102/1076998615606098

Zopluoglu, C., & Davenport, Jr, E. C. (2017). A note on using eigenvalues in dimensionality assessment. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 22*(7), 1-10.