مجلة جامعة ام القرى للعلوم التربوية والنفسية

الموقع الإلكتروني: https://uqu.edu.sa/jep

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

عبد الرحمن سالم محمد الشهري

أستاذ القياس والتقويم المساعد بكلية التربية–علم النفس جامعة الملك خالد بالمملكة العربية السعودية

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

Abdul Rahman Salem Mohammed Al Shehri

Assistant Professor of Measurement and Evaluation, College of Education-Psychology, King Khalid University, Saudi Arabia

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

Received: 11/02/2022 Accepted: 02/11/2022

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: لعينة 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 McCloskey (2011) ومقياس التلكؤ العام لـ Steel (2010). النتائج: بلغ معامل الاتساق الداخلي ألفا لمقياس التأجيل (α=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 (α= 0.932) وتطابق البناء بدرجة جيدة مع بيانات العينة (TLI=0.97), CFI=0.98، 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 McCloskey (2011)، 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: **عبدالرحمن سالم محمد الشهري**

البريد الالكتروني الرسمي alshehri92@gmail.com

المقدمة

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 تعنيPro 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 الاكاديمي بأنه ترك المهام الدراسية مثل الإعداد للإمتحانات وعمل الواجبات والتكليفات حتى اللحظات الأخيرة ،وهذا يؤدي إلى الشعور بعدم الارتياح (Slomon & Rothblum, **1984**), ويراه Tuckman (**1991**)بأنه الميل لتأجيل استكمال او البدء في مهمة او واجب نتيجة نقص او غياب تنظيم الذات, بل يراه Steel (**2007**) بأنه شكل من أشكال فشل تنظيم الذات, والتأجيل 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 التكليفات و المذاكرة للامتحانات، ويعرفهِ 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، والاكتئاب، 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 للامتحانات و

60% متلكؤون في عمل تكليفاتهم وواجباتهم، وتوصل Sokolowska (**2009**) إلى أن **77.4%** من الطلاب متلكؤون, و**50%** متلكؤون في واجباتهم الدراسية، وأشار التراث إلى أن نسبة المؤجلين تبلغ حوالي **70%** بين الطلاب (Schouwenburg, Lay, Pychyl, & Ferrari, **2004**) ، وفي المجتمع التركي توصل Özer, Demir, & Ferrari (**2009**) إلى أن **52%** من طلاب البكالوريوس أظهروا تلكؤاً في حياتهم الأكاديمية بصورة متكررة ، وفي مجتمع طلاب الجامعة في الاردن توصلِ Abo-gazal (**2012**) 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 لـ Lay (**1986**) , ومقياس التأجيل لـ 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 الأخر متعددة الأبعاد مثل مقياس التلكؤ الأكاديمي مثل Solomon & Rothlum (**1984**) ومقياس Milgram et al. (**1998**) , ومقياس Choi & Moran (**2009**) , ومقياس McIcloskey (**2011**)

والدراسة الحالية أهتمت بالتقويم السيكومتري لمقياس التلكؤ الأكاديمي لـ 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 & (Milgram et al., 1998; Rothlum, **1984**) . والتراث البحثي العربي تضمن العديد من مقاييس التلكؤ بصفة عامة ومن أهمها مقياس التسويف لـ عبد الخالق والدغيم (**2011**) ,ومقياس أسباب التسويف الأكاديمي لـ أبو غزالة(**2011**) ولكن هذه المقاييس لم تتعرض لمظاهر التسويف المرتبطة بالمقرر الدراسي وخاصة مقرر الإحصاء.

وتكون مقياس التلكؤ الأكاديمي لـ MclCloskey (**2011, 2015**)من **25** مفردة تقيس ست خصائص أو أبعاد مختلفة للتلكؤ الأكاديمي وهي اعتقاد الشخص عن قدراته Psychological belief about abilities , ومشتتات الانتباه distractions of attention, والعوامل الاجتماعيةSocial 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 وأيضا هدف الباحث تزويد التراث البحثي العربي بأداة قياس مقننة للتلكؤ 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(**α=94**), وتراوحت الارتباطات بين الدرجة على المفردة والدرجة الكلية من **0.41** الى **0.73** , ومعاملات ارتباطات مرتفعة مع مقاييس اخرى للتلكؤ الأكاديمي مثل مقياس توكمان (**r=0.70**) , ومقياس سوملون ورزلوم(**r=0.53**) , وأفرز التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد

فريماكس للمقياس أربعة عوامل فسرت **57.85%** من تباين مصفوفة الارتباط, بينما أظهر التمثيل البياني لكايزر 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 بالعامل 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 بالعامل العام من **0.73** إلى **0.82** , وبلغ الاتساق الداخلي ألفا **0.87** ، وارتبط المقياس مع مقياس التلكؤ الأكاديمي لتوكمان بما يسمي الصدق المحكي التلازمي بمقدار **0.70**.

وقدر Bennett & Bacon (**2019**) معامل الارتباط بين درجات مقياس التلكؤ الأكاديمي ومقياس التلكؤ 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 أوالتحليل العاملي التوكيدي، ولكنها لم تركز على دراسة الخصائص السيكومترية على مستوي 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).

وتمتلك النظرية السيكومترية مدخلين أساسيين لدراسة جودة تصميم الاختبار وبناء مقاييس مناسبة هما نظرية القياس الكلاسيكية classical test theory(CTT) 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 بالعامل في التحليل العاملي الاستكشافي عن **0.63** يعبر

عن تشبع جيد جداً.

- معامل الشيوع: يعبر عن قدر التباين المفسر في المفردة جراء العوامل في التحليل العاملي الاستكشافي ويناظر ثبات المفردة ومن الأفضل ان يكون **0.50** بمعني 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 والنتائج تكون مقيدة وقاصرة على العينة التي تم اشتقاق المعالم منها , وقابلتيها 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 لتقويم 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, وأيضا تسمح بتقدير معاملات الصعوبة للمفردة وأيضا تسمح بإعطاء منحنيات وظيفة معلومات المفردة ووظيفة معلومات المقياس لمعرفة مدي 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(**1**PLM) 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(**2**PLM). في هذا النموذج فان معلمي الصعوبة والتمييز متغيرين عبر كل المفردات, والنموذج اللوجستي ثلاثي المعلم(**3**PLM) 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 الرتبية(أكثر من استجابتين) أو المقاييس الليكرتية من أهمها نموذج الاستجابة المتدرجة Graded response model(GRM) ويُشار اليه بالنموذج التدريجي المتجانس وهو نموذج لوجستك ثنائي المعلم يفترض أن القياسات رتبية حيث أن المفردة لها أكثر من استجابتين, وهو اتساع لنموذج الاستجابة للمفردة ثنائي المعلم Two-parameter logistic (**2**PL) 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 الرتبية التصنيفية يوصى (DeMars **2010**) باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة Two parameter logistic graded response model (GRM) لـ Samejima (**1969**, **1997**). ويعتبر هذا النموذج من أفضل النماذج التي تتعامل مع البيانات الرتبية (Hambleton, Van der Liden, & Wells, **2010** , وعدد معاملات الصعوبة

التي يمدنا بها 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. ويمدنا النموذج بمعلم a حيث يصف معامل التمييز وتتراوح 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 جدا و**0.25–0.64** منخفضة و**0.65–1.34** متوسطة و **1.35–1.69** مرتفعة وأكبر من **1.70** مرتفعة جدًا. بينما معلم b يعرض معامل الصعوبة وتمثل القدرة التي يمتلكها الفرد الإجابة على المفردة باحتمال **50%** وهي النقطة التي تكون عندها السمة الحقيقية زيتا 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 القياس عبر مدى من السمة الكامنة على مستوى المفردات والاختبار وليس فقط ثبات وحيد لكل الأفراد وهذا يسهم في تحديد أي المفردات التي يمكن أن تسهم بفعالية في دقة القياس(Hambleton, & Swaminathan, **1985**)

وأهتمت الدراسة الحالية بترجمة مقياس التلكؤ الاكاديمي 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 المحك مع مقياس ثبت صدقه وثباته في التراث وهو مقياس التلكؤ العام لـ Steel (**2010**) وأيضا 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 وتمييز ووظيفة(دالة) المعلومات للاختبار في ضوء نظرية استجابة المفردة؟
- ما الخصائص السيكومترية للصيغة المختصرة لمقياس التلكؤ الأكاديمي في ضوء مؤشرات نظرية القياس 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.

- تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي McCloskey (2011) 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 السيكومترية.

أهمية الدراسة

تنبع 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 السيكومترية 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 دارسي مقرر الإحصاء النفسي والتربوي .
- الدراسة محددة بعينتها وتصميم الدراسات المستعرضة حيث تم تطبيق مقياسي الدراسة من خلال لينك الكتروني.
- اعتمدت الدراسة على أحد نماذج الاستجابة للمفردة للمقاييس ذات الاستجابات المتعددة وهو نموذج الاستجابة المتدرجة وتم تنفيذه في برنامج MPLUS(7) لـMuthen & Muthen(2012)

الطريقة والإجراءات

تصميم ومنهج الدراسة: أتبعت 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 بالمملكة العربية السعودية بكلياتها المختلفة من مستخدمي مواقع التواصل الاجتماعي، في الفصل الدراسي الأول **2020/ 2021**م. وتم استخدام تكنيك كرة الثلج تكنيك إحدى استراتيجيات المعاينة في جمع البيانات من خلال رابط إلكتروني أُعد 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 ،

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 وابدى الطلاب رأيهم بوضوح في مفردات المقياس, وأقر عدد من الطلاب بوجود تكرار أو تداخل بين بعض المفردات, , وقد أوصي معظم المحكمين بتعديلها إلى" أوجل 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 لـ (2010) Steel: تكون هذا المقياس من عشر مفردات تقيس التلكؤ في جوانب الحياة بصيغة عامة, وتم تصحيحه في ضوء مقياس ليكرت الخماسي ،وترجمته وفقا 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 (**26**) SPSS لحساب ثبات الاتساق الداخلي ألفا كرونباخ ومؤشري الالتواء والتفرطح ومعامل الارتباط المصحح ، والتحليل العاملي الاستكشافي باستخدام طريقة المكونات الأساسية والتدوير المتعامد Varimax وقد تبنى الباحث معيار نقطة القطع التي افترضها وهي **0.32** كما أوردها(Tabachnick & Fidell, **2007**). وتم مقارنة تشبعات المفردات بالعوامل في ضوء المعايير التي أفترضها (**1992**) Comery & Lee 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 (**8.8**) LISREL للتحقق من نموذج العامل العام ،وتم الاعتماد على طريقة الاحتمال الاقصى لتقدير معالم النماذج العاملية حيث تم استخدم طريقة التقدير الاحتمال الاقصى لإجراء التحليل العاملي التوكيدي والاعتماد على مؤشرات حسن المطابقة وأهمها تربيع χ^2, ومؤشر TLI (NNFI) , ومؤشر CFI, ومؤشر البواقي RMSEA وأعتمد الباحث على المعايير وهي بالنسبة لمؤشري CFI وNNFI المطابقة الجيدة أكبر من **0.95** والمطابقة المقبولة أو المناسبة من **0.90** حتى **0.94** , و لمؤشر RMSEA فإن **0.05** حتى **0.08** مطابقة مناسبة وأقل من **0.05** مطابقة جيدة, وبالنسبة لـ χ^2 إذا كانت غير دالة إحصائياً فان النموذج متطابق مع البيانات وإذا كانت دالة فإن النموذج غير متطابق(Amer, **2021**), كما تم استخدام برنامج (**7**) MPLUS لـ 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 العاملي الاستكشافي والتوكيدي. أعتمد الباحثون على الجذر الكامن أو منحنى 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** الى **1** المستخلصة من مصفوفة الارتباط (Reise, Ainsworth, & Haviland, **2005**, واشار Hambleton & swaminathan

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

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

النتائج ومناقشتها وتفسيرها

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

المفردات المكودة

حيث يتضح من الجدول(**1**) أن التحليل العاملي أفرز اربعة عوامل حيث زاد الجذر الكامن لهم عن الواحد الصحيح, واتضح أن الجذر الكامن للعامل الأول **11.26** , وللثاني **1.911**, وللثالث **1.45** , وللرابع **1.22** وهذا يفيد بسيطرة 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 العاملي قبل التدوير حيث تشبعت به كل المفردات للمقياس ماعدا مفردة واحدة وهذا يتفق مع ما توصل اليه (McCloskey, **2011;** McCloskey & 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 وتشتت الانتباه ، وتشبع بالعامل الثالث ثلاث مفردات تقيس التشتت 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 المحكي لمقياس التلكؤ الأكاديمي. للتحقق من هذا الهدف تم تقدير معامل الارتباط بين مقياس التأجيل العام لـ (**2010**) Steel ومقياس التلكؤ الأكاديمي لـ McCloskey وبلغ **0.42** وهو معامل ارتباط من النوع المتوسط وهذه النتيجة أقل مما توصلت اليه دراسات (Brando-Garrido et al. **2020;** McCloskey , **2011;** Yockey, **2016**) وهي تشير إلى أن صدق المحك مقبول ويمكن تفسير القيمة المنخفضة نسبيا لصدق المحك بأن المقياس الذي أتبعته الدراسة يتناول التلكؤ الدراسي بينما مقياس (**2010**)Steel يتناول مظاهر التلكؤ في مناشط ومجالات الحياة المختلفة.

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

المفردة	العامل الأول	العامل الثاني	العامل الثالث	العامل الرابع	معامل الشيوع
*P1 دائماً أحدد الوقت المناسب لمذاكرة ومراجعة الإحصاء	0.48			0.57	0.58
P2 أؤجل مذاكرة الإحصاء حتى اللحظة الأخيرة	0.73				0.67
P3 أجد نفسي أنتظر حتي 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 أخري			0.38		0.63
P6 أضيع الكثير من الوقت في أشياءغير مهمة على الاطلاق		0.72			0.59
P7 يتشتت ذهني بأشياء أخري أكثر متعة عندما يفترض عمل تكليفات الإحصاء		0.48	0.40		0.72
*P8 أركز في دراستي الجامعية بدلاً منالانشغال بأشياء أخري		0.33		0.76	0.67
P9 لا أستطيع التركيز في مذاكرة الإحصاء أكثر من ساعة			0.82		0.72
P10 فترة تركيزيوانتباهي في عمل تكليفاتالإحصاء قصيرة جداً			0.85		0.76
P11 افضل مذاكرة الاحصاء قبل ليلية الامتحان	0.90				0.72
*P12 أشعر أني مستعد جيداً لأداء امتحان الإحصاء				0.80	0.59
P13 المذاكرة علىعجل (اللحظات الأخيرة)هي طريقتي 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 بليلة واحدة فقط	0.93				0.76
P16 إذا كان وقت تسليم التكليفات في اليوم التالي ، فإني أستمر في عملها للدقيقة الأخيرة		0.54			0.28
P17 إذا طلب الأستاذ تكليفات أنا عادة أُؤجّل 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 واجباتي وتكليفاتي في نهاية الأسبوع ولكن أجدنفسي متكاسلاً ومشغولاً مع أصدقائي		0.82			0.57
P21 أميل الى تأجيل مذاكرة الإحصاء للغد		0.45			0.77
P22 لا أقضي وقتاًكافياً 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 اذا لم أفهم بعض الموضوعات,أفضل الانتظارحتى قبل يوم واحد من انعقادالامتحان	0.65	0.35			0.70
*P25 أنا أقوم بتصفح وقراءة موضوع المحاضرة قبل دخولى القاعةالصفية والاستماع للمحاضرة				0.77	0.55
الجذر الكامن	11.27	1.91	1.44	1.22	
التباين المفسر	**45.07**	**7.65**	**5.80**	**4.89**	**63.40**

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 الاختبار الكلاسيكية لمقياس التلكؤ الاكاديمي(N=156)

المفردة	المتوسط	الالتواء	التفرطح	معامل الارتباط المصحح	الفا بعد استبعاد المفردة	معامل التشبع بالعامل العام
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
p25	3.67	-0.62	0.54	0.24	0.947	0.25

ويتضح من الجدول(**2**) أنه في ضوء متوسط المفردة فإن أفضل المفردات هي **P1** و **P9** و **P 16** حيث اقتربت قيم المتوسط من القيمة الوسيطية **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 اعلى 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, P15,P17, P21, P22, P24** بينما أكثر المتغيرات ثباتا في ضوء قيم الشيوع هي **P3, P10, P15, P21, P22 P24,** .

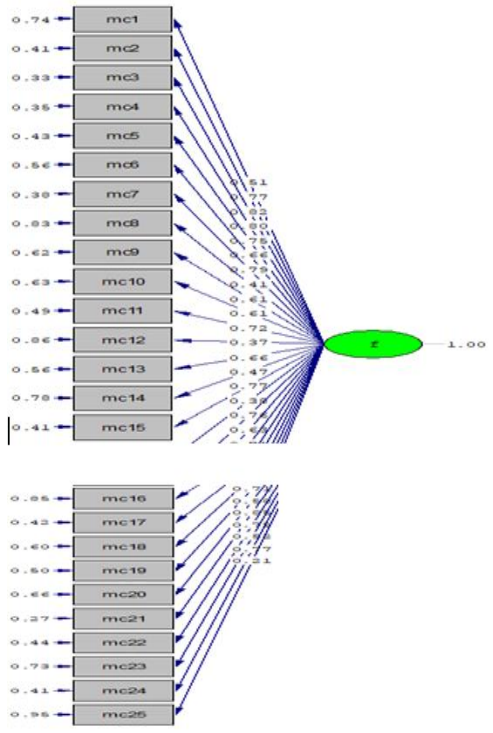
الهدف الخامس: تحليل مفردات مقياس التلكؤ الأكاديمي في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. ولكن قبل إجراء تحليل المفردات في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة تم التحقق من أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي التوكيدي باستخدام طريقة الاحتمال الأقصى وكانت مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العامل العام كالآتي:

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

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 تأثره 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 تقويم 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 الاكاديمي.

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 الأقل أو تساوي **|.20|** ≤ Residual 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 الموضعي وفيما يلي مؤشرات المطابقة للنموذج مع البيانات المفردة: كما بالجدول الأتي:

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 اكثر المفردات تمييزاً التي لها اعلى معامل تمييز بين الافراد مرتفعي ومنخفضي سمة التلكؤ الأكاديمي هي المفردة **P21** يليها المفردة **P3** ثم المفردة **P7** و **P15** ثم المفردات P2, **P4**, **P24** وانعكس هذا على معامل الصعوبة لهذه المفردات. ولكن معامل الصعوبة للاستجابات من موافق بدرجة قليلة إلى بدرجة كبيرة جدا يتضح ان الاستجابة بدرجة قليلة كان لها معامل صعوبة منخفض وكلما زادت درجة

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.

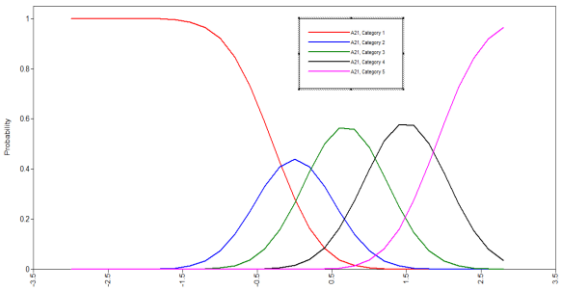
يتوفر لدية قدراً كبيراً جداً من سمة التأجيل في حين أن سمة التلكؤ بدرجة قليلة توفرت لدى مرتفعي ومنخفضي السمة مما جعل معامل الصعوبة لهذه الاستجابة منخفضة جداً. وفي

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

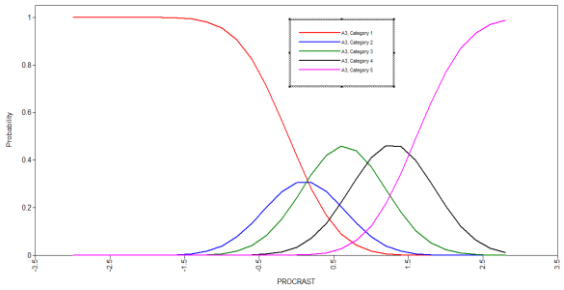
ضوء معايير Baker (2001) فان المفردات **P25** و **P23** و **P20** و **P16** و **P14** و **P12** و **P8** و **P1** لهم قدرة تمييزية منخفضة في المقياس ومن الأفضل استبعادهم من مفردات الاختبار لتحسين القدرة التمييزية ومعاملات الصعوبة على متصل السمة الحقيقية.

وفيما يلي منحنيات سمات المفردات الأكثر جودة:

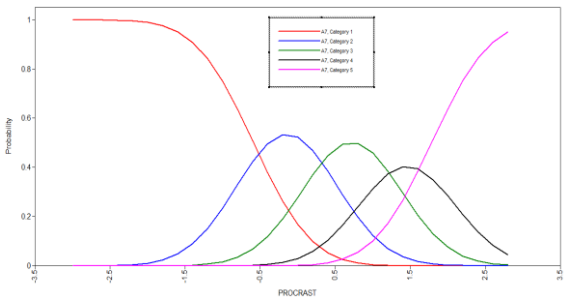
المفردة P21:



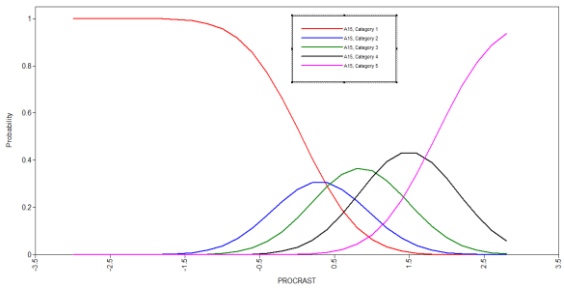
المفردة p3:



المفردة P7:



المفردةP15:



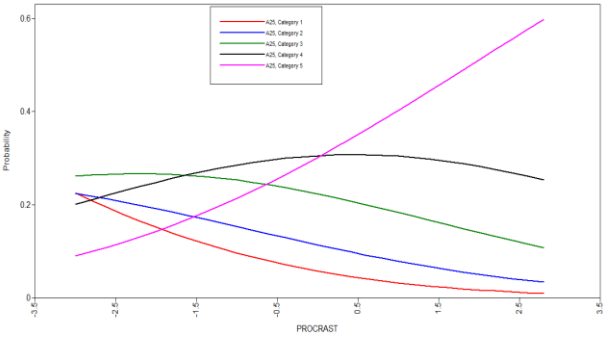
الشكل (1): منحنيات خصائص المفردات الأكثر جودة في المقياس.

ويتضح من منحنيات خصائص المفردات أن الاستجابة بدرجة قليلة جداً يستجيب عليها معظم منخفضي سمة التلكؤ بينما

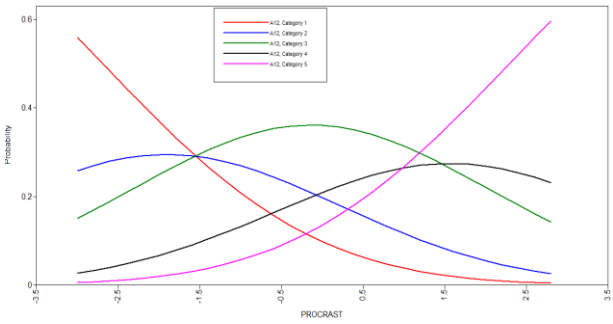
لا يستجيب عليها الأفراد في مرتفعي السمة في نهاية متصل القدرة أو السمة, بينما الاستجابة بدرجة متوسطة يجيب عليها معظم الأفراد متوسطي سمة التلكؤ, والاستجابة بدرجة كبيرة يجيب عليها الأفراد مرتفعي سمة التلكؤ في نهاية المنحنى وقلة من متوسطي سمة التلكؤ، وعليه فإن هذه المفردات مميزة وصعوبة استجاباتها تتخطي **0.50**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

وفيما يلي منحنيات خصائص المفردات الأقل جودة:

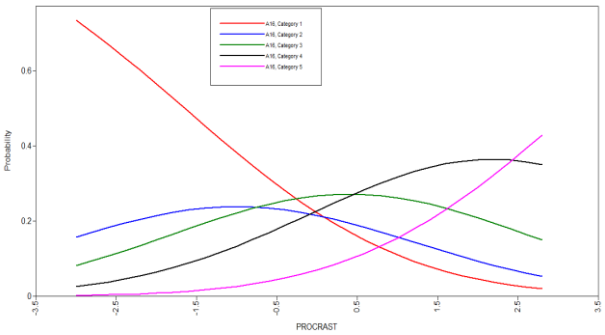
المفردة p25:



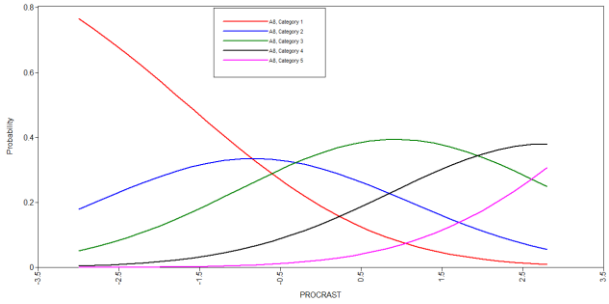
المفردة P12:



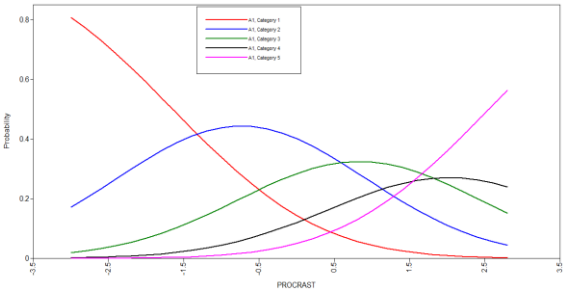
المفردة P16:



المفردة P8:



المفردة P1:

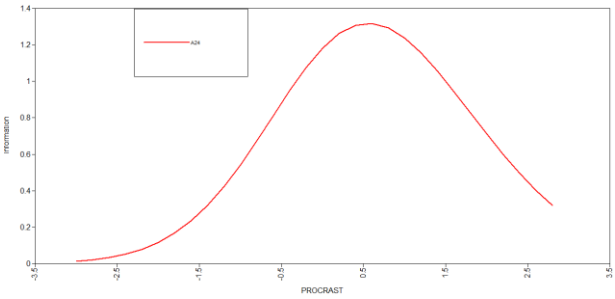


الشكل (2): منحنيات خصائص المفردات للمفردات الأقل معامل تمييز ومعامل صعوبة.

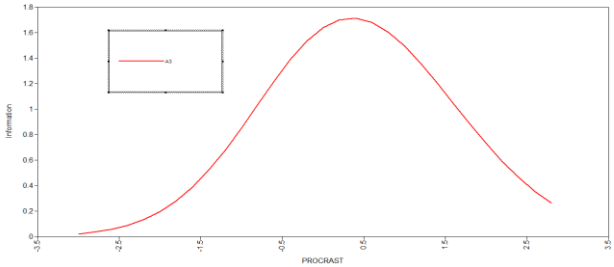
الملاحظ من هذه المفردات أن المنحنيات ليس لها ميل واضح وهذا يدل على أن هذه المفردات غير مميزة بمعنى الاستجابة بدرجة كبيرة جداً يختارها الأفراد منخفضي ومرتفعي السمة على حد سواء.

وفيما يلي منحنى دالة المعلومات للمفردات الأكثر جودة:

للمفردة 24



للمفردة 3

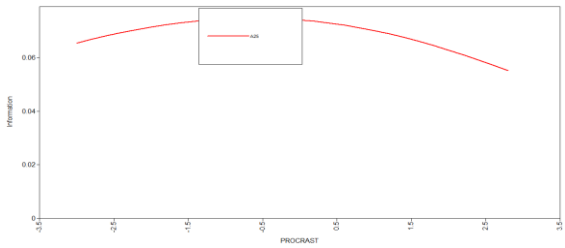


الشكل(3): منحنى دالة المعلومات للمفردتين P24 و P3 الأكثر جودة سيكومترية.

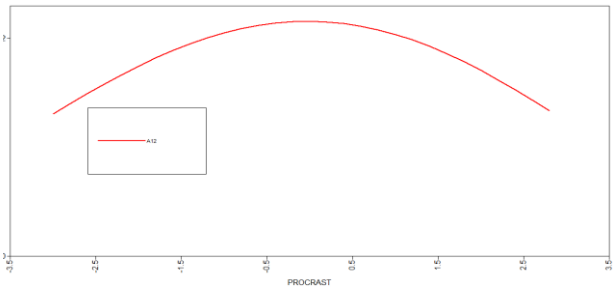
يتضح انهما يمدوننا بمعلومات ممثلة بمعامل التمييز والصعوبة مما انعكس على شكل المنحنى تقريبا اعتدالي حيث توجد قمة للمنحنى وميل واضح مما يدل على قدرتهما على التمييز بين منخفضي ومرتفعي السمة التلكؤ او التسويف الاكاديمي.

وبالنسبة لدالة المعلومات للمفردات الأقل جودة سيكومترية.

للمفردة 25:

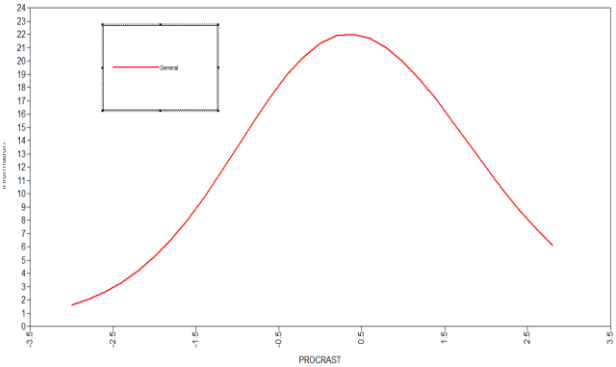


للمفردة 12



الشكل(4): منحنى دالة المعلومات للمفردتين P12 و P25 الأقل جودة سيكومترية.

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.

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 يغطيها 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 للتلكؤ الأكاديمي

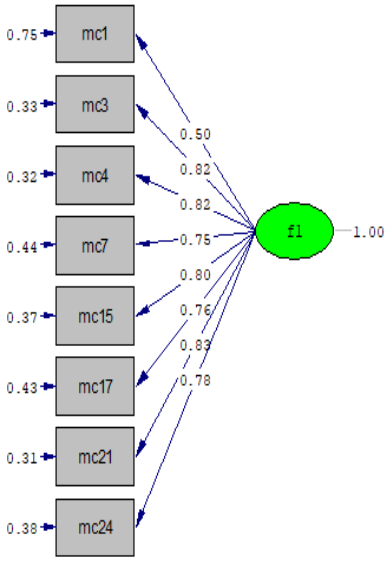
الهدف السادس : الوصول إلى صيغة مختصرة تعكس بناء التلكؤ الأكاديمي في ضوء معايير نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة والتحقق من خصائصها السيكومترية: في ضوء مؤشرات نظرية الاستجابة للمفردة والنظرية الكلاسيكية للقياس، وتم الوصول إلى أفضل ثمان مفردات تعكس أفضل معامل تمييز, وصعوبة, ومعامل ارتباط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

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 الاكاديمي



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

المناقشة والتعليق

هدفت الدراسة إلى التقويم السيكومتري 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 McCloskey (**2011**) في ضوء أساسيات نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة, وأفرز المدخلين نفس النتائج من حيث الجودة السيكومترية للمفردات فمن حيث معامل تمييز وصعوبة ومعامل ارتباط مصحح ، وأفرزت 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 **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 العاملي 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 ضمانة لتحقيق العشوائية, وكما تعاني الدراسة بأن حجم العينة من النوع المتوسط وهذا يرجع إلى قلة الطلاب الذين يدرسون في مقرر الإحصاء واحيانا 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). التسويف 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.

عبدالخالق، أحمد و الدغيم، محمد دغيم.(2011).المقياس العربي للتسويف:إعداده وخصائصه السيكومترية، المجلة الدولية لأبحاث التربوية، جامعة الامارات العربية المتحدة، 30, 200- 225

عبد الله، نشوه عبد المنعم. (2020). التلكؤ الاكاديمي وعلاقته بانماط 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. *Jordian 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.

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.

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 cognitivebehavioral 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. T*he 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., & Ayriza, 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.