Journal of Educational and Psychological Sciences
Volume (6), Issue (10): 28 Feb 2022
P: 133 - 160

ISSN: 2522- 3399

مجلة العلوم التربوية والنفسية
المجلد (6)، العدد (10): 28 فبراير 2022 م
ص: 133 - 160

Psychometric properties of Snijders- Omen test to measure non- verbal intelligence according to item response theory- on a sample of secondary school students in the city of Makkah

Abdulrahman Jmman Alzahrani

College of Education || Umm Al- Qura University || KSA

Abstract: The current study aimed at creating Psychometric characteristics to test Sinjders- Oomen to measure non- verbal intelligence, and find criteria for explanation of ability to individuals, and the classified approach was used in Sinjders- Oomen. A secondary school in Makkah city, the results showed that the most appropriate data model is Two- Parameter Model, after ensuring the assumptions of Item Response Theory for the examination of the study data, and are Unidimensional using the Nonparametric factor analysis method T= 2.13 "For a stout method at the level of significance (P = 0.016), a statistically function, It explains that only one latent variable is sufficient to explain the variance of individuals' performance on the test. The paragraph analysis method was used using noharm3 software and the value of the square root index for the average boxes (RMSR = 0.007) was very close to scratch. The value of the Tanaka Index for Good Match (0.977) is very close one in the correct one, and the values point to Goodness of fit to the Unidimensional model. The method of detection of local independence was used for paragraphs Yen Q3, and the appropriateness of individuals and paragraphs for the Two- parameter Logistic. The results confirmed that the test paragraphs included a wide range of difficulty and tend to graduate at the difficult level and that the average normative mistakes of the difficulty of the difficulty of the difficulty (0.151) is a standard deviation (1.949), small values indicated that values were highly appreciated, as well as a function Test information in the light of the item response theory for the separation of the organs, the capacity of individuals (θ) has also been found for the corresponding to each degree of crude college on the test, and the standards explained in the performance of the performance on the test. Based on the results presented several recommendations and proposals:

1- Provide the opportunity for graduate students in measurement and evaluation for the exact details of item response theory.

2- Pay attention to the training of graduate students during systematic study on the use of existing response theoretical applications and applying what has been studied at the theoretical side.

3- Use the models of response to the disruption of the tests and psychological standards.

4- Restructuring psychological tests in the light of the models of response for the disruption.

The researcher also recommends the use of Sinjders- Oomen test or sealing the students with higher mental abilities in the Ministry of Education to detect talented intelligence in talented care centers. As well as in care centers for intelligence of deaf and mute and mutual disabilities and autism.

Keywords: Sinjders- Oomen test, non- verbal intelligence, psychometric properties, Item response theory, Two- parameter Logistic model.

الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن Snijders- Oomen لقياس الذكاء غير اللفظي في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية على عينة من طلاب الثانوية في مدينة مكة المكرمة

عبد الرحمن جمعان الزهراني

كلية التربية || جامعة أم القرى || المملكة العربية السعودية

المستخلص: هدفت الدراسة الحالية إلى إيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن لقياس الذكاء غير اللفظي، وايجاد معايير تفسر من خلالها مستويات القدرة للأفراد، واستخدمت الدراسة المنهج الوصفي حيث تمثلت في اختبار سنجدرس أومن لقياس الذكاء غير اللفظي حيث تم تطبيقه على عينة عشوائية طبقية والبالغ عددها (1004) طالباً من المرحلة الثانوية في مدينة مكة المكرمة، وأظهرت النتائج أن النموذج الأكثر ملاءمة للبيانات هو النموذج ثنائي المعلمة، وذلك بعد التأكد من تحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية في بيانات الدراسة، والمتمثلة في أحادية البعد باستخدام أسلوب التحليل العاملي اللامعلمي حيث بلغت قيمة "T= 2.13" لطريقة ستوت عند مستوى دلالة (P=0.016) وهي دالة إحصائياً، حيث تفسر أن هناك سمة واحدة كافية لتفسير تباين أداء الأفراد على الاختبار. كما تم استخدام طريقة تحليل البواقي باستخدام برمجية NOHARM3 وبلغت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي (RMSR=0.007) وهي قريبة جداً من الصفر. كما بلغت قيمة مؤشر تاناكا لحسن المطابقة (0.977) وهي قيمة قريبة جداً من الواحد الصحيح، وتشير القيم إلى حسن مطابقة البيانات للنموذج أحادي البعد. كما تم استخدام أسلوب الكشف عن الاستقلال الموضعي لأزواج الفقرات من خلال طريقة ين Q3، وملاءمة الأفراد والفقرات للنموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة. وقد أكدت النتائج أن فقرات الاختبار شملت مدى واسع من الصعوبة وتميل إلى التدرج في مستوى الصعوبة وأن متوسط الأخطاء المعيارية لتقدير قيم معلمة الصعوبة بلغت (0.151) بانحراف معياري (1.949) وهي قيم صغيرة تدل على أن القيم تم تقديرها بدرجة عالية من الدقة، وكذلك دالة معلومات الاختبار في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية، كما تم إيجاد قدرة الأفراد (θ) المناظرة لكل درجة كلية خام على الاختبار، والمعايير التي يفسر في ضوئها الأداء على الاختبار. واستنادا للنتائج قدم الباحث عددا من التوصيات والمقترحات:

1- إتاحة الفرصة لطلبة الدراسات العليا المتخصصين في القياس والتقويم للاطلاع على التفاصيل الدقيقة لنظرية الاستجابة للمفردة،

2- الاهتمام بتدريب طلبة الدراسات العليا أثناء الدراسة المنهجية على استخدام تطبيقات نظرية الاستجابة للمفردة وتطبيق ما تم دراسته في الجانب النظري.

3- استخدام نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية في بناء الاختبارات والمقاييس النفسية.

4- إعادة تقنين الاختبارات النفسية في ضوء نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية.

كما يوصي الباحث باستخدام اختبار سنجدرس أومن في اختيار وتصنيف الطلاب ذوي القدرات العقلية العليا في وزارة التعليم للكشف عن ذكاء الموهوبين في مراكز رعاية الموهوبين. وكذلك في مراكز الرعاية للكشف عن ذكاء الصم والبكم وذوي الاعاقات الحركية والتوحد

الكلمات المفتاحية: اختبار سنجدرس- أومن، ذكاء غير لفظي، الخصائص السيكومترية، نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية، النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة.

مقدمة.

بداية اختبارات الذكاء في أوائل عام 1900 حيث أبدت فرنسا برنامجاً تعليمياً إلزامياً، واعترافاً منها بأن الأطفال جميعهم ليس لديهم القدرات المعرفية الضرورية في المدارس، أدى ذلك إلى الحاجة لتحديد الأطفال الذين هم بحاجة إلى خدمات خاصة. وقد حاول ألفرد بينيه وسيمون (Alfred Binet& T. Simon, 1905). تطوير مقياس للذكاء واستغرق ذلك عدة أعوام. ونتيجة لجهودهما، ظهر مقياس بينيه- سيمون عام 1905، وقد حظي بقبول واسع في فرنسا وترجم بعد ذلك وقنن بنجاح كبير في الولايات المتحدة بواسطة تيرمان، وأصبح مستخدماً في فرنسا وأوروبا. وقام خبراء آخرون ببناء ونشر اختبارات ذكاء خاصة بهم قابلة للتطبيق الفردي، بينما قام آخرون بتصميم اختبارات

أخرى قابلة للتطبيق الجماعي حيث ركزت هذه الاختبارات على القدرات اللفظية والكمية وكذلك القدرات البصرية-المكانية، واعتبرت تلك الاختبارات منبئات جيدة للنجاح الأكاديمي. وقد أعطى مفهوم قياس القدرات العقلية دفعة قوية في الولايات المتحدة نتيجة الحرب العالمية الأولى، وتطلب الأمر إلى طريقة لتقييم وتصنيف الجنود المناسبين، كما قامت جمعية علم النفس الأمريكية بتصنيف هذه الاختبارات عرفت باختبارات الجيش ألفا (لفظياً) واختبارات بيتا (غير لفظي). عقب ذلك طور وكسلر اختبار ذكاء اشتمل على مقاييس للقدرة اللفظية وغير اللفظية (علام، 2013).

ظهرت بعد ذلك الاختبارات الادائية غير اللفظية، وأدى الانتشار السريع الذي حققه بينيه إلى ضرورة الكشف عن ذكاء الأفراد المختلفين، واستحال قياس ذكاء الصم والبكم والأميين، وكانت الحاجة ملحه إلى إعداد اختبارات للذكاء لا تعتمد على اللغة وإنما تعتمد فكرتها على ما يفصح عنه الفرد من عمليات عقلية متنوعة خلال سلوكه الحركي (الزيات، 2006)، ومن أهم الاختبارات التي تحررت من أثر اللغة في قياسها للذكاء: اختبار المتاهات، واختبار تكملة الصور ولوحات الاشكال، واختبار المصفوفات المتتابعة. ولعل من أشهر هذه الاختبارات غير اللفظية اختبار SON R6- 40 الذي صممه سنجدرس وأومن Sinjders- Oomenسنة 1939(فرج، 1980). ويستند الاختبار على نظرية الذكاء التي وضعها كاتل Catelعام 1971، والتي تقسّم الذكاء إلى سائل ومتبلور. ويقصد بالذكاء السائل التصرّف الفطري والتفكير المنطقي لمعرفة العلاقات بين الأشياء، والقدرة على التصرف وحل المشاكل في المواقف الجديدة، دون اللجوء إلى المعرفة المكتسبة. أما اختبار الذكاء المتبلور يقصد بها القدرة على حل المشاكل بالاستعانة بالخبرات المكتسبة والثقافة المدرسية أو مزيج من المعرفة والموهبة والخبرة. وتستند أيضاً لنظرية العاملين لسبيرمان Two Factors Theory، والتي تفترض أن هناك عاملا عاماً (G) يقف خلف الأنشطة العقلية، بالإضافة إلى عدد من العوامل العقلية النوعية (S) من الأنشطة العقلية (الزهراني، 2016)، حيث إن كل نشاط عقلي يستخدم واحداً على الاقل من العوامل الخاصة، بينما يشترك العامل العام في جميع صور النشاط العقلي.

وقد تم تقنين الاختبار وإيجاد خصائصه السيكومترية ومعايير الأداء على عدد من الدول، حيث تم تقنينه في كل من الصين (Xu, Zhang, Du & Tellegen, 2011)، وفي هولندا (Huysman,2010)، وفي ألمانيا (& Tellegen, Laros Peterman 2008)، وفي البرزايل (Laros, 2013)، أما على مستوى العالم العربي في مصر قامت (موسى، 1994)، بدراسة اختبار القدرة العقلية واختبارات الملاحظة والانتباه لقياس الذكاء في مراحل تعليمية مختلفة، وهدفت الدراسة إلى مدى تكافؤ اختبارات القدرة العقلية واختبار الملاحظة والانتباه في قياس الذكاء، حيث قامت الباحثة بتطبيق اختبار SON- R كأداة على عينة من البنين والبنات، حيث بلغ مجموع العينة (75) بمتوسط (16.85) للمرحلة الثانوية، منهم 32 من الذكور بمتوسط (16.8) و43 من الإناث بمتوسط (16.9)، وتراوحت أعمارهم بين (15- 17) سنة، تم تقنين الاختبار على البيئة المصرية في المناطق الريفية والحضرية، ويحتوي الاختبار على 90 سؤال، وزمن التطبيق 30 دقيقة بعد اعطاء التعليمات، وأظهرت النتائج معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية مقداره (0.79)، ومعامل ارتباط نسب ذكاء الذكور في اختبارات القدرة العقلية والملاحظة والانتباه لعدد 32 بلغ قيمته (0.20)، وللإناث لعدد 43 بلغ قيمته (0.33).

أما على المستوى المحلي فقد قامت بها (صديق، 2007)، و(الثبيتي، 2016) ودراسة (الزهراني، 2016). ومن الملاحظ على جميع الدراسات السابقة أنها قامت بتقنين الاختبار في ضوء النظرية التقليدية للقياس Classical Test Theoryوباستخدام أساليب وفنيات لإيجاد خصائص الاختبار السيكومترية، ومعايير الأداء، سوى دراسة واحده قام بها (النفيعي، 2018) بتقنين الاختبار وفق نموذج موكن الاطرادي في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، وبالتالي لوحظ وجود اختلافات في أنماط الاستجابة الملاحظة لفقرات الاختبار، ومن ثم كان لابد من توفر نموذج رياضي يوضح كيفية استجابة المفحوصين من مستويات مختلفة للقدرة على الفقرات، وكذلك مقارنة أداء المفحوصين الذين

يتقدمون لاختبارات مختلفة على الفقرات، بالإضافة إلى إمكانية تحليل الفقرة على مجموعات بمستويات قدرة تختلف عن المجموعة التي حللت الفقرات من خلال بياناتها(كروكر، الجينا، 2009).

مشكلة الدراسة:

برز محور جديد في القياس النفسي والتربوي، وخصوصاً في مجال تطوير الاختبارات، واتجه نحو القياس الموضوعي للمظاهر السلوكية. وأسفر عنه حلول لبعض مشكلات القياس التي أحدثتها نظرية القياس التقليدية (بيكر، 2010)، ألا وهو نظرية القياس الحديثة أو ما يسمى بنظرية الاستجابة للمفردة.

وعليه فإن الدراسة الحالية خطوة مهمة لمواكبة التطورات الحديثة في مجال القياس النفسي من خلال إيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن ومعايير تفسير الأداء في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية.

وبشكل أكثر دقة تتحدد مشكلة الدراسة في السؤال الرئيس التالي:

"ما الخصائص السيكومترية لفقرات اختبار سنجدرس أومن، وما معايير تفسير الأداء في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية"؟

ويتفرع عن السؤال السابق الأسئلة التالية:

1- أي نماذج نظرية IRT أحادية البعد أكثر ملاءمة لبيانات الاختبار؟
2- هل تتحقق افتراضات نظرية IRT في بيانات الاختبار وفق النموذج اللوغاريتمي المناسب؟

ويتفرع منه السؤالان الفرعيان الآتيان:

أ- هل يحقق افتراضية أحادية البعد في بيانات الدراسة؟

ب- هل يحقق افتراضية الاستقلال الموضعي بين فقرات الاختبار؟

3- ما مدى ملاءمة بيانات الدراسة للنموذج اللوغاريتمي المستخدم؟

ويتفرع عنه الأسئلة التالية:

أ- ما مدى التحقق من ملاءمة الأفراد للنموذج اللوغاريتمي المستخدم؟

ب- ما مدى التحقق من الملاءمة الكلية للاختبار ككل للنموذج؟

ج- ما مدى التحقق من ملاءمة الفقرات للنموذج اللوغاريتمي المستخدم؟

4- ما تقدير معالم الفقرات في ضوء النموذج اللوغاريتمي المناسب؟

ويتفرع عنه الأسئلة التالية:

أ- ما خصائص وتقديرات بارامترات الاختبار؟

ب- ما تقدير صعوبة فقرات الاختبار، وما الخطأ المعياري في تقديرها؟

ج- ما تقدير التمييز لفقرات الاختبار، وما الخطأ المعياري في تقديرها؟

5- ما تقدير دالة المعلومات للفقرات والاختبار؟

6- ما تقدير معلمة القدرة للأفراد في ضوء النموذج اللوغاريتمي المناسب؟

أهداف الدراسة:

هدفت الدراسة الحالية لإيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن لقياس الذكاء غير اللفظي والمتمثلة في تدريج فقرات الاختبار، وتقدير قدرة الأفراد، ومعايير تفسير الأداء وذلك في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة

الاختبارية. وذلك لاستمراريه التطور الذي حدث في مجال القياس، وفي نشوء نظرية ذات أساس فلسفي قوي تجعلها قادرة على تلافي عيوب نظرية القياس التقليدية من خلال إيجاد أساليب وتقنيات تتسم بالدقة والثباتية،

أهمية الدراسة:

تكمن أهمية الدراسة في سعيها لتزويد المختصين في القياس النفسي والتربوي باختبار مقنن لقياس القدرة العقلية العامة في ضوء نظرية العاملين لسبيرمان ونظرية كاتل، يتصف بالدقة والموضوعية، وتحرر تقدير قدرة الأفراد من أثر معالم الفقرات، وتحرر تقدير معالم الفقرات من أثر قدرة الأفراد. وتؤكد هذه الدراسة ضرورة إعادة تقنين المقاييس النفسية في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، وذلك للتغلب على عيوب نظرية القياس التقليدية، والتي قننت في ضوئها غالبية المقاييس النفسية.

حدود الدراسة:

اقتصرت حدود الدراسة على إيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن في ضوء النموذج اللوغاريتمي الملائم من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية، ثم إيجاد المعايير التي تفسر الأداء على الاختبار والمتمثلة في المئينيات المناظرة لمستويات القدرة المناظرة للدرجات الخام للاختبار. حيث تمثلت على طلاب المرحلة الثانوية في مدينة مكة المكرمة، والذين تتراوح أعمارهم ما بين خمسة عشر عاماً إلى تسعة عشر عاماً.

مصطلحات الدراسة:

- **الخصائص السيكومترية:**
  - هي تقدير معالم الصعوبة والتمييز والتخمين لكل فقرة من فقرات الاختبار، وكذلك دالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري في تقدير القدرة وفق نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية.
- **اختبار سنجدرس – أومن Snijders- Oomen test:**
  - هو اختبار يقيس ذكاء الأفراد الذين تتراوح أعمارهم بين ستة سنوات إلى أربعين سنة، والمقياس قابل للتطبيق بشكل عام ويقيس الوظائف المعرفية دون الاعتماد على استخدام اللغة. وهذا يجعل من المقياس ملائما بصفة عامة للأشخاص العاديين وبصفة خاصة للأشخاص ذوي الإعاقات والصعوبات من حيث اللغة، والتخاطب أو التواصل (Snijders, Tellegen & Laros, 1988).
- **الذكاء غير اللفظي :Non- verbal Intelligence**
  - يعرف بأنه: " الذكاء الذي يعبر عن المعلومات الذكائية التي لا تتطلب استخدام اللغة، ويمكن قياس الذكاء غير اللفظي بواسطة اختبارات أدائية " (Gary &Vandbos, 2013, 390) .
- **نظرية الاستجابة للمفردة: Item Response Theory**
  - هي نظرية سيكومترية معاصرة تحاول نمذجة العلاقة القائمة بين مستوى القدرة لدى الفرد التي يقيسها الاختبار واستجاباته لمفردة من مفردات الاختبار، يتم تقديرها من الاستجابات المشاهدة، واحتمالية إجابة الفرد على مفردات اختبارية مختلفة إجابة صحيحة (علام، 2005).

2- أدبيات الدراسة والدراسات السابقة.

صممت النسخة الأولى من اختبار SON لتقييم الأداء الإدراكي للأفراد (Snijders- Oomen, 1943). واعتمادا على المهام الموجودة والمطورة للاختبار، وضع سنجدرس -أومن سلسلة الاختبار التي شملت مجموعة متنوعة من المهام

غير اللفظية المتعلقة بالقدرة المكانية والمنطق (المطلق والملموس). وكان الهدف من الاختبار هو تقديم مؤشر واضح على قدرة الأفراد على التعلم وتوقعات النجاح في المنظومة التعليمية. بالإضافة إلى ذلك، صممت الاختبارات الفرعية لتقييم مجموعة واسعة من المهام الفكرية لكي تحافظ على متعة الطفل بأداء الاختبار لمنع الملل أو عدم الرغبة في التعاون.

تم نشر النسخة الأولى للاختبار في عام 1958: SON- '58 (Snijders & Snijders- Oomen, 1958). في هذه النسخة تم التوسيع في سلسلة الاختبار وتقنينه لكل من الأطفال والعاديين من سن 4- 16 سنة.

حدث تطور بعد ذلك في اختبارين فرعيين من سلاسل الاختبار من خلال تقديم النسخة الثانية عام 1975. ثم تم تصميم SSON (Starren, 1975) للأطفال في الفئة العمرية من 7 إلى 17 سنة. وقد تم تطوير SON 2 ½- 7 والمعروف باسم SON لمرحلة ما قبل المدرسة للأطفال في الفئة العمرية من سن 3- 7 سنوات (Snijders & Snijders-Oomen, 1975).

ثم ظهرت النسخة الثالثة من الاختبار للأطفال الأكبر سنا، SON- R 5½- 17في عام 1988(Snijders, Tellegen & Laros, 1988; Laros & Tellegen, 1991; Tellegen & Laros, 1993). هذا الاختبار حل محل كل من SON- '58 وSSON وكان هدفه الفئة العمرية بين 5½ و17 سنة. وعند تصميم SON- R 5½- 17 تم بذل جهود كبيرة في الجمع بين مزايا SSON و58' -SON أولا: من خلال إدراج مجموعة متنوعة من مواد الاختبار والمهام. وثانيا: من خلال تقنين الاختبار وتسجيل الإجراءات فضلا عن ضمان درجة عالية من الثبات للاختبار.

ثانياً- الدراسات السابقة:

أجريت العديد من الدراسات هدفت إلى التعرف على الخصائص السيكومترية لاختبار SON- R 6- 40 وكانت على النحو الآتي:

- **أولها دراسة اجريت في الصين عام 2010**، لقياس الذكاء غير اللفظي لعينة من 1600 فرد، Xu, Zhang, Du & (Tellegen, 2011) وأظهرت النتائج قيم الارتباطات 0.988، 0.997، 0.991، 0.990 لاختبار التناظر، والفسيفساء، والتصنيفات والأنماط على الترتيب، وفي دراسة COTAN عام 2012 شملت عينة الدراسة 1933 فرد من سن 6 إلى 40 سنة، توصلت النتائج إلى حساب الاتسّاق الداخلي للعينة. حيث بلغت قيمة الثبات الكلي (ألفا- كرونباخ) للاختبار ككل 0.95، وللاختبارات الفرعية بلغت 0.87. وتم إعادة الاختبار لعدد 116 فرد وكانت نتيجة متوسط الارتباط 0.92، وللاختبارات الفرعية كان متوسط الارتباط 0.79. (Tellegen, Laros, 2014)
- **وفي البرازيل دراسة (Laros, 2013)** عام 2010 كانت لـ 44 طفلاً 23 من الذكور، و21 من الإناث تراوحت أعمارهم ما بين 5,9- 7,8 سنة، واظهرت نتائج الاختبارات الفرعية لحساب معامل الاتساق الداخلي بلغت قيمته (0.92)، وقيمة معامل الثبات لجميع الاختبارات الفرعية بلغت (0.80)
- **أما عربياً فكانت دراسة موسى (1994)** حيث بلغ حجم العينة (75) وتراوحت أعمارهم بين (15- 17) سنة، قامت الباحثة بتقنين الاختبار على البيئة المصرية في المناطق الريفية والحضرية، وأظهرت النتائج أن معامل الثبات بطريقة التجزئة النصفية مقداره (0.79).
- **وأما في المملكة العربية السعودية أجريت دراسة صديق (2007)** وهدفت الدراسة إلى معرفة الفروق بين فاقدات السمع والعاديات في الأداء العقلي المعرفي، وتم حساب ثبات الاختبار عن طريق استخدام التجزئة

النصفية من خلال إيجاد قيمة معامل ثبات معادلة سبيرمان- بروان والتي اشارت إلى أن الاختبار يتمتع بثبات فوق المتوسط حيث بلغت قيمة معامل ثبات الاختبار ككل (0.87).

- **وهدفت دراسة (الثبيتي، 2016)** إلى تقنين الاختبار على طلاب المرحلة الثانوية في مدينة الطائف، حيث تم تطبيق الاختبار على عينة بلغ حجمها (1007) طالباً، وكذلك تم إيجاد الخصائص السيكومترية للاختبار في ضوء النظرية التقليدية حيث تراوحت قيم معاملات الصعوبة بين (0.80- 0.99) وبمتوسط بلغت قيمته (0.54) كما تراوحت قيم معاملات التمييز بين (0.01- 0.80) وبمتوسط قيمته (0.39)، كما تم حساب معامل ثبات الاتساق الداخلي باستخدام معادلة ألفا كرونباخ للاختبار ككل حيث بلغت قيمته 0.96، كما تم حساب معامل ثبات إعادة الاختبار على عينة جزئية بلغ حجمها 100طالب على مستوى الاختبار حيث بلغت قيمته (0.89)، وهي قيم مرتفعة تدل على ثبات الاختبار.
- **وفي دراسة (الزهراني، 2016)** هدفت إلى إيجاد الخصائص السيكومترية على طلاب المرحلة الثانوية في مكة المكرمة حيث طبقت على عينة (1004) طالباً حيث تراوحت معاملات صعوبة الفقرات ما بين (0.03 – 0.97) بمتوسط بلغت قيمته (0.58)، وقيم معاملات التمييز للفقرات تراوحت بين (- 0.16، 0.69) وبمتوسط مقداره (0.40)، وكذلك قيم معاملات ثبات الاتساق الداخلي لجميع فقرات المقياس بلغت (0.95)، في حين تراوحت قيمته بين (0.88- 0.95) للاختبارات الفرعية الأربعة، وبمتوسط مقداره (0.91).
- **دراسة (Tellegen, Laros, 2014)**على مستوى الصدق تم التحقق من صدق الاختبار من خلال حساب صدق البناء وصدق المعيار. حيث تم بلغ الارتباط بين 0.48 إلى 0.67، وبمتوسط مقداره 0.56.
- **وفي دراسة (Berge, Ten & Kiers 1991; Lorenzo- Seva & Ferrando 2006)**. تم التحقق من صدق التكوين الفرضي حيث تم إجراء التحليل العاملي بهدف تحديد عدد الأبعاد حيث استخدام التحليل العاملي الاستكشافي وقد تم التأكد من عدد العوامل لتفسير التباين المشترك للمتغيرات. وقد أظهر التحليل أن هناك عاملاً واحداً فقط يفسر 94% من التباين المشترك، وأن اثنين من العوامل يفسران 6% من التباين المشترك. وأن العامل الأول فقط هو الذي يمتلك قيمة الجذر الكامن أكبر من (1)، في حين أن العامل الثاني يكاد يكون له أهمية أكبر من العامل الثالث. وقد تم تفسير حوالي ثلثي التباينات من خلال العامل الأول. كذلك تم التحقق من الصدق التلازمي حيث تم إجراء الاختبار في عام 2010، وأدرجت نتائجهم مع اختبار وكسلر لذكاء الأطفال WISC- III، وأظهرت درجات 31 طالباً وجود علاقة قوية بين SON- IQ و WISC- IIIبلغ قيمة الارتباط 0.88.

تعليق على الدراسات السابقة:

من خلال العرض السابق للدراسات السابقة التي أجريت على اختبار سنجدرس أومن والتي كانت في ضوء النظرية التقليدية لوحظ وجود جوانب قصور قد تكون مهمة في عملية القياس والتقويم كما أوضحها كل من هامبلتون وسوميناثان (Hambleton & Swaminathan, 1985)، منها:

1- إن خصائص الفقرات مثل الصعوبة والتمييز، وخصائص الاختبار مثل الثبات يعتمد على عينة الأفراد الذين يجري عليهم الاختبار.
2- لم تقدم النظرية التقليدية حلولاً للكثير من المشكلات المتعلقة بالاختبارات مثل تصميم الاختبار وتحيز الفقرات.
3- لم تأخذ النظرية التقليدية بعين الاعتبار استجابة الأفراد على فقرة معينة حيث تعتمد على الدرجة الكلية للاختبار، ولم تقدم معلومات في التنبؤ بأداء الأفراد على فقرة أخرى من فقرات الاختبار.

4- النظرية التقليدية تفترض تساوي تباين خطأ القياس لجميع المفحوصين. وتأثر خصائص فقرات الاختبار بقدرة الأفراد، حيث تختلف معاملات الصعوبة والتمييز لفقرات الاختبار باختلاف قدرة أفراد العينة، فالفقرات التي يجيب عنها ذوو القدرات المرتفعة تبدو سهلة، بينما تبدو الفقرات صعبة لذوي القدرات المنخفضة، وكذلك إذا كانت العينة متجانسة تكون معاملات التمييز أقل منها في العينات غير المتجانسة.

5- يتأثر ثبات الاختبار بالموقف الاختباري حيث يعتمد ثبات الاختبار على تطبيق الاختبار مرتين على أفراد العينة، أو تطبيق صورتين متكافئتين من الاختبار. رغم أهميته إلا أنه يعد أمراً صعباً وغير كاف، وذلك لان ظروف تطبيق الاختبار يختلف في كل مره، وبالتالي يؤثر على دقة ثبات الاختبار (Hambleton & Swaminathan, 1985).

ونتيجة لجوانب النقد التي وجهت إلى نظرية القياس التقليدية، قام علماء القياس بجهود بحثية لتطوير نظرية القياس تتغلب على تلك الانتقادات، نتج عنها نشوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية Item Response theory، وقد نالت هذه النظرية اهتماماً ملحوظاً من قبل علماء القياس المعاصر، والمؤسسات العالمية المعنية ببناء الاختبارات والمقاييس، حيث أصبحت تستخدم في بناء وتطوير الاختبارات النفسية والتربوية المختلفة.

ويذكر امبريستون وريس (Embreston & Reise, 2000) بعض القواعد الأساسية التي تستند إليها نظرية الاستجابة للفقرة (IRT) وهي ما يلي:

1. الخطأ المعياري للقياس يختلف باختلاف الدرجات أو أنماط الاستجابة.
2. تقدير قدرة الأفراد يختلف تماماً عن تقدير معالم الفقرات.
3. يمكن الحصول على تقديرات غير متحيزة لخصائص الفقرة من عينات غير ممثلة من الأفراد.

ونظرية الاستجابة للمفردة تقوم على بعض الافتراضات سواء استخدم نموذج واحد أو أكثر من النماذج المتعلقة بهذه النظرية، منها يمكن التنبؤ بأداء الفرد في الاختبار بمجموعة من العوامل، تسمى السمات أو القدرات الكامنة. كذلك يمكن وصف العلاقة بين أداء الفرد على أي مفردة اختبارية ومجموعة السمات أو القدرات الكامنة التي يُفترض أنها تؤثر في أدائه على هذه الفقرة بدالة طردية Monotonically Increasing function تسمى دالة خصائص الفقرة Item Characteristic Function أو منحنى خاصية الفقرة (ICC) حيث إن هذه الدالة تحدد الأفراد الذين حققوا درجات مرتفعة في السمات التي لها توقعات احتمالية عالية للإجابة الصحيحة للفقرة من المفحوصين الذين حققوا درجات منخفضة على السمات(Hambleton, 1989: 148) ، إذ أن هذه الدالة تحدد احتمالات الإجابة الصحيحة للمستويات المختلفة للقدرة، فالأفراد ذوو القدرة المرتفعة يمتلكون احتمالات للإجابة الصحيحة عن الفقرات أعلى من احتمالات الأفراد ذوي القدرة المنخفضة، أي كلما زادت قدرة الفرد زاد احتمال إجابته الصحيحة على الفقرة، فهذه النظرية تحاول نمذجة العلاقة بين مستوى سمة معينة لدى الفرد، والتي يقيسها اختبار معين، وبين درجات استجابة الفرد على فقرات هذا الاختبار الذي يقيس هذه السمة (Rust & Golombok, 1999: 56).

سوف يكون التركيز على النماذج أحادية البعد. وفيما يلي توضيح لكل نموذج من النماذج المتعلقة بالمفردة ثنائية الاستجابة.

1- نموذج أحادي المعلم (نموذج راش).

يعد أبسط نماذج الاستجابة للمفردة أحادية البعد. سُمي بنموذج راش نسبة لعالم الرياضيات الدنماركي جورج راش، منه عدة نماذج ويعتمد على الدرجة الثنائية، ويعتبر نموذجاً للمنحنى المميز للمفردة تمثله دالة الترجيح اللوغاريتمي أحادي المعلم One- Parameter Logistic Function.

المتغير الكامن المستقل في النموذج هو درجة قدرة الفرد (θ_j) وصعوبة المفردة (b_j). والمتغير التابع هو احتمالية الفرد (j) يجيب إجابة صحيحة على مفردة اختبارية (i). وفق المعادلة التالية:

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

يفترض أن المفردات تختلف في معلمة الصعوبة فقط Item Difficulty Parameter. بمعنى أن جميع المفردات لها منحنيات مميزة على شكل حرف (S). أي تتساوى في تمييزها (لها نفس الميل)، والفرق بين نموذج راش والنموذج أحادي المعلمة أن الأول يفترض قيمة معلمة التمييز لجميع الفقرات تساوي الواحد الصحيح، بينما الثاني يفترض قيمة معلمة التمييز لجميع الفقرات متساوية وليس بالضرورة أن تكون واحد صحيح.

2- نموذج ثنائي المعلم (نموذج بيرنيوم).

اقترحه بيرنيوم عالم الإحصاء يعرف بـ Two- Parameter Logistic Model(2PL) يفترض أن المفردات تختلف في كل من معلمتي الصعوبة (b_i) والتمييز (a_i)، والصيغة الرياضية لهذا النموذج أضيفت اليه معلمة تمييز المفردة. وفق المعادلة التالية:

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

حيث إن تمييز المفردة (a_i) يضرب في الفرق بين مستوى القدرة وصعوبة المفردة، حيث له أثر كبير في الاحتمالات للمفردات الأكثر تمييزاً.

3- نموذج ثلاثي المعلم (نموذج لورد).

الأفراد ذوي القدرة المخفضة ربما يلجؤون إلى التخمين العشوائي في مفردة اختيار من متعدد، وبالتالي أضيف معلمة ثالثة وهو احتمالية وصول الأفراد إلى الإجابة الصحيحة على المفردة عن طريق التخمين، والصيغة الرياضية للنموذج ثلاثي المعلمة هي كالآتي:

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

حيث معلمة (c_i) تمثل الخط التقاربي الأدنى Lower Asymptote للمنحنى المميز للمفردة، وهي احتمالية الإجابة الصحيحة للمفحوصين من ذوي القدرة المنخفضة.

أورد إليانا (2017) افتراضات لنماذج نظرية الاستجابة للمفردة:

أ- افتراض أحادية البعد Unidimensionality:

تفترض النظرية أن مفردات الاختبار تشترك في سمة أو بعد واحد وليس أكثر من سمة أو خاصية، وذلك من خلال مصفوفة معاملات الارتباط بين فقرات الاختبار. والفقرات التي تخالف هذا الافتراض فيمكن أن تشترك مع بعض الفقرات لتكون اختبار فرعي ضمن الاختبار الكلي. وفي حالة تعددت الأبعاد أو السمات التي تقيس هذا الاختبار عندئذ نلجأ إلى النماذج عديدة الأبعاد (الطريري، 1418).

ب- افتراض الاستقلال الموضعي Local Item Independent

يشير إلى احتمالية الإجابة الصحيحة للمفردة الاختبارية. ويكون مستقل عن ناتج إجابته على أي مفردة آخرى، بعد ضبط قدرة الفرد، وقيمة صعوبة المفردة. أي أن المفردات تكون غير مترابطة وبالتالي يدل على عدم وجود ارتباطات باقية بين المفردات بعد اشتراط Conditional تقدير قيمة قدرة الفرد وصعوبة المفردة (علام، 2005).

ويتحقق هذا الافتراض في النماذج ثنائية الاستجابة عندما تقيس جميع المفردات سمة واحدة أو قدرة واحدة. فالنماذج أحادية البعد تتطلب سمة كامنة واحدة لجميع أزواج الفقرات لتحقق الاستقلال الموضعي. وهذا يعني أن المفردات مستقلة إحصائياً لأي مجتمع فرعي متجانس من الأفراد.

ج- المنحنى المميز للمفردة.

يفترض النموذج دالة مميزة خاصة لكل مفردة على شكل منحنى الترجيح اللوغاريتمي الاحتمالي Logistic Curve يسمى بالمنحنى المميز للمفردة Item Characteristic Curve (ICC).

د- ملاءمة البيانات للنموذج اللوغاريتمي المناسب:

بعد التحقق من افتراضيتي أحادية البعد والاستقلال الموضعي في مصفوفة البيانات الاختبارية، يتم التوصل إلى تقدير قيمة بارامترات المفردات والأفراد باستخدام أحد النماذج المناسبة لتقييم مدى ملاءمة النموذج للبيانات من خلال:

1. **ملاءمة المفردات الاختبارية للنموذج:**

يتم التحقق منها من خلال ملاءمة المفردات التي تمثل الاختبار ككل لنموذج معين، أي إمكانية النموذج لتفسير كيفية استجابات الأفراد للمفردات، أو التنبؤ بها. وكذلك التحقق من ملاءمة كل مفردة على حده في النموذج.

2. **تقدير قدرة الأفراد:**

تعتمد احتمالية الاستجابة على مفردة اختبارية أحادية البعد على قدرة الفرد (θ) والمعالم المتعلقة بالمفردة، وهذه القيم الاحتمالية غير معلومة، بينما إجابات الأفراد على المفردات تكون معلومة. وبالتالي فأساليب تقدير المعالم تهدف إلى تحديد قيمة (θ) لكل فرد. وايضاً قيمة معلمة المفردة.

وتكون عادة الاستجابة على المفردة غير خطية Nonlinear حيث المتغير المستقل هو القدرة (θ). ويتم تقدير البارامترات (المعالم) باستخدام محك احصائي يعرف بـ " الارجحية القصوى" Maximum Likelihood حيث توزيع المعاينات Sampling Distribution يمكن تقديرها احصائياً في العينات الكبيرة. ومن أهم أساليب تقدير الارجحية القصوى المشار إليها في أدبيات نماذج الاستجابة للمفردة هي: أسلوب الارجحية القصوى المشتركة، وأسلوب الارجحية القصوى الهامشية، وأسلوب الارجحية القصوى المشروطة (علام، 2005).

3- منهجية الدراسة وإجراءاتها.

منهجية الدراسة:

استخدم الباحث المنهج الوصفي لوصف الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن وفق نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية.

مجتمع الدراسة وعينتها:

تمثل مجتمع الدراسة في طلاب المرحلة الثانوية في مدينة مكة المكرمة التابعين للإدارة العامة للتعليم بمنطقة مكة المكرمة. وقد تم اختيار عينة عشوائية بلغ عدد أفرادها (1100) طالب بطريقة العينة العشوائية الطبقية .Stratified Random Sample وتم توزيع (1100) كتيب الاختبار مع كروت الإجابة على عينة البحث، وبعد التطبيق تم الحصول على (1048) كرت إجابة، وبعد الفرز تم استبعاد (45) كرت إجابة لعدم صلاحيتها لإجراء المعالجة الإحصائية، ليبلغ إجمالي عينة البحث النهائية (1004) طالب.

الإجراءات:

تم تطبيق الاختبار على العينة في دراسة سابقة للباحث (الزهراني، 2016) وفق الخطوات والإجراءات المتبعة فيها. وقد تم اعتماد البيانات المتحصل عليها من الدراسة السابقة لكون الاختبار يقيس الذكاء العام وانه يتسم بالثبات النسبي في المجتمعات، وأن الدراسة الحالية تسعى لإيجاد الخصائص السيكومترية للاختبار في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية.

ولتحديد أنسب نموذج من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية أحادية البعد (الأحادي- الثنائي- الثلاثي) لبيانات اختبار سنجدرس أومن لابد من استخدام مؤشرات أسلوب الملاءمة الكلية من خلال إيجاد مؤشر انحراف النموذج (LLH 2 -) لكل نموذج من النماذج الثلاثة باستخدام برمجية Easy Estimation (Kumagai, 2017).

وللتحقق من افتراض أحادية البعد في بيانات الدراسة تم استخدام طريقة أحادية البعد الأساسية لستوت من خلال برمجية(stout, 2005) DIMTEST 2.0 ، وطريقة تحليل البواقي في نماذج نظرية الاستجابة المفردة الاختبارية أحادية البعد (Fraser & McDonald, 2003)والذي تم حساب مؤشرها باستخدام برمجية NOHARM 3

وللتحقق من افتراضية الاستقلال الموضعي بين فقرات الاختبار تم استخدام أسلوب (Q3) لين والذي تم حسابه باستخدام برمجية LDID (Kim et al, 2005) ومن خلال استخدام برمجية eirt وذلك بعد معايرة البيانات باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم عن طريق برمجيه Excel لمؤشر X^2.

ولفحص ملاءمة بيانات الدراسة للنموذج اللوغاريتمي المستخدم تم التحقق من ملاءمة الأفراد للنموذج من خلال حساب مؤشر الملاءمة Persons Fit لكل فرد من أفراد عينة الاختبار حيث يمثل معامل ملاءمة الأفراد للنموذج من خلال برمجية Easy Estimation. كذلك تم التحقق من الملاءمة الكلية للاختبار مع النموذج من خلال إيجاد إحصائية مربع كاي x^2للملاءمة الكلية. وأخيراً تم التحقق من ملاءمة الفقرات للنموذج من خلال مؤشر إحصائية المطابقة الخارجية (Outfit) وذلك لكل تقدير من التقديرات، وإحصائي المطابقة الخارجية يعد مؤشراً أكثر حساسية للسلوكيات غير المطابقة المتوقعة من الأفراد عن الفقرات التي تبتعد عن مستوى قدراتهم، وله مؤشر مشابهة من إحصائية المطابقة الداخلية (Infit) وبالتالي يتم استبعاد الأفراد غير الملائمين والفقرات غير الملاءمة للنموذج.

الوزن النسبي المعياري:

لإيجاد الخصائص السيكومترية للاختبار تم استخدام أسلوب تقدير الأرجحية القصوى Maximum Likelihood Estimation (MLE)من خلال برمجية Easy Estimation. وذلك لتقدير معالم الفقرات. حيث يتم تقدير معلمة صعوبة الفقرات والخطأ المعياري لتقديرها، وذلك لكل فقرة من فقرات الاختبار. والحكم على مستوى الصعوبة في ضوء المعيار الذي اقترحه (Choi, 1992) حيث تعتبر الفقرة سهلة إذا كانت قيمة معلمة الصعوبة أقل من (- 0.50)، ومتوسطة الصعوبة إذا كانت قيمة معلمة الصعوبة بين (- 0.50، 0.50)، وصعبة إذا كانت قيمة معلمة الصعوبة أكبر من (0.50). كما تم تقدير معلمة تمييز الفقرة، والخطأ المعياري لتقديرها وذلك لكل فقرة من فقرات الاختبار، كما يتم تقييم جودة قيم معلمة التميز في ضوء المعيار الذي اقترحه (Baker, 2001)، كما في جدول(1)

جدول (1) معيار بيكر لتقييم جودة معلمة تمييز الفقرات

مستوى التميز	غير مميز	منخفض جداً	منخفض	متوسط	مرتفع	مرتفع جداً	مثالي
قيمة معلمة التميز	صفر	0.34 -0.01	0.64 -0.35	1.34 -0.65	1.69 -1.35	1.70 <	∞

أيضاً تم تقدير قيم دالة المعلومات التي يقدمها الاختبار عند مستويات مختارة من القدرة لإيجاد قدرات الأفراد المناظرة لكل درجة كلية خام على الاختبار، ثم استخدام أسلوب تقدير الأرجحية القصوى من خلال برمجية Easy Estimation. وذلك لتقدير معلمة قدرة الأفراد، والخطأ المعياري لتقديرها.

المعالجات الإحصائية:

1- مؤشر انحراف النموذج (2LLH -) لفحص أي النماذج اللوغاريتمية أحادية البعد أكثر ملائمة.
2- طريقة اختبار أحادية البعد لستوت باستخدام برمجية ديمتست DIMTEST للتحقق من افتراضية أحادية البعد والاستقلال الموضعي.
3- طريقة تحليل البواقي باستخدام برمجية نوهارم NOHARM.
4- حساب مؤشر الملائمة Persons Fit للتحقق من ملائمة الافراد للنموذج باستخدام برمجية Easy Estimation.
5- حساب مؤشر مربع كاي X^2 للتحقق من ملائمة الفقرات للنموذج باستخدام برمجية Easy Estimation.

4- نتائج الدراسة ومناقشتها.

- **نتائج السؤال الأول: " أي نماذج نظرية IRT أحادية البعد أكثر ملاءمة لبيانات الاختبار؟"**

لتحديد أي النماذج اللوغاريتمية أحادية البعد أكثر ملاءمة لبيانات اختبار سنجدرس أومن من خلال إجراء مقارنة ملاءمة النماذج المتداخلة في ضوء أساليب الملاءمة الكلية من خلال مؤشر انحراف النموذج (2 LLH -)وذلك بغرض اختبار الفرضيتين الصفرية الآتية:

الفرضية الأولى: إن إضافة معلمة التمييز إلى النموذج الأحادي المعلمة لا يؤدي إلى تحسن دال إحصائياً في تقدير المعالم عند مستوى دلالة (α=0.05) .وتكون الفرضية السابقة صحيحة إذا تحقق افتراض النموذج اللوغاريتمي أحادي المعلمة بأن معلمة التمييز متساوية لجميع الفقرات.

الفرضية الثانية: إن إضافة معلم التخمين إلى النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة لا يؤدي إلى تحسين دال إحصائياً في تقدير المعالم عند مستوى دلالة(α= 0.05) ، وتكون الفرضية السابقة صحيحة إذا تحقق افتراض النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة بأن معلمة التخمين تساوي صفر تقريباً لجميع الفقرات.

وقد تم تحليل استجابات عينة الدراسة على فقرات الاختبار باستخدام برمجية Easy Estimation. وحساب إحصائي مؤشر انحراف النموذج (2 LLH -) لكل نموذج من النماذج اللوغاريتمية الثلاثة، ولاختبار الفرضية الأولى تم إيجاد الفرق بين قيمتي (2 LLH -) للنموذجين أحادي المعلمة وثنائي المعالم (33018 –31884 = 1134) وقيمة الفرق الناتجة تتبع توزيع كاي، وعند مقارنتها بقيمة كاي تربيع x^2الحرجة بدرجة حرية (124) نجد أنها غير دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.000) مما يعني رفض الفرضية الصفرية وقبول الفرضية البديلة التي تنص على "إن إضافة معلم التمييز لا يؤدي إلى تحسن في تقدير معالم الفقرات المقدرة" كما تشير ضمناً إلى تباين واختلاف فقرات الاختبار في معلمة التمييز، وهو ما تؤكده قيم معلمة التمييز المقدرة، حيث تراوحت بين (4.441 – 0.348) وبمتوسط (1.679) وانحراف معياري (0.14). وحيث إن النموذج الثنائي المعالم يأخذ في الحسبان تباين واختلاف تمييز الفقرات، لذا كان هو النموذج الأكثر ملاءمة لبيانات الاختبار من النموذج أحادي المعلمة.

ولاختبار الفرضية الثانية تم إيجاد الفرق بين قيمتي (2LLH -) للنموذجين ثنائي وثلاثي المعالم (31884– 31421= |463|) والقيمة المطلقة للفرق الناتج تتبع توزيع كاي، وعند مقارنتها بقيمة كاي تربيع x^2الحرجة بدرجات

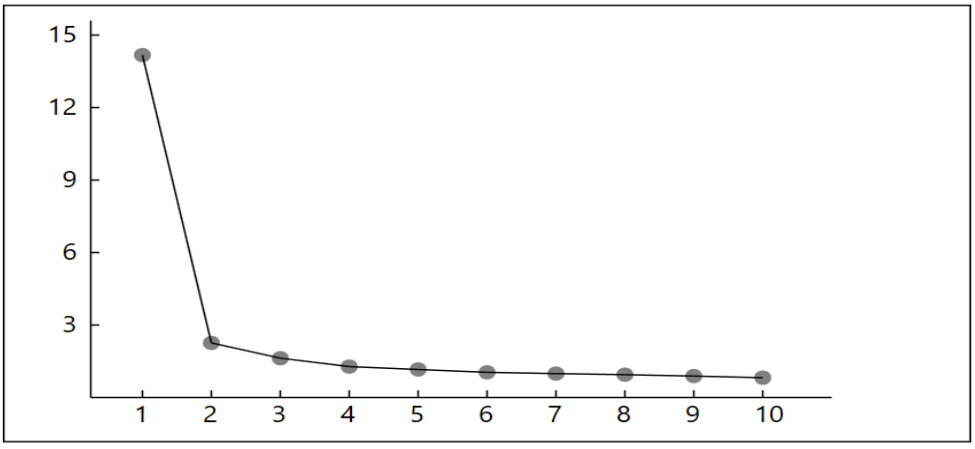
حرية (124) نجد أنها دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.000)، مما يعني رفض الفرضية الصفرية التي تنص على أن إضافة معلم التخمين إلى النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة لا يؤدي إلى تحسن في تقدير معالم الاختبار، كما تشير ضمناً إلى عدم وجود تباين أو اختلاف حقيقي بين الفقرات في معلمة التخمين، وهو ما تؤكده قيم معلمة التخمين المقدرة للفقرات وفقاً للنموذج الثلاثي المعالم، والتي تراوحت بين (0.321- 0.00) وبمتوسط (0.17) وانحراف معياري (0.053) وبالتالي عدم ضرورة تضمين معلمة التخمين للنموذج.

والنتائج السابقة تؤكد أن النموذج الأكثر ملاءمة لبيانات اختبار سنجدرس أومن هو النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم (2PLM) وفي هذا إجابة على السؤال الأول من تساؤلات الدراسة.

- **نتائج السؤال الثاني: هل تتحقق افتراضات IRT في البيانات وفق النموذج اللوغارتيمي المناسب؟**

لفحص مدى تحقق افتراضات نظرية IRT في بيانات اختبار سنجدرس أومن وفقاً للنموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم، والمتمثلة في افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي، تم استخدام طريقة اختبار أحادية البعد الأساسية لستوت، حيث تم تحليل البيانات باستخدام برمجية ديمتست DIMTEST 2.0 ، وذلك لاختبار الفرضية الصفرية التي تنص على أحادية البعد الأساسية لبيانات الاختبار D=1 ، واستقلال فقراته موضوعياً Local Independent حيث تم تحديد الفقرات التي قد تقيس بعداً ثانياً للاختبار والمكونة لاختبار التقييم الفرعي ASSESMENT SUBTEST باستخدام أسلوب التحليل العاملي اللامعلمي القائم على تحليل التجمعات ومن خلال برمجية AT FIND المرفقة مع برمجية ديمتست، وذلك باستخدام العينة في اختبار أحادية البعد للاختبار. حيث بلغت قيمة الإحصائي "T" لطريقة ستوت (T=2.1319)وعند مستوى دلالة (P= 0.0165) وهي قيمة دالة إحصائياً، مما يعني قبول الفرضية الصفرية التي تنص على أحادية البعد الأساسية للبيانات واستقلال الفقرات موضوعياً" أي أن هناك سمة كاملة واحدة كافية لتفسير تباين أداء الأفراد على الاختبار.

كما تم تمثيل الجذور الكامنة للعوامل جميعها بيانياً لنموذج الاختبار عن طريق اختبار الفحص البياني Scree Plot حيث يلاحظ وجود عامل سائد لنموذج اختبار سنجدرس أومن، كما في الرسم التالي:



شكل (1) التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة للعوامل المكونة لنموذج الاختبار

ولتأكيد النتائج السابقة تم استخدام طريقة تحليل البواقي من نماذج نظرية IRT أحادية البعد، حيث تم تحليل البيانات باستخدام برمجية نوهارم NOHARM3 وقد بلغت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي (RMSR= 0.007) وهي قيمة قريبة جداً من الصفر، كما بلغت قيمة مؤشر تاناكا لحسن المطابقة TANAKA INDEX) OF GOODNESS= 0.977)وهي قيمة قريبة جداً من الواحد الصحيح، والقيم السابقة تشير إلى حسن مطابقة

البيانات للنموذج أحادية البعد، مما يدل على تحقق افتراض أحادية البعد في بيانات الدارسة. والنتائج السابقة تتفق مع نتائج دراسة كلاً من (Berge, Ten & Kiers 1991; Lorenzo- Seva & Ferrando 2006) حيث تؤكد أن اختبار سنجدرس أومن يقيس عامل عام واحد، وهذا يتوافق مع الإطار النظري للاختبار.

وحيث إن احتمالية عدم الكشف عن اعتمادية الفقرات بشكل دقيق عند استخدام اختبارات فحص أحادية البعد مثل اختبار ستوت، وذلك بسبب أن الاعتمادية قد لا تظهر كأبعاد مستقلة يمكن الكشف عنها إلا إذا شملت أكبر مجموعة من أزواج الفقرات. ولذلك تم استخدام إحدى طرق الكشف عن الاستقلال الموضعي عبر أزواج الفقرات، وهي طريقة ين (Q3). وذلك لفحص أي انتهاك كبير للاستقلال الموضعي بين أزواج الفقرات باستخدام برمجيه LDID، كذلك تم استخدام طريقة تحليل البيانات باستخدام برمجية eirt وذلك بعد معايرة البيانات باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم وعن طريق برمجيه Excel حيث تم إيجاد قيمة P- value المؤشر X^2 لجميع أزواج الفقرات والتي كانت معظمها أقل من (0.05) حيث وجد 47 زوج من الفقرات غير دالة من 594 زوج. حيث بلغت قيمة مؤشر X^2 (0.079) وهي غير دالة، مما يعني تحقق افتراض الاستقلال الموضعي لجميع أزواج فقرات الاختبار. والنتائج السابقة تؤكد تحقق افتراضات نظرية IRT في بيانات اختبار سنجدرس أومن وفقاً للنموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم وفي هذا إجابة عن السؤال الثاني من تساؤلات الدراسة.

وقد تحققت افتراضات نظرية IRT في بيانات الاختبار لذا تم معايرة فقراته باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم (2PLM) حيث تم تقدير معالم الفقرات باستخدام أسلوب تقدير الأرجحية القصوى (MLE) من خلال برمجية Easy Estimation وقد تم إيجاد القيم التقديرية النهائية لمعالم الفقرات والأفراد، وأخطائها المعيارية بعد تحقيق محك التقارب والمحدد بـ (0.0093) وذلك بعد أربعين مرة لخطوة التوقع والتعظيم(ME) .

- **نتائج السؤال الثالث: ما مدى ملائمة البيانات للنموذج اللوغارتمي المستخدم ؟**

وللتحقق من مدى ملاءمة الأفراد للنموذج تم حساب مؤشر الملاءمة Persons Fit لكل فرد من أفراد عينة الاختبار حيث يمثل معامل ملاءمة الأفراد للنموذج مؤشر إحصائي لسلوك أفراد العينة غير المتوقع الذي يؤثر في الاستجابات عن الفقرات التي تكون عند مستوى معين. وكما أشار كل من الأستير وهيتشينسو (Alastair and Hutchinson, 1987) بأنه إذا كانت قيمة المؤشرات الإحصائية تزيد أو تنقص عن (+2) أو (- 2) فإن قدرة الفرد تعد غير متطابقة مع قدرات مجموعة الأفراد، وبناء على ذلك كانت جميع قيم المؤشر موجبة ما عدا (30) ثلاثون فرداً كانت قيم المؤشر لهم غير مطابقة، مما يعني عدم ملائمتهم للنموذج ذي المعلمتين بشكل جيد، مما أدى إلى حذف استجابات هؤلاء الأفراد واستبعادهم من عينة الدراسة ليصبح عدد أفراد العينة بعد الاستبعاد (947) فرداً.

وللتحقق من ملاءمة فقرات الاختبار للنموذج ذي المعلمتين تم التحقق من الملاءمة الكلية للاختبار مع النموذج ذو المعلمتين (مطابقة مجموعة الفقرات كوحدة واحدة لتوقعات النموذج) وذلك من خلال تكرار عملية معايرة فقرات الاختبار مرة أخرى بعد حذف الأفراد غير الملائمين، وإيجاد مؤشر مربع كاي x^2 للملاءمة الكلية وهو المؤشر المعتمد في برمجية Easy Estimation ووضعت النتائج في جدول(2) .

جدول (2) قيم مؤشر مربع كاي x^2 للملاءمة الكلية

الاختبار	عدد الفقرات	قيمة كاي تربيع x^2	درجات الحرية df	مستوى الدلالة p
كامل الاختبار	124	3403.131	1612	1.000

يتضح من الجدول أن قيمة مربع كاي للملاءمة الكلية بلغت (3403.131) غير دالة إحصائياً عند مستوى دلالة (0.05) مما يعني أن هنالك ملاءمة كلية للاختبار للنموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلمة.

كما تم التحقق من ملاءمة الفقرات للنموذج كل على حدة من خلال Test of fit اختبار حسن المطابقة لملاءمة الفقرات للنموذج وذلك لجميع فقرات الاختبار ووضعت النتائج في جدول (3)

جدول (3) قيم إحصائي المطابقة Test of fit لملاءمة فقرات الاختبار للنموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم(2 PLM)

الفقرات	Out fit المحك التباعدي	الخطأ المعياري له	Infit المحك التقاربي	الخطأ المعياري له	الفقرات	Out fit المحك التباعدي	الخطأ المعياري له	Infit المحك التقاربي	الخطأ المعياري له
1	1.28373	5.97363	0.97834	-0.22295	32	0.99758	-0.05425	0.99933	-0.00992
2	1.1466	3.17319	1.00201	0.05492	33	0.99733	-0.05992	0.9991	-0.03649
3	0.96144	-0.87215	1.00057	0.03134	34	1.00372	0.0833	0.99522	-0.23217
4	1.08868	1.94425	0.98221	-0.2527	35	0.99824	-0.03944	0.99924	-0.02503
5	0.93156	-1.56015	1.00652	0.18462	36	1.91125	17.45628	0.90628	-1.06193
6	1.00584	0.13055	0.9982	-0.06841	37	1.95955	18.27662	0.91167	-1.05449
7	1.03878	0.86015	0.99421	-0.20364	38	8.70969	110.56153	0.87269	-1.62518
8	1.00097	0.02167	0.99581	-0.17188	39	9.6045	121.67587	0.89698	-1.22288
9	1.00257	0.05745	0.99575	-0.18639	40	0.29971	273.2571	0.85696	-1.76433
10	0.99893	-0.02388	0.9977	-0.10496	41	0.51542	-12.84716	1.01266	0.18029
11	1.00002	0.00039	0.9975	-0.05492	42	2.93109	33.66369	0.93528	-0.67129
12	0.03262	63.24753	0.9309	-0.87486	43	0.22497	319.02418	0.88314	-1.37901
13	0.63779	-9.09169	0.99068	-0.09544	44	0.59489	-10.35153	0.9408	-0.5983
14	2.01904	19.27762	0.98316	-0.21274	45	0.47852	-14.09191	1.00662	0.10478
15	1.88289	16.97136	0.96623	-0.50553	46	2.41219	25.67185	0.92031	-0.78471
16	1.21896	4.66871	0.97156	-0.57944	47	0.77174	-5.45721	0.94644	-0.56257
17	0.99792	-0.04669	0.98509	-0.32389	48	0.42108	309.67436	0.86864	-1.77837
18	0.99107	-0.20037	0.99989	0.00698	49	1.0313	102.05764	0.8988	-1.20804
19	1.02283	0.50832	0.99291	-0.21927	50	2.11645	20.89584	0.90503	-1.36194
20	0.9961	-0.08737	1.00002	0.00789	51	2.68744	29.96374	0.91219	-0.95053
21	1.00138	0.03083	0.99654	-0.13865	52	0.91523	113.1242	0.87976	-1.57163
22	0.99744	-0.05731	0.99748	-0.09064	53	0.52763	228.94581	0.87507	-1.49523
23	1.00021	0.00473	0.99785	-0.05845	54	0.18525	51.69498	0.84343	-1.71657
24	0.83343	-3.90528	0.99703	-0.01035	55	0.82328	196.89834	0.90198	-1.22078
25	0.60465	-10.06004	1.01107	0.17194	56	1.03447	0.76546	0.98688	-0.2639
26	0.61833	-9.65635	0.99987	0.02317	57	1.03638	0.80742	0.9893	-0.38063
27	0.58544	-10.63663	1.00799	0.12856	58	1.01177	0.26276	0.93275	-0.84378
28	0.9748	-0.56802	0.98693	-0.2366	59	1.68247	13.46719	0.93922	-0.94389
29	1.15068	3.25879	0.97906	-0.5884	60	1.52958	10.68852	0.95165	-0.6344
30	1.19344	4.14613	0.97113	-0.65067	61	2.45237	26.30679	0.90021	-1.56573
31	0.9996	-0.00904	1.00091	0.05445	62	1.04059	0.90004	0.99086	-0.24454

الفقرات	Out fit المحك التباعدي	الخطأ المعياري له	Infit المحك التقاربي	الخطأ المعياري له	الفقرات	Out fit المحك التباعدي	الخطأ المعياري له	Infit المحك التقاربي	الخطأ المعياري له
63	1.05717	1.26273	0.97993	- 0.55809	94	0.98802	- 0.26899	0.99829	- 0.023
64	1.00606	0.13556	0.99643	- 0.14931	95	1.02696	0.59976	0.98071	- 0.3563
65	1.0168	0.37463	0.98711	- 0.3138	96	0.9726	- 0.61786	0.99369	- 0.09118
66	0.99695	- 0.06836	0.9996	- 0.01351	97	0.96997	- 0.67776	1.00403	0.09414
67	0.99821	- 0.04013	0.99992	0.00981	98	0.94014	- 1.36145	1.00653	0.12107
68	0.98961	- 0.23329	0.99921	- 0.02105	99	1.28024	5.90411	0.99455	0.02583
69	0.98334	- 0.37466	0.99935	- 0.00186	100	0.97939	- 0.46391	0.99305	- 0.04212
70	0.99451	- 0.12314	0.99509	- 0.09916	101	0.9574	- 0.96452	1.00327	0.07214
71	0.97893	- 0.47439	1.00233	0.0751	102	0.90787	- 2.11373	1.0045	0.09855
72	1.00296	0.0662	0.99252	- 0.22019	103	0.82607	- 4.08698	1.02291	0.48477
73	0.9774	- 0.50912	1.00276	0.09151	104	0.89292	- 2.46709	1.01236	0.38237
74	1.00173	0.0388	0.99439	- 0.19617	105	1.10979	2.39581	0.95725	- 1.18321
75	1.01238	0.27641	0.99423	- 0.21968	106	1.36512	7.57328	0.92891	- 1.34879
76	1.00246	0.05505	0.99388	- 0.22264	107	1.56082	11.26464	0.91204	- 1.671
77	0.98386	- 0.36288	0.98977	- 0.28585	108	1.64893	12.86616	0.90559	- 1.62326
78	0.98947	- 0.23634	0.99898	- 0.03461	109	2.15622	21.54959	0.89339	- 1.41188
79	0.98215	- 0.40162	0.99894	- 0.02895	110	1.25156	5.32931	0.96434	- 0.19883
80	1.00443	0.09907	0.99419	- 0.1448	111	0.92838	- 1.63405	1.01388	0.45661
81	0.97036	- 0.66888	1.00176	0.05912	112	0.8664	- 3.1018	1.02019	0.43648
82	0.98647	- 0.30412	0.99629	- 0.06506	113	0.84412	- 3.64277	1.02065	0.39885
83	0.98576	- 0.31999	0.99402	- 0.09916	114	0.86655	- 3.09798	1.02234	0.51545
84	0.98496	- 0.33814	1.00376	0.12222	115	0.88881	- 2.56476	1.00603	0.18666
85	0.9887	- 0.25383	0.99777	- 0.02976	116	0.90081	- 2.28036	1.0025	0.08743
86	0.98916	- 0.24352	0.99488	- 0.1687	117	1.03834	0.85049	0.96685	- 0.95864
87	1.02897	0.64411	0.98649	- 0.41509	118	1.34444	7.17084	0.93114	- 1.49929
88	1.04475	0.99128	0.98666	- 0.44093	119	1.70152	13.80642	0.8952	- 1.87739
89	0.99614	- 0.08664	1.00286	0.14795	120	3.59653	43.40559	0.85347	- 2.20923
90	1.01267	0.28286	0.98849	- 0.38344	121	1.68247	13.46719	0.93922	- 0.94389
91	1.00978	0.21844	0.9876	- 0.40062	122	1.52958	10.68852	0.95165	- 0.6344
92	1.01748	0.38977	0.98641	- 0.40772	123	2.45237	26.30679	0.90021	- 1.56573
93	1.04202	0.93146	0.97976	- 0.47661	124	1.04059	0.90004	0.99086	- 0.24454

ويلاحظ من الجدول أن قيم إحصائية حسن المطابقة الخارجية قد تراوحت بين (1.648- 0.478) وبمتوسط بلغت قيمته (1.17)، وقيم إحصائية حسن المطابقة الداخلية قد تراوحت بين (1.022- 0.853) وبمتوسط بلغت قيمته (0.169)، مما يعني أن جميع فقرات الاختبار تتلاءم بدرجة جيدة مع النموذج ذو المعلمتين. والنتائج السابقة تؤكد ملاءمة بيانات الاختبار للنموذج المستخدم. وفي هذا إجابة عن السؤال الثالث من تساؤلات الدراسة.

- **نتائج السؤال الرابع: ما تقدير معالم الفقرات في ضوء النموذج اللوغارتيمي المناسب؟**

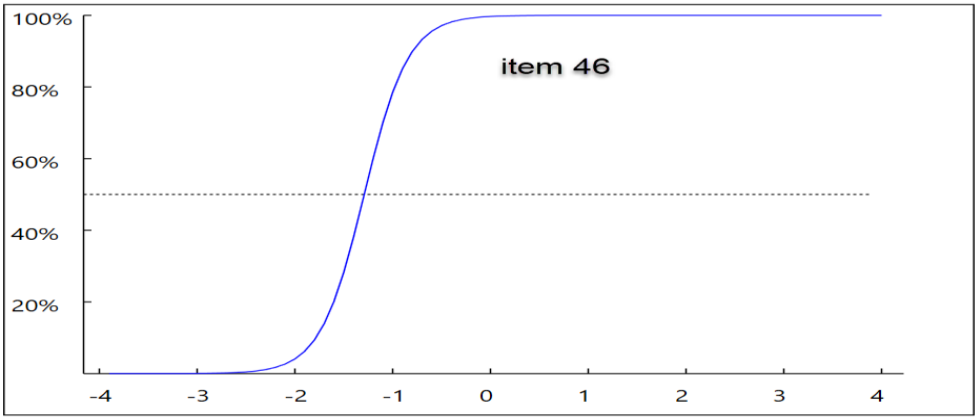
وحيث أكدت النتائج ملاءمة البيانات للنموذج، ويعني دقة تقدير معالم الفقرات والأفراد باستخدام النموذج ذو المعلمتين، لذا تم تقدير معالم فقرات الاختبار وفقاً للنموذج ثنائي المعلمتين وهما معلمتي الصعوبة والتمييز مع الأخطاء المعيارية لتقدير كل منهما، ووضعت النتائج في جدول.(4)

جدول (4) قيم معلمتي التمييز والصعوبة المقدرة لفقرات الاختبار والأخطاء المعيارية المصاحبة لها

الفقرات	معلمة التمييز Slope	الخطأ المعياري S E	معلمة الصعوبة Location	الخطأ المعياري S E	الفقرات	معلمة التمييز Slope	الخطأ المعياري S E	معلمة الصعوبة Location	الخطأ المعياري S E
1	1.05	0.13	- 2.65	0.28	63	2.53	0.09	- 1.50	0.08
2	1.22	0.11	- 1.70	0.12	64	1.94	0.07	- 1.50	0.06
3	1.79	0.15	- 1.69	0.09	65	1.13	0.10	- 0.97	0.09
4	1.47	0.13	- 1.77	0.11	66	1.32	0.06	- 0.73	0.06
5	1.16	0.09	- 1.06	0.08	67	0.78	0.07	- 0.44	0.17
6	0.72	0.07	- 0.72	0.11	68	1.41	0.08	- 0.89	3.93
7	0.90	0.08	- 0.69	0.08	69	0.49	0.08	0.94	0.08
8	0.85	0.07	0.14	0.08	70	0.14	0.08	7.70	0.27
9	0.73	0.07	0.39	0.09	71	0.92	0.08	0.42	0.26
10	0.53	0.07	0.88	0.16	72	0.61	0.07	2.15	0.17
11	0.20	0.07	5.55	2.00	73	0.65	0.08	2.14	0.17
12	1.86	0.18	- 1.85	0.10	74	0.73	0.08	1.60	0.12
13	2.61	0.22	- 1.57	0.06	75	0.68	0.08	1.44	0.06
14	2.15	0.18	- 1.58	0.07	76	0.85	0.08	1.20	0.07
15	1.95	0.15	- 1.48	0.07	77	1.07	0.10	- 0.28	0.06
16	1.38	0.11	- 1.31	0.08	78	0.93	0.07	- 0.37	0.05
17	1.50	0.11	- 1.04	0.06	79	1.04	0.08	- 0.16	0.07
18	0.93	0.08	- 0.97	0.10	80	1.42	0.08	- 0.53	0.07
19	1.07	0.08	- 0.73	0.07	81	0.88	0.08	0.17	0.18
20	0.73	0.07	0.26	0.09	82	0.99	0.08	0.43	0.14
21	0.25	0.06	2.81	0.77	83	0.72	0.09	1.62	0.30
22	0.78	0.07	0.66	0.10	84	0.83	0.077	1.44	0.24
23	0.24	0.07	3.92	1.14	85	0.62	0.08	2.37	0.19
24	3.00	0.25	- 1.49	0.05	86	0.75	0.08	2.26	0.52
25	2.86	0.21	- 1.28	0.04	87	0.65	0.09	1.60	0.06
26	2.65	0.21	- 1.44	0.05	88	0.48	0.09	3.13	0.05
27	2.78	0.23	- 1.49	0.05	89	1.17	0.07	- 0.27	0.06
28	1.85	0.13	- 1.08	0.06	90	1.37	0.08	- 0.32	0.15
29	1.05	0.09	- 1.04	0.09	91	1.19	0.0889	- 0.37	0.06
30	1.78	0.12	- 0.79	0.05	92	0.54	0.09	0.79	0.06
31	0.64	0.07	- 0.24	0.10	93	1.18	0.09	0.19	0.07

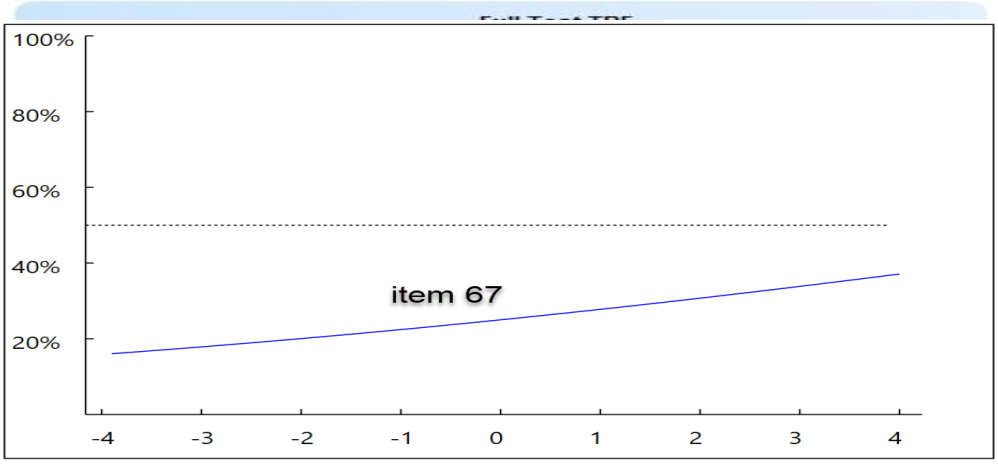
الفقرات	معلمة التمييز Slope	الخطأ المعياري S E	معلمة الصعوبة Location	الخطأ المعياري S E	الفقرات	معلمة التمييز Slope	الخطأ المعياري S E	معلمة الصعوبة Location	الخطأ المعياري S E
32	0.76	0.08	- 1.32	0.14	94	1.16	0.08	0.37	0.08
33	0.74	0.07	- 0.10	0.09	95	1.16	0.09	0.58	0.18
34	0.49	0.06	0.96	0.18	96	1.26	0.09	1.03	0.18
35	0.36	0.06	1.85	0.37	97	0.81	0.08	1.83	0.23
36	3.70	0.29	- 1.29	0.04	98	0.89	0.10	1.98	0.38
37	3.50	0.26	- 1.21	0.04	99	0.83	0.28	2.30	0.31
38	3.12	0.25	- 1.37	0.04	100	0.59	0.15	2.78	0.33
39	3.45	0.28	- 1.36	0.04	101	0.80	0.10	- 2.64	0.26
40	3.35	0.28	- 1.42	0.04	102	1.60	0.11	- 2.90	0.30
41	3.23	0.27	- 1.46	0.04	103	1.16	0.11	- 2.62	0.14
42	4.16	0.36	- 1.40	0.04	104	0.80	0.09	- 2.60	0.09
43	3.54	0.29	- 1.38	0.04	105	1.13	0.10	- 1.83	0.065
44	4.21	0.36	- 1.36	0.03	106	1.31	0.14	- 1.39	0.055
45	3.64	0.31	- 1.43	0.04	107	1.26	0.13	- 0.63	0.048
46	4.45	0.37	- 1.29	0.03	108	1.47	0.14	0.45	0.05
47	4.01	0.35	- 1.42	0.04	109	2.17	0.16	0.82	0.06
48	2.76	0.22	- 1.43	0.05	110	1.93	0.20	0.99	0.092
49	3.44	0.30	- 1.47	0.04	111	1.99	0.08	1.17	0.33
50	2.44	0.19	- 1.40	0.05	112	1.90	0.10	1.75	0.10
51	3.99	0.34	- 1.39	0.04	113	1.33	0.10	3.12	0.13
52	2.97	0.23	- 1.38	0.05	114	0.88	0.09	- 1.01	0.16
53	3.51	0.27	- 1.28	0.04	115	1.03	0.10	- 1.65	0.13
54	4.09	0.34	- 1.30	0.03	116	1.03	0.10	- 1.86	0.05
55	3.29	0.25	- 1.24	0.04	117	0.98	0.10	- 1.58	0.05
56	0.97	0.09	- 1.70	0.15	118	1.38	0.13	- 0.57	0.04
57	0.81	0.08	- 0.89	0.10	119	1.40	0.16	- 0.36	0.04
58	0.14	9.81	10.16	10.18	120	1.55	0.18	0.18	0.04
59	2.03	0.16	- 1.42	0.06	121	1.96	0.09	0.64	0.05
60	1.05	0.21	- 2.65	0.06	122	2.35	0.07	0.88	0.08
61	1.21	0.15	- 1.70	0.07	123	2.50	0.10	1.22	0.06
62	1.78	0.09	- 1.69	0.08	124	2.53	0.06	- 1.50	0.09
المتوسط الحسابي الكلي						1.59	0.22	-0.09	0.25

يلاحظ من الجدول أن قيم معلمة التمييز تراوحت بين (4.451) للفقرة 46 وهي القيمة الأكبر و(0.143) للفقرة 67 وهي القيمة الأصغر، وبمتوسط بلغت قيمته (1.592) والشكل (2) و (3) يوضح المنحنى المميز للفقرتين 46 و67. مؤشر معلمة التمييز يشير إلى قدرة الفقرة على التمييز بوضوح بين المفحوصين ذوي القدرة المرتفعة وذوي القدرة المنخفضة.



شكل (2) المنحنى المميز للفقرة 46

ويلاحظ من خلال شكل (2) أن الفقرة 46 تميزت بشكل كبير بين المختبرين ذوي القدرة المرتفعة وذوي القدرة المنخفضة حيث إن احتمالية الإجابة على الفقرة إجابة صحيحة أكبر لدى المختبرين مرتفعي القدرة من المختبرين منخفضي القدرة، لذلك نجد أن المنحنى المميز للفقرة يأخذ شكل"S" .



شكل (3) المنحنى المميز للفقرة 67

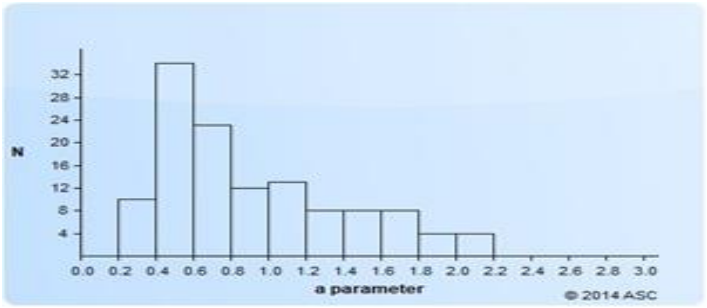
في شكل (3) يتضح أن الفقرة 67 والحاصلة على أقل قيمة للتمييز يلاحظ أن قدرتها على التمييز بين المختبرين مرتفعي ومنخفضي القدرة أقل بكثير، حيث لا يوجد اختلاف كبير بين احتمالية الإجابة عليها إجابة صحيحة بين المختبرين مرتفعي ومنخفضي القدرة. لذلك فإن المنحنى يأخذ خط شبة مستقيم، ولكنه مائل، حيث إن الفقرة لها قدرة تمييزية ولكن ليس بشكل كبير، وقد توزعت قيم معلمة تمييز فقرات الاختبار وفقاً لمعيار (Baker, 2001)كما هو موضح بجدول (5).

جدول (5) توزيع قيم معلمة تمييز فقرات الاختبار وفقاً لمعايير بيكر

مستوى التمييز	غير مميز	منخفض جداً	منخفض	متوسط	مرتفع	مرتفع جداً
قيم معلمة التمييز	صفر	0.34 -0.01	0.64 -0.35	1.34 -0.65	1.35 -1.69	1.70<
عدد الفقرات	-	5	9	53	16	41

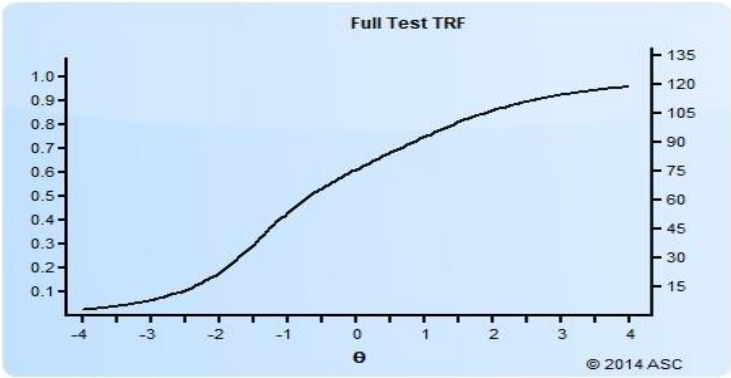
يتضح من الجدول (5) أن هنالك (53) فقرة تمييزها متوسط، إذ تراوحت بين (0.65- 1.34)، كما أن هنالك (16) فقرة تمييزها مرتفع حيث تراوح بين (1.35- 1.69)، بينما هنالك (41) فقرة تمييزها مرتفع جداً حيث كانت أكبر من (1.70) وذلك لأن الاختبار مكون من أربعة اختبارات فرعية حيث اختبار التناظر والفئات مكون ثلاث سلاسل كل

سلسلة مكونة من 12 فقرة، وكذلك اختبار الفسيفساء والانماط مكون سلسلتين كل سلسلة مكونة من 13 فقرة جميعها متدرجة في الصعوبة، كما هي موضحة في شكل (4)



شكل (4) توزيع قيم معلمة تمييز فقرات الاختبار

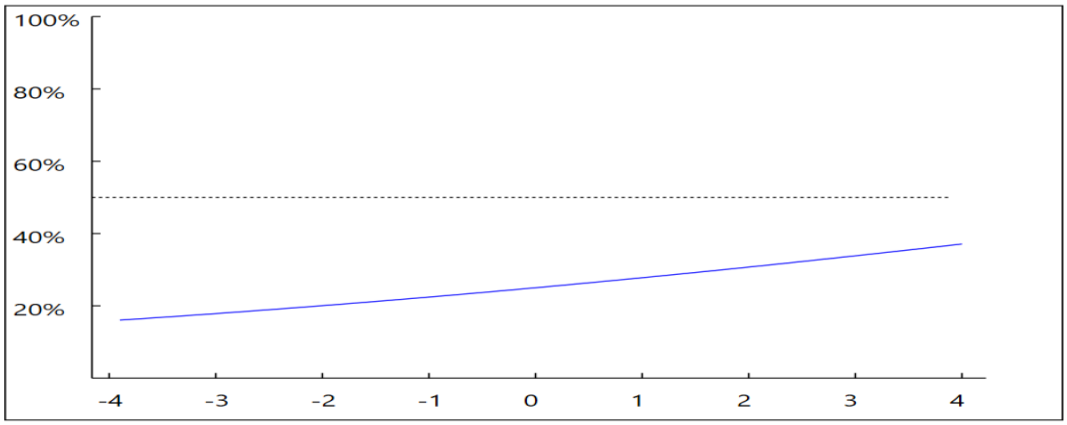
والنتائج السابقة تؤكد أن فقرات اختبار سنجدرس أومن تتمتع بقدرة تمييزية جيدة وهو ما يؤكده المنحنى المميز للاختبار ككل والذي يمثل محصلة خصائص الفقرات والمعروض في شكل(5) .



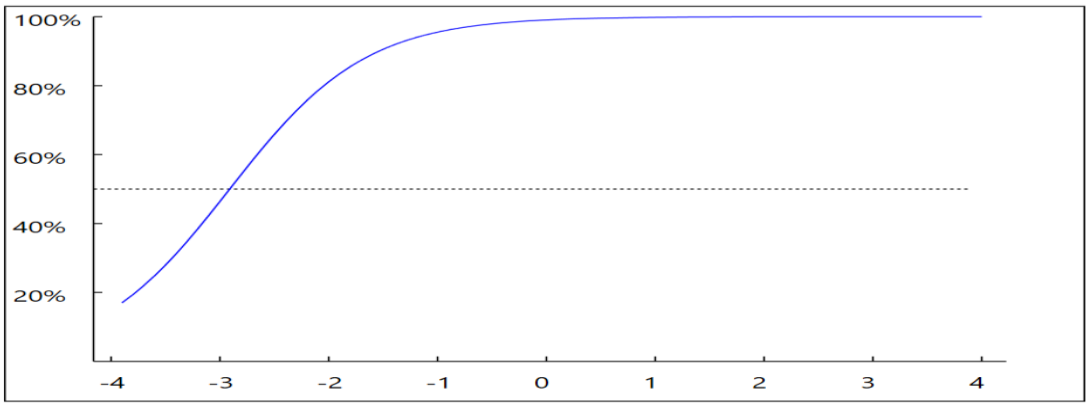
شكل (5) المنحنى المميز لاختبار سنجدرس أومن في ضوء النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم

أيضاً يلاحظ من جدول (4) أن الأخطاء المعيارية لقيم معلمة التمييز قد تراوحت بين (0.369- 0.068) وبمتوسط (0.223)، وهي قيم صغيرة تدل على دقة تقدير قيم معالم التمييز.

كما أن صعوبة الفقرة تشير إلى مدى صعوبة أو سهولة الفقرة بالنسبة للمختبرين حيث يكون مؤشر صعوبة الفقرة السهلة صغير وسالب، بينما يكون للفقرة الصعبة كبير وموجب، وبالنظر إلى قيم معالم صعوبة الفقرات المعروضة في جدول (4) يلاحظ أنها تراوحت بين (7.703) للفقرة (67) وهي أكبر قيمة، و(2.909-) للفقرة (99) وهي أصغر قيمة، وبمتوسط بلغت قيمته (0.168-) وانحراف معياري (1.704). والشكل (5) و (6) يوضح المنحنى المميز للفقرتين (67) و (99).



شكل(6) المنحنى المميز للفقرة سبعة وستون



شكل (7) المنحنى المميز للفقرة تسعة وتسعون

وقد توزعت قيم معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار وفقاً لمعيار (Choi, 1992) كما هو موضح في جدول (6).

جدول (6) توزيع قيم معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار وفقاً لمعيار Choi

مستوى الصعوبة	سهلة	متوسطة الصعوبة	صعبة
مدى قيم معلمة الصعوبة	أقل من- 0.50	من- 0.50 إلى +0.50	أكبر من 0.50
عدد الفقرات	65	23	36

ويلاحظ من جدول (6) أن (65) فقرة كانت سهلة حيث قلت قيم معلمة الصعوبة لها عن (- 0.50)، كما أن هنالك (23) فقرة متوسطة الصعوبة حيث تراوحت قيم الصعوبة لها بين (- 0.05 – 0.50) كما أن (36) فقرة كانت صعبة حيث كانت قيم معلمة الصعوبة لها أكبر من (0.50).

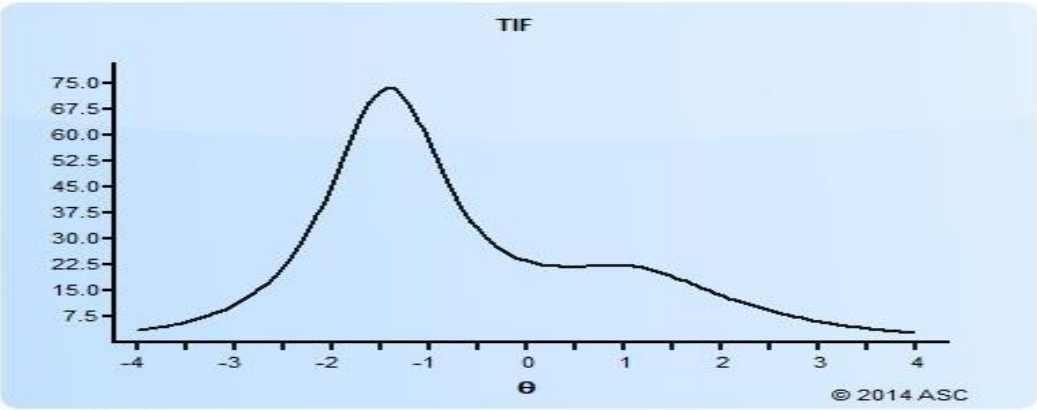
والنتائج السابقة تؤكد أن فقرات اختبار سنجدرس أومن شملت مدى واسع من الصعوبة وتميل إلى التدرج في مستوى الصعوبة وهذه النتيجة تتفق مع ما توصلت إليه بعض الدراسات التي قننت الاختبار في ضوء النظرية الكلاسيكية وأيضاً يلاحظ أن الأخطاء المعيارية لتقدير قيم معلمة الصعوبة قد تراوحت بين (0.769- 0.037) وبمتوسط (0.151) وانحراف معياري (1.949) هي قيم صغيرة تدل على أن قيم معالم الصعوبة تم تقديرها بدرجة قريبة من الدقة.

- **نتائج السؤال الخامس: ما تقدير دالة المعلومات لفقرات الاختبار؟**

تم تقدير قيمة دالة المعلومات التي يقدمها الاختبار عند مستويات مختارة من القدرة وضعت النتائج في جدول (7) كما عرضت في شكل(8) .

جدول (7) تقديرات قيم دالة معلومات الاختبار عند مستويات مختارة من القدرة

مستوى القدرة	دالة المعلومات	مستوى القدرة	دالة المعلومات
4 -	0.7583	صفر	6.94465
3.75 -	0.85876	0.25	6.27278
3.5 -	0.97457	0.50	5.68974
3.25 -	1.10845	0.75	5.1809
3 -	1.26373	1	4.73429
2.75 -	1.44444	1.25	4.34005
2.5 -	1.65553	1.50	3.99004
2.25 -	1.90313	1.75	3.67756
2 -	2.1948	2	3.39704
1.75 -	2.53993	2.25	3.14389
1.5 -	2.95018	2.50	2.91432
1.25 -	3.44	2.75	2.70518
1 -	4.02717	3	2.5139
0.75 -	4.73336	3.25	2.3383
0.5 -	5.58453	3.50	2.17662
0.25 -	6.61095	3.75	2.02736
0.10 -	7.84638	4	1.88927



شكل (8) دالة معلومات الاختبار

ويلاحظ من جدول (7) وشكل (8) السابقين أن أول قيمة لدالة المعلومات قدمها الاختبار وفقاً للنموذج اللوغاريتمي ذي المعلمتين هي (0.75) عند مستوى القدرة (4-)، بعد ذلك بدأت القيم تتزايد تدريجياً بتزايد مستوى

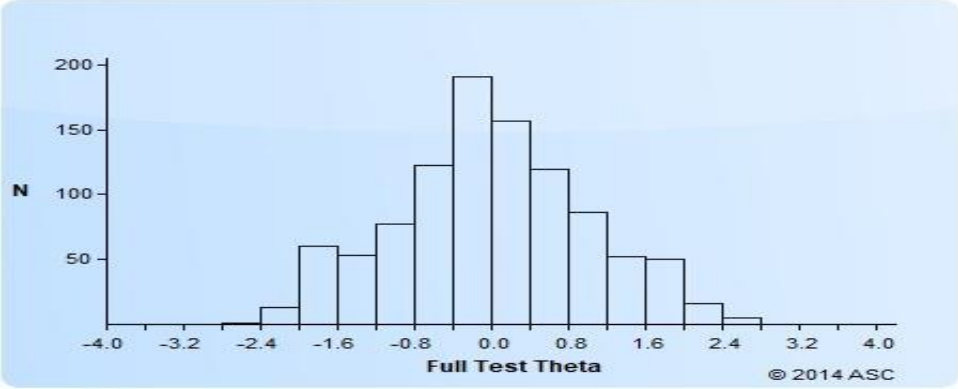
القدرة، إلى أن وصلت إلى أكبر قيمة (7.85) والمناظرة لمستوى القدرة (0.10-)، ثم بدأت بالتناقص التدريجي بتناقص مستوى القدرة إلى أن وصلت (1.88) عند مستوى القدرة (4).

كما أشارت النتائج إلى أن كمية المعلومات التي يقدمها الاختبار تكون أكبر ما يمكن عند مستوى قدرة يتراوح بين (2- ، 1-)، مما يدل على أن الاختبار يعطي معلومات أكثر فاعلية عند مستوى القدرة المتوسطة، بينما تكون كمية المعلومات التي يقدمها الاختبار أقل ما يمكن عند مستويات القدرة المنخفضة والمرتفعة، أي أنه يعطي معلومات قليلة عن مستوى قدرة الأفراد منخفضي ومرتفعي القدرة، أيضاً يلاحظ أن أقصى قيمة لدالة المعلومات يعطيها الاختبار عندما يكون مستوى القدرة (0.10-)، وهي تقابل تقريباً متوسط صعوبة الفقرات البالغ (0,46-)، وهذا يتطابق مع النموذج اللوغاريتمي ذو المعلمتين، حيث إن دالة المعلومات تكون أقصى ما يمكن عندما تكون قيمة (θ=b).

النتائج السابقة تؤكد تمتع اختبار سنجدرس أومن بخصائص سيكومترية جيدة في ضوء النموذج اللوغاريتمي ذو المعلمتين، تسهم في قياس القدرات العقلية للمختبرين بدرجة عالية،

- **نتائج السؤال السادس: ما تقدير معلمة القدرة للأفراد في ضوء النموذج اللوغاريتمي المناسب؟**

تم تقدير قيم القدرات العقلية لأفراد العينة والبالغ عددهم (947) فرداً، لقياس الذكاء العام، حيث وزعت قيم قدرة أفراد العينة كما هو موضح في شكل (9)، وجدول(8) .



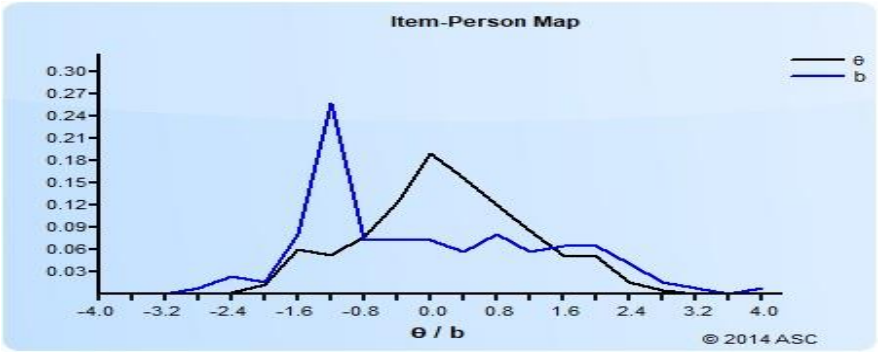
شكل (9) توزيع قيم قدرة الأفراد على مستويات القدرة المختلفة

جدول (8) توزيع قيم قدرة الأفراد على مستويات القدرة المختلفة

المدى	التكرارات	المدى	التكرارات
Below- 4	0	0.0 to 0.4	157
- 4.0 to- 3.6	0	0.4 to 0.8	120
- 3.6 to- 3.2	0	0.8 to 1.2	86
- 3.2 to- 2.8	0	1.2 to 1.6	52
- 2.8 to- 2.4	1	1.6 to 2.0	50
- 2.4 to- 2.0	13	2.0 to 2.4	16
- 2.0 to- 1.6	60	2.4 to 2.8	5
- 1.6 to- 1.2	53	2.8 to 3.2	0

المدى	التكرارات	المدى	التكرارات
- 1.2 to- 0.8	77	3.2 to 3.6	0
- 0.8 to- 0.4	123	3.6 to 4.0	0
- 0.4 to 0.0	191	Above +4	0

من خلال الجدول السابق يتضح أن قيم قدرة الأفراد تراوحت بين (-2.41 ، 3.20) وبمتوسط (0,0047). والقيم السابقة تشير إلى أن قيم القدرة توزعت توزيعاً اعتدالياً، وهو ما يتوقع من اختبارات الذكاء، حيث إن سمه الذكاء تتوزع اعتدالياً في المجتمعات. كما توضح أن الاختبار متوسط الصعوبة بصفة عامة وهو ما يؤكده الرسم البياني للتوزيع المشترك لمعلمتي الصعوبة والقدرة كما في شكل (10).



شكل (10) التوزيع المشترك لمعلمتي صعوبة الفقرات وقدرة الأفراد

كما تم إيجاد الأخطاء المعيارية لتقدير القدرة تراوحت بين (0.370- 0.117) وبمتوسط (0.191) وانحراف معياري (0.039) وهي قيم صغيرة تشير إلى أن قيم معالم القدرة تم تقديرها بدرجة مقبولة من الدقة. وأخيراً تم إيجاد المئينيات المناظرة لكل قدرة كامنة مناظرة لكل درجة كلية خام على الاختبار كما في جدول (9).

جدول (9) المئينيات المناظرة لكل قدرة مناظرة لكل درجة كلية خام

الدرجة الكلية الخام	القدرة (θ)	المئينيات	الدرجة الكلية الخام	القدرة (θ)	المئينيات	الدرجة الكلية الخام	القدرة (θ)	المئينيات
1	- 2.88	1	43	- 1.34	34	85	0.46	69
2	- 2.56	2	44	- 1.32	36	86	0.56	69
3	- 2.5	2	45	- 1.32	36	87	0.62	70
4	- 2.48	3	46	- 1.28	37	88	0.64	71
5	- 2.34	4	47	- 1.26	38	89	0.66	72
6	- 2.32	5	48	- 1.22	39	90	0.74	73
7	- 1.92	6	49	- 1.08	40	91	0.76	73
8	- 1.8	7	50	- 1.06	41	92	0.8	74
9	- 1.8	7	51	- 1.06	41	93	0.82	75
10	- 1.78	8	52	- 1	42	94	0.88	76
11	- 1.74	9	53	- 0.98	43	95	0.98	77
12	- 1.7	10	54	- 0.94	44	96	1	77
13	- 1.66	10	55	- 0.92	44	97	1.12	78
14	- 1.64	12	56	- 0.9	45	98	1.14	79
15	- 1.64	12	57	- 0.84	46	99	1.2	80

الدرجة الكلية الخام	القدرة (θ)	المئينيات	الدرجة الكلية الخام	القدرة (θ)	المئينيات	الدرجة الكلية الخام	القدرة (θ)	المئينيات
16	- 1.6	13	58	- 0.8	47	100	1.28	81
17	- 1.56	15	59	- 0.72	48	101	1.3	82
18	- 1.56	15	60	- 0.72	48	102	1.3	82
19	- 1.56	15	61	- 0.68	50	103	1.32	83
20	- 1.54	17	62	- 0.66	50	104	1.4	84
21	- 1.54	17	63	- 0.64	51	105	1.42	84
22	- 1.54	17	64	- 0.58	52	106	1.44	84
23	- 1.54	17	65	- 0.52	52	107	1.58	86
24	- 1.52	19	66	- 0.42	53	108	1.66	87
25	- 1.5	21	67	- 0.36	55	109	1.7	88
26	- 1.5	21	68	- 0.36	55	110	1.78	89
27	- 1.48	23	69	- 0.36	55	111	1.78	89
28	- 1.48	23	70	- 0.32	56	112	1.8	90
29	- 1.48	23	71	- 0.26	58	113	1.82	91
30	- 1.46	25	72	- 0.26	58	114	1.96	92
31	- 1.46	25	73	- 0.22	59	115	1.98	93
32	- 1.46	25	74	- 0.16	60	116	2.04	94
33	- 1.46	25	75	- 0.08	60	117	2.04	94
34	- 1.44	27	76	0.14	61	118	2.2	95
35	- 1.42	29	77	0.16	62	119	2.22	96
36	- 1.42	29	78	0.18	63	120	2.3	97
37	- 1.42	29	79	0.2	63	121	2.46	98
38	- 1.42	29	80	0.24	65	122	2.5	98
39	- 1.4	31	81	0.36	66	123	2.88	99
40	- 1.36	32	82	0.36	66	124	4	100
41	- 1.34	34	83	0.4	67			
42	- 1.34	34	84	0.42	68			

كما تم تصنيف المستويات العقلية للمفحوصين في ضوء المعايير المئينية المعروضة في جدول (9)، وذلك بالرجوع للمستويات العقلية التي حددها كلا من (Tellegen & Laros,1998)، وهي:

1- ذكاء مرتفع جداً: وهو الذي تقع درجته الخام مقابل المئين 95 أو أعلى.
2- ذكاء مرتفع: تقع درجته الخام مقابل المئين 90 إلى أقل من المئين 95.
3- ذكاء أعلى من المتوسط: وتقع درجته الخام مقابل المئين 75 إلى أقل من المئين 90.
4- ذكاء متوسط: وتقع درجته الخام بين المئين 50 وأقل من المئين 75.
5- ذكاء أقل من المتوسط: وتقع درجته الخام بين المئين 25 وأقل من المئين 50.
6- ذكاء منخفض: وتقع درجته الخام أقل من المئين 25.

وفي ذلك إجابة على تساؤلي الدراسة الخامس والسادس.

التوصيات والمقترحات.

وحيث أكدت النتائج صلاحية الاختبار للتطبيق من خلال التأكد من جودة خصائصه السيكومترية في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية مع إيجاد معايير تفسير الأداء فإن الباحث يوصي ويقترح الآتي:

1- إتاحة الفرصة لطلبة الدراسات العليا المتخصصين في القياس والتقويم للاطلاع على التفاصيل الدقيقة لنظرية الاستجابة للمفردة، وذلك من خلال تضمين مقررات المناهج موضوع تطبيقات نظرية الاستجابة للمفردة ثنائية الاستجابة.

2- الاهتمام بتدريب طلبة الدراسات العليا أثناء الدراسة المنهجية على استخدام تطبيقات نظرية الاستجابة للمفردة وتطبيق ما تم دراسته في الجانب النظري.

كما يقدم الباحث التوصيات التالية:

1. استخدام اختبار سنجدرس أومن في اختيار وتصنيف الطلاب ذوي القدرات العقلية العليا في وزارة التعليم.
2. استخدام الاختبار للكشف عن ذكاء الموهوبين في مراكز رعاية الموهوبين.
3. استخدام الاختبار للكشف عن ذكاء الصم والبكم وذوي الاعاقات الحركية والتوحد في مراكز الرعاية.
4. استخدام نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية في بناء الاختبارات والمقاييس النفسية.
5. إعادة تقنين الاختبارات النفسية في ضوء نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية.
6. كما يقترح الباحث إجراء المزيد من الدراسات لإيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار سنجدرس أومن لقياس الذكاء الغير لفظي وفق نظرية الاستجابة للمفردة على الفئات العمرية الأخرى من طلبة المرحلة الابتدائية والمرحلة المتوسطة وطلاب الجمعة على مستوى مدينة مكة المكرمة.

قائمة المراجع.

أولاً- المراجع بالعربية:

- إليانا، أر. جي. (2017). النظرية والتطبيق في نظرية الاستجابة للمفردة. ترجمة عبد الله الكيلاني، وإسماعيل البرصان. دار جامعة الملك سعود للنشر.
- بيكر، فريدرك، ب. (2010). أسس نظرية الاستجابة للمفردة. ترجمة الطريري، عبد الرحمن سليمان، أبو هاشم، السيد، شلبي، سوسن. النشر العلمي: جامعة الملك سعود.
- الثبيتي، عبد الله عيضه. (2016). تقنين اختبار سنجدرس أومن لقياس الذكاء غير اللفظي على طلاب المرحلة الثانوية بمدنية الطائف. رسالة غير منشورة، كلية التربية، جامعة أم القرى.
- الزهراني، عبد الرحمن جمعان. (2016). تقنين اختبار سنجدرس أومن لقياس الذكاء غير اللفظي على طلاب المرحلة الثانوية في مدينة مكة المكرمة. رسالة غير منشورة. كلية التربية، جامعة أم القرى.
- الزيات، فتحي مصطفى (2006). الأسس المعرفية للتكوين العقلي وتجهيز المعلومات. (ط2). مصر: دار النشر للجامعات.
- صديق، لينا عمر (2007). الأداء العقلي المعرفي لدى فاقدات السمع والعاديات بالمرحلة المتوسطة. (رسالة ماجستير غير منشورة)، جامعة بنها: كلية التربية.
- الطريري، عبد الرحمن سليمان. (1418). القياس النفسي والتربوي نظريته، أسسه، تطبيقاته. مكتبة الرشد، الرياض.

- علام، صلاح الدين (2005) نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي. دار الفكر العربي: القاهرة.
- علام، صلاح الدين محمود (2013). اتقان القياس النفسي الحديث النظريات والطرق. عمان: دار الفكر.
- فرج، صفوت (1980). القياس النفسي. عمان: دار الفكر العربي.
- كروكر، ليندا؛ الجينا، جيمس. (2009). مدخل إلى نظرية القياس التقليدية والمعاصرة. ترجمة زينات يوسف. دار الفكر: عمان.
- موسى، فاتن فاروق (1994). علاقة الذكاء غير اللفظي بالتحصيل الدراسي لدى الصم والأسوياء. (رسالة ماجستير غير منشورة). مصر: جامعة الزقازيق، كلية التربية.
- النفيعي، عبد الرحمن عبد الله (2012). الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية. بحث منشور. مجلة كلية التربية: العدد 147، جامعة الأزهر.
- النفيعي، عبد الرحمن عبد الله احمد. (2018). تقنين اختبار سنجدرس- أومن Son- R6- 40 للذكاء غير اللفظي على طلاب الدراسات العليا في كلية التربية في جامعة أم القرى في ضوء نموذج موكن للتجانس الإطرادي .مجلة البحث العلمي في التربية، ع19 ,ج1. 292–249

ثانياً- المراجع بالإنجليزية:

- Alastair, P. and Hutchinson, G. "Calibrating graded assessment: Rash parcial credit analysis of performance in writing", Language Testing, 1987, 4, 72- 91.
- Berge, J. M. F. ten & Kiers, H. A. L. (1991). A numerical approach to the approximate and the exact minimum rank of a covariance matrix. Psychometrika, 56, 309- 315.
- Choi, I. C. (1992) An Application of Item Response Theory to Language Testing, Theoretical Studies in Second Language Acquisition Vol. 2, Peter Lang, New York.
- Croker, I. M., & Algina, J. (1986). Introduction to classical & modern test theory. Orlando, FL: Harcourt Brace Jovanovich.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). Item response theory for psychologists. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Fraser, C, & McDonald, R. P. (2003). NOHARM 3.0. Available at: http://people.niagaracollege.ca/ cfraser/download/.
- Gary, R. Vandbos, P. (2013). APA Dictionary Clinical Psychology. Washinton: American Psychological Association.
- Guyer, R., & Thompson, N. (2012). [user's manual and A computer program] for Xcaliber item response theory calibration software version 4.1.7. St. Paul MN: Assessment System Corporation
- Hamblcton, R. K., & Swaminathan, H. (1985).' Item response theory: Principles and applications. Boston: Kluwer.

- Hambleton, R. K. (1989). Principles and selected applications of item response theory. In R. L. Linn (Ed.), Educational measurement (pp. 147–200). Macmillan Publishing Co, Inc; American Council on Education.
- Huysman, K. P. A. (2010). Het normeringsonderzoek SON- R 6- 40. Heymans Instituut, RUG: Intern Verslag.
- Kim, S., Cohen, A., & Lin, Y. (2005). LDID:Local dependence indices for dichotomous items (a computer program]. The University of Georgia: Scientific software.
- Kumagai, R. (2017). EasyEstimation (Ver.2.0.0). Tohoku University. Japan
- Laros, J. A. (2013). Evidencias de validade convergentedo SON- R6- 40, um teste nao- verbal de inteligencia.universidade de brasilia.
- Lorenzo- seva, U.& Ferrando, P.J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. Behavior Research Methods Instruments & Computers, 38(1), 88- 91.
- Rust, J, & Golombok, S. (1990). Modern Psychometric the science of Psychological Assessment. Second Edition.
- Stout, W. (2005). DIMTEST (Version 2.0) [Computer software). Champaign, IL: The William Stout Institute for Measurement.
- Tellegen, P. J& Laros, J.A (2008). Evaluatie van de onderzoeksgegevens van de SON- I. Heymans Instituut, RUG: Intern Verslag.
- Tellegen, P. J& Laros, J.A (2014).Snijder- Oomen Niet- verbale intelligentietest SON- R6- 40. III. Nederlands- Duitse normen 2014. Amsterdam: Hogrefe uitgevers.
- Xu, J., Zhang, H., Du, Y. & Tellegen, P.J. (2011). A Review on the Development and Application of SON test. Psychological science China (aangeboden).
- Yen, W. M. (1984). Effects of local item dependence on the fit and equating performance of the three-parameter logistic model. Applied Psychological Measurement, 8, 125- 145.