مجلة العلوم التربوية

استخدام نموذج راش والتحليل العاملى لتحرى أحادية البعد فى مقياس الشغف الأكاديمي: دراسة سيكومترية

اعداد

أ / سحر جمال محمد عبدالجليل

معيدة بقسم علم النفس التربوى

بكلية التربية بقنا–جامعة جنوب الوادى

أ.د / محسوب عبدالقادر الضوى

أستاذ علم النفس التربوى

بكلية التربية بقنا–جامعة جنوب الوادى

أ.م.د/ شيماء سيد سليمان

أستاذ علم النفس التربوى المساعد

بكلية التربية بقنا–جامعة جنوب الوادى

المستخلص

هدفت الدراسة إلى تحرى المؤشرات الفاعلة فى الكشف عن افتراض أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمى (إعداد: سحر جمال محمد عبدالجليل) باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى، والتحليل العاملى التوكيدى، ونموذج راش، وبلغ عدد المشاركين فى الدراسة ٣٠٠ طالب وطالبة من طلاب الفرقة الثالثة بكلية التربية بقنا (تعليم عام– تعليم أساسي– شعبة الطفولة)، تتراوح اعمارهم بين ٢٠–٢٢ سنة، بمتوسط عمر قدرة ٢٠,٨٧ سنة وانحراف معياري قدرة ٠,٦٣٣، وتم استخدام البرامج الإحصائية (V.28) SPSS، (V.26) AMOS، (V.5.6.0.0) Winsteps، وأسفرت نتائج الدراسة إلى تحقق افتراض أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمى؛ أى أن المقياس يقيس سمة واحدة فقط وهى الشغف الأكاديمي لدى عينة الدراسة، وذلك من خلال مؤشرات التحليل العاملى الاستكشافى للكشف عن افتراض أحادية البعد، ومؤشرات التحليل العاملى التوكيدى ومؤشرات نموذج راش، كما توصلت نتائج الدراسة إلى مطابقة مفردات المقياس المستخدم لنموذج راش المستخدم، ومطابقة أفراد عينة الدراسة للنموذج المستخدم ما عدا خمسة أفراد غير متطابقين فتم حذفهم وإعادة التحليل مرة أخرى، وتوصلت الدراسة إلى أنه لا تختلف فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد تبعًا لنوع التحليل المستخدم.

الكلمات المفتاحية: نموذج راش، التحليل العاملى، أحادية البعد، الشغف الأكاديمى.

Using the Rasch Model and Factor Analysis to Investigate Unidimensionality in the Academic Passion Scale: A Psychometric Study

Abstract

The current study aimed to verify the unidimensionality assumption of the academic passion scale (prepared by: Sahar Gamal Mohamed Abdel Galil) using exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, and the Rasch model, The number of participants in the study was 300 male and female students from the third year at the Faculty of Education in Qena (General Education - Basic Education - Childhood Division), their ages ranged between 20-22 years, with an average age of 20.87 years and a standard deviation of 0.633, and was used the statistical programs SPSS (V.28), AMOS (V.26), Winsteps (V.5.6.0.0), and the results of the study indicated that a one-dimensional assumption was achieved in the academic passion scale, meaning that the scale measures only one characteristic, which is the academic passion of the study sample, through Indicators of the exploratory factor analysis to reveal a unidimensionality assumption, indicators of confirmatory factor analysis and indicators of the Rasch model. The results of the study also found that the items of the scale used for the used Rasch model matched, and the study sample was renewed according to the model used, expect for five non-conforming persons, who were deleted and re-applied again. It found that the effectiveness of unidimensionality assumption detection indicators did not differ depending onThe type of analysis used

Key Words: Rasch Model, factor analysis, unidimensionality, academic passion.

مقدمة

تعد الاختبارات والمقاييس من أكثر الأدوات استخدامًا فى المجالات النفسية والتربوية، لذلك يعد البحث فى هذا المجال من المجالات المهمة بين الباحثين فى التربية وعلم النفس؛ نظرًا لوجود حاجة ضرورية لبناء أدوات قياس تتسم بالموضوعية، تساعد على القياس الدقيق للسمات التى تنطوي عليها استجابات الأفراد على مفردات المقاييس، ومن ثم صدق الاستدلالات والتفسيرات، ويتم ذلك باستخدام النظريات الحديثة فى القياس وما ينبثق عنها من نماذج، ومن بين هذه النظريات نظرية الاستجابة للمفردة Item–Response Theory، والتى ارتكزت إلى مجموعة من الافتراضات من أهمها افتراض أحادية البعد Unidimensionality.

ويعد افتراض أحادية البعد من الافتراضات الأساسية التى يجب التحقق منها، بحيث يمثل التحقق من هذا الفرض قرارًا مهمًا للباحثين ومعدى ومطوري أدوات القياس لما له من تأثير على الخصائص السيكومترية لهذه الأدوات.

وأشار علام (٢٠٠٥) أن عدم الالتزام بالكشف عن افتراض أحادية البعد يوقع الباحثين ومصممي أدوات القياس فى العديد من أخطاء القياس التى تنعكس سلبًا على النتائج، على الرغم من أن هذا الافتراض يصعب تحقيقه بشكل تام؛ لأنه يفسر وجود قدرة واحدة تفسر أداء الأفراد على مقياس ما، بحيث وضح Anastasi and Urbina (1997) أن هناك العديد من العوامل التى تؤثر على استجابات الأفراد كالدافعية والمستوى المعرفي والقلق، ويتطلب تحقيق هذا الافتراض وجود عامل واحد يسيطر على المقياس وهو القدرة المقاسة.

وفى بعض نماذج نظرية الاستجابة للمفردة يفترض وجود قدرة واحدة تفسر أداء الأفراد على الاختبار، وهو ما يسمى بالنماذج أحادية البعد On–dimensional Models (Reckase, 1979; Reckase & Mckinley, 1991)، وتعددت النماذج الأحادية البعد تبعًا لاختلاف عدد بارامترات أو معالم المفردات، وهى النموذج أحادي المعلم (نموذج راش) Rasch Model، النموذج ثنائي المعلم (نموذج بيرنبوم) Birnbaum Model، النموذج ثلاثي المعلم (نموذج لورد) Lord Model (Hulin et al., 1983).

ومن أشهر هذه النماذج نموذج راش الذى يسمح بالقياس الموضوعي للسلوك، ويتم استخدامه فى مواجهة الكثير من مشكلات القياس وفى بناء وتقنين المقاييس النفسية لما يوفره من دقة

القياس وموضوعية فى الحكم على السلوك الانساني (علام, ٢٠٠٠), وذكر Hulin et al.(1983) أن نموذج راش يعد من ابسط النماذج وأكثرها شهرة، وتربط الدالة الرياضية التى تعبر عنه بين إجابة الأفراد إجابة صحيحة عن المفردة، ومعلمة صعوبة المفردة، وتختلف منحنيات خصائص المفردة لهذا النموذج فقط فى موقعها على متصل السمة.

ويعد نموذج راش الذى وضعة العالم الدنماركي George Rasch فى عام (١٩٦٠)، وطوره للتطبيق العملي العالم الأمريكي Wright، من أهم نماذج نظرية القياس الحديثة إذ يهدف إلى تحقيق خاصية الموضوعية فى القياس النفسي والتربوي (Harris, 1989).

وأوصت نتائج العديد من الدراسات بضرورة استخدام نماذج الاستجابة للمفردة والتى تتمثل فى نموذج راش، في بناء وتقنين المقاييس المختلفة وتحليل مفردات بعض مقاييس الاتجاهات النفسية (Sabah et al., 2013)، بينما ركزت بعض البحوث أهدافها حول فعالية نموذج راش فى تحقيق موضوعية القياس التربوي والنفسي ومن بين هذه الدراسات دراسة (Waugh & Addison, 1998; Waugh, 1999; Waugh, 2002)، والتى توصلت نتائجها إلى أن البيانات المستمدة من المقاييس التى تم تطبيقها على عينات مختلفة، تنطبق عليها افتراضات نموذج راش، وبالتالي تمتع المقاييس بدرجات مقبولة من الصدق والثبات فى ضوء المعايير المحددة للقياس الموضوعي.

وشدد Hambleton and Swaminathan (1985) على وجوب تحقق افتراض أحادية البعد عند تطبيق نماذج نظرية الاستجابة للمفردة أحادية البعد، إذ أن انتهاك هذا الافتراض يؤثر بصورة كبيرة على تطبيق المعادلة الخاصة بحساب أرجحية (احتمالية) نمط استجابة الأفراد.

ونظرًا لأهمية افتراض تحرى أحادية البعد طرح Hattie (1985) خمس مؤشرات تستخدم للكشف عنه: نمط الاستجابة Answer Patterns ويتحقق ذلك بإتباع نموذج جوتمان فى الاستجابة على المفردات، والاتساق الداخلي أو الثبات Reliability ويقاس من خلال ارتباط المفردة بالدرجة الكلية للمقياس، فمعامل الارتباط يشير إلى صدق المفردة، فالمفردات ذات معامل الارتباط المرتفع ٠,٣٠، يتم استبقائها فى الاختبار، وهذا يعطى مؤشرًا على قياس قدرة واحدة (Nunnally, 1979)، وتحليل المكونات الرئيسية Principal Components Analysis؛ وهى الطريقة الأكثر شيوعاً لاستخلاص العوامل، حتى أن الحزمة الإحصائية الأكثر شهرة والمعروفة اختصاراً باسم SPSS تضع طريقة تحليل المكونات الأساسية باعتبارها الطريقة المفترضة فى الاستعمال Default

Method من ضمن الطرق الأخرى التى تقدمها، فالحزمة معدة ذاتياً لاستخلاص العوامل بطريقة تحليل المكونات الأساسية (الضوى، ٢٠١٣)، ومطابقة البيانات لأحد نماذج السمات الكامنة Latent Trait Models: يوجد مؤشرات تعتمد على نماذج السمات الكامنة أحادية المعلم مثل نموذج راش أو ثنائية المعلم، وتقاس جودة المفردة بمدى مطابقتها للنموذج، وذلك باستخدام إحصاءات المطابقة (Green, 1993)، والتحليل العاملي Factor Analysis: والذى يعمل على تلخيص عدد من العوامل إلى عدد أقل، بحيث تكون كل مجموعة من المتغيرات ترتبط بعامل واحد فقط بواسطة دالة ارتباط عالية فيما بينها وضعيفة مع الأخرى، على أن تفسر أكبر نسبة تباين للمتغيرات الأصلية (Stevens, 2002).

ويستخدم التحليل العاملى بنوعيه التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor Analysis والتحليل العاملى التوكيدى Confirmatory Factor Analysis بشكل متواتر Routine لدراسة العوامل أو البنية الكامنة وراء الدرجات فى عدد من المتغيرات المقاسة أو البنود وتحديد معنى العوامل المحددة والعلاقات بين هذه العوامل، وهو أداة تحليلية شائعة للبيانات –Data Analytic Tool بخاصة فى بناء ودراسة صدق أدوات القياس (Ruscio & Roche, 2012) ، حيث يمثل الصدق مسألة جوهرية فى الاختبارات لها متطلباتها وشروط التحقق منها، ولأن القياس النفسي قياس غير مباشر فإنه يتطلب التأكد من أن ما تقيسه الأدوات يمكن الثقة فيه والاعتماد عليه فى جمع البيانات (الضوي، ٢٠١٥).

ويستخدم التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى للكشف عن افتراض أحادية البعد، بحيث يتم استخدام مؤشرات كل منهم فى الكشف عن افتراض أحادية البعد ضمن إجراءات التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى.

ويوجد مجموعة من الدراسات التى استخدمت التحليل العاملى للتحقق من افتراض أحادية البعد، ومن بين هذه الدراسات دراسة (الحواري, ٢٠١٧) التى هدفت إلى التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى مقابل التحليل العاملى التوكيدى، حيث أظهرت نتائج الدراسة تأكيد نتائج التحليل العاملى الاستكشافى للتحليل العاملى التوكيدى فى الكشف عن افتراض أحادية البعد، إضافة إلى تفوق المؤشرات الإحصائية جذر متوسط مربعات البواقي Root Mean Square Residual (RMR)، الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Squared

Error of Approximation (RMSEA) مؤشر المطابقة المتزايد Incremental Fit Index (IFI)، مؤشر جودة المطابقة Goodness of Fit Index (GFI)، مؤشر جودة المطابقة المعدل Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) فى الكشف عن افتراض أحادية البعد، وهى المؤشرات الأكثر فاعلية فى الكشف عنه والتى تأتى تأكيدًا على مؤشرات التحليل العاملى الاستكشافى.

وفى دراسة (McGill, 2009) حول الطرق الاختبارية للتحقق من أحادية البعد باستخدام تحليل المركبات الرئيسية فى ظل نظرية السمات الكامنة، واستخدم المؤشرات التالية للتحقق من افتراض أحادية البعد: مؤشر Kaiser، النسبة المئوية لنسبة التباين، نسبة الجذور الكامنة، وتوصل الباحث إلى أن مؤشر Kaiser كان أكثر فاعلية بزيادة عدد المفحوصين، وتلتها قوة طريقة الجذور الكامنة، ودراسة (Karon et al., 2009) التى اعتمدت المؤشرات التالية: جذر الخطأ التقريبي RMSEA، ومؤشر توكر لويس TLI، ومؤشر المطابقة المتزايد IFI، ومؤشر المطابقة المعياري NFI, ومؤشر المطابقة المقارن CFI، للكشف عن افتراض أحادية البعد، حيث أظهرت النتائج فاعلية مؤشر توكر لويس ومؤشر المطابقة المعياري.

وفى إطار التوجه نحو دراسة متغيرات غير تقليدية فى مجال القياس النفسى والتربوي والتى ترتبط باتخاذ القرارات الهامة مثل تشخيص نقاط القوة والضعف، والتصنيف، والاختيار، تأتي الدراسة الحالية لاستكشاف متغير غير شائع فى البيئة العربية وهو افتراض أحادية البعد، واستخدام الطرق المختلفة للتحقق منه.

مشكلة الدراسة

يعد افتراض أحادية البعد من الافتراضات الأساسية التي يجب عدم تجاهلها فى إعداد الاختبارات والمقاييس، ويؤدى تجاهلها فى إعداد الاختبارات والمقاييس إلى العديد من أخطاء القياس التى تنعكس سلبًا على النتائج، مما تؤدى إلى نتائج مضللة وذلك لدى معالم القدرة للأفراد ولدى معالم المفردات، والتى تبنى عليها العديد من التفسيرات والقرارات الهامة، حيث أشارت بعض الأدبيات إلى وجود بعض التأثيرات الناتجة عن انتهاك افتراض أحادية البعد، فقد أظهرت دراسة (Kirisci et al., 2001) التى استهدفت الكشف عن تأثير أحادية أو تعددية البعد على دقة تقديرات المعالم لكل من المفردات والأفراد، بحيث استخدمت الدراسة التحليل العاملى فى اختبار أحادية وتعددية البعد، ومن

بين ما توصلت إليه الدراسة أن تحقق افتراض أحادية البعد للاختبار يؤدى إلى تقديرات ثابتة ودقيقة لمعالم كل من المفردة والقدرة.

ودراسة (Cook, 1985) التى استهدفت الفحص التجريبي لعلاقة انتهاك فرضية أحادية البعد باستخدام أسلوب التحليل العاملى للبيانات وكفاءة تقدير معادلة الدرجة الحقيقية True Scores Equatingالمرتبطة بنظرية الاستجابة للمفردة، أظهرت نتائجها أن إجراءات المعادلة تأثرت بانتهاكات فرضية أحادية البعد للصور الاختبارية المستخدمة فى الدراسة.

واستهدفت دراسة (Muirne, 2010) تأثير عدم التحقق من افتراض أحادية البعد على دقة إجراءات المعادلة اعتمادًا على تصميم المفردات المشتركة، باستخدام التحليلات الخاصة بنموذج راش، ومن بين ما توصلت إليه الدراسة أن هناك تأثير شديد لانتهاك افتراض أحادية البعد على تقديرات القدرة فى إجراءات معادلة الدرجات التى تم الحصول عليها، وفى دراسة أجراها (Wang & Wang, 2003) هدفت إلى التعرف على اثر تقدير معالم أحادية البعد المشتقة من بيانات ثنائية البعد وثلاثية البعد، على تقديرات معالم نموذج راش، واعتمدت الدراسة على مؤشر جذر الخطأ التقريبي للكشف عن افتراض أحادية البعد، ومن بين ما توصلت إليه نتائج الدراسة أن عدم تحقق افتراض أحادية البعد له تأثير كبير على دقة تقدير المعالم.

ومما سبق يتضح أنه من الضروري الاهتمام بافتراض أحادية البعد لما له من أثر واضح في تطوير المقاييس والاختبارات، ويلاحظ أن تجاهل هذا الافتراض يؤثر على الخصائص الإحصائية للمفردات التى يجرى تحليلها باستخدام النماذج الرياضية المختلفة، لذا يلزم التأكد من أبعاد المقاييس المستخدمة والسمات التى يجب أن تكشف عنها قبل بنائها، ومن هنا تأتى أهمية التأكيد على افتراض أحادية البعد لما يحققه من موضوعية القياس وصدق البناء، ولذلك أتت هذه الدراسة فى صدد الكشف عن مؤشرات التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام نموذج راش والتحليل العاملى بنوعية الاستكشافي والتوكيدي.

ومن هنا يمكن تحديد مشكلة الدراسة فى السؤال الرئيسي التالي:

ما مدى تحقق افتراض أحادية البعد فى بيانات الدراسة، وتتفرع عنه الأسئلة التالية:

- هل يتحقق افتراض أحادية البعد فى مقياس الشغف الأكاديمى، باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى.

- ما مدى التحقق من مطابقة أفراد عينة الدراسة لنموذج راش المستخدم.
- ما مدى التحقق من مطابقة مفردات المقياس المستخدم فى الدراسة لنموذج راش المستخدم.
- هل يتحقق افتراض أحادية البعد فى البيانات المستمدة من أداة الدراسة، باستخدام نموذج راش.

أهداف الدراسة

هدفت الدراسة الحالية إلى التحقق من افتراض أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمي، من خلال:

- إيجاد المؤشرات الفاعلة فى الكشف عن افتراض أحادية البعد بصورة واضحة باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى.
- التحقق من مدى مطابقة الأفراد لنموذج راش المستخدم.
- التحقق من مدى مطابقة مفردات المقياس لنموذج راش المستخدم.
- استخدام احد نماذج النظرية الحديثة فى القياس النفسى والتربوي (نظرية الاستجابة للمفردة) وهو نموذج راش للتحقق من افتراض احادية البعد.

أهمية الدراسة

تتمثل أهمية الدراسة الحالية على المستويين النظري والتطبيقي في

١- الأهمية النظرية

- تأتى أهمية هذه الدراسة من أهمية التحقق من افتراض أحادية البعد، نظرًا لأن انتهاكه يؤدى إلى العديد من أخطاء القياس.
- استخدام الدراسة لنموذج راش الذى يحقق خاصية الصدق، من خلال استبعاد الأفراد غير الملائمين، والمفردات غير الملائمة، واستبقاء استجابات الأفراد الصادقة فى تدريجها على متغير موضوع القياس، والمفردات الصادقة فى تعريفها للمتغير موضوع القياس، يوفر أداة قياس موضوعية لقياس الشغف الأكاديمي وهذا ينعكس على دقة النتائج وصدق القرارات المتخذة بشأن العينة.
- رفع وعى الباحثين المهتمين بإعداد المقاييس الخاصة بدراساتهم العلمية بضرورة التحقق من افتراض أحادية البعد لهذه المقاييس، والوقوف على أهم شروط تحقيق الموضوعية فيها.

- تكتسب الدراسة أهميه أخرى نابعة من أهمية متغير الشغف الأكاديمى ودورة الحيوي فى المجال الأكاديمي.

٢- الأهمية التطبيقية:

- تكمن أهمية الدراسة فى التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام أكثر من طريقة؛ مثل نموذج راش، والتحليل العاملى الاستكشافى، والتحليل العاملى التوكيدى.
- تساعد هذه الدراسة على إيجاد المقياس الصحيح والذى من خلاله يمكن الكشف عن السمة المقاسة بدقة وعناية.
- توفر نتائج الدراسة رؤية حول كيفية التحقق من افتراض أحادية البعد لمقياس معين.

مصطلحات الدراسة

تتمثل مصطلحات الدراسة الحالية فى التالي:

١- أحادية البعد Unidimensionality

وهى تعنى أن هناك قدرة واحدة تفسر أداء الأفراد على مفردات المقياس، وتمثلها فى ذلك جميع مفردات المقياس، ولا تختلف فيما بينها إلا بمستوى الصعوبة فقط، كما تعنى وجود عامل واحد أو مكون واحد مسيطر يكمن خلف الاستجابة على المقياس، وهذا المكون هو القدرة التى يسعى المقياس إلى قياسها (Hambleton et al., 1991).

٢- نموذج راش Rasch Model

هو من أبسط نماذج الاستجابة للمفردة أحادية البعد، قام بوضعة عالم الرياضيات الدنماركيGeorge Rasch (1960)، ويكون فيه المنحنى المميز للمفردة ممثل بدالة اللوغاريتمي أحادية البارامترات، ويشترط أن تكون هذه المفردات ذات الاستجابات الثنائية، بحيث يفترض النموذج تساوي معاملات التمييز، وانعدام معامل التخمين، أى يقوم بتقدير صعوبة المفردة فقط (علام، ٢٠٠٠).

وتعطى الصيغة العامة لنموذج راش من المعادلة الآتية:

$$P\ (X_{vi}/\beta_v,\ \delta_i) = \frac{e^{(\beta_v-\delta_i)}}{1+e^{(\beta_v-\delta_i)}} = \frac{e\times p(\beta_v-\delta_i)}{1+e\times p(\beta_v-\delta_i)}$$

حيث β_v هى قدرة الفرد v، δ_i هى صعوبة المفردة i، والاستجابة $X_{vi} = 1$ تعبر عن احتمال النجاح، والاستجابة $X_{vi} = 0$ تعبر عن احتمال الفشل. (Masters & Mislevy, 1993)

٣- التحليل العاملى Factor Analysis

هو منهج إحصائي يستخدم تحديد عدد وطبيعة المتغيرات الكامنة أو العوامل والتى تفسر التباين والتغاير بين مجموعة من المتغيرات الملاحظة أو المؤشرات (Brown, 2006)، أو هو منهج إحصائي يعمل على تلخيص عدد المتغيرات لعدد أقل يعرف بالعوامل، حيث كل مجموعة من المتغيرات ترتبط بعاما واحد فقط بواسطة دالة ارتباط عالية فيما بينها وضعيفة مع الأخرى، على أن تفسر أكبر نسبة ممكنة من التباين للمتغيرات الأصلية (Stevens, 2002).

٤- التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor Analysis

هو منهج إحصائي متعدد الاستخدام، حيث يستخدمه الباحثون عند دراسة المتغيرات الكامنة، بحيث يهدف إلى اختزال العلاقات الملاحظة بين مجموعة من المؤشرات إلى مجموعة أقل من المتغيرات الكامنة، وفيه لا يتم تحديد عدد العوامل الكامنة أو نمط العلاقات بين العوامل والمتغيرات الملاحظة، فهو عملية استكشافية استطلاعية وصفية، يتم فيها تحديد العدد الأمثل من العوامل الكامنة ولاكتشاف المتغيرات الملاحظة المتشبعة على كل عامل منهم (Brown, 2006; Zhang & Preacher, 2015).

٥- التحليل العاملى التوكيدى Confirmatory Factor Analysis

هو منهج إحصائي يستخدم لفحص العلاقات بين المتغيرات الكامنة، وهو على عكس التحليل العاملى الاستكشافى فيتطلب تحديد كل ملامح التحليل العاملى التوكيدى وتحديد العلاقات المفترضة بين المتغيرات الملاحظة مسبقًا وذلك استنادًا إلى نظرية محددة (Jackson et al., 2009).

٦- الشغف الأكاديمى Academic Passion

تعرفه الباحثة إجرائيًا بأنه حالة وجدانية، تمثل الدافع الذي يكمن خلف القيام بنشاط محدد ذاتيًا والاندماج فيه، والتفاني والحماس نحو هذا النشاط بحيث يجد فيه الطالب المعلم المتعة والرفاهية ويستثمر فيه الكثير من الوقت والطاقة بشكل منتظم بحيث يرتبط بهويته، ويقاس بالدرجة التي يحصل عليها الطالب المعلم على مقياس الشغف الأكاديمي إعداد الباحثة.

الإطار النظري والدراسات المرتبطة

يعرض الجزء التالي الإطار النظري للدراسة الحالية فى ضوء أربعة محاور رئيسة تبدأ بنموذج راش، والتحليل العاملي الاستكشافي، والتوكيدي، والصدق، ثم فروض الدراسة الحالية.

أولًا: نموذج راش Rasch Model

يعتمد الاتجاه المعاصر فى القياس النفسى والتربوي على نظرية السمات الكامنة، والتى تفترض أنه يمكن التنبؤ بأداء الأفراد أو يمكن تفسير أدائهم على مقياس ما بناء على خصائص معينة مميزة لهذا الأداء تسمى السمات Traits، ونظرًا لصعوبة ملاحظة هذه السمات أو قياسها بطريقة مباشرة، فإنه يجب الاستدلال عليها من خلال استجابات الأفراد الملاحظة على مفردات الاختبار أو المقياس الذى يقيس السمة أو القدرة المطلوبة، ولهذا يطلق عليها نظرية السمات الكامنة أو نظرية الاستجابة للمفردة (Thelma et al., 2010; Reise & Waller, 2003).

وانبثقت عن هذه النظرية مجموعة من نماذج الاستجابة للمفردة لتناسب السمات المختلفة المراد قياسها، وأنواع وخصائص المفردات المستخدمة فى القياس، وتقسم هذه النماذج على أساس المتغير المراد قياسه، إلى نماذج أحادية البعد Unidimensionality أو نماذج متعددة الأبعاد Multidimensionality وذلك تبعًا لعدد السمات الكامنة التى يقيسها المتغير، فإذا كان المتغير يقيس سمة واحدة يتم استخدام النماذج أحادية البعد، أما إذا كان المتغير يتكون من تركيبة من السمات يتم استخدام النماذج متعددة الأبعاد (Salvia & Ysseldyke, 1995; Harvey, 2003).

ويعد نموذج راش من أهم نماذج نظرية السمات الكامنة وأبسطها، وأكثرها استخدامًا فى بناء الاختبارات وتحليل فقراتها، وذلك لملاءمته للبيانات فى مواقف القياس المختلفة، وهذا من شأنه أن يصل بالمقياس إلى الموضوعية (Moral et al., 2006)، فهو يوفر معلومات تشخيصية مفصلة عن جودة وبنية أداة القياس، إضافة إلى تقديره لخصائص الأفراد والمفردات كل على حده (Andrich, 2011; Jong et al., 2015).

وقد أطلقت على نموذج راش عدة مسميات منها: نموذج استجابة المفردة البسيط Simple Item–Response Model، ونموذج استجابة المفردة أحادي المعلم One–Parameter Item–Response Model، والنموذج المتحرر من العينة Sample–Freed Model، والنموذج اللوغاريتمي ذو المعلم الواحد One–Parameter Logistic Model (Hernard, 1998).

ويتمتع نموذج راش بمجموعة من المميزات التى تجعل له قابلية خاصة لدى مستخدميه عن بقية النماذج الأخرى للسمات الكامنة، ومن بين هذه المميزات: يشتمل النموذج على أقل عدد من المعالم من السهل التعامل معها، ومن خلاله تم التغلب على مشكلة تقدير معلمي قدرة الفرد وصعوبة المفردة بعكس بعض النماذج العامة الأخرى، و يفترض أن جميع المفردات تميز بين الأفراد بنفس القدر، والتقليل من أثر التخمين إلى أضيق صورة (Hambleton & Swaminthan, 1985).

ويقوم هذا النموذج على عدد من الافتراضات، التى يجب توافرها فى البيانات المراد تحليلها، كما أشار إليها كل من (Anastasi & Urbina, 1997; Ayala, 2009; Elliott, 1982; Hambleton & Swaminthan, 1985; Vanderlinden, 2001)، وهى أحادية البعد، استقلالية القياس، التحرر من عامل السرعة، توازى المنحنيات المميزة للمفردة، وفيما يلي توضيح هذه الافتراضات:

١ – أحادية البعد Unidimensionality

يعد هذا الافتراض ضروري من أجل تطوير عملية التفسير لدرجات الاختبار أو المقياس، وهو يعنى أن يكون هناك عاملًا واحدًا يفسر أداء الأفراد، بحيث يكون هذا العامل هو السمة الأساسية التى يقيسها الاختبار أو المقياس، أى بمعنى اخر أن القياس يجب أن يقيس سمة واحدة لا غير وأن مفردات المقياس يجب أن تكون متجانسة فيما بينها.

٢ – استقلالية القياس Local Independence

ويقصد به أن تكون استجابات الأفراد على المفردات المختلفة فى المقياس مستقلة استقلالًا إحصائيًا، وهذا يعنى ألا تؤثر استجابة الفرد لإحدى المفردات على استجاباته للمفردات الأخرى، وهذا يعنى غياب تأثير أى قدرة أو سمة أخرى غير مرتبطة بالسمة أو القدرة المقاسة فى الاستجابة على المفردة.

٣ – التحرر من عامل السرعة Speedness

يعد افتراض التحرر من عامل السرعة عامل مهم وأساسي لكل النماذج المستخدمة فى نظرية الاستجابة للمفردة، وهذا النموذج يفترض أن عامل السرعة لا يلعب دور كبير فى الإجابة على المفردات، أى بمعنى أن الأفراد الذين أخفقوا فى الاجابة على مفردات المقياس لم يكن بسبب عامل السرعة، وإنما يرجع إلى انخفاض قدرات الأفراد المستجيبين.

٤- توازى المنحنيات المميزة للمفردة Item Characteristic

المنحنيات المميزة للمفردات تكون اشبه بالمتوازيات، وكذلك فإن هناك منحنيات اخرى مميزة لقدرة الأفراد الذين يطبق عليم المقياس، فالمنحنى يمكن وصفه بأنه دالة رياضية تربط بين كل من احتمال الاجابة الصحيحة للفرد على مفردة من مفردات المقياس وبين القدرة التى يقيسها هذ المقياس.

مما سبق يتضح أن نموذج راش يساعد فى جمع بيانات دقيقة عن طريق أدوات قياس موضوعية، مما يؤدى إلى زيادة احتمال الحصول على تفسيرات أكثر صدقًا لدرجات الأفراد على المقاييس المستخدمة، فبالتالي يمكن استخدامه كوسيلة إضافية للتحقق من صدق وثبات الأدوات، وامكانية حذف المفردات والأفراد غير الملائمين للنموذج يجعل المقياس فى صورة مناسبة.

ثانيًا: التحليل العاملى Factor Analysis

أشار Brown (2006) إلى أنه منذ أن قدم Spearman عام ١٩٠٤م أسلوب التحليل العاملى وأصبح من أكثر الأساليب الإحصائية متعددة المتغيرات استخدامًا فى البحوث التطبيقية فى عدة مجالات مثل: علم النفس، والتربية والصحة العامة، وعلم الاجتماع، والإدارة، حيث أصبح الهدف الأساسي منه هو تحديد عدد وطبيعة المتغيرات الكامنة أو العوامل والتى تفسر التباين والتغاير بين مجموعة من المتغيرات الملاحظة.

ووضح Cai (2013) أنه بعد مرور أكثر من مائة عام على ظهور أسلوب التحليل العاملى فإنه أسلوب يتم دراسته من قبل علماء النفس والإحصاء، حيث يساعد علماء النفس على فهم طبيعة الاختبارات النفسية وتطبيقها، كما أنه مجال خصب لإجراء مزيد من الدراسات المنهجية.

ويعد التحليل العاملى بنوعية الاستكشافى والتوكيدى أحد أهم الأساليب الإحصائية، والتى تستخدم بكثرة بين الباحثين والمهتمين فى مجال القياس النفسى والتربوي، بحيث تساعد على تأكيد دقة البنى النظرية والبنية العاملية لأدوات القياس، وتؤثر على نتائج التحليلات، ومن ثم الثقة فيها، وفيما يلى توضيح لهذان الأسلوبان:

١- التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor Analysis

أ- مفهوم التحليل العاملى الاستكشافى

وردت العديد من التعريفات للتحليل العاملى الاستكشافى فى أدبيات القياس النفسى والتربوي، حيث يعرفه Liu et al.(2012) بأنه أسلوب إحصائي متعدد الاستخدام بغرض تصميم

وتقنين أدوات القياس فى عدة مجالات مثل علم النفس، والتربية، والعلوم الاجتماعية والسياسية والسلوكية والصحية، كما أضاف Taherdoost (2020) بأنه تقنية إحصائية معقدة ومتعددة المتغيرات تستخدم عادة فى نظام المعلومات والعلوم الاجتماعية والتعليم وعلم النفس، ويستخدم التحليل العاملى الاستكشافى عندما لا يوجد مبرر مسبق Prior Justification لتحديد نموذج بنائى محدد (Ruscio & Roche, 2012).

ب- أهمية التحليل العاملي الاستكشافي

وضح عدد من الباحثين أهمية إجراء التحليل العاملى الاستكشافى، حيث يذكر Flora et al.(2012) بأنه نوع من التحليل الإحصائي يهدف إلى فحص العلاقات بين عدد كبير من المؤشرات للوصول إلى عدد أقل من المتغيرات الكامنة أو العوامل بالإضافة إلى كشف العلاقات بين هذه المتغيرات الكامنة والتى تمثل أبعاد المتغيرات النفسية المراد قياسها، ويضيف Courtney (2013) أن التحليل العاملى الاستكشافى يستخدم عند تصميم أدوات القياس، عندما لا توجد نظرية محددة لعدد العوامل والتى تفسر التباين المشترك بين المفردات.

ج- افتراضات التحليل العاملي الاستكشافي

هناك مجموعة من الافتراضات التى يجب التأكد من توافرها قبل إجراء التحليل العاملى الاستكشافى، وهى كما اشار إليها Mvududu and Sink (2013) وكذلك Beavers et al. (2013) ومنها:

(١) ملائمة حجم العينة Sample size Adequancy

يتم التأكد من ملاءمة حجم العينة من خلال اختبار Kaiser–Meyer–Olkin(KMO) والذى يقيس صغر حجم معاملات الارتباطات الجزئية مقارنة بالارتباطات الأصلية، وأن القيم المنخفضة لهذا الاختبار تدل على أن الارتباطات بين أى متغيرين لا يفسرها متغير واحد أى لا يوجد تباين مشترك بينهما، لذلك فيجب أن تزيد قيمته عن ٠,٦٠، وعندما تقترب قيمته من ٠,٨٠ أو ٠,٩٠ فإن ذلك مؤشرًا على أن المصفوفة تقترب من المثالية فى التحليل.

(٢) فحص مصفوفة معاملات الارتباط بين المفردات

ويتم ذلك من خلال فحص قيم ارتباط المفردات، حيث أن المفردة التى تقل قيمة ارتباطها عن ٠,٣٠ مع بقية المفردات داخل المصفوفة، فإن ذلك مؤشرًا على أنه لا يوجد مقدار كبير من

التباين المشترك بينها وبين بقية المفردات، وبالتالى يمكن اتخاذ قرار قبل إجراء التحليل العاملى بالحذف، أو الانتظار حتى معرفة مقدار تشبعها على العوامل، ومن ثم اتخاذ قرار الحذف (Fabrigar et al., 1999).

(٣) محدد مصفوفة معاملات الارتباط

يعد عاملًا هامًا لتقييم مدى قابلية المصفوفة للتحليل العاملى، بحيث قيمته تعد مؤشرًا على وجود مجموعات خطية أو عوامل (Factors) Linear combinations داخل المصفوفة من عدمه، فتنحصر قيمة المحدد بين ٠–١، وأنه يوصي أن تزيد قيمته عن ٠,٠٠٠١، مع مراعاة أنه كلما ارتفعت قيمته دل ذلك على زيادة عدد العوامل الناتجة.

(٤) اختبار Bartlett's test of Sphericity

يستخدم هذا الاختبار لمعرفة ما إذا كانت هناك فروق دالة إحصائيًا بين قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط ومصفوفة الوحدة، ويجب أن تكون قيمته دالة حتى تكون مصفوفة معاملات الارتباط الملاحظة تختلف عن مصفوفة الوحدة، وتتمثل قيمته فى مربع كاي x^2 لأنه يتبع توزيعه، ويتم حساب درجة الحرية من خلال ن(ن–١)/٢، حيث تشير ن لعدد المفردات.

د– مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى

(١) البنية العاملية (عدد العوامل) Factor structure (number of factor)

تعد البنية العاملية من أهم مخرجات التحليل العاملى الاستكشافى، وتوجد عدة محكات لتحديد عدد العوامل المستخلصة والتى يكثر استخدامها بين الباحثين؛ وهى محك الجذر الكامن لكايزر ومنحنى Scree Plot لكاتل وطريقة التحليل الموازي Parallel analysis والتى تمثل أفضل طرق تحديد العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى (Horn, 1965)، كما يوجد طريقتان لتدوير العوامل: المتعامد Orthogonal والمائل Oblique، ولكن يوصى باستخدام التدوير المائل وبشكل خاص فى المتغيرات النفسية والتربوية أو الدراسات الإنسانية والاجتماعية، فهو يعطى نتائج أفضل لأنه يراعى العلاقة بين العوامل (Beavers et al., 2013; Costello & Osborne, 2005).

(٢) تشبعات المفردات على العوامل Items' loading

تعد تشبعات المفردات على العوامل المستخلصة من أهم المحكات التى تسهم فى عملية استبقاء مفردات معينة أو حذفها، ومن المفترض أن يتشبع البند تشبعًا مرتفعًا على عامل واحد وتشبعًا يقترب من الصفر على بقية العوامل، بحيث يتم استبعاد المفردات ذات التشبع الأقل من ٠,٣٠ وفقًا لمحك كايزر (Brown, 2006).

(٣) الشيوع (الاشتراكيات) Communulaties

هو نتيجة مباشرة لقيم تشبعات المفردات على العوامل، فيشير إلى مقدار التباين المشترك للمفردة على جميع العوامل المستخلصة، وهو عبارة عن مجموع مربع قيم تشبعات المفردات على هذه العوامل المستخلصة.

(٤) نسبة التباين المفسر Explained amount of variance

تعد نسبة التباين المفسر التى تفسرها مفردات المقياس أهمية كبيرة للحكم على جودة نتائج التحليل العاملى الاستكشافى، حيث أنه كلما زادت نسبة التباين المفسر دل ذلك على أن أداة القياس المستخدمة تمثل السمة موضع القياس تمثيلًا دقيقًا.

وبالنسبة للكشف عن افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى هناك مجموعة من المؤشرات هى كالتالى:

- نسبة التباين المفسر للعامل الأول: وضح (1979) Reckase إلى أنه إذا كانت نسبة التباين المفسر للعامل الأول ٢٠% من التباين الكلى دل ذلك على أحادية البعد.
- نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني: وضح Glorfeld (1995) أن النسبة تكون أكبر أو تساوى ٢ للدلالة على أحادية البعد.
- التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة Scree Plot: يظهر انحدارًا شديدًا بين قيم الجذر الكامن للعامل الأول بينما يقل هذا الانحدار بشكل واضح بين الجذور الكامنة للعوامل الأخرى (Gessaroli & De Champlain, 2005).

٢- التحليل العاملى التوكيدى Confirmatory Factor Analysis

أ- مفهوم التحليل العاملى التوكيدى

وردت العديد من التعريفات للتحليل العاملى التوكيدى فى أدبيات القياس النفسى والتربوي، حيث عرفه Brown (2006) هو أحد تطبيقات نموذج المعادلة البنائية Structural Equation Modeling يختص بدراسة العلاقة بين المتغيرات الملاحظة (درجات الاختبارات، مفردات الاختبارات، تقديرات الملاحظة السلوكية) وبين المتغيرات الكامنة، كما أضاف Jackson et al. (2009) أن التحليل العاملى التوكيدى يتطلب تحديد مسبق للعلاقات المفترضة بين المتغيرات الملاحظة وذلك استنادًا إلى نظرية محددة، ويستخدم التحليل العاملى التوكيدى لاختبار الملاءمة لنماذج بنائية محددة (Ruscio & Roche, 2012).

ب- أهمية التحليل العاملى التوكيدى

وضح عدد من الباحثين أهمية إجراء التحليل العاملى التوكيدى، حيث يذكر Bollen (1990) إلى أن أهم استخدامات التحليل العاملى التوكيدى تتضح فى استخدامه للحد من خطأ القياس من خلال عدد من المؤشرات (مؤشرات جودة المطابقة) لكل متغير، والقدرة على اختبار النماذج لاختيار النموذج الملائم من بين عدد من النماذج البديلة لمطابقة البيانات للنماذج المقترحة.

ج- افتراضات التحليل العاملى التوكيدى

من أهم افتراضات التحليل العاملى التوكيدى الاعتدالية متعددة المتغيرات؛ حيث يشير West et al. (1995) إلى أن استخدام طريقة أقصى احتمال لتقدير معالم النموذج فى حالة انتهاك افتراض اعتدالية البيانات يؤدى إلى تضخم قيم معامل مربع كاي، وبالتالي يؤدي إلى زيادة رفض النماذج، وانخفاض متوسط تقدير مؤشرات جودة المطابقة.

د- مخرجات التحليل العاملى التوكيدى

تتمثل أهم مخرجات التحليل العاملى التوكيدى فى التالى:

(١) مؤشرات جودة المطابقة

تعد من أهم مخرجات التحليل العاملى التوكيدى، والتى يتم من خلالها قبول أو رفض النماذج، ومن أهم هذه المؤشرات طبقًا لما ورد فى كل من (Bandalos, 2018; Bentler &

Bonett, 1980; Brown, 2006; Chen, 2007; Hoe, 2008; Hu & Bentler, 1999; Mvududu & Sink, 2013; Prudon, 2015) كالتالى:

(أ) مؤشر مربع كاي chi–square (x^2)

فهو يعتمد على الدلالة الإحصائية، والدلالة الإحصائية له تشير إلى سوء مطابقة النموذج مع بيانات العينة، فعند الاعتماد عليه يتم البحث عن عدم وجود دلالة إحصائية حتى يقبل الفرض الصفري الذى يفيد بعدم وجود فروق بين بين النموذج المقترح وبين بيانات العينة، وبالتالي إذا كانت قيمته منخفضة مع عدم الدلالة الإحصائية فإن ذلك يشير إلى مطابقة النموذج لبيانات العينة، وهذا المؤشر يتأثر بحجم العينة فكلما زاد حجم العينة زادت قيمة هذا المؤشر وزادت احتمالية رفض النموذج.

(ب) النسبة بين مربع كاي ودرجة الحرية (x^2/df)

تم اقتراح هذا المؤشر نظرًا لتأثير حجم العينة على مستوى دلالة مؤشر مربع كاي، وأن القيمة المقبولة لهذا المؤشر أقل من ٢.

(ج) الجذر التربيعي لمتوسط خطأ الاقتراب Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA)

يشير إلى مقدار التباين غير المفسر فهو يعطى مؤشر لمدى مطابقة النموذج المفترض لمصفوفة التغاير الخاصة بالمجتمع، وأن قيمته تتأثر بحجم العينة ودرجات الحرية وقيمة مربع كاي، فكلما اقتربت قيمته من الصفر دل ذلك على جودة مطابقة النموذج أما إذا زادت قيمته عن ٠,٠٨ دل ذلك على عدم المطابقة.

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

يعتبر هذا المؤشر تعديلًا لمؤشر Root Mean Square Residual (RMR) الذي يصعب تفسيره، فهو يشير إلى متوسط الفرق المعياري بين مقدار التغاير الملاحظ والمتوقع للنموذج، فكلما اقتربت قيمته من الصفر دل ذلك على مطابقة أفضل للنموذج، فيفضل أن تقل قيمته عن ٠,٠٨.

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

يقيس مدى أفضلية النموذج المفترض فى إعادة إنتاج مصفوفة التغاير الملاحظة، وهو لا يتأثر بحجم العينة، وكلما اقتربت قيمته من الواحد الصحيح دل ذلك على مطابقة النموذج، ويفضل أن تكون قيمته ٠,٩٠ فأكثر.

(و) مؤشر المطابقة غير المعياري Non-normed Fit Index (NNFI)

ويطلق عليه مؤشر تاكر- لويس Tucker-Lewis Index، فهو يعد تطويرًا لمؤشر NFI للتخلص من تأثره بحجم العينة، والقيمة المقبولة له ٠,٩٠ فأكثر.

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

يشير إلى نسبة مجموع مربعات اختلاف التباين بين المصفوفتين الملاحظة ومصفوفة النموذج المفترض فى ضوء التباين الكلى، ويعد مؤشر جودة المطابقة المعدل Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) تعديلًا لهذا المؤشر، ويفضل أن تكون قيمته أكبر من ٠,٩٠ وقيمة مؤشر جودة المطابقة المعدل أكبر من ٠,٨٠.

(ح) مؤشر المطابقة المتزايد Incremental Fit Index (IFI)

يعتبر تعديل وتصحيح لمؤشر (NFI)، وتكون القيمة المقبولة له ٠,٩٠ فأكثر.

(٢) التشبعات غير المعيارية لمؤشرات النموذج Unstandardized loading

وفيها يتم تحديد تشبع أول مؤشر على العامل الكامن بـ ١، وتتمثل مشكلة هذه القيم في صعوبة تفسيرها، ويمكن معرفة قيم الخطأ المعياري الخاص بهذه المؤشرات، وكذلك قيم النسب الحرجة لمعرفة المفردات غير الدالة والتى يفضل حذفها فى ضوء الإطار النظري للنموذج المفترض.

(٣) التشبعات المعيارية لمؤشرات النموذج Standardized loading

تمتاز هذه القيم بسهولة تفسيرها، ويتم ذلك من خلال تربيعها والناتج هو مقدار التباين الذى يفسره العمل الكامن فى المؤشر.

(٤) تباين الخطأ الخاص بالمفردات Error variance's items

يشير تباين الخطأ إلى مقدار التباين فى المؤشر والذى يفسره الامل الكامن، ويتم تقويم نماذج التحليل العاملي التوكيدي وذلك بعد فحص مؤشرات جودة المطابقة وقيم تشبعات المؤشرات على العوامل، والتباين الخاص بالعوامل، وتباين الخطأ الخاص بالمفردات.

(٥) الارتباطات بين العوامل Factor correlations

والذى يشير إلى قيمة معاملات الارتباط بين المتغيرات الكامنة المفترضة.

مما سبق يتضح أن كل من التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى؛ من أهم الأساليب الإحصائية فى مجال القياس النفسى والتربوي، فالتحليل العاملى الاستكشافى يهتم بفحص العلاقة بين عدد كبير من العوامل للوصول إلى عدد أقل، بينما التحليل العاملى التوكيدى يختص بنمذجة العلاقات بين مجموعة من العوامل، وذلك بهدف قبول أو رفض البنية العاملية المفترضة لمتغير معين، كما يحتوى كل منهما على عدد من المؤشرات الهامة والدقيقة التى يمكن استخدامها للتحقق من صلاحية ودقة البيانات والأدوات المستخدمة، وبالتالي تنعكس على جودة النتائج ودقة تفسيرها.

وفى إطار الدراسة الحالية، هناك العديد من الدراسات التى استخدمت كل من مؤشرات التحليل العاملى الاستكشافى أو التوكيدى للتحقق من افتراض أحادية البعد، ومن بين هذه الدراسات دراسة (Suzanne et al., 2010) والتى استهدفت تقييم افتراض أحادية البعد في المقاييس النفسية باستخدام معايير متعددة فى التحليل العاملى، بحيث اعتمدت المؤشرات التالية: مؤشر كا^{2}, والجذر التربيعي لمتوسط الخطأ التقريبي، والجذور الكامنة، والتحليل المتوازي، ونسبة تباين الشيوع، ودراسة (Hu & Bentler, 1999) التى أشارت إلى أن المؤشر RMR أكثر فاعلية فى الكشف عن افتراض أحادية البعد.

ثالثًا: الصدق Validity

تعد دراسة الصدق فى البحوث النفسية والتربوية من أهم خطوات إعداد الاختبارات والمقاييس، حتى تحقق الهدف الذى أعدت من أجله، فهو من أهم خصائص الاختبارات والمقاييس الأساسية التى يجب أن تتوافر، ولا يمكن الاستغناء عنها عند اختيار وتطبيق أدوات القياس.

وتعتمد قوة تصميم الدراسات البحثية على درجة دقة قياس المتغيرات المستهدفة، لذا يشير الصدق إلى أى مدى يمكن أن تقيس المفردات المحددة فى أداة القياس المفهوم المستهدف بالقياس، وبالتالي يضمن أن المفردات تسمح بعمل استدلالات صادقة (Sangoseni et al., 2013).

ويقصد به قدرة الأداة على قياس خصائص التكوين أو البنية محل الدراسة، وهو عامل حيوي فى اختيار وتطبيق الأداة، والصدق ليس خاصية للأداة ولكنه خاصية للدرجات التى يتم الحصول عليها من استخدام الأداة لغرض محدد من مجموعة معينة من المستجيبين، وبناء على ذلك يجب الحصول على دليل للصدق فى كل دراسة تستخدم فيها الأداة (Zamanzadeh et al., 2014).

ويعرفه Anastasi and Urbina (1997) أن الصدق يرتبط بمدى صلاحية المقياس وصحته فى قياس ما يهدف أن يقيسه، ويدل على أمرين هما: ما الذى يقيسه المقياس؟ وكيف ينجح فى قياسه؟ أى يعطى دليل على ما يمكن استدلاله من درجات المقياس، ويحذر من قبول اسم المقياس كمؤشر لما يقيسه المقياس، كما يعرفه Kubiszyn and Borich (2009) بأنه هل يقيس الاختبار ما يفترض أن يقيسه؟، واضاف لكى يكون الاختبار جيد يجب أن يحتوى على أدلة كافية لصدقة وثباتة ودقته، للغرض الذى يتم استخدامه من أجله وللأفراد الذين يتم استخدامه معهم.

وتم تصنيف طرق تحقيق الصدق بواسطة الجمعية الأمريكية لعلم النفس فى دليل النشر الصادر عام ١٩٥٤ حيث تم تقسيم الصدق إلى أربعة أنواع هى: صدق المحتوى Content Validity، والصدق التنبؤى Predictive Validity، والصدق التلازمي Concurrent Validity، وصدق البناء أو التكوين الفرضي Construct Validity، ثم عدلت الجمعية هذا التصنيف إلى ثلاث فئات عام ١٩٦٦ حيث تم دمج الصدق التلازمي والتنبؤى ضمن فئة واحدة هى الصدق المرتبط بالمحك Criterion–Related Validity (ظاظا, ٢٠١١).

فيشير صدق المحتوى إلى درجة مطابقة محتوى الاختبار مع أغراض القياس (Sireci & Faulkner–Bond, 2014)، كما يُعرف بالمدى الذى تمثل فيه الأداة بشكل كاف فى المجال البحثي موضع الاهتمام عند محاولة قياس الظاهرة (Waltz, 2005).

كما اقترح Kubiszyn and Borich (2009) أن هناك العديد من الطرق لتحديد ما إذا كان الاختبار لدية أدلة صدق كافية، من أبسط هذه الأدلة هو دليل صدق المحتوى، ويتم ذلك من

خلال فحص مفردات الاختبار ما إذا كانت تتطابق مع الأهداف وتقيسها، ولكن هذا يصعب عندما يكون المتغير الذي يتم اختباره سمة شخصية أو كفاءة، وهناك مشكلة أخرى فى أنه يعطى معلومات حول ما إذا كان الاختبار يبدو صحيحًا ام لا، ولكن ليس ما إذا كانت المفردات مبنية بشكل سيء، ولذا فإن صدق المحتوى هو الحد الأدنى من المتطلبات لاختبار مفيد أكثر من كونه ضمانًا لاختبار جيد.

بينما يهدف صدق البناء أو التكوين الفرضى إلى تحديد التكوينات الفرضية التى يتركز عليها الاهتمام وليس درجات اختبار المحك أو أسلوب الفرد، ويتناول العلاقة بين نتائج الاختبارات والمقاييس وبين المفهوم النظري الذى يهدف المقياس لقياسه (علام, ٢٠٠٠)، وهو يعنى أن المقياس يحتوى على دليل صدق البنية إذا كانت علاقته بالمعلومات المختلفة تتوافق جيدًا مع بعض النظريات، والنظرية ببساطة هى تفسير منطقي يمكن أن يفسر العلاقات المتبادلة بين مجموعة من المتغيرات (Kubiszyn and Borich, 2009, p.332).

ويشير الصدق المرتبط بالمحك إلى قدرة المقاييس على التنبؤ بسلوك المفحوص فى مواقف محددة أو تشخيص هذا السلوك، ولهذا لابد من الحكم على الآراء فى ضوء أحد المحكات، ويقصد بالمحك هنا بأنه مقياس مباشر ومستقل لما يهدف المقياس إلى قياسه أو التنبؤ به (إسماعيل, ٢٠٠٤).

وبشكل عام الاختبار أو المقياس يجب أن يقوم بالمهمة المراد القيام بها، ويجب أن يقيس ما يفترض قياسه، كما ينبغي أن يكون معد الاختبار قادر على جمع الادلة عن صلاحيتها لاستخدام معين، ويجب الاجابة عن الاسئلة التالية: هل الاختبار صادق للغرض المقصود؟، هل الاختبار يقيس ما يفترض أن يقيسه؟, هل يقوم الاختبار بالمهمة التى صمم من أجلها؟ Kubiszyn & Borich, 2009).

وبالتالي يمكن القول بأن هناك خصائص أساسية تمثل محكات الحكم على الاختبارات والمقاييس بأنها جيدة، ولعل الصدق يعد من أهم هذه المحكات فى تقويم الاختبارات والمقاييس التربوية والنفسية والاجتماعية، لذا يعد الصدق أحد أهم المعايير العلمية التى يجب أن يتأكد معدوا ومطورا الاختبارات والمقاييس من تحققها.

رابعًا: فروض الدراسة

تحاول الدراسة الحالية التحقق من الفروض التالية:

- لا يتحقق افتراض أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمى من خلال مؤشرات التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى.
- لا تتحقق مطابقة جميع أفراد عينة الدراسة لنموذج راش المستخدم.
- لا تتحقق مطابقة مفردات المقياس المستخدم فى الدراسة لنموذج راش المستخدم.
- لا يتحقق افتراض أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمى من خلال مؤشرات نموذج راش.

منهج الدراسة وإجراءاتها

أولًا: منهج الدراسة

استخدمت الدراسة المنهج الوصفي لملاءمته لأغراض الدراسة.

ثانيًا: مجتمع الدراسة

بلغ مجتمع الدراسة ٢١١١ طالب وطالبة من الطلاب المعلمين بالفرقة الثالثة (تعليم عام– تعليم أساسي– شعبة الطفولة)، للعام الجامعي ٢٠٢٢–٢٠٢٣م بكلية التربية بقنا–جامعة جنوب الوادي.

ثالثًا: المشاركون فى الدراسة

بلغ عدد المشاركون فى الدراسة ٣٠٠ طالب وطالبة من الفرقة الثالثة (تعليم عام– تعليم أساسي– شعبة الطفولة)، تتراوح اعمارهم بين ٢٠–٢٢ سنة، بمتوسط عمر قدرة ٢٠,٨٧ سنة وانحراف معياري قدرة ٠,٦٣٣.

رابعًا: أداة الدراسة

مقياس الشغف الأكاديمى (إعداد الباحثة)

- وصف المقياس

يهدف المقياس إلي الكشف عن الشغف الأكاديمى لدى عينة الدراسة، وبعد الاطلاع على الأطر النظرية والدراسات السابقة مثل (Belanger & Ratelle, 2021; Ruiz–Alfonso and Leon, 2017; Sigmundsoon, 2021)، والاسترشاد بالمقياس المستخدم فى دراسة

(Vallerand et al., 2003)، وفي ضوء ما تم الاطلاع عليه تم إعداد المقياس الحالي، وتكون في صورته الأولية من ٢١ مفردة، وتتكون كل مفردة من متن الموقف وبدائل الاجابة، والتي تتمثل في البديل الأول؛ والذي يمثل الشغف الانسجامي، والبديل الثاني والذي يمثل الشغف القهري، وتقدر بالدجات ٢، ١ على الترتيب، تم حساب معامل الثبات للمقياس وذلك باستخدام معامل ألفا لكرونباخ Cornbrash's alpha وبلغت قيمته ٠,٩٦٧، و معامل أوميجا(ω) McDonald's omega والذى بلغت قيمته ٠,٩٧٩، وهذا يدل على أن المقياس يتمتع بدرجة ثبات عالية يمكن الاعتماد عليه فى التطبيق الميداني للدراسة وفقًا لمقياس "Nunnally" والذى اعتمد ٠,٧٠ كحد أدني للثبات (Nunnally& Bemstein, 1994, pp.264:265).

الأساليب الإحصائية

تم استخدام الأساليب الإحصائية التالية:

- التحليل العاملى الاستكشافى بواسطة الحزمة الإحصائية (V.28)SPSS.
- التحليل العاملى التوكيدى بواسطة الجزمة الإحصائية (V.26)AMOS.
- نموذج راش بواسطة الحزمة الإحصائية (V.5.6.0.0) Winsteps.

نتائج الدراسة

١- نتائج الفرض الأول مناقشتها

ينص الفرض الأول على أنه "لا يتحقق افتراض أحادية البعد فى البيانات المستمدة من أداة الدراسة، باستخدام التحليل العاملى الاستكشافى والتحليل العاملى التوكيدى".

لاختبار هذا الفرض تم إخضاع استجابات المشاركين فى الاستجابة على أداة الدراسة للتحليل العاملى الاستكشافى باستخدام الحزمة الإحصائية SPSS ، والتحليل العاملى التوكيدى باستخدام الحزمة الإحصائية AMOS للتأكد من افتراض أحادية البعد للمتغير المقاس، فكانت النتائج كما هو موضح كالتالى:

أولًا: التحليل العاملى الاستكشافى Exploratory Factor Analysis

تم الكشف عن البنية العاملية للمقياس المكون من ٢١ مفردة على المشاركين فى الدراسة الحالية بواسطة الحزمة الإحصائية (V.28)SPSS.

وقبل البدء فى تحليل البيانات تم التحقق من مدى قابلية البيانات للتحليل العاملى الاستكشافى؛ حيث تم التأكد من ملائمة حجم العينة من خلال اختبار (KMO)–Kaiser–Meyer Olkin Measure of Sampling Adequancy والذى بلغت قيمته ٠,٩٧٠ وهى أكبر من ٠,٥ لذا يعد حجم العينة مناسب للتحليل العاملى، كما تم التأكد من بعد مصفوفة معاملات الارتباط عن مصفوفة الوحدة من خلال اختبار Bartlett's Test of Sphericity والذى بلغت قيمته ٦٠٣٦,١٠٦ بدرجة حرية ٢١٠ وهى دالة إحصائيًا عند مستوى ٠,٠٠١، وبذلك فإن البيانات تستوفى شروط التحليل العاملى، تم استخدام طريقة المكونات الأساسية Principal Components Method لاستخلاص العوامل، وبطريقة التدوير المائل للمفردات والعوامل المستخلصة بطريقة Promax، وتم تحديد القيمة ٠,٣ كمحك للتشبع الجوهري للمفردة على العامل طبقًا لمحك "جيلفورد"، وتم حذف المفردات التي تتشبع على أكثر من عامل، ويوضح جدولي ١ و ٢ نتائج التحليل العاملى الاستكشافى.

جدول ١

مصفوفة المكونات العاملية للشغف الأكاديمى بعد التدوير المائل (ن=٣٠٠)

رقم المفردة	تشبعات المفردات علي العوامل		
	العامل الأول	العامل الثانى	الشيوع
١	٠,٥٢–	٠,٣٥٢–	٠,١٣٢
٢	٠,٠٣٢	٠,٦١٦	٠,٣٨٦
٣	٠,١٤٢	٠,٦٧٧	٠,٥٠٥
٤	٠,٣٨١	٠,٥٢٩–	٠,٣٦٨
٥	٠,٦١٦	٠,١٩٧	٠,٣٧٦
٦	٠,٤٧٦	٠,١٥٥–	٠,٢٩١
٧	٠,٥٧٦	٠,٢٣٢	٠,٤٢٣
٨	٠,٩٥١	٠,١٠٢–	٠,٨٨٧
٩	٠,٦٧٧	٠,١٥٧	٠,٥١٣
١٠	٠,٨٣٢	٠,٠٧٠–	٠,٦٨٠

رقم المفردة	تشبعات المفردات علي العوامل		
	العامل الأول	العامل الثانى	الشيوع
١١	٠,٩٢٠	٠,٠٩١-	٠,٨٣٠
١٢	٠,٨٦٥	٠,١٤٨	٠,٨٠٦
١٣	٠,٨٦٢	٠,٢٠٨-	٠,٧٣٧
١٤	٠,٨٥٨	٠,٠٠٧	٠,٧٣٨
١٥	٠,٨٧٧	٠,٠٥٩	٠,٧٨٦
١٦	٠,٨٨٥	٠,٠٠٤-	٠,٧٨٣
١٧	٠,٩٢٢	٠,٠٣٥	٠,٨٦١
١٨	٠,٨٩٧	٠,٠٥٥	٠,٨٢١
١٩	٠,٩٠٧	٠,٠٦٠	٠,٨٤٢
٢٠	٠,٩٤٠	٠,٠٤٣-	٠,٨٧٥
٢١	٠,٩٣٩	٠,٠٤٤	٠,٨٩٤
الجذر الكامن	١٢,٠٧٧	١,٧٤٢	
التباين المفسر	%٥٧,٥٤٦	%٦٤,٤٥	

يتضح من جدول ١ أن نتائج التدوير المائل أسفرت عن وجود عاملين تبعًا للمحكات السابقة، تمثل مجتمعة ما نسبته ٦٤,٤٥ من التباين الكلي للمصفوفة، ولكن يتضح أن معظم المفردات تتشبع على عامل واحد، وأن هناك ٤ مفردات فقط من بين ٢١ مفردة تشبعت على العامل الثانى، وأن هذا يدل علي أن المتغير أحادي البعد، وبالتالى تستبقي المفردات فقط في بعد واحد وتستبعد بقية المفردات لضمان أن بقية المفردات تقيس سمة واحدة فقط وهى الشغف الأكاديمى، وذلك بعد فحص قيم تشبعات المفردات على العوامل، وطبقًا للمحكات السابقة تم حذف المفردات ١، ٢، ٣ لتشبعها علي العامل الثانى، وحذف المفردة ٤ لتشبعها على العاملين، وبالتالي المفردات ١، ٢، ٣، ٤ يتم حذفهم لاستخلاص أداة قياس تتكون من المفردات ٥، ٦، ٧، ٨، ٩، ١٠، ١١، ١٢، ١٣، ١٤، ١٥، ١٦، ١٧، ١٨، ١٩، ٢٠، ٢١، تكون معرفة لمتغير واحد فقط وهو يمثل صدق البنية، وبذلك أصبح المقياس يتكون من ١٧ مفردة، تقيس متغير واحد وهو الشغف الأكاديمي.

وهناك مجموعة من المؤشرات تكشف عن افتراض أحادية البعد وهي:

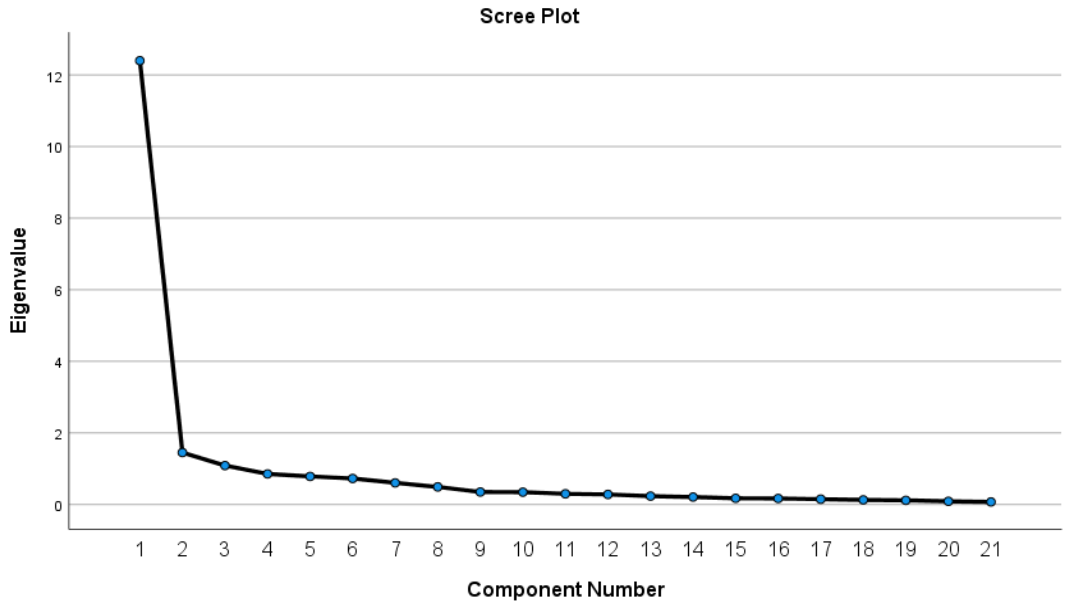
١- نسبة التباين المفسر للعامل الأول تمثل ٢٠% من التباين الكلي (Reckase, 1979)، وفى المقياس الحالي يتضح من جدول ١ أن قيمة التباين المفسر للعامل الأول بلغت نسبته ٥٧,٥٤٦%، وهذه النسبة أكبر من ٢٠%.

٢- نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثانى يجب أن يكون أكبر من أو يساوي ٢(Glorfeld, 1995; Hambleton & Swaminathan,1985) ، و يتبين من جدول ١ أن نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى العامل الثانى كانت ٦,٩٣، وهذا يشير إلى وجود متغير واحد يفسر قدرة الأفراد.

٣- تمثيل الجذور الكامنة بيانيًا من خلال Scree Plot، يظهر انحدارًا شديدًا بين قيم الجذر الكامن للعامل الأول بينما يقل هذا الانحدار بشكل واضح بين الجذور الكامنة للعوامل الأخرى (Gessaroli & De Champlain, 2005)، ويمكن توضيح التمثيل البياني للمقياس الحالى كالتالى:

شكل ١

التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لمقياس الشغف الأكاديمى



Print: (ISSN: 0561-2537) Online:(ISSN: 5292-2735)

يتبين من شكل ١ أن الجذر الكامن للعامل الأول يطغى بشكل واضح على الجذور الكامنة لبقية العوامل، كما يلاحظ أن هناك انحدارًا واضحًا فى التمثيل البياني بين العامل الأول والعوامل التى تليه، وكذلك استقرارًا وتقاربًا فى قيم الجذور الكامنة لبقية العوامل، وهذا يعد مؤشر لاعتماد العامل الأول واستبعاد بقية العوامل، ولذلك تم حذف العامل الثانى لأنه لا يمثل من أجمالي التباين المفسر سوى ٦,٩٠٤% وتفترض الباحثة فى ضوء هذه النتائج أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمى، وبذلك أصبح المقياس يتكون من ١٧ مفردة، تقيس متغير واحد وهو الشغف الأكاديمي، ويوضح جدول ٢ التشبعات ذات الدلالة لمفردات مقياس الشغف الأكاديمى بالعامل الأول بعد التدوير المائل.

جدول ٢

التشبعات ذات الدلالة لمفردات مقياس الشغف الأكاديمي بالعامل الأول بعد التدوير المائل (ن=٣٠٠)

العـــــامل الأول			
رقم المفردة	التشبع	رقم المفردة	التشبع
٨	٠,٩٤٧	١٢	٠,٨٦٩
٢١	٠,٩٤٠	١٤	٠,٨٥٨
٢٠	٠,٩٣٩	١٣	٠,٨٥٧
١٧	٠,٩٢٤	١٠	٠,٨٣٠
١١	٠,٩١٧	٥	٠,٨٢٨
١٩	٠,٩١٠	٩	٠,٦٨١
١٨	٠,٨٩٩	٧	٠,٥٨٣
١٦	٠,٨٨٥	٦	٠,٤٨٢
١٥	٠,٨٧٨		
الجذر الكامن		١٢,٠٧٧	
نسبة التباين المفسر		%٥٧,٥٤٦	
نسبة التباين الكلي		%٦٤,٤٥٠	

Print: (ISSN: 0561-2537) Online:(ISSN: 5292-2735)

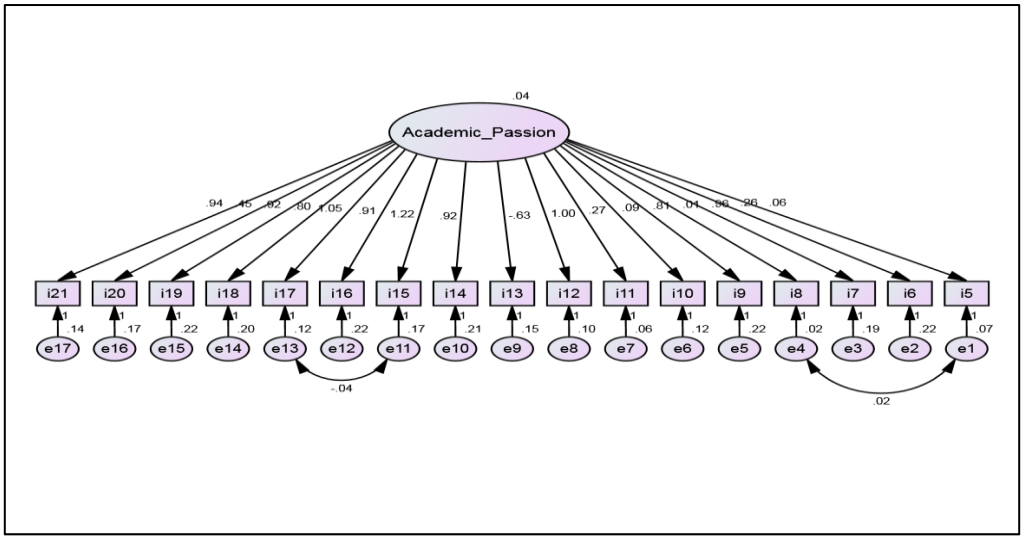
يتضح من جدول ٢ أن العامل الأول تشبع عليه ١٧ مفردة من إجمالي ٢١ مفردة بتشبعات دالة إحصائيًا، وهى ٥–٢١، وبلغ جذره الكامن ١٢,٠٧٧ ويسهم بنسبة ٥٧,٥٤٦% من التباين الكلي المفسر، ويتضح أن هذا المقياس يقيس سمة واحدة فقط وهى الشغف الأكاديمى لدى عينة الدراسة.

ثانيًا: التحليل العاملي التوكيدي Confirmatory Factor Analysis

تم فحص البنية الكامنة للمقياس باستخدام التحليل العاملي التوكيدي علي عينة الدراسة الحالية بواسطة الحزمة الإحصائية AMOS(V.26)، باستخدام طريقة أقصي احتمال Maximum Likelihood (ML)، وقد حقق النموذج الموضح فى شكل ٢ أفضل جودة مطابقة للبيانات، ويوضح الشكل ٢ النموذج الذى تم اختباره للمقياس.

شكل٢

نموذج التحليل العاملى التوكيدى لمقياس الشغف الأكاديمى



ويوضح الجدول ٣ مؤشرات مطابقة النموذج لبيانات مقياس الشغف الأكاديمى في الكشف عن افتراض أحادية البعد كما جاءت في دراسة (Bentler & Bonett, 1980).

جدول ٣

مؤشرات جودة مطابقة البيانات لنموذج البنية الكامنة للشغف الأكاديمي المستخدمة فى الكشف عن أحادية البعد

المؤشر	قيمة المؤشر	المدى المثالي
مربع كاي x^2	١٣٦,٣٣٢	
درجة الحرية	١١٧	أن تكون قيمته غير دالة
مستوى الدلالة	٠,١٠٧	
النسبة بين مربع كاي ودرجة الحرية x^2/df	١,١٦٥	تتراوح بين ٠–٢
جذر متوسط مربعات الخطأ التقريبي RMSEA	٠,٠٢٤	٠,٠٥ >
مؤشر حسن المطابقة GFI	٠,٩٥٠	٠,٩٠ ≤
مؤشر حسن المطابقة المصحح AGFI	٠,٩٣٤	٠,٩٠ ≤
مؤشر حسن المطابقة المتشدد PGFI	٠,٧٢٦	٠,٩٠ ≤
جذر متوسط مربعات البواقي RMR	٠,٠٠٨	٠,٠٥ >
مؤشر المطابقة المعياري NFI	٠,٧١٠	٠,٩٠ ≤
مؤشر المطابقة المقارن CFI	٠,٩٤٢	٠,٩٠ ≤
مؤشر توكر لويس TLI	٠,٩٣٣	٠,٩٠ ≤
مؤشر المطابقة التزايدي IFI	٠,٩٤٥	٠,٩٠ ≤
مؤشر الصدق الزائف المقترح للنموذج الحالي ECVI	٠,٦٩٧	تكون قيمته للنموذج الحالي أقل من قيمته للنموذج المشبع
مؤشر الصدق الزائف المقترح للنموذج المشبع ECVI	١,٦٨٦	
مؤشر محك المعلومات للنموذج الحالي AIC	٢٠٨,٣٣٢	تكون قيمته للنموذج الحالي أقل من قيمته للنموذج المشبع
مؤشر محك المعلومات للنموذج المشبع AIC	٣٠٦,٠	

يتضح من جدول ٣ أن النموذج المقترح حظى بجودة مطابقة مقبولة؛ حيث وقعت معظم المؤشرات فى المدى المثالي، فيلاحظ أن هناك عشرة مؤشرات تطابقت مع درجات القطع وهى المؤشرات التالية: x^2/df، RMSEA، GFI، AGFI، RMR، CFI، TLI، IFI، ECVI، AIC ، وجاء المؤشران PGFI، NFI لا يستوفيان شرط المطابقة، وهذا يعنى أن نتائج التحليل العاملى التوكيدى جاءت لتؤكد ما تم التوصل إليه من خلال التحليل العاملى الاستكشافى، وهو أن المقياس يقيس سمة واحدة وهى الشغف الأكاديمى لدى عينة الدراسة.

ومن الجداول ١ و٢ ، والأشكال ١ و٢، يتضح أن التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى قدما عدد من المؤشرات للكشف عن افتراض أحادية البعد، حيث قدما نفس الأداء فى التحقق من هذا الافتراض، وتم البدء بالتحليل العاملى الاستكشافى وذلك للكشف عن البنية العاملية للمقياس غير المحددة، حيث ينصح Gorsuch (1983) بالبدء بالتحليل العاملى الاستكشافى ومن ثم التحليل التوكيدى عند بناء الاختبارات، وتشير النتائج التى تم التوصل إليها إلى وجود عامل واحد مسيطر يمكن إرجاع التباين بين الأفراد إليه، أى أن هناك سمة واحدة تسعى مفردات مقياس الشغف الأكاديمى إلى قياسها، ويمكن تفسير ذلك من خلال ما وضحة Sheng and Wilke (2007) إذا تبين أن التباين المفسر بكل عامل من العوامل وهناك عامل واحد يستحوذ على النسبة الأكبر من التباين الكلى لجميع العوامل، ذلك يدل على توفر أحادية البعد لمؤشر هذا المقياس، وفى الدراسة الحالية بلغت نسبة التباين المفسر للعامل الأول ٥٧,٥٤٦% وهى نسبة كبيرة مقارنة بنسبة التباين الكلى ٦٤,٤٥٠%، مما لا يترك مجال إلى وجود أى عامل أو بعد آخر يؤثر على استجابة الأفراد على مفردات المقياس.

واتفقت نتائج هذا الفرض مع دراسة (McGill, 2009) التى أظهرت فاعلية طريقة الجذور الكامنة فى الكشف عن افتراض أحادية البعد مع زيادة عدد أفراد العينة، كما أشار (Hu & Bentler, 1999) إلى أن المؤشر RMR أكثر فاعلية فى الكشف عن افتراض أحادية البعد، وكما اوصت دراسة (الحوارى, ٢٠١٧) باستخدام المؤشرات الإحصائية AGFI، GFI ،RMR, RMSEA, IFI فى الكشف عن افتراض أحادية البعد، وهى المؤشرات الأكثر فاعلية فى الكشف عنه والتى تأتى تأكيدًا على مؤشرات التحليل العاملي الاستكشافي.

٢- نتائج الفرض الثاني ومناقشتها

ينص الفرض الثاني على أنه "لا تتحقق مطابقة جميع أفراد عينة الدراسة لنموذج راش المستخدم".

لاختبار هذا الفرض تم التحقق من مدى مطابقة أفراد عينة الدراسة الحالية للنموذج المستخدم، باستخدام الحذمة الإحصائية (V.5.6.0.0) Winsteps، فقد تم إدخال البيانات المتعلقة باستجابات أفراد العينة والبالغ عددهم ٣٠٠ طالب وطالبة على مفردات المقياس المكون من ١٧ مفردة، وقد تم استخراج النتائج حسب الخطوات الآتية:

(١)مؤشرات حسن المطابقة الداخلية والخارجية الخاصة بقدرات أفراد عينة الدراسة Persons Fit

لكى يتم التعرف على مؤشرات مطابقة أفراد عينة الدراسة، تم تحديد قدرة أفراد عينة الدراسة، كما تم حساب الخطأ المعياري فى تقدير قدرة أفراد هذه العينة، كذلك تم حساب إحصاء جودة المطابقة الداخلية (INFIT)، ويعد هذا المؤشر مؤشرًا إحصائيًا لسلوك أفراد العينة غير المتوقع الذي يؤثر في الاستجابة على المفردات التى تكون قريبة من مستوى معين، وتم حساب مؤشر إحصاء جودة المطابقة الخارجية (OUTFIT) وذلك لكل تقدير، والذى يعد مؤشرًا أكثر حساسية للسلوكيات غير المتوقعة من الأفراد فى الاستجابة على المفردات التي تبعد عن مستوي قدرتهم، ويتضح ذلك من خلال جدول ٤.

جدول ٤

إحصائيات المطابقة الداخلية والخارجية لقدرات الأفراد

	القدرة	الخطأ المعياري	إحصاء المطابقة الداخلية INFIT		إحصاء المطابقة الخارجية OUTFIT	
			متوسط المربعات الداخلية IMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD	متوسط المربعات الخارجية OMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD
المتوسط الحسابي	١,٢٨	٠,٦٩	٠,٩٨	٠,٠٠	١,٠٢	٠,١
الانحراف المعياري	٠,٩٨	٠,١٦	٠,٢٨	٠,٨	٠,٧٤	٠,٩

ملحوظة: تقدير القدرة بالسالب يعنى قدرة أقل من المتوسط، تقدير القدرة يساوى صفر يعنى مستوى قدرة متوسط، تقدير القدرة بالموجب يعنى قدرة أعلى من المتوسط.

من خلال البيانات الواردة فى جدول ٤ يتبين أن المتوسط الحسابي لمتوسط المربعات الداخلية والخارجية بلغ ٠,٩٨، ١,٠٢ على الترتيب، وهذه القيم قريبة من الواحد الصحيح، وهذا يتفق مع الوضع المثالي الذى يتوقعه النموذج، كما يتضح أن متوسط قيم إحصائي المطابقة الداخلية والخارجية للإحصائي ZSTD كانت ٠,٠٠، ٠,١ على الترتيب، وهذه القيم تقترب من القيم المثالية التي يفترضها النموذج وهى صفر، وانحراف معياري ٠,٨، ٠,٩، وهي ايضًا قيم تقترب من القيم المثالية التى يفترضها النموذج وهى الواحد الصحيح.

وبعد فحص قيم إحصاء المطابقة الخارجية والداخلية الموزون تبين أن هناك خمسة أفراد من عينة الدراسة غير مطابقين للنموذج، بحيث كان محك الحكم هو أن قيم المطابقة الداخلية والخارجية لهم تجاوزت +٢، –٢، فتم استبعادهم من التحليل، وذلك كما أشار Pollitt and Hutchinson (1987) بأنه إذا كانت قيمة المؤشرات الإحصائية تزيد أو تنقص عن +٢ أو –٢ فإن قدرة الفرد تعد

غير متطابقة مع قدرات مجموعة الأفراد، وبناءً على ذلك فإن هؤلاء الأفراد غير مطابقين للنموذج، ويوضح جدول ٥ بيانات الأفراد غير المطابقين للنموذج.

جدول ٥

إحصاء المطابقة الداخلية والخارجية للأفراد غير المتطابقين مع نموذج راش

رقم الطالب	القدرة	الخطأ المعياري	إحصاء المطابقة الداخلية INFIT		إحصاء المطابقة الخارجية OUTFIT	
			متوسط المربعات الداخلية IMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD	متوسط المربعات الخارجية OMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD
٢٩	٢,٠١	٠,٧١	١,٦٨	١,٤٨	٤,٧١	٢,٤٢
٣	٠,٨٢	٠,٥٨	١,٤٧	١,٧٤	٣,٢٨	٣,٠٣
٤	٠,٤٧–	٠,٥٧	٢,١٠	٣,٤١	٢,٤٣	٢,٤٩
٣٠	٠,٤٧–	٠,٥٧	١,٣٩	١,٤٧	٢,٧١	٢,٨٣
٢٢١	٢,٥٩	٠,٨٣	١,٧٠	٢,٩٤	٢,١٣	٢,٢٦

ملحوظة: تقدير القدرة بالسالب يعنى قدرة أقل من المتوسط، تقدير القدرة يساوى الصفر يعنى مستوى قدرة متوسط، تقدير القدرة بالموجب يعنى قدرة أعلى من المتوسط.

من خلال البيانات الواردة فى جدول ٥ يتبين أن معظم قيم المطابقة الداخلية والخارجية للأفراد غير المطابقين للنموذج تجاوزت +٢، ولذلك تم حذفهم وإعادة التحليل لتحسين النموذج.

٣- نتائج الفرض الثالث ومناقشتها

ينص الفرض الثالث على أنه "لا تتحقق مطابقة مفردات المقياس المستخدم فى الدراسة لنموذج راش المستخدم".

لاختبار هذا الفرض تم التحقق من مدى مطابقة أفراد عينة الدراسة الحالية للنموذج المستخدم، أى إمكانية النموذج لتفسير كيفية استجابات الأفراد على المفردات أو التنبؤ بها، وكذلك التحقق من ملاءمة كل مفردة على حده فى النموذج، باستخدام الحزمة الإحصائية Winsteps

(V.5.6.0.0)، فتم إدخال البيانات المتعلقة باستجابات أفراد العينة والبالغ عددهم ٣٠٠ طالب وطالبة على مفردات المقياس المكون من ١٧ مفردة، وتم استخراج النتائج حسب الخطوات الآتية:

(٢)مؤشرات حسن المطابقة الداخلية والخارجية الخاصة بمعاملات صعوبة المفردات بعد استبعاد الأفراد غير المطابقين للنموذج Items Fit

تم إجراء التحليل الإحصائي مره أخرى بعد استبعاد خمسة أفراد، وهم الذين لم تتطابق استجاباتهم مع توقعات النموذج، لمعرفة مدى مطابقة مفردات المقياس للنموذج، وقد تم إجراء تقدير معاملات الصعوبة للمفردات والخطأ المعياري فى قياس هذه المعاملات، كما تم حساب إحصاء المطابقة الداخلية والخارجية، يتضح ذلك من خلال جدول ٦.

جدول ٦

إحصائيات المطابقة الداخلية والخارجية لقدرات معاملات صعوبة المفردات

	القدرة	الخطأ المعياري	إحصاء المطابقة الداخلية INFIT		إحصاء المطابقة الخارجية OUTFIT	
			متوسط المربعات الداخلية IMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD	متوسط المربعات الخارجية OMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD
المتوسط الحسابي	٠,٠	٠,٣٤	١,٠	٠,٠	١,٠٢	٠,٠
الانحراف المعياري	١,٣٤	٠,١٢	٠,١١	٠,٩	٠,٢٦	١,٠

ملحوظة: تقدير القدرة بالسالب يعنى قدرة أقل من المتوسط، تقدير القدرة يساوى الصفر يعنى مستوى قدرة متوسط، تقدير القدرة بالموجب يعنى قدرة أعلى من المتوسط.

من خلال البيانات الواردة فى جدول ٦ يتبين أن المتوسط الحسابي لمتوسطات المربعات بلغ ١,٠، ١,٠٢، وهذه القيم قريبة جدًا من الواحد الصحيح، كما يتضح أن متوسط قيم إحصاء المطابقة الداخلية ZSTD لغت ٠,٠، والانحراف المعياري ٠,٩ وهذه القيم قريبة من القيم المثالية التى يفترضها

النموذج ٠، ١ على الترتيب، وأن متوسط قيم إحصاء المطابقة الخارجية ZSTD بلغ ٠,٠، وانحراف معياري ١,٠ وتعد هذه القيم مثالية.

وبعد فحص قيم إحصاء المطابقة الداخلية والخارجية لمفردات المقياس، تبين أن جميع المفردات مطابقة للنموذج، وأن جميع قيم إحصاء المطابقة الداخلية والخارجية لم تتجاوز +٢ أو –٢ وهذا مؤشر أن هذه المفردات مطابقة لتوقعات النموذج (Linacre& Wright, 1993)، ويوضح جدول ٧ نتائج مطابقة المفردات للنموذج.

جدول ٧

إحصاء المطابقة الداخلية والخارجية لمفردات المقياس المطابقة للنموذج

رقم المفردة	القدرة	الخطأ المعياري	إحصاء المطابقة الداخلية INFIT		إحصاء المطابقة الخارجية OUTFIT	
			متوسط المربعات الداخلية IMNSQ	**قيمة الإحصائي ZSTD**	**متوسط المربعات الخارجية OMNSQ**	**قيمة الإحصائي ZSTD**
١٣	٢,٩٢	٠,٣١	١,٣٢	١,٦٥	١,٧٨	١,٣٢
١١	١,٩٨–	٠,٥٣	٠,٩٦	٠,٠٤	١,٣٣	٠,٦٥
٦	٠,٧٧	٠,٢٦	١,١٣	١,٣٨	١,٢٤	١,٤٧
١٠	٠,٩–	٠,٣٦	٠,٩٥	٠,١٣–	١,١٨	٠,٥٤
١٢	٠,٩–	٠,٣٦	٠,٩٣	٠,٢٥–	١,١٢	٠,٤٢
٥	١,٣٤–	٠,٤١	١,٠٩	٠,٤٠	١,٠٧	٠,٣١
٩	١,٣٥	٠,٢٥	١,٠٢	٠,٢٩	١,٠٦	٠,٤٨
٢٠	٠,٢٧–	٠,٣٠	١,٠٤	٠,٢٨	٠,٩١	٠,٢٢–
٢١	٠,٥٦–	٠,٣٢	١,٠٤	٠,٢٩	١,٠١	٠,١٣
١٨	٠,٢٩	٠,٢٧	١,٠٢	٠,١٨	٠,٩٨	٠,٠٥–
١٦	١,٠٣	٠,٢٥	١,٠٠	٠,٠٣	٠,٩٤	٠,٣٩–
١٧	٠,٦٧–	٠,٣٣	٠,٩٩	٠,٠١	٠,٧٧	٠,٥٤–
٨	٢,٧٢–	٠,٧٣	٠,٩٨	٠,١٩	٠,٦١	٠,١٥–

Print: (ISSN: 0561-2537) Online:(ISSN: 5292-2735)

رقم المفردة	القدرة	الخطأ المعياري	إحصاء المطابقة الداخلية INFIT		إحصاء المطابقة الخارجية OUTFIT	
			متوسط المربعات الداخلية IMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD	متوسط المربعات الخارجية OMNSQ	قيمة الإحصائي ZSTD
١٤	٠,٩	٠,٢٥	٠,٩٥	٠,٥٧-	٠,٩٢	٠,٥٢-
٧	٠,٢٩	٠,٢٧	٠,٩٤	٠,٥٣-	٠,٩١	٠,٣٦-
١٥	٠,٥٧	٠,٢٦	٠,٨٥	١,٥٧-	٠,٧٩	١,٢٤-
١٩	١,٢٢	٠,٢٥	٠,٨٠	١,٤٦-	٠,٧٣	١,٢٦-

ملحوظة: تقدير القدرة بالسالب يعنى قدرة أقل من المتوسط، تقدير القدرة يساوى الصفر يعنى مستوى قدرة متوسط، تقدير القدرة بالموجب يعنى قدرة أعلى من المتوسط.

من خلال البيانات الواردة فى جدول ٧ يتبين أن جميع قيم المطابقة الداخلية INFIT والمطابقة الخارجية OUTFIT كانت أقل من ٢، وهذا يدل على أن جميع مفردات المقياس جاءت متطابقة مع النموذج، ولا يوجد ما يستدعى حذف أى مفردة.

٤ – نتائج الفرض الرابع ومناقشتها

ينص الفرض الرابع على أنه" لا يتحقق افتراض أحادية البعد فى البيانات المستمدة من أداة الدراسة، باستخدام نموذج راش".

لاختبار هذا الفرض تم استخدام الحزمة الإحصائية (V.5.6.0.0) Winsteps، فقد تم إدخال البيانات المتعلقة باستجابات أفراد العينة والبالغ عددهم ٣٠٠ طالب وطالبة على مفردات المقياس المكون من ١٧ مفردة.

ولفحص افتراض أحادية البعد من خلال نموذج راش اقرح Linacre (2015)، فحص التباين غير المفسر لـ Contrast 1^{sd} ، وأن قيمة الجذر الكامن له لا يجب أن تكون اكبر من ٣، ويتضح ذلك من خلال جدول ٨.

جدول ٨

تباين البواقي المعيارية

المؤشرات	الجذر الكامن	القيم المشاهدة	القيم المتوقعة
التباين المفسر بواسطة القدرات	٧,٣٤	%٣٠,٢	%٢٩,٧
التباين المفسر بواسطة الأفراد	٢,٦٩	%١١,١	%١٠,٩
التباين المفسر بواسطة المفردات	٤,٦٥	%١٩,١	%١٨,٨
التباين غير المفسر من خلال نموذج راش	١٧,٠	%٦٩,٨	%٧٠,٣
التباين غير المفسر لـ Contrast 1^{sd}	١,٦١	%٨,٩	%١٢,٨

من خلال جدول ٨ يتبين أن الجذر الكامن لـ Contrast 1^{sd} بلغت قيمته ١,٦١، وهذه القيمة أقل من ٣، لذا يدل هذا على تحقق افتراض أحادية البعد، وأن هذا المقياس يقيس سمة واحدة هى الشغف الأكاديمي لدى أفراد عينة الدراسة.

من الجداول ٤، ٥، و٦، و٧، و٨ يتضح أن تحليل نموذج راش قدم عدد من المؤشرات للكشف عن جودة مطابقة مفردات المقياس، وجودة مطابقة الأفراد المشاركين فى الدراسة، وكذلك مؤشرات تحرى افتراض أحادية البعد والتى أكدت ما تم التوصل إليه من نتائج من خلال التحليل العاملى، ومن خلال الكشف عن جودة مطابقة مفردات المقياس لنموذج راش المستخدم تم التوصل إلى أن هناك خمسة أفراد غير مطابقين للنموذج ووجودهم يشوه مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد؛ حيث بلغ Contrast 1^{sd} مع وجود هؤلاء الأفراد ٢,١٤، بينما بعد حذف الخمسة أفراد بلغ ١,٦١، ويعد هذا المؤشر من أهم مؤشرات الكشف عن تحقق افتراض أحادية البعد، كما أنه كلما كان أقل من ٣ كلما كانت نتائج تحقق أحادية البعد صادقة.

الاستنتاجات

هدفت الدراسة إلى تحرى افتراض أحادية البعد لمقياس الشغف الأكاديمى وذلك باستخدام التحليل العاملى بنوعيه ونموذج راش، وأسفرت النتائج عن تحقق افتراض أحادية البعد، وأن المقياس يقيس مستوى الشغف الأكاديمى لدى المشاركين فى الدراسة، ونلاحظ من نتائج كل تحليل أنها جاءت

جميعها لتؤكد افتراض أحادية البعد، فبالتالى لا يوجد اختلاف فى فاعلية مؤشرات الكشف عنه باختلاف نوع التحليل المستخدم، ولكن جاءت نتائج كل تحليل لتؤكد نتائج التحليل الآخر، ومن ثم تم التحقق من صدق بنية مقياس الشغف الأكاديمى وصلاحية استخدامة فى التطبيق الميدانى.

توصيات الدراسة

توصى الدراسة الحالية فى ضوء نتائجها بضرورة التالى:

١–قيام الباحثين والمتخصصين فى مجال القياس النفسى بالتحقق عمليًا من افتراض أحادية البعد؛ وذلك من خلال استخدام مؤشرات التحليل العاملى الاستكشافى والتوكيدى ونموذج راش، وعدم الاكتفاء بمؤشرات أحدهما.

٢–الكشف عن جودة مطابقة مفردات المقياس المستخدم وجودة مطابقة الأفراد المشاركين لنموذج راش؛ لما له من أثر كبير على تحسين النموذج.

٣–التأكيد من استيفاء افتراضات التحليل العاملى بنوعيه قبل البدء فى تحليل البيانات؛ لما له من تأثير على منعة النتائج ومن ثم صدق الاستدلالات والتفسيرات.

٤–التأني فى اتخاذ القرار المناسب بشأن تحقق أو عدم تحقق افتراض أحادية البعد.

بحوث ودراسات مقترحة

فى ضوء ما تم التوصل إليه من نتائج تقترح الدراسة الحالية بحث الموضوعات التالية:

١–إجراء المزيد من الدراسات حول التحليل العاملى بنوعيه ونموذج راش للكشف عن افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة، وأهميتها فى معالم المفردة والمفحوصين.

٢–تحرى تأثير عدد المشاركين على مخرجات التحليل العاملى بنوعيه ونموذج راش، وبالتالى مقارنة مؤشرات تحرى افتراض أحادية البعد.

٣–أثر حذف المفردات ذات الأداء التفاضلى على تكافؤ افتراض أحادية البعد.

٤–إجراء الدراسة مرة أخرى باستخدام أدوات قياس مختلفة.

المراجع

إسماعيل، بشري (٢٠٠٤). *المرجع فى القياس النفسي*. مكتبة الانجلو المصرية.

الحوارى، أروى (٢٠١٧). التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي مقابل التحليل العاملي التوكيدي ـ دراسة مقارنة. *مجلة جامعة النجاح للأبحاث (العلوم الإنسانية)*، ٣١ (٨)، ١٤٢٤ـ ١٤٤٨.

الضوى، محسوب عبدالقادر (٢٠١٢). تقييم منعة بعض الطرق الكلاسيكية وبعض طرق مونت كارلو فى تحديد عدد العوامل فى التحليل العاملى الاستكشافى فى البحث النفسى. *المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٨٥*(١)، ١٩-١٧٥.

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

ظاظا، حيدر إبراهيم (٢٠١١). درجة توافق دلالات صدق وثبات الاختبارات المقننة المستخدمة فى رسائل الماجستير المقدمة فى كليات التربية فى الجامعات الأردنية مع دلالات صورها الأصلية. *دراسات: العلوم التربوية*، ٣٨ (٢), ٢٤٠٠-٢٤١٦.

علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠٠). *القياس والتقويم التربوي والنفسي أساسياته وتطبيقاته وتوجيهاته المعاصرة*. دار الفكر العربي.

علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠٥). *نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها فى القياس النفسي والتربوي*. دار الفكر العربي.

Anastasi, A. & Urbina, S. (1997). *Psychological Testing*. (7 ed.). Printice Hall.

Andrich, D. (2011). Rating Scales and Rasch Measurement. *Experimental Review of Pharmaco economics & Outcomes Research*, *11*(5), 571-585.

Ayala, R. (2009). *The Theory and Practice of Item Response Theory*. The Guilford Press.

Bandlos, D. (2018). *Measurement theory and applications for the social sciences*, The Guilford Press.

Beavers, A., Lounsbury, J., Richards, J., Huck, S., Skolits, G., & Esquivel, S. (2013). Practical considerations for using exploratory factor

analysis in educational research. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, *18*(6), 1-13.

Belanger, C., & Ratelle, c. (2021). Passion in university: The Role of the Dualistic Model of Passion in Explaining Students' Academic Functioning. *Journal of Happiness Studies*, *22*, 2031-2050.

Bentler, P., & Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*, 588-606.

Bollen, K. (1990). Overall fit in covariance structure models: Two types of sample size effects. *Psychological Bulletin*,*107*(2), 256-259.

Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*, The Guilford Press.

Cai, L. (2013). *Factor analysis of tests and items*. In K. Geisinger, B. Bracken, J. Carlson, J. Hansen, N. Kuncel, S. Reise, & M. Rodriguez (Eds.), APA handbook of testing and assessment in psychology: Test theory and testing and assessment in industrial and organizational psychology (pp.85-100), DC: American Psychological Association.

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

Cook, L., Dorans, J., Eignor, Daniel, R., Petersen, S. (1985). An Assessment of Relationship Between the Assumption of Unidimensionalty on the Quality of IRT True Score Equating IRT SAT. *ETS Research Report Service*, 2, 30-85.

Costello, A., & Osborne, J. (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. (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.

Elliott, C. (1982). The Development of British Ability Scales (BAS) Paper Presented at the Annual Meeting of American Psychological

Association, (90th) Washington, DC. August, 8, 23-77. ERIC Document Reproduction Service No.ED227130.

Fabrigar, R., Wegener, T., MacCallum, C., & Strahan, J. (1999). Evaluatin the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychologica Methods*, *4*(3), 272-299.

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

Glorfeld, L. (1995). An improvement on Horn's parallel analysis methodology for selecting the correct number of factors to retain. *Educational and Psychological Measurement*, *55*, 377-393.

Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd Ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Greene, W. (1993). *Econometric Analysis*, (2nd Ed.). Macmillan.

Hambleton, R., & Swaminathan, H. (1985) *Item Response Theory. Principles and Applications*, Nijh off publishing.

Hambleton, R., Swaminathan, H., & Rogers, H. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Newbury Park, SAGE Publications, Inc.

Harris, D. (1989). Comarison of 1- , 2-, and 3- parameter IRT models. *Educational Measurement, Issue and Practice , 8*, 35-41.

Harvey, R.(2003).Applicability of Binary IRT Models to Job Analysis Data-Applications of IRT for Measurement in Organizations. Symposium Presented at the Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Orlando.

Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing One-dimensional of tests and items. *Applied Psychological Measurement*, *9*, 139–164.

Hernard, D. (1998). Using spread sheets to implement the one-parameter item response theory (IRT) model. Paper Presented At The Annual Meeting of The Southwestern Psychological Association, New Orleans.

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

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

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*, 1-55.

Hulin, C., Drasgow, F. & Parsons, C. (1983). Item Response Theory: Application to Psychological Measurement. Illinois: Dow Jones – Irwin, *European Journal of Psychological Assessment*, *9* , 57–68.

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

Jong, C., Hodges, T., Royal K. & Welder, R.(2015) . Instruments to measure elementary pre-service teachers' Conceptions: An Application of The Rasch Rating Model. *Educational Research Quarterly,1* (39), 21-48.

Karon F. Cook Michael A. Kallen. (2009). Having a fit: Impact of Number of Items and Distribution of Data on Traditional Criteria for Assessing IRT's One-dimensional Assumption. *QualLife Res*, *18*, 447–460.

Kirisci, I., hsu.t., lifa, y.(2001). Robusness of Item Parameter Estimation Programs To Assumtions of Unidimensionality And Normality. *applied psychological measurement*, *25*(146), 322-350.

Kubiszyn, T., & Borich, G., (2009). *Educational Testing And Measurement: Classroom Application and Practice* (9th Ed.), John Wiley & Sons, Inc.

Linacre, M. (2012). Winsteps help for Rasch analysis. Retrieved from Winsteps website: http://www. winsteps. com.

Linacre, M. (2015). Winsteps Rasch Measurement Computer Program User's Guide. Beaverton, OR: Winsteps.com.

Linacre, M., & Wright, D. (1993). *A user's guide to FACETS (Version 2.6).* MESA Press.

Liu, Y., Zumbo, B., & Wu, A. (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.

Masters, G., & Mislevy, R. (1993). "New Views of Student Learning Implication for Educational Measurement". In N. Frederiksen & R. Mislevy (Eds.). Test Theory for New Generation of Tests. (219-242), Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates.(219-242).

McGill. M. (2009). *An Investigation of Unidimensional Testing Procedures under Latent Trait Theory using Principal Component Analysis* [published Doctoral Dissertation, faculty of the Virginia Polytechnic Institute and State University], Academic Press.

Moral, F. (2006). Mapping and hazard assessment of atmospheric pollution in a medium sized urban area using the Rasch model and geo statistic techniques. *Atmospheric Environmental*, *40,* 1408 – 1418.

Muirne C., Paap, S. (2010). Vaolation of Unidimensional IRT Calibration in test score equating. *Journal of Educational Measurement*, *2*(1), 76-88.

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

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

Nunnally, J. (1979). *Introduction to Psychological Measurement*. McGraw – Hill.

Nunnally, J., Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory.* McGraw-Hill.

Pollitt, A., & Hutchinson, C. (1987). *Calibrating graded assessments: Rasch partial credit analysis of performance in writing. Language Testing, 4(1), 72–92*

Reckase, M. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: Results and Implications. *Journal of Educational Statistics*, *4*, 207–230.

Reckase, M., & McKinley, R. (1991). The discriminating power of items that measure more than one dimension. *Applied Psychological Measurement*, *15*, 361-373.

Reise, S., & Wailer, N.(2003).How many LRT parameters does it take to model psychopathology items?. *Psychological Methods, 8*(1), 164-184.

Ruiz-Alfonso, Z., & León, J. (2017). Passion for math: Relationships Between Teachers' emphasis on Class contents Usefulness, Motivation, and Grades. *Contemporary Educational Psychology*, *51*, 284–292.

Ruscio, J. & Roche, B. (2012). Determining the Number of Factors to Retain in an Exploratory Factor Analysis Using Comparison Data of Known Factorial Structure. *Psychological Assessment*. *24*(2), 282-292.

Ruscio, J. & Roche, B. (2012). Determining the Number of Factors to Retain in an Exploratory Factor Analysis Using Comparison Data of Known Factorial Structure. *Psychological Assessment*, *24*(2), 282-292.

Sabah, S., Hammouri, H., & Akour, M. (2013). Validation of a scale of attitudes towards science across countries using Rasch Model: Findings from TIMSS. *Journal of Baltic Science Education*, *12*(5), 692-702.

Salvia, J., & Ysseldyke, J.(1995). *Assessment* (6th Ed.).Houghton Mifflin Company.

Sangoseni, O., Hellman, M., Hill, C. (2013). Development and Validation of Questionnaire to Assess the Effect of Online Learning on Behaviors, Attitudes, and Clinical Practices of Physical Therapists in the United States Regarding Evidenced-based Clinical Practice. *The Internet Journal of Allied Health Sciences and Practice*, *11*(2), 1-12.

Sheng, Y. & Wilke, C. (2007). Comparing Multidimensional and Unidimensional Item Response Theory Models. Educational and Psychological Measurement, *67*(6), 899-919.

Sigmundsson, H. (2021). Passion, grit and mindset in the ages 14 to 77: Exploring Relationship and Gender Differences. *New Ideas in Psychology*, 60, 1-8.

Sireci, S., & Faulkner-Bond, M. (2014). Validity evidence based on test content. *Psicothema*, *26*(1), 100-107.

Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. (4th Ed.), Lawrence Erlbaum.

SuzanneL, D., & Zumbo (2010). Assessing the One-dimensional of Psychological Scales: Using Multiple Criteria from Factor Analysis. Social Indicator Research, 102, 443–461.

Tevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. (4th Ed), Lawrence Erlbaum.

Thelma J., Mielenz, Michael, C., Edward Leigh F., & Callahan (2010). Item Response Theory Analysis of Two Questionnaire Measures of

Arthritis-Related Self-Efficacy Beliefs from Community-Based US Samples. *International Journal of Testing*, *5*(4), 377-394.

Vallerand, R., Blanchard, C., Mageau, G., Koestner, R., Ratelle, C., & Léonard, M. (2003). Les passions de l'âme: On obsessive and harmonious passion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 756–767.

Vanderlinden, W. (2001). Applying the Rasch model. *International Journal of Testing*, *3* (4), 319 – 326.

Waltz, C., Strickland, O., & Lenz, E. (2005). *Measurement in nursing and health research*, (3th Ed.), Springer Publishing Co.

Wang, S. & Wang, N. (2003).The Effects of Multidimensional Ploytomous Response Data on One-dimensional Many Fact Rasch Model Parameters Estimates. Paper presented at the *annual meeting of the American Educational Research Association*, ERIC Document Reproduction Service.

Waugh , R. & Addison , P. (1998). A Rasch measurement model analysis of the Revised Approaches to Studying Inventory. *British Journal of Educational Psychology*, *68*(1), 95-112.

Waugh , R. (2002). Measuring self –reported studying and learning for university students : Linking Attitudes and Behaviors on The Same Scale . *British Journal of Educational Psychology*, *72*(4), 573-604

Waugh , R.(1999). Approaches to studying for students in higher education : A Rasch Measurement Model Analysis . *British Journal of Educational Psychology*, *69*(1), 63-79.

West, S., Finch, J., & Curran, P. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R., Hoyle (Ed.), Structural equation modeling: Concepts, Issues, and Applications, Sage publication, inc.

Zamanzadeh, V., Rassouli, M., Abbaszadeh, A., Alavi-Majd, H., Nikanfar, A., & Ghahramanian, A. (2014). Details of content validity and objectifying it in instrument development. *Nursing Practice Today*, *1*(3), 163-171.

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