

<https://www.doi.org/10.31918/twejer.2031.14>

e-ISSN (2617-0752)

p-ISSN (2617-0744)



استخدام نموذج لورد لتطوير اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة

د.وليد خالد عبدالكريم بابان

جامعة صلاح الدين – أربيل

waleed.abdulkareem@su.edu.krd

مخلص:

يهدف البحث الحالي إلى استخدام نموذج لورد اللوغاريتمي الثنائي المعلم للذكاء المتحرر من أثر الثقافة، لدى طلبة المرحلة الإعدادية. ولتحقيق هذا الهدف، فقد اعتمد الباحث تم تطبيق الاختبار المستهدف المتكون من (50) فقرة موزعة على أربعة اختبارات فرعية، وهي: السلاسل (١٣) فقرة، التصنيف (١٤) فقرة، المصفوفات (١٣) فقرة، الظروف (١٠) فقرات، وتُعطي للمستجيب الذي يجب على الفقرة إجابة صحيحة درجة واحدة، أما الإجابة الخاطئة فتعطي (صفر).. وتم تعيين عينة عنقودية عشوائية بلغت (1005) طالباً وطالبة من (طلبة المرحلة الإعدادية منهم (501) طالب (504) طالبة في مركز محافظة أربيل.

وقد تمّ التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للفقرة اللوغاريتمية وأهمها افتراض أحادية البعد من خلال إجراءات التحليل العاملي للاختبار بطريقة المكونات الأساسية، حيث تم الحصول على عامل واحد ذات معنى مفسر للاختبار، وتم حساب قيمة الجذر الكامن Eigen Value، ونسبة التباين المفسر Explained Variance، وكذلك التباين المفسر التراكمي لكل فقرة من الفقرات، وكانت جميع قيم قيمة الجذر الكامن أكبر من (1)، حيث ينبغي أن يكون الجذر الكامن الذي يمكن تفسيره يساوي أو يزيد عن (1)، وكما اعتمد الباحث أسلوباً آخر لتحقيق أحادية القياس هو استخراج معامل الارتباط بوينت بايسيريل (علاقة درجة الفقرة بالدرجة الكلية للاختبار) كمؤشر للتناقض الداخلي بين فقرات الاختبار وبأنها تتجه لقياس سمة واحدة حيث تراوحت قيمة معامل الارتباط ما بين (0,777) و (0,402). أما بالنسبة للتحقق من افتراض الاستقلال الموضعي Local Independence فقد تم التحقق من هذا الافتراض من خلال التحقق من افتراض أحادية البعد للفقرات.

وقد أظهرت نتائج التحليل الإحصائي باستخدام برنامج MULTIOG.7 بأن مدى تقديرات صعوبة الفقرات بلغ من (-1.33 لوجيت) إلى (+1.41 لوجيت)، أما نتائج التحليل قيم معالم تمييز الفقرات لنماذج الفقرات ثنائية التدرج قد تراوحت ما بين (0.43 لوجيت) إلى (1.31 لوجيت)، وهذا يعطي مؤشراً على أن

تميز الفقرات كان مناسباً. كما وتم حساب تقدير الخطأ المعياري لهاتين المعلمين في كل فقرة من فقرات الاختبار، ولم يسفر التحليل الاحصائي لاستخدام نموذج لورد استبعاد أي فقرة، لكونها كانت ضمن الحدود المقبولة للمعايير المعتمدة. وبلغ مدى قدرة الأفراد من (1.118) إلى (12.533). وبهذه النتائج تبين للباحث فعالية النموذج في تطوير الصورة (أ) من اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

الكلمات المفتاحية : نموذج لورد ، نظرية السمات الكامنة ، اختبار كاتل للذكاء

استخدام نموذج لورد لتطوير اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة

مشكلة البحث:

يتزايد الاهتمام في الوقت الحالي ربما أكثر من أي وقت مضى بالاختبارات المتحررة من أثر الثقافة أو الاختبارات غير المتحيزة ثقافيًا، والتي تسعى إلى التحكم في بعض الأبعاد الثقافية بين الثقافات المختلفة (أبو حطب وآخرون، 2005، ص: 368)

ونظرًا لأهمية الاختبارات المتحررة من أثر الثقافة أتجه الكثير من الباحثين لتجريب وتقنين اختبارات الذكاء المتحررة من أثر الثقافة، ومن أبرز تلك الاختبارات ، اختبار المصفوفات المتتابعة لـ (جون رافن John. Raven) ، ومناهات (بورتوس Porteus Maze) ، واختبارات (سبيرمان sperman) الحسية ، "واختبار (ريموند كاتل Cattell) المتحررة من أثر الثقافة.

أذ ميزت نظرية كاتل (Cattell) التي ظهرت في عام (١٩٦٣) بين نوعين من الذكاء، وهما الذكاء المرن ويعني القدرة على التفكير وحل المشكلة في أبعاد جديدة ولا يرتبط بالثقافة، ويشير هذا النوع بصورة أساسية إلى الكفاية العقلية غير اللفظية والمتحررة نسبيًا من تأثيرات العوامل الثقافية، كتصنيف أشكال وإدراك المتسلسلات والمصفوفات الارتباطية، والنوع الآخر وهو الذكاء المتبلور ويعني المعرفة المكتسبة، ويشير إلى المعارف والمهارات التي تتأثر بشكل قوي بالعوامل الثقافية، كالمعلومات العامة والحصيلة اللغوية، فالذكاء المرن أكثر اعتماداً على البنى الفيزيولوجية التي تدعم السلوك العقلي، والذكاء المتبلور يعكس عمليات التمثيل الثقافي ويتأثر بعوامل التعليم الرسمي والغير رسمي خلال مراحل الحياة المختلف (عامر، ٢٠٠٨: ٣٥-٣٦).

غير أن فاعلية هذه الاختبارات تبقى مرهونة باستجابات الخاضعين أو المستجيبين لبنودها ، لذا برز اتجاه حديث في القياس النفسي والتربوي تمت تسميته بـ (نظرية السمات الكامنة Latent Trait Theory) .

ولقد نال هذا المدخل الجديد اهتمام الكثيرين من علماء القياس المعاصر أمثال هامبلتون ورايت "Hambleton & Wright وغيرهم ، فهذا المدخل يساعد في التغلب على كثير من المشكلات الناجمة عن استخدام المدخل الكلاسيكي في بناء وتصميم الاختبارات وتحليل وتفسير نتائجها، ومواجهة أوجه القصور فيها، كما أنه يحقق موضوعية القياس (الوليلي، ٢٠٠٢، ص: ٤)

فعند استخدام احد النماذج اللوغاريتمية لنظرية السمات الكامنة، يمكن تقدير معالم (بارامترات) الفقرات وقدرة الأفراد بشكل موضوعي من خلال استقلالية القياس من خصائص عينتي الفقرات والأفراد، وبالتالي تحديد مواقع الفقرات والأفراد وتدرجها على متصل مشترك للسمة المقاسة، علاوة عن تلك المميزات فإن التحليلات الإحصائية وفق النظرية الحديثة تركز على الفقرات الاختبارية وبدائل الاستجابة أكثر من الدرجة الكلية.

ويعتبر الهدف الأساسي لنماذج الاستجابة للفقرة هو تحديد العلاقة بين استجابات الأفراد على اختبار معين والسمة الكامنة وراء تلك الاستجابات ، لكي يمكن تحديد مقدار السمات الكامنة وراء أداء الأفراد في الاختبارات المختلفة للإفادة من ذلك في التنبؤ بسلوكهم في مواقف مماثلة واتخاذ قرارات بشأنهم في ضوء هذا التقدير الكمي للسمات (علام ، ٢٠٠٥، ص: ٥٣).

وأصبحت نظرية الاستجابة للفقرة وسيلة أساسية وشائعة في بناء وتطوير الاختبارات ، وقد شجع توفر برامج الكمبيوتر على تطبيق النماذج المختلفة لهذه النظرية في مجال الاختبارات والمقاييس ، وتتلخص فكرة هذه النماذج في ربطها خصائص الفقرات بمعلم أو أكثر ، فهي تقدم بديلاً لنظرية القياس الكلاسيكية ، في تقديرها لمعالم الفرد والفقرة بأقل قدر من الخطأ ، ودون اللجوء إلى عينة فقرات للاختبار عشوائية من النطاق المقاس أو الحصول على عينة كبيرة جداً من الفقرات ممثلة لهذا النطاق.

أذ يتم اختيار النموذج المناسب وفقاً لهدف وطبيعة الاختبار، وإمكانية حساب التقديرات الخاصة بالفرد، والمفردة ومدى ملائمة البيانات للنموذج (Suen,1990,p:93).ومن أبرز تلك النماذج هو نموذج لورد Two- Parameter Logistic Model والتي اللوغاريتمي الثنائي المعلم

٥٥٣

غوفاي تويژمر / بهرگی ٣ / ژماره ١ / زستانی ٢٠٢٠

ينصب جل اهتمامها بالربط بين استجابة الفرد لفقرة اختبارية ما، وبين خصائص هذه الفقرة (علام، ٢٠٠١، ص: ٢٠٤).

وفي هذا السياق تؤكد نونلي "Nunnally" ١٩٨١ على أنه بدون وجود نظرية قياس تصبح محاولة تفسير أو تحديد الخصائص النفسية مهمة وصعبة إن لم تكن مستحيلة (Nunnally, 1981: 209). لذلك لابد أن يتم القياس والتقويم النفسي والتربوي في إطار نظرية للمقاييس والاختبارات، وبناءً على أنموذج رياضي إحصائي معين لتجنب الوقوع في تقديرات وأحكام ذاتية لا تنطبق مع الواقع، وهذا لا يمكن إلا بواسطة وسائل إحصائية وفي إطار نظرية قياسية معينة. (ميهرنر، ٢٠٠٣: ١٥١). وهو ما دفع الباحث لتناول هذا البحث من خلال استخدام نموذج لورد الثنائي المعلم لتطوير اختبار كاتل للذكاء، وعلى الرغم من شيوع استخدام هذا الاختبار وبشكل واسع وهو ما يمكن ملاحظته في حجم البحوث التي تعتمد على هذا الاختبار في الحصول على بياناتها عن ذكاء المفحوصين، وذلك لكون الاختبار غير محدد بثقافة معينة أو بلغة محددة، وهو ما يوسع دائرة تطبيقه في العديد من المجتمعات، إلا أنه وتبعاً لمعلومات الباحث فإنه لم يجد دراسة تستهدف التحقق من معلمي الصعوبة والتمييز في إطار نموذج واحد (نموذج لورد)، باستثناء دراسة (ابو جراد، 2008) و دراسة (جاد الرب 1999) والتي اقتصرت على إعادة تدريج اختبار الذكاء كاتل الصورة (أ) باستخدام نموذج راش الأحادي المعلم، لذا تبرز الحاجة إلى التحقق من معالم أخرى وهو ما دفع بالباحث إلى إجراء البحث من خلال اللجوء إلى استخدام لورد الثنائي المعلم.

أهمية البحث :

تشير سلفيا ويازيلديك Selvia & Ysseldyke على أن من أبرز مصادر خطأ القياس، هو استخدام الاختبار غير المناسب للحالة، سواء من الناحية الفنية أو من حيث دلالات الصدق والثبات أو المعايير، فضلاً عن إصدار قرارات غير مناسبة نتيجة للتفسير الخاطئ لنتائج الاختبار. (الروسان، ١٩٩٨، ص: ١٣١).

كما يرى كل من بابهام وهوسك Babham & Hosek ١٩٨٢ أن الطرق التقليدية لتحليل الفقرات غير مناسبة أنواع أخرى من الاختبارات، ويقترحان
غوفاي تويژمر / بهرگی ٣ / ژماره ١ / زستانی ٢٠٢٠
٥٥٤

ضرورة إيجاد أساليب جديدة لتحليل الفقرات (كاظم وآخرون، ١٩٩٦: ٥٩)، فالمفاهيم الإحصائية لتحليل فقرات الاختبارات ولحساب الصدق والثبات والتي تعتمد أساساً على مدى التباين بين الأفراد لا تصلح لأن تستخدم في تقدير ثبات وصدق وتحليل فقرات مثل هذه الاختبارات (القاطعي، ١٩٩٣: ٤٣). لذا برزت الحاجة إلى نموذج لنظرية يوفر الأساس لربط فقرات الاختبار بمستويات القدرة للأفراد .

وبناءً على ذلك، فإن النموذج الثنائي المعلم يستخدم في تحليل فقرات الاختبارات المتقطعة (ثنائية الاستجابة)، بمعنى أن درجة كل فقرة من فقرات الاختبار إما تعطى للمستجيب عنها واحداً صحيحاً أو صفراً ، وعندما يستجيب الفرد لفقرة اختبار ما ، فإنه يحدث تفاعل بين ، قدرة Rating Scale هذا الفرد وصعوبة وتمييز هذه الفقرة.

وفي هذا المقال يذكر كل من هامبلتون وآخرون (١٩٧٨) Hambleton & et al ، بأن الهدف من تطبيق الاختبارات الأديومترية هو تصنيف المفحوصين إلى فئتين ، إحداها تمتلك السمة ، والأخرى تفتقد إليها (Hambleton & et al, 1978:126). وهو ما يمكن تحقيقه من خلال استخدام نموذج لورد.

وعلاوة على ذلك فإن أهمية العمل على تطوير الاختبارات المتحررة من أثر الثقافة أو كما يصفها البعض بـ "غير المتحيزة لثقافة" أو مجتمع ما، لها أهمية مضاعفة لكون نتائج هذا البحث لا ينحصر بمجتمع بحثي ما، بل أن الفائدة تعمم على المجتمعات والأفراد الذين يستخدمون ذلك الاختبار، وحرصاً من الباحث على خدمة مستخدمي تلك الاختبارات والمنفعين منها وإعمام الفائدة، تم الاختيار على الصورة (أ) من اختبار (كاتل) للذكاء المتحرر من أثر الثقافة، لشيوع استخدامه في الأوساط البحثية والتربوية والنفسية في الكثير من المجتمعات العالمية.

ولا تتطلب مثل هكذا اختبارات غير اللفظية استخدام اللغة وإنما تعوض ذلك باستخدام الصور ، وأن أهم ما يميزها هو إمكانية استخدامها مع الأطفال والأميين والأجانب ... إلخ ، وعلاوة عن اختبار كاتل Cattell ، فتعد أيضاً اختبار المصفوفات المتتابعة لـ (رافن) (Raven Progressive Matrices) (١٩٤٧) ،
٥٥٥
گوفاری توژمهر/ بهرگی ٣ / ژماره ١ / زمستان ٢٠٢٠

ومتاهات بوريتوس (Boritos) واختبار رسم الرجل لـ (كودينف) (Codinf)،
من أبرز هذه الاختبارات. (علام ، ٢٠٠١ : ٣٨٦)

إلا أن تطبيق هذا الاختبار من دون التعرف والاطمئنان من خصائصه
القياسية ، كما أن مثل هكذا اختبارات عالمية ينبغي أن يتم تطويرها بموضوعية
تامة وباستخدام أدق النماذج الإحصائية ، وبأحدث نظريات القياس ، لذا توفرت
القناعة لدى الباحث في تطوير الاختبار المستخدم في هذا البحث من خلال
النظرية القياس المعاصرة والمسماة بنظرية السمات الكامنة، وبالارتكاز إلى
نموذج لورد اللوغارتمي الثنائي المعلم.

لاسيما وأن تراوب وئاكيرمان (Traub& Ackerman) ، ينبهون الباحثين
ومستخدمي النماذج الأحادية البعد إلى إدراك أن الفقرات الاختبارية الأحادية البعد
تتفاعل مع الأفراد المُختبرين ، وخاصة في حالات التي تتطلب توظيف مهارات
متعددة بغية التوصل إلى الاستجابة الصحيحة ، مما يتطلب ذلك الفحص الدقيق
(Traub,1983) (Ackerman,1992:67).

أهداف البحث :

يهدف البحث الحالي إلى تطوير اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة
باستخدام نموذج لورد اللوغارتمي الثنائي المعلم Two- Parameter Logistic
Model كأحد نماذج نظرية السمات الكامنة.

حدود البحث : يتحدد البحث الحالي بـ :

١. استخدام نموذج لورد اللوغارتمي الثنائي المعلم كأحد نماذج نظرية السمات
الكامنة الأحادية البعد.
٢. يقتصر البحث الحالي بالصورة (أ) من اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر
الثقافة.

٣. تتحدد الفئة العمرية التي يتناولها البحث الحالي بطلبة المرحلة الإعدادية من كلا الجنسين (ذكور ، إناث) في المراحل (العاشر، الحادي عشر، الثاني عشر)، للعام الدراسي (٢٠١٨ – ٢٠١٩) في مركز محافظة أربيل.

تحديد المصطلحات : إن المصطلحات الأساسية التي حددت في هذا البحث كما يلي :

أولاً – نموذج لورد (Lord Model- 2PL) :

فان ديرلاين (van der Linden 1985): هو أحد نماذج نظرية السمات الكامنة ذات التدريج الثنائي (المتقطع Dichotomous) ، والذي يسمح بأن تختلف فقرات الاختبار في كل من معلمي الصعوبة والتمييز، ويتم الحصول على هذا النموذج اللوغاريتمي ذي المعلمين إذا وضعنا قيمة التخمين مساوياً لصفر. (van der Linden, 1986,p:82)

- **علام (٢٠٠٠) :** هو ذلك النموذج الذي تختلف مفردات الاختبار في صعوبتها وقدرتها على التمييز، الأمر الذي يمكن ان تتقاطع المنحنيات المميزة لمفردات الاختبار المميزة لمفردات الاختبار التي يتم اعدادها وفقاً لهذا النموذج (علام ، ٢٠٠٠ : ٦٩٤).

- **التعريف الإجرائي لنموذج لورد :** وتعرف بأنها اللوغاريتم الطبيعي الناتج عن تحليل فقرات اختبار كاتل للذكاء التي تجتاز نقطة صفر التدريج تبعاً لمعلمي الصعوبة والتمييز، والمقدرة تبعاً لوحدة اللوجيت.

- **ثانياً – الذكاء Intelligence:**

- **بينيه (Binet) :** الذكاء بأنه قدرة الفرد على الفهم والابتكار والتوجيه الهادف للسلوك والنقد الذاتي، بمعنى قدرة الفرد على فهم المشكلات والتفكير في حلها وقياس هذا الحل أو نقضه وتعديله. (عامر، ٢٠٠٨، ص: ١٨).

- **وكسلر** (Wechsler 1974) الذكاء بأنه القدرة الكلية للفرد على العمل
الهادف والتفكير المنطقي والتفاعل الناجح مع البيئة (عامر، ٢٠٠٨، ص:
١٨).

- **كاتل** (Cattell, 1963): بأنه القدرة على الاستنتاج ومعالجة المعلومات
وايجاد التشابه الوظيفي، والتناظر بين سلسلة من الأشكال من خلال بعض
المحكات، وهو غير مرتبط بالثقافة والخبرة. (Cattell, 1963, p: 22).

- **التعريف الاجرائي للذكاء**

تعرف لأغراض هذه الدراسة بدلالة استجابات المفحوصين على فقرات
اختبار كاتل (Cattell) الغير متحيز ثقافياً ، لتقيس بطريقة كمية عينة من سلوك
المستجيب الدال على الذكاء، بأسلوب الثنائي التدرج.

الإطار النظري

نظرية السمات الكامنة Latent Trait Theory

نظرية السمات الكامنة (LTT) أو ما يطلق عليها البعض بنظرية الاستجابة
للفقرة Item Response Theory (IRT) أمثال هامبلتون Hambleton ،
ولورد Lord لاهتمامها بالربط بين استجابة الفرد لفقرة اختبارية وبين خصائص
هذه الفقرة (علام ، ٢٠٠١ : ٢٠٤). تم تطويرها في الأساس من أجل التغلب على
المشاكل المتعلقة بنظرية القياس التقليدية، وقد وضع الأساس النظري لهذه النظرية
كل من بيرنبوم، ولورد، ونوفك Birnbaum, & Lord & Novick، ومازالت
هذه النظرية تواصل التطور. (Wiberg, 2004, 125).

والهدف الأساسي لنظرية السمات الكامنة، هو تحديد العلاقة بين استجابات
الأفراد على اختبار معين والسمة الكامنة وراء تلك الاستجابات ، لكي يمكن
تحديد مقدار السمات الكامنة وراء أداء الأفراد في الاختبارات المختلفة للإفادة
من ذلك في التنبؤ بسلوكهم في مواقف مماثلة واتخاذ قرارات بشأنها في ضوء هذا
التقدير الكمي للسمات (علام ، ٢٠٠٥ : ٣٥) .

وقد شجع توفر برامج الكمبيوتر على تطبيق نماذج مختلفة لهذه النظرية،
أذ أصبحت نظرية السمات الكامنة وسيلة أساسية وشائعة في بناء وتطوير
الاختبارات، في مجال الاختبارات والمقاييس.

وقد بنيت هذه النظرية والنماذج الرياضية المتعلقة بها على افتراضات
متعددة ينبغي التحقق منها لكي تؤدي إلى نتائج يمكن الوثوق بها، ومن أهم
هذه الافتراضات : أحادية البعد، واستقلالية القياس والمنحنيات المميزة
للفقرات (علام ، ٢٠٠٥ : ٤٦-٥٨).

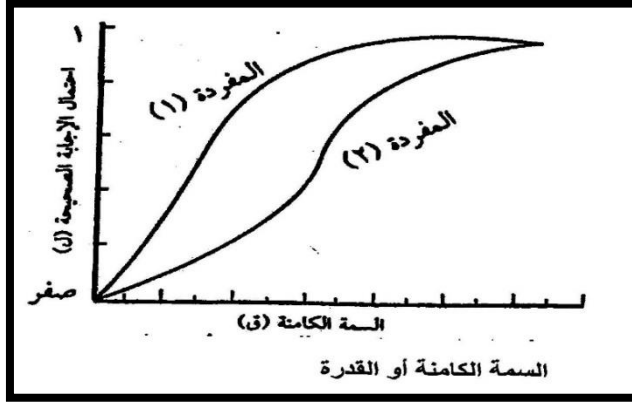
والتزاما بقواعد النشر المحددة بعدد محدود من الصفحات، وبغية عدم
الوقوع في التكرار، لذا سيتم ماهية تلك الافتراضات، أثناء عرض نتائج البحث
الخاصة بكيفية التحقق منها هذه الافتراضات.

غير أن هذه النظرية تقوم على بعض المسلمات التي يجب أن يدركها كل
مستخدم لهذه النظرية أو لأحد النماذج المتعلقة بها، ومن أهم هذه المسلمات ما يلي
:

- يمكن التنبؤ بأداء أي مختبر في أي اختبار بواسطة مجموعة من العوامل
يطلق عليها سمات أو قدرات كامنة.
- يمكن وصف العلاقة بين أداء المختبر على أي فقرة اختبارية ومجموعة
السمات أو القدرات الكامنة التي يفترض أنها تؤثر في أدائه على هذه الفقرة
بدالة تزايدية (تزايد طردي) ، ويطلق عليها دالة خصائص الفقرة، لأن هذه
الدالة تحدد المختبرين الذين حققوا درجات مرتفعة في السمات التي لها
توقعات احتمالية عالية للإجابة الصحيحة للفقرة من المختبرين الذين حققوا
درجات منخفضة على السمات. (الويلي، ٢٠٠٢، ص: ٤٧ - ٤٨) ويمكن
تمثيل هذه العلاقة بالشكل التالي :

الشكل رقم (١)

يوضح المنحنى المميز للفقرة



ويلاحظ من الشكل رقم (١) العلاقة بين احتمال الإجابة الصحيحة لفقرة ما $P(\theta)$ ومقياس القدرة (Ability) ويعرف بأنه المنحنى المميز للفقرة، وكل فقرة في الاختبار يكون لها منحنى مميز خاص بها، واحتمال الإجابة الصحيحة تقترب من الصفر عند مستويات منخفضة من القدرة. ويزيد احتمال الإجابة الصحيحة عند المستويات العالية للقدرة حتى تصل احتمال الإجابة الصحيحة إلى واحد صحيح (Baker, 2001, p:7).

وتتكون نظرية السمات الكامنة من مجموعة من النماذج تسمى نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، اذ تهدف هذه النماذج إلى تحديد العلاقة بين اداء الفرد على الاختبار والذي يمكن ملاحظته بصورة مباشرة (اي الاداء)، وبين مجموعة السمات أو القدرة التي تكمن وراء هذا الاداء وتفسيره اذ ان هذه النماذج احتمالية Probabilistic models ويمكن اعتبار ان هذه النتائج اقرب إلى الدقة من اساليب القياس الكلاسيكي أو التقليدي لذا يمكن الاعتماد عليها واستعمالها بدرجة اقرب إلى الثقة والموضوعية في المقاييس النفسية (Linden & Hambleton, 1997:10).

ولكون المقام لا يسع للسرد في المقال عن تلك النماذج وأنواعها وأهدافها ...
ألخ، لذا سيكتفي الباحث بعرض نموذج لورد الثنائي المعلم فقط، لكونه النموذج
الذي أعتمد عليه في تطوير الاختبار المعتمد في هذا البحث.

Two- Parameter Logistic نموذج لورد اللوغاريتمي الثنائي المعلم Model

انبثقت عن نظرية السمات الكامنة نماذج متعددة تختلف فيما بينها من حيث
الدوال الرياضية التي تعتمد عليها وكل أنموذج يعتمد على نمط معين للاستجابة ،
فمنها ما يعتمد على نمط الاستجابة الثنائية (صفر ، ١) ، ومنها ما يعتمد على نمط
الاستجابة المتعددة أو المتدرجة Crated and Polych - Otomous
Scaored Items (أبو خليفة ، ٢٠٠٤ : ٢٣)

يعتبر هذا النموذج الذي طوره عالم الإحصاء الأمريكي لورد مع مجموعة
من زملائه بجامعة كولومبيا الامريكية من النماذج الثنائية الدرجة
Dichotomously Scored Models (DSM) ، حيث تعتمد هذه النماذج التي
تكون مفرداتها الثنائية الدرجة كمفردات الاختيار من متعدد، والصواب أو الخطأ،
وهما من المواقف الاختبارية التي تكون فيها استجابات الأفراد المفحوصين محددة
بقيمتين فقط هما (0 ، 1) ، فالصفر الذي يمثل الإجابة الخطأ ، أما الواحد فيمثل
الإجابة الصحيحة بالاستجابات ثنائية البعد (علام ، 2005 : 74)

وقد أضاف لورد في نمودجه هذا معلماً جديداً تمت تسميته بمعلم التمييز لكل
فقرة Item Discrimination parameter انه يفترض في أنموذج لورد
(Lord Model) ان فقرات الاختبار تختلف في صعوبتها وتميزها بين
المستويات المختلفة للقدرة ، وقد أضاف لورد هذا المعلم لأنه من الصعب إيجاد
مجموعة من الفقرات تميز بدرجة واحدة بين مستويات القدرة أو السمة التي
يقيسها الاختبار أو المقياس وهو الافتراض الذي استند إليه أنموذج راش (علام،
٢٠٠٧ : ٢١٧-٢١٨).

المختصون في القياس النفسي الذين يستعملون نظرية السمات الكامنة
للحصول على إحصائيات الفقرة، مثل مؤشر صعوبة الفقرة ومؤشر التمييز.

فصعوبة الفقرة هي ببساطة نسبة إجابات المختبرين الصحيحة على هذه الفقرة. ومؤشر التمييز هو عادة يشير إلى علاقة الفقرة بالدرجة الكلية، والذي يشير أساساً إلى أي درجة يحصل المفحوصون على درجة كلية مرتفعة أو منخفضة الحصول على فقرة معينة صحيحة.

حيث أن معلمتي صعوبة الفقرة (bi) وقوة تمييز الفقرة (ai) وفضلاً عن تقدير قدرة المفحوصين (θ)، يعتبر أساس الذي تعتمد عليه هذا النموذج، فالفرق بين القدرة (θ) التي يمتلكها الفرد (S) في السمة التي يراد تقديرها (القدرة الكامنة) ، ودرجة صعوبة الفقرة (i) التي يرغب الفرد الاجابة عنها والتي يمثلها الرمز (b) مضروباً في درجة التمييز التي تتصف فيها الفقرة (i) والتي يرمز لها بالرمز (ai) على افتراض أن هناك بعداً واحداً وراء الفروق الفردية في اجابات الطلبة (التقي ، ٢٠٠٨ : ٢٢). والصيغة الرياضية للنموذج كما يأتي :

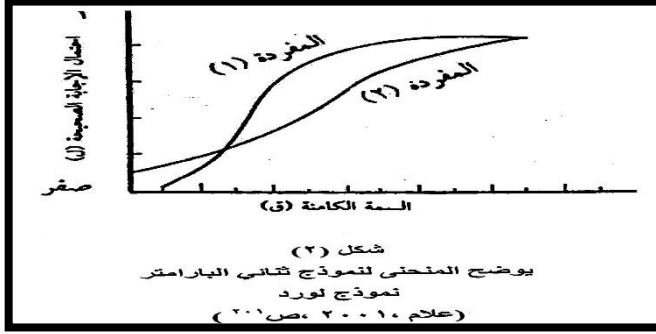
$$^1\pi(\theta) = [1 + \exp[-ai(\theta - bi)]]$$

(Hambleton & Swaminathan, 1985, P: 37)

ويشير وايبيرج wiberg أنه في أغلب الأحيان يكون بارامتر التمييز ذا قيمة موجبة، أي أن احتمالية الاستجابة الصحيحة تتزايد كلما تزايدت القدرة ، ولكن قد نحصل على تمييز سالب ، فهذا احتمالية الاستجابة الصحيحة تتناقص كلما تزايدت القدرة. ويمكن تمثيل الدلة التي تعبر عن نموذج لورد بالشكل (٢) :

الشكل رقم (٢)

المنحنى لنموذج ثنائي البارامتر (نموذج لورد)



(علام، ٢٠١:٢٠٠١)

ويتضح من الشكل (٢) ان المنحنيين المميزين للفقرتين يختلفان في الجزء الذي يلتقيان فيه بالمحور الأفقي، وهذا يعني ان المفردتين تختلفان في صعوبتهما، كما يختلف المنحنيان في الميل (slope)، فميل المنحنى المميز للفقرة (٢) اكبر من ميل منحنى الفقرة (١)، ما يدل على الفقرة (٢) تتميز بين المفحوصين بدرجة اكبر من الفقرة (١) (علام، ١٩٨٦، ص: ١٠٩)، وعليه فالفقرات ذات المعلمين مختلفة في صعوبتها وتميزها وميلها ايضاً (علام، ٢٠٠١، ص: ٢١١).

ان الاستجابة للمفردة (IRT) هي النقطة التي يحدث عندها التغيير من السرعة الموجبة إلى السرعة السالبة، وهذه النقطة يكون عندها ميل المنحنى هو أقصى، ومن ثم فإن مؤشر التمييز يكون منسوباً إلى الميل الأقصى (Linden & Hambleton, 1997, p:17 - 18)

نظرية كاتل للذكاء Intelligence Cattell Theory:

تسمى هذه النظرية بنظرية (الذكاء المرن والذكاء المتبلور) "Fluid and Crystallized Intelligence Theory حيث يعتقد كاتل (Cattell) (١٩٧١) بوجود نوعين أو نمطين من الذكاء، وهما الذكاء المرن أو كما يسمى بالسيال

(Fluid) ، والذكاء المتبلور (Crystallized) فالذكاء المرن أو السيلال يرتبط بشكل مباشر مع العوالم الفيزيولوجية (mcgrew, 1998:11) (Jack, 1995,p: 1)، ويتمثل بالقدرات العقلية (كالاستدلال اللفظي، والعديدي، وإدراك العلاقات الزمانية والمكانية)، ويرى بعضهم أن هذه القدرات لا تتأثر بالعوامل الثقافية (3: Berk, 1997) ويقاس باختبار كاتل الذكاء المتحرر ثقافياً (الزغول، ٢٠٠١: ٢٥٢).

أما الذكاء المتبلور فهو الأكثر ارتباطاً بالثقافة والبيئة ويمثل قدرة الفرد على التحصيل في مقدار ما يملكه من محتوى ثقافي متخصص، وهو يشبه التحصيل كثيراً. (ميهرنر & ليهمان، ٢٠٠٣: ٤٠٧)، كما يستخدم اختبارات الذكاء التقليدية في قياسه. (ياسين، ١٩٨٠: ٢٢٢).

قياس الذكاء

إن الوسيلة الأساسية التي نعتمد عليها في قياس الذكاء هي الاختبارات والتي تنوعت وأعدت لتناسب مختلف الأغراض وتتلاءم مع الأفراد الذين تطبق عليهم، وقد كان أول اختبار يعد لهذا الغرض اختبار ستانفورد بينيه الذي ظهر لأول مرة عام ١٩٠٥ ثم أجريت عليه تعديلات متعددة وكان آخر تعديل له عام ١٩٦٠ والاختبار من النوع الفردي المتنوع يستخدم في قياس الذكاء ابتداء من سن سنتين حتى مستوى الراشد المتفوق. (أحمد، ١٩٥٦، ص: ٣٠)

وقد أعد وكسلر سلسلة من المقاييس أهمها اختبار الذكاء للراشدين والمراهقين وهو اختبار فردي يتكون من (١١) اختباراً فرعياً منها (٦) اختبارات لفظية و (٥) اختبارات عملية ويعطى الاختبار درجة للذكاء اللفظي وأخرى الذكاء العملي وكذلك درجة كلية للذكاء، أما اختبارات الذكاء الجمعية فهي تلك التي يمكن تطبيقها على مجموعة من الأفراد بواسطة فاحص واحد في وقت واحد ومنها اختبار الذكاء الابتدائي ويصلح لقياس الذكاء للمرحلة الابتدائية والإعدادية واختبار الذكاء الثانوي الذي يقيس ذكاء التلاميذ للمرحلة الثانوية والراشدين واختبار الذكاء العالي واختبار الاستعداد العقلي للمرحلة الثانوية والجامعات أما الاختبارات غير اللفظية التي تصلح لغير المتعلمين والأطفال وهو اختبار الذكاء

المصور واختبار كاتل واختبار رسم الرجل والبحث الحالي يتضمن اختبار الذكاء المصور واللفظي. (Brody,1985,p: 199).

الدراسات السابقة:

أن الاطلاع على الدراسات والابحاث السابقة قبل البدء في أول خطوات البحث تعد إحدى خطوات البحث التي لا يمكن الاستغناء عنها لما لها من أهمية بالغة في تذليل الصعوبات التي قد تواجه الباحثين حيث أنها تساعد الباحث على (بلورة مشكلة البحث الذي يفكر فيه وتحديد ابعادها ومجالاتها ، وإغناء مشكلة البحث الذي اختارها الباحث .

تزويد الباحث بالكثير من الافكار والادوات والاجراءات والاختبارات التي يمكن ان يفيد منها في اجراءاته لحل مشكلته ،وتزويد الباحث بالكثير من المراجع والمصادر الهامة وتوجيه الباحث إلى تجنب المزالق التي وقع فيها الباحثون الآخرون وتعريفه بالصعوبات التي واجهها الباحثون ،والإفادة من نتائج الابحاث والدراسات السابقة ،وبناء مسلمات البحث اعتمادا على النتائج التي توصل اليها الآخرون ، واستكمال الجوانب التي وقفت عندها الدراسات السابقة (الحربي ، ٢٠٠٩ : ٣٣٧).

دراسة ابو جراد (2008)

هدفت هذه الدراسة إلى إعادة تدريج اختبار الذكاء الثالث كاتل الصورة (أ) باستخدام نموذج راش الأحادي المعلم، وإلى عمل معايير مختلفة تفسر من خلالها مستويات القدرة للأفراد، وقد تم تطبيق الاختبار على عينة من طلبة كلية التربية بجامعة القدس المفتوحة بلغ عددها (240) طالباً وطالبة، وأستخدم الباحث برنامج (spss version 24) وبرنامج (Winsteps version 2.88) لإجراء المعالجات الإحصائية اللازمة وفقاً لنموذج راش الأحادي المعلم.

وتوصلت نتائج الدراسة إلى حذف فقرتين من فقرات اختبار التصنيف، لعدم ملائمتها لنموذج راش، وعليه بلغ عدد فقرات الاختبار بعد تدريجه باستخدام نموذج راش (48) فقرة، كما توصلت الدراسة إلى معايير للاختبار عن طريق

إيجاد الرتب المئينية، والدرجات التائية، ونسب الذكاء الانحرافية المناظرة للتقديرات المختلفة لقدرة الأفراد لكل من الذكور والإناث. (ابو جراد، ٢٠٠٨)

دراسة جاد الرب (1999)

استهدفت الدراسة استخدام نموذج راش كأحد نماذج نظرية السمات الكامنة في إيجاد تدريج مفردات اختبار كاتل للذكاء وذلك على أن يكون النموذج المستخدم ملائماً للبيانات التي تتيح عند تطبيق الاختبار وما يترتب على ذلك من اختيار للمفردات الملائمة وحذف للمفردات غير الملائمة إن وجدت أو إضافة بعض المفردات الجديدة التي تتفق مع مفردات الاختبار من حيث الشكل والمحتوي والهدف والتوصل للمعايير المختلفة التي تفسر مستويات الأفراد على الاختبار والتحقق من مدي موضوعية التفسير لنتائج الاختبار.

وقد استخدم الباحث: اختبار كاتل غير المتحيز ثقافياً للذكاء ، بالإضافة إلى اختبار تحصيلي موضوعي أعده الباحث في مادة العلوم للصف الثاني الإعدادي من الوجدتين الأولى والثانية المقرر دراستها في الفصل الدراسي الأول.

وأسفرت الدراسة عن عدم تأثر تقديرات صعوبة مفردات الاختبار بقدرة الأفراد الذين يستجيبون عليها مما يعني تحرر تقديرات صعوبة مفردات من العينة المستخدمة ، وكذلك عدم تأثر تقديرات صعوبة المفردات بغيرها من مفردات الاختبار، مما يعني تقديرات صعوبة مفردات الاختبار من باقي المفردات ، وعدم تأثر تقديرات قدرة الفرد بمجموعة المفردات التي يجيب عليها مما يعني تحرر تقديرات قدرة الفرد من مفردات الاختبار (جاد الرب ، ١٩٩٩).

دراسة صالح (1989)

هدفت الدراسة إلى تحديد أثر عامل الثقافة في الاختبارات المتحررة من أثر الثقافة من خلال دراسة التشابه والاختلاف بين نتائج تطبيق الاختبار على البيئات الإنكليزية و السعودية و المصرية ، وقد شملت عينة التقنين القطاع الجنوبي من جمهورية مصر العربية ، وقد تكونت العينة من (٧٥٠٠) فرداً من الأطفال

والراشدين ، في مدى عمري يمتد من خمس سنوات ونصف إلى (٢٩) سنة ونصف، وقد تم حساب معاملات السهولة للبند في الأعمار المختلفة.

وأُسفرت النتائج عن : تماثل ترتيب المجموعات الخمس في البيئتين المصرية والإنكليزية ، في حين اختلفت النتائج في البيئة السعودية كما تماثلت العينات السعودية و الإنكليزية في ترتيب المفردات داخل المجموعة ، إلا أن الاختبار احتاج إلى إعادة ترتيب البنود داخل المجموعات في البيئة المصرية ، كما ظهرت اختلافات في المعايير المئينية للعينات الكلية في البيئة الإنكليزية والمصرية و السعودية ، كما كانت جميع قيم معاملات الارتباط بين درجة الذكاء والوقت المستغرق في الأداء على الاختبار غير دالة ، مما يؤكد استقلال درجة الذكاء عن الزمن المستغرق في أداء الاختبار ، أي أن الاختبار اختبار قوة ، أما معاملات الثبات فكانت مرتفعة إلا أنها انخفضت نسبياً في الأعمار الصغيرة و كان الارتباط بين الاختبار والتحصيل الدراسي مرتفعاً ، حيث تراوح بين (0.90-0.75) -وقد أكدت الدراسة أن الاختبار من الاختبارات التي يؤثر فيها عامل الثقافة (صالح، ١٩٨٩) (الساحلي، ٢٠٠٨، ص: ٢٧).

مناقشة الدراسات السابقة :

سيلجأ الباحث إلى مناقشة الدراسات السابقة في ضوء ما يلي :

١-الأهداف : تباينت الدراسات السابقة التي عرضها الباحث فيما سبق من حيث تحديد الهدف فقد تباينت في ذلك كل من دراسة (ابو جراد 2008) و (جاد الرب 1999) و دراسة (صالح 198) ، إلا أن نقطة التلاقي والاتفاق بينها كان في استخدام اختبار كاتل للذكاء في إجراء تلك الدراسات، كما أن هذه الدراسات تشترك مع الدراسة الحالية أيضاً في استخدامهما نفس الاختبار، ففي الوقت الذي كانت دراسة (ابو جراد 2008) و (جاد الرب 1999)، قد أجريت وفقاً لنموذج راش الأحادي المعلم، إلا أن (صالح 1989) أجرى دراسته من خلال دراسة التشابه والاختلاف بين نتائج تطبيق الاختبار.

٢- حجم العينة ونوعيتها : تباينت حجم العينات للدراسات التي عرضها الباحث في دراسته الحالية حيث بلغت حجم عينة دراسة (ابو جراد 2008)

(240) طالباً وطالبة ولم يتسنى للباحث معرفة حجم العينة التي استعانت بها دراسة (جاد الرب 1999)، بينما نجد أن دراسة (صالح 1989) قد أجريت على (٧٥٠) فرداً ، وتعد الدراسة الحالية أكبر من حيث العينة المنتقاة لأجرائها.

وأنعكس هذا التباين على نوعية العينة التي استعان بها هؤلاء الباحثين في دراساتهم ، حيث لجأت دراسة (جاد الرب 1999) لطلبة الصف الثاني الإعدادي، في حين لجأ (ابو جراد 2008) إلى تطبيق الاختبار على عينة من طلبة كلية التربية بجامعة القدس المفتوحة، ونجد أن دراسة (صالح 1989) قد جمع بين نوعين من أفراد العينة في حين هدفت دراسته أطفال رياض الأطفال.

٣- البرامج الإحصائية : معظم الدراسات التي تم تحليلاتها اشتركت مع الدراسة الحالية باستخدامها البرنامج الإحصائي (SPSS) كدراسة (ابو جراد 2008) التي استخدمت برنامج (spss version 13) ، غير أن الباحث أستخدم في دراسته الحالية أحدث نسخة من هذا البرنامج وهي (spss version 24) ، فضلاً عن استخدام هذا البرنامج فقط استخدمت دراسة (ابو جراد 2008) برنامج (Winsteps version 2.88) لتحليل البيانات وفق نظرية السمات الكامنة، غير أنه لم تلقت أية دراسة من الدراسات التي أطلع عليها الباحث وتم عرضها فيما سبق مع الدراسة الحالية في استخدام برنامج (MULTILOG.7).

٤- نماذج نظرية السمات الكامنة : لم يجد الباحث أي من تلك الدراسات التي تم عرضها سابقاً ، ولا أية دراسة أخرى، كانت قد استخدمت نموذج لورد اللوغارتمي الثنائي المعلم ، بل اقتصرت دراسة كل من (ابو جراد 2008) و (جاد الرب 1999)، على استخدام نموذج راش الأحادي المعلم فقط، وهي نقطة تحتسب لصالح البحث الحالي في تناول النماذج التي تقوم بتحليل معالم أكثر للفقرات.

جوانب الإفادة من الدراسات السابقة

لقد عرض الباحث الدراسات السابقة وكان مُجداً في عرض ما يمكن أن يحصل عليه من دراسات ، وذلك لأنها تمثل معينات تساعد على أتباع الخطوات

والإجراءات المناسبة من خلال المقارنة بينها واختيار المناسب ، فالدراسات السابقة قدمت التصور الواضح لبلورة مشكلة البحث وإغناءها الذي يفكر فيه وتحديد أبعادها ومجالاتها .

وزودت الباحث بالكثير من الأفكار والادوات والاجراءات والاختبارات التي يمكن ان يفيد منها في اجراءاته لحل مشكلته، وتوجيه الباحث إلى تجنب المزالق التي وقع فيها الباحثون الآخرون وتعريفه بالصعوبات التي واجهها الباحثون، والافادة من نتائج الابحاث والدراسات السابقة في اختيار النظرية التي تلائم مشكلة البحث ،وكيفية تفسير نتائج البحث من قبل الباحثين السابقين .

منهجية البحث وإجراءاته

يشمل هذا الفصل اجراءات البحث ويضم وصف مجتمع البحث وعينته ، واجراءات تحليل فقرات الاختبار المستخدم في هذا البحث وفقا لنظرية السمات الكامنة، بغية التحقق من خصائصه القياسية ، فضلاً عن الطرق والوسائل الاحصائية المستخدمة في اجراءات البحث.

أولاً- منهجية البحث : Method of Research

اعتمد البحث الحالي المنهج الوصفي لتحقيق أهدافه، لكون هذا المنهج هو أحد أشكال التحليل والتفسير العلمي المنظم، حيث يتم وصف الظاهرة أو الموضوع بمجموعة من الإجراءات البحثية التي تتكامل اعتماداً على جمع الحقائق والبيانات وتصنيفها ومعالجتها وتحليلها تحليلاً كافياً ودقيقاً، لاستخلاص دلالتها والوصول إلى نتائج أو تعميمات عن الظاهرة أو الموضوع محل البحث (الرشدي، ٢٠٠٠: ٥٩). ولوصف ظاهرة أو مشكلة محددة وتصويرها كميّاً عن طريق جمع بيانات ومعلومات مقننة عن الظاهرة وتصنيفها وتحليلها وإخضاعها للدراسة الدقيقة (ملحم، ٢٠٠٠: ٣٢٤).

ولذلك يجد الباحث أن المنهج الوصفي يعد مناسباً للدراسة الحالية، ووفقاً لهذا المنهج سيتم عرض الإجراءات المتبعة والتي تتكامل لتحقيق هدف البحث الحالي في استخدام نموذج لورد في تطوير اختبار كاتل للذكاء.

مجتمع البحث :

يتكون مجتمع البحث من طلبة المرحلة الإعدادية في المدارس الحكومية في أربيل للعام الدراسي (٢٠١٨ - ٢٠١٩) والبالغ عددهم (٣٥٦٨٧)^٢ طالبا وطالبة منهم (١٦٦٦٤) طالبا و (١٩٠٢٣) طالبة.

عينة البحث :

تكونت عينة البحث التي تم اختيارها بالطريقة العنقودية العشوائية، من (١٠٠٥) طالبا وطالبة من طلبة المرحلة الإعدادية في المدارس الحكومية في أربيل لـ للدراسة العام الدراسي (٢٠١٨ - ٢٠١٩) ، أي ما يقارب نسبة الـ (٣%) من حجم المجتمع، منهم (٥٠١) طالباً موزعين على (٩) مدارس للذكور و (٥٠٤) طالبة موزعات على (١٠) مدارس للإناث.

أداة البحث :

أستخدم الباحث اختبار كاتل للذكاء الصورة (أ) ، ويتكون من (٥٠) فقرة ، موزعة على أربعة اختبارات فرعية ، وهي : السلاسل (١٣) فقرة، التصنيف (١٤) فقرة، المصفوفات (١٣) فقرة، الظروف (١٠) فقرات ، وتعطى للمستجيب الذي يجب على الفقرة إجابة صحيحة درجة واحدة ، أما الإجابة الخاطئة فتعطى (صفر). ويقاس هذا الاختبار ذكاء الأفراد الراشدين الذين تتراوح أعمارهم من (١٣ - ١٩) عام.

المؤشرات القياسية للاختبار

سيأتي الباحث على التأكد من المؤشرات الصدق والثبات، التي قام بحسابها وكما يلي :

أذ أدخلت إجابات المفحوصين للحاسوب باستخدام برنامج الرزمة الإحصائية (spss version 24) لتحليل البيانات حسب النظرية الكلاسيكية، فتم حساب معامل الصدق بطريقتي ارتباط درجة كل فقرة بالدرجة الكلية لمجالها (الدرجة

غوفاري تويژمر/ بهرگی ٣ / ژماره ١ / زستانی ٢٠٢٠

٥٧٠

الكلية للاختبار الفرعي)، ومصفوفة العلاقات الارتباطية باعتبارهما مؤشرين من مؤشرات صدق البناء، كما وتم حساب الثبات بطريقة تحليل التباين باستخدام معادلة ألفا - كرونباخ . حيث يعد الصدق والثبات من اهم الخصائص السيكمترية التي ينبغي توافرها في المقياس النفسي مهما كان الغرض من استخدامه (علام، ١٩٨٦: ٢٠٩).

١. صدق الاختبار Validity:

لجأ الباحث إلى قياس الصدق البناء من خلال حساب ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية، ومصفوفة العلاقات الارتباطية (الارتباطات الداخلية)، باعتبارهما مؤشرين على صدق البناء. وكما يلي:

أ. ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية

يؤكد المختصون في مجال القياس النفسي على ان الصدق الفقرة التجريبي من خلال ارتباط الفقرة بالدرجة الكلية مؤشر مهم ودقيق للتعرف على صدق الفقرة، لأنه يكشف على ان الفقرة تقيس المفهوم نفسه الذي تقيسه الدرجة الكلية، بمعنى ان الفقرات متجانسة في قياس ما اعدت لقياسه فضلاً عن استبعاد الفقرات التي تكون ارتباطها ضعيفاً بالدرجة الكلية يؤدي إلى صدق المقياس وثباته (Kyle, 2000,P:426)، وان علاقة الفقرات بالدرجة الكلية يعني ان المقياس يقيس اسمه واحده . (عبد الرحمن , ١٩٩٨ : ٢١٥). واعتمد الباحث في حساب صدق فقرات الاختبار على معامل الصدق بطريقة ارتباط درجة الفقرة والدرجة الكلية للاختبار.

حيث تعتمد هذه الطريقة على الاتساق الداخلي بحساب معامل ارتباط بين درجة الفقرة والدرجة الكلية للاختبار، ولكون تصحيح درجات الفقرة متقطعة أو ثنائية التدرج فقد لجأ الباحث إلى استخراج معامل ارتباط " بوينت بايسيريل " بين درجات كل فقرة بالدرجة الكلية للاختبار (الاختبار الفرعي) الذي تنتمي اليه ، إذ يفترض أن تكون هذه العلاقة دالة وموجبة لتكون مؤشراً لصدق الفقرة ، بصفته صدقاً تجريبياً وأشارت "انستازي" إلى ان ارتباط الفقرة بمحك داخلي أو خارجي مؤشر لصدقها ، وحينما لا يتوفر محك خارجي مناسب فان الدرجة الكلية

للمجيب تمثل افضل محك داخلي في حساب هذه العلاقة. (Anastasi ; 1976: 206).

وتبين أن جميع الفقرات كانت على علاقة ارتباطية طردية مقبولة مع الاختبار الفرعي التي تنتمي اليه، مما أدى ذلك لعدم استبعاد أية فقرة وجميعا كانت صادقة، والجدول رقم (١) يوضح ذلك .

الجدول رقم (1)
معامل ارتباط درجة الفقرة بالدرجة الكلية للاختبار

الظروف		المصفوفات		التصنيف		السلاسل	
رقم	قيمة معامل ارتباط	رقم	قيمة معامل ارتباط	رقم	قيمة معامل ارتباط	رقم	قيمة معامل ارتباط
1	0.677	1	0.773	1	0.640	1	0.411
2	0.659	2	0.402	2	0.651	2	0.474
3	0.699	3	0.619	3	0.693	3	0.449
4	0.760	4	0.744	4	0.630	4	0.426
5	0.418	5	0.677	5	0.710	5	0.510
6	0.450	6	0.588	6	0.438	6	0.495
7	0.517	7	0.669	7	0.537	7	0.556
8	0.675	8	0.736	8	0.502	8	0.548
9	0.637	9	0.707	9	0.730	9	0.624
10	0.497	10	0.680	10	0.676	10	0.601
		11	0.673	11	0.769	11	0.580
		12	0.777	12	0.711	12	0.546
		13	0.730	13	0.708	13	0.597
				14	0.658		

القيمة الحرجة لمعامل الارتباط بدرجة حرية (١٠٠٤) عند مستوى ٠.٠٥ =
(٠.٠٨٧)، وعند مستوى ٠.٠١ = (٠.١١٤)، وفي مستوى ٠.٠٠١ =
(٠.١٤٦).

ب. مصفوفة العلاقات الارتباطية بين المقاييس الفرعية

بغية التأكد من العلاقات الارتباطية بين الأداء على المقاييس الفرعية الأربعة، لجأ الباحث إلى حساب العلاقات الارتباطية بين المقاييس، وذلك بهدف التأكد إلى أي درجة تقيس تلك المقاييس نفس البعد. فتم إيجاد معامل الارتباط بينها. والجدول رقم (٢) يبين قيم معاملات الارتباط بين المقاييس الأربعة وكما يلي :

جدول رقم (2)

يوضح مصفوفة معاملات الارتباط بين المقاييس الفرعية الأربعة

المقاييس	السلاسل	التصنيف	المصفوفات	الظروف
السلاسل		**0.815	**0.793	**0.811
التصنيف			**0.784	**0.750
المصفوفات				**0.890
الظروف				

يلاحظ من الجدول رقم (٢) أن معاملات الارتباط كانت ذات دلالة مما يعطي مؤشراً على صدق المقاييس، ويدل على أنها تقيس نفس القدرة العقلية .

٢. الثبات Reliability:

يقصد بالثبات بأنه اتساق درجات الاختبار في قياس ما وضع من أجل قياسه والهدف من حساب الثبات هو تقدير أخطاء الاختبار واقتراح طرائق للتقليل من هذه الأخطاء (Eble,1972:409) ، وسيلجأ الباحث إلى طريقة تحليل التباين وباستخدام معادلة ألفا - كرونباخ لملائمتها مع طبيعة الاختبار المستخدم في هذا البحث، حيث أشار كل من ثورندايك وهيجن (Thorndike & Hegen, 1977) إلى أن استخراج الثبات على وفق هذه الطريقة يتوقف على الاتساق في استجابة الفرد على كل فقرة من فقرات المقياس . (Thorndike & Hegen, 1977: 82)

ولحساب الثبات أستخدم الباحث درجات (١٠٠) فرد يتمتعون بنفس خصائص عينة التحليل النهائي، وبعد تحليل استجاباتهم للاختبار، تبين ان الاختبار يتمتع بثبات مقبول ، حيث بلغت قيمة معامل الثبات بمعادلة ألفا - كرونباخ (٠.٨٣) ، وهي قيمة مقبولة وتتناسب مع قيم الثبات المقبولة لأغراض هذه الدراسة.

الوسائل الاحصائية :

وصولاً إلى نتائج البحث الحالي ، استخدمت الوسائل الإحصائية الآتية :

١. معادلة الارتباط بيرسون لحساب مصفوفة العلاقات الارتباطية بين الاختبارات الفرعية الأربعة.
٢. معادلة الارتباط بوينت بايسيريل لحساب معاملات صدق الفقرات .
٣. معادلة الخطأ المعياري لتقدير الخطأ المعياري للاختبار.
٤. مربع كاي (chi- square) للتعرف على :
٥. تجانس العينة بالنسبة لحجم العينة.
٦. حسن المطابقة البيانات للنموذج.
٧. معادلة ألفا – كرونباخ لحساب معامل الثبات.
٨. معادلة كاي-مير- أولكن (K.M.O) لحساب تجانس العينة ككل.
٩. برنامج الحقيبة الإحصائية للعلوم الاجتماعية (spss version 24) لحساب كل من :
 - أ- المؤشرات الإحصائية لعينة تحليل الفقرات .
 - ب- مصفوفة معاملات الارتباط بين الاختبارات الأربعة .
 - ت- التحليل العاملي بطريقة المكونات الأساسية للتحقق ما إذا كان الاختبار يقيس سمة واحدة.
١. البرنامج المحوسب (MULTIOG.7) لتحليل فقرات الاختبار.

عرض النتائج وتفسيرها

يتضمن هذا الفصل عرضاً لنتائج البحث والتحقق من أهدافه، وتفسيرها ومناقشتها، على النحو الآتي :

ولكي يحقق الاختبار الموضوعية في القياس على وفق أنموذج لورد اللوغاريتمي الثنائي المعلم Two- Parameter Logistic Model، لا بد من التنبث من بعض الخطوات المهمة منها:

① ان فقرات الاختبار تقيس سمة كامنة واحدة .

② اختيار الأنموذج الأنسب لتحليل البيانات وتقدير قيم معالم الفقرات .

③ اختيار الفقرات المطابقة للأنموذج.

(Hambleton, & Swaminathan, 1985, p: 79) .

أولاً : افتراض أحادية البعد

يكون الاختبار أحادي البعد إذا كانت البيانات المشاهدة لفقرات ذلك الاختبار تقيس سمة كامنة واحدة فقط لا أكثر ، إذ يشير وايت وبوكسن (Wright , Poncho & Pokson , 1977) ، إلى مطابقة الفقرات لافتراضات " النموذج " يعد دليلاً على أن الفقرات تقيس سمة أحادية البعد : (Wright ,et al, 1977: 17) . ويمكن التحقق من افتراض أحادية البعد بعدة طرق منها :

1. **طريقة التحليل العاملي :** قبل الشروع في استخدام طريقة التحليل العاملي قام الباحث بالتحقق من الشروط الواجب توافرها في مصفوفة معاملات الارتباط الخاصة بالتحليل العاملي، حيث يجب أن تكون قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط لا يساوي صفراً . أي أن $R \neq 0$ ، وقد وجد الباحث أن قيمة محدد مصفوفة معاملات الارتباط تساوي (1.94×10^4) ، وهذه القيمة أكبر من الصفر .

قياس تجانس العينة بالنسبة لحجم العينة : ويتم ذلك من دلالة قيمة كاي تربيع (χ^2) لاختبار بارتليت ، والجدول رقم (٢) يوضح ذلك :

قياس تجانس العينة ككل : ويتم ذلك بواسطة حساب قيمة كاييرز- ماير- أولكن (K.M.O) ، والذي يجب أن لا يقل عن (0,5) حسب محك كاييرز ،

ويتضح من الجدول رقم (٢) أن قيمة كايزر- ماير- أولكن (K.M.O) تساوي (0,57) وهي أكبر من (0,5) ، بمعنى أنه دال.

ملائمة وكفاية العينة : على مستوى كل متغير من خلال اختبار التعيين Measures of Sampling Adequacy (MSA)، والذي يدل على أن مستوى الارتباط بين كل متغير بالمتغيرات الأخرى في مصفوفة الارتباط كاف لإجراء التحليل العاملي، كانت قيم (MSA) التي تظهر في القيم القطرية في مصفوفة الارتباطات العكسية Anti -image Matrices قد تجاوزت في معظمها (0,5) بمدى تراوح بين (0,68- 0,78) وهي تعد وفقاً لمحك كايزر لا بأس بها، والذي يحدد (0,5) كحد أدنى لاعتبار مستوى ارتباط كل متغير بالمتغيرات الأخرى مقبولاً للاستمرار بالتحليل العاملي، أما في حالة عدم تجاوز المتغير للقيمة الحرجة المحددة فإن هذا المتغير يحذف، لاستقلاليتة عن المتغيرات الأخرى، أو تعامل بمعزل عن بنية المتغيرات الأخرى (تبيغزة، 2012، 90)، كما مبين في الجدول رقم (٣)

الجدول رقم (3)
يوضح قيم بيانات الاختبار الخاضعة للتحليل العاملي بطريقة المكونات الأساسية والتدوير المائل.

اختبار ملائمة العينة	
0,57	Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.(KMO)
36,812	Bartlett's Test of Sphericity
0,78	السلاسل
0,71	التصنيف
0,68	المصفوفات
0,74	الظروف

بعد تحقق شروط إجراء التحليل العاملي قام الباحث باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية Principle components لاستجابات الأفراد عن فقرات الاختبار، وذلك للتحقق ما إذا كان الاختبار يقيس سمة واحدة ، كما هو مفترض.

وقد تم حساب قيمة الجذر الكامن Eigen Value ، ونسبة التباين المفسر Explained Variance ، وكذلك التباين المفسر التراكمي لكل عامل من العوامل ، والجدول (٤) يوضح قيم الجذر الكامن ، والتباين المفسر، والتباين المفسر التراكمي للعوامل المستخلصة.

جدول رقم (4)
المفسر والتباين المفسر التراكمي

نسبة التباين المفسر التراكمي	نسبة التباين المفسر	الجذر الكامن	العامل
9.362	9.362	7.490	1
11.897	2.535	3.028	2
14.231	2.334	2.867	3
16.187	1.947	2.558	4
18.016	1.837	2.470	5
19.738	1.722	2.378	6
21.416	1.678	2.343	7
23.061	1.645	2.316	8
24.675	1.613	2.291	9
26.241	1.566	2.253	10
27.783	1.543	2.234	11
29.311	1.528	2.222	12
30.830	1.519	2.215	13
32.335	1.505	2.204	14
33.795	1.460	2.168	15
35.236	1.442	2.154	16
36.669	1.433	2.146	17
38.092	1.423	2.138	18
39.489	1.397	2.118	19
40.871	1.383	2.106	20
42.229	1.357	2.086	21
43.575	1.347	2.077	22
44.905	1.330	2.064	23
46.223	1.318	2.054	24
47.521	1.297	2.039	25
48.803	1.282	2.025	26

50.075	1.272	2.017	27
51.336	1.261	2.009	28
52.583	1.247	1.998	29
53.814	1.231	1.985	30
55.027	1.213	1.971	31
56.223	1.196	1.956	32
57.407	1.184	1.947	33
58.586	1.180	1.944	34
59.749	1.163	1.930	35
60.905	1.156	1.925	36
62.054	1.150	1.920	37
63.197	1.142	1.914	38
64.324	1.128	1.902	39
65.436	1.112	1.890	40
66.526	1.089	1.871	41
67.607	1.082	1.865	42
68.672	1.065	1.852	43
69.735	1.062	1.850	44
70.769	1.035	1.828	45
71.799	1.030	1.824	46
72.818	1.019	1.815	47
73.828	1.010	1.808	48
74.922	1.092	1.793	49
76.011	1.089	1.786	50

ويتضح من الجدول رقم (٤) أن قيم الجذور الكامنة النهائية للعوامل المستخلصة أكبر من الواحد الصحيح حسب معيار كايزر، كما يتضح أيضاً من الجدول رقم (٤) أن العامل الأول يفسر أكبر نسبة تباين في درجات الأفراد المفحوصين مقارنة ببقية العوامل، حيث بلغت قيمة الجذر الكامن للعامل الأول (7.490)، بنسبة تباين (9.362%)، مما يعني أن هذا العامل هو المسيطر على تفسير التباين الكلي لدرجات الاختبار، وبالتالي يعتبر هذا الاختبار أحادي البعد

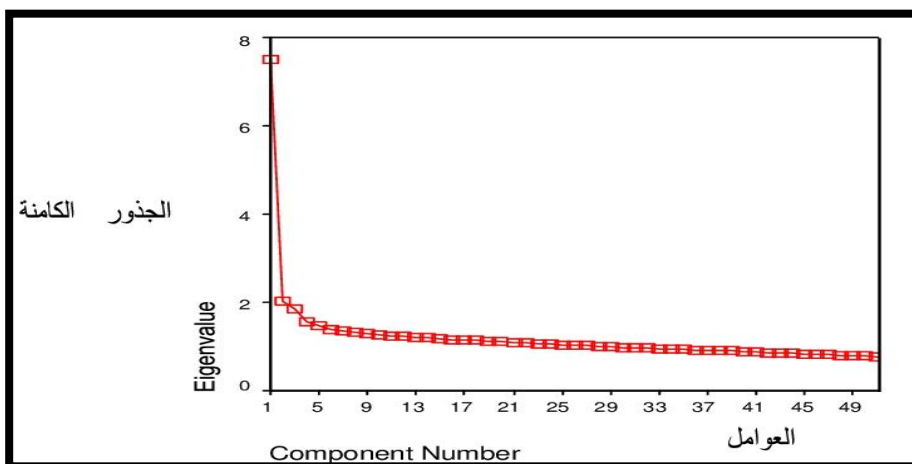
أي أن هناك سمة كامنة واحدة يقيسها الاختبار وهي المسؤولة عن تفسير ما يحدث من تباين في درجات الاختبار.

Scree plot : طريقة الرسم البياني 2.

تعتبر أحد مخرجات التحليل العاملي ، وممثلاً لقيم الجذور الكامنة للعوامل الممكن استخلاصها من الاختبار ، والرسم البياني في الشكل (1) يوضح تمثيل قيم الجذور الكامنة للعوامل المرشحة للاستخلاص من النموذج.

شكل رقم (1)

التمثيل البياني Scree plot لقيم الجذور الكامنة للعوامل المستخلصة من التحليل العاملي



ويتضح من الشكل (1)، ارتفاع قيمة الجذر الكامن للعامل الأول مقارنة ببقية العوامل، وبالتالي هو العامل المسيطر على تفسير التباين الكلي لدرجات الاختبار مقارنة ببقية العوامل التي يمكن استخلاصها.

ومما سبق ذكره ، وبعد التحقق من خلال مؤشرين هما إجراء التحليل العاملي وطريقة الرسم البياني، يمكن قبول الافتراض بأن الاختبار يقيس سمة

أحادية البعد، لذلك يمكن استخدام نموذج لورد لتحليل بيانات الاختبار قيد الدراسة الحالية.

ثانياً : افتراض استقلال الموضعي Local Independence

ومن الجدير ذكره أن هامبلتون وسواميناثان (Hambelton & Swaminathan, 1985) قد أوردوا أن تحقق افتراض أحادية البعد يكافئ الافتراض الثاني وهو افتراض الاستقلال الموضعي Local Independence. وكذلك يرى وورم (Warm, 1978) أن افتراض أحادية البعد يتضمن افتراض الاستقلال الموضعي وليس العكس (Hambelton & Swaminathan, 1985, p:143).

وبذلك يمكن أن افتراض استقلال الموضعي قد تحقق بالتحقق من افتراض أحادية البعد.

ثالثاً : التحقق من ملائمة البيانات لنماذج السمات الكامنة:

كون الدراسة الحالية تهدف إلى تطوير اختبار كاتل للذكاء باستخدام النموذج الثنائي المعلم لنظرية السمات الكامنة الأحادية البعد ، لذا فيجب التحقق من حسن مطابقة بيانات الدراسة الحالية للنموذج الثنائي المعلم، وتحقيقاً لذلك أنتهج الباحث ما يلي :

وبغية التعرف على بارامترات فقرات الاختبار حسب نظرية السمات الكامنة تم اعتماد النموذج ثنائي المعلم، حيث أعتمد الباحث على البرنامج MULTILOG.7 في حساب معلمي الصعوبة والتمييز والخطأ المعياري. والجدول رقم (٥) يوضح تلك النتائج تبعاً لنظرية السمات الكامنة.

جدول رقم (5)

يوضح قيم الصعوبة والتمييز والخطأ المعياري لكل منهما وقيمة مربع كاي المحسوبة

الفقرات	الصعوبة	الخطأ المعياري للصعوبة	التمييز	الخطأ المعياري للتمييز	قيمة مربع كاي المحسوبة
1	0.77	0.23	1.10	0.12	9.983
2	0.62	0.19	0.93	0.18	4.974
3	0.38	0.24	0.54	0.21	1.765
4	0.67-	0.22	0.69	0.23	7.761
5	0.58	0.21	0.98	0.17	6.511
6	0.41	0.26	0.43	0.13	4.379
7	1.16-	0.27	0.56	0.20	5.222
8	0.98	0.25	0.61	0.11	2.183
9	0.83	0.24	0.88	0.24	4.087
10	0.73-	0.23	1.05	0.20	12.081
11	1.32	0.27	0.87	0.15	10.076
12	1.09	0.26	1.31	0.12	9.053
13	0.52	0.23	0.76	0.26	11.048
14	0.47-	0.29	0.49	0.16	10.032
15	1.18	0.20	0.72	0.18	8.773
16	0.91	0.25	1.06	0.16	6.756
17	0.97-	0.25	0.50	0.14	3.751
18	0.78	0.23	0.81	0.12	3.643
19	0.66	0.22	0.96	0.21	7.632
20	0.54	0.21	0.77	0.26	9.529
21	1.01-	0.19	0.86	0.24	10.505
22	0.39	0.28	0.58	0.11	12.388
23	1.18	0.27	0.73	0.14	8.362
24	0.73	0.23	0.79	0.16	7.220
25	0.84	0.24	0.80	0.12	1.118
26	1.19-	0.27	0.97	0.22	5.107
27	0.48	0.27	0.76	0.19	11.005
28	1.40	0.30	1.03	0.23	11.732
29	1.15	0.27	0.46	0.19	11.726
30	1.33-	0.29	0.93	0.15	7.011
31	0.53	0.24	0.64	0.17	6.954
32	0.88	0.21	0.59	0.24	9.576
33	0.66	0.24	0.96	0.15	6.541

12.533	0.12	1.02	0.20	0.75	34
6.438	0.20	0.70	0.17	0.43	35
7.422	0.18	0.89	0.20	1.01	36
3.379	0.13	1.15	0.18	0.89	37
6.366	0.19	1.07	0.27	0.94	38
5.354	0.21	0.66	0.21	1.09	39
7.022	0.20	0.71	0.27	0.50	40
7.503	0.16	0.48	0.24	1.05	41
5.286	0.12	0.77	0.22	0.80-	42
11.032	0.25	0.74	0.20	0.71	43
10.044	0.17	0.57	0.27	0.93	44
11.021	0.15	0.95	0.24	1.12	45
2.993	0.23	0.69	0.25	0.41	46
4.504	0.19	1.14	0.20	0.90-	47
9.772	0.21	1.06	0.24	1.00	48
11.661	0.23	0.85	0.28	1.41	49
9.983	0.21	0.55	0.19	0.97	50

ومن هذه النتائج نتوصل إلى مطابقة جميع فقرات الاختبار إلى افتراضات النموذج ثنائي المعلم ، لكونها كانت متوافقة وتقع ضمن الحدود المقبولة والمنسجمة مع معايير قبول الفقرات.

أذ تبين ومن خلال عرض قيم الصعوبة المبينة في الجدول رقم (٥) أن تلك القيم الفقرة تراوحت ما بين (-1.33 لوجيت) إلى (+1.41 لوجيت)، مما يعني أن الفقرات كانت متباينة الصعوبة، وهو ما يؤكد على إمكانية التعرف على أصحاب المستويات الأعلى قياساً بأقرانهم من المستويات الأدنى في الذكاء.

وأُسفرت الدراسة عن عدم تأثر تقديرات صعوبة مفردات الاختبار بقدرة الأفراد الذين يستجيبون عليها مما يعني تحرر تقديرات صعوبة مفردات من العينة المستخدمة ، وكذلك عدم تأثر تقديرات صعوبة المفردات بغيرها من مفردات الاختبار، مما يعني تقديرات صعوبة مفردات الاختبار من باقي المفردات ، وعدم تأثر تقديرات قدرة الفرد بمجموعة المفردات التي يجيب عليها مما يعني تحرر تقديرات قدرة الفرد من مفردات الاختبار (جاد الرب ، ١٩٩٩).

ويلاحظ من الجدول رقم (٥) أن جميع فقرات الاختبار مكافئة للتقديرات الإحصائية المناظرة لها ، مع الأخذ بالخطأ المعياري لهذه التقديرات مع تلك

التقديرات المشتقة من تحليل أداء أفراد العينة الكلية، ويعني هذا أن تقدير قدرة الفرد الحاصل على درجة كلية معينة على هذا الاختبار لا تتأثر باختلاف مستوى أداء عينة التحليل، وبهذا تتحرر قدرة الفرد المقدرة بهذا الاختبار من قدرة باقي الأفراد الذين يجيبون عنه، وهذا يعني إن تكافؤ التقديرات المتناظرة في تحليل العينة الكلية بوصفها تقديرات مرجعية ، وتلك المشتقة من أداء العينة، مما يشير إلى تحرر صعوبة الفقرات من قدرة العينة التي طبق عليها الاختبار.

كما واستخدم البرنامج MULTILOG.7 في تقدير معلم التمييز للفقرات تبعا لنظرية الاستجابة للفقرة ووفق النموذج الثنائي المعلم فأشارت نتائج التحليل إلى أن قيم معلم تمييز الفقرات قد تراوحت ما بين (0.43 لوجيت) إلى (1.31 لوجيت)، وهذا يعطي مؤشرا على أن تمييز الفقرات كان مناسباً.

ومن خلال مؤشر حساب قيمة مربع كاي الاحصائي لحسن المطابقة البيانات للنموذج إلى تبين مطابقة تلك البيانات مع النموذج المستخدم، فإذا ما حدث أتساق بين الاستجابات الملاحظة للمفحوصين على الفقرة واحتمال نجاحهم فيها ، دل على وجود أتساق بين استجاباتهم على الفقرة ودرجاتهم الكلية على الاختبار، أي استجاباتهم على بقية الفقرات، مما يدل على الاتفاق بين السمة التي تقيسها الفقرة والسمة التي تقيسها بقية الفقرات ، وذلك عبر العينة جميعها، وتتطابق بذلك مع متطلبات النموذج (عوض الله، ٢٠٠٠: ١٥٨-١٦١).

وعندما تكون قيمة الإحصائي دالة إحصائياً ينبغي حذف الفقرة ، لأنها لا تعبر عن السمة التي تعبر عنها بقية الفقرات ، وتستخدم هذه الإحصائيات أيضاً لاستبعاد المفحوصين ذوي الاستجابات غير المطابقة للنموذج، إذ تختلف الصعوبة النسبية للفقرات عند هؤلاء المفحوصين في نتائج المطابقة للنموذج قبل حذف الفقرات ، ثم إعادة التحليل وبعدها تحذف الفقرات غير المطابقة للنموذج، إذ قد يكون هؤلاء هم المسؤولين عن عدم مطابقة بعض الفقرات للنموذج. (Wright & Stone, 1979 ; 82)

الصدق وفقاً لنظرية القياس الحديثة :

إنّ استخدام أنموذج لورد الثنائي المعلم في تطوير اختبار ما ، يعني توافر متطلبات الموضوعية في قياس المتغير موضوع القياس ، وهذا يعني ضمناً تحقق شرطي الصدق والثبات لتقديرات كل من صعوبة الفقرات وتمييزها وقدرات المفحوصين (كاظم وآخرين ، ١٩٩٦ : ٣٦٦) . وحيث أن صعوبات وتمييز الفقرات وقدرات المفحوصين مدرجة على المتصل نفسه الذي يعرف متغيراً واحداً فإن هذا يعني صدق الفقرات في تعريفها للمتغير ، وصدق تدرج قدرات المفحوصين على متصل المتغير نفسه الذي يقوم على صدق استجابات المفحوصين على الاختبار (كاظم ، ١٩٩٤ : ٩٨).

وعندما يقوم برنامج الإحصائي بتحليل نتائج استجابات المفحوصين على فقرات الاختبار ، فإنه يقوم بحذف المفحوصين غير المطابقين لافتراضات الأنموذج ، وهذا يعني حذف المفحوصين غير الصادقين في استجاباتهم على الاختبار ، ويستبقى التحليل فقط تلك الاستجابات الصادقة في تدرجها على متغير القياس ، فضلاً عن ذلك يقوم البرنامج بإعطاء بيانات الملاءمة الخاصة بالفقرات المختلفة ، وعليه تحذف الفقرات غير المطابقة لافتراضات الأنموذج ، ويكون هذا الحذف بناءً على دلالة قيم مربع كاي ، والفقرة غير المطابقة للأنموذج هي تلك الفقرة التي لا تتسق في تدرجها مع تدرج بقية الفقرات على المتصل موضوع القياس ، وغالباً ما تقيس الفقرة صفة أو سمة أخرى غير التي هي موضوع القياس ، أو أن تكون الفقرة غامضة ، أو أن هناك خللاً ما في صياغتها ، مما يؤدي إلى حذفها لأنها غير صادقة في تعريفها للمتغير موضوع القياس ، أما الفقرات المطابقة لافتراضات الأنموذج فهي الفقرات الصادقة في تعريفها للمتغير موضوع القياس ، مما يعني صدقها في قياس هذا المتغير (كاظم وآخرون ، ١٩٩٦ : ٣٦٦)

الثبات وفقاً لنظرية القياس الحديثة :

إنّ تدرج فقرات الاختبار على ميزان واحد مشترك وفقاً لأنموذج لورد وذلك بعد حذف الفقرات غير الصالحة للقياس ، وكذلك الأفراد غير المطابقين للأنموذج إنما يعني تحقق شروط الأنموذج التي منها شرط استقلالية القياس ويعني ذلك ثبات تقديرات الصعوبة ، والتمييز ، والقدرة ، وعدم تأثرهما باختلاف مجموعة
گوفاری تویژمر / بهرگی ٣ / ژماره ١ / زستانی ٢٠٢٠
٥٨٤

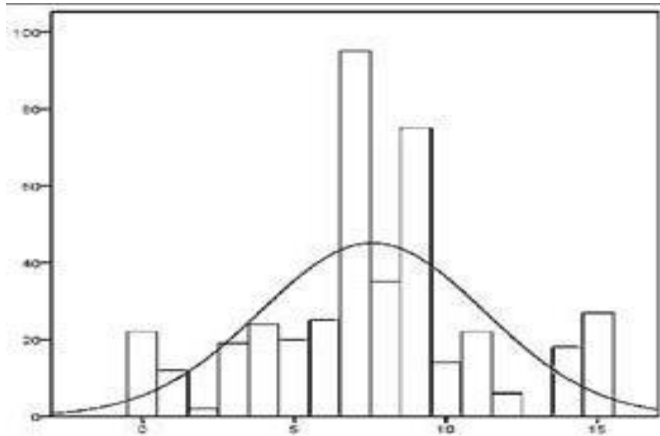
الفقرات المسحوبة من ميزان التدرج الأصلي ، أو باختلاف عينة الأفراد الذين طبق الاختبار عليهم (كاظم ، ١٩٩٤ ، ص: ٩٩)

دالة المعلومات:

ولأن دالة معلومات الاختبار من الخصائص التي تستند عليها نظرية السمات الكامنة فقد تم استخدام برنامج MULTILOG 7 لتحديد هذه الدالة للاختبار. وفيما يلي شكل (٢) الذي يوضح منحنى دالة معلومات وكما يلي:

شكل رقم (٢)

منحنى دالة معلومات ومنحنى الخطأ المعياري لقائمة التشوه المعرفي.



ويتضح من شكل (٢) أن القيمة القصوى لدالة المعلومات كانت تتراوح بين (0,5) و (-0,5) لوجيت على متصل السمة المقاسة أي في منتصفها وتتناقص تدريجيًا بالابتعاد عن نقطة المنتصف وهذا يتطابق مع توقعات النموذج وأن الاختبار يقدم أقصى مقدار من المعلومات عند التقديرات، أما عند الأطراف فيلاحظ انخفاض كمية المعلومات للاختبار.

حيث ينص الافتراض إن يكون للمنحنيات الملاحظة المميزة للفقرة شكل أو انحناء عام مشترك حيث ذكرت (كاظم وآخرون، ١٩٩٦ : ٣٥٣ – ٣٥٤) انه

عندما يكون هناك شكل أو انحناء عام لكل المنحنيات الملاحظة المميزة للفقرات ، أي أن تكون هذه المنحنيات متوازية عندئذ تكون لها القوة نفسها على التمييز بين الأفراد على متصل السمة.

الاستنتاجات :

يستنتج الباحث من النتائج أعلاه على ملائمة نموذج لورد اللوغارتمي الثنائي المعلم لتطوير الصورة (أ) من اختبار كاتل للذكاء المتحرر من أثر الثقافة.

التوصيات :

- في ضوء النتائج التي توصل إليها الباحث يوصي بما يلي :
١. اجراء دورات تدريبية على كيفية استخدام نموذج لورد لتطوير أساليب أعداد وبناء الاختبارات للباحثين في المجال النفسي والتربوي.
٢. استخدام اختبار كاتل في التعرف على الطلبة المتميزين.

المقترحات :

١. استخدام نموذج لورد في تطوير وبناء اختبارات اخرى للذكاء.
٢. تطوير اختبار كاتل للذكاء باستخدام النماذج الأخرى لنظرية السمات الكامنة.
٣. أجراء دراسة عن الصورة (ب) لاختبار ذكاء المتحرر من أثر الثقافة لـ كاتل.
٤. استخدام نماذج نظرية السمات الكامنة في تطوير وبناء أدوات واختبارات نفسية جديدة.

الهوامش:

- ١- $\pi(\theta)$ هو احتمال الإجابة الصحيحة للفرد الذي قدرته θ على الفقرة (i).
- ٢- تم الحصول على البيانات من قسم التخطيط في المديرية تربية مركز مدينة أربيل.

المصادر

المصادر العربية

- أبو حطب، فؤاد وآخرون. (2005) : (اختبارات كاتل للعامل العام: مقياس الذكاء المتحرر من أثر الثقافة، المقياسان الثاني والثالث، الصورة أ - ب، كراسة التعليمات). مكتبة الأنجلو المصرية، القاهرة، مصر.
- أبو جراد، حمدي يونس. (٢٠٠٨) : (استخدام نموذج راش في تطوير اختبار كاتل الثالث للذكاء الصورة (أ). مجلة الجامعة الإسلامية (سلسلة الدراسات الإنسانية) المجلد السادس عشر، العدد الثاني، (555 - 583).
- احمد، ، محمد عبد السلام، لويس كامل مليكه (١٩٥٦) : (مقياس ستانفورد- بينيه للذكاء)، مكتبة النهضة المصرية، القاهرة - مصر.
- التقي ، أحمد محمد . (2008) : (النظرية الحديثة في القياس) . الطبعة الأولى ، دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة . عمان - الأردن .
- جاد الرب ، هشام فتحي. (١٩٩٩) : (تطوير اختبار كاتل للذكاء باستخدام نماذج السمات الكامنة وأثر ذلك على قدرة الاختبار على التنبؤ بالتحصيل الدراسي). رسالة ماجستير (غير منشورة) ، قسم علم النفس التربوي ، كلية التربية - جامعة المنصورة ، مصر.
- الروسان ، فاروق . (١٩٩٨) : (قضايا ومشكلات في التربية الخاصة) . دار الفكر للطباعة والنشر ، عمان - الأردن .
- الزغلول ، عماد عبد الرحيم. (٢٠٠١). (مبادئ علم النفس التربوي). الطبعة الأولى : دار الكتاب الجامعي .
- الساحلي، ندى. (٢٠٠٨) : (تقنين أولي لاختبار رافن للمصفوفات المتتالية على عينات من ذوي الاحتياجات الخاصة في الجمهورية العربية السورية). رسالة ماجستير (غير منشورة). كلية التربية - جامعة دمشق، سوريا.

- عامر ، طارق عبد الرؤوف، ربيع محمد. (٢٠٠٨) : (الذكاءات المتعددة). دار اليازوري العلمية للنشر والتوزيع. عمان – الأردن.
- عبد الرحمن ، سعد (١٩٩٨) : (القياس النفسي) ، الكويت، مكتبة الفلاح .
- علام ، صلاح الدين محمود ، (١٩٨٦) : (تطورات معاصرة في القياس النفسي والتربوي) ، جامعة الكويت : إدارة التأليف والترجمة والنشر .
- علام ، صلاح الدين محمود ، (٢٠٠٠) : (القياس والتقويم التربوي والنفسي أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة)، دار الفكر العربي ، القاهرة – مصر .
- علام ، صلاح الدين محمود ، (٢٠٠١) : (الاختبارات التشخيصية مرجعية المحك في المجالات النفسية والتربوية)، القاهرة ، دار الفكر العربي ، القاهرة – مصر .
- علام ، صلاح الدين محمود ، (٢٠٠٥) : (نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي) ، دار الفكر العربي ، القاهرة – مصر .
- علام ، صلاح الدين محمود ، (٢٠٠٧) : (التقويم التربوي البديل وأسس النظرية والمنهجية وتطبيقاته الميدانية) . دار الفكر العربي ، القاهرة – مصر .
- عوض الله، محمد عبد الرحيم. (٢٠٠٠) : (مقارنة اسلوبي أنموذج راش والطريقة التقليدية في بناء اختبارات الذكاء باستخدام محك التنبؤ بالتحصيل الدراسي)، (اطروحة دكتوراه غي منشورة) ، جامعة بغداد، كلية التربية أبن رشد
- كاظم ، أمينة ، أنور الشرقاوي وآخرون ، (١٩٩٦) ، (اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي) ، مكتبة الانجلو المصرية ، القاهرة .
- كاظم ، أمينة محمد، محمد عماد الدين إسماعيل : (١٩٩٤) . (تدريج ومعايرة المقاييس). معايير نمو طفل ما قبل المدرسة ، القاهرة :المجلس القومي للأمم و الطفولة.

- ميهرنر ، وليام و لهنر ارفن ، (٢٠٠٣) : (القياس والتقويم في التربية وعلم النفس) ، ترجمة هيثم الزبيدي ، دار الكتاب الجامعي ، العين - الامارات العربية المتحدة .
- الوليلي، إسماعيل حسن .(٢٠٠٢) : (دراسة سيكومترية مقارنة لبعض نماذج الاستجابة للمفردة في انتقاء مفردات الاختبارات مرجعية المحك . (رسالة دكتوراه غير منشورة)، كلية التربية ، جامعة الأزهر مصر.
- ياسين، عطوف محمود. (١٩٨١). (اختبارات الذكاء والقدرات العقلية بين التطرف والاعتدال). دار الاندلس ، بيروت – لبنان .

المصادر الأجنبية

- **Anastasi, A. (1976) : (psychological testing) , 4th ed , New York , Macmillan .**
- **Brody , N ,(1985): (The validity of tests of intelligence) , In B.B . Wolman (ed) Handbook of intelligence N.Y :john wiley& sons .**
- **Cattell, R. B. (1963) : (Theory of fluid and crystallized intelligence): A critical experiment. Journal of Educational Psychology, 1-54.**
- **Ebel, R. L. (1972) : (Essentials of Educational measurement), New Jersey; prentice Hall Inc .**
- **Hambleton, R.K., and Swaminathan, H. Algina, J. (1978) (Criterion- Referenced Testing and Measurment :Areview of Technical Issuse and Development). Review of Educational Research. Vol. 48, No. 1 .**

- **Hambleton, R.K., and Swaminathan, H. (1985):(*Item Response Theory : Principles and Application*)** . Boston : Kluwer, Nijhoff Publishing.
- **Jack, Cassie. (1995). (*Fluid Intelligence*). (—————) .**
- **Kyle, H.(2000):(*Evaluation Educational Software for Special Education*).** Intervention in School & Clinic .
- **Linden , W. I. and Hambleton , R. k. (1997) , (*Item response theory, brief history , common models and extension*) ,** New york , sprmger.
- **McGrew, Kevins. (1998). (*The measurement of reading achievement by different individually administered standardized reading test*):** Apples and apples or apples and oranges?. Washington: National
- **Nunnly, J.C. (1981):(*Test and Measurement*)** . New York : Mc Graw Hill Book, Co.Inc .
- **Suen, h. k.(1990): (*Principles Of Test therioes*).** Hillsdale,New Jersey.
- **Thorndike, R. L. and E. P. Hagen. (1977) : (*Measurement and evaluation in psychology and education*).** (4th edition) New York: Wiley.
- **Van Der Linden. (1986): (*The Robustness of Rasch ectimates*),** Applied Psychological measurement.
- **Wiberg, M. (2004):(*Classical Test Theory vs. Item Response Theory An Evaluation of The Theory Test in the Swedish***

Driving- License Test). Umea University, Department of Educational measurement.

- **Wright, B , D, (1977) : (Solving Measurement Problem With the Rasch model) .** Journal of Educational measurement . Vol . 14 – 21
- **Wright, B. D., & Stone, M. H. (1979): (*Best test design. Chicago*) : MESA Press.**

به کارهینانی مۆدیلی لۆرد بۆ گهشهپیدانی تیستی کاتل بۆ زیرهکی سهریبهخۆ له کاریگهری کهلتور

کورتەى توێژینهوه

ئهم توێژینهوهیه به ئامانجه مۆدیلی لوردی دوو بارامهتری لۆگارتمی Two-Parameter Logistic Model به کارهینانی بۆ گهشهپیدانی وینهى (أ) تیستی "کاتل" بۆ زیرهکی سهریبهخۆ له کاریگهری کهلتور ، له لای قوتابیانى قوناغى ئامادهی ، بۆ ئهم مه بهسته توێژهه تیسته که ی له سهه (۱۰۰) تاکدا له پارێزگای ههولێر جیبیه جی کرد که (۵۰) ی ئهو تاکانه له رهگهزی نێرینه و (۵۰) ی له رهگهزی مێینه بوون ، و که به شیوهی ههلبژاردنی هه پهمه کی هیشۆی ههلبژێردران ، و ئهم تیسته که له (۵۰) برگه پیکهاتوو و به سهه چوار تیستی لوه کی دابه شبووه ، که ئهوانیش : زنجیره کان (۱۳) برگه ، و پۆلینکردن (۱۴) برگه ، و ماتریکسه کان (۱۳) ، و دۆخه کان (۱۰) برگه ، و ئهو وه لمده ره ی وه للامی راست بنوینیت (۱) نمره یکی پیده دریت ، و به پێچه وانه وه ئه گه ره وه للامه کی هه له بوو هیچ نمره یکی پینادریت .

وله پینا و دلنیا بوون له گریمانه کانی تیوری وه للامدانه وه بۆ برگه ی لۆگارتمی ، وله پێشهنگی ئهو گریمانه دا گریمانه ی تاکره ی ره هه ند ، شیکردنه وه ی فاکته ره ی به کارهینا به پێگه ی پیکهاته بنه ره تییه کان ، وله ئه نجامدا ته نها یه ک فاکته ره ی به ده سته که وت که واتای شیکردنه وه ی تیسته که ی هه بیته . وه ره وه ها به های ره گی شارا وه Eigen Value ، وریژه ی جیا وازی شیکار Explained Variance ، و جیا وازی شیکاری که لکه بووی بۆ هه ره برگه ی که له برگه کان هه ژمار کرد ، و ده رکه وت که سه رجه م به ها کانی ره گی شارا وه گه و ره ترن له (۱) ، به ئه مه ش مەرجه تاکره ی ره هه نده کان جیبیه جی ده بیته ، به للام سه ره رای ئه وه توێژهه پێگه یکی تری به کارهینا بۆ دلنیا بوون له ئه و گریمانه یه ، که ئه ویش ده رهینانی فاکته ره ی په یوه ندی پۆینت پایسریاله بۆ دلنیا بوونی له بوونی په یوه ندی له نیوان برگه کانی هه ره تیستیکی لوه کی له گه ل نمره ی گشتی ئه و ره هه نده ، وه ک ئاماژه ی که بۆ بوونی هاوته ربیی نیوخوی نیوان برگه کانی تیسته که ، و که به ئاراسته ی پێوانه کردنی

تەنھا خاسىيەتتىكى ، و دەركەوت كە بەھاي فاكىتەرى پەيۋەندى ئامازەپىكرأ و دەكەۋىتە نىۋان (۰.۴۰۲) و (۰.۷۷۷) . وسەبارەت بە دلتىابوون لە گرىمانەى سەرىبەخۇبى شويىنى Local Independence ، لە ئەم گرىمانەىيە دلتىابوون لە رىگەى دلتىابوون لە گرىمانەى تاكرەۋى رەھەندى .

وئەنجامى شىكرەندەۋى ئامارى بە بەكارھىننى برۆگرامى MULTIOG.7 دەرىخست كە مەۋداى خەملىندەكانى قورسايى برىگەكان لە نىۋان (- ۱.۳۳ لۆجىت) تآۋەكو (+ ۱.۴۱ لۆجىت) ، وھەروھە دەرنەنجامەكان ئەۋەپان دەرخست كە شىكرەندەۋى بەھاي بارامەترەكانى جياكارى برىگەكان بۆ نمونەكانى برىگە دوانەىيەكان دەكەۋىتە نىۋان (۰.۴۳ لۆجىت) و (۱.۳۱ لۆجىت) ، وئەمە ئامازە بۆ ئەۋە دەكات كە جياكارى برىگەكان لە ئاستىكى پەسەندكرأودان ، ھەروھە تويزەر بەھاي خەملىندى ھەلەى پىۋەرى بۆ ئەۋە دوو بارامەترە بۆ ھەر برىگەك لە برىگەكانى تىستەكە ھەژماركرد ، ولە ئەنجامى ئەم شىكرەندەۋە ئامارىيەنە بە بەكارھىننى مۆدىلى لۆرد ھىچ برىگەك لە برىگەكان دوورنەخرايەۋە ، بەھۋى ئەۋەى لە سنورى پەسەندكرأۋى پىۋەرەكاندا بوون . ولە كۆتايىدا دەركەوت كە مەۋداى توانستى تاكەكان دەكەۋتە نىۋان (۱.۱۱۸) تآۋەكو (۱۲.۵۳۳) . وبە ئەم شىۋەىيە بۆ تويزەر روونبۆيەۋە كە مۆدىلى لۆردى لۆگارتىمى ئەكتىفە لە گەشەپدانى وىنەى (أ)ى تىستى "كاتل" بۆ زىرەكى سەرىبەخۇ لە كاريگەرى كەلتور.

وشە كلىلييەكان : مۆدىلى لۆرد ، تىۋرى خاسىيەتە شارأۋەكان ، تىستى كاتل بۆ

زىرەكى

Use the Lord Model to Development the Cattell's Test Of Intelligence Free of the Impact of Culture

Abstract

The current research aims at using the model of the double-logarithmic lord

Two-Parameter Logistic Model in the development of image (a) of the CATEL test of the culture-free intellect in middle school students. To achieve this goal, the researcher has adopted the target test consisting of (50) paragraphs divided into four sub-tests, namely: strings (13) paragraph, classification (14) paragraph, matrices (13) paragraph, circumstances (10) paragraphs, (A) random sample of (1005) male and female students (501) students (504) students in the center of Erbil governorate were appointed.

The assumptions of the theory of response to the logarithmic clause, most notably the one-dimensional borrowing, were verified through the global analysis of the scale in the basic components method. One factor was obtained with a meaningful meaning for the test. The value of the underlying root Eigen Value, Explained Variance, The cumulative mean of each paragraph, and all values of the underlying root value were greater than (1), Where the underlying root should be interpreted as equal to or greater than (1). The researcher also adopted another method to achieve the single-measure is to extract the Point-Biserel correlation coefficient (the degree relation of the paragraph to the total degree of the scale) as an indicator of the internal consistency between the paragraphs of the scale, The correlation coefficient was between (0.777) and (0.402). As for the verification of the assumption of local independence, this assumption was verified by verifying the one-dimensional assumption of the paragraphs.

The results of the statistical analysis using MULTIOG.7 showed that the extent of the difficulty of the vertebrae was (1.33)-logite to (1.41+) logite. The results of the analysis were the parameters of the discrimination of the paragraphs of the double-staging model models ranged from (0.43) logite to (1.31) Logite), and this gives an indication that paragraph discrimination was appropriate. The standard error assessment for these teachers was calculated in each paragraph of the test. The statistical analysis of the Lord model did not exclude any paragraph, since it was within the accepted limits of the criteria adopted. The capacity of individuals ranged from (1.118) to (12.533). With these results, the researcher showed the effectiveness of the model in the development of image (a) of the Catal test of intelligence that is free from the impact of culture.

Keywords: Lord's model, latent personality theory, Cattell's intelligence test