

الأداء التفاضلي لفقرات اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية في ضوء نظرية الاستجابة للفقرة وفق متغير التخصص واثره في دقة تقدير قدرة الافراد

أ.م.د. بلال طارق حسين علوان
جامعة الانبار - كلية التربية للعلوم الانسانية .
تخصص : العلوم النفسية / قياس وتقويم

البريد الالكتروني: bthussain@uoanbar.edu.iq

المستخلص

يهدف البحث الحالي الى التعرف على مدى تحقيق بيانات اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية لافتراضات نظرية الاستجابة للفقرة ، والتعرف على الفقرات ذات الأداء التفاضلي في الاختبار وفق متغير التخصص (علمي، انساني) ، والتعرف على اختلاف دقة تقدير قدرة الافراد قبل وبعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي. ولتحقيق ذلك تم تطبيق الاختبار على عينة بلغت (500) طالب وطالبة من طلبة جامعة الانبار ، تم استخدام البرنامج الاحصائي (BILOG-MG,3,0)، وظهرت النتائج ان جميع فقرات اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية مطابق لافتراضات الانموذج ثنائي المعلم، اما الاداء التفاضلي للاختبار فقد ظهر ان (14) فقرة من فقرات الاختبار تظهر اداء تفاضلي للتخصص العلمي مقارنة بالتخصص الانساني، اذ كانت هذه الفقرات اصعب بالنسبة للتخصص الانساني مقارنة بالتخصص العلمي باستخدام طريقة اختبار نسبة الاررجية ، كما اظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة احصائية في متوسط الاخطاء المعيارية لتقديرات قدرة الافراد قبل وبعد حذف الفقرات التي تظهر اداء تفاضلي ، اذ ان متوسط الاخطاء المعيارية يقل بعد حذف الفقرات التي تظهر اداء تفاضلي، وهذا بدوره يسهم في زيادة الدقة لتقدير قدرة الافراد .

الكلمات المفتاحية : الاداء التفاضلي، اختبار هنمون – نلسون، نظرية الاستجابة للفقرة، دقة التقدير

Differential Performance of Henmon-Nelson Test Items for Mental Abilities in Light of Item Response Theory According to the Specialization Variable and its Effect on the Accuracy of Estimating Individuals' Abilities

Dr. Bilal Tariq Hussein Alwan

University of Anbar, College of Education for Humanities

Department of Educational Psychology- Measurement and Assessment

Abstract

The current research aims to identify the extent to which the data from the Henmon-Nelson Test of Mental Ability fulfills the assumptions of Item Response Theory, to identify items with differential item functioning in the test according to specialization (scientific, humanities), and to identify the difference in the accuracy of estimating individuals' ability before and after removing items with differential item functioning. To achieve this, the test was applied to a sample of (500) male and female students from Anbar University. The statistical program (BILOG-MG, 3.0) was used. The results showed that all items of the Henmon-Nelson Test of Mental Ability conform to the assumptions of the two-parameter model. As for differential item functioning, it was found that (14) items of the test showed differential item functioning for the scientific specialization compared to the humanities specialization, as these items were more difficult for the humanities specialization compared to the scientific specialization using the likelihood ratio test method. The results also showed statistically significant differences in the mean standard errors of individuals' ability estimates before and after removing items that showed differential item

functioning, as the mean standard errors decreased after removing items that showed differential item functioning, which in turn contributes to increasing the accuracy of estimating individuals' ability.

Keywords: Differential Item Functioning, Henmon-Nelson Test, Item Response Theory, Estimation Accuracy

أولاً: مشكلة البحث

يشير كل من (Bortolotti et al., 2013) و (Avacu, 2021) إلى أنه نتيجة لوجود العديد من أوجه القصور في تقدير خصائص مفردات الاختبارات بالاعتماد على النظرية الكلاسيكية؛ فإن استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في إعداد وتطوير الاختبارات والمقاييس والتحقق من صدقها وثباتها وتحديد بارامترات يحد اتجاهها عالمياً، ويستخدم على نطاق واسع في مجال التربية، فهي تقدر قدرة الأفراد بدقة مع مراعاة بارامترات مفردات الاختبار (الصعوبة، والتمييز، التخمين)، كما أنها تسمح بتدريج المفردات والأفراد على نفس الميزان مما يسمح بإجراء مقارنات موضوعية بين الأفراد، وبين المفردات، وبين المفردات والأفراد معاً.

كما يعد الكشف عن الفقرات ذات الأداء التفاضلي في المقاييس النفسية والتربوية أمراً ضرورياً لما يترتب على وجوده مشكلات قياسية تتمثل في أنه قد يكون مؤشراً على تحيز الفقرات ويؤدي إلى عدم تحقق عدالة الاختبار بشكل تام، كما أنه يؤثر في صدق الاختبارات وثباتها (pour & Abdul-ghafar, 2009 : 2) ويقلل أيضاً من صدق الاستنتاج المستمد من المقارنة بين المجموعات المختلفة في ادائهم على المقياس (Lyons-thomas, Sandilands & Erian, 2014: 21)

ويمكن القول أنه في حالة وجود بنوداً أو فقرات لها أداء تفاضلياً في أداة القياس فإن المقارنة بين المجموعات ينتج عنها فروق غير حقيقية بين تلك المجموعات، انطلاقاً من فكرة أن أداء الفرد على الاختبار يجب أن يكون ناتجاً فقط لمستوى السمة وليس شيئاً آخر خلاف ذلك (Gomes, 2012, 276) ومن هنا يلقي الكشف عن الفقرات ذات الأداء التفاضلي اهتماماً متزايداً في الفترة الأخيرة وذلك بتوظيف الطرق المتوفرة في نظرية القياس الكلاسيكية أو نظرية الاستجابة للفقرة.

وتشير (French et al., 2012) أن الاختلافات في نوعية الخبرات التعليمية التي يتعرض لها الفرد في المؤسسات التعليمية قد يكون لها تأثير مختلف في نمو بعض المتغيرات المعرفية بصفة عامة، وتعد الفقرات العقلية (الذكاء العام) أحد هذه المتغيرات التي قد يلعب التخصص دوراً في إظهار فروق في الذكاء، وقد يكون السبب في ظهور الفروق في الذكاء بين التخصصات العلمية والانسانية راجعاً إلى أن بعض مفردات الاختبار تظهر أداء تفاضلياً ضد طلاب أحد التخصصين.

ويشجع استخدام اختبار هنمون - نلسون لقياس القدرة العقلية العامة لدى الأفراد لأغراض تصنيفية وتشخيصية، لذا يعد الكشف عن الأداء التفاضلي لفقراته إجراء ضرورياً للتحقق من عدالة الاختبار، ففي الأونة الأخيرة أصبح فحص الأداء التفاضلي لمفردات الاختبارات والمقاييس للحصول على مفردات جيدة لقياس السمة المحددة مطلباً مهماً في بناء الاختبار وحساب خصائصه السيكومترية والتحقق من عدالته في القياس والتصنيف. (Isamat & Sidiqui, 2015) (حماد، 2021)، واستناداً إلى ما سبق يمكن أن نحدد مشكلة البحث بالتساؤلات الآتية:-

● هل يوجد أداء تفاضلي لمتغير التخصص على فقرات اختبار هنمون - نلسون للقدرة العقلية لدى طلبة الجامعة وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة؟

● هل توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المتوسطات الحسابية للاخطاء المعيارية لتقدير قدرة الافراد قبل وبعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي لمتغير التخصص في اختبار هنمون - نلسون للقدرة العقلية؟

ثانياً: أهمية البحث

يعد قياس المجال العقلي من أهم انتاجات علم النفس، ويُستخدم في ميادين متعددة، كالكشف والتصنيف والإرشاد والتوجيه المهني والتربوي، وقد سعى العلماء لفهم إحدى أهم الظواهر الأساسية التي يمتاز بها بنو البشر عن الكائنات الحية الأخرى وهي القدرات المعرفية والعقلية (حجازي والشريفي، 2014 : 1).

تُعدّ القدرات المعرفية والعقلية من الموضوعات الرئيسة التي اهتم بها علم النفس التربوي، لما تمثله من أهمية كبيرة في الميدان التعليمي والتربوي، إذ يسعى المختصون إلى دراسة الفروق الفردية بين الأفراد في الذكاء والقدرات العقلية الخاصة بقياسها بصورة علمية دقيقة، مع تفسير طبيعة هذه الفروق والعوامل المؤثرة فيها، كعوامل النمو والتدريب والخبرة، فضلاً عن بيان طبيعة الترابط القائم بين القدرات العقلية المختلفة ضمن نسق تنظيمي متكامل (وجيه، 1985: 1). كما يولي هذا المجال اهتماماً بوسائل قياس تلك القدرات، من خلال التأكيد على ضرورة توافر الخصائص والشروط العلمية في أدوات القياس لضمان دقتها وفاعليتها في الكشف عن مستويات الأفراد العقلية والمعرفية (حسين، 2012: 6؛ حجازي والشريفين، 2014: 1).

كما حظي موضوع عدالة أدوات القياس باهتمام كبير من المتخصصين في مجال القياس والتقويم ويرجع ذلك لأهمية نتائج هذه الأدوات وما يترتب عليها من قرارات، ومن خلال هذا الاهتمام ظهرت خاصية سيكومترية جديدة لتحقيق مبدأ العدالة والمساواة في أدوات القياس ألا وهي الأداء التفاضلي للفقرات (Differential Item Function (DIF)، وتكمن أهميتها في ضمان تحرر النتيجة التي يحصل عليها الفرد عند استجابته على أدوات القياس من تأثير متغيرات أخرى غير قدرة الفرد كالتخصص أو الجنس أو اللغة أو مكان السكن أو المستوى الاجتماعي والاقتصادي (Jensen, 1980).

ويعد فحص الأداء التفاضلي لأدوات القياس جزءاً مهماً في تحليل فقراتها، إذ إن خلو الأداة وفقراتها ومموهاتها من الأداء التفاضلي يعتبر من أهم الشروط التي ينبغي توافرها في أدوات القياس الاختبارية والمقاييس قبل استخدامها الفعلي في قياس السمة التي صممت لقياسها، وقد وضعت الجمعية الأمريكية للبحث التربوي (AERA) والجمعية الأمريكية لعلم النفس (APA) معيار الأداء التفاضلي ضمن معايير النشر لأدوات القياس، وأكدت على أنه إذا تم الاعتماد على نتائج أداة القياس في اتخاذ القرارات فلا بد من الحصول على مؤشر تجريبي واضح من أجل التحقق من أن فقرات الأداة لا تعكس أداء تفاضلياً للفقرات عبر المجموعات الفرعية من المفحوصين (النوافلة، ٢٠١٧).

وقد تناولت العديد من الدراسات مفهوم الأداء التفاضلي للفقرات في ضوء المتغيرات الديموغرافية للأفراد لاختبارات ذات أهمية ويعتمد على نتائجها باتخاذ القرارات كاختبارات القبول والاختبارات الدولية إذ أجرى (الويلي والدوسري، ٢٠١٩) دراسة هدفت التعرف على الفقرات ذات الأداء التفاضلي لاختبار القدرات العامة تبعاً لمتغير الجنس (ذكر، أنثى)، وتم استخدام أحد نماذج اختبار القدرات العامة في عام (٢٠١٦) ويتكون من (٩٦) فقرة، وتكونت العينة من (٧٤٠٨) طالب وطالبة، وتوصلت الدراسة إلى وجود (٢٦) فقرة ذات أداء تفاضلي في اختبار القدرات العامة وكان أغلبها لصالح الذكور، وكذلك بينت النتائج أن هذه الفقرات لها تأثير على دقة تقدير القدرات والخصائص السيكومترية للاختبار. لذا تكمن أهمية البحث الحالي من الآتي :-

■ في الجانب النظري ركزت هذه الدراسة على دراسة مفهوم الأداء التفاضلي لفقرات الاختبار والذي يعتبر من أهم المشاكل التي تهدد الخصائص السيكومترية للاختبارات والمقاييس وبالتالي القرارات المستندة إليها.

■ تأتي الدراسة الحالية استجابة لما تنادي به التوجهات الحديثة من ضرورة الكشف عن الأداء التفاضلي المفردات الاختبارات المستخدمة في تشخيص وتصنيف الأفراد كإجراء أساسي للتحقق من عدالة الاختبار وعدم تحيزه إلى مجموعة دون أخرى.

■ في الجانب التطبيقي تكمن أهمية الدراسة الحالية في أهمية الاختبار المستخدم فيها. فهي تبحث في الأداء التفاضلي لمتغير التخصص في فقرات اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية لدى طلبة الجامعة والذي يعتبر أحد الاختبارات الشائعة المستخدمة في تقييم القدرات العقلية للطلاب في المرحلة الجامعية. وقد تم استخدام هذا الاختبار في العديد من الدراسات البحثية لتقييم القدرات العقلية للطلاب وتحليلها، وستفيد نتائج هذه الدراسة مستخدمي هذا الاختبار من خلال ما تقدمه لهم من بيانات ومعلومات تتعلق بتحديد الفقرات ذات الأداء التفاضلي لتعديلها أو حذفها من الاختبار.

ثالثاً: أهداف البحث: يهدف البحث الحالي الى الآتي :-

- التعرف على مدى تحقيق بيانات اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية لافتراضات نظرية الاستجابة للفقرة (الانموذج ثنائي المعلم).
- التعرف على الفقرات ذات الأداء التفاضلي في اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية وفق متغير التخصص (علمي، انساني) باستخدام طريقة اختبار نسبة الارحجية وهو احد طرق نظرية الاستجابة للفقرة.
- التعرف على اختلاف دقة تقدير قدرة الافراد قبل وبعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي لمتغير التخصص في اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية لطلبة الجامعة وفقاً للانموذج ثنائي المعلم .
- رابعاً: حدود البحث:
- يتحدد البحث الحالي بطلبة جامعة الانبار للعام الدراسي 2025 – 2026 وبحسب الجنس والتخصص.
- خامساً: تحديد المصطلحات :
- اولاً : الأداء التفاضلي للفقرة : عرفها:
- Kappaert (2014): " دلالة مشتقة إحصائياً للتعبير عن الفروق في الاستجابة الصحيحة على الفقرة الاختبارية بين مجموعتين من المستجيبين ممن هم في المستوى نفسه من القدرة Kappaert, 2014:165 (0)
- التعرف الإجرائي للأداء التفاضلي للفقرة:
- ويعرف إجرائياً بأنه اختلاف احتمالات ظهور الاستجابة الصحيحة على مفردات اختبار هنمون- نلسون للقدرات العقلية باختلاف التخصص (علمي ، انساني) في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة (الانموذج ثنائي المعلم) .
- ثانياً: اختبار القدرة العقلية:- يعرفه
- ليغ وهاتير Legg & Hutter (2007): أي اختبار مبني على أسس علمية صحيحة تُعزز من دقة قياس القدرات العقلية، تعده مؤسسات مختصة في بناء مختلف الاختبارات النفسية (Legg & Hutter, 2007:18).
- التعرف الاجرائي : الدرجات التي يحصل عليها الطالب في اختبار هنمون نلسون (Test Henmon-Nelson) المستوى الجامعي الصورة (B) النسخة الاصلية الامريكية لعام 1961 والمبني وفقاً لنظرية سبيرمان للقدرات العقلية
- ثالثاً: نظرية الاستجابة للفقرة : يعرفها
- كروكر والجينا (2009): تركز هذه النظرية على افتراض أساسي مفاده وجود سمات أو قدرات كامنة غير ملاحظة يكون عددها أقل من عدد فقرات الاختبار المعدّ لقياسها، وتتولى هذه السمات تفسير استجابات الأفراد على تلك الفقرات. وتفترض معظم تطبيقات النظرية وجود قدرة كامنة واحدة تُعد العامل الرئيس المسؤول عن أداء المفحوصين في الاختبار. ويشكل الانموذج الرياضي الأساس الجوهري للنظرية، إذ يوضح العلاقة بين مستوى قدرة الفرد واحتمالية استجابته لفقرات الاختبار المختلفة، الأمر الذي يتيح تفسير أداء الأفراد بدقة وإجراء المقارنات بينهم حتى عند استخدام اختبارات مختلفة. كما تسهم هذه النظرية في إمكانية تعميم نتائج التحليل وتطبيقها على مجموعات أخرى تختلف في مستوياتها وخصائصها عن مجموعة التطبيق الأصلية (كروكر والجينا، 2009: 450).
- رابعاً: دقة تقدير القدرة : يعرفه
- Alkursheh (2022) : يُعبر مفهوم دقة تقدير القدرة عن مدى كفاءة التقدير الإحصائي في تمثيل القدرة الحقيقية للفرد، إذ ترتفع دقة التقدير كلما زادت احتمالية اقتراب القيمة المقدّرة من القيمة الحقيقية للقدرة الكامنة. ويتحقق ذلك من خلال استخدام تقديرات غير متحيزة تتميز بانخفاض تباينها مقارنةً بغيرها من التقديرات غير المتحيزة، مما يجعلها أكثر قدرة على تقديم نتائج دقيقة وموثوقة. ويُستدل على مستوى هذه الدقة باستخدام مؤشرات إحصائية، من أبرزها متوسط مربعات الخطأ والخطأ المعياري للتقدير، اللذان يعكسان مقدار الانحراف بين القيمة المقدّرة والقيمة الحقيقية للقدرة. (Alkursheh, 2022).
- التعرف الاجرائي لدقة تقدير القدرة : الفروق ذات الدلالة الإحصائية في دقة تقدير القدرة والمستمدة من نتائج المقارنة قبل وبعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة.

إطار نظري ودراسات سابقة :

أولاً: نظرية الاستجابة للفقرة

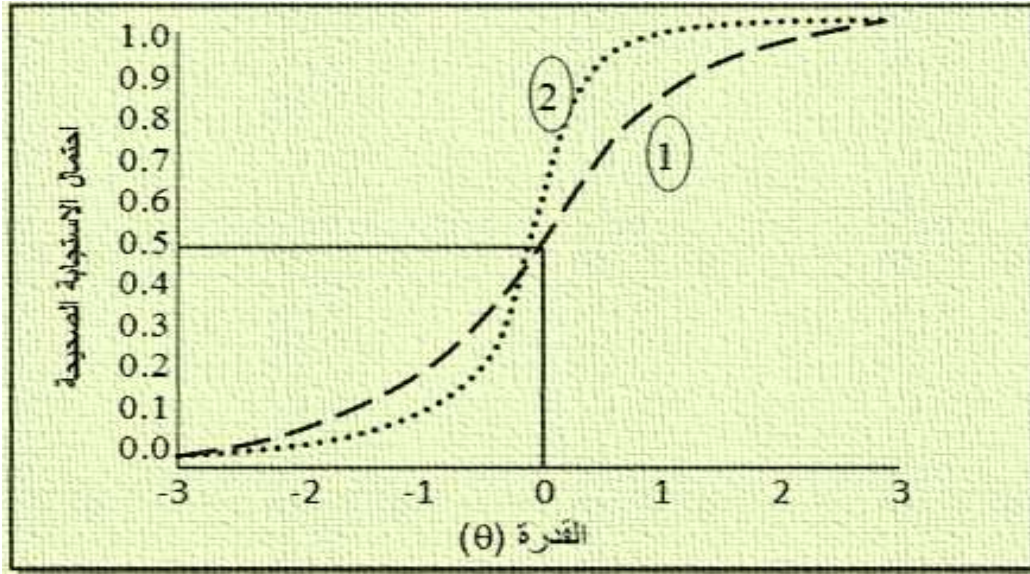
تُعد نظرية الاستجابة للفقرة (IRT) من النظريات السيكمترية الحديثة التي تمثل الاتجاه المعاصر في مجالي القياس النفسي والتربوي، إذ ظهرت في مطلع خمسينيات القرن العشرين بهدف معالجة أوجه القصور في نظرية القياس التقليدية وتحسين دقة القياس. وتمتاز هذه النظرية بخاصية الثبات النسبي (عدم التباين) لمعلمي الأفراد والفقرات، حيث تفترض وجود دالة احتمالية تربط بين معلمين أساسيين: أحدهما يعود للفرد، والآخر للفقرة التي يُقاس من خلالها. (Yang & Maydeu, 2014: 354) تعتمد نظرية الاستجابة للفقرة على مبدأ أساسي يتمثل في تفريد فقرات الاختبار، إذ يُفترض أن استجابة الفرد لكل فقرة تتحدد في ضوء مستوى قدراته الكامنة، والتي تُعد العامل الرئيس في تحديد نمط استجابته. ولذلك تُعبر هذه القدرات بقيمة عددية (Numerical Value) تُحدد موقع الفرد على متصل القدرة أو السمة. ويُقاس هذا الموقع بوحدة رياضية تُعرف باللوغيت (Logit)، وهي تمثل اللوغاريتم الطبيعي لنسبة ترجيح الإجابات الصحيحة، وتتراوح قيمها بين $(-\infty, +\infty)$. وتُستخدم الوحدة نفسها في تقدير صعوبة الفقرات، حيث تُعبر عن اللوغاريتم الطبيعي لنسبة ترجيح الإجابات الخاطئة على الفقرات ذاتها، ويمدى يمتد أيضاً بين $(-\infty, +\infty)$. (Baker, 2001: 6)

إذ أشار كل من (إليوت 1982) و (هامبلتون وسواميناثان Hambleton & Swaminathan 1985) و (انستازي و يوربينا Anstasi & Urbina, 1997)، و (ايالي 2009) (Ayala 2009) تؤكد الأدبيات المتخصصة أن نماذج نظرية الاستجابة للفقرة تستند إلى أربعة افتراضات أساسية تتمثل في أحادية البعد، والاستقلال الموضعي للاستجابات، ووجود منحنى مميز لكل فقرة، فضلاً عن عامل السرعة في الإجابة. وتُعد هذه الافتراضات الركيزة الجوهرية التي تعتمد عليها دقة النموذج وكفاءته في تفسير استجابات الأفراد، إذ إن تحققها يسهم في توفير تقديرات أكثر دقة وموضوعية للقدرات الكامنة. وفي المقابل، فإن عدم تحقق هذه الافتراضات في البيانات المستخدمة يؤدي إلى ضعف ملائمة النموذج أو فقدانها بصورة تامة، مما ينعكس سلباً على موثوقية النتائج المستخرجة ويجعل صلاحية النموذج موضع تساؤل عند استخدامه أو تعميمه على مجموعات بيانات مشابهة في الدراسات والتطبيقات اللاحقة (Ayala, 2009: 7-11).

وانبثقت عن نظرية الاستجابة للفقرة (IRT) مجموعة من النماذج التي تختلف فيما بينها تبعاً لاختلاف الدوال الرياضية التي تستند إليها، إذ يعتمد كل نموذج على نمط معين من أنماط الاستجابة؛ فمنها ما يقوم على الاستجابة الثنائية، ومنها ما يستند إلى الاستجابات المتعددة أو المتدرجة (أبو خليفة، 2004: 23). وفي ضوء ذلك، سيتناول الباحث في الدراسة الحالية النموذج ثنائي المعلم لاعتماده بوصفه الأنسب لأغراض البحث.

■ النموذج ثنائي المعلم (Two-Parameter Logistic Model (2PL)

يفترض هذا النموذج انعدام أثر التخمين، ويركز على تقدير كلٍّ من صعوبة الفقرات ومعاملات التمييز (ملياني، 2010: 57). ويُقصد ببارامتر التمييز قدرته على وصف مدى فاعلية الفقرة في التفريق بين المفحوصين الذين تفوق قدراتهم مستوى صعوبتها وأولئك الذين تقل قدراتهم عنها، وهو ما ينعكس على درجة انحدار المنحنى المميز للفقرة عند منتصفه؛ فكلما كان المنحنى أكثر انحداراً دلّ ذلك على قدرة أعلى للفقرة في التمييز، في حين يشير المنحنى المنبسط إلى ضعف هذه القدرة. (Baker, 2001: 22) كما يتميز هذا النموذج بعدم افتراض تساوي الأوزان في تقدير مستويات القدرة أو السمة، على خلاف نموذج راش، الأمر الذي قد يؤدي إلى تقاطع المنحنيات المميزة لفقرات الاختبار المُعدة وفقاً له (علام، 2005: 71)، كما هو موضح في الشكل (1).



الشكل (1) منحنيان ميزان لفقرتين في النموذج ثنائي البارامتر (التقي، 2013: 24)

ثانياً / الأداء التفاضلي: (DIF) : The Differential Item Functioning

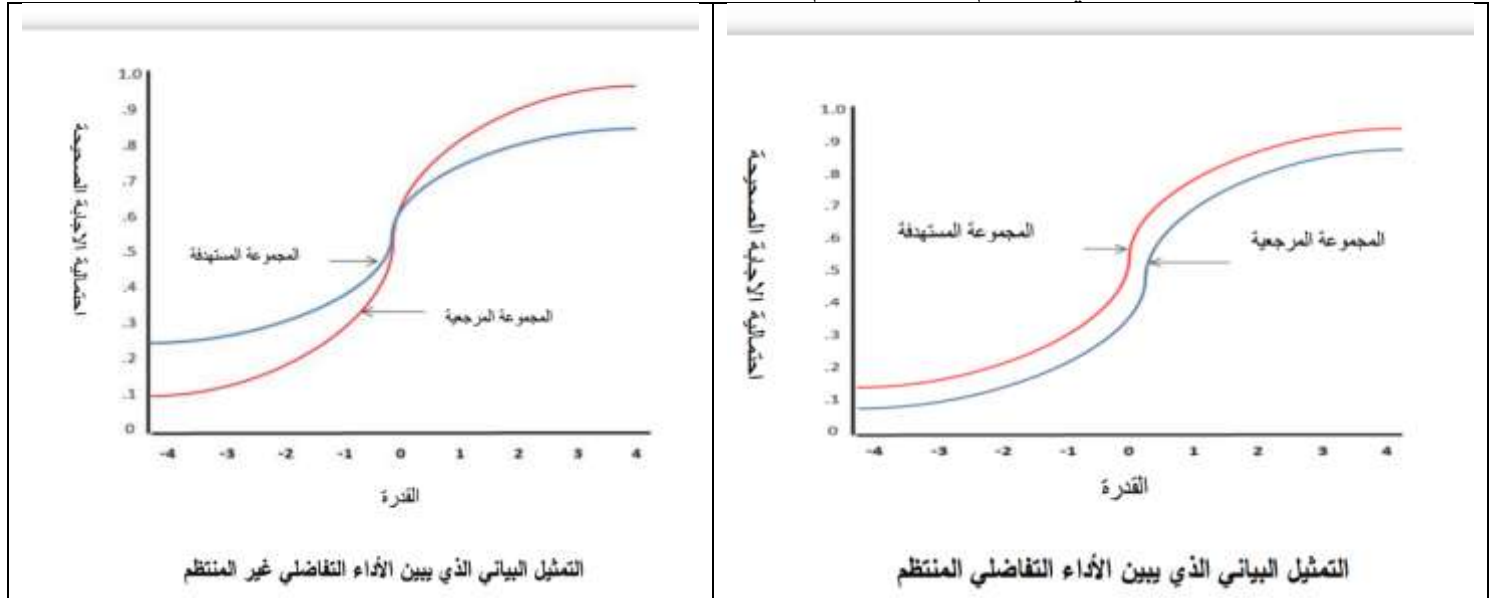
بدأ استخدام مصطلح الأداء التفاضلي للفقرة (DIF) في أوائل ثمانينات القرن العشرين للإشارة إلى الأساليب والمعالجات الإحصائية المستخدمة في الكشف عن تحيز فقرات الاختبارات. ويُعد الأداء التفاضلي مؤشراً إحصائياً يعبر عن وجود اختلاف في استجابات مجموعتين على فقرة معينة رغم تساويهما في مستوى القدرة. وعلى الرغم من أن بعض الباحثين يستخدمون هذا المصطلح مرادفاً للتحيز، إلا أن هذا الاستخدام غير دقيق؛ إذ إن الأداء التفاضلي يقتصر على تحديد الفقرات التي يختلف فيها احتمال الإجابة الصحيحة بين مجموعتين متكافئتين في القدرة. أما تفسير هذا الاختلاف فقد يقود إلى اعتبار الفقرة متحيزة إذا كان السبب لا يرتبط بقدرة الأفراد فقط. (Camellia & Shepared, 1994: 190)

اذ يظهر الأداء التفاضلي للفقرة عندما تكون الفقرة أكثر صعوبة لمجموعة مقارنة بأخرى بشكل ملحوظ، حتى بعد ضبط جميع الفروق المعرفية المرتبطة بموضوع الاختبار، إذ يشير إلى اختلاف أداء أفراد أو مجموعات متكافئة في القدرة. وتعتمد تحليلات الأداء التفاضلي على مقارنة أداء المجموعة المستهدفة (مثل الإناث أو السود) مع المجموعة المرجعية (مثل الذكور أو البيض) مع التحكم في مستوى المعرفة، لذلك لا يعني مجرد كون الفقرة أصعب لمجموعة ما وجود أداء تفاضلي، خاصة إذا كانت تلك المجموعة أقل معرفة، لأن ذلك سينعكس على جميع فقرات الاختبار. وعند تحديد الفقرات التي تظهر أداءً تفاضلياً، فقد يُعزى ذلك إلى تحيز الفقرة أو أثرها. إذ يُعد تحيز الفقرة تهديداً لصدق الاختبار، وينتج عن أخطاء منتظمة في تفسير أداء مجموعة معينة، ويظهر عندما تفضل الفقرة مجموعة دون أخرى بشكل غير عادل بسبب عوامل صعوبة لا ترتبط ببناء الاختبار. في المقابل، فإن الفروق في الأداء قد تعكس أحياناً اختلافات حقيقية في المعرفة أو الخبرة، وهو ما يُعرف بأثر الفقرة، الذي يكون ثابتاً داخل المجموعة لكنه يعكس ما صُمم الاختبار لقياسه. (Huang & Han, 2012:166)

فالأداء التفاضلي يمثل دالة إحصائية للتعبير عن التباين في الاستجابة على المفردة لمجموعة من الأفراد عند مستوى قدرة معين نتيجة لوجود فروق في الاستجابة ترجع إلى متغيرات أخرى تجعل هذه المفردة متحيزة إلى مجموعة من المختبرين دون غيرها. (stoneberg, 2004) أي أن الأداء التفاضلي أحد المفاهيم الإحصائية التي تسعى لجعل المقاييس والاختبارات أقل تحيزاً لفئة معينة أو مجموعة ما، وجعل الفروق الكامنة بين المجموعات المدروسة عائداً إلى مستوى القدرة أو السمة المقاسة وليس إلى أي شيء آخر، ويشار إلى هذه المجموعات عادة بالمجموعة المستهدفة (وهي المجموعة التي تتأثر بالأداء التفاضلي للمفردات بمعنى أن المفردات تتحيز ضدها وتمثل الأقلية) والمجموعة المرجعية (وهي المجموعة المقارنة وعادة تكون الأكثر عدداً). (ضعض، 2017)

ويُعد الأداء التفاضلي للفقرة مؤشراً إحصائياً مشتقاً يُعبّر عن الفروق في احتمال الاستجابة الصحيحة بين مجموعتين متكافئتين في مستوى القدرة (Ackerman, Gierl & Jodoin, 2000;). ومن منظور نظرية الاستجابة للفقرة، يُفهم الأداء التفاضلي بوصفه مفهوماً يختبر العلاقة بين الاحتمالات المشروطة للإجابة الصحيحة والسمة الكامنة المراد قياسها، وذلك من خلال مقارنة منحنيات خصائص الفقرة بين مجموعتين فرعيتين من المجتمع الإحصائي، حيث تُرسم هذه المنحنيات وفق النموذج اللوجستي المعتمد للكشف عن وجود الأداء التفاضلي. (Gybles, 2004: 79)

ويمكن التمييز بين نوعين من الأداء التفاضلي للمفردة، هما: الأداء التفاضلي المنتظم والأداء التفاضلي غير المنتظم، ويحدث الأداء التفاضلي المنتظم عندما تظهر احتمالات مختلفة في صعوبة المفردة لمجموعتين من الأفراد في كل مستويات القدرة، بمعنى أن أداء إحدى المجموعتين على مفردة ما يكون أفضل من المجموعة الأخرى عند جميع مستويات القدرة، أما الأداء التفاضلي غير المنتظم فيحدث عندما تظهر احتمالات مختلفة في صعوبة المفردة لمجموعتين من الأفراد عند مستوى معين من القدرة، بمعنى أن أداء إحدى المجموعتين على مفردة ما يكون أفضل من الأخرى عند مستوى قدرة معين ويختلف الفرق بين المجموعتين عند مستوى قدرة آخر (Lai et al., 2005) (Ozdemir, 2015)، والشكل (2) ادناه يميز بين الأداء التفاضلي المنتظم وغير المنتظم



شكل (2) الفرق بين الأداء التفاضلي (المنتظم ، غير المنتظم) (من عمل الباحث)

وتوجد عدة طرق للكشف عن الأداء التفاضلي للمفردات، منها ما يعتمد على النظرية الكلاسيكية في القياس مثل طريقة مانتل هانسلز وطريقة الانحدار اللوجستي، ومنها ما يعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة مثل طريقة نسبة الأرجحية وطريقة مربع كاي للورد، وحسب منظور نظرية الاستجابة للمفردة؛ فإن وجود الأداء التفاضلي في مفردة ما يعني أن تقديرات بارامترات هذه المفردة لا توصف باللاتغيرات في المجموعات المدروسة (أي لا توجد مطابقة في بيانات المفردة)، فالافتقار إلى اللاتغيرات في أحد مفردات الاختبار هو الذي يفسر كدليل على وجود الأداء التفاضلي وفق نظرية الاستجابة للمفردة (دي أيلالا، 2017).

ونظراً لأن نظرية الاستجابة للمفردة تعتمد على افتراضات قوية مقارنة بالنظرية الكلاسيكية أهمها أن هناك استقلالية للمفردات الاختبارية في قياس القدرات المختلفة، وأن لكل مفردة اختبارية من مفردات الاختبار خصائصها السيكمترية الخاصة بها، والممثلة في منحنى مميز لها يصف احتمالية الإجابة بناءً على قدرة الفرد وخصائص المفردات (Magno, 2009)، فإن هذا يسهم بشكل كبير في تمييز طرق الكشف عن الأداء التفاضلي وفق نظرية الاستجابة للمفردة عن الطرق المستندة إلى النظرية الكلاسيكية في القياس، حيث تستند المقارنة بين المجموعات وفق نظرية الاستجابة للمفردة على مقارنات تتصف بعدم التغير في البارامترات المقدر، (رشوان، 2015).

ويُعد اختبار نسبة الأرجحية Likelihood Ratio test وهي الطريقة التي اعتمد عليها البحث الحالي من أكثر الطرق استخداماً للكشف عن الأداء التفاضلي للمفردة في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، والتي تعتمد على دلالة الفروق بين بارامترتي المفردة في المجموعتين المستهدفة والمرجعية، والتي نبعت فكرتها من أفكار لورد في استخدامه لمربع كاي في المقارنة بين بارامترات المفردة للمجموعات المختلفة بالاستناد إلى أن تماثل المنحنى المميز للمفردة لأي مجموعتين يعتمد على تماثل بارامترات هذه المفردة في المجموعتين. (Kim & Oshima, 2012) (Bechger & Maris, 2015) وتتميز طريقة نسبة الأرجحية بأنها تختبر الأداء التفاضلي للمفردة بطريقة مباشرة تمكن من اكتشاف الأداء التفاضلي المرتبط ببارامترات صعوبة المفردة وتمييزها ونسبة تخمينها، كما أنها تعبر عن الأداء التفاضلي للمفردة بوحدة كمية واضحة المعنى يسهل تفسيرها، بالإضافة إلى أنها لا تعتمد على حساب المجموع الكلي لدرجات الاختبار (Thissen, 2001) وتتم هذه الطريقة في ثلاث خطوات: تتمثل الخطوة الأولى في حساب قيمة الترجيح اللوغاريتمي في حالة تدرج مفردات الاختبار في حالة اعتبار المجموعتين مجموعة واحدة حسب نموذج نظرية الاستجابة للمفردة المستخدم، وتتمثل الخطوة الثانية في حساب قيمة الترجيح اللوغاريتمي في حالة اعتبار وجود مجموعتين إحداها مرجعية وأخرى مستهدفة، أما الخطوة الثالثة فتتمثل في حساب الفرق بين نسبة الأرجحية في الحالتين والحكم على دلالتها حسب توزيع كاي²، فإذا كانت دالة إحصائياً فيُعد مؤشراً على وجود أداء تفاضلي في مفردات الاختبار، وللكشف عن المفردات التي تظهر أداء تفاضلي عن طريق حساب الفرق بين بارامترات المفردات في المجموعتين وقسمته على الخطأ المعياري للفرق ويتبع الإحصائي الناتج التوزيع الطبيعي، فإذا كان الفرق دال إحصائياً فهذا يشير إلى أن المفردة تظهر أداء تفاضلياً لإحدى المجموعتين المرجعية أو المستهدفة (دي أيلالا، 2017) (ضعض، 2017).

الدراسات السابقة :

- دراسة (Chiesi et al., 2012) هدفت إلى التحقق من الأداء التفاضلي لاختبار رافن للمصفوفات المتتابعة النسخة المختصرة، والتي تكونت من (12) مفردة، وذلك وفق عدة متغيرات تصنيفية منها النوع (ذكور، إناث)، وقد توصلت نتائج البحث إلى عدم وجود أداء تفاضلي لمفردات النسخة المختصرة من اختبار رافن للمصفوفات المتتابعة وفق متغير النوع (ذكور، إناث).

- دراسة المسكري وآخرون (2021) : هدفت الدراسة إلى الكشف عن الأداء التفاضلي لمفردات اختبار القدرة اللفظية باستخدام طريقتي مانتل-هانزل والصعوبة المحولة، إذ تكون الاختبار من (30) مفردة من نوع الاختبار من متعدد بأربعة بدائل للإجابة، وطُبق على عينة بلغت (4280) طالباً وطالبة. وأظهرت نتائج الدراسة، وفق طريقة مانتل-هانزل، أن ما نسبته (60%) من مفردات الاختبار قد أظهرت أداءً تفاضلياً تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي، كما أظهرت النسبة نفسها أداءً تفاضلياً تبعاً لمتغير الدولة. أما نتائج طريقة الصعوبة المحولة فقد بينت وجود أداء تفاضلي في نسبة (30%) من المفردات تبعاً لمتغير النوع الاجتماعي، وبلغت نسبة المفردات التي أظهرت أداءً تفاضلياً تبعاً لمتغير الدولة (33.33%) (المسكري وآخرون، 2021).

- دراسة الخرشة (2023) : هدفت هذه الدراسة للكشف عن الفقرات ذات الأداء التفاضلي تبعاً لمتغير الجنس في اختبار القدرات الرياضية (TOMA-3) ودراسة أثرها على دقة تقدير القدرة للأفراد ودالة المعلومات للاختبار وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة، ولتحقيق هدف الدراسة تم تطبيق الاختبار على (٥٦٠) طالباً وطالبة من طلاب الصف العاشر والأول الثانوية في مديرية تربية المزار الجنوبي في الأردن أظهرت نتائج البرنامج الإحصائي (Bilog-Mg3) مطابقة (١٠٠) فقرة من فقرات الاختبار للنموذج ثلاثي المعلم، وظهر الأداء التفاضلي في (١٧) فقرة منها، وأن لها تأثير على دقة تقدير القدرات للأفراد، كما أوضحت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين تقدير دالة المعلومات للاختبار قبل وبعد حذف الفقرات ذات الأداء التفاضلي، مما يدل على أن حذف هذه الفقرات من الاختبار قد أدى إلى خفض قيم الأخطاء المعيارية لتقدير القدرات وتحقيق الدقة في تقدير دالة المعلومات للاختبار وهذا بدوره يساهم في تحقيق الدقة والكفاءة في تقدير قدرات الأفراد. (الخرشة، 2023: 405).

- دراسة الويللي والدوسري (٢٠١٩) : هدفت التعرف على الفقرات ذات الأداء التفاضلي الاختبار القدرات العامة تبعا لمتغير الجنس (ذكر انثى)، وتم استخدام أحد نماذج اختبار القدرات العامة في عام (٢٠١٦) ويتكون من (٩٦) فقرة، وتكونت العينة من (٧٤٠٨) طالب وطالبة، وتوصلت الدراسة إلى وجود (٢٦) فقرة ذات أداء تفاضلي في اختبار القدرات العامة وكان أغلبها لصالح الذكور، وكذلك بينت النتائج أن هذه الفقرات لها تأثير على دقة تقدير القدرات والخصائص السيكمترية للاختبار.

منهجية البحث واجراءاته :

اولاً: منهجية البحث: اعتمد الباحث المنهج الوصفي الذي يسعى الى تحديد الوضع الحالي ودراسة الواقع او الظاهرة ووصفها وصفاً دقيقاً.

ثانياً- مجتمع البحث وعينته

يتحدد مجتمع البحث الحالي بطلبة الدراسات الاولى جامعة الانبار للعام الدراسي (2025-2026)، بلغ عددهم الكلي (22303) طالب وطالبة لجميع كلياتها العلمية والانسانية، اما عينة البحث بلغ عددها (500) طالباً وطالبة من مجتمع الدراسات الاولى جامعة الانبار موزعين على وفق النوع الاجتماعي والتخصص، والجدول (1) يوضح ذلك.

جدول (1) مجتمع البحث وعينته حسب متغيري (النوع الاجتماعي والتخصص)

عينة البحث				مجتمع البحث				
المجموع	النوع الاجتماعي		التخصص	النسبة المئوية	المجموع	النوع الاجتماعي		التخصص
	الاناث	ذكور				إناث	ذكور	
332	208	124	العلمي	66,62%	14858	9113	5745	العلمي
168	105	63	الانساني	33,38%	7445	4936	2509	الانساني
500	313	187	المجموع الكلي	100%	22303	14049	8254	المجموع الكلي

ثالثاً : اداة البحث :

استعمل الباحث الطبعة الاولى لعام 1961 لاختبار القدرات العقلية المستوى الجامعي الصيغة (ب)، مؤلفا هذا الاختبار ، د. توم . ام . لامك Tom.A.Lamke Ph.D ، و د.ام. جي . نلسون M.J.Nelson .PhD. المعد لطلبة الجامعات الامريكية . وان هذا الاختبار تم ترجمته وتقنيته في ضوء نظرية القياس الكلاسيكية من الباحث (الربيعي ، 2005).

يتألف اختبار القدرات العقلية في البحث الحالي بصورته النهائية بعد تحليله للبيئة العراقية من قبل (الربيعي ، 2005) من (94) فقرة ، وكل فقرة لها خمسة بدائل صحيح واربعة بدائل مخطئة. ويتم تصحيح الاجابة فيه باعطاء درجة (1) واحدة للاجابة الصحيحة ودرجة (0) للاجابة المخطئة او المتروكة بدون اجابة او الاجابة عن اكثر من بديل واحد .

التحليل الاحصائي للفقرات وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة الاختبارية (انموذج ثنائي المعلم).

اولاً:- التحقق من افتراضات الانموذج :

تم التحقق من عدم وجود بيانات تامة أو صفرية، حيث قام الباحث بفحص استجابات الأفراد للكشف عن الفقرات التي تمت الإجابة عنها إجابة صحيحة من قبل جميع الأفراد، أو الأفراد الذين أجابوا عن جميع المفردات إجابات صحيحة أو خاطئة، ولم يسفر التحليل لاستجابات الأفراد عن استبعاد أي فرد أو أي مفردة من مفردات الاختبار، وفيما يلي إجراءات

أ. افتراض أحادية البعد:

تم التحقق من تحقق هذا الافتراض في البحث الحالي من خلال استخدام التحليل العاملي الاستكشافي، إذ سبق إجراء التحليل التأكد من صلاحية البيانات وكفاءة حجم العينة لملاءمتها لهذا الإجراء الإحصائي. ولتحقيق ذلك استخدم اختبار كايزر-ماير-أولكن (Kaiser-Meyer-Olkin: KMO)، الذي يُعد مؤشراً على مدى كفاية العينة، إذ تُعد البيانات ملائمة للتحليل العاملي عندما تتجاوز قيمة الاختبار (0.50). كما استخدم اختبار بارتليت (Bartlett's Test of Sphericity)، الذي يعتمد على توزيع مربع كاي، بهدف التحقق من وجود ارتباطات ذات دلالة بين المتغيرات، وذلك من خلال اختبار فرضيتين هما: الفرضية

الصفرية (H0) التي تفترض عدم وجود ارتباطات بين المتغيرات، والفرضية البديلة (H1) التي تشير إلى وجود ارتباطات بينها.

وقد أظهرت نتائج التحليل أن قيمة اختبار (KMO) بلغت (0.966)، وهي قيمة مرتفعة تشير إلى تمتع البيانات بدرجة عالية من الكفاية والملاءمة لإجراء التحليل العاملي. كما بلغت قيمة اختبار بارتنليت (13683.097)، وكانت دالة إحصائياً وفقاً للقيمة الاحتمالية (p-value)، مما يدل على وجود ارتباطات جوهرية بين المتغيرات، إذ يُعد الاختبار دالاً إحصائياً عندما تكون قيمة مستوى الدلالة أقل من (0.05). وبعد التأكد من ملائمة البيانات أُجري التحليل العاملي الاستكشافي بطريقة المكونات الأساسية، وقد أخذ الباحث بمحك جيلفورد لمعرفة حد الدلالة الإحصائية للتشعبات الناتجة وهو اعتبار التشعبات التي تصل إلى (0.30) أو أكثر تشعبات دالة، وفي ضوء نتائج التحليل العاملي أمكن استخلاص مجموعة من العوامل الرئيسية الجذر الكامن لكل منهما أكبر من الواحد الصحيح، والجدول (2) يوضح الجذور الكامنة والتباين المفسر لبعض العوامل المستخرجة من التحليل العاملي

جدول (2) قيم الجذور الكامنة ونسبة التباين المفسر والتباين المفسر التراكمي لاختبار هنمون نلسون للقدرات العقلية

الاختبار	الجذر الكامن للعوامل			نسبة التباين المفسر للعوامل	
	الأول	الثاني	النسبة بينهما	الأول	التراكمي
هنمون - نلسون	24,463	6.473	3.779	26.024	61.291
				42.459	

يتضح من الجدول (2) أن شرط أحادية السمة أو البعد يتحقق وفق ما شار إليه (recase, 1979) إذا زادت نسبة التباين المفسر للعامل الأول عن (20%) وهذا متحقق في هذه الدراسة كما هو واضح الجدول () فإن نسبة التباين المفسر للعامل الأول (26.024). وهذا يدل على أن العامل الأول هو المسيطر وبذلك تكون هنالك سمة واحدة يقيمها الاختبار ويتحقق شرط أحادية البعد أيضاً إذا كان حاصل قسمة قيمة الجذر الكامن للعامل الأول على قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني أكبر من (2) وفقاً لما ذكره الورد (lord, 1980). وهذا شرط متحقق أيضاً في الدراسة الحالية، فحاصل قسمة الجذر الكامن للعامل الأول على قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني هو (3.779) وهذه القيمة أكبر من (2). وبذلك يتحقق افتراض أحادية البعد في هذه الدراسة.

ب. افتراض الاستقلال الموضوعي :

للتحقق من هذا الفرض استخدم مؤشر (G^2) والإحصائي (G^2) يتوزع توزيع مربع كاي بدرجة حرية مقدارها (1)، وحتى يتحقق فرض الاستقلال المحلي يجب أن لا تزيد نسبة الأزواج التي تحقق فرض الاستقلال الموضوعي عن (5%)، بينت نتائج التحليل أن قيم أزواج الفقرات، والبالغ عددها (4371) زوجاً، قد تراوحت بين (0.002) و(10.723). وعند مقارنة هذه القيم بالقيمة الجدولية البالغة (3.84) عند درجة حرية (1) ومستوى دلالة (0.05)، أمكن تحديد الأزواج التي تحقق فيها افتراض الاستقلال الموضوعي والأزواج التي لم يتحقق فيها هذا الافتراض، وذلك استناداً إلى مؤشر (G^2) وقد تم توضيح أعداد هذه الأزواج ونسبها المئوية في الجدول (3) أدناه.

جدول (3) مؤشر إحصائي مربع (G^2 statistics)

حالات الاستقلال الموضوعي	عدد الأزواج	النسبة المئوية
معتمد	164	4%
مستقل	4207	96%
الكلي	4371	100%

تشير نتائج الجدول رقم (3) إلى أن عدد أزواج الفقرات التي تجاوزت المدى المحدد، والتي تُعد فقرات معتمدة موضوعياً، قد بلغ (164) زوجاً، ونسبة مئوية مقدارها (4%) من إجمالي أزواج الفقرات. في المقابل، بلغ عدد أزواج الفقرات التي وقعت ضمن المدى المقبول، والتي تحقق فيها افتراض الاستقلال الموضوعي، (4207) أزواج بنسبة بلغت (96%). وتدل هذه النتائج على أن نسبة أزواج الفقرات التي أظهرت اعتماداً موضوعياً جاءت منخفضة ولم تتجاوز الحد المعياري المقبول البالغ (5%)، مما يوفر

مؤشراً إحصائياً واضحاً على تحقق افتراض الاستقلال الموضوعي في بيانات البحث الحالي، ويعزز من ملائمة البيانات لتطبيق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة.

ج. المنحنى المميز للفقرة

يظهر تحليل فقرات الاختبار منحنى مميز خاص لكل فقرة حسب النموذج المستخدم وتقترب فيه احتمال الاستجابة الصحيحة من الصفر عند المستويات المنخفضة من القدرة، ويزيد احتمال الاستجابة الصحيحة عند المستويات المرتفعة حتى يقترب من الواحد الصحيح، وقد تم التحقق من هذا الافتراض من خلال مدى ملائمة مفردات الاختبار للنموذج المستخدم في التدرج، كما تم استخراج المنحنيات المميزة لمفردات الاختبار باستخدام برنامج (Bilog-Mg3) وفق نماذج نظرية الاستجابة للمفردة أحادية البعد ثنائية الاستجابة.

د. التحرر من السرعة

قام الباحث بإعطاء الوقت الكافي للإجابة عن مفردات الاختبار، كما قام الباحث بالتحقق من افتراض التحرر من السرعة عن طريق حساب النسبة المئوية للطلاب الذين تمكنوا من الانتهاء من الإجابة عن جميع مفردات الاختبار، حيث بلغت النسبة المئوية للطلاب الذين تمكنوا من الانتهاء من الإجابة على جميع الفقرات (100%)، مما يشير إلى تحقق افتراض التحرر من السرعة في الاختبار.

ثانياً :- استخراج الخصائص القياسية لفقرات الاختبار والتحقق من ملائمة البيانات للنموذج ثنائي المعلم :

اعتمد البحث الحالي على برنامج (BILOG-MG 3.0) لتحليل بيانات الاختبار والتحقق من مدى مطابقة فقراته للنموذج المستخدم، وهو الأنموذج اللوجستي ثنائي المعلم، وذلك في إطار نظرية الاستجابة للفقرة. وقد أتاح البرنامج إمكانية تقدير الخصائص القياسية لفقرات الاختبار، والمتمثلة بمعلمي الصعوبة والتمييز، فضلاً عن استخراج الأخطاء المعيارية المرتبطة بكل معلم من هذه المعالم، بما يساهم في توفير مؤشرات دقيقة عن جودة الفقرات وكفاءتها القياسية. ويبين الجدول (4) قيم مربع كاي (χ^2) الخاصة بفقرات الاختبار، والتي تم الاعتماد عليها في الحكم على مدى ملائمة الفقرات للنموذج ثنائي المعلم، إلى جانب عرض قيم معلمي الصعوبة والتمييز والأخطاء المعيارية المقابلة لهما لكل فقرة من فقرات الاختبار.

جدول (4) الخصائص القياسية ومؤشرات مطابقة الفقرات لانموذج ثنائي المعلم

قيم مربع كاي (كا) ²	معلمة الصعوبة		معلمة التمييز		تسلسل الفقرة	قيم مربع كاي (كا) ²	معلمة الصعوبة		معلمة التمييز		تسلسل الفقرة
	الخطأ المعياري	b	الخطأ المعياري	a			الخطأ المعياري	b	الخطأ المعياري	a	
19.53	0.16	1.84	0.51	1.31	48	24.65	0.16	-1.09	0.26	1.75	1
17.46	0.15	-0.14	0.48	1.27	49	14.16	0.15	-0.42	0.35	1.84	2
15.61	0.15	0.63	0.46	1.49	50	15.62	0.15	-1.22	0.25	1.15	3
13.12	0.17	-2.09	0.44	1.70	51	19.28	0.16	1.07	0.15	1.37	4
17.71	0.16	1.49	0.43	1.35	52	12.15	0.19	1.50	0.15	1.89	5
14.12	0.15	1.93	0.42	1.38	53	13.44	0.16	-1.72	0.15	1.60	6
17.93	0.16	0.45	0.41	1.41	54	17.96	0.15	1.55	0.26	1.77	7
12.68	0.20	1.47	0.41	1.21	55	10.65	0.15	-2.01	0.28	1.37	8
15.24	0.15	1.71	0.41	1.84	56	13.36	0.15	1.40	0.30	1.34	9
9.87	0.15	-0.47	0.41	1.70	57	10.90	0.16	1.67	0.23	1.10	10
18.40	0.19	1.02	0.41	1.61	58	13.68	0.15	2.11	0.37	1.52	11
13.15	0.16	1.40	0.42	1.68	59	10.30	0.15	-1.17	0.34	1.46	12
10.61	0.18	-0.34	0.43	2.00	60	10.58	0.15	-2.19	0.26	1.34	13
13.75	0.17	1.36	0.44	1.65	61	12.32	0.15	1.93	0.45	1.02	14
16.78	0.16	1.72	0.46	1.70	62	18.13	0.19	0.93	0.21	1.68	15
13.82	0.17	-1.18	0.48	0.81	63	13.21	0.15	1.92	0.21	1.69	16



12.56	0.15	1.40	0.51	1.91	64	25.61	0.15	-2.35	0.21	1.17	17
23.33	0.18	0.78	0.32	1.74	65	13.96	0.15	1.60	0.21	1.85	18
13.62	0.33	1.09	0.72	1.46	66	15.35	0.15	1.98	0.19	1.30	19
17.72	0.15	1.53	0.22	0.95	67	24.71	0.15	0.19	0.19	1.39	20
15.12	0.18	0.57	0.39	1.98	68	18.62	0.15	-2.08	0.27	1.26	21
14.42	0.21	0.27	0.72	1.12	69	12.85	0.17	2.21	0.19	1.63	22
15.22	0.15	0.73	0.23	2.00	70	13.75	0.15	-1.23	0.19	0.90	23
4.63	0.15	-1.09	0.46	1.75	71	24.91	0.15	1.70	0.23	1.33	24
14.15	0.15	-0.42	0.22	1.84	72	12.12	0.15	-1.79	0.21	1.20	25
5.61	0.19	-1.22	0.37	1.15	73	14.28	0.15	-1.47	0.19	1.77	26
19.21	0.19	1.07	0.31	1.37	74	17.56	0.15	-0.79	0.21	1.75	27
16.30	0.19	-1.69	0.27	1.00	75	14.35	0.15	0.71	0.20	1.18	28
13.43	0.15	1.48	0.51	1.42	76	17.97	0.16	1.18	0.19	1.86	29
11.72	0.15	1.92	0.51	1.44	77	23.34	0.15	-2.05	0.20	1.38	30
5.31	0.16	-1.41	0.51	1.10	78	15.91	0.15	-0.07	0.20	1.25	31
11.36	0.16	-2.24	0.51	1.49	79	16.64	0.17	1.42	0.26	1.18	32
15.31	0.17	1.62	0.24	1.72	80	15.37	0.17	2.20	0.20	1.65	33
11.51	0.15	-1.11	0.22	1.19	81	20.19	0.15	1.13	0.19	1.23	34
21.72	0.15	1.42	0.51	1.46	82	17.42	0.17	2.23	0.19	1.96	35
13.37	0.16	-2.43	0.32	0.54	83	12.22	0.15	1.57	0.19	1.31	36
11.55	0.15	1.02	0.72	1.58	84	16.62	0.18	1.75	0.20	1.35	37
13.31	0.15	-1.86	0.72	0.81	85	13.66	0.16	-0.18	0.19	1.06	38
13.54	0.17	1.87	0.23	1.86	86	21.51	0.15	1.24	0.19	1.69	39
17.73	0.20	2.07	0.35	0.88	87	15.28	0.17	0.31	0.19	1.45	40
15.11	0.23	1.50	0.51	1.24	88	23.74	0.15	1.20	0.26	1.23	41
4.42	0.17	1.35	0.23	0.91	89	15.63	0.17	-0.13	0.25	1.81	42
15.25	0.15	-1.16	0.26	1.13	90	12.89	0.15	0.68	0.30	1.93	43
14.62	0.17	0.89	0.22	1.45	91	13.12	0.15	-1.02	0.35	1.65	44
14.11	0.15	1.98	0.22	1.48	92	22.66	0.15	1.91	0.75	0.60	45
15.68	0.15	1.09	0.27	1.40	93	13.44	0.15	1.09	0.63	1.33	46
19.25	0.17	2.20	0.34	1.38	94	21.21	0.16	1.05	0.56	1.52	47

يتضح من نتائج الجدول (4) أن جميع فقرات الاختبار قد أظهرت ملائمة جيدة للنموذج اللوجستي ثنائي المعلم، إذ جاءت قيم مربع كاي (χ^2) المحسوبة لكل الفقرات أقل من القيمة الحرجة لمربع كاي البالغة (30.14) عند درجة حرية مقدارها (19). ويشير ذلك إلى توافق استجابات الأفراد مع افتراضات النموذج المستخدم، مما يدل على صلاحية فقرات الاختبار للمعالجة والتحليل وفق النموذج ثنائي المعلم. ويتضح من الجدول أيضاً، أن قيم بارامترات الصعوبة تراوحت ما بين (2.230) للفقرة رقم (35)، و (-2.430) للفقرة رقم (83)، وقد بلغ متوسط قيم بارامترات الصعوبة لفقرات الاختبار (0.478) بأنحراف معياري (1.402)، كما يتضح أيضاً أن قيم بارامترات التمييز تراوحت ما بين (2.00) للفقرة رقم (60)، و (0.540) للفقرة رقم (83)، وقد بلغ متوسط قيم بارامترات التمييز لفقرات الاختبار (1.427) بأنحراف معياري (0.322).

ثالثاً: تقديرات القدرة لدى أفراد عينة الدراسة وفقاً للنموذج ثنائي المعلم :

تم حساب كافة الاحصاءات الوصفية لتقديرات القدرة لأفراد عينة الدراسة على الاختبار تبعاً للنموذج ثنائي المعلم وفقاً لنظرية الاستجابة للفقرة وذلك كما في الجدول (5)

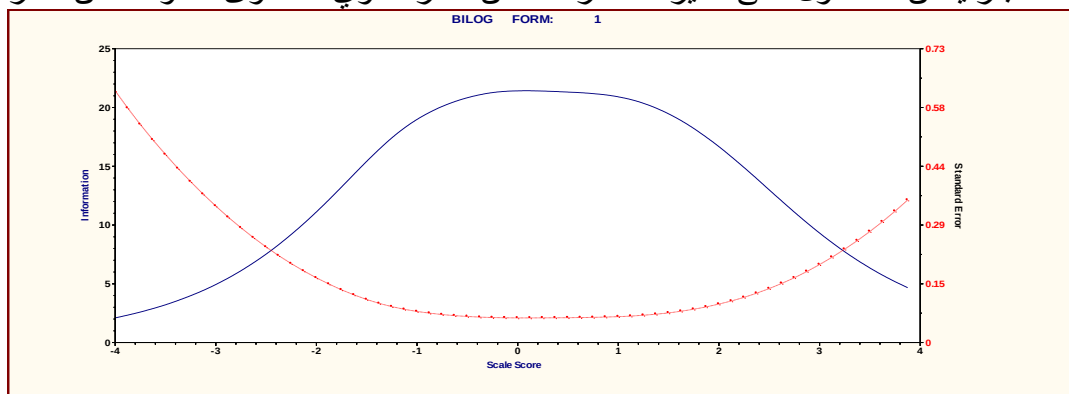
جدول (5) الاحصاءات الوصفية لتقديرات القدرة لأفراد الدراسة وفقاً للنموذج ثنائي المعلم

عدد الأفراد	القيم	أعلى قيمة MAX	أدنى قيمة MIN	الوسط الحسابي	الانحراف المعياري
500	القدرة Theta	3.132	-2.903	0.088	1.019

يتبين من جدول (5)، ان قدرة الأفراد (Theta) تتراوح بين (3.132) إلى (-2.903)، بمتوسط حسابي (0.088) وانحراف معياري (1.019)، وايضاً تشير النتائج اعلاه ان قدرات الافراد غير متجانسة كون الانحراف المعياري لها مرتفع.

رابعاً: قيم الثبات ودالة معلومات الاختبار وخطأ القياس

قام الباحث باستخراج قيم الثبات الامبريقي لاختبار هنمون - نلسون وفق الانموذج ثنائي المعلم بأستخدام برنامج (BILOG-MG,3,0) وقد بلغت قيمة الثبات الامبريقي للاختبار (0.823) وهي قيمة مقبولة احصائياً، كما قام باستخراج الرسوم البيانية لدالة معلومات الاختبار Test Information Function والمنحنى الدال عليها كمؤشر لثبات تقديرات القدرة على اختبار ما، والشكل (3) يوضح دالة معلمات الاختبار، ويتضح من الشكل ان قيمة دالة معلومات الاختبار تصل الى اعلى قيمة لها عند مستوى القدرة المتوسطة ثم تبدأ بالانخفاض تدريجياً عند مستوى القدرة المرتفعة والمنخفضة، وهذا يعني انه بأستخدام فقرات الاختبار يمكن الحصول على تقديرات اكثر دقة عن الافراد ذوي المستوى المتوسط من القدرة.



الشكل (3) دالة معلومات اختبار هنمون - نلسون وفقاً للنموذج الثنائي البارامتر

عرض نتائج البحث ومناقشتها :

الهدف الاول : التعرف على مدى تحقيق بيانات اختبار هنمون - نلسون للقدرات العقلية لافتراضات نظرية الاستجابة للفقرة (الانموذج ثنائي المعلم)، وقد تحقق الباحث من هذا الهدف من خلال استخدام برنامج (BILOG-MG,3,0) في دراسة مطابقة فقرات الاختبار للنموذج وقد كانت جميع فقرات الاختبار مطابقة للنموذج ثنائي المعلم لان قيمها المحسوبة اصغر من قيمة مربع كاي الحرجة. كما ان قيم بارامترات الصعوبة والتمييز جميعها وقعت في المدى المقبول .

الهدف الثاني : التعرف على الفقرات ذات الاداء التفاضلي في اختبار هنمون - نلسون للقدرات العقلية وفق متغير التخصص (علمي، انساني)

وللتحقق من هذا الهدف استخدم الباحث برنامج (BILOG-MG,3,0) وذلك لحساب نسبة الارجحية في حالة تدريج فقرات الاختبار في العينة الكلية وحالة التدريج في المجموعتين، وحساب الفرق بين نسبة الارجحية في الحالتين فإذا كانت قيمة الفرق بينهما دالة احصائياً حسب توزيع كاي² فهذا يشير الى وجود اداء تفاضلي في فقرات الاختبار، وقد بلغت قيمة الفرق بين نسبة الارجحية في الحالتين (894.437) وهي قيمة دالة احصائياً عند مستوى دلالة (0.05)، مما يدل على وجود فقرات في اختبار هنمون - نلسون تظهر اداء تفاضلي بين مجموعتي (العلمي، والانساني)، وللكشف عن المفردات التي تظهر اداء تفاضلي، تم استخدام مؤشر (G) نسبة الفرق في بارامتر صعوبة المفردات بين المجموعتين الى الخطأ المعياري للفرق كما يستخرجها برنامج (BILOG-MG,3,0)، فإذا كانت اكبر من (1.96) يشير الى ان الفقرة تظهر اداء تفاضلي، والجدول (6) يوضح ذلك

جدول (6) الاداء التفاضلي لفقرات اختبار هنمون نلسون وفقاً لمتغير التخصص (علمي، انساني)

تسلسل الفقرة	الفرق في الصعوبة	الخطأ المعياري	قيمة (G)	تسلسل الفقرة	الفرق في الصعوبة	الخطأ المعياري	قيمة (G)
--------------	------------------	----------------	----------	--------------	------------------	----------------	----------



1.295	0.695	-0.90	48	1.664	0.685	-1.14	1
1.191	0.789	-0.94	49	1.436	0.968	1.39	2
2.051	0.546	-1.12	50	0.998	1.102	-1.10	3
2.423	0.912	-2.21	51	1.793	0.859	-1.54	4
1.135	0.687	-0.78	52	0.902	0.987	-0.89	5
1.236	0.987	-1.22	53	2.123	0.843	-1.79	6
2.363	0.546	1.29	54	1.493	1.132	-1.69	7
0.663	1.659	-1.10	55	0.887	1.049	0.93	8
1.732	0.589	-1.02	56	1.219	0.722	-0.88	9
1.355	0.657	-0.89	57	2.900	0.924	-2.68	10
0.470	1.789	-0.84	58	2.170	0.659	-1.43	11
0.445	0.967	-0.43	59	0.752	0.904	0.68	12
0.822	1.192	-0.98	60	1.937	0.821	-1.59	13
1.244	1.190	1.48	61	0.847	1.121	-0.95	14
1.140	1.132	-1.29	62	1.846	0.894	-1.65	15
2.320	0.724	-1.68	63	1.608	0.765	-1.23	16
1.787	0.901	-1.61	64	0.476	0.21	0.10	17
0.769	1.092	-0.84	65	1.413	1.012	-1.43	18
0.990	1.111	-1.10	66	0.680	1.897	-1.29	19
1.080	1.009	1.09	67	1.796	0.724	-1.30	20
1.637	0.898	-1.47	68	0.751	0.732	0.55	21
1.601	0.843	-1.35	69	1.560	1.019	-1.59	22
1.995	0.847	-1.69	70	3.146	0.874	-2.75	23
0.759	1.199	-0.91	71	1.299	1.101	-1.43	24
1.839	0.908	-1.67	72	1.172	0.768	-0.90	25
1.088	1.213	1.32	73	2.507	0.698	-1.75	26
1.040	0.548	-0.57	74	1.101	1.263	1.39	27
2.487	0.784	-1.95	75	1.293	1.121	-1.45	28
1.050	1.362	-1.43	76	0.988	1.002	-0.99	29
0.518	0.657	-0.34	77	1.178	1.121	-1.32	30
1.165	1.039	-1.21	78	0.882	1.293	-1.14	31
1.099	1.119	1.23	79	0.949	0.948	-0.90	32
0.858	0.897	-0.77	80	1.293	1.021	-1.32	33
1.047	1.213	-1.27	81	0.880	1.011	-0.89	34
0.946	0.994	-0.94	82	1.204	1.221	-1.47	35
0.849	1.201	1.02	83	0.847	1.192	-1.01	36
2.586	0.843	-2.18	84	0.790	0.987	-0.78	37
1.707	0.908	-1.55	85	1.143	1.251	-1.43	38
1.116	1.102	1.23	86	2.547	0.899	-2.29	39
1.105	0.887	-0.98	87	1.121	1.213	1.36	40
1.076	1.329	-1.43	88	1.032	0.998	-1.03	41
0.870	0.908	-0.79	89	0.768	1.002	-0.77	42
0.999	1.432	-1.43	90	1.315	1.019	1.34	43
1.026	0.897	0.92	91	1.071	1.046	-1.12	44
1.225	1.012	-1.24	92	2.472	0.898	-2.22	45
1.359	0.898	-1.22	93	1.146	0.785	-0.90	46
0.965	0.943	-0.91	94	0.983	1.119	-1.10	47

يتضح من الجدول (6) ان هنالك (14) فقرة في اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية تتضمن أداء تفاضلي تبعاً للتخصص (علمي ، انساني) وهي رقم (6، 10، 11، 23، 26، 39، 45، 50، 51، 54، 63، 70، 75، 84) اذ أظهرت أداء تفاضلي للتخصص العلمي مقارنة بالتخصص الإنساني، اذ كانت هذه الفقرات اصعب بالنسبة للتخصص الإنساني مقارنة بالتخصص العلمي ، مما يشير الى اختلاف

احتمالات ظهور الاستجابة الصحيحة على هذه الفقرات بأختلاف التخصص (علمي ، انساني) ، اذ لا يتوقف احتمالات الاستجابة الصحيحة عليها على مستوى قدرة الافراد بل يتأثر ايضاً بالتخصص . ويمكن ان يفسر الباحث هذه النتيجة الى طبيعة التخصص والمناهج التي يدرسونها في التخصص العلمي مقارنة بالتخصص الانساني والتي تنمي قدراتهم الرياضية والعديدية والمكانية والميكانيكية ، وهذا يساعدهم كثيراً في الاستجابة على فقرات الاختبار ، كما ان طبيعة المقررات وما تحتويه من خبرات تطبيقية وعملية مقارنة بالمقررات التي تدرس في التخصصات الإنسانية التي تركز على عرض المعلومات النظرية هذا كله أدى الى ظهور أداء تفاضلي في بعض الفقرات لصالح التخصص العلمي. وتتفق هذه النتيجة مع ما أشار اليه (French et al ., 2012) من ان الاختلافات في نوعية الخبرات التعليمية التي يتعرض لها الفرد في المؤسسات التعليمية قد يكون لها تأثير في نمو بعض القدرات المعرفية

الهدف الثالث : التعرف على اختلاف دقة تقدير قدرة الافراد قبل وبعد حذف الفقرات ذات الاداء التفاضلي لمتغير التخصص في اختبار هنمون – نلسون للقدرات العقلية .

لتحقيق هذا الهدف تم تقدير قدرة الافراد بأستخدام برنامج (BILOG- MG,3,0) قبل وبعد حذف الفقرات ذات الاداء التفاضلي لمتغير التخصص (علمي ، انساني) ، وللكشف عن الفروق في متوسط الخطأ المعياري لتقدير القدرة للافراد تم استخدام اختبار (T- test) لعينتين مترابطتين والجدول (7) يوضح ذلك

جدول (7) الفروق في متوسط الاختصاص المعيارية لتقدير قدرة الافراد قبل وبعد حذف الفقرات ذات الاداء التفاضلي

الاختبار	المقارنات	متوسط الخطأ المعياري	القيمة الثانية المحسوبة	الدلالة الاحصائية
هنمون – نلسون	قبل الحذف	0.731	18.894	0.000
	بعد الحذف	0.604		

من الجدول (7) يتضح وجود فروق ذات دلالة احصائية عند مستوى دلالة (0.01) بين متوسط الاختصاص المعيارية لتقدير القدرة قبل وبعد حذف الفقرات ذات الاداء التفاضلي ، وهذا يدل على ان حذف الفقرات ذات الاداء التفاضلي يؤدي الى زيادة الدقة في تقدير قدرة الافراد ، بمعنى ان وجود مجموعة من الفقرات ذات الاداء التفاضلي في الاختبار يؤثر بشكل سلبي على دقة التقدير.

ويفسر الباحث هذه النتيجة من ان هذه الفقرات كانت تتأثر بعوامل خارجية غير القدرة الحقيقية، مثل التخصص الأكاديمي، مما يجعلها تمنح أفضلية غير عادلة لبعض الأفراد دون غيرهم. وهذا يعني أن تقديرات القدرة قبل الحذف كانت متأثرة بشيء من التحيز، إذ لم تكن تعكس القدرة الكامنة بصورة نقية، بل تضمنت أثراً إضافياً ناتجاً عن تلك الفقرات. وعند حذفها، تم التخلص من هذا التأثير غير المرغوب فيه، فأصبحت تقديرات القدرة أكثر دقة وموضوعية، حتى وإن أدى ذلك إلى انخفاضها ظاهرياً، لأن هذا الانخفاض يمثل تصحيحاً للتضخيم السابق وليس تراجعاً حقيقياً في مستوى القدرة.

التوصيات :-

1. ضرورة توجيه الباحثين لمسألة التحقق من عدالة الاختبارات والمقاييس التربوية والنفسية.
2. زيادة وعي القائمين على بناء وتطوير الاختبارات بمفهوم الاداء التفاضلي وتأثيره في دقة تقدير القدرة والخصائص السيكومترية للاختبارات.
3. يفضل عند المقارنة بين الافراد الذين ينتمون الى خلفيات تعليمية متنوعة اختيار اختبارات لا تتأثر في الاستجابة على فقراتها بنوعية الخبرات التعليمية التي يتعرض لها الطلاب ، فقد اظهر البحث وجود فقرات ذات اداء تفاضلي لبعض التخصصات.
4. عند استخدام اختبار اتويس – لينون للقدرات العقلية في عملية انتقاء وتصنيف وتشخيص مستوى القدرات العقلية حذف الفقرات التي تظهر اداء تفاضلي لان هذه الفقرات تؤثر في دقة تقدير القدرة .

المقترحات :

1. اجراء دراسة مشابهة للدراسة الحالية ولكن على اختبارات عقلية اخرى غير اختبار اوتيس - لينون للقدرة العقلية.
2. دراسة تأثير الاداء التفاضلي للفقرات لاختبارات عقلية مختلفة في دقة تقدير الخصائص القياسية للفقرات ودالة معلومات الفقرات والاختبار.
3. دراسة تأثير حجم العينة وطول الاختبار لاختبارات عقلية معينة في نسبة الفقرات التي تظهر اداء تفاضلي.
4. دراسة الاداء التفاضلي لاختبار اوتيس - لينون وفق متغيرات اخرى مثل متغير الإقامة (ريف، حضر).

المصادر العربية :-

١. التقي، أحمد محمد، (2009). النظرية الحديثة في القياس. جامعة عمان العربية للدراسات العليا. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع.
٢. حجازي، تغريد، الشريفين، احمد. (2014). تقصي الخصائص السيكومترية لاختبار ذكاء جمعي حسب نظرية السمات الكامنة، مجلة الدراسات التربوية والنفسية، المجلد 8، العدد 1.
٣. حسين، مرتضى جار الله. (2012). بناء اختبار القدرة على التصور المكاني وفقاً لنظرية السمات الكامنة لدى طلبة المرحلة الاعدادية. رسالة ماجستير غير منشورة. جامعة بغداد. كلية التربية ابن رشد.
٤. حماد، ديانا. (2021). فحص الاداء التفاضلي المرتبط بالنوع المصفوفات رافن المعيارية وأثر على الاستجابات المعرفية لعينة من المملكة العربية السعودية. دراسات تربوية ونفسية، كلية التربية جامعة الزقازيق، 111، 1-35.
٥. الخرشة، طه عقلة زيدان. (2023). الاداء التفاضلي لفقرات اختبار القدرات الرياضية تبعاً لمتغير الجنس في اختبار القدرات الرياضية (TOMA-3) ودراسة أثرها على دقة تقدير القدرة للأفراد ودالة المعلومات للاختبار وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة. مجلة بحوث التربية النوعية، ع 77. 423 - 403
٦. دي إيالا، آر. (2017). النظرية والتطبيق في نظرية الاستجابة للفقرة (ترجمة: عبد الله الكيلاني وإسماعيل البرصان)، الرياض، دار جامعة الملك سعود للنشر. (العمل الأصلي، 2009).
٧. الربيعي، ياسين حميد عيال. (2005). تقنين اختبار هنمون-نلسون للقدرة العقلية لدى طلبة الجامعة، اطروحة دكتوراه غير منشورة، جامعة بغداد.
٨. ضضع، هبة. (2017). الاداء التفاضلي للمفردة في النظرية الكلاسيكية ونموذج راش "دراسة إحصائية مقارنة". (رسالة ماجستير غير منشورة)، كلية التربية، جامعة حلب.
٩. علام، صلاح الدين محمود. (2005). نماذج الاستجابة للمفردة الاختيارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي. القاهرة: دار الفكر العربي.
١٠. كروكر، ليندا، وألجينا، جيمز (2009). مدخل إلى نظرية القياس التقليدية والمعاصرة، ترجمة، دعنا، زينات يوسف. ط1. دار الفكر ناشرون وموزعون.
١١. المسكري، هلال بن أحمد بن سعيد، حسن عبد الحميد سعيد والمحززي راشد بن سيف بن مصبح. (2021). الاداء التفاضلي للمفردات اختبار القدرة اللفظية في مقياس الخليج للقدرة العقلية المتعددة لطلبة دول مجلس التعاون الخليجي تبعاً لمتغيري الجنس والدولة. مجلة الدراسات التربوية والنفسية، مج 15 ع 120-137.
١٢. ملياني، زياد حسين محمد (2010). مقارنة أثر اختلاف عدد البدائل في اختبار الاختيار من متعدد على صعوبة الفقرة وقدرة الفرد في ضوء كل من النظرية الكلاسيكية ونموذج راش. رسالة دكتوراه غير منشورة، قياس وتقويم، جامعة أم القرى، المملكة العربية السعودية.
١٣. النوافلة، علي. (٢٠١٧). اثر الفقرات ذات الاداء التفاضلي المنتظم في تقديرات معالم فقرات الاختبار والأفراد في ضوء بعض المتغيرات باستخدام بيانات مولدة وفقاً لنموذج استجابة الفقرة ثلاثي المعلمة. اطروحة دكتوراه. جامعة اليرموك اريد الأردن.



١٤. وجيه ، ابراهيم محمود .(1985). القدرات العقلية وخصائصها وقياسها. القاهرة . دار المعارف .
١٥. الوليلي، إسماعيل حسن فهميم، والدوسري سعيد بن عبد الله مبارك .(٢٠١٩). استخدام بعض طرق
نظرية الاستجابة للمفردة في الكشف عن الأداء التفاضلي المتغير الجنس في مفردات اختبار القدرات
العامة وأثرها على دقة تقدير القدرة والخصائص السيكومترية للاختبار. **مجلة كلية التربية، مع** ١٦ . ع
٨٩، 156 – ٢٠١.
المصادر الاجنبية:-

1. Avcu, A. (2021). Item response theory-based psychometric investigation of SWLS for university students. **International Journal of Psychology and Educational Studies**, 8(2), 27-37.
2. Ayala, R. J. (2009). **The theory and practice of item response theory**. The Guilford press, New York, London.
3. Baker, F. B. (2001). **The Basics of item responses Theory, 2ed**. The ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, USA.
4. Bechger, T. & Maris, G. (2015). A Statistical Test for Differential Item Pair Functioning. **Psychometrika**, 80 (2), 317-340.
5. Bortolotti, S., Tezza, R., de Andrade, D., Bornia, A. & de Sousa Junior, A.(2013). Relevance and advantages of using the item response theory. **Qual Quant**, 47, 2341-2360.
6. Chiesi, F., Ciancaeoni, M., Galli, S., Morsanyi, K., & Primi, C. (2012). Item response theory analysis and differential item functioning across age, gender and country of a short form of advanced progressive matrices. **Learning and Individual Differences**, 22(3), 390- 396.
7. French, B.; Hand, B.; Therrien, W. & Vazquez, J. (2012). Detection of Sex Differential Item Functioning in the Cornell Critical Thinking Test. **European Journal of Psychological Assessment**, 28(3), 201-207.
8. Gierl, M. J. (2000): Construct equivalence of translated achievement tests. **Canadian Journal of Education**, 25, 280- 296.
9. Gomes, R. (2012). Parent Ratings of ADHD Symptoms: Generalized Partial Credit Model Analysis of Differential Item Functioning Across Gender. **Journal of Attention Disorders**, 16 (4), 276-283
10. Gybles, J. (2004). The performance of some observed and unobserved conditional invariance techniques for the detection of differential item functioning. **Quality & Quantity**, 38, 681-702.
11. Huang, J., & Han, T. (2012). Revisiting Differential Item Functioning Implications for Investigation. **International Journal of Education**, 4(2), 74-86.
12. Ismat, S., & Sidiqui, S. (2015). A study of intelligence measure using Raven standard progressive matrices test item by principal components analysis. **FUUAST Journal of Biology**, 5(1), 169- 173.
13. Jensen, A.(1980). **Bias I mental Testig**. New York: A Divisio of macmilla publishing co. Inc

- 14.Kappaert, K. (2014). Dissecting the Impact of DIF/ DBF on Ability Estimation and Person Fit (**Unpublished Doctoral Dissertation**). University of Wisconsin Milwaukee.
- 15.Kim, J. & Oshima, T. (2012). Effect of Multiple Testing Adjustment in Differential Item Functioning Detection. **Educational and Psychological Measurement**, 73(3), 458-470.
- 16.Lai, J.; Teresi, J. & Gershon, R. (2005). Procedures for the Analysis of Differential Item Functioning (DIF) For Small Sample Sizes. **Evaluation & the Health Professions**, 28(3), 283-294.
- 17.Legg, S., & Hutter, M. (2007). A collection of definitions of intelligence. **Frontiers in Artificial Intelligence and applications**, 157, 17.
- 18.Lyons- thomas, J.; Sandilands, D. & Erikan, K.(2014). **Gender Differential Item Functioning in Mathematics in Four International Jurisdictions**. Education and Industrial and Organizational Psychology, San Francisco.
- 19.Magno, C. (2009). Demonstrating the Difference between Classical Test Theory and Item Response Theory Using Derived Test Data, **The International Journal of Educational and Psychological Assessment**, 1(1), 1-11.
- 20.Ozdemir, B. (2015). A Comparison of IRT-Based Methods for Examining Differential Item Functioning in TIMSS 2011 Mathematics Subtest. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, 174, 2075 – 2083.
- 21.Pour ,I. M & Abdul ghfar, M. N. (2009).**The Analysis of Iran Universities ,2003-2004 Entrane Examination to Detect Biased Items** . Jurnal Teknologi, 50(E) ,21-27 .
- 22.Stoneberg, D. (2004). **A study of gender-based and ethnicbased differential item functioning (DIF) in the spring 2003 Idaho standards achievement tests applying test**. (Unpublished doctoral dissertation), University of Maryland
- 23.Thissen, D. (2001). **IRTLRDIF v.2.0b: Software for the Computation of the Statistics Involved in Item Response Theory Likelihood-Ratio Tests for Differential Item Functioning**. <http://www.unc.edu/~dthissen/dl.html>.
- 24.Yang, Liu & Maydeu, O. A. (2014). Identifying the Source of Misfit in Item Response Theory Models, **Multivariate Behavioral Research**, Vol (49), (354–371).