تكافؤ القياس بين الجنسين لمقياس جودة الحياة الأكاديمية لدى طلبة الجامعة في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة

ليلى طوخي

أستاذ مساعد – جامعة أم القرى

ملخص البحث:

يهدف البحث إلى التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة للبيانات المستمدة من استجابات الطلاب على مقياس جودة الحياة الأكاديمية، كما استهدف البحث التحقق من وجود مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعيةلمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء بارامترات التمييز، بالإضافة إلى التحقق من وجود مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء دالة المعلومات. وللتحقق من هذه الأهداف قامت الباحثة بتوليد (52) مفردة لقياس جودة الحياة الأكاديمية، وتطبيقها على عينه عشوائية من طلبة مرحلة البكالوريوس بلغت (428) طالباً وطالبة، كما تم التحقق من صدق المقياس وتحليل مفرداته وفق نموذج الاستجابات المتدرجة، وتم التحقق من ثباته. كما تمت مقارنة الدالة المعلوماتية لمفردات كل عامل من العوامل السبعة المستخرجة من التحليل العاملي لدى مجموعتي الذكور والإناث كل على حدة والمجموعتين معا، وخلصت إلى وجود (32) مفردة ناتجة من تكافؤ القياس بين مجموعتي الذكور والإناث.

الكلمات المفتاحية: جودة الحياة الأكاديمية – تكافؤ القياس – نموذج الاستجابة المتدرجة – نظرية الاستجابة للمفردة.

Measurement equivalence between genders of the quality of academic life scale among university students in the item response theory

Layla Tokhi
Assistant professor - Umm Al-Qura University

Abstract

The research aims to verify the assumptions of the item response theory for data derived from students' responses to the Academic Quality of Life scale. The research also aimed to verify the existence of items with a differential function between the sexes in the sub-factors of the Academic Quality of Life scale in light of the discrimination parameters, in addition to verifying the existence of items with a differential function between the sexes in the sub-factors of the Academic Quality of Life scale in light of the information function. To verify these objectives, the research generated (52) items to measure the academic quality of life, And applied to a random sample of undergraduate students amounting to (428) male and female students the validity of the scale was verified and its items were analyzed according to the graded response model, and its stability was verified. Then compared the information function of the items of each of the seven factors extracted from the factor analysis for the male and female groups separately and the two groups together, and concluded that there were (32) items resulting from the equivalence of measurement between the male and female groups.

Key words: Quality of academic life, Measurement equivalence, the graded response model, Item response theory.

مقدمـة:

تعتبر المرحلة الجامعية من أهم المراحل التي يمر بها الطالب في حياته، إذ لا تقتصر أهميتها على اكتساب المعرفة الأكاديمية فحسب، بل تتعدى ذلك لتشمل تطوير الشخصية، وتعزيز المهارات الأساسية التي يحتاجها في مسيرته الحياتية. كما أنها توفر له بيئة لبناء العلاقات الاجتماعية التي تؤدي دوراً حاسماً في تحقيق النجاح المهني.

كما يواجه طلاب الجامعات العديد من التحديات والمشكلات الشخصية والاجتماعية والنفسية التي قد تنجم من عدم تلبية احتياجاتهم، الأمر الذي يؤدي إلى ضعف رغبتهم وقدرتهم على الاستمرار في دراستهم، مما ينعكس سلباً على حالتهم النفسية والاجتماعية وعلى أدائهم الأكاديمي (إسماعيل وإبراهيم، 2006)، وبالتالي فإن الاهتمام بالطلاب ورعايتهم وتوفير بيئة جامعية محفزة وداعمة لهم، مع الالتزام بمعايير الجودة الأكاديمية، يعتبر خطوة أساسية لفهم طبيعة هذه المرحلة ومتطلباتها. وقد أصبحت جودة الحياة الأكاديمية في المرحلة الجامعية ضرورة تفرضها الضغوطات التي نعيشها، والتغيرات السريعة التي نواجهها، ويدعمها الحاجة الملحة إلى تطوير التعليم الجامعي والارتقاء به ليتماشى مع التوجهات العالمية التي يشهدها العالم من حولنا (أحمد، 2019، ص.530).

وفي الوقت الراهن، أصبحت جودة الحياة الأكاديمية Quality of Academic Life موضوعًا أساسيًا في الدراسات التربوية والنفسية نظرًا لأهميتها في تعزيز رفاهية الطلاب وتحفيزهم على التفوق الأكاديمي، وتشمل هذه الجودة جوانب متعددة من تجربة الطالب الجامعي، مثل التفاعل الاجتماعي، الدعم الأكاديمي، والرضا عن البيئة التعليمية بشكل عام (Wang & Degol, 2016)، كما يعد جودة الحياة الأكاديمية مفهوم متعدد ونسبي يختلف من شخص لآخر وفق المعايير التي يعتمدها الأفراد لتقويم تجاربهم الأكاديمية واحتياجاتهم، وغالباً ما تتأثر بعوامل كثيرة تلعب دوراً في تحديد مقومات جودة الحياة الأكاديمية (علي، 2013، ص.642). إذ يعرف الأبيض (2018) جودة الحياة بأنها شعور الفرد بالرضا عن الحياة والسعادة وتقدير نقاط القوة التي يمتلكها والشعور بمعنى الحياة المتوافقة والمتناغمة والتكامل بين الشعور الجيد والأداء الجيد. ويعرفها البنا وطاحون (2019، ص.284) بأنها منظومة متكاملة من الابعاد تعكس مشاعر الطالب وشعوره بالهناء والسعادة وطيب الحال والحياة الأكاديمية والوجدانية الأسرية والعائلية والزمنية وكيفية إدراك وإدارة الوقت. ويعرفها (Ryff et al., 2006, p.86) بأنها الشعور الايجابي بحسن الحال كما يرصد بالمؤشرات السلوكية التي تشير إلى ارتفاع معدلات رضا المرء عن ذاته، وعن حياته بصورة عامة وسعيه المستمر لتحقيق أهداف ذاتية مقدره وذات قيمة ومعنى بالنسبة له، واستقلاليته في تحديد اتجاه

مسار حياته والاستمرار في إقامة علاقات اجتماعية إيجابية متبادلة مع الآخرين، كما ترتبط جودة الحياة النفسية بكل من الإحساس العام بالسعادة والهدوء والاسترخاء النفسي. وتعتبر من المفاهيم الحديثة والضرورية التي تعكس قدرة الطالب على التكيف وشعوره بالرضا والارتياح في حياته الجامعية (الحسينان، ٢٠١٥، ص.١٨).

وقد سعت الدراسات لمعرفة الفروق بين الجنسين في جودة الحياة الأكاديمية، واختلفت نتائجها في وجود دراسات أشارت إلى أن هذه الفروق كانت لصالح الذكور، بينما أشارت دراسات أخرى أن الفروق كانت لصالح الإناث، على الرغم من عدم التأكد من أن مفردات المقياس المستخدم متحيزا لأي مجموعة من الجنس (ذكور أو إناث). وبالتالي فإنه يصبح من الضروري التحقق من تكافؤ القياس عبر مختلف الخصائص الديموغرافية مثل الجنس، وذلك ما أكده (Meredith & Teres, 2006) في دراسته حول أهمية تكافؤ القياس بين الجنسين في الأدوات النفسية، إذ أن عدم تكافؤ القياس يمكن أن يؤدي إلى استنتاجات خاطئة وتحليلات غير دقيقة. وعلى ضوء ذلك فتعد هذه الدراسة محاولة للتحقق من تكافؤ القياس بين الجنسين في قياس مكونات جودة الحياة الأكاديمية.

مشكلة البحث:

تعد جودة الحياة الأكاديمية إحدى أبعاد جودة الحياة الجامعية، حيث يشير أهانجر (Ahanger,2010) إلى أن جودة الحياة الأكاديمية للطالب تتمثّل في استثمار إمكاناته العقلية والإبداعية، وإثراء وجدانه، بهدف الوصول إلى الأهداف المرجوة. وأن توافر الشخصية القادرة على التفكير والنقد البناء، والقدرة على الإبداع مع الشعور بالمسؤولية تعتبر من أسس النمو الاجتماعي والتعليمي وتحقيق التنمية الشاملة. كما تعرفها العتيبي (٢٠١٤، ص.٢٥٨) على أنها معرفة الطالب للخبرات والمهارات التي يمتلكها، وتفاعل قدراته واستعداداته لإنتاج ما هو مفيد يسهم في تحسين حياته الجامعية، كما أن امتلاكه لصفات وأنماط سلوكية تمكنه من التكيف مع بيئته التعليمية يعد أمراً ضرورياً لتحقيق الجودة في مجاله الأكاديمي، وتعرفها بيدرو وآخرون (Pedro et al., 2016, p.295) على أنها شعور الطالب بالرضا عن تجربته الأكاديمية من خلال وجود المشاعر الإيجابية وغياب المشاعر السلبية. كما تعرفها حامد (٢٠١٨، ص.٢٧) بأنها استثمار القدرات العقلية والإبداعية للطالب وإثراء وجدانه من أجل تحقيق أهدافه، فالشخصية القادرة على التفكير النقدي البناء والإبداع تعتبر من أسس النمو الذاتي والاجتماعي والتعليمي، ويعرفها الزهراني (٢٠٢٠، ص.5) على أنها شعور الطالب بالرضا عن تجربته الأكاديمية، وقدرته على تلبية حاجاته الأكاديمية من خلال الدعم الأكاديمي والتخطيط الفعال لمستقبله، فهي تتضمن الرضا والدعم والكفاءة الأكاديمية، كما يعرفها صميلي (٢٠٢٠، ص.٢٨٠) على أنها شعور الطالب الجامعي

بالرضـــا والقبول في مســـيرته الجامعية لمختلف الخدمات التي تقدم له في المجالات الأكاديمية والنفسية، مما يسهم في تعزيز شعوره بالسعادة.

ومن جهة أخرى أشـارت دراسـة عبدالوهاب وآخرون (2022) إلى عدة دراسـات سـعت لمعرفة أثر الجنس في جودة الحياة بشـــكل عام أو جودة الحياة الأكاديمية على وجه الخصـــوص، وقد اختلفت نتائج هذه الدراسـات إذ أشـارت نتائج دراسـة عابدين والشـرقاوي (2016) إلى وجود فروق دالة إحصائياً في بعد أو أكثر من أبعاد جودة الحياة الأكاديمية في اتجاه الذكور، وتؤيد هذه النتيجة ما كشـفت عنه دراسـة كوباياسـي وآخرون (Kobayasi et al., 2018) حيث حصـل الذكور على درجات أعلى بفرق دال إحصـائياً من الإناث في إدارة الوقت، والصـحة النفسـية والجسـدية، ولم يظهر فروق دالة إحصـائياً بينهما في المرونة أو التعاطف. بينما أشـارت بعض الدراسـات إلى وجود فروق دالة إحصـائياً في بعد أو أكثر من أبعاد جودة الحياة الأكاديمية في اتجاه الإناث كما في دراسـة نعيسـة (٢٠١٢) التي سـعت فيها للكشـف عن جودة الحياة لدى طلبة جامعتي دمشـق وتشـرين في سـوريا، وكشـــفت النتائج عن فروق دالة إحصـــائياً في اتجاه الإناث في محوري الصـــحة العامة والحياة الأسـرية، بينما لا توجد فروق دالة إحصـائياً في جودة الحياة بشـكل عام ومحاور التعليم والدراسـة والعواطف والصـحة النفسـية وشـغل أوقات الفراغ، وما كشـفت عنه دراسـة الحسـينان (٢٠١٥) بأن مستوى جودة الحياة الجامعية أعلى من المتوسط، وأن هناك فروقاً دالة إحصائياً بين الذكور والإناث في محوري جودة الحياة الدينية والاجتماعية لدى طلبة الجامعة لصـــالح الإناث، بينما لا يوجد فرق دال إحصـــائياً بينهما في الدرجة الكلية لجودة الحياة الجامعية في بقية محاورها (التخطيط، والكفاءة الذاتية، والرضـا عن الحياة، وجودة الحياة الأسـرية، وجودة الحياة النفسـية، وجودة الحياة الأكاديمية، وجودة إدارة الوقت)، كما أشـارت دراسـة أحمد (٢٠١٩) إلى وجود فروق دالة إحصـائياً بين الذكور والإنـاث في الكفـاءة الذاتيـة الأكـاديميـة كـأحـد مكونـات جودة الحيـاة الأكـاديميـة في اتجـاه درجـات الإناث، بينما لم توجد فروق دالة إحصـــائياً في المكونات الأخرى وجودة الحياة الأكاديمية بشـــكل عام. ويتضـح من خلال ذلك وجود اختلاف بين نتائج الدراسات التي تناولت تأثير الجنس في جودة الحياة الأكاديمية أو في أحد مكوناتها أو أبعادها.

ويشير مطوري المقاييس النفسية أن أداة القياس يفترض أنها تقيس نفس السمة في المجموعات الفرعيـة التي تم تطبيق المقيـاس عليهـا، ومع ذلك فقد أشـــاروا إلى أنـه من المحتمل ألا تتطـابق خصـائص المقياس السـيكومترية عبر هذه المجموعات الفرعية، وأكدوا بأنه سـواء كان المقياس تم تطويره أو ترجمته وتقنينه لقياس سمة معينة، فيتطلب التحقق من تكافؤ أداة القياس بين المجموعات المختلفة. إذ يقصـد بتكافؤ القياس (Measurement Invariance) الكشـف عن السـمة المقصـودة دون أن

تتأثر بسمات أخرى للأفراد، أي الاستقصاء عن خصائص المقياس السيكومترية سواء كانت متطابقة بين المجموعات الفرعية أم لم تكن (التميمي، 2021). ومن ثم فقد أصبح من الضروري التحقق من تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات الفرعية. وعلى ذلك ومع ازدياد الاهتمام بتطوير مقاييس دقيقة وموثوقة، أصبح من الضروري التحقق من تكافؤ القياس عبر مختلف الخصائص الديموغرافية، وذلك ما أكده (Meredith & Teres, 2006) في دراسته حول أهمية تكافؤ القياس بين الجنسين في الأدوات النفسية، إذ أن عدم تكافؤ القياس يمكن أن يؤدي إلى استنتاجات خاطئة وتحليلات غير دقيقة.

وبالتالي فإن تكافؤ القياس يعتبر مفهومًا أساسيًا في علم القياس النفسي، حيث يشير إلى قدرة أداة القياس على تقييم السمات أو المفاهيم بشكل متساوٍ بين المجموعات المختلفة (Millsap, 2011). كما يعد تكافؤ القياس بين الجنسين ضروريًا لضمان أن الفروق في نتائج القياس تعكس الفروق الحقيقية في السمات المُقاسة، وليست التحيزات الكامنة في بنود المقياس نفسه (Meredith & Teresi, 2006)، فإذا كانت بعض المفردات في المقاييس النفسية تتحيز لنوع على حساب الآخر، فقد يؤدي ذلك إلى نتائج غير دقيقة وقرارات تربوية غير عادلة.

وكثيرًا ما يقال أن الاختبارات والمقاييس النفسية تفتقر إلى العدالة في تعاملها مع الفئات الاجتماعية المختلفة داخل المجتمع الواحد، وكذلك مع الأفراد بين المجتمعات المتنوعة، وقد ازدادت هذه الانتقادات في السنوات الأخيرة في بعض المجتمعات التي طبقت فيها الاختبارات النفسية لسنوات طويلة وعلى الأخص الولايات المتحدة الأمريكية، ويعود ذلك إلى تزايد المطالبة بالحقوق المدنية والسعي نحو تكافؤ الفرص للجميع (أبو حطب وصادق، ١٩٨٦، ص.٥٩). حيث يذكر (Veenhoven, 1996) بأن الاختلافات والفروق بين المجموعات قد تنشأ نتيجة عدم توافق دلالات ومعاني مفردات الاختبار عبر المجموعات محل المقارنة. فقد يختلف فهم أفراد عينة الدراسة لبعض الكلمات في مفردات الاختبار، وذلك بسبب اختلاف اللغات المستخدمة في الاختبار أو بسبب بعض الاختلافات الثقافية بين الشعوب، وبالتالي فإن دقة التفسير للفروق بين المجموعات في العامل الكامن قد تكون غير دقيقة ولا يمكن الاعتماد عليها. بمعنى أن المقياس لا يقيس على نحو متساوٍ نفس البنى الكامنة عبر المجموعات، مما يجعل مفردات المقياس متحيزة. ومن ثم فالفروق بين المجموعات لا تعكس فروقاً أصيلة في المتغير الكامن، ولإجراء مقارنة عادلة بين المجموعات فإنه يتطلب التحقق من تكافؤ القياس (عطية، 2020).

وعلى ضوء ذلك يعد تكافؤ القياس أحد الأساليب الإحصائية التي تمكن الباحثين من التحقق بطرق إحصائية مما إذا كانت أداة القياس تعكس بدقة الفروق في تكوين فرضي ما، حيث يعتبر

تكافؤ القياس بمثابة متطلب قبلي لإجراء المقارنة بين المجموعات، والجدير بالذكر أن الاستنتاجات المشتقة من تحليل المقارنة قد تكون متحيزة أو غير صادقة إذا لم تكن القياسات لها نفس المعنى عبر المجموعات المختلفة (Vandenberg & Lance, 2000). ويؤيد ذلك ما أشارت إليه دراسة (Meredith & Teresi, 2006) إلى أهمية استخدام نماذج متقدمة مثل (IRT) لفحص تكافؤ القياس، حيث يمكن أن يكون التحليل التقليدي غير كافٍ للكشف عن التحيزات.

ومن ثم فتعد دراسة التكافؤ من الأمور المهمة في الدراسات السيكومترية، حيث تركز على تطوير المقاييس بشكل عام، بالإضافة إلى إمكانية تعميمها في سياقات ثقافية ومجموعات مختلفة بشكل خاص (السباعي وابراهيم، 2020). كما يذكر (طموني، 2022) أن تكافؤ القياس يعتبر موضوعاً مهماً في الابحاث السيكومترية لأنه يعد شرطاً أساسياً للمقارنة بين المجموعات، إذ يجب التأكد من تكافؤ القياس قبل المقارنة في مقدار سمة ما، وقد أشارت العديد من الدراسات على أهمية التحقق من تكافؤ القياس بين المجموعات المختلفة منها مثل مجموعتي الذكور والإناث.

وتؤكد دراسة (Putnick & Bornstein, 2016) أهمية تكافؤ القياس في الأدوات النفسية والتربوية لضمان أن النتائج التي يتم الحصول عليها من المقاييس لا تتأثر بجنس المشارك، حيث اتضح أن تكافؤ القياس يضمن أن الاختلافات تظهر بين المجموعات تعكس فروق حقيقية في السمة المُقاسة وليست تحيزات في المقياس نفسه.

كما يمكن أن ينشأ عدم المساواة في القياس، أو عدم التكافؤ من عدة مصادر والتي تتمثل فيما يلي:

(1) انحياز البناء: ويحدث هذا عندما يكون للمفهوم النظري الذي يتم قياسه معان مختلفة عبر المجموعات. على سبيل المثال، قد لا ينطبق مفهوم مثل «دولة الرفاهية» في البلدان التي تفتقر إلى مثل هذه المؤسسات، مما يؤدي إلى مقارنات بين التركيبات المختلفة جوهريًا (Bhambra, 2022) .

(2) تحيز الأسلوب: إذ يمكن أن تؤدي الاختلافات في طرق البحث إلى التحيز. وهذا يشمل الاختلافات في إجراءات أخذ العينات وأنماط عدم الاستجابة وإدارة الاستبيانات. ويمكن أن تؤدي هذه الاختلافات إلى درجات تبدو وكأنها تعكس الفروق الحقيقية، ولكنها في الواقع غير ذلك (Nunes, et al., 2022).

(3) تحيز المفردة: يشير هذا النوع إلى المشكلات على مستوى المفردة، مثل الترجمة الضعيفة أو التفسيرات الثقافية المحددة للمصطلحات. إذ قد يتم فهم مفردة حول حماية البيئة بشكل مختلف في الدول المتقدمة اقتصاديًا، مما يؤثر على صلاحيته كمقياس للقيم العالمية (Jumadi et al., 2023).

ومن جهة أخرى فتتضمن استراتيجيات التحليل المختلفة لاختبار التكافؤ في القياسات عدة أدوات وتقنيات تهدف إلى ضمان أن الأدوات المستخدمة لقياس مفاهيم السمة المقاسة متساوية عبر مجموعات سكانية متنوعة، وتشمل هذه الاستراتيجيات التحليل العاملي التوكيدي، ونموذج الاستجابة المتدرجة (IRT)، والتقنيات البايزية في SEM. لذا فإنه يتطلب التحقق من ملائمة مفردات المقياس مع افتراضات إحدى نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، ثم التحقق من تكافؤ القياس. كما تعد مقارنة الدالة المعلوماتية لكل مفردة من الوسائل الإحصائية المستخدمة في التحقق من تكافؤ القياس، ولكن قبل ذلك فإنه يتطلب التحقق من ملائمة إحدى هذه النماذج مع مفردات المقياس.

وعلى ذلك فقد حظي قياس جودة الحياة الأكاديمية باهتمام البحوث التي هدفت إلى التحقق من خصائصه السيكومترية في ثقافات ومجالات مختلفة، إذ استند بعض الباحثين إلى التحقق من هذه الخصائص على الصدق العاملي الاستكشافي، ومنهم من اعتمد على الصدق العاملي التوكيدي. حيث خلصت نتائج (Epstein, & Mcpartland, 1976) إلى وجود أربعة عوامل تقيس جودة الحياة المدرسية، ويؤيد ذلك ما كشفت عنه نتائج (Roberts & Clifton, 1992) في ظهور أربعة أبعاد رئيسية لقياس جودة الحياة الانفعالية هي (المشاعر الإيجابية، والتفاعل مع الطلاب، والتفاعل مع الأساتذة، والمشاعر السلبية). وما كشفت عنه دراسة (Mok, & Flynn, 2002) بأن جو الفصل الدراسي كان له إسهام رئيسي في جودة الحياة الدراسية للطلاب.، علاوة على ذلك كان لتوقعات الطلاب من المدارس تأثير إيجابي غير مباشر على جودة الحياة المدرسية للطلاب. كما كان لدى الطلاب الذين لديهم توقعات أعلى من مدارسهم من حيث التطورات الأكاديمية والمهنية والشخصية مواقف أكثر إيجابية تجاه جو الفصل الدراسي من أولئك الطلاب الذين لديهم توقعات أقل للتطوير. وكان الطلاب الذين لديهم مواقف أكثر إيجابية تجاه جو الفصل الدراسي يتمتعون بنوعية حياة مدرسية أفضل من أولئك الذين مواقف أقل إيجابية تجاه جو الفصل الدراسي كما كان لنوع الطالب تأثير مباشر ومعتدل على جودة الحياة المدرسية. كما خلصت نتائج (Sirgy et al., 2007) إلى نموذج قياس يتكون من عاملين من الدرجة الثانية حيث كانت مؤشرات جودة مطابقة النموذج ملائمة مع بيانات العينة. كما خلصت نتائج (Kim et al., 2015) أن هناك عاملان يفسران بنية نموذج جودة الحياة، حيث كانت مؤشرات مطابقة النموذج ملائمة مع بيانات العينة. كما خلصت نتيجة (Akareem & Hossain, 2016) أن الطلاب الذين يحصلون على منح دراسية أو يشاركون في العمل البحثي لديهم توقعات أقل نسبياً حول جودة التعليم العالي التي توفرها المؤسسات لهم إذا كانت المنحة الدراسية تستند إلى الجدارة غير الأكاديمية. وباستخدام التحليل العاملي الاستكشافي خلصت نتيجة (Samson et al., 2016) إلى ثلاثة عوامل هي الرضا عن الرحمة والإجهاد الصادم الثانوي، والارهاق. وباستخدام التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي

خلصت نتائج (Veraa & Nietoa, 2018) إلى وجود بنية ثنائية العامل لمفهوم الذات الأكاديمي يفسران (53.7 %) من تباين البناء. كما أن البنية العاملية التوكيدية لاستبيان الخبرة الأكاديمية كشفت عنها نتائج دراسة (Ferreira et al., 2019) بأنها مكونة من خمسة أبعاد هي الشخصية والدراسة والعلاقات الشخصية والمهنية والمؤسسية. وباستخدام التحليل العاملي التوكيدي كشفت نتائج دراسة (Goretzko et al., 2023) أن مقياس جودة الحياة المهنية يشتمل على أحد عشر مفردة لثلاثة أبعاد هي الرضا عن التعاطف، والارهاق، وعلى الرغم من الملائمة الضعيفة لنموذج القياس مع بيانات العينة، إلا أن الباحثين يرون أنه يعد استبيان مناسب لتقييم الجودة المهنية لحياة الممرضات. بالإضافة إلى ذلك فقد كشفت نتائج (Touati et al., 2022) صلاحية مقياس جودة حياة طلاب الجامعة والذي يشتمل على خمسة أبعاد هي جودة الحياة الأسرية، وجودة الحياة الاجتماعية، والسعادة الشخصية، والرضا عن الحياة والصحة العقلية. كما كشفت نتائج (Johnson & Relchenberg, 2019) عند التحقق من مقياس المناخ المدرسي، أنه باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي ثم التوكيدي عن وجود ثلاثة أبعاد هي السلامة والأمان والانخراط أو المشاركة والبيئة التعليمية. وبعد استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة (The Graded Response Model) تم تحديد مواقع المفردات على طيف المناخ المدرسي، مما يشير إلى أن معظم المفردات تميل إلى السلبية أكثر من الإيجابية. كما تم العثور على دليل عدم تحيز مفردات المقياس عبر مجموعات مختلفة من الجنس والعرق والصف الدراسي، مما يعزز من صحة القياسات المستخدمة. وبالتالي فقد كشفت النتائج عن موثوقية المفردات باستخدام معلمات (IRT)، وخلصت إلى أن نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) يعتبر أداة فعالة لتحليل المناخ المدرسي. وعلى الرغم من ذلك فقد اعتمدت القياسات النفسية الحديثة في الآونة الأخيرة نهجاً احتمالياً لتطوير المقاييس، وأدى ذلك إلى التركيز على نظرية الاستجابة للمفردة كإطار لتطوير عملية القياس، حيث يعد التحقق من صحة المقياس أمراً بالغ الأهمية (Fraley et al., 2000) ، وبدون فحص ودليل على فعالية المقياس لغرضه، يكون المقياس عديم الفائدة، والأسوء من ذلك فقد يكون مضللاً (Fayers, 2002) ، لذا فقد اعتمدت الدراسات الحديثة في تطوير المقاييس على استخدام نماذج هذه النظرية في التحقق من هذه المقاييس، إذ أشارت نتائج (Fan, 1998) عند تطوير نموذج قياس المناخ المدرسي باستخدام نموذج راش، إلى ثبات كل من تقديرات القدرة والتمييز لدى العينة. كما خلصت نتائج (Adams et al., 2005) أنه عند استخدام نموذج التقدير الجزئي لتقييم مقياس جودة الحياة المرتبطة بالمرضى المصابون بالربو إلى وجود عامل واحد لقياس جودة الحياة عند هؤلاء المرضى، كما تم تدريج مفردات المقياس واستخراج تقديرات قدرات الأفراد المقابلة لكل درجة خام كلية. لذا فقد أوصى الباحثين باستخدام نماذج (IRT)كطريقة بديلة لتقييم جودة الحياة لأنها توفر قياسات أكثر دقة وتفسيراً. كم قدم (DeMars, 2018)

طرقاً قيمة لتحليل الخصائص السيكومترية لمقياس التكيف العاطفي (EAB) باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة (IRT). حيث يشير الباحثين إلى انه على عكس النظرية الكلاسيكية، فإن نظرية الاستجابة للمفردة تسمح بالتمييز بين الأشخاص ذوي المستويات العالية والمنخفضة من السمات في كل مفردة. وخلصت نتائجه إلى مدى ملائمة نموذج الاستجابة المتدرجة مع مفردات المقياس. كما خلصت نتائج (Vahedi, 2010) إلى أنه عند استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة لساميجما في التحقق من الخصائص السيكومترية لمفردات مقياس جودة الحياة المرتبطة بالصحة أن معلمات العتبة تمثل تمثيلاً كافياً للسمات ذات الصلة من مستوى السمة المنخفض إلى المتوسط، باستثناء أربع مفردات وكشفت جميع المفردات الأخرى قيماً منخفضة لوظيفة معلومات المفردة، وبالتالي موثوقية عالية نسبياً من مستويات السمات المنخفضة إلى المستويات المعتدلة، كما خلصت نتائج (Ruth et al., 2011) إلى وجود مؤشرات صعوبة مناسبة للمفردات، بالإضافة إلى معالم التمييز لها في المدى المناسب، ماعدا فقرة واحدة. كما كشفت النتائج عن وجود فروق بين مجموعتين من المرضى في ثلاث فترات زمنية في أدائهم على مفردات هذا المقياس، وأنه يمكن باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة أن يتوفر أداة جيدة لقياس جودة الحياة في تشخيص الرؤية المنخفضة لدى كبار السن في فترات زمنية مختلفة، بالإضافة إلى ذلك فقد كشفت نتائج (Depaoli et al., 2018) انه باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة متعدد الأبعاد في نظرية الاستجابة للمفردة. للتحقق من مفردات استبيان جودة الحياة لمتلازمة كوشينغ (CushingQoL)، أن معلمات التمييز قد ميزت بين جميع مفردات المقياس بشكل جيد بين المرضى الذين يعانون من QoL المرتفع والمنخفض، كما خلصت نتائج (Johnson & Relchenberg, 2019) انه عند تطوير مقياس لتقدير تصورات المشاركين حول المناخ المدرسي، بما في ذلك مجالات السلامة والانخراط والبيئة، وباستخدام أساليب التحليل الاستكشافي والتوكيدي أشتمل المقياس على ثلاثة أبعاد هي السلامة والأمان، والانخراط أو المشاركة، والبيئة التعليمية. كما كشفت نتائج تحليل (IRT) أنه تم تحديد مواقه مفردات على طيف المناخ المدرسي، مما يشير إلى أن معظم المفردات تميل إلى السلبية أكثر من الإيجابية. كما تم العثور على دليل عدم تحيز المقياس عبر مجموعات مختلفة من الجنس والعرق والصف الدراسي، مما يعزز من صحة القياسات المستخدمة. كما كشفت نتائج (Gong et al., 2021)انه يمكن التحقق من النسخة الصينية لمقياس جودة الحياة المرتبطة بالصحة (HRQoL) باستخدام نموذج التقدير الجزئي، وأشارت النتائج إلى أن النسخة الصينية لاستبيان جودة الحياة أدى اتساقاً داخلياً جيداً، وعلى الرغم من ذلك فقد اتضح أنه لا تزال هناك بعض أوجه القصور في القياسات، حيث تم العثور على فئات استجابة، وبعد إزالة المفردات غير الملائمة، أجرى الاستبيان المكون من سبع مفردات خصائص سيكومترية جيدة. وعلى الرغم من ذلك ففي دراسة مرجعية لألنعمة (Al Nima,

(2022 كشفت بعض نتائج الدراسات أنه باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة أن هناك موثوقية أقل للمجيبين الذين حصلوا على درجات كامنة متطرفة في جميع أبعاد مقياس الرفاهية الذاتية. وعند التحقق من بناء وتدريج مقياس لجودة الحياة باستخدام نموذج " راش لمقياس التقدير"، خلصت نتائج محمود وآخرون (2024) إلى إمكانية تدريج مفردات مقياس جودة الحياة على ميزان خطي واحد وبصفر مشترك واحد، وبلغ عدد مفردات المقياس في صورته النهائية (89) مفردة بعد حذف المفردات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي، كما حقق المقياس في صورته النهائية صدق وثبات جيد.

ومن جهة أخرى فقد تناولت البحوث في دراسة تكافؤ القياس الطرق والأساليب المتخصصة، وأحد هذه الطرق يعتمد على نمذجة المعادلة البنائية (Structural equation modeling (SEM وبصفة خاصة التحليل العاملي التوكيدي (Confirmatory factor analysis (CFA، والطريقة الأخرى تعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة (Item Response Theory (IRT وبصفة خاصة الوظيفية الفارقة للمفردة Differential item functioning (DIF) (Reise et al., 1993, 552) ، ومن الدراسات التي لجأت إلى استخدام التحليل العاملي التوكيدي في دراسة تكافؤ القياس دراسة (French & Finch, 2009؛ أبو بكر، 2019؛ السباعي وآخرون، 2020؛ خليل، 2020؛ طموني، 2022؛ هلال، 2022)، بينما لجأت دراسات أخرى إلى استخدام الوظيفيــة الفارقة للمفردة في دراســة تكافـؤ القيـاس مثل دراسة (Maller, 2001)؛ (Abad., 2004 et al)؛ (Sheppard et al ., 2006), (Escorial & Navas, 2007)؛ و(الكساسبة، 2023)، كما تحققت دراسة (هيبة وعمر، 2011؛ محمد، 2019؛ عطية، 2020) من تكافؤ القياس باستخدام كلاً من الوظيفة الفارقة للمفردة ونمذجة المعادلة البنائية، وتحققت الدراسة الحالية من تكافؤ القياس في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة (Item Response Theory)، والتي تُعد من أكثر النظريات فعالية في تحليل تكافؤ القياس (Embretson & Reise, 2013)، حيث تتيح هذه النظرية فحص كيفية استجابة الأفراد للبنود المختلفة ضمن مقياس معين، مما يساعد على منع أي تحيزات محتملة بين الجنسين. كما تعمل على الكشف عن البنود التي قد تكون غير متكافئة بين المجموعات المختلفة، مما يساعد على تحسين دقة وموثوقية أدوات القياس (Baker, 2017). وقد كشفت الدراسات التي استخدمت (IRT) في تقييم تكافؤ القياس لمقاييس مشابهة أن بعض البنود قد تكون متحيزة تجاه جنس معين، مما يستدعي تعديلها أو حذفها (Meredith & Teresi, 2006).

وبالتالي فإن هذه الدراسة تهدف إلى تقييم تكافؤ القياس بين الذكور والإناث لمقياس جودة الحياة الأكاديمية لدى طلبة الجامعة باستخدام نماذج (IRT)، وبالتالي المساهمة في تطوير أدوات قياس أكثر دقة وشمولية. كما أنها تكتسب أهميتها من الحاجة الملحة لضمان العدالة في تقييم جودة الحياة الأكاديمية بين الجنسين في ضوء السياسات التعليمية المعاصرة التي تسعى لتحقيق المساواة بين

الجنسين.

وعلى الرغم من تناول تكافؤ القياس في العديد من الدراسات الأجنبية، إلا أنه مازالت قليلة في البيئة العربية – في حدود ما اطلعت عليه الباحثة – كما أن هذه الدراسات العربية لم تتحقق من تكافؤ القياس، بالرغم من أنها من الأمور المهمة حيث أنها تمكن من إجراء المقارنات والكشف عن الفروق بصورة عادلة وغير متحيزة (Putnick & Bornstein, 2016)، وبالرغم من الأهمية الكبيرة لجودة الحياة الأكاديمية في تشكيل تجربة الطالب الجامعي، فإن الأدوات المستخدمة لقياسها، قد لا تكون دائمًا عادلة بين مختلف المجموعات الديموغرافية، مثل الذكور والإناث.

لذا فإنه تبرز الحاجة إلى استخدام طرق مثل نظرية الاستجابة للمفردة (IRT) لفحص تكافؤ القياس، وضمان أن المقياس يتسم بالعدالة والدقة.

وعلى ضوء ما سبق يتضح أن مشكلة الدراسة الحالية تتبلور في محاولة الإجابة عن الأسئلة التالية:

1) هل تحققت افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة للبيانات المستمدة من استجابات الطلاب على مقياس جودة الحياة الأكاديمية؟

2) هل توجد مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء بارامترات التمييز؟

3) هل توجد مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء دالة المعلومات؟

أهداف البحث:

يسعى البحث الحالي إلى ما يلي:

(1) التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة للبيانات المستمدة من استجابات الطلاب على مقياس جودة الحياة الأكاديمية.

(2) التحقق من وجود مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء بارامترات التمييز.

(3) التحقق من تكافؤ القياس لمقياس جودة الحياة الأكاديمية عبر مجموعتي الذكور والإناث على طلبة الجامعات باستخدام الوظيفة الفارقة للمفردة من خلال نظرية الاستجابة للمفردة.

أهمية البحث:

(1) يستمد البحث الحالي أهميته النظرية من تناوله قضية معاصره في مجال القياس النفسي، وهي تكافؤ القياس، لتحقيق أكبر قدر ممكن من عدالة القياس عند المقارنة بين الذكور والإناث، بما

يسمح بتفسير الفروق المشاهدة بينهما في ضوء الفروق الحقيقية بين الجنسين.

(2) أما من الناحية العملية فإن الدراسة قد تسهم في توفير مقياس لجودة الحياة الأكاديمية لطلبة الجامعات وفق أحدث الطرق الإحصائية التي تراعي التحقق من الجوانب النظرية بهدف التحقق من المقاييس، بحيث يمكن الاعتماد عليه لعمل المقارنات المختلفة عبر الجنس (الذكور والإناث).

حدود البحث:

تقتصر أدوات البحث على مقياس جودة الحياة الأكاديمية (من اعداد الباحثة)، والنموذج الاحصائي المستخدم لتحليل مفردات المقياس هو نموذج الاستجابة المتدرجة Graded Response Model، والبرنامج المستخدم للتحقق من تكافؤ المقياس هو برنامج (Multilog-7). وتم اختيار عينة عشوائية من طلبة المرحلة الجامعية بمرحلة البكالوريوس في الفصل الدراسي الأول من العام الدراسي 1446هـ من جميع المستويات والتخصصات الدراسية من كلا الجنسين بجامعة ام القرى.

المفاهيم الإجرائية للبحث:

(1) تكافؤ القياس Measurement invariance

هي خاصية للمقياس تشير إلى أن له نفس البنية الأساسية التي يهتم بقياسها عبر المجموعات، بمستويات متدرجة من القيود على نموذج المعادلة البنائية، أو تكافؤ محتوى مفردات أداة القياس عند فحصها عبر المجموعات، أي تشابه نموذج المعادلة البنائية عبر مجموعات المقارنة (Byrn, 2008).

ويعرف إجرائياً: بأنه تكافؤ الدرجة التي حصل عليها المستجيب على مقياس جودة الحياة الأكاديمية عبر مجموعتي الذكور والإناث.

(2) جودة الحياة الأكاديمية Quality of Academic Life

يشير هذا المفهوم إلى "شعور الطالب بالرضا والسعادة في بيئته الأكاديمية من خلال إدراك مغزى ما يقوم به، والاندماج الأكاديمي الممتع، والعلاقات الاجتماعية الجيدة، وإدارة الوقت بفاعلية" (عبد اللطيف، 2020، ص.457).

ويقاس إجرائياً: بالدرجة التي يحصل عليه الطالب في المقياس المستخدم في البحث الحالي.

(3) نظرية الاستجابة للمفردة Item Response Theory

"هي مجموعة النماذج الرياضية الاحتمالية التي تهدف لتفسير العلاقة القائمة بين مستوى سمة كامنة أو قدرة معينة لدى الفرد التي يقيسها اختبار معين، واستجابته لمفردة من مفردات الاختبار المعد لقياس تلك السمة" (علام، 2000، ص.683).

(4) نموذج الاستجابة المتدرجة The Graded Response Model (GRM)

يعرفها Samejima (1997, p.152) بأنها: "تمثل امتداداً للنموذج ثنائي المعلم، ويفترض أن الاستجابات مرتبة وفقا لمستوى موافقة المستجيب على نص الفقرة، ويناسب هذا النموذج المقاييس التي تصمم وفق مقياس ليكرت".

(5) الوظيفية الفارقة للمفردة (الأداء المتمايز للمفردة) Differential Item Functioning

تكون المفردات ذات وظيفية فارقة عندما لا يكون للأفراد المتساويين في القدرة عبر المجموعات المختلفة نفس احتمال الاجابة على هذه المفردة (Hamelton et al., 1991).

الإطار النظري والدراسات السابقة:

يُعد طلاب الجامعة لبنة بناء المجتمع، ومحاولتهم لتحقيق التوازن بين الحياة الأكاديمية والاجتماعية تعرضهم للتوتر والقلق، لذا فإن جودة الحياة الأكاديمية تهدف إلى تحقيق هذا التوازن من خلال دعم الصحة النفسية والاجتماعية للطلاب. ومن ثم فإن جودة الحياة الأكاديمية تسهم في إشباع حاجات الطلاب، بالإضافة إلى تعزيز مستوى مخرجات المؤسسة التعليمية، لتتوافق مع احتياجات الدولة وطموحاتها، وكذلك مع متطلبات سوق العمل، وتعزز القدرة على مواجهة المنافسة الإقليمية والعالمية، وتسعى للوصول بخدماتها التعليمية والبحثية والمجتمعية إلى أعلى مستويات الجودة الممكنة باستخدام أفضل الوسائل وأقل التكاليف (حبيب، 2016، ص.234).

وعلى ذلك فقد تناولت العديد من الدراسات جودة الحياة الأكاديمية، وتنوعت وجهات النظر في قياسها، حيث حددت دراسة علي (٢٠١٣) جودة الحياة الأكاديمية في أربعة أبعاد هي الكفاءة الذاتية الأكاديمية، والمساندة الاكاديمية، والتقدم في تحقيق الأهداف الأكاديمية والرضا الاكاديمي، كما حددت دراسة حسن (2013) أربعة أبعاد للجودة الأكاديمية للطلاب هي الكفاءة الذاتية الأكاديمية، والمساندة الأكاديمية، والتقدم في تحقيق الأهداف، والرضا الأكاديمي، كما خلصت دراسة عابدين والشرقاوي (٢٠١٦) إلى أربعة أبعاد هي الرضا الأكاديمي، والتوقعات المستقبلية، وكفاءة الذات الأكاديمية والمساندة الاكاديمية. بينما حددت دراسة عبد المطلب (٢٠١٤) جودة الحياة الأكاديمية في ثلاثة أبعاد هي مساندة المدرسين والزملاء، والكفاءة الدراسية، والرضا عن الدراسة. كذلك أشارت دراسة سالم (2017) إلى ثلاثة أبعاد لجودة الحياة الأكاديمية هي كفاءة الذات الأكاديمية، والمساندة الأكاديمية، والرضا الدراسي، كما حددت دراسة العتيبي (2014)، وحبيب (٢٠١٦) والشريدة (2022) جودة الحياة الأكاديمية في أربعة أبعاد هي المعرفة، البراعة، الشخصية، والحكمة، وحددت دراسة عبد الوهاب وآخرون (2022) جودة الحياة الأكاديمية في خمسة أبعاد هي الاستمتاع بالدراسة الجامعية، والرضا عن التفاعلات الاجتماعية، وخدمات البيئة الجامعية والإدارية، والرضا عن المساندة الأكاديمية، وتقدير الذات الأكاديمية.

ومن جهة أخرى فقد قام (Epstein, & Mcpartland, 1976) بالتحقق من أبعاد مقياس جودة الحياة المدرسية (QSL) والذي يشتمل على (27) مفردة لقياس ثلاثة أبعاد فرعية لردود فعل الطلاب هي (1) الرضا عن المدرسة بشكل عام، (2) الالتزام بالعمل المدرسي، و(3) المواقف تجاه المعلمين، لدى (4266) من طلاب المرحلة الابتدائية والمتوسطة والثانوية. حيث يقيس المقياس الفرعي للرضا (SAT) ردود الفعل العامة على المدرسة، كما أن الالتزام بالعمل الصفي (COM) يتعامل مع مستوى اهتمام الطلاب بالعمل الناجم عن الفرص التعليمية المتاحة للطلاب؛ وتتعلق ردود الفعل على المعلمين (TCH) بطبيعة العلاقات بين الطلاب والمعلمين. كما تشير ردود الفعل الأكثر إيجابية على هذه المقاييس الثلاثة إلى جودة عالية من التعليم في المجال العاطفي. وبعد إجراء تحليل المكونات الرئيسية، وتدوير العوامل باستخدام طريقة Varimax للتحقق من وجود أبعاد منفصلة بين 27 مفردة من مقياس QSL. وقد كشف التحليل عن ظهور أربعة عوامل قابلة للتفسير، اثنان منها تتوافق مع المقاييس الفرعية SAT وCOM؛ وهناك عاملان آخران يقسمان المقياس الفرعي TCH إلى عناصر تتعلق بالصفات الاجتماعية العامة والصفات التعليمية المحددة للعلاقة بين المعلم والطالب. كما يشير التحليل إلى أن المقياس الفرعي TCH قد يتم تقسيمه بشكل أكبر، وبعد عدد من المقارنات، قرر المؤلفون أن QSL هو مقياس متعدد الأبعاد، وأن المقاييس الفرعية المنفصلة لـ SAT وCOM وTCH لها خصائص معقولة من الاتساق الداخلي والتمييز الخارجي. ويوفر استخدام إجمالي مقياس QSL تغطية لجوانب مختلفة من مفهوم جودة الحياة المدرسية، بينما يوفر الاستخدام المنفصل لكل مقياس فرعي في البحث والتقييم آفاقًا لنتائج أكثر تركيزًا فيما يتعلق بالنتائج العاطفية للاختلافات المدرسية. ومن جهة أخرى فقد استهدفت دراسة (Roberts & Clifton, 1992) تطوير أداة لقياس جودة الحياة الانفعالية لدى طلاب الجامعات، والتحقق من صلاحيتها وثباتها لدى (526) من طلاب مرحلة البكالوريوس والدراسات العليا بالجامعة في كلية التربية بجامعة كندية. حيث يتمثل الهدف الأساسي في تقييم جودة (40) مفردة لقياس جودة حياة الطلاب من خلال أربعة أبعاد هي المشاعر الإيجابية: حيث تقيس مشاعر السعادة والرضا العام. والتفاعل مع الطلاب: وهي تقيس مدى سهولة تكوين علاقات إيجابية مع الطلاب الآخرين. والتفاعل مع الأساتذة: وهي تركز على تقييم علاقة الطلاب مع أساتذتهم. بالإضافة إلى المشاعر السلبية: وهي تقيس المشاعر المرتبطة بالقلق والاكتئاب والوحدة. وقد أُجري التحليل العاملي الاستكشافي، وتم استخراج (34) مفردة لقياس أربعة أبعاد رئيسية هي (المشاعر الإيجابية، التفاعل مع الطلاب، التفاعل مع الأساتذة، والمشاعر السلبية)، كما تم استخدام تقنية "Piazza" للتحقق من الصدق البنائي، مما ساعد على تحسين اختيار بنود المقياس. وكشفت النتائج عن وجود معاملات ثبات ألفا كرونباخ لأربعة أبعاد هي المشاعر الإيجابية وتبلغ (0.93)، وللتفاعل

مع الطلاب (0.75)، وللتفاعل مع الأساتذة (0.90)، وللمشاعر السلبية (0.79).

وعلى ضوء ذلك فقد استهدفت دراسة (Fan, 1998) تطوير نموذج قياس المناخ المدرسي، والذي يمكن استخدامه لتطوير استراتيجيات التفاعل بين الطلاب والمعلمين، مما يسهم في تعزيز الأداء الأكاديمي والتوافق الاجتماعي للطلاب. وقد اشتمل المقياس المستخدم على أربعة أبعاد هي الأمان داخل المدرسة، والمشاركة، والبيئة التعليمية، والاستخدام العام للمخدرات. وقد تم التحقق من مفردات كل بعد باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، للمقارنة بين المجموعات، وتقدير مؤشرات الصعوبة لكل مفردة، بالإضافة إلى تقديرات القدرة لعينة مكونة من (27604) طالباً بالصفوف العليا والأولية. وخلصت النتائج إلى موثوقية المقاييس باستخدام ألفا (α) وكانت النتائج مقبولة. كما تم العثور على دلائل الثبات القياسي عبر المجموعات المختلفة (الجنس، العرق). كما كشفت النتائج أحجام تأثير مرتفعة للفروق بين المجموعات. وكانت إحصائيات الطلاب (تقديرات قدرة الممتحن) من CTT قابلة للمقارنة إلى حد كبير مع تلك الموجودة في IRT لجميع النماذج الثلاثة، وبمقارنة مؤشرات صعوبة المفردة، كانت مؤشرات تمييز العنصر من CTT أقل قابلية للمقارنة إلى حد ما مع تلك الموجودة في IRT. وعلى الرغم من أن قابلية المقارنة كانت مرتفعة إلى عالية إلى حد ما، إلا أنه كانت هناك بعض الحالات التي كانت فيها القابلية للمقارنة منخفضة. كما كشف كل من مؤشرات صعوبة مفردات CTT وIRT ثباتًا مرتفعًا للغاية عبر العينات، حتى عبر العينات التي كانت مختلفة تمامًا (عينات من مجموعات عالية ومنخفضة القدرة). وكانت درجة ثبات مؤشر صعوبة مفردات CTT قابلة للمقارنة إلى حد كبير، إن لم تكن أفضل من تقديرات معلمات عنصر IRT المختلفة. كما كانت كل من تقديرات التمييز بين عناصر CTT وIRT أقل ثباتًا إلى حد ما من تقديرات صعوبة المفردات الخاصة بهم. بالنسبة لكل من مؤشرات التمييز في عناصر CTT وIRT، فقد انخفضت درجة الثبات بشكل مطرد حيث أصبحت العينات أكثر اختلافًا، مما يعني أن معلمات التمييز في مفردات كل من CTT وIRT لا يمكن أن تحافظ على درجة عالية من ثبات المعلمات عبر السكان المختلفين. وكشفت النتائج أيضا أن ثبات تقديرات التمييز بين مفردات CTT قابلة للمقارنة إلى حد كبير من تقديرات التمييز بين عناصر IRT.

كما استهدفت دراسة (Mok & Flynn, 2002) التحقق من بنية العوامل التي تسهم في جودة الحياة المدرسية لطلاب المدارس الثانوية، بهدف التحقق من نموذج سببي يفسر علاقة جودة الحياة المدرسية ببعض المتغيرات المرتبطة، واشتملت هذه العلاقات المتبادلة بين خصائص خلفية الطلاب، وتوقعاتهم من المدارس، والجودة المتصورة لكل من المناهج المدرسية الرسمية وغير الرسمية، وبيئة الفصل الدراسي وجودة الحياة المدرسية للطلاب. وقد اشتملت عدد مفردات هذا المقياس (QSL) على (40)

مفردة بأسلوب ليكرت مجمعة في سبعة مقاييس فرعية، ومصممة لقياس اثنين من الأبعاد العامة وخمسة مجالات محددة. وتضمنت العينة على (8265) طالبًا في الصف الثاني عشر من (70) مدرسة في نيو ساوث ويلز بأستراليا. وقد أشار التحليل إلى أنه بعد ضبط المتغيرات الأخرى في النموذج، كانت تجربة الطلاب في بيئة الفصل الدراسي هي العامل الوحيد الأكثر أهمية الذي يفسر جودة حياتهم المدرسية. حيث أشارت النتائج إلى أن جو الفصل الدراسي كان له إسهام رئيسي في جودة الحياة المدرسية للطلاب. كما كان لتوقعات الطلاب من المدرس تأثير موجب غير مباشر على جودة الحياة المدرسية. وكان لدى الطلاب الذين لديهم توقعات عالية من حيث التطورات الأكاديمية والمهنية والشخصية مواقف أكثر إيجابية تجاه الفصل الدراسي من أولئك الطلاب الذين لديهم توقعات أقل للتطوير، وكان الطلاب الذين لديهم مواقف أكثر إيجابية تجاه جو الفصل الدراسي يتمتعون بنوعية حياة مدرسية أفضل من أولئك الذين لديهم مواقف أقل إيجابية تجاه جو الفصل الدراسي، كما كان لنوع الطالب تأثيرات مباشرة ومعتدلة على جودة الحياة المدرسية، فكان لدى الطالبات نوعية حياة مدرسية أفضل، بالإضافة إلى توقعات تطوير أعلى لمدارسهن واتجاهات أكثر إيجابية تجاه جو الفصل الدراسي.

كما استهدف دراسة (Adams et al., 2005) تقييم فعالية مقياس جودة الحياة لدى المرضي المصابون بالربو باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة، والتحقق من أبعاده باستخدام نمذجة المعادلة البنائية، حيث تم تطبيق المقياس المكون من (32) مفردة على (293) بالغا من الذين يعانون من هذا المرض في مستشفيات جامعية، حيث اشتمل المقياس على أربعة عوامل هي ضيق التنفس، والمزاج، والاجتماعية والقلق، مع استخدام تدريج ليكرت السباعي، وقد تم تدريج المقياس باستخدام نموذج التقدير الجزئي في (IRT)، والذي يتعامل مع المفردات ذات الفئات المتعددة، ويقدر هذا النموذج مؤشرات الصعوبة لكل مفردة في المقياس، وخلصت النتائج إلى وجود عامل واحد لقياس جودة الحياة عند هؤلاء المرضي، كما تم تدريج مفردات المقياس والذي حقق في صورته النهائية ثبات قيمته (0.97) باستخدام معامل ألفا كرونباخ، كما تم حساب تقديرات الأفراد المقابلة لكل درجة خام كلية. ويوصي الباحثين باستخدام نماذج (IRT) كطريقة بديلة لتقييم جودة الحياة لأنها توفر قياسات أكثر دقة وتفسيراً.

كما استهدفت دراسة (Sirgy et al., 2007) التحقق من بنية مقياس جودة الحياة الجامعية للطلاب والذي يشتمل على (70) مفردة لقياس جودة الحياة الأكاديمية والرضا، وجودة الحياة الاجتماعية للكلية، والرضا عن الخدمات الأساسية للكلية، وتم استخدام تدريج ليكرت الخماسي للبدائل، والتي تتراوح من "غير راضٍ جدًا" إلى "راضٍ جدًا". وباستخدام التصور النظري للنموذج، قام الباحثين بالتحقق من مطابقة جودة النموذج لبيانات العينة المكونة من طلاب ثلاث جامعات كبرى في الولايات

المتحدة. واستخدمت هذه العينات لاختبار عدة فرضيات تتعلق بالنموذج ومكوناته. وباستخدام التحليل العاملي التوكيدي كشفت النتائج أن النموذج يتكون من عاملين من الدرجة الثانية، حيث كانت مؤشرات جودة مطابقة النموذج مع بيانات العينة هي (RMR= 0.06, GFI= 0.92, AGFI= 0.85, RMSEA= 0.06) ورغم ضعف هذه المؤشرات إلا أن الباحثين يعتقدون أن المقياس المعد على درجة مقبولة في قياس جودة الحياة الجامعية.

كما استهدفت دراسة (Vahedi, 2010) استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة لساميجيما في التحقق من الخصائص السيكومترية لمفردات مقياس جودة الحياة المرتبطة بالصحة. حيث اشتملت الدراسة على عينة مكونة من (270) طالبا جامعيا في التمريض تم اختيارهم من جامعة تبريز للعلوم الطبية. وطُلب من جميع المشاركين إكمال النسخة الفارسية من WHOQOL – BREF. وأسفرت النتائج أن معلمات التمييز لجميع مفردات الأبعاد الأربعة كانت منخفضة إلى معتدلة. كما كشفت معلمات العتبة تمثيلًا كافيًا للسمات ذات الصلة من مستوى السمة المنخفض إلى المتوسط. باستثناء أربع مفردات، كما كشفت جميع المفردات الأخرى قيمًا منخفضة لدالة معلومات المفردة، وبالتالي موثوقية عالية نسبيًا من مستويات السمات المنخفضة إلى المستويات المعتدلة. وتشير نتائج هذه الدراسة إلى أنه يمكن تطوير وتحسين هذا المقياس بشكل كبير باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة.

كما استهدفت دراسة (Ruth et al., 2011) التحقق من كيف يمكن لنموذج الاستجابة المتدرجة في نظرية الاستجابة للمفردة (IRT) أن يوفر نتائج جيدة لقياس جودة الحياة في تشخيص الرؤية المنخفضة في فترات زمنية مختلفة. حيث تم إجراء استبيان جودة الحياة للرؤية المنخفضة خماسي البعد على (296) من كبار السن ضعاف البصر. وأسفرت النتائج عن وجود مؤشرات صعوبة للمفردات مناسبة، بالإضافة إلى معالم التمييز لهذه المفردات في المدى المناسب، ماعدا فقرة واحدة. كما كشفت النتائج عن وجود فروق بين مجموعتين من المرضى في ثلاث فترات زمنية في أدائهم على مفردات هذا المقياس.

كما استهدفت دراسة (Kim et al., 2015) التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس جودة الحياة CASP –19 (QOL) باستخدام نمذجة المعادلة البنائية، لدى (13210) من كبار السن في جمهورية التشيك بروسيا وبولندا، حيث تم اشتقاق مقياس مكون من (13) مفردة من ثلاث إصدارات. وقد تم التحقق من الخصائص السيكومترية للمقياس باستخدام التحليل العاملي التأكيدي، وكذلك تم استخدام معامل ألفا كرونباخ، ولم توفر النتائج ملاءمة جيدة عن النموذج الرباعي للمقياس من الدرجة الثانية، بل كانت هناك مؤشرات مطابقة عالية للنموذج الثنائي، حيث كانت مؤشرات الجودة تتمثل في (RMSEA= 0.05, TLID= 0.97, CFID= 0.98)، ومن ثم فقد كانت مؤشرات جودة الملاءمة للبنية الثنائية

العامل أفضل بكثير من نماذج الدرجة الثانية.

كما استهدفت دراسة (Akareem & Hossain, 2016) التحقق من قياس جودة خصائص الطلاب في التعليم العالي، حيث قام الباحثان بإجراء مسح تقليدي على الطلاب الحاليين في الجامعات الخاصة في بنغلاديش بمدينة دكا. ثم تقسيم الاستبيان إلى قسمين يشتمل كل منهما على أسئلة مغلقة. حيث احتوى الجزء الأول على أسئلة تتعلق بأبعاد جودة التعليم العالي، وهي متغيرات تابعة. واحتوى الجزء الثاني من الاستبيان على أسئلة تتعلق بالأسئلة الاجتماعية والاقتصادية والأسئلة المتعلقة بالخلفية، وهي المتغيرات المستقلة. ويعد المتغير التابع إدراك النظام الإداري، والسمات المؤسسية، أما المتغيرات المستقلة فهي الجنس والعمر، والنتيجة السابقة وحالة المنحة الدراسية، والمشاركة في العمل البحثي، وحالة العمل بدوام جزئي، والأنشطة اللاصفية، والترقية الجامعية، وأعلى تعليم للوالدين (أعلى مستوى تعليمي للأب والأم)، ودخل الأسرة. ثم أخذت مجموعة مكونة من (422) طالبا لإجراء تحليل الانحدار اللوجستي متعدد الحدود. والذي يعد في الأساس امتداد للانحدار اللوجستي الثنائي للمتغيرات الاسمية التي تحتوي على أكثر من فئتين. وتشير النتائج إلى أن الطلاب الذين حصلوا على منح دراسية أو يشاركون في العمل البحثي لديهم توقعات أقل نسبيًا حول جودة التعليم العالي التي توفرها المؤسسات لهم إذا كانت المنحة الدراسية تستند إلى الجدارة غير الأكاديمية (أي على أساس الحاجة والرياضة وما إلى ذلك)، إذ من المرجح أن يركز الطلاب على هذه العوامل بدلاً من التفوق الأكاديمي.

كما استهدفت دراسة (Samson et al., 2016) التحقق من البنية العاملية لمقياس جودة الحياة المهنية (ProQol) لفرق الرعاية العبرية التلطيفية. والذي يشتمل على (30) مفردة، حيث طبق المقياس على (380) عامل من مقدمي الرعاية الصحية بما في ذلك الأطباء والممرضات والأخصائيين الاجتماعيين في أماكن الرعاية الصحية الأولية والرعاية التلطيفية. ولم يُظهر التحليل العاملي التوكيدي "جودة ملائمة" كافية، كما كشف التحليل العاملي الاستكشافي عن حل مكون من 23 مفردة، تم تحميلها على ثلاثة عوامل هي الرضا عن الرحمة، والإجهاد الصادم الثانوي، والإرهاق، وكان الاتساق الداخلي للمقاييس الفرعية 0.87 و0.82 و0.69 على التوالي. وقد كشفت المقاييس الفرعية صحة تقاربية واستكشافية جيدة بسبب الارتباطات الكبيرة بين هذه العوامل.

كما يقدم كل من (DeMars, 2018) طرقًا قيمة لتحليل الخصائص السيكومترية لمقياس التكيف العاطفي الجديد (EAB) باستخدام نظرية استجابة للمفردة (IRT)، والذي يتكون من (28) مفردة ذو استجابة متدرجة من 1 (موافق تمامًا) إلى 6 (غير موافق تمامًا). حيث يتم إجراء تحليلات نظرية الاختبار الكلاسيكية (CTT) بالإضافة إلى تحليلات نموذج الاستجابة المتدرجة لساميجيما (1969) لتقدير معلمات المفردة، لدى (858) طالباً جامعياً (80.6 ٪ إناث و 19.4 ٪ ذكور)، امتدت

أعمارهم بين (18 و 55) عاما، وكشفت النتائج أن بنك المفردات يفي بافتراضات النموذج ويناسب البيانات بشكل معقول، مما يدل على ملاءمة النموذج لوصف واستخدام البيانات الناشئة عن مقاييس الشخصية. وبهذا المعنى فإن النموذج الناتج يتمتع بمزايا لا شك فيها مثل (1) ثبات المعلمات المقدرة، و(2) المعالجة الممنوحة للخطأ القياسي في القياس، و(3) الاحتمالات المقدمة لبناء اختبارات التكيف المحوسبة (CAT). ويُظهر بنك المفردات درجة من الثبات الجيد. علاوة على ذلك فإن IRT يسمح بالتمييز بين الأشخاص ذوي المستويات العالية والمنخفضة من السمات في كل مفردة. وكشفت النتائج التي تم الحصول عليها مدى ملاءمة GRM لـ EAB. لذا فإن قابلية تطبيق أداة التقييم تثبت أنها قابلة للاستخدام في قياس أبعاد الشخصية.

كما استهدفت دراسة (Depaoli et al., 2018) استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة متعدد الأبعاد في (IRT) للتحقق من مفردات استبيان جودة الحياة لمتلازمة كوشينغ (CushingQoL)، حيث أكمل المرضى الذين يعانون من هذه المتلازمة (عدد = 397) اختبار كوشينغكول، الذي يتكون من (12) مفردة باستخدام تدريج ليكرت الخماسي، ويتكون المقياس من بعدين الأول منهما لقياس الجوانب المادية، والثاني لقياس الجوانب النفسية والاجتماعية. وقد دعمت نتائج نموذج الاستجابة المتدرجة متعدد الأبعاد عملية التقييم التي تشتمل على مقياسين فرعيين. ويمكن أن يستوعب هذا النموذج المقاييس أحادية البعد أو متعددة الأبعاد، كما يمكن استخدامه مع أحجام عينات أقل نسبيًا، كما يتم تنفيذه في البرمجيات الحرة (عبر الإنترنت)، كما يمكن أن يساعد استخدام هذا النموذج في تحسين جودة المقاييس القائمة على الصحة التي يتم تطويرها داخل العلوم الصحية. وقد كشفت معلمات التمييز بين المفردات أن جميع مفردات CushingQoL تميز بشكل جيد بين المرضى الذين يعانون من QoL المرتفع والمنخفض، مما يشير إلى أن كل مفردة تعمل جيدا في عملية التشخيص.

ومن جهة أخرى فقد هدفت دراسة (Veraa & Nietoa, 2018) إلى تقييم الخصائص السيكومترية لمقياس مفهوم الذات الأكاديمي في عينة مكونة من (1290) طالبا بالجامعات في تشيلي (57 ٪ إناث و43 ٪ ذكور)، بمتوسط عمر (21.30) سنة، ولتحقيق ذلك تم فحص بنية المقياس من خلال التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي. وكشف التحليل عن خصائص سيكومترية مناسبة لاستخدامها، مع الحفاظ على بنيتها الثنائية التي تفسر 53.7 ٪ من تباين البناء. كما كانت ألفا كرونباخ وماكدونالدز أوميغا فيما يتعلق بالمقياس الفرعي للأداء المتصور (0.7530– 0.7870)، وفيما يتعلق بالمقياس الفرعي للكفاءة الذاتية الأكاديمية (0.8020– 0.8670)، وبالتالي فقد خلصت النتائج إلى أن مقياس مفهوم الذات الأكاديمي هو أداة صالحة لتقييم مفهوم الذات الأكاديمي لدى طلاب الجامعات.

كما استهدفت دراسة (Johnson & Relchenberg, 2019) تطوير مقياس موثوق لتقدير تصورات المشاركين حول المناخ المدرسي، بما في ذلك مجالات السلامة والانخراط والبيئة. كما يسعى إلى فهم كيفية تأثير هذه العوامل على تجربة الطلاب في المدارس، وقد استخدم البحث منهجًا يجمع بين التحليل الاستكشافي والتوكيدي على العوامل في عينة من طلاب المدارس الثانوية، حيث اشتملت عينة الذكور على (22512) طالبة بنسبة (% 50.2)، وعينة الإناث والتي تبلغ (22127) طالبة بنسبة (% 49.7). بالصفوف من السادس إلى الثاني عشر. وقد تم استخدام استبيانًا يحتوي على أكثر من (150) مفردة، وقد تم استخدام أساليب التحليل الاستكشافي والتوكيدي، حيث اشتمل المقياس على ثلاثة أبعاد هي السلامة والأمان، والانخراط أو المشاركة، والبيئة التعليمية. وقد كشفت نتائج تحليل IRT أنه تم تحديد مواقع المفردات على طيف المناخ المدرسي، مما يشير إلى أن معظم المفردات تميل إلى السلبية أكثر من الإيجابية. كما تم العثور على دليل عدم تحيز المقياس عبر مجموعات مختلفة من الجنس والعرق والصف الدراسي، مما يعزز من صحة القياسات المستخدمة. كما تم قياس مستوى الثبات باستخدام معامل ألفا، حيث امتدت قيم ثبات الأبعاد بين (0.87–0.70) مما يدل على موثوقية جيدة. وكشفت النتائج أيضا عن موثوقية المفردات باستخدام معلمات IRT، حيث تم قياس قدرة المفردات على التمييز بين مستويات الصفات المختلفة لدى المستجيبين. مما يشير إلى إمكانية استخدام هذه المقاييس في تقييم المناخ المدرسي بشكل موثوق. وخلصت الدراسة إلى أن نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) يعتبر أداة فعالة لتحليل المناخ المدرسي، حيث يسمح بتقييم دقيق ومفصل لمجالات مختلفة تؤثر على تجربة الطلاب في المدرسة.

كما استهدفت دراسة (Gong et al., 2021) التحقق من النسخة الصينية لمقياس جودة الحياة المرتبطة بالصحة (HRQoL)، حيث تم استخدام النسخة الصينية لاستبيان (KIDSCREEN-10) والتحقق من صحتها، وتم تطبيقها على (1820) طالبا تتراوح أعمارهم بين 8 و18 عاما في مقاطعة فانسو الصينية. وتم تقييم الخصائص السيكومترية باستخدام نموذج التقدير الجزئي. وأشارت النتائج إلى أن النسخة الصينية للاستبيان أدى اتساقًا داخليًا جيدًا، وعلى الرغم من ذلك فقد اتضح أنه لا تزال هناك بعض أوجه القصور في القياسات حيث تم العثور على فئات استجابة مضطربة بين الفئة 2 (نادرًا) والفئة 3 (أحيانًا)، كما أن البند 3 (هل شعرت بالحزن؟)، والبند 4 (هل شعرت بالوحدة؟)، والبند 5 (هل لديك ما يكفي من الوقت لنفسك؟) أثبتت عدم ملاءمتها لنموذج Rasch، كما كشف البندان 3 و4 أداءً تفاضليًا للمفردة. وبعد حذف المفردات الثلاثة غير الملائمة، أجرى الاستبيان المكون من سبع مفردات خصائص سيكومترية جيدة.

ومن جهة أخرى ففي دراسة مرجعية لألنعمه (Al Nima, 2022) يرى أنه لأكثر من 35 عامًا،

تصور العلم الحديث السعادة على أنها رفاهية ذاتية، والتي كانت تُفهم حتى وقت قريب على أنها بناء مزدوج يتكون من مكون عاطفي (تأثير إيجابي وسلبي) ومكون إدراكي (الرضا عن الحياة). ومع ذلك، على مدى السنوات الخمس الماضية، اقترح العمل النظري والعمل التجريبي الكمي والنوعي أن مفهوم الرفاهية الذاتية يغفل كلاً من الطريقة الشرقية لفهم السعادة. على سبيل المثال، يحدد الأشخاص العاديون في المقام الأول مظاهر السعادة من حيث التوازن النفسي والانسجام، بدلاً من مجرد التأثير والرضا. والسؤال هو ما إذا كانت هذه المكونات الثلاثة (أي التأثير والرضا عن الحياة والانسجام في الحياة) تشكل نموذجًا ثلاثي الأبعاد للرفاهية الذاتية بدلاً من أن تشكل بنية عامة مزدوجة. وبمراجعة ثلاث دراسات، أبلغ المشاركون في عام (1962) عن تجربتهم في المشاعر الإيجابية والسلبية المختلفة، ورضاهم عن الحياة فيما يتعلق بمثالهم الذي فرضوه على أنفسهم (الرضا عن مقياس الحياة)، وتجربتهم في الانسجام في الحياة (مقياس الانسجام في الحياة). وبعد تحليل الاستجابات باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة أحادية البعد (الدراسة1)، ونظرية الاختبار الكلاسيكية (الدراسة2)، ونظرية الاستجابة للمفردة متعددة الأبعاد (الدراسة3). بشكل عام، كشفت مفردات الرفاهية الذاتية الثلاثين في النموذج خصائص نفسية جيدة. ومع ذلك، كشفت الدراستان 1 و3 أن هناك موثوقية أقل للمجيبين الذين حصلوا على درجات كامنة متطرفة في جميع أبعاد الرفاهية الذاتية. وعلى مستوى المفردة، أشارت جميع الدراسات الثلاث إلى أن مفردات محددة تحتاج إلى تعديل أو إضافة أو إزالة. وثانيًا، على مستوى المقياس، تتمتع أدوات الرفاهية الذاتية بالقدرة على قياس جزء كبير من سعادة الناس ولكنها تفتقر إلى القدرة على قياس الرفاهية الذاتية بين الأفراد السعداء للغاية أو غير السعداء للغاية. علاوة على ذلك، فعلى مستوى النموذج، تشير النتائج إلى أن أفضل طريقة لتصور الرفاهية الذاتية هي كبنية كامنة ذات ثلاثة أبعاد (أي العاطفية والمعرفية والسلوكية) وأربعة مكونات (أي التأثير الإيجابي، والتأثير السلبي، والرضا عن الحياة، والانسجام في الحياة) حيث تتأثر استجابة الشخص الفريدة لكل مفردة بشكل مباشر برفاهية الذات العالمية، ولكن في الوقت نفسه أيضًا بتجربته العاطفية، والشعور بالرضا عن الحياة، والشعور بالانسجام في الحياة. وفي الدراسة 3 على وجه التحديد، تشير النتائج إلى أن مستويات الناس في كل مكون من مكونات الرفاهية الذاتية يمكن أن تعوض عن المستويات المنخفضة والعالية في أي من المكونات الأخرى. وهذا مؤشر واضح على الطبيعة ثلاثية الأبعاد للرفاهية الذاتية.

كما استهدفت دراسة (Touati et al., 2022) تقييم تصميم مقياس لقياس جودة حياة طلاب الجامعة والتحقق من صلاحيتها، حيث اشتمل على أبعاد جودة الحياة الأسرية وجودة الحياة الاجتماعية والسعادة الشخصية والرضا عن الحياة والصحة العقلية، وذلك لدى (963) طالب وطالبة بالجامعة،

وباستخدام التحليل العاملي كشفت النتائج أن معامل الثبات باستخدام معادلة رولاند وكيتمان (0.773) وسبيرمان براون (0.776) وألفا كرونباخ (0.6290). كما كشفت الملاحظات الأولية أن هذا المقياس "جودة الحياة الطلابية الجامعية" يتميز بأنه على درجة جيدة من الاستقرار.

كما استهدفت دراسة (Ferreira et al., 2023) التحقق من البنية العاملية لاستبيان الخبرة الأكاديمية لدى (819) طالبا جامعيا بالتعليم العالي البرتغالي، امتدت أعمارهم بين (17– 40) عاما بمتوسط عمر (19.68)، انحراف معياري (± 2.34 عامًا). حيث تم استخدام استبيان الخلفية الاجتماعية والديموغرافية للطلاب، واستبيان التجارب الأكاديمية (QAE) كأدوات لجمع البيانات. وكشف التحليل العاملي التوكيدي عن صحة البنية لخمسة أبعاد هي الشخصية والدراسة والعلاقات الشخصية والمهنية والمؤسسية.

كما استهدفت دراسة (Goretzko et al., 2023) التحقق من صحة مقياس جودة الحياة المهنية. حيث تم جمع البيانات من الممرضات في سلوفينيا وكرواتيا. وكشفت النتائج أن النسخة الأصلية من المقياس لم تكن مناسبة لهذه العينة. وبالتالي فقد تم تنقيح المقياس لتحسين ملاءمة النموذج. وكشفت نتيجة النموذج النهائي ملاءمة ضعيفة (RMSEA= 0.107, CFI= 0.915, TLI= 0.886). وهي تشتمل على أحد عشر مفردة، ثلاثة منها تنتمي إلى المقياس الفرعي للرضا عن التعاطف، وأربعة إلى المقياس الفرعي للإرهاق، وأربعة إلى المقياس الفرعي للإجهاد الثانوي. وعلى الرغم من مراجعة ProQoL لإظهار الملاءمة الضعيفة للنموذج مع بيانات العينة، إلا أن الباحثين يرون أنه يعد استبيان مناسب لتقييم الجودة المهنية لحياة الممرضات.

كما استهدفت دراسة محمود وآخرون (2024) التحقق من بناء وتدريج مقياس لجودة الحياة باستخدام نموذج "راش لمقياس التقدير"، فضلًا عن التحقق من صدق وثبات المقياس في صورته النهائية بعد تدريجه، وكذلك حساب تقديرات الأفراد المقابلة لكل درجة خام كلية محتملة على المقياس، وحساب المعايير التي تفسر هذه التقديرات. وتمثلت عينة الدراسة من (968) طالبًا وطالبة من طلاب المرحلة الجامعية. وباستخدام برنامج (Winsteps) تم تحليل استجابات عينة الدراسة على مفردات المقياس وفقًا لنظرية الاستجابة للمفردة. وتكون المقياس في صورته الأولية من (111) مفردة تغطي ستة أبعاد فرعية. وأسفرت نتائج الدراسة عن إمكانية تدريج مفردات مقياس جودة الحياة باستخدام نموذج "راش لمقياس التقدير" على ميزان خطي واحد بصفر مشترك واحد. وبلغ عدد مفردات المقياس في صورته النهائية (89) مفردة بعد حذف المفردات غير الملائمة لأسس القياس الموضوعي، كما حقق المقياس في صورته النهائية صدق وثبات القياس الجيد. وكذلك تم حساب تقديرات الأفراد المقابلة لكل درجة خام كلية، وحساب الرتب الميئينية والدرجات التائية التي تفسر هذه التقديرات.

وعلى ضوء ما سبق فإننا نتساءل هل يمكن أن نتحقق من افتراضات نموذج الاستجابة المتدرجة للبيانات المستمدة من استجابات الطلاب على مقياس جودة الحياة الأكاديمية؟، وهل توجد مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء بارامترات التمييز؟، بالإضافة إلى هل توجد مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء دالة المعلومات؟

خطة البحث وإجراءاته:

منهج البحث:

اعتمدت الباحثة المنهج الوصفي لملائمته لأغراض الدراسة وأهدافها، ويحقق الغاية منها بالشكل الذي يضمن الدقة والموضوعية في الإجابة عن أسئلتها.

عينة البحث:

تكونت عينة البحث من (428) طالباً وطالبة من طلاب المرحلة الجامعية، تم اختيارهم بطريقة عشوائية بمتوسط عمر (11, 21) عام، وانحراف معياري قدره (±3,272)، كما اشتملت مجموعة الذكور على (100) طالباً بمتوسط عمر (21,71) عام، وانحراف معياري قدره (±2,938)، أما مجموعة الطالبات فقد اشتملت على (328) طالبة بمتوسط عمر (20,93) عام، وانحراف معياري قدره (±3,350).

أدوات البحث:

بعد اطلاع الباحثة على الأطر النظرية والدراسات السابقة التي تناولت جودة الحياة بشكل عام، وكذلك العديد من المقاييس التي صممت لقياس جودة الحياة الأكاديمية وذلك بهدف الإفادة منها في إعداد المقياس الحالي مثل (العتيبي، 2014؛ الزغبي والمراغي، 2016؛ محمد وآخرون، 2017؛ دردير ومصطفى، 2019؛ والزغبي وعكاشة، 2019؛ Alghamdi & McGregor, 2021، سليمان ومراد، 2022) وغير ذلك، تم بناء مقياس جودة الحياة الأكاديمية وتكون في صورته الأولية من (52) عبارة، وتتم الاستجابة عن كل مفردة من خلال (5) بدائل، تتمثل في (نادرًا، قليلاً، أحيانًا، غالبًا، دائمًا) تأخذ الدرجة (1، 2، 3، 4، 5) على الترتيب، كما تم التحقق من صدق المقياس وتحليل مفرداته وفق نموذج الاستجابات المتدرجة، والتحقق من ثباته، ليصل عدد مفرداته في نهاية التحليل إلى (32) مفردة.

صدق أداة البحث وثباتها:

قامت الباحثة بالتحقق من صدق المقياس عن طريق عرضه على خمسة خبراء من الأساتذة المتخصصين في مجال التربية وعلم النفس كمحكمين، بهدف فحص عبارات المقياس، وابداء الرأي

في مدى ملائمة الصياغة اللغوية ومدى أهمية العبارات، وقد بلغت نسبة الاتفاق بين آراء المحكمين على غالبية العبارات أكثر من 80%، كما طلب بعض المحكمين إعادة صياغة بعض العبارات حتى تصبح مناسبة لطلبة المرحلة الجامعية، وحتى تكون أكثر دقة في قياس جودة الحياة الأكاديمية التي وضعت لقياسها في ضوء التعريف الإجرائي.

وبعد إجراء التعديلات التي اقترحها السادة المحكمين، قامت الباحثة بتطبيق المقياس على عينة استطلاعية بلغت (40) طالباً وطالبة على عينة من خارج عينة البحث لمعرفة ما إذا كان هناك غموض في بعض العبارات، وللتأكد من سلامة التعليمات وسهولة التطبيق.

كما تم التحقق من الخصائص السيكومترية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في صورته الأولية قبل التدريج وذلك بحساب الاتساق الداخلي للمقياس بأبعاده المختلفة باستخدام معامل ارتباط بيرسون، حيث تراوحت قيمة معامل الارتباط بين البعد والدرجة الكلية بين (0.85– 0.90)، وجاءت قيم معاملات الارتباط جميعها دالة عند مستوى دلالة ($\alpha = 0.05$) وتعتبر جميعها مناسبة ويمكن الاعتماد عليها في البحث، كما تم حساب الصدق بطريقة الصدق العاملي باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي كما هو موضح في الإجابة عن السؤال الأول للدراسة الذي أسفر عن وجود تسعة أبعاد.

وفيما يتعلق بثبات مقياس جودة الحياة الأكاديمية فقد تم حساب معامل ثبات ألفا كرونباخ للمقياس ككل وللأبعاد الفرعية حيث كانت في المدى المثالي لقيم ألفا كرونباخ (أكبر من 0.70)، إضافة لذلك وخلال إجراءات البحث حسب الثبات وفق نظرية استجابة الفقرة وباستخدام برنامج (Multilog–7)، وقد بلغت قيمة مؤشر الثبات الهامشي لمفردات أبعاد المقياس لدى (الذكور والإناث والعينة الكلية) أكبر من (0.7) مما يؤكد ثبات المفردات، وتدل على أن المقياس يتمتع بدرجة عالية من الثبات ومقبولة إحصائياً؛ وبذلك تكون الباحثة قد تأكدت من صدق المقياس وثباته مما يجعلها على ثقة بصلاحيته لتحقيق أهداف البحث.

المعالجة الإحصائية:

قامت الباحثة بالتحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة باستخدام برنامج SPSS، كما استخدمت برنامج (Multilog–7) في التحقق من وجود مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء بارامترات التمييز ودالة المعلومات.

نتائج البحث وتفسيرها:

السؤال الأول:

ينص السؤال الأول على: هل تحققت افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة للبيانات المستمدة من استجابات الطلاب على مقياس جودة الحياة الأكاديمية؟ وللإجابة عن هذا التساؤل قامت الباحثة

بالتحقق من افتراضات النظرية، وهي أحادية البعد والاستقلالية باستخدام برنامج SPSS، وللتحقق من ذلك قامت الباحثة بما يلي:

(1) التحقق من أحادية البعد:

استخدمت الباحثة التحليل العاملي بأسلوب المكونات الأساسية لاستجابات الطلاب عن مفردات كل بعد من أبعاد مقياس جودة الحياة الأكاديمية، وحساب قيمة الجذر الكامن، ونسبة التباين المفسر، والتباين المفسر التراكمي لكل عامل من عوامل كل بعد، بالإضافة إلى معامل ثبات أوميجا لمفردات كل عامل، ويوضح ذلك بالجدول التالي:

جدول (1)

قيمة الجذر الكامن، ونسبة التباين المفسر، ونسبة التباين المفسر التراكمي للعوامل الناتجة

رقم المفردة	العوامل المستخرجة من التحليل العاملي								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Iteme_39	.737								
Iteme_37	.676								
Iteme_40	.631								
Iteme_38	.599								
Iteme_41	.507								
Iteme_35	.362								
Iteme_12		.594							
Iteme_9		.585							
Iteme_19		.565							
Iteme_3		.559							
Iteme_8		.538							
Iteme_13		.532							
Iteme_7		.508							

رقم المفردة	العوامل المستخرجة من التحليل العاملي								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Iteme_24		.414							
Iteme_10		.355							
Iteme_4		.338							
Iteme_20		.326							
Iteme_21		.307							
Iteme_15			.574						
Iteme_2			.570						
Iteme_22			.566						
Iteme_50			.554						
Iteme_18			.493						
Iteme_36			.476						
Iteme_49			.466						
Iteme_34			.443						
Iteme_23			.383						
Iteme_43				.517					
Iteme_44				.480					
Iteme_45				.479					
Iteme_46				.473					

رقم المفردة	العوامل المستخرجة من التحليل العاملي								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Iteme_52				.466					
Iteme_51				.456					
Iteme_42				.446					
Iteme_47				.444					
Iteme_48				.412					
Iteme_29					.742				
Iteme_30					.731				
Iteme_28					.567				
Iteme_5						.511			
Iteme_6						.508			
Iteme_33						.486			
Iteme_27						.376			
Iteme_14							.539		
Iteme_11							.459		
Iteme_31								.470	
Iteme_1								.438	
Iteme_32								.422	
Iteme_25								.381	

رقم المفردة	العوامل المستخرجة من التحليل العاملي								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Iteme_17									.504
Iteme_16									.357
الجذر الكامن	4.754	4.560	4.229	3.437	2.982	2.675	1.767	1.764	1.403
نسبة التباين المفسر	9.143	8.770	8.133	6.609	5.734	5.145	3.397	3.392	2.699
نسبة التباين التراكمية	9.143	17.913	26.046	32.655	38.389	43.534	46.931	50.323	53.022
معامل ثبات أوميجا	0.880	0.896	0.874	0.891	0.806	0.760	0.00	0.796	0.00

يتضح من جدول (1) أنه تم استخراج تسعة عوامل، وبالنسبة للعامل الأول فإنه يفسر (9.143) من التباين، وأن قيمة الجذر الكامن له تساوي (4.754)، وتشبع عليه المفردات (39، 37، 40، 38، 41، 35)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.880)، أما العامل الثاني فيفسر (8.770) من التباين، وقيمة الجذر الكامن له تساوي (4.560) وتشبع عليه المفردات (12، 9، 19، 3، 8، 13، 7، 24، 10، 4، 20، 21)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.896)، أما العامل الثالث فيفسر (8.133) من التباين، وقيمة الجذر الكامن له تساوي (4.229) وتشبع عليه المفردات (15، 2، 22، 50، 18، 36، 49، 34، 23)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.874)، أما العامل الرابع فيفسر (6.609) من التباين، وقيمة الجذر الكامن له تساوي (3.437) وتشبع عليه المفردات (43، 44، 45، 46، 52، 51، 42، 47، 48)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.891)، أما العامل الخامس فيفسر (5.734) من التباين، وقيمة الجذر الكامن له تساوي (2.982) وتشبع عليه المفردات (29، 30، 28)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.806)، أما العامل السادس فيفسر (5.145) من التباين، وقيمة الجذر الكامن له تساوي (2.675) وتشبع عليه المفردات (5، 6، 33، 27)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.760)، أما العامل السابع والتاسع فقد اشتمل كل منهما على مفردتين فقط ، أما العامل الثامن

فقد فسر (3.392) من التباين، وقيمة الجذر الكامن له تساوي (1.764) وتشبع عليه المفردات (31، 1، 32، 25)، وقد بلغ معامل ثبات أوميجا لهذا العامل (0.796)، كما توجد عبارة (26) لم تتشبع على أي عامل ولذا فقد تم حذفها، وعلى ذلك فقد تأكدت الباحثة من أحادية البعد لكل عامل من العوامل السابقة.

وعلى ضوء ذلك يتضح أن جودة الحياة الأكاديمية متغير متعدد الأبعاد، ويؤيد ذلك ما كشفت عنه نتائج دراسات كل من (علي، 2013)، (حسن، 2013)، (عابدين والشرقاوي، 2016)، (عبد المطلب، 2014)، (سالم، 2017)، (العتيبي، 2014)، (حبيب، 2016)، (الشريدة، 2022)، (عبد الوهاب وأخرون، 2022)، (Epstein, & Mcpartland, 1976)، (Roberts & Clifton, 1991)، (Mok & Flynn, 2001)، (Sirgy et al.,2007)، (Kim et al., 2014)، (Samsonal., 2016 et)، (Veraa & Nietoa, 2018)، (Ferreira 2019 et al.,)، (Goretzko et al., 2023)، (Touati et al., 2022)، (Johnson, & Relchenberg, 2019)، (Fan, 1998)، (Adams et al., 2005) ، (DeMars, 2018)، (Al Nima, 2022)، و(محمود وآخرون، 2024). وعلى ذلك فقد أسفرت معظم نتائج الدراسات السابقة أن جودة الحياة الأكاديمية يعد متغير متعدد الأبعاد.

(2) التحقق من الاستقلال الموضعي:

يذكر "هامبلتون، وسوامينثان" أن افتراض الاستقلال الموضعي مكافئ لافتراض أحادية البعد، ويعتبر متحقق بتحققه، لذا تم الاكتفاء بالتحقق من افتراض أحادية البعد للاستدلال على تحقق افتراض الاستقلال الموضعي، حيث يعد متغير جودة الحياة الأكاديمية متعدد الأبعاد، وكل بعد مستقل بذاته عن الآخر، ومن ثم فإن إجابة السؤال الأول تشير إلى تحقق افتراضات نموذج الاستجابة المتدرجة.

السؤال الثاني:

ينص السؤال الثاني على "هل توجد مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء بارامترات التمييز؟ وللإجابة عن هذا السؤال فإن تكافؤ القياس يتحقق عندما تكون العلاقة بين الدرجات المقاسة والبنى الكامنة متطابقة عبر المجموعتين، بمعنى أن الأفراد من المجموعتين والذين لديهم نفس السمة أو القدرة الكامنة ينبغي أن يحصلوا على نفس الدرجات المقاسة المتوقعة على الأداة موضع القياس، سواء على مستوى المفردة أو العوامل الفرعية (Drasgow & Kafner, 1985: 666). لذا فقد قامت الباحثة بتقدير بارامترات كل عامل من العوامل الناتجة من التحليل العاملي لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية باستخدام الصيغة المدمجة للثلاث مجموعات (ذكور، وإناث، وذكور وإناث) في نموذج الاستجابة المتدرجة ببرنامج Multilog كما

يلي:

(1) تقدير بارامترات مفردات العامل الأول لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (2) كما يلي:

جدول (2)

قيم كا^2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل الأول لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الذكور والإناث معا)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الأول لدى مجموعة الإناث

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الأول	(35)	9.953	1.000	1.40	0.21	-3.62	0.67	-2.70	0.43	-1.39	0.21	-0.33	0.13
	(37)	11.949	1.000	3.19	0.31	-2.35	0.24	-1.61	0.24	-0.68	0.08	0.28	0.08
	(38)	7.341	1.000	4.05	0.42	-1.97	0.17	-1.53	0.11	-0.62	0.07	0.17	0.07
	(39)	16.928	0.999	2.46	0.25	-2.16	0.24	-1.62	0.16	-0.60	0.09	0.45	0.09
	(40)	10.263	1.000	2.95	0.32	-2.04	0.22	-1.63	0.15	-0.87	0.09	-0.08	0.08
	(41)	9.770	1.000	1.91	0.24	-3.67	0.79	-2.56	0.35	-1.13	0.13	0.18	0.11
	Global	66.204	1.000										
MARGINAL RELIABILITY: 0.8498													

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الأول لدى مجموعة الذكور

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الأول	(35)	13.662	1.000	1.64	0.36	-2.57	0.69	-1.58	0.39	-0.99	0.27	-0.07	0.20

	(37)	2.649	1.000	4.50	0.85	−1.69	0.30	−1.03	0.14	−0.31	0.11	0.31	0.10
	(38)	9.847	1.000	3.14	0.62	−1.86	0.39	−1.41	0.23	−0.52	0.17	0.21	0.13
	(39)	7.240	1.000	4.83	0.80	−1.45	0.25	−0.96	0.15	−0.34	0.12	0.33	0.09
	(40)	3.210	1.000	4.30	0.80	−1.61	0.25	−1.22	0.20	−0.57	0.12	0.11	0.10
	(41)	7.938	1.000	2.62	0.52	−2.08	0.50	−1.73	0.34	−0.90	0.18	0.31	0.14
	Global	44.546	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8683									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الأول لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا²	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الأول	(35)	13.936	1.000	1.49	0.18	−3.25	0.48	−2.32	0.29	−1.27	0.16	−0.25	0.10
	(37)	9.077	1.000	3.51	0.30	−2.14	0.19	−1.44	0.10	−0.58	0.07	0.29	0.06
	(38)	11.180	1.000	3.72	0.33	−1.99	0.17	−1.52	0.10	−0.60	0.07	0.19	0.06
	(39)	17.430	0.999	2.88	0.24	−1.93	0.17	−1.42	0.12	−0.52	0.07	0.40	0.07
	(40)	8.772	1.000	3.23	0.30	−1.92	0.17	−1.52	0.12	−0.79	0.07	−0.04	0.06
	(41)	14.134	1.000	2.05	0.21	−2.98	0.43	−2.30	0.25	−1.06	0.10	0.22	0.09
	Global	74.530	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8553									

يوضح جدول (2) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل الأول الناتج من التحليل العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل الأول لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) مما يؤكد ثبات المفردات في كل مجموعة. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل الأول في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث أن مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (1.40– 4.05)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الذكور بين (1.64– 4.83)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معا بين (1.49– 3.72)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى فوق المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم التمييز لهذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (2) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (35) في مجموعة الإناث يزداد من (–3.62) إلى (–0.33)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (–2.57) إلى (–0.07)، وفي المجموعتين معا يزداد من (–3.25) إلى (–0.25)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لبارامترات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.13–0.67) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.20–0.69)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.10–0.48)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل الأول في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض وحتى المستوى المرتفع.

ومن جهة أخرى فإنه للتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين (ذكور وإناث) في إطار نموذج الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة (محمد، 2006)، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في معاملات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي، والذي يوضحه جدول (3).

جدول (3)

خصائص المجموعات في مفردات العامل الأول، وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعيري	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	6	2.66000	.947333	.348	1.134	1.216	2	2.432	Between Groups
الذكور	6	3.50500	1.246784			1.072	15	16.079	Within Groups

المجموعتين معا	6	2.81333	.873995	17	18.511	Total

ويتضح من جدول (3) عدم وجود فروق بين المجموعات الثلاثة في معاملات التمييز، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات في بارامترات التمييز لكل مفردة.

(2) تقدير بارامترات مفردات العامل الثاني لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (4) كما يلي:

جدول (4)

قيم كا2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل الثاني لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الذكور والإناث معاً)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثاني لدى مجموعة الإناث																
العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة										
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثاني	(12)	12.547	1.000	2.38	0.31	-3.25	0.69	-2.08	0.29	-1.39	0.16	-0.48	0.09
	(9)	8.561	1.000	2.30	0.27	-2.45	0.31	-1.66	0.19	-0.84	0.12	0.18	0.09
	(19)	5.315	1.000	2.64	0.28	-2.61	0.41	-1.74	0.19	-0.72	0.10	0.34	0.08
	(3)	13.812	1.000	1.23	0.22	-5.08	1.33	-3.45	0.61	-1.80	0.30	0.36	0.14
	(8)	6.727	1.000	2.72	0.29	-3.03	0.60	-1.98	0.22	-1.06	0.12	0.06	0.08
	(13)	5.069	1.000	2.40	0.27	-2.39	0.31	-1.89	0.21	-0.74	0.11	0.46	0.09
	(7)	6.536	1.000	2.24	0.24	-2.35	0.28	-1.64	0.19	-0.29	0.09	0.73	0.11
	(24)	5.196	1.000	2.52	0.29	-2.44	0.30	-1.91	0.21	-0.83	0.11	0.27	0.08

	(10)	12.944	1.000	1.33	0.18	-2.89	0.50	-1.80	0.29	-0.32	0.14	1.28	0.18
	(4)	10.764	1.000	1.43	0.20	-4.47	1.07	-2.39	0.39	-1.12	0.19	0.39	0.13
	(20)	6.680	1.000	2.06	0.26	-2.68	0.38	-1.90	0.23	-1.10	0.16	0.00	0.09
	(21)	6.759	1.000	1.47	0.26	-4.38	1.07	-3.60	0.71	-1.98	0.33	-0.66	0.15
	Global	100.912	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8993									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعيري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثاني لدى مجموعة الذكور

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثاني	(12)	2.584	1.000	2.18	0.59	-3.17	1.60	-2.20	0.58	-1.63	0.36	-0.58	0.20
	(9)	3.496	1.000	2.63	0.58	-2.36	0.65	-1.74	0.31	-1.03	0.23	0.15	0.14
	(19)	2.788	1.000	3.50	0.74	-1.90	0.34	-1.63	0.24	-0.74	0.17	0.29	0.11
	(3)	9.829	1.000	1.17	0.34	-3.79	1.25	-3.36	1.16	-1.70	0.60	0.45	0.27
	(8)	6.628	1.000	1.96	0.46	-2.41	0.72	-1.88	0.49	-1.10	0.26	0.15	0.18
	(13)	5.673	1.000	1.70	0.44	-0.25	0.00	-5.70	0.00	-1.62	0.63	0.29	0.19
	(7)	5.045	1.000	2.10	0.43	-1.98	0.48	-1.62	0.37	-0.61	0.21	0.86	0.21
	(24)	13.865	1.000	2.09	0.52	-3.22	1.61	-2.31	0.63	-1.19	0.30	0.08	0.17

	(10)	8.230	1.000	1.16	0.35	-3.10	1.09	-1.94	0.65	-0.65	0.34	0.93	0.31
	(4)	12.583	1.000	1.88	0.48	-2.86	1.13	-1.98	0.53	-0.74	0.27	0.34	0.18
	(20)	2.583	1.000	1.36	0.39	4.21	0.00	-7.46	0.00	-1.42	0.44	-0.17	0.24
	(21)	8.778	1.000	1.25	0.51	-0.20	0.00	-6.75	0.00	-2.53	1.71	-0.95	0.49
	Global	44.546	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8683									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعيارى لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثاني لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثاني	(12)	7.458	1.000	2.37	0.28	-3.22	0.61	-2.10	0.25	-1.45	0.15	-0.51	0.08
	(9)	9.096	1.000	2.35	0.24	-2.45	0.27	-1.69	0.16	-0.90	0.11	0.16	0.07
	(19)	5.435	1.000	2.75	0.26	-2.52	0.32	-1.76	0.16	-0.74	0.09	0.32	0.07
	(3)	11.177	1.000	1.22	0.17	-4.50	0.84	-3.42	0.52	-1.76	0.26	0.38	0.12
	(8)	7.340	1.000	2.46	0.24	-2.76	0.39	-1.98	0.20	-1.08	0.11	0.07	0.07
	(13)	6.652	1.000	2.23	0.23	-2.59	0.32	-2.10	0.32	-0.88	0.11	0.41	0.08
	(7)	5.994	1.000	2.18	0.21	-2.35	0.28	-1.64	0.19	-0.29	0.09	0.73	0.11
	(24)	9.860	1.000	2.45	0.25	-2.56	0.30	-1.98	0.20	-0.90	0.10	0.22	0.07

0.16	1.20	0.14	-0.42	0.27	-1.87	0.47	-2.99	0.16	1.26	1.000	12.709	(10)	
0.11	0.37	0.15	-1.04	0.30	-2.27	0.71	-3.81	0.17	1.52	1.000	12.444	(4)	
0.09	-0.03	0.15	-1.17	0.23	-2.16	0.36	-2.85	0.20	1.82	1.000	5.625	(20)	
0.13	-0.72	0.28	-2.03	0.62	-3.64	0.84	-4.19	0.23	1.46	1.000	6.318	(21)	
MARGINAL RELIABILITY: 0.8953										1.000	100.10	Global	

يوضح جدول (4) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل الثاني الناتج من التحليل العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل الثاني لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) مما يؤكد ثبات المفردات في كل مجموعة. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل الثاني في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث إن بارامترات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (1.23- 2.72)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الذكور بين (1.16- 3.50)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معا بين (1.22- 2.75)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى فوق المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم هذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (4) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (12) في مجموعة الإناث يزداد من (-3.25) إلى (- 0.48)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (-3.17) إلى (-0.58)، وفي المجموعتين معا يزداد من (-3.22) إلى (-0.51)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لمؤشرات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.09-0.69) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.20-1.60)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.08-0.61)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل الثاني في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض وحتى المستوى المرتفع.

ومن جهة أخرى فإنه للتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين (ذكور وإناث) في إطار نموذج

الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة (حسين، 2019)، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في معاملات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي، والذي يوضحه جدول (5).

جدول (5)

خصائص المجموعات في مفردات العامل الثاني وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعيارى	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	12	2.0600	.54426	.187	.830	.064	2	.129	Between Groups
الذكور	12	1.9150	.67979			.345	33	11.373	Within Groups
المجموعتين معا	12	2.0058	.52495				35	11.502	Total

ويتضح من جدول (5) عدم وجود فروق في بارامترات التمييز لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات.

(3) تقدير بارامترات مفردات العامل الثالث لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا^2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (6) كما يلي:

جدول (6)

قيم كا2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل الثالث لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الذكور والإناث معاً)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثالث لدى مجموعة الإناث													
العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثالث	(15)	6.481	1.00	2.19	0.26	-2.28	0.27	-1.88	0.20	-1.15	0.13	-0.02	0.09
	(2)	13.691	1.00	1.62	0.19	-3.37	0.53	-2.16	0.27	-0.59	0.13	0.96	0.15
	(22)	6.788	1.00	2.08	0.23	-1.75	0.18	-1.03	0.13	-0.40	0.10	0.59	0.11

	(50)	9.482	1.00	2.01	0.25	-2.15	0.25	-1.78	0.20	-0.92	0.12	-0.02	0.09
	(18)	8.688	1.00	1.95	0.22	-2.03	0.24	-1.49	0.17	-0.55	0.10	0.60	0.11
	(36)	13.336	1.00	2.41	0.27	-2.28	0.22	-2.03	0.21	-0.96	0.11	0.04	0.08
	(49)	4.632	1.00	1.85	0.21	-2.13	0.24	-1.37	0.16	-0.56	0.11	0.57	0.12
	(34)	8.058	1.00	1.76	0.20	-1.00	0.13	-0.55	0.12	0.08	0.11	1.02	0.14
	(23)	6.289	1.00	1.64	0.18	-2.75	0.36	-1.82	0.21	-0.24	0.11	1.13	0.15
	Global	77.446	1.00	MARGINAL RELIABILITY: 0.8802										

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثالث لدى مجموعة الذكور

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثالث	(15)	10.569	1.000	1.76	0.45	-2.80	0.70	-2.51	0.60	-0.96	0.24	0.09	0.19
	(2)	8.735	1.000	1.44	0.35	-6.42	0.00	-3.13	2.51	-0.80	0.30	0.80	0.30
	(22)	7.782	1.000	2.34	0.45	-1.39	0.26	-0.83	0.18	-0.30	0.15	0.70	0.19
	(50)	7.837	1.000	2.00	0.45	-1.94	0.44	-1.46	0.28	-0.86	0.21	-0.07	0.18

	(18)	10.339	1.000	2.76	0.43	-1.59	0.27	-1.08	0.20	-0.33	0.15	0.33	0.15	
	(36)	7.464	1.000	2.06	0.44	-2.56	0.61	-2.31	0.50	-1.24	0.25	0.12	0.17	
	(49)	10.703	1.000	1.77	0.37	-2.36	0.55	-1.61	0.55	-0.23	0.20	0.70	0.24	
	(34)	9.598	1.000	2.37	0.44	-1.08	0.23	-0.54	0.17	0.08	0.16	0.64	0.19	
	(23)	14.935	1.000	1.72	0.32	-2.03	0.44	-1.55	0.32	-0.57	0.21	0.96	0.28	
	Global	87.962	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8857										

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثالث لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة								
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE	
الثالث	(15)	10.327	1.000	2.06	0.22	-2.39	0.26	-1.99	0.20	-1.11	0.11	0.00	0.08	
	(2)	17.257	0.999	1.58	0.16	-3.58	0.53	-2.31	0.26	-0.64	0.11	0.92	0.13	
	(22)	8.978	1.000	2.14	0.21	-1.68	0.15	-0.99	0.10	-0.39	0.8	0.61	0.09	
	(50)	8.223	1.000	1.99	0.22	-2.11	0.22	-1.70	0.16	-0.91	0.11	-0.04	0.08	
	(18)	9.805	1.000	2.07	0.19	-1.93	0.19	-1.39	0.13	-0.50	0.08	0.54	0.09	

	(36)	16.277	1.000	2.34	0.23	−2.34	0.21	−2.08	0.20	−1.02	0.10	0.05	0.07	
	(49)	7.069	1.000	1.82	0.18	−2.19	0.22	−1.43	0.15	−0.49	0.09	0.60	0.10	
	(34)	12.189	1.000	1.87	0.18	−1.02	0.11	−0.55	0.10	0.04	0.09	0.92	0.12	
	(23)	15.371	1.000	1.65	0.16	−2.55	0.28	−1.76	0.18	−0.33	0.10	1.09	0.14	
	Global	105.495	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8804										

يوضح جدول (6) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل الثالث الناتج من التحليل العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل الثالث لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) مما يؤكد ثبات المفردات في كل مجموعة. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل الثالث في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث إن بارامترات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (1.62− 2.41)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الذكور بين (1.72− 2.76)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معاً بين (1.58− 2.34)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى فوق المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم هذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (6) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (15) في مجموعة الإناث يزداد من (−2.28) إلى (− 0.02)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (−2.80) إلى (0.09)، وفي المجموعتين معا يزداد من (−2.39) إلى (0.00)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لمؤشرات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.09−0.27) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.19−0.70)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.08−0.26)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل الثالث في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض من القدرة وحتى المستوى المرتفع.

وللتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين (ذكور وإناث) في إطار نموذج الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في بارامترات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي كما يوضحه جدول (7).

جدول (7)

خصائص المجموعات في مفردات العامل الثالث وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعيري	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	9	1.9456	.25996	.829	.189	.018	2	.037	Between Groups
الذكور	9	2.0244	.40786			.097	24	2.338	Within Groups
المجموعتين معا	9	1.9467	.24145				26	2.375	Total

ويتضح من جدول (7) عدم وجود فروق في بارامترات التمييز لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات.

(4) تقدير بارامترات مفردات العامل الرابع لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (8) كما يلي:

جدول (8)

قيم كا2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل الرابع لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الذكور والإناث معاً)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الرابع لدى مجموعة الإناث																
العامل	المفردات	كا2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة										
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE			
الإناث	(43)	4.803	1.00	2.73	0.33	-2.53	0.37	-2.07	0.22	-0.96	0.11	0.33	0.08			
	(44)	5.359	1.00	2.80	0.34	-2.55	0.38	-2.29	0.31	-0.77	0.10	0.34	0.08			

	(45)	6.699	1.00	3.06	0.31	-2.30	0.30	-1.67	0.17	-0.51	0.08	0.50	0.08
	(46)	6.516	1.00	2.62	0.28	-2.00	0.24	-1.48	0.15	-0.40	0.09	0.50	0.09
	(52)	10.964	1.00	2.10	0.27	-3.7	0.55	-2.11	0.27	-1.03	0.13	0.08	0.09
	(51)	10.628	1.00	1.91	0.24	-2.60	0.38	-1.86	0.22	-0.75	0.12	0.17	0.11
	(42)	7.157	1.00	2.31	0.28	-3.30	0.65	-2.42	0.34	-1.00	0.12	0.38	0.09
	(47)	11.716	1.00	2.43	0.31	-2.70	0.41	-2.16	0.28	-1.09	0.13	-0.11	0.09
	(48)	5.675	1.00	1.94	0.23	-2.20	0.29	-1.55	0.19	-0.60	0.11	0.57	0.11
	Global	69.517	1.00	MARGINAL RELIABILITY: 0.8936									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الرابع لدى مجموعة الذكور

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الرابع	(43)	3.079	1.000	3.64	0.78	-2.15	0.39	-1.62	0.25	-1.00	0.16	0.16	0.12
	(44)	7.071	1.000	1.81	0.43	-3.23	0.95	-2.27	0.51	-1.41	0.31	0.21	0.18
	(45)	3.217	1.000	2.01	0.43	-2.36	0.53	-2.03	0.41	-0.56	0.18	0.54	0.19

	(46)	6.880	1.000	1.57	0.36	-3.42	1.06	-2.10	0.45	-0.80	0.25	0.66	0.25	
	(52)	6.886	1.000	1.99	0.44	-5.44	0.00	-3.08	2.17	-1.35	0.34	-0.43	0.17	
	(51)	3.384	1.000	1.78	0.41	-2.53	0.63	-2.03	0.46	-1.16	0.27	0.28	0.20	
	(42)	1.277	1.000	2.98	0.66	-2.06	0.37	-1.69	0.28	-1.07	0.18	0.16	0.14	
	(47)	9.930	1.000	1.48	0.37	-3.09	0.83	-2.20	0.52	1.45	0.34	-0.04	0.21	
	(48)	4.921	1.000	0.72	0.27	-5.61	2.40	-3.21	1.32	-1.16	0.59	0.63	0.48	
	Global	46.645	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8644										

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الرابع لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S. E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الرابع	(43)	4.972	1.000	2.77	0.28	-2.46	0.29	-1.97	0.17	-1.01	0.09	0.28	0.07
	(44)	6.616	1.000	2.55	0.26	-2.69	0.35	-2.25	0.24	-0.89	0.09	0.30	0.07
	(45)	6.597	1.000	2.71	0.24	-2.38	0.27	-1.80	0.16	-0.54	0.07	0.49	0.08
	(46)	7.833	1.000	2.35	0.22	-2.21	0.24	-1.59	0.14	-0.49	0.08	0.52	0.09
	(52)	11.303	1.000	2.05	0.22	-3.31	0.55	-2.30	0.26	-1.13	0.12	-0.04	0.08

	(51)	10.342	1.000	1.92	0.21	−2.56	0.31	−1.89	0.19	−0.85	0.11	0.18	0.09
	(42)	6.817	1.000	2.30	0.24	−2.81	0.36	−2.24	0.24	−1.06	0.11	0.31	0.08
	(47)	10.141	1.000	2.16	0.24	−2.76	0.35	−2.15	0.23	−1.16	0.12	−0.10	0.08
	(48)	8.180	1.000	1.59	0.17	−2.59	0.32	−1.75	0.21	−0.66	0.12	0.56	0.11
	Global	72.801	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8851									

يوضح جدول (8) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل الرابع الناتج من التحليل العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل الرابع لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) مما يؤكد ثبات المفردات في كل مجموعة. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل الرابع في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث إن بارامترات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (1.91− 3.06)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الذكور بين (0.72− 3.64)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معا بين (1.59− 2.77)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى فوق المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم هذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (8) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (43) في مجموعة الإناث يزداد من (−2.53) إلى (0.33)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (−2.15) إلى (0.16)، وفي المجموعتين معا يزداد من (−2.46) إلى (0.28)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لمؤشرات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.08−0.37) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.12−0.39)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.07−0.29)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل الرابع في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض من القدرة وحتى المستوى المرتفع.

ومن جهة أخرى فإنه للتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين في إطار نموذج الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في بارامترات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي، والذي يوضحه جدول (9).

جدول (9)

خصائص المجموعات في مفردات العامل الرابع وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعياري	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	9	2.4333	.40212	.302	1.257	.435	2	.869	Between Groups
الذكور	9	1.9978	.85355			.346	24	8.297	Within Groups
المجموعتين معا	9	2.2667	.38318				26	9.166	Total

ويتضح من جدول (9) عدم وجود فروق في بارامترات التمييز لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات.

(5) تقدير بارامترات مفردات العامل الخامس لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا^2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (10) كما يلي:

جدول (10)

قيم كا^2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل الخامس

لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الذكور والإناث معاً)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الخامس لدى مجموعة الإناث														
العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة								
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الخامس	(28)	6.487	1.00	2.40	0.31	-3.38	0.62	-2.44	0.30	-1.46	0.15	-0.39	0.09
	(29)	0.273	1.00	8.76	1.69	-2.58	0.25	-2.05	0.12	-1.56	0.07	-0.86	0.05

	(30)	3.235	1.00	3.64	0.45	-3.05	0.46	-2.25	0.24	-1.61	0.12	0.61	0.07	
	Global	9.995	1.00	MARGINAL RELIABILITY: 0.8936										

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الخامس لدى مجموعة الذكور

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الخامس	(28)	1.657	1.000	1.39	0.44	-0.69	0.00	-6.70	0.00	-2.04	0.87	-0.49	0.29
	(29)	1.662	1.000	2.73	0.79	-2.80	0.73	-2.37	0.55	-2.12	0.41	-1.07	0.17
	(30)	1.192	1.000	3.06	0.72	-2.21	0.37	-1.92	0.31	-1.63	0.24	0.58	0.14
	Global	4.510	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.8644									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الخامس لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الخامس	(28)	5.708	1.000	2.17	0.25	-3.48	0.55	-2.67	0.30	-1.55	0.14	-0.42	0.09
	(29)	0.400	1.000	6.25	0.94	-2.72	0.31	-2.15	0.14	-1.67	0.09	-0.90	0.05
	(30)	6.129	1.000	3.20	0.36	-2.90	0.34	-2.28	0.22	-1.69	0.12	0.63	0.07
	Global	12.238	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.6033									

يوضح جدول (10) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل الخامس الناتجة من التحليل

العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل الخامس لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) لدى مجموعة الذكور والإناث كل على حدة، مما يؤكد ثبات المفردات في كل منهما. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل الخامس في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث إن بارامترات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (2.40–8.76)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الذكور بين (1.39–3.06)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معا بين (2.17– 6.25)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى فوق المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم هذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (10) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (28) في مجموعة الإناث يزداد من (–3.38) إلى (–0.39)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (–0.69) إلى (–0.49)، وفي المجموعتين معا يزداد من (–3.48) إلى (–0.42)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لمؤشرات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.09–0.62) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.00–0.29)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.09–0.55)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل الخامس في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض من القدرة وحتى المستوى المرتفع. وللتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين (ذكور وإناث) في إطار نموذج الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في بارامترات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي، والذي يوضحه جدول (11).

جدول (11)

خصائص المجموعات في مفردات العامل الخامس وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعياري	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	3	4.9333	3.37149	.880	.462	4.883	2	9.766	Between Groups
الذكور	3	2.3933	.88444			5.550	6	33.302	Within Groups

المجموعتين معا	3	3.8733	2.12171		8	43.067	Total

ويتضح من جدول (11) عدم وجود فروق في بارامترات التمييز لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات.

(6) تقدير بارامترات مفردات العامل السادس لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا^2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (12) كما يلي:

جدول (12)

قيم كا^2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل السادس لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الذكور والإناث معاً)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل السادس لدى مجموعة الإناث															
العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة									
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
السادس	(5)	1.969	1.00	3.00	0.37	-3.19	0.56	-2.22	0.20	-1.44	0.12	-0.48	0.08
	(6)	1.663	1.00	2.21	0.26	-3.27	0.49	-2.38	0.24	-1.16	0.12	-0.02	0.09
	(27)	3.160	1.00	1.48	0.19	-2.77	0.37	-1.98	0.25	-0.89	0.15	0.18	0.12
	(33)	2.971	1.00	1.94	0.23	-2.79	0.34	-2.35	0.27	-1.29	0.14	-0.10	0.10
	Global	9.762	1.00	MARGINAL RELIABILITY: 0.7250									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل السادس لدى مجموعة الذكور															
العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة									
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
السادس	(5)	3.743	1.000	1.82	0.45	-6.15	0.00	-2.94	1.10	-1.60	0.36	-0.49	0.19

	(6)	2.691	1.000	1.71	0.38	-3.50	0.99	-2.31	0.47	-0.97	0.23	-0.09	0.18
	(27)	2.333	1.000	1.39	0.33	-2.88	0.74	-2.39	0.56	-1.04	0.30	0.17	0.22
	(33)	1.741	1.000	2.43	0.53	-2.66	0.45	-2.13	0.39	-1.31	0.23	-0.15	0.15
	Global	10.508	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.7030									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل السادس لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
السادس	(5)	3.465	1.000	2.59	0.28	-3.54	0.60	-2.38	0.21	-1.48	0.12	-0.48	0.07
	(6)	0.685	1.000	2.03	0.21	-3.36	0.45	-2.38	0.22	-1.12	0.11	-0.04	0.08
	(27)	4.583	1.000	1.45	0.16	-2.86	0.34	-2.10	0.23	-0.94	0.13	0.17	0.11
	(33)	3.602	1.000	2.04	0.21	-2.76	0.28	-2.29	0.23	-1.29	0.12	-0.11	0.08
	Global	12.336	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.7143									

يوضح جدول (12) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل السادس الناتجة من التحليل العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل السادس لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) لدى مجموعة الذكور والإناث كل على حدة، مما يؤكد ثبات المفردات في كل منهما. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل السادس في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث إن بارامترات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (1.48-3.00)، كما تمتد مؤشرات التمييز

لمفردات مجموعة الذكور بين (1.39–2.43)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معا بين (1.45– 2.59)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى فوق المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم هذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (12) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (5) في مجموعة الإناث يزداد من (–3.19) إلى (–0.48)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (–6.15) إلى (–0.49)، وفي المجموعتين معا يزداد من (–3.54) إلى (–0.48)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لمؤشرات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.08–0.56) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.19–0.00)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.07–0.60)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل السادس في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض من القدرة وحتى المستوى المرتفع.

وللتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين (ذكور وإناث) في إطار نموذج الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في بارامترات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي، والذي يوضحه جدول (13).

جدول (13)

خصائص المجموعات في مفردات العامل السادس وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعيارى	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	4	2.1575	.63741	.383	.693	.104	2	.207	Between Groups
الذكور	4	1.8375	.43508			.271	9	2.437	Within Groups
المجموعتين معا	4	2.0275	.46550				11	2.644	Total

ويتضح من جدول (13) عدم وجود فروق في بارامترات التمييز لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات.

(7) تقدير بارامترات مفردات العامل الثامن لدى كل من الذكور والإناث والعينة الكلية:

قامت الباحثة باستخراج قيمة كا2 ومستوى دلالتها ومعامل التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة، ويوضح ذلك في جدول (14) كما يلي:

جدول (14)

قيم كا2 ومعاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري والعتبات الفارقة لمفردات العامل الثامن لدي العينات الثلاثة (مجموعة الإناث ومجموعة الذكور ومجموعة الإناث معاً)

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل السادس لدى مجموعة الإناث

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثامن	(1)	6.679	1.00	1.27	0.19	-4.32	0.78	-3.03	0.48	-1.34	0.21	-0.13	0.13
	(25)	10.551	1.00	1.96	0.22	-2.82	0.38	-2.03	0.23	-0.61	0.11	0.45	0.10
	(31)	0.785	1.00	3.65	0.40	-2.37	0.23	-1.80	0.15	-0.94	0.08	0.00	0.07
	(32)	4.002	1.00	3.24	0.33	-2.54	0.25	-1.76	0.16	-0.73	0.08	0.16	0.07
	Global	22.019	1.00	MARGINAL RELIABILITY: 0.7909									

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثامن لدى مجموعة الذكور

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة							
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثامن	(1)	5.458	1.000	0.53	0.25	-8.82	4.65	-6.71	3.67	-4.10	2.19	0.27	0.56
	(25)	4.905	1.000	1.50	0.32	-3.33	0.93	-2.20	0.50	-0.96	0.28	0.47	0.23

	(31)	0.894	1.000	2.34	0.55	-3.41	0.00	-5.31	0.00	-1.17	0.32	-0.17	0.15
	(32)	1.428	1.000	2.92	0.59	-2.87	0.57	-2.09	0.32	-0.74	0.16	0.01	0.13
	Global	12.685	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.7243										

نتائج معاملات التمييز والصعوبة والخطأ المعياري لنموذج الاستجابة المتدرجة لمفردات العامل الثامن لدى المجموعتين

العامل	المفردات	كا^2	P-Value	التمييز	S.E	العتبات الفارقة لمستوى الصعوبة									
						B1	SE	B2	SE	B3	SE	B4	SE
الثامن	(1)	7.387	1.000	1.09	0.16	-4.80	0.79	-3.42	0.51	-1.63	0.23	-0.07	0.13
	(25)	11.377	1.000	1.86	0.18	-2.92	0.36	-2.05	0.21	-0.68	0.10	0.45	0.09
	(31)	0.857	1.000	3.34	0.32	-2.51	0.23	-1.97	0.15	-0.97	0.08	-0.04	0.06
	(32)	3.736	1.000	3.15	0.30	-2.63	0.24	-1.83	0.14	-0.73	0.07	0.12	0.06
	Global	23.357	1.000	MARGINAL RELIABILITY: 0.7782										

يوضح جدول (14) أن جميع قيم Chi-square لمفردات العامل الثامن الناتجة من التحليل العاملي لدى المجموعات الثلاثة غير دالة إحصائياً، مما يشير إلى مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة. كما أن مؤشر الثبات الهامشي لمفردات العامل السادس لدى كل مجموعة أكبر من (0.7) لدى المجموعات الثلاثة كل على حدة، مما يؤكد ثبات المفردات في كل منها. كما يتضح أن قيم معاملات تمييز مفردات العامل الثامن في كل مجموعة تتوافق مع تصنيف "Baker, 2001" حيث إن بارامترات التمييز لمفردات مجموعة الإناث تمتد بين (1.27-3.65)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات مجموعة الذكور بين (0.53-2.92)، كما تمتد مؤشرات التمييز لمفردات المجموعتين معا بين (1.09- 3.34)، وبالتالي فإن معالم التمييز تكون في المستوى المتوسط، مما يعطي مؤشر مقبول على معالم هذه المفردات في المجموعات الثلاثة.

كما يتضح من جدول (14) أن قيم العتبات الفارقة لمؤشر الصعوبة تزداد تباعاً عند انتقال الفرد في كل مجموعة من المستوى الأقل إلى المستوى الأعلى منه، وعلى سبيل المثال في المفردة رقم (32) في مجموعة الإناث يزداد من (−2.54) إلى (0.16)، وفي مجموعة الذكور يزداد من (−2.87) إلى (0.01)، وفي المجموعتين معا يزداد من (−2.63) إلى (0.12)، بالإضافة إلى تدني الخطأ المعياري لقيم العتبات الفارقة لمؤشرات الصعوبة، ففي نفس المفردة تتراوح قيمته بين (0.07−0.25) في مجموعة الإناث، بينما في مجموعة الذكور امتدت قيمته لنفس المفردة بين (0.13−0.57)، كما امتدت في المجموعتين معا بين (0.06−0.24)، وهذا يوضح دقة تقدير معلم الصعوبة لمفردات العامل الثامن في كل مجموعة باستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة، كما يدل على اتساع مدى القدرات التي يغطيها هذا العامل بدءً من المستوى المنخفض من القدرة وحتى المستوى المرتفع.

وللتحقق من تكافؤ القياس لدى المجموعتين (ذكور وإناث) في إطار نموذج الاستجابة المتدرجة، فإنه يتطلب مقارنة معالم المفردات عبر المجموعات موضع المقارنة، لذا فقد قامت الباحثة بالتحقق من الفروق بين المجموعات الثلاثة في بارامترات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي، والذي يوضحه جدول (15).

جدول (15)

خصائص المجموعات في مفردات العامل الثامن وتحليل التباين الأحادي للمجموعات في معاملات التمييز

المجموعة	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعياري	Sig.	F	Mean Square	df	Sum of Squares	
الإناث	4	2.5300	1.10619	.474	.637	.546	2	1.091	Between Groups
الذكور	4	1.8225	1.04033			1.152	9	10.365	Within Groups
المجموعتين معا	4	2.3600	1.07198				11	11.456	Total

ويتضح من جدول (15) عدم وجود فروق في بارامترات التمييز لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة، مما يشير إلى تكافؤ القياس عبر هذه المجموعات.

وعلى الرغم من أن عدم وجود فروق بين الجنسين في بارامترات التمييز في نتائج الدراسات السابقة، إلا أنها يمكن أن تعد مؤشر عما كشفت عنه نتائج دراسة (Kobayasi, et al., 2018)، حيث كشفت عن عدم وجود فروق في الدرجة الكلية للمقياس بين الجنسين، على الرغم من وجود فروق بين الجنسين في بعض أبعاد جودة الحياة الأكاديمية في معظم نتائج الدراسات السابقة، ويرجع الاختلاف في أن البحث الحالي كان المتغير التابع هو مؤشرات التمييز، بينما في الدراسات السابقة

كانت الدرجة الخام الكلية للبعد.

ومن جهة أخرى فقد استخدم البحث الحالي نموذج ساميجيما للاستجابة المتدرجة هدفا للتحقق من مطابقة مفردات كل بعد مع نموذج الاستجابة للمفردة، ويؤيد نتيجة السؤال الحالي ما كشفت عنه نتائج دراسات كل من (Reise, et al., 1993)، (Maller, 2001)؛ Abad et al. 2004؛ Sheppard et al., 2006؛ Escorial & Navas, 2007؛ الكساسبة، 2023)، (Fan, 1998)، (Adams et al., 2005) ، (DeMars, 2018)، (et , Ruthal., 2010)، (Gong et al., 2021)، (Al Nima, 2022)، (محمود وآخرون، 2024).

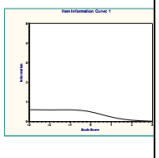
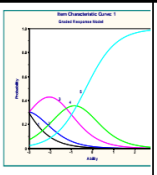
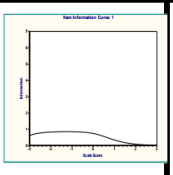
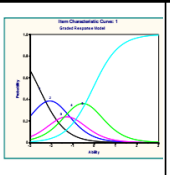
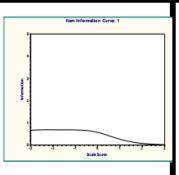
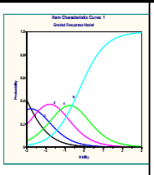
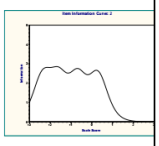
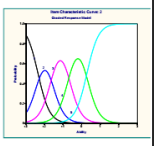
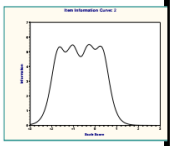
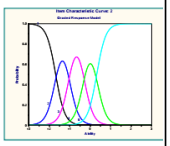
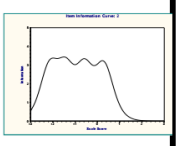
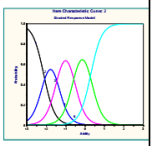
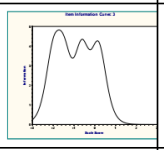
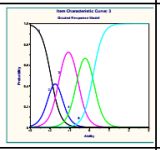
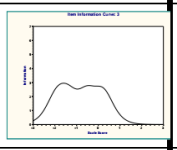
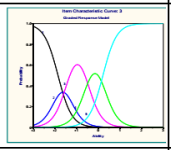
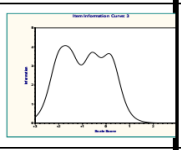
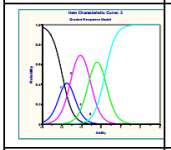
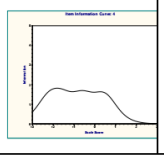
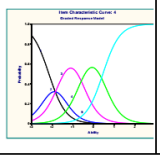
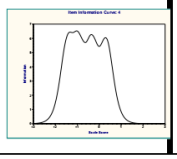
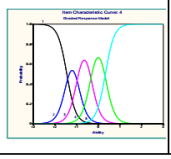
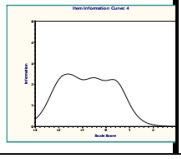
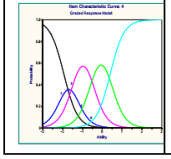
السؤال الثالث:

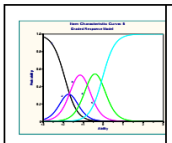
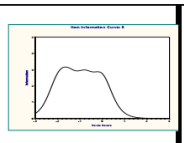
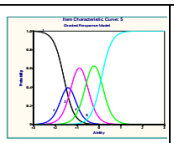
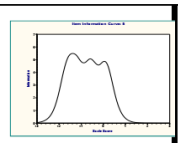
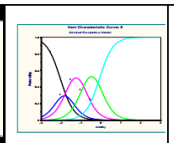
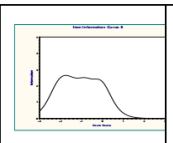
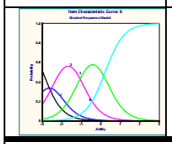
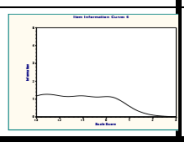
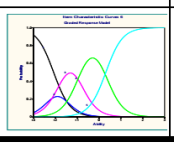
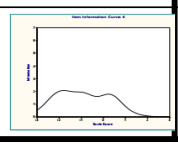
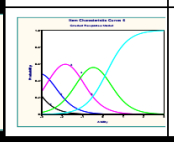
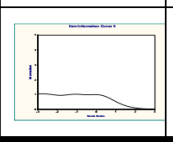
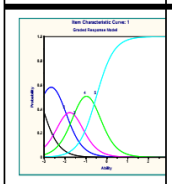
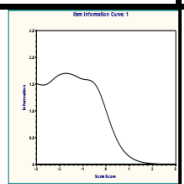
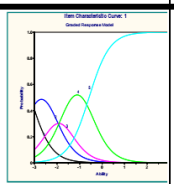
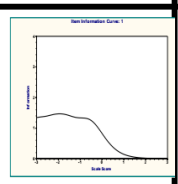
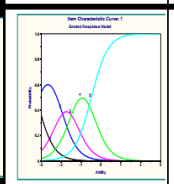
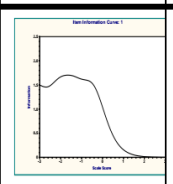
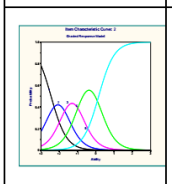
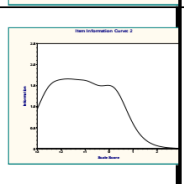
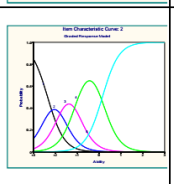
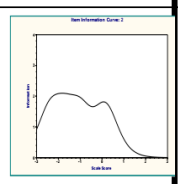
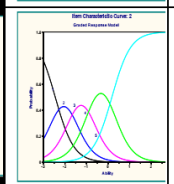
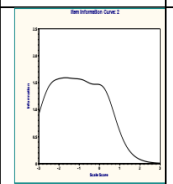
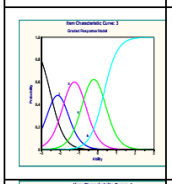
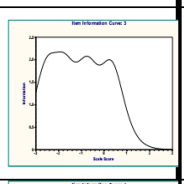
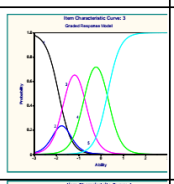
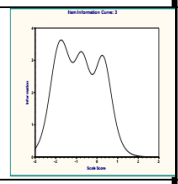
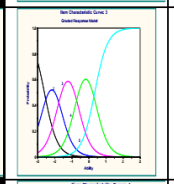
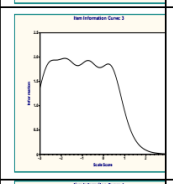
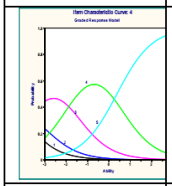
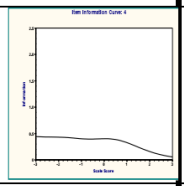
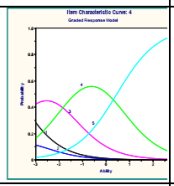
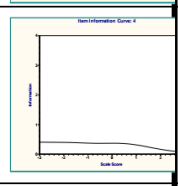
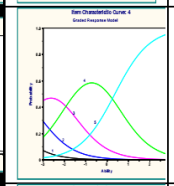
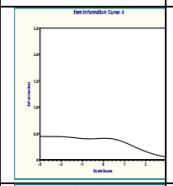
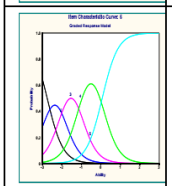
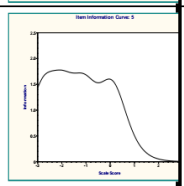
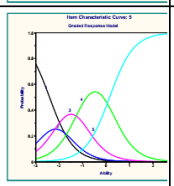
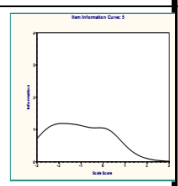
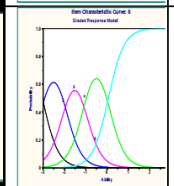
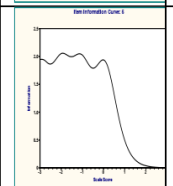
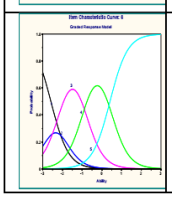
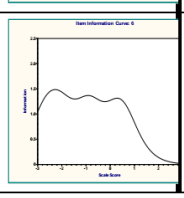
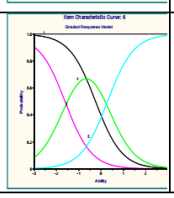
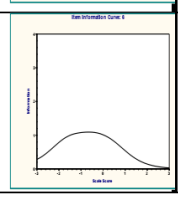
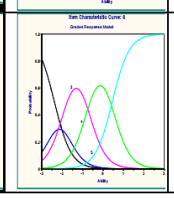
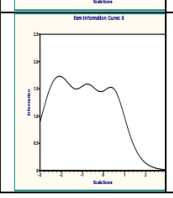
ينص السؤال الثالث على: هل توجد مفردات ذات وظيفة فارقة بين الجنسين في العوامل الفرعية لمقياس جودة الحياة الأكاديمية في ضوء دالة المعلومات؟ وللإجابة عن هذا السؤال، تم إيجاد منحنى دالة المعلومات Information Function Curve لكل مفردة من مفردات كل عامل من أبعاد المقياس باستخدام برنامج (Multilog-7) لنموذج الاستجابة المتدرجة، ومقارنة منحنيات كل مفردة في كل عامل عبر المجموعات الثلاثة، وذلك كما يتضح بهذه المنحنيات التالية:

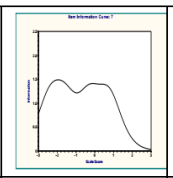
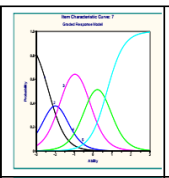
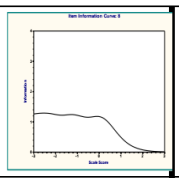
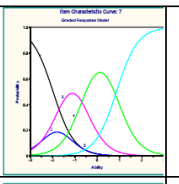
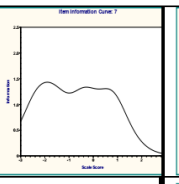
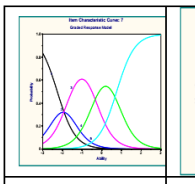
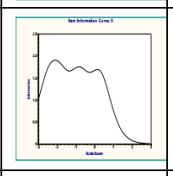
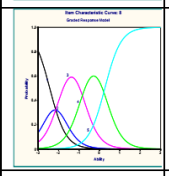
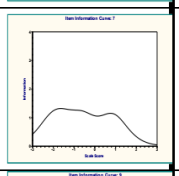
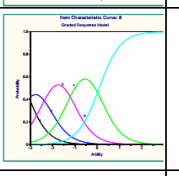
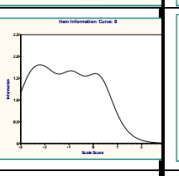
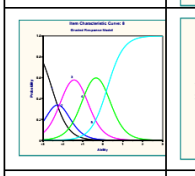
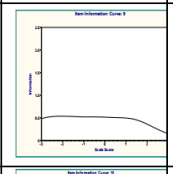
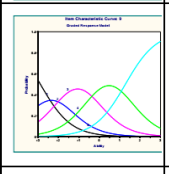
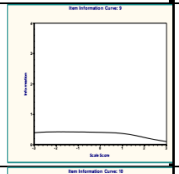
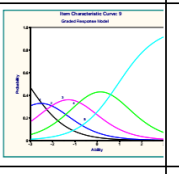
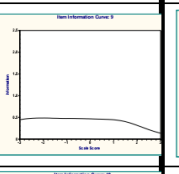
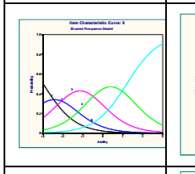
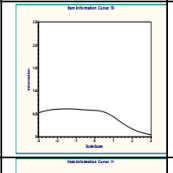
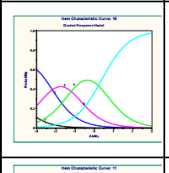
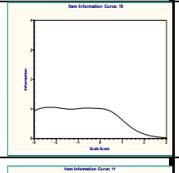
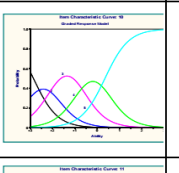
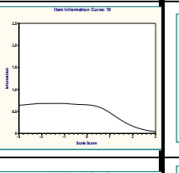
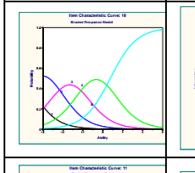
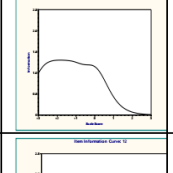
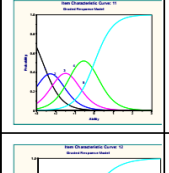
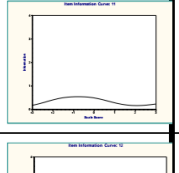
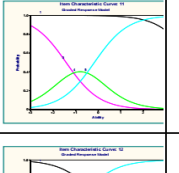
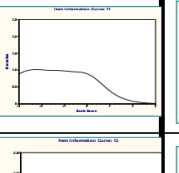
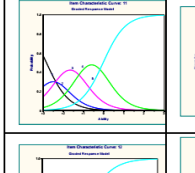
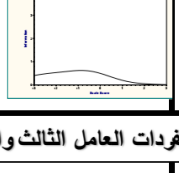
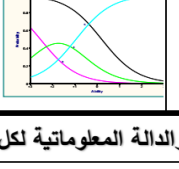
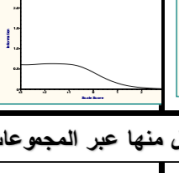
شكل (1)

المنحنيات المميزة لكل مفردة والدالة المعلوماتية لكل منها في العوامل المستخرجة من التحليل

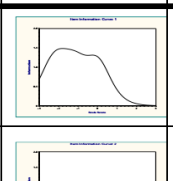
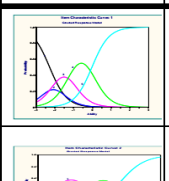
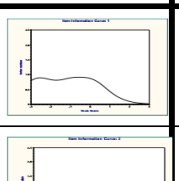
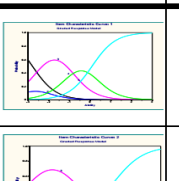
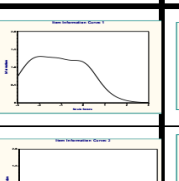
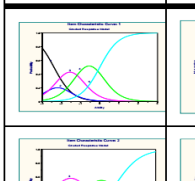
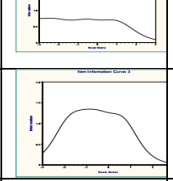
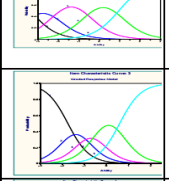
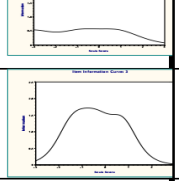
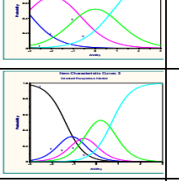
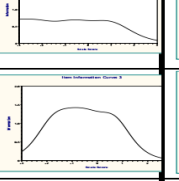
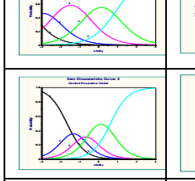
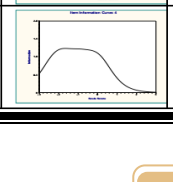
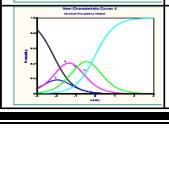
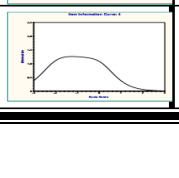
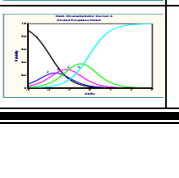
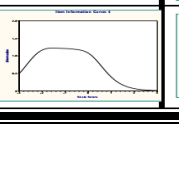
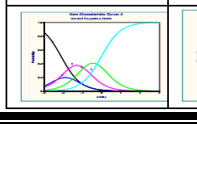
الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل الأول والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة

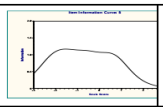
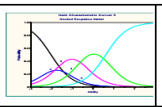
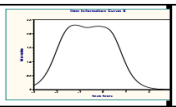
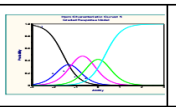
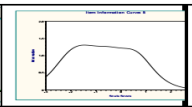
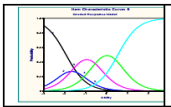
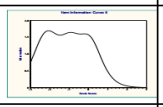
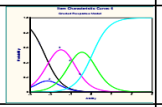
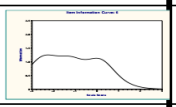
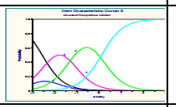
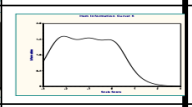
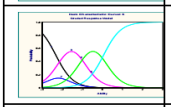
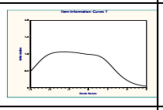
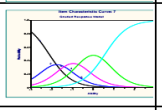
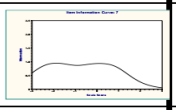
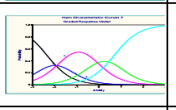
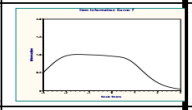
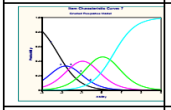
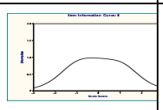
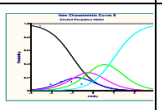
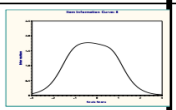
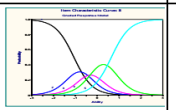
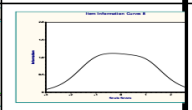
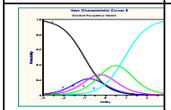
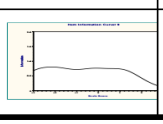
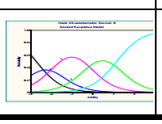
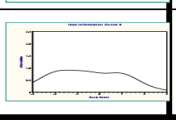
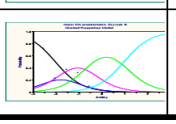
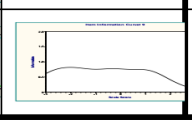
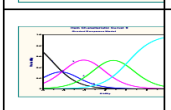
رقم المفردة	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(35)						
(37)						
(38)						
(39)						

(40)						
(41)						
الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل الثاني والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة						
رقم المفردة	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(12)						
(9)						
(19)						
(3)						
(8)						
(13)						

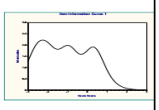
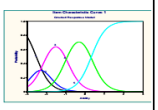
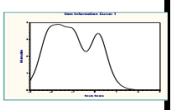
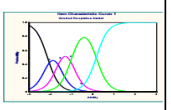
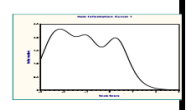
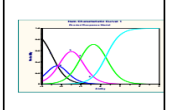
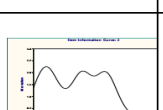
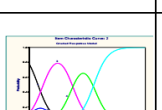
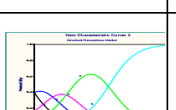
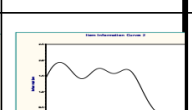
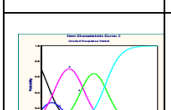
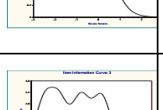
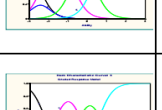
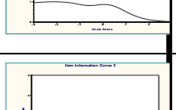
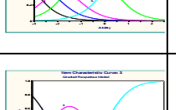
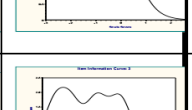
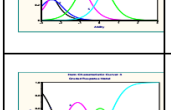
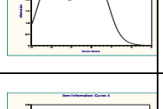
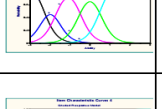
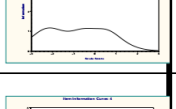
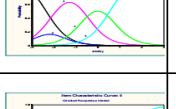
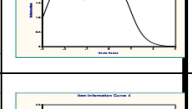
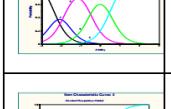
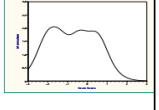
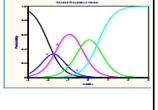
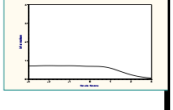
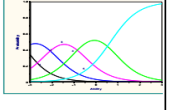
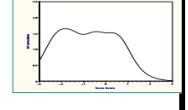
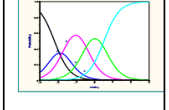
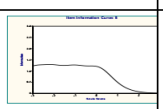
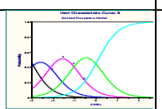
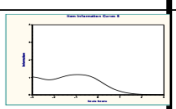
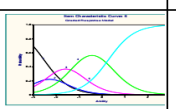
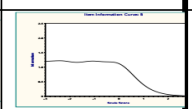
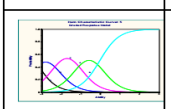
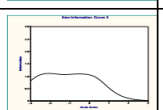
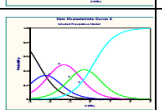
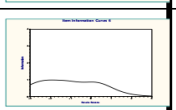
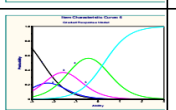
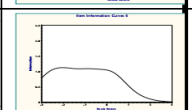
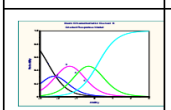
(7)						
(24)						
(10)						
(4)						
(20)						
(21)						

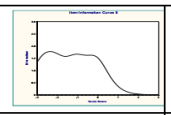
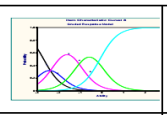
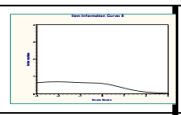
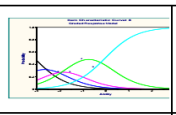
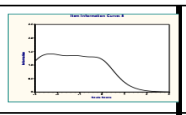
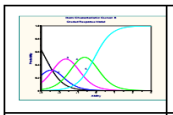
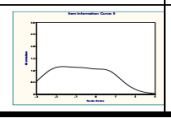
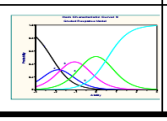
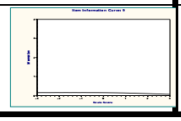
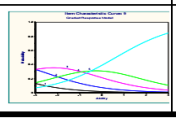
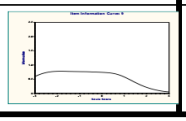
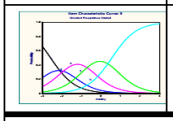
الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل الثالث والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة

رقم المفردة	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(15)						
(2)						
(22)						
(50)						

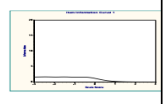
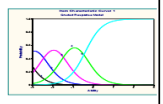
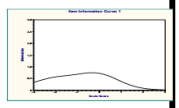
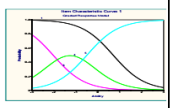
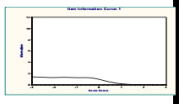
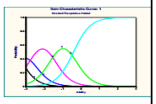
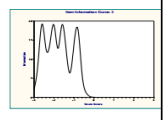
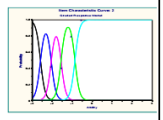
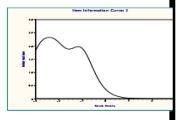
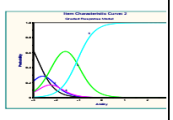
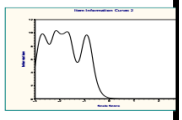
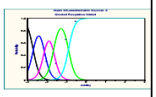
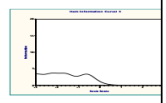
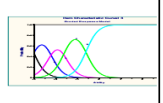
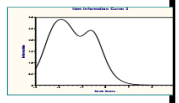
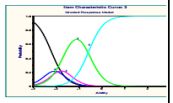
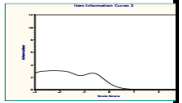
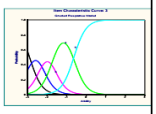
(18)						
(36)						
(49)						
(34)						
(23)						

الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل الرابع والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة

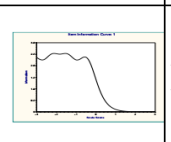
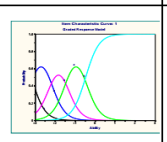
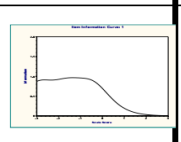
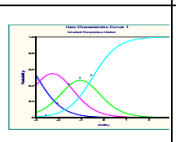
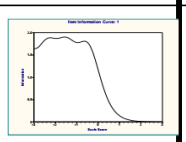
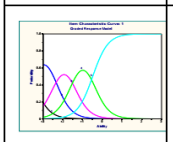
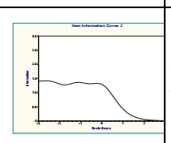
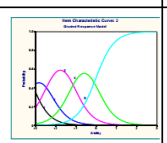
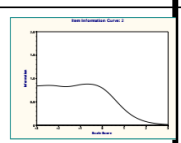
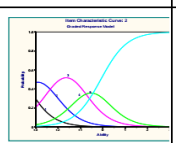
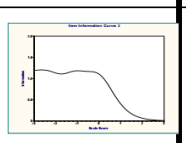
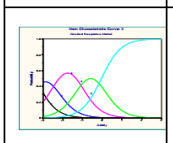
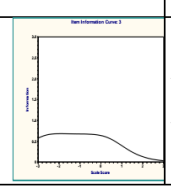
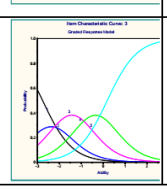
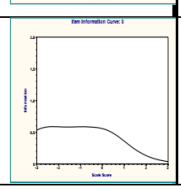
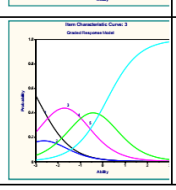
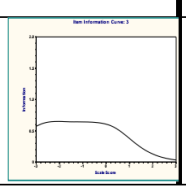
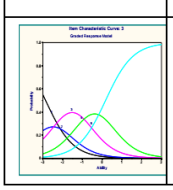
رقم المفردة	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(43)						
(44)						
(45)						
(46)						
(52)						
(51)						
(42)						

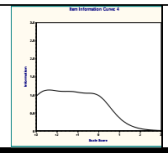
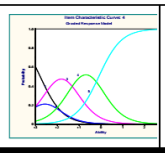
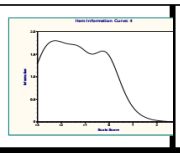
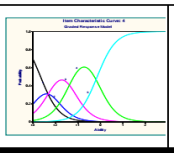
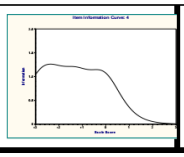
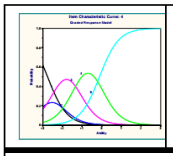
(47)						
(48)						

الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل الخامس والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة

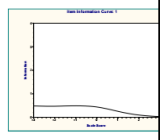
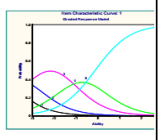
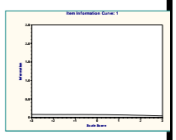
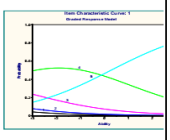
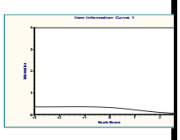
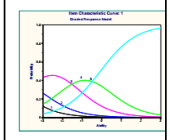
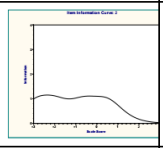
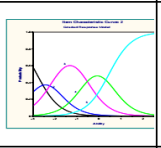
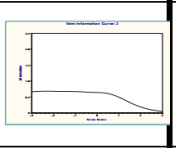
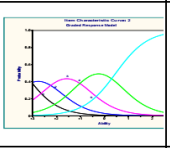
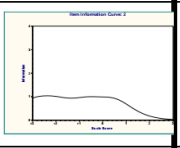
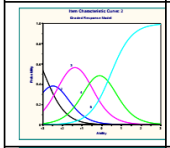
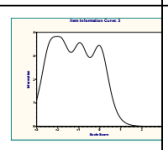
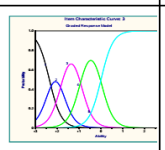
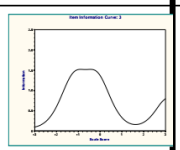
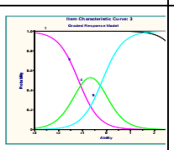
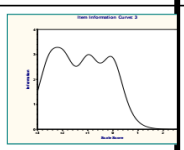
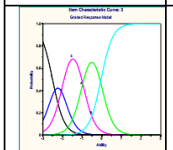
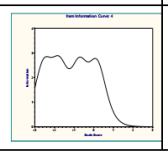
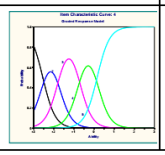
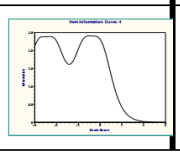
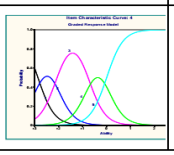
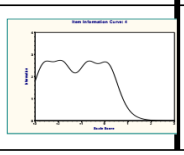
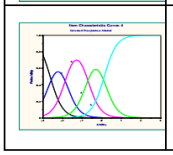
رقم المفردة	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(28)						
(29)						
(30)						

الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل السادس والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة

رقم المفردة	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(5)						
(6)						
(27)						

(33)						

الخصائص المميزة لكل مفردة من مفردات العامل الثامن والدالة المعلوماتية لكل منها عبر المجموعات الثلاثة

المفردة في	مجموعة الإناث		مجموعة الذكور		المجموعتين معا	
	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة	منحنى الدالة المعلوماتية	خصائص المنحني المميز للمفردة
(1)						
(25)						
(31)						
(32)						

وعلى ضوء مقارنة معالم الدالة المعلوماتية لكل مفردة عبر المجموعات الثلاثة (الإناث والذكور، ومجموعة الذكور والإناث معا)، يتضح أن الدالة المعلوماتية للمفردة رقم (35) في العامل الأول منخفض جداً لدى مجموعة الذكور بالمقارنة بمجموعة الإناث والمجموعتين معاً، وذلك بسبب أن بارامتر التمييز لها أقل من بقية المفردات في هذا العامل عبر المجموعات الثلاثة. وعلى الرغم من أن الدالة المعلوماتية للمفردة رقم (41) منخفضة إلى حد ما في عينة الإناث، إلا أنها تتشابه مع الدالة المعلوماتية لنظيرتها عند الذكور، وكذلك تتشابه بالدالة المعلوماتية في المجموعتين، وبذلك فإنه يتطلب حذف المفردة رقم (35) في هذا العامل.

كما أن الدالة المعلوماتية للمفردات (3، 13، 10، 20) بمجموعة الذكور تكاد تكون منخفضة في العامل الثاني، وذلك بسبب انخفاض بارامترات التمييز في كل منها بالمقارنة بمجموعة الإناث والمجموعتين معاً، لذا يتطلب حذف هذه المفردات. وعلى الرغم من أن الدالة المعلوماتية لبقية المفردات في مجموعة الذكور منخفضة إلا أنها تتشابه إلا حد ما مع مجموعة الإناث والمجموعة

الكلية. كما أن بقية منحنيات الدالة المعلوماتية لجميع مفردات العامل الثالث تكاد تكون متكافئة لأن المساحة الواقعة تحت منحنى الدالة كلها متساوية إلى حد ما، ولذا فإنه يتطلب الإبقاء عليها.

ومن جهة أخرى فإن الدالة المعلوماتية للمفردات (44، 45، 46، 52، 51، 47، 48) في العامل الرابع تكاد تكون منخفضة عند الذكور بالمقارنة بمنحنيات الدالة المعلوماتية لنفس هذه المفردات في مجموعة الإناث والمجموعة الكلية، لذا فإنه يتطلب حذف مفردات هذا العامل.

وفي العامل الخامس نجد أن الدالة المعلوماتية للمفردات (28، 30) في مجموعة الإناث أقل من نظيرتها في مجموعة الذكور والمجموعة الكلية، لذا فإنه يتطلب حذف هذا العامل.

أما في العامل السادس فيتضح أن مفردات هذا العامل تتكافأ مع نظيرتها عبر المجموعات الثلاثة وذلك بسبب تساوي المساحة الواقعة تحت منحنى الدالة المعلوماتية والتي يتضمنها هذا العامل عبر هذه المجموعات.

وفي العامل الثامن يتضح أن الدالة المعلوماتية للمفردة رقم (1) في مجموعة الذكور أقل من نظيرتها في مجموعة الإناث والمجموعة الكلية، مما يتطلب حذف هذه المفردة، ويتبقى ثلاث مفردات تتشابه المساحة الواقعة تحت منحنى الدالة المعلوماتية لكل منها مع الدالة المعلوماتية في المجموعتين في هذه المفردات.

وعلى ضوء ما سبق يتضح أن مفردات هذا المقياس تتوزع على الأبعاد كما بجدول (16):

جدول (16)

تكافؤ القياس لمفردات جودة الحياة الأكاديمية عبر المجموعات الثلاثة

مل	العوامل المستخرجة من التحليل العاملي							المجموع
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الخامس	السادس	الثامن	
ى ل	إتقان المهارات الأكاديمية	تحمل المسئولية	السعادة في تحقيق الإنجاز	عدد مفرداته أقل من (3)	عدد مفرداته أقل من (3)	الحرص والاطلاع على الأنشطة	التخطيط للمستقبل	
ات وفة	35	3، 13، 10، 20	—	44، 45، 46، 52، 51، 47، 48	28، 30	—	1	15
ات قية	37، 38، 39، 40، 41	12، 9، 19، 8، 7، 24، 4، 21	15، 2، 22، 50، 18، 36، 49، 34، 23	43، 42	29	5، 6، 27، 33	25، 31، 32	32

وعلى ضوء جدول (16) يتضح أن هناك (15) مفردة ذات وظيفة فارقة عبر الجنسين، كما أن هناك (32) مفردة متكافئة عبر الجنسين في قياس جودة الحياة الأكاديمية. وتؤيد النتائج الحالية مع

ما كشفت عنه نتائج الدراسات السابقة في ضرورة حذف بعض مفردات كل بعد نتيجة عدم مطابقتها لنموذج الاستجابة المتدرجة بنظرية الاستجابة للمفردة، كما أن الدراسات السابقة قد وضحت وجود أداء تفاضلي لأحد أو بعض مفردات البعد بالنسبة للجنسين، إلا أن النتيجة الحالية قامت بمقارنة المساحة الموجودة تحت منحنى الدالة المعلوماتية لكل مفردة في البعد، ومن ثم فقد اتضح ضرورة حذف (15) مفردة من المقياس، لأنه يوجد فروق بين الجنسين في الدالة المعلوماتية للخمسة عشرة مفردة المشار إليها في جدول (16)، ومن ثم فإنه يمكن القول أن مفردات المقياس (32) صالحة لإجراء المقارنة بين الجنسين في أي مجتمع من طلاب الجامعة.

وهكذا فإن ظهور مفردات ذات الوظيفة الفارقة دليل على عدم تحقيق التكافؤ، وعلى ذلك يجب حذف هذه المفردات، حتى تكون مفردات المقياس غير متحيزة، وبالتالي يمكن إجراء المقارنات بين الذكور والإناث والحصول على نتائج موثوق بها، وإذا ظهرت فروق بين الذكور والإناث فإنها ترجع فعلاً إلى طبيعة السمة لديهم، ولا يكون للمقياس دور في إظهار مجموعة أفضل من الأخرى، أو إظهار فروق غير حقيقية بين المجموعتين.

توصيات البحث:

بناءً على ما كشفت عنه نتائج البحث الحالي تم تقديم مجموعة من التوصيات وهي:

1) استخدام المقياس الحالي في تشخيص جودة الحياة الأكاديمية لطلاب الجامعات السعودية.
2) استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في التحقق من تكافؤ درجات الاختبارات.
3) تعزيز جودة الحياة الأكاديمية لدى طلبة الجامعة لمساعدتهم في حل مشاكل الحياة اليومية.
4) بناء برامج تدريبية لرفع مستوى جودة الحياة الأكاديمية لدى طلبة الجامعة.
5) العمل على توفير الخدمات، وتعزيز الأنشطة التي تمس حياة الطالب النفسية والاجتماعية والأكاديمية.

البحوث المقترحة:

على ضوء ما أسفرت عنه نتائج البحث فإنه توجد مجموعة من المقترحات التي يتطلب دراستها في المستقبل مثل:

1) تطوير أدوات قياس جديدة لجودة الحياة الأكاديمية تراعي تكافؤ القياس بين الجامعات وتكون خالية من التحيزات.
2) إجراء دراسات تتضمن عينات متنوعة ثقافيًا وديموغرافيًا لفحص تكافؤ القياس في بيئات تعليمية مختلفة.
3) دراسة أثر خصائص الأفراد المشتركين على دقة تكافؤ درجات الاختبارات في ضوء أحد نماذج

الاستجابة للمفردة.

4) اجراء مزيد من الدراسات للتحقق من تكافؤ القياس للمقاييس النفسية والتربوية.

5) إجراء دراسات مستقبلية لفحص تكافؤ القياس في مقاييس أخرى ترتبط بتجارب الطلاب الجامعيين، مثل التفاعل مع أعضاء هيئة التدريس أو المشاركة في الأنشطة الطلابية.

مراجع البحث

أبو بكر، مصطفى حفيضه سليمان. (2019). البنية العاملية لاختبار تورانس الشكلي للتفكير الابتكاري (الصورة أ) وتكافؤ قياسه عبر متغيري النوع الاجتماعي والتخصص الأكاديمي للطلبة المعلمين. *مجلة كلية التربية*، *29*(3)، 21-64. http://search.mandumah.com/Record/1119303

أبو حطب، محمد عطية، وصادق، أمال. (1986) . *القياس النفسي* (ط. 2). القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية.

الأبيض، عادل عبد المعطى. (2018). أثر أساليب التعلم وفعالية الذات الأكاديمية في جودة الحياة لدى عينة من طلاب الجامعة. *مجلة كلية التربية، جامعة طنطا*، *70*(2)، 282 -340.

البنا، عادل سعيد إبراهيم وطاحون، رحاب سمير. (2019). فعالية الذات والدافعية للإتقان ومستوى الطموح كمنبئات بجودة الحياة الأكاديمية لدى طلاب كلية التربية. *مجلة كلية التربية*. *43*(4)، 1-78.

التميمي، خالد بن حسن. (2021). البنية العاملية وتكافؤ القياس لمقياس التوافق مع الحياة الجامعية لدى طلاب وطالبات كلية الدراسات العليا التربوية بجامعة الملك عبد العزيز بجدة. *مجلة الآداب والعلوم الإنسانية*، *29*(3)، 55 -82.

أحمد، أحمد عبد الملك. (2019). نمذجة العلاقة السببية بين التدفق النفسي وإدارة الذات وجودة الحياة الاكاديمية لدى طلاب الجامعة. *المجلة التربوية*، (66)، 527 - 604. http://search.mandumah.com/Record/990016

إسماعيل، ميمي السيد أحمد وإبراهيم، أسماء عبد الخالق كامل. (2023). البناء العاملي لمقياس الحاجات الإرشادية وعلاقته بجودة الحياة الأكاديمية لدى طلبة الجامعة. *المجلة العربية للقياس والتقويم*، *4*(7)، 1 - 48.

حامد، منى عبد الواحد فضل المولى. (٢٠١٨). دور وحدات الإرشاد النفسي في تحقيق جودة الحياة الجامعية لعينة من طالبات بعض الجامعات السودانية في ضوء بعض المتغيرات الديموجرافية. *مجلة مستقبل التربية العربية*، القاهرة. *25*(114)، 13-72.

حبيب، سالي حسن. (٢٠١٦). فعالية برنامج تدريبي لتحسين جودة الحياة الأكاديمية لدى الطالبات الموهوبات، *مجلة التربية الخاصة*، كلية علوم الإعاقة والتأهيل، جامعة الزقازيق، *4*(16)، ٢١٩ – ٢٦٣.

حسن، حسام الدين أبو الحسن. (٢٠١٣). فاعلية برنامج تدريبي قائم على مهارات التفكير في تنمية أساليب التفكير تحسين جودة الحياة الأكاديمية لدى طلاب الجامعة. *مجلة كلية التربية*، *154*(2)، ٦٢٣-٦٧٢.

الحسينان، إبراهيم بن عبد الله. (٢٠١٥). مدى ممارسة طلاب جامعة المجمعة للمهارات الدراسية وعلاقته بكل من الجنس والتخصص الدراسي وجودة الحياة الجامعية، *مجلة العلوم التربوية كلية التربية بقنا*، (22)، ١٢ – ٦٣.

خليل، إلهام عبد الرحمن. (٢٠20). تكافؤ القياس لمقياس لقيم هوفستيد الثقافية: دراسة عبر ثقافية، *المجلة العربية للعلوم التربوية والنفسية*، *4*(8)، 65 – 92.

دردير، نشوة كرم عمار أبو بكر، ومصطفى، فتحي محمد محمود. (2019). الخصائص السيكومترية لمقياس جودة الحياة. *مجلة الإرشاد النفسي*، (59)، 429 – 476.
http://search.mandumah.com/Record/1017776

الزغبي، امل وعكاشة، محمود. (2019). *جودة الحياة الجامعية المفهوم والقياس*. مكتبة الانجلو المصرية

الزغبي، امل والمراغي، إيهاب. (2016). *مقياس جودة الحياة الأكاديمية*. مكتبة الانجلو المصرية.

الزهراني، علي بن صالح عزيز. (٢٠٢٠). جودة الحياة الأكاديمية .. دراسة تطبيقية على عينة من طلاب كلية الآداب والعلوم الإنسانية بجامعة الملك عبد العزيز بجدة والمتوقع تخرجهم هذا العام ١٤٤١/١٤٤٠هـ. *مجلة العلوم الإنسانية العربية*، *1*(2)، ١ – ٢٥.

سالم، سري محمد رشدي. (2017). جودة الحياة الأكاديمية وعلاقتها بالتسويف الأكاديمي لدى طلاب قسم التربية الخاصة بجامعة الملك سعود. *مجلة كلية التربية*، *9*(10)، 1 – 53.
http://search.mandumah.com/Record/921696

السباعي، أحمد بن عبد الله، عمارة، إيهاب محمد، وإبراهيم، محمود محمد. (2020). التكافؤ العاملي لمقياس حب الاستطلاع العلمي: دراسة مقارنة عبر النوع الاجتماعي والمحافظة في البيئة العمانية. *مجلة الدراسات التربوية والنفسية*، *15*(3)، 349 – 365.

سليمان، هناء إبراهيم إبراهيم، ومراد، حسام إبراهيم الدسوقي. (2022). رؤية مقترحة لتفعيل دور كليات التربية في تحسين جودة الحياة الأكاديمية لطلابها: دراسة ميدانية بجامعة دمياط. *مجلة تطوير الأداء الجامعي*، *19*(1)، 171-228. http://search.mandumah.com/Record/1320769

الشريدة، أمل بنت صالح. (2022). فاعلية برنامج تدريبي مقترح قائم على مهارات التفكير الناقد وأثره على تحسين مستوى جودة الحياة الأكاديمية لدى طالبات جامعة القصيم، *مجلة العلوم التربوية والدراسات الإنسانية*، (29)، 89 – 113.

صميلي، حسن بن إدريس عبده. (٢٠٢٠). وسائل التواصل الاجتماعي وعلاقتها بكل من التماسك الأسري وجودة الحياة الأكاديمية لدى طلاب جامعة جازان. *مجلة الإرشاد النفسي*، مركز الإرشاد النفسي، *64*(1)، ٢٧١ – ٣٦٤.

طموني، عبد الرحمن أحمد. (2022). تكافؤ القياس لمقياس الدعم الاجتماعي المدرك متعدد الأبعاد MSPSS عبر الجنس لدى طلبة الجامعات الفلسطينية. *مجلة جامعة القدس المفتوحة للأبحاث والدراسات التربوية والنفسية*، *13*(40)، 77-93. http://search.mandumah.com/Record/1340618

عابدين حسن سعد والشرقاوي، فتحي محمد. (٢٠١٦). مهارات تنظيم الذات والمرونة النفسية وعلاقتهما بجودة الحياة الأكاديمية لدى طلاب كلية التربية – جامعة الإسكندرية. *مجلة كلية التربية*، *26*(2)، ١٥٣-٠٢٣٤

العتيبي، لفا بن محمد بن هلال. (2014). تصميم مقياس جودة الحياة الأكاديمية لطلاب الجامعة. *مجلة القراءة والمعرفة*، (148)، 241 – 280. http://search.mandumah.com/Record/719527

عبد اللطيف، محمد سيد محمد. (2020). نمذجة العلاقات السببية بين الضجر الأكاديمي وشفقة الذات وجودة

الحياة الأكاديمية لطلاب كلية التربية – جامعة الأزهر. *مجلة التربية*، *188*(2)، 449 – 501. http://search.mandumah.com/Record/1116881

عبد المطلب، السيد الفضالي. (٢٠١٤). جودة الحياة الجامعية الدراسية في ضوء توجه الهدف والتحصيل الدراسي لدى طلبة كلية التربية. *مجلة كلية التربية*، (83)، 71–126.

عبد الوهاب، محمد محمود محمد، فلاتة، أمجاد عبد الله، الأحمدي، رشا مصلح، والعصيمي، سارة عويض. (2022). جودة الحياة الأكاديمية في ظل جائحة كورونا "كوفيد–19" لدى طلبة جامعة أم القرى في ضوء بعض المتغيرات الديموغرافية. *مجلة العلوم التربوية والنفسية*، *23*(1)، 41 – 66. http://search.mandumah.com/Record/1331039

عطية، عائشة علي رف الله. (2020). البنية العاملية لمقياس اضطراب الوظائف التنفيذية لباركلي Barkley وتكافؤ قياسه في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة والتحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات لدى طلبة الجامعة. مجلة *العلوم التربوية*، *28*(4) 327 – 438. http://search.mandumah.com/Record/1189756

علام، صلاح الدين. (2000). *القياس والتقويم التربوي والنفسي – أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة*. القاهرة: دار الفكر العربي.

علي، حسام الدين أبو الحسن حسن. (2013). فاعلية برنامج تدريب قائم على مهارات التفكير في تنمية أساليب التفكير وتحسين جودة الحياة الأكاديمية لدى طلاب الجامعة. *مجلة كلية التربية*، *154*(2)، 625 – 672.

الكساسبة، حنان عطا سلامة. (2023). تكافؤ القياس لدافعية الإنجاز بين البيئة الأردية والبيئة المصرية في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. *مجلة كلية التربية بالإسماعيلية*، (57)، 63 – 90.

محمد، سارة محمد عبد الفتاح، عبد الوهاب، أشرف محمد عبد الحليم، وعزب، حسام الدين محمود. (2017). الخصائص السيكومترية لمقياس جودة الحياة. *مجلة الإرشاد النفسي*، (50)، 465 – 485. http://search.mandumah.com/Record/861226

محمد، محمد حبشي حسين. (2006). تكافؤ القياس بين النسختين العربية والإنجليزية لاستبيان مؤشر اساليب التعلم في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. *دراسات نفسية*، *16*(4)، 537 – 591. http://search.mandumah.com/Record/84039

محمد، محمد حبشي حسين. (2019). تكافؤ / ثبات القياس في البحوث النفسية والتربوية: مقارنة بين التحليل العاملي التوكيدي متعدد المجموعات ونظرية الاستجابة المفردة. المجلة المصرية للدراسات النفسية، *29*(103)، 25 – 56. http://search.mandumah.com/Record/1011417

محمود، السيد أحمد عبد الرازق؛ كاظم، أمينة محمد؛ وصهوان، إكرام حمزة السيد. (2024). دراسة سيكومترية لقياس جودة الحياة لدى طلاب الجامعة باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة. *مجلة بحوث*، *4(4)*، 302–346. doi: 10.21608/buhuth.2024.266547.1636

نعيسة، رغداء علي. (٢٠١٢). جودة الحياة لدى طلبة جامعتي دمشق وتشرين. *مجلة جامعة دمشق، 28*(1)، ١٤٥ – ١٨١.

هلال، مروة حمدي عبد الله. (2022). البنية العاملية لمقياس الهوية المهنية وتكافؤ قياسه عبر متغيرات النوع والمرحلة والخبرة لدى معلمي التعليم العام، *مجلة جامعة الفيوم للعلوم التربوية والنفسية. 16*(11)، 416-512. https://search.emarefa.net/detail/BIM-1451173 .

هيبة، محمد أحمد علي، وعمر، محمود أحمد. (2011). تكافؤ قياس القائمة المختصرة للعوامل الخمسة للشخصية بين الجنسين في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة ونمذجة المعادلة البنائية. *مجلة القراءة والمعرفة*، (115)، 90 – 131. http://search.mandumah.com/Record/79674

Abad, F. J., Colom, R., Rebollo, 1 & ,.Escorial, S. (2004). Sex differential item functioning in the Raven's Advanced Progressive Matrices: Evidence for bias. Personality and individual differences, 36(6), 1459-1470.

Adams, R., Rosier, M., Campbell, D., & Ruffin, R. (2005). Assessment of an asthma quality of life scale using item-response theory. Respirology (Carlton, Vic.), 10(5), 587–593. https://doi.org/10.1111/j.1440-1843.2005.00754.x

Ahanger, M .(2010). Quality of Academic life in collage student. journal of Educational Psychology, 48 (7).

Akareem, H. S., & Hossain, S. S. (2016). Determinants of education quality: what makes students' perception different? Open Review of Educational Research, 3(1), 52–67. https://doi.org/10.1080/23265507.2016.1155167

Alghamdi, A. K., & McGregor, S. L. T. (2021). Quality of academic life at the postgraduate stage: A Saudi female perspective. International Journal of Doctoral Studies, 16, 127-147.

Al Nima, A. (2022). The Measurement of Subjective Well-Being. Doctoral dissertation in psychology Department of psychology University of Gothenburg-05-18

Baker, F.B. (2001). The basics of item response theory (2nd ed). College Park, MD: ERIC Clearing House on Assessment and Evaluation.

Baker, F. B. (2017). The Basics of Item Response Theory Using R. Springer.

Bhambra, G. K. (2022). Relations of extraction, relations of redistribution: Empire, nation, and the construction of the British welfare state. The British Journal of Sociology, 73, 4-15.

Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. Psicothema, 4(20), 872–882.

Depaoli, S., Tiemensma, J., & Felt, J. M. (2018). Assessment of health surveys: fitting a multidimensional graded response model. Psychology, Health & Medicine, 23(1), 1299–1317. https://doi.org/10.1080/13548506.2018.1447136.

DeMars, C. E. (2018). Classical test theory and item response theory. The Wiley handbook of psychometric testing: A multidisciplinary reference on survey, scale and test development, 49-73.

Drasgow, F., & Kafner, D. M. (1985). Equating and item bias. In G. F. Kuper and J. M. Jones (Eds.), The handbook of social and evaluation anxiety 1 (38), 217-240. Springer.

Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2013). Item Response Theory for Psychologists. Psychology Press.

Epstein, J. L., & McPartland, J. M. (1976). The Concept and Measurement of the Quality of School Life. American Educational Research Journal, 13(1), 15–30. https://doi.org/10.2307/1162551

Escorial, S., & Navas, M. J. (2007). Analysis of the gender variable in the Eysenck personality questionnaire-revised scales using differential item functioning techniques Educational and Psychological Measurement. 67 (6), 990-1001.

Fan, X. (1998). Item response theory and classical test theory: An empirical comparison of their item/person statistics. Educational and Psychological Measurement, 58(3), 357-381. Sage Publications, Inc.

Fayers, P & Bottomley, Andrew. (2002). Quality Of life research within the EORTC-the EORTC QLQ-C30. European organization for research and treatment of cancer. European journal of cancer (Oxford, England: 1990). 38 Suppl 4. S125-33.

Ferreira, M., Campos, S., Guiné, R., Duarte, J., Abrantes, J.L., & Cabral, L. (2023). Revalidation of the Academic Quality of Life Questionnaire for Students Attending Portuguese Polytechnic Higher Education Institutions. Escola Superior de Saúde, Instituto Politécnico de Viseu, Portugal.

Fraley, R. C., Waller, N., & Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. Journal of Personality and Social Psychology, 78(2), 350-365.

French, B.F., & Finch, W.H. (2009). Confirmatory factor analytic procedures for the determination of measurement invariance. Structural Equation Modeling, 13 (3), 378- 402.

Gong, Z., Xue, J., Han, Z. & Li, Y. (2021). Validation of the Chinese Version of KIDSCREEN-10 Quality of Life Questionnaire: A Rasch Model Estimation. Front. Psychol. 12:647692. doi: 10.3389/fpsyg.2021.647692

Goretzko, D., Siemund, K., & Sterner, P. (2023). Evaluating Model Fit of Measurement Models in Confirmatory Factor Analysis. Educational and Psychological Measurement, 84, 123-144.

Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991). Fundamentals of item response theory. Sage.

Johnson, S. L., & Relchenberg, R. E., (2019). Improving the Measurement of School Climate Using Item Response Theory. Educational Measurement, Vol. 38, No. 4, pp. 99–107.

Jumadi, J., Sukarelawan, M.I., & Kuswanto, H. (2023). An investigation of item bias in the four-tier diagnostic test using Rasch model. International Journal of Evaluation and Research in Education (IJERE).

Kim, G. R., Netuveli, G., Blane, D., Peasey, A., Malyutina, S., Simonova, G., Kubinova, R., Pajak, A., Croezen, S., Bobak, M., & Pikhart, H. (2015). Psychometric properties and confirmatory factor analysis of the CASP-19, a measure of quality of life in early old age: the HAPIEE study. Aging & mental health, 19(7), 595–609. https://doi.org/10.1080/13607863.2014.938605

Kobayasi, R.; Tempski, P. Z.; Arantes-Costa, F. M. & Martins, A. (2018). Gender differences in the perception of quality of life during internal medicine

training: a qualitative and quantitative analysis. BMC Medical Education, 18 (1), 281.

Maller, S. J. (2001). Differential Item Functioning in the WISC-III: Item parameters for boys and girls in the national standardization sample. Educational and Psychological Measurement, 61(5),793-817.

Meredith, W., & Teresi, J. A. (2006). An essay on measurement and factorial invariance. Medical Care, 44(11), S69-S77.

Millsap, R. E. (2011). Statistical Approaches to Measurement Invariance. Routledge.

Mok, M. M., C., and Flynn, M. (2002). Determinants of students' quality of school life: a path model. Learning environments research 3(5), 275–300.

Nunes, M. J., Moura, J. J. G., Noronha, J., Branco, L. C., Samhan-Arias, A. K., Sousa, J. P., Rouco, C., & Cordas, C. (2022). Evaluation of Sweat-Sampling Procedures for Human Stress-Biomarker Detection. Analytica.

Pedro, Eugénia Leitão, João & Alves, Helena (2016). Does the Quality of Academic Life Matter for Students' Performance, Loyalty and University Recommendation? Applied Research Quality Life, Springer Science +Business Media Dordrecht and The International Society for Quality-of-Life Studies (ISQOLS), 11, 293-316.

Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. Developmental Review, 41, 71–90.

Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance. Psychological Bulletin, 114, 552-566.

Roberts, L. W., & Clifton, R. A. (1992). Measuring the affective quality of life of university students: The validation of an instrument. Social Indicators Research, 27, 113-137.

Ruth, M., A., van, Nispen., Dirk, L., Knol., Maaike, Langelaan., Ger, H., M., B., van, Rens. (2011). 7. Re-evaluating a vision-related quality of life questionnaire with item response theory (IRT) and differential item functioning (DIF) analyses. BMC Medical Research Methodology, doi: 10.1186/1471-2288-11-125

Ryff, C; Love, G.; Urry, H.; Muller, D.; Rosenkranz, M.; Friedman, E.; Davidson, R., & Singer, B. (2006). Psychological Well- Being and Ill-Being: Do They Have Distinct or Mirrored Biological Correlates?, Psychotherapy and Psychosomatics, 75, 85-95.

Samejima, F. (1997). Graded response model. In W. J. van der Linden & R. K. Hambleton (Eds). Handbook of modern item response theory. New York: Springer-Verlag.

Samson, T., Iecovich, E., & Shvartzman, P. (2016). Psychometric Characteristics of the Hebrew Version of the Professional Quality-of-Life Scale. Journal of pain and symptom management, 52(4), 575–581. https://doi.org/10.1016/j.jpainsymman.2016.03.019

Sirgy, M., Grzeskowiak, S. & Rahtz, D. (2007). Quality of college life (qcl) of students: developing and validating a measure of well-being.m social indicators research, 80(2), 343–360. Doi 10.1007/s11205-005-5921-9.

Sheppard, P., Colarelli, S. M., Dai, G., & King, D. W. (2006). Differential item functioning by sex and race in the hogan personality inventory. Assessment, 13(4), 442- 453.

Touati, H., Guezgouz, M., Hadj, B. & Mokrani, D. (2022). Using Factor Analysis as a Tool for Measuring the Quality of Life of University Students. Acta Educationis Generalis, Sciendo, vol. 12 no. 3, pp. 85-101. https://doi.org/10.2478/atd-2022-0025

Vahedi S. (2010). World Health Organization Quality-of-Life Scale (WHOQOL-BREF): Analyses of Their Item Response Theory Properties Based on the Graded Responses Model. Iranian journal of psychiatry, 5(4), 140–153.

Vandenberg, R., J & .Lance, C. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. Organizational Research Methods 3(1),4-69

Veenhoven, R. (1996). Developments in satisfaction- research. Social Indicators Research, 37(1), 1-46.

Vera, J. M., & Nieto, J. L. G. (2018). Psychometric properties of the Academic Self-Concept Scale in Chilean university students. Liberabit, 24, 131-145.

Wang, M. T., & Degol, J. L. (2016). School climate: A review of the construct, measurement, and impact on student outcomes. Educational Psychology Review, 28(2), 315-352. https://doi.org/10.1007/s10648-015-9319-1