مجلة

كلية التربية

مجلة علمية محكمة. ربع سنوية

السنة الثانية عشر
العدد (٤٠)
أكتوبر ٢٠٢٤

الترقيم الدولي للطباعة : 2314-7423
الترقيم الدولي الالكتروني : 2735-5691
البريد الالكتروني : j_foea@Aru.edu.eg
الموقع الالكتروني : https://foej.journals.ekb.eg

الرؤية

أن نكون دورية علمية متميزة متخصصة في نشر المقالات والبحوث التربوية والنفسية. نسعى إلى التميز في نشر الفكر التربوي المتجدد والمعاصر، والإنتاج العلمي ذي الجودة العالية للباحثين في مجالي: التربية وعلم النفس، بما يعكس متابعة المستجدات، ويحقق التواصل بين النظرية والتطبيق

الرسالة

نشر وتأصيل الثقافة العلمية بين المتخصصين في المعاهد والمؤسسات العلمية المناظرة والمختصين من التربويين في الميدان التربوي من المعلمين والقيادات التربوية والباحثين، والارتقاء بمستوى الأداء في مجال التدريس والبحث العلمي من خلال نشر الأبحاث المبتكرة وعرض الخبرات الإبداعية ذات الصلة بهذا المجال، وإيجاد قنوات للتواصل والتفاعل بين أهل التخصصات المختلفة في الميدان التربوي على المستوى المحلي، والعربي، والدولي، مع تأكيد التنوع والانفتاح والانضباط المنهجي، ومتابعة الاتجاهات العلمية والفكرية الحديثة في المجال التربوي ونقلها للأوساط التربوية في مستوياتها المختلفة بغرض المساهمة في صناعة المعرفة

حقوق الطبع محفوظة

الترقيم الدولي للطباعة : 2314-7423
الترقيم الدولي الالكتروني : 2735-5691

مجلــة كليــة التربيــة

علمية محكمة ربع سنوية

(السنة الثانية عشر – العدد الأربعون – يوليو ٢٠٢٤)

https://foej.journals.ekb.eg

j_foea@aru.edu.eg

قائمة هيئة تحرير مجلة كلية التربية جامعة العريش

م	الاســـــم	الدرجة والتخصص	الصفة
أولا : الهيئة الإدارية العليا للمجلة			
١	أ.د حسن عبد المنعم الدمرداش		رئيس الجامعة
٢	أ.د سعيد عبد الله لافي رفاعي	أستاذ المناهج وطرق تدريس اللغة العربية كلية التربية جامعة العريش	نائب رئيس الجامعة لشؤون الدراسات العليا والبحوث
٣	أ.د. محمود علي السيد	أستاذ. علم النفس التربوي	عميد الكلية
٤	السيد الأستاذ أشرف عبد الفتاح		أمين عام الجامعة
٥	السيد الأستاذ صبري عطية		عضو قانوني
أولاً - الهيئة الإدارية للتحرير (مجلس الإدارة)			
٣	أ.د. زكريا محمد هيبة	أستاذ تربية الطفل بقسم أصول التربية	وكيل الكلية للدراسات العليا - نائب رئيس مجلس الإدارة
٤	أ.د. كمال عبد الوهاب أحمد	أستاذ الإدارة التعليمية والتربية المقارنة	وكيل الكلية لشؤون التعليم والطلاب - عضو مجلس الإدارة
٥	أ.د. عصام عطية	أستاذ أصول التربية	رئيس قسم أصول التربية – عضو مجلس الإدارة
٦	أ.د نبيلة عبد الرؤوف شراب	أستاذ علم النفس التربوي	رئيس قسم علم النفس التربوي – عضو مجلس الإدارة
٧	أ.د إبراهيم محمد عبد الله	أستاذ المناهج وطرق التدريس	رئيس قسم المناهج وطرق التدريس – عضو مجلس الإدارة

٨	أ.م.د أحمد إبراهيم سلمي أرناؤوط	أستاذ الإدارة التعليمية والتربية المقارنة	رئيس قسم الإدارة التعليمية والتربية المقارنة - عضو مجلس الإدارة
٩	أ.م.د أحمد نبوي عيسى	أستاذ التربية الخاصة	رئيس قسم التربية الخاصة - عضو مجلس الإدارة
١٠	أ.م.د عزة حسن	أستاذ الصحة النفسية	رئيس قسم الصحة النفسية - عضو مجلس الإدارة
١١	أ. إسلام محمد الصادق	أمين الكلية	

ثانياً- الهيئة الفنية (الفريق التنفيذي) للتحرير

١	أ.د. محمد رجب فضل الله	أستاذ المناهج وطرق التدريس	رئيس التحرير (رئيس الفريق التنفيذي)
٢	د. محمد علام طلبة	أستاذ مساعد (مشارك)– مناهج وطرق التدريس	نائب رئيس هيئة التحرير– مسؤول متابعة أعمال التحكيم والنشر
٣	د. كمال طاهر موسى	أستاذ مساعد (مشارك) – مناهج وطرق التدريس	عضو هيئة تحرير – مسؤول الطباعة والنشر والتدقيق اللغوي
٤	د. أسماء محمد الشاعر	أخصائي علاقات علمية وثقافية – باحثة دكتوراه	عضو هيئة تحرير – إداري ومسؤول التواصل مع الباحثين
٥	د. حسن راضي حسن محمد	مدرس تكنولوجيا التعليم	عضو هيئة تحرير–ومسؤول إدارة الموقع الإلكتروني للمجلة عبر بنك المعرفة
٦	د. مها سمير محمود سليمان	مدرس– بقسم أصول التربية	عضو هيئة تحرير – مسؤول متابعة الأمور المالية

ثالثاً- الهيئة الفنية (المعاونة) للفريق التنفيذي للتحرير

٧	م.م. أحمد محمد حسن سالم	مدرس مساعد تكنولوجيا تعليم	عضو هيئة تحرير – إدارة الموقع الالكتروني للمجلة

٨	م.م. ناصر أحمد عابدين مهران	مدرس مساعد بقسم التربية المقارنة والإدارة التعليمية	عضو هيئة تحرير – مساعد لمسؤول متابعة أعمال التحكيم والنشر – تجهيز العدد للنشر
٩	م. شيماء صبحي	معيدة بقسم المناهج وطرق التدريس	عضو هيئة تحرير – مساعد لمسؤول الطباعة والنشر وتجهيز العدد
١٠	م. حسناء علي حامد	معيدة بقسم علم النفس	عضو هيئة التحرير – مساعد مسؤول الاتصالات والعلاقات الخارجية والتواصل مع الباحثين
١١	أ.محمود إبراهيم محمد	مدير إدارة الشئون المالية	عضو هيئة تحرير – المسؤول المالي
رابعاً - أعضاء هيئة التحرير من الخارج			
١٢	أ.د عبد الرازق مختار محمود	أستاذ المناهج وطرق التدريس	كلية التربية – جامعة أسيوط
١٣	أ.د مايسة فاضل أبو مسلم أحمد	أستاذ علم النفس التربوي	المركز القومي للامتحانات والتقويم التربوي
١٤	أ.د ريم أحمد عبد العظيم	أستاذ المناهج وطرق تدريس اللغة العربية	كلية البنات – جامعة عين شمس

البحث الثاني

تدريج مفردات مقياس التسويف الأكاديمي في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش والدالة التمييزية باستخدام تحليل البروفيلات الكامنة للسمة لدى طلاب الجامعة

إعداد

د. محمود علي موسى

أستاذ علم النفس التربوي المساعد

كلية التربية بالاسماعيلية، جامعة قناة السويس

تدريج مفردات مقياس التسويف الأكاديمي في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش والدالة التمييزية باستخدام تحليل البروفيلات الكامنة للسمة لدى طلاب الجامعة

إعداد:

د/ محمود علي موسى

أستاذ علم النفس التربوي المساعد

كلية التربية بالاسماعيلية، جامعة قناة السويس

Mahmoud_muhanna@edu.suez.edu.eg

ملخص:

هدفت الدراسة إلى تدريج مقياس التسويف الأكاديمي لدى طلاب الفرقة الأولى بكلية التربية بالإسماعيلية، وحساب صدق التقدير للمفردات والأشخاص. كما هدفت إلى تصنيف الطلاب إلى مجموعتين متجانستين في ضوء الدرجة الكلية على المقياس إلى مرتفعي ومنخفضي التسويف في ضوء تحليل البروفيل الكامن. وبلغت العينة قبل التدريج ٣٢٠ طالبًا وطالبة، وبعد فصل المفردات والعينة توصلت حجم العينة الكلي ١٣١ طالبًا وطالبة. وتكون المقياس من ٢٥ مفردة قبل التدريج، وبعد تدريج المفردات كان العدد النهائي ١٨ مفردة، وكانت استجابات المقياس مصاغة في ضوء تدريج ليكرت الخماسي. وتحققت الدراسة من شروط نظرية الاستجابة للمفردة الأحادية، واستقلالية المحل، والسرعة، والاعتدالية. استخدم نموذج أندريش للاستجابات المتعددة. وتراوحت قيم صعوبة المفردات بين -٢.٤٦ إلى -١.٥٩ بمتوسط حسابي -٢.٠٨. وتراوحت قدرات الافراد بين -٦.٠٨ إلى ٦.٧٥ وهي فترة واسعة للبيانات مما يعني اتساع فترة الفروق الفردية بين الطلاب على التسويف الأكاديمي. وباستخدام الصدق العاملي التوكيدي اتضح مصداقية النموذج في ضوء مؤشرات حسن المطابقة لنموذج العامل العام من الرتبة الأولى. حسبت الدالة التمييزية بين البروفيلات الكامنة لمرتفعي ومنخفضي التسويف الأكاديمي للصورة المختصرة

للمقياس وقد كان للمفردة ١١ أداء تمييزي مما يعطي تحيز في تفسير التسويف الأكاديمي لمجموعة دون الأخرى.

الكلمات المفتاحية: نموذج أندريش؛ نموذج راش للاستجابات المتعددة؛ تدريج المفردات؛ الدالة التمييزية؛ تحليل البروفيلات الكامنة.

Academic Procrastination Scale item calibration using Andrich Rating Scale Model and Differential Item Function by Latent Trait Analysis among University Students

Mahmoud Ali Moussa
Associate professor of Educational Psychology, College of Education, Suez Canal University, Egypt,
mahmoud_muhanna@edu.suez.edu.eg.
ORCID ID: https://orcid.org/0000-0002-5611-1792

Abstract:

The aim of this study was to calibrate items of the Academic Procrastination Scale among first-year students at the Ismailia Faculty of Education and estimate the validity of items and individuals' separation. The study aimed to classify students into two homogeneous groups based on the total score on the scale by latent profile analysis (high and low procrastinators). The initial sample size was 320 male and female students, and after items and participants omitted, the final sample size was 131 students. The scale consisted of 25 items before calibration, and after equaled 18 items. Andrich's model has item's difficulty values ranged from -2.46 to -1.59, with an average of -2.08. The individual abilities ranged from -6.08 to 6.75, indicating a wide range of data and substantial individual differences in academic procrastination among students. Using confirmatory factor analysis, the model's validity was verified based on goodness-of-fit indices for the general factor model of the first order. The differential item functioning (DIF) between high and low academic procrastination latent profile analysis clusters was calculated, and the item showed 11 discriminative performances,

which indicates a bias in interpreting academic procrastination for one group over the other.

Keywords: Andrich model, Rash model for multiple response patterns, item calibration, differential item functioning, latent profile analysis.

مقدمة:

التسويف الأكاديمي هو الميل إلى تأخير أو تأجيل أنشطة وسلوكيات التعلم، ويتخذ عدة مسميات في الأدب التربوي منها المماطلة الأكاديمية، والاجراء الأكاديمي (Muhson et al., 2024)، أو هو رغبة دائمة ومنتشرة في التأجيل يصحبها شعور متلازم بالقلق (Prawitasari & Suhendri, 2024)، وهو نوع من التسويف المتعمد في المقرر العملي للدراسة أو التعلم على الرغم من الانتكاسات المتوقعة. وأكدت دراسة أن التسويف الأكاديمي بين طلاب الجامعات هو الأكثر شيوعاً، وأن ٧٠% من الطلاب يماطلون في أداء أعمالهم بانتظام (Muhson et al., 2024). وتتولد هذه الطبيعة الكسولة للمماطلة في انجاز الواجبات وتلخيص المواد مما يسبب التأخير في تقديمها وفقا للمواعيد النهائية، في حين يرى أن تعريف التسويف أكثر تعقيدا بسبب طبيعته المتعددة الأوجه وأنواعه المختلفة (Kooren et al., 2024)، وطبيعة العوامل سواء داخلية وخارجية المؤثرة على المرء فتتحكم في التسويف ومنها الحالة الجسمية والعقلية وأسلوب التربية الوالدية والظروف البيئية على سبيل المثال (Prawitasari & Suhendri, 2024). وهناك العديد من التصنيفات للتسويف منها التسويف العام والتسويف كحالة (الظرفي أو الموقفي)، ويكون المواقف الأكاديمية يرتبط بها هذا النوع الظرفي (Kooren et al., 2024)، في حين صنف Yang et al. (2023) التسويف على أنه تسويف سلوكي (تجنبي) الذي يعرف بأنه تأجيل العمل، والتسويف في اتخاذ القرار والذي يعرف بأنه تأجيل القرارات. في حين هناك مصطلحات مترادفة للتسويف منها التسويف السلبي والذي يرتبط سلباً بالقدرة على الوفاء بالمواعيد النهائية والانبساط والقبول والضمير والمعدل التراكمي الأكاديمي، أما

التسويف الإيجابي أو النشط ليس له علاقة بالمعدل التراكمي (Prawitasari & Suhendri, 2024).

في حين هناك تصنيف أكثر رواجاً للتسويف الأكاديمي رباعي لأوجه لـ Ferrari et al. (1995) وهي: ١) التأخير في بدء المهام وإكمالها، و٢) التأخير في القيام بالمهام، والفجوات الزمنية بين الخطط والأداء الفعلي، والقيام بالأنشطة التي تمثل متعة لدى المتعلم. وهو الذي تبنته الدراسة الحالية إذ أنه يتمتع بالحداثة والرواج في الأدب التربوي والنفسي. كما أنه من خلال أعمال McCloskey (2011) ثبت صدق المحك التقاربي بأنواع التسويف الأخرى. ونظراً لتعقد سمة التسويف الأكاديمي في نشأتها لدى الطلاب في علاقتها سواء بالدافعية، أو المتغيرات الشخصية أو المثابرة أو غيرها من المتغيرات الأخرى. فيحاول الباحث في الدراسة الحالية إيجاد أداة لرصد التسويف الأكاديمي لدى عينة من الطلاب الملتحقين بكلية التربية الفرقة الأولى إذ لوحظ في أدائهم خلال الثانوية العامة المماطلة كما أن الظروف التي يمر بها الطلاب من تغير لوائح كلية التربية لثلاث سنوات أكاديمية بالإضافة إلى سنة ميدانية، وكثرة المقررات الدراسية وغياب دور المرشد الأكاديمي كل هذا ولد تسويفً للأداء قسرياً بصورة غير مبررة لدى الجميع، وبالتالي يحاول الباحث مستخدماً نموذج أندريش لتدريج المفردات للتعرف على المفردات المحورية لقياس الأداء الفعلي للتسويف، وقياس الأداء التفاضلي أو التمييزي للمفردات عبر مجموعات مرتفعي ومنخفضي التسويف الأكاديمي.

مشكلة الدراسة:

هناك مناسبات يكون فيها تأخير المهام شيء مناسب عن طريق تحديد الأولويات، بينما التسويف هو الفشل القهري في إكمال المهام المقصودة إلى درجة تسبب الشعور بالذنب والقلق (Ferrari, 1991). ويصل المرء إلى التسويف المزمن عن طريق التأخير المتكرر المقصود لبدء المهام التعليمية أو عدم الارتياح الذاتي لإكمال المهمة. ويرتبط التسويف الأكاديمي بمستويات عالية من الضغوط القلق وخلل الضبط الانفعالي، والافتقار إلى المثابرة، وقصور الانضباط في سير العمل، وقصور

مهارات إدارة الوقت، وعدم القدرة على العمل المنهجي (Ferrari & Díaz-Morales, 2014). وهو ميل ظرفي لتأخير السلوكيات الاكاديمية ويرتبط بزيادة المشاركة في سلوكيات التجنب التي تقوض الأهداف الأكاديمية، وانخفاض كفاءة الذات (Ferrari & Roster, 2018). وينظر للتسويف على أنه عملية ارادية تنطوي على الاختيار الطوعي المتعمد لسلوك أو مهمة واحدة على الخيارات التنافسية (Díaz-Morales et al., 2014). ويرى أن التسويف الأكاديمي أمر شائع لدى ٧٠% من طلاب الجامعات في المهام الأكاديمية المحددة، وهذا التسويف ينخفض بمرور العمر (Ferrari et al., 2005). وتتسم التسويف الأكاديمي بالتأخير السلوكي الزمني في اتخاذ القرار، والشعور بالانزعاج والخطأ في القرار، والميل اللاعقلاني لتأخير اكمال المهام أو المبالغة في تقدير الأمور (Díaz-Morales & Ferrari, 2014). وهناك نوعين من التسويف الأكاديمي هما (Ferrari et al., 2005: ١) تسويف الاستثارة Arousal procrastination، وهو تأخير يجعل الشخص يشعر بحالة من النشوة عند التسرع في انجاز المهام الكاملة. ويتسم المتعلم في هذا النوع بالانتظار عمداً حتى اللحظة الأخيرة للانخراط في النشاط الزائد مع اقتراب موعد انتهاء المهمة. كسلوك الانتظار لفترة ما قبل الاختبار لاستذكار تام للدروس وابداء جهود مضاعفة. و٢) تسويف التجنب Avoidant procrastination، وهو تأخير المهام بحيث يعكس إكمالها قدرات الفرد، فعدم اكتمال المهمة في موعدها المحدد يرجع إلى ضعف الأداء ونقص الجهد المبذول، أو ارتفاع ضغوط العمل وسوء إدارة الوقت بدلاً من نقص القدرة الشخصية. ويميل ذوي التسويف الأكاديمي للانخراط في سلوكيات تعيق ذاته، وإدارة الانطباع الإيجابي وتجنب تقييمات الذات (Ferrari, 1991).

في حين صنف (Ferrari, 1991) التسويف إلى نوعين هما: ١) تسويف اتخاذ القرار، وهو استعداد قوي لعدم اتخاذ القرار في الوقت المناسب كوسيلة أمنة لتجنب الصراعات عند اخفاق القرار المتخذ (Ferrari, 1991)، أي هو نوع من التردد في اتخاذ القرار (Ferrari & Roster, 2018)، و١) ينشأ التسويف السلوكي كميل عام

لتأجيل معظم المهام اليومية والنظر إلى الالتزامات اليومية بتشاؤم شديد أو المبالغة في تقدير الوقت المناسب لإنجاز تلك المهام، أو التفاؤل الشديد وتقليل وقت انجاز المهام (Ferrari, 1991)، والتسويف السلوكي لإهمال روتين الالتزامات اليومية (Ferrari & Roster, 2018).

ويعتبر نوع التسويف الذي يتبناه الطالب يختلف باختلاف السبب، ووقد يرجع هذا إلى ارتباط التسويف ببعض العوامل الشخصية ففي دراسة Meng et al. (2024) اعتمدت على منهج ما وراء التحليل لحوالي ٤٧ دراسة توصلت إلى أن التسويف يرتبط بالاستقرار الانفعالي والاعتلال النفسي والضمير. وفي دراسة Sparfeldt & Schwabe (2024) أثبتت تأثير الوسيط لمتغير التسويف من الضمير إلى الإنجاز. في حين أشار إلى Junça Silva et al. (2024) أن تأثرت العلاقة بين العمل عن بعد والشعور بالرفاهية متأثرة بمتغير ثالث هو التسويف الأكاديمي، حيث اختلت العلاقة لدى ذوي التسويف المرتفع. بالإضافة إلى تأثر سلوك التسويف لدى طلاب الجامعات بحجم الأحداث الضاغطة كما أشار Ma et al. (2023)، بينما يرى Zhu (2023) أن سلوك التسويف هو سلوك معياري مشهور بين طلاب الجامعات بسبب تعرضهم لضغوط تحقيق معايير أكاديمية عالية في دوراتهم بجانب مسؤوليات أخرى أو التزامات أخرى فيرتب أولويات حياته، وينحي الدراسة جانباً. وقد تكون سلوكيات التسويف كنوع من السلوك التجنبي نتيجة انتهاج المتعلم حيل دفاعية يبرر بها تأجيله للمهام الدراسية نتيجة قلة الدعم، أو سوء التنظيم الذاتي، أو المشاعر السلبية، أو التعاطف الذاتي كما اتفقت دراسات (Alharbi et al., 2022; Alharbi et al., 2023; Ali Moussa & Khretan Alenezi, 2022; Moussa, 2021; Yang et al., 2023). وقد تكون سلوك المماطلة راجعاً لأن شريحة الطلاب الحالية هي نتاج التعلم الالكتروني الذي اعتمد على النجاح عن طريق الأبحاث، وبالتالي فقد شغفه بالدراسة نتيجة توفر تطبيقات الذكاء الاصطناعي أنذاك (محمد نايف أبو عكر ومحمود موسى، ٢٠٢٣)، وتوفر البحوث الالكترونية التي ساعدته على الاجتياز (Alharbi et al., 2022; Alharbi et al., 2023).

ونتيجة لهذا فإن هناك ارتباك معقد في دراسة بنية النموذج لما لها من تحيزات في رصد استجابات التسويف الأكاديمي، فقد يحدث أن يدركه المرء نتيجة خلل أوقات النوم التي ترجع لسوء ضبط النفس وسمات الشخصية (Zhao et al., 2024)، أو بسبب الاحتياجات النفسية وخلل منظور الوقت اللازم للتنظيم الذاتي (Codina et al., 2024)، أو قد يكون بسبب التجول العقلي وشرود الذهن مما يؤد إلى تسويف المهام (Lina et al., 2023)، أو قد تكون بسبب التقاء المتغيرات الفردية مع السياقية معاً فالمنظور الزمني لموقف الشخص تجاه الاستذكار والنجاح الاكاديمي قد يتذبذب نتيجة مشكلات دراسية أو حات الإخفاق بالمرحلة الثانوية في تحقيق حلم دراسي معين وبالتالي يترك رواسب ترتبط بالماضي والحاضر والمستقبل، كما أنها ترتبط باحتياجات نفسية (الكفاءة والاستقلالية والارتباط) (Codina et al., 2024)، كما أن طبيعة استجابة المتعلم على المقياس تجعل هناك زيف نتيجة رفض النفس البشرية في إظهار عيوبها والاستجابة من منظور المرغوبية الاجتماعية وإخفاء سلوك التسويف (Meurer & Costa, 2023). كما أن اختلاف النظرة السيكومترية في طرح الظاهرة وكيفية قياسها جعل هناك خلل ف تحديد عدد العوامل المفسرة للظاهرة، فقد توصل إلى بناء ذي أربع عوامل لدى طلاب الجامعات في إسبانيا (النفور من المهام وسوء إدارة الوقت وانخفاض ضبط النفس والمخاطر المدركة (Martín-Antón et al., 2023)، في حين درسه من منظور العملية الدورية المعيقة للتنظيم الذاتي في العلم وتدفق تحليل الأهداف، واستخدم التحليل الاستكشافي والتوكيدي للبناء على طلاب الجامعة من ثقافات مختلفة وتوصلت الدراسة إلى عدة أبنية العامل العام والثنائي والثلاثي، ودعمت النتائج قوة البنية الثلاثية (González-Brignardello et al., 2023)، وقد عانت دراسته من اعتمادية المحل حيث استخدم طريقة Robustness unweighted least square (RULS) وهي طريقة تعمل على علاج مصفوفة التغاير في توزيع بيانات تتبع التوزيع asymptotic.

وفي تحليل لمحتوى قام به Araya-Castillo et al. (2023) لظاهرة التسويف الاكاديمي توصلت دراسة إلى وجود تسع عوامل رئيسية تؤثر في التسويف الأكاديمي وهي: عوامل نفسية (دافعية، شخصية، الأمانة والنزاهة، تنظيم ذاتي، تقدير ذات، ...إلخ)، وعوامل فسيولوجية (متغيرات بيولوجية، قلق، ضغوط، ...إلخ)، عوامل ديموغرافية اجتماعية (الجنس، العمر، عوامل شخصية، بروفيل العوامل الديموغرافي، عوامل اقتصادية واجتماعية، إلخ)، وعوامل أكاديمية (النسبة التراكمية، عادات الاستذكار، نموذج المعلم، كفاءة الذات، التأجيل الدراسي ...إلخ)، عوامل ثقافية (متغيرات شخصية، سوء التخطيط)، عوامل بيئية (عوامل المخاطرة، عوامل وقائية، صعوبات انجاز المهام. وقد استخدم Mariyati et al. (2023) نظرية الاستجابة للمفردة لتدريج مقياس التسويف الأكاديمي وقد كانت مفرداته بحاجة إلى تعديل وجاءت معظم معاملات الصعوبة في المستوى المتوسط، وقد افتقر المقياس إلى القوة التمييزية ضد المجموعات المختلفة، وكان معامل ثبات المقياس بعد فصل الأشخاص ٠.٩٩ لعينة من الطلاب بلغت ٥٠٣ من طلاب إندونيسيا وقد كان عدد الطلاب ذوي القدرة المرتفعة ١٧٧ و٨٨ طالب ذوي قدرة منخفضة على المقياس. وبالتالي تحاول الدراسة الإجابة على الأسئلة التالي:

١. ما دقة معالم النموذج لمقياس التسويف الأكاديمي في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش؟
٢. ما طبيعة العتبات الفارقة لمفردات التسويف الأكاديمي في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش؟
٣. ما مدى ملائمة مستوى الصعوبة على المفردة للعينة في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش؟
٤. هل يتمتع الصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي بالصدق والثبات في ضوء النظرية الكلاسيكية؟
٥. ما طبيعة ملفات الشخصية الكامنة للتسويف الأكاديمي وتصنيف الطلاب إلى مجموعتين؟

٦. هل توجد فروق متحيزة لمفردات الصورة المختصرة للتسويف الأكاديمي باستخدام تحليل الدالة التمييزية بين أداء ملفات الشخصية الكامنة للتسويف الأكاديمي؟

الإطار النظري:

نموذج سلم التقدير لأندريش:

يعتمد أي كيان نفسي على قياس سمة واحدة فقط يعكس سمة كامنة عامة في ضوء إطار نظري أو تنظير نفسي قوي. وهذه السمة عامة لكل قياس تعطي تفسيراً للأداء في مجمله، وعندما لا تكون الدرجة الاجمالية أحادية البعد فهي غير صالحة وغير صادقة من الناحية الفنية في نموذج أندريش، إذ تقيس مجموعة من السمات الكامنة تحت هذه السمة العامة، وبالتالي يلجأ الباحث إلى طرق القياس بنظرية الاستجابة للمفردة متعددة الأبعاد. ويعتمد نموذج سلم التقدير على سمة كامنة واحدة يمكن قياسها من خلال تدريج ليكرت المتعدد النقاط، بحيث يمثل أقل استجابة بالقيمة صفر، واعتبار النقطة صفر بالمقارنة مع النقاط الأخرى بمثابة عتبات المقارنة لصعوبات المفردات، وعليه يكون نموذج أندريش هو حالة خاصة من نموذج راش ذي الاستجابات ثنائية التفرع (الاستجابة على مفرداتها صفر وواحد). وتعتمد ثنائيات الاستجابة لكل مفردة مقارنة بالصفر بمثابة العتبات التي يمثلها نموذج راش. ويعتمد النموذج على شرط أحادية البنية أو العامل العام. وتمثل أهمية العامل العام وهي: ١) تعد أحادية البعد افتراضا أساسيا للحساب الصحيح للدرجات الاجمالية وفقا لنظرية الاختبار الكلاسيكية والحديثة، و٢) يتطلب التفسير الذي لا لبس فيه أن تمثل الدرجات سمة واحدة محددة أي أن الدرجات على المقياس المستخدم لقياس متغير واحد لا ينبغي أن تتأثر بشكل ملحوظ بمستويات مختلفة لمتغير واحد أو أكثر، ٣) إذا كانت الدرجات لا مثل خطأ مشتركاً للتحقيق، فمن غير الواضح ما إذا كان من الممكن اعتبار شخصين لهما نفس النتيجة قابلين للمقارنة. وبالمثل فإن تفسير أي اختلافات بين الأشخاص سيكون غامضاً لأنه من غير المعروف ما هي الطرق التي يختلفون بها فعلياً، ولا يمكن التعويض عن ذلك من خلال تصميم الدراسة أو

الإحصاءات التحليلية، وهو ما يعوق فهم النتائج وفائدتها (Andrich, 1978a; Dai et al., 2021).

ويفترض نموذج راش– أندريش للاستجابات المتعددة أن السمات الكامنة أحادية البعد، وأن هذه الأحادية تفترض أن بارامترات تقدير النموذج ومعامل التصنيف تتحرر في تفسيرها بشكل كامل من ألية الاستجابة (Andrich, 1978a). والنماذج الرئيسية متعددة الاستجابة المتاحة لتحليل المفردات تتضمن: ١) نموذج راش متعدد الاستجابات polytomous Rasch model ويطلق عليه نموذج راش أندريش للاستجابة للمفردة Rasch- Andrich IRT، و٢) تعميم هذا النموذج يتضمن معلم تمييز المفردة، و٣) نموذج الاستجابة المتدرجة Graded response model، ولا يحتوي أي منهما على إحصائيات كافية لمعلماته (Andrich, 2016). ويسعى النموذج أندريش إلى المقارنة بين خصائص أي مفردات متكافئة بغض النظر عن المجموعات الفرعية من الأشخاص الداخلة في المقارنة (Andrich & Marais, 2019). ويتسم نموذج سلم التقدير لأندريش بعدة مزايا منها (Andrich, 1978a):

١) ويطلق عليها نظرية الاستجابة للمفردة متعددة الاستجابة Polytomous Item response theory وهي حالة خاصة من نموذج راش، والاختلاف عن نموذج راش أنه يتعامل مع المفردات ذات الاستجابات ثنائية التفرع، بينما نموذج سلم التقدير لأندريش أنه يتعامل مع مفردات ذات نقاط تدريج يتبع تصنيف ليكرت لتدريج الاستجابة وهذا هو سبب إطلاق تسمية متعددة الاستجابة عليه كنموذج للقياس. ويتسم نموذج أندريش بالتحول من قياس اختبارات التحصيل التي تصحح بصواب وخطأ (الاستجابة الثنائية) إلى انتقاء نموذج لقياس الاستجابة للاختبارات النفسية يعتمد على المواقف وبالتالي يتم تفسير البيتا والدلتا على أنهما تفسير لتوجهات الفرد، أو عدم اتساق شدة سلوكه، أو قيمة السلوك الوجدانية. ويرى Andrich (1988) أن الغرض من بناء مقياس من خلال وضع البيانات على سلسلة خطية متصلة بطريقة لا

تعكس فقط ترتيب الشدة الذي يسمي القيم الوجدانية وإنما المسافة بين مواقعها.

٢) يفترض وجود ترتيب أصيل للاستجابات بدلاً من فطبيته، بمعنى التوسع في الاستجابة من موافق وعدم الموافقة إلى تدريج متسع يشتمل على موافق، ومحايد، وغير موافق. أي ترتيب منطقي متدرج للموافقة على الاستجابة.

٣) يتم توسيع قيم الاستجابة (نقاط الاستجابة طبقا لتدريج ليكرت) التي يأخذها المتغير العشوائي والتي افترضها نموذج راش، فقد يرى نموذج راش أن المرء يعطي صفر للإشارة إلى رفض الاستجابة، ويعطي درجة واحدة للإشارة إلى الموافقة، في حين أن نموذج أندريش أعطى تفسيراً يضمن تدريج لتفسير الاستجابة يتحرك ضمن تدريج نقاط أوسع لتفسير الاستجابة بين الموافقة والرفض ويتضمن المحايدة فقد يعطي درجة للاستجابة المحايدة على سبيل المثال ويعطي درجتين للإشارة إلى الموافقة. وبالتالي يتم توسيع التدريج الثنائي لنموذج راش (صفر، ١) ليعطي تسميات رقمية تعبر عن متسع أكبر من تدريج الموافقة.

أحجام العينة المناسبة Suitable sample sizes والحد الأدنى لمفردات الاختبار القابل للتحليل بنموذج أندريش:

بالرغم من الاستخدام الصريح لنموذج الاستجابة للمفردة متعدد الاستجابات لتطوير الأدوات النفسية إلا أنه لم يتم تقييم أدائها بشكل كامل ولا سيما في ظل وجود أدوات محدودة وقصيرة العدد من المفردات كثلاث مفردات (Dai et al., 2021). ويمكن لنموذج سلم التقدير لأندريش العمل في ظل أحجم العينة الصغيرة إذ يرى Finch & French (2019) أنه يمكن إجراء التحليل على عينة أقل من ٢٠٠ للمقاييس النفسية بنموذج PIRT، وصلاحيته لحجم مفردات أقل من ١٠ مفردات.

مراحل نموذج أندريش:

بالنسبة لمرحلة بناء المقياس، تستخدم تصميمات للمقارنة بين فئات الاستجابة المختلفة التي افترضها ثيرستون، ويستند هذا النموذج إلى الألية التراكمية

Cumulative mechanism، ومن سمات هذه الألية أنه إذا كانت العبارة أ تسير على طول اتجاه شدة الاستمرارية الوجدانية أكثر من العبارة ب فمن الممكن تأييدها من قبل كل فرد من أفراد العينة بغض النظر عن موقف أو اتجاه ذلك الشخص. ويتعامل نموذج الألية التراكمية مع تصميم الاستجابة المباشرة (Andrich, 1988). أما بالنسبة لمرحلة قياس الشخص، فالشخص يستجيب بالموافقة أو الرفض على العبارات المقاسة، ويتم احتساب قياساتهم ببساطة اعتباراً بالوسيط أو متوسط قيم مقياس العبارات التي وافقوا عليها. ويكون الافتراض الكامن وراء هذا المنهج هو أن الشخص يميل للموافقة على العبارات التي تعكس موقفه أو اتجاهه أو تقترب منه، وأن الشخص ينزع إلى الاختلاف مع تلك العبارات التي كانت في أي من تطرف أو زيادة هذا الموقف، ومن ثم فإن هذا الافتراض يتضمن ألية الكشف أو التجلي Unfolding mechanism، بمعنى أن قياس الموقف على سلسلة متصلة واحدة يتضمن مفهوم الكشف بمعنى أنه من المتوقع أن يؤيد الشخص العبارات القريبة من موقفه واتجاهه ويرفض العبارات غير القريبة، ومفهوم الكشف Unfolding يكون مناسباً للمجالات التي يحكمها مفهوم عام للنمو على متصل متسلسل مفترض يمكن من تحديد المظاهر المتميزة نوعياً للمواقف في السلسلة (Andrich, 1988).

أحادية البعد Unidimensionality:

اعتمدت تعديلات جتمان لتصحيح معاملات الارتباط إيجاد حلولاً لمشكلة تعددية الأبعاد، فقد تعامل جتمان مع المفردات التي تحتوي على فئت متعددة، ولكنها مرتبة والتي تهدف لدراسة اتجاهات أو مواقف الأشخاص من خاصية أو سمة معينة التي اقترحها ليكرت (Kerriche, 2024; Tesio et al., 2024)، والتي يتم فيها التصنيف لفئات متعاقبة مثل: أوافق بشدة، أوافق، لم أقرر، أرفض، أرفض بشدة. وهي مجموعات متماثلة من حيث الشدة في التفضيل والتردد وغير المواتية. وقد أدرك جتمان أن هذا النموذج يحتوي على جانب المحتوى والشدة في وقت واحد (Andrich, 1985). كما أن تأثيرات الطريقة والتي تشير إلى تباين الخاصية أو المفهوم المقاس والذي لا يرجع إلى محتوى المفردات فقط، بل إلى طريقة صياغة

وعرض المفردات، ففي حالة مقياس يحتوي على صياغات موجبة وصياغات سالبة للعبارات فإن هذا يؤدي إلى وجود تباين منظم ناتج عن طريقة تقديم مفردات المقياس، وهذه التأثيرات تقود إلى تحيز في التفسير عن طريق تقليص أو تضخيم التباين المرتبط بالمفردات (عبد الناصر عامر، ٢٠١٥). وفي حالة اختلاف صياغات المفردات (موجبة وسالبة) فإن البناء ينزع إلى تكوين عامل عام بالإضافة إلى عامل عام أخر ينتظم عليه المفردات الإيجابية أو السلبية ويفترض أن يكون بسبب التباين الكلي في المتغيرات المقاسة الناتجة عن اتحاد خطي لتأثيرات السمة والأخطاء (البواقي) والطريقة، ويفترض قبل التطبيق إعادة صياغة المفردات بصورة واحدة ويسمى عبد الناصر عامر (٢٠١٥) هذا النموذج نموذج عوامل السم المرتبطة وعوامل الطريقة المرتبطة.

اعتمادية المحل Local dependency:

يعرفه Andrich (2016) بأنه عندما تحكم استجابة شخص ما لمفردة واحدة الاستجابة على مفردة أخرى، أو يحدث بسبب تأثير الهالة بمعنى أن الحالات التي تعطي فيها الإجابة الصحيحة على سؤال أو إجابة لواحدة أو أكثر من المفردات اللاحقة، أي يكون هيكل الأسئلة المختلفة بحيث يكون الإجابة على سؤال واحد يعني منطقيا الإجابة على سؤال أخر. ويمكن انتهاك هذا الشرط في نظرية الاستجابة للمفردة بطريقتين يصعب تمييزهما تجريبياً، الأولى وتبدو في انتهاك أحادية البعد والذي نسميه الاعتماد على الاستجابة، وتبدو الاعتمادية على الاستجابة في اعتماد استجابة الشخص في مفردة ما على استجابته على مفردة سابقة، بمعنى أن التقييمات تعطي إجابة صحيحة على فكرة سؤال أو تلميح بإجابة معينة على سؤال أخر في الأسئلة اللاحقة. والثاني ويطلق عليه انتهاك الاستقلال الاحصائي أو الاعتماد على السمات والذي يشير إلى وجود مفردات مرتبطة بسمات معينة، أو مفردات مشتركة، أو بنية مفردات مشتركة، أو محتوى مفردات مشتركة، ويتم وصفها باختبارات فرعية أو حزم المفردات أو إتاحة الاختبار (Andrich, 1985). وهناك العديد من الصيغ الرياضية التحويرية التي تحرر البيانات من الاعتمادية. ويؤدي الاعتماد على السمات

والاستجابة إلى تأثيرات عكسية في وحدة القياس والانحراف المعياري للمقياس والانحراف المعياري لتصنيف الأشخاص. وفي حالة الاعتماد على السمات يتم تقليل المقياس، بينما الاعتماد على الاستجابة بتم زيادته. وانتهاك الشرطين لهما تأثير على مؤشر فصل الأشخاص (يشبه في هذا مؤشر ثبات ألفا في القيمة والبنية)، فهو يتناقص بالنسبة للبيانات ذات الاعتماد على السمات، ويزداد بالنسبة للبيانات التي تعتمد على الاستجابة. والطريقة الافتراضية في تلاشي الاعتمادية هي دمج المفردات في مفردة جديدة ذي رتبة أعلى (تركيبة خطية من تلك المفردات)، مما يؤدي إلى انخفاض مؤشر انفصال الأشخاص ومؤشر ألفا كرونباخ مقارنة بتحليل المفردات كعناصر مستقلة (Marais & Andrich, 2008). ويرى Andrich (2016) أن الاستقلال المحلي يقلل من معلومات المفردات الترتيبية.

العتبات الفارقة:

من الأمور المهمة في دراسة التصنيفات أنه في نموذج راش، تكون الاستجابات الثنائية الكامنة تبدو عند العتبات مكافئة من الناحية النظرية للاستجابات الثنائية المرصودة تجريبياً في أداء الأشخاص (Andrich, 2011). وفي تصميم الدراسة الحالية يقرر الباحث في حالة تجريب مقياس للتسويف الأكاديمي على الطلاب بالفرقة الأولى في كلية التربية في ظل تغير اللوائح، ويقرر الباحث فيه أربع فئات لميل الطلاب نحو تسويف أعمالهم ومهامهم الأكاديمية بشكل مستقل في أربع فئات تلبي المعايير عند كل عتبة من العتبات الأربعة في مقابل الرفض. ونظراً لأن الباحث تبنى تدريج استجابة خماسي دائماً، غالباً، أحياناً، نادراً، أبداً؛ فإن العتبات المتعاقبة تشير إلى قوة سلوك التسويف الأكاديمي في سلوك الطالب وتشير إلى تملك التسويف من أدائه بدرجة أعلى على التوالي في تلك العتبات. ويكون من المحتم أن يتناقص معدل النجاح عند العتبات المتعاقبة، وأن تكون ازواج الاستجابات غير المتناسقة أقل. ويميز ترتيب الفئات معدل النجاح المتناقص بسبب زيادة التسويف الأكاديمي، بمعنى أخر أن نفس الجزء من الأجزاء المصنفة (درجة ترتيب تدريج الاستجابة بعد استجابة الرفض) لنفس الشخص يجب أن يكون لديه احتمال أقل في

التصنيف على أنه يفي بمعيار العتبة d_x مقارنة باستيفاء المعيار عند العتبة الأدنى d_{x-1} فعلى سبيل المثال في الدراسة الراهنة بمقياس لتسويف الأكاديمي يكون ديمومة تسويف الأداء تهدف إلى يكون المعيار (العتبة) أكثر دقة في تأجيل كامل للأداء، إذا كان جزء من أحد أجزاء الشخص لديه احتمالية لتلبية معيار التسويف عند العتبة ٣، فإن نفس الجزء من الشخص نفسه من التسويف يجب أن يكون لدى جزء احتمال أقل للوفاء بمعيار العتبة ٤ (Andrich, 2011). وتشير عتبات أندريش المضطربة إلى فئات ضيقة على المتغير الكامن (غير متساوية)، ومن الناحية الإحصائية لا تشكل مشكلة ولكن للأغراض العملية قد نرغب في أن تكون جميع الفئات واسعة بما يكفي لترتيب عتبات أندريش، هذا الضيق في العتبة ينتج عن أن ملاحظة الفئة التي يتم ملاحظتها بصورة نادرة نسبياً في بيانات العينة (Andrich, 2013)، وبالتالي ومن الناحية السيكولوجية فإنه يمكن الجمع بين الفئات متوسطة الاضطراب، ذلك لأن فهم العينة لطبيعة الاستجابة يكون متقارباً، أو أن السمة المقاسة قد لا تحتمل الرفض خصوصاً في العتبات الأولى التي تشير إلى رفض السمة كما في سمات الذكاء.

تقديرات العتبة:

يتضمن تحليل المفردات طبقا لنموذج أندريش مجموعة من العتبات الفارقة، فإن احتمالية الاستجابة في أي فئة يعتمد على مواقع جميع العتبات (تعاقب العتبات المعبرة عن الاستجابات)، وليس واحدة بعينها. وبالتالي فنموذج الاستجابة للمفردة متعدد الاستجابة يميز الاستجابة عند كل عتبة بشرط أن تلبي هذه العتبة بنية المقياس لتي يقارن في ضوئها الباحث تحقق استجابات الأشخاص. ويكون النموذج حساس لعدد الفئات في جمع البيانات إذ يتبنى الباحث عتبة للمقارنة $m + 1$ وكانت البيانات تميل إلى عتبة $m' < m + 1$ وبالتالي يحدث تقارب يجعل التفسيرات متحيزة إذ قد تتطابق البيانات في كلا العتبتين (Andrich et al., 1997). كما أن تقدير المسافات بين العتبات قد يثير القلق والغموض لدى الباحث في تدريج ليكرت لاستجابة الأشخاص على المفردات، إذ أن القصد هو إظهار النظام الطبيعي لترتيب تقديرات العتبة كنوع من اختبار ملائمة المفردة (Andrich et al., 1989)، وأن

ظهور العتبات بالترتيب المقصود يعني أن هناك اتساقاً في العتبات عبر العبارات الإيجابية والسلبية. ويفترض عدم تساوي المسافات بين العتبات بسبب ميل الفرد إلى النزوع إلى الناحية التي تشير موقفه أو اتجاهاته أو موقفه الوجداني، وبالتالي يكون هناك تذبذب في الموقع النسبي لتلك المسافات بين العتبات (Andrich et al., 1989).

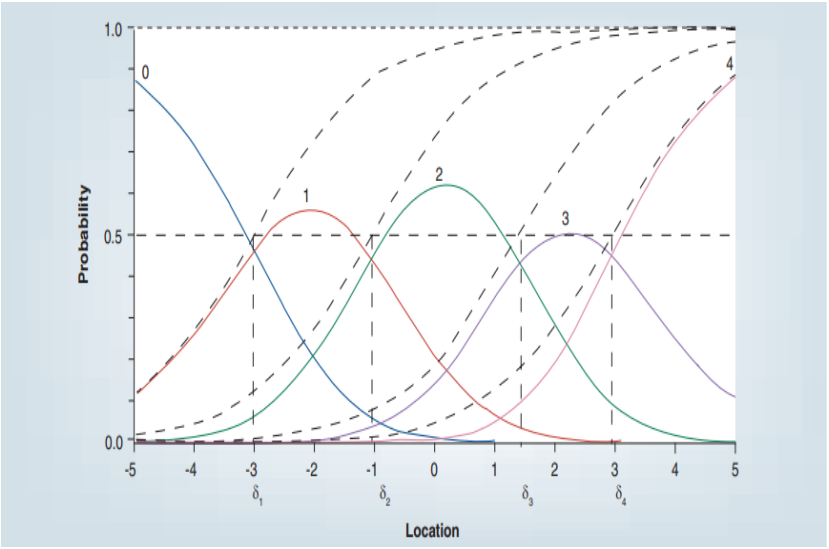
قدرة الفرد أو السمة الكامنة Latent trait:

ويرمز لها بالرمز ثيتا θ في الأدبيات النفسية. ويفترض نموذج أندريش أن أنماط الاستجابة للمفردات المختلفة يتم تحديدها مباشرة من خلال النتيجة الاجمالية للشخص. ويجب أن يكون لدى الشخص الذي يتمتع بقدرة أكبر من شخص أخر احتمال أكبر لحل أي مفردة من النوع المعني، وبالمثل كون أحد المفردات أصعب من مفردة أخرى يعني احتمال حل المفردة الثانية بشكل صحيح لأي شخص هو الأعلى (Andrich et al., 1997; Dai et al., 2021).

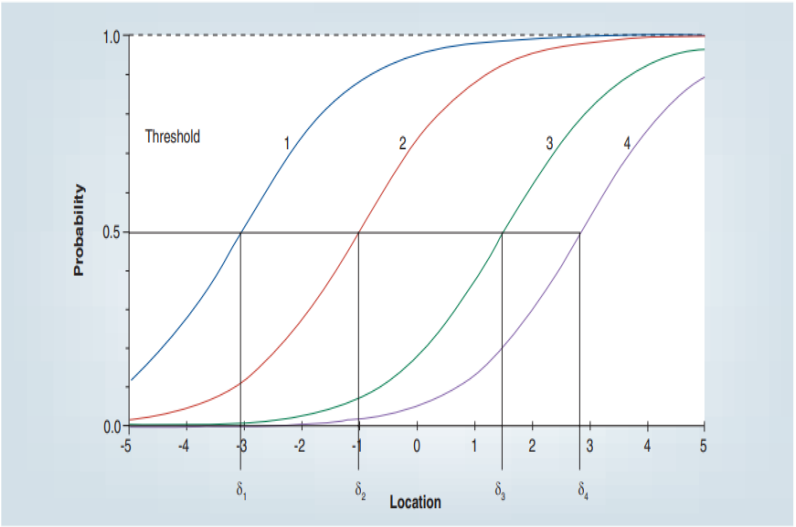
منحنيات الخصائص المميزة Item characteristic curves (ICC):

بالنظر إلى المثال المعروض في شكل ٢ والذي يوضح الترتيب المتوقع للمنحنيات المميزة للعتبات وفقاً لنموذج راش ثنائي التفرع، وقد تميل المسافات بين العتبات المتعاقبة للتساوي كما في شكل ١، وقد يحدث أن يعكس منحي الخصائص ترتيباً مخالفا لترتيب التصنيفات الفعلية بالتصميم. فعلى سبيل المثال قد يقوم الباحث الذي يقيم أداء الطالب في التسويف عند العتبة الرابعة (التأجيل التام للمهام)، لديه معيار أقل بكثير مما هو مقصود باستمرار (مثل أداء تجريبي ظاهر للطالب أقرب إلى العتبة الثالثة والتي تشير إلى التسويف في غالب المهام)، فستبدو معدلات النجاح عند العتبتين متشابهة مما يجعل التقديرات في العتبة الثالثة والرابعة متشابهين مما يجعل منحني الخصائص المميزة شبه منطبقين كما في شكل ٣. وقد تظهر حالة أخرى بالرسوم كأن يعرض منحنيات الخصائص بترتيب غير تلك التي وردت به في التصميم كعرض منحنيات العتبات ٢، ٤، ٣ على الترتيب وعندها يمكن الحكم بأن تلك الاستجابات غير متسقة بدرجة عالية، وهذا يشير إلى مشكلة في التصنيف وفهم

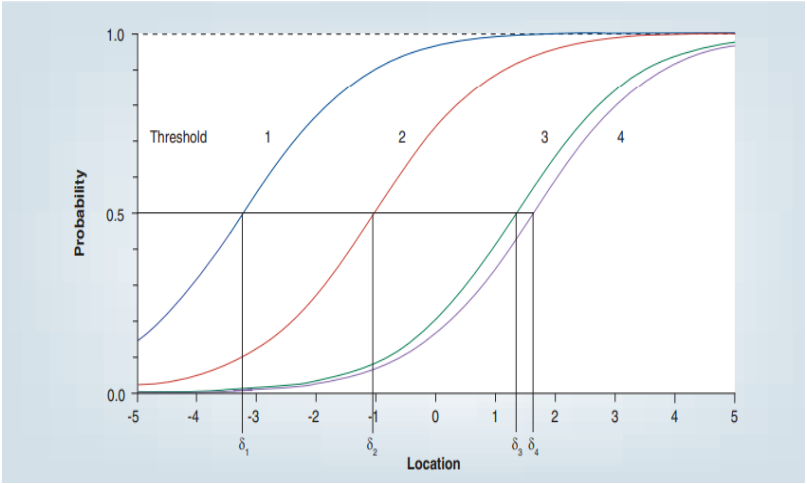
الطالب لطبيعة ما تشير إليه العبارة وبالتالي أخطأ في إصدار الحكم عليها بالاستجابة غير المناسبة. وأن الترتيب غير المنطقي للعتبات في منحنيات الخصائص تزيد من الشك في القوة التمييزية للعتبات الأعلى (العتبة ٤ أفضل من ٣ على سبيل المثال). وعليه فلترتيب المتزايد للعتبات هو شرط لتصنيفات مستقلة عن أي تصنيفات تمت ملاحظتها. وأن ما تم ملاحظته من تقييمات تلبي هذا الترتيب المنطقي للعتبات بصورة تجريبية. وإذا كانت زوج من العتبات متجاورة أو معكوسة فهذا يعطي انطباعاً عن وجود مشكلة في عملية تعريف العتبة (Andrich, 2011).



شكل (١): العتبات المتعاقبة بالتساوي لاستجابات مفردة.



شكل (٢): العتبات المتكافئة لشكل الاستجابة لعينة على مفردة اختبارية.



شكل (٣): العتبات المتطابقة والمتشابهة في الأداء لاستجابات العينة على مفردة اختبارية.

مؤشرات مطابقة المفردات وانفصال الأشخاص:

ويشير المؤشر Infit & Outfit Mean square (MNSQ) وهي مؤشرات قيم متوسط المربعات ويتم استبعاد تلك القيم الأعلى من ١.٥٠، تشير قطبية المفردة المشار إليها بالارتباطات الثنائية الأصيلة الثنائية ويجب أن تكون إيجابية وتتجاوز ٠.٢٢. بينما يشير الثبات الكلي أو ثبات انفصال المفردات إلى أن المفردات تشكل

تغير محدد وجيد وتقدم دليلاً على قبول فرضية استقلال المحل، بينما تشير الثبات المنخفض أن العينة لم تكن كبيرة بما يكفي لتحديد موقع المفردات الموجودة في المتغير الكامن بدقة باستخدام هذه العينة (Arias González et al., 2015). وتؤدي تعددية الابعاد إلى الافتقار إلى مؤشرات التوافق Infit وOutfit وهذين المؤشرين يحدد كل منهما إلى أي مدى يمثل كل مفردة بعداً أساسياً واحداً. ويتأثر مؤشر Infit بأنماط الاستجابة غير المتوقعة بالنسبة للموضوعات الموجودة بالقرب من موضع المفردة على المقيس، ويكون مؤشر Outfit أكثر حساسية لأنماط الاستجابة غير المتوقعة للموضوعات الموجودة بعيداً عن موقع العنصر. وتعد القيمة المساوية للواحد الصحيح لكلا المؤشرين مثالية مما يشير إلى ن التباين الملحوظ يساوي التباين المتوقع. فعلا سبيل المثال إذا ساوت قيمة مؤشر Infit لمفردة ١.١٢ والتي تنص مثلاً على "عندما تبدو الأمور ميؤوس منها، لا أستسلم" فإن هذا العنصر يحتوي على تباين أكبر بنسبة ١٢% في البيانات المرصودة عما تم توقعه عما تنبأ به النموذج، وإذا زادت قيمة المؤشر عن الواحد الصحيح تحتوي على تشوش غير نموذجي أو مصادر أخرى للتباين في البيانات. وفي المقابل إذا انخفضت قيمة المؤشر عن الواحد الصحيح فإن المفردة تمثل مطابقة زائدة مما يشير إلى أن هناك تباين أقل في البيانات المرصودة مقارنة بالنموذج، وبالتالي يتنبأ النموذج بالبيانات بشكل جيد للغاية مما يتسبب في تضخيم إحصاءات النموذج (Arias González et al., 2015).

كما يمكن تقييم ملائمة التحليلات في نموذج أندريش من خلال فحص التوافق بين الاستجابة المتوقعة والمرصودة عبر العتبات المميزة على المتغير المقاس كما في شكل ٤. وتمثل البواقي تناقض بين استجابات المفردات المرصودة والمتوقعة. وبشكل عام تشير البواقي الايجابية الكبيرة إلى انتهاك شرط أحادية البعد، في حين تشير البواقي السلبية الكبيرة إلى الاعتمادية المحلية (أي أن استجابات الفرد على المفردات تعتمد على نظيرتها من المفردات داخل نفس الاختبار مما يشير إلى تكرارية المفردات. ولكن نماذج منحنيات الاستجابات المتوقعة والمرصودة قد تكون غير

حساسة في اكتشاف تعددية الأبعاد، خصوصاً في حساسية البناء كما في مقاييس القلق والشخصية إذ يمكن أن يتم تمثيل المفردات بنفس عدد المفردات تقريباً (Hagell, 2014).

ويعطي البرنامج معامل الارتباط Q هو نوع من الارتباط الذي ينشأ من تفاعل محدد بين موضوع أو محتوى معين ومفردة لأن الموضوع لديه تفضيل شخصي من المرء المفحوص مثل تفضيل ذوق معين، وينعكس هذا التفضيل في مقارنته مع جميع الكائنات الأخرى. وبالتالي يكون لدى الأشخاص مثل هذه التفضيلات الخاصة لبعض المفردات في الاختبار، وعلى أي حال فإن الارتباط يعد مناسباً عندما يكون التباين بين المواضيع (المحتوى) متضمناً في تباين الخطأ (Andrich, 1978b)،

أهمية الدراسة:

التوصل إلى المفردات التي يعول عليها في قياس السمات في مقياس التسويف الأكاديمي، والوصول إلى صورة مختصرة لها صدق تعميمي على عينات مختلفة من طلاب الفرقة الأولى بكلية التربية المصرية. واستخدام طريقة جديدة في تصنيف عينة الدراسة إلى مجموعتين كل مجموعة متجانسة والمقارنة بينهما على مفردات الصورة المختصرة Brief باستخدام الدالة التمييزية.

أهداف الدراسة:

١. تقدير معالم النموذج لمقياس التسويف الأكاديمي في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش.
٢. تقدير العتبات الفارقة لمفردات التسويف الأكاديمي في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش.
٣. تحديد مدى ملائمة مستوى الصعوبة على المفردة للعينة في ضوء نموذج سلم التقدير لأندريش.
٤. تقدير الصدق والثبات في ضوء النظرية الكلاسيكية للصورة المختصرة الناتجة من التحليل بنموذج أندريش.

٥. تحديد البروفيلات الكامنة للتسويف الأكاديمي وتصنيف الطلاب إلى مجموعتين، وتقدير الدالة التمييزية لمفردات الصورة المختصرة للتسويف الأكاديمي.

مصطلحات الدراسة:

١. **نموذج أندريش Andrich Model**: هو أحد نماذج الاستجابة للمفردة التي تتعامل مع مفردات المقاييس التي تعتمد في جوهرها على الموقف، وهو حالة خاصة من نموذج راش، والغرض من هذا النموذج هو تدريج المفردات وبناء مقياس من خلال وضع البيانات على سلسلة خطية متصلة بطريقة لا تعكس فقط ترتيب الشدة في السمة الكامنة، بل ويتخطى الأمر في السمة الكامنة إلى حد قياس السمات الوجدانية وتحديد المسافة بين مواقعها من خلال عتباتها الفارقة (Andrich, 1988).

٢. **التسويف الأكاديمي Academic perfectionism**: وهو ميل ظرفي لتأخير السلوكيات الاكاديمية ويرتبط بزيادة المشاركة في سلوكيات التجنب التي تقوض الأهداف الأكاديمية، وانخفاض كفاءة الذات (Ferrari & Roster, 2018). وتعرف اجرائيا بأنها الدرجة التي يحصل عليها الطالب على مقياس التسويف الأكاديمي الذي افترضه McCloskey (2011) والذي يراعي معايير التسويف الأكاديمي الأربعة لـ Ferrari et al. (1995).

٣. **تحليل البروفيلات الكامنة Latent profile analysis**، هو عبارة عن مدخل لتقسيم المتغير الكامن إلى فئات أو مجموعات فرعية الكامنة داخل مجتمع ما بناءً على مجموعة معينة من المتغيرات؛ وبالتالي يفترض تحليل الملف الشخصي الكامن أنه يمكن تصنيف الأشخاص بدرجات متفاوتة من الاحتمالات إلى فئات لها نفس ملفات تعريف تكوينية مختلفة للسمات الشخصية أو البيئية (Spurk et al., 2020). ويتسم كل مجموعة من تلك المجموعات أن أفرادها متجانسين من حيث الفروق الفردية بين الأشخاص.

٤. **الدالة التمييزية أو الدالة التفاضلية Differential item functioning (DIF):** وهو أسلوب احصائي يعتمد على إيجاد التغايرات بين المجموعات موضع المقارنة، ويكون الأداء الدال يعني أن المفردة لها قدرة تمييزية لأداء المجموعتين، فإذا كانت قيمة DIF المحسوبة موجبة كانت الدلالة لصالح المجموعة المحورية أو المعيارية focal group، وإذا كانت القيم DIF سالبة للمفردة فهذا يعطي دلالة على تمييز المفردة لأداء المجموعة الأخرى.

الطريقة والاجراءات

المنهج:

اعتمدت الدراسة على المنهج الوصفي التحليلي والمسح الاجتماعي في دراسة التسويف الأكاديمي لدى طلاب كلية التربية، ودراسة مدى ملائمة وجودة مطابقة مفردات المقياس والأشخاص وطبيعة السمة الكامنة المقاسة.

المشاركون:

بلغت عينة الدراسة المبدئية الداخلة في التحليل ٣٢٠ طالب وطالبة بكلية التربية بالإسماعيلية وقد جمعت بصورة عشوائية من طلاب الفرقة الأولى. وطبق المقياس على الطلاب الكترونياً بعد صياغته على منصة جوجل فورم، وتم توزيعه وتداوله بين الطلاب من خلال منصات التواصل الاجتماعي مثل مجموعات واتساب وفيسبوك وتلجرام لتسهيل الوصول للبيانات. وقد استعان الباحث بمجموعة من الزملاء بالكلية ممن يدرسون للشعب العامة حتى يمكنه الحصول على أكبر عينة عشوائية من الطلاب. وانقسمت عينة الدراسة إلى ١٨ (٥.٦%) ذكور، و٣٠٢ (٩٤.٤%) إناث، وتراوحت أعمار العينة ١٧ إلى ٢٠ عاماً بمتوسط عمري ١٨.٥ عام وانحراف معياري ٠.٥٤ عام. وكانت متوسط تقديرات الطلاب بالمرحلة الثانوية بنسبة مئوية ٧٢%.

مقياس التسويف الأكاديمي:

تبنت الدراسة مقياس التسويف الأكاديمي لـ McClosKey (2011) الذي قننه على عينة من طلاب جامعة تكساس بأمريكا وقد كان معامل الثبات بطريقة ألفا كورنباخ له ٠.٩٥ وحسب له الصدق باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة

المكونات الأساسية PC وتشبعت به المفردات على عامل عام فسر ٤٥% من التباين الكلي، وقد استخدمه الباحث في هذه الدراسة نظراً لصدقه التقاربي فيما يختص بأدوات قياس التسويف من منظورات مختلفة مثل مقياس تقييم التسويف للطلاب، ومقياس التسويف النشط، ومقياس توكمان للتسويف والذي درسه Mccloskey & Scielzo (2015) في دراسة له، وبالتالي يكون تم تمثيل هذه المقاييس للأوجه الأربعة لـ Ferrari et al. (1995) وهي: ١) التأخير في بدء المهام وإكمالها، و٢) التأخير في القيام بالمهام، والفجوات الزمنية بين الخطط والأداء الفعلي، والقيام بالأنشطة التي تمثل متعة لدى المتعلم. ويهدف المقياس لتقييم التسويف في المهام الأكاديمية (مثل التكليفات الدراسية والامتحانات والمشاريع) في البيئة الأكاديمية. وتكون من ٢٥ مفردة (على سبيل المثال، أقوم بتأجيل المشاريع حتى اللحظة الأخيرة؛ أو أضيع الكثير من الوقت في أشياء غير مهمة)، واختير خمس نقاط استجابة طبقاً لمقياس ليكرت (دائماً، غالبا، أحياناً، نادراً، أبداً)، وبالتالي يكون التدريج المنتقى للاستجابة على مفردات الدراسة مغايراً للتدريج الذي افترضه معد المقياس McCloskey (2011). وتمت ترجمة المقياس من الإنجليزية إلى العربية والاستعانة بأحد الزملاء بقسم مناهج وطرق تعلم اللغة الإنجليزية لضبط التعرف المفاهيمي لصياغات العبارات على البيئة المصرية.

إجراءات الدراسة:

تحاول الدراسة تكييف وتقييم الخصائص السيكومترية لمقياس التسويف الأكاديمي في عينة من طلاب كلية التربية بجامعة قناة السويس، بجمهورية مصر العربية. ولتحقيق ذلك اعتمدت الدراسة على عينة من طلاب الفرقة الأولى وذلك بسبب سوء الحالة الأكاديمية للطلاب بالمرحلة الثانوية من استذكار دروسهم قرب موعد الاختبارات الفصلية بالأخص في مواد النظرية أو مواد المستوى الرفيع، واعتماده على الصور النمطية في الحفظ والاستظهار والملخصات وبعض بنوك الأسئلة التي يكونها بنفسه خصوصا في سياسات الاختبارات الموضوعية لقياس التحصيل بكليات التربية، بالإضافة إلى اعتماده على ملخصات سابقة لزملائه لتحصيل المواد، علاوة على هذا

فقد جاءت الدراسة على طلاب الفرقة الأولى نظراً لتغير اللوائح ودراسة الطلاب مواد جديدة لم يسبق له دراستها على اللائحة الجديدة، وبسبب كثرة المواد الدراسية والمحتوى الدراسي وغياب دور المرشد الاكاديمي فقد يقوم المتعلم بتأجيل المهام والواجبات والتكليفات بناء على قناعات شخصية سواء أكانت بتقديرات صحيحة أو خاطئة عن سهولة المواد والتكليفات وإمكانية استرجاعها في فترات قصيرة. والمبرر في اختيار تلك العينة هي أن كافة الظروف المحيطة توحي بالتسويف الأكاديمي للطلاب، وعليه فإن القدرة على تشخيص السمات الكامنة وتحديد مدى قدرة المفردات ومعاملات صعوباتها في كشف سمات التسويف لدى ذوي السمة المرتفعة والمنخفضة. ويمكن تقييم الخصائص السيكومترية لمقياس التسويف الأكاديمي اعتمادا على التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي ونظرية الاستجابة للمفردة كإجراءات مكملة يعزز بعضها البعض. ويمكن سرد إجراءات الدراسة في الخطوات الأتية:

١) البيانات المفقودة Missing data: لا توجد أي بيانات غائبة على استجابات الطلاب على مفردات المقياس.

٢) شرط الأحادية Unidimensionality، وقد تم استخدام التحليل العاملي الاستكشافي لتحري وجود العامل العام في الدراسة، واستخدام نقطة قطع مرتفعة للتخلص من تباينات البواقي الناجمة عن المفردات السلبية من تكوين عامل بجانب العامل العام، وبالتالي تحقيق استقلالية المحل.

٣) التحقق من اعتدالية للبيانات Normality باستخدام اختبار شابيرو– ويلك.

٤) استخدام برنامج Jamovi 2.3.26 لاعتماده في توليد مخرجات نظرية الاستجابة للمفردة على لغة R وبعض البرمجيات الداخلية الأخرى لإجراءات التحليل. بالإضافة إلى أنه من البرمجيات الذكية التي تعمل بالقوائم. كما أنه برمجية مجانية غير مدفوعة.

٥) تدريج المفردات مقياس التسويف الأكاديمي (٢٥ مفردة) على العينة الكلية (ن= ٣٢٠ حالة)، وتقدير ثبات البيانات، والتعرف على مؤشرات المطابقة التفصيلية Infit & Outfit واستبعاد المفردات وإعادة تكرار التحليل لحين

وقوع المؤشرين في المدى المقبول له (٠.٥ إلى ١.٥) في جميع المفردات وحساب ثبات ألفا بعد فصل المفردات.

٦) القيام بفصل الأشخاص في ضوء مؤشرات Infit & Outfit وتكرار التحليل وفصل مزيد من الأشخاص إلى الحد الذي تقع فيه قيم مؤشري Infit and outfit لفصل الأشخاص في المدى المقبول لجميع الأشخاص (٠.٥ إلى ١.٥)، والتحقق من عدم وجود مفردات قابلة للحذف، وفي النهاية يتم تقدير ثبات الفصل للأشخاص والمفردات معاً.

٧) تقدير معالم الصعوبة والعتبات ومقارنتها بمنحنيات المعلومات لكل مفردة من مفردات الاختبار في الصورة المختصرة الناجمة عن فصل المفردات والأشخاص.

٨) تفسير خريطة رايت Wright map للمقارنة بين معالم الصعوبة بالنسبة لقدرات الأشخاص لتقييم الفروق الفردية في التسويف الأكاديمي، وخريطة توزيع المفردات ومعالم القدرة للأشخاص item person map للتعرف على مدى الدرجات وتطرف القدرة ايجاباً وسلباً على كل مفردة من مفردات الصيغة المختصرة للمقياس.

٩) تقدير صدق البناء باستخدام التحليل العاملي التوكيدي للصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي وكذا الثبات بطريقة ألفا كرونباخ وثبات أوميجا، والتحقق ضمناً من شرط الأحادية واستقلالية المحل، فإن أعطى النموذج العاملي مطابقة مقبولة للنموذج العاملي العاملي على العامل العام وبالتالي دل ذلك على أحادية البعد، كذلك تساوي مؤشري ألفا كرونباخ وأوميجا هو دليل على تحقق العامل العام.

١٠) تكوين مجموعتين متجانستين من الأشخاص وعددهم ١٣١ وتقسيمهم عن طريق تحليل البروفيلات الكامنة للسمة المقاسة (التسويف الأكاديمي)، وتقدير متوسطات القطع لكل مجموعة وانحرافها المعياري على الدرجة الكلية للمقياس.

١١) إجراء الدالة التمييزية للأداء وانتقاء المجموعة ذات التسويف المرتفع على أنها المجموعة المحورية Focal group وإجراء التحليل باستخدام اختبار Hommel للتخلص من تحيزات العتبات الفارقة للصعوبة على كل مفردة.

نتائج الدراسة

أولاً: شروط نموذج سلم التقدير لأندريش:

أحادية البعد واعتمادية المحل Local dependency and unidimensionality: أجري التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة Maximum likelihood وبدون التدوير وانتقاء نقطة قطع لقبول التشبع مساوية ٠.٥٥ حتى يتم التخلص من التشبع المتعدد للمفردات على العوامل المختلفة، وللوصول إلى بساطة النموذج. وقد بلغ محك KMO= .92 وهي مرتفعة تعني مناسبة العينة لإجراءات التحليل، بالإضافة إلى دلالة محك بارتليت Bartlett's test of sphericity (X^2= 3143, df= 300, P=.000) وبلغت الجذور الكامنة للعوامل ٧.٩٣ و١.٧٦ وفسرت العوامل ٣١.٧٢% و٧.٠٤%. وكانت التشبعات على النحو المبين في جدول ١.

جدول (١): نتائج التحليل العاملي الاستكشافي للعينة لمقياس التسويف الأكاديمي (ن= ٣٢٠).

Items	Factors			Communalities
	1	2	3	
1	--	--	--	.78
2	.58			.64
3	--	--	--	.66
4	.69			.50
5	.59			.50
6	.72			.47
7	.71			.46
8	--	--	--	.66
9	.63			.55
10	.62			.60
11	--	--	--	.55
12	--	--	--	.66
13	--	--	--	.62

14		.71		.41
15	.64			.54
16	--	--	--	.84
17	.73			.46
18	.58			.56
19	.66			.53
20	.56			.57
21	.75			.37
22	.72			.42
23	.70			.47
24	--	--	--	.68
25	--	--	--	.70

أسفرت النتائج جدول ١ عن تشبع معظم المفردات على العامل العام للعينة الاجمالية٣٢٠، وذلك بعد اختيار نقطة قطع مساوية ٠.٥٥ لقبول التشبع (محمود موسى، ٢٠١٩)، ولكن ثمة المفردة ١٤ تشبعت على العامل الثاني، ونظرا للاعتبارات الإحصائية لحساب الثبات بطريقة ألفا كرونباخ بألا تقل عدد مفردات البعد عن اثنين على الأقل. وقد حسب الثبات ببرنامج Jamovi 2.3.26 بطريقة ألفا كرونباخ وبلغت ٠.٨٧٢ وقد أعطى البرنامج إشارة تحذيرية

Items a1, a8, a12, a13, a14 and a25 correlated negatively with the total scale and probably should be reversed

وهي تعطي تحذير بأن صياغات المفردات (١، ٨، ١٢، ١٣، ١٤، ٢٥) هي مفردات تسلك سلوكاً سالباً، وهذا يفسر انعدام قيم تشبعها بعد اختيار نقطة قطع كبيرة (لقبول التشبع للمفردات على العامل والتي ساوت ٠.٥٥) فقد اختفت من على البعد الثاني وهذا قد يرجع إلى الارتباطات للبواقي لهذه المفردات السالبة كانت تكون عاملاً عاماً أخر للمفردات السالبة بجانب العامل العام الحالي، وهذا يفسر الاعتمادية المحلية والتخلص منها كما أشار عبد الناصر عامر (٢٠١٥).

منحى السرعة:

والاختبار لا يقيس قدرة محصلة بزمن، وإنما كان المستجيب ينتهي وقتما شاء ويسجل استجابته، إذ أنه يميل إلى اختيار الاستجابة التي تعبر عن سماته على المقياس وتوجهاته نحو التسويف وتأجيل العمل الدراسي، وبالتالي فالمقياس الحالي هو اختبار قدرة وليس سرعة.

توزيع البيانات لدرجات التسويف الأكاديمي:

حسب مؤشر شابيرو– ويلك لاعتدالية البيانات للنموذج الأولى بمفرداته (عدد المفردات= ٢٥، حجم العينة= ٣٢٠ حالة) بسبب أن مؤشر الالتواء العادي يكون متحيزاً في حالة العينات التي تزيد عن ٢٠٠ حالة. وقد كان التوزيع يتوزع توزيعاً اعتدالياً (W= .994, P= .249)، بينما كان مؤشر الالتواء قيمته بلغت -٠.١٣١ أي أن البيانات تتوزع توزيعاً اعتدالياً.

ثانياً: مؤشرات مطابقة المفردات Item fit indices:

يعتبر تقييم مؤشرات المطابقة لجميع المفردات الأشخاص بناء على إحصاءات infit وoutfit يسمح للباحث بتحديد أحادية البعد للأداة. وتعتبر قيم متوسط مربعات البواقي التي تتناسب مع البواقي وبالتالي تعكس الاختلافات بين الاستجابات المرصودة والمتوقعة. ويعتبر مؤشر Outfit حساساً لتأثير القيم المتطرفة. وتشير إحصاءات infit وoutfit والتي تتراوح بين ٠.٥ (تشير إلى اختلاف بسيط في الاستجابات على المفردة) إلى ١.٥ (تشير لتباين كبير في الاستجابات على المفردة) إلى توافق كبير (Hartanto et al., 2024; Lee & Lee, 2024).

أسفر التحليل لنتائج العينة المبدئية للتحليل ٣٢٠ حالة عن استبعاد الباحث بعض المفردات التي ازداد قيم مؤشرات infit و outfit لها عن ١.٥ إذ تعطي تصور بتباين كبير في الاستجابات المتوقعة على المفردات نتيجة تطرف توزيع السمة الكامنة للأشخاص على تلك المفردات، أو لوجود واضح بين الاستجابات المرصودة والمتوقعة بسبب أخطاء المعاينة والقياس (عشوائية الاستجابة للعينة، أو عينات لا تعاني من التسويف الأكاديمي ... إلخ) ومن تلك المفردات المستبعدة (١، ٨، ١٤، ١٦، ٢٥) والتي باستبعادها بلغ ثبات ألفا كرونباخ للمقياس ٠.٨٨٣، ثم أبرز التحليل ضرورة لاستبعاد المفردات (١٢، ١٣) إذ لم تتطابق الاستجابات على منحنيات الاستجابة المتوقعة والمرصودة، وبالتالي توصلت النتائج إلى الصورة المختصرة بعد استبعاد لمفردات السبع إلى ثبات انفصال الأشخاص ٠.٩٥٢ وهي قيمة دالة. وفيما يلي قيم

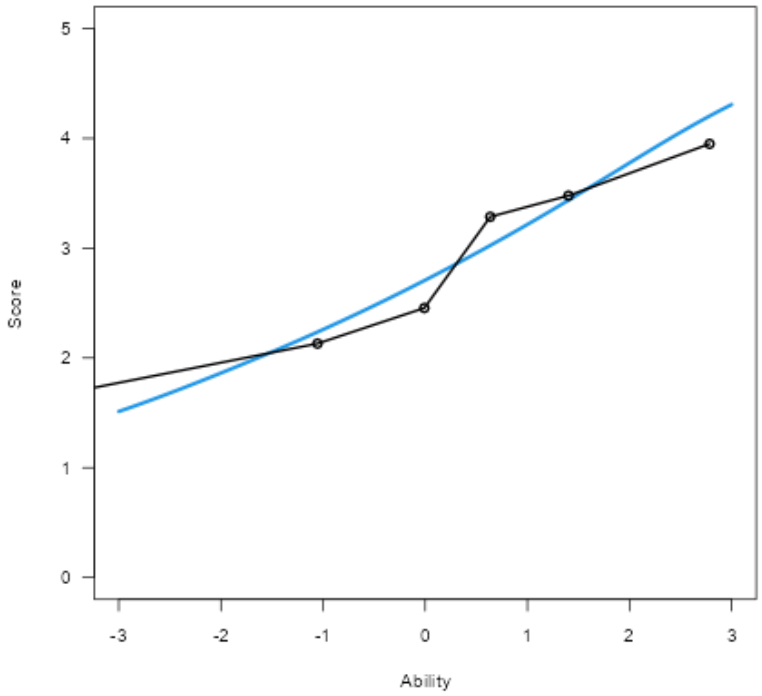
معاملات الصعوبة على مفردات الصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي ومؤشرات المطابقة التفصيلية لكل مفردة بعد فصل المفردات في الصورة النهائية بجدول ٢.

جدول (٢): مؤشرات المطابقة للمفردات للعينة الناتجة من التحليل بعد الاستبعاد (ن= ١٣١).

Items	thresholds	SE	infit	outfit
2	-1.88	.129	1.015	.963
3	-1.84	.129	1.224	1.160
4	-2.46	.127	1.332	1.245
5	-2.11	.128	1.176	1.217
6	-1.96	.128	.933	.939
7	-1.59	.130	.861	.892
9	-2.16	.128	1.002	.947
10	-1.99	.128	1.090	1.034
11	-2.24	.127	1.036	.995
15	-1.98	.128	.960	.943
17	-2.40	.127	1.016	.971
18	-2.40	.127	.966	.902
19	-1.99	.128	.736	.796
20	-1.63	.130	1.036	1.065
21	-2.20	.127	.890	.865
22	-2.04	.128	.716	.680
23	-2.24	.127	.810	.798
24	-2.27	.127	1.199	1.129

اقتربت المفردات في مؤشر Outfit من الواحد الصحيح في كلا المفردات (٢، ٣، ٤، ٥، ٦، ٩، ١٠، ١١، ١٥، ١٧، ٢٠، ٢٤) سواء بالزيادة الطفيفة (١.٢٥) أو النقصان الطفيف (٠.٩٤) مما يشير إلى أن تلك المفردات تقدم معلومات أكثر بسبب التباين المنهجي الناجم عن طبيعة البنية المختبرة احصائياً والتي قد ترجع إلى وجود بعض التباين للبواقي التي قد تنجم عن الصياغات السالبة بالإضافة إلى الموجبة في عبارات المقياس، بينما تلك التي زادت عن الواحد الصحيح فقد تعطي انطباعاً

بتشوش المتعلم الطفيف في تفسير قدرة الفرد بسبب تباين الخطأ في عملية القياس كما أشار (Arias González et al., 2015). فقي ضوء مؤشر Outfit المفردة ٣ تقدم ١٦% من التباين الزائد في تفسير ما تعطيه المفردة بما يؤدي إلى تفاوت بين السمة المرصودة والمتوقعة، بينما المفردة ٤ تعطي تباين زائد في قدرة الأفراد على المفردة بنسبة ٢٤.٥% بما يعطي تفاوت بين السمة المرصودة والمتوقعة، والمفردة ٥ تعطي تباين زائد في قدرة الأفراد على المفردة بنسبة ٢١.٧% بما يعطي تضخم بين السمة المرصودة والمتوقعة، بينما المفردة ١٠ تعطي تباين زائد في قدرة الأفراد على المفردة بنسبة ٣.٤%، بينما المفردة ٢٠ تعطي تباين زائد في قدرة الأفراد على المفردة بنسبة ٦.٥%، والمفردة ٢٤ تعطي تباين زائد في قدرة الأفراد على المفردة بنسبة ١٢.٩ وفيما يلي شكل ٤ يوضح عدم تطابق السمة المرصودة مع المتوقعة على النحو التالي:



شكل (٤): تباين قدرة الفرد نتيجة التباين الزائد بين القيمة المتوقعة والمرصودة لمفردة ٤.

كما اتضح من جدول ٢ أن مؤشرات Infit للمفردات تراوحت بين ٠.٧٢ إلى ١.٣٣ بمتوسط بلغت قيمته ٠.٩٩ وهي في المدى المقبول مما يعطي مطابقة كبيرة، في حين بلغ مؤشر Outfit للمفردات والتي تراوحت بين ٠.٦٨ إلى ١.٢٥ بمتوسط حسابي ٠.٩٧ وهي قيمة تقع في المدى المقبول مما يعطي مطابقة كبيرة.

ثالثاً: العتبات الفارقة لمفردات مقياس التسويف الأكاديمي:

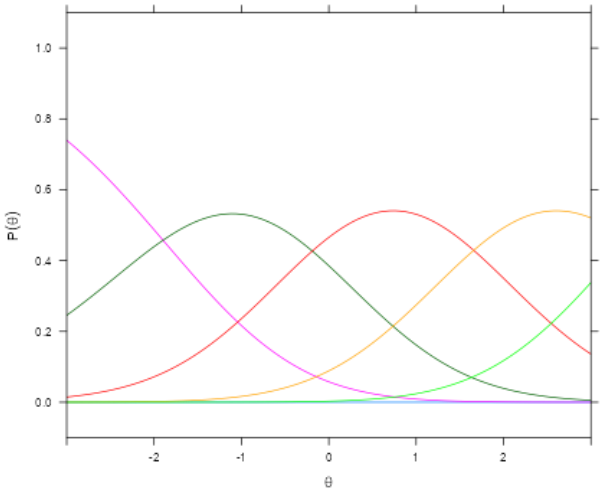
يحدد الموقع التجريبي لعتبات مفردة الفئات المتعاقبة ويوفر دليلاً على ما إذا كان الفئات تعمل على النحو المنشود أو لا. ويبين الجدول ٢ قيم هذه العتبات.

جدول (٣): تقديرات مواقع العتبات للمفردات على مقياس التسويف الأكاديمي (ن= ١٣١).

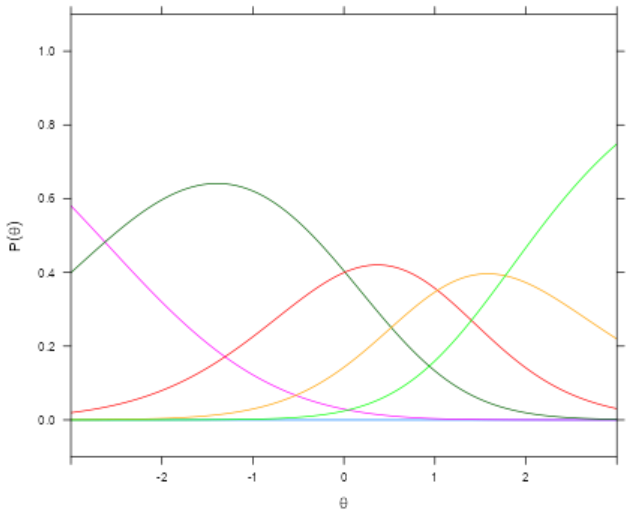
Items	discrimination	threshold 1	threshold 2	threshold 3	threshold 4
2	-12	-2.05	-.176	1.654	3.57
3	-12	-2.16	-.091	1.793	3.15
4	-12	-2.69	-.193	.984	2.10
5	-12	-2.89	-.572	1.800	3.53
6	-12	-2.56	-.260	1.565	4.85
7	-12	-1.79	-.170	2.288	4.20
9	-12	-2.92	-.400	1.563	3.23
10	-12	-2.44	-.266	1.659	3.37
11	-12	-3.04	-.552	1.571	3.08
15	-12	-2.00	-.458	1.634	3.81
17	-12	-2.17	-.493	.905	2.87
18	-12	-2.63	-.498	.949	3.26
19	-12	-3.41	-.278	1.952	3.71
20	-12	-2.30	.172	1.978	4.30
21	-12	-2.49	-.656	1.579	3.08
22	-12	-2.73	-.753	2.153	3.42
23	-12	-2.25	-.688	1.388	3.29
24	-12	-2.93	-.377	1.312	3.01

لوحظ من سلوك ترتيب العتبات أن جميعها مرتباً ترتيباً منطقياً. ولوحظ أن ترتيب العتبة الأولى والثانية في جميع المفردات يحمل قيماً سالبة، فيما عدا المفردة ٢٠ فهي

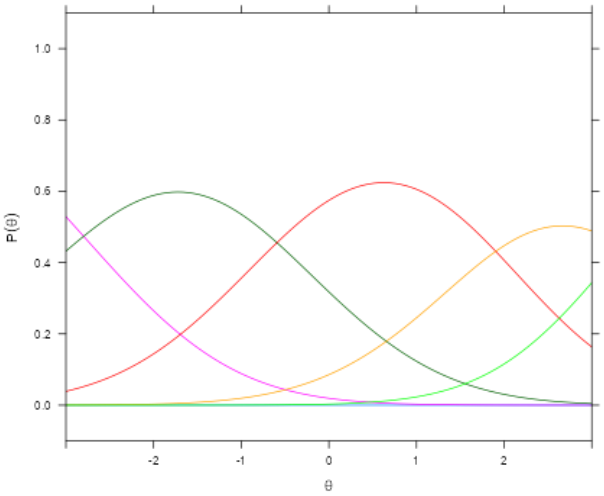
تسلك سلوكاً ايجابياً في العتبة الثانية. ولم يلاحظ أن انعكاسات في سلوك العتبات مما يسهل عملية التفسير للاستجابات المباشرة على المفردات. وقد لوحظ أن جميع الأفراد تنزع في استجابة دائماً في السلوك الاستجابي على جميع المفردات إذ كانت العتبة الرابعة هي العتبة الأعلى مقارنة بعتبة الرفض (العتبة الأولى). وقد كانت منحني خصائص المعلومات للعتبات لكل مفردة على النحو التالي:



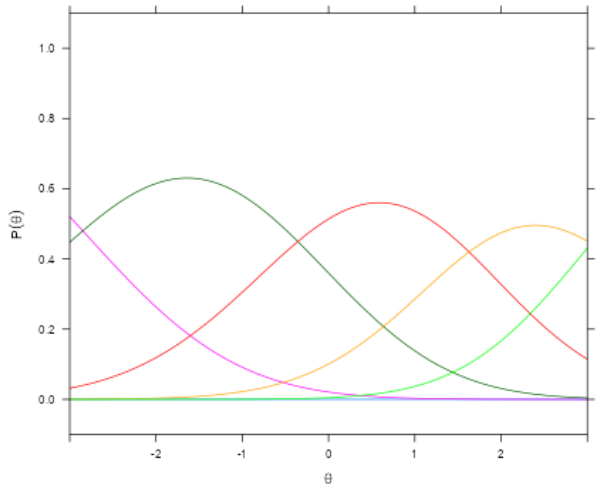
شكل (٤): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٢.



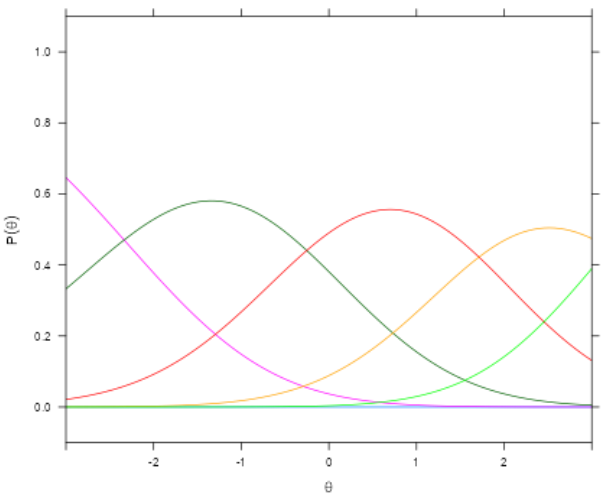
شكل (٥): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٤.



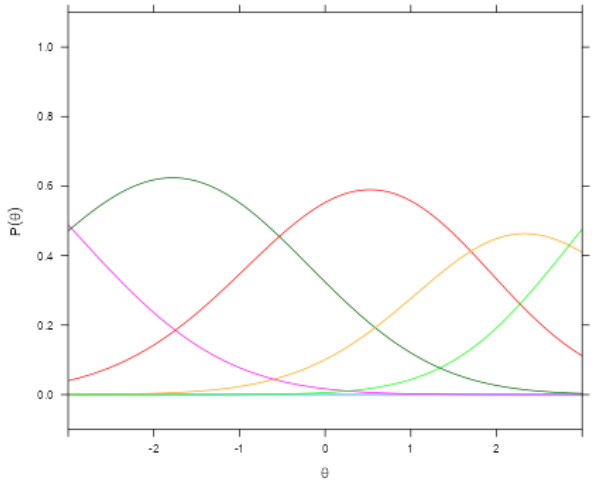
شكل (٦): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٥.



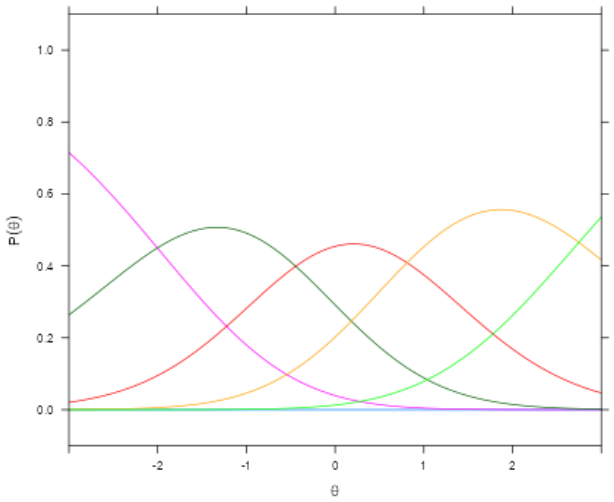
شكل (٧): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٩.



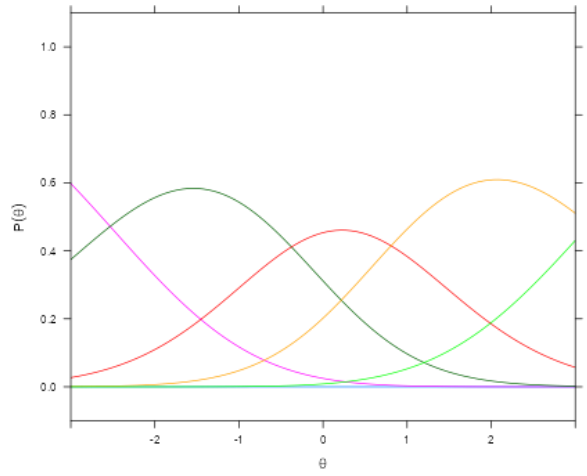
شكل (٨): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ١٠.



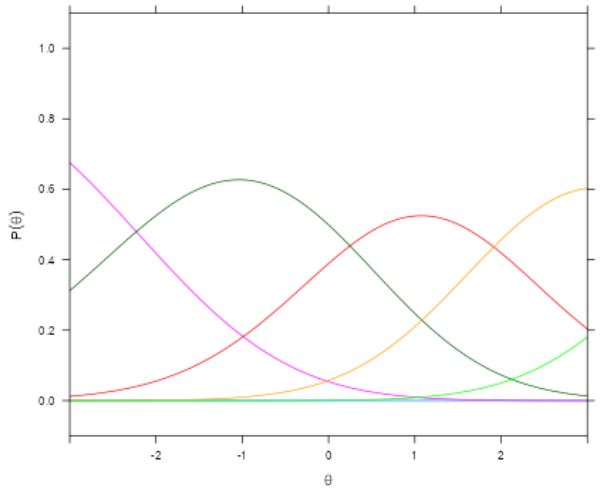
شكل (٩): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ١١.



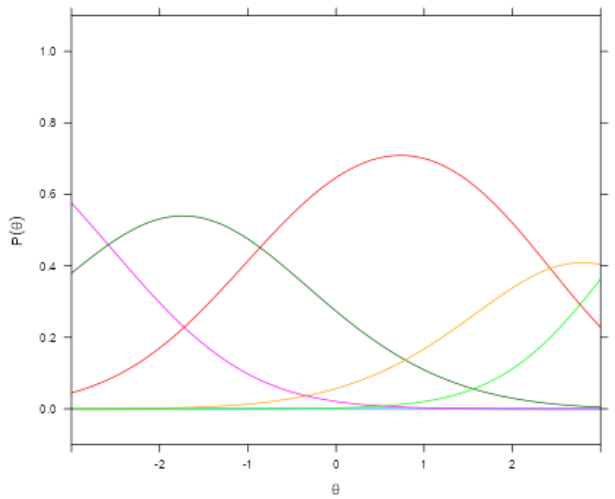
شكل (١٠): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ١٧.



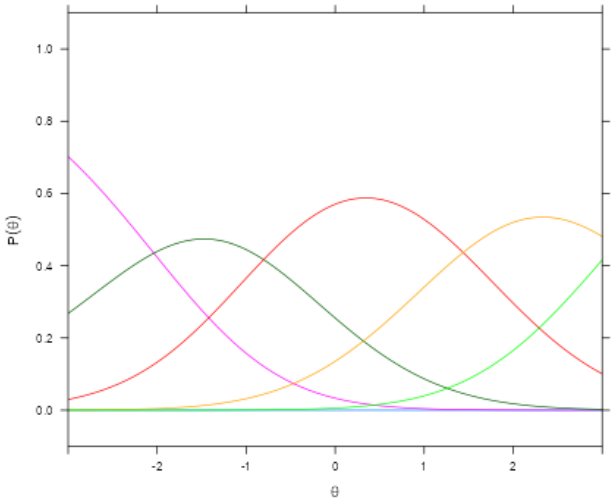
شكل (١١): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ١٨.



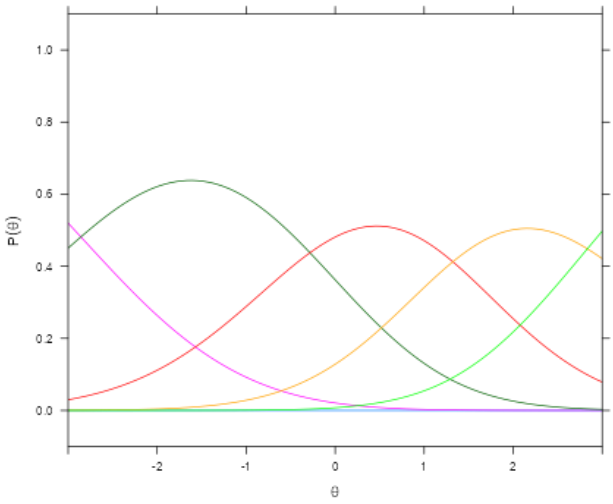
شكل (١٢): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٢٠.



شكل (١٣): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٢٢.



شكل (١٤): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٢٣.



شكل (١٥): منحنى الخصائص المميزة للمفردة ٢٤.

اتضح أن المفردات التي يتساوى لها مؤشرات Infit و Outfit بالواحد الصحيح تكون المماس للمنحنيات متوازية وأن السمة تتوزع بصورة جيدة في عرض معلوماتها مثل المفردة ٩ ولكنها تعاني من تشوش في الصياغة الداخلية فقد تحرك بصورة طفيفة في مؤشر Infit عن الواحد بفاصل ٠.٠٠٢ في حين أن المفردة ٦ تكون منحنى المعلومات لاستجابة غالباً تزايدي وأعلى قيمة وأقلهم قيمة هو منحنى دائماً في حين أن منحنى المعلومات لاستجابة أبداً تناقصياً عند قدرة تساوي صفر، ويكون منحنى نادراً ملتو التواءً موجباً، وتتبعها في ذلك الأداء المفردات ٧ و١٠ و ١١.

رابعاً: مؤشر مطابقة الأشخاص:

بلغ مؤشر ثبات انفصال الأشخاص على السمة الكامنة للمقياس القيمة ٠.٩٠٣ وهي قيمة دالة احصائياً للعينة الكلية التي أجري عليها التحليل والتي بلغ عددها ٣٢٠. وبعد استبعاد الأشخاص (العينة النهائية بعد الفصل والاستبعاد ١٣١ حالة) الذين زادت قيم مؤشرات المطابقة Infit and outfit عن ١.٥ ازداد مؤشر ثبات الأفراد فوصل إلى قيمته ٠.٩٤٢ وهي قيمة دالة احصائياً. والجدول ٣ يعطي مؤشرات تلخيصية للسمة الكامنة (قدرة الأشخاص بعد الفصل) ومؤشرات المطابقة.

جدول (٣): مؤشرات تلخيصية بمؤشرات انفصال الأشخاص.

	Global score	Latent trait	Infit	Outfit
N	131	131	131	131
Missing	--	--	--	--
Mean	49.9	.185	.911	.914
Median	51	.291	.933	.971
Std	15.8	2.12	.418	.418
Min.	18	-6.08	.0216	.0203
Max.	90	6.75	1.42	1.42
Kurtosis	-.313	1.73	-.464	-.454
Shapiro-wilk (sig.)	.985 (.164)	.943 (.000)	.953 (.000)	.951 (.000)

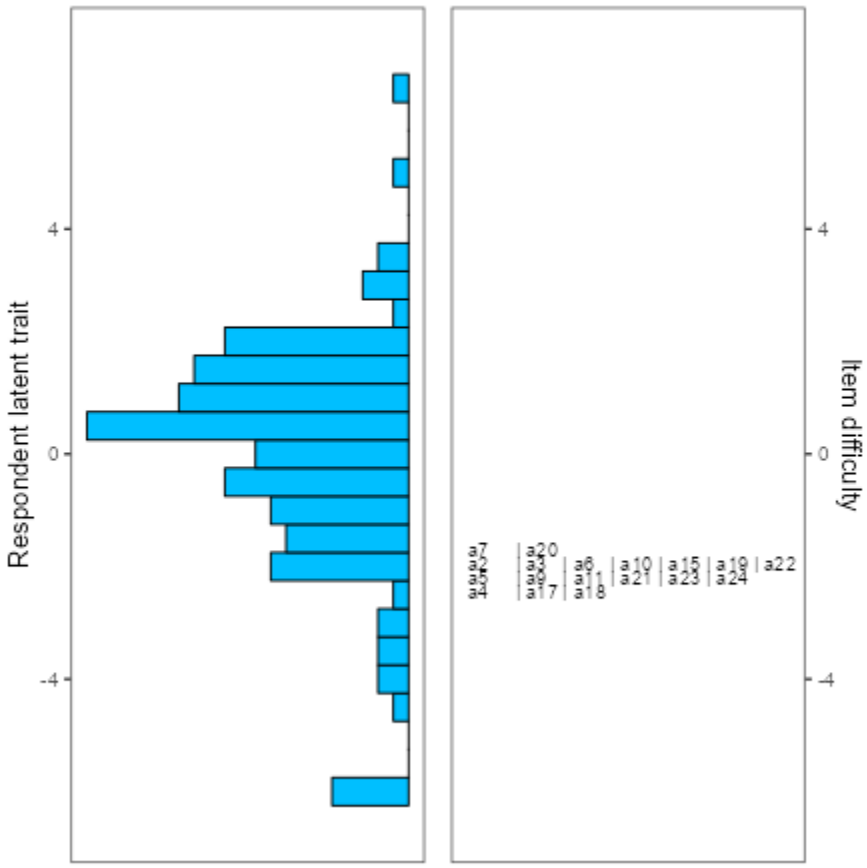
تراوحت مؤشرات المطابقة لانفصال الأشخاص في مؤشر Infit بين ٠.٠٢١٦ إلى ١.٤٢ وقد لوحظ أن الأشخاص طبقا للحد الأدنى لهذه القيمة تميل إلى فهم المفردات بطريقة معينة، أو الاستجابة بطريقة غير متوقعة وبالرجوع إلى صياغات المفردات الواردة في صورة المقياس اتضح أنها تحتوي على بعض الغموض منها في مفردة أن المتعلم يعمل حتى ١١:٥٩ من الليل، فبعض المتعلمين قد يميل إلى السهر أكثر من ذلك، كما أن بعض صياغات المفردات تميل إلى النفي المزدوج (نفي باستخدام أداة بالإضافة إلى صيغة سلبية للمفردة)، كما أن بعض المفردات تعكس سمات كامنة للتسويف قد ترتبط بطبيعة الشخصية وهذا هو السبب في انخفاض الحد الأدنى لهذه

المؤشر في ضوء بيانات الأشخاص بعد الاستبعاد. كما أن مؤشر Outfit تراوحت قيمته بين ٠.٠٢٠٣ إلى ١.٤٢ ويلاحظ من قيم الحد الأدنى له أن بعض الأشخاص في فهمها كانت دون المستوى المسموح به في نطاق قبول المؤشر، وهذا قد يشير إلى غموض السمة الكامنة المقاسة وأنها قد تحتاج إلى مزيد من التخصيص في عبارات صريحة توضح جوانب للتسويف الأكاديمي أكثر دقة.

والمتأمل في الدرجة الكلية للصورة المختصرة على المقياس global score اتضح أنها قيمة اعتدالية في ضوء مؤشر شابيرو ويلك، وتراوحت قيمة الدرجة على الصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي بين ١٨ درجة إلى ٩٠ درجة بمتوسط حسابي ٤٩.٩ ووسيط ٥١ درجة بانحراف معياري ١٥.٨ وهي قيمة عالية مما يعني اتساع الفروق الفردية على الدرجة الكلية لنطاق قياس التسويف الأكاديمي. بالإضافة إلى هذا فقد اتضح أن السمة الكامنة Latent trait أو ما يطلق عليه القدرة تتراوح بين – ٦.٠٨ إلى ٦.٧٥ وهي قيمة غير مقبولة من الناحية الإحصائية إذ أن القدرات المسموح بها احصائياً تتراوح بين ±٢.٥، ولكن من الناحية السيكولوجية هذا مؤشر لاتساع الفروق الفردية على السمة الكامنة المقاسة أو على قدرة الطلاب على المقياس، فهي تعني أن المقياس قدم مسحاً لشريحة متنوعة القدرة من التسويف الأكاديمي وأظهرت تفاوت الفروق الفردية بين الأفراد على سمة التسويف الأكاديمي. كما أن مؤشر الانحراف المعياري للسمة الكامنة أو لقدرة الطلاب بلغ ٢.١٢ وهي قيمة عالية بما يؤكد بطريقة أخرى وجود فروق فردية على السمة الكامنة للأشخاص. ولكن مؤشر شابيرو ويلك للاعتدالية والذي أكد عدم اعتدالية البيانات فقد يعطي انطباعا عن وجود بعض التطرف في درجات الطلاب على السمة الكامنة وهذا ما توضحه خريطة رايت (شكل ١٦) من وجود أعمدة مرتفعة أعلى وأسفل يسار الخريطة مما يعني وجود تطرف سلبي وايجابي في السمة الكامنة على المقياس، ولكن التركيز الأكبر يتضح أعلى درجات السمات الكامنة من الصفر عنه في السمات التي قلت عن الصفر، وهذا يعطي انطباعاً إلى حساسية المقياس لفرز السمات الكامنة المتوسطة.

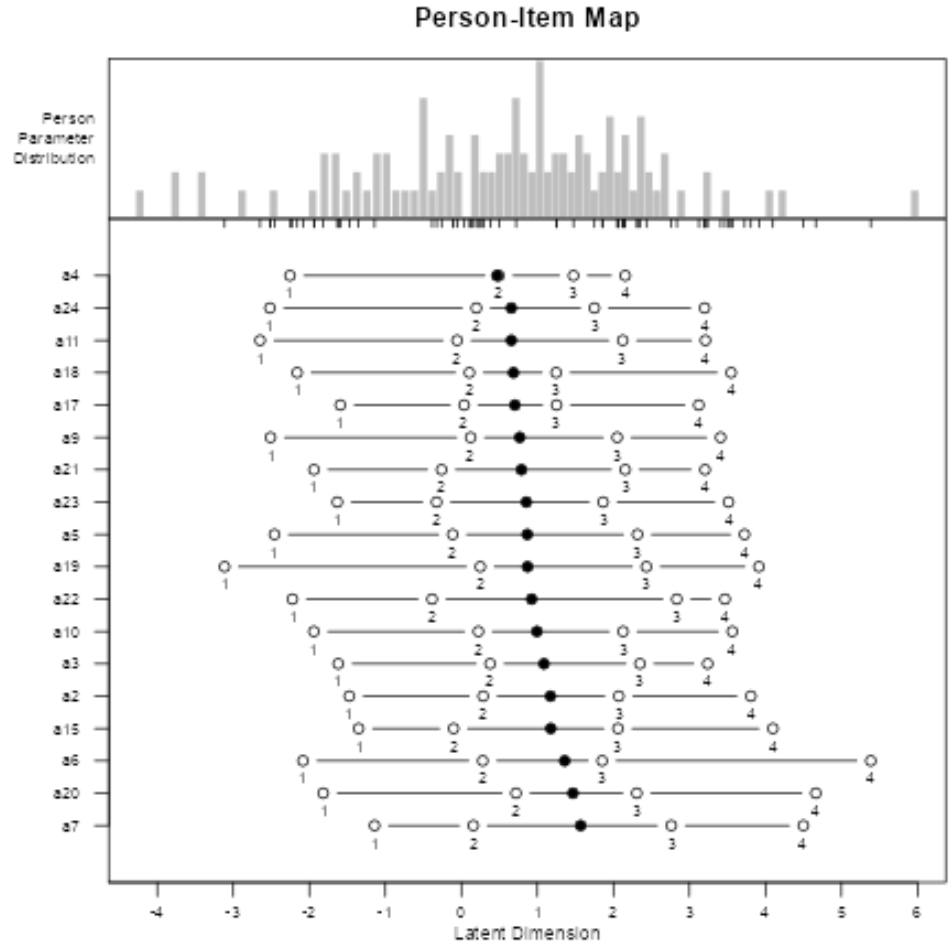
خامساً: مطابقة المفردات والأشخاص:

يعطي المخرج في نموذج أندريش للاستجابة الكامنة متعددة الاستجابات رسم توضيحي يطلق عليه خرائط الأشخاص والمفردات والمعروفة باسم خريطة رايت Wright map بوضوح كيف تتداخل المفردات ذات الصعوبات الأعلى تدريجياً مع مستويات هؤلاء الأشخاص الذين تم تقييمهم على السمة الكامنة. ويمكن استخدام كلا المقياسين (الأشخاص والمفردات) لتحديد ما إذا كانت الصعوبة للمفردة مناسبة لعينة الأشخاص. وإذا كانت العينة مناسبة فيجب أن يكون هناك تداخل كبير في الخريطة مما يشير إلى أن المفردات المكونة للصورة المختصرة من المقياس والناتجة من تحليل نموذج أندريش لتقييم موضوعات ذات مستويات مختلفة من المرونة (Arias González et al., 2015).



شكل (١٦): خريطة رايت لملائمة صعوبة المفردة والسمة الكامنة للأشخاص.

واتضح من شكل ١٦ أن الاستجابة الكامنة للسمة لقدرات الأفراد تتمحور في المنطقة بين الدرجات –٤ إلى ٤ بينما معظم المفردات تتمحور في المنطقة تحت مستويات الصعوبة صفر إلى وهذا يشير إلى أن المفردات تقيس الأداءات التي تشير إلى التسويف الأكاديمي بطريقة مرنة حيث إن معاملات الصعوبة سالبة وتتركز على قدرات سالبة في خريطة رايت في الجزء الايسر المشير إلى أداء الأشخاص بما يعطينا انطباعاً عن أن الصورة المختصرة للمقياس قادرة على المرونة في رصد أقل الفروق الفردية في التسويف الأكاديمي. وفيما يلي خريطة توزيع المفردات والمعلومات للأفراد.



شكل (١٧): خريطة توزيع المفردات والمعلومات للأفراد.

تراوحت قيم قدرات الأشخاص المستجيبين على المقياس في صورته المختصرة بين – ٦.٠٨ إلى ٦.٧٥ وهي قيمة متفاوتة الفترة مما يعني اتساع مدى الفروق الفردية للأرفاد في استجاباتهم أو نزعتهم وموقفهم من التسويف الأكاديمي، وكان الانحراف المعياري لقيمة القدرة ٢.١٢ وهي قيمة أعلى من المتوسط. واتضح من مؤشر Infit للأشخاص يتراوح بين ٠.٠٢ إلى ١.٤٢ بمتوسط حسابي ٠.٩١ بينما تراوحت قيمة مؤشر Outfit للأشخاص ٠.٠٢ إلى ١.٤٢ بمتوسط حسابي بلغت قيمته ٠.٩٠ وكلا متوسطي القيمتين تدل على مطابقة كبيرة.

سادساً: تحقق العامل العام للصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي:

أجرى التحليل العاملي التوكيدي لمفردات الصورة المختصرة الناتجة من تحليل نظرية الاستجابة للمفردة متعددة الاستجابة PIRT بنموذج سلم التقدير لأندريش، وذلك على العينة النهائية (ن= ١٣١) بعد استبعاد الأفراد غير الصادقة. وقد أجري التحليل باستخدام الطريقة الافتراضية للتحليل. وكانت مؤشرات المطابقة على النحو المبين في جدول ٤.

جدول (٤): مؤشرات المطابقة لنموذج التحليل العاملي للصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي (ن= ١٣١).

X^2	df	P-value	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA 90% CI	
							Lower	upper
236	135	.000	.947	.940	.037	.076	.059	.092

جاءت مؤشرات المطابقة مقبولة في ضوء مؤشرات CFI, TLI, SRMR, RMSEA بينما أسفرت نتائج التحليل لمؤشر مربع كاي عن سوء مطابقة بسبب حساسيته لحجم العينة، وفيما يلي تشبعات المفردات على العامل العام كما يتبين في جدول ٥.

جدول (٥): تشبعات مفردات الصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي على العامل العام.

Items	loadings	SE	Z	P
2	.881	.082	10.71	.000
3	.828	.085	9.79	.000
4	.989	.094	10.47	.000
5	.707	.079	8.92	.000
6	.803	.077	10.50	.000
7	.829	.076	10.89	.000
9	.829	.080	10.38	.000
10	.828	.082	10.11	.000
11	.808	.080	10.07	.000
15	.892	.080	11.14	.000
17	1.032	.087	11.87	.000
18	.948	.083	11.41	.000
19	.793	.071	11.20	.000
20	.779	.077	10.07	.000
21	.907	.080	11.41	.000
22	.824	.071	11.54	.000
23	.959	.080	12.05	.000
24	.830	.085	9.79	.000

جاءت تشبعات المفردات على العامل العام مرتفعة وتراوحت بين ٠.٧٠٧ إلى ١.٠٣٢ وقد لوحظ أن أداء العينة على المفردة ١٧ كان متضخم التشبع عن الواحد الصحيح بما يعطي انطباعاً بأنها مفردة محورية تفسر الجانب السلوكي للتسويف الأكاديمي، حيث نصت صياغة المفردة ١٧ "عندما يتم تكليفي بمهمة ما، عادةً ما أضعها جانبًا وأنسيها حتى يحين موعدها تقريبًا" وبالتالي فأداء المفردة على العتبات الفارقة الأولى والرابعة كان متشابهاً مع اختلاف اشارته، بمعنى أن العينة تنزع أو تميل في الأداء على الاستجابة بالديمومة والندرة مقارنة بعتبة الرفض الفارقة، وهذا يدل على مزاجية العينة وارتباط التسويف بالحالة المزاجية أو الوجدانية أو أنها سمة شخصية لدى الطلاب حديثي الانتماء بالجامعة إذ أنها سمة مميزة للأداء لطلاب الثانوية العامة. وبالرغم من هذا إلا أن المفردة لم تظهر أداءً تمييزياً لدى ذوي التسويف المرتفع والمنخفض، مما يعني أنها تصف أداء واضحاً سلوكياً صريحاً. وقد أجرى الباحث التحقق من صدق البنية الناتجة من نظرية الاستجابة للمفردة (نموذج أندريش) للتأكد من تحقق العامل العام، حتى لا تكون البروفيلات الكامنة في حالة

تعدد السمات الكامنة في البنية العاملية يعطي نتائج متحيزة كما أشار Tesio et al. (2024).

سابعاً: الدالة التمييزية Differential item functioning (DIF) لبنية مقياس التسويف الأكاديمي:

تم الاعتماد على أسلوب تحليل البروفيلات الكامنة Latent profile analysis، لتصنيف العينات الفرعية للتسويف الأكاديمي. وأسلوب تحليل البروفيلات الكامنة هو عبارة عن مدخل لتقسيم المتغير الكامن إلى فئات (مجموعات في ضوء السمة الكامنة). ويركز تحليل البروفيلات الكامنة على تحديد المجموعات الفرعية الكامنة داخل مجتمع ما بناءً على مجموعة معينة من المتغيرات؛ وبالتالي يفترض تحليل الملف الشخصي الكامن أنه يمكن تصنيف الأشخاص بدرجات متفاوتة من الاحتمالات إلى فئات لها نفس ملفات تعريف تكوينية مختلفة للسمات الشخصية أو البيئية (Spurk et al., 2020). وهو منهج يركز على الشخص، ويتسم بالمقارنة اعتمادا على التحليل التقليدي من خلال عدم الحاجة إلى تجميع نظري مسبق، فهو يضع الأفراد في مجموعات فرعية منفصلة اعتمادا على تشابه مؤشراتهم المستمرة، لالتقاط مجموعات فرعية متجانسة في مجتمع غير متجانس (Demir et al., 2023)، ويعتبر وسيلة لاكتساب فهم أعمق للعينات. وقد يوفر معرفة أعمق بكيفية تشكيل مهارات معينة في مجموعات فرعية مختلفة اعتمادا على درجات المجال الفرعي، ويمكن استخدامه لتحسين السياسات التعليمية المتعلقة بمجال معين (Demir et al., 2023). وتحليل الملف الشخصي الكامن هو استراتيجية تحليلية حظيت باهتمام متزايد في العلوم التنظيمية في السنوات الأخيرة. وهو مدخل يعتمد على تصنيف الفئات لنمذجة المتغيرات الكامنة، ويركز على المجموعات السكانية الفرعة الكامنة داخل مجتمع ما بناء على مجموعات معينة من المتغيرات. ويمكن افتراض أن تحليل الملف الشخصي الكامن يمكن أن يصنف الأشخاص بدرجات متفاوتة من الاحتمالات إلى فئات (مجموعات سكانية فرعية) (Spurk et al., 2020)، ويطلق عليه بعض التسميات المترادفة مثل: تحليل الملفات الشخصية الفئات أو المجموعات

أو تحليل التجمعات (Wang & Hanges, 2011)، وتكون لها سمات تكوينية مختلفة للسمات الشخصية أو البيئية أو كليهما. ومثل فئات للنماذج المتغيرة الكامنة تسمح بتمثيل شحيح للبنيات في شكل مجموعات، ويتسم الفئات الناجمة من تحليل البروفيلات الكامنة أنها تحليلات لمجموعات فرعية متجانسة الفروق الفردية في السمة المقاسة داخل المجموعات، كما أنه أسلوب احصائي يتبع تحليل التجمعات أو ما يطلق عليه في علم النفس التحليل العنقودي (Dai et al., 2024). وبالنظر إلى تلك الفئات أو التجمعات فهي سمات طبيعية للمعرفة بسبب كفاءتها وبساطتها. وتعتبر فئات التصنيف المشتقة من نماذج المتغيرات الكامنة الفئوية ذات معنى من الناحية المفاهيمية لتطوير تصنيفات قائمة على البيانات لمتغير ما (Spurk et al., 2020). وينتج التحليل باستخدام تحليل البروفيلات الكامنة LPA عضوية للأفراد في ضوء الملف الكامن للسمة المقاسة كمتغير اسمي غير ملحوظ يتم توليده في ملف البيانات ببرنامج التحليل Jamovi. وتتسم LPA بالعديد من المزايا مقارنة بأسلوب تحليل التجمعات التقليدي غير الكامن بأنه (Magidson & Vermunt, 2002): ١) يم تصنيف الأفراد إلى مجموعات بناء على احتمالات العضوية المقدرة مباشرة من النموذج، و٢) قد تكون المتغيرات مستمرة أو فئات (اسمية، أو ترتيبية)، أو أعداداً، أو أي مزيج أخر، و٣) يمكن استخدام التركيبة السكانية والمتغيرات المشتركة الأخرى لوصف الملف الشخصي. وتعرف تكوينات المتغيرات المختلفة نوعياً باختلافات الشكل بين الملفات الشخصية (على سبيل المثال بعض المؤشرات للملفات الشخصية لها مستويات عالية نسبياً أعلى من متوسط العينة وبعضها الأخر لديها مستويات منخفضة نسبياً أقل من متوسط العينة في ملف تعريف واحد والعكس في ملف تعريف أخر). وتعرف أيضاً التكوينات المختلفة كمياً للمتغيرات باختلاف المستوى بين الملفات الشخصية (على سبيل المثال جميع مؤشرات الملفات لشخصية لها مستويات عالية نسبياً أعلى من متوسط العينة في ملف تعريف واحد ومستويات منخفضة نسبياً أقل من المتوسط في ملف تعريف أخر).

ويرى Alhadabi et al. (2023) أن أفضل عينة لضمن جودة لمطابقة مؤشرات نموذج LPA هي عينة تتراوح بين ١٠٠ إلى ٢٠٠ حالة كي يمكن الثقة في مؤشرات النموذج. ويمكن الحكم على مطابقة نموذج تحليل البروفيلات الكامنة في ضوء المؤشرات الاتية:

١. مؤشر Akaike information criterion (AIC) وهي مؤشر المعلومات القائم على الأرجحية اللوغاريتمية وعدد المعالم، ولا يعتمد هذا المؤشر على حجم العينة. والقيمة الأقل للمؤشر تعطي انطباعا بمطابقة أفضل. ويعد هذا المؤشر حساسا لعدد ملفات التعريف مع العينات الصغيرة نسبياً والأصغر من ٥٠٠ حالة أو عند إيجاد عدد ملفات تعريف نادرة غير موجودة بالفعل (Morgan, 2015). ويعطي المؤشر تقديرات مبالغة متحيزة لعدد ملفات الشخصية الأساسية (McLachlan et al., 2019). ويعتبر مؤشر دقيق كدالة في العدد الدقيق للفئات في النمذجة المختلطة (Morgan, 2015).

٢. مؤشر Bayesian information criterion (BIC) أو معيار المعلومات البيزاني لـ Schwarz (1978). وهي مؤشر المعلومات القائم على الأرجحية اللوغاريتمية وعدد المعالم، ولا يعتمد هذا المؤشر على حجم العينة (Tofighi & Enders, 2008). وتعطي القيمة الأدنى للمؤشر مطابقة أفضل. وهو مؤشر اتساق يعطي نموذج ذات احتمالية أعلى مع زيادة حجم العينة (Morgan, 2015). وقد يبالغ المؤشر في تقديراته لعدد الملفات الشخصية ذات المؤشرات موزعة توزيعاً غير اعتدالياً (Morgan et al., 2016). ويوف المؤشر معلومات لكل من نماذج الاختيار بأعداد متفاوتة من الفئات والاختيار بين النماذج المتنافسة التي يتم تحديد معلماتها بشكل مختلف مثل القيود المفروضة على مصفوفات التغاير (Morgan, 2015). وعندما يكون قيمة Log n أكبر من ٢، فإن مؤشر BIC يفرض قيوداً أكثر صرامة على احتمالية النموذج بالنسبة لمؤشر AIC مما يقلل أيضاً من ميل الباحثين إلى المبالغة في تقدير عدد الفئات. وفي ظل ظروف حجم العينة الأصغر وجد أن

مؤشر BIC يميل إلى التقليل من عدد الفئات باستخدام أحجام عينة تتراوح بين ٣٠٠ إلى ٤٠٠ فرد (Tofighi & Enders, 2008). ويتفوق مؤشر BIC بشكل عام على جميع المؤشرات الأخرى القائمة على المعلومات بما في ذلك AIC ومؤشر أكيك المتسق CAIC وSSBIC (Nylund et al., 2007).

ومن الناحية النظرية مؤشر AIC هو الأمثل بمعنى تقليل متوسط خطأ مربع التنبؤات، في حين أن المقياس المنافس له هو معيار المعلومات البيزاني BIC ومعيار أكيك المتسق CAIC والذي يميل إلى اختيار النموذج الحقيقي بزيادة حجم العينة إلى مالا نهاية (Brewer et al., 2016). ويؤدي اختيار مؤشر AIC إلى نماذج لها تقديرات أقل تحيزاً للمعالم، ويعتبر معيار أكيك للمعلومات AIC أساسيا في الاختيار بين النماذج المتنافسة (Acquah, 2013).

٣. مؤشر Sample size-adjusted BIC (SABIC)، وهو معيار المعلومات البيزاني مع مزيد من التعديل لحجم العينة. والقيمة الأقل للمؤشر تعطي مطابقة أفضل. ويعد مؤشر دقيق (Morgan, 2015)، وقد يعطي تقديرات مبالغاً فيها لعدد ملفات الشخصية خاصة في حالة المؤشرات الموزعة بشكل غير طبيعي (Morgan et al., 2016). وبالنسبة لجميع المعايير القائمة على المعلومات تشير القيم الأقل نسبيا إلى نماذج ذات مطابقة أفضل على الرغم من أنه قد لا يتم التقليل من جميع المعايير لنفس النموذج (Muthén & Muthén, 2010).

٤. مؤشر Consistent AIC (CAIC) وتشير إلى أن هذا المؤشر له أداء أفضل من مؤشر AIC في حالة العينات الكبيرة (Acquah, 2013). وعند المقارنة بين عدد فئات متعددة يفضل النموذج ذو القيمة الأقل لمؤشر CAIC، وتشير القيمة المنخفضة للمؤشر إلى مقارنة أفضل بين مطابقة النموذج والتعقيد. ومع ذلك فإن قيم CAIC نفسها لا توفر مقياساً مطلقاً لجودة المطابقة أو كفاية النموذج إنما يتم استخدامها كمعيار نسبي لمقارنة

النماذج. ويعد هذا المؤشر مفيداً في حالة المواقف التي يكون فيها حجم العينة صغيراً إذ يتحرر هذا المؤشر من تعقيد النموذج الذي يؤثر على مؤشر AIC الذي يتأثر بصغر حجم العينة.

٥. مؤشر Entropy ويستخدم للإشارة إلى الدرجة التي يمكن بها تمييز الفئات الكامنة من خلال البيانات والنماذج، وهو مقياس نسبي يحده الصفر وواحد صحيح كقيمة عظمى تشير إلى تحديد أدق للفئات (Muthen, 2004). هو مؤشر يشير إلى القدرة الاجمالية لنموذج المختلط لاستعادة ملفات تعريف منفصلة جيداً (Celeux & Soromenho, 1996). ويتراوح قيمة المؤشر بين صفر إلى الواحد الصحيح، وتشير إلى تصنيف أكثر دقة عندما تقترب قيمة المؤشر من الواحد الصحيح ولا يوجد حد أدنى متفق عليه لقيمة المؤشر المقبولة (Morgan, 2015). وأشار أن قيمة Entropy الأقل من ٠.٦٠ تعني أن ٢٠% من الافراد قد تم تصنيفهم بشكل خاطئ، في حين أن قيمة Entropy الأعلى من ٠.٨٠ تعني أن ٩٠% من الأفراد قد تم تصنيفهم بدقة (Zhang et al., 2021).

ولم يعتمد الباحث في هذه الدراسة على إيجاد الدالة التمييزية عبر الجنس إذ أن تفاوت العينة بعد استبعاد الأفراد غير الصادقة كان كبيراً لصالح عينة الاناث، كما أن تفاوت الطلاب في الشعب العلمية والأدبية، والشعب التربوية والشعب النوعية (فنية وموسيقية) كان متفاوتاً بدرجة ملحوظة، وبالتالي لجأ الباحث إلى إيجاد تصنيف أكثر تجانساً في ضوء عينات غير متجانسة عن طريق تحليل LPA. وفيما يلي تصنيفات البروفيلات الكامنة على النحو المبين بجدول ٦.

جدول (٦): فئات تحليل البروفيلات الكامنة لمتغير التسويف الأكاديمي لدى عينة الدراسة (ن= ١٣١).

Class	LogLik	AIC	BIC	CAIC	SABIC	Entropy	Mean (SE)	Variance (SE)	P-value
واحدة	-547	1098	1104	1106	1097	1.000	35.2 (3.26)	132.6 (29.79)	.000
اثنين	-544	1099	1111	1115	1098	.708	57.7 (1.91)	132.6 (28.79)	.000
ثلاث	-546	1101	1118	1124	1099	.505	76.7 (6.08)	89.9 12.97	.000

اتضح من جدول ٦ النتائج أن حجم العينة النهائي للتحليل بعد استبعاد المفردات والأشخاص غير الصادقة والتي وصلت إلى ١٣١ حالة قد استوفيت جميع المعايير، مما يدل على كفاية حجم العينة كما أشارت Alhadabi et al. (2023). وأسفرت نتائج جدول أن مؤشر Entropy كانت قيمته أعلى ما يمكن في حالة فئتين للتصنيف المتجانس للتسويف الأكاديمي، حيث إن قيمته اقتربت من الواحد الصحيح. في حين كان كانت قيمة مؤشرات مطابقة المعلومات AIC أقل في فئتين للتصنيف، منه في الثلاث فئات. وكان مؤشر BIC والمعدل SABIC ومؤشر البيزاني المتسق CAIC للفئتين أقل منه في الثلاث فئات تصنيفية متجانسة مما يعني تفوق نموذج الفئتين،

والدالة التمييزية تشير على الحالة التي يكون فيها لمجموعات مختلفة من الأفراد الذين لديهم نفس مستوى القدرة الأساسية احتمالات مختلفة لتأييد فئة استجابة معينة على عنصر ما. ويتم تحديد مجموعتين من الأفراد التي تتم مقارنتهم، وتعتبر المجموعة المرجعية خط الأساس أو المجموعة الضابطة، بينما تمثل المجموعة المحورية focal مجموعة فرعية مختلفة ذات اهتمام وعادة يكون المجموعة التي تتسم بالتسويف الأكاديمي الواضح وإذا تم العثور على فروق دالة احصائيا بين المجموعتين فهذا يفسر التمييز للمفردة وأنها تعمل مختلف عبر المجموعتين وربما بسبب عوامل مثل تحيز المفردة، أو الاختلافات الثقافية، أو اللغوية، أو تأثيرات أخرى. وقد استخدم اختبار Hommel لإجراء الدالة التمييزية إذ يستخدم للتحكم في معدل الخطأ العائلي familywise error rate الناجم عن العتبات الفارقة، ويمكن تحديد الفرضية

الصفرية والبديلة لكل عتبة تتم مقارنتها وتفترض فرضية العدم عدم وجود تمييز مما يشير إلى عتبات متشابهة عبر المجموعات، بينما الفرضية البديلة تشير إلى وجود تمييز بين المجموعتين مما يشير إلى أن العتبات مختلفة بين المجموعات، ويوفر قيمة تصحيحية للدلالة. ويجب أن يأخذ التفسير المحدد للدالة التمييزية في الاعتبار سياق المفردة والمصادر المحتملة للتحيز أو اختلافات المجموعتين.

اعتمد الباحث على تصنيف الفئتين. وأختار الباحث اختيار Membership بعد تحديد عدد الفئات باثنين، فقام البرنامج بتصنيف التسويف الأكاديمي إلى فئتين أحدهما مرتفع التسويف الأكاديمي، وقد بلغ نقطة القطع له ٥٧.٧ درجة في ضوء الدرجة الكلية للتسويف الأكاديمي، أي أن الحاصلة على ٥٧.٧ درجة فأكثر، بينما بلغت نقطة القطع لفئة منخفض التسويف ٣٥.٢ درجة أي أن المنخفض في التسويف الأكاديمي يعد حالاً على ٣٥.٢ درجة فأقل. وقد استخدم الباحث أمر الدالة التمييزية للبيانات الترتيبية DIF for ordinal data وذلك بعد إعادة تكويد الفئات لتصبح Binary (0,1) بمعنى يعطى مرتفع التسويف الدرجة واحد صحيح باعتبارها Focal group ومنخفض التسويف أعطي الكود صفر. وكانت النتائج على النحو المبين بجدول ٧.

جدول (٧): الدالة التمييزية للمفردات الرتبية للصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي (ن= ١٣١).

Items	Statistics	P	Adj. P
2	2.253	.324	.813
3	.731	.694	.813
4	7.537	.023	.346
5	3.913	.141	.763
6	1.353	.508	.813
7	2.348	.309	.813
9	1.518	.468	.813
10	4.191	.123	.738
11	26.498	.000	.001
15	3.593	.166	.813
17	4.690	.096	.678
18	9.337	.009	.150
19	2.316	.314	.813
20	1.778	.411	.813
21	1.957	.376	.813
22	2.122	.346	.813
23	.413	.813	.813
24	11.080	.004	.067

أسفرت النتائج بجدول ٧ عن قدرة تمييزية للمفردات (٤، ١١، ١٨، ٢٤) إذ أنها تستطيع التفرقة بين المجموعتين (مرتفعي ومنخفضي التسويف الأكاديمي)، ولكن بالدالة التصحيحية لاختبار Hommel فقط كانت المفردة ٤ دالة احصائيا فقد بما يعني أنها تحيز العتبات الفارقة كما أنها احتملت جوانب منفية في الصياغة لفظا وموضوعاً في أكثر من موضع وقد يكون سبب تشتت لكلا المجموعتين أو لمجموعة دون الأخرى أو استحضر تجربة انفعالية من مرحلة الثانوية العامة. بينما باتت المفردات (١١، ١٨، ٢٤) صارمة من التحيز لأداء المجموعتين على الدرجة الكلية للمقياس.

المفردة ١١ وتنص على "من المفترض أن تتم دراسة الاختبارات في الايام السابقة فقط" فهي مفردة مبهمة إلى حد ما غير مفهوم المقصود منها، وبالتالي فهي بحاجة إلى تعديل بالإضافة إلى أن الصعوبة −٢.٢٤ فهي منخفضة أي أن المفردات سهلة، بينما المسافة بين العتبات الفارقة شبه متساوية.

المناقشة والتعليق

جاء من تقدير العتبات لكل مفردة بنفس التسلسل الذي طرح به الباحث تدريج الاستجابة (أبداً، نادراً، أحياناً، غالباً، دائماً). ولم يلحظ أي عتبات معكوسة لأي مفردة، كما لوحظ أن المسافات بين العتبات متقاربة مما يعني أن نفس تواجد الاستجابات بين السمة تلبي السمة، ولكن دون تكافؤ إذ أن الاستجابات ليست جميعها متزايدة في النمط المطروح في شكل ٢. وقد تناقصت عدد العتبات المتعاقبة في المسافة في المفردة ٢٢ مما يعني أن سلوك الاستجابة كان متشابهاً في استجابات دائماً وغالباً.

وقد لوحظ من الخريطة Wright map تركز الاستجابات في السمات الكامنة للقدرة بدرجة أعلى من الصفر كما يتضح في النص الايسر من الشكل ١٦، بينما تتركز معظم صعوبات المفردة في الجزء السالب لكل من الصعوبة (يمين شكل ١٦)، وتركيز المفردات في الجزء السالب من القدرة (مقارنة الجزء الأيمن بالأيسر من شكل ١٦). هذا يعكس أن قدرات الأفراد كانت ضعيفة أي أنها تعكس تسويف مرتفع في ضوء منحنى القدرة بشكل ١٦، أما المفردات التي تتركز في المنطقة الأقل من الصفر فهذا يعكس أن المفردات حساسة للدرجة الأقل من السمة. ويوصي الباحث بضرورة إضافة عبارات تكون أكثر عمقاً لقياس التسويف المرتفع كي يكون المقياس متكافئ من الناحية السيكومترية لحساسيته لكلا السمتين مرتفعة ومنخفضة.

لوحظ من شكل ١٧ أن المفردة السادسة تتسع لمدى أوسع من الفروق الفردية حيث كان مدى المفردة يتراوح بين −٢ إلى ٥.٥ وهو مدى متسع كما بالرسم. بالإضافة إلى أن مدى القدرة للأفراد بعد الانفصال تراوح بين −٦.٠٨ إلى ٦.٧٥ وهي قيم متضخمة من الناحية الإحصائية وقد تكون غير مقبولة إذ يتراوح المدى المقبول

للقدرة بين ±٢.٥، ولكنه الخلاصة السيكولوجية إلى أن السمة المقاسة هي سمة متضخمة لدى الطالب بالفرقة الأولى نظراً لاعتماديته بالمرحلة الثانوية على الدروس الخصوصية، والملخصات وغيرها من الأساليب التي جعلته يسوف أدائه من ناحية، بالإضافة إلى أن تغير اللوائح لكلية التربية وضم السنوات الأربعة لإعداد المعلم في ثلاث سنوات نظرية الأمر الذي رفع من حالة دراسة خمس مواد بالفصل الدراسي إلى حد ١٣ مادة دراسية في بعض الشعب المتخصصة، بما فيها من مواد عملية جعل المتعلم أمام ضيق الوقت، كما أن سفر الطالب لمحل الكلية كل يوم جعل أمامه من ضيق الوقت ما يستذكر فيه دروسه، الأمر الذي جعله يرتب أولويات في الاستذكار لمواد دون الأخرى ايهاماً منه أنه استطاعته الالمام بالمحتوى الدراسي في وقت معين.

وأمكن للدراسة تصنيف العينة في ضوء تحليل الملفات الكامنة في التسويف الأكاديمي إلى مجموعتين متجانستين (مرتفع ومنخفض التسويف الأكاديمي) للتحقق من الدالة التمييزية في أداء المفردات في قياس السمة الكامنة عبر المجموعتين. واتضح وجود أربع مفردات لها أداء يميز بين كلا المجموعتين، بمعنى أن أداء كل مجموعة مختلف عن الأخرى من خلال تلك الأداءات السلوكية التي تقيسها، وهذا ليس راجعاً لنواحي سيكولوجية فحسب، وإنما بسبب طبيعة الاستجابة المختلفة للعبارات بصورة عامة، أو أن الشريحة العمرية المخاطبة لها المفردة غير مفهومة، وباستخدام اختبار Hommel لتلاشي الفروق بين العتبات عبر المتكافئة، فقد صححت أثر تلك الفروق عبر مفردة واحدة. وعليه يمكن الخلوص بأنه يمكن استبعاد المفردة المتحيزة عند القياس للتسويف الأكاديمي للطلبة، أو إعادة صياغة المفردة (١١) بحيث تضم جوانب لا يختلف عليها أداء تلك المجموعتين. وقد يكون التحيز الناجم بسبب مشكلة استقلالية المحل فقد تخلص منها الباحث عن طريق رفع نقطة القطع التي قبل في ضوئها التشبع على التحليل العاملي الاستكشافي لتحري العامل العام للتحقق من الأحادية كأحد شروط نموذج أندريش للتدريج، وبالتالي تخلص الباحث من المفردة السلبية التي كانت قد انتجت عامل أخر بجانب العامل العام التي

يتجمع عليه المفردات السلبية وهي تلك المشكلة التي أسماها عبد الناصر عامر (٢٠١٥) بتأثير الطريقة.

ويمكن استخلاص بعض النتائج من تطبيق الدراسة منها:

أ. السمة المقاسة للتسويف الأكاديمي ترتبط ببعض نواحي الشخصية، والانفعالية لدى المتعلمين خصوصاً وأنه تم استبعاد ما يقرب من ثلثي العينة في انفصال المفردات والأشخاص للوصول إلى الصورة المختصرة التي يمكن تعميمها.

ب. مقياس التسويف الأكاديمي له درجة حساسية للأداءات التسويفية والتأجيل بدرجة عالية وقادر على كشف أدنى الاداءات على حساب أداءات التسويف العليا.

ج. يتسم الصورة المختصرة للمقياس بقدرة تمييزية عالية إلا في أداء مفردة ١١ لها قدر من التحيز لإحدى المجموعات.

د. يتسم الصورة المختصرة بقدر عال من الصدق والثبات بدرجة كبيرة يمكن تعميها على طلاب كليات التربية المصرية.

وتعاني الدراسة من عدة محددات هي أن تفاوت حجم العينة يحول دون إجراء الفروق بين الجنسين، أو إجراء الدالة التمييزية للتعرف على تمايز الفروق في أداء المفردات في تمييزها للاستجابات بين الجنسين. وتوصي الدراسة بصياغة مقياس أخر يحتوي عبارات تكون حساسة للأداء العالي للتسويف الأكاديمي وتكون قادرة على فرز الأفراد ذي القدرات العالية في التسويف الأكاديمي، كما توصي الدراسة عند استخدام المقياس المختصر الناتج من الدراسة تعديل صياغة المفردة ١١ كي تكون إيجابية ولا تحمل الغموض، أو تشتت القارئ، أو أنها تجعله يميل بطريقة معينة إلى فهم المقصود منها بتحيز. كما توصي الدراسة في ضوء النتائج بتفعيل دور المرشد الأكاديمي بكليات التربية لحل مشكلات الطلاب الاكاديمية والتي أدت إلى التسويف الأكاديمي وما يترتب عليه من طلاب مهددين بعضهم بالفشل الأكاديمي.

المراجع

عبد الناصر السيد عامر. (٢٠١٥). فحص تأثيرات الطريقة في مقياس تقدير الذات لروسينبرج: اختبار أبنية عامليه متنافسة. المجلة المصرية للدراسات النفسية، ٢٥(٨٨)، ١- ٣٢.

محمد نايف أبو عكر ومحمود علي موسى. (٢٠٢٣). تطوير مقياس النوموفوبيا في ضوء استخدامات الذكاء الاصطناعي لدى عينة من الشباب .مجلة العلوم المتقدمة للصحة النفسية والتربية الخاصة، ٥، ٢٤٩- ٢٨٢.

محمود علي موسى. (٢٠١٩). اختبار الفروض في الإحصاء الاستدلالي. الأردن: دار السواقي العالمية.

Acquah, H. (2013). On the comparison of Akaike information criterion and consistent Akaike information criterion in selection of an asymmetric price relationship: Bootstrap simulation results. AGRIS on-line Papers in Economics and Informatics, 5(1), 3-9.

Alhadabi, A., Al-Harthy, I., Aldhafri, S., & Alkharusi, H. (2023). Want-to, have-to, amotivation, grit, self-control, and tolerance ambiguity among university students: latent profile analysis. BMC psychology, 11(1), 260.

Alharbi, B. A., Ibrahem, U. M., Moussa, M. A., Abdelwahab, S. M., & Diab, H. M. (2022). COVID-19 the gateway for future learning: The impact of online teaching on the future learning environment. Education Sciences, 12(12), 917.

Ali Moussa, M., & Khretan Alenezi, A. (2022). Predictive Accuracy of Social Comparison, Five Big Factors of Personality on Mood Contagion among Social Networking Users of Universities students. European Online Journal of Natural and Social Sciences, 11(3), pp-470.

Andrich, D. (1978a). A rating formulation for ordered response categories. Psychometrika, 43, 561-573.

Andrich, D. (1978b). Relationships between the Thurstone and Rasch approaches to item scaling. Applied Psychological Measurement, 2(3), 451-462.

Andrich, D. (1985). An elaboration of Guttman scaling with Rasch models for measurement. Sociological methodology, 15, 33-80.

Andrich, D. (1988). The application of an unfolding model of the PIRT type to the measurement of attitude. Applied psychological measurement, 12(1), 33-51.

Andrich, D. (2011). Rating scales and Rasch measurement. Expert review of pharmacoeconomics & outcomes research, 11(5), 571-585.

Andrich, D. (2013). An expanded derivation of the threshold structure of the polytomous Rasch model that dispels any "threshold disorder controversy". Educational and Psychological Measurement, 73(1), 78-124.

Andrich, D. (2016). Accounting for local dependence with the Rasch model: the paradox of information increase. J Appl Meas, 17, 262-82.

Andrich, D., & Marais, I. (2019). A course in Rasch measurement theory. Measuring in the educational, social and health sciences, 41.

Andrich, D., & Van Schoubroeck, L. (1989). The General Health Questionnaire: a psychometric analysis using latent trait theory. Psychological medicine, 19(2), 469-485.

Andrich, D., De Jong, J. H. A. L., & Sheridan, B. E. (1997). Diagnostic opportunities with the Rasch model for ordered response categories. Applications of latent trait and latent class models in the social sciences, 59, 70.

Araya-Castillo, L., Burgos, M., González, P., Rivera, Y., Barrientos, N., Yáñez Jara, V., ... & Sáez, W. (2023). Procrastination in university students: A proposal of a theoretical model. Behavioral Sciences, 13(2), 128.

Arias González, V. B., Crespo Sierra, M. T., Arias Martínez, B., Martínez-Molina, A., & Ponce, F. P. (2015). An in-depth psychometric analysis of the Connor-Davidson

Resilience Scale: calibration with Rasch-Andrich model. Health and quality of life outcomes, 13, 1-12.

Celeux, G., & Soromenho, G. (1996). An entropy criterion for assessing the number of clusters in a mixture model. Journal of classification, 13, 195-212.

Codina, N., Castillo, I., Pestana, J. V., & Valenzuela, R. (2024). Time perspectives and procrastination in university students: exploring the moderating role of basic psychological need satisfaction. BMC psychology, 12(1), 5.

Dai, S., Vo, T. T., Kehinde, O. J., He, H., Xue, Y., Demir, C., & Wang, X. (2021, September). Performance of polytomous IRT models with rating scale data: An investigation over sample size, instrument length, and missing data. In Frontiers in Education (Vol. 6, p. 721963). Frontiers Media SA.

Dai, Y., Zheng, Y., Hu, K., Chen, J., Lu, S., Li, Q., & Xiao, J. (2024). Heterogeneity in the co-occurrence of depression and anxiety among adolescents: Results of latent profile analysis. Journal of Affective Disorders, 357, 77-84.

Demir, C., French, B. F., & Hand, B. (2023). Cross-cultural critical thinking profiles: A multigroup latent profile analysis. Thinking skills and creativity, 48, 101286.

Díaz-Morales, J. F., & Ferrari, J. R. (2014). More time to procrastinators: The role of time perspective. In Time perspective theory; Review, research and application: Essays in honor of Philip G. Zimbardo (pp. 305-321). Cham: Springer International Publishing.

Díaz-Morales, J. F., & Ferrari, J. R. (2014). More time to procrastinators: The role of time perspective. In Time perspective theory; Review, research and application: Essays in honor of Philip G. Zimbardo (pp. 305-321). Cham: Springer International Publishing.

Ferrari, J. R. (1991). Compulsive procrastination: Some self-reported characteristics. Psychological reports, 68(2), 455-458.

Ferrari, J. R., Johnson, J. L., McCown, W. G., Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Martin, T. R. (1995). Dimensions of perfectionism and procrastination. Procrastination and task avoidance: Theory, research, and treatment, 113-136.

Ferrari, J. R., & Díaz-Morales, J. F. (2014). Procrastination and mental health coping: A brief report related to students. Individual differences research, 12(1), 8-11.

Ferrari, J. R., & Roster, C. A. (2018). Delaying disposing: Examining the relationship between procrastination and clutter across generations. Current Psychology, 37, 426-431.

Ferrari, J. R., O'Callaghan, J., & Newbegin, I. (2005). Prevalence of procrastination in the United States, United Kingdom, and Australia: arousal and avoidance delays among adults. North American Journal of Psychology, 7(1).

Finch, H., & French, B. F. (2019). A comparison of estimation techniques for IRT models with small samples. Applied Measurement in Education, 32(2), 77-96.

González-Brignardello, M. P., & Sánchez-Elvira Paniagua, Á. (2023). Dimensional structure of MAPS-15: validation of the multidimensional academic procrastination scale. International Journal of Environmental Research and Public Health, 20(4), 3201.

Hagell, P. (2014). Testing rating scale unidimensionality using the principal component analysis (PCA)/t-test protocol with the Rasch model: the primacy of theory over statistics. Open Journal of Statistics, 4(6), 456-465.

Hartanto, F. K., Gunardi, I., Kurniawan, A., Sidharta, A. J., & Ghani, W. M. N. (2024). Development and validation of Indonesian version of OHIP-49 questionnaire using Rasch model. In Quality Improvement in Dental and Medical Knowledge, Research, Skills and Ethics Facing Global Challenges (pp. 17-23). CRC Press.

Junça Silva, A., Neves, P., & Caetano, A. (2024). Procrastination is not only a “thief of time”, but also a thief of happiness:

It buffers the beneficial effects of telework on well-being via daily micro-events of IT workers. International Journal of Manpower, 45(1), 89-108.

Kerriche, A. (2024). Psychometric Evaluation of the Social Phobia Inventory (SPIN) in Algeria: A Comprehensive Approach Utilizing Network Analysis, Confirmatory Factor Analysis, and the Polytomous Rasch Model. Assessment, 10731911241239772.

Kooren, N. S., Van Nooijen, C., & Paas, F. (2024). The Influence of Active and Passive Procrastination on Academic Performance: A Meta-Analysis. Education Sciences, 14(3), 323.

Lee, K. W., & Lee, H. (2024). Validation of the Korean version of the impact of event scale-revised in disaster victims using the Rasch model. Asia Pacific Journal of Social Work and Development, 1-15.

Lina, M., Yang, L., & Qing, G. (2023). The mediating effect of achievement motivation on mindfulness and procrastination behavior of nursing students: A correlational study. Medicine, 102(12), e33327.

Ma, X., Li, Z., & Lu, F. (2023). The influence of stressful life events on procrastination among college students: multiple mediating roles of stress beliefs and core self-evaluations. Frontiers in psychology, 14, 1104057.

Magidson, J., & Vermunt, J. K. (2002). A nontechnical introduction to latent class models. Statistical Innovations white paper, 1, 15.

Marais, I., & Andrich, D. (2008). Formalizing dimension and response violations of local independence in the unidimensional Rasch model. J Appl Meas, 9(3), 200-15.

Mariyati, L. I., Hazim, H., Handoko, P. E. W., & Oltinboyevich, J. K. (2023, April). Validating an Academic Procrastination Scale Through Rasch Analysis. In International Conference on Advance Research in Social and Economic Science (ICARSE 2022) (pp. 322-333). Atlantis Press.

Martín-Antón, L. J., Almedia, L. S., Sáiz-Manzanares, M. C., Álvarez-Cañizo, M., & Carbonero, M. A. (2023). Psychometric properties of the academic procrastination scale in Spanish university students. Assessment & Evaluation in Higher Education, 48(5), 642-656.

McCloskey, J. D. (2011). Finally, my thesis on academic procrastination. Faculty of the Graduate School. The University of Texas at Arlington. https://rc.library.uta.edu/uta-ir/bitstream/handle/10106/9538/McCloskey_uta_2502M_11260.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Mccloskey, J., & Scielzo, S. (2015). Finally!: The development and validation of the academic procrastination scale. Experiment Finding, (March). https://doi.org/10.13140/RG.2.2.23164.64640

McLachlan, G. J., Lee, S. X., & Rathnayake, S. I. (2019). Finite mixture models. Annual review of statistics and its application, 6, 355-378.

Meng, X., Pan, Y., & Li, C. (2024). Portraits of procrastinators: A meta-analysis of personality and procrastination. Personality and Individual Differences, 218, 112490.

Meurer, A. M., & Costa, F. (2023). In Search of Social Acceptance: Self-Reported Academic Behaviors and Social Desirability in the Business Area. Advances in Scientific & Applied Accounting, 16(2).

Morgan, G. B. (2015). Mixed mode latent class analysis: An examination of fit index performance for classification. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 22(1), 76-86.

Morgan, G. B., Hodge, K. J., & Baggett, A. R. (2016). Latent profile analysis with nonnormal mixtures: A Monte Carlo examination of model selection using fit indices. Computational Statistics & Data Analysis, 93, 146-161.

Moussa, M. A. (2021). Assessing the Construct and Convergent Validity of Trait Meta-mood Scale among Suez Canal university Students during Corona Pandemic. Faculty of Education in Ismailia, 2, 49, 19-32.

Muhson, A., Mulyani, E., Susilowati, N., Alwi, A. C., & Prilanita, Y. N. (2024). Student academic procrastination in online and offline learning. Technium Soc. Sci. J., 53, 182.

Muthén, B. O. (2004). Mplus technical appendices (Version 3). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

Muthén, B. O., & Muthén, L. K. (2010). Mplus: User's guide (6th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.

Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study. Structural Equation Modeling, 14, 535–569.

Prawitasari, T., & Suhendri, S. (2024). The Influence of internal locus of control on academic procrastination among students at SMA Negeri 9 Semarang. Quanta Journal, 8(2).

Schwarz, G. (1978) Estimating the dimension of a model. The Annals of Statistics, 6, 461–464.

Sparfeldt, J. R., & Schwabe, S. (2024). Academic procrastination mediates the relation between conscientiousness and academic achievement. Personality and Individual Differences, 218, 112466.

Spurk, D., Hirschi, A., Wang, M., Valero, D., & Kauffeld, S. (2020). Latent profile analysis: A review and "how to" guide of its application within vocational behavior research. Journal of vocational behavior, 120, 103445.

Tesio, L., Caronni, A., Simone, A., Kumbhare, D., & Scarano, S. (2024). Interpreting results from Rasch analysis 2. Advanced model applications and the data-model fit assessment. Disability and Rehabilitation, 46(3), 604-617.

Tofighi, D., & Enders, C. K. (2008). Identifying the correct number of classes in growth mixture models. In G. R. Hancock & K. M. Samuelson (Eds.), Advances in latent variable mixture models (pp. 317–341). Greenwich, CT: Information Age.

Wang, M., & Hanges, P. J. (2011). Latent class procedures: Applications to organizational research. Organizational Research Methods, 14(1), 24-31.

Yang, X., Zhu, J., & Hu, P. (2023). Perceived social support and procrastination in college students: A sequential mediation model of self-compassion and negative emotions. Current Psychology, 42(7), 5521-5529.

Zhang, Y., Xiong, Y., Yu, Q., Shen, S., Chen, L., & Lei, X. (2021). The activity of daily living (ADL) subgroups and health impairment among Chinese elderly: a latent profile analysis. BMC geriatrics, 21, 1-13.

Zhao, Y., Meng, D., Ma, X., Guo, J., Zhu, L., Fu, Y., & Mu, L. (2024). Examining the relationship between bedtime procrastination and personality traits in Chinese college students: the mediating role of self-regulation skills. Journal of American College Health, 72(2), 432-438.

Zhu, F. (2023). The Positive and Negative Aspects of Procrastination in College Students. Journal of Education, Humanities and Social Sciences, 10, 203-208.

مقياس التسويف الأكاديمي

يهدف المقياس إلى قياس سلوك التسويف والمماطلة في المهام الاكاديمية وتقدير الميل الموقفي لتأخير السلوكيات الاكاديمية ويرتبط بزيادة المشاركة في سلوكيات التجنب التي تقوض الأهداف الأكاديمية، وانخفاض كفاءة الذات. والمطلوب منك عزيزي المتعلم/ المتعلمة اختيار الاستجابة المناسبة من خمسة نقاط استجابة أمام كل عبارة بما يعكس استجابتك.

م	العبارة	دائماً	غالباً	أحياناً	نادراً	أبداً
١	أميل لتخصيص وقتًا لمراجعة عملي وتدقيقه					
٢	أؤجل المشاريع حتى اللحظة الأخيرة					
٣	لقد وجدت نفسي أنتظر حتى اليوم السابق لبدء مشروع كبير					
٤	أعلم أنه يجب على العمل في الواجبات المدرسية، لكنني لا أفعل ذلك					
٥	عند العمل في الواجبات المدرسية، عادةً ما يتم تشتيت انتباهي بأشياء أخرى					
٦	أضيع الكثير من الوقت في أشياء عديمة الجدوى					
٧	يتشتت انتباهي بأشياء أخرى أكثر متعة عندما كان من المفترض أن أعمل في واجباتي المدرسية					
٨	أركز على الواجبات المدرسية بدلاً من الانحرافات الأخرى					
٩	لا أستطيع التركيز على واجباتي المدرسية أو مشاريعي لأكثر من ساعة حتى يتشتت					

	انتباهي					
١٠	مدى انتباهي للعمل المدرسي قصير جدًا					
١١	من المفترض أن تتم دراسة الاختبارات في الايام السابقة فقط					
١٢	أشعر أنني مستعد مسبقًا لمعظم الاختبارات					
١٣	إن "الحشو" والدراسة في اللحظة الأخيرة هي أفضل طريقة أدرس بها من أجل الاختبار الكبير					
١٤	أقوم بتخصيص الوقت حتى لا أضطر إلى "الحشو" في نهاية الفصل الدراسي					
١٥	أنا أدرس فقط في الليلة التي تسبق الامتحانات					
١٦	إذا كان الواجب مستحقًا في منتصف الليل، فسأعمل عليه حتى الساعة ١١:٥					
١٧	عندما يتم تكليفي بمهمة ما، عادةً ما أضعها جانبًا وأنسيها حتى يحين موعدها تقريبًا					
١٨	عادةً ما يصرفني الأصدقاء عن واجباتي المدرسية					
١٩	أجد نفسي أتحدث مع الأصدقاء أو العائلة بدلاً من العمل في الواجبات المدرسية					
٢٠	في عطلات نهاية الأسبوع، أخطط للقيام بالواجبات المنزلية والمشاريع، لكني أتشتت وأقضي وقتي مع الأصدقاء					

٢١	أنا أميل إلى تأجيل الأشياء لليوم التالي					
٢٢	لا أقضي الكثير من الوقت في دراسة المواد المدرسية حتى نهاية الفصل الدراسي					
٢٣	كثيرًا ما أجد نفسي أؤجل المواعيد النهائية المهمة					
٢٤	إذا لم أفهم شيئًا ما، فعادةً ما أنتظر حتى الليلة السابقة للاختبار لمعرفة ذلك					
٢٥	أقرأ الكتاب المدرسي وأراجع الملاحظات قبل الحضور إلى الفصل والاستماع إلى محاضرة أو معلم					

الصورة المختصرة لمقياس التسويف الأكاديمي

يهدف المقياس إلى قياس سلوك التسويف والمماطلة في المهام الاكاديمية وتقدير الميل الموقفي لتأخير السلوكيات الاكاديمية ويرتبط بزيادة المشاركة في سلوكيات التجنب التي تقوض الأهداف الأكاديمية، وانخفاض كفاءة الذات. والمطلوب منك عزيزي المتعلم/ المتعلمة اختيار الاستجابة المناسبة من خمسة نقاط استجابة أمام كل عبارة بما يعكس استجابتك.

م	العبارة	دائماً	غالباً	أحياناً	نادراً	أبداً
٢	أؤجل المشاريع حتى اللحظة الأخيرة					
٣	لقد وجدت نفسي أنتظر حتى اليوم السابق لبدء مشروع كبير					
٤	أعلم أنه يجب على العمل في الواجبات المدرسية، لكنني لا أفعل ذلك					
٥	عند العمل في الواجبات المدرسية، عادةً ما يتم تشتيت انتباهي بأشياء أخرى					
٦	أضيع الكثير من الوقت في أشياء عديمة الجدوى					
٧	يتشتت انتباهي بأشياء أخرى أكثر متعة عندما كان من المفترض أن أعمل في واجباتي المدرسية					
٩	يتشتت انتباهي إذا عملت أكثر من ساعة على واجباتي المدرسية أو مشاريعي					
١٠	مدى انتباهي للعمل المدرسي قصير جدًا					
١١	من المفترض أن تتم الاستعداد للاختبارات في الايام السابقة فقط					
١٥	أنا أدرس فقط في الليلة التي تسبق الامتحانات					
١٧	عندما يتم تكليفي بمهمة ما، عادةً ما أضعها جانبًا					

	وأنسيها حتى يحين موعدها تقريبًا					
١٨	عادةً ما يشغلني ويصرفني الأصدقاء عن واجباتي المدرسية					
١٩	أجد نفسي أتحدث مع الأصدقاء أو العائلة بدلاً من العمل في الواجبات المدرسية					
٢٠	في عطلات نهاية الأسبوع، أخطط للقيام بالواجبات المنزلية والمشاريع، لكني أتشتت وأقضي وقتي مع الأصدقاء					
٢١	أميل إلى تأجيل الأشياء لليوم التالي					
٢٢	أخصص وقت ضئيل لدراسة المواد المدرسية حتى نهاية الفصل الدراسي					
٢٣	كثيرًا ما أجد نفسي أؤجل المواعيد النهائية المهمة					
٢٤	إذا لم أفهم شيئًا ما، فعادةً ما أنتظر حتى الليلة قبل الاختبار لمعرفة ذلك					

رؤيتنا

أن نكون دورية علمية متميزة متخصصة في نشر المقالات والبحوث التربوية والنفسية. نسعى إلى التميز في نشر الفكر التربوي المتجدد والمعاصر، والإنتاج العلمي ذي الجودة العالية للباحثين في مجالي: التربية وعلم النفس، بما يعكس متابعة المستجدات، ويحقق التواصل بين النظرية والتطبيق.

رسالتنا

نشر وتأصيل الثقافة العلمية بين المتخصصين في المعاهد والمؤسسات العلمية المناظرة والمختصين من التربويين في الميدان التربوي من المعلمين والقيادات التربوية والباحثين، والارتقاء بمستوى الأداء في مجال التدريس والبحث العلمي من خلال نشر الأبحاث المبتكرة وعرض الخبرات الإبداعية ذات الصلة بهذا المجال، وإيجاد قنوات للتواصل والتفاعل بين أهل التخصصات المختلفة في الميدان التربوي على المستوى المحلي، والعربي، والدولي، مع تأكيد التنوع والانفتاح والانضباط المنهجي، ومتابعة الاتجاهات العلمية والفكرية الحديثة في المجال التربوي ونقلها للأوساط التربوية في مستوياتها المختلفة بغرض المساهمة في صناعة المعرفة.

سياستنا

إتاحة فرص للنشر والتداول على المستويات المحلية، والإقليمية، والقومية، وذلك للإنتاج العلمي للباحثين على اختلاف درجاتهم وتخصصاتهم، وللتجارب الناجحة للممارسين في الميدان التربوي.والعمل على تنويع الإنتاج المنشور ليجمع بين الفكر والتنظير، والتجارب الفعلية والممارسات الأدائية.واتخاذ الإجراءات اللازمة، والتواصل مع الجهات المعنية لنقل المنشور من الأوراق إلى ميدان العمل.والحرص على الوضوح والمصداقية والتواصل الدائم مع الباحثين والمؤسسات والميدان التربوي.