JSER

مجلة الدراسات والبحوث التربوية

JOURNAL OF STUDIES AND EDUCATIONAL RESEARCHES

المجلد (٣) العدد (٧) يناير ٢٠٢٣م

مجلة علمية دورية محكمة

يصدرها مركز العطاء للاستشارات التربوية - الكويت بالتعاون مع كلية العلوم التربوية
جامعة الطفيله التقنية- الاردن

الرقم المعيارى الدولى ISSN: 2709-5231

بسم الله الرحمن الرحيم

Journal of Studies and Educational Researches

مجـــلة الدراســـات والبحـوث التربـــوية

مجلة الدراسات والبحوث التربوية

Journal of Studies and Educational Researches (JSER)

علمية دورية محكمة يصدرها مركز العطاء للاستشارات التربوية- دولة الكويت

بالتعاون مع كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن

ISSN: 2709-5231

للمجلة معامل تأثير عربي ومفهرسة في العديد من قواعد المعلومات الدولية

رئيس التحرير

أ.د علي حبيب الكندري

أستاذ المناهج وطرق تدريس العلوم- كلية التربية- جامعة الكويت

مدير التحرير

د. صفوت حسن عبد العزيز- مركز البحوث التربوية- وزارة التربية- الكويت

هيئة التحرير

أ.د عبد الله عبد الرحمن الكندري

أستاذ المناهج وطرق التدريس- كلية التربية الأساسية- الكويت

ورئيس المكتب الثقافي في القنصلية الكويتية بدبي

أ.د راشد علي السهل

أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوي- كلية التربية- جامعة الكويت

أ.د أحمد عودة سعود القرارعة

أستاذ المناهج وطرق التدريس- كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن

د. غازي عنيزان الرشيدي

أستاذ مشارك أصول التربية- كلية التربية- جامعة الكويت

أ.د لولوه صالح رشيد الرشيد

أستاذ الصحة النفسية وعميد كلية العلوم والآداب- جامعة القصيم- المملكة العربية السعودية

أ.د بدر محمد ملك

أستاذ ورئيس قسم الأصول والإدارة التربوية سابقاً- كلية التربية الأساسية- الكويت

أ.د منال محمد خضيري

أستاذ المناهج وطرق التدريس- ووكيل كلية التربية لشئون الطلاب- جامعة أسوان- مصر

د. أحمد فهمي السحيمي

المركز العربي للبحوث التربوية لدول الخليج- الكويت

اللجنة العلمية

أ.د خالد عطية السعودي

أستاذ المناهج وطرق التدريس وعميد كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن

أ.د صلاح فؤاد مكاوي

أستاذ ورئيس قسم الصحة النفسية والعميد السابق- كلية التربية- جامعة قناة السويس- مصر

أ.د عمر محمد الخرابشة

أستاذ الإدارة التربوية- كلية الأميرة عالية الجامعية- جامعة البلقاء التطبيقية- الأردن

أ.د محمد أحمد خليل الرفوع

أستاذ علم النفس التربوي- كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن

أ.د محمد إبراهيم طه خليل

أستاذ أصول التربية ومدير مركز الجامعة للتعليم المستمر وتعليم الكبار- كلية التربية- جامعة طنطا- مصر

أ.د إيمان فؤاد محمد الكاشف

أستاذ التربية الخاصة والصحة النفسية ووكيل كلية الإعاقة والتأهيل لشئون الطلاب- جامعة الزقازيق- مصر

أ.د محمد سلامة الرصاعي
أستاذ المناهج وطرق التدريس- وعميد البحث العلمي والدراسات العليا سابقاً- كلية العلوم التربوية- جامعة الحسين بن طلال- الأردن

أ.د عبد الناصر السيد عامر
أستاذ القياس والتقويم ورئيس قسم علم النفس التربوي- كلية التربية- جامعة قناة السويس- مصر

أ.د الغريب زاهر إسماعيل
أستاذ ورئيس قسم تكنولوجيا التعليم ووكيل كلية التربية سابقاً- جامعة المنصورة- مصر

أ.د السيد علي شهدة
أستاذ المناهج وطرق التدريس المتفرغ- كلية التربية- جامعة الزقازيق- مصر

أ.د هدى مصطفى محمد
أستاذ ورئيس قسم المناهج وطرق التدريس- كلية التربية- جامعة سوهاج- مصر

أ.د سامية إبريعم
أستاذ علم النفس- كلية العلوم الاجتماعية والإنسانية- جامعة العربي بن مهيدي- أم البواقي- الجزائر

أ.د عادل السيد سرايا
أستاذ ورئيس قسم تكنولوجيا التعليم- كلية التربية النوعية- جامعة الزقازيق- مصر

أ.د عاصم شحادة علي
أستاذ اللسانيات التطبيقية- الجامعة الإسلامية العالمية- ماليزيا

أ.د حنان صبحي عبيد
رئيس قسم الدراسات العليا- الجامعة الأمريكية- مينسوتا

أ.د مسعودي طاهر
أستاذ علم النفس- جامعة زيان عاشور الجلفة- الجزائر

أ.د سناء محمد حسن
أستاذ المناهج وطرق التدريس- كلية التربية- جامعة سوهاج- مصر

أ.د عادل إسماعيل العلوي
أستاذ الإدارة- جامعة البحرين- مملكة البحرين

أ.د عائشة عبيزة
أستاذ الدراسات اللغوية وتعليمية اللغة العربية- جامعة عمّار ثليجي بالأغواط- الجزائر

أ.د.م الأميرة محمد عيسى
أستاذ المناهج وطرق التدريس المساعد- كلية التربية- جامعة الطائف- المملكة العربية السعودية

أ.د.م خالد محمد الفضالة
أستاذ أصول التربية المساعد- كلية التربية الأساسية-الكويت

د. هديل يوسف الشطي
أستاذ مشارك أصول التربية- كلية التربية الأساسية- الكويت

أ.د.م ربيع عبدالرؤوف عامر
أستاذ التربية الخاصة المساعد- كلية التربية- جامعة الملك سعود- المملكة العربية السعودية

د. منى زايد عويس
مدرس الصحة النفسية- كلية التربية النوعية- جامعة القاهرة- مصر

د. عروب أحمد القطان
أستاذ مشارك الإدارة التربوية- كلية التربية الأساسية- الكويت

د. جمال بلبكاي
المدرسة العليا لأساتذة التعليم التكنولوجي- سكيكدة- الجزائر

الهيئة الاستشارية للمجلة

أ.د جاسم يوسف الكندري
أستاذ أصول التربية ونائب مدير جامعة الكويت

أ.د عبدالرحمن أحمد الأحمد
أستاذ المناهج وطرق التدريس وعميد كلية التربية سابقاً- جامعة الكويت

أ.د فريح عويد العنزي
أستاذ علم النفس وعميد كلية التربية الأساسية- الكويت

أ.د حسن سوادي نجيبان
عميد كلية التربية للبنات- جامعة ذي قار- العراق

أ.د محمد عبود الحراحشة
أستاذ القيادة التربوية وعميد كلية العلوم التربوية سابقاً- جامعة آل البيت- الأردن

أ.د علي محمد اليعقوب
أستاذ الأصول والإدارة التربوية- كلية التربية الأساسية- ووكيل وزارة التربية سابقاً- الكويت

أ.د تيسير الخوالدة
أستاذ أصول التربية وعميد الدراسات العليا سابقاً- جامعة آل البيت- الأردن

أ.د محمد عرب الموسوي
رئس قسم الجغرافيا- كلية التربية الأساسية- جامعة ميسان- العراق

أ.د أحمد عابد الطنطاوي
أستاذ ورئيس قسم التربية المقارنة والإدارة التعليمية سابقاً- كلية التربية- جامعة طنطا- مصر

أ.د صالح أحمد شاكر
أستاذ ورئيس قسم تكنولوجيا التعليم- كلية التربية النوعية- جامعة المنصورة- مصر

أ.د محسن عبدالرحمن المحسن
أستاذ أصول التربية- كلية التربية- جامعة القصيم- المملكة العربية السعودية

أ.د وليد السيد خليفة
أستاذ ورئيس قسم علم النفس التعليمي والإحصاء التربوي- كلية التربية- جامعة الأزهر- مصر

أ.د مني محمد إبراهيم غنايم
أستاذ التخطيط التربوي واقتصاديات التعليم- كلية التربية- جامعة المنصورة- مصر

أ.د أحمد محمود الثوابيه
أستاذ القياس والتقويم- كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن

أ.د سليمان سالم الحجايا
أستاذ الإدارة التربوية- كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن

أ.د سفيان بوعطيط
أستاذ علم النفس- جامعة 20 أوت 1955- سكيكدة- الجزائر

التدقيق اللغوي للمجلة

أ.د.م خالد محمد عواد القضاة- جامعة العلوم الإسلامية- الأردن

أمين المجلة

أ. محمد سعد إبراهيم عوض

التعريف بالمجلة

تصدر مجلة الدراسات والبحوث التربوية عن مركز العطاء للاستشارات التربوية- دولة الكويت بالتعاون مع كلية العلوم التربوية- جامعة الطفيلة التقنية- الأردن كل أربعة شهور، وهي مجلة علمية دورية محكمة بإشراف هيئة تحرير وهيئة علمية تضم نخبة من الأساتذة، وتسعى المجلة للإسهام في تطوير المعرفة ونشرها من خلال طرح القضايا المعاصرة في مختلف التخصصات التربوية، والاهتمام بقضايا التجديد والإبداع، ومتابعة ما يستجد في مختلف مجالات التربية؛ والمجلة مفهرسة في العديد من قواعد المعلومات الدولية، ومنها: دار المنظومة Dar Almandumah، شمعة Shamaa، قاعدة المعلومات التربوية Edu Searach، معرفة e- MAREFA، وللمجلة معامل تأثير عربي.

أهداف المجلة

تهدف المجلة إلى دعم الباحثين في مختلف التخصصات التربوية من خلال توفير وعاء جديد للنشر يلبي حاجات الباحثين داخل الكويت وخارجها. ويمكن تحديد أهداف المجلة بشكل تفصيلي في الأهداف الأربعة التالية:

1. المشاركة الفاعلة مع مراكز البحث العلمي لإثراء حركة البحث في المجال التربوي.
2. استنهاض الباحثين المتميزين للإسهام في طرح المعالجات العلمية المتعمقة والمبتكرة للمستجدات والقضايا التربوية.
3. توفير وعاء لنشر الأبحاث العلمية الأصيلة في مختلف التخصصات التربوية.
4. متابعة المؤتمرات والندوات العلمية في مجال العلوم التربوية.

مجالات النشر في المجلة

تهتم مجلة الدراسات والبحوث التربوية بنشر الدراسات والبحوث التي لم يسبق نشرها في مختلف التخصصات التربوية، على أن تتصف بالأصالة والجدة، وتتبع المنهجية العلمية، وتراعي أخلاقيات البحث العلمي. كما تنشر المجلة ملخصات رسائل الماجستير والدكتوراه ذات العلاقة بمختلف التخصصات التربوية، والمراجعات العلمية، وتقارير البحوث والمراسلات العلمية القصيرة، وتقارير المؤتمرات والمنتديات العلمية، والكتب والمؤلفات المتخصصة في التربية ونقدها وتحليلها.

القواعد العامة لقبول النشر في المجلة

1. تقبل المجلة نشر البحوث باللغتين العربية والإنجليزية وفقاً للمعايير التالية:

- توافر شروط البحث العلمي المعتمد على الأصول العلمية والمنهجية المتعارف عليها في كتابة البحوث الأكاديمية في مجالات التربية المختلفة.
- أن تحتوي الصفحة الأولى من البحث على:
  - اسم الباحث ودرجته العلمية والجامعة التي ينتمي إليها.
  - البريد الإلكتروني للباحث، ورقم الهاتف النقال.
  - ملخص للبحث باللغة العربية والإنجليزية في حدود (150) كلمة.
  - الكلمات المفتاحية بعد الملخص.
- ألّا يزيد عدد صفحات البحث عن (30) صفحة متضمنة الهوامش والمراجع.
- أن تكون الجداول والأشكال مُدرجة في أماكنها الصحيحة، وأن تشمل العناوين والبيانات الإيضاحية الضرورية، ويُراعى ألّا تتجاوز أبعاد الأشكال والجداول حجم الصفحة.
- أن يكون البحث ملتزماً بدقة التوثيق حسب دليل جمعية علم النفس الأمريكية APA الإصدار السادس، وحسن استخدام المصادر والمراجع، وتثبيت مراجع البحث في نهايته.
- أن يكون البحث خالياً من الأخطاء اللغوية والنحوية والإملائية.
- أن يلتزم الباحث بالخطوط وأحجامها على النحو التالي:
  - اللغة العربية: نوع الخط (Sakkal Majalla)، وحجم الخط (14).
  - اللغة الإنجليزية: نوع الخط (Times New Roman)، وحجم الخط (14).
  - تكتب العناوين الرئيسية والفرعية بحجم (16) غامق (Bold).
  - أن تكون المسافة بين الأسطر (1.15) بالنسبة للبحوث باللغة العربية، وتكون المسافة بين الأسطر (1.5) بالنسبة للبحوث باللغة الإنجليزية.
  - تترك مسافة (2.5) لكل من الهامش العلوي والسفلي والجانبين.

2. ألاّ يكون البحث قد سبق نشره أو قُدم للنشر في أي جهة أخرى.

3. تحتفظ المجلة بحقها في إخراج البحث وإبراز عناوينه بما يتناسب وأسلوبها في النشر.

4. ترحب المجلة بنشر ما يصلها من ملخصات الرسائل الجامعية التي تمت مناقشتها وإجازتها في مجال التربية، على أن يكون الملخص من إعداد صاحب الرسالة نفسه.

5. بالمجلة باب لنشر موضوعات تهم المجتمع التربوي يكتب فيه أعضاء التحرير.

إجراءات النشر في المجلة

1. ترسل الدراسات والبحوث وجميع المراسلات باسم رئيس تحرير مجلة الدراسات والبحوث التربوية على الإيميل التالي: **submit.jser@gmail.com**

2. يرسل البحث إلكترونياً بخطوط متوافقة مع أجهزة (IBM)، بحيث يظهر في البحث اسم الباحث ولقبه العلمي، ومكان عمله.

3. يُرفق ملخص البحث المراد نشره في حدود (100-150 كلمة) سواء كان البحث باللغة العربية أو الإنجليزية، مع كتابة الكلمات المفتاحية الخاصة بالبحث (Key Words).

4. يرفق مع البحث موجز للسيرة الذاتية للباحث.

5. في حالة قبول البحث مبدئياً يتم عرضه على مُحكّمين من ذوي الاختصاص في مجال البحث، لإبداء آرائهم حول مدى أصالة البحث وقيمته العلمية، ومدى التزام الباحث بالمنهجية المتعارف عليها، وتحديد مدى صلاحية البحث للنشر في المجلة من عدمها.

6. يُخطر الباحث بقرار صلاحية بحثه من عدمها خلال شهر من تاريخ استلام البحث.

7. في حالة ورود ملاحظات من المحكمين تُرسل إلى الباحث لإجراء التعديلات اللازمة، على أن يعاد إرسال البحث بعد التعديل إلى المجلة خلال مدة أقصاها شهر، ولا يجوز سحب البحث من المجلة بعد تحكيمه.

8. تؤول جميع حقوق النشر للمجلة.

9. لا تلتزم المجلة بنشر كل ما يرسل إليها.

10. المجلة لا ترد الأبحاث المرسلة إليها سواء كانت منشورة أو غير قابلة للنشر، وللمجلة وإدارتها حق التصرف في ذلك.

عناوين المراسلة

البريد الإلكتروني:

submit.jser@gmail.com

الهاتف:

0096599946900

العنوان:

الكويت- العديلية- شارع أحمد مشاري العدواني

الموقع الإلكتروني:

www.jser-kw.com

المحتويات

م	العنوان	الصفحة
-	الافتتاحية	viii
1	التقويم السيكومتري للمقاييس النفسية باستخدام نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة والوظيفة التمييزية للمفردات: مقياس الخوف من جائحة كورونا (COVID-19)، أ.د. عبد الناصر السيد عامر.....	44-1
2	خريطة استراتيجية لتطوير أداء الإدارات العامة للمناطق التعليمية بدولة الكويت "دراسة مستقبلية"، د. تهاني سعود عبد الله العتيبي.....	90-45
3	اتجاهات طلبة كلية التربية الأساسية في دولة الكويت نحو التعلُم عن بُعد، د. رابعة الفهد.....	122-91
4	فاعلية برنامج إرشادي مستند إلى أسلوب السيكودراما في الأليكسيثيميا (Alexithymia) وتقدير الذات لدى طلبة صعوبات التعلم ضحايا الاستقواء، د. صلاح الدين عبد الكريم الضامن.....	154-123
5	درجة ممارسة مديرات رياض الأطفال في دولة الكويت الأداء الإداري من وجهة نظر المعلمات، د. آمنة حيدر الحرز.....	181-155
6	الاحتياجات التدريبية ومعوقات التدريب من منظور مدربي مكتب التربية العملية في كلية التربية الأساسية بدولة الكويت، أ. إسراء سالم المجمد.....	217-182
7	واقع وتحديات تقويم المفاهيم الإحصائية إلكترونياً عبر الفصول الافتراضية من وجهة نظر أعضاء هيئة التدريس في جامعة الملك سعود، أ. هائف بن محمد السبيعي، أ.د رياض بن عبد الرحمن الحسن.....	242-218
8	درجة توافر متطلبات تحسين الأساليب القيادية وفق منهجية كايزن لدى عمداء الكليات في الجامعات الأردنية من وجهة نظر الإداريين، أ. ريما المعتز بالله التميمي؛ أ.د عمر محمد الخرابشة.....	287-243
9	اتجاهات أعضاء هيئة التدريس في كلية التربية الأساسية بدولة الكويت نحو النشر مفتوح الوصول (OAP)، أ.د مبارك عبد الله الذروة، أ. رشا عبد الوهاب نجار.....	311-288
10	مدى وعي معلمي اللغة الإنجليزية في المرحلة الابتدائية بدولة الكويت بالتعلم الإلكتروني وواقع استخدامهم له في التدريس، أ. عذاري سليمان ياسين الزيدان، د. تيسير محمد الخزعلي، د. العجب محمد العجب.....	356-312
11	واقع ممارسة القيادة الخادمة لدى رؤساء الأقسام في كلية التربية الأساسية بدولة الكويت، د. سعاد عبد الكريم نور.....	392-357

12	واقع تطبيق نظام الفصول الافتراضية في كلية التربية بجامعة حائل من وجهة نظر الطالبات، أ.د.م ليلى محمد صدقي جنيدي.....	422-393
13	متطلبات تحسين الإنفاق التعليمي بمدارس تعليم الرس في ضوء رؤية 2030، أ. تركي بن عبدي الحربي، أ. صالح بن عبدالرحمن الرميحي، أ.د إبراهيم بن حنش الزهراني.....	449-423
14	درجة ممارسة اتخاذ القرار الإداري لدى مديرات رياض الأطفال في دولة الكويت، د. آمنة حيدر الحرز.....	472-450
15	تصميم بيئة للتعلم الإلكتروني التعاوني وأثرها في تنمية كفايات مادة الحاسوب لطالبات الصف السابع المتوسط بدولة الكويت، أ. ياسمين سليمان سالم المطاوعة، د. تيسير محمد الخزعلي، د. العجب محمد العجب.....	516-473
16	درجة ممارسة القيادة الابتكارية لدى أعضاء هيئة التدريس في كلية التربية الأساسية بدولة الكويت من وجهة نظر الطلبة، د. سعاد عبد الكريم نور.....	549-517

الافتتاحية

بسم الله الرحمن الرحيم، عليه نتوكل وبه نستعين، نحمده سبحانه كما ينبغي أن يحمد ونصلي ونسلم على أشرف المرسلين سيدنا محمد وعلى آله وأصحابه والتابعين وبعد،،،

يشهد العالم ثورة معلوماتية كبرى منذ منتصف القرن الماضي بسبب التطور السريع والهائل لتكنولوجيا الإعلام والاتصال، وقاد هذا إلى تغير العديد من المفاهيم والأسس داخل المجتمع، فلم تعد المعدات والآلات الثقيلة ورأس المال الأدوات الرئيسية للنشاط الاقتصادي، إذ حلت محلها المعرفة التي أصبحت المحرك الأساسي للنشاط الاقتصادي والفردي في كل المجتمعات، وقد أدى تزايد قيمة المعرفة في العصر الحالي إلى أن أصبحت هي الطريق نحو مجتمع المعرفة الذي تتنافس الدول في تحقيقه.

وقد جعل ذلك الدول المتقدمة تنفق حوالي (20%) من دخلها القومي في استيعاب المعرفة، ويستحوذ التعليم على نصف هذه النسبة، كذلك تنفق المنظمات الصناعية والتجارية في هذه الدول ما لا يقل عن (5%) من دخلها الإجمالي في التنمية المهنية للعاملين بها، وتنفق ما يتراوح بين (3%-5%) من دخلها الإجمالي في البحث والتنمية.

ويعد البحث العلمي الوسيلة الرئيسية لإيجاد المعرفة وتطويرها وتطبيقها في المجتمع، كما يشكل الركيزة الأساسية للتطور العلمي والتقني والاقتصادي، ويساهم في رقي الأمم وتقدمها، وهو بمثابة خطوة للابتكار والإبداع، ويمثل البحث العلمي إحدى الركائز الأساسية لأي تعليم جامعي متميز، ويعد من أهم المعايير التي تعتمدها الجهات العلمية في تصنيف وترتيب الجامعات سواء على المستوي المحلي أو القومي أو العالمي؛ ويقاس التقدم العلمي لبلد من البلدان بمدى الناتج البحثي والعلمي مقارنةً بالدول الأخرى.

ويسر مجلة الدراسات والبحوث التربوية أن تقدم لقرائها هذا العدد، وتتقدم أسرة المجلة بالشكر إلى جميع الباحثين الذين ساهموا بأبحاثهم في هذا العدد، وتجدد دعوتها لجميع الباحثين للالتفاف حول هذا المنبر الأكاديمي بمساهماتهم العلمية. وندعو الله عز وجل السداد والتوفيق.

رئيس التحرير

أ.د/ علي حبيب الكندري

تخلي أسرة تحرير المجلة مسؤوليتها عن أي انتهاك لحقوق الملكية الفكرية، والآراء والأفكار الواردة في الأبحاث المنشورة لا تلزم إلا أصحابها

جميع الحقوق محفوظة لمجلة الدراسات والبحوث التربوية © 2020

Journal of Studies and Educational Researches
مجلة الدراسات والبحوث التربوية
ISNN: 2709-5231
المجلد (3)- العدد (7)- يناير 2023م

التقويم السيكومتري للمقاييس النفسية باستخدام نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة والوظيفة التمييزية للمفردات: مقياس الخوف من جائحة كورونا (COVID-19)

Psychometric Evaluation for Psychological Scales Using Classical Test Theory, Item Response Theory, and Differiential Item function: Fear of COVID-19 Pandemic Scale

أ.د. عبد الناصر السيد عامر
أستاذ القياس والتقويم والإحصاء النفسي والتربوي ورئيس قسم علم النفس التربوي
كلية التربية- جامعة قناة السويس-مصر

الملخص: هدفت الدراسة إلى التقويم السيكومتري لمقياس الخوف من جائحة كورونا المكون من 12 مفردة (إعداد عامر2020) باستخدام نظريتي CCT وIRT، ودراسة الوظيفة التمييزية لمفرداته (DIF) في ضوء الجنس والجنسية لعينة مكونة من 924 فرداً تنوعت حسب الجنس إلى 123 من الذكور و727 من الإناث، وحسب الجنسية إلى 723 مصري و200 من باقي الجنسيات العربية، وتراوحت أعمارهم ما بين (13-65) عامًا بمتوسط 27 عام وانحراف معياري 9.79، وتم تحليل البيانات باستخدام SPSS(28) و(7) MPLUS. وأشارت النتائج إلى تحقق الأحادية والاستقلالية بين المفردات، وتطابق نموذج GRM مع البيانات مقارنة بنموذج التقدير الجزئي (PCM)، وبلغت مؤشرات CCT وهي معامل الارتباط للمفردة بالدرجة الكلية (0.62-0.80)، وتشبع المفردات بالعامل (0.60-0.81)، والمعامل ألفا للمقياس بعد استبعاد المفردة (0.89-0.90). وأمدنا نموذج GRM بمعلومات جيدة للمفردات حيث تراوحت قيم معامل التمييز بين (1.29-3.05)، ومعامل الصعوبة (4.3,3.71-)، ووجود تحييز لبعض المفردات في ضوء الجنس والجنسية، وأمدتنا المفردتين، S11 S9 بمعلومات قليلة للمقياس في ضوء نظريتي CCT وIRT. واتضح أن العلاقة بين معامل التمييز وكلًا من معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية r= 0.70 ، وتشبع المفردات بالعامل r= 0.83 . وبصفة عامة أمدنا المدخلون بنفس المعلومات عن جودة مفردات المقياس، ولكن نظرية الاستجابة المفردة توفر معلومات إضافية عن دقة القياس عبر متصل الخوف من كورونا؛ واستنادًا لما سبق يجب التكامل بين المدخلين في التحليل السيكومتري للمقاييس النفسية حيث إن الفروق بينهما طفيفة للغاية.

الكلمات المفاتيحية: نظرية الاختبار الكلاسيكية والاستجابة المفردة، وظيفة المفردات التمييزية، التقويم السيكومتري، المقاييس النفسية، الخوف من جائحة كورونا COVID-19.

Abstract: This study aimed to psychometric evaluation for 12- item scale of fear of corona (covid-19) using CCT, IRT, and differential item functioning (DIF) regarding gender and nationality. Using 942 partciapiant- sex (123 male, 727 female), ages ranged between (13- 65) years (M= 27, SD = 9.79), nationality (723 Egyptian, 200 other Arabic countries. The data was analyzed using SPSS (28) and MPLUS (7). The results confirmed the unidimensionality and local independence of the scale. GRM fits the data than PCM. Additionally, items provided acceptable item-total correlation (0.62-0.80), factor loading (0.60-0.81), Alpha if item deleted (0.89-0.90). GRM provided agood information, discrimination parameter (1.28-3.20), and difficulty parameter (-4.67-3.76). Items 9 and 11 provided little information for the scale

across the entire scale using CCT and IRT. Furthermore, the test of DIF detected significant DIF regarding gender and nationality for some items. the correlation between discrimination parameter with item total correlation index (0.80), and with factor loading(0.90).The two measurement theories provide the same picture of scale precision and IRT provides much richer information about measurement precision. Conclusions IRT and CCT can be a powerful tool for scale development, evaluation, and refinement instruments; and we have to integrate between them.

Keywords: Classical Test Theory (CTT), Item Response (IR), Differiential Item Function, Psychometric Evaluatin, Psychological Scales, Fear of Corona Pandemic Scale.

المقدمة:

تُقاس المفاهيم النفسية كالدافعية والشخصية والوحدة النفسية والخوف وغيرها بطريقة غير مباشرة، ولقياسها بطريقة إجرائية يقوم الباحث بإعداد مجموعة أو نطاق من المفردات Item Pool يعتقد إنها أفضل تمثيل لمكونات أو أبعاد المفهوم ومرتبطة به، ويطلق عليها اختبار أو مقياس أو استبانة، ومن المفترض أن استجابات الأفراد على المفردات تعكس درجة أو مستوي المفهوم ومرتبطة به بدرجة كبيرة، وتمدنا بأكبر قدر من المعلومات عن المفهوم الكامن أو البناء التحتي للمفهوم، وكلما ابتعدت استجابات الأفراد المقاسة (الدرجات) عن الدرجة الحقيقية أو البناء الكامن للسمة انخفضت دقة القياس (زيادة أخطاء القياس). وتناول التراث البحثي السيكومتري نماذج أو منهجيات مختلفة لتحليل وتقويم مفردات أدوات القياس سواء اختبارات معرفية أو مقاييس نفسية أو استبانات لمحاولة الوصول إلى أفضل مجموعة من المفردات لإعطاء صورة حقيقية وصادقة عن البناء التحتي للمفهوم، بمعني معرفة إلى أي درجة تكون العلاقة بين الاستجابات على مفردات المقياس والبناء التحتي أو السمة الكامنة غير الملاحظة للمفهوم.

ويعد تحليل وتقويم الخصائص السيكومترية عنصراً أساسياً لبناء وتطوير أدوات القياس، وتعد نظرية الاختبار الكلاسيكية (CTT Classical test theory) لـ (Lord et al., 1968) أو نظرية القياس الكلاسيكية، ونظرية الاستجابة المفردة (IRT Item Response Theory) أو نظرية القياس الحديثة Modern Measurement theory أو نظرية السمات الكامنة, (Item Trait Theory ITT) أهم منهجيتين لبناء وتطوير وتصحيح واختصار أدوات القياس في كافة التخصصات سواء النفسية والاجتماعية والتربوية والطبية وغيرها.

ولتطوير المقاييس النفسية متعددة الأبعاد أو المكونات فإن نظرية الاختبار الكلاسيكية كانت أكثر سيطرة في أوقات كثيرة منذ 1920 في العلوم التربوية والسلوكية والاجتماعية، ولكن في السنوات العشرين الأخيرة من القرن الماضي بدأ الاهتمام بنظرية الاستجابة المفردة، وأصبحت من أهم المنهجيات السيكومترية المستخدمة والمسيطرة في بناء الاختبارات والمقاييس (Raykov & Marcoulides, 2015). ونظرية الاختبار الكلاسيكية هي طريقة سيكومترية تعتمد على الدرجة الكلية لمجموع مفردات المقياس أو متوسطها كأفضل تمثيل للدرجة الحقيقية للمفهوم، وأيضًا تفترض أن كل المفردات تسهم بنفس القدر في البناء التحتي للمفهوم، ووضع الفرد على متصل السمة يُحدد في ضوء الدرجة الكلية لمفردات المقياس، والنتائج تكون مقيدة وقاصرة على العينة التي تم اشتقاق المعالم منها، وقابلتها للتعميم

تكون محدودة (Adler& Brodin, 2011) ونظرية الاختبار الكلاسيكية قائمة على الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية للمقياس، ودائماً تفترض العلاقة الخطية بين الدرجة المقاسة والدرجة الحقيقة.

وزودتنا نظرية الاختبار الكلاسيكية بمعايير أو مؤشرات عديدة للحكم على جودة المفردات منها متوسط الدرجات الصحيحة لكل مفردة أو متوسط درجات المفردات في المقاييس اللكيرتية متعددة الاستجابة (يُشار إليها بمعامل صعوبة المفردة) حيث المتوسط المنخفض يشير إلى صلاحية المفردة لقياس المستويات المنخفضة من السمة أو المفهوم بينما المتوسط المرتفع يدل على قياس المستويات العالية، وأيضًا تمدنا النظرية الكلاسيكية بمعامل التمييز Discrimination coefficient، ويتم تقديره من خلال معامل ارتباط درجة المفردة بالدرجة الكلية للمقياس Item - total correlation والأفضل معامل الارتباط المصحح Corrected item- total correlation وهو معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية (بيرسون أو Point-biserial) وهي مستبعدة منه، وهذه القدرة التمييزية بين منخفضي ومرتفعي السمة أو المفهوم يجب أن تكون 0.30 فأكثر (Nunnaly& Berstein, 1994)، ويفضل أن تزيد عن 0.50، وتمدنا النظرية أيضاً بثبات الاتساق الداخلي المعامل ألفا كرونباخ والمعامل أو المعامل ميجا مقرونًا بمعامل الثبات للمقياس بعد استبعاد المفردة، وكل ذلك بجانب الإحصائيات الوصفية مثل التكرارات والنسب المئوية لتصنيفات استجابات المفردات.

وتعد نتائج التحليل العاملي من أهم مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية حيث زودتنا برؤية عن طبيعة وبنية المفهوم، وتشبعات المفردات بالعوامل Factor loading وهي معاملات الانحدار التي تعبر عن صدق المفردة Item validity ،وقيم الشيوع Communalities وهي التباين الذي فسرته العوامل في المفردة الذي يعبر عن ثبات المفردة Item reliability.

ونظرية الاختبار الكلاسيكية تكون أكثر مناسبة لبيانات فترية من بيانات رتبية لأن استخدامها لبيانات رتبية تعطي تقديرات متحيزة (Adler& Brodin, 2011)، ولتقدير معالمها تحتاج لأحجام عينات من 200 إلى 500 وليست لها مسلمات صارمة مثل نظرية الاستجابة المفردة (Hambleton& Jones, 2005)، ولكن من أهم محدداتها أنها تفترض دقة القياس (الثبات) واحدة أو ثابتة عبر مدى متصل السمة أو البناء التحتي (الخوف من جائحة كورونا Covid-19) حيث يتم تقدير قيمة واحدة لمعامل الثبات ألفا أو المعامل أوميجا لكل المفردات المتنوعة بمعاملي التمييز والصعوبة.

وفي مقابل نظرية القياس الكلاسيكية ومحدداتها، ظهرت نظرية القياس الحديثة المتمثلة في نظرية الاستجابة المفردة حيث أمدتنا بنماذج قياس أكثر مرونة وشمولية وقوة من نظرية الاختبار الكلاسيكية ويعود الفضل لتطورها لـ Lord et al. (1968)، وتم تطويرها لنماذج المفردات الثنائية التصحيح (نعم-لا أو صواب-خطأ) Binary items، وهي طريقة سيكومترية تمدنا بمقاييس أكثر كفاءة وصدقًا وثباتًا، وأيضًا تمدنا بتصنيفات استجابات مناسبة خاصة للمقاييس النفسية اللكيرتية وغيرها (De Ayala, 2022; Elden & Reeve، 2007)، ونظرية الاستجابة المفردة هي مجموعة أو عائلة من النماذج الرياضية التي تهتم بقياس العلاقة بين احتمال استجابات الفرد على مفردات المقياس (الدرجة المقاسة) كوظيفة للسمة الكامنة أو للبناء التحتي للمتغير أو المفهوم المقاس (Hambleton et al., 1990; Van der Linden & Hambleton، 1997)، وقامت على أساس أنه يمكن التنبؤ باحتمالية اختيار استجابة معينة للمفردة أو أداء الفرد على الاختبار في ضوء مستوى البناء التحتي الكامن (مثلاً الخوف من جائحة كورونا)، وبعض معالم أو خصائص المفردة مثل الصعوبة والتمييز والتخمين (De Ayala, 2022)، وهي نموذج إحصائي

يعتمد على تحوير البيانات الخام الرتبية أو التصنيفية إلى قياسات فترية مُعبرًا عنها في ضوء وحدة اللوجيت Logit، ولذلك فإنها مشابهة للانحدار اللوجيستك أو هي خط الانحدار غير الخطي الذي يمثل احتمالية الإجابة الصحيحة أو انتقاء استجابة معينة كوظيفة للبناء التحتي للسمة. وتسعي هذه النظرية إلى تقويم الخصائص السيكومترية لمقياس موجود بالفعل والحصول على مقاييس مختصرة مثالية للمقياس بنفس الكفاءة السيكومترية للمقاييس الصلية الطويلة نسبيًا، وتقويم أداء المقاييس المختصرة، وتقدير الوظيفة التمييزية للمفردات، والربط بين مقاييس مختلفة على متصل السمة، وبناء الاختبارات المتوافقة كمبيوتريًا، وتحسين صناعة القرارات في ضوء الدرجات المتحصل عليها من نظرية الاستجابة المفردة (Moritaz et al., 2007; Elden & Revee، 2007). وتصنف نماذج الاستجابة المفردة في ضوء نوعية البيانات (مفردات ثنائية- متعددة) والأحادية للبناء التحتي (أحادية- متعددة). ويري البعض أنها ليست نظرية بل نموذج أو طريقة إحصائية لنمذجة العلاقة بين الاستجابة لمفردة ما والبناء التحتي للمفهوم المسؤول عن اختبار هذه الاستجابة. وأفضل تشبيه لها ما طرحه DeAyala (2022) هي قياس سرعة السيارة دون فهم كيف تتحرك السيارة. وبكل تأكيد نظرية الاستجابة المفرد غير مسؤولة عن العمليات المعرفية المسؤولة عن اختيار استجابة معينة دون غيرها.

وتفترض نظرية الاستجابة المفردة أن العلاقة بين الدرجة المقاسة والبناء التحتي أو الدرجة الحقيقية غير خطية عكس نظرية الاختبار الكلاسيكية، والعلاقة بينهما يتم نمذجتها في ضوء منحنى خصائص المفردة، في حين أن نظرية الاختبار الكلاسيكية لا تسمح بهذه النمذجة، واشتقاق خصائص المفردة تكون مستقلة عن خصائص العينة وهذا غير ممكن في نظرية القياس الكلاسيكية (De Ayala, 2022)، وتتطلب نماذج الاستجابة المفردة البارامترية أحادية المعلم مسلمات صارمة وأحجام عينات كبيرة مقارنة بالقياس الكلاسيكي (Hambleton& Jones, 2005)، ونظرية الاستجابة المفردة تهتم بالخصائص الكامنة للمفردات في حين تهتم النظرية الكلاسيكية بالدرجات الملاحظة أو المقاسة (Embretson & Reise, 2000)، وأحد الفروق الأساسية بين النظريتين أن الفروق الفردية في ضوء نظرية القياس الكلاسيكي يتم تمثيلها في ضوء الدرجات الخام، بينما في ضوء نظرية القياس الحديثة يتم تمثيلها في ضوء وضعها النسبي على متصل السمة (Morizot et al., 1997). واهتمام نظرية الاختبار الكلاسيكية قائم على الدرجة الكلية للاختبار، بينما اهتمام نظرية الاستجابة قائم على مفردة في الاختبار.

والمتغير أو السمة الكامنة Latent trait بناء تحتي أو مفهوم أو قدرة افتراضية موجودة، ولكن لا يمكن رؤيتها وقياسها مباشرة، وتقاس من خلال مفردة أو مجموعة من المفردات، وهي مسؤولة أو مسببة لاستجابات الأفراد على المفردات، والمتغير التحتي الكامن أو السمة الكامنة تأخذ الرمز اللاتيني زيتا (θ)، وتعد مفاهيم الخوف من جائحة كورونا، والاكتئاب، والوحدة النفسية، الذكاء، والشخصية، وغيرها أمثلة للأبنية الكامنة أو الأبنية التحتية. وهي سمة كمية ذات بناء تحتي متصل متوسطها صفر والانحراف المعياري لها الواحد الصحيح مثل الدرجة المعيارية Z، ويتم تمثيلها على المحور السيني بوحدات انحراف معيارية ومستوى الفرد على هذا المفهوم يفترض أنه العامل الوحيد الذي يفسر استجابات الفرد على كل مفردة (Reeve& Fayer, 2009)، والسمة الكامنة ذات بناء تحتي متصلة وتوزيعها اعتدالي، فعلي سبيل المثال الشخص الذي لديه مستوى عالٍ من الخوف من جائحة كورونا تكون لديه احتمالية عالية للاستجابة أو اختيار البديل بدرجة كبيرة فأعلى على مفردات المقياس والعكس صحيح.

وتقليديًا فإن نماذج الاستجابة المفردة نبعت من المفردات الثنائية أو التصنيفية التصحيح، ولكن تم تعميمها للمفردات ذات الاستجابات الرتبية المتعددة أو المتصلة، وتمدنا نظرية الاستجابة المفردة بمعلومات ثرية عن المفردة وتفسير سلوك المفردات بالنسبة للبناء التحتي للمفهوم وهذا لا يمكن الحصول عليه من النظرية الكلاسيكية (Elden & Revee, 2007)، وتفترض نظرية الاستجابة المفردة أن مستوي دقة القياس (الثبات) متغيرة على طول متصل سمة الخوف وغالبًا متصل السمة مداه من (-3 ،3)، فمعامل الثبات عند المستويات المنخفضة من المتغير الكامن للخوف من جائحة كورونا مختلف عن قيمته عند المستويات المنخفضة من الخوف. والميزة الأساسية لهذه النظرية أنها تركز على مستوى المفردة في المقام الأول وليس على مستوى الاختبار ككل، وهذا يمدنا بآلية لمراجعة وتنقيح واختصار المقياس للوصول إلى أنسب تمثيل للمفهوم بعدد مثالي من المفردات وعدد مثالي من تصنيفات الاستجابة للمقاييس المتدرجة، وأيضًا قدرتها على فصل الاعتمادية بين صعوبة المفردة وقدرة المفحوصين (Baker, 2001; De Ayala, 2009, 2022; Embretson & Reise ،2000).

وتعتمد نظرية الاستجابة المفردة على البناء التحتي المرتبط باستجابات المفردات لتفسير الدرجة الحقيقية للفرد أخذة في اعتبارها معالم المفردات سواء صعوبة أو تمييز، وهذا يتناسب مع المقاييس النفسية لأنه من المحتمل أن مقاييس الشخصية لها توزيع غير متساوٍ أو غير متكافئ من دقة القياس عبر المدى الطبيعي من متصل السمة أو البناء التحتي للمفهوم (Farely et al., 2000)، وتعطي وصفاً غنياً ودقيقاً لأداء كل مفردة في الاختبار ومدى إسهامها في قياس البناء التحتي للمفهوم. وتوجد ملامح أساسية تميز نظرية الاستجابة المفردة عن النظرية الكلاسيكية أهمها وظيفة أو منحنى استجابة المفردة، ووظيفة دالة معلومات المفردة والمقياس (Morizot et al., 1997).

ويتم التحليل السيكومتري أو تدريج Calibaration لمفردات المقاييس في نظرية الاستجابة المفردة في ضوء مؤشرات تتضمن معامل الصعوبة والتمييز على مستوى المفردات بالإضافة إلى منحنى خصائص المفردة وهو منحنى يوضح العلاقة بين احتمال استجابة الشخص على المفردة والسمة أو المتغير الكامن، ويمكن التعبير عن هذه العلاقة بمنحني الاستجابات التصنيفية (Category response curve CRC)، ومنحني وظيفة المعلومات للمفردة والاختبار أو المقياس (Item and test information function (TIF).

وطبيعة نظرية الاستجابة المفردة تعتمد على مدخل المتغير الكامن الذي يربط بين احتمال الاستجابة على المفردة بالمتغير الكامن، ولذلك فهي أحد تطبيقات نمذجة المعادلة البنائية حيث تهتم بنمذجة العلاقة بين الاستجابة على المفردة في المقياس ومتغير السمة الكامنة والعامل، ولذلك يمكن رؤية نظرية الاستجابة المفردة IRT والتحليل العاملي التوكيدي (Confirmatory factor analysis CFA) في إطار رياضي موحد (Muthen & Muthen, 1998_2007; Takane & de Leeuw، 1987)، ففي التحليل العاملي التوكيدي التصنيفي فإن تشبعات المفردات، ومعامل العتبة الفارقة Threshold، والمتغير الكامن يناظروا معاملي التمييز والصعوبة والدرجات العاملية التي يُشار إليها بالقدرة أو السمة في نظرية الاستجابة المفردة، وعليه من الأفضل استخدام كلًا من نموذج المعادلة البنائية ونظرية الاستجابة المفردة لنمذجة البيانات التصنيفية (Finney& DiStefano, 2013)، وفي ضوء نموذج التحليل العاملي التوكيدي أحادي العامل فإن برنامج MPLUS يعطي تقديرات لتشبعات العوامل (معامل التمييز) والعتبة الفارقة (الصعوبة) للمفردات، ومعالم نظرية الاستجابة المفردة تكون في ضوء العلاقات بين نموذج التحليل العاملي التوكيدي

التصنيفي- ونظرية الاستجابة المفردة مستخدماً طرق تقدير MLR أو WLSMV بوحدة اللوجيت Logit أو بروبيت Probit (Asparouhov & Muthen، 2015).

ولا بد من عرض الجوانب النظرية والعملية لنظرية الاستجابة المفردة كالآتي:

نماذج نظرية الاستجابة المفردة للمفردات المتدرجة الاستجابة (ليكرت):

تنوعت نماذج نظرية الاستجابة المفردة، وتوجد لمفردات ثنائية التصحيح (صواب-خطأ) ثلاثة نماذج لنظرية الاستجابة المفردة هي نموذج اللوجستي أحادية المعلم (one Parameter logistic model1 PLM) حيث يتنوع معامل الصعوبة لكل المفردات، ويفترض أن كل المفردات لها معامل ارتباط أو تشبع واحد بالسمة الكامنة ويسمى في التراث بنموذج راش Rasch model، ونموذج اللوجستي ثنائي المعلم (PLM2) في هذا النموذج، إن معاملي الصعوبة والتمييز متغيرين عبر كل المفردات، ونموذج اللوجستي ثلاثي المعامل (PLM3) حيث معاملات الصعوبة والتمييز والتخمين حرة لكل المفردات وذلك للمفردات التي تتضمن الحصول على إجابة صحيحة بالتخمين خاصة الاختبارات التحصيلية واختبارات الذكاء. في حين تنوعت نماذج نظرية الاستجابة المفردة البارامترية أحادية البعد لمفردات المقاييس متدرجة الاستجابة الرتبية (أكثر من استجابتين) Polytomous data أو مقاييس ليكرت حيث تعرض نماذج الاستجابة المفردة لهذه النوعية العلاقة غير الخطية بين مستوى السمة للفرد واحتمال اختيار أو استجابة تصنيف معين، ومن أهمها هذه النماذج:

- نموذج الاستجابة المتدرجة Graded response model(GRM لـ Samejima (1969,1997): ويُشار إليه بنموذج التدريجي المتجانس ويفترض أن القياسات رتبية حيث إن للمفردة أكثر من استجابتين، وهو اتساع لنموذج الاستجابة المفردة ثنائي المعلم اللوجستي (Two-parameter logistic 2PL) للمفردات ثنائية التصحيح ويفترض أن كل مفردة لها عدد من معاملات الصعوبة بين التصنيفات يساوي عدد بدائل الاستجابة مطروح منها الواحد الصحيح (m-1) ومعامل تمييز واحد، لو أن المفردة لها خمسة بدائل استجابة m=5 (ليكرت الخماسي)، بالتالي توجد أربعة معاملات صعوبة (j=(2.....5 بين بدائل تكون عبارة عن مقارنات تراكمية cumulative comparisons (تحت تصنيف معين في مقابل استجابة معينة وأعلى) كالآتي:

- التصنيف الأول (1b): احتمال الاستجابة الأولى (موافق بدرجة قليلة جداً) في مقابل بديل الاستجابة بدرجة قليلة فأعلى.
- التصنيف لثاني (2b): الاستجابة الأولى والثانية في مقابل بديل الاستجابة الثالثة فأعلى.
- التصنيف الثالث (3b): الاستجابة الأولى والثانية والثالثة في مقابل الاستجابة الرابعة فأعلى.
- التصنيف الرابع (4b): الاستجابة الأولى والثانية والثالثة والرابعة مقابل الاستجابة الخامسة.

ومعامل الصعوبة لأي من تصنيفات الاستجابة يعرض الموقع على متصل السمة الكامنة حيث عندها يوجد احتمال 50% لاختيار بديل استجابة معين في مقابل باقي الاستجابات الأعلى، وفي هذا النموذج يوجد معامل واحد للشخص(السمة الكامنة) ومعاملين للمفردة(التمييز والصعوبة)، وعليه فإن معالم المفردة تتضمن أربعة معاملات صعوبة أو عتبات فارقة، ومعامل تمييز واحد.

معامل أو مؤشر التمييز: (a يرمز له بالرمز اللاتيني alpha (ألفا) ∝) ويشير إلى قوة واتجاه العلاقة بين المفردة والمتغير أو السمة الكامنة (العامل أو البناء التحتي)، بمعني إلى أي درجة ميزت المفردة بين المستجيبين على مستويات مختلفة للسمة الكامنة أو القدرة الحقيقية للأفراد، وعندما يكون متصل السمة ذات توزيع اعتدالي فإن معامل التمييز يناظر تشبع المفردة بالعامل في التحليل العاملي أو معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية للمقياس في النظرية الكلاسيكية، ولكن معامل التمييز في نظرية الاستجابة المفردة غير مقيد بالمدى (1، -1) (Tolman, 2013)، ومعامل التميز هو أقصي ميل Slope للمفردة في منحنى خصائص المفردة التي تناظر صعوبة المفردة b على مقياس أو متصل السمة. وكلما كان الميل أكثر تحدبًا أو انحدارًا Steeper فإن هذا يعكس قوة العلاقة مع السمة الكامنة للمفهوم، ونظريًا يأخذ معلم الميل قيم في المدى من موجب ما لا نهاية ∞ إلى سالب ما لا نهاية −∞، ولكن المدى الجيد لمعامل التمييز (0.5-3) (De Ayala, 2009)، ويري (Tolman, 2013) أن حدود هذا المعيار للمقاييس متدرجة الاستجابة يمكن أن يكون له مدى أوسع من ذلك. وتتراوح قيمة معامل التمييز من صفر إلى ما لا نهاية ولكن في التطبيقات العملية مداها قصير من 2.5 إلى -2.5(Hambleton et al.، 1991)، وفقاً لـ (Baker, 2001) فإن معايير معامل التمييز: معامل تمييز منخفض جدًا بين 0.01 و 0.24، معامل تمييز منخفض بين 0.25 و 0.64، متوسط بين 0.65 و 1.34، مرتفع بين 1.35 و 1.69، مرتفع جدًا يكون 1.70 فأكثر. وهذه المعايير لنماذج لوجستية ثنائية التصحيح، ولنماذج الاتجاهات والشخصية فإن معلم التمييز الذي يقع في المدى من 0.50 إلى 2.50 يكون جيد (Fraley et al., 1991; Hambleton et al., 2000)، ويرى (DEMars, 2010) أن المدى العملي لمعامل التمييز من الصفر إلى 2 أو 3.

معامل أو مؤشر العتبة الفارقة للمفردة (Threshold b) وتسمى أيضًا بمعامل الصعوبة، أو معامل موقع أو موضع المفردة Location أو الحدة Severity ويأخذ الرمز اللاتيني المعامل بيتا Beta β، ومعامل العتبة أو الصعوبة يحدد موقع وظيفة المعلومات أو احتمال الاستجابة على المحور الأفقي (السمة الكامنة)، ولذلك فمعامل الصعوبة يقيم كيف لاحتمال استجابة معينة للمفردة أن تناظر أو تُماثل مستويات السمة أو المفهوم المراد قياسه، وللمقاييس النفسية، إن القيمة المرتفعة للصعوبة يقابلها قياس مستويات مرتفعة للمفهوم أو البناء التحتي الكامن (الخوف من جائحة كورونا)، والقيمة المنخفضة يقابلها قياس مستويات منخفضة على متصل السمة، وهي تحدد النقطة على متصل السمة التي عندها يمتلك المستجيب احتمال 50% للوصول إلى الاستجابة الصحيحة أو استجابة معينة من بدائل الاستجابات التصنيفية الرتبية، وهو مشابه لمعامل الصعوبة في النظرية الكلاسيكية ولكن تفسيره في نظرية الاستجابة المفردة عكس تفسيره في النظرية الكلاسيكية حيث إن قيمته المرتفعة في النظرية الكلاسيكية تعني أن السؤال سهل، بينما قيمته المرتفعة في نظرية الاستجابة المفردة تعني أن السؤال صعب وتتطلب قدرًا أكبر من القدرة أو السمة الكامنة، وبكل تأكيد معناه في النظرية الكلاسيكية للاختبارات المعرفية هو نسبة من اختار البديل الصحيح ويرمز له بالرمز P، وفي نموذج GRE لمقياس خماسي الاستجابات يوجد أربعة معاملات صعوبة لتصنيفات الاستجابة أو معامل الصعوبة بين التصنيفات Between-category threshold parameters فمثلًا معامل الصعوبة 1b يعكس مستوى السمة التي عندها يوجد فرصة 50% لاختيار البديل الاول (1) غير موافق على الإطلاق في مقابل البدائل الأعلى، ومعامل الصعوبة 2b يعكس مستوي السمة التي عندها توجد فرصة 50% لاختيار البديل موافق بدرجة قليلة في مقابل البدائل الأعلى وهكذا، فعلى سبيل المثال لمفردة في مقياس الخوف من كورونا فإن 4b هي مستوى السمة التي عندها توجد فرصة 50% لاختيار تصنيف الاستجابة موافق بدرجة كبيرة. وأشار (Backer, 2001) إلى أن درجات

السمة الكامنة ومعامل الصعوبة غالباً تكون في المدى من 2 إلى -2 ويعني أن السؤال ليس صعباً جدًا وليس سهلاً جدًا، ووفقًا لـ (Tolland, 2014) فإن معامل الصعوبة يجب أن تكون في المدى من -3 و3، والمفردة التي تكون خارج هذا المدى تمثل إشكالية في التحليل، ويجب استبعادها أو اختصار تصنيفات استجاباتها لأن نسبة قليلة من المستجيبين يختارون البديل غير موافق أو غير موافق بشدة.

ونموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) ثنائي المعامل يُقدر معامل تميز أو ميل واحد للمفردة، وعدد معاملات من معاملات الصعوبة، فمقياس مكون من 10 مفردات خماسية الاستجابة يكون لها 50 معامل هي عشرة معاملات تمييز أو ميل، و40 عتبة فارقة أو معاملات صعوبة، وكل معامل صعوبة يعكس مستوى معين للخوف من جائحة كورونا (السمة الكامنة) الضرورية للوصول إلى احتمال 50% لاختيار استجابة معينة، والمدى النموذجي لموقع المفردة في المدى من -2.5 إلى 2.5 (Morizot et al., 2007)، ومعامل الصعوبة المرتفع يتطلب مستوى عالٍ من السمة للوصول إلى استجابة معينة.

- **نموذج التقدير الجزئي لـ (PCM) Partial credit model (1982 Masters)**: وهو من عائلة راش وهو نموذج أحادي المعلم وتم تعميمه للمفردات متعددة الاستجابة، ويفترض تساوي القوة التمييزية لكل المفردات أو تثبيتها بالوحدة أو الواحد الصحيح بمعنى لمقياس مكون من عشرة مفردات يكون معالمه هي معامل تمييز واحد لكل المفردات مع تنوع معاملات الصعوبة لكل مفردة حسب عدد بدائل الاستجابة. فالمقياس مكون من 10مفردات فإن معامله "41=10×4+1" بمعنى معامل ارتباط كل المفردات بالبناء التحتي أو المفهوم يكون واحد. وفي هذا النموذج احتمال اختيار استجابة ما يكون دالة وظيفية لمستوي السمة الكامنة ومعامل التميز ومعامل الصعوبة. ويمتاز هذا النموذج بالبساطة في العمليات الحسابية (Embretson& Reise, 2000). وفي هذا المدخل تتم نمذجة البيانات المتدرجة الرتبية بحيث تتضمن تجزئة الاستجابة إلى أزواج مرتبة من تصنيفات الاستجابة المتلازمة أو التالية Adjacent categories (تسمى نماذج التصنيفات المتلازمة) ثم يطبق نموذج راش للاستجابة الثنائية لكل زوج. فالزوج الأول اختيار البديل الأول (0) في مقابل البديل الثاني (1)، والزوج الثاني اختيار البديل الثاني (1) في مقابل البديل الثالث (2)، وهكذا. ومعامل الصعوبة يعكس التحول من الاستجابة (0) إلى الاستجابة (1). ويسمى معامل الصعوبة بمعلم صعوبة الانتقال أو التحول من تصنيف استجابة إلى تصنيف استجابة لاحقTransition location parameter وأحياناً يسمي بخطوة الصعوبة Step difficulty وعدد معاملات الصعوبة (m-1).

- **نموذج مقياس التقدير Rating scale model(RSM)** لـ Andrich (1978) من أبسط نماذج الاستجابة المفردة للبيانات الرتبية وفيه كل مفردات المقياس لها نفس معامل التمييز وهو حالة خاصة من نموذج راش أحادي المعامل حيث معامل التمييز واحد لكل المفردات، وله نفس مسلماته. وهو مشتق من نموذج التدريج الجزئي PCM حيث يتم وصف المفردة في ضوء معامل صعوبة واحد للمفردة وليس للبدائل كما في نموذج GRM وPCM حيث تعرض مستوى السهولة أو الصعوبة النسبية لمفردة معينة (Embretson & Reise, 2000).

- **نموذج التقدير الجزئي المعمم (GPCM) Generalized partial credit model** لـ Muraki (1992) وهو أيضًا مفضل استخدامه واختلاف النماذج بناءً على اختلاف عدد المعالم المقدرة للمفردة في النموذج وهو نموذج ثنائي المعلم مثل نموذج GRM وهو اتساع لنموذج PCM مع جعل معامل التمييز مختلفة لكل المفردات، و في هذا النموذج فإن معامل

الصعوبة 2b يعكس اختيار البديل الثاني بالنسبة للبديل التالي له ولكن في نموذج GRM فإن معامل الصعوبة يعكس اختيار البديل الأول والثاني في مقابل باقي البدائل الأعلى.

واختيار أي من النماذج السابقة يعتمد على مدى ألفة الباحث ومعرفته ببرامج الكمبيوتر المختلفة، فمثلًا برنامج Parscale يقدر نموذج PCM بكل يسر، بينما برنامج Multilog وبرنامج IRTPRO يكونا لصالح نموذج GRM وبرنامج Stata وبرنامج MPLUS يوفر التعامل مع كل النماذج. ونموذج التدريج أو التقدير الجزئي، ونموذج مقياس التقدير لهم معالم محدودة للنموذج حيث يفترضا أن معامل التمييز متساوٍ عبر كل المفردات ولذلك يعدون من عائلة نموذج راش أحادي المعامل (Van der Linden & Hambleton,1997; Embretson & Reise، 2000) ويتم العرض البياني لوظائف تصنيفات الاستجابة (Category response functions)، حيث يعرض احتمال اختيار تصنيف استجابة ما على متصل السمة الكامنة. ويوصى (DeMars, 2010; Albertson & Reese، 2000) باستخدام نموذج GRM للمقاييس النفسية المتدرجة حيث يقدر معامل تمييز وحيد (a) أو الميل وعدد من معاملات صعوبة (b) لكل مفردة تساوي عدد التصنيفات أو الاستجابات ناقص الواحد الصحيح.

تقويم مسلمات نظرية الاستجابة المفردة واختبار نماذج متنافسة:

توجد أربع مسلمات أساسية لنموذج الاستجابة المفردة البارامترية هي أحادية البعد المناسبة، والاستقلال بين المفردات، والشكل الوظيفي Functional form، واعتدالية توزيع المتغير الكامن أو البناء التحتي للمفهوم في المجتمع (De Ayala، 2022) وأيضًا مسلمة ثبات معالم المفردة invariance of item parameters عن مجموعة المستجيبين وثبات مستوى السمة الكامنة للمستجيبين بغض النظر عن المفردات المستخدمة لتحديدها (Baker, 2001)، وإذا لم تتحقق هذه المسلمات توجد بدائل أخرى مثل نظرية الاستجابة المفردة متعددة الأبعاد Multidimensional IRT، ونظرية الاستجابة المفردة اللابارامتريةNonparametric IRT.

مسلمة أحادية البعد Un-dimensionality: تفترض أن تفسير المتغايرات بين مفردات المقياس في ضوء بعد أو متغير كامن تحتي وحيد (عامل عام في التحليل العاملي)، وتفترض أحادية البعد أن المقياس يمتلك بناء تحتي عام مع عوامل فرعية صغيرة أو محدودة (Tay et al., 2015)، وكل نماذج نظرية الاستجابة المفردة البارامترية تفترض أن البناء التحتي يتم التعبير عنه في ضوء متصل أحادي البعد أو متغير كامن ذات بناء تحتي متصل، وهذا المتصل يفسر الاستجابات على المفردات التي تمثل المفهوم. ومن الضروري التحقق من هذه المسلمة ولكن يجب الإشارة إلى أن نماذج الاستجابة المفردة لديها مناعة نسبية للابتعاد الخفيف لهذه المسلمة، ولا توجد بيانات واقعية أو حقيقية تفي بهذه المسلمات بصورة صارمة أو تامة خاصة للمقاييس متعددة الأبعاد (DeAyala, 2022)، وفي أحادية البعد لا نفترض عامل فقط لكل المفردات ولكن يمكن وجود أبعاد فرعية ولكن العامل الأول يكون أكثر سيطرة في تفسير البناء التحتي للمفهوم، ولكن لو كان البناء متعدد الأبعاد ولم تكن السيطرة للعامل الأول فيجب التعامل مع كل بعد كأنه مقياس في حد ذاته. ويمكن تشبيه أحادية البعد بمسلمة تجانس التباينات في تحليل التباين (DeAyala, 2022)، ويتم التحقق من أحادية البعد من خلال:

- مطابقة نموذج التحليل العاملي التوكيدي للعامل مع بيانات العينة (Gessaroli & DeChamplain, 1997)، ودائماً تستخدم طريقة WLSMV أو MLR حيث تتعامل مع بيانات الاستجابات كأنها رتبية تصنيفية ويتعامل مع مصفوفة Polychoric.

- التحليل العاملي الاستكشافي وتحليل المكونات الأساسية: يفضل استخدامهما إذا كان المفهوم أو البناء غير محدد الأبعاد، ويمكن أن تستخدم معايير مثل شكل Scree plot حيث إذا حدث تغير واضح أو انكسار بعد العامل الأول فإنه يعطي مؤشراً لأحادية البعد، والجذر الكامن فإذا كانت نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن الثاني 3 فأكثر (Hambleton et al., 2007; Morizot et al., 1991) ، أو أن العامل الأول فسر 20% على الأقل من تباين مصفوفة الارتباطات (Hambleton et al., 1991)، وتستخدم تشبعات المفردات بالعامل العام في تقويم هذه المسلمة، حيث تشير الارتباطات المنخفضة للمفردة بالعامل العام إلى وجود قدرة أخرى يمكن أن تفسر تباين الارتباطات بين المفردات، ويفضل استبعادها من المقياس. ويمكن أن تحدث عدم الأحادية أو تعدد الأبعاد للمقياس في حالة أن خصائص المفردات تختلف وفقاً لمتغير تصنيفي ما مثل الجنس أو المرحلة، وعندما يحدث هذا يُفضل تحليل مفردات المقياس لكل مجموعة على حدة من مجموعات الدراسة من خلال الوظيفة التمييزية للمفردات differiential Item function (DIF) (Holland& Wainer, 1993).

- استخدام المعامل أوميجا ω_h وهو مجموع مربع تشبعات المفردات بالعامل العام، ويفسر هذا المؤشر كدرجة تشبع المفردات العامل العام (Zinbarg et al., 2005). والقيمة المرتفعة تشير إلى أحادية البعد لمفردات المقياس.

- نموذج التحليل العاملي ثنائي العامل Bi-factor model: حيث تتشبع المفردات بعاملين، الأول عامل خاص أو ثانوى تتشبع به مجموعة معينة من المفردات بالإضافة إلى عامل عام تتشبع به كل المفردات، والعوامل الثانوية لا ترتبط ببعضها (Reise & Havilland, 2005).

- نموذج التحليل العاملي التوكيدي ثنائي الرتبة Second-order حيث يتم تفسير العوامل بالدرجة الأولى بعامل عام ثنائي الرتبة بمعاملات تأثير مرتفعة.

وتوجد كثير من الانتقادات لهذه الطرق على أساس أنها تمدنا بمعلومات محدودة وغير مباشرة عن مصداقية نماذج الاستجابة المفردة أحادية البعد، ولذلك اقترح (Reise et al., 2014) مدخل مقارنة النماذج من خلال مقارنة تقديرات معالم نموذج الاستجابة المفردة البارامتري ثنائي المعلم أو أحادي المعامل بتقديرات معامل نموذج الاستجابة المفردة البارامتري متعدد الأبعاد.

الاستقلال الشرطي Conditional independence بين المفردات: تعني في ضوء مقياس الخوف من جائحة كورونا أن الاستجابة على أحد المفردات تكون مستقلة عن الاستجابة على مفردة أخرى، وهذه المسلمة غير ضرورية لنظرية الاختبار الكلاسيكية (Tolland, 2013)، يتم التحقق منها من خلال معامل الارتباط بين كل زوج من المفردات حيث تباين المفردة يرجع إلى البناء التحتي وليس إلى المفردات في المقياس، وهذه المسلمة قريبة من مسلمة أحادية البعد حيث إذا توافرت أحادية البعد للمقياس فإنها تقويم غير مباشر لتوفر مسلمة الاستقلالية بين المفردات (Hambleton et al, 1991)، وتعني أن القدرة الوحيدة التي تؤثر على مفردات الخوف من جائحة كورونا هي البناء

التحتي الحقيقي للمتغير وليس قدرة أخرى مثل القلق أو الوحدة النفسية أو الهلع وغيرها من المفاهيم القريبة من الخوف من جائحة كورونا ويتم التحقق من هذه المسلمة كالآتي:

- مؤشر إحصاء (χ 2LD: بين كل زوج من المفردات والقيمة الأكبر من 10 تشير إلى عدم استقلالية بين كل مفردتين، وفي هذه الحاله يمكن حذف أحد المفردتين أو دمج درجات المفردتين معًا.
- إحصاء 3Q لـ Yen (1984) وهو مؤشر للعلاقة بين بواقي المفردات وإذا زادت قيمته عن 0.20 توجد اعتمادية أو علاقة بين المفردتين.
- عدم وجود ارتباطات بين بواقي كل زوج من المفردات بعد استبعاد أو ضبط تأثير البناء الكامن (البواقي تعني الفروق بين الدرجات المقاسة الواقعية والدرجات المتنبأ بها من خلال النموذج)، وارتباطات البواقي الأقل أو تساوي Residual |20.| ≥ يدل على استقلالية بين استجابات المفردات (Morizot et al., 2007) والقيمة الأكبر من 0.20 لا بد أن تؤخذ في الاعتبار. يمكن التحقق منها من خلال ارتباطات البواقي بين كل زوج من المفردات في نموذج العامل العام في التحليل العاملي التوكيدي، وإذا أضاف البرنامج مؤشرات التعديل وهي معامل التغايرات بين المفردات فهذا يكشف عن احتمالية عدم الاستقلالية بين المفردات (Elden & Revee, 2007)، وأيضًا فحص مصفوفة البواقي في التحليل الاستكشافي.
- فحص مخرج نظرية الاستجابة المفردة حيث إذا حدث تضخم (زيادة كبيرة لميل المفردات) بحيث يزيد عن 4 (e.g.، >4) مقارنة ببقية المفردات في التحليل فيجب استبعاد أحد المفردتين لأن الميل أو معامل التمييز النموذجي يكون في المدى من 0.5 إلى 2.5.
- معامل ارتباط كرامير V بين كل مفردتين (Baldonado et al., 2015).
- إحصاء كاي تربيع بين كل مفردتين (Chen & Thissen, 1997).
- إحصاء (G_2 **Thissen & Steinberg, 2010**) وهو جزء من مخرج برنامج Bilog و Parscale

وعدم تحقق هذه المسلمة يقود إلى أخطاء قرارية عند انتقاء مفردات الاختبار وتتضخم معالم التمييز أو تشوه ويعطي قرار خاطئ فيما يخص دقة المفردة(تضخم الثبات وظائف المعلومات) ويجعل معاملات الصعوبة متجانسة لتصنيفات الاستجابة المختلفة، وتعطي أخطاء معيارية للمفردات أصغر من قيمتها الفعلية وهذا يؤدي إلى تضخم معالم النموذج (DeAyala, 2022; Edelen & Reeve, 2007; Tolland، 2013)، وهذا بدوره يقلل من صدق البناء للمفهوم. ويمكن أن يحدث عدم الاستقلال الموضعي بين المفردات لأسباب عديدة منها صياغة مفردتين أو أكثر قريبة في المعنى من بعضها بحيث لا يستطيع المستجيب التمييز بين المفردات فيعطي نفس الاستجابات على المفردات المتشابهة الصياغة، وأيضًا نتيجة تسلسل معين لمفردات تقريبًا متشابه إلى حد ما (Elden & Revee, 2007).

الشكل الوظيفي Functional form: لنماذج الاستجابة المفردة أحادية البعد البارامترية مسلمة ثالثة هي الشكل الوظيفي حيث إن البيانات المقاسة أو الإمبريقية تتبع أو تخضع لوظيفة محددة باستخدام نماذج IRT وتكون على شكل منحنى حرف S باستخدام الوظيفة اللوجستك (DeAyala, 2009) وتوجد العديد من الاختبارات والتمثيلات البيانية لدراسة مطابقة نموذج البيانات على مستوي الاختبار أو المقياس ككل وعلى مستوي المفردة، واستجابات

الأفراد على المفردات يتم تمثيلها في ضوء منحني خصائص المفردات. وعليه فإنه يمكن اختبار نماذج مختلفة لنظرية الاستجابة المفردة بمعالم مختلفة، ويتم التحقق من مطابقتها مع البيانات الامبريقية او المقاسة لمعرفة أي من هذه النماذج أكثر مطابقة مع البيانات حتي يمكن اختيار النموذج الأمثل في تحليل مفردات المقياس.

مطابقة النموذج: Model Fit في النموذج التدريجي الحر ثنائي المعامل لا بد أن تكون كل العتبات الفارقة(معالم الصعوبة) مُرتبة ويوجد معامل تمييز واحد لكل المفردات (على الرغم ليس ضروري عبر كل المفردات). وفي هذه الحالة لمعرفة مدي مناسبة النموذج للبيانات لا بد من تقدير مطابقة نموذج الاستجابة المفردة مع البيانات المقاسة للعينة (De Ayala، 2022)، بمعني المقارنة بين البيانات المقاسة أو الإمبريقية والبيانات المتنبأ بها من نموذج IRT،. ويري (Toldan, 2013) إنه لا بد من اختبار أكثر من نموذج لمعرفة مدى مناسبته أو مطابقته لبيانات مقياس للعينة. ولمقارنة نموذج الاستجابة المفردة المستخدم مع بيانات العينة يستخدم المؤشرات أو الإحصائيات الآتية:

- إحصاء −2 log likelihood ويعرف بـ likelihood ratio test وهو توزيع كاي تربيع مع درجات حرية مساوٍ للفرق بين عدد المعامل المقدرة بين نموذجين (Hambleton et al, 1991) ويستخدم للمقارنة بين نموذجين فأكثر، والقيمة الأقل لنموذج تعني أنه أفضل مطابقة مع بيانات العينة.

- مؤشر (Akiake information criterion AIC) ومؤشر (Bayesian information criterion BIC) والنموذج الذي يمتلك القيم المنخفضة لهذين المؤشرين يعني مطابقة أفضل للنموذج.

- مؤشر RMSEA: يقود إلى استنتاج خاطئ عن النموذج عندما يكون للنموذج درجات حرية صغيرة وأحجام عينات صغيرة، وقيمته تكون للمطابقة الجيدة أقل من 0.06 والنموذج الأفضل الذي له أقل قيمة لهذا المؤشر(Hu & Bentler، 1999).

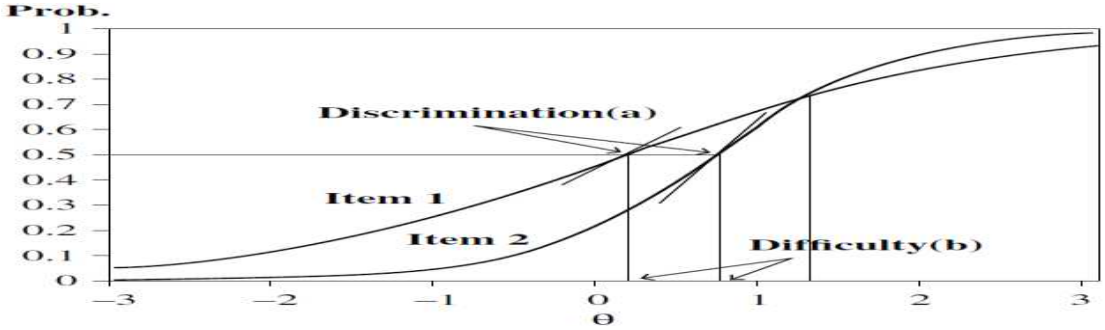
- الأخطاء المعيارية المصاحبة لمعاملات الصعوبة والتمييز تكون مستقرة ومنخفضة وتتراوح مداها من 0.03 إلى 0.027 والغالبية أقل من 0.01 (Tay et al., 2015) فإنها تقديرات ممتازة.

- مؤشري CFI و TLI: النموذج الأفضل الذي يمتلك أعلى قيم لهذين المؤشرين ويجب أن تزيد قيمتهما عن 0.90.

مطابقة المفردة Item fit: من خلال معامل التمييز المرتفع، والخطأ المعياري المنخفض، وعدم تحيزها بين فئات مختلفة، ومنحنى خصائص المفردة، ووظيفة المعلومات، ومدى دقة القياس لها على مستويات متنوعة من متصل المتغير الكامن أو البناء التحتي للمفهوم. والمطابقة للمفردات في نماذج الاستجابة المفردة من خلال إحصاء χ^2 S والدلالة الإحصائية له تشير إلى مطابقة ضعيفة للمفردات ولكن هذا المؤشر حساس لحجم العينة فلو أن حجم العينة كبير فإنه يعطي دلالة إحصائية على الرغم من توافر المؤشرات الأخرى لمطابقة المفردة. وتتوافر مؤشرات أخرى حسب طبيعة البرنامج المستخدم.

منحنى خصائص المفردة أو وظيفة خصائص المفردة أو وظيفة استجابة المفردة: ويشار إليه بخط الأثر Trace line وهو عرض بياني للعلاقة غير الخطية بين احتمال اختيار استجابة معينة للمفردة لشخص معين على متصل السمة الكامنة (المحور الافقي)، ويعد منحنى الخصائص من المفاهيم الأساسية لنظرية الاستجابة المفردة، ويُعرف بأنه وظيفية احتمالية لوجستية Logistic function للعلاقة بين احتمالية استجابة الشخص على مفردة

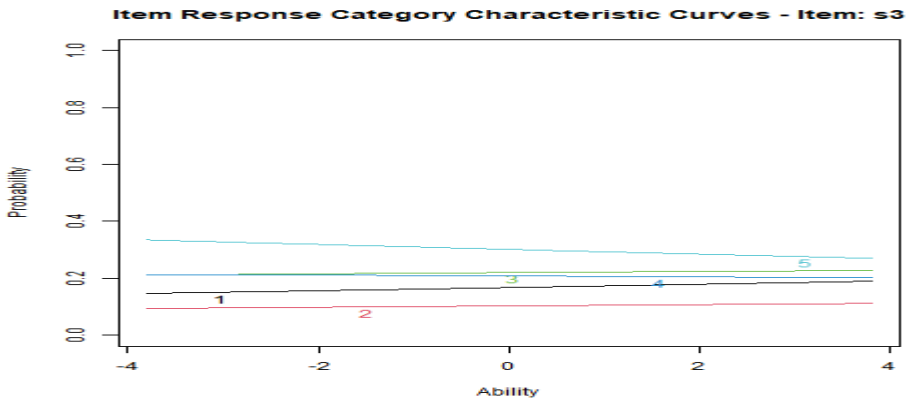
ممثلة على المحور الراسي أو الصادي (y)، ومتصل السمة أو البناء التحتي المراد قياسه (زيتا) ممثلة على المحور السيني او ألافقي (X)، ويتراوح مداه من 3 إلى -3 مع متوسط 0.0 للمستوى أو الدرجة الحقيقية. ومنحنى خصائص مفردة معينة (الميل والصعوبة) تستخدم لتحديد مشكلات القياس واكتشاف مصادر التحييز الممكنة، وتمدنا بصورة واضحة ونقية لأداء المفردة أو السؤال في المقياس وتمدنا بأدوات قياس قصيرة وثابتة (Hambleton et al., 1991)، وكلما زادت مستوى السمة الكامنة للفرد تزداد احتمالية الإجابة الصحيحة، وفيما يلي مثال لمنحنى الخصائص لمفردتين ثنائية التصحيح:



شكل (1): منحنى الخصائص لمفردتين ثنائية التصحيح (0,1)

حيث يعرض المحور الأفقي الفروق الفردية في مستوى السمة، والمحور الراسي يعرض احتمال الاستجابة للمفردة في اتجاه معين وليكن الإجابة الصحيحة، ويعد هذا الشكل الوحدة الأساسية في نظرية الاستجابة المفردة. ويتضح من شكل (1) أن معامل الصعوبة للمفردة الثانية θ Item2 =0.8 بينما للمفردة الأولى ($\theta = 0.3$) بالتالي المفردة الثانية أكثر صعوبة من الثانية وتم تقدير معامل الصعوبة للمفردة من خلال أخذ خط مستقيم أفقي من الاحتمال 0.50 إلى أن يتلاقي مع منحنى للمفردة ثم نأخذ خط رأسي على المحور الأفقي وهذه القيمة هي معامل الصعوبة، بينما ميل منحني المفردة الثانية أكثر تحدبًا أو انحدارًا ومن ميل منحنى المفردة الثانية.

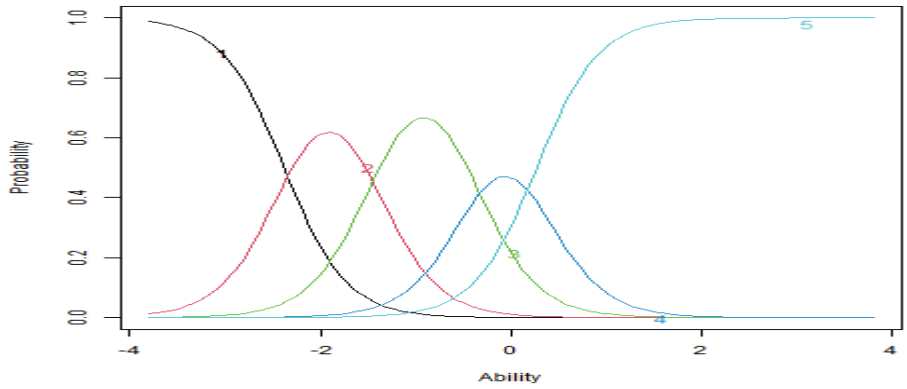
وبالنسبة للمفردات متعددة الاستجابة أو مقاييس ليكرت فإن منحني خصائص المفردة يقيم نظام اختيارات أو تصنيفات الاستجابة للمفردة (Option or Category response function ORF) ويطلق عليه وظيفة الاستجابات التصنيفية (Category response function (CRF أو منحنيات خصائص التصنيف Category characteristic curves (CCC) فكلما زاد التصنيف من المحتمل أن تزيد اختياره للمستوى الأعلى من السمة مقارنة بالتصنيفات التي تسبقه على متصل السمة، فمثلاً للمفردة التي لها استجابة بدرجة كبيرة جدًا فمن المحتمل أن يختارها هؤلاء الأفراد مرتفعي المفهوم على متصل السمة مقارنة بالأفراد منخفضي البناء التحتي مثلاً للخوف من كورونا مثلًا. ويتم تقييم ذلك من خلال منحنى المفردة على حدة وفيما يلي منحنى خصائص الاستجابة لمفردة سيئة:



شكل (2): منحني خصائص الاستجابات الرتبية لمفردة سيئة متعددة

يتضح من شكل (2) أن كل البدائل سواء غير موافق على الإطلاق أجاب عليه منخفضي ومرتفعي السمة بنفس الدرجة بمعنى أن هذا البديل لم يميز بين منخفضي ومرتفعي السمة وهكذا بالنسبة لكل البدائل ولكن الشيء الملفت للنظر أن البديل موافق بدرجة كبيرة أجاب عليه منخفضو السمة بدرجة أكبر من مرتفعي السمة وهذا يدل على أن هذه المفردة باستجاباتها المختلفة لم تميز بين المستويات المرتفعة والمنخفضة من السمة وانعكس هذا على معامل التمييز لهذه المفردة a=-0.04 وعليه فإن هذه المفردة سيئة ويجب استبعادها من المقياس.

منحنى خصائص الاستجابة لمفردة جيدة:



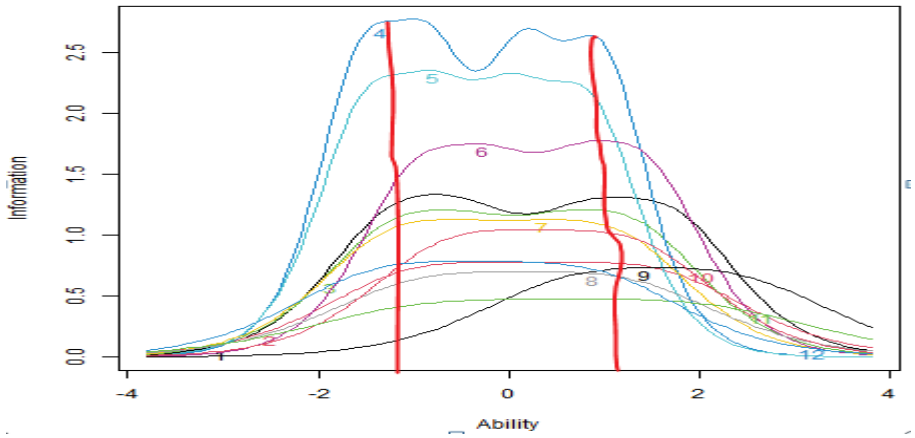
شكل (3): منحنى خصائص الاستجابات لمفردة متعددة الاستجابة لمفردة جيدة

يتضح من شكل (3) أن البديل غير موافق على الاطلاق (1) استجاب عليه عدد قليل من الأفراد منخفضي البناء التحتي أو السمة الكامنة بينما البديل بدرجة متوسطة (3) استجاب عليه الأفراد متوسطي السمة في المدى من -1.00 إلى 0.0 وهذا يُظهر أهمية المفردة في الكشف عن المستويات المنخفضة من البناء التحتي بينما البديل بدرجة متوسطة استجاب عليه الأفراد متوسطي السمة، بينما البديل بدرجة كبيرة جدًا اختاره معظم الأفراد مرتفعي السمة وهذا يدل على أهمية هذه البدائل للمفردة للتمييز بين مستويات متنوعة على متصل السمة واتضح هذا في معامل التمييز المرتفع للمفردة a=3.07

وظيفة معلومات المفردة (IIT Item Information function): وهي تمدنا بمعلومات عن موضع أو موقع مفردة ما على البناء التحتي للمفهوم ويستخدم لتحديد مقدار المعلومات الإمبريقة التي إضافتها أي مفردة للمقياس ككل،

وأين تكون هذه المعلومات على متصل السمة، وتستخدم لتقليل عدد مفردات المقياس التي لها نفس المنحنيات المتماثلة القريبة من بعضها أو تكون مسارها البياني أقل أو تحت بقية منحنيات المفردات الأخرى، ويستخدم منحنى وظيفة المعلومات للمفردات للوصول إلى صيغ مختصرة للمقاييس خاصة الطويلة من خلال استبعاد المفردات المتماثلة في أدائها في قياس البناء التحتي للسمة أو بناء صيغ متكافئة للاختبارات خاصة في الدراسات الطولية التي تعتمد على القياسات لقبلية والبعدية (Tolden, 2013) وأيضًا يستخدم لتحديد مشكلات القياس واكتشاف مصادر التحييز الممكنة، وتمدنا بصورة واضحة ونقية لأداء المفردة أو السؤال في المقياس وتمدنا بأدوات قياس مختصرة وثابتة (Hambaleton et al., 1991).

ويهدف منحنى وظيفة المعلومات إلى إظهار أداء المفردة الفقيرة والجيدة، وتصف مقدار المعلومات السيكومترية التي تمدنا بها المفردة عبر مستويات متنوعة على متصل السمة أو البناء التحتي، وهذا مرتبط بالثبات والخطأ المعياري للقياس (مقلوب أو معكوس الجذر التربيعي لوظيفة المعلومات للمفردة). والقيمة المرتفعة لدالة المعلومات للمفردة تشير إلى دقة قياس أو ثبات مرتفع للمفردة وخطأ المعياري منخفض، وهذا يعني تقدير دقيق للبناء التحتي للمفهوم. ويتم تحديد وظيفة المعلومات للمفردة في ضوء معلمي التمييز والصعوبة، والمفردة التي تمتلك معامل تمييز مرتفع لها وظيفة معلومات مدببة ذات قمة مرتفعة Peak، وهذا يعني أن المفردة التي تمتلك قدرة تمييزية جيدة بين الأفراد مرتفعي ومنخفضي المفهوم، وبدورها تغطي مدى أوسع من متصل البناء، ودالة المعلومات الفقيرة أو المنخفضة للمفردة تدل على أن المفردة تقيس شيء مختلف عن بقية مفردات المقياس، وصياغتها ضعيفة وتحتاج إلى تنقيح وإعادة كتابة، ويجب استبعادها من المقياس أو الاستبانة. وفيما يلي منحني وظيفة المعلومات لمجموعة من المفردات لمقياس نفسي:

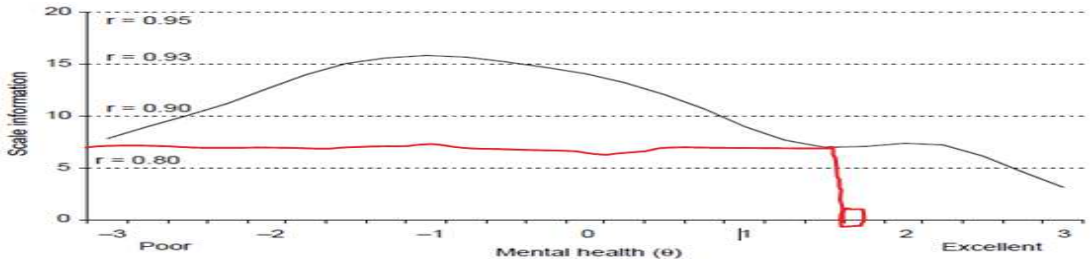


شكل (4): منحني وظيفة المعلومات لمجموعة مفردات مقياس نفسي مخرج برنامج (R)

ففي الشكل (4) يتضح أن المفردة 4 تمدنا بأكبر قدر من المعلومات عن البناء التحتي بمعني أنها أكثر ارتباطًا بالمفهوم ومدى البناء التحتي الذي غطته من θ = 1.60 إلى θ = -1.50، بينما المفردة 11 أمدتنا بأقل قدر من المعلومات حيث لها منحنى يقترب من الخط الأفقي (مستوى السمة الكامنة) مقارنة ببقية المفردات ويجب استبعادها من المقياس خاصة لو كانت على نفس المستوي من الأداء لمفردة أخرى، وكما هو ملاحظ أن المفردتين 3 و 7 لهما قدر من المعلومات المتماثله عبر متصل السمة (منحنياتهما قريبة من بعض) بالتالي يمكن استبعاد أحدهما من الصورة

النهائية من المقياس. وأيضاً المفردة 11 تتضمن إشكالية ويجب استبعادها من المقياس لأنها قريبة من متصل البناء التحتي للمفهوم.

منحني المعلومات الكلي Total information curve أو وظيفة المعلومات للاختبار أو المقياس Test or scale information function(TIF, SIF) أو وظيفة خصائص الاختبار: منحني وظيفة المعلومات الكلي هو محصلة لوظيفة معلومات المفردات مجتمعة، ولذلك فإن جودة المفردات (مقدار المعلومات لكل مفردة) وعدد المفرات يحددون وظيفة المعلومات الكلية، وهذا يعني إلى أي مدى تسهم كل المفردة بشكل مستقل بقدر من معلومات الاختبار وليس معتمدين على بعضهما بعضاً، وهذا يُبرر مسلمة الاستقلالية بين المفردات. وتشير وظيفة الاختبار ككل إلى أي درجة يسهم الاختبار في تقدير القدرة العامة أو السمة الكامنة للمفهوم، وفيما يلي شكل وظيفة المعلومات لمقياس ما:



شكل (5): منحنى وظيفة المعلومات الكلي لمقياس مافي: (Revee & Fayers، 2005)

ويمدنا هذا المنحنى بمعلومات تفصيلية عن معلومات المتغير أو المقياس كوظيفة للموقع على متصل السمة ويمكن أن تحدد وظيفة المعلومات الكلية الفجوات على متصل السمة التي لم يستطيع المقياس قياسها. ووحدة قياس المعلومات لا تفسر بطريقة مباشرة (Edwards, 2009) إنما في ضوء الخطأ المعياري وكلما انخفضت قيمته دل على دقة القياس (Embretson & Reise)، ويقدر الخطأ المعياري للقياس (Standard error of measurement (SEM بمعنى أخطاء القياس أو اللاثبات للمقياس عبر متصل السمة من الصيغة الآتية (Revee & Fayers, 2005; Thissen، 2000) :

$$SEM = \frac{1}{\sqrt{information}} = \frac{1}{\sqrt{I(\theta)}}$$

$information$ قيمة المعلومات (على المحور الراسي المناظرة لمستوي السمة الكامنة في المدى -3، 3)، وتختلف قيمة الخطأ المعياري وفقا لمتصل السمة، فمثلًا إذا كانت قيمة السمة زيتا = 1.5 حيث الشخص الذي يكون لديه 1.5 انحرافات معيارية فوق المتوسط الدرجة (المربع الأحمر) فإن دالة المعلومات 7 وعليه فإن الخطأ المعياري:

$$SEM = \frac{1}{\sqrt{information}} \frac{1}{\sqrt{7}} = 0.38$$

والخطأ المعياري 0.38 وهي تقيس مقدار اللاتأكيد حول درجة الاستجابة المفردة للشخص (DeAyala, 2009) بمعنى عدم دقة القياس أو اللاثبات. فلو كان الهدف من المقياس قياس مدى أوسع من البناء التحتي للمفهوم مثلاً بين -3، 3 بالتالي لا بد من تحديد الخطأ المعياري عبر مدى المتصل للسمة.

الثبات: المظهر الأساسي لنماذج الاستجابة المفردة هو تقدير الثبات أو دقة القياس Measurement precision على مدى متصل السمة وليس نقطة أو قيمة واحدة مثل الطريقة الكلاسيكية، ويتم تقدير دقة القياس من خلال منحنى

المعلومات للاختبار فيمدنا بمستوي الدقة أو ثبات المقياس عبر متصل السمة المنخفضة والمتوسطة والمرتفعة وكلما ارتفع منحنى المعلومات كلما أعطى معلومات أكثر عن السمة المقاسة ويناظره انخفاض منحنى الخطأ المعياري. وهذا عكس النظرية الكلاسيكية التي تمدنا بقيمة وحيدة لدقة القياس لكل الأفراد على المقياس من خلال الثبات ألفا أو أوميجا. والأفراد على جانبي متصل السمة المنخفضة والمرتفعة يكون درجة دقة القياس منخفضة. ويُقدر الثبات (مجموع معالم كل مفردات المقياس) عبر متصل السمة الكامنة (المحور السيني الأفقي) من خلال الصيغة الآتية (Revee & Fayers، 2005):

$$r = 1 - \frac{1}{information} = 1 - SEE(\theta)^2$$

ويقدر الثبات للنقطة 1.5 على متصل السمة كالآتي:

$$r = 1 - \frac{1}{information} = 1 - \frac{1}{7} = 1 - 0.143 = 0.86$$

والثبات ينخفض عند قياس المستويات المرتفعة والمنخفضة على متصل السمة أو البناء التحتي الكامن للمفوم.

وظيفة المفردة التمييزية (DIF): هي أحد تطبيقات نظرية الاستجابة المفردة، وتستخدم لدراسة الفروق بين المجموعات على استجابات المفردات بمعني سلوك أو أداء المفردات يختلف عبر مجموعات الأشخاص، وتشير إلى الفروق الدالة إحصائيًا لاستجابات الأفراد على مفردات المقياس لمجموعات متمايزة بكلمات أخرى عندما يكون لمفردة وظيفة تميزية (تحييز بين الفئات المختلفة) فإن الأفراد الذين لهم نفس مستوى السمة لا يكون لهم نفس متوسط الدرجات على المفردة نتيجة الفئات المختلفة للمتغير التصنيفي بكلمات أخرى فإن اختلاف معالم المفردات يُشار اليه بتحييز المفردات Item bias.

حجم العينة: لا توجد إجابة قاطعة فيما يخص حجم العينة اللازمة لنماذج الاستجابة المفردة، ولكن توجد إرشادات عامة في هذا الشأن، فاختيار حجم العينة يتوقف على درجة تعقيد النموذج وعدد المعالم المقدرة فيه، فأحجام عينات صغيرة مثلًا 100مناسبة لتقدير معامل نموذج راش أحادي المعامل، ولكن نموذج يتضمن معالم أكثر يتطلب أحجام عينات كبيرة مقارنة بنماذج تتضمن معالم قليلة، وفي هذا الشأن أوصى Tsutakawa) & Johnson 1990) بأن حجم عينة 500 يكون مناسباً للحصول على تقديرات دقيقة للمعالم، بينما اقترح أخرون بان حجم عينة 200 يكون مناسب (Orlando & Marsha, 2002)، ويرى (Eleden & Revee, 2007) كلما تحققت مسلمات النموذج وزادت جودة المفردة تطلب ذلك أحجام عينات أقل. وعمومًا تحليل بيانات نموذج الاستجابة المفردة تتطلب حجم عينة أكبر من نظرية الاختبار الكلاسيكية (22De Ayala, 20)، ولتحليل نموذج GRM لتقدير معالم مفردات من نوعية ليكرت خماسية الاستجابة فإنه يتطلب حجم عينة 500 على الأقل (DeMars , 2010; Reise & Yu, 1990) .

وأشار العديد من السيكومترين إلى محددات نظرية الاختبار الكلاسيكية وتفوق نموذج الاستجابة المفردة عليها (De Ayala, 2022; Embretson & Reise,2000; Hamblton et al) ولكن (2015 Raykov & Marcoulides) يرى أن الهجوم على نظرية الاختبار الكلاسيكية غير مبررة وفي الواقع غير صحيحة حيث توجد علاقة بين نظرية الاستجابة المفردة، ونظرية الاختبار الكلاسيكية متمثلًا في العلاقة بين التحليل العاملي ونظرية الاستجابة المفردة ويري (Kholi et al. 2014) بأن الاعتقاد العام نظريًا أن منهجية IRT تتفوق على منهجية CTT في تقدير معامل الفرد والمفردة لأن هذه المعالم في ضوء CTT تكون معتمدة على خصائص الاختبار والعينة خاصة معامل الصعوبة والتمييز للمفردة،

والدرجات المتحصل عليها من العينة تعتمد على المفردات المطلوب الاستجابة عليها ولو أن نفس العينة أخذت مجموعة من المفردات أكثر صعوبة أو أكثر سهولة فمن المحتمل درجاتهم في الاختبار أعلى أو أقل من الدرجات المتحصل عليها من المجموعة الأولى أو النسخة الأصلية من الاختبار. وفي المقابل فإن إحصائيات الشخص والمفردات في ضوء نظرية IRT تعد مستقرة عبر العينات والمفردات المختلفة حيث إن استجابة المفردة هي علاقة انحدارية على المتغير الكامن أو البناء التحتي، واحتمال الاستجابة على مفردة لا تتأثر بعدد الأفراد المستجبين على الاختبار، والدراسات السابقة التي قارنت بين تقديرات المعالم في ضوء النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة أظهرت علاقات ارتباطية قوية بينهما ليس فقط لقدرة الشخص بل أيضًا لمعامل الصعوبة. ولكن انخفض معامل الارتباط بينهما بالنسبة لمعامل التمييز وذلك لتقديرات نظرية الاستجابة أحادية وثنائية المعامل (Courville, 2004; Fan, 1998, MacDonald & Paunonen، 2002) .

وتناول الباحث ظاهرة مهمة تتعرض لها المجتمعات هذه الأيام وهي الخوف من جائحة كورونا التي تولدت نتيجة الضغوط التي يتعرض لها الأفراد من خلال سماع أخبار الإصابات والوفيات في وسائل الإعلام وهذا يصاحبه أعراض مثل الشعور بالخوف والرعب والتوتر النفسي وغيرها من الأعراض. وقد يطلق على الخوف من كورونا بفوبيا كورونا Corona-Phobia أو قلق كورونا Corona anxiety وكلها حالات انفعالية تصاحب الفرد جراء مصدر تهديد وهو الإصابة بجائحة كورونا، والخوف من كورونا هو متصل يبدأ بالخوف الشديد مروراً بالمتوسط إلى الخوف الخفيف، ووقوع أي فرد على هذا المتصل يتوقف على عوامل شخصية واجتماعية ونفسية وبيئية وغيرها، ويُعرف الخوف من جائحة كورونا بأنه استجابات انفعالية جراء احتمال الإصابة بفيروس كورونا، وينشأ عنها أعراض أو اضطرابات نفسية مثل الذعر، والرعب، والوسواس، وأعراض التجنب للآخرين. وقد يكون الخوف عامل حماية حيث يسبب حالة من الحرص وتجنب الآخرين خوفًا من العدوى (عامر، 2020).

في الدراسة الحالية تم عرض المظاهر الأساسية لمنهجية الاستجابة المفردة والتحقق من مسلماتها والعرض البياني لمنحنيات خصائص المفردة وللمقياس ككل وتشخيص المفردات في ضوء معاملي الصعوبة والتمييز بصورة بسيطة بعيدًا عن التعقيدات الحسابية والمصطلحات الجامدة، وتم تحليل وتقويم الخصائص السيكومترية لمفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا لعامر (2020) من نوع ليكرت الخماسي في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية وفي ضوء نظرية الاستجابة المفردة البارامترية أحادية البعد أو البناء، ومعرفة مدى قدرة مفرداته على تغطية مدى واسع من السمة الكامنة وليست تمركزها في قياس المستويات العليا أو الدنيا أو المتوسطة فقط بهدف قياس مناسبة الاختبار Test appropriateness لقياس مستويات متنوعة من الخوف، وتحديد مدى دقة القياس للخوف من كورونا عبر مستويات البناء التحتي للخوف من كورونا المرتفعة والمتوسطة والمنخفضة، فلو كانت دقة المقياس منخفضة فإن هذا يمكن أن يسبب أخطاء للقرارات الإحصائية القائمة على درجات المقياس، وهذا بدوره يقلل صدق الاستنتاج الإحصائي، وأيضاً مقارنة نتائج معالم المفردات في ضوء مدخل نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة، وكذلك دراسة مدى تحييز مفردات المقياس أو الكشف عن الوظيفة التمييزية بمعني معرفة ما إذا كانت استجابات الأفراد على المفردات تختلف باختلاف الجنس (ذكور- إناث) وباختلاف الجنسية (مصري- باقي الجنسيات العربية). وفي ضوء العرض السابق فإن الدراسة الحالية اهتمت بالتحليل السيكومتري لمقياس الخوف من جائحة كورونا في ضوء نظرية القياس الحديثة ونظرية الاستجابة المفردة، وعليه يمكن صياغة أسئلة الدراسة كالآتي:

أسئلة الدراسة:

1. ما المؤشرات السيكومترية لمفردات الخوف من جائحة كورونا في ضوء مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية؟
2. هل يمكن استخدام نظرية الاستجابة المفردة أحادية البعد البارامترية لتحليل مفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا أو بكلمات اخرى هل تتحقق مسلمة أحادية البعد، ومسلمة الاستقلالية بين المفردات، والتوزيع الاعتدالي للبناء التحتي للخوف من كورونا؟
3. إذا تحقق السؤال الثاني، فأي من نماذج الاستجابة المفردة للاستجابات المتعددة يكون مناسباً لتحليل مفردات الخوف من جائحة كورونا؟
4. ما هي تقديرات معاملي الصعوبة والتمييز لمفردات الخوف من جائحة كورونا في ضوء نموذج الاستجابة المفردة للمفردات متدرجة الاستجابة ثنائي المعلم؟
5. ما مقدار المعلومات السيكومترية التي يقدمها منحنى وظيفة معلومات المفردة ومنحنى وظيفة معلومات الخوف من جائحة كورونا؟
6. ما هي دقة القياس أو الثبات في ضوء متصل الخوف من جائحة كورونا (-3، 3)؟ أو هل يعطي المقياس تقديرات دقيقة عبر مدى متصل الخوف من جائحة كورونا؟
7. هل يوجد تحيز أو وظيفة تمييزية لمفردات الخوف من جائحة كورونا في ضوء الجنس والجنسية؟
8. ما النسخة المختصرة لمقياس الخوف من جائحة كورونا في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة وما جودتهما السيكومترية؟
9. هل نتائج نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة تتكامل أم تتعارض؟

أهداف الدراسة:

هدفت الدراسة إلى تحليل وتقويم مفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا لـ عامر (2020) باستخدام نظرية الاختبار الكلاسيكية بمؤشراتها المختلفة، ونظرية الاستجابة المفردة أحادية البعد في ضوء نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) لـ Samejima (1969، 1997) المتضمن تقدير معلمي الصعوبة والتمييز ومنحني خصائص الاستجابة، ومنحني وظيفة المفردات ووظيفة المقياس، وأيضاً التعرف على معرفة وجود تحيز في استجابات الأفراد على المفردات بين الذكور والإناث، وأيضًا بين الجنسية المصرية وباقي الجنسيات العربية، والوصول إلى أفضل مجموعة مفردات تمثل البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا في ضوء كل مدخل على حدة، وأيضاً معرفة حجم العلاقة الارتباطية بين تقديرات معامل التمييز في ضوء مدخلي القياس الكلاسيكي والحديث.

أهمية الدراسة:

تنبع أهمية الدراسة في تقديم دليل تطبيقي لخطوات التقويم السيكومتري لمفردات المقاييس النفسية اللكيرتية متعددة الاستجابة خاصة للباحث العربي المبتدئ في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية وذلك في ضوء مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة مع مثال تطبيقي للخوف من جائحة كورونا، وأيضًا

الوصول إلى صيغة مختصرة للمقياس في ضوء المدخلين، والوصول إلى تصور أو إجابة مبدئية لإشكالية في التراث البحثي السيكومتري حول ما إذا كان يوجد تناقض أم اتفاق بين نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة.

مصطلحات الدراسة:

- **نظرية الاختبار الكلاسيكية:** هي نظرية تعتمد على الدرجة الكلية لمجموع مفردات المقياس أو متوسطها كأفضل تمثيل للدرجة الحقيقية للمفهوم.
- **نظرية الاستجابة المفردة:** هي نظرية قائمة على نماذج رياضية تفسر العلاقة بين الأداء على المفردة والبناء التحتي أو السمة الكامنة. وفي الدراسة الحالية اعتمد الباحث على نموذج الاستجابة المتدرجة لـ Samejima (1969) لتحليل مقياس الخوف من كورونا.
- **الخوف من جائحة كورونا:** هو استجابة الخوف والهلع من الإصابة بفيروس كورونا (COVID-19) ويقاس من خلال مقياس الخوف من الجائحة (عامر، 2020).
- **الوظيفة التمييزية للمفردات:** طريقة إحصائية لتقديم دليل على وجود فروق في أداء الأفراد على مفردات المقياس بين المجموعات المختلفة، ويتم التحقق منها في إطار نموذج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المؤشرات متعدد المسببات.

المنهجية والإجراءات:

العينة: تم الحصول على عينة متاحة على الإنترنت من خلال طرح مقاييس الدراسة على صيغة Google form وتم إرسالها إلى العديد من الأفراد وكذلك التنبيه عليهم لإرسالها إلى آخرين (عينة كرة الثلج) حيث يكون التطبيق إلكترونياً على التليفون من خلال رابط مرسل له كالآتي:

https://docs.google.com/forms/d/1q51lkWzsGfDtlZt-SUjHPGc7-0R46hl4voJtE2CeGOM/edit، بالتالي مجتمع العينة هو مستخدمي التليفونات الذكية أو الإنترنت وهي مجتمع غير محدد لدراسة ظاهرة كونية عالمية وهي جائحة كورونا. وبلغ المشاركون 924 فرداً تنوعت حسب الجنس إلى 123(22.9%) من الذكور، و 727 (78.7%) من الغناث وتراوحت أعمارهم في المدى من 13 إلى 65 عاماً بمتوسط 27 عام وبانحراف معياري 9.79، وحسب الجنسية إلى 723 (78.3%) جنسية مصرية و 200(21.7%) باقي الجنسيات العربية.

المقياس: مقياس الخوف من جائحة كورونا: إعداد عامر (2020) وتضمن المقياس 12 مفردة تقيس مظاهر الخوف من جائحة كورونا مثل "أنا عندي رعب من الإصابة بكورونا" و "أشعر بالذعر من سماع الأخبار عن وفيات فيروس كورونا"، وصُححت مفردات المقياس في ضوء مقياس ليكرت الخماسي موافق بدرجة كبيرة جدًا (4)، بدرجة كبيرة (3)، بدرجة متوسطة (2)، متوفرة بدرجة قليلة (1) غير متوفرة على الإطلاق (0)، وبلغ ثبات الاتساق الداخلي المعامل ألفا للمقياس 0.892، وهذا يدل على التجانسية العالية بين المفردات لقياس الخوف من كورونا.

إستراتيجية التحليل الإحصائي: تم تحليل البيانات وفقاً للخطة التحليلة الآتية:

أولاً: تحليلات نظرية الاختبار الكلاسيكية: وتتضمن الآتي:

1- تقدير التكرارات والنسب المئوية لكل استجابة من الاستجابات الخمسة لكل مفردة.

وتتمتع المفردة بجودة مناسبة إذا تحقق لها الآتي (Allen and Yen 1979, 2002; Comery & Lee, 1992; Crocker & Algina, 2008; DeValis, 2016; Nunnely & Brestein, 1994; Russell, 2002).

2- إذا كان متوسط المفردة (معامل الصعوبة) يميل إلى القيمة المتوسطة فإنها تكون ذات أهمية في المقياس.
3- القيمة المرتفعة للانحراف المعياري مقارنة بالانحراف المعياري لبقية المفردات فإن هذا يشير إلى أن المفردة استطاعت الكشف عن مدى أوسع من الفروق الفردية بين الأفراد.
4- إذا اقتربت قيمة الالتواء والتفرطح من الصفر فإن توزيع بيانات المفردة تتمتع بالاعتدالية.
5- يفضل أن يكون معامل الارتباط بين المفردة والدرجة الكلية (معامل التمييز) 0.70فأكثر وأيضًا قيمة معامل الارتباط المصحح 0.30 فأكثر.
6- انخفاض قيمة ثبات المعامل ألفا أو أوميجا للمقياس بعد استبعاد المفردة عن ثبات المقياس ككل.
7- في التحليل العاملي تشبع المفردة بالعامل 0.63 فأكثر (معامل التمييز).
8- معامل الشيوع للمفردة (التباين المفسر في المفردة جراء العوامل في التحليل العاملي) 0.50 فأكثر.

وتم تقدير معامل الثبات الإتساق الداخلي المعامل ألفا كرونباخ والمعامل أوميجا لـ(McDonald، 1999). وأيضًا يعد معالم المقياس في ضوء التحليل العاملي الاستكشافي من مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية.

ثانيًا: التحقق من مسلمات نموذج الاستجابة المفردة، وهي كالآتي:

1- **أحادية البعد:** من خلال إجراء تحليل المكونات الأساسية، ومعرفة عدد العوامل قبل التدوير، ويوجد معيارين للتحقق من الأحادية الأول: حيث إذا كان الجذر الكامن الأول مسيطر في البناء بدرجة كافية فإن تقدير السمة الكامنة لا يتاثر كثيراً بالعوامل الأخرى الفرعية (Embretson & Reise، 2000)، ويفضل الاعتماد على الحل قبل التدوير. وتم التحقق من أحادية البناء من خلال مدى مطابقة نموذج التحليل العاملي التوكيدي ثنائي العامل ونموذج التحليل العاملي التوكيدي ثنائي الرتبة باستخدام طريقة WLMSV وذلك لبيانات ليكرت على أساس أنها تصنيفية رتبية وتم الاعتماد على مؤشرات المطابقة كاي تربيع مع عدم الدلالة الإحصائية لقيمتها، موشر RMSEA إذا كانت قيمتها 0.08 فأقل والحد الحقيقي الأعلي لفترات الثقة 90% يكون مساوياً أو أقل من نقطة القطع (Browne & Cudeck, 1992)، ومؤشرى CFI و TLI يجب أن تزيد قيمتهما عن 0.9 (Hu & Bentler، 1999).
2- **الاستقلالية بين المفردات:** تم التحقق منها من خلال فحص مؤشرات التعديل ومعرفة هل تم إضافة معالم التغايرات بين المفردات كدليل على عدم الاستقلالية بين المفردتين، وكذلك تحديد مصفوفة البواقي للعلاقة بين كل زوج من المفردات في التحليل العاملي الاستكشافي.

ثالثًا: اختيار نموذج الاستجابة المفردة الأفضل: تم اختبار نموذجين الأول نموذج التقدير الجزئي (PCM) ويطلق عليه Parsimonious Graded rating model وهو نموذج أحادي المعامل حيث يتم تثبيت معامل التميز واحد لكل المفردات، ونموذج (Full Greded rating model(GRM وهو أكثر مرونة حيث يسمح بالتشبعات ومعاملات صعوبة بدائل الاستجابة حرة عبر كل المفردات. ولمعرفة أيهما أكثر مطابقة مع البيانات من خلال مؤشرات إحصاء -2*log likelihood، ومؤشر RMSEA، ومؤشر محك المعلومات لاكيكي Akaike information criterion (AIC, Akaike, 1987) ومؤشر محك المعلومات البيزاني Bayesian information criterion BIC; Schwarz, (1978) حيث النموذج الأفضل مطابقة مع البيانات الذي يمتلك أقل قيم لهذه المؤشرات.

رابعًا: تقديرات معالم نموذج الاستجابة المفردة ثنائي المعلم: وهي معامل التمييز ومعاملات الصعوبة لتشخيص نواحي الضعف والقوة للمفردات، ومدى قدرتها على قياس مدى معين من السمة الكامنة ومقرونًا بالخطأ المعياري وقيمة T.

خامسًا: عرض منحنيات وظيفة معلومات المفردة، ووظيفة معلومات المقياس، ومنحني وظيفة بدائل الاستجابة أو منحنى استجابات التصنيفات للمفردات لتقويم بدائل الاستجابة وكذلك مدى قدرة المفردات على قياس مدى معين مرتفع أو متوسط أو منخفض من البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا.

سادسًا: تقدير دقة القياس أو ثبات المقياس على مدى متصل البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا ابتداءً من المستويات المنخفضة -3 مرورًا بنقطة متصل السمة -2 وانتهاءً بالمستويات المرتفعة من السمة +3 وذلك بالاستعانة بمنحنى وظيفة معلومات المقياس.

سابعًا: الوظيفة التمييزية للمفردات: تم تقويمها في مدى وجود اختلاف بين استجابات مفردات المقياس باختلاف الجنس والجنسية حيث الدلالة الإحصائية لمعامل التمييز أو التشبع تشير إلى اعتمادية بين استجابات المفردة وكلًا من الجنس والجنسية، وتم التحقق من الوظيفة التمييزية للمفردات في إطار نموذج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المؤشرات متعدد المسببات Multiple indicators, multiple causes (MIMIC) model حيث توجد مؤشرات عديدة تمثل المتغيرات الكامنة أو العوامل، ومنبئات أو مسببات عديدة تؤثر في المتغيرات الكامنة وهو حالة خاصة من نموذج المعادلة البنائية العام (Wang & Wang، 2020) ويتناول دراسة تأثير المتغيرات المستقلة التصنيفية (الجنس و الجنسية) ليس على العوامل فقط بل على المتغيرات المقاسة الممثلة للعوامل (مفردات مقياس الخوف من كورونا)، ولو أن قيمة التأثيرات من المتغير التصنيفي إلى المفردة دالة إحصائيًا في هذه الحالة يوجد اختلاف بين الذكور والإناث في الاستجابة على المفردة وبالتالي فإن المفردة تعاني من التحيز بين الذكور والإناث.

ثامنًا: الوصول لصيغة مختصرة للمقياس في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة كلًا على حدة، والمقارنة بين جودتهما السيكومترية من خلال وظيفة معلومات الاختبار ومعامل الثبات ألفا وأوميجا.

تاسعًا: دراسة العلاقة بين معامل التميز في ضوء نظرية الاستجابة المفردة وكلًا من مؤشري التمييز في نظرية الاختبار الكلاسيكية وهما معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية للمقياس وتشبع المفرات بالعامل لمعرفة مدى الاتفاق أو التناقض بينهما.

تم تحليل البيانات باستخدام برنامج SPSS (28) لتقدير مؤشرات جودة المفردة في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية وبرنامج MPLUS (7) لـ Muthen & Muthen (1998-2012) لتقدير التحليل العاملي الاستكشافي والتوكيدي، وتقدير معالم نظرية الاستجابة المفردة للبيانات الرتبية باستخدام طريقة Maximum likelihood robust (MLR) حيث نماذج الاستجابة المفردة ونموذج الاستجابة المتدرجة يتم تنفيذها في برنامج MPLUS بحيث تكون مكافئة أو مماثلة لنماذج التحليل العاملي التوكيدي للعامل العام لمؤشرات تصنيفية ثنائية ومؤشرات متدرجة الاستجابة حيث يحور معالم النموذج إلى تقديرات لوجستية.

نتائج الدراسة:

يتضمن هذا الجزء عرض الإجابة عن أسئلة الدراسة على النحو التالي:

النتائج الخاصة بالسؤال الأول: ما المؤشرات السيكومترية لمفردات الخوف من جائحة كورونا في ضوء مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية؟

للتحقق من هذا السؤال تم إجراء التحليلات الآتية:

1. التكرارات والنسب المئوية لبدائل الاستجابات للمفردات وهي كالآتي:

جدول (1)

التكرارات والنسب المئوية لمفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا (N=924)

المفردة	بدرجة قليلة جداً	بدرجة قليلة	بدرجة متوسطة	بدرجة كبيرة	بدرجة كبيرة جداً
S1: أتجنب الخروج من المنزل حتى لا أقابل أحد.	163(17.6)	183(19.8)	355(38.4)	141(15.3)	82(8.9)
S2: أتجنب الصلاة في جماعة خوفاً من العدوى.	233(24.1)	193(20.9)	247(26.7%)	143)15.5)	118(12.8)
S3: أتجنب زيارة أقاربي خوفاً من الإصابة بكورونا.	165(17.9)	182(19.7)	293(31.7)	151(16.3)	133(14.4)
S4: أخاف من الآخرين حتى لا أصاب بالفيروس.	89(9.6%)	134(14.5)	309(33.4)	224(24.2)	168(18.2)
S5: أخاف أن أُسلم على أحد خوفًا من العدوى.	97(10.5)	142(15.4)	253(27.4)	232(25.1)	200(21.6)
S6:أخاف من شراء الحاجات اليومية للشك بأنها تتضمن فيروس كورونا.	205(22.2)	219(23.7)	276(29.9)	124(13.4)	100(10.8)
S7: أتجنب الاختلاط بالآخرين خوفًا من الإصابة بكورونا.	162(17.5)	166(18)	253(27.4)	177(19.2)	166(18)
S8: أخاف أن أُصاب بكورونا خوفاً من الموت.	236(25.5)	167(18.1)	207(22.4)	142(15.4)	172(18.6)
S9: تنتابني أحلام مرعبة أثناء النوم خوفًا من الإصابة بكورونا.	626(67.7)	127(13.7)	80(8.7)	43(4.7)	48(5.2)
S10: لديَّ رعب من الإصابة بكورونا.	283(30.6)	174(18.8)	200(21.6)	132(14.3)	135(14.6)

S11: أشك باستمرار أنني أعاني من أعراض كورونا.	263(28.5)	226(24.5)	218(23.9)	119(12.9)	98(10.6)
S12: أشعر بالذعر من سماع الأخبار عن وفيات فيروس كورونا.	155(16.8)	130(14.1)	211(22.8)	199(21.5)	229(24.8)

يتضح من جدول (1) أن معظم المفردات استطاعت الكشف عن مستويات مختلفة من مظاهر الخوف من جائحة كورونا، ولكن كانت أكثر التكرارات للاستجابة بدرجة متوسطة، وهذا مفاده أن المفردات كانت أكثر فعالية في الكشف عن المستويات المتوسطة من الخوف من جائحة كورونا حيث كانت أكثر المفردات قدرة على الكشف عن المستوى المتوسط من الخوف من الجائحة هي 1S "أتجنب الخروج من المنزل حتى لا أقابل أحد"، بينما كانت أكثر المفردات قدرة على الكشف عن المستويات المرتفعة هما مفردتين 12S "أشعر بالذعر من سماع الأخبار عن وفيات فيروس كورونا" و 4S "أخاف أن أُسلم على أحد خوفا من ملامسة يده". بينما أكثر مفردتين كشفتا عن المستويات المنخفضة من الخوف من كورونا هما 5S "أخاف من شراء الحاجات اليومية للشك في أنها تتضمن فيروس كورونا ومفردة 9S "تنتابني أحلام مرعبة اثناء النوم خوفاً من الإصابة بكورونا". وفي المجمل يتضح وجود درجة معقولة من التناسب في تكرارات الاستجابات الخمسة لمفردات المقياس ما عدا المفردة "تنتابني أحلام مرعبة أثناء النوم خوفاً من الاصابة بكورونا". وعليه لا يمكن اختصار بدائل الاستجابة الخمسة إلى عدد أقل من الاستجابات.

2. تقدير مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية: فيما يلي مؤشرات جودة المفردات في ضوء نظرية القياس الكلاسيكية:

تم تقدير معامل ثبات الإتساق الداخلي الفا كرونباخ للمقياس وبلغت قيمته 0.911 بينما بلغت قيمة المعامل اوميجا 0.910

جدول (2)

مؤشرات جودة مفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية (N=924)

المفردة	المتوسط	SD	الالتواء	التفرطح	معامل الارتباط	معامل الارتباط المصحح	الفا بعد إستبعاد المفردة	التشبع	الشيوع
S1	2.78	1.17	.11	-.66	.72	.667	.903	.74	.658
S2	2.72	1.33	.23	-1.05	.70	.602	.906	.68	.523
S3	2.90	1.28	.09	-.95	.71	.646	.904	.73	.700
S4	3.27	1.20	-.23	-.73	.80	.752	.899	.81	.710
S5	3.32	1.26	-.29	-.90	.77	.717	.901	.79	.678
S6	2.67	1.26	.30	-.85	.76	.704	.901	.77	.633
S7	3.02	1.34	-.03	-1.11	.72	.650	.904	.72	.534
S8	2.83	1.44	.15	-1.30	.70	.605	.906	.67	.589

.479	.61	.908	.548	.62	1.92	1.73	1.14	1.66	S9
.748	.75	.901	.700	.76	-1.19	.33	1.42	2.63	S10
.591	.61	.908	.552	.63	-.90	.44	1.31	2.53	S11
.626	.69	.905	.636	.71	-1.19	-.25	1.40	3.23	S12

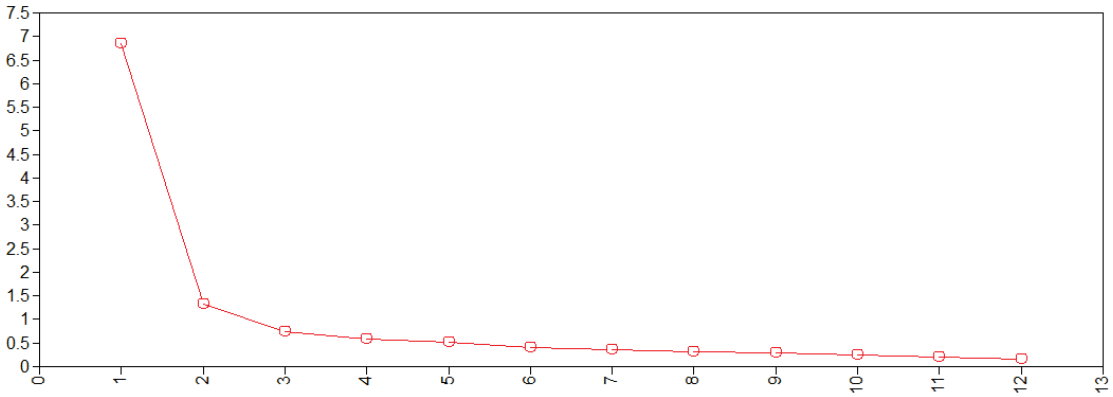
يتضح من جدول (2) في ضوء المتوسط أن كل المفردات تقترب من الدرجة المنتصفية (3) مما يدل على أن المفردات استطاعت الكشف عن مستويات متوسطة من الخوف من جائحة كورونا ما عدا المفردة "9S" فكان متوسطها يعبر عن الاستجابة بدرجة قليلة . وتنوعت الانحرافات المعيارية للمفردات فكان أعلى انحراف معياري للمفردة "8S " مما يدل على جودتها في كشف مستويات متنوعة من الخوف من الجائحة، بينما كان أقل انحراف معياري للمفردة "2S " مما يدل على أنها أقل مفردة تنوعت عليها استجابات الأفراد. وفي ضوء مؤشري الالتواء والتفرطح يتضح تمتع كل درجات المفردات بالتوزيع الاعتدالي حيث لم تتخطى قيمة المؤشرين (2،-2) وفقا لـ (Field،2013) ما عدا المفردة 9S فقد ابتعدت قليلًا عن الاعتدالية، وفي ضوء مؤشري معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية ومعامل الارتباط المصحح (معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية مستبعدة منه درجة المفردة) يتضح أن معامل الارتباط لكل المفردات 0.70 فاكثر ماعدا المفردتين 9S بينما زادت قيم معامل الارتباط المصحح لكل المفردات عن 0.50 مما يدل على الارتباط المرتفع للمفردات بالبناء العام للخوف من جائحة كورونا. وتعد أكثر المفردات ارتباطًا بالبناء العام للخوف من جائحة كورونا هي المفردة 4S "أخاف من الآخرين حتى لا أصاب بالفيروس". وفي ضوء المعامل ألفا بعد استبعاد المفردة اتضح انخفاض قيمتها لكل المفردات عن ثبات مفردات المقياس، ولكن أكثر المفردات أهمية أكثرها انخفاضًا بعد استبعادها من المقياس وهي المفردة 4S وأقلها انخفاضًا هما المفردتين S 9S ,11 وفي ضوء نتائج التحليل العاملي فإن تشبعات كل المفردات زادت عن المعيار الذي وضعه (Commery & Lee1992) وهو 0.63 حيث يعبر عن تشبع جيد جدًا بالعامل العام أو البناء التحتي مما يدل على قدرة تمييزية مرتفعة للمفردات ما عدا المفردتين 9S, 11S فقد كانت لهما قدرة تمييزية متوسطة. وبالنسبة لقيم الشيوع فتجاوزت لكل المفردات 0.50 بمعنى أن البناء التحتي فسر 50% من تباين كل المفردات ما عدا المفردتين 9S, 11S. وعليه ففي ضوء التحليل السيكومتري في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية فإن كل المفردات يمكن تضمينها في المقياس ولكن توجد إشكالية للمفردة 9S وبالتأمل في صياغتها فيمكن إعادة تنقيح صياغتها حيث نجد فيها تطرف وشدة في معناها وهي رؤية أحلام مرعبة أثناء النوم فتبدو كلمة مرعبة غير مألوفة بالنسبة للمستجيبين وهذا يتفق مع التكرارات والنسب المئوية لاستجابات الأفراد عليها وأيضًا يمكن أن توجد إشكالية بالنسبة للمفردة 11Sوهي الشك باستمرار بالمعاناة من أعراض جائحة كورونا، ويبدو أن كلمة باستمرار غير مناسبة في الصياغة لأنها تدل على الدوام المتواصل للخوف ولكن الخوف من الجائحة حالة وليس سمة للأفراد. بصفة عامة يتضح أن المفردات التي لم تستطع استقطاب أكبر قدر من تباين المفهوم في ضوء قيم الشيوع والتشبع هي على التوالي S11 و S9 و S2.

النتائج الخاصة بالسؤال الثاني: هل يمكن استخدام نظرية الاستجابة المفردة أحادية البعد البارامترية لتحليل الخوف من جائحة كورونا؟

للإجابة عن هذا السؤال تم التحقق من مسلمات نموذج نظرية الاستجابة المفردة:

1- **أحادية البعد:** تم التحقق من أحادية البعد للخوف من جائحة كورونا من خلال:

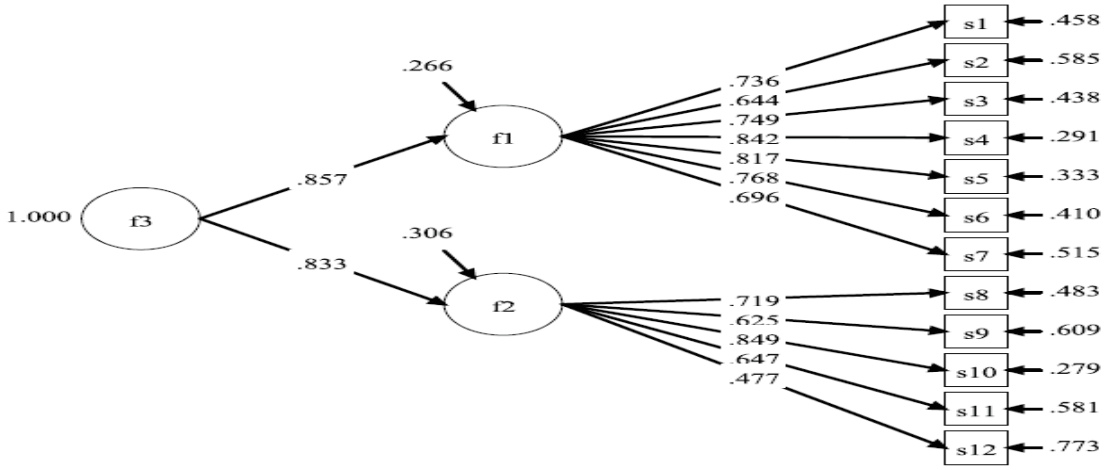
- **إجراء تحليل المكونات الأساسية لمفردات المقياس** وكانت قيمة كايز ماير ولكين 0.92 مما يدل على مناسبة معاملات الارتباطات بين المفردات للتحليل، وبلغت قيمة Bartlett's Test of Sphericity=6014.641 p=0.00 وهي دالة إحصائيًا وهذا مفاده أن معامل الارتباط بين كل زوج من المفردات لا يساوي صفر، وأعطي التحليل قبل التدوير عاملين فبلغ الجذر الكامن للعامل الأول 6.15 وفسر 51.2% من تباين مصفوفة الارتباطات، بينما بلغ الجذر الكامن للعامل الثاني 1.32 وفسر 11.02% من تباين مصفوفة الارتباطات بين المفردات، وتشبعت كل المفردات بالعامل الأول حيث تراوحت قيمة معامل التشبع من 0.61 حتى 0.81 ويتضح أن نسبة الجذر الكامن للعامل الأول أكبر 4.66مرة من الجذر الكامن للعامل الثاني، والعامل الأول فسر 82.28%من التباين الكلي الذي اشتقه العاملين من مصفوفة الارتباطات بين المفردات . وبلغ معامل الارتباط بين العاملين 0.576 وهي علاقة ارتباطية قوية بين العاملين، وكلها دلائل تشير إلى توافر الأحادية لبناء الخوف من جائحة كورونا بمعني وجود بناء تحتي وحيد للخوف من جائحة كورونا يفسر الأداء على مفردات المقياس . وفيما يلي شكل المسار للجذور الكامنة:



شكل (6): شكل المسار للجذور الكامنة لمقياس الخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (6) انكسار واضح بعد الجذر الكامن الثاني مما يدل على أن البناء يفسره عاملان.

- تم اختبار نموذج التحليل العاملي التوكيدي ثنائي العامل حيث يتم تفسير تباينات العاملين أحادي الرتبة من خلال عامل ثالث ثنائي الرتبة باستخدام طريقة (Maximum likelihood robust MLR) واتضح أن مؤشرات المطابقة لهذا النموذج هي إحصاء كاي تربيع 473.81(p=0.00) وهي دالة إحصائية، ولكن هذا نتيجة حجم العينة الكبير، ومؤشر C.I (percent 90RMSEA= 0.094، 0.086، 0.10) وهي مناسبة ومقبولة حيث لم تزيد قيمته عن 0.10، واتضح هذا في الحد الحقيقي الأعلى لفترات الثقة، ومؤشر البواقي SRMR=0.04 حيث انخفضت عن 0.06 ومؤشري CFI=0.92 ومؤشر TLI=0.90وهذا يفيد بمطابقة نموذج التحليل العاملي ثنائي الرتبة مع البيانات وفيما يلي شكل المسار:



شكل (7): شكل المسار لنموذج التحليل العاملي التوكيدي ثنائي الرتبة لمقياس الخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (7) وجود علاقة ارتباطية مرتفعة بين عاملي الخوف من جائحة كورونا مع العامل العام ثنائي الرتبة وهذا يُؤسس لأحادية البعد للبناء.

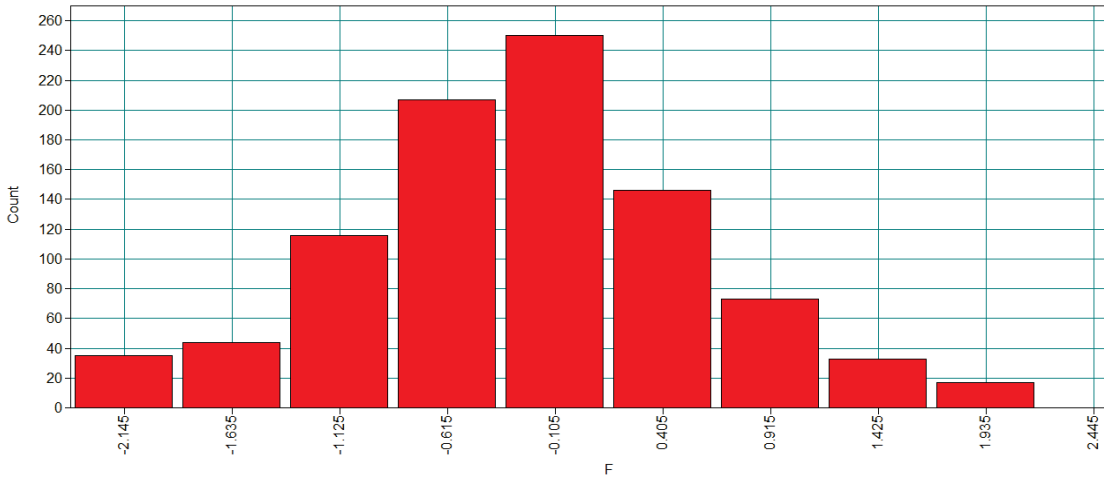
- مطابقة نموذج التحليل العاملي ثنائي العامل واتضح أن مؤشرات RMSEA=0.074 و SRMR= 0.036 ومؤشر CFI = 0.93 ومؤشر TLI = 0.895 وهذا يعني مطابقة مناسبة مع البيانات بالتالي البناء أحادي البعد.
- القيمة المرتفعة للمعامل أوميجا (مربع تشبعات المفردات بالعامل العام) حيث بلغت 0.91 وهذا يؤكد على توفر الأحادية البعد لمفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا.

2- **الاستقلال الموضوعي بين المفردات: بفحص** مصفوفة البواقي الناتجة من التحليل العاملي الاستكشافي أظهر أن 95% من معاملات الارتباطات بين بواقي كل زوج من المفردات أقل من |.05|، وكانت أعلى قيمة معامل ارتباط -0.179بين بواقي المفردتين 11S و 8S ، وفي المجمل تراوحت معاملات الارتباطات بين بواقي المفردات من -0.001 إلى 0.179- بمعنى أن كل الارتباطات بين بواقي المفردات قريبة من الصفر أو تقريبًا صغيرة نسبيًا residual > |.10|)، وعليه يمكن الإدعاء بتحقق مسلمة الاستقلالية بين المفردات، ومما يؤكد ذلك أن مؤشرات التعديل في نموذج التحليل العاملي ثنائي الرتبة لم تضيف تغايرات أو ارتباطات بين البواقي أو أخطاء القياس الواقعة على المتغيرات:

Minimum M.I. value for printing the modification index 10.000

No modification indices above the minimum value.

3- **التوزيع الاعتدالي للبناء التحتي للخوف من جائحة كورونا:** فيما يلي توزيع منحني البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا:



شكل (8): منحنى توزيع البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (8) أن توزيع البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا من الجائحة يتسم بالاعتدالية.

النتائج الخاصة بالسؤال الثالث: أي من نماذج الاستجابة المفردة للاستجابات المتعددة الرتبية يكون مناسباً لتحليل مفردات الخوف من جائحة كورونا؟

للتحقق من نموذج الاستجابة المفردة الأفضل مطابقة للبيانات، تم اختبار نموذجين الأول (Partial craded model PCM) (ويطلق عليه Parsimonious Greded rating model) وهو نموذج أحادي المعلم حيث يتم تثبيت معامل التمييز واحد لكل المفردات ونموذج model GRM (Full Greded rating) وهو أكثر مرونة حيث يسمح بالتشبعات ومعاملات صعوبة بدائل الاستجابة حرة عبر كل المفردات وذلك في برنامج MPLUS وكانت مؤشرات المطابقة كالآتي:

جدول (3)

مؤشرات مطابقة لنموذج التقدير الجزئي ونموذج الاستجابة المتدرجة

المؤشر / النموذج	-2*log-likelihood	AIC	BIC
نموذج التقدير الجزئي (PCM)	-7162.40	1444.80	14692.94
نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM)	-7832.60	14861.20	15059.71

يتضح من جدول (3) أن نموذج الاستجابة المفردة ثنائي المعامل أو نموذج الاستجابة المتدرجة حيث إن معاملي التمييز والصعوبة متغيرة للمفردات فقد كانت له أقل قيم لمؤشرات المطابقة سواء كاي تربيع، ومؤشري AIC وBIC، وعليه فأنه أفضل مطابقة لبيانات العينة من نموذج التقدير الجزئي، وبالتالي يجب معالجة البيانات في ضوء نموذج الاستجابة المفردة ثنائي المعلم وليس أحادي المعلم.

النتائج الخاصة بالسؤال الرابع: ما هي تقديرات معاملي الصعوبة والتمييز لمفردات الخوف من جائحة كورونا؟

تم تقدير معامل الصعوبة والتمييزفي ضوء نموذج GRM وفيما يلي معاملات الصعوبة الأربعة لكل مفردة ومعامل التمييز:

جدول (4)

معامل الصعوبة والتمييز والأخطاء المعيارية وقيمة T المناظرة لمفردات الخوف من جائحة كورونا للنموذج الاستجابة المفردة ثنائي المعامل

المفردة	التمييز a (الخطأ المعياري)	الصعوبة للاستجابة 1b	الصعوبة للاستجابة 2b	الصعوبة للاستجابة 3b	الصعوبة للاستجابة 4b
S1	2.19(0.22)	-2.52	-0.10	1.65	3.86
S2	1.52(0.15)	-1.59	-0.40	1.47	2.51
S3	2.04(0.19)	-2.40	0.81-	1.06	2.63
S4	3.05(0.29)	-4.33	-2.34	0.55	2.89
S5	2.97(0.29)	-4.02	-1.99	0.14	2.44
S6	2.58(0.23)	-2.41	0.43-	1.82	3.39
S7	2.05(0.18)	-2.48	0.95-	0.75	2.42
S8	1.62(0.17)	-1.68	-0.47	0.76	1.88
S9	1.57(0.19)	0.84	1.96	2.82	3.71
S10	1.87(0.13)	-1.40	-0.10	1.26	2.64
S11	1.29(0.14)	-1.31	0.05	1.33	2.54
S12	1.63(0.17)	-2.36	-1.20	0.04	1.44

يتضح من جدول (4) أن معامل التمييز للمفردات تراوحت من 1.29 للمفردة 11S إلى 3.05 للمفردة 4S، وأن كل معاملات التمييز للمفردات زادت عن 1.00 وهي تناظر تشبعات المفردات بالعامل في التحليل العاملي التي تراوحت من 0.61 إلى 0.81 وأن أكثر مفردة ميزت بين الأفراد مرتفعي ومنخفضي الخوف من جائحة كورونا بدرجة كبيرة جدًا هي المفردة 4S تليها المفردة 5S ثم المفردة 6S و 1S (قدرة تمييزية مرتفعة)، وانعكس هذا على معامل الصعوبة لهذه المفردات. ففي ضوء معايير Baker (2001) فإن المفردات 11S و2S لها قدرة تمييزية متوسطة وباقي المفردات لها قدرة تمييزية من مرتفعة الي مرتفعة. والتنوع في الميل لكل المفردات يدل على أن نموذج المستخدم يقدر معاملات تمييز متنوعة لكل مفردة، وهذا منطقي مع البيانات ومتصل السمة المتنوع للخوف من جائحة كورونا. ويتضح من جدول (4) أن معاملات العتبة الفارقة أو الصعوبة للمفردات تراوحت من -4.33 للمفردة 4S (مستوى الخوف المنخفض) إلى 3.86 للمفردة 1S (لمستوى الخوف المرتفع) وهذا يدل على أن عدداً قليلاً من الأفراد اختاروا البديل غير موافق على الإطلاق في مقابل باقي البدائل للمفردة 4S وهكذا اختار عدد قليل من الأفراد البديل موافق بدرجة كبيرة في مقابل باقي البدائل للمفردة 1S، وتنوع تعاملات الصعوبة للمفردات علي كل الاستجابات فتراوح معامل الصعوبة لـ1b من -4.33 (للمفردة 4S) إلى 0.84(للمفردة 9s) لـ 2b من -2.34(للمفردة 4S) إلى 1.96 (للمفردة 9S)، ولـ3b من 0.04(للمفردة 12S) إلى 2.82(للمفردة 9S) ولـ 4b من 1.44(للمفردة 12S) إلى 3.86 (للمفردة 1S) وهذا يؤكد على قدرة المفردات على الكشف عن مدى واسع من الفروق الفردية لمتصل الخوف من الجائحة خاصة في المستويات المرتفعة من الخوف من كورونا، ويلاحظ أن 1b و 2b تقيس المستويات المنخفضة من الخوف من جائحة كورونا ما عدا المفردة 9S حيث تقيس بدائل الاستجابة المنخفضة المستويات المتوسطة من الخوف مما يدل على وجود إشكالية في هذه المفردة.

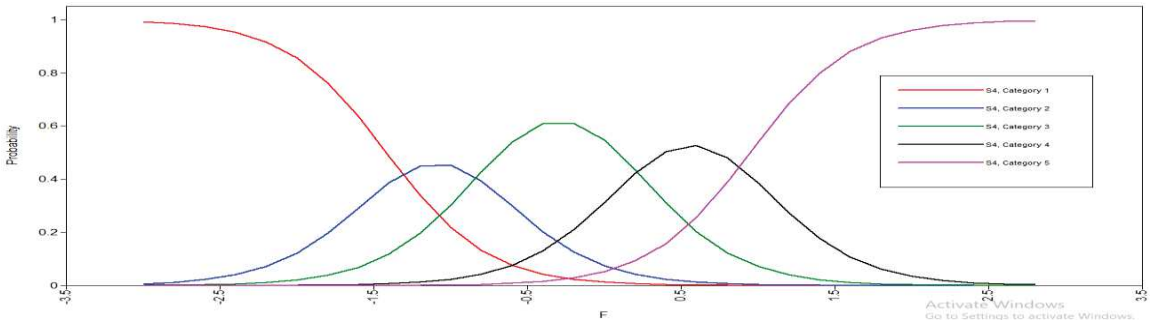
وزادت معاملات الصعوبة b3 ،4b عن 0.50 مما يدل على قدرة البدائل المقابلة لهذه المعاملات على قياس المستوي المتوسط والمرتفع من الخوف من جائحة كورونا وكانت أعلى معاملات صعوبة للبديل غير موافق على الإطلاق في مقابل باقي البدائل هي 4S و 5S و1S و 7S مما يدل على أن عدداً قليلاً اختار هذا البديل وهذا يتفق مع التكرارات والنسب المئوية جدول (1) بينما المفردة 9S لم تكن لديها قدرة علي قياس المستويات المنخفضة للبديل غير موافق على الإطلاق في مقابل باقي البدائل 10Sبمعنى أن هذا البديل لهذه المفردات يقيس مستويات منخفضة من البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا. بينما معامل الصعوبة 2b وهو اختيار البديل بدرجة قليلة في مقابل باقي البدائل الأعلى كانت أعلى المفردات قدرة على قياسة هي 4S و 5S و 12S، وأقلهم هي المفردتين S11, S9 ولمعامل الصعوبة 3b للبديل موافق بدرجة متوسط فأقل في مقابل البديلين الأعلى كانت تقريبًا كل المفردات لها قدرة على قياس المستويات المتوسطة من الخوف من جائحة كورونا ما عدا المفردة 9S حيث تتطلب الاستجابة على البديل بدرجة متوسطة مستوى مرتفعاً من الخوف من كورونا، وبالنسبة لمعامل الصعوبة 4b للبديل بدرجة كبيرة فأقل في مقابل بديل بدرجة كبيرة جداً، فقد أظهرت كل المفردات القدرة على قياس المستويات المرتفعة من الجائحة ما عد المفردة 12S. والملاحظ أن 4b لبعض المفردات هي S1, S6,S9 زادت عن 3.0 بدرجة ملحوظة بالتالي هذا مؤشر إلى أن عدداً قليلاً من الأفراد اختاروا البديل بدرجة كبيرة وبدرجة كبيرة جدًا، بينما معامل الصعوبة 1b لبعض المفردات زاد عن 3 - مثل المفردة 5S4, S بالتالي عدد قليل من الأفراد اختاروا بديلاً غير متوفر على الإطلاق. ويتضح أن المفردات S3, S7,S1 توزعت بدائل الاستجابة على متصل الخوف بدرجة متناسبة.

النتائج الخاصة بالسؤال الخامس: ما مقدار المعلومات السيكومترية التي يقدمها منحنى وظيفة معلومات المفردة ومنحنى وظيفة معلومات المقياس؟

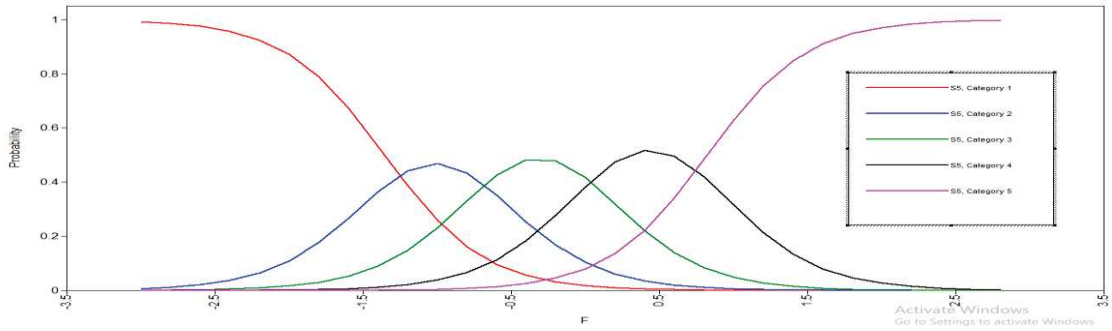
تم عرض منحنيات خصائص المفردات أو منحنى بدائل تصنيفات الاستجابة، ومنحنى وظيفة معلومات المفردة، ومنحنى وظيفة معلومات المقياس:

منحنيات بدائل أو تصنيفات الاستجابة للمفردات: هذه المنحنيات تعرض احتمالات اختيار بدائل الاستجابة من غير موافق على الإطلاق إلى موافق بدرجة كبيرة جدًا وفيما يلي عرض لأهم أربع مفردات الأكثر تمييزًا في المقياس:

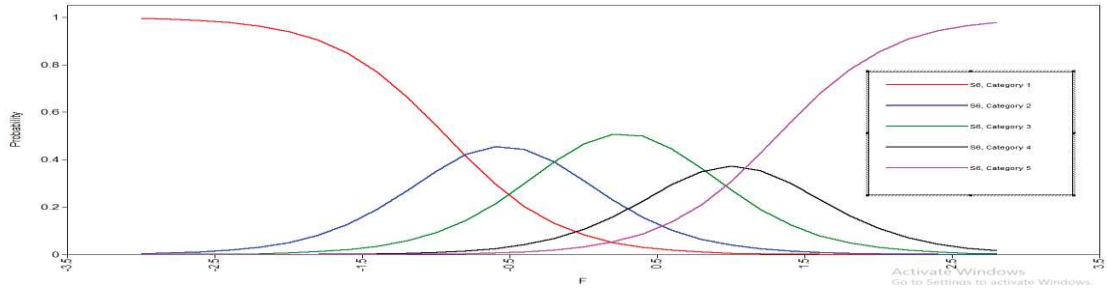
المفردة 4S



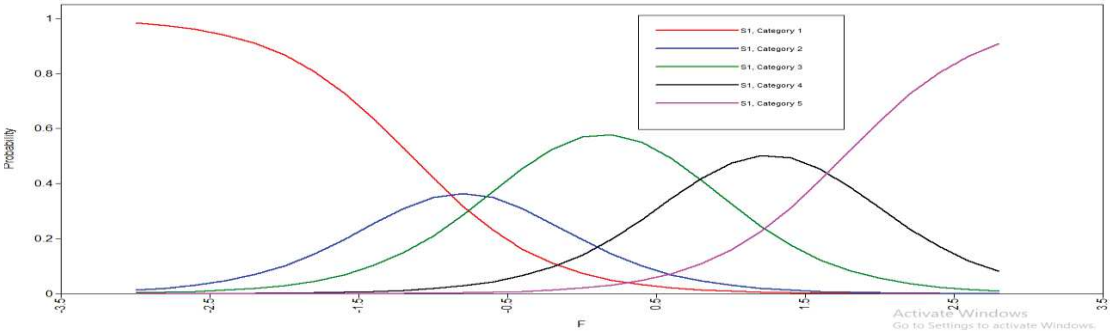
المفردة 5S



المفردة 6S



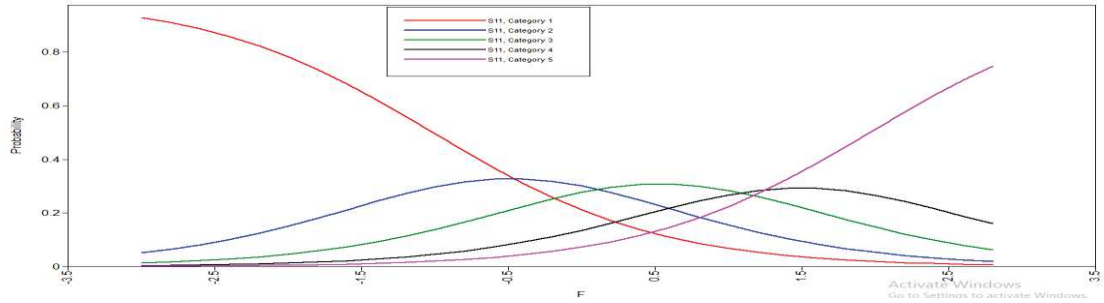
المفردة 1S



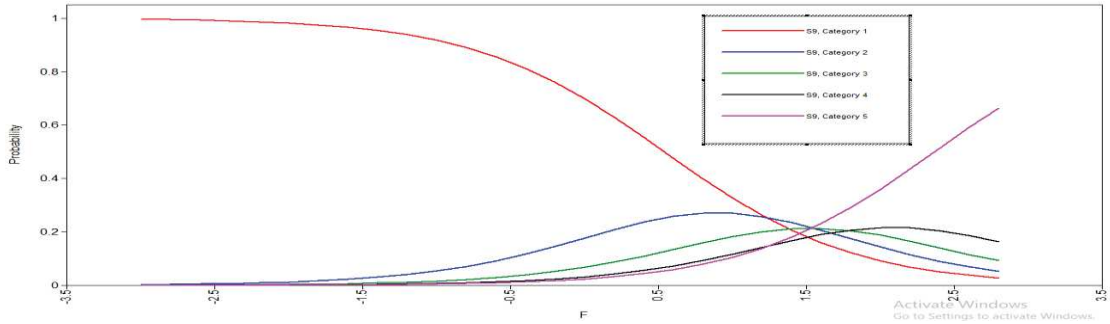
شكل (9): منحني بدائل الاستجابة للمفردات الأكثر تمييزاً للخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (9)أن منحنيات بدائل الاستجابة للمفردات S4,S5, S6, S1 تقريبًا متماثلة وهو أن احتمال اختيار الفرد للبديل الأول يكون مرتفعاً لدى الأفراد منخفضي الخوف، بينما احتمال اختيار البديل الثاني يزيد كلما امتلك الفرد قدرًا أكبر من البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا، بينما احتمال اختيار الفرد للبديل الثالث والرابع يزيد كلما امتلك الفرد قدرًا من مستوى الخوف المتوسط إلى الكبير، ولكن احتمال اختيار الفرد للبديل الخامس يكون مع توافر مستوى مرتفع نسبيًا من الخوف من كورونا. ولكن يوجد اختلاف طفيف فالمفردة 4S للبديل بدرجة متوسطة لديها قدرة على قياس الخوف من كورونا في المتصل من (0.70، 0.70)، وهكذا تقريبًا للمفردتين S5 وS6 بينما للمفردة 1S فإن هذا البديل كانت لديه قدرة على قياس الخوف من كورونا في المدى من -0.5 إلى 1.00، ويتضح أن منحنى الاستجابة بدرجة قليله جدًا يقل كلما زاد مستوى السمة بينما يزيد منحنى الاستجابة بدرجة كبيرة جدًا كلما زادت السمة، أما منحنى البدائل الثلاثة الأخرى اعتدالي يشبه الجرس. وفيما يلي منحنى خصائص للمفردات الأقل معامل تمييز:

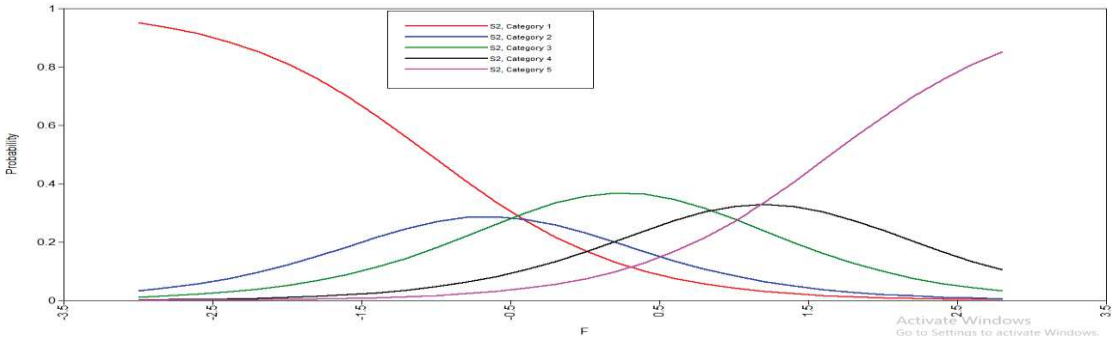
المفردة 11



المفردة 9



المفردة 2

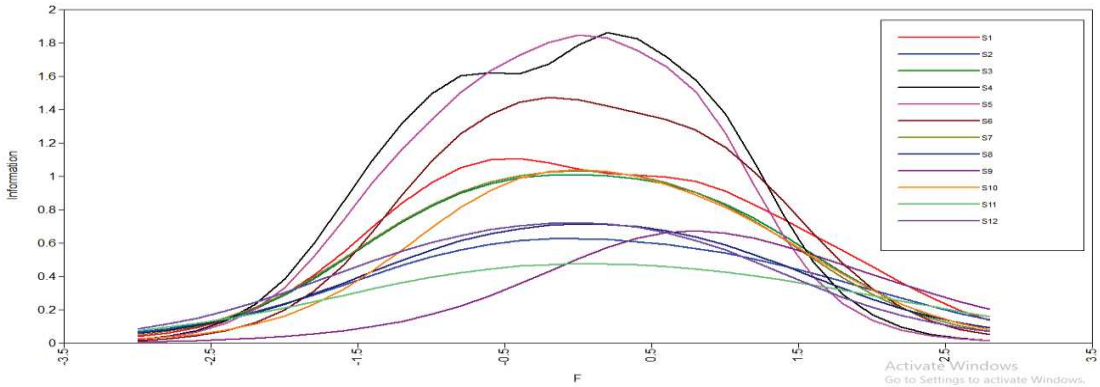


شكل (10): منحنى بدائل الاستجابة للمفردات الأقل تمييزًا الخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (10) أن منحنيات بدائل استجابة المفردات S11, S9, S2 تقريبًا متماثلة، حيث إن احتمال اختيار الفرد للبديل الأول يكون مرتفعاً لدى الأفراد منخفضي السمة وأيضًا بدرجة معقولة لدى الأفراد مرتفعي الخوف من جائحة كورونا، ويوجد تقارب أو تماثل لاحتمال اختيار البديل الثاني والثالث والرابع للمفردة S 8S11, وبالتالي لم تستطع هذه البدائل التمييز بدرجة واضحة بين الأفراد منخفضي ومتوسطي ومرتفعي الخوف من جائحة كورونا، ولكن بالنظر إلى المفردة S9 يتضح أن اختيار البديل غير موافق على الإطلاق كان مرتفعاً لدى الأفراد متوسطي الخوف من كورونا عنه لدى الأفراد منخفضي الخوف، واختيار البديل بدرجة متوسطة بدأ ينحو عند الأفراد مرتفعي السمة وهذا يتفق مع جدول التكرارات والنسب المئوية (انظر جدول 1)، وكانت منحنيات البدائل لهذه المفردات أكثر اقترابًا من البناء التحتي للخوف من كورونا مما يدل على أن القدرة التمييزية لبدائل هذه المفردات بين المستويات المختلفة من متصل الخوف منخفضة، ولكن احتمال اختيار الفرد للبديل بدرجة كبيرة جدًا يكون مع

مستوى أو توزيع الخوف من كورونا المرتفع نسبيًا وهذا طبيعي. ويتضح وجود تلامس أو تقارب بين تصنيفات الاستجابة المختلفة خاصة لبدائل الاستجابة للمفردة S11, S9 مما يدل على الأداء الضعيف لهاتين المفردتين من الخوف من جائحة كورونا.

منحنى وظيفة المعلومات للمفردات (IIF): تشير إلى المعلومات النسبية للمفردة عبر متصل السمة أو البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا، وتشير إلى دقة القياس للمفردة عبر مستويات مختلفة من السمة، والمفردة الأكثر معلوماتية تُناظر معامل صعوبة وتمييز مرتفعة. ولذلك فالمفردات الأقل تمييزًا يكون منحناها أكثر انخفاضًا وقريبًا من متصل الخوف على المحور السيني مقارنة بالمفردات الأكثر تمييزًا التي تكون منحناها أكثر حدة وارتفاعًا Peak، وفيما يلي منحنى وظيفة المعلومات لمفردات المقياس:

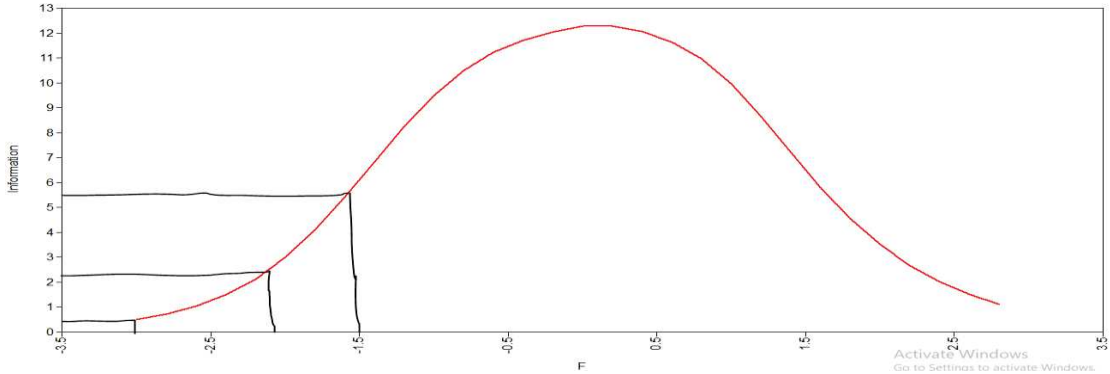


شكل (11): منحنى وظيفة معلومات مفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (11) أن المفردة 4S و S5 تمدنا بأكثر قدر من المعلومات عن الخوف من كورونا للأفراد حيث إن منحناهما أكثر ارتفاعًا، وهذا يتفق مع معامل التمييز المرتفع لهما، وكانت أكبر كمية معلومات عن الخوف من جائحة كورونا للمفردتين في متصل الخوف من -1.00 إلى 1.00 أي في المستوي المتوسط من الخوف من جائحة كورونا. وأيضا المفردة S6، تمدنا بقدر كبير من المعلومات، ويلاحظ أن المفردات S2 وS11 لهما منحنيات تقترب من البناء التحتي للخوف من جائحة كورونا وبالتالي تمدنا بأقل قدر من المعلومات عن الخوف، وعليه فإن أدائهم منخفض في الكشف عن الخوف. كما أن المفردات S4 ، S6 , S5 لها قدرة تمييزية عالية على متصل السمة. ويتضح أن المفردة S9 لم تقدم معلومات في قياس المستويات المنخفضة من كورونا، ويتضح من شكل (11) أن سلوك منحنى وظيفة المعلومات للمفردة S3 "أتجنب زيارة أقاربي خوفاً من الإصابة بكورونا" والمفردة S7 "أتجنب الاختلاط بالآخرين خوفًا من الإصابة بكورونا"، ويلاحظ تشابه محتوى المفردتين وهو الاختلاط بالآخرين بالتالي يمكن استبعاد المفردة S7 لأنها أمدتنا بأقل قدر من المعلومات مقارنة بالمفردة S3 كما أن منحني المعلومات للمفردتين S8 , S12 متماثل إلى حد ما وقريبة من بعضها وهذا واضح من خلال التقارب بين معامل التمييز لهما، وعليه إذا كان الباحث يهدف إلى الوصول لصيغة مختصرة يمكن استبعاد أي من المفردتين، وفي هذه الحالة فإن المفردة الأكثر تمييزًا ومعاملات الصعوبة لبدائلها أكثر تمثيلًا لمستوى الخوف من جائحة كورونا هي المفردة S12 والمفردة S11 "أشك باستمرار أنني أعاني من أعراض كورونا" كانت أقل مفردة تمدنا بمعلومات عبر متصل الخوف، ويلاحظ أن المفردات S11, S9، لها منحنيات

منخفضة قريبة من المحور السيني أو متصل الخوف وهذا مؤشر على أن دقة القياس لهذه المفردات منخفضة. وبالتالي لو كان الباحث يهدف إلى الوصول إلى صيغة مختصرة يمكن استبعاد المفردات S12 , S11, S9, S7.

منحنى المعلومات للمقياس ككل: منحنى دالة المعلومات للمقياس عبارة عن محصلة لوظائف المعلومات لكل المفردات ويعرض الدقة النسبية للمقياس عبر مستويات مختلفة من متصل الخوف من جائحة كورونا، وكلما زادت دقة القياس كلما انخفض الخطأ المعياري للقياس، وفيما يلي منحنى المعلومات للمقياس:



شكل (12): منحنى وظيفة المعلومات لقياس الخوف من جائحة كورونا

يتضح من شكل (12) أن المقياس استطاع أن يكشف بوضوح عن المستويات المتوسطة من البناء العام للخوف من جائحة كورونا بدرجة كبيرة حيث قدم أكبر قدر من المعلومات في مدى متصل الخوف من جائحة كورونا من من اليسار -1 إلى جهة اليمين +1 بمعنى أن المقياس يقوم بوظيفة جيدة في هذه المنطقة من متصل الخوف من جائحة كورونا، ولكن مفردات المقياس لم تستطع الكشف عن المستويات المنخفضة أو المستويات المرتفعة من الخوف من جائحة كورونا إلا بقدر بسيط من المعلومات، وبالتالي يمكن أن يكون المقياس بحاجة إلى إضافة لمفردات تكشف عن المستويات المرتفعة والمنخفضة من الخوف.

النتائج الخاصة بالسؤال السادس: ما هي دقة القياس أو الثبات لمتصل الخوف من جائحة كورونا (-3,3)؟ أو هل يعطي المقياس تقديرات دقيقة عبر مدى المقياس أو البناء التحتي للمفهوم؟

تم تقدير ذلك من خلال منحنى وظيفة المعلومات للمقياس (الشكل: 7)، وفيما يلي درجة دقة القياس والأخطاء المعيارية للخوف من كورونا عبر مستويات متنوعة من متصل السمة لمنحنى وظيفة المعلومات للمقياس:

جدول (5)

أخطاء القياس والثبات عبر متصل الخوف من جائحة كورونا (-3,3)

متصل السمة	-3.00	-2.00	-1.50	-1.0	0	1	1.50	2	3
كمية المعلومات	0.5	2	**6**	**7**	12	10	6.50	4	1.5
دقة القياس (الثبات)	-1.00	0.50	0.83	0.86	0.91	0.90	0.83	0.75	0.33
الخطأ المعياري	1.41	0.88	0.41	0.38	0.29	0.32	0.41	0.50	0.81

يتضح من جدول (5) أن قيم الأخطاء المعيارية كانت مرتفعة في المستويات المرتفعة والمنخفضة من البناء التحتي للخوف من كورونا وهذا انعكس على تقديرات مستويات الثبات حيث كانت منخفضة نسبيًا، فمثلًا إذا كانت

قيمة زيتا =-2.00 فإن الثبات 0.50 بينما زادت قيمة معامل الثبات عن 0.80 في المستوى المتوسط في المدى من 1.50 إلى -1.50 وكانت أعلى قيمة ثبات يناظر قيمة البناء التحتي للخوف 0.0 و 1.00، وعليه فإن المقياس أدائه أفضل في قياس المستويات المتوسطة من الخوف من جائحة كورونا، بينما انخفضت دقة القياس في قياس المستويات المرتفعة والمنخفضة من الخوف، ويمكن القول إن دقة القياس في مستوى الخوف المرتفع أفضل من دقة القياس في مستوى الخوف المنخفض.

النتائج الخاصة بالسؤال السابع: هل يوجد تحيز أو وظيفة تمييزية لمفردات الخوف من جائحة كورونا في ضوء الجنس والجنسية؟

تم تقديرها من خلال مدخل نموذج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المؤشرات متعدد المسببات وفيما يلي قيمة التأثيرات والأخطاء المعيارية ودلالتها:

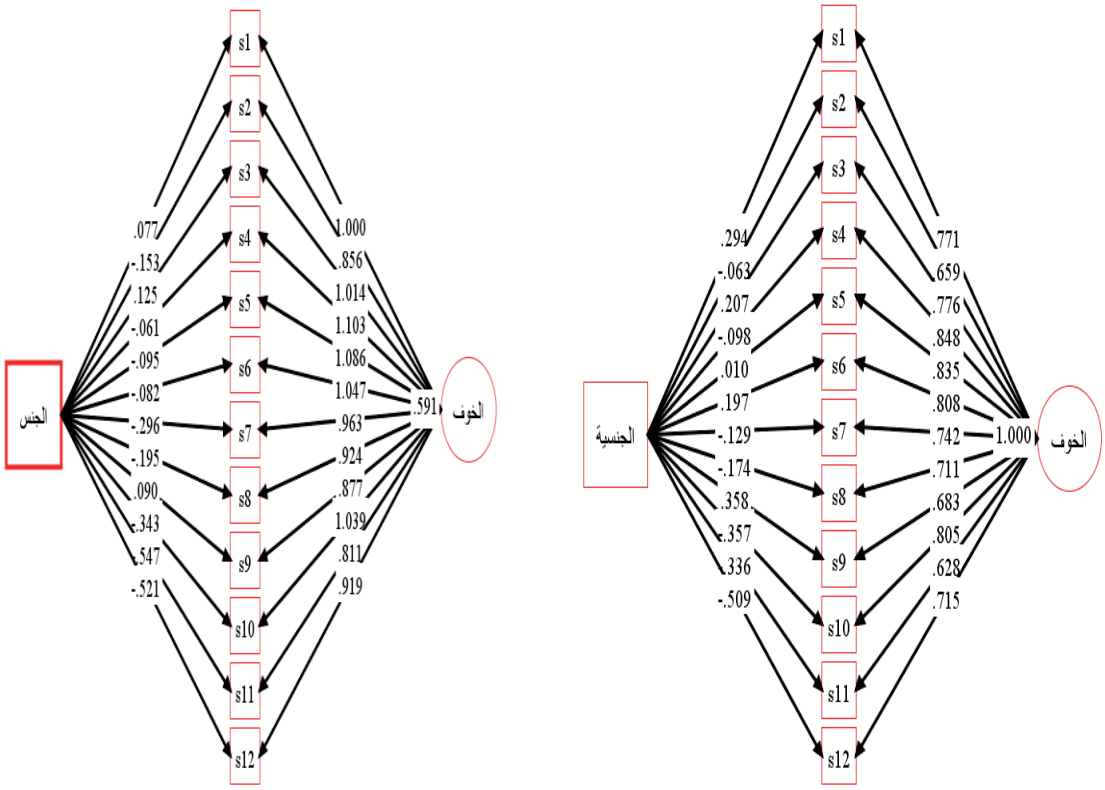
جدول (6)

الوظيفة التمييزية لمفردات الخوف من جائحة كورونا في ضوء الجنس والجنسية من خلال نموذج التحليل التوكيدي متعدد المؤشرات متعدد المسببات

	الجنس		الجنسية	
المفردة	التأثير(الخطأ المعياري)	T	التأثير(الخطأ المعياري)	T
S1	0.10(0.111)	0.70	0.29(0.108)	2.72
S2	-1.50(0.117)	-1.31	-0.06(0.12)	-0.53
S3	0.13(0.117)	1.06	0.21(0.114)	1.81
S4	-0.06(0.118)	0.52-	-0.09(0.12)	-0.85
S5	-0.095(0.115)	-0.10	0.01(0.114)	0.08
S6	-0.08(0.111)	-0.74	0.20(0.111)	1.77
S7	-0.30(0.115)	-2.58	-0.13(0.113)	-1.42
S8	-0.20(0.118)	-1.66	-0.17(0.119)	-1.46
S9	0.10(0.134)	0.67	0.36(0.128)	2.80
S10	-0.34(0.121)	-2.83	-0.36(0.128)	-2.96
S11	-0.55(0.114)	-4.80	-0.34(0.11)	-3.05
S12	-0.52(0.117)	-4.46	-0.51(0.117)	-4.35

يتضح من جدول (6) وجود تأثيرات مباشرة دالة إحصائيًا من الجنس على مفردات S12 , S11 , S10 ,S7 حيث زادت قيمة اختبار T المناظرة لهذه التأثيرات عن 1.96 وبالتالي توجد اختلافات بين استجابات الذكور والإناث على هذه المفردات، وعليه فإن هذه المفردات تعاني من تحيز الاستجابة لصالح الإناث بمعنى أن استجابات الإناث على المفردات: S7 "أتجنب الاختلاط بالآخرين من الإصابة بكورونا، وS10 "أنا لديَّ رعب من الإصابة بكورونا، 11S "أشك باستمرار بأنني أعاني من أعراض كورونا، S12 أشعر بالذعر من سماع الأخبار عن وفيات فيروس كورونا كانت أعلى من استجابات الذكور عليها، وهذه المفردات متعلقة بالخوف الشديد والرعب والأحلام المرعبة بالتالي تعاني من تحيز بين الذكور والإناث. ويتضح من جدول (6) وجود تأثيرات مباشرة ودالة إحصائيًا عند مستوي دلالة إحصائية 0.05من

الجنسية على بعض مفردات الخوف من جائحة كورونا، S10, S 11, S12 بمعنى وجود اختلاف بين استجابات الجنسية المصرية وباقي الجنسيات العربية لصالح الجنسية المصرية بمعنى أظهر أفراد الجنسية المصرية قدرًا أكبر من مظاهر الخوف للمفردات المتعلقة بمظاهر الرعب والذعر والخوف الشديد من جائحة كورونا، وعليه يوجد تحييز لهذه المفردات بين الجنسيتين لصاح الجنسية المصرية، بينما أظهرت المفردة 1S، "أتجنب الخروج من المنزل حتي لا أقابل أحد"، والمفردة S9 "تنتابني أحلام مرعبة أثناء النوم خوفاً من الإصابة بكورونا"، اختلاف بين الجنسين لصالح جنسية باقي البلاد العربية. وفيما يلي شكل المسار لتأثير الجنس والجنسية على مفردات الخوف من جائحة كورونا من خلال نموذج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المؤشرات متعدد المسببات:

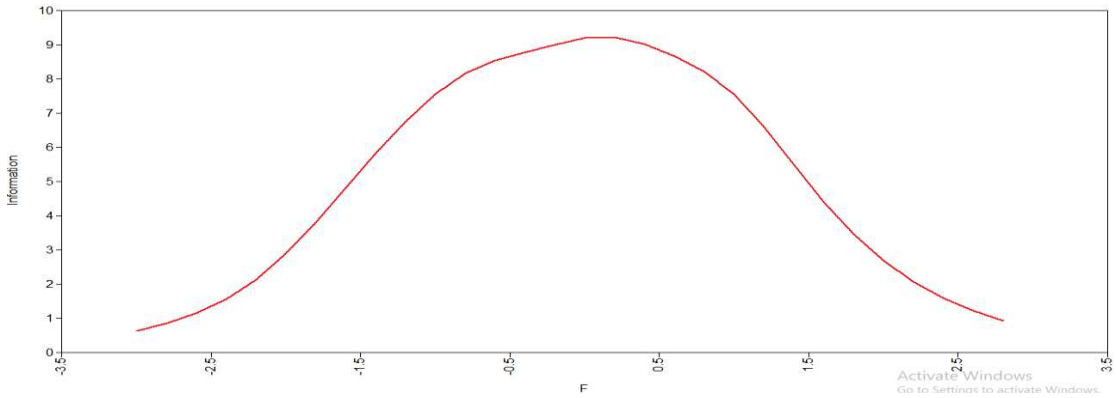


شكل (13): شكل المسار لنموذج التحليل العاملي التوكيدي متعدد المؤشرات متعدد المسببات لتأثير الجنس والجنسية على مفردات الخوف من جائحة كورونا

النتائج الخاصة بالسؤال الثامن: ما الصيغة المختصرة لمقياس الخوف من جائحة كورونا في ضوء الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة، وما جودتهما السيكومترية؟

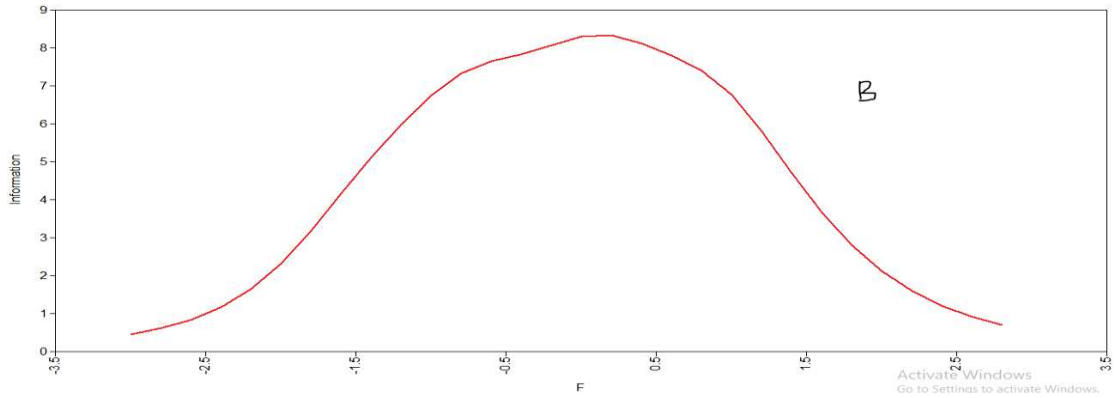
أولًا: الصيغة المختصرة للمقياس في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية: يتضح من تحليلات نظرية الاختبار الكلاسيكة انظر جدول (1، 2) في حالة الاعتماد على معيار معامل الارتباط بين المفردة والدرجة الكلية (يزيد عن 0.70)، وكذلك تشبع المفردة بالعامل (يزيد عن 0.63) فإنه يجب استبعاد المفردتين 9S و 11S وهاتين المفردتين كانت لهما أقل انخفاض لقيم ثبات المقياس بعد ستبعادهما، بالتالي الصيغة المختصرة تتكون من 10 مفردات.

ثانيًا: الصيغة المختصرة للمقياس في ضوء نظرية الاستجابة المفردة: في ضوء معاملات التمييز والصعوبة ومنحنى وظيفة المفردات يتضح أنه يجب استبعاد المفردات S12, S7, S11, S9 وبالتالي الصيغة المختصرة في ضوء نظرية الاستجابة المفردة تتكون من ثمانِ مفردات. وفيما يلي منحنى المقارنة بين الجودة السكومترية للنسختين من خلال منحنى وظيفة المعلومات للنسخة المختصرة في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية:



شكل (14): منحنى وظيفة المعلومات للنسخة المختصرة لمقياس الخوف من جائحة كورونا في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية (10=k)

وفيما يلي منحنى وظيفة المعلومات للنسخة المختصرة في ضوء نظرية الاستجابة المفردة:



شكل (15): منحنى وظيفة المعلومات للنسخة المختصرة لمقياس الخوف من جائحة كورونا في ضوء نظرية الاستجابة المفردة (8=K)

يتضح من الشكلين (14، 15) أن أقصى قيمة للمعلومات لمقياس النسخة المختصرة في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية تقريبًا 9.0 بينما أقصى قيمة لدلالة المعلومات للمقياس في ضوء نظرية الاستجابة المفردة 8 وبالتالي الجودة السيكومترية للنسخة في ضوء القياس الكلاسيكي أمدتنا بقدر أكبر قليلًا من المعلومات مقارنة بالنسخة في ضوء نظرية الاستجابة المفردة ولكن علينا الأخذ في الاعتبار أن الصيغة المختصرة في ضوء نظرية الاستجابة المفردة لها اقتصادية في عدد المفردات واختصار للوقت التطبيق، وبتقدير الثبات أوميجا للنسختين يتضح أن ألفا للنسخة المختصرة للمقياس في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية = 0.906، وقيمة المعامل أوميجا = 0.903، بينما للنسخة

المختصرة في ضوء نظرية الاستجابة المفردة قيمة المعامل ألفا =0.90 والمعامل أوميجا = 0.894 وبالتالي تكون الجودة السيكومترية للنسختين متقاربة بدرجة كبيرة.

النتائج الخاصة بالسؤال التاسع: هل نتائج نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة تتكامل أم تتعارض؟

تم التحقق من ذلك من خلال تقدير العلاقة بين معلمي التمييز في ضوء النظريتين حيث تم تقدير معامل الارتباط بين مؤشرى معامل الارتباط بين المفردة والدرجة الكلية (معامل التمييز في نظرية الاختبار الكلاسيكية) ومعامل التميز a في نظرية الاستجابة المفردةبعد تحويرهما إلى الدرجة المعيارية z، وبلغت قيمة معامل ارتباط بيرسون r=0.70، بينما بلغت قيمة معامل الارتباط بين معامل التمييز في نظرية الاستجابة المفردة، وتشبعات المفردات بالعامل 0.83 هو معامل ارتباط قوي وفقا لـ Cohen (1988)، وبالتالي لا تعارض بين المدخلين بل إن ما أفرزته نتائج التحليل باستخدام نظرية القياس الكلاسيكية تم تأكيده من خلال نظرية القياس الحديثة.

المناقشة والتعليق:

تناولت الدراسة بيان الخصائص السيكومترية لمقياس الخوف من جائحة كورونا من خلال توظيف مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة للبيانات متعددة الاستجابةباستخدام نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) الأحادي البارامتري، وتم تقدير الخصائص السيكومترية في ضوء النظرية الاختبار الكلاسيكية في ضوء مؤشرات معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية، وكذلك معامل الارتباط المصحح، وثبات المقياس بعد استبعاد المفردة، وأيضًا تم اعتبار نتائج التحليل العاملي الاستكشافي مثل تشبع المفردة بالعامل وقيمة الشيوع الخاصة بالمفردة باستخدام طريقة المكونات الأساسية من ضمن مؤشرات النظرية الكلاسيكية، وتم توظيف هذه المؤشرات واتضح أن المقياس تمتع بدرجة جيدة جدًا من ثبات الاتساق الداخلي ألفا وأوميجا، وأفرزت المؤشرات بصلاحية كل المفردات في المقيا س ما عدا المفردتين S9, S11 وبالتالي يمكن استبعادهما ليصبح المقياس مكون من عشرة مفردات، وتم التحقق من مسلمات نظرية الاستجابة المفردة، وهي الأحادية من التحليل العاملي الاستكشافي حيث أفرز التحليل العاملي عاملين، واتضح سيادة وسيطرة العامل الأول حيث أوضح أكثر من 80%من تباين مصفوفة الارتباطات بين المفردات، وأيضًا أثبت نموذج التحليل العاملي التوكيدي ثنائي الرتبة ونموذج التحليل العاملي ثنائي العامل Bifactor مطابقة مناسبة مع بيانات العينة، واتضح وجود استقلالية بين المفردات حيث لم تزيد الارتباطات بين بواقي المفردات عن 0.20، ولم يضيف مؤشرات التعديل في نموذج التحليل العاملي التوكيدي أي ارتباطات أو تغايرات بين بواقي أي مفردتين. وتم اختبار نموذج الاستجابة المتدرجة حيث معالم التمييز والصعوبة متغيرة لكل المفردات، ونموذج التقدير الجزئي حيث إن القوة التمييزية لكل المفردات مثبتة عند الواحد الصحيح، واتضح أن نموذج الاستجابة المتدرجة أكثر مطابقة مع بيانات العينة، وهذا يتفق مع توجهات (DeMars, 2010; Embretson & Reese، 2000) بأهمية استخدام نموذج الاستجابة المتدرجة لتحليل بيانات المقاييس النفسية متعددة الاستجابة. وتم تقدير معاملات التمييز لمفردات المقياس واتضح أن أكثر المفردات تمييزًا هي S4, S5, S6 وهذا يتفق مع نتائج التحليل السيكومتري في ضوء نظرية الاختبار الكلاسيكية في كل مؤشراتها سواء مؤشرات معامل ارتباط درجة المفردة بالدرجة الكلية للمقياس أو تشبع المفردة بالعامل وغيرها من المؤشرات، وتبلور هذا من خلال العلاقة الارتباطية القوية بين

معلمي التمييز في النظريتين، وبالتالي لا توجد فروق على الإطلاق بين أداء النظريتن في تقويم الخصائص السيكومترية للمقاييس النفسية وهذا يتفق مع (Courville, 2004; MacDonald & Paunonen, 2002; Kholi et al., 2014; Raykov & Marcoulides, 2015; Stage 2003)، واتضح أن العلاقة بين نتائج نظرية الاستجابة المفردة ونتائج التحليل العاملي قوية جدًا، ولذلك يمكن رؤية نظرية الاستجابة المفردة والتحليل العاملي التوكيدي في إطار تكاملي (Muthen & Muthen, 1998,2007; Takane & De Leeuw، 1987). ولكن نظرية الاستجابة المفردة تمدنا بمعلومات أكثر ثراءً خاصة فيما يتعلق بالحصول على نسخة مختصرة للمقياس من خلال تحليل وظيفة معلومات المفردات، والتحقق من سلوك المفردات في قياس البناء التحتي لمفهوم الخوف من جائحة كورونا. وأمدتنا نظرية الاستجابة المفردة برؤية عن دقة القياس عبر متصل الخوف من جائحة كورونا لم تستطع نظرية الاختبار الكلاسيكية الكشف عنها حيث أمدتنا بقيمة واحدة لدقة القياس لكل المفردات متنوعة معاملي الصعوبة والتمييز، وأيضًا أمدتنا نظرية الاستجابة المفردة بمعلومات عن مدى مناسبة الاستجابات عبر متصل السمة وقدرتها على الكشف عن الفروق الفردية بين الأفراد، وإن أمكن التحقق من ذلك في نظرية الاختبار الكلاسيكية من خلال التكرارات والنسب المئوية. كما أمدتنا نظرية الاستجابة المفردة بآليات للكشف عن الوظيفة التمييزية للمفردات، وهذا ربما يكون غير متاح باستخدام نظرية لقياس الكلاسيكية بقدر المعلومات التي تمدنا بها نظرية الاستجابة المفردة. وعليه فالفروق بين نظريتي القياس الكلاسيكية والحديثة فروق طفيفة جدًا، وبكل تأكيد هذا في صالح النظرية الكلاسيكية لأنها لا تحتاج إلى تعقيدات حسابية، ومعرفة متخصصة ببرامج الكمبيوتر المتخصصة كما هو الحال في نظرية الاستجابة المفردة، وربما حدث هذا الاتفاق في الدراسة الحالية نتيجة حجم العينة الكبير نسبيًا، والثبات والصدق المرتفع لمفردات مقياس الخوف من جائحة كورونا المرتفع، وهذا يتفق مع استنتاج (Fan 1998). واستنتج (Davey & Hedrickson 2010) أن كلاً من المدخلين يقدمون خليطاً شيقاً من المميزات النظرية والعملية، حيث توجد فروق طفيفة نسبيًا بين أداء النظرية الكلاسيكية وIRT، ولكن (DeVellis 2017) يرى أن هذا لا يجب أن يفسر على أن مداخل IRT ليس لها ميزة فى أى موقف فأي من هذه الدراسات ليست أكيدة ونتائجها مسلم بها، فتحليلات IRT فى بعض الحالات تقدم معلومات أكثر تفصيلاً من تحليلات الطرق الكلاسيكية، وهذا اتضح بالنسبة للعرض البيانى لمفردات متعددة الاستجابات فتمدنا بمعلومات عن ماذا كانت هذه الاستجابات ضرورية أو نستبعد بعضها أو أن المفردة لا تستطيع استقطاب أو امتصاص قدر من المعلومات المفهوم للأفراد عبر مدى السمة المراد قياسها. وأشار (Zickar & Boardfoot 2008) على الرغم من محددات نظرية الاختبار الكلاسيكية إلا أن الباحثين لاحظوا المحددات الصارمة لـ IRT مما يجعلها أكثر صعوبة ومستحيلة وغير عملية، وهذه المحددات تتضمن أحجام عينات كبيرة ومسلمات قوية وصارمة عن أحادية البعد وصعوبة إجراء هذه الطرق في برامج الكمبيوتر، ويرون أن الطرق الكلاسيكية أكثر تفضيلاً للاستخدام، والتكامل بين المدخلين يعتبر الطريقة الأفضل للتطوير المستقبلي لطرق القياس. ومهما يكن فإن التعقيد الرياضى لنظرية الاستجابة المفردة يجعل من تطبيقه فى إعداد الاختبارات والمقاييس التى يعدها المعلم فى المدرسة. وجاءت نظرية الاستجابة المفردة لتعالج محددات وقصور نظرية الاختبار الكلاسيكية كما ادعى مطوروها (Backer, 2001; Embretson & Reise, 2000; Hambleton et al., 1990; Lord، 1980)، ولكن في ضوء نتائج الدراسة الحالية يمكن رؤية مدخل نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة في إطار تكاملي موحد للاستفادة منهما في تحليل مفردات المقاييس النفسية، والرؤية بتفوق تحليل الخصائص السيكومترية للمقاييس في

ضوء نظرية الاستجابة المفردة على نظرية الاختبار الكلاسيكية رؤية قاصرة إلى حد ما وتحتاج إلى إعادة نظر وفهم عميق. وعليه فإن نتائج الدراسة الحالية تتفق مع استنتاج DeVellis (2017) بالقول إنه من وجهة نظري الشخصية عندما تتوافر مسلمات القياس الكلاسيكى (المفردات تبدو كأنها مؤشرات متكافئة للبناء التحتي للسمة) فإن أداء هذه النظرية يكون اختيار جذاب ومفضل.

التوصيات:

- يجب التكامل بين نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة في تقدير الخصائص السيكومترية للمقاييس النفسية متدرجة الاستجابة.
- التأكيد على أهمية توظيف مؤشرات نظرية الاختبار الكلاسيكية وهي معامل ارتباط المفردة بالدرجة الكلية، وتشبع المفردة بالعامل، وثبات المقياس بعد استبعاد المفردة عند تحليل المقاييس النفسية متعددة الاستجابة لما لها من دور في الكشف عن المفردات ضعيفة الأداء في قياس المفهوم.
- يجب توظيف معلومات وظيفة المفردات في نظرية الاستجابة المفردة للوصول إلى صيغة مختصرة للمقياس من خلال سلوك منحنى وظيفة المفردات ومدي اقترابها أو ابتعادها عن البناء التحتي للمفهوم، وأيضًا مدى تماثل سلوك منحنيات معلومات المفردات.
- يجب إجراء دراسة للمقارنة بين نظرية الاختبار الكلاسيكية ونظرية الاستجابة المفردة في تحليل وتقويم مقاييس نفسية تتضمن عدداً كبيراً من المفردات ولا تتحقق فيها مسلماتها بصورة صارمة.
- إجراء دراسة للمقارنة بين نماذج نظرية الاستجابة المفردة للمفردات ذات الاستجابات المتعددة الرتبية من حيث مطابقتها للبيانات، ومعالم المفردات، ومنحنى وظيفة المفردات، ومنحنى وظيفة المنحنى، وغيرها.

قائمة المراجع:

Adler, M., & Brodin, U. (2011). An IRT validation of the affective self rating scale. *Nordic Journal of Psychiatry, 65*, 396–402.

Akaike, H. (1987). Factor analysis and AIC. Psychometrika, 52, 317–332. doi:10.1007/bf02294359.

Allen, M., & Yen, W. (2002). Introduction to measurement theory. Long Grove, IL: Waveland Press. (Original work published 1979).

Andrich, D. (1978). Application of a psychometric model to ordered categories which are scored with successive integers. *Applied Psychological Measurement, 2,* 581594.

Asparouhov, T., & Muthe´n, B. (2015, September 24). *IRT in Mplus (Technical report)*. Retrieved from https://www.statmodel.com/irtanalysis.shtml

Baker, F. (2001). The basics of item response theory (2nd ed.). College Park, MD: ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation. Retrieved November 14, 2009, from http://edres.org/irt/baker/.

Baker, F.B., & Kim, S.H. (2004). *Item Response Theory: Parameter Estimation Techniques*, 2e. New York, NY: Dekker.

Baldonado, A. A., Svetina, D., & Gorin, J. (2015). Using necessary information to identify item dependence in passage-based reading comprehension tests. *Applied Measurement in Education, 28*), 202–218. https://doi.org/10.1080/ 08957347.2015.1042154.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Methods & Research, 21*, 230. doi:10.1177/0049124192021002005

Chen, W-H., & Thissen, D. (1997). Local dependence indices for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, *22*, 265-289. doi:10.3102/10769986022003265

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd.ed*). Hillsdale: Lawrence ERLBaum Associates, Inc.

Comrey, A., & Lee, H. (1992). *A first course in factor load analysis (2nd ed.).* New York, NY: Erlbaum.

Courville, T. G. (2004). *An empirical comparison of item response theory and classical test theory item/person statistics* (Doctoral dissertation). Retrieved from ProQuest Dissertations and Theses. (Accession Order No. 3141396).

Crocker, L., & Algina, J. (2008). *Introduction to classical and modern test theory*. Ohio: Cengage Learning.

Davey&, T., & Hendrickson, A. (2010).Classical versus IRT Statistical Test Specifications for Building Test Forms. Paper presented at the Annual Conference of the National Council for Measurement in Education Denver, Colorado

De Ayala, R. J. (2009). *The theory and practice of item response theory*. New York, NY: Guilford.

De Ayala, R. J. (2022). *The theory and practice of item response theory* (2nd.ed). New York, NY: Guilford.

DeMars, C. (2010). *Item response theory*. New York, NY: Oxford University Press.

DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th.ed*).* Los Angeles: SAGE Publications, Inc.

Edelen, M. O., & Reeve, B. B. (2007). Applying item theory (IRT) modeling to questionnaire development, evaluation, and refinement. *Quality of Life Research*, *16*, 5-18. doi:10.1007/s11136-007-9198-0

Edwards, M. C. (2009). An introduction to item response theory using the need for cognition scale. *Social and Personality Compass*, *3*, 507-529. doi:10.1111/j.1751-9004.2009.00194.x

Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists.* New York, NY: Psychology Press.

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

Field, A. (2013). *Discovering statistics using SPSS (4th.ed).* Sage Publications.Ltd.

Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Non-normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course (pp. 439-492*). Charlotte, NC: Information Age.

Gessaroli M & DeChamplain A. (1996). Using an approximate Chi-square statistic to test the number of dimensions underlying the responses to a set of items. *Journal of Educational Measurement. 1996, 33*, 157–79.

Hambleton, R. K., & Jones, R. W. (1993). Comparison of classical test theory and item response theory and their applications to test development. *Educational Measurement: Issues and Practice, 12*, 38–47. doi:10.1111/j.1745-3992.1993.tb00543.x

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

Holland, P. W., & Wainer, H. (1993). *Differential item functioning*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.

Kohli, N., Koran, J., & Henn, L. (2014). Relationships among classical test theory and item response theory frameworks via factor analytic models. *Educational and Psychological Measurement.* Advance online publication. doi:10.1177/0013164414559071.

Linacre, J. M. (2012). A user's guide to Winstep & Ministep: Rasch model computer programs. Chicago: Winstep.com Available from: http://www.winsteps.com/ministep.htm

Loehlin, J. C. (1987). *Latent variable models*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Lord, F., Novick, M., & Birnbaum, A. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. England: Oxford, Addison-Wesley.

MacDonald, P., & Paunonen, S. (2002). A Monte Carlo comparison of item and person statistics based on item response theory versus classical test theory. *Educational and Psychological Measurement, 62*, 921-943.

Masters, G.N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika* 47, 149–174.

Morizot, J., Ainsworth, A. T., & Reise, S. P. (2007). Toward modern psychometrics: Application of item response theory models in personality research. In R. W. Robins, R. C. Fraley, & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of research methods in personality* (pp. 407-423). New York, NY: Guilford Press.

Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement, 16,* 159176.

Muthen, L., & Muthen, B. (1998-2012). *Mplus user's guide (7th ed.)*. Los Angeles, CA: Muthen & Muthen.

Nunnally, J. C,& Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory(3rd. ed*). New York, NY: McGraw-Hill.

Orlando, M., & Marshall, G. N. (2002). Differential item functioning in a Spanish translation of the PTSD checklist: Detection and evaluation of impact. *Psychological Assessment, 14,* 50–59.

Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2015). On the relationship between classical test theory and item response theory: From one to the other and back. *Educational and Psychological Measurement,* 1–14.

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

Reeve, B. B., & Fayers, P. (2005). Applying item response theory modeling for evaluating questionnaire item and scale properties. In P. Fayers & R. D. Hays (Eds.), *Assessing quality of life in clinical trials* (2nd ed., pp. 55-73). New York, NY: Oxford University Press.

Reise, S. P., & Haviland, M. (2005). Item response theory and the measurement of clinical change. *Journal of Personality Assessment, 84,* 228–238.

Reise, S. P., & Yu, J. (1990). Parameter recovery in the graded response model using MULTILOG. *Journal of Educational Measurement, 27,* 133–144. doi:10.1111/j.1745-3984.1990.tb00738.x

Reise, S. P., Cook, K. F., & Moore, T. M. (2014). Evaluating the impact of multidimensionality on one-dimensional item response theory model parameters. In S. P. Reise, & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 13–40). New York: Routledge.

Russell, D. (2002). In search of underlying dimensions: The use (and abuse) of factor analysis in Personality and Social Psychology Bulletin. Personality and Social Psychology Bulletin, 25(12), 1629-1646.

Samejima, F. (1969). *Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores* (Psychometric Monograph No. 17, Part 2). Richmond, VA: Psychometric Society.

Samejima, F. (1997). *Graded response model. In Handbook of modern item response theory* (pp. 85–100). New York, NY: Springer.

Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The Annals of Statistics, 6,* 461–464. doi:10.1214/aos/1176344136

Stage, C. (2003). *Classical test theory or item response theory: The Swedish experience (EM no.42).* Umea, Sweden: Umea University: Department of Educational Measurement.

Takane, Y., & de Leeuw, J. (1987). On the relationship between item response theory and factor analysis of discretized variables. *Psychometrika, 52*, 393-408.

Tay, L., Meade, A., & Cao, M. (2015). An overview and practical guide to IRT measurement equivalence analysis. *Organizational Research Methods, 18*, 3–46. https://doi.org/10.1177/1094428114553062

Thissen, D. (2000). Reliability andmeasurement precision. In: *Computerized Adaptive Testing:A* Primer (ed. H. Wainer), 159–183. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Thissen, D., & Steinberg, L. (2010). Using item response theory to disentangle constructs at different levels of generality. In S. E. Embretson (Ed.), *Measuring psychological constructs: Advances in model-based approaches* (pp. 123–144). Washington, DC, US: American Psychological Association.

Toland, M. D. (2014). Practical guide to conducting an item response theory analysis. *The Journal of Early Adolescence, 34(1),* 120–151.

Tsutakawa, R. K., & Johnson, J. C. (1990). The effect of uncertainty of item parameter estimation on ability estimates. *Psychometrika, 55,* 371–390.

Van der Linden, W. J., & Hambleton, R. K. (1997). *Handbook of modern item response theory*. New York: Springer-Verlag.

Wang, J., & Wang, X. (2020). *Structural Equation Modeling : Applications Using Mplus (2nd.ed).* John Wiley & Sons

Wu, T. Y., Yu, W. H., Huang, C. Y., Hou, W. H., & Hsieh, C. L. (2016). Rasch analysis of the general self-efficacy scale in workers with traumatic limb injuries. Journal of Occupational Rehabilitation, 26(3), 332–339..

Zickar, M. J., & Broadfoot, A. A. (2008). The partial revival of a dead horse? Comparing classical test theory and item response theory. *In C. E. Lance & R. J. Vandenberg (Eds.), Statistical and methodological myths and urban legends.* New York: Routledge Academic.