

Item Analysis of Academic Procrastination Scale using Classic Test Theory and Item Response Theory among University Students

تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي باستخدام نظرية القياس الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة لمقرر الإحصاء لدى طلاب الجامعة

Abdul Rahman Salem Mohammed Al Shehri
Assistant Professor of Measurement and Evaluation, College of
Education-Psychology, King Khalid University, Saudi Arabia

عبد الرحمن سالم محمد الشهري
أستاذ القياس والتقويم المساعد بكلية التربية-علم النفس جامعة الملك خالد بالمملكة العربية السعودية

Received: 11/02/2022

Accepted: 02/11/2022

تاريخ الاستلام: 2022/02/11 تاريخ القبول: 2022/11/02

المستخلص:

هدفت الدراسة إلى تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي في ضوء مؤشرات نظرية القياس الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة، ودراسة الفرق بين الذكور والإناث في التلكؤ الأكاديمي، وتحديد مستوياته. المنهجية: عينة مكونة من 156 طالباً وطالبة من طلبة البكالوريوس (76%) (48.7%) والدراسات العليا 80 (50.3%) ببعض الجامعات السعودية (الملك خالد، والملك عبد العزيز، وحفر الباطن، وغيرها) الذين يدرسون مقرر الإحصاء وتنوعت إلى 89 (57.1%) ذكور و67 (42.9%) إناث، وتم تطبيق مقياس التلكؤ الأكاديمي لـ (2011) McCloskey ومقياس التلكؤ العام لـ (2010) Steel. النتائج: بلغ معامل الاتساق الداخلي ألفا لمقياس التأجيل ($\alpha=0.945$)، وافرز التحليل العاملي الاستكشافي أربعة عوامل، واثبت نموذج الاستجابة المتدرجة ثنائي المعلم اللوغاريتمي two-parameter logistic model للبيانات المتدرجة لمفردات المقياس مطابقة مناسبة مع البيانات، وقُدرت معاملات الصعوبة للاستجابات المتدرجة ومعاملات التمييز ودالة المعلومات للمفردات والاختبار، وتم الوصول لصيغة مختصرة للمقياس مكونة من 8 مفردات اتسمت بثبات مرتفع ($\alpha=0.932$) وتطابق البناء بدرجة جيدة مع بيانات العينة ($CFI=0.98$, $TLI=0.97$)، الخلاصة: قدمت الدراسة مقياساً مختصراً اتسم بدرجة جيدة من الثبات والصدق بحيث الاعتماد عليه لتشخيص التأجيل الأكاديمي لدى طلاب الجامعات في السعودية.

الكلمات المفتاحية: التلكؤ الأكاديمي لـ (2011) McCloskey تحليل المفردات، نظرية القياس الكلاسيكية، ونظرية الاستجابة للمفردة.

Abstract:

Aim: the aim of the study was determine item analysis of Procrastination Scale for MclCloskey (2011) in a sample of college students who study statistics course in terms of classical test theory and Item response theory and study the difference between male and female on academic procrastination, determine the levels of academic procrastination. Methodology: The sample consisted of 156 undergraduate 76 (48.7%) and graduate 80 (50.3%) students, sex, male 89 (57.1%) and female 67 (42.9%) who enrolled in some Saudi universities (king khield, king abd- elaziz, hafr elbatan). They answered self-administered scales of Academic Procrastination Scale (APS-SF) and the steel Procrastination scale (2010). Results: A Cronbach's alpha coefficient for academic procrastination scale was 0.945, The exploratory factor analysis shows a four factors, and Graded response two-parameter logistic model for procrastination construct showed appropriate fit with data, difficulty and discrimination indices were estimated for items of scale, the short scale of procrastination consist of 8 items in terms of item analysis criteria of classic test theory and item response theory. Conclusion: The study provided a reliable and valid short version of the Academic Procrastination scale, and it can be useful to quickly diagnosis of academic procrastinating behaviors among the universities students in KSA.

Keywords: Academic procrastination MclCloskey (2011), Psychometric properties, item analysis, classic test theory, Item response theory.

¹ How to cite this paper:

G Al Shehri, A. (2022). Item Analysis of Academic Procrastination Scale using Classic Test Theory and Item Response Theory among university students, *Journal of Umm Al-Qura University for Educational and Psychological Sciences*, Vol (14), No (4).

Doi: <https://doi.org/10.54940/ep56281476>

معلومات التواصل: عبد الرحمن سالم محمد الشهري
البريد الإلكتروني الرسمي alshehri92@gmail.com

المقدمة

التطوعي للمهام على الرغم من إدراكه أن هذا التأجيل له عواقبه السيئة، ويعرفه Schraw, Wadkins, & Olafson (2007)، بأنه التأجيل المتعمد وغير المنطقي لاستكمال المهام الأكاديمية في وقتها على الرغم من العواقب السيئة لهذا التأجيل ويتضمن تأجيل استكمال التكاليفات و المذاكرة لامتحانات، ويعرفه (Abo-gazal, 2012) بأنه ميل الفرد لتأجيل البدء في المهمات الأكاديمية أو إكمالها، ينتج عنه شعور الفرد بالتوتر الانفعالي.

وللتلكؤ الأكاديمي عواقب سلبية مثل إهمال عملية التعلم، وانخفاض تقدير الذات، ونقص فعالية الذات، وزيادة القلق، والاكنتاب، وانخفاض جودة الحياة الجامعية، والتكيف مع الدراسة وغيرها (Klassen, Krawchuk, & Rajani, 2008; Sirois & Kitner, 2015).

ويحدث التلكؤ أو التسويف لعدة أسباب منها نقص الدافعية، وضعف إدارة الوقت، والكسل أو الاستهتار، وايضا توجد عوامل اخرى مرتبطة بجوانب الشخصية مثل التردد وعدم القدرة على صناعة القرار، والثقة بالنفس والمثابرة والخوف من الفشل وغيرها. ويصنف بأنه أحد سمات الشخصية وهو ميل الفرد إلى التأجيل المستمر لمعظم مظاهر حياته. بينما التلكؤ الموقفي Situational Procrastination هو ميل الأفراد لتأجيل نوع معين من المهام في حياته، Vestervelt, (2000) , وعليه فإن التلكؤ الأكاديمي المرتبط بمقرر دراسي معين يعتبر حالة موقفية وليس سمة دائمة الاستمرار مع الفرد

فقد يختلف من مقرر إلى اخر ، ويرى Abo-gazal (2012) أن ظاهرة التلكؤ الأكاديمي ترجع إلى الفشل، واسلوب المعلم، والمهمة المنفرة، والمخاطرة، وضغط الأقران.

ويطلق على التأجيل الواضح والإرجاء المتكرر للمهام الدراسية المطلوبة ومن ضمنها حل الواجبات المنزلية وإعداد المشاريع والإستعداد للاختبارات والمحاضرات من قبل المتعلم ويطلق عليها اسم التلكؤ الأكاديمي(عبد الله، 2020)، والتلكؤ الأكاديمي ظاهرة منتشرة بين الطلاب، فقد توصل (Onwuegbuzie, 2000) إلى أن 42% يتلكؤون في كتابة الأبحاث و 39.3% يؤجلون الاستعداد لامتحانات و

يعتبر التلكؤ الأكاديمي من الموضوعات التي تناولها التراث البحثي السيكولوجي بالدراسة والبحث لما له من اثار سلبية على التحصيل وكافة جوانب الشخصية، وفي الوقت الحالي تتم عملية التعلم عن بعد باستخدام وسائل التعلم الإلكتروني المختلفة كان لزاما على التراث البحثي في المجتمع السعودي التعرف على واقع التلكؤ الأكاديمي في المؤسسات التعليمية الجامعية من خلال توفير مقياس يتميز بالخصائص السيكومترية الجيدة من صدق وثبات، واستمدت كلمة التلكؤ أو التسويف Procrastination اصولها من الكلمة اللاتينية Procrastinus حيث تعني Pro التأجيل، بينما كلمة Crastinus الغد، والكلمة تعني التأجيل للغد. ويُعد التلكؤ مشكلة عامة يواجهها الطلاب في كل المراحل الدراسية بصفة عامة ، وبين طلاب التعليم الجامعي بصفة خاصة، وتعني تأجيل الأعمال أو المهام للغد أو ادائها في المستقبل القريب، وتستخدم كلمات Postpone او delay بنفس المعنى في

التراث (Brando-Garrido, Montes-Hidalgo, Limonero, Gómez-Romero, & Tomás-Sábado, 2020)

أشار العديد من الباحثين إلى أن زيادة مستويات القلق تؤدي إلى سلوك التأجيل الأكاديمي خاصة في مقرر الإحصاء مقارنة بالمقررات الأخرى حيث يعتبر من المقررات التي تحتاج إلى بذل الجهد وتتطلب التحدي والمثابرة، وكثير من الطلاب ليس لديهم خلفية مسبقة بدراسة المقرر،

(Onwuegbuzie, 2004)

ويُعرف التلكؤ الأكاديمي بأنه ترك المهام الدراسية مثل الإعداد لامتحانات وعمل الواجبات والتكاليفات حتى اللحظات الأخيرة، وهذا يؤدي إلى الشعور بعدم الارتياح (Slomon & Rothblum, 1984)، ويراه Tuckman (1991) بأنه الميل لتأجيل استكمال أو البدء في مهمة أو واجب نتيجة نقص أو غياب تنظيم الذات، بل يراه Steel (2007) بأنه شكل من أشكال فشل تنظيم الذات، والتأجيل

بصفة عامة ومن أهمها مقياس التسويف ل عبد الخالق والدغيم (2011) ,ومقياس أسباب التسويف الأكاديمي ل أبو غزالة(2011) ولكن هذه المقاييس لم تتعرض لمظاهر التسويف المرتبطة بالمقرر الدراسي وخاصة مقرر الإحصاء.

وتكون مقياس التلكؤ الأكاديمي ل McLoskey (2011, 2015) من 25 مفردة تقيس ست خصائص أو أبعاد مختلفة للتلکؤ الأكاديمي وهي اعتقاد الشخص عن قدراته Psychological belief about abilities , ومشتتات الانتباه , distractions of attention , والعوامل الاجتماعية Social factors , ومهارات إدارة الوقت time management skills , والكسل Laziness , والمبادرة الشخصية Personal initiative , وتم تصحيحه في ضوء قياس ليكرت الخماسي حيث 1 تشير إلى درجة عدم الاتفاق مع المفردة و 5 تشير إلى الاتفاق مع المفردة, وعليه فإن أدنى درجة 25 وأقصى درجة 125 .

وتوجد القليل من الدراسات التي تناولت الخصائص السيكومترية للمقياس من صدق وثبات في البيئة الأجنبية، ومن خلال البحث في قواعد البيانات العربية لم يعثر الباحث على أي دراسة تناولت التحقق من الخصائص السيكومترية لهذا المقياس وأيضاً هدف الباحث تزويد التراث البحثي العربي بأداة قياس مقننة للتلکؤ في ضوء نظرية القياس الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة.

ومن أهم الدراسات السابقة التي تناولت التحقق السيكومتري لهذا المقياس , ما قام به (McCloskey et al., 2015). بدراسة الخصائص السيكومترية للمقياس لعينة من طلاب الجامعة في أمريكا حيث أظهرت النتائج درجة جيدة من ثبات الاتساق الداخلي ($\alpha=94$) , وتراوحت الارتباطات بين الدرجة على المفردة والدرجة الكلية من 0.41 الى 0.73 , ومعاملات ارتباطات مرتفعة مع مقاييس أخرى للتلکؤ الأكاديمي مثل مقياس توكمان ($r=0.70$) , ومقياس سولومون ورزلوم ($r=0.53$) , وأبرز التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد

60% متلكؤون في عمل تكليفاتهم وواجباتهم، وتوصل Sokolowska (2009) إلى أن 77.4% من الطلاب متلكؤون، و50% متلكؤون في واجباتهم الدراسية، وأشار التراث إلى أن نسبة المؤجلين تبلغ حوالي 70% بين الطلاب (Schouwenburg, Lay, Pychyl, & Özer, 2004) ، وفي المجتمع التركي توصل Ferrari, (2009) إلى أن 52% من طلاب البكالوريوس أظهروا تلکؤاً في حياتهم الأكاديمية بصورة متكررة، وفي مجتمع طلاب الجامعة في الاردن توصل Abo- (2012) gazal إلى أن 25.2% هم من ذوي التلكؤ المرتفع، في حين توصلت (Shabeb (2015 إلى أن 80% من الطلبة بجامعة تشرين بسوريا يعانون من التسويف الأكاديمي بدرجة من متوسطة إلى مرتفعة.

وظهرت مقاييس عديدة في التراث لقياس التلكؤ أو التسويف في مواقف الحياة العامة مثل مقياس التأجيل العام ل Lay (1986) , ومقياس التأجيل ل Steel (2010) الذي يقيس المظاهر السلبية للتأجيل في كل مفرداته، وتضمن التراث البحثي عدداً من المقاييس لقياس التلكؤ الأكاديمي في المواقف التعليمية بعضها أحادية البعد والبعض الآخر متعددة الأبعاد مثل مقياس التلكؤ الأكاديمي مثل Solomon & Rothlum (1984) ومقياس Milgram et al. (1998) , ومقياس Choi & Moran (2009) , ومقياس (2011) McLoskey

والدراسة الحالية أهتمت بالتقويم السيكومتري لمقياس التلكؤ الأكاديمي ل Academic procrastination scale (APS; McCloskey, 2011; McCloskey & Scielzo, 2015) لأنه يقيس التلكؤ الأكاديمي بنظرة عامة دون التركيز على مهام معينة مثل كتابة البحوث، وتسليم الواجبات، والتكليفات الاسبوعية، والامتحانات، وإدارة المهام العلمية، والحضور وهذا اتبعته مقاييس مثل Solomon & Rothlum (1984; Milgram et al., 1998) . والتراث البحثي العربي تضمن العديد من مقاييس التلكؤ

الخصائص السيكومترية على مستوى المفردات وهذا يتم تحقيقه من خلال نظرية الاستجابة للمفردة التي تهتم بتحليل معلومات المفردات لإعطاء دليل عن قدرة المفردة على التمييز بين الأفراد بالنسبة لمستواهم على السمة الحقيقية (زيتا).

وتتملك النظرية السيكومترية مدخلين أساسيين لدراسة جودة تصميم الاختبار وبناء مقاييس مناسبة هما نظرية القياس الكلاسيكية (CTT) classical test theory ونظرية الاستجابة للمفردة Item response theory , ففي النظرية الكلاسيكية مؤشرات الإحصاء للمفردات مثل الصعوبة والتمييز والثبات معتمدة على العينة ويوجد خطأ معياري واحد لكل درجات الأفراد في حين أن نظرية الاستجابة للمفردة تكون معاملات الصعوبة والتمييز لا تعتمد على عينة الأفراد إنما تعتمد على القدرة أو السمة الحقيقية للأفراد والخطأ المعياري يختلف من فرد لآخر.

وطرح (Amer, 2019; Comery & Lee, 1992; Crocker & Algina, 2008; DeVellis, 2017; Price, 2017) عدة معايير لتقييم جودة المفردة سيكومترياً في ضوء نظرية القياس الكلاسيكية, وتعتبر المفردة جيدة إذا توفر لها المعايير الآتية:

- متوسط المفردة: إذا كانت تميل إلى القيمة المتوسطة تكون ذات أهمية في الاختبار.
- المعامل ألفا: إذا انخفضت قيمة المعامل ألفا للمقياس بعد استبعاد المفردة.
- الالتواء والتفرطح: إذا لم تزيد قيمة الالتواء والتفرطح عن 1.5
- معامل الارتباط المصحح: إذا زادت قيمته عن 0.50
- معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية للمقياس: إذا زادت قيمته عن 0.70
- معامل التشبع: إذا زادت قيمة معامل تشبع المفردة بالمعامل في التحليل العاملي الاستكشافي عن 0.63 يعبر

فريمكس للمقياس أربعة عوامل فسرت %57.85 من تباين مصفوفة الارتباط, بينما أظهر التمثيل البياني لكاييرز أن العامل الوحيد أفضل تمثيل للبيانات وفسر هذا العامل %43 من تباين المصفوفة وهذا يدل أن البناء احادي البعد أو البناء.

وقدر (Yockey 2016) الخصائص السيكومترية للصيغة المختصرة للمقياس المكونة من خمس مفردات لعينة من طلاب الجامعة بأمريكا بلغت 282 من طلاب الجامعة حيث بلغت قيمة الاتساق الداخلي ألفا 0.87 , واتسمت بدرجة مناسبة من الصدق المحكي من خلال معامل الارتباط مع مقياس توكمان (r=0.79) ومع مقياس سولمون و ورزلوم (r=0.54) وأظهر التحليل العاملي الاستكشافي حل عاملي ذات عامل واحد فسر %65 من تباين المصفوفة , وتراوح معامل التشبع للمفردات الخمسة بالمعامل من 0.73 إلى 0.86.

وتحقق (Brando-Garrido et al. 2020) من الخصائص السيكومترية للنسخة المختصرة المكونة من خمس مفردات لـ McCloskey /Yockey APS-SF في المجتمع الاسباني، وباستخدام التحليل العاملي التوكيدي اثبت نموذج العامل العام مطابقة جيدة مع البيانات، وبلغ تشبع المفردات بالمعامل العام من 0.73 إلى 0.82 , وبلغ الاتساق الداخلي ألفا 0.87 , وارتبط المقياس مع مقياس التلكو الأكاديمي لتوكمان بما يسمى الصدق المحكي التلازمي بمقدار 0.70.

وقدر (Bennett & Bacon 2019) معامل الارتباط بين درجات مقياس التلكو الأكاديمي ومقياس التلكو العام حيث بلغت قيمة الارتباط 0.82 مما يدل على تمتع المقياس بالصدق المحكي، وقدر (Sari & Ayriza 2020) الاتساق الداخلي لهذا المقياس وبلغت قيمة ألفا 0.879 وتم استبعاد أربع مفردات لأن معامل الارتباط بالبعد لم يزيد عن 0.30.

ويتضح من التراث البحثي لهذا المقياس أن الدراسات أهتمت بدراسة البنية العاملية بصورة إجمالية للمقياس وخاصة الصورة المختصرة سواء باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي أو التحليل العاملي التوكيدي، ولكنها لم تركز على دراسة

عن تشبع جيد جداً.

- معامل الشيع: يعبر عن قدر التباين المفسر في المفردة جراء العوامل في التحليل العاملي الاستكشافي ويناظر ثبات المفردة ومن الأفضل ان يكون 0.50 بمعنى أن العوامل فسرت %25 من تباين المفردة.

وتفترض نظرية القياس الكلاسيكية أن كل المفردات تسهم بنفس القدر في البناء التحتي للمفهوم، ووضع الفرد على متصل السمة يُحدد في ضوء الدرجة الكلية لمفردات المقياس والناتج تكون مقيدة وقاصرة على العينة التي تم اشتقاق المعالم منها، وقابلتها للتعميم تكون محدودة (Adler & Brodin 2011)، وفي مقابل نظرية القياس الكلاسيكية ومحدداتها، ظهرت نظرية القياس الحديثة المتمثلة في نظرية الاستجابة للمفردة حيث أمدتنا بنماذج قياس أكثر مرونة وشمولية وقوة من نظرية الاختبار الكلاسيكية، حيث تفترض تلك النظرية أن السمة المراد قياسها هي قدرة معينة للفرد، وأن هناك علاقة منتظمة بين مستويات قدرة الفرد، واحتمالات استجابته الصحيحة لمفردات مختلفة. وتعتبر نظرية الاستجابة للمفردة طريقة سيكومترية شائعة لتقوم المقاييس النفسية التربوية، ولتحليل مفردات المقياس فإنها تسمح بتقدير معامل التمييز للتمييز بين الأفراد مرتفعي السمة ومنخفضي السمة وهذا يناظر معامل الارتباط بين المفردة والدرجة الكلية في نظرية القياس الكلاسيكية، وأيضاً تسمح بتقدير معاملات الصعوبة للمفردة وأيضاً تسمح بإعطاء منحنيات وظيفة معلومات المفردة ووظيفة معلومات المقياس لمعرفة مدى إسهام المفردة في قياس معلومات عن الظاهرة موضع القياس.

تنوعت نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، فالمفردات ثنائية التصحيح (صواب-خطأ) يوجد ثلاثة نماذج للاستجابة على المفردة هي النموذج اللوجستي أحادي المعلم one parameter logistic model (1PLM) حيث يتنوع معامل الصعوبة لكل المفردات، و يفترض أن كل المفردات لها معامل ارتباط أو تشبع واحد بالسمة الكامنة ويسمى في التراث بنموذج راش Rasch model

والنموذج اللوجستي ثنائي المعلم (2PLM). في هذا النموذج فان معلمي الصعوبة والتمييز متغيرين عبر كل المفردات، والنموذج اللوجستي ثلاثي المعلم (3PLM) حيث معاملات الصعوبة والتمييز والتخمين حرة لكل المفردات وذلك للمفردات التي تتضمن الحصول على إجابة صحيحة بالتخمين خاصة الاختبارات التحصيلية واختبارات الذكاء. في حين تنوعت نماذج نظرية الاستجابة للمفردة البارامترية أحادية البعد لمفردات المقاييس متدرجة الاستجابة الرتبوية (أكثر من استجابتين) أو المقاييس الليكترية من أهمها نموذج الاستجابة المتدرجة Graded response model (GRM) ويُشار اليه بالنموذج التدريجي المتجانس وهو نموذج لوجستك ثنائي المعلم يفترض أن القياسات رتبوية حيث أن المفردة لها أكثر من استجابتين، وهو اتساع لنموذج الاستجابة للمفردة ثنائي المعلم Two-parameter logistic (2PL) للمفردات ثنائية التصحيح، ويفترض لكل مفردة عدد من معالم الصعوبة مساوياً لعدد بدائل الاستجابة مطروحاً منها الواحد الصحيح (m-1)، ويمدنا هذا النموذج بوظيفة معلومات المفردة Item information function (IIF) تصف العلاقة بين مستوى السمة واحتمالية الاستجابة على هذه السمة ويشير إلى دقة القياس للمفردة عبر مستويات مختلفة من السمة بينما وظيفة معلومات الاختبار Test information function (TIF) يشير إلى دقة الاختبار عبر مستويات مختلفة من السمة، وتمدنا النظرية بالخطأ المعياري للقياس لوظيفة معلومات المفردة ووظيفة معلومات الاختبار.

ولبيانات المقاييس الرتبوية التصنيفية يوصى (DeMars 2010) باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة Two parameter logistic graded response model (GRM) ل (Samejima 1969, 1997). ويعتبر هذا النموذج من أفضل النماذج التي تتعامل مع البيانات الرتبوية (Hambleton, Van der Liden, & Wells, 2010), وعدد معاملات الصعوبة

لـ (Steel 2010) وأيضاً تحليل مفردات المقياس في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة في ضوء نموذج الاستجابة المتدرجة ثنائية المعلم لـ (Samejima 1969, 1997) وذلك لعينة من طلاب الجامعة في المجتمع الجامعي السعودي.

في ضوء ما سبق يمكن طرح الأسئلة البحثية الآتية:

- ما البنية العاملية الاستكشافية لمقياس التلكؤ الأكاديمي لـ (McCloskey 2011) لدى عينة من طلاب الجامعة بالمملكة العربية السعودية؟
- هل يتمتع المقياس بالصدق المحكي في علاقته بمقياس التلكؤ العام لـ (Steel 2010)؟
- هل يتمتع المقياس بدرجة مرضية من معامل الاتساق الداخلي ألفا كرونباخ؟
- ما تقديرات مؤشرات تحليل المفردات الكلاسيكية لمفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي؟
- ما تقديرات معالم المفردات من معاملات صعوبة وتميز ووظيفة (دالة) المعلومات للاختبار في ضوء نظرية استجابة المفردة؟
- ما الخصائص السيكومترية للصيغة المختصرة لمقياس التلكؤ الأكاديمي في ضوء مؤشرات نظرية المقياس الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة لبيانات العينة الحالية المكونة من ثمان مفردات؟

هدف الدراسة

هدفت الدراسة إلى الآتي:

- الكشف عن البنية العاملية الاستكشافية لمقياس التلكؤ الأكاديمي.
- التحقق من الصدق المحكي لمقياس التلكؤ الأكاديمي.
- التحقق من الاتساق الداخلي باستخدام المعامل ألفا كرونباخ لمفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي.

التي يمدنا بما هي عدد الاستجابات مطرحاً منه الواحد الصحيح حيث يتعامل مع الاستجابة الأولى بدرجة قليلة جداً كإطار مرجعي ، ومعامل الصعوبة لكل استجابة يعكس الموقع على متصل السمة الكامنة حيث يوجد احتمال 50% للحصول على بديل الاستجابة الأعلى. وتمدنا النموذج بمعلم a حيث يصف معامل التمييز وتراوح قيمته من -3 إلى +3 ، و يشير إلى قدرة المفردة على التمييز بين مرتفعي ومنخفضي السمة، والقيمة المرتفعة تشير إلى قدرة تمييزية مرتفعة بينما المنخفضة تشير إلى قدرة تمييزية منخفضة (Reise & Henson, 2003) ، وأشار Baker (2001) إلى القيمة 0.01-0.24 قدرة تمييزية منخفضة جداً و 0.25-0.64 منخفضة و 0.65-1.34 متوسطة و -1.35 و 1.69 مرتفعة وأكبر من 1.70 مرتفعة جداً. بينما معلم b يعرض معامل الصعوبة وتمثل القدرة التي يمتلكها الفرد الإجابة على المفردة باحتمال 50% وهي النقطة التي تكون عندها السمة الحقيقية زيتاً لها أعلى ميل بمعنى احتمالية أن يختار الفرد مستوى معين من الاستجابة على المفردة . و المفردات السالبة الصعوبة تعني أن المفردات سهلة جداً بينما القيمة الموجبة تعني مفردات أكثر صعوبة (Reise & Henson, 2003)، وفي الدراسة سيتم حساب الصعوبة والتمييز لكل مفردة. وتعطي نظرية الاستجابة للمفردة معلومات عن دقة المقياس عبر مدى من السمة الكامنة على مستوى المفردات والاختبار وليس فقط ثبات وحيد لكل الأفراد وهذا يساهم في تحديد أي المفردات التي يمكن أن تساهم بفعالية في دقة المقياس (Hambleton, & Swaminathan, 1985).

وأهتمت الدراسة الحالية بترجمة مقياس التلكؤ الأكاديمي لـ (McCloskey 2011)، باعتباره من المقاييس التي تركز على مظاهر التلكؤ أثناء عملية التعلم وتقدير ثباته وصدقه وتحليل مفرداته باستخدام النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة أثناء دراسة مقرر الإحصاء بما يتناسب مع مجتمع الطلاب في الثقافة السعودية وتقدير صدق الحك مع مقياس ثبت صدقه وثباته في التراث وهو مقياس التلكؤ العام

الاستجابة المتدرجة وتم تنفيذه في برنامج

Muthen & Muthen(2012) لـ MPLUS(7)

الطريقة والإجراءات

تصميم ومنهج الدراسة: أتبع الدراسة تصميم الدراسات المستعرضة باستخدام المنهج الوصفي الارتباطي حيث تم جمع البيانات من خلال لينك إلكتروني موزع لطلاب بعض الكليات في الجامعات السعودية في الفترة من 20/11/2021،

إلى 5/12/2021

المشاركون: يتمثل مجتمع الدراسة من طلبة الجامعات بالملكة العربية السعودية بكلياتها المختلفة من مستخدمي مواقع التواصل الاجتماعي، في الفصل الدراسي الأول 2020/2021م. وتم استخدام تكنيك كرة الثلج تكنيك إحدى استراتيجيات المعاينة في جمع البيانات من خلال رابط إلكتروني أعد باستخدام Google forms، وتم إرسال هذا الرابط لطلاب الجامعة من خلال مجموعات التواصل الاجتماعي على الفيس بوك والواتس آب، وطلب منهم إرسال الرابط لزملائهم، وجمعت استجابات المشاركين على الرابط خلال اسبوعين في الفترة من 20/11/2021، حتى 5/12/2021 حيث بلغ عددهم 156، وتوزعت حسب الجنس إلى 89 (57.1%) طلاب ذكور و 67 (42.9%) إناث، وحسب المرحلة الدراسة توزعت إلى 76 (48.7%) بكالوريوس، و 56 (35.9%) ماجستير، و 24 (15.4%) دكتوراه، وحسب الجامعة توزعت إلى 108 (69.25%) من جامعة الملك خالد، و 18 (11.5%) جامعة حفر الباطن، و 15 (9.6%) جامعة الملك عبد العزيز، و 8 (5.1%) جامعة أم القرى، وباقي أفراد العينة توزعت من جامعات الملك سعود والجامعة الإسلامية وجامعة الملك فيصل.

أداة البحث

مقياس التلكؤ الأكاديمي لـ (2011) McCloskey : تكون المقياس من 25 عبارة تقرير ذاتي موزعة على ستة أبعاد هي الاعتقاد أو رؤية الفرد عن قدراته، ومشتتات الانتباه، والعوامل الاجتماعية، ومهارات إدارة الوقت، والكسل،

- تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي (2011) McCloskey في ضوء مؤشرات نظرية القياس الكلاسيكية.

- تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي في ضوء النظرية الحديثة في القياس.

- الوصول إلى صيغة مختصرة تعكس بناء التلكؤ الأكاديمي في ضوء معايير نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة (الحديثة) والتحقق من خصائصها السيكمومترية.

أهمية الدراسة

تتبع أهمية الدراسة في تقنين مقياس التلكؤ الأكاديمي بين الطلاب في الجامعات السعودية باستخدام النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة وذلك لإعداده بصورة قابلة للاستخدام في البيئة السعودية، وأيضا الوصول إلى صيغة مختصرة، والتحقق من خصائصها السيكمومترية واستخدامها في المؤسسات التربوية في التعليم الجامعي، والنفسية لتشخيص التلكؤ الأكاديمي.

محددات الدراسة:

- تم إجراء الدراسة على طلبة البكالوريوس والدراسات

العليا في بعض الجامعات السعودية في الفترة من

20/11/2021، إلى 5/12/2021

- تناولت الدراسة ظاهرة التلكؤ الأكاديمي لدى الطلاب دراسي مقرر الإحصاء النفسي والتربوي .

- الدراسة محددة بعينيتها وتصميم الدراسات المستعرضة حيث تم تطبيق مقياسي الدراسة من خلال لينك إلكتروني.

- اعتمدت الدراسة على أحد نماذج الاستجابة للمفردة للمقاييس ذات الاستجابات المتعددة وهو نموذج

مقارنة تشبعات المفردات بالعوامل في ضوء المعايير التي أفترضها Comery & Lee (1992) وهي تشبع أكبر من 0.71 ممتاز وتشبع أكبر من 0.63 جيد جدا وتشبع أكبر من 0.55 جيد وتشبع أكبر من 0.45 مقبول وتشبع ضعيف 0.32 . وتم استخدام برنامج LISREL (8.8) للتحقق من نموذج العامل العام، وتم الاعتماد على طريقة الاحتمال الأقصى لتقدير معالم النماذج العاملية حيث تم استخدام طريقة التقدير الاحتمال الأقصى لإجراء التحليل العاملية التوكيدي والاعتماد على مؤشرات حسن المطابقة وأهمها تربيع χ^2 ، ومؤشر (NNFI) TLI ، ومؤشر CFI، ومؤشر البواقي RMSEA، وأتمت الباحث على المعايير وهي بالنسبة لمؤشري CFI و NNFI المطابقة الجيدة أكبر من 0.95 والمطابقة المقبولة أو المناسبة من 0.90 حتى 0.94 ، و المؤشر RMSEA فإن 0.05 حتى 0.08 مطابقة مناسبة وأقل من 0.05 مطابقة جيدة، وبالنسبة ل χ^2 إذا كانت غير دالة إحصائياً فإن النموذج متطابق مع البيانات وإذا كانت دالة فإن النموذج غير متطابق (Amer, 2021)، كما تم استخدام برنامج (7) MPLUS ل Muthen & Muthen (2012) لإجراء نموذج نظرية الاستجابة للمفردة للمفردات التصنيفية الرتبية Polytomous وتسمى الاستجابات على المفردة بالاستجابات المتدرجة Graded responses. ولنظرية السمات الكامنة بعض المسلمات الأحادية وتطابق البيانات مع النموذج وفي التراث يتم التحقق من نظرية استجابة المفردة من خلال التحليل العاملية الاستكشافي والتوكيدي. أتمت الباحثون على الجذر الكامن أو منحني Scree Plot لتشخيص أحادية البعد منذ زمن بعيد قبل ظهور نماذج IRT ولذلك فإن استخدامه للحكم على أحادية البعد لنماذج IRT ليس بالأمر الغريب. فالباحث يبحث عن النسبة العالية للجذر الكامن الأول بالنسبة للجذر الكامن الثاني على سبيل المثال نسبة 3 إلى 1 المستخلصة من مصفوفة الارتباط (Reise, Ainsworth, & Haviland, 2005)، وأشار Hambleton & swaminathan

والمبادرة الشخصية، وتم تصحيحه في ضوء قياس ليكرت الخماسي حيث 1 تشير إلى درجة عدم الاتفاق مع المفردة و 5 تشير إلى الاتفاق مع المفردة وعليه فإن أدنى درجة 25 وأقصى درجة 125 .

ترجمة المقياس: تم ترجمة المقياس من الإنجليزية إلى اللغة العربية عن طريق ثلاثة متخصصين اثنان في علم النفس ومتخصص في الترجمة الإنجليزية وتم مقارنة الترجمات الثلاثة ومناقشتها إلى أن تم الوصول إلى الصيغة المتفق عليها بين المتخصصين الثلاثة وتم عرض هذه الصيغة على عدد عشرة طلاب بكالوريوس حيث يدرسوا مقرر القياس والإحصاء للاستفسار منهم عن أي غموض في مفردات أو عبارات المقياس وابدأ الطلاب رأيهم بوضوح في مفردات المقياس، وأقر عدد من الطلاب بوجود تكرار أو تداخل بين بعض المفردات، وقد أوصى معظم المحكمين بتعديلها إلى "أؤجل مذاكرة الإحصاء حتى اللحظة الأخيرة" وأوصى المحكمين بتعديل مفردة "أركز في دراستي في الكلية بدلاً من القيام بأعمال أخرى" وتم تعديلها إلى "أركز في دراستي الجامعية بدلاً من الانشغال بأشياء أخرى" وقد تم مراعاة ذلك في إعداد النسخة النهائية للمقياس.

مقياس التلكؤ العام ل Steel (2010): تكون هذا المقياس من عشر مفردات تقيس التلكؤ في جوانب الحياة بصيغة عامة، وتم تصحيحه في ضوء مقياس ليكرت الخماسي، وترجمته وفقاً للخطوات المتبعة في مقياس التلكؤ الأكاديمي، وتم تقدير ثبات الاتساق الداخلي ألفا لبيانات العينة الحالية حيث بلغت قيمتها 0.75 مما يؤكد صلاحية المقياس لاستخدامه في التحليل.

التحليل الإحصائي

تم استخدام برنامج SPSS (26) لحساب ثبات الاتساق الداخلي ألفا كرونباخ ومؤشري الالتواء والتفرطح ومعامل الارتباط المصحح، والتحليل العاملية الاستكشافي باستخدام طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد Varimax وقد تبني الباحث معيار نقطة القطع التي افترضها وهي 0.32 كما أوردتها (Tabachnick & Fidell, 2007). وتم

العامل العام على هذا البناء حيث نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى العامل الثاني هي 5.89 وهذا يعني توفر أحادية البعد وهذا يؤيده الحل العملي قبل التدوير حيث تشبعت به كل المفردات للمقياس ماعدا مفردة واحدة وهذا يتفق مع ما توصل اليه (McCloskey, 2011; Scielzo, 2015) وفسرت العوامل الاربعة 63.4% من تباين المصفوفة, وهذا يدل على فعالية المفردات لقياس التلكؤ الاكاديمي. وهناك محك اخر يمكن استخدامه للتحقق من أحادية البعد وهو أن العامل الأول يفسر نسبة أكبر من 20% من التباين الكلي المفسر التراكمي، ويتضح أن العامل الأول تشبعت به مفردات تقيس تفضيل التلكؤ حتى اللحظة الأخيرة وهي مفردات من بعدي إدارة الوقت والكسل الذي تبناهم معد المقياس, وتشبع بالعامل الثاني مفردات تعزو التلكؤ إلى العوامل الاجتماعية وتشنت الانتباه، وتشبع بالعامل الثالث ثلاث مفردات تقيس التشنت وإدارة الوقت, وتشبع بالعامل الرابع المفردات موجبة الصياغة مثل " دائماً أحدد الوقت المناسب لمذاكرة ومراجعة الإحصاء" و" أركز في دراستي الجامعية بدلاً من الانشغال بأشياء أخرى" وهذا يعزى إلى طريقة صياغة المفردات وليس لمحتوي المفردات.

الهدف الثاني: التحقق من الصدق الحكي لمقياس التلكؤ الأكاديمي. للتحقق من هذا الهدف تم تقدير معامل الارتباط بين مقياس التأجيل العام ل (Steel (2010 ومقياس التلكؤ الأكاديمي ل McCloskey وبلغ 0.42 وهو معامل ارتباط من النوع المتوسط وهذه النتيجة أقل مما توصلت اليه دراسات (Brando-Garrido et al. 2020; Yockey, 2016; McCloskey وهي تشير إلى أن صدق المحك مقبول ويمكن تفسير القيمة المنخفضة نسبيا لصدق المحك بأن المقياس الذي أتبعته الدراسة يتناول التلكؤ الدراسي بينما مقياس (Steel (2010 يتناول مظاهر التلكؤ في مناشط ومجالات الحياة المختلفة.

(1985) إلى أن محك النسبة العالية للجذر الكامن الأول للجذر الكامن الثاني يؤسس لسيطرة العامل الاول. وبالنسبة لمطابقة النموذج بمدنا البرنامج بمؤشرات عديدة أهمها مؤشرات المعلومات الاكيسي Akaike information criterion(AIC) ومؤشر محل المعلومات بيز Bayes information criterion (BIC) وكذلك تصحيحه(ABIC)

الإجراءات: تم إدارة المقياسين هما مقياس التأجيل العام ل (Steel (2010 ومقياس التأجيل الأكاديمي ل McCloskey بالإضافة إلى البيانات الأساسية إلكترونياً من خلال لينك إلكتروني على صيغة Google form لطلاب كلية التربية في مرحلة البكالوريوس والدراسات العليا الذين يدرسون مقرر القياس والتقويم والإحصاء لطلاب الجامعة

النتائج ومناقشتها وتفسيرها

الهدف الأول: الكشف عن البنية العائلية الاستكشافية لمقياس التلكؤ الأكاديمي ل McCloskey. وللتحقق من هذا الهدف تم إجراء التحليل العملي الاستكشافي لمفردات المقياس باستخدام طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد فريمكس وكانت قيمة محك كايزر ماير اولكين 0.925 وهي مناسبة جداً وتشير إلى مناسبة مصفوفة الارتباطات بين المفردات للتحليل واتضح أن الحل العملي قبل وبعد التدوير اربعة عوامل كما موضح في الجدول التالي:

المفردات المكونة

حيث يتضح من الجدول(1) أن التحليل العملي أفرز اربعة عوامل حيث زاد الجذر الكامن لهم عن الواحد الصحيح, واتضح أن الجذر الكامن للعامل الأول 11.26 , وللتاني 1.911, ولالثالث 1.45 , وللرابع 1.22 وهذا يفيد بسيطرة

الجدول(1): نتائج التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات مقياس التلکؤ الأكاديمي(N=156).

المفردة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	العامل الرابع	معامل الشيوع
P1* دائماً أجد الوقت المناسب لمذاكرة ومراجعة الإحصاء	0.48			0.57	0.58
P2 أوجل مذاكرة الإحصاء حتى اللحظة الأخيرة	0.73				0.67
P3 أجد نفسي أنتظر حتى يوم ما قبل الامتحان لمذاكرة الإحصاء	0.81				0.76
P4 أعلم أنه ينبغي بذل جهد في المقرر وتكليفاته ولكن أنا لا أفعل ذلك	0.57				0.67
P5 عندما أذاكر الإحصاء فإن ذهني يتشتت بأشياء أخرى			0.38		0.63
P6 أضيع الكثير من الوقت في أشياء غير مهمة على الإطلاق		0.72			0.59
P7 يتشتت ذهني بأشياء أخرى أكثر متعة عندما يفترض عمل تكليفات الإحصاء		0.48	0.40		0.72
P8* أركز في دراساتي الجامعية بدلاً من الانشغال بأشياء أخرى		0.33		0.76	0.67
P9 لا أستطيع التركيز في مذاكرة الإحصاء أكثر من ساعة			0.82		0.72
P10 فترة تركيزي وانتهائي في عمل تكليفات الإحصاء قصيرة جداً			0.85		0.76
P11 افضل مذاكرة الإحصاء قبل ليلية الامتحان	0.90				0.72
P12* أشعر أنني مستعد جيداً لأداء امتحان الإحصاء				0.80	0.59
P13 المذاكرة على عجل (اللحظات الأخيرة) هي طريقي المفضلة لأداء الامتحانات	0.89				0.62
P14* أخصص وقتاً كافياً لواجباتي وتكليفاتي ، حتى لا أضع نفسي في مأزق في نهاية الفصل الدراسي				0.54	0.47
P15 أذاكر قبل الامتحان بلبلة واحدة فقط	0.93				0.76
P16 إذا كان وقت تسليم التكليفات في اليوم التالي ، فإنني أستمر في عملها للدقيقة الأخيرة					0.28
P17 إذا طلب الأستاذ تكليفات أنا عادة أوجل عملها وأنساها حتى اقتراب موعد تسليمها		0.51			0.63
P18 يتشتت ذهني عن عمل التكليفات بسبب أصدقائي	0.88				0.68
P19 أتحدث مع زملائي أو أفراد عائلتي بدلاً من التركيز في مذاكرتي وواجباتي	0.72				0.64
P20 أضع خطة لعمل وواجباتي وتكليفاتي في نهاية الأسبوع ولكن أجد نفسي متكاسلاً ومشغولاً مع أصدقائي	0.82				0.57
P21 أميل الى تأجيل مذاكرة الإحصاء للغد	0.45				0.77
P22 لا أفضي وقتاً كافياً في دراسة ومذاكرة الإحصاء حتى نهاية الفصل			0.45		0.63
P23 أقوم بتجاوز الوقت المحدد لتسليم الواجبات بشكل متكرر	0.60	0.32			0.47
P24 إذا لم أفهم بعض الموضوعات، أفضل الانتظار حتى قبل يوم واحد من انعقاد الامتحان	0.65	0.35			0.70
P25* أنا أقوم بتصفح وقراءة موضوع المحاضرة قبل دخولي القاعة الصفية والاستماع للمحاضرة				0.77	0.55
الجلد الكامن	11.27	1.91	1.44	1.22	
التباين المقسّر	45.07	7.65	5.80	4.89	63.40

0.25 0.947 0.24 0.54 -0.62 3.67 p25

ويتضح من الجدول (2) أنه في ضوء متوسط المفردة فإن أفضل المفردات هي P1 و P9 و P16 حيث اقتربت قيم المتوسط من القيمة الوسيطة 3.0 (Amer, DeVallis, 2017)؛ (2019) ، وبالنسبة لمؤشري الالتواء والتفرطح يتضح أن كل المفردات لها قيم تفرطح والتواء أقل من 1.5 مما يؤكد على اعتدالية توزيع درجات المفردات. وبالنسبة لمعامل الارتباط المصحح وهو معامل الارتباط بين المفردة والدرجة الكلية للمقياس مطروح منها درجة المفردة يتضح أن أعلى معاملات ارتباط هي للمفردات P3, P4, P5, P7, P17, P21 بينما أقلهم ارتباطاً المفردات P25, P8, P12, P16 ، وبالنسبة لمؤشر ألفا بعد استبعاد المفردة من المقياس يتضح أن أفضل المفردات P3, P4, P7, P17, P21، وفي ضوء مؤشر التشبع بالعامل، وبتبني محك Commery & Lee (1992) فان المفردات التي لها معامل تشبع أكبر من 0.71 (تشبع ممتاز) هي P2, P3, P4, P5, P7, P21, P22, P24 بينما أكثر المتغيرات ثباتاً في ضوء قيم الشيوخ هي P3, P10, P15, P21, P22 ، P24،

الهدف الخامس: تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. ولكن قبل إجراء تحليل المفردات في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة تم التحقق من أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي التوكيدي باستخدام طريقة الاحتمال الأقصى وكانت مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العامل العام كالآتي:

الجدول (3): مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العامل العام لمفردات التلكؤ الأكاديمي (N=156).

النموذج	العامل العام
كاي تربيع	800.73 (p=0.00)
RMSEA	0.10
TLI	0.93
CFI	0.94
AIC	8924.88

يتضح من الجدول (3) أن نموذج العامل العام متطابق مع البيانات بدرجة جيدة خاصة في ضوء مؤشري TLI و CFI

الهدف الثالث: التحقق من الاتساق الداخلي باستخدام معامل ألفا كرونباخ لمفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي. للتحقق من هذا الهدف تم تقدير ثبات الاتساق الداخلي لمعامل ألفا لمفردات المقياس 25 وبلغت 0.945 وهي قيمة مرضية جداً وتشير إلى اتساق داخلي بين مفردات المقياس وهي تقترب مع ما توصل إليه (2011) McCloskey ، وتزيد عن ما توصل إليه (Brando-Garrido et al. 2020; Sari & Ayriza, 2020; Yockey, 2016) الهدف الرابع: تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي (2011) McCloskey في ضوء مؤشرات نظرية القياس الكلاسيكية. كما هو موضح في الجدول التالي:

الجدول (2): نتائج تحليل مفردات في ضوء نظرية الاختيار الكلاسيكية لمقياس التلكؤ الأكاديمي (N=156)

المفردة	المتوسط	الالتواء	التفرطح	معامل الارتباط	الفا بعد	معامل التشبع
p1	2.57	0.50	-0.53	0.51	0.944	0.54
p2	2.08	0.19	-0.19	0.73	0.941	0.77
p3	2.21	0.70	-0.80	0.78	0.940	0.82
p4	2.19	0.57	-0.87	0.77	0.940	0.81
p5	2.42	0.66	-0.50	0.73	0.941	0.77
p6	2.48	0.44	-0.89	0.64	0.942	0.68
p7	2.32	0.64	-0.45	0.77	0.940	0.80
p8	2.51	0.24	-0.69	0.44	0.944	0.45
p9	2.71	0.33	-0.93	0.60	0.943	0.64
p10	2.57	0.21	-0.71	0.61	0.942	0.64
p11	2.12	0.73	-0.75	0.69	0.941	0.73
p12	3.08	-0.03	-0.86	0.40	0.945	0.41
p13	1.89	1.06	-0.09	0.63	0.942	0.68
p14	2.48	0.57	-0.60	0.48	0.944	0.50
p15	2.03	0.94	-0.37	0.74	0.941	0.77
p16	2.72	0.11	-1.14	0.35	0.946	0.39
p17	2.13	0.81	-0.54	0.75	0.940	0.78
p18	1.83	1.05	0.21	0.61	0.943	0.66
p19	2.05	0.75	-0.43	0.70	0.942	0.73
p20	2.38	0.45	-1.02	0.55	0.943	0.60
p21	2.21	0.61	-0.73	0.84	0.940	0.86
p22	2.39	0.32	-0.89	0.73	0.941	0.76
p23	1.53	1.66	2.02	0.50	0.944	0.54
p24	1.82	1.19	0.50	0.74	0.941	0.78

الأقل أو تساوي $|\text{Residual} \leq 0.20|$ يدل على استقلالية بين استجابات المفردات (Elden & Revee, 2007) وبفحص مصفوفة البواقي في مخرج التحليل العاملي الاستكشافي تبين أن كل معاملات الارتباطات بين البواقي بين كل زوج من المفردات لم تزيد عن 0.20 وأكثر من 90% من هذه المعاملات كانت أقل من $+0.07$

تحليل المفردات في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة: تم تحليل مفردات المقياس في ضوء نموذج Two parameter logistic graded response model (GRM) بافتراض مسلمة أحادية البعد والاستقلال الموضوعي وفيما يلي مؤشرات المطابقة للنموذج مع البيانات المفردة: كما بالجدول الآتي:

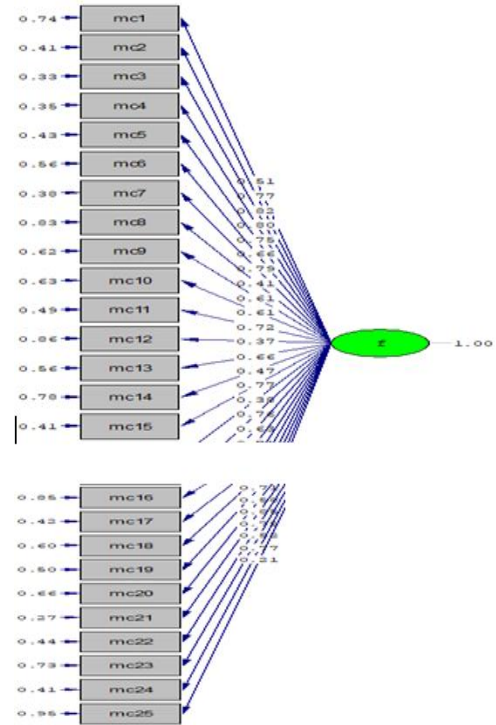
الجدول(4): مؤشرات حسن مطابقة نموذج الاستجابة المتدرجة ثنائية المعلم مع البيانات(156)

المؤشر	القيمة
كاي تربيع	853.508
RMSEA	0.10
CFI	0.919
TLI	0.912

في ضوء ذلك فإن النموذج تطابق بدرجة مناسبة مع البيانات في ضوء مؤشرات المطابقة وبالتالي يمكن إجراء تحليل الاستجابة للمفردة لمفردات المقياس في ضوء النموذج ثنائي المعلم (التمييز والصعوبة). وفيما يلي معالم النموذج كما موضح في الجدول الآتي:

حيث يتضح من الجدول(5) في ضوء معامل التمييز a أن أكثر المفردات تمييزاً التي لها أعلى معامل تمييز بين الافراد مرتفعي ومنخفضي سمة التلكؤ الأكاديمي هي المفردة P21 يليها المفردة P3 ثم المفردة P7 و P15 ثم المفردات P2, P24, P4 وانعكس هذا على معامل الصعوبة لهذه المفردات. ولكن معامل الصعوبة للاستجابات من موافق بدرجة قليلة إلى بدرجة كبيرة جداً يتضح ان الاستجابة بدرجة قليلة كان لها معامل صعوبة منخفض وكلما زادت درجة

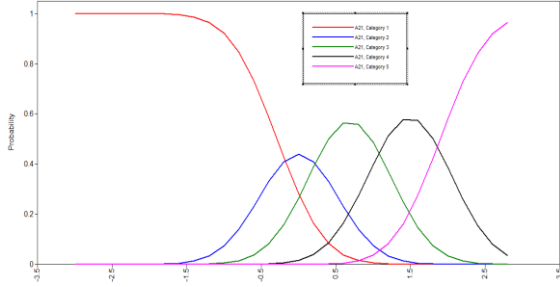
وبصورة مقبولة في ضوء مؤشر RMSEA حيث إذا تخطت قيمتها 0.10 فإن مطابقة النموذج غير مقبولة (Kline, 2016) ولكن قيمة كاي غير دالة إحصائياً وهذا يرجع إلى حجم العينة ويجب ألا يؤخذ هذا الإحصاء كدليل لسوء مطابقة النموذج لأن له محددات عديدة منه تأثيره بحجم العينة(عامر, 2018) بالتالي فإن نموذج العامل العام متطابق مع البيانات واستناداً إلى ما سبق فإن أحادية البعد تتحقق بدرجة مناسبة خاصة ان نسبة العامل الأول إلى الثاني هي 1 إلى 5.89 وبالنسبة لمسلمة الاستقلالية بين استجابات المفردات فإن هذه المسلمة قريبة من مسلمة أحادية البعد حيث إذا توافرت أحادية البعد للمقياس فإنها تقوم غير مباشر لتوفر مسلمة الاستقلالية بين المفردات (Hamblton et al., 1991) وهي متطلبة لاستخدام نظرية الاستجابة للمفردة أنظر شكل المسار لنموذج العامل العام التالي:



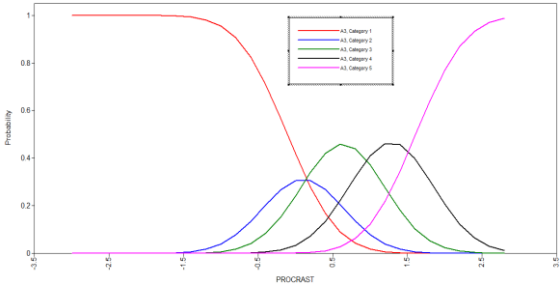
الشكل(6): شكل المسار لنموذج التحليل العاملي التوكيدي للعامل العام لمقياس التلكؤ الأكاديمي.

وتم التحقق من الاستقلالية بين المفردات من خلال فحص ارتباطات البواقي بين كل زوج من المفردات في مصفوفة البواقي في التحليل الاستكشافي حيث أن ارتباطات البواقي

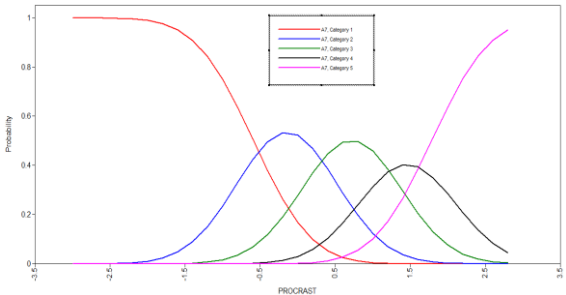
ومعاملات الصعوبة على متصل السمة الحقيقية.
وفيما يلي منحنيات سمات المفردات الأكثر جودة:
المفردة P21:



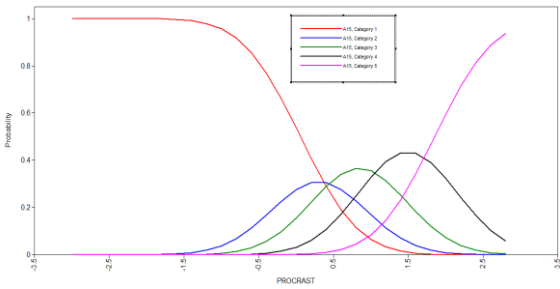
المفردة P3:



المفردة P7:



المفردة P15:



الشكل (1): منحنيات خصائص المفردات الأكثر جودة في المقياس.
ويتضح من منحنيات خصائص المفردات أن الاستجابة بدرجة قليلة جداً يستجيب عليها معظم منخفضي سمة التلكو بينما

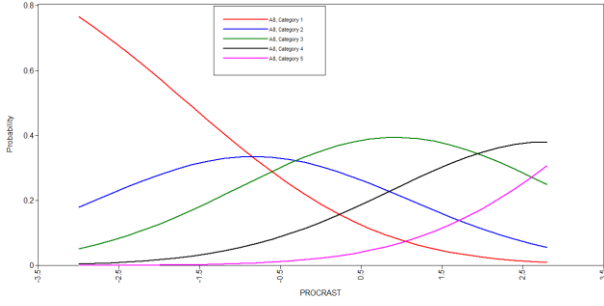
الاستجابة تزداد درجة الصعوبة حيث كانت أعلى معاملات صعوبة للاستجابة بدرجة كبيرة جداً هي استجابة يختارها من الجدول (5): عامل التمييز ومعاملات الصعوبة للاستجابات لنموذج ثنائي المعلم للبيانات المتدرجة.

يتوفر لديه قدرًا كبيراً جداً من سمة التأجيل في حين أن سمة التلكو بدرجة قليلة توفرت لدى مرتفعي ومنخفضي السمة مما جعل معامل الصعوبة لهذه الاستجابة منخفضة جداً. وفي

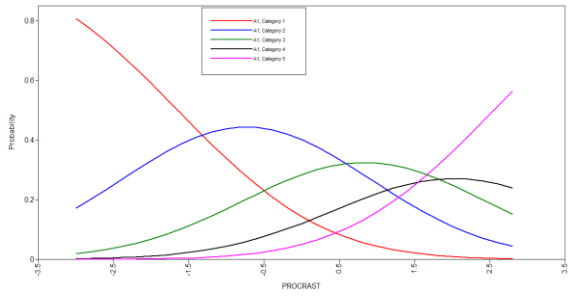
المفردة	التمييز a	الصعوبة للاستجابة b1	الصعوبة للاستجابة b2	الصعوبة للاستجابة b3	الصعوبة للاستجابة b4
P1	0.54(0.051)	-0.89	0.09	0.80	1.38
P2	0.84(0.29)	-0.11	0.48	1.02	1.521
P3	0.86(0.022)	-0.09	0.28	0.85	1.43
P4	0.84(0.029)	-0.18	0.23	0.97	1.77
P5	0.80(0.029)	-0.62	0.24	0.87	1.30
P6	0.73(0.040)	-0.58	0.13	0.72	1.43
P7	0.85(0.024)	-0.50	0.26	0.97	1.52
P8	0.47(0.055)	-0.78	-0.02	0.89	1.77
P9	0.73(0.038)	-0.85	-0.03	0.60	1.20
P10	0.72(0.040)	-0.82	-0.06	0.82	1.70
P11	0.79(0.038)	-0.08	0.36	0.89	1.69
P12	0.43(0.064)	-1.66	-0.48	0.36	0.99
P13	0.75(0.041)	0.19	0.52	1.14	1.77
P14	0.50(0.053)	-0.76	0.23	0.78	1.43
P15	0.85(0.026)	0.05	0.47	0.97	1.57
P16	0.42(0.062)	-0.69	-0.15	0.48	1.34
P17	0.82(0.030)	-0.18	0.45	0.89	1.63
P18	0.72(0.044)	0.09	0.62	1.43	2.07
P19	0.78(0.037)	-0.23	0.48	1.14	2.07
P20	0.64(0.05)	-0.34	0.13	0.74	1.47
P21	0.89(0.020)	-0.26	0.26	0.97	1.70
P22	0.80(0.032)	-0.50	0.05	0.92	1.77
P23	0.63(0.055)	0.47	1.02	1.70	2.49
P24	0.84(0.029)	0.16	0.64	1.34	1.85
P25	0.26(0.074)	-1.52	-0.92	-0.26	0.50

ضوء معايير Baker (2001) فان المفردات P25 و P23 و P20 و P16 و P14 و P12 و P8 و P1 لهم قدرة تمييزية منخفضة في المقياس ومن الأفضل استبعادهم من مفردات الاختبار لتحسين القدرة التمييزية

المفردة P8:



المفردة P1:

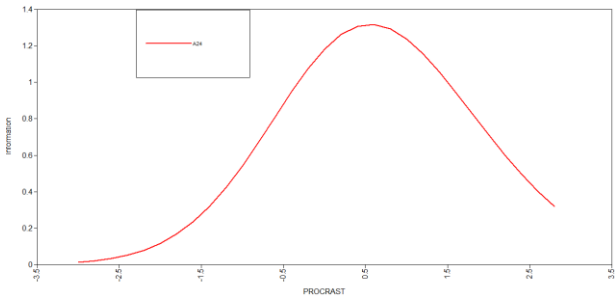


الشكل (2): منحنيات خصائص المفردات للمفردات الأقل معامل تمييز ومعامل صعوبة.

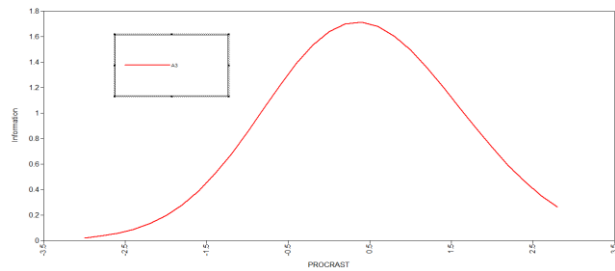
الملاحظ من هذه المفردات أن المنحنيات ليس لها ميل واضح وهذا يدل على أن هذه المفردات غير مميزة بمعنى الاستجابة بدرجة كبيرة جداً يختارها الأفراد منخفضي ومرفعي السمة على حد سواء.

وفيما يلي منحنى دالة المعلومات للمفردات الأكثر جودة:

المفردة 24



المفردة 3



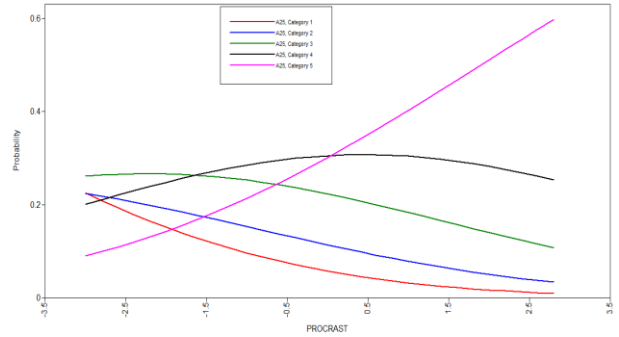
الشكل(3): منحنى دالة المعلومات للمفردتين P24 و P3

الأكثر جودة سيكومترية.

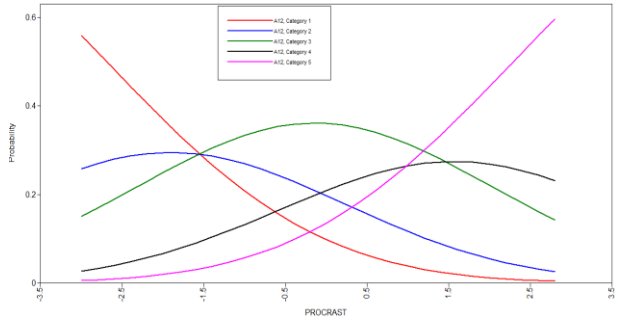
لا يستجيب عليها الأفراد في مرتفعي السمة في نهاية متصل القدرة أو السمة، بينما الاستجابة بدرجة متوسطة يجب عليها معظم الأفراد متوسطي سمة التلكؤ، والاستجابة بدرجة كبيرة يجب عليها الأفراد مرتفعي سمة التلكؤ في نهاية المنحنى وقلة من متوسطي سمة التلكؤ، وعليه فإن هذه المفردات مميزة وصعوبة استجاباتها تتخطى 0.50 للاستجابات بدرجة متوسطة، وبدرجة كبيرة، وبدرجة كبيرة جداً.

وفيما يلي منحنيات خصائص المفردات الأقل جودة:

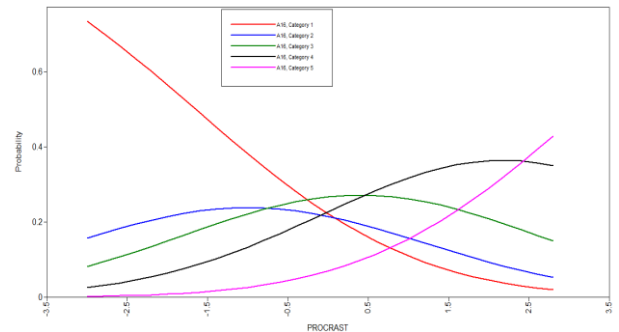
المفردة p25:



المفردة P12:



المفردة P16:



يتضح أن دالة المعلومات لكل المفردات يعطى الشكل الاعتدالي ويوجد ميل بالمنحنى واضح يعكس القدرة التمييزية للمفردات مجتمعة في تشخيص مرتفعي ومنخفضي التلكؤ الأكاديمي. ويتضح أن مدى القدرة التي يعطيها المقياس تتراوح من -3 إلى +3 وأيضا أقصى دالة معلومات (أقصى قمة للمنحنى) تناظر القدرة 0.50 وهذا يشير إلى أن المقياس يكون أكثر فعالية في قياس المستويات المتوسطة من السمة أو البناء التحتي للتلکؤ الأكاديمي

الهدف السادس : الوصول إلى صيغة مختصرة تعكس بناء التلكؤ الأكاديمي في ضوء معايير نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة والتحقق من خصائصها السيكمومترية: في ضوء مؤشرات نظرية الاستجابة للمفردة والنظرية الكلاسيكية للقياس، وتم الوصول إلى أفضل ثمان مفردات تعكس أفضل معامل تمييز، وصعوبة، ومعامل ارتباط مصحح، ومعامل ألفا بعد استبعاد المفردة الأكثر تشبعا بالعام العام (انظر: ملحق 1)، وتم تقدير الخصائص السيكمومترية للنسخة المختصرة للمقياس على النحو الآتي:

ثبات الاتساق الداخلي ألفا: بلغ معامل الاتساق الداخلي ألفا للمفردات الثمانية 0.932 وهي قيمة مرضية تماماً.

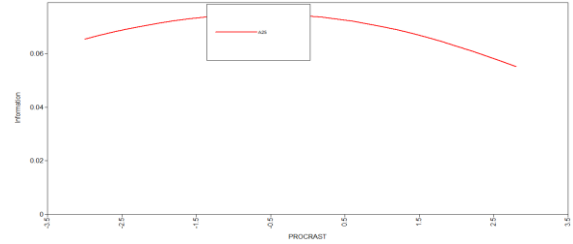
التحليل العاملي الاستكشافي: أفرز التحليل العاملي الاستكشافي عامل عام بجذر كامن 5.4 وفسر 67.7% من تباين مصفوفة الارتباط وتراوحت تشبعات المفردات بالعامل من 0.77 إلى 0.86 وهي ممتازة في ضوء معايير Commery & Lee (1992).

التحليل العاملي التوكيدي: تم التحقق من التحليل العاملي التوكيدي لنموذج العامل العام وبلغ مؤشر $TLI=0.97$ ومؤشر $CFI=0.98$ وهي مطابقة جيدة جداً. انظر شكل المسار كما في الشكل (7) الآتي:

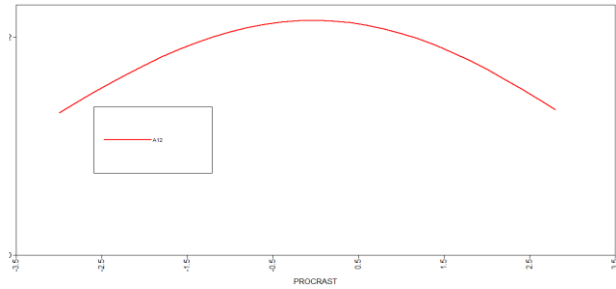
شكل المسار لنموذج التحليل العاملي التوكيدي لنموذج العامل العام للصيغة المختصرة لمقياس التلكؤ الأكاديمي

يتضح أنهما يمدونا بمعلومات ممتلئة بمعامل التمييز والصعوبة مما انعكس على شكل المنحنى تقريبا اعتدالي حيث توجد قمة للمنحنى وميل واضح مما يدل على قدرتهما على التمييز بين منخفضي ومرتفعي السمة التلكؤ أو التسوييف الأكاديمي. وبالنسبة لدالة المعلومات للمفردات الأقل جودة سيكمومترية.

للمفردة 25:



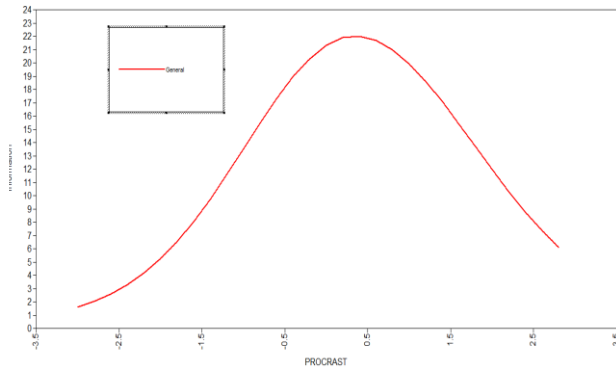
للمفردة 12



الشكل (4): منحنى دالة المعلومات للمفردتين P12 و P25

الأقل جودة سيكمومترية.

يتضح أن المنحنى لم يمتلك التوزيع الطبيعي الاعتدالي واخذ المنحنين الشكل المستوي وبالتالي فإنه ليس لديهما القدرة على التمييز بين مرتفعي السمة ومنخفضي السمة، وفيما يلي دالة المعلومات للمقياس ككل:



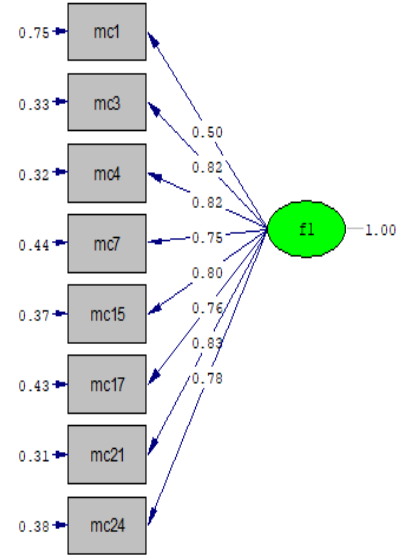
الشكل (5): منحنى دالة المعلومات لمفردات مقياس التلكؤ

الأكاديمي.

63.4% بالتالي محك جودة المفردات هو العامل الاساسي في تمثيل البناء وليس بعدد المفردات. وتوصلت الدراسة إلى صيغة مختصرة مكونة من ثمان مفردات في ضوء مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة في حين ان الصيغة المختصرة لمعد المقياس كانت خمسة مفردات وكانت أكثر مطابقة للبيانات في ضوء نتائج التحليل العملي التوكيدي، كما توصلت الدراسة إلى أنه توجد نسبة عالية من التلكؤ الأكاديمي بين طلاب الجامعة في السعودية تقترب من **80%** ولكن يمكن ان يعزو هذا إلى أسباب كثيرة هي طبيعة عملية التعلم حيث تحولت من التعلم التقليدي إلى التعلم الإلكتروني وايضا إلى طبيعة بيانات الدراسة حيث كانت تقيس التلكؤ في مقرر الإحصاء وهذه مادة تتسم بالصعوبة ودائماً يرجي الطلاب مذاكرتهم وأداء واجباتهم حتى اللحظة الاخيرة. والدراسة تعاني من عدم التعيين العشوائي للعينة حيث اعتمدت على لينك إلكتروني مرسل إلى الطلاب الذين يدرسون مقرر الإحصاء في الجامعات السعودية وهذا ليس ضماناً لتحقيق العشوائية، وكما تعاني الدراسة بأن حجم العينة من النوع المتوسط وهذا يرجع إلى قلة الطلاب الذين يدرسون في مقرر الإحصاء واحياناً عدم استعدادهم للاستجابة على مقاييس الدراسة وهذا يتوافق مع الجوانب الأخلاقية للتطبيق حيث تستلزم موافقة مبدئية من الباحث على الأقل شفوية. ونتائج الدراسة قاصرة على مجتمع طلاب الجامعة من دارسي مقرر الإحصاء والقياس.

المراجع العربية

- أبو غزال، معاوية.(2012). التسويق الأكاديمي: انتشاره وأسبابه من وجهة نظر الطلبة الجامعيين، المجلة الأردنية في العلوم التربوية، الاردن، 8(2)، 131-149.
- عامر، عبد الناصر السيد. (2018). نمذجة المعادلة البنائية للعلوم النفسية والاجتماعية: الاسس والتطبيقات والقضايا (الجزء الاول). الرياض: دار جامعة نايف للنشر.
- عبدالحق، أحمد و الدغيم، محمد دغيم.(2011).المقياس العربي للتسويق:إعداده وخصائصه السيكمومترية، المجلة الدولية لأبحاث التربية، جامعة الامارات العربية المتحدة، 30،



Chi-Square=51.07, df=20, P-value=0.00016, RMSEA=0.100

الشكل(7): شكل المسار لنموذج التحليل العملي التوكيدي للصيغة المختصرة التي افرزتها المؤشرات الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة.

المناقشة والتعليق

هدفت الدراسة إلى التقييم السيكمومتري لمفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي في مقرر الإحصاء حيث يشتكي الطلاب من صعوبة المقرر ويلجؤون إلى تأجيل مذاكرتهم حتى اللحظات الأخيرة نتيجة عدم حبهم لهذا المقرر خاصة طلاب البكالوريوس، وتناولت الدراسة تحليل مفردات مقياس من أهم مقاييس التلكؤ الأكاديمي الذي تناوله التراث البحثي (2011) McCloskey في ضوء أساسيات نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة، وأبرز المدخلين نفس النتائج من حيث الجودة السيكمومترية للمفردات فمن حيث معامل تمييز وصعوبة ومعامل ارتباط مصحح ، وأبرزت نظرية القياس الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة نفس النتائج تقريبا ولكن كلاً من المدخلين يكمل بعضهما البعض حيث يقدمان نتائج متكاملة حيث تقدم نظرية الاستجابة للمفردة معلومات تفصيلية عن المفردات مثل منحنى التمييز للمفردات ،ومنحنى دالة المعلومات للمفردات وللاختبار. وتم الوصول إلى صيغة مختصرة من المقياس مكونة من 8 مفردات في ضوء المدخلين واتضح أن لها درجة عالية من الاتساق الداخلي وتشبعت على عامل عام فسر **67.7%** في حين ان النسخة الكاملة 25 مفردة فسرت

- Brando-Garrido, C., Hidalgo, J. M., Limonero, J. T., Gómez-Romero, M. J., & Tomás-Sábado, J. (2020). Academic procrastination in nursing students. Spanish adaptation of the Academic Procrastination Scale-Short Form (APS-SF). *Enferm Clin*, 30(6), 371-376.
- Choi, J. N., & Moran, S. V. (2009). Why not procrastinate? Development and validation of a new active procrastination scale. *J. Soc. Psychol.*, 149, 195-211. <http://dx.doi.org/10.3200/SOCP.149.2.195-212>.
- Comrey, A., & Lee, H. (1992). *A first course in factor load analysis (2nd ed.)*. New York, NY: Erlbaum.
- Crocker, L., & Algina, J. (2008). *Introduction to classical and modern test theory*. Ohio: Cengage Learning.
- DeMars, C. (2010). *Item response theory*. New York, NY: Oxford University Press.
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications (4th.ed)*. Los Angeles: SAGE Publications, Inc.
- Edelen, M. O., & Reeve, B. B. (2007). Applying item theory (IRT) modeling to questionnaire development, evaluation, and refinement. *Quality of Life Research*, 16, 5-18. doi:10.1007/s11136-007-9198-0
- Embreston, S.E., & Reise, S.P. (2000). *Item response theory for psychologists*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Publishers
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Newbury Park: Sage.
- Fan, X. (1998). Item response theory and classical test theory: An empirical comparison of their item/ person statistics. *Educational and Psychological Measurement*, 58, 357-381.
- Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (1985). *Item response theory: Principles and applications (Vol. 7)*. USA: Springer Science & Business Media
- Klassen, R. M., Krawchuk, L. L., & Rajani, S. (2008). Academic procrastination of undergraduates: Low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology*, 33(4), 915-931. doi:10.1016/j.cedpsych.2007.07.001.
- Lay C. (1986). At last, my research article on procrastination. *J Res Pers*. 20,474-495.
- McCloskey J. (2011). Academic procrastination. *Doctoral dissertation*, Thesis. University of Texas 2012.
- McCloskey, J. & Scielzo, S. A. (2015). Finally!: The Development and Validation of the Academic Procrastination Scale. *Research Gate*. DOI: 10.13140/RG.2.2.23164.64640.
- عبد الله، نشوه عبد المنعم. (2020). التلكؤ الأكاديمي وعلاقته بأنماط التعلم والتفكير والتخصص الدراسي لدى طالبات الجامعة. دراسات عربية, 9(1), 109-181
- المراجع العربية مترجمة الى اللغة الإنجليزية:
- Abo-gazal, M. (2012). Academic procrastination: the prevalence and causes from the point of view of the university students. *Jordan Journal of Educational sciences*, 8(2), 131-149.
- Amer, Abdel Nasser Al-Sayed. (2018). *Structural Equation Modeling for Psychological and Social Sciences: Foundations, Applications and Issues (Part One)*. Riyadh: Naif University Publishing House.
- Abdel-Khaleq, Ahmed and Al-Dagheem, Muhammad Dagheem. (2011). The Arabic Scale for Procrastination: Its Preparation and Psychometric Characteristics, *International Journal of Educational Research*, United Arab Emirates University, 30, 200-225
- Abdallah, we disrespect Abdel Moneim. (2020). Academic procrastination and its relationship to learning and thinking styles and academic specialization among female university students. *Arabic Studies*, 9(1), 109- 181
- المراجع الأجنبية:
- Adler, M., & Brodin, U. (2011). An IRT validation of the affective self rating scale. *Nordic Journal of Psychiatry*, 65(6), 396-402.
- Amer, A. A. (2019). *Development the psychological scales and tests: Basics, applications, and issues*. Available at: Amazon for digital Arabic books. <http://www.amazon.com/dp/B08DMBR4M3>
- Amer, A. A. (2021). *Analysis the structural models using LISREL "SIMPLIS & PRELIS"*. Available at: Amazon for digital Arabic books. <https://www.amazon.com/dp/B098p7CGVK>
- Baker, F. (2001). *The basics of item response theory*. College Park, MD: Eric Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Bennett, C., & Bacon, A. M. (2019). At long last, a Reinforcement Sensitivity Theory Explanation of Procrastination. Accepted for publication in *Journal of Individual Differences* on 28/02/2019. <https://pearl.plymouth.ac.uk>.

- Schraw, G., Wadkins, T., & Olafson, L. (2007). Doing the things we do: A grounded theory of academic procrastination. *Journal of Educational Psychology*, 99(1), 12–25. doi:10.1037/0022-0663.99.1.12.
- Shabeb, H. S. (2012). Psychometric properties of two scales of academic procrastination: the prevalence and causes from the point of view of the undergraduate students. Unpublished thesis, faculty of education, Teshreen, Syria.
- Sirois, F. M., & Kitner, R. (2015). Less adaptive or more maladaptive? A meta-analytic investigation of procrastination and coping. *European Journal of Personality*, 29(4), 433–444. doi:10.1002/per.1985
- Sokolowska, J. (2009). *Behavioral, cognitive, affective, and motivational dimensions of academic procrastination among community college students: A Q methodology approach.* (Doctoral Dissertation) University of New York, USA.
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 504–510.
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: a meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychol. Bull.* 133, 65–94. doi: 10.1037/0033-2909.133.1.65
- Steel, P. (2010). Arousal, avoidant and decisional procrastinators: do they exist? *Personal. Individ. Differ.* 48, 926–934. doi: 10.1016/j.paid.2010.02.025.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (4 th.ed)*. Boston: Allyn & Bacon.
- Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the procrastination scale. *Educational & Psychological Measurement*, 51, 473–481. doi:10.1177/0013164491512022.
- Vestervelt, C. M. (2000). *An examination of the content and construct validity of four measures of procrastination.* (Unpublished MA). Carleton University, Canada.
- Yockey, R. D. (2016). Validation of the short form of the academic procrastination scale. *Psychological Reports*, 118 (1), 171–179. <https://doi.org/10.1177/0033294115626825>
- Milgram, N., Marshevsky, S., & Sadeh, C. (1995). Correlates of academic procrastination: Discomfort, task aversiveness, and task capability. *Journal of Psychology*, 129, 145–155.
- Muthén L. K. & Muthén B. O. (2012) Mplus User's Guide, (5th. ed). Muthén & Muthén, Los Angeles, CA.
- Onwuegbuzie, A. J. (2000) Academic procrastinators and perfectionistic tendencies among graduate students, *Journal of Social Behavior and Personality*, 15, 103–109.
- Onwuegbuzie, A. J. (2004). Academic procrastination and statistics anxiety. *Assessment & Evaluation In Higher Education*, 29, 3-19. doi: 10.1080/0260293042000160384
- ÖZER, B. U., Demir, A., & Ferrari, J. F (2009). Exploring Academic Procrastination Among Turkish Students: Possible Gender Differences in Prevalence and Reasons. *The Journal of Social Psychology*, 149(2), 241–257.
- Price, L. R. (2017). *Psychometric methods: Theory into practice*. New York: The Guilford Press.
- Reise, S. P., & Henson, J. M. (2003). A discussion of modern versus traditional psychometrics as applied to personality assessment scales. *Journal of Personality Assessment*, 81(2), 93–103. http://dx.doi.org/10.1207/S15327752JPA8102_01.
- Reise, S. P., Ainsworth, A. T., & Haviland, M. G. (2005). Item response theory. *Current directions in psychological science*, 14(2), 95–101. doi:10.1111/j.0963-7214.2005.00342.x.
- Samejima, F. (1969). *Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores* (Psychometric Monograph No. 17, Part 2). Richmond, VA: Psychometric Society.
- Sari, A. F., & Ayryza, Y. (2020). Academic Procrastination Level among Seventh Grade Students of Junior High School and the Reasons behind This Behaviour. *IOSR Journal of Research & Method in Education (IOSR-JRME)*. 10(3), 56-60.
- Schouwenburg, H. C. (1992). Procrastinators and fear of failure: An exploration of reasons for procrastination. *European Journal of Personality*, 6, 225–236.