

البحث التاسع :

” استخدام نظرية المنحنى المميز للفقرة في تطوير مقياس دايفز للتقمص
الوجداني لدى طلبة الجامعة ”

إعداد :

أ.م.د/ خالد جمال جاسم

الأستاذ المساعد بقسم العلوم التربوية والنفسية
كلية التربية ابن رشد للعلوم الانسانية جامعة بغداد بالعراق

” استخدام نظرية المنحنى المميز للفقرة في تطوير مقياس دايفز للتقمص الوجداني لدى طلبة الجامعة ”

د/ خالد جمال جاسم

• المستخلص:

يهدف البحث الحالي إلى استخدام نظرية المنحنى المميز للفقرة في تطوير مقياس دايفز للتقمص الوجداني لدى طلبة الجامعة، ومن أجل اعداد المقياس تبنى الباحث مقياس دايفز ١٩٨٣ المكون من (٢٨) فقرة موزعة على اربعة مكونات، وبعد التحقق من صدق ترجمة المقياس عرض على مجموعة من الخبراء والمختصين في العلوم التربوية والنفسية لتحديد مدى صلاحيتها في قياس المفهوم، طبق المقياس على عينة مكونة من (١٠٠٠) طالب وطالبة اختبروا بالأسلوب الطبقي العشوائي، واعتمد الباحث في ذلك أنموذج سلم التقدير Rating Scale Model أحد النماذج المنبثقة عن النموذج الأحادي المعلم، وباستعمال البرنامج الإحصائي (ConstructMap.4.6)، وتوصل الى الاتي: أحادية البعد: للتحقق من هذا الافتراض أجرى الباحث التحليل العاملي للاختبار بطريقة المكونات الأساسية، إذ تم الحصول على عامل واحد ذي معنى مفسر للاختبار، واعتمد العامل نفسه على الحدود الدنيا لـ (جتمان) الذي يعد العامل دالا إحصائيا حينما يكون الجذر الكامن الذي يمكن تفسيره يساوي أو يزيد عن (1)، واعتماد نسبة (0.30) فما فوق على أنها نسبة تشعب فقرات الاختبار بالعامل العام على وفق معيار جيلفورد، ولم يحذف التحليل العاملي أية فقرة من الفقرات إذ تراوحت قيم التشعبات بين (٠.٦٥٨ - ٠.٤٤٢). الاستقلال المحلي: إذ تم التحقق منه عن طريق مصفوفة الارتباطات إذ بلغت (٠.٠٠٠٢) وهي اكبر من القيمة المعتمدة (٠.٠٠٠١). المنحنى المميز للفقرة: اظهرت البيانات ان الفقرات متباينة في مواقعها وهذا التباين يتناسب مع الاستجابات المتدرجة. التحرر من عامل السرعة: تم التحقق منه عن طريق اعطاء وقت مناسب لجميع الافراد إذ بلغ الوقت (١٨) دقيقة . كما تم التحقق من صدق المقياس بالاستناد الى الصدق الوصفي وصدق انتقاء النطاق السلوكي وصدق ملاءمة البرنامج، وتحقق الباحث من ثبات المقياس بطريقتين الطريقة الاولى الفاكرونباخ وبلغ (٠.٩٤) حسبها البرنامج والطريقة الثانية باستعمال نظرية المنحنى المميز للفقرة، وتم الحصول على معاملي ثبات احدهما خاص بالافراد بلغ (٠.٩١) واخر خاص بالمقياس بلغ (٠.٧٤)، بعد ذلك وضع الباحث درجة قطع باستعمال الطريقة التجريبية وبلغت درجة القطع للمقياس (٩١) درجة، وقد توصل الباحث إلى بعض التوصيات والمقترحات.

الكلمات المفتاحية: نظرية المنحنى المميز للفقرة ، مقياس دايفز ، التقمص الوجداني

The Use of Item Discriminating Curve Theory in Developing Davis' Scale of University Students' Empathy

Dr. Khalid Jamal Jasim

Abstract:

The current study aims at using the theory of item discriminating curve in developing Davis' scale of university students' empathy. To prepare the scale, Davis scale (1983) is adopted. It consists of 28 items divided into four components. After checking the validity and reliability of the scale, it is exposed on specialists in the educational and psychological sciences to determine its suitability in measuring the concept. The scale is administered on a sample of (1000) students chosen randomly. The researcher adopts the

Rating Scale Model which emanates from the one parameter model. By using Construct Map.4.6 statistical program, it is found that: One-dimensional: To verify this assumption, a factor analysis of the test is conducted in the form of basic components; one factor was obtained with a meaningful interpretation of the test. The factor is based on the minimum limits of Getman, which is a statistically significant factor when the potential root that can be interpreted is equal to or greater than (1). A ratio of (0.30) and above is also adopted as the ratio of the test items saturation of the general factor according to Gilford standard. The factor analysis did not exclude any of the items as the values of the saturation ranged between 0.658-0.442. 2. Local independence: It was verified through the correlation matrix (0.0002), which is greater than the approved value (0.0001). The item discriminating curve: The data showed that the items differ in their positions and this difference is in correspondence with the graded responses. Freedom from the speed factor: It was verified by giving a suitable time for all individuals (18 minutes). The validity of the scale was checked through descriptive validity, behavioral zone selection, and program suitability validity. The scale reliability was checked by two methods; alpha cronbach the coefficient of which is (0.94), and item discriminating curve theory by which two reliability coefficients are achieved, the first is related to the individuals (0.91) while the other is related to the scale (0.74). Then, a cut point (91) was determined by the researcher for the scale. According to the results achieved, a set of recommendations and suggestions are put forward.

Keywords: item discriminating curve theory, Davis' scale, Empathy

• **مشكلة البحث :**

إن تصميم المقاييس والاختبارات وتطويرها يجب أن يكون قائماً على منهج منطقي منظم ، ولتحقيق هذه العملية يتوجب أن يكون هناك إطار يدعم هذا النهج، وأساليب رصينة للوصول إلى أعلى درجات الثبات والصدق في المقاييس والاختبارات الجديدة (Rattray & Jones, 2007: 234).

ولصعوبة التحديد الفعلي الدقيق لكثير من المفاهيم والمكونات النفسية، فإننا لا نستطيع الاعتماد على أداة قياس واحدة. إذ من الصعب احتواء هذه المكونات جميعاً وقياسها مباشرة، لذلك ربما يفضل إتباع إستراتيجيات مختلفة لقياس هذه المكونات، وذلك باستعمال مقاييس متعددة مناسبة، وبذلك يمكن أن نحصل على صورة أفضل عن المكون المراد قياسه (علام، ٢٠٠٠: ٤٧٨).

إذ إن عددا كبيرا من الاختبارات والمقاييس النفسية التي اعدت وتطورت في الحقبة الماضية اعتمدت على النظرية الكلاسيكية في القياس النفسي (الطرييري، ١٩٩٦: ٤٥٨) ونتيجة لوجود الكثير من المشكلات المصاحبة للقياس التقليدي في الظواهر السلوكية التي تسببت في عدم دقة النتائج التي يمكن ان تسفر عنها اساليب القياس وادواته ظهرت الحاجة الى تطوير القياس السلوكي بشكل يتوافق مع اساليب القياس الفيزيقي ويستند الى الفلسفة نفسها

ولفروض هذا القياس مما يحقق جودة هذه الاساليب وسلامتها وقبول نتائجها بدرجة عالية من الثقة (مراد وسليمان، ٢٠٠٢: ٤٢٤).

وفي محاولة للتغلب على تلك المشكلات ومع بدء الدعوة لتحقيق الموضوعية في القياس السلوكي كما هو الحال في القياس الفيزيائي فقد ظهر اتجاه حديث في القياس النفسي والتربوي يتمثل في نظرية السمات الكامنة والتي اطلق عليها فيما بعد نظرية الاستجابة للمفردة، وتوجد نماذج عدة تنتمي لهذه النظرية اذ يتم اختيار الانموذج المناسب على وفق هدف الاختبار وطبيعته وامكانية حساب التقديرات الخاصة بالفرد، والمفردة ومدى ملاءمة البيانات للانموذج (93: Suen, 1990).

ومن هنا تنبثق مشكلة البحث الحالي في الحاجة الى تطوير ادوات القياس لكي تصبح اكثر دقة وموضوعية وتقترب من المقاييس المستعملة في العلوم الطبيعية وقللة الدراسات العربية والعراقية التي تناولت تطوير مقاييس اجنبية في ضوء النظرية الحديثة، لذا هدف البحث الحالي الى استخدام نظرية المنحنى المميز للمفردة (انموذج سلم التقدير) في تطوير مقياس دايفز للتقمص الوجداني لدى طلبة الجامعة .

• أهمية البحث :

يعتمد تطور مختلف العلوم على مدى تطور اساليب القياس ودقة التقديرات الكمية، اذ يفترض ان تعبر تلك الاساليب والتقديرات بشكل موضوعي عن طبيعة الظاهرة موضوع الدراسة (جلال، ٢٠٠١: ١٣).

ولاجل الارتقاء بالعلوم الانسانية الى مصاف العلوم الطبيعية الاخرى حاول علماء القياس النفسي الاهتمام بمنطق القياس والاساليب الكمية واستخدام اسلوب التجربة العلمية (علام، ٢٠٠٠: ١٦).

وتبرز أهمية القياس النفسي في التعرف عن طبيعة الخصائص النفسية والوصول الى القوانين التي تحكم السلوك، فعملية القياس من الناحية الجوهرية هي ملاحظة مضبوطة يتم عن طريقها الحصول على معلومات مدعمة بالارقام تمكن المعنيين من توظيف العلم لصالح المجتمع، اذ ان اغلب القرارات التي تتخذ في مجال القياس النفسي تتعلق بالانسان ومستقبله ومصيره (فرج، ١٩٩٧: ٥٣).

إن الاختبارات والمقاييس هي عبارة عن أدوات صممت لتستخدم في اتخاذ القرارات البشرية، وفي مجتمعنا المعقد المتعدد الجوانب تتخذ كل يوم آلاف القرارات التي تنطوي على بعض التقييم للخصائص النفسية للأفراد. فبعض القرارات يتخذها الناس لتنظيم حياتهم الخاصة وبعض القرارات يتخذها الناس في شأن بعضها الآخر، وبعضها تشخيصي وبعضها تقويمي (عبد الرحمن، ١٩٩٨: ٣٢٥).

إن عملية بناء الاختبارات والمقاييس او اعدادها تُعد من العمليات الفنية الأساسية التي يجب أن يلم بها ويتدرب عليها دارس القياس في علم النفس (علام، ٢٠٠٠: ٤٧٩). ومن الأهمية بمكان في تصميم المقياس أن يتم تبني أساليب لها من الثقة المقبولة في إقامة خصائص قياسية معتمدة. وإن الفشل في بناء مقياس كفوؤ أو تطويره يؤدي إلى صعوبة تفسير النتائج، وهذا قد يؤثر في الممارسات التعليمية والتربوية (Rattray & Jones, 2007: 234).

ويعد نظام القياس الموضوعي من التطورات المعاصرة في النفسي والتربوي وارتبط بمدخل جديد يطلق عليه مدخل السمات الكامنة في القياس واحيانا المنحنى المميز للفقرة استنادا الى احتمالية الاجابة عن الفقرة (Hulen,et al , 14 : 1983، ويحتوي هذا المدخل مجموعة من النماذج التي تمثل هذه النظرية ومن هذه النماذج انموذج سلم التقدير الذي هو امتداد لانموذج راش، اذ يمتاز عن غيره من النماذج من حيث عدد الفروض اللازم توافرها في البيانات كي يعطي الانموذج تقديرات دقيقة، فضلا عن تميزه بسهولة تقدير معالم الفقرات احصائيا .

وعليه يمكن ان تتجلى اهمية البحث الحالي في :

- ◀ استخدام نظرية المنحنى المميز للفقرة (أنموذج سلم التقدير) في تطوير مقياس التقمص الوجداني يوفر متطلبات الموضوعية في قياس السمة موضوع القياس وهذا يعني توفر شرطي الصدق والثبات للمقياس.
- ◀ ندرة استخدام النظرية الحديثة في تحليل نتائج بيانات مقاييس الشخصية في الجامعات .
- ◀ تضيف هذه الدراسة الى مكتبة المقاييس النفسية مقياس تم تطويره على وفق النظرية الحديثة .
- ◀ يفتح هذا البحث المجال امام المهتمين بالقياس النفسي لاستخدام الطرائق الحديثة في بناء المقاييس والاختبارات النفسية وتطويرها .

• هدف البحث :

يروم البحث الحالي استخدام نظرية المنحنى المميز للفقرة(أنموذج سلم التقدير) في تطوير مقياس دايفز للتقمص الوجداني لدى طلبة الجامعة.

• حدود البحث :

يتحدد البحث الحالي بالنسخة الاصلية لمقياس دايفز للتقمص الوجداني. طلبة جامعة بغداد للصفوف الدراسية الاربعة للعام الدراسي (٢٠١٦ - ٢٠١٧) الدراسات الصباحية فقط.

• تحديد المصطلحات :

• المنحنى المميز للفقرة:

أيضيس و أيرفور (Eaves & Erford, 2009):تصوير بياني لخصائص فقرة معينة، أو تتخذ بمجموعها، أي يمكن أن يكون ممثلاً للاختبار بالكامل. يتم

تمثيل مجموع نقاط الاختبار على المحور الأفقي ويتم تمثيل قدرة المستجيبين للإجابة عن الفقرة ضمن نطاق من درجات الاختبار على طول المحور الرأسي (Eaves & Erford, 2009:3).

تقي (٢٠٠٩): أنه اقتران رياضي يربط بين احتمالية استجابة الفرد استجابة صحيحة على فقرة اختبار، وبين القدرة التي تقيسها مجموعة من الفقرات التي تحتوي على تلك الفقرة، عن طريق اقتران تراكمي صاعد، يطلق عليه منحني خصائص الفقرة أو منحني دالة الفقرة، حيث يوفر هذا المنحني احتمالات إجابة المفحوص عن الفقرة بشكل صحيح في مستويات القدرة المختلفة، وكون المنحني تراكميا صاعدا، فإنه يشير بوضوح إلى أن احتمالية الإجابة عن الفقرة بشكل صحيح يزداد بزيادة قدرة الفرد، ويختلف شكل منحني خصائص الفقرة (ICC) باختلاف النموذج الذي تم اعتماده (أحادي المعلمة، أو ثنائي المعلمة، أو ثلاثي المعلمة) (تقي، ٢٠٠٩: ١٨).

• **التقصص الوجداني (Empathy) :**

عرفه كل من :

« (Davis, 1983): بأنه ردود أفعال فرد ما إزاء الخبرات الملاحظة لفرد آخر

(Davis, 1983 : 113). (Bohart&Greenberg, 1997): بأنه قدرة الشخص

على الاستجابة لما يخبره الشخص الآخر عن العالم (16: 1997 ,

(Bohart&Greenberg,

« (Hoffman, 2000): بأنه أستجابة وجدانية تكون أكثر ملاءمة لموقف

الآخر (4 : Hoffman, 2000).

« (Nussbaum , 2001): بأنه إعادة بناء بارعة لتجربة شخص آخر بدون أي

تقويم محدد لهذه التجربة (30 : Nussbaum , 2001).

واعتمد الباحث تعريف دايفز ١٩٨٣ كونه اعتمد مقياسه لتحقيق اهداف

بحثه.

• **نظريات القياس النفسي:**

عن طريق الإطلاع على بعض أدبيات القياس النفسي لوحظ وجود اتجاهين

نظريين عامين تندرج تحتهم نظريات القياس النفسي التي حاولت تفسيره

في إيجاد أساليب ووسائل علمية لتصل به الى اعلى درجة في الدقة والموضوعية

في القياس ويسمى الأول بالاتجاه التقليدي المتمثل بالنظرية السيكمترية

التقليدية أو الكلاسيكية، ويسمى الآخر بالاتجاه المعاصر أو النظرية المعاصرة

ولكون اعداد المقياس سيستند الى النظرية المعاصرة سيقوم الباحث بعرض

النظرية بصورة موجزة.

• **نظريات القياس الحديثة Modern test Theory:**

يلاحظ الذي يطلع على أدبيات القياس المعاصر بوضوح اسهام التطورات

التكنولوجية في تقدم علم القياس والتقويم التربوي والنفسي ، الذي أدى بدوره

الى اعادة النظر في النظريات والنماذج السيكومترية الكلاسيكية ، وتطوير نماذج ونظريات معاصرة للتغلب على كثير من المشكلات المتعلقة ببناء الاختبارات والمقاييس في الجوانب المختلفة للسلوك الانساني ، مما يجعلها أكثر مرونة وملائمة لطبيعة الظواهر السلوكية (علام ، ٢٠٠٠ : ٦٧٨).

اذ تزايد الاهتمام في العقدين الاخيرين من هذا القرن لتحديد مسار التعليم عن طريق الصياغة الاجرائية (السلوكية) لاهداف المواد الدراسية أي في عبارات تصف التغير المطلوب احداثه في سلوك الطالب نتيجة للخبرة التعليمية ، بحيث يمكن ملاحظة هذا السلوك وقياسه مباشرة بوساطة الاختبارات محكية المرجع وادت هذه الحركة الى اعادة النظر في طرق واساليب التعليم والتقويم واسس التعلم المعتادة ، فظهر نوع من التعلم القائم على التمكن ، فاختبارات التمكن (Mastery Tests) تعتبر نوعا خاصا من الاختبارات المحكية المرجع (علام ، ١٩٨٦ : ٩٢-٩٣) الامر الذي ادى الى ظهور اتجاه اخر في القياس يعتمد في الاساس على التعلم من اجل التمكن ومن النظريات التي اثبتت من هذا الاتجاه نظرية السمات الكامنة .

• نظرية السمات الكامنة (Latent Trait Theory)

تعني السمة الكامنة، العلاقة المتوقعة بين الاستجابات الملاحظة على الاختبار، والسمات أو القدرات غير الملاحظة، التي يفترض أن تحدد هذه الاستجابات. والسمة (بُعد كمي) يمكن أن يُحدد عليه مواضع الأفراد، ولا يُصح نظريا أن يتوقف موضع الفرد على بُعد سمة ما على صفات أي من العينات التي ينتمي إليها هذا الفرد (الشرقاوي وآخرون، ١٩٩٦: ٣٠٩).

وأنبثقت نظرية السمة الكامنة" عن البحوث التي أجراها (Lawley, 1943 -) (1944) فضلا عن أعمال (Tucker, 1946). ولكن يمكننا القول ان الفضل الحقيقي في تطور هذه النظرية يرجع إلى "لازارسفيد" (Lazarsfield, 1950) و"لورد" (Lord, 1952-1953). وظلت أعمالهما وغيرهما من علماء القياس في هذا الخصوص حتى سبعينيات القرن الماضي، لا يلتفت إليها إلا عدد محدود من خبراء القياس في الولايات المتحدة الأمريكية وبعض الدول المتطورة. غير انه حدث تقدم سريع في الحركة البحثية والتطبيقية لهذه النظرية بعد ان نشر "لورد" (Lord) كتابه (النظريات الاحصائية لدرجات الاختبارات العقلية) (Statistical Theories of Mental Test Scores)، الذي جمع بين غلافه لأول مرة أسس النظرية السايكومترية الكلاسيكية، واسس نظرية السمة الكامنة (علام، ٢٠٠٠: ٦٨٢).

ومن القواعد التي ارتكزت عليها نظرية السمات الكامنة ما يأتي:
 « الخطأ المعياري للقياس يختلف باختلاف الدرجات او انماط الاستجابة ولكنه يعمم للعينات الكبيرة.

- ◀◀ الاختبار الاقصر ممكن ان يكون اكثر ثباتا من الاختبار الاطول .
- ◀◀ تكون مقارنة درجات الاختبار في صورته المتعددة افضل عندما تختلف مستويات الصعوبة للاختبار بين الاشخاص .
- ◀◀ يمكن الحصول على تقديرات غير متحيزة لخصائص المفردة من عينات غير ممثلة
- ◀◀ يكون لدرجات الاختبار مدلول اذا قورنت ببعدها عن المفردات .
- ◀◀ خصائص مقاييس المدى يمكن تحقيقها بتطبيق نماذج قياس سابقة .
- ◀◀ الصيغ المختلطة للمفردات يمكن ان تقدم درجات افضل للاختبار .
- ◀◀ التغيير في الدرجات يمكن مقارنته بشكل مفهوم حين تختلف مستويات الدرجات الاولية (الخام) .
- ◀◀ التحليل العاملي لبيانات المفردة ينتج عنه تحليل عاملي كامل المعلومات .
- ◀◀ ملامح مثيرات المفردة يمكن ربطها مباشرة بالخصائص القياسية . (Embreston & Reise, 2000: 15).

وتعددت نماذج السمات الكامنة وتباينت من حيث أشكال المنحنيات المميزة تبعا لاختلاف عدد (بارامترات) أو معالم المفردات وهي:

◀◀ أنموذج بيرنبوم Birnbaum model يعد من النماذج ثلاثية البارامتر أو المعلم التي تأخذ بالحسبان الصعوبة والتمييز وتخمين الاستجابة .

◀◀ أنموذج لورد Lord model وهو من النماذج ثنائية البارامتر الصعوبة والتمييز .

◀◀ أنموذج راش Rash model يعد أنموذجا أحادي المعلم أو بارامتر (صعوبة) وتختلف هذه النماذج فيما بينها من حيث المنحنى المميز للفقرة I.C.C إذ يسمح الأنموذج الأول بتقاطع المنحنيات المميزة للمفردة . أما الأنموذج الثاني فإنه يسمح لها أيضا بالتقاطع أما أنموذج راش فإنه يسمح بتوازي المنحنيات المميزة لجميع الفقرات (Lord&Novick, 1968:496) (Harnisch, 1983:191-204) ، ويطلق أيضا على الأنموذج الأول (الأنموذج اللوغارتمي ثلاثي المعلم أو الأنموذج التام (Complete, Three-parameter) إما الأنموذج الثاني فيسمى بالأنموذج اللوغارتمي ثنائي المعلم إما الأنموذج الثالث الذي اشتق من الأنموذج الأول فتم تثبيت كلا من التمييز والتخمين واعتماد معلم الصعوبة فقط فإنه يسمى بالأنموذج اللوغارتمي أحادي المعلم (Hulin, et al, 1983:35) .

• أنموذج سلم التقدير Rating Scale Model :

لقد تعددت نماذج نظرية استجابة الفقرة، ومنها الأنموذج اللوغارتمي الأحادي المعلم أو ما يسمى بنموذج راش (Rasch Model) وقد تعددت النماذج التي تم تطويرها من نموذج راش لتلائم أنواعاً مختلفة من البيانات، منها أنموذج سلم التقدير الذي يستخدم مع البيانات المأخوذة من سلم التقدير

(Masters & Wright, 1984: 536). أي أنه أحد نماذج النظرية الحديثة في القياس المنبثقة عن نموذج راش نموذج المعلمة الواحدة، ويأخذ شكل الاستجابات المتعددة Polytomous بتدرجات تفصل بينها مسافات متساوية.

ونموذج سلم التقدير Rating Scale Model (ARSM) من نماذج الاستجابة المتعددة (Polytomous IRT Models) وقد توصل إليه أندريش (Andrich, 1988) خصيصاً للبيانات من نوع ليكرت وهو أحد النماذج الأحادية المعلمة المنبثقة عن نموذج راش . ويقوم على فكرة مفادها أن كل فقرة من فقرات المقياس تحمل شحنة انفعالية إجمالية، وتعبّر عن سمة الخجل لدى الفرد وبما يتفق مع تقديره لتلك الفقرة، ويقوم هذا النموذج) سلم التقدير (بتقدير هذه الشحنة لكل فقرة وفق الدالة الرياضية الاحتمالية التي يعتمدها النموذج (الشريفيين، والشريفيين، ٢٠١١: ١٣٢ - ١٣٣).

وتقوم فكرة نموذج سلم التقدير على أن كل فقرة تحمل شحنة انفعالية (شحنة نفسية أو ردود أفعال انفعالية تحملها الفقرة بصورة ضمنية أو صريحة بحيث تكون مجموعها نوع الاتجاه وقوته) تسهم مع الفقرات الأخرى في المقياس في تكوين شحنة انفعالية إجمالية تعبر عن قوة السمة لدى الفرد بما يتفق مع تقديره لتلك الفقرة، ويقوم النموذج بتقدير هذه الشحنة لكل فقرة وفق الدالة الرياضية الاحتمالية التي يعتمدها النموذج (عودة، ١٩٩٢: ١٥٥).

إن تطابق الفقرات مع هذا النموذج، يعني أن معالم الفقرات المتمثلة بدرجة صعوبتها يمكن تقديرها تقديراً مستقلاً عن قدرات الأفراد. كذلك قدرات الأفراد يمكن تقديرها تقديراً مستقلاً عن درجة صعوبة الفقرات (Masters, 1982: 153).

وباستخدام برامج الكمبيوتر الخاصة بهذا النموذج يمكن الكشف عن مدى مطابقة فقرات المقياس وأفراد العينة للنموذج، والتعرف إلى الخصائص القياسية للمقياس وذلك من خلال تقدير قدرة الأفراد، والخطأ المعياري في قياسها وقيم إحصائي المطابقة التقاربية للأفراد (The Standardized Information weighted Fit Statistics for Persons: Infit المربعات التقاربي الذي يشير للسلوكيات غير المتوقعة التي تؤثر في الاستجابات عن الفقرات التي تكون قريبة من مستوى قدرة الفرد (Mean Square Infit Statistics, MNSQ) وقيم إحصائي المطابقة التبايدي للأفراد، (The Standardized Information weighted Fit Statistics for Persons: Outfit) أو إحصائي متوسط المربعات التبايدي الذي يشير للسلوكيات غير المتوقعة التي تؤثر في الاستجابات عن الفقرات التي تكون بعيدة عن مستوى قدرة الفرد (Mean Square Outfit Statistics, MNSQ) وبعد استبعاد الأفراد غير المطابقين يتم تقدير معلم الصعوبة لكل فقرة والخطأ المعياري في قياس هذا

المعلم، وقيم إحصائي المطابقة التقاربية والتباعدية للفقرات، ومتوسط المربعات التقاربي والتباعدي للفقرات. ولاسيما أن الاهتمام في هذا النموذج منصب على اختبار معامل صعوبة خاص بكل فئة من فئات الإجابة كما هي الحال في نموذج سلم التقدير لموراكي (MRSM) (Muraki Rating Scale Model).

ويتم تقدير عتبة Threshold التي تمثل الاستجابة الواحدة للمجموعة الكاملة من الفقرات المتضمنة في نموذج سلم التقدير، ويفترض أن تكون قيم العتبات متنسقة عبر الفقرات على مقياس التقدير المعطى، لأن نفس مقياس الاستجابة يستخدم للاستجابة على جميع الفقرات لمقياس سلم التقدير (نور الدين، ٢٠٠٢: ٢٢).

• عتبات الاستجابة في نموذج سلم التقدير:

تم اشتقاق نموذج راش المتعدد الإستجابات بواسطة (Andrich, 1978)، عن طريق الفرضيات التي كتبها كلا من راش (١٩٦١) واندريشون (١٩٧٧)، بإقرار المصطلحات ذات الصلة من حيث الشكل العام بنموذج راش وهي معلمات العتبات والتمييز. وحين تم اشتقاق هذا النموذج، ركز أندريش Andrich على استعمال موازين ليكرت في القياس النفسي، ولأغراض التوضيح والمساعدة في تفسير هذا النموذج تم استعمالها في نموذج سلم التقدير المنبثق من نموذج راش. (Nering & Ostini, 2010: 135).

ويشار إلى النموذج باسم نموذج سلم التقدير Rating Scale Model حينما (أ) الفقرات يكون لديها نفس العدد من العتبات thresholds ، (ب) في المقابل فإن الفرق بين أي موقع عتبة معينة ومتوسط مواقع العتبات thresholds متساوي أو موحد عبر جميع الفقرات. وفقاً لأندريش Andrich، سلازم التقدير هي "تجزئة سلسلة متصلة ذات بُعد واحد كامن في فترات متجاورة" والتي توفر للمقيمين صيغة لوصف أحكامهم وفق المعايير المحددة في نموذج التقييم (Andrich, 2005: 59). سلم التقدير هو تماماً مثل الفقرات ثنائية الاستجابة إلا أن هناك قيوداً على الاستجابات داخل الفقرات - والقيود هو أن الاستجابة يجب أن تتبع نمط غوثمان. ويقول أندريش "اقتراحي هي بسيطة، وثابتة يجب أن تسمى النقاط الانتقالية "عتبات"، وفي سياق ثروستون ينبغي أن تسمى عتبات راش" (Andrich, 1998: 25). أما ليناكر (١٩٩٩، ٢٠٠٢) فإنه يصف مجموعة من الأسئلة التي تعمل كمبادئ التوجيهية لتحقيق الجودة من سلازم التقدير باستخدام نموذج راش. واستناداً إلى ليناكر، فإنه يمكن استعمال هذه المبادئ لوصف موقع الفرد على المتغير الكامن المقاس. ويمكن تلخيص هذه الأسئلة التوجيهية السبعة لتقييم جودة سلم التقدير بما يلي (Engelhard & Wind, 2013: 4).

«الاتجاهية: هل أن استعمال تدريجات التقدير تتماشى مع المتغير الكامن المقاس؟ يشير ليناكر (٢٠٠٢) الاتجاهية من حيث تطابق التقييمات

الملاحظة والنموذج التوقع المطابق (التقييمات المتوقعة)، التي يسميها اتساق التدرج المستعمل.

◀ **الرتبية:** هل أن موقع الشخص على المتغير الكامن المقاس يرتفع مع تدريجات التقدير؟ يتطلب هذا المبدأ التزايد الرتبي الصحيح لتدريجات سلم التقدير. وحين يتم استيفاء هذا المبدأ، فإن التزايد تدريجات سلم التقدير ستكون متوافقة مع تزايد متوسط درجات الفرد على المتغير الكامن المقاس داخل التدريجات (Engelhard, 2009: 559).

◀ **استخدام التدرج:** يتم استخدام تكرارات التدرج كدليل على التقيد بالمبادئ (٤٣). وحينما تكون تكرارات تدريجات سلم التقدير ليست متقاربة فإنها لا تشير بدقة إلى الاختلافات الجوهرية في معنى التقديرات لأن تقدير معامل موقع التدرج في نموذج راش يعتمد على تكرار الملاحظات ضمن تدريجات سلم التقدير، وقد اقترح ليناكر (Linacre, 2002) أن التدريجات التي تضم أقل من ١٠ تكرارات ملاحظة تحد من الدقة والاستقرار في هذه التقديرات ويجب تعديلها. (Linacre, 2002: 95).

◀ **توزيع الدرجات:** ما هو توزيع التقديرات عبر التدريجات مقبول؟ ويرتبط هذا المبدأ بشكل مباشر مع المتطلبات المحددة من قبل المبدأ السابق، ويلاحظ الالتزام بهذا المبدأ حينما تكون التقديرات على شكل توزيع منتظم، متسقة، وضعها طبيعي، وتماسك التدرج. وطريقة عرض الأشكال لتوزيع التقديرات يمكن استخدامها كطريقة سريعة لتحديد مدى انتهاك هذا المبدأ (Engelhard, 2009: 561).

◀ **ملائمة سلم التقدير:** يرتبط هذا المبدأ بمؤشرات ملائمة البيانات للنموذج مما يسمح بالمقارنة بين التوزيع الملاحظ للبيانات مع المتوقع في النموذج. وإحصائي الملاءمة التباعدية يفيد في هذا السياق بسبب حساسيته للقيم المتطرفة. فحينما تنخفض قيمة هذا الإحصائي فإن هذا يشير إلى بيانات التقدير هي أكثر اتساقاً من المتوقع. وفي المقابل، تشير القيم العالية إلى العشوائية المفرطة باستعمال التدريجات في سياقات غير متوقعة. (Engelhard & Wind, 2013: 5)

◀ **رتبية معامل التدرج:** هل مواقع العتبات تعكس الترتيب المقصود من التدريجات؟ من أجل تلبية متطلبات هذا المبدأ، يجب أن يعكس معامل مواقع التدرج الترتيب المقصود من التدريجات من حيث التقدم على متصل المتغير المقاس بالإضافة إلى ذلك، إمكانية قدرة سلم التقدير على إنتاج قياسات ثابتة تعتمد على تسلسل رتبي لمعامل مواقع التدرج (Linacre, 2002: 100). إن المقارنة بين هذه المواقع على خريطة المتغير المقاس يمكن استخدامها لتحديد التطابق بين الملاحظ والمقصود من ترتيب التدرج (Engelhard, 2009: 561).

« معامل مواقع التدريجات: هل مواقع العتبات مميزة؟ هذا المبدأ يرتبط بدقة تدريجات سلم التقدير لوصف أداء الفرد في مواقع مختلفة على المتغير الكامن. وقد اقترح "هيونه" (Huynh, 1994) وليناكر (Linacre, 2002) مدى لمواقع العتبات يقع بين $(\pm 1.40 - 0.50)$ لوجيت أي $(1.40 < \tau_k - \tau_k \pm 0.50)$ لوجيت كدليل على أن تدريجات مقياس سلم التقدير هي مميزة (Engelhard & Wind, 2013: 6). وحين تكون التدريجات مميزة، يمكن أن نصف كل مجموعة بتفرد لموقع شخص على المتغير الكامن (Linacre, 2002: 97).

إن الدرجة x على فقرة معينة في نموذج راش للاستجابات المتعددة، تعني أن الفرد قد تجاوز في وقت واحد X من العتبات التي أدنى من الموقع الذي حدد له على المتصل، وفشل في تجاوز m من العتبات المتبقية - التي فوق ذلك الموقع x . ومن أجل أن يكون ممكنا تمييز مواقع الأفراد، يجب أن تكون العتبات في ترتيب واضح وطبيعي (Nering & Ostini, 2010: 139). أن هذا لا يعني أن عملية القياس تستلزم اتخاذ مثل هذه المواقع على العتبات بالمعنى الحرفي. بل يتم عادة الاستدلال لمواقع العتبات على النطاق المتصل للسمة الكامنة على مصفوفة من بيانات الاستجابة عن طريق عملية التقدير باستعمال مثلا تقدير الاحتمالية القصوى المشروط (Huynh, 1994: 114).

وتشير التقديرات المشوشة للعتبات إلى الفشل في بناء سياق للتقييم، على خلاف التصنيفات التي تمثلها درجات متتالية ومرتبطة التي تعكس مستويات متزايدة في السمة الكامنة. على سبيل المثال، بالنظر في الحالة التي يكون فيها هناك نوعان من العتبات، وفيها تقدير للعتبة الثانية أقل على المتصل في تقدير للعتبة الأولى، فأن هذا الفرد يتم تصنيفه في الفئة (١) مما يعني أن موقع الشخص يتجاوز الوقت نفسه العتبة الثانية، ولكنه فشل في تجاوز العتبة الأولى. وهذا يدل على وجود نمط استجابة $\{0,1\}$ ، وهو نمط ثابت ومن الأنماط غير المقبولة في بنية النموذج. فلماذا حينما تكون تقديرات العتبات مضطربة، فإن تقديرات الصعوبة بالتالي لا يمكن أن يؤخذ بها فعليا (Andrich, 2005: 25). وبالأحرى أن اضطراب توزيع العتبات في حد ذاته، يشير إلى أن التصنيفات لا تستوفي المعايير منطقيا من أجل تبرير استخدام درجات صحيحة ومتتالية كأساس للمقياس. وكذلك تشير إلى أن الطريقة التي يتم فيها منح الدرجات ليست متوافقة مع هدف نظام التصنيف للمقياس (Huynh, 1994: 115).

إن النقاط الانتقالية للاستجابات في سلم التقدير تسمى عتبات، وهي نقطة إذ ان هناك فرصة بنسبة عدد التدريجات في كون الفرد يصبح في أي فئة. فإذا كان هناك تقلب وعدم وضوح في البيانات، فإن العتبات تصبح تقديراتها متقلبة وهذا يدل على أن هناك شيئا خاطئا في البيانات. والدليل على دقة توزيع

عينة دراسة الكلية من (١٤٧) طالباً في السنة الثاني المتوسطة، في مدارس مدينة الرياض. وقد قام الباحث بتطبيق اختبار الذكاء الإحصائي المطور من قبل (السيد محمد خيرى) الذي يتكون من (٥٠) سؤالاً موزعين على أسئلة لفظية وأسئلة حساب وأعداد، وأسئلة رسوم وأشكال. وكانت نتائج الدراسة التي أظهرت تأكد الباحث من تحقق الخصائص القياسية المفترضة للنموذج المستخدم، حيث تحررت تقديرات صعوبة المفردات من تقديرات العينة المطبقة عليها وتحررت تقديرات قدرة الأفراد من المفردات. (الطريري، ١٩٩٦: ٤٥٧- ٤٧٣)

• ثانياً: دراسة مننصر (٢٠٠٢):

وتهدف الدراسة إلى محاولة تنمية القدرة على التصور البصري المكاني للمجسمات عن طريق أعداد وتدريب برنامج تدريبي في سياق أحد المقررات الدراسية. وكذا تدريب مقياس لهذه القدرة يتضمن أشكالاً مختلفة من المفردات التي تعرف المتغير نفسه، ويحقق موضوعية المقارنة بين اداءات المجموعتين التجريبية والضابطة بالرغم من اختلاف مجموعة المفردات المستخدمة في القياس. وتتكون العينة من (٦١٣) طالبة من طالبات المرحلتين الثالثة والرابعة في جميع الشعب التربوية بأقسام كلية التربية بجامعة عين الشمس، وكذا من طالبات المرحلة المختلفة في قسم علم النفس موزعة بواقع (١٥٠- ٣٠٠) لكل اختبار من الاختبارات المستخدمة. وأن أداة تكونت من ثمانية اختبارات مختلفة؛ أعدت الباحثة احد هذه الاختبارات، وعربت اختباراً آخر، وعدلت خمسة اختبارات من الاختبارات الستة الباقية، وهذه الاختبارات هي :

◀ اختبار تصور المجسمات من إعداد الباحثة اختبار على الورق من أعداد جريتييلد وبرنونان وهران، اختبار تصور المجسمات، اختبار العلاقات المكانية ثلاثية البعد، اختبار تصور البعد الثالث، اختبار منظور، اختبار الظلال، اختبار المعالجة الذهنية للصور.

◀ برنامج التدريب أعدته الباحثة بحيث يدرس في سياق تدريس احد المقررات العملية في علم النفس تكون البرنامج من خمس وحدات درست على مدى شهرين بواقع جلستين أسبوعياً تتراوح مدة كل منها ساعة ونصف إلى ساعتين. وان الوسائل الإحصائية هي (Spss , Sytat, Microscale) وذلك لمعالجة بيانات الدراسة وتحليلها واختبار (ت)، واختبار مربع آيتا (لقياس حجم التأثير). ولقد أظهرت نتائج الدراسة:

✓ تدريج مجموعة من فقرات بعض الاختبارات المختلفة المعدة لقياس متغير التصور البصري المكاني للمجسمات على ميزان تدريج واحد مشترك باستخدام نموذج راش.

✓ أثبتت الدراسة فاعلية البرنامج التدريبي في تنمية القدرة على التصور البصري المكاني. (مننصر، ٢٠٠٢: ٢٨٠-٢٩٠)

• ثالثاً: دراسة مسعود (٢٠٠٤) :

وتهدف الدراسة إلى استخدام نموذج راش في إعادة تدريج اختبار رسم الرجل "لجودا نف - هاريس" تبعاً لمستوى صعوبتها، مع ما قد يستدعيه ذلك من حذف بعض المفردات أو تعديلها، وتكوين صورة اختباريه متعادلة للقياس مع المقياس الأصلي ولكن متحرر من اثر اختلاف الزي بين الأوربي (البدلة) والعربي (الجلباب) ثم عمل المعايير المختلفة التي تفسر مستويات قدرات الأفراد للأعمار من سن (٦) سنوات وحتى (١٣) سنة، وكان حجم عينة الاختبار يتكون من (١١٤٩) طالباً وطالبة من طلاب المدارس الابتدائية والإعدادية وقد تراوحت أعمارهم بين سن (٢-٦) سنوات إلى (٩-١٤) سنة وقد اختيرت العينة من بعض محافظات الوجه القبلي والبحري والقاهرة الكبرى، وكانت أداة الدراسة هو اختبار رسم الرجل "لجودانف - رايس" (١٩٦٣)، والوسائل الإحصائية هو برنامج (Spss, Winsteps, Microscale) في معالجة بيانات الدراسة وتحليلها. ونتائج الدراسة قد اظهرت:

- ◀ حذف الأفراد غير الصادقين أي حذف (٦٤) فرداً من أصل (٦٥٢).
- ◀ تدريج اختبار رسم الرجل بعد تعديل بعض المفردات وحذف المفردات غير الملاءمة للقياس بعدد مفردات الاختبار (٦٩) مفردة وعدد المفردات المحذوفة (٥) مفردات من أصل (٧٣).
- ◀ تحقيق شروط الاستقلالية القياس في صورته الجديدة بعد التدريج باستخدام نموذج راش.
- ◀ تحقيق صدق المقياس وثباته في صورته الجديدة بعد التدريج باستخدام نموذج راش.
- ◀ حساب معدل النمو قدرة الفرد تبعاً للعمر على اختبار رسم الرجل في صورته الجديدة.
- ◀ تمثيل منحنيات النمو التي توضح العلاقة بين مستويات العمر المختلفة وتقديرات القدرة على اختبار رسم الرجل في صورته الجديدة.
- ◀ تكوين صورة مختصرة من الاختبار متحررة من اثر اختلاف الزي بين الثقافات الأوروبية والعربية (مسعود، ٢٠٠٤: ٢٦٦-٢٧٠)

• رابعاً: دراسة (أبو جراد، ٢٠٠٨)

- وتهدف الدراسة إلى إعادة تدريج اختبار كاتل للذكاء الثالث الصورة (أ) باستخدام نموذج راش الأحادي المعلم. وكان حجم عينة الدراسة يتكون من (٤٢٠) من طلبة كلية التربية بجامعة القدس المفتوحة. وأداة الاختبار هو اختبار كاتل الثالث للذكاء الصورة (أ) والمكون من (٥٠) فقرة. ويتضمن (٤) اختبارات فرعية (السلاسل (١٣) فقرة، التصنيف (١٤) فقرة، المصفوفات (١٣) فقرة والشروط (١٠) فقرات) وله ثلاث مستويات :
- ◀ المقياس الأول للأعمار من (٤ - ٨) سنوات للراشدين المتخلفين عقلياً.
 - ◀ المقياس الثاني من (٨ - ١٣) سنة للراشدين العاديين.

◀ المقياس الثالث من (١٣- ١٩) سنة للراشدين المتفوقين.

الوسائل الإحصائية المستخدمة هي (Spss13, Winsteps) لمعالجة بيانات الدراسة. ولقد أظهرت نتائج الدراسة والتي أسفرت نتائج التحليل عن حذف فقرتين فقط من مفردات اختبار التصنيف وهما المفردة رقم (١١) والمفردة رقم (١٣) ولم تحذف أي مفردة من مفردات الاختبار الأخرى. بلغت نسبة المفردات المحذوفة في الدراسة الحالية (٤٪). (أبو جراد، ٢٠٠٨: ٥٥٥- ٥٨٣)

• مجتمع البحث :

يشتمل مجتمع البحث الحالي على طلبة جامعة بغداد ، ويتكون المجتمع الاحصائي من (٤٢١٢٥) طالب وطالبة موزعين بحسب الجنس وبواقع (٢١٨٨٤) طالبا ويشكلون نسبة (٥٢٪) من المجتمع الكلي ، في حين بلغ عدد الطالبات الاناث (٢٠٢٤١) طالبة ويشكلن نسبة (٤٨٪) من المجتمع الكلي ، اما التخصص فقد بلغ عدد طلبة التخصص العلمي (٢٣٠٦٤) طالب وطالبة ويشكلون نسبة (٥٥ ٪) ، في حين بلغ عدد طلبة التخصص الانساني (١٩٠٦١) طالب وطالبة ويشكلون نسبة (٤٥ ٪) من المجتمع الكلي ، اما بالنسبة للصف فقد بلغ طلبة الصف الاول (١٣٧٠٠) طالب وطالبة ويشكلون نسبة (٣٣٪) ، الثاني (٩٠١٠) طلاب وطالبة ويشكلون نسبة (٢١٪) ، الثالث (١٠٦٢١) طالب وطالبة ويشكلون نسبة (٢٥ ٪) ، الرابع (٨٧٩٤) طالب وطالبة ويشكلون نسبة (٢١٪) من المجتمع ، والجدول (١) يوضح ذلك.

جدول (١) مجتمع البحث موزع بحسب الصف والجنس والتخصص

العدد	التخصص	العدد	الجنس	العدد	الصف
٢٣٠٦٤	علمي	٢١٨٨٤	ذكور	١٣٧٠٠	اول
				٩٠١٠	ثاني
١٩٠٦١	انسني	٢٠٢٤١	اناث	١٠٦٢١	ثالث
				٨٧٩٤	رابع
٤٢١٢٥					المجموع

• اداة البحث :

تحقيقاً لأهداف البحث الحالي اعتمد الباحث مقياس التقمص الوجداني بنسخته الأصلية الذي أعده (Davis, 1983) مع تبني تعريف الباحث وتوجهه النظري ، والمكون من (٢٨) فقرة موزعة على أربعة مكونات هي (تبني وجهة نظر الآخرين ، الخيال ، الاهتمام العاطفي التوتر الشخصي) ، وتعد ترجمة المقياس واحدة من أهم الخطوات التي يقوم بها أي باحث يروم تحري الصدق في الترجمة ، والتي يكون عن طريقها نقل هذا المقياس أو غيره من ثقافة إلى أخرى (Butcher, 1989 : 4).

• إجراءات ترجمة مقياس التقمص الوجداني :

◀ ترجم الباحث مقياس التقمص الوجداني من اللغة الانكليزية إلى اللغة العربية وبمساعدة المتخصص في اللغة الانكليزية

« ترجمة المقياس مرة أخرى من اللغة العربية إلى اللغة الانكليزية ، وبذلك أصبح لدى الباحث نسختان من مقياس التقمص الوجداني ، أحدهما يمثل النسخة الأصلية ، والأخرى تمثل النسخة المقترحة عن النسخة العربية. «
 ولغرض التأكد من صدق الترجمة عرض الباحث النسختين (المقياس بنسخته الأصلية والنسخة المقترحة للترجمة عن النسخة العربية) على متخصص في اللغة الانكليزية لغرض أستحصال مدى الاتفاق بين كل فقرة من فقرات المقياس عبر النسختين وأعطاء درجة كلية للتطابق بين النسختين.

« عرض الباحث النسخة العربية للمقياس بصورته الاولية بحيث يحتوي كل مكون من مكونات المقياس على الفقرات التي تمثله على مجموعة من المحكمين والبالغ عددهم (١٨) محكما متخصصين في العلوم التربوية والنفسية ، وبذلك حصلت الموافقة شبه التامة على كل فقرات المقياس وحسب مكوناتها وعلى التعليمات الخاصة بالاجابة اذ تراوحت نسبة الاتفاق بين (٩٤-١٠٠٪) .

« تصحيح المقياس : تم تصحيح مقياس التقمص الوجداني والذي بلغ (٢٨) فقرة ويتدرج خماسي (توصفني جيد جدا ، توصفني جيدا ، توصفني ، لا توصفني ، لا توصفني جيدا) ، بحيث يكون تصحيح الفقرات الايجابية البالغة (١٦) فقرة بالاتجاه الايجابي (١، ٢، ٣، ٤، ٥) على التوالي ، وتصحيح الفقرات السلبية البالغة (١٢) فقرات بالاتجاه السلبي (١، ٢، ٣، ٤، ٥) على التوالي ، وحصل الباحث على موافقة المحكمين على جميع فقرات المقياس وعلى تدرج بدائل الاجابة ومناسبتها لعينة البحث الحالي.

• تجربة التحليل الإحصائي :

هدفت هذه التجربة إلى تحليل الفقرات إحصائيا وتدرجها على وفق أنموذج راش وفيما يأتي توضيح لهذه الخطوة:

• عينة التحليل الإحصائي

بينت نتائج الدراسات التي استخدمت انموذج راش في تحليل بيانات الاختبارات التحصيلية في تحديد عدد افراد العينة ، اذ بينت نتائج دراسة (فان دي فيجر ١٩٨٦) ان دقة التقديرات تزداد بازدياد عدد فقرات الاختبار من (١٠) الى (٢٥) الى (٥٠) فقرة ، وبازدياد حجم العينة من (٢٥) الى (٥٠) الى (٥٠٠) مفحوص (Van de Vijer, 1986 : 50) ، وبينت دراسة فوستر وزملاؤه ان (٢٠٠) مفحوص يعد كافيا لانتاج تدرج ثابت للفقرات (Forster & et al , 1978) ولغرض تحليل الفقرات احصائيا وتدرجها على وفق انموذج راش تم تطبيق الاختبار على عينة بلغت (١٠٠٠) طالب وطالبة . والجدول (٢) يوضح ذلك :

جدول (٢) حجم عينة التحليل الإحصائي موزعة بحسب الكلية والجنس

المجموع	الجنس		الكلية
	إناث	ذكور	
٣١٥	٧٥	٢٤٠	التربية ابن رشد
٣٣٠	١٤٠	١٩٠	كلية العلوم
٢٨٠	١١٠	١٧٠	كلية الآداب
١٠٠٠	٤٠٠	٦٠٠	مجموع كلي

• التحقق من افتراضات النظرية :

تقوم نظرية الاستجابة للفقرة على افتراضات أساسية وهي: افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) والاستقلال المحلي (Local Independence) والملائمة لمنحنى خصائص الفقرة. والتحقق من افتراضات النموذج المعتمد أمر ضروري قبل استعمال النموذج في التحليل الإحصائي لمعايرة وتدرج فقرات المقياس. وقد تم ذلك وكما يأتي:

• أولاً: اختبار افتراض أحادية البعد للمقياس:

كان الإجراء الأول هو التحقق من أحادية البعد، إذ تفترض نظرية الاستجابة للفقرة وجود سمة واحدة تُفسر أداء الفرد في المقياس، ولذلك تُسمى بالنماذج أحادية البعد. وللتحقق من هذا الافتراض تم الاعتماد على بعض المؤشرات التي اقترحها "هاتي" (Hattie, 1985). وفي هذا السياق تم تقدير ثبات الاتساق الداخلي باستعمال معادلة ألفا كرونباخ، وبلغت قيمته (٠.٩٠) وهو مؤشر قوي على أحادية البعد.

وكذلك من المؤشرات المهمة للدلالة على أحادية البعد ما يعتمد على المكونات الرئيسية Indices based on principal Components وهي مؤشرات تستند إلى استعمال التحليل العاملي (Factor Analysis)، وقد قام الباحث بإجراء التحليل العاملي على جميع أفراد عينة البحث الأساسية باستعمال برنامج SPSS باستعمال استجابات الطلبة على مقياس التقمص الوجداني.

وقبل البدء في إجراءات التحليل العاملي للتحقق من أحادية البعد لفقرات المقياس تم اختبار قابلية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي والتأكد من ملاءمة وكفاية حجم العينة، فأن التحليل أظهر أن قيمة اختبار-Kaiser Meyer-Olkin (KMO-Test) لكفاية العينة كانت (٠.٩٤) وهي بحسب محك كايزر لكفاية العينة تعد نسبة ممتازة. وفيما يتعلق بالشرط الثاني الذي يتطلب أن يكون اختبار بارتلليت Bartlett's test of sphericity دالة إحصائياً ودلالته تعني أن مصفوفة الارتباطات ليس مصفوفة الوحدة Identity Matrix أي (خالية من العلاقات المعتمدة بين الفقرات)، وأنها تتوفر على الحد الأدنى من العلاقات، فقد أظهرت النتائج أن قيمة اختبار بارتلليت بلغت (38270,460) وهي دالة إحصائياً على وفق قيمة p وكما بين في جدول (٣).

جدول (٣) اختباري "بارتلليت وكمو" للتحقق من ملائمة البيانات للتحليل العاملي

Kaiser- Meyer- Olkin Measure of Sampling Adequacy.		
	0,940	
Bartlett's Test of	38270,460	Approx. Chi-Square
Sphericity	786	df
Sig.		0,000

وبعد التحقق من اختبار قابلية مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي قام الباحث بإيجاد قيم الجذور الكامنة ونسب التباين المفسر لكل عامل من العوامل وجرى تدوير المحاور باستعمال طريقة التدوير المتعامد (Varimax Rotation) للعوامل التي قيم الجذر الكامن لها اكبر من (١) وكان عددها اربعة عوامل فسرت ما نسبته ٥٦.١٩٪ من التباين والجدول (٤) يُبين قيم الجذور الكامنة ونسب التباين المفسر ونسب التباين التراكمية لكل عامل ويمكن استخراج قيمة التباين المفسر للمكون الواحد عن طريق المعادلة الآتية..

نسبة التباين المفسر للمكون = الجذر الكامن / عدد الجذور الكامنة × 100

جدول (٤) قيم الجذر الكامن ونسبة التباين المفسر والتراكمي لكل عامل

العامل	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر	نسبة التباين المفسر التراكمي
1	١٢.٠٦١	٣٠.٥٦٦	٣٠.٥٦٦
2	٤.٨٥١	٦.٩٣٢	٣٧.٤٩٨
3	٢.٣٢١	٣.٤١٥	٤٠.٩١٣
4	٢.٠٤٥	١.٧٨٣	٤٢.٦٩٦

يلاحظ من الجدول (٤) (ولم يدرج في هذا الجدول قيم الجذور الكامنة التي هي أقل من واحد) أن هناك اربعة عوامل زادت قيمة الجذر الكامن لها على (١) وهي تفسر ما نسبته ٣٠.٥٦٦٪ من تباين الدرجات لمقياس التقمص الوجداني وأن النسبة بين الجذر الكامن للعامل الأول والجذر الكامن للعامل الثاني في الصورة الأولى لمقياس التقمص الوجداني، هي نفسها النسبة بين نسبة التباين المفسر للعامل الأول ونسبة التباين المفسر للعامل الثاني، وهي أعلى من القيمة (٢) التي يشترطها (Reckase, 1979) كحد أدنى لهذه النسبة كي يتحقق افتراض أحادية البعد (Reckase, 1979: 223) ويتفق هامبلتون Hambleton, 2004 مع "ريكيس" في اعتماد هذه النسبة، ومن ثم، يمكن عده عاملاً سائداً (Hambleton, 2004: 698). مما يؤكد وجود عامل واحد للمقياس يؤثر في استجابات الأفراد عن فقراته، وهذا يحقق افتراض أحادية البعد للفقرات.

وقد بلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول ١٢.٠٦١ وهي قيمة مرتفعة، إذا ما قورنت بقيم الجذور الكامنة لبقية العوامل، وبعتماد محك الجذر الكامن بوصفه مؤشراً على أحادية البعد. يضاف إلى ذلك، ملاحظة بأن نسبة التباين المفسر لكل من العوامل المتبقية متقاربة، بمعنى أنه يوجد شبه استقرار في نسب

التباين المفسر لجميع العوامل باستثناء العامل الأول، وهذا مؤشر على تحقق افتراض أحادية البعد للمقياس، أي أن المقياس يقيس سمة واحدة (حمادنة، وبني خالد، ٢٠١٣: ٩٢).

ومن المؤشرات الأخرى لأحادية البعد في المقياس الحالي هو مؤشر دلالة التشعب على العامل إذ يشير التشعب إلى مفهوم إحصائي يستخدم في التحليل العاملي ليبدل على علاقة المتغير بالعامل (أبو حطب، وآخرون، ٢٠٠٨: ١٩٦). حيث كانت جميع فقرات المقياس قد أظهرت تشعباً أكبر (٠.٤٥) وهو مستوى التشعب المعتمد في البحث الحالي. إذ تراوحت نسبة التشعبات بين (٠.٦٥٨ - ٠.٤٤٢)، وهي نسب تشعبات عالية تشير إلى نسب تفسر مقداراً جيداً من التباين المفسر. وقد بلغ متوسط قيم الشيع (الاشتراكيات) Communalities للفقرات (٠.٦٣) وهذه النسبة تشير إلى دقة محك كايزر المستعمل، إذ يكون محك الجذر الكامن دقيقاً عندما يكون متوسط قيم الشيع بعد الاستخراج أكبر من (٠.٦٠) وحجم العينة أكبر من (٢٥٠) (تيغزة، ٢٠١٢، ٩٣)، ويُشير ارتفاع قيمة الاشتراكيات لفقرات المقياس إلى قدرة ذلك المقياس على قياس الصفة التي وضع من أجلها، وجميع هذه المؤشرات جيدة لأحادية البعد الذي يقيسه المقياس.

• ثانياً: الاستقلال المحلي للفقرات:

يُعدُّ هذا الافتراض امتداداً للافتراض الأعم وهو أحادية البعد، وهو يعني أنه إذا تم إزالة اثر العامل أو البعد أو السمة الكامنة خلف المقياس فلن يوجد أي تغاير منتظم إضافي بين الفقرات، وبذلك فإن الاستقلال المحلي في المقياس يمكن أن يظهر بين مجموعة من الفقرات التي تسير في اتساق واحد (زكري ٢٠٠٩: ٤٦). أي أن وجود ارتباط محلي بين الفقرات قد يؤدي إلى تقديرات غير دقيقة لمعلم الفقرات وإحصائيات المقياس وقدرة المفحوصين، وفضلاً عن ذلك فإن الارتباط المحلي للفقرات يضيف بعداً إضافياً للمقياس ويكون على حساب البناء الذي نهتم به (Hambleton, et, al., 1991: 11).

لذا فقد تم التحقق من افتراض استقلالية القياس عن طريق التحقق من افتراض أحادية البعد للفقرات. وهذا ما أكدته كل من (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991: 9) بأن الاستقلال المحلي يتحقق إذا تحقق افتراض أحادية البعد.

وكذلك يمكن الاستعانة بنتائج التحليل العاملي لفقرات المقياس حيث يتم فحص مصفوفة الارتباط ويقصد بها التأكد بعدم وجود متغيرات (فقرات) في مصفوفة الارتباط لها معامل ارتباط تام أو صفر مع كل أو معظم المتغيرات أي يتطلب أن تكون القيمة المطلقة لمحدد مصفوفة الارتباطات أكبر من ٠.٠٠٠٠١ فإذا كانت أكبر من هذه القيمة دل ذلك على عدم وجود ارتباطات

مرتفعة، أو عدم وجود اعتماد خطي بين المتغيرات أو الفقرات وتكرار للمعلومات التي تشارك بها كل فقرة (تبعاً، ٢٠١٢: ٨٩)، وحيث أن محدد مصفوفة الارتباطات في هذه الأداة هو (٠.٠٠٠٢) وأعلى من القيمة المذكورة، وبهذا يمكن الحكم على عدم وجود اعتماد خطي بين فقرات المقياس مما يدل على الاستقلال المحلي لهذه الفقرات. ويمكن تأكيد ذلك كذلك باختبار "بارتليت" الذي يدل عند دلالته أن مصفوفة الارتباطات ليست مصفوفة الوحدة Identity Matrix وتتوفر على الحد الأدنى من العلاقات.

• **ثالثاً: المنحنى المميز للفقرة:**

الافتراض الثالث لنظرية الاستجابة للفقرة IRT هو المنحنى المميزة للفقرة (ICC). إذ تشير الزيادة المطردة لدالة مميز الفقرة إلى زيادة في احتمال أن الأفراد ذوي الدرجات الأعلى على السمة يؤيدون هذه الفقرة، من الأفراد ذوي الدرجات المنخفضة على السمة (Erguven, 2014: 26). ويسمى هذا المنحنى بالدالة المميزة للفقرة (ICF)، في حالة أن النموذج أحادي البعد أو يقيس سمة واحدة (Hambleton, 1990: 97).

ويشير هذا الافتراض إلى طبيعة المنحنى أو الدالة المميزة لكل فقرة التي تصف العلاقة بين القدرة والأداء على الفقرة. ويعتمد شكل المنحنى المميز للفقرة على معالم الفقرة من صعوبة (β)، وتمييز (a) وقدرة الأفراد (θ)، ومن المتوقع أن تكون فقرات مقياس التقمص الوجداني متباينة في مواقعها، وهذا ما يتناسب مع الاستجابات المتدرجة، وبالتالي مع افتراضات نموذج سلم التقدير المعتمد في الدراسة الحالية.

• **رابعاً: التحقق من افتراض التحرر من السرعة:**

تم إعطاء الوقت الكافي للإجابة عن المقياس، بحيث لا يؤثر عامل السرعة في أداء الأفراد، وكان زمن تطبيق المقياس على مجموعات التطبيق بمتوسط يقارب (١٨) دقيقة، وغالبا يمتد إلى أكثر من ذلك لإعطاء فرصة للطلبة الذين يتأخرون في قراءة الفقرات، علماً بأن هذا الوقت مقدر بدون الوقت الذي يتم فيه شرح تعليمات المقياس ومثال توضيحي وكيفية استعمال ورقة الإجابة وتدوين الإجابة عليها، وكذلك تم التحقق من افتراض التحرر من السرعة عن طريق عدم إبداء أي فرد من الأفراد اعتراضه على الوقت المتاح للإجابة.

وبذلك تم التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للفقرة عن طريق بيانات العينة على المقياس.

• **التحليل الإحصائي وفقاً لنموذج سلم التقدير:**

تم اختيار النموذج لتحليل بيانات المقياس (نموذج سلم التقدير Rating Scale، وبعد استبعاد (٢٢) ورقة إجابة نظراً لوجود استجابات ذات نمطية واحدة للأفراد وكذلك لترك فقرات كثيرة بدون إجابة، وتم تصحيح استجابات

الطلبة في المقياس، على وفق تدريج ليكرت الخماسي، إذ أعطيت الاستجابات للفقرات الموجبة الدرجات (٥، ٤، ٣، ٢، ١). وبخلاف ذلك الدرجات للفقرات السالبة لتصيح الدرجات (١، ٢، ٣، ٤، ٥). وبعد ذلك تم إدخال البيانات في ذاكرة الحاسوب، وأخضعت البيانات للتحليل باستعمال برنامج (ConstructMap.4.6) بهدف التحقق من درجة مطابقة الاستجابات على فقرات المقياس، وقد بلغت استجابات الأفراد المدخلة في ذاكرة الحاسوب (٩٧٨) طالباً وطالبة وعدد الفقرات (٢٨). وعملية مطابقة البيانات تمر بمراحل وهي:

« استبعاد الأفراد غير المطابقين للنموذج، بمعنى حذف الأفراد غير الملائمين لعملية التدرج، وذلك باستبعاد الأفراد الذين تقل قيمة إحصاءات الملائمة لهم عن (٢-) إذ يعني ذلك تشابه إجابات هؤلاء الأفراد مما يشير إلى عدم صدق الاستجابات.

« استبعاد الأفراد الذين تزيد إحصاءات الملائمة لهم عن (٢+) إذ يعني ذلك أن هؤلاء الأفراد قد تجاوزوا الحد المقبول إحصائياً بإجاباتهم عن الفقرات التي تزيد في مستوى موقعها عن مستوى السمة لديهم. أو تكون إجاباتهم أبعد عن الفقرات التي تتطلب مستوى أقل من مستوى لسمة لديهم، مما يعني قد اعتمدوا على التخمين أو عدم جديتهم في الاستجابة (أبو جراد، ٢٠١٢: ٣٩٣).

ولتحقيق ذلك تم تقدير قدرات الأفراد وكذلك الخطأ المعياري في مقياس القدرة، وإحصائي الملائمة التقاربية (INFIT)، وهي قيم متوسط المربعات Mean Square (MNSQ) أو الاختبار التائي (t-test) وهي تُعد مؤشراً إحصائياً للسلوكيات غير المتوقعة التي تؤثر في الاستجابات عن الفقرات التي تكون قريبة من مستوى قدرة الفرد. وكذلك إحصائي الملائمة التباينية (Outfit) وكذلك له (MNSQ) أو (t-test) وهو مؤشر بديل عن السابق ولكنه أكثر حساسية لمظاهر السلوك غير المتوقعة من الأفراد عن الفقرات التي تبتعد عن مستوى قدرة الأفراد. والجدول (٥) يبين ملخصاً لنتائج تقديرات قدرة الطلبة أي القيمة التدريجية للأفراد في مستوى السمة المقاسة.

جدول (٥) ملخص القيمة التدريجية لمواقع الأفراد على مقياس التقييم الوجداني

الدرجات	مدى القدرة (مواقع الأفراد)	القدرة (مواقع الأفراد)	الخطأ المعياري	الملائمة التقاربية infit	إحصائي t	الملائمة التباينية outfit	إحصائي t
متوسط	١٠٢.١٢	من ٢٠٤١ إلى ٣٠٢١	٠.١٥٦-	٠.١٧	٠.٩٢	١.١٣	٠.٠٤

وعند تفحص قيم إحصائي الملائمة الموزون للأفراد والإحصائي t لكل أفراد العينة، تبين وجود (١٨) فرداً ابتعدت استجاباتهم الملاحظة عن الاستجابات المتوقعة تبعاً لقدراتهم، أي أن قيم متوسط المربعات MnSq Mean Square المناظرة لقدراتهم تتجاوز (٠.٧٥ و ١.٣٣) التي اقترحها كلا من "آدامز" و"كو"

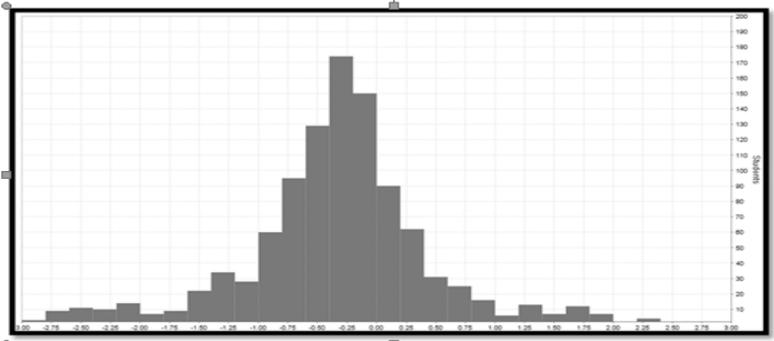
(Adams and Khoo, 1996) وهو ذات المدى الذي يعتمد البرنامج، أو أن قيم إحصائي t المقابلة لقدراتهم تزيد على (+) أو تقل عن (-). وكما أشار كل من ألاستير وهيتشينسون (Alastair & Hutchinson, 1987) بأنه إذا كانت قيمة هذا الإحصائي تزيد على (+) فإن قدرة الفرد تعد غير متطابقة مع قدرات مجموعة الأفراد، لذا فإن هؤلاء الأفراد غير مطابقين للنموذج، ويجب استبعادهم لاستكمال التحليل (حمادنة، وبني خالد، ٢٠١٣: ٩٤). إذ أن الإحصائي t هو تحويل متوسط المربع MnSq إلى إلتوزيع الطبيعي القياسي. وهنا تعتبر القيم فوق (٢) أو أقل من (-٢) عموماً كبيرة. ولذا يوصى باستعمال كل من متوسطات المربعات والإحصائي t معاً (Wilson, 2005: 15). وحين يشار عن طريقها إلى عدم ملائمة كبير، ينبغي إجراء مزيد من التحقق في الفقرة لفهم السبب.

على هذه الأسس وبعد أن تم استبعاد الأفراد الذين لم تتطابق استجاباتهم مع توقعات النموذج، وتم إعادة التحليل للتحقق من مدى مطابقة الفقرات للنموذج، فقد تم تقدير معلمة الصعوبة (موقع الفقرة على متصل السمة) لكل فقرة، فضلاً عن الخطأ المعياري في تقديرها، وقيم إحصائيات كل من الملاءمة التقاربية والتباعدية، وكذلك قيم إحصائيات الملائمة لكل معلم من معالم الصعوبة للفقرات، وتراوحت قيم تقدير معالم الصعوبة للفقرات (-١.١٢٠ - ٠.١٢٣)، والخطأ المعياري في مقياس هذه الصعوبة تراوح (-٠.٠٣٠ - ٠.٠٢٦) وكذلك قيم إحصائيات الملائمة التقاربية تراوح (-١.٨٦ - ٠.٨) والتباعدية (-١.٨٨ - ٠.٧).

وعند تفحص قيم إحصائي الملاءمة التقاربية والداخلية للفقرات، والذي يشير إلى مدى استقرار مستوى الصعوبة النسبي للفقرات، عبر مستويات القدرة المختلفة، فقد تبين أن هناك فقرتين هي فقرة رقم (٢٦) والفقرة رقم (٢٨) غير مطابقة للنموذج وبعيدة عن توقعات النموذج، وذات قيمة مضطربة وتشوش البيانات، وبالتالي تم استبعادهما من المقياس، بعد حذف الأفراد غير المطابقين للنموذج، وإعادة التحليل للكشف عن الفقرات غير الملاءمة للنموذج والتي تم استبعاد فقرتين، أعيد التحليل للمرة الثالثة، وذلك للتحقق من موضوعية تفسير نتائج المقياس بصورته النهائية (٢٦) فقرة، ومدى صدق النموذج في تحقيقه لموضوعية المقياس

وتبين أن التقديرات النهائية المتحررة لقدرات الأفراد قد تراوحت بين (- ٣.١٨) و (٢.٤٠). وقد بلغ متوسط توزيع القدرة (- ٠.١٧٨) وحدة لوجيت، وبلغ الوسط الحسابي للخطأ المعياري في تقدير السمة (٠.١٦) وهي تقترب من الوضع المثالي الذي يفترضه النموذج، الأمر الذي يشير إلى دقة تحديد مواقع الأفراد على متصل السمة. وهذا ما يتضح في الرسم البياني الذي يوفره برنامج (ConstructMap.4.6) لإعطاء صورة بيانية واضحة عن توزيع مواقع الأفراد على

السمة المقاسة، والشكل (١) يوضح توزيع عينة البحث على متصل التقمص الوجداني.



شكل (١) خارطة التكرارات لتوزيع مواقع الأفراد على متصل السمة المقاسة (التقمص الوجداني)

يبين الشكل (١) التوزيع التكراري لتقديرات مواقع الأفراد على متصل السمة وبعد التحقق من ملاءمتهم للنموذج من حيث وقوعها ضمن حدود الملائمة التقاربية والتباعدية التي يقترحها (Adams and Khoo, 1996) لنموذج سلم التقدير وهي (٠.٧٥ - ١.٣٣) وبعد حذف الأفراد والفقرات غير الملائمة لتوقعات النموذج. ويلاحظ أن توزيع الأفراد يميل إلى الاتجاه السالب، أي مستوى الأفراد على السمة المقاسة منخفض إلى حد ما وتحت صفر التدرج على متدرج اللوجيت لمواقع الأفراد. وهذا ما اتضح، إذ كان متوسط مواقع الأفراد على متصل السمة (-٠.١٧٨) لوجيت.

• تمييز فقرات المقياس :

أشار "كلين" (Kline, 1993) انه من الصعب جداً بناء فقرات مقياس يُحقق افتراض تساوي التمييز لجميع الفقرات التي يتكون منها المقياس حتى وإن حاولنا ذلك إلا ضمن مجالات ضيقة جداً من القدرة أو الاختبارات التحصيلية (Kline, 1993: 70).

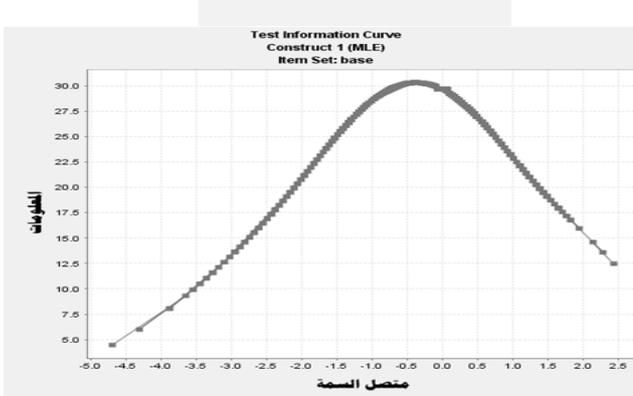
ولهذا حاول الباحث استخراج قيم لتمييز الفقرات تساعد في التثبت من دقة الفقرات في قياس السمة المقاسة وقدرة هذه الفقرات في التمييز بين مستويات السمة المختلفة، وبذلك تم استعمال برنامج (WinGen3: Windows software that generates parameters and item responses IRT) للحصول على معامل تمييز الفقرات بإدخال قيم معلم القدرة لكل فرد من عينة البحث وبيانات معلم الصعوبة (متوسط اللوجيت، والانحراف المعياري وعدد الفقرات) للاستفادة من إمكانات هذا البرنامج في محاكاة البيانات، وقد تراوحت قيم بارامتر تمييز الفقرات بين القيمتين (٠.٨٦٤ - ٠.٤٦٢) بمتوسط قدره (٠.٦٦٢) مما يشير إلى ميل في منحنيات مميزة للفقرات تقترب من المتوقع، فالقيمة المرتفعة في التمييز

تعطي حدة أكثر في تمييز الفقرة بين الأفراد الواقعين في موقع السمة الكامنة متوافقة مع القيمة الاحتمالية (Kline, 1993: 65). وأيضا أشار (Georgiev, 2008:15) أنه إذا تراوحت قيم بارامتر التمييز بين القيمتين (٠.٣٥) و(٠.٦٤) فإن قدرة هذه الفقرات على التمييز تكون منخفضة، وكذلك يلاحظ عدم وجود قيم تمييز سالبة وهذا يدل على أن قدرة فقرات المقياس على التمييز بين المستويات المختلفة من القدرة تعد جيدة .

• منحنى دالة المعلومات :

تستخدم دالة معلومات (Information Function) والمنحنى الدال عليها كمؤشر لثبات تقدير القدرة على اختبار ما، إذ أنها مقلوب معامل الخطأ المعياري في تقدير السمة، ومن ثم فإن كمية المعلومات المقدمة بواسطة المقياس عند مستوى السمة (θ) تكون مرتبطة عكسيا مع الدقة عند هذه النقطة على متصل السمة (θ) (Hambelton & et all, 1991: 93) .

وقد اعتمد الباحث على دالة معلومات المقياس في تحديد ثبات تقديرات مواقع الأفراد على متصل السمة، وفيما يلي الشكل (٢) يوضح دالة معلومات مقياس التقمص الوجداني، على وفق أنموذج سلم التقدير، التي يظهرها برنامج (ConstructMap.4.6).

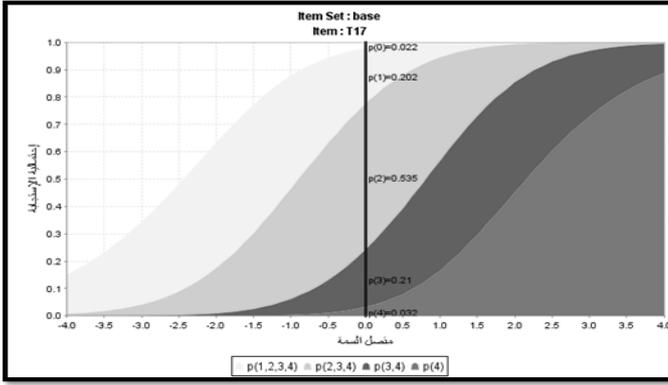


شكل (٢) دالة المعلومات لمقياس التقمص الوجداني

ويمكن حساب مؤشر دالة المعلومات من الخطأ المعياري للمقياس في تقدير الأداء على سمة محددة والتحقق من حساسية الأداة. وقد توفر الأداة مزيدا من المعلومات حول المستجيبين في المدى الواحد من السمة مما يكون عليه في نطاق آخر. على سبيل المثال، يمكن أن يوفر اختبار معين قدرا كبيرا من المعلومات حول متوسط الطلاب، وأقل من المعلومات عن الطلاب في المستويات الأدنى أو الأعلى من المتوسط. ويرجع ذلك إلى الأخطاء المعيارية كونها أصغر بالقرب من متوسط مستويات السمة المقاسة لهذه الأداة.

ويتم تحديد إجمالي مقدار المعلومات التي يقدمها المقياس (المنطقة تحت المنحنى) حسب عدد الفقرات وعدد الدرجات في كل فقرة. لذلك، فإن ارتفاع دالة منحنى المعلومات المقابل للمحور العمودي في الشكل البياني، تتزايد طردياً مع الفقرات الأكثر والفقرات ذات التدرج المتعدد الاستجابة (أي ليست ثنائية الاستجابة). باعتبار أن دالة معلومات المقياس ككل على متغير السمة هي مجموع دوال معلومات الفقرات المكونة لهذا الاختبار على متغير السمة نفسها (Vukmirovic, 2009: 13).

وهناك احد الأشكال المهمة التي يوفرها البرنامج إلا وهو المنحنيات الاحتمالية التراكمية لأقسام الاستجابة لكل فقرة Item Cumulative Probability Curves وهذا ما يتضح في الشكل (٣):



شكل (٣) المنحنيات المميزة لفقرة واحدة لأربعة أقسام للاستجابة

وهنا يمكن الحصول على رسم للمنحنيات الاحتمالية التراكمية لأقسام الاستجابة لكل فقرة، وهي النقاط التي يتقاطع كل منحنى من منحنيات أقسام الاستجابة على الفقرة مع الخط الذي يمثل صفر التدرج لمتصل السمة المقاسة مع الاحتمالية التي = ٠.٥٠. وهذه نقاط التقاطع هي ما يمثل عتبات ثurstonian Threshold لهذه الفقرة، أي أنه يحدد مستوى القدرة المطلوبة لديهم باحتمالية قدرها ٥٠٪ من تحقيق النتيجة المحددة أو أعلى على هذه الفقرة في اختيار قسم محدد من الاستجابة.

وبما أن تدريجات استجابة الفقرة عددها (5) فإن عدد هذه التقاطعات التي يتم حسابها هي (٥) وهذا ما يمكن ملاحظته في الشكل (٣)، وان الخطوة الأولى والتي تتقاطع مع خط صفر التدرج هي (P0) وتمثل نقطة الانتقال من القسم الأول من الاستجابة على الفقرة إلى القسم الثاني مفتاح لباقي الخطوات لتدريجات استجابة الفقرة بحيث يتم الانتقال من التدرج الأول إلى التدرج الثاني من تدريجات الاستجابة عن طريق خطوة بارامتر صعوبتها δ_1 ، ويتم

الانتقال من التدرّيج الثاني إلى التدرّيج الثالث من تدرّيجات الاستجابة من خلال خطوة بارامتر صعوبتها $\delta 1$ بحساب صعوبة الخطوة (P1)، وكذلك هي الطريق للخطوات الأخرى (P2) و (P3) وهكذا، ومتوسط صعوبة هذه الخطوات لاستجابة الفقرة يساوي صعوبة الفقرة نفسها. وبهذا يكون لكل فقرة من فقرات المقياس خمسة عتبات لكل منها تقدير صعوبة خاصة بها.

ومن الأشكال المهمة التي يوفرها برنامج (ConstructMap.4.6) هو شكل وخارطة تتبعية لاستجابات كل مستجيب على جميع فقرات المقياس وتحديد موقعه على متصل السمة المقاسة، مما يساعد على تشخيص جدية المستجيب على الفقرات، وكذلك تشخيص مواطن القوة والضعف لدى الفرد المستجيب.

• بارامتر تاو Tau:

يتحدد نموذج سلم التقدير من خلال بارامتر موقع الفقرة (λ) والذي يعرف على أنه متوسط معاملات الصعوبة داخل الفقرة، وكذلك بارامترات صعوبة تدرّيجات الاستجابة والتي تكون ثابتة لكل الفقرات عند كل تدرّيج من تدرّيجات الاستجابة (Bjorner, et al, 2004: 1686). أو الذي يعرف بمعامل "تاو tau" حسب البرنامج الإحصائي المستعمل (ConstructMap.4.6) أي أنه متوسط صعوبة خطوات الاستجابة للمقياس ككل، والجدول (٦) يوضح قيم هذا المعامل لمقياس التقمص الوجداني.

جدول (٦) قيم بارامتر "تاو" لمقياس التقمص الوجداني

بارامتر تاو "tau"	التقدير	الخطأ المعياري للتقدير
١	-١.١١٨	٠.٠١٦
٢	-٠.٧٨٩	٠.٠١١
٣	١.٢٠٨	٠.٠١٦
٤	١.٦٥٠	٠.٠١٦

وما يمكن ملاحظته من قيم معامل "تاو" الموضحة في الجدول (٦)، أنها متدرجة من الأسهل إلى الأصعب وحسب تسلسل صعوبة تدرّيجات بدائل الفقرات حيث تبدأ القيم من أقل قيمة (-١.١٠٩) للخطوة الأولى، وتتصاعد إلى أن تصل إلى أعلى قيمة وهي (١.٦٥٠) وهذا يدل على ملائمة الفقرات وبدائلها لمقياس السمة، وكذلك يمكن ملاحظة انخفاض متوسط الخطأ المعياري في تقدير معامل "تاو" مما يشير لدقة تقديرات صعوبة خطوات الاستجابة لتدرّيجات جميع الفقرات. وتجدر الإشارة أن البرنامج كذلك يتعامل مع النماذج متعددة الأبعاد، ويتم عرض مجموعة منفصلة لمعلم "تاو" لكل بُعد على حدة.

• الخصائص القياسية لمقياس التقمص الوجداني:

• **أولا: الصدق:**

• **الصدق الوصفي:**

يمكن تقدير الصدق الوصفي للمقياس عن طريق مجموعة من الخبراء والمحكمين في مجال الاختصاص لتقدير صدق محتوى فقرات المقياس، وهذا ما

قام به الباحث في البحث الحالي وما تمت له الإشارة سابقاً في مراحل اعداد المقياس.

أما صدق المقياس في نموذج سلم التقدير، فيتحقق عندما تتحقق الموضوعية في أداة المقياس التي أعدت باستعمال هذا النموذج وهو أن تعرف الفقرات فيما بينها متغيراً واحداً ويعني ذلك أن فقرات المقياس تتدرج من حيث صعوبتها بحيث تعرف متغيراً واحداً، وأن تتدرج قدرات الأفراد على المتغير، بحيث تحدد تقديرات أدائهم على هذا المقياس وهذا يوضح أن كلاً من صعوبة الفقرات وقدرات الأفراد تتدرج على متصل واحد يمثل متغيراً واحداً، وأن تقدير قدرات الأفراد تستقل عن صعوبة الفقرات والعكس صحيح (كاظم، ١٩٩٦: ٥٢٦).

• صدق انتقاء النطاق السلوكي:

يبين هذا النوع من الصدق ما مدى صدق النطاق السلوكي الذي يتم اختياره من بين النطاقات السلوكية الأخرى في تمثيل الأبعاد التي نهتم بقياسها، ويؤكد هامبلتون Hambleton, 1978، وهرتل Haertel, 1984 أهمية هذا الصدق في الاختبارات والمقاييس على وفق النظرية الحديثة في القياس، إذ يتعلق بصدق تفسير الدرجات، والاستدلال من هذه الدرجات على أداء الأفراد في نطاق سلوكي أكثر اتساعاً من عينة السلوك المقاس، ويتطلب الاستناد إلى أساس نظري متعمق.

وفي البحث الحالي هناك دليل مستمد من التحليل العاملي، على توافر لمقياس التقمص الوجداني على هذا النوع من الصدق، فأن إجراء التحليل العاملي للتحقق من افتراض (أحادية البعد)، يمكن أن يعد كمؤشر لصدق المقياس. حيث اظهر التحليل العاملي أن هناك عاملاً واحداً بجذر كامن يبلغ (١٢.٠٦١) يسهم بنسبة تباين مفسر قدره (٣٠.٥٦٦) من التباين المفسر المشترك. وان جميع الفقرات تتشعب بالعامل العام بدلالة تشعب (٠.٤٠) فما فوق، وهو مستوى من التشعب يعتبر جيد ومتفق عليه، وهذا يشير إلى أن جميع الفقرات تنتمي لنطاق سلوكي واحد، وتتشرك في بنية المقياس لقياس سمة كامنة واحدة، بمعنى أن المقياس صادق في تعريف وقياس السمة التي من اجلها تم تصميمه.

• صدق ملائمة النموذج:

وللتحقق من شروط الموضوعية لا بد من تقديم أدلة على تحقيق افتراضات نموذج سلم التقدير لمقياس التقمص الوجداني، فقد سبق وأن تمت الإشارة إلى تحقق افتراض أساسي من افتراضات النموذج وتقديم مجموعة من المؤشرات التي تدل عليه وهو أحادية البعد وكذلك لا بد من الإشارة إلى مؤشرات أخرى على تحقق افتراضات أخرى ومن أبرزها تحرر القياس من خصائص توزيع

القدرة لأفراد عينة الدراسة بمعنى عدم اختلاف قيم الصعوبة النسبية للفقرات عند معظم الأفراد، وعبر المستويات المختلفة للسمة وهناك مؤشران على ذلك : الأول: قيمة متوسط إحصائي مربعات الملائمة التقرارية والتباعدية أو ما يسمى بإحصائي الملائمة (Static fit) إلى الوضع المثالي التي يفترضه النموذج وهي ما بين (١.٣٣ - ٠.٧٥). والثاني: اعتماد الإحصائي (t) لمؤشرات الملائمة التقرارية والتباعدية للفقرات وأفراد العينة وحذف الفقرات والأفراد غير الملائمين لهذا الإحصائي والتي تتجاوز قيمة الإحصائي (t) للملائمة التقرارية والتباعدية الحدود ما بين (٢) و(٢-)، وهي من مؤشرات الصدق. حيث تدل هذه المؤشرات على اقتراب المنحنى الملاحظ من المنحنى المتوقع الذي يبطابق النموذج، وبذلك يتوافر لهذا المنحنى ما يتوافر للمنحنى المتوقع من النموذج من استقلال معلمة موقع الفقرة عن خصائص توزيع موقع الأفراد في العينة وتدل هذه المؤشرات فيما إذا كانت منحنيات الخصائص للفقرات الملائمة للنموذج ذات ميل أو انحناء متشابه، فعندما تكون معالم الفقرات مستقلة عن العينة فإن قدرة الفقرات على التمييز تكون متساوية نسبياً، وبذلك تكون الفقرات ذات انحناء متماثل وهذا ما دلت عليه قيم تمييز الفقرات المستخرجة، إذ كانت المؤشرات التي تدل على تحقق تكافؤ التمييز للفقرات وتحقيقاً لما أشار إليه هامبلتون وسوامينشان إلى أنه لكي يتحقق افتراض تكافؤ مؤشرات التمييز (Hambelton & Swaminathan, 1985) وملائمتها للنموذج يجب أن تكون قيمها واقعة ضمن حدود المدى متوسط معاملات التمييز ± 0.15 حيث كانت متوسطات معاملات التمييز للمقياس ضمن حدود هذا المدى وكذلك الانحراف المعياري لهذه المعاملات صغيرة، وهو مؤشر على تحقق هذا الافتراض.

• ثانياً: الثبات:

قدرت معاملات الثبات، بطريقتين أولاهما باستعمال معامل ثبات الاتساق الداخلي باستعمال معادلة "كرونباخ" α عن طريق البرنامج (Constructmap.4.6) وقد بلغت قيمته باستعمال هذه الطريقة (٠.٩٤) وهي قيمة عالية وتشير أن المقياس، تمتع بثبات عال بدلالات اتساق داخلي وإمكانية استعمال هذه المقياس في مواقف ذات علاقة بالتقصص الوجداني لدى طلبة الجامعة، أما الطريقة الثانية باستعمال نظرية الاستجابة للفقرة، وبعد الحصول على القيم المتحررة لكل من صعوبة الفقرات وقدرات الأفراد (تم الحصول على نوعين من المعاملات أيضاً من خلال برنامج (Constructmap.4.6)، معامل الثبات الخاص بالأفراد بلغ (٠.٩١) ومعامل الثبات الخاص بالمقياس بلغ (٠.٧٨) وهي قيم جيدة تدل قيم ثبات الفصل بين الأفراد وقيم ثبات المقياس على كفاية العينة والفقرات. وبالتالي في تعريف متصل السمة الذي تقيسه هذه الفقرات. وفي هذا الصدد يجب ملاحظة، أن قيم معاملات الثبات في هذا الأسلوب تكافئ قيم معاملات الثبات باستعمال طريقة ألفا كرونباخ في النظرية الكلاسيكية، والتي تمثل الحد الأدنى لمعامل الثبات. وتجدر الإشارة إلى أن قيمة ثبات المقياس سواء للأفراد أو للمقياس بطريقة

(ميسلفي وزملائه) (Mislevy, Beaton, Kaplan & Sheehan, 1992) المستخرجة من البرنامج الإحصائي للمقياس وبعد سلسلة من الخطوات وحذف الأفراد غير الملائمين والفقرات غير الملائمة للنموذج في المقاييس التي حذفت منها فقرات حيث كانت اكبر قيمة لتغير قيمة الثبات هي (٠.٠١٣) بالانخفاض وهي قيمة قليلة جدا مما يدل على تماسك وتناسق فقرات المقاييس وتأكيد لقيمة الثبات الجيدة.

• **تحديد درجة القطع لمقياس التقمص الوجداني:**

تم تحديد درجة القطع لمقياس التقمص الوجداني بالاستناد الى الطريقة التجريبية التي تستند على البيانات التجريبية للأفراد وبعد حساب الدرجات اتضح ان درجة القطع للمقياس بلغت (٧٠٪) من الدرجة الكلية للمقياس، أي ان المستجيب الذي يحصل على الدرجة (٩١) في المقياس يعد فرد يمتلك سمة التقمص الوجداني.

• **وصف المقياس بصورته النهائية:**

تضمن مقياس التقمص الوجداني بصيغته النهائية (٢٦) فقرة اما بدائل الاستجابة على فقرات المقياس فكان بتدرج خماسي، وتأخذ التصحيح (٥، ٤، ٣، ٢، ١) للفقرات الايجابية ويعكس التصحيح في حالة الفقرات السلبية والملحق (١) يوضح ذلك، وبذلك تكون الدرجة القصوى للمقياس (١٣٠) والدرجة الدنيا للمقياس (٢٦) وبدرجة قطع مقدارها (٩١) درجة.

• **التوصيات:**

في ضوء الاجراءات التي اعدت في البحث الحالي، يمكن للباحث أن يوصي بالآتي:

◀ استعمال مقياس التقمص الوجداني من قبل التخصصات النفسية والتربوية في عملية قياس المفهوم.

◀ استعمال البرنامج الإحصائي (ConstructMap.4.6) في بناء المقاييس النفسية والتربوية وتطويرها، لما يتمتع به من إمكانات إحصائية في إنتاج مؤشرات دقيقة عن كل فرد من العينة وكل فقرة في المقياس.

• **المقترحات:**

في ضوء الاجراءات التي تم اعدادها في البحث الحالي، يقترح الباحث الآتي:

◀ إجراء الدراسة ذاتها على وفق نماذج أخرى من نظرية الاستجابة للفقرة التي تتعامل مع الاستجابة المتدرجة، وباستعمال برنامج إحصائي آخر مصمم على وفق الانموذج المختار.

◀ إجراء دراسة مشابهة مع متغير آخر وبإضافة متغيرات أخرى تتعلق بخصائص الفقرات مثل (عدد بدائل الاستجابة، أو نوع البدائل) أو مع إعداد مختلفة من العينات .

• المراجع:

- أبو جراد، حمدي يونس، (٢٠١٢): الخصائص السيكومترية لاختبارات الاختيار من متعدد والتكميل " دراسة مقرنة باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة"، مجلة العلوم التربوية والنفسية، المجلد ١٣، العدد
- التقى، احمد محمد (٢٠٠٩): النظرية الحديثة في القياس، عمان، دار المسيرة للنشر والتوزيع.
- تيغزة، أمحمد بوزيان، (٢٠١٢): التحليل العاملي الإستكشافي والتوكيدي مفاهيمها ومنهجيتها بتوظيف حزمة SPSS وليزرل LISREL، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة عمان، الأردن.
- جلال، سعد (٢٠٠١) القياس النفسي (المقاييس والاختبارات) ط٢، القاهرة: دار الفكر العربي.
- الشرقاوي، انور محمد، سليمان الخضري الشيخ، وامينة كاظم، ونادية محمد عبد السلام (١٩٩٦). اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي، القاهرة: مكتبة الانجلو المصرية.
- حمادنة، إياد محمد، وبنني خالد، محمد سليمان (٢٠١٣): بناء مقياس اتجاهات نحو العنف الإلكتروني لدى عينة من مستخدمي مواقع التواصل الاجتماعي بجامعة آل البيت مجلة المنارة، المجلد (١٩)، العدد(٣).
- زكري، علي بن محمد عبد الله (٢٠٠٩): الخصائص السيكومترية لاختبار (اوتيس - لنيون) للقدرة العقلية مقدره وفق القياس الكلاسيكي ونموذج راش لدى طلبة المرحلة المتوسطة بمحافظة صييا التعليمية، أطروحة دكتوراه، كلية التربية، جامعة أم القرى.
- الشريفين، نضال كمال، و الشريفين، احمد عبد الله (٢٠١١): بناء مقياس الخجل لدى طلبة الجامعة، مجلة اتحاد الجامعات العربية للتربية وعلم النفس، المجلد التاسع - العدد الرابع، ١٢٤ - ١٦١.
- الطيريري، عبد الرحمن سليمان (١٩٩٦) الخصائص السيكومترية لاختبار الذكاء الاعدادي باستخدام انموذج راش، مجلة الدراسات النفسية، مج ٦ - ٤٤، اكتوبر.
- عباينة، عماد خصاب (٢٠٠٦): التحقق الإيمبيريقي من معادلات ستوكنغ في تحديد مستويات القدرة المناظرة لأقصى معلومات لتقدير معالم الفقرات في نظرية الاستجابة للفقرة، المجلة الأردنية في العلوم التربوية، المجلد ٢، العدد ٢.
- علام، صلاح الدين محمود (١٩٨٦): تطورات معاصرة في القياس النفسي، جامعة الكويت .
- (٢٠٠٠). القياس والتقويم التربوي والنفسي، أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة، ط١، القاهرة: دار الفكر العربي.
- عودة، احمد سليمان (١٩٩٢): مدى التوافق بين أنموذج راش والمؤشرات التقليدية في اختبار فقرات مقياس اتجاه سباعي التدريج، مجلة كلية التربية بجامعة الإمارات، العدد الثامن، ١٥١ - ١٧٩.
- فرج، صفوت (١٩٩٧): القياس النفسي، ط٢، دار الفكر العربي، القاهرة.
- كاظم، أمينة محمدا (١٩٩٦) دراسة نظرية نقدية حول السلوك في أنور الشرقاوي وآخرون اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي، القاهرة، مكتبة الانجلو (٢٨١ - ٤٣٠).
- مراد، صلاح احمد و سليمان، امين علي (٢٠٠٢) الاختبارات والمقاييس في العلوم النفسية والتربوية خطوات اعدادها وخصائصها، القاهرة: دار الكتاب الحديث.

- مسعود، وليد احمد، (٢٠٠٤) : دراسة سيكومترية لتطوير اختبار رسم الرجل باستخدام نموذج راش، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة عين شمس كلية البنات للآداب والعلوم والتربية قسم علم النفس، القاهرة
- منتصر، شادية عبد العزيز، (٢٠٠٢) : التصور البصري المجسم لدى عينة من طالبات الجامعة "قياسه وتنميته" رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية البنات للآداب والعلوم والتربية، جامعة عين شمس .
- نور الدين، أمين محمد صبري، (٢٠٠٢) : فاعلية استخدام الاختبار الموائم باستخدام الحاسب في تقدير قدرة الأفراد وتحديد الخصائص السيكومترية للمقياس، اطروحة دكتوراه غير منشورة، كلية التربية، جامعة عين شمس.
- Andrich, D. (2005): The Rasch model explained. In Sivakumar Alagumalai, David D Durtis, and Njora Hungi (Eds.) Applied Rasch Measurement: A book of exemplars. Springer-Kluwer.
- Bjorner, J.; Petersen, M.; Groenvold, M.; Aaronson, N.; Ahlner Elmquist, M.; Arraras, J.; Bredart, A.; Fayers, P.; Jordhoy, M.; Sprangers, M.; Watson, M & Young, T. (2004): Use Of Item Response Theory to Develop A Shortened Version of The EORTC QLQ-C30 Emotional Functioning Scale. Quality of Life Research, 13, 1683-1697.
- Bohart, A. & Greenberg, L. (1997): Empathy: Where are we and where do we go, new directions in psychology, Washington, DC: American Psychological Association.
- Davis, M. (1983): Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach, Journal of Personality & Social Psychology.
- Eaves, Susan & Erford, Bradley, (2009): Item Analysis. Retrieved online from <http://www.education.com/reference/article/item-analysis>. The Gale Group, Inc. All rights reserved
- Embretson SE; Reise SP (2000): Item Response Theory for Psychologists. Mahwah, NJ: Erlbaum
- Engelhard, Wind, Stefanie A. (2013): Rating Quality Studies Using Rasch Measurement Theory, Research Report -3, College Board.
- Engelhard, George (2009). Using item response theory and model-data fit to conceptualize differential item functioning for students with disabilities. Educational and Psychological Measurement, 69(4), 585-602.
- Georgiev, N. (2008): Item Analysis of C, D and E Series from Raven's Standard Progressive Matrices With Item Response Theory Two Parameter Logistic Model, Europe's Journal of Psychology, 8, 1-17.
- Hambleton (2004): Theory, Methods, And Practices in Testing for the 21st Century, Psicothema, vol, 16, No, 004, pp 696-701.

- Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1991): Fundamentals of item response theory. Newbury Park, CA: Sage.
- Ronald K. & Jones, Russell W, (1993): Comparison of Classical Test Theory and Item Response Theory and Their Applications to Test Development, Educational Measurement: Issues and Practice.
- Hoffman, M. (2000): Empathy and moral development: implications for caring and justice, New York: Cambridge University Press.
- Hulin, C. L., Drasgow, F., & Parsons, C. K. (1983). Item response theory: Applications to psychological measurement. Homewood, IL: Dow Jones-Irwin.
- WRIGHT, B. D. (1984). The essential process in a family of measurement models. Psychometrika, 49, 529-544.
- Huynh, H. (1994). A new proof for monotone likelihood ratio for the sum of independent Bernoulli random variables. Psychometrika, 59, 77-79.
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. Journal of Applied Measurement, 3(1), 85-106.
- Nering, Michael L. Ostini, Remo (2010): Handbook of Polytomous Item Response Theory Models 1st Edition, by Taylor and Francis Group, LLC.
- Nussbaum, M. (2001): Upheavals of thought: the intelligence of emotions, Cambridge: Cambridge University Press.
- Rizopoulos, D. (2008). Ltm: Latent trait models under IRT (Version 0.8-6). Vienna: R Foundation for Statistical Computing.
- Van de Vijver, F. J. R. (1986) The Robustness of Rasch Estimates, Applied Psychological Measurement, 10, 1, 45-57.
- Vukmirovic, Z. (2009): Item Response Theory. Conceptual Introduction. Training Material for Psychometric Workshop. Presented on Psychometric Workshop for NCEEE new Staff. Funded by World Bank-PPMU and provided by American Institutes for Research. International Development Division. USA.
- Rattray, Janice & Jones, Martin C, (2007): Essential elements of questionnaire design and development, Journal of Clinical Nursing 16, 234-243.
- (1982): A Rasch model for partial credit scoring, Psychometrika 47, 149-174.

