أثر اختيار أنموذَج الاستِجابة للمُفردة في دقة تقدير معالم المفردة ثنائية الاستجابة

م.د. نوال جبار صالح

وزارة التربية/تربية الرصافة الثالثة

التخصص / القياس والتقويم

موبايل / ٠٧٧١٨٩٩٣٦٣٢

E-Mail: liqaa.shamil@yahoo.com

***تاريخ الاستلام : ٢٠٢٠/٣/٢٦**

تاريخ القبول : ٢٠٢٠/٦/١١

الخلاصة :

هدفت البحث إلى فحص أثر اختيار أنموذَج الأستِجابة للمُفردة ثنائية الاستجابة (احَادي المَعلم وثُنائي المَعلموثلاثَي المعلم) في تقدير معالم المفردة للأنموذَج الأحَادي المَعلم (الصعوبة)، ثُنائي المَعلم (صعوبة وتمييز)، ثلاثي المعلم (صعوبة وتمييز وتخمين) ودقتها.لتحقيق اهداف الدراسة قَامت الباحثة بتطبيقاختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية)والمكون من ٣٠ مفردة ثنائية الاستجابة (٠ للإجابة الخاطَئة و١ للإجابة الصَحيحة) على عينة من طلاب الصف السادس الاعدادي العِلمي والبالغ حجمها ٦٤٠ طالب وطالب من مَدارس محافظّة بَغداد. وقد تم التحقق من افتراضاتنَظريةالاستِجابة للمُفردة (احادية البُعد، الاستقلال الَمحلي، مُنحنى خصائص المفردة، عامل السرعة) واظهِرت النَتائج تحقق هذه الافتِرَاضات، كما قأمت الباحِثة بأختِبار مُلائمة المفردات لأنموذَج احادي وثُنائي وثلاثي الَمعلم باستخدام برنامج البايلوغواختِبار الملائمة مُربع كأي، وكانَت جميع المفردات ملائمة للنَماذج.

اظَهرت النَتائج ما يلي:

عَدم وجّود فُروق ذات دَلالة احَصائية في تقدير معامل صعوبة المفردة ودقتها تعزى إلى عامل الأنموذَج (أحادي وثنائي وثلاثي المعلم)

عدم وجود فُروق ذات دَلالة إحصائية في تقدير معامل التمييز ودقته تُعزى للأنموذَج المعتمد (ثنائي وثلاثي المعلم).

*

عَدم وِجود فُروق ذات دَلالة احصائية في تقدير معامل قدرة الأفراد ودقتها تُعزى إلى عامل الأنموذَج.

ملائمة اختِبارعكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية) للأنموذَج أحَادي المَعلم لأن معاملات التَمييز متقاربة ومعامل التخمين قريب جداً إلى الصفر.

الكلمات المفتاحية : انموذج الاستجابة ، دقة تقدير معالم المفردة ثنائية الاستجابة.

The effect of choosing a single word response model in the accuracy of estimating parameters for the word two-response

Lecturer, Dr. Nawal Jabbar Saleh*

Ministry of Education

General Education in Baghdad/Rasafa three

Abstract

The study aimed to examine the effect of choosing the two-response word response model (Single-teacher, dual-teacher, and three-teacher), in estimating the singular parameters of the mono-teacher model (difficulty), dual-teacher (difficulty and discrimination), triple-teacher (difficulty distinguishing and guessing) and its accuracy .

To achieve the goals of the study, the researcher applied a number-reversal test for the Woodcock Johnson III (standard battery) test consisting of 30 two-response items (zero for the wrong answer and one for the correct answer) on a sample of students of the sixth academic preparatory grade of 640 students for both sexes (males and female) from the schools of the province of Baghdad.

The assumptions of the word response theory were validated (One-dimensional, Local Independence, Single Characteristic Curve, Speed Factor), The results showed that these assumptions were fulfilled. The researcher also tested the suitability of the Chi-square, showing that all vocabulary was appropriate for the models.

The results showed the following:

1 -There were no statistically significant differences in estimating the coefficient of difficulty and singularity due to the model factor (mono-teacher, two-teacher, and three-teacher).

2 .There were no statistically significant differences in estimating the discrimination factor and its accuracy due to the approved model (mono-teacher, two-teacher, and three-teacher).

3 .The absence of statistically significant differences in estimating the power factor of individuals and their accuracy due to the model factor.

4 .Fit of number-reversal test for Woodcock Jones III cognitive ability test (standard battery) for single-parameter model because discrimination coefficients are close and the guess factor is very close to zero.

.Keywords: response model, estimating parameters for the word two-response

*PhD Educational and Psychological Sciences, Specialization, Measurement and Evaluation, Teacher in Al-Fadila Preparatory School for Girls, Third Rusafa.

١- مشكلة البَحث:

طور الباحثون في مجال القياس النفسي والتربوي عملية القياس المتعلقة بخصائص الأفراد وذلك بأخذهم نواحي ترتبط بشخصية الفرد وسلوكه او وذكاؤه وقدراته او جوانب تتعلق بتحصيله الأكاديمي، والتي تتأثر بمجموعة من المؤثرات المتنوعة، قد تكون هذه المؤثرات متفاعلة مع بعضها البعض احياناً.كما وتعد عملية بناء ومعايرة لاختِبارات والمَقاييس وتدريجها ذات أهمية كبيرة، لذا يجب التأكيد على موضوعيةالقِياس والتي تَعتمد بدورها على تحقيق الخَصائص القِياسية للاختِبارأو المقياس.

لذلك أعتمد في البدء على مجموعة من العمليات الرياضية والقواعد الاحصَائية البَسيطة مِثل المتوسط الحسابي والنسَبة المِئوية وغيرها، توجت في النهاية ببناء أول نَظرية للقياس، وهي نَظريةالاختِبارات الكلاسيكيةClassical Test Theory ، ولكنها واجهت العديد من الانتقادات ونقاط الضعف، ولعل أهمها التعبير عن قدرة الفرد من خلال الدرجة الظاهرية التي تقدر من خلال أدائه على الاختِبار، وبناءاً عليه فإنه سيتغير تقدير قدرة الفرد بتغير خَصائص الأختِبار من حَيث السهولة والصعوبة، كما أن خصائص الاختِبار والمفردات تتغيّر بتغيّر خَصائص الأفراد.

الامر الذي دعا الباحثين للبحث عن أسلوب أو نَظرية تتلافى نقاط ضَعف النَظرية الكلاسيكية، حيث كانت نَظرية الاستِجابة للمُفردةItem Response Theory،من النظريات السَيكومترية ألمعاصرة التي أتضَحت فائدتُها في التَغلب على الكثير من المشكلات في القِياسوالتي عَجزتالنَظرية الكلاسَيكية عَن مواجَهتُها.

والَميزة الأكثر أهمية في هذه النَظرية، هي استقلال تَقدير مَعالم المفردة (الصُعوبة، التمييز، التخمين) عَن قدرة الأفراد المستخدَمين لايجاد هذه الإحصائيات، وكَذلك أستقلال تَقدير قدرات الافراد عن معالم المُفردات المستخدمة في عَملية التَقدير. هذا ويشير بعض خبراء القِياس من أمثال لورد Lord ونوفيك Novick أن النَظرية المعاصرة في القِياس تُعد امتدادا لمفاهيم ومبادئ النَظرية الكلاسيَكية (علام، ٢٠٠٥، ٥٤)، حَيث توفر نَماذج هذه النَظرية تقديراً للقدرة مستقلاً عن العينة، بمعنى آخر يعبر عن تقديرات القدرة بوحدات لا تتعلق بصفات العينة، أو مجموعة معينة من الأفراد، فكما أن وزن فرد لا يتعلق بعمره أو جنسه، فإن تقدير قدرة الفرد المشتق من أي من نَماذجنَظريةالاستِجابة للمُفردة لا يتعلق بهذه العوامل او غَيرها مِن المميزات (الشرقاوي، ١٩٩٦، ٣٠٩).

وتعتمد نَظريةالأستِجابة للمُفرَدة على مَجموعة مِن النَماذِج في تَصميمِ وبناء ألاختِبارات والمَقاييس النَفسية والَتربوية، وتَتفق هذه النَماذِج في قَضيةًاساسية وهي تَحديد العلاقةَ بيناداءِ الَمفحوص المُلاحظ على الإختِبار وبين السِمة الكامِنة المسؤولة عن أداء المفحوص على الاختِبار. ويستند كل أُنموذج من نماذج نَظرية الاستِجابة للمُفردة عَلى مَجموعة من الإفتراضات تَختلف لكُل انموذَجوتَتباين على وفق طَبيعة المفرِدات، ولان نَماذجنَظريةالاستِجابة للمُفردة هي كغيرها من النَماذج فلها مجموعة من الافتِرَاضات الواجب تحققها في البيانات التي تطبق عليها، وهي احُادية البُعدوألاستقلال المَوضوعي ووجود المنحنى المُميز للمُفردة، كما يلاحظ من افتراضات النَظريةانها افتراضات قَوية قَد يصعُب تحَققها.

أن إيجَابيات أستِخدام هذه النَظرية يتنَاسب طرداً مَع مَدى تَحقُق هذَه الافتِرَاضات، ويمكن التحقق منها بواسطة الكَشف عَن مَدى مُطابقة البَيانات للأنموذَج المعتمد.

أشارت دراسات دراسة سرحان (٢٠١٨) القيسي (٢٠١٤) والعبد الله (٢٠١٢) والطراونة (٢٠١١) على أثر اختيارِ طَريقةِ الَتقدير على دقة تقدير معالم أنموذَجنَظريةالاستِجابة للمُفردة، كما اشارت دراسة فايزبتركوويندي(Fitzpatrick, Wendy, 2001)على اثر كل من طَول الاختِبار وحَجم العَينة عَلى دقة تقدير المعالم في حين تناولت دراسة عبابنة (٢٠٠٤)أثر حَجم العينة فقط على دقة تقدير معالم المفردة والأفراد.

ومن كونمسألة أختيار الأنموذَج المُلائم للُمفردات ولعينة الأفراد قضية رئيسية ومهمة بشكل عام وللمفردات ثنائية الاستِجابة بشَكل خاص وذلك لتَعدد النَماذج الثنائية (احَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثلاثي الَمعلم) الأمر الذي يجعل الباحث في حالة حيرة عن مدى ملائمة هذا الأنموذَج للبيانات المستخدمة ومدى دقتها ومدى تأثيرها على تقديرات المفردة وتقدير قدرة الأفراد.

بناءاً على ما سَبق تَتحدد مُشكلة البَحث في مقارنة تقديرات معالم المفردة والأفراددقتها تبعاً لأنموذَجالاستِجابة للمُفردة المستخدم (أنموذَجأحَادي المَعلم، أنموذَجثُنائي المَعلم، أنموذَج ثلاثي المعَلم)، وبذِلك تَتلخص مشكلة البَحثبالاجابة عَن الَتساؤل التالي:

هَل تُوجدفُروق ذات دَلالة احصائية في تقديرات معالم الُمفردة والأفراد ودقتها تبعاً للأنموذَجالاستِجابة للمُفردة ثنائي الاستجابة؟

يتفرع عنه الأسئلة التالية:

هَل تُوجدفُروق ذات دَلالة احصائية في تقدير قدرة الأفراد ودقة تقديرها تبعاً للأنموذَج (احَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثلاثي المعلم)؟

هَل تُوجدفُروق ذات دَلالة احصائية في معالم صعوبة المفردة ودقة تقديرهاتبعاً للأنموذَج (احَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثلاثي المَعلم)؟

هَل تُوجدفُروق ذات دَلالة احصائية في تقدير معامل التمييز ودقة تقديرهتبعاً للأنموذَج (ثُنائي المَعلم، ثلاثي المَعلم)؟

أهمية البَحث:

تقوم نَماذجنَظريةالاستِجابة للمُفردةItem Response Theory Modelعلى تَحديد علاقة اداءِ الَفرد علىاختِبار معين والُقدرات التي تكمن وَراء هَذا الاداء، وتوصف بدوال الاحتماليّة اللوغاريتمي' حيث يحدد العِلاقة المُتوقعة بين الاستجابات المُلاحظة على الاختِبار والسمَاتغير المَلاحظة والتي تُحدد هذهِ الاستجابات. حيث تمثل السِمة بعد كمي يمكن ان يحدد عَليه موضع الفرد، أي توفر نَماذجالاستِجابة للمُفردة تقديراً للقدرة مُستقلاعن العينة، ونعني أن يكون القِياس متحررمِن العَينة Sample – free (ضعضع،٢٠١٧، ١٤)، أن يعبر عن تقديرات القدرة بوحدات لا تتعلق بصفات أي عينة، او مَجموعة معينة مِن الأفراد.و لتحديد أي النَماذج الأكثر ملائمة لاختِبار من حيث الأكثر دقة في تقدير معاملات المفردة والأفراد، ودراسة الفُروق في تقديرات هذه المعالم،تبرز اهَمية البَحث في:

الإجابة عن أسئلة البَحث والتوصل إلى نتائج مقارنة النَماذجأحادي وثنائي وثلاثي المعلم فيما بينها في تقدير معالم المفردة ودقتها لاختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية).

مقارنة تقديرات قدرة الأفراد ودقة تقديرها على وفق النَماذج لاختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية).

يأتي هذاالبَحث استمرارا لجهود العاملين في مَجال القِياس والتَقويم لتطويرالاختِبارات، واختيار الأنموذَج الأكثر ملائمة من حيث دقة تقدير معالمه.

يأتي هذاالبَحث تلبية لتوصيات الدِراسات والبُحوث السَابقة.

امكَانية تَعميم نَتائج البَحث واستخدامها مع المَقاييس النَفسية والاختِباراتألتحصيلية الأخرى.

أهداف البَحث:

يهدف البَحث الحالي:

تدريج اختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية) وفق النَماذج ثنائية الاستجابة (أنموذَجاحَادي المَعلم، أنموذَجثُنائي المَعلم، أنموذَج ثلاثي المعلم)، ودراسة مدى ملائمة المفردات لهذه النَماذج.

الكشف عن تأثير اختيارأنموذَجالاستِجابة للمُفردة ثنائية الاستجابة على دقة تقدير معالم المفردة (صعوبة، تمييز، تخمين) لاختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية)على وفق الأنموذَج المعتمد.

دراسة اختلاف تقدير قدرة الأفراد ودقة هذا التقدير على وفق الأنموذَج المعتمد.

مصطلحات البَحث:

نَظريةالاستِجابة للمُفردةItem Response Theory:

عرفها هامبلتون(Hambleton, 1990, P 97): تَفترض هَذه النَظريةبأنه يمكن أن تَفسر اداء الفرد على ألاختِبار من خلال مَجموعة من السمَات او القدرة الكامنة، ويمكن أن توصف العِلاقة بَين السمَات الكامِنة ومفردات الاختِبار بِواسطة الدالة المميزة للمفردة Item Characteristic Function.

عرفتها طومان (٢٠٠٦، ص٢٨):مَجموعة مِن النَماذج الرياضية الاحتمالية والتي تصف العلاقة بين الاستجَابات المُلاحظة على مفردات الاختِبار والسمَات الكامِنة غير المباشرة المسببة لها، من خلال نَماذج تقوم بالربط بين تلك الدرجات والسمَات، وذلك عن طريق تقدير معالم القدرة والمفردة.عرفها علام (٢٠٠٧، ص٢١٠): مدخل معاصرلنظريات القياس حظي باهتمام واسع في

مجالبنَاء الاختِبارات والمَقاييسوذلكبالَربط بَين استِجابة الفَرد على المفردة وخَصائص هذه المُفردة. حيث تحاول هذه النَظريةصياغة العِلاقة بَين مُستوى قُدرة الفَردفياختِبار مُعين واستِجابته علىمُفردة مِن مُفردات الاختِبار.

دقة التقدير Accuracy Of Estimation:

يُعرفها الرحيل والدرابسة(٢٠١٤، ص ٢٨):تعبير يشير إلى جودة التقدير لمعالم المفردة والأفراد، والَتي تتميز بالاحتمال الكَبير فِي أن يكون التقدير قريب من القِيمة الحَقيقية للَمعلم، وذلك بأختيار التقدير غير المتحيز Unbiased Estimator، صاحب أقل تباين بين التقديرات الأخرى غَير المتحيزة، وذَلك بأسَتخدامِ الخَطأ المِعياري في التَقدير.

المُفردة ثنائية الاستِجابة:

تعرفها الباحِثة: هي مفردة أختِبارية تحصل على قيمتين متدرجتين فقط أو احتمالين للإجابة.

ألإطَار النَظري والدِراسات السَابقة:

٥-١- ألإطَار النَظري:

تعد الاختِبارات والمَقاييس من أكثر الأدوات استِخداماً في المَجالات النَفسية والتَربوية، وقَد استَخدم المختصون والعاملون في هذا المجال النَظرية التَقليدية للقياس في بناءِالاختِبارات وتفسير الدرجات لوقت طويل، وطبقت هذه النَظرية بانتشارِ واسع كونها مبنية على افتراضات بسيطة يمكن أن تتحقق بسهولة. وبمرور الوقت واجهت هذه الأساليب العديد من الانتقادات بسببِ المُشكلات المُصاحبة لها ونقاط الضعف التي تعاني منها، ومن أهمها اعتماد خصائص المفردة كمعاملات الصُعوبة والتَمييز على مجموعة المَفحُوصين المستخدمة فِي عَينة التقنين، حيث يؤثر مستوى قدرتها ومداها في تقدير هذه المعاملات، وكذلك اعتماد درجات المفحوصين على مجموعة المفردات المستخدمة، كما أن معظم هذه الاختِبارات يناسب المفحوصين متوسطي القدرة، وبالتالي فهي لا تزود بتقديرات دقيقة لمفحوصين بقدرات أعلى أو أقل.

وانطلاقاً من هذه المشكلات حاول مختصو القِياس تطوير نظريأت أكثر مرونة وموضوعية، وفي الستينيات من القرنِ المَاضي دخل القِياس طوراً جديداً مع ظهور مَجموعة من النَماذج الرِياضية الاحتمالية التي تصف العلاقة بين السمَات الكامنةَ للمفحوص واستجابته الملاحظة على المفردات، والتي عرفت بنَظريةالسمَات الكامِنة أو نَظريةالاستِجابة للمُفردة

Item Response Theory والتي يُرمز لها اختصارا بـ (IRT).

على الرغم من الإيجابيات العديدة التي يوفرها استخدام هذه النَظرية(كاستقلال تقدير معالم المُفردة عَن مَجموعة المَفحوصين المُستخدمة، وكذلك استِقلال تَقدير قُدرة المَفحوصين عن مَجموعة مُحددة مِن المُفردات) إلا أن الحصول على هذه الإيجابيات مشروط بملاءمة البيانات للأنموذَج، وهذا بدوره لا يتحقق إلا عندما تحقق البيانات افتراضات الأنموذَج المستخدم، (كاظم، ١٩٨٨، ٢٥-٣٨)، وهذه الافتِرَاضات هي:

احَادية البُعدUnidimensionality: بمَعنى ان تقيس جَميع مُفردات الاختِبار سمة واحدة، أي أنها تتطلب من المفحوص استخدام قدرة واحدة فقط للتوصل إلى الاستجابةِ الصحيحَة على مفردات الاختِبار (Yen & Edwardson, 1999, 236) .

الاستِقلال المَوضعيLocal Independence: أن يكون احتمال الاستجابة على مفردة ما مستقلاً عن احتمالِ الاستجابةَ على مفردة أخرى، وذلك عندَ مستوى معين للقدرة(Molenaar & Hoijitink,1996, 29).

المنحنيات المميزة للمفرداتItem Characteristic Curves: وجود مجموعة من التوابع الرياضيةِ التي تَربط احتِمال النجاح على مفردة ما بالقدرةِ التي تَقيسها مُفردات الاختِبار، مِما يَعني وجود شَكل محدد للعلاقة بين السِمةَ الكَامِنة والاستجابةَ المُلاحظة. (Yen & Edwardson, 1999, P236).

نَماذج نَظرية الاستِجابة للمُفردةItem Response Theory Model:

تهدف نَماذج الأستجابة للمفردة إلى تَحديد العِلاقة بيناداءِوالسِمَاتالناتِجةعَن هَذا الأدَاء،وتُفسرِهبدوال رِياضية لوغاريتمية احتِمالية، يُحددالأنموذَج العِلاقةَ المُتوقعةَ بين الاستِجابات الملاحظة عَلى الاختِبار والسمَاتاو القدرات غَيرِ المَلاحظةَ التي يُفترض أنها تُحدد هَذه الاستجابات (ضعضع، ٢٠١٧، ص١٣). هذه النَماذج تتمايز باختلاف المعالم الداخلة في وصف المنحنى المميز للمفردة، وهي:

أولاً: أنموذَج أللوغاريتمي أحَادي المَعلمOne Parameter Logistic Function:

وهو من أبسط نَماذجالاستِجابة للمُفردة أحَادية البُعد، ويعرف باسم (انموذَج رَاشRasch Model) نسبة الى عَالم الرِياضيات الدانِماركي جُورج رَاش (١٩٦٠)، يَكون فِيه المُنحنى المميَز للمُفردة ممثل بدالة اللوغَاريتمي احَادية البارامِترات، ويعتبر من أبسط نَماذجنَظريةالاستِجابة للمُفردة، ويشترط أن تكون هذه المفردات ذات الاستِجابات ثُنائية، كما ويفتَرض الانموذَج تَساوي معاملات التمييِز، وانِعدام معامل التَخمين، أي يقوم بَتقديرِ صُعوبة المفردة فَقط (علام، ٢٠٠٠، ٦٨٣).

ويعطى بالعلاقة:

$$P_i(\theta_j) = \frac{e^{(\theta_j - b_i)}}{1 + e^{(\theta_j - b_i)}}$$

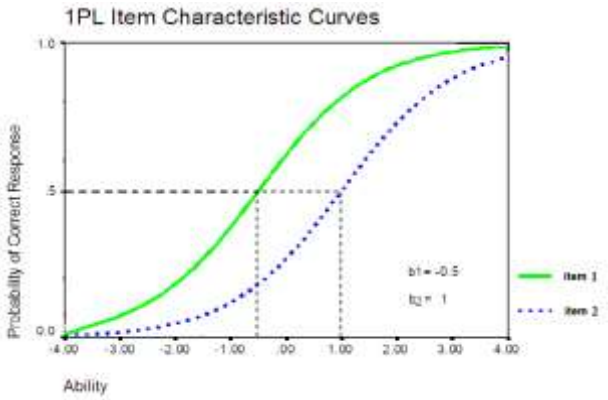
$P_i(\theta_j)$ هو احِتمال الإجابة الصَحيحةَ للفَردِ الذَي قُدرته θ_j عَلى المفردة التيصعوبتها b_i.

كما يمكن التعبير عن الانمُوذَج اللوغَاريتمي أحَادي المَعلم بالعلاقة الَتالية:

$$P_i(\theta_j) = \frac{1}{1 + e^{-(\theta_j - b_i)}} = \frac{1}{1 + e^{b_i - \theta_j}}$$

(Brown,2010, P13; Hambleton et a.,1991, P12)

ويمكن تمثيل الدالة الاحتمالية لأنموذَج راش بالشكل التالي:



الشَكل(١). مُنحنيي خصائص لِمفردتين لانموذَجاحَادي المَعلم

ويتضح من الشَكل أن ألمُنحني خصائص المُفردتين متوازيين، وذلك نابع عن تفاوت في معامل الصعوبة وثبات قيمة معامل التَمييز، وانعدام معامل التَخمين.

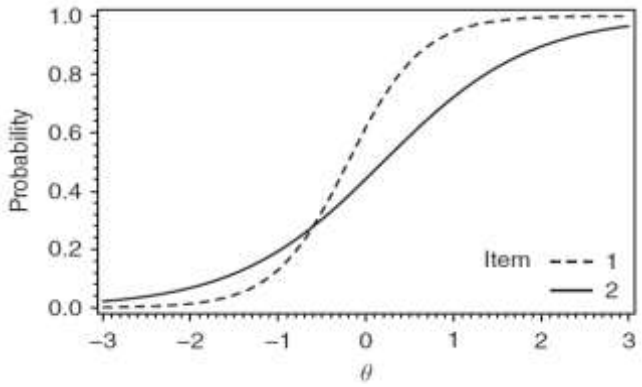
الانموذَج أللوغَاريتمي ثُنائي المَعلم Two- Parameter Logistic Model :

لِكل مُفردة، أي تَختلف الُمفردات بِمعاملات التَمييز، الأمر الذي a_iأضاف لّورد مَعلم أخرَ عَلىانموذَج رَاش وهو مُعامل التمييز يودي الى تَقاطعِ المُنحنيات المُميزة لمفرداتِالاختِبار، إي أن هَذا الانموذَج يفترضُ أنعِدام معامل التَخميين، ويَقوم بتَقدير معامل التمييز وصعوبة المفردة(de Gruijter, & van der Kamp, 2005, P97).

يمكن التَعبير عن الأنموذَج أللوغاريتمي ثُنائي المَعلم بالعلاقة التالية:

$$P_i(\theta_j) = \frac{e^{a_i(\theta_j - b_i)}}{1 + e^{a_i(\theta_j - b_i)}}$$

$P_i(\theta_j)$ هو إحتمَال الإجابة الصَحيحَة للفَرد والذي قُدرته θ_j عَلى المفردة التي صعوبتها b_i وتميزيها a_i. ويمكن تمثيل الدالة الاحتمالية لأنموذَج لوّرد بالشَكلِألتالي:



الشَكل(٢). منحنى خصائص المفردة لمفردتين وفق أنموذَجثُنائي المَعلم

نلاحظ مِن الشَكل منحنى خصائص المفردة تَبعا لمُتغيّر القدرة، يظهر فيه المُنحنيين متقاطعين وذلك لاختلاف ميل مماس المفردتين المختلفين عن بعضهما، كما أن المقارب الأدنى للمنحنى هو محور ox، الأمر الذي يدل على انعدام معامل التخمين.

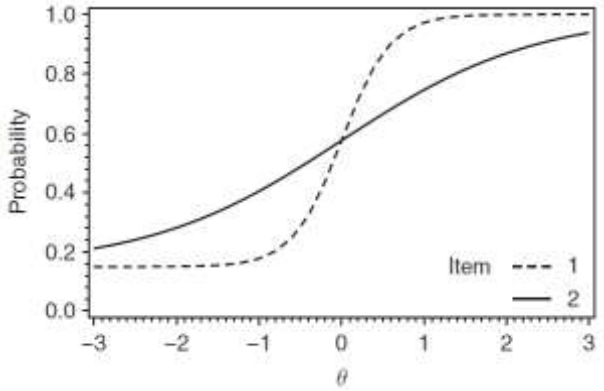
الانموذَجألوغَاريتمي ثُلاثي المَعلمThree- Parameter Logistic Model:

اضافَ بيرنيوم (Birnbaum, 1968) مَعلماً ثالثاً أطلقَ عليهِ معامل الَتخمين ويرمز له بـ C_i. تعطى الدالة الاحتمالية بالعلاقة:

$$P_i(\theta_j) = C_i + (1 - C_i)\frac{e^{a_i(\theta_j - b_i)}}{1 + e^{a_i(\theta_j - b_i)}}$$

$P_i(\theta_j)$ هو إحتمال الإجابة الصَحيحَة للفردِ رقم jوالذي قُدرته θ_j عَلى المفردة رقمiالتي صعوبتها b_i وتميزيها a_i، ومعامل تخمينها C_i.(Hambletonet a.,1991,15)

ويمكن توضيح الانموذَج الثُلاثي وتحديد معالم المفردة عَليه كما فِي الشَكلِ:



الشَكل (٣). منحنى خصائص المُفردة لأنموذَج ثلاثي المعلم

إن المنحنيات المُميزة للفقرة في هذا الأنموذَج شبيه بالمُنحنيين في أنموذَج لورد من حيث تقَاطع المنحنيين المميزين للفقرة (ذلك بسبب تباين في قيمة مُعامل التمييّز) ويَختلف عَنه بالخط التقاربي الأدنى لكل مفردة، حيث تتفاوت قيم معامل التخمين عبر الفقرات وتبتعد عن الصفر.

بالمُقارنةِ بَين النَماذج الثَلاثة نلاحظ أن الأنموذَج ثُلاثي المَعلم (انموذَجبيرنَيوم) هو الحالة العامة للدالة المُميزة للإجَابة الصَحيحَة عَلى المفردةi، والأنموذَجثُنائي المَعلم هو حالة خاصة من الأنموذَج ثُلاثي المَعلم وذلك بجعل معامل التخمين مساوياً للصِفر، كما أن الأنموذَجأحَادي المَعلم هو حالة خاصة من انموذَجثُنائي المَعلم وذلك بجعل معامل التمييز ثابت. يشير هامِبلتونوسَومينان (Hambleton & Swaminathan, 1985) أن قيمة قدرة الفرد θ ومعامل الصعوبة b، تتراوح من ∞+ إلى ∞− نظرياً (عملياً تَتراوح قيمَتهما بين +٣ و−٣).

٥-٢- الدِراسات السابقِة:

اهتَمت بعض الدراسات بتناول تأثير عوامل معينة على دقة تقدير معالم الفقرات فعلى سبيل المثالهدفت دراسة**سرحان (٢٠١٨)**إلى المقارنةِ بين طرائق التقدير وأثرها في دقة تقديرِ القدرة وفقا لنَظرية الاستجابة للفقرة، ولتحقيق أهداف الدراسة هذا الهدف اتَبعَ الباحثُ خَطوات علمية في إجراءات تحليل لاختِبار تَفسير الرُموز الصادِر من (مركز التعليم السريع Learning Express ,LLC,2001) على وفق نَظرية الاستِجابة للفقرة، الذي يضم (٣) اختِبارات فرعية تقيس التشابهات الرمزية (٣٠) فقرة، فرز وتصنيف الاشكال (٣٠) فقرة، التفكير في سلسلة (٣٠) فقرة، طبق الاختِبار على عينةَ عشوائيةَ طبقيةَ مكونة من (١٠٠٠) طالب وطالبة. تكون الاختِبار في صورته النهائية من (٧٣) فقرة. أشارتالنتائج وجود فرق في تقدير القدرة بين الطريقتين ولصالح طَريقة القيمةِ العظمى للتوزيع البُعدي من خلال انخفاض قيم الخطأ المعياري لها.

كما تناولت دراسة**القيسي (٢٠١٤)**الكشف عن أثر طريقة تقدير معالم المفردات باستخدام أنموذَج ثُلاثي المعلم وذلك في ضوء تغير ظروف الاختِبار، وبالاعتماد على مؤشري دقة القِياس وهما التحيز والجَذر التربيعي لمُتوسط مربعات الخطأ.ولتحقيقِ أهدافِ الدراسة تم توليد قدرات لأفراد عينات تتراوح بين (١٠٠ إلى ١٠٠٠) فرد، وبالاعتماد على معلمة القدرة تم توليد اختِبارات وفقاً للتصنيف الآتي (٢٠، ٤٠، ٦٠) فقرة مناسبة للأنموذَج ثلاثي المعلم لمفردة ثنائية الاستجابة باستخدام برنامج Wingen.أظهرت النتائج ان قيم معاملات الارتِباط بين المعالمِ الحقيقيةَ (a, b, c) والمعالمِ المقدرةِ بطريقة MML قد كانت موجبة ودالة احِصائياً، كما أظهرت النتائج أن تحليل التباين الثلاثي للقياسات المتكررة لتقدير معامل التمييز وجود فُروق ذات دَلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية لقيم مؤشر التحيز، تعزى لتفاعل طريقة التقدير مع متغيري حجم العينة وطول الاختِبار، كما يلاحظ عدم وجود فُروق ذات دَلالة إحصائية بين متوسطات مؤشر التحيز لمعلمي الصعوبة والتخمين يعزى للتفاعل بين طريقة التقدير مع طولِالاختِبار وحجمِ العينة.

هدفت دراسة **الصبح (٢٠١٤)**إلى المقارنة بين دقة تقدير القدرة باختلاف طول الاختِبار وشكل توزيع معلمة القدرة للبيانات الحقيقية والمولدة، وذلك للإجابة على التساؤل الذي يدور حول صلاحية استخدام البيانات المولدة في الفحص والمقارنة بين الإحصائيات والنَماذج التي قدمتها نَظرية الاستجابة للفقرة، ولتحقيق هدف الدراسة تم استخدام بيانات الاختِبار الوطني لمادة العلوم للصف الثامن لعام 2013/2012 مكمصدر للعينات التي تعتمد على بيانات حقيقية، ثم تم توليد استجابات مماثلة لخصائص العينات، ومن ثم تقدير قدرات الافراد والخطأ المعياري للتقدير، وتم تقدير قدرة الافراد والخطأ المعياري بطريقة تقدير الارجحية العظم بوطريق توقع التوزيع البُعدي لكل من العينات التي تعتمد على البيانات الحقيقية والمولدة، وبعد اجراء التحليل الإحصائي المناسب والمتمثل باستخدام اختِبار t للعينات المترابطة وحساب حجم الأثر، توصلت الدراسة إلى عدم وجود فُروق عملية في دقة التقديرات لمعلمة القدرة باختلاف طبيعة البيانات (حقيقية، مولدة) وذلك باختلاف طول الاختِبار (50,25) فقرة، واختلاف شكل التوزيع لمعلمة القدرة (طبيعي،ملتوي نحو اليمين،ملتوي نحو اليسار).

كشفت دراسة **العبد الله (٢٠١٢)**عن أثر طريقة التقدير (WML[١]، EAP[٢]، MLE[٣]) على دقة تقدير معلم القدرة لدى الأفراد باستخدام أنموذَج التقديرِ الجزئِي المعمم GPCM مع مراعاة طولِالاختِبار وحجمِ العيّنة ونوع توزيع البيانات، وتم استخدام بيانات حقيقية ومولدة، حيثُتمَ سحب عينةَ عنقودية بحجم (٩٠٣) طالب وطالبة من ست مدارس مثلت ثلاث إدارات تربوية (الهرم، الدقي، الجيزة)، كما تم تطبيق اختِبار تحصيلي محكي المرجع لوحدتين دراسيتين في اختِبار الجبر والإحصاء، حيثُ تَكون من (١٩) مفردة متعددة التدريج ومختلفة في عدد فئات الاستجابة.
كما استخدم بيانات مولدة حاسوبياً تمثل أنموذَج التقديرِ الجزئِي المعمم(GPCM)، بأحجام مختلفة (١٠٠٠، ١٥٠٠، ٢٠٠٠)، باعتماد توزيعات مختلفة للعينة (الطبيعي، المنتظم، بيتا)، وثلاثة أطوال للاختِبار (١٠، ٢٠، ٣٠) مفردة.

أظهَرت النتَائج بأن أفضَل طرائق التقدير هي EAP وWML وMLE وذلك عند تغير حجمِ العينةَ مع تثبيت كل من طولِالاختِبار ونوعِ التوزيع وكذلك عند تغيير محك التقييم RMSE عنها في Bias.وأفضل طرائق التقدير هيEAP ثم WML ثم MLE وذلك بالنسبة لمحك التقييم RMSE عنها في Bias بغضِ النظرِ عن المتغيرات الأخرى المتمثلة بحجم العينَة وطول الاختِبار ونوع التوزيع. وازدادت دقة تقدير معلم القدرة عند الأفراد بازدياد حجم العينة وطول الاختِبار ذلك بالنسبة لمحك التقييم RMSE عنها في Bias بغض النظر عن طريقة التقدير المستخدمة، كما أظهرَت أن أفضل النتائج في تقدير معالم القدرة كانت عند استخدامِ التوزيعِ الطبيعي للبيانات ثم التوزيع المنتظم وأخيراً توزيع بيتا، وذلك بالنسبة لمحك التقييم RMSE عنها في Bias بغض النظر عن طريقة التقدير المستخدمة.

كما هدفت الدراسة الطراونة (٢٠١١)إلى مقارنةِ طَرائق تقديرِ القدرةَ، وذلك باستخدام الأنموذَج اللوغاريتمي المناسب وذلك اعتماداً على الخطأ المعياري للتقدير، حيث اعتمَدت الدراسة الأنموذَج الثلاثي المعلم لأنه حقق أعلى جودة لمطابقة البيانات.لتحقيق اهداف الدراسة تم استخدام نتائج الاختِبار الوطني لضبطِ نوعيةِ التعليم لعام ٢٠١٠ المعدّ من قبلِ وزارةِ التربيةَ والتعليم الأردنيةِ لطلبةِ الصفِ الثامنِ الأساسي لمادتي الرياضيات والعلوم.أظهرت النتائج ان طَريقة توقع التوزيع البُعدي أعطت أعلى درجة في دقة التقدير للقدرة، تليها طَريقة القيمة العظمى للتوزيع البُعدي، ثم تليها طَريقةالارجَحية العظمى في دقةِ تقديرِ معلمةِ القدرةَ.كما تُعاني طَريقةالارجَحية العظمى من زيادة في الخطأ المعياري للتقدير في تقدير القدرة، وذلك عند نهاية طرفي التوزيع.

وعلى صعيد آخر اهتَمت العديدُ من الدراسات باستقصاءِ دقةِ تقدِيرات معالم الفقَرة والقدرةِ الافراد عند اختلافِ الطَريقة المستخدمةَ في تقديرِ تلك المعالم، ففي دراسة قام بها كل من جاري وفيرمينت (Garre &Vermunt, 2006) تم استخدام المنحى الأمبريقي في جزء من الدراسة من خلال تطبيق بيانات حقيقية بهدف التحقق من نتائج الاشتقاقات الرياضية التي توصل والمتعلقة بدقة تقديرات المعلمات وذلك عند استخدام من خلال استخدام توزيعات قبلية مختلفة لمعلمة القدرة وقد دَلت النتائج أن تقديرات المعاملات التي يتم الحصول عليها من خلال طَريقةبييز تتمتع بثبات أفضل من تقدير المعلمات التي تم الحصول عليها عند استخدام طَريقةالارجَحية العظمى وخصوصاً عند تقدير القدرات على أطراف متصل القدرة.

١WML طريقة وورم للأرجحية العظمى الموزونة.
٢EAP طريقة التقدير القائمة على نَظرية بيز.
٣MLE طريقة التقدير القائمة على طريقة الأرجحية العظمى.

كما هدفت دراسة عبد الوهاب (٢٠١٠) إلى استخدام نَماذجنَظريةالاستِجابة للمُفردة في تدريج بعض الاختِبارات المعرفية وهي اختِبارالتفكيرِ النّاقد واختِبارالنَماذج المخفيةباستخدام الأنموذَج ثلاثي المعلم، كما تم تدريج اختِبار التفكيرِ الاسّتدلالي باستخدام أنموذَجثُنائي المَعلم، والتحقق من ملائمة هذه المفردات للأنموذَج المقترح.

التعقيب عن الدراسات السابقة:

- تتفقُ الدراسةَ الحالية مع دراسة عبد الوهاب (٢٠١٠) بتناولها لاختِبارمعرفي إلى أن دراسة عبد الوهاب اكتفت بتدريج كل اختِبار معرفي على وفق نموذج استجابة من دون ذكر المبررات البَحثية لاختيار النموذج او المقارنة بين النَماذج.

- تتفق الدراسةَ الحالية مع دراسة سرحان (٢٠١٨) ودراسة القيسي (٢٠١٤) والصبح (٢٠١٤) وعبد الله (٢٠١٢) والطراونة(٢٠١١)وجاريوفيرمينت (Garre &Vermunt, 2006) بدراسة العوامِل المؤثِرة على دقة التقدير وذلك من خلالِ دراسة تأثير طرائق التقدير بإضافة عامل أخر كطول الاختِبار وحجم العينة إلا أنها اكتفت بنموذج واحد فقط في دراسة هذه العوامل، في حين تناولت الدراسة الحالية تأثِير اختيار نموذج الاستِجابة للمُفردة على تقدير معالم المفردة والأفراد ودقتها.

٦- الدراسة الميدانية:

٦-١- منهج البَحث:المنهج المستخدم في هذاالبَحث هو المنّهج الوصّفي التحليلي. يعتبر المنّهج الوصّفي التحليلي أسلوب من أساليب الدراسة العلمي، حيث يعتمِد على دراسةِ الواقع أو الظاهرةَ كما تُوجد في الواقع، من حيث وصف الظاهرة وتوضيح خصائِصها، أو التعبير عنها تعبيراً كمياً منحيث إعطاء وصفاً رقمياً يوضح مقدار هذه الظاهرة أو حجمها ودرجةارتباطها مع الظواهر المختلفة، وتحليل هذه النتائج والوصول إلى استنتاجات وتعميمات تساهم في تطوير وفهم الواقع(عبيدات وآخرون، ٢٠٠٠، ٢٤٧). ونظراً لأن البَحث الحالية تهدف إلى استخراج الخصائص القِياسية لاختِبار، فمن الملائم اختيار هذا المنهج.

٦-٢- مجتمع البَحث: تألف مُجتمع البَحث من طلبةِ السادس علمي في مديرياتِ التربيةِ لمحافظة بغداد (الرصافةَ١، الرصافةَ٢، الرصافةَ ٣) للعامِ الدراسي ٢٠١٨- ٢٠١٩ وللدراسات الصباحية ويتكون المجتمع الإحصائي من(٩٤٢٤٢) طَالباً وطَالبة موزعة بحسب الجنس.

٦-٣- عينة البَحث: تَم اختِيار عينتين من مجتمعِ الدراسة للبحثِ الحالي:

- عينةُ وضوحِ التعليمات وفهمالاختِبار، بلغت ٥٥ طَالباً وطَالبة.

- عينةُ التحليلِ الإحصائِي: والغرضُ منها تحليلُ البيانات المستمدةَ مناستجابات أفرادها على الاختِبار، وبلغ حجمُ العينة ٦٤٠ طَالباً وطَالبة.

ستقوم الباحثة بوصفِ كل عينةَ بحسب الإجراء المتبع.

٦-٤- أداة البَحث:اختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية)(Woodcock, 1990)يستهدف الأفراد من (٢ حتى ٨٠) سنة، يتكوّن الاختِبار من (٣٠) مفردةمن نوعالاختيار من مُتعدد بأربع بدائِل بَديل وَاحد فقط صحيح. وبذلك يكون تَصحيح الاختِبار بإعطاءِ درجةواحد للإجابة الصحيحة وصفر للإجابة الخطأ، إي أنالاختِبار ثنائي الدرجة (٠-١) (النفوري، ٢٠١٥، ص ٤٠).

إجراءات اعداد الاختِبار:

قامتِ الباحثةُبترجمة فقراتِالاختِبار وانما انحصرت الترجمة على تعليمات الاختِبار.

وللتحقق من صدق ترجمة تعليمات الاختِبار قام الباحث بما يلي:

- ترجمة تَعليمات الاختِبار من اللغةِ الانكليزية الى اللغة العربية بالاستعانةِ بمترجمٍ متخصصٍ.
- اجراء الترجمةَ العكسيةَ:إذ اعيد ترجمة تعليمات الاختِبار من اللغة العربية الى اللغة الانكليزية من قبل مترجم متخصص اخر.
- عرض تعليمات النسخة الأصلية للاختِبار مع تعليمات النسخة الانكليزية المترجمة عنالنسخة العربية على خبير ثالث لمطابقتهما، وقد اشار الى تطابق تعليمات النسختين.
- ثم عرض تعليمات الاختِبار بترجمتها العَربية على متخصصين باللغة العَربية، للتأكدمن سلامة اللغة وتصحيحها.

تعليمات الاختِبار:

تتضمن التعّليمات مثالاً توضيحياً لكيفية الإجابةِ، ويطلب من الطالب أن يضع رمز الأجابة الصحيحة في مربع إجابة المفردة.

تصحيح الاختِبار:

يتم تصحيحُالاختِبار من خلال إعطاء درجة (واحد) للإجابةِ الصحيحةِ، ودرجة (صفر) للإجابةِ الخاطئةَ، وبهذا فإن درجة الطالب الكلية في اختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعيارية) تكون مُساوية لمجموعِ عدد الفقرات التي أجاب عنها بصورةٍ صحيحةٍ في الاختِبار.

التحليل المنطقي للفقرات وملائمتها للبيئة العراقية :

ان عمليةَ التحليل المنطقي لفقرات الاختِبار من الخطوات المّهمة في اعداد الاختِبارات التي تعد لبيئةَ غير البيئة التي بنيت لأجلها، اعتمدتِ الباحثةَ في التحققِ من صلاحيةِ الفقرات وفي قياسِ ما اعدت لقياسه على الصدقِ الوصفي (Descriplive Validity) ويعتمد الصدقُ الوصفي أساساً على الحكمِ المنطِقي الموضوعي اكثر من الحُكم الاحصائي . (الشرقاوي واخرون، ١٩٩٦، ١٤٢)

التحقق من افتراضات نَظريةالاستِجابة للمُفردة في اختِبار عكس الأرقام لاختِبار وودك

تتمثل افتراضات نَظريةالاستِجابة للمُفردة بـ (أحادية البُعد، الاستقلال الموضعي، المنحنى المميّز للمفردة، التحرر من عاملِ السرعةَ) والتي سيتم التحقق منها تباعاً:

١. افتِراض أحَادية البُعدUnidimensionality للاختِبار :تفترض نَظرية الاستِجابة للمُفردة وجود سمة واحدة تُفسر أداء الفرد في المقياس، ولذلك تُسمى بالنَماذج أُحادية البُعد. تم الاعتماد على بعض المؤشرات التي اقترحها هاتي (Hattie,1985) ومنها معامل ألفاكرونباخ، حيث بلغت قيمته (٠,٨٩١) وهو مؤشر قوي على أحَادية البُعد (يعقوب، ١٩٩٠ ، ص ٦٦).

وكذلك من المؤشرات المهمة للدَلالة على أحادية البُعد ما يعتمد على المكونات الرئيسة Indices based on Principal Components،وهي مؤشرات تستند على استخدام التحليل العاملي(Factor Analysis).تم التأكد من:

١. ملاءمة وكفاية حجم العينة، وذلك من خلال قيمة اختِبار(KMO-Test) Kaiser-Meyer-Olkin لكفايةِ العينةَ، والتي بلغت (٠,٩٧٨) وهي بحسب محك كايزر Kaiser Test تعد نسبة ممتازة.

٢. كما كاناختِباربارتليتBartlett's Test Of Sphericity دالاً إحصائياً، ودلالته تعني أن مصفوفةَ الارتِباطات ليس مصفوفة الوحدة Identity Matrix.

٣. أظهرتِ النتائج أن قيمة اختِباربارتليت بلغت (٩٠٩٥,٥٠٧) وهي دَالة إحصائياً وفقاً لقيمة الدَلالة0.000=sig.

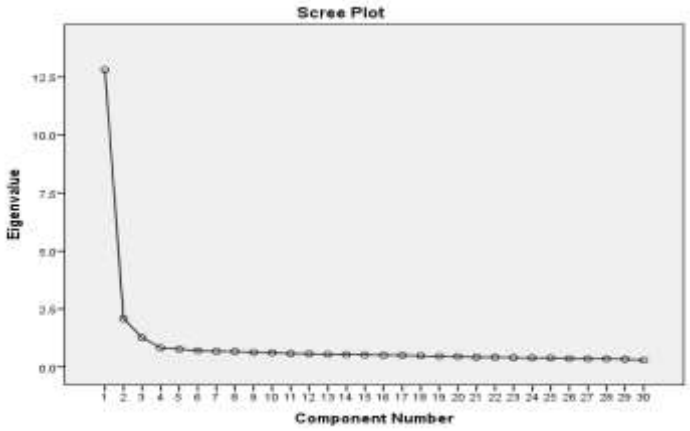
وبعد التأكدمن شروطِ التحليلِ العاملي قامت الباحثة باستخدام التحليلِ العَاملي الاستكشافي بطَريقةِ المكوّنات الأساسية Principle Components لاستجابات الطلاب على مفردات الاختِبار، وذلك للتحقق ما إذا كان الاختِبار يقيس سمةً واحدةكما هو مفترض. وقد تمَ حسابُ قيمةِ الجذرِ الكَامن Eigenvalue، ونسبةَ التباين المفسر Explained Variance، وكذلك التباينَ المفسر التراكمي لكل عامل من العواملِ كما هو موضح في الجدول (٥):

جدول (١). التباين الكلّي المُفسر للتحليلِالعَاملي الخاص باختِبار عكس الارقاماختِبار عكس الأرقام

الجذور الكامنةَ الابتدائيةَ			مجموع مُربعات التشبُعات المستخلصةَ		
العامل	الجذر الكامن	نسبة التّباين المفسر	نسبة التّباين المفسر التراكمي	الجذر الكامن	نسبة التّباين المفسر	نسبة التّباين المفسر التراكمي
1	12.809	42.695	42.695	12.809	42.695	42.695
2	2.085	6.951	49.646	2.085	6.951	49.646
3	1.268	4.226	53.872	1.268	4.226	53.872
4	.828	2.762	56.633			
5	.773	2.576	59.209			

6	.705	2.349	61.558			
7	.679	2.262	63.820			
8	.672	2.241	66.061			
9	.632	2.106	68.167			
10	.616	2.053	70.220			
11	.581	1.937	72.157			
12	.570	1.901	74.058			
13	.550	1.835	75.893			
14	.538	1.793	77.686			
15	.523	1.745	79.431			
16	.512	1.705	81.136			
17	.505	1.682	82.819			
18	.486	1.621	84.440			
19	.463	1.544	85.985			
20	.450	1.501	87.486			
21	.424	1.415	88.900			
22	.423	1.411	90.311			
23	.406	1.353	91.664			
24	.394	1.314	92.978			
25	.389	1.296	94.274			
26	.367	1.224	95.498			
27	.359	1.197	96.695			
28	.358	1.195	97.890			
29	.338	1.125	99.015			
30	.296	.985	100.000			

يَتضح من الجدولِ السابقِأنّ العامل الأول يفسر أكبر نسبة تباين في الدرجات مقارنة ببقية العوامل، حيثُ بلغتِ قيمةَ الجذرِ الكامن للعامل الأول (١٢,٨٠٩)، بنسبة تباين (42.695%) وهي أعلى نسبة تباين مفسر، مما يعني أن هذا العامل هو المسيطر على تفسير التباين الكلي لدرجات الاختِبار، وبالتالي يعد هذا الاختِبار أحادي البُعد، أي أن هناك سمةً كامنةً واحدةَ يقيسها الاختِبار وهي المسئولة عن تفسير مايحدث من تباين في درجات الاختِبار.والتمثيل البياني لقيم الجّذور الكّامنة للعوامل المكونة للمقياس يوضح ذلك:



شكل (٤). تمثيل قِيم الجّذور الكَامنة للعواملِ

ويلاحظ من الشكل (١) أن الخط المنحني بدأ يغير ميله بشكل مفاجئ بين النقطتين المناظرتين للعاملين الأول والثاني، كما يلاحظ أن قيم الجذور الكامنة للعوام لبدءاً من العامل الثاني أصبحت متقاربة، مما يُعد مؤشر اًلاعتماد العامل الأول واستبعاد بقية العوامل.

كما تمفحص معاملاتتشبعالمفردات بالعاملالعام، فإذا كانتجميعالمفرداتمتشبعةعلى العاملالأول فهذايعنيتحققافتراضأحادية البّعد (زكري، ٢٠٠٩، ص٥٣) ويتضح من جدول () مدى تشبعِ مفردات الاختِبار بالعاملِ العام بالاعتمادِ على نسبةِ تشبع الاختِبار(٠,٣٠) فما فوق وفقاً لمعيارِ جيلفوردGuilford (لطيف، ٢٠٠٧، ص ١٥٦)، الجدول التّالي يوضح تشبع المفردات بالعامل العام:

الجدول(٢). تشبع مفردات اختِبار عكس الأرقام بالعامل العام

المفردة	التشّبع	المفردة	التشّبع	المفردة	التّشبع
١	0.583	١١	0.545	٢١	0.541
٢	0.465	١٢	0.592	٢٢	0.555
٣	0.553	١٣	0.572	٢٣	0.545
٤	0.570	١٤	0.537	٢٤	0.439
٥	0.544	١٥	0.509	٢٥	0.540
٦	0.480	١٦	0.593	٢٦	0.548
٧	0.506	١٧	0.565	٢٧	0.499
٨	0.500	١٨	0.587	٢٨	0.562
٩	0.534	١٩	0.545	٢٩	0.519
١٠	0.521	٢٠	0.542	٣٠	0.568

نلاحظ من الجدولِ السابقِ أن قيمة التشبعات بالعموم أكبر من 0.30 وبالتالي تمثل المفردات ضمن بعد واحد.

١. **الاستقلال الموضعي Local Independence:** الاستقلالالموضعيوأحادية البُعدمتشابهان بالمفهوم،ولكنهما غير متكافئين، فعند تحقق افِتراض الأحادية، يتحقق افِتراض الاستقلال الموضعي ولكن العكس غير صحيح. أي يمكن يَتحقق افِتراض الاستقلالِ الموضعيِ بدون بيانات ذات بعد واحد(Erguven, 2014, P 26). وقد اكتفت الباحثة بالتحقق من شرط أحُادية البُعد للتحققِ من شرطي أحادُية البُعدّ والاستقلالِ الموضعي.

٢. **المنحنى المميز للمفردة ICC:** يشير هذا الافتراض إلى طبيعة المنحنى أو الدالة المميزة لكل مفردة، والتي تصفُ العَلاقة بين القدرة والأداء على المفردة. وسيوضح لاحقاً من ملاءمة المفردات للنَماذج (أحَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثُلاثي المَعلم).

٣. **عامل السرعة Speediness:**يعتبر الأختبار ليس أختبار سرعة إذا تمكن 75% من الطلاب من إكمال جميع فقراتالاختِبار، وإذا كان 80% من فقراتالاختِبار قد تَمت الإجابةُ عليها من قبلِ المفحوصين (Hambleton etal., 1991). وقد استخدمتِ الباحثةَ برنامج SPSS وذلك لمعرفة نسبة الاستجابات المفقودة، والتّي تَعني أنَ الطلاب لم يجيبوا عن هذه المفردات، وقد تبين أن 97% من الطلاب أجابوا على جميعِالفقرات في حين أن باقي الطلاب لم يجيبوا بشكل كامل عن جميع المفردات بل تركوا مفردة او مفردتين.

مامدى ملائمة المفردات للنَماذج ثنائيةِ الاستجابةَ (أحَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثلاثي المَعلم) وما هي تقديرات معاملات المفردة والافراد على وفق النَماذج الثلاثة؟

وقامن الباحثةباستخدام برنامج bilog–mg3 لحساب قيمة الملاءمةكاي مربع لمفردات اختِبارعكس الأرقام للقدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المعّيارية)، على وفق النَماذج الثلاث(أحَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثُلاثي المَعلم)، والجدول () يوضح قيم ملاءمة المفردات:

الجدول (٣). إحصاء الملائمة على وفق الأنموذَج الأحَادي والثُنائي والثُلاثي المَعلم

	أحَادي المَعلم		ثُنائي المَعلم		ثُلاثي المَعلم	
	قيمة كاي	درجة الحُرية	قيمةُكاي	درجة الحُرية	قيمةُكاي	درجة الحُرية
1	3.7	٥	1.7	6	1.9	6
2	٠,٩	٣	0.6	3	0.4	3
3	٨,٣	٥	18.1	6	0.5	5
4	٣,٠	٥	0.3	5	1.7	6
5	٢,٥	٦	1.8	6	3.5	6
6	٣,٥	٦	3	6	0.3	6
7	١,١	٦	0.4	6	0.5	6
8	0.3	5	0.5	5	2.4	3
9	4.3	3	3.7	3	1.4	5
10	2.6	5	1.3	5	7.9	5

11	6.2	5	8.4	5	2.1	6
12	2.9	6	1.8	6	7.2	6
13	10.1	6	7.6	6	10	6
14	10.1	6	9.9	6	4	6
15	2.9	6	3.6	6	2.2	6
16	0.8	6	2.2	6	6.1	5
17	4.3	5	4.7	5	1.2	7
18	1.7	7	0.7	7	1.7	6
19	1.1	6	1.4	6	2.3	3
20	5.4	3	3.2	3	5.1	5
21	4.7	5	4.7	5	1.3	3
22	1.0	2	1.2	3	0.9	5
23	2.1	6	1.1	5	2.4	3
24	2.1	3	2.7	3	7.4	6
25	2.6	6	10.9	7	4.4	6
26	3.0	6	4.9	6	1.4	6
27	4.1	5	1.2	6	1	6
28	2.1	4	0.4	5	1.6	4
29	2.3	4	1.1	4	0.6	4
30	4.6	5	0.7	4	4.5	5

من الجدولِ (٣) نجدأن قِيمة الملائمة مربع كاي المحسوبة باستخدام برنامج البايلوغBilog-Mg3للمفردات على وفق النَماذج الثلاثة أصغر من القيمةِ الجدولية (لدرجات الحرية التالية على الترتيب٣ ، ٤ ،٥ ،٦ ، ٧ هي ٧,٥١ و ٩,٤٩ و١١,٠٧ و١٢,٥٩ و١٤,٠٧ على الترتيب)،أضافة إلى أن قيم دَلالةملائمة المفردات للأنموذَج0.05< sig لجميع المفردات على وفق النَماذج الثلاث أي أن جميع المفردات ملائمة للأنموذَجأحَادي المَعلم والثُنائي المَعلم والثُلاثي المَعلم.

ومن ثم قامتِ الباحثةَباستخراجِ تقديرات المفردة والأفراد للأنموذَج الأحَادي المَعلم (صعوبة وقدرة) وللأنموذَجثُنائي المَعلم (صعوبة وتمييز وقدرة) وللأنموذَج ثلاثي المَعلم (صعوبة وتمييز وتخمين وقدرة) وذلك باستخدام برنامج البايلوغbilog-mg3، لخصت النتائج في الجدول التالي:

الجدول(٤). تقديرات معالم المفردة على وفق الأنموذَج أحادي وثنائي وثلاثي المعلم

	أنموذَج أحَادي المَعلم	أنموذَج ثُنائي المَعلم	أنموذَج ثُلاثي المَعلم

	الصعوبة	الخطأ المعياري	الصعوبة	الخطأ المعياري	التمييز	الخطأ المعياري	الصعوبة	القرار	التمييز	الخطأ المعياري	التخمين	الخطأ المعياري
1	−1.200	0.049	−1.235	0.067	1.633	0.181	−1.239	0.068	1.605	0.177	0.001	0.005
2	1.456	0.060	1.438	0.067	1.882	0.204	1.411	0.063	2.12	0.331	0.002	0.003
3	−0.247	0.039	−0.247	0.045	1.594	0.121	0.178	0.038	2.042	0.179	0.000	0.002
4	0.167	0.042	0.171	0.038	2.03	0.177	−0.9	0.053	1.65	0.169	0.001	0.005
5	−0.884	0.043	−0.903	0.052	1.663	0.169	0.027	0.042	1.633	0.135	0.000	0.003
6	٠,٠١١	0.038	0.02	0.042	1.624	0.134	−0.705	0.046	1.802	0.164	0.000	0.003
7	−0.711	0.043	−0.711	0.045	1.814	0.165	0.29	0.042	1.971	0.215	0.006	0.011
8	0.268	0.041	0.274	0.041	1.877	0.159	1.308	0.069	1.777	0.248	0.000	0.000
9	1.31	0.053	1.316	0.070	1.76	0.245	−1.357	0.069	1.675	0.189	0.001	0.008
10	−1.327	0.053	−1.351	0.067	1.704	0.191	−0.552	0.044	1.889	0.162	0.000	0.003
11	−0.566	0.042	−0.559	0.043	1.897	0.162	0.092	0.041	1.811	0.144	0.000	0.003
12	0.077	0.040	0.085	0.040	1.803	0.142	0.015	0.045	1.7	0.143	0.002	0.011
13	−0.003	0.039	0.005	0.042	1.686	0.129	−0.191	0.043	1.736	0.146	0.001	0.009
14	−0.205	0.039	−0.2	0.041	1.729	0.139	−1.217	0.066	1.561	0.165	0.001	0.007
15	−1.171	0.048	−1.215	0.065	1.578	0.166	−0.665	0.049	1.744	0.164	0.002	0.013
16	−0.669	0.042	−0.673	0.045	1.744	0.154	−0.396	0.043	1.633	0.149	0.000	0.003
17	−0.399	0.039	−0.403	0.043	1.635	0.149	−0.801	0.049	1.727	0.162	0.001	0.006
18	−0.798	0.043	−0.806	0.048	1.742	0.163	0.386	0.042	1.784	0.162	0.000	0.001
19	0.371	0.041	0.382	0.042	1.77	0.160	−	0.09	1.899	0.242	0.001	0.006

				2	1.831		2					
0.014	0.005	0.179	1.791	0.045	−0.328	0.247	1.966	0.089	−1.804	0.077	−1.833	**20**
0.000	0.000	0.265	1.596	0.129	2.018	0.154	1.763	0.041	−0.344	0.040	−0.346	**21**
0.005	0.002	0.213	1.928	0.045	0.735	0.261	1.571	0.131	2.04	0.077	1.981	**22**
0.000	0.000	0.251	1.798	0.074	1.456	0.174	1.878	0.046	0.733	0.045	0.731	**23**
0.029	0.027	0.180	1.675	0.058	−0.62	0.248	1.776	0.075	1.467	0.058	1.466	**24**
0.018	0.004	0.188	1.793	0.050	−0.543	0.137	1.575	0.046	−0.667	0.040	−0.556	**25**
0.003	0.000	0.181	1.87	0.043	−0.673	0.160	1.779	0.043	−0.556	0.041	−0.684	**26**
0.002	0.000	0.144	1.603	0.044	−0.323	0.181	1.88	0.043	−0.679	0.043	−0.327	**27**
0.006	0.001	0.291	1.857	0.089	−1.698	0.144	1.604	0.044	−0.33	0.038	−1.694	**28**
0.008	0.001	0.268	1.892	0.079	−1.64	0.297	1.892	0.087	−1.682	0.067	−1.644	**29**
0.001	0.000	0.176	1.95	0.038	0.24	0.273	1.933	0.076	−1.626	0.065	0.229	**30**
0.029	0.027	0.331	2.120	0.129	2.018	0.297	2.030	0.131	2.040	0.077	1.981	**Max**
0.000	0.000	0.135	1.561	0.038	−1.831	0.121	1.571	0.038	−1.804	0.038	−1.833	**Min**
0.006	0.002	0.193	1.784	0.057	−0.251	0.180	1.760	0.056	−0.269	0.048	−0.240	**Mean**
0.006	0.005	0.050	0.140	0.020	0.963	0.046	0.127	0.021	0.960	0.011	0.956	**Std**

نلاحظ من الجدولِ السابقِ ما يلي:

١. متوسِطات معاملات الصعوبة والانحرافاتِ المعياريةَ متقاربة جداً للنَماذج الثلاثة، كما أن دقة تقدير صعوبة المفردة والانحرافات المعيارية الخاصة بها متقاربة.

٢. كما أن قيم معاملات التمييز في الأنموذَج ثنائي وثُلاثي المَعلم لجميع المفردات متقاربة جداً.

٣. قيمة معامل التخمين لجميع المفردات تتراوح بين 0.0270 و0.000 بمتوسط صغير جداً 0.0020 وتباين 0.0050 وذلك بخطأ معياري صغير جداً بمتوسط 0.0063.

كما قامتِ الباحثةُ باستخراجِ قدرة الأفراد، الجدول () يوضح الإحصاءات الوصفية لقدرة الأفراد على وفق أنموذَجأحَادي المَعلم وثُنائي المَعلم وثلاثي المَعلم:

الجدول(٥). الإحصاءات الوصفية لتقدير قدرة الأفراد ودقة تقديرها

	قدرة الأفراد				دقة تقدير القدرة			
الأنموذَج	أصغر قيمة	أكبر قيمة	متوسط	انحراف معياري	أصغر قيمة	أكبر قيمة	متوسط	انحراف معياري
أحَادي المَعلم	-2.612	2.701	-.0106	1.033	0.000	0.486	0.105	0.143
ثُنائي المَعلم	-2.62	2.609	-.0122	1.036	0.000	0.477	0.104	0.142
ثلاثي المعلم	-2.636	2.568	-.0138	1.039	0.000	0.481	0.103	0.142

الإجابة عن تساؤلات البَحث:

التساؤل الأول: هل تُوجدفُروق ذات دَلالة إحصائية في تقدير قدرة الأفراد ودقتها تعزى الى عامل الأنموذَج (أحَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثلاثي المعلم)؟

قامت البَاحثة باختِبار الفُروق في متوسطات قدرة الأفراد ودقتها وذلك باستخدام اختِبار تحليل التباين الأحادي One Way Anova وذلك باستخدام برنامج SPSS، الجدول التّالي يظهر نتائج هذا الاختِبار:

الجدول(٦). تَحليل التبَاين الأحَادي لقدرة الأفراد فياختِبار عكس الأرقام لوودكوك جونسون III ودقتها

	مصدر التباين	مجموع المربعات	DF	متوسط المربعات	Fالمحسوبة	القرار
قدرة الافراد	بين المجموعات	.003	2	.002	.002	لايوجد
	داخل المجموعات	2057.766	1917	1.073		
	التباين الكلي	2057.770	1919			
دقة تقدير قدرة الافراد	بين المجموعات	.001	2	.000	.013	لايوجد
	داخل المجموعات	38.895	1917	.020		
	التباين الكلي	38.896	1919			

نلاحظ أن قيمةF المحسوبة في اختِباردَلالة الفُروق في متوسط معامل القدرة تبعاً للأنموذَج تساوي 0.002 اصغر من القِيمة الفائية الجَدولية البَالغة ٣,٠٠٠وبالتالي لا يُوجد فُروق ذات دَلالة إحصائية في تقدير صعوبة المفردة تعزى الى عامل احتيار الأنموذَج، إي أن صعوبةَ المفردة تتغير تبعاً لاختيار الأنموذَج الا ان هذا التغير ليس ذو معنى.

نلاحظ أن قيمةF المحسوبة في اختِباردَلالة الفُروق في متوسط دقة تقدير معامل القدرة تساوي ٠,٠١٣ اصغر من القيمة الفائية الجدولية البالغة ٣,٠٠وبالتالي لا يوجد فُروق ذات دَلالة إحصائية في دقة تقدير صعوبة المفردة تعزى الى عامل اختيار الأنموذَج، إي أن دقة تقدير صعوبة المفردة تتغير تبعاً لاختيار الأنموذَج الا انَ هذا التغيّر ليس ذو معنى.

التساؤل الثاني: هل تُوجدفُروق ذات دَلالة إحصَائية في تقدير صعوبة المفردة ودقتها تُعزى الى عامل الأنموذَج (أحَادي المَعلم، ثُنائي المَعلم، ثُلاثي المَعلم)؟

يتم الإجابة عن هذا التساؤل باختِبار الفُروق في متوسطات صعوبة المفردة ودقتها وذلك باستخدام اختِبار تحليل التباين الأحادي One Way Anova وذلك باستخدام برنامج SPSS، الجدول التالي يظهر نتائج هذا الاختِبار:

الجدول(٧). تَحليل التباين الأحادي لصعوبة مفردات اختِبار عكس الأرقام لوودكوك جونسون III ودقتها

	مصدر التباين	مجموع المربعات	DF	متوسط المربعات	Fالمحسوبة	القرار
صعوبة المفردة	بين المجموعات	.013	2	.006	.007	لايوجد
	داخل المجموعات	80.110	87	.921		
	التباين الكلي	80.122	89			
دقة تقدير صعوبة المفردة	بين المجموعات	.001	2	.001	2.282	لايوجد
	داخل المجموعات	.028	87	.000		
	التباين الكلي	.030	89			

نلاحظ أن قيمةFالمحسوبة في اختِباردَلالة الفُروق في متوسط معامل الصعوبة تبعاً للأنموذَج تساوي 0.007 اصغرمن القيمةِ الفائية الجدوليةِ البالغةِ٣,١٥ وبالتالي لا يوجد فُروق ذات دَلالة إحصائية في تقدير صعوبةِ المفردة تعزى الى عامل اختيارِ الأنموذَج، إي أن صعوبة المفردة تتغير تبعاً لاختيار الأنموذَج الا ان هذا التغير ليس ذو معنى.

نلاحظ أن قيمةF المحسوبةفي اختِباردَلالة الفُروق في متوسط دقة تقدير معامل الصعوبة تساوي ٢,٢٨٢ اصغرمن القيمة الفائية الجدولية البالغة ٣,١٥ وبالتالي لا يوجد فُروق ذات دَلالة إحصائية في دقة تقدير صعوبة المفردة تعزى الى عامل اختيار الأنموذَج، إي أن دقة تقدير صعوبة المفردة تتغير تبعاً لاختيار الأنموذَج الا انَ ليس مؤثرا وليس ذو أهمية.

التساؤل الثالث: هل تُوجدفُروق ذات دَلالة إحصَائية في تقدير تمييز المفردة ودقته يعزى إلى عامل الأنموذَج (ثُنائي المَعلم، ثُلاثي المَعلم)؟

لإجابةِ عن هذا التساؤل قامتِ الباحثةَ باختِبار الفُروق في متوسِطات تمييز المفردة ودقتها وذلك باستخدام اختِبارت للعيّنات المسّتقلة Independent Samples Test وذلك باستخدام برنامج SPSS، الجدول التالي يظهر نتائج هذا الاختِبار:

الجدول(٨). دَلالة الفُروق في تمييز المفردة تبعاً لمتغير الأنموذَج

المقارنة	الأنموذَج	عدد المفردات	المتوسط	الانحراف المعياري	T	Df	القرار
تمييز المفردة	ثُنائي المَعلم	30	1.760	0.127	0.704	٥٨	لا يوجد
	ثلاثي المعلم	30	1.784	0.140			
دقة التقدير	ثُنائي المَعلم	30	0.180	0.046	1.066	٥٨	لا يوجد
	ثلاثي المعلم	30	0.193	0.050			

من الجدولِ السابق تلاحظ البَاحثة أن قيمة ت المحسوبة تساوي ٠,٧٠٤ أصغرمن القيمةالتائية الجدولية البالغة ٢,٠٠ في اختِباردَلالة الفُروق في التمييز كما ان قيمة الدَلالة0.05<sig=0.484 وبالتالي لا تُوجدفُروق ذات دَلالة إحصائية في متوسط معامل التمييز يعزى لمتغير الأنموذَج.

كما تلاحظ الباحثةَ أنقيمة ت المحسوبة تساوي ١,٠٦٦ أصغرمن القيمة الجدولية في اختِباردَلالة الفُروق في دقة تقدير التمييز وبالتالي لا تُوجدفُروق ذات دَلالة إحصائِية في متوسط دقة معامل التمييز يعزى لمتغير الأنموذَج.

نلاحظ من الجدول(٨) الخاص بالإحصاءات الوصفية لمعاملات المفردة وذلك وفق الأنموذَج الثنائي والثلاثي المعلم بأن جميع معاملات التمييز متقاربة من قيمة المتوسط البالغة 1.760على وفق الأنموذَجثُنائي المَعلم و1.784 مما يعطي مؤشراً إلى تساوي معامل التمييز.

التوصيات والمقترحات:

١. تدريج اختِبار عكس الأرقام لاختِبار القدرات المعرفية وودكوك جونسون III (البطَارية المِعيارية) على وفق أنموذَج راش.
٢. في حالِ كان الاختِبار ذو ملائمة جيدة لأنموذَجأحَادي المَعلمالباحثة فإن تدريج الاختِبار على وفق الأنموذَجثُنائي المَعلم وثلاثي المعلم لن يؤثر على تقدير صعوبة المفردة أو تقدر قدرة الأفراد ودقتها.
٣. عند الملائمة الجيدة للمفردات على وفق أنموذَجأحَادي المَعلم فإن نتائج تدريج هذا الاختِبار على وفق أنموذَج ثنائي وثلاثي المعلم متكافئة.
٤. دراسة أثر اختيار النموذج مع متغيرات أخرى (كطول الاختِبار او حجم العينة أو توزيع القدرة) على دقة تقدير معالم المفردة والأفراد

المراجع

١. **الرحيل،** راتب. **الدرابسة،** رياض. (٢٠١٤). أثر طريقتي التعامل مع القيم المفقودة وطريقة تقدير القدرة على دقة تقدير معالم الفقرات والأفراد.**المجلة الدولية التربوية المتخصصة.** المجلد ٣. العدد ٦. ص ٢٣-٤٧.

٢. **زكري،** علي بن محمد عبد الله (٢٠٠٩). الخصائصالسيكومتريةلاختِبارأوتيس- لينونللقدرةالعقلية مقدرةوفقالقِياسالكلاسيكيوأنموذَجراشلدىطلبةالمرحلة المتوسطة بمحافظةصبياالتعليمية، **أطروحة دكتوراه غير منشورة،** جامعة أم القرى، كلية التربية.

٣. **سرحان،** محمد. (٢٠١٨). المقارنة بين طريقتي الأرجحية العظمى والقيمة العظمى للتوزيع البُعدي في تقدير القدرة وفقاً لنَظرية الاستجابة للفقرة. **أطروحة دكتوراه غير منشورة.** كلية التربية ابن رشد للعلوم الإنسانية. جامعة بغداد.

٤. **الشرقاوي،** أنور. **الشيخ،** سليمان. **كاظم،** أمينة. **عبد السلام،** نادية. (١٩٩٦): **اتجاهات معاصرة في القِياس والتقويم النفسي والتربوى** ، القاهرة ، الانجلو المصرية .

٥. **ضعضع،** هبة. (٢٠١٧). الأداء التفاضلي للمفردة في النَظرية الكلاسيكية ونموذج راش (دراسة إحصائية مقارنة). **رسالة ماجستير غير منشورة.** جامعة حلب. سوريا.

٦. **الطراونة،** أرياف. (٢٠١١). المقارنة بين طرق تقدير القدرة باستخدام الأنموذَج المناسب في ضوء الخطأ المعياري في تقديرها. **رسالة ماجستير غير منشورة.** جامعة مؤتة.

٧. **طومان،** منار. (٢٠٠٦). فاعلية استخدام نَظريةالاستِجابة للمُفردة (IRT) في عملية معادلة درجات الاختِبارات متعددة الأبعاد والمتغيرات المؤثرة فيها. **رسالة دكتوراة غير منشورة.** جامعة القاهرة.

٨. **عبابنة،** عماد خصاب (٢٠٠٦). التحقق الإمبريقي من معادلات ستوكنغ في تحديد مستويات القدرة المناظرة لأقصى معلومات لتقدير معالم الفقرات في نَظرية الاستجابة للفقرة، **المجلة الأردنية في العلوم التربوية،** المجلد ٢، العدد ٢.

٩. **عبد الوهاب،** محمد محمود محمد. (٢٠١٠). استخدام نَماذجالاستِجابة للمُفردةالاختِبارية في تدريج مفردات بعض الاختِبارات المعرفية. **رسالة دكتوراه غير منشورة.** كلية التربية: جامعة المنيا.

١٠. **عبيدات،** ذوقان. **عدس،** عبد الرحمن. **عبد الحق،** كايد. (٢٠٠٠). **البَحث العلمي: (مفهومه، أدواته، أساليبه).** الرياض: دار أسامة للنشر والتوزيع.

١١. **علام،** صلاح الدين. (٢٠٠٠). **القِياس والتقويم التربوي والنفسي – أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة.** القاهرة، دار الفكر العربي.

١٢. **علام،** صلاح الدين. (٢٠٠٥). **نَماذجالاستِجابة للمُفردةالاختِبارية أحادية البُعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القِياس النفسي والتربوي.** دار الفكر العربي، القاهرة.

١٣. **علام،** صلاح الدين. (٢٠٠٧). **الاختِبارات التشخيصية مرجعية المحك : في المجالات التربوية والنفسية والتدريبية** ،القاهرة : دار الفكر العربي.

١٤. **القيسي،** حسين. (٢٠١٤). أثر طريقة تقدير معالم الفقرة باستخدام الأنموذَج اللوجستي الثلاثي المعلمة للنَظرية الحديثة في القِياس في ضوء تغير ظروف الاختِبار. **مجلة كلية التربية،** جامعة الازهر. العدد ١٥٨. ص ص ١٥٣– ١٨٧.

١٥. لطيف، إستبرق مجيد علي (٢٠٠٧). التفكير ما بعد الشكلي لدى الأطفال والمراهقين والراشدين في مدينة بغداد، **أطروحة دكتوراه غير منشورة** ، جامعة بغداد ، كلية التربية للبنات.

١٦. **النفوري،** ليندا. (٢٠١٤). اختِبار القدرات المعرفية وودكوك– جونسون IIIالبطَارية المعيارية (دراسة ميدانية للبطارية وتعييرها على أطفال من اعمار"٢–٨" سنوات في محافظة دمشق). **أطروحة دكتوراه غير منشورة.** قسم القِياس والتقويم التربوي والنفسي. جامعة دمشق. سوريا.

١٧. **يعقوب،** ابراهيم محمد. (١٩٩٠). دراسة مقارنة للخصائص السيكومترية لمقياس مفهوم الذات المبني بالطريقة التقليدية طريقة أنموذَج راش. **اطروحة دكتوراه غير منشورة،** الجامعة الاردنية.

18. Birnbaum, A. (1968). Some latent trait models and their use in inferring an examinee's ability. In F. M. Lord & M. R. Novick (Eds.), **Statistical theories of mental test scores**. Reading, MA: Addison–Wesley.

19. Brown, A. (2010). **How IRT can solve problems of ipsative data** (Doctoral dissertation). University of Barcelona, Spain.

20. de Gruijter, D. N. M. & van der Kamp, L. J. Th. (2005). **Statistical Test Theory for Education and Psychology**. © D. N. M. de Gruijter & L. J. Th. Van der Kamp.

21. Erguven, M. (2014). Two approaches to psychometric process: Classical test theory and item response theory. **Journal of Education**; ISSN 2298-0172.

22. Fitzpatrick, A. R., Wendy, M. Y. (2001). The Effects of Test Length and Sample Size on the Reliability and Equating of Tests Composed of Constructed Response Items. **Applied Measurement In Education**, *14(1)*, 31-57.

23. Garre, F. G., & Vermunt, J. K. (2006). Avoiding boundary estimates in latent class analysis by Bayesian posterior mode estimation. **Behaviormetrika**, *33*(1), 43-59.

24. Hambleton, R. K. & Swaminathan, H. (1985). Item Response Theory, Principles and Applications. Bston: Kluwer. **Nijhoff Publishing amembers of the Kluwer Academic Publishers Group**.

25. Hambleton, R. K. (1990). Item response theory: introduction and bibliography. **Psicothema,** *2*(1), 97-107.

26. Hambleton, R. K., Zaal, J. N., & Pieters, J. P. M. (1991). Computerized adaptive testing: Theory**, applications, and standards**. In R. K.

27. Hambleton, R.K. ; Swaminthan, H.; Rogers, h.j. (1991). **Fundamentals Of Item Response Theory** .Newbury Park,Ca:Sage. The International Professional Publishers.

28. Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items. **Applied Psychological Measurement**, 9,139164.

29. RASCH, G. (1960). **Probabilistic models for some intelligence and attainment tests**(G. Leunbach, Trans.). Copenhagen: The Danish Institute for Educational Research.

30. **Wainer**, H. (2000). **Computerized Adaptive Testing: A Primer**. New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

31. Woodcock, R. W. (1990). Theoretical foundations of the WJ-R measures of cognitive ability. **Journal of Psychoeducational Assessment**, *8*(3), 231-258.

32. **Yen**، M. &**Edwardson**، S. R. (1999) . Item Response theory Approach in scale development. **Official Journal of the Eastern Nursing Research Society and the Western Institute of Nursing**، Vol48، pp.234-238.