مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

# أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية وطول الاختبار على صعوبة المفردة وثبات الاختبار

إعداد

**أ.د / أبو زيد سعيد الشويقي**
استاذ علم النفس التربوي
كلية التربية – جامعة طنطا

**أ / نجلاء محمود محمد واصل**
قسم علم النفس التربوي
كلية التربية – جامعة طنطا

**المجلد (٨٢) العدد (الثاني) الجزء (الأول) أبريل ٢٠٢١م**

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**الملخص**

هدف البحث الحالي إلى التعرف على أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة وطول الاختبار على صعوبة المفردة وثبات الاختبار , وقد تمثلت أداة البحث في إنشاء بنك أسئلة في مادة الرياضيات للصف الأول الإعدادي وتم اشتقاق عدد ( ١٥ ) صورة اختبارية من نوع اختيار من متعدد, حيث تنتهك افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة بمعدلات مختلفة ( ٠ % , ١٠ % , ٢٠ % , ٣٠ % ) ولها أطوال مختلفة ( ٢٠, ٣٠ , ٤٠ , ٥٠ ) مفردة . وقد تم تطبيق الصور على عينة قوامها ( ١٨٣٤ ) تلميذ وتلميذة وتم تحليل النتائج وفقا لنموذج راش الأحادي المعلم وباستخدام البرامج الاحصائية , WINSTEPS , SPSS EXCEL . ويمكن تلخيص نتائج البحث فيما يلي :

- لا توجد فروق ذات دلالة احصائية في تقدير صعوبة المفردات تعود إلى معدل الانتهاك, مما يدل على عدم وجود ارتباط بين معدلات الانتهاك ومعلم الصعوبة حتى معدل ٣٠ % من المفردات المنتهكة من أسئلة الاختبار .
- توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة في حالة عدم وجود انتهاك تعزي إلى طول الاختبار, مما يشير إلى تأثر معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار.
- لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات الخطأ المعياري للصعوبة باختلاف طول الاختبار لحالات الانتهاك الأخرى.
- ازدياد قيم الثبات بتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة , كما يزداد الثبات بزيادة عدد مفردات الاختبار.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**المقدمة**

تعتبر الاختبارات من الوسائل الأساسية في تقويم العملية التعليمية وذلك للتعرف على ما أنجزه الطالب من أهداف تعليمية في جميع مراحل حياة الطالب التعليمية وبناءً على نتائجها يتخذ بحقه الكثير من القرارات , فيعد الاختبار اجراء منظم لقياس سمة معينة من خلال مجموعة من المفردات الاختبارية بغرض تحديد درجة امتلاك الفرد لهذه السمة . وقد استخدمت النظرية الكلاسيكية في القياس Classical Test Theory(CTT) لفترة طويلة في بناء وتصميم الاختبارات وتحليل بنودها وتفسير الاستجابة عليها وفى معرفة احصائيات المفردة الاختبارية , إلا أن تبين ضعف هذه النظرية والاجراءات المتبعة فيها وبالتالي وجهت لها العديد من الانتقادات ومن أهم هذه الانتقادات أن خصائص الاختبار اعتمدت على عينة المفحوصين وبالتالي اعتماد إحصائيات المفردة على قدرة الطلاب في إيجاد هذه الإحصائيات , ونتيجة لجوانب القصور في النظرية الكلاسيكية , كانت هناك محاولات مستمرة وجهود مبذولة من قبل المهتمين بالمجال النفسي والسلوكي توصلت هذه الجهود الى ظهور بعض الاتجاهات الحديثة في القياس والتي تمثلت في ظهور نظرية الاستجابة للمفردة (IRT Item Response Theory) والتي استطاعت التخلص من المشكلات التي عانت منها النظرية الكلاسيكية . كما حققت هذه النظرية والنماذج الرياضية اللوغاريتمية المرتبطة بها طفرة هائلة ومتطورة في مجال القياس النفسي والسلوكي.
(Emberston & Reise ,2003 : 5).

تحتوي نظرية الاستجابة للمفردة على مجموعة من النماذج الرياضية اللوغاريتمية ؛ التي تصف التفاعل بين قدرة الفرد ومفردات الاختبار من خلال دالة احتمالية تربط بين مَعلِمين أحدهما يرتبط بالفرد ويسمى بارامتر القدرة , والأخر يرتبط بالمفردة الاختبارية ويتمثل في : بارامتر الصعوبة , بارامتر التمييز, وبارامتر التخمين , وتهدف نظرية الاستجابة للمفردة IRT الى الحصول على قيم تقديرية عددية لهذه

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

البـــارامترات , كمـــا تمـــايزت هـــذه النظريـــة فـــي تقـــدير البـــارامترات المختلفـــة للمفـــردة الاختباريـــة , كمـــا أظهـــرت تمتعهـــا بخصـــائص الموضـــوعية التـــي يتســـم بهـــا القيـــاس فـــي المجال الفيزيقي . ( أمينة كاظم وأخرون, ١٩٩٦ , 2011 , Kelly& loken ) . كمـــا يتضـــمن النمـــوذج الرياضـــي مجموعـــة مـــن الافتراضـــات , التـــي تكـــون بمثابـــة دليـــل عملـــي أثنـــاء تطبيـــق النمـــوذج علـــى بيانـــات الاختبـــار ومـــن أهـــم هـــذه الافتراضـــات أحاديـــة البعـــد والاســـتقلال الموضـــعي ومنحنـــى خاصـــية المفـــردة وعامـــل الســـرعة. ( صـــلاح عـــلام ,٢٠١١ : ٦٥ ),علـــى الـــرغم مـــن أهميـــة تـــوافر هـــذه الافتراضـــات, إلا أنـــه وجـــدت صـــعوبة فـــي تحقـــق افتـــراض أحاديـــة البعـــد لوجـــود عوامـــل أخـــرى تـــؤثر علـــى اســـتجابات المفحوصـــين مثـــل العوامـــل المعرفيـــة أو الشخصـــية أو المتعلقـــة بـــأداء الأفـــراد علـــى الاختبـــار نفســـه مثـــل مستوى الدافعية وقلق الاختبار. (Hambleton, et al, 1991, Lee, 2012)). كمـــا أن افتـــراض الاســـتقلال الموضـــعي الـــذي يعـــد افتراضـــاً رئيســـياً فـــي كـــل نمـــاذج نظريـــة الاســـتجابة للمفـــردة قـــد ينتهـــك مـــن قِبَـــل بعـــض معـــدي الاختبـــارات مـــن المعلمـــين أو المـــوجهين المســـئولين عـــن إعـــداد الاختبـــارات وقـــد يـــؤدي انتهاكـــه الـــى أخطـــاء ســـيكومترية فـــي تقـــدير قـــدرات الأفـــراد وبـــارامترات المفـــردات (الصـــعوبة والتمييـــز والتخمـــين) , وقـــد يتبعها عدة قرارات خاطئة. ( Hashimoto& 2011;Walter & Rose 2013).

كمـــا تناقضـــت نتـــائج الأبحـــاث والدراســـات التـــي تناولـــت أثـــر انتهـــاك افتراضـــات نظريـــة الاســـتجابة للمفـــردة علـــى دقـــة تقـــديرات بـــارامترات القـــدرة وكـــذلك بـــارامترات المفـــردة الاختباريـــة , حيـــث أشـــارت بعـــض الدراســـات إلـــى وجـــود أثـــر لانتهـــاك الاســـتقلال الموضـــعي علـــى منحنـــى خصـــائص المفـــردة والاختبـــار, وأشـــارت دراســـات أخـــرى إلـــى عـــدم وجـــود أثـــر لانتهـــاك افتـــراض أحاديـــة البعـــد علـــى تـــدرج بنـــك الاســـئلة, كمـــا وجـــدت الباحثـــة نـــدرة فـــي الدراســـات التـــي تناولـــت انتهـــاك افتراضـــات نظريـــة الاســـتجابة للمفـــردة ولـــم تجـــد – فـــي حـــدود بحثهـــا – دراســـات تناولـــت معـــدل الانتهـــاك الـــذي عنـــده تـــؤثر نســـبة الانتهـــاك علـــى دقة تقدير قدرة معالم المفردات وخصائص الاختبار .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

كما أن التحليلات الاحصائية الخاصة بالنماذج الرياضية المرتبطة بنظرية الاستجابة للمفردة ( I R T ) اشتملت على بعض المؤشرات الاحصائية التي تستخدم في التحقق من دقة وموضوعية نتائج القياس بالاختبار وبنوده المختلفة ومن بين هذه المؤشرات مؤشر الصعوبة ومؤشر التمييز ومؤشر التخمين والتي يمكن تقديرها لكل مفردة من مفردات الاختبار وكذلك للاختبار ككل. ( Cherny et al , 2001) . Shenko

**مشكلة البحث:**

يرى (محمود منسي , ١٩٩٤, ١١) الاختبارات التربوية والنفسية أحد أهم الوسائل الرئيسية في عملية القياس والتقويم، والتي يعتمد عليها في التعرف على مقدار التقدم في تحصيل الطلاب، ومدى تحقيقهم للأهداف التعليمية. كما تعتبر بنوك الاسئلة أحد التطبيقات الحديثة في مجال القياس والتي يتم إعدادها في ضوء النماذج الرياضية اللوغاريتمية المرتبطة بنظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية وعلى الرغم من أن هذه البنوك يعتمد عليها كأحد الوسائل المتطورة في تحقيق الموضوعية في مجال القياس السلوكي إلى أن هناك بعض المتغيرات التي يمكن أن تؤثر في دقه تدرج مفردات هذه البنوك. (De Ayla, 2009,Andrich,2004)

ومن هذه المتغيرات التي قد تؤثر في دقة تدرج مفردات بنوك الاسئلة هي تجاوز بعض الافتراضات الأساسية التي يجب أن تتمتع بها بيانات المفردات التي تستخدم في إعداد هذه البنوك . (lawrence, 2006 , Glas,2004;) , كما أكدت العديد من الدراسات على كم التأثير المحتمل لانتهاك هذه الافتراضات على المؤشرات الاحصائية للمفردات التي يجرى عليها التحليلات باستخدام النماذج الرياضية اللوغاريتمية المرتبطة بالنظرية ومنها ( Hanson Vander & Linden , 2011) ; Beguin,2002 & , Wiberg,2004)) ; Pashley, 2007 ; 2006; Michaelides, ; نضال الشريفين , ٢٠٠٩ ; محمد الشافعي , ٢٠١٤) , ومن

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

خلال استعراض الباحثة للأطر النظرية في هذا المجال تبين ندرة البحوث العربية مما دعاها إلى أن تتجه إلى بحث أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية IRT وطول الاختبار على صعوبة المفردة وثبات الاختبار وفى ضوء ما سبق يحاول البحث الاجابة على التساؤلات الأتية :

١. ما أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة وطول الاختبار على صعوبة المفردات ؟
٢. ما أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة و طول الاختبار على ثبات الاختبار؟ **أهداف البحث:** يهدف البحث الحالي إلى ما يأتي :

- التعرف على أثر المعدلات المختلفة لانتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية IRT على صعوبة المفردات .
- التعرف على أثر الأطوال المختلفة للاختبار على صعوبة المفردات .
- التعرف على أثر المعدلات المختلفة لانتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية IRT على ثبات الاختبار .

**أهمية البحث :**

- محاولة التعرف على أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية على صعوبة مفردات الاختبار.
- وعي القائمين على إعداد الاختبارات بأثر الأطول المختلفة للاختبارات على خصائص المفردة .
- يشجع هذا البحث الدارسين والباحثين على استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في تناول متغيرات أخرى. قد يكون لها تأثير فاعل على خصائص السيكومترية لمفردات الاختبار.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

- مساعدة القائمين على أعداد الاختبارات في التعرف على معدل الانتهاك الذي عنده تتغير خصائص الاختبار.
- محاولة التعرف على أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية على ثبات الاختبار.

**مصطلحات البحث :**

**١) انتهاك Violation :**

تجاوز مفردات الاختبار افتراض محدد ينبغي ان يتوافر به . (محمد الشافعي ,٢٠١٤ : ٢٤٤) .

**٢) معدل الانتهاك Violation Rate :**

يعرف اجرائيا على أنه نسبة عدد المفردات المنتهكة لافتراضات نظرية الاستجابة للمفردة في الاختبار .

**٣) صعوبة المفردات Difficulty Item :**

النقطة على متصل السمة الكامنة التي يتوقع عندها أن يكون احتمال الإجابة الصحيحة على المفردة ( ٠,٥ ).( صلاح علام , ١٩٩٥ : ٢١٨) .

**٤) الخطأ المعياري Stander Error:**

مقلوب الجذر التربيعي لدالة المعلومات, وهو انحراف معياري متوقع لنتيجة اي فرد يختبر

$$SE\ (\Theta) = 1 / \sqrt{I(\theta)}$$

حيث $I(\theta)$ هي دالة معلومات الاختبار

$\Theta$ هي قدرة الفرد . ( نسرين اسماعيل ,٢٠٠٩: ٣ )

**٥) بنك الاسئلة Item Bank:**

مجموعة من المفردات تم إعدادها في ضوء معايير ومنهجية علمية محددة يكون لها خصائص سيكومترية مميزة ومقبولة وفقا لأسس القياس الموضوعي لنظرية IRT

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

يتم إيداعها وفق برامج الحاسوب لتستخدم في بناء صور اختبارية تناسب الأغراض المختلفة للقياس والتقويم التربوي. (صلاح علام , ٢٠٠٥ : ٦٢ )

٦) **ثبات الاختبار : Test Reliability :**

يقصد بمفهوم الثبات: خلو درجات الاختبار من الأخطاء غير المنتظمة التي تشوب القياس أي مدى قياس الاختبار للمقدار الحقيقي للسمة التي يهدف قياسها ، فدرجات الاختبار تكون ثابتة إذا كان الاختبار يقيس سمة معينة قياسا متسقا في الظروف المتباينة التي قد تؤدى إلى أخطاء القياس.(صلاح علام ,٢٠٠٥ , ١٣١ ).

**ثبات الأفراد:** يشير إلى مدى اتساق الترتيب النسبي لتقدير قدرات الأفراد في حالة إعادة التدريج وفق نموذج راش

**ثبات المفردات :** تشير قيم ثبات المفردات إلى مدى اتساق الترتيب النسبي لتقدير صعوبات المفردات في حالة إعادة التدريج، ولا يوجد مقابل له في النظرية التقليدية حيث تنفرد به النظرية الحديثة في القياس.

**معامل الفصل** Index Separation : يعد مؤشر أخر للثبات ويشير معامل الفصل إلى نسبة التمييز لفيشر حيث يعبر عن النسبة بين التباين الحقيقي وتباين الخطأ.

**الإطار النظري :**

تقوم نظرية الاستجابة للمفردة على فرضية أساسية وهى أن القيمة الاحتمالية لاستجابة فرد لفقرة اختبارية ما يكون دالة لكل من السمة أو القدرة التي يفترض أن يقيسها الاختبار لدى الفرد وخصائص الفقرة التي يحاول الإجابة عنها. ( linden & Hambleton, 1997 ) ( في: أيمن غانم , ٢٠١٥ , ٧٦ )

**الافتراضات الأساسية لنماذج نظرية الاستجابة للمفردة .**

أي نموذج رياضي يتضمن مجموعة من الافتراضات تكون بمثابة دليل عملي أثناء تطبيق النموذج على بيانات الاختبار ومن أهم هذه الافتراضات:

**١- أحادية البعد Unidimentionality:**

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

ويقصد بها أن يقيس الاختبار سمة أو قدرة كامنة واحدة , وعلى الرغم من صعوبة وجود قدرة واحدة تقيسها جميع مفردات اختبار ما بسبب وجود عوامل كثيرة مؤثرة في أداء الفرد على الاختبار, كتخمين الاجابة الصحيحة والدافع وقلق الاختبار والقدرة على العمل بسرعة ، فهذه العوامل وغيرها تؤثر في استجابة الفرد على الاختبار بالإضافة إلى القدرة الأساسية التي أعد الاختبار لقياسها .

**٢- الاستقلال الموضوعي Local independence:**

يعرف (Mandal, 2002 : 36 ) الاستقلال الموضعي على أنه احتمال الإجابة الصحيحة للفرد على مفردة الاختبار يكون مستقلا عن أجابته على أي مفردة أخرى في الاختبار .

**٣-التحرر من عامل السرعة في الاجابة Speesness:**

الاختبارات التي تكون ملائمة لنماذج الاستجابة للمفردة لا يتم إعدادها تحت شرط السرعة, أي أن إخفاق بعض الأفراد في الإجابة على بعض مفردات الاختبار يرجع إلى انخفاض قدراتهم وليس إلى عامل السرعة.

**٤- منحنى خاصية المفردة Item Characteristic Curve (ICC):**

عبارة عن دالة رياضية تربط بين احتمال إجابة المفحوص على الفقرة إجابة صحيحة وبين السمة أو القدرة التي تقيسها الفقرة , أو يقيسها اختبار الذى يحتوى على هذه الفقرة وتسمى هذه الدالة بمنحنى خاصية الفقرة والتي تمثل بانحدار غير خطى لاحتمال الإجابة الصحيحة على الفقرة بدلالة القدرة التي يتم قياسها بالاختبار ويعبر عنها بالصيغة التالية : $Pi(\theta) = F(\theta - bi)$

- $\theta$ هي القدرة الفرد, b معلم صعوبة الفقرة i.

**النموذج أحادي المعلم ( نموذج راش ) One parameter logistic model:**

يعرف باسم نموذج راش, ويهتم هذا النموذج بتحديد موقع المفردة على صعوبة جميع المفردات التي يتكون منها الاختبار ويهتم أيضا بتدريج مستويات قدرة الفرد في

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

اختبار معين على نفس ميزان تعيير المفردات والمتغير التابع في نموذج راش هو احتمال أن فرد ما (J) يجيب إجابة صحيحة على مفردة اختبارية( i) والمتغيرات المستقلة فهي درجة قدرة الفرد( $\theta$ j ) وصعوبة المفردة (bi) , ويعبر عنه بالعلاقة الرياضية الأتية:

$$Pi(\Theta) = \frac{e^{D(\theta - bi)}}{1 + e^{D(\theta - bi)}} \quad , \quad i = 1,2,3, \dots\dots, n$$

حيث ترمز Pi(Θ) إلى احتمال الإجابة الصحيحة للفرود ( j ) على المفردة ( i )

(bi) ترمز إلى صعوبة المفردة ، (D) مقدار ثابت =١.٧ , ويسمى معامل التدريج

(Θ) ترمز إلى مقدار السمة الكامنة التي تقيسها مفردات الاختبار

( e) ترمز إلى الأساس اللوغاريتمي الطبيعي ويساوي( ٢.٧١٨٥)

**انتهاك افتراضات نظرية الاستجابة للفردة الاختبارية :**

يذكر ( محمد الشافعي , ٢٠١٤ , ٤٤٨ ) عن دوجلاس ٢٠٠٦ أن الانتهاك هو تجاوز بيانات مفردات الاختبار لافتراض محدد ينبغي أن يتوافر فيها , والتي تمثل شرط لتحقيق موضوعية القياس في ضوء فلسفة نظرية الاستجابة للمفردة IRT وتتمثل فيما يلي :

**_ انتهاك افتراض أحادية البعد :**

يعنى قياس مفردات الاختبار أكثر من سمة , ويقاس إجرائياً بتشبع الاختبار بأكثر من عامل, وذلك من خلال استخدام أسلوب التحليل العاملي لمفردات الاختبار ومن الدراسات التي تناولته دراسة (Cook, 2004) التي استهدفت الفحص التجريبي لعلاقة الانتهاك لافتراض أحادية البعد باستخدام أسلوب التحليل العاملي للبيانات ودقة تقدير معادلة الدرجة الحقيقية وفقا لنظرية القياس الحديثة وتوصلت نتائج الدراسة إلى تأثر المعادلة بانتهاك أحادية البعد للصور المستخدمة في الدراسة ,واستخدم أسلوب التحليل العاملي كمؤشر لانتهاك افتراض أحادية البعد في العديد من الدراسات

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

ومنها ; (Chen& Wang ,2007; Zenisky et al ,2002 . (أحمد عقيل المسعودي ,٢٠١٧; Jeffers& Finch ,2016)

كما استخدم (Hattie,1985) ( ٣٠ ) مؤشر لقياس أحادية البعد وإذا كانت النتائج لهذه المؤشرات غير مطابقة دل ذلك على وجود انتهاك , حيث صنفت هذه المؤشرات في خمس فئات وهى :

**الفئة الأولى :** مؤشرات تعتمد على نمط الاستجابة .

**الفئة الثانية:** تعتمد على طرق الثبات , معامل الفاكرونباخ , ومعامل كيودرريتشاردسون , وغيرها.

**الفئة الثالثة :** تتمثل في تحليل المكونات الأساسية Principle Component Analysis.

**الفئة الرابعة:** تقوم على التحليل العاملي.

**الفئة الخامسة :**تعتمد على ملائمة البيانات لأحد نماذج الاستجابة للمفردة أحادية البعد.

(محمد محمود عبد الوهاب, ٢٠١٠ ,٩)

**طرق الكشف عن انتهاك افتراض احادية البعد :**

تعددت طرق الكشف عن عدم تحقق افتراض أحادية البعد ومن أشهرها.

- إذا فسر العامل الأول الناتج من أسلوب التحليل العاملي أقل من ٢٠% من إجمالي التباين(Reckase ,citedin Hattie,1985)
- إذا كان نسبة قيمة الجذر الكامن للعامل الأول إلى قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني أقل من ٢ فإن ذلك يعني أن الاختبار متشبعا بأكثر من عامل. (Hambleton&Swaminathan, 1985)

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

- إذا كان Scree plot الرسم البياني لا يظهر انحدارا شديدا بين قيم الجذر الكامن للعامل الأول والجذور الكامنة للعوامل الأخرى. (Gessaroli & De Champlain, 2005 )
- معامل الثبات مؤشرا جيدا لأحادية البعد حيث يمثل متوسط كلا من المعاملات النصفية Split half Coefficients الممكنة ,كما أن (KR20) تمثل القيمة المتوقعة بالنسبة للتباين المفسر من العوامل المشتركة بين الفقرات عند ارتباط عينتين عشوائيتين من تجمع الفقرات الكلي . (Cronbach,1979;Hattie,1985) .
- من خلال إجراء تحليل البواقي باستخدام برنامج NOHARM, حيث فحص الموائمة بين عدد الأبعاد التي يتم تحديدها للاختبار والبيانات من خلال مصفوفة البواقي لإيجاد قيمة الجذر التربيعي لمتوسط مربع البواقي والتي يجب أن تكون قيمته قريبة من الصفر فإذا كانت أكبر من الصفر دل ذلك على انتهاك هذا الافتراض بالإضافة إلى قيمة مؤشر تناكا Tanaka Index قريبة من الواحد الصحيح فإذا اختلف عن ذلك دل أيضا على انتهاك أحادية البعد .( زايد بني عطا , نضال الشريفين , ٢٠١٢ ).

ومن الدراسات التي تناولت انتهاك افتراض أحادية البعد دراسة ( Wang, 2005) (التي استهدفت استقصاء توافر افتراض أحادية البعد لاختبارات مختلفة منتقاه في مجال الرياضيات على تقديرات الصعوبة لمفردات هذه الاختبارات عند دمجها في تدريج مشترك، وتوصلت إلى أن انتهاك هذا الافتراض لم يؤثر في تقديرات الصعوبة عبر صور الاختبار، كما استهدفت أيضا دراسة (Bo Zhang, 2008) الكشف عن تأثير أحادية بعد الاختبار في مقابل وجود عامل ثاني في الاختبار على تقديرات القدرة والصعوبة والتمييز التي يمكن الحصول عليها من نماذج الاستجابة للمفردة التي

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

تستند إلى افتراض أحادية البعد وهي النموذج الأحادي، الثنائي والثلاثي البارامتر، و توصلت الدراسة إلى عدم تأثر دقة تقديرات القدرة وكذلك الصعوبة لمفردات الاختبارات التي تتضمن عامل ثاني في حين تأثرت التقديرات الخاصة بمؤشر التمييز، كما استهدفت دراسة (Muirne, 2010) تأثير انتهاك افتراض أحادية البعد على دقة إجراءات المعادلة اعتمادا على تصميم المفردات المشتركة، باستخدام التحليلات الخاصة بنموذج راش الأحادي المعلم، وقد اعتمدت الدراسة على أربعة اختبارات في فهم القراءة : اختباران كلاهما يحقق افتراض أحادية البعد، اختباران كلاهما ينتهك نفس الافتراض( في تحليل بيانات عينة من طلاب التعليم الأولى) ، وقد توصلت الدراسة إلى التأثير الشديد لانتهاك افتراض أحادية البعد على تقديرات القدرة في إجراءات معادلة الدرجات التي تم الحصول عليها من الاختبارين المنتهكين لهذا الافتراض ، كما هدف بحث ( Dorans et al,2011) الكشف عن تأثيرات انتهاك أحادية البعد على معادلة درجات الاختبارات التي تحتوى على مفردات متجانسة بينها ، أي تحقق افتراض أحادية البعد وأخرى غير متجانسة تنتهك افتراض أحادية البعد وذلك على التدريج المشترك الناتج من دمج مفردات كل نوع من الاختبارات في تدريج واحد مشترك ودلت نتائج البحث عن عدم وجود تأثيرات لانتهاك افتراض أحادية البعد أو تحقق هذا الافتراض على معادلة الاختبارات .

**_ انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي :**

أن تكون الاستجابات لأي فقرتين مختلفتين مرتبطتين إحصائيا للمفحوصين عند نفس المستوى من القدرة, ويقاس إجرائياً بقيم مؤشري الملائمة التقاربي والتباعدي للمفردة الاختبارية وفق ما أشار اليه الدليل المتضمن بالتحليلات الاحصائية ببرنامج Winsteps.(Linacre & Wright ,1998 , 4:13)

يعد افتراض الاستقلال الموضعي من الافتراضات الأساسية والمهمة لتكوين اختبار, حيث دلت دراسة ( Hohensinn et al ,2014) أنه يمكن انتهاك هذا الافتراض

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

بسهولة لوجود عوامل تؤدى إلى عدم استقلالية موضع المفردة مثل سرعة الأداء والتعب وألية عملية التطبيق وشكل المفردة ونوع الاستجابة والاعتماد على المثير ومعايير رصد الدرجات أو المصححين للاختبار, مما يؤدى إلى تأثر أداء الطلاب في بعض المفردات الاختبارية والتي من المحتمل أنها تكون متضمنة في عامل من العوامل الثانوية من خلال التحليل العاملي .كما دلت دراسة (Jiao & Kamata 2003),إلى تأثر تقديرات معالم المفردة بانتهاك الاستقلال الموضعي الناتج من التحليلات الإحصائية الخاصة بالنموذج الأحادي والثنائي والثلاثي المعلم وأظهرت نتائج هذه الدراسة عدم تحقق افتراض الاستقلال الموضعي يؤدي إلى اختلاف النتائج للنماذج الثلاثة ,وعند تحقق افتراض الاستقلال الموضعي فإن نتائج كلا من النموذج الأحادي والثنائي تكون متشابهة ويعطيا أقل خطأ بالمقارنة بالنموذج الثلاثي. كما هدفت دراسة (Reese, 2007) إلى التعرف على تأثير انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي على دقة نواتج التحليل الخاصة بتقديرات القدرة بالنموذجين الأحادي والثلاثي البارامتر وتوصلت الدراسة في نتائجها إلى عدم وجود فروق جوهرية بين تقديرات القدرة لكل من النموذجين بانتهاك افتراض الاستقلال الموضعي. كما يرى (عز الدين النعيمي, ٢٠٠٦, ٢) أن وجود انتهاك لافتراض الاستقلال الموضعي بين الفقرات يؤدي إلى تقديرات غير دقيقة لمعالم الفقرة واحصائيات الاختبار وقدرة المفحوص , كما يضيف هذا الارتباط الموضعي بعداً اضافياً على حساب البناء. كما توصلت دراسة (Zenisky et al ,2002) أنه عندما تم التعامل بشكل خاطئ مع الفقرات المتعلقة بأسئلة استيعاب على أنها فقرات مستقلة احصائيا فكانت تقديرات دالة المعلومات والثبات متحيزة لأعلى مما يؤثرفي الاختبارات الموائمة المحوسبة CAT,حيث يستخدم الخطأ المعيار في التقدير كمعيار للانتهاء من الاختبار بالنسبة للمفحوص , فالخطأ المعياري هو معكوس دالة المعلومات للاختبار وبالتالي تحيز دالة المعلومات للأعلى يجعل تقدير الخطأ المعياري صغيراً , والذي بدوره يؤدي إلى

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

الانهاء المبكر للاختبار . كما هدفت دراسة (أحمد عقيل المسعودي , ٢٠١٧ ) إلى التعرف على أثر الارتباط الموضعي بين الفقرات وطول الاختبار على دقة تقديرات معالم الافراد والمفردات ولتحقيق هذا الهدف أعد الباحث أداة مكونة من (١٠ ) اختيار من متعدد في مادة العلوم للصف الثالث متوسط , تنتهك افتراض الاستقلال الموضعي للفقرات بقوى انتهاك مختلفة ( مستقل , انتهاك ضعيف ,انتهاك متوسط , انتهاك قوي ) ولها أطوال مختلفة ( ٣٠ , ٤٠ , ٥٠ ) مفردة مع المحافظة على نسبة الانتهاك في الأطوال المختلفة للاختبارات , وطبقت الأداة على (١٩٦٠) طالبا وطالبة بمنطقة تبوك , وتم تحليل النتائج وفقا للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلم , وتوصلت الدراسة إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة ( ٠,٠٥ ) في قدرة الأفراد ترجع الى قوة الارتباط الموضعي , حيث أظهرت النتائج تضخم قدرات الأفراد أصحاب القدرة المتدنية كلما زاد الارتباط الموضعي, كما توصلت أيضا إلى وجود فروق ذات دلالة احصائية في قدرات الأفراد أصحاب القدرة المتدنية تعزي لطول الاختبار , حيث أظهرت النتائج تناقص في تقديرات قدراتهم كلما زاد طول الاختبار مما يعني تلاشي الاثار السلبية للارتباط الموضعي .

كما هدفت دراسة ( Donald & Oded , 2012) إلى التعرف على الاعتماد بين الفقرات على تقديرات قدرة الأفراد في ضوء نموذج راش حيث استخدم الباحثان صورتين لاختبارين أحدهما يتضمن مفردات مستقلة عن بعضها والأخرى تعتمد فيها بعض المفردات على بعضها وأظهرت النتائج عدم وجود فروق جوهرية بين تقديرات القدرة المتناظرة الناتجة عن تحليل الصورتين الاختباريتين .كما هدفت دراسة (منير خلف السحيمات ,٢٠١٥) تقصي أثر الاستقلال الموضعي على دقة تقديرات التمييز والصعوبة في نظرية الاستجابة للمفردة في اختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف الثامن الأساسي في الأردن , والتي طبقت على عينة مقدارها ١٤٠٠ طالب وطالبة منهم ٦٩٢ طالب و ٧٠٨ طالبة , وكانت أداة الدراسة التي صممها الباحث أربعة

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

نماذج من الاختبارات التحصيلية لقياس القدرة الرياضية للصف الثامن الأساسي من نوع الاختيار من متعدد حيث يحتوى كل اختبار على ٢٠ مفردة , تولدت فيهم المفردات وفقا لحالات من الاستقلال الموضعي فكانت في الاختبار الأول مستقلة تماما والاختبار الثاني يحتوى على (٥) مفردات مرتبطة فيما بينها والنموذج الثالث احتوى على (١٠) مفردات مرتبطة فيما بينها والاختبار الرابع تضمن (٢٠) فقرة مرتبطة فيما بينها , استخدم برامج BILOG MG3, SPSS , وتوصلت الدراسة إلى وجود أثر للاستقلال الموضعي على مؤشر صعوبة المفردة , كلما كانت المفردات مرتبطة موضعيا كلما ارتفع معامل الصعوبة , وكذلك وجود أثر للاستقلال الموضعي على معامل التمييز, فكلما كانت مفردات الاختبار مستقلة موضعيا كلما زاد معامل التمييز للمفردة .

**طرق الكشف عن انتهاك الاستقلال الموضعي** :ظهرت العديد من الطرق التي تستخدم في الكشف عن انتهاك الاستقلال الموضعي في بيانات الاختبارات التي تتطلب الاستجابة الثنائية على الفقرات ومنها :

١- مؤشر Q3

٢- مؤشر $G^2$.

٣- وسط معاملات الارتباط البينية للفقرات.

٤- المقارنة بين تقديرين مختلفين للثبات.

٥- فيشر Fisher Z.

٦- مؤشرات البرامج الاحصائية المختلفة .

٧- احتمال حدوث الاستجابة الصواب لمجموعة من المفردات الاختبارية لابد وأن يتساوى مع حواصل ضرب الاستجابة الصواب على كل مفردة منها ( Swaminthan, Hambelton,1985)

**أولاً : مؤشر Q3 :**

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

يستخدم إحصائي Q3 للكشف عن الارتباط الموضعي للفقرات ويعبر عنه بالعلاقة بين البواقي لزوج من الفقرات بعد ضبط السمة , ولحساب Q3 تقدر القدرة لكل فرد أولا ومنها يقدر احتمال الإجابة الصحيحة للفرد الذي يمتلك هذه القدرة لكل الفقرات ويتم حساب الباقي رياضيا من المعادلة :

$$dja = uja - pj(\theta a)$$

dja يمثل الباقي , uja يمثل العلامة الملاحظة للفرد a على الفقرة j وهي (٠ أو ١) , pj(θa) تمثل احتمال إجابة الفقرة ( j ) إجابة صحيحة من قبل الفرد a وهي تقع بين القيمتين (٠ , ١) ويحسب Q3 معامل الإرتباط بين البواقي للفقرتين( j , i ) لجميع المفحوصين رياضيا من المعادلة :

$$Q3ji = r(dj,di)$$ ( عز الدين النعيمي ,٢٠٠٦, ٢)

ولتحقق الاستقلال الموضعي يستخدم المعيار (1−/n−1 ) حيث n عدد فقرات الاختبار.

**ثانيا: مؤشر $G^2$ :**

أُستخدم مؤشر $G^2$ للكشف عن الفروق بين ما هو متوقع وما هو ملاحظ لزوج من المفردات وبذلك يمكن

حساب مؤشر $G^2$ من خلال برنامج إحصائي صممه شن Chen1993 حسب المعادلة الرياضية :

$$G^2 = -2\sum_{i=1}^{2}\sum_{j=1}^{2} Oij\left(.\frac{Eij}{Oij}\right)$$

. (Zenisky et al ,2002, Hashimoto , 2011)

**ثالثا: وسط معاملات الارتباط البينية للفقرات :**

هذا الاسلوب يفترض أحادية البعد في الاختبار, حيث يتم حساب معاملات ارتباط بيرسون لجميع مفردات الاختبار, ثم يتم التحقق من الاستقلال الموضعي بين العناقيد

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

المختلفة وتحديد درجة قطع لتصنيف الانتهاك على أساسها فيما إذا كان عالي أو منخفض . ( Allen , Sudweeks,2001)

**رابعا: المقارنة بين تقديرين مختلفين للثبات:**

يتم في هذه الطريقة عمل مقارنة بين تقديرين مختلفين للثبات , يقوم التقدير الأول على افتراض أن جميع الفقرات مستقلة موضعيا , ويقوم التقدير الثاني على أساس تشكيل عناقيد والذي يتطلب تجميع الفقرات التي تكون مرتبطة بسياق معين , ويتم الكشف عن انتهاك الاستقلال الموضعي من خلال التعرف على أن تقدير الثبات القائم على أساس العناقيد أقل وبشكل واضح من تقدير الثبات القائم على أساس الفقرات المستقلة . كما استخدم هذا المؤشر في العديد من الدراسات منها Zenisky et al , 2002) ).

**خامسا: مؤشر فيشر Fisher Z :**

اقترح Chen1993 هذه الطريقة التي تقوم على تحليل جميع البيانات المتعلقة بالأفراد والمفردات اعتمادا على نموذج راش ,و يتم حساب الخطأ المعياري لكل مشاهدة للفرد n على المفردة i ثم حساب معاملات الارتباط للأخطاء المعيارية بين أي زوج من المفردات لدى جميع الأفراد ثم حساب قيمة فيشر FisherZ لمعاملات الارتباط المحولة باستخدام المعادلة التالية :

$$zij = .\frac{1}{2}\log.(.\frac{1+rij}{1-rij})$$

ويعتمد تحديد انتهاك الاستقلال الموضعي على قيمة Z Fisher المحسوبة للمفردات فإذا كانت Z Fisher لزوج من المفردات أقل أو أكبر بمقدار انحرافين معياريين لقيم Z Fisher للمفردات المستقلة التي ينبغي أن تتوزع توزيعا اعتداليا بوسط حسابي مقداره صفر. واستخدم هذا المؤشر في العديد من الدراسات ومنها Zenisky (Chen

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

et al,2002) ;أحمد عقيل المسعودي ,٢٠١٧ , & Wang,2007;Finch & Jeffers,2016

**سادسا : مؤشرات البرامج الاحصائية المختلفة :**

من خلال تقصي الباحثة وجدت أن العديد من الدراسات كانت تعتمد على مؤشرات البرنامج الاحصائي المستخدم وكذلك خبرة الباحثين ومنها:

حسب المعايير الموضوعة لبرنامج winsteps وبرنامج Microscale.

حسب المعايير الموضوعة لبرنامج Bilog MG3

حسب المعايير الموضوعة لبرنامج Stata

**_ انتهاك افتراض السرعة :**

إن انتهاك افتراض السرعة يعني أن مفردات الاختبار المتروكة بدون إجابة هي مفردات تركت بسبب أن الوقت الاختبار كان غير كاف لمحاولة الممتحن الإجابة عنها , ويقاس إجرائياً بالزمن غير المناسب المخصص للإجابة عن جميع مفردات الاختبار . ( محمد الشافعي , ٢٠١٤ , ٤٤٩ ) .

**العوامل المؤثرة على دقة التقدير وفق نظرية الاستجابة للمفردة:**

اختلفت وجهه نظر الباحثين حول العوامل التي تؤثر على دقة التقدير , فنرى البعض يُرجع دقة التقدير إلى طول الاختبار وحجم العينة ومنهم من يرى أثر البرنامج المستخدم في تحليل البيانات والطريقة المستخدمة في تقدير بارامترات الأفراد والمفردات في دقة التقديرات وسوف تتناول الباحثة منها طول الاختبار .

**طول الاختبار :**

ويقصد به عدد المفردات التي يتكون منها الاختبار , واستخدمت الباحثة أربع مستويات مختلفة للطول وهي (٢٠ –٣٠ –٤٠ –٥٠ ) مفردة في هذا البحث , وللتعرف على تأثير الطول على معالم الافراد والمفردات , ومن الدراسات التي اهتمت بدراسة طول الاختبار وأثره على دقة تقديرات معالم الافراد والمفردات دراسة (زايد

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

صالح بني عطا, ٢٠١٤ ) قامت بتقصي دقة تقدير النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة لمعالم الفقرة وقدرة الأفراد، في ضوء تغير طول الاختبار وحجم العينة ولتحقيق الهدف من البحث وُلِّدت بيانات ثنائية الاستجابة بواقع ٥٠ مرة لستة مستويات من طول الاختبار وهم ( ١٠ ، ٢٥ ، ٥٠ ،٧٥ ، ١٠٠ ، ٣٠٠) فقرة ،وست مستويات لحجم العينة وهي ( ١٠٠ ، ٢٥٠ ، ٥٠٠ ، ١٠٠٠ ، ٢٠٠٠ ، ٤٠٠٠ ) , وقد حُلِّلَت البيانات المولدة لكل خلية من تقاطع مستوى طول الاختبار ومستوى حجم العينة من أجل تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد وإيجاد قيم الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ والتحيز لمعالم الفقرات وقدرة الأفراد , وتوصلت النتائج إلى وجود أثر ذي دلالة إحصائية لكل من طول الاختبار وحجم العينة والتفاعل بينهما في دقة تقديرات معالم الفقرات وقدرة الأفراد , قامت دراسة (Cook& Hmbelton, 1980) بالتعرف على أثر طول الاختبار وحجم العينة على دقة تقدير قدرة الفرد باستخدام النموذج الثلاثي , فدرس ثلاث مستويات لحجم العينة (٥٠ , ٢٠٠ , ١٠٠٠ ) وثلاثة مستويات لطول الاختبار (١٠ , ٢٠ , ٨٠ ) فقرة توصلت نتائج الدراسة إلى أن اكبر قيمة للخطأ المعياري كانت (٢.١٩) عندما كان طول الاختبار( ١٠ ) فقرات وحجم العينة (٥٠) فرد بينما تراوحت قيمة الخطأ المعياري بين ( ٠.٨٨ و ١.٥٠) عندما كان طول الاختبار ( ٢٠ ) مفردة وحجم العينة ( ٢٠٠ ) فرد , كما أسفرت نتائج الدراسة إلى أن الخطأ المعياري تناقص عندما كان طول الاختبار (٨٠ ) مفردة وحجم العينة ( ١٠٠٠ ) فرد , كما توصلت أيضا إلى أن دقة التقدير تزداد بزيادة حجم العينة وطول الاختبار . كما قامت دراسة (Joyceln,1987) بالتعرف على أثر أطوال الاختبار على حسن المطابقة وتقدير القدرة وذلك عندما يدرج الاختبار مرجعي المحك باستخدام النماذج اللوغاريتمية ( أحادي وثنائي وثلاثي) البارامتر , فكان النموذج ثلاثي البارامتر هو الأفضل في مطابقة البيانات وكان النموذج الأحادي أضعف في المطابقة مع البيانات عبر كل أطوال الاختبار , كما أسفرت النتائج عن وجود فروق

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

بين متوسطات القدرة المشتقة من الاختبارات باختلاف الأطوال في حالة استخدام النموذج الثلاثي البارامتر, كما كانت كل معاملات الارتباط بين تقديرات القدرة وطول الاختبار المحسوبة من كل اختبار مرتفعة , كما كانت كلها لها علاقة مباشرة بطول الاختبار, توصلت دراسة خالد هديبان سليمان ( ٢٠١٢ ) إلى أن قيم الخطأ المعياري تختلف بشكل دال عند طول الاختبار , وكذلك توصلت دراسة لورد(Lord,1980)إلى أن طول الاختبار وحجم العينة يؤثران على جودة تقدير المعلمات، وفي دراسة أجراها (Fitfzpatric ,2009 ) بعنوان أثر اختبارات التهيئة على معدل إتقان الطلاب وكان هدفها أثر تخفيض طول اختبار التهيئة على معدل إتقان الطلاب وذلك من خلال ( ١٢ ) اختبار موضوعي وكان طول الاختبار ( ٥ , ١٠ , ١٥ ) مفردة باستخدام النموذج أحادي المعلمة توصلت الدراسة إلى زيادة اختلافات معدل إتقان الطلاب مع الاختبارات القصيرة ,وكذلك عدم استقرار معاملات الصعوبة .كما هدفت ( أروى الحواري , ٢٠١٥ ) في دراستها إلى الكشف عن أثر طول الاختبار وشكل توزيع القدرة على تقديرات القدرة للأفراد وتقدير معلم صعوبة المفردات باستخدام نموذج راش , حيث كانت إجراءات الدراسة متضمنة توليد البيانات بواقع ( ١٠٠٠ ) مفحوص ومجموع الفقرات لاختبار أطواله ( ٣٠ , ٦٠ ) وتقدير قدرات الطلاب ,حيث كان شكل توزيعات القدرة ملتوي موجب وملتوي سالب وبدون التواء ( طبيعي ) مستخدمة النموذج أحادي البارامتر ودلت النتائج على وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الخطأ المعياري في تقديرات القدرة تعود إلى شكل التوزيع للقدرة وطول الاختبار كما أظهرت النتائج أن تقديرات قدرة الأفراد كانت أكثر دقة لصالح الالتواء السالب والالتواء الموجب وطول الاختبار(٣٠) فقرة وكذلك وجود فروق في تقديرات معالم صعوبة المفردة لصالح الاختبار ذو طول (٣٠) فقرة عندما يزود بمعلومات أكثر .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**منهج البحث :**

أُستخدم المنهج الوصفي التحليلي المقارن الذي يدرس الظاهرة كما هي في الواقع ويصفها وصفا دقيقا ويعبر عنها رقميا ليوضح مقدار الظاهرة ودرجة ارتباطها بالظواهر الأخرى لملائمته طبيعة وأهداف البحث , كما أنه يشخصها ويحللها ليصل إلى استنتاجات يعبر عنها كيفيا ليوضح خصائصها.( رجاء محمود ابو علام,٢٠١١).

**عينة البحث:**

تم اختيار عينة البحث من طلاب الصف الأول الاعدادي حيث أنها بداية مرحلة جديدة كما أنها طبيعة المادة تتميز باشتمالها على موضوعات متكاملة تعد أساس للرياضيات في المراحل التالية .

**عينة البحث الاستطلاعية :**

اشتملت عينة البحث الاستطلاعية على (٢٠٧) تلميذ وتلميذة من تلاميذ الصف الأول الاعدادي بمدرسة زاوية بمم الأعدادية بتلا محافظة المنوفية ، حيث استخدمت النتائج للتحقق من صدق وثبات أدوات البحث وكذلك بغرض الوقوف على وضوح التعليمات, وضوح الصياغة, ملاءمة البدائل, خلو الاختبارات من الأخطاء اللغوية والمطبعية و المشكلات التي تتعلق بالتطبيق حتى يمكن تداركها قبل التطبيق.

**عينة البحث الاساسية :**

تكونت عينة البحث الحالي من (٢٠٠٠) تلميذ وتلميذة من تلاميذ الصف الأول الإعدادي بالمدارس الحكومية والخاصة بمركز تلا محافظة المنوفية وقد استبعدت الباحثة ١٦٥ تلميذ وتلميذة لعدم اكتمال الاختبار ,أو تركوا ورقة الاختبار خالية من الإجابة ليصبح عدد العينة النهائي (١٨٣٤ ) تلميذ وتلميذة ، وقد تم اختيارهم بشكل عشوائي كما هو موضح الجدول التالي:

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**جدول (١): عدد الطلاب ( بنين / بنات ) في إدارة التطبيق**

| م | الادارة | الجنس | | الاجمالي |
|---|---|---|---|---|
| ١ | تـــــلا | أناث | ذكور | ١٨٣٤ |
| | | ٩٨٢ | ٨٥٢ | |

**ثالثا: البرامج المستخدمة في البحث :**

تـم اسـتخدام مجموعـة مـن البـرامج للتحقـق مـن فـروض البحـث وهـي : برنـامج SPSS وبرنامج winsteps, وبرنامج Excel.

**رابعا : أدوات البحث :**

تطلـب البحـث الحـالي بنـاء بنـك للأسـئلة فـي مقـرر مـادة الجبـر والإحصـاء للفصـل الدراسـي الثـاني للعـام الدراسـي ٢٠١٨/٢٠١٩ م ليمثـل النطـاق السـلوكي الـذى ينتمـى إليـه المفـردات الاختباريـة حيـث بلـغ عـدد مفرداتـه (١٦٨) مفـردة ثنائيـة الاسـتجابة , وقـد اتبعت الباحثة مجموعة من الخطوات لبناء المفردات الاختبارية كما يلي :

- تحليـل المحتـوى للموضـوعات المتضـمنة فـي مقـرر الجبـر للصـف الأول الإعدادي.
- بناء جدول مواصفات للمقرر يحتوي على الموضوعات الدراسية.
- بناء المفردات الاختبارية في صورتها الأولية.
- تقييم المفردات الاختبارية.
- تجريب المفردات الاختبارية استطلاعيا.
- تقدير الخصائص السيكومترية لمفردات الاختبار.

**وفيما يلي توضيح تفصيلي لهذه الخطوات :**

١- تحليـل المحتـوى للموضـوعات المتضـمنة فـي مقـرر الجبـر للصـف الأول الإعـدادي حيـث وصـل عـدد الموضـوعات المقـرر تدريسـها فـي التـرم الثـاني إلـى تسعة موضوعات .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

٢- صياغة الأهداف السلوكية بغرض إكسابها للتلاميذ في الموضوعات السابقة, فكان مجموعها (٥٠)هدف سلوكي يقيس أربعة مستويات معرفية وهي( التذكر والفهم والتطبيق وحل المشكلات ).

٣- بناء جدول مواصفات للمقرر يحتوي على الموضوعات الدراسية والوزن النسبي وعدد الأسئلة المناسب لكل هدف سلوكي كما هو موضح في جدول(٢).

٤- بناء المفردات الاختبارية في صورتها الأولية: استخدمت الباحثة مفردات الاختبار من نوع الاختيار من متعدد ثنائية التقدير عند بناء مفردات الاختبار حيث يرى (فاروق موسي, ١٩٩٠, ٢٨٣) أن اختبارات الاختيار من متعدد تكون مناسبة للمخرجات التربوية كالمعرفة والفهم والحكم والقدرة على حل المشكلات , كما أن معظم حالات الفهم أو القدرة التي يمكن قياسها بواسطة صور أخري من الاختبارات يمكن قياسها أيضا بواسطة مفردات الاختيار من متعدد , كما أنها مناسبة لنماذج الاستجابة للمفردة لما لها من مميزات , فقد قامت الباحثة ببناء مجموعة من المفردات لمقرر الرياضيات للفصل الدراسي الثاني للصف الأول الإعدادي لقياس كل هدف من الأهداف السلوكية للموضوعات التسعة المقررة , حيث يرى ( صلاح علام , ١٩٩٠ , ١٣٥ ) أن كل هدف سلوكي يتطلب أن يُعرّف تعريفاً إجرائيا من خلال مجموعة متكاملة من المفردات الاختبارية حيث تشتمل جميع الجوانب المتعلقة بالهدف السلوكي وتم عمل الصورة الأولية التي تحتوي على (٥٠ ) مفردة اختبارية وتم عرضها على مجموعة من المحكمين وعددهم (٢٠) محكما من أساتذة القياس والتقويم وموجهي الرياضيات بالإدارة التعليمية ومعلمي الرياضيات لتحديد مدى مناسبةالأسئلة للأهداف الموضوعة وصياغة المفردات صياغة سليمة ووضوحها ومدى مناسبة المفردات للمرحلة العمرية من حيث الصعوبة.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

٥- **تقييم المفردات الاختبارية** : بعد بناء المفردات الاختبارية في الصورة الأولية التي تحتوي على ( ٥٠ ) مفردة تم أنشاء بعض المفردات المنتهكة لبعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة ودمجها في الصورة الاختبارية الأولية وعددهم (٢٠ ) مفردة ليصل عدد المفردات في هذه الصورة الاختبارية إلى (٧٠ ) مفردة اختبارية , ثم تم إعداد استمارة تقييم لهذه الصورة الاختبارية وعرضها مرة أخرى على المحكمين وذلك لتحديد المفردات المنتهكة لافتراضات نظرية الاستجابة للمفردة وكتابة رقمها من وجهه نظرهم بعد توضيح مفهوم الانتهاك في الصورة الاختبارية , وطلب من المحكمين إبداء أي ملاحظات بشأن المفردات الاختبارية , وبعد مراجعة أراء المحكمين حيث أظهروا أتفاقا كبيراً للمفردات المنتهكة كما أشار بعض المحكمين إلى تعديل بعض المفردات الغامضة التي تحتاج إلى إعادة صياغة حيث أنها لا تناسب تلاميذ هذه المرحلة ومراجعة بعض البدائل ثم قامت الباحثة بعمل التعديلات المطلوبة في الصورة الاختبارية الأولية.

**جدول (٢) : جدول مواصفات للاختبار**

| م | الموضوعات | الحصص | الوزن النسبي | الساعات | | الصفحات | | الأهداف التعليمية تبعا للنواتج التعلم | | | | عدد الأسئلة |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | عدد الساعات | النسبة المئوية | عدد الصفحات | النسبة المئوية | تذكر ١٠% | فهم ٣٠% | تطبيق ٤٠% | حل المشكلات ٢٠% | |
| ١- | الضرب المتكرر في ن | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ٢ | ٩.٠٩% | ١ | ١ | ٢ | ١ | ٥ |
| ٢- | القوى الصحيحة غير السالبة | ٣ | ١٥% | ٢.١٥ | ١٤% | ٥ | ٢٢.٧% | ١ | ٢ | ٢ | ١ | ٦ |
| ٣- | القوى الصحيحة السالبة | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ١ | ٤.٥% | ١ | ٢ | ٢ | ١ | ٦ |
| ٤- | الصورة القياسية للعدد النسبي | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ١ | ٤.٥% | ٠ | ٢ | ٢ | ١ | ٥ |
| ٥- | ترتيب إجراءات العمليات الحسابية | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ١ | ٤.٥% | ٠ | ٢ | ٢ | ١ | ٥ أ |
| ٦- | الجذر التربيعي للعدد النسبي | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ١ | ٤.٥% | ١ | ٢ | ٢ | ١ | ٦ |
| ٧- | حل المعادلات في ن | ٣ | ١٥% | ٢.١٥ | ١٤% | ٤ | ١٨.١٨% | ١ | ٢ | ٢ | ١ | ٦ |
| ٨- | حل المتباينات في ن | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ٢ | ٩.٠٩% | ١ | ٢ | ٢ | ١ | ٦ |
| ٩- | العينات والاحتمالات | ٢ | ١٠% | ١.٥ | ١٠% | ٥ | ٢٢.٧% | ١ | ١ | ٢ | ١ | ٥ |
| | المجموع | ٢٠ | ١٠٠% | ١٥ | ١٠٠% | ٢٢ | ١٠٠% | ٧ | ١٦ | ١٨ | ٩ | ٥٠ |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

٦- **تجريب تطبيق الصورة الأولية استطلاعياً:** تم تطبيق الصورة الأولية التي تحتوى على (٧٠ ) مفردة اختبارية على العينة الاستطلاعية وعددها (٢٠٧ ) تلميذ وكان الغرض منها التحقق من وضوح التعليمات وصياغة المفردات وتحديد الوقت المناسب للاختبار وتقدير الخصائص السيكومترية لمفردات الاختبار وتقنين الاختبار(الصدق / الثبات ) .

٧- **الخصائص السيكومترية لمفردات الاختبار :**

تم تقدير الخصائص السيكومترية للاختبار وحساب معامل الصعوبة ومعامل التمييز .

**أ ) معامل صعوبة وتمييز المفردات:**

تم استخدام برنامج spss للحصول على معاملات الصعوبة والتمييز لمفردات العينة الاستطلاعية كما هو موضح بالجدول التالي

**جدول ( ٣) : معاملات الصعوبة والتمييز لمفردات الاختبار:**

| رقم المفردة | معامل الصعوبة | معامل التمييز | رقم المفردة | معامل الصعوبة | معامل التمييز | رقم المفردة | معامل الصعوبة | معامل التمييز |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.95 | 0.10 | 26 | 0.62 | 0.32 | 51 | 0.46 | 0.43 |
| 2 | 0.85 | 0.29 | 27 | 0.74 | 0.30 | 52 | 0.57 | 0.24 |
| 3 | 0.41 | 0.51 | 28 | 0.88 | 0.31 | 53 | 0.50 | 0.38 |
| 4 | 0.43 | 0.46 | 29 | 0.65 | 0.38 | 54 | 0.66 | 0.36 |
| 5 | 0.70 | 0.42 | 30 | 0.75 | 0.49 | 55 | 0.65 | 0.38 |
| 6 | 0.64 | 0.28 | 31 | 0.85 | 0.43 | 56 | 0.61 | 0.31 |
| 7 | 0.76 | 0.13 | 32 | 0.59 | 0.50 | 57 | 0.61 | .0.42 |
| 8 | 0.77 | 0.50 | 33 | 0.34 | 0.02 | 58 | 0. 70 | 0.41 |
| 9 | 0.76 | 0.32 | 34 | 0.58 | 0.29 | 59 | 0.50 | 0.30 |
| 10 | 0. 72 | 0.34 | 35 | 0.58 | 0.39 | 60 | 0.57 | 0.44 |
| 11 | 0.58 | 0.42 | 36 | 0.53 | .0.41 | 61 | 0.42 | 0.17 |
| 12 | 0.63 | 0.34 | 37 | 0.74 | 0.18 | 62 | 0.57 | 0.32 |
| 13 | 0.58 | 0.49 | 38 | 0.66 | 0.41 | 63 | 0.73 | 0.46 |
| 14 | 0.52 | 0.38 | 39 | 0.74 | 0.41 | 64 | 0.38 | 0.16 |
| 15 | 0.71 | 0.40 | 40 | 0.62 | 0.40 | 65 | 0.47 | 0.30 |
| 16 | 0.76 | 0.45 | 41 | 0.60 | 0.41 | 66 | 0.55 | 0.22 |
| 17 | 0.84 | 0.45 | 42 | 0.77 | 0.48 | 67 | 0.66 | 0.40 |
| 18 | 0.66 | 0.33 | 43 | 0.75 | 0.53 | 68 | 0.95 | 0.10 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.29 | 0.85 | 69 | 0.29 | 0.75 | 44 | 0.35 | 0.67 | 19 |
| 0.52 | 0.41 | 70 | 0.37 | 0.82 | 45 | 0.31 | 0.65 | 20 |
| | | | 0.28 | 0.84 | 46 | 0.36 | 0.74 | 21 |
| | | | 0.28 | 0.66 | 47 | 0.12 | 0.41 | 22 |
| | | | 0.35 | 0.44 | 48 | 0.30 | 0.63 | 23 |
| | | | 0.12 | 0.39 | 49 | 0.15 | 0.38 | 24 |
| | | | 0.02 | 0.50 | 50 | 0.37 | 0.71 | 25 |

يلاحظ من الجدول السابق أن معاملات الصعوبة للجدول السابق تراوحت بين ( ٠.٣٨ إلى٠.٩٥ ) , كما تراوحت معاملات تمييز المفردات ما بين (٠.٠٢ إلى ٠.٠٥٣).

**ج ) الصدق :**

**١- صدق المحتوى :**

استخدمت الباحثة صدق المحكمين حيث تم عرض الصورة الأصلية للاختبار على مجموعة من المحكمين وعددهم( ٢٠ ) وكانت نسبة اتفاقهم أكثر من ٨٠% على المفردات المنتهكة مع ما وضعته الباحثة ،كما تم استخدام برنامج winsteps الإحصائي أيضا للتأكد من المفردات المنتهكة ; أي أن الباحثة اعتمدت على عدة طرق لتحديد المفردات المنتهكة وهي الخبرة و أراء السادة المحكمين ومحكات الموائمة للبرنامج الإحصائي المستخدم winsteps .

**٢- صدق المقارنة الطرفية:**

تم استخراج دلالة الصدق التمييزي للاختبار باستخدام صدق المقارنة الطرفية من خلال مقارنة أداء مجموعتين مختلفتين في الخصائص وهما مجموعة التلاميذ ذوى القدرات العليا من تلاميذ العينة الاستطلاعية والتي بلغ عددها (٢٠٧) تلميذ بنسبة (٢٧%) وذلك بعد ترتيب درجات العينة الاستطلاعية ترتيبا تنازليا وفقا للدرجة الكلية على الاختبار, وتم استخراج أعلى مجموع للدرجات لعدد (٥٦) تلميذ. وبين مجموعة التلاميذ ذوى القدرات الدنيا الذين طبقت عليهم الصورة الأولى للاختبار (الصورة المرجعية ) للعينة النهائية (عينة التطبيق) وتم أخذ أقل مجموع لعدد ( ٥٦ ) تلميذ.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

وتم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للمجموعتين ثم حساب قيمة (ت) بين متوسطي المجموعتين كما هو موضح بالجدول التالي.

**جدول (٤): نتائج اختبار ت لدلالة الفروق بين متوسطات المجموعة العليا من تلاميذ العينة الاستطلاعية ومتوسطات المجموعة الدنيا من تلاميذ العينة النهائية**

| المجموعة | عدد الأفراد | المتوسط الحسابي | الانحراف المعياري | قيمة ت | القيمة الاحتمالية | الدلالة الإحصائية |
|---|---|---|---|---|---|---|
| العليا | 56 | 58.32 | 3.629 | 47.346 | 0.000 | دالة إحصائيا |
| الدنيا | 56 | 24.14 | 4.002 | | | |

يتضح من جدول (٤) أنه يوجد فروق بين متوسطات درجات تلاميذ المجموعة العليا من تلاميذ العينة الاستطلاعية ومتوسطات درجات تلاميذ المجموعة الدنيا من الذين طبقت عليهم الصورة الأولى المرجعية, حيث كانت قيمة ت (٤٧,٣٤٦) وهي قيمة دالة إحصائيا, مما يبين قدرة الاختبار على التمييز بين المجموعتين وذلك على صورتين للاختبار, وكانت لصالح متوسط المجموعة العليا.

د ) **الثبات :**

تم التحقق من ثبات الاختبار عن طريق استخدام معامل الفاكرونباخ حيث وصلت قيمته إلى(.942) وهي قيمة تدل على ثبات عالي للاختبار كما هو موضح بالجدول التالي :

**جدول (٥ ) : ثبات الاختبار باستخدام بطريقة الفا كرونباخ**

| عدد المفردات | Cronbach's Alpha | معامل الفا كرونباخ |
|---|---|---|
| 70 | .942 | .942 |

ثم قامت الباحثة بإنشاء صورتين( الثانية والثالثة ) متكافئتين للصورة الأولى ( المرجعية ) بنفس المواصفات تحتوي كل منهما على( ٧٠ ) مفردة اختبارية وتحتوى

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

علـى نفـس الأهـداف بـنفس الترتيـب لضـمان التكـافؤ المنطقـي بـين الصـور الثلاثـة , ليصبح العدد النهائي للعينة بعد تطبيق الصور الاختبارية الثلاث.

**جدول ( ٦ ) :عدد التلاميذ على كل صورة اختبارية :**

| الصورة | عدد الطلاب |
|---|---|
| الصورة الأولى المرجعية | ٧٠٠ |
| الصورة الثانية | ٦٢٦ |
| الصورة الثالثة | ٥٠٨ |
| الإجمالي | ١٨٣٤ |

**خطوات تدريج الصور الاختبارية :**

ولكـي يـتم وضـع جميـع المفـردات علـى تـدريج واحـد مشـترك تـم وضـع رابـط مشـترك Common Item يمثـل ٣٠% بواقـع ( ٢١ ) مفـردة فـي كـل صـورة اختباريـة , كمـا أنهـا متواجـدة بـنفس الترتيـب فـي الصـور الثلاثـة , وبـذا يكـون عـدد المفـردات غيـر المكـررة (٤٩ ) مفـردة فـي كـل صـورة اختباريـة , لتشـكل مـا مجموعـه ( ١٤٧ ) مفـردة فـي الصـور الاختباريـة الـثلاث يضـاف إليهـا ( ٢١ ) مفـردة مشـتركة بـين الصـور الـثلاث ليصـبح المجمـوع النهـائي فـي مسـتودع الأسـئلة pool item ( ١٦٨ ) مفـردة ثنائيـة التدريج , ثم تبعت الباحثة الخطوات الأتية:

١. تطبيق الصور الاختبارية الثلاثة كما هو موضح بالجدول السابق.
٢. تصـحيح أوراق الممتحنـين يـدوياً علـى الصـور الثلاثـة وإدخـال ملـف البيانـات الشامل للصور الثلاث على برنامج SPSS , وحفظها وتحليل البيانات باستخدام برنامج winsteps الذي يتطلب تحويل ملفات برنامج spss إلى ملفات ذات امتداد ( txt ) وفقا لنموذج راش البارامتري أحادي المعلم بهدف تحديـد واسـتخراج المفـردات المنتهكـة لافتراضـات نظريـة الاسـتجابة للمفـردة

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

وكذلك الأفراد غير الملائمين لأسس القياس الموضوعي حسب المعايير الموضوعة للبرنامج ,وقد استخدمت الباحثة أحصاء المطابقة الداخلية للأفراد Information Weighted Mean Standardiz وهو إحصائي كثير الحساسية للاستجابات غير المتوقعة من الفرد على الفقرات القريبة من مستوى قدرته , ويتمثل هذا الإحصائي بحساب المقدار MNSQ وهو متوسط مربعات إحصاءات المطابقة الداخلية Mean Square Infit Statistic With Expectation one ووفق ما حدده (Linacre& Wright 2002), لتكون في حدود المدى ما بين [ ٠.٧ – ١.٣٠ ] , ثم تم حذف الأفراد غير الملائمين أولا ثم أعيد التحليل مرة أخري بهدف حصر المفردات غير الملائمة (المنتهكة) للقياس الموضعي حسب احصاءات الملائمة وكذلك معامل الارتباط بين الاستجابات الفعلية والمتوقعة الأقل من ( ٠.٣) .

**جدول ( ٧ ) : نتائج التحليل بعد حذف الأفراد والمفردات غير الملائمة للنموذج أحادي البارامتر :**

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Persons | 1834 INPUT | 1625 MEASURED | | | INFIT | | OUTFIT | |
| | SCORE | COUNT | MEASURE | ERROR | IMNSQ | ZSTD | OMNSQ | ZSTD |
| MEAN | 43.9 | 61.0 | 1.24 | .36 | 1.00 | .1 | .98 | .0 |
| S.D. | 10.7 | 3.7 | 1.08 | .12 | .08 | .7 | .19 | .8 |
| REAL RMSE | .38 | ADJ.SD | 1.02 | SEPARATION | 2.69 | Person | RELIABILITY | .88 |
| Items | 168 INPUT | 148 MEASURED | | | INFIT | | OUTFIT | |
| MEAN | 485.5 | 670.1 | .00 | .11 | 1.00 | .1 | .98 | .0 |
| S.D. | 291.2 | 365.9 | .70 | .03 | .07 | 1.6 | .14 | 1.7 |
| REAL RMSE | .11 | ADJ.SD | .69 | SEPARATION | 6.19 | Item | RELIABILITY | .97 |

يلاحظ من الجدول السابق أن متوسط توزيع القدرة بلغ ( ١,٢٤ ) بانحراف معياري قدره ( ١.٠٨) وخطأ معياري ( ٠.١٢ ) وهو قريب مما يفترضه النموذج , مما يشير إلى دقة تحديد مواقع الأفراد على متصل السمة , كما يتضح من الجدول

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

السابق أن متوسط صعوبة مفردات البنك والتي عددها ( ١٤٨) مفردة صفر وانحراف معياري قدره,(0,7 ) وخطأ معياري قدره ,(0.03) كما تشير قيم مؤشرات الملائمة الإحصائية لمتوسط المربعات التقاربية والتباعدية لمفردات البنك انها قريبة من الوضع المثالي الذي يفترضه النموذج وهو ١ وانحراف معياري قدره (0,07) وقد أسفرت نتائج التحليل عن وجود ( ١٥) مفردة بالإضافة إلى (٥) مفردات رأت الباحثة أنهم خارج حدود المطابقة كما هو موضح بالجدول التالي حيث يشير العمود الأول على رقم المفردة والعمود الثاني على صعوبة المفردة والثالث والرابع إلى قيم إحصائي المطابقة الكلي وله مؤشران إحصائي متوسط المربعات التقاربي MNSQ. وهو مؤشر إحصائي للسلوكيات غير المتوقعة التي تؤثر في استجابات الأفراد عن المفردات التي تكون قريبة من مستوى قدراتهم, وتعرف إحصائياً بأنها إحصاءات ( كا$^{٢}$ ) مقسومة على درجات الحرية ( Linacre,2002,878) , وكذلك مؤشر المطابقة الخارجية التباعدي ZSTD ويعبر عنه كذلك بإحصائي متوسط المربعات التباعدي وهو مؤشر إحصائي بديلا عن السابق , ولكنه أكثر حساسية للسلوكيات غير المتوقعة من الأفراد على المفردات التي تبتعد عن مستوى قدرة الأفراد . وذلك لكل تقدير من تقديرات القدرة على قيم إحصاءات الملائمة الداخلية والعمود الرابع معامل الارتباط بين الاستجابات الفعلية والمتوقعة كما في الجدول التالي:

**جدول ( ٨ ) : المؤشرات الإحصائية للمفردات المحذوفة**

| م | الصعوبة | إحصائي المطابقة الداخلية IN.ZSTD IN.MSQ | | إحصائي المطابقة الداخلية OUT.ZSTD OUT.MSQ | | معامل الارتباط PTME |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2 | -1.38 | 1.01 | 0.13 | 1.24 | 1.17 | 0.27 |
| 3 | -0.93 | 1.07 | 0.92 | 1.38 | 2.18 | 0.27 |
| 7 | 0.1 | 1.14 | 2.89 | 1.31 | 3.21 | 0.3 |
| 16 | 0.12 | 1.23 | 4.6 | 1.72 | 6.72 | 0.21 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.49 | -2.98 | 0.66 | -2.22 | 0.87 | -0.55 | 21 |
| 0.38 | 2.5 | 1.23 | 0.6 | 1.03 | 0.16 | 24 |
| 0.22 | 9.9 | 1.39 | 9.9 | 1.28 | 1.41 | 27 |
| 0.44 | -4.5 | 0.67 | -3.33 | 0.87 | -0.81 | 36 |
| 0.51 | -4.03 | 0.46 | -3.03 | 0.78 | -1.01 | 48 |
| 0.54 | -3.68 | 0.66 | -3.06 | 0.85 | -0.16 | 54 |
| 0.35 | 2.85 | 1.2 | 3.25 | 1.14 | 0.59 | 62 |
| 0.3 | 5.64 | 1.33 | 5.56 | 1.22 | 1.17 | 67 |
| 0.12 | 0.74 | 1.2 | 0.18 | 1.02 | -2.27 | 71 |
| 0.15 | 1.68 | 1.4 | 0.16 | 1.02 | -1.62 | 79 |
| 0.15 | 5.12 | 1.26 | 7.02 | 1.24 | 1.09 | 104 |
| 0.22 | 3.1 | 1.29 | 1.57 | 1.09 | 0.03 | 108 |
| 0.17 | 7.01 | 1.37 | 5.01 | 1.16 | 1.89 | 109 |
| 0.24 | 2.19 | 1.27 | 1.91 | 1.1 | -0.5 | 127 |
| 0.27 | -1.56 | 0.69 | 0.09 | 1.01 | -1.55 | 115 |
| 0.28 | 9.75 | 2.02 | 2.19 | 1.09 | 0.08 | 150 |

**خامسا: خطوات سير البحث:** للإجابة على تساؤلات البحث تم المرور بالخطوات الأتية:

١- جمع الأدبيات الخاصة بموضوع البحث من إطار نظري ودراسات سابقة وتوظيفها في البحث. ٢-إعداد بنك اسئلة في مادة الجبر للصف الأول الإعدادي حيث وصل عدد مفرداته إلى(١٦٨)مفردة متدرجة في مستوى الصعوبة وذلك من خلال ثلاث صور متكافئة تحتوى كل منها على (٧٠) مفردة وبعد ذلك تم التأكد من الصدق والثبات للصورة الأولى (المرجعية). ٣-اختيار عينة البحث بالطريقة العشوائية وكان العدد

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

الاجمالي للعينة ( ٢٠٠٠ ) طالب ووصل عددهم بعد الاستبعاد الأولي لغير المطابقين إلى ( ١٨٣٤ ) تلميذ .

٤-تم تحديد المفردات المنتهكة في بنك الاسئلة وذلك بوضع محكين للحكم على المفردات المنتهكة لافتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الأول الخبرة وأراء المحكمين وتحديدهم للمفردات المنتهكة , والثاني ما دل عليه البرنامج الاحصائي WINSTEPS وقبل اعتماد الاختبارات في صورتها النهائية تم إخضاع البيانات للتحليل الإحصائي باستخدام البرنامج لمطابقة النموذج للبيانات .

**التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة :**

**أحادية البعد :**

للتحقق من هذا الافتراض استخدمت الباحثة الصور الاختبارية الثلاث وكذلك البنك ككل , فاستخدمت برنامج (spss 25 ) للتحقق من قابلية مصفوفة التحليل العاملي , على الرغم من تأكيد معظم علماء القياس والتقويم على كفاية وجود قدرة واحدة تصف الاختلاف بين أداء أفراد العينة، إلا أنهم يؤكدون من جهة ثانية على صعوبة تحقيق هذا الفرض بالشكل المطلق، وإنما يمكن التأكد من تحققه بشكل نسبى بالاعتماد على التحليل العاملي، الذى استخدم في التحقق من وجود عامل مسيطر عام واحد يؤثر في أداء أفراد عينة البحث عند استجابتهم لمفردات الاختبار ، وقبل ذلك تم التحقق من الشروط الواجب توافرها في البيانات كما يلي:

**مناسبة حجم العينة وتجانسها:**

للتحقق من مناسبة حجم العينة لإجراء التحليل العاملي وكذلك التأكد من تجانس درجاتها وذلك بإجراء اختبار كايزر- ماير – أولكين Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy، لاختبار ملاءمة حجم العينة، واختبار بارتليت Bartlett's Test of Sphericity لقياس تجانس العينة بالنسبة لحجم العينة، وذلك باستخدام الحزمة الإحصائية SPSS 25.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**أولًا: الصورة الاختبارية الأولى المرجعية :**

بـإجراء اختبـار .(KMO) و اختبـار بارتليـت كانـت النتـائج كمـا هـو موضـح بالجـدول التالي:

**جدول (٩) : اختبار ملاءمة حجم العينة وتجانسها لاستخدام التحليل العاملي للصور الثلاثة للاختبار**

| الاختبار | | الصورة الأولى | الصورة الثانية | الصـــــورة الثالثة |
|---|---|---|---|---|
| اختبار كايزر- ماير – أولكين (KMO) | | .903 | 0.813 | .848 |
| اختبـــــار بارتليـــــت Bartlett's Test of Sphericity | قيمـــة مربـــع كـــاي التقريبية | 12316.325 | 10118.169 | 10042.747 |
| | درجات الحرية | 2415 | 2415 | 2415 |
| | مستوى الدلالة | ٠.٠٠٠ | ٠.٠٠٠ | ٠.٠٠٠ |

يتضـح مـن الجـدول السـابق أن قيمـة (KMO) جميعهـا أكبـر مـن ٠.٥ ، ممـا يشـير إلـى ملاءمـة حجـم العينـة لاسـتخدام التحليـل العـاملي، كمـا يتضـح أن نتيجـة اختبـار بارتليـت دالـة إحصـائيا عنـد مسـتوى ٠.٠٠٠١، ممـا يؤكـد تجـانس الـدرجات بالنسـبة لحجـم العينـة. كمـا تـم احتسـاب قـيم الجـذر الكـامن والتبـاين المفسـر التراكمـي للصـورة الاختبارية الأولى وجاءت النتائج كما هو موضح بالجدول التالي :

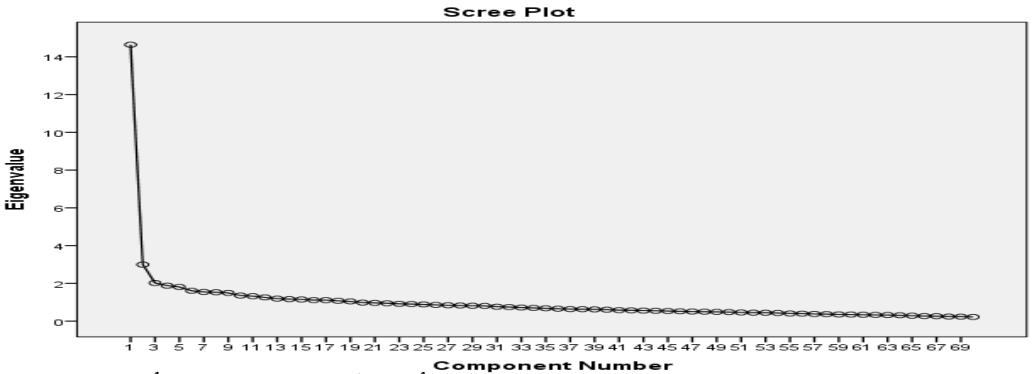
**جدول ( ١٠) : قيم الجذر الكامن، والتباين المفسر، والتباين المفسر التراكمي للصورة الاختبارية الأولى.**

| المكونات | الجذر الكامن | | |
|---|---|---|---|
| | المجموع | نسبة التباين المفسر | نسـبة التبـاين المفسر التراكمي |
| 1 | 14.641 | 20.916 | 20.916 |
| 2 | 2.994 | 4.277 | 25.193 |
| 3 | 2.020 | 2.886 | 28.078 |
| 4 | 1.880 | 2.686 | 30.765 |
| 5 | 1.809 | 2.584 | 33.349 |
| 6 | 1.608 | 2.297 | 35.646 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | |
|---|---|---|---|
| 7 | 1.546 | 2.209 | 37.855 |
| 8 | 1.532 | 2.188 | 40.043 |
| 9 | 1.494 | 2.134 | 42.176 |
| 10 | 1.356 | 1.938 | 44.114 |
| 11 | 1.323 | 1.890 | 46.004 |
| 12 | 1.257 | 1.796 | 47.801 |
| 13 | 1.194 | 1.705 | 49.506 |
| 14 | 1.167 | 1.667 | 51.173 |
| 15 | 1.149 | 1.641 | 52.814 |
| 16 | 1.115 | 1.593 | 54.407 |
| 17 | 1.112 | 1.589 | 55.996 |
| 18 | 1.077 | 1.538 | 57.534 |
| 19 | 1.042 | 1.489 | 59.023 |

يتضح من الجدول السابق أن التباين المفسر بالعامل الأول فسر ما نسبته (٢٠,٩١٦ %) من التباين وأن قيمة الجذر الكامن له تساوي (١٤,٦٤١) وهي قيمة مرتفعة بالمقارنة ببقية العوامل مما يشير سيطرة قدرة واحدة على الاختبار وهذا يتفق مع ( Reckas ,1985), كما أن نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني (٤,٨٩) وهي نسبة كبيرة وهي أكبر من ضعفي قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني ويتفق ذلك مع (Glorfeld,1995) وكذلك تم التحقق من أحادية البعد من خلال منحنى الانتشار Scree Plot وهذا ما يوضحه الشكل التالي :




**شكل (١) : منحنى الانتشار للتحقق من افتراض أحادية البعد للصورة الأولى**

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**ثانيًا: الصورة الاختبارية الثانية والثالثة:**

تم إعادة الخطوات التي تمت على الصورة الأولى على الصورتين الثانية والثالثة حيث تم احتساب قيم الجذر الكامن والتباين المفسر التراكمي للصورة الاختبارية الثانية وجاءت النتائج كما هو موضح بالجدول التالي :

**جدول (١١) قيم الجذر الكامن، والتباين المفسر، والتباين المفسر التراكمي للصورة الاختبارية الثانية**

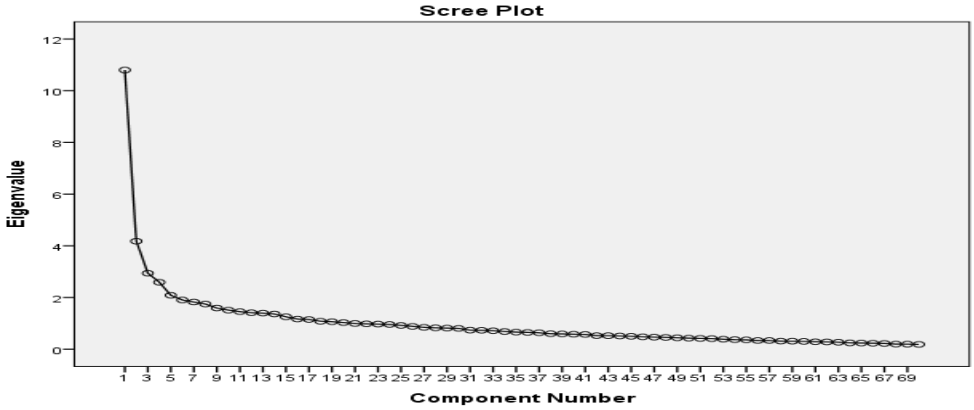
| المكونات | الجذر الكامن | | |
|---|---|---|---|
| | المجموع | نسبة التباين المفسر | نسبة التباين المفسر التراكمي |
| 1 | 10.800 | 15.429 | 15.429 |
| 2 | 4.179 | 5.970 | 21.399 |
| 3 | 2.939 | 4.199 | 25.598 |
| 4 | 2.591 | 3.702 | 29.299 |
| 5 | 2.087 | 2.981 | 32.280 |
| 6 | 1.905 | 2.721 | 35.002 |
| 7 | 1.827 | 2.610 | 37.611 |
| 8 | 1.748 | 2.497 | 40.109 |
| 9 | 1.592 | 2.275 | 42.384 |
| 10 | 1.513 | 2.161 | 44.545 |
| 11 | 1.454 | 2.076 | 46.621 |
| 12 | 1.414 | 2.020 | 48.641 |
| 13 | 1.396 | 1.994 | 50.635 |
| 14 | 1.363 | 1.947 | 52.583 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | |
|---|---|---|---|
| 15 | 1.256 | 1.794 | 54.377 |
| 16 | 1.168 | 1.668 | 56.045 |
| 17 | 1.150 | 1.642 | 57.687 |
| 18 | 1.083 | 1.548 | 59.235 |
| 19 | 1.065 | 1.522 | 60.757 |
| 20 | 1.033 | 1.475 | 62.233 |

يتضح من الجدول السابق أن التباين المفسر بالعامل الأول فسر ما نسبته (١٥,٤٦٥ %) من التباين وأن قيمة الجذر الكامن له تساوي (١٠,٨٠٠) وهي قيمة مرتفعة بالمقارنة ببقية العوامل مما يشير سيطرة قدرة واحدة على

الاختبار , كما أن نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني (٢,٥٨) وهي نسبة كبيرة وكذلك تم التحقق من أحادية البعد من خلال منحنى الانتشار Scree Plot وهذا ما يوضحه الشكل التالي :




**شكل(٢): منحنى الانتشار للتحقق من افتراض أحادية البعد للصورة الثانية**

يوضح جدول (١٢) قيم الجذر الكامن، والتباين المفسر، والتباين المفسر التراكمي للصورة الاختبارية الثالثة, وبعد تحقق شروط التحليل العاملي في كلا من الصور

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

الاختبارية الثلاث قامت الباحثة باستخدام التحليل العاملي لاستجابات الطلاب عن فقرات الاختبار، بطريقة المكونات الأساسية Principle components حيث يتم حساب معامل الارتباط بين درجة المفردة والدرجة الكلية، حيث يقوم البرنامج أليًا من خلال الأمر Factor ببناء مصفوفة معاملات الارتباط بين متغيرات التحليل (مفردات الاختبار المرجعي ) وذلك باستخدام مصفوفة البيانات الخام المدخلة إلى البرنامج ومن ثم من خلال الأمر نفسه يتم تحديد عدد العوامل التي يمكن استخلاصها وذلك بتحديد قيم الجذور الكاملة أي كمية تباين المتغيرات باستخدام طريقة المكونات الأساسية التي تظهر نتائج العمليات الإحصائية المبدئية للمكونات الأساسية لجميع مفردات الاختبار، حيث يرى ( رجاء أبوعلام ,٢٠٠٣ ,٣٧٠) أن المعيار الافتراضي المستخدم في برنامج SPSS لتحديد عدد العوامل المستخلصة يتطلب الإبقاء على جميع العوامل التي يزيد جذرها الكامن على واحد في حين أنه يفضل المعيار الذي يعتمد على الرسم البياني للجذور الكامنة الذي يتطلب الإبقاء على العوامل التي تظهر في الجزء شديد الانحدار.

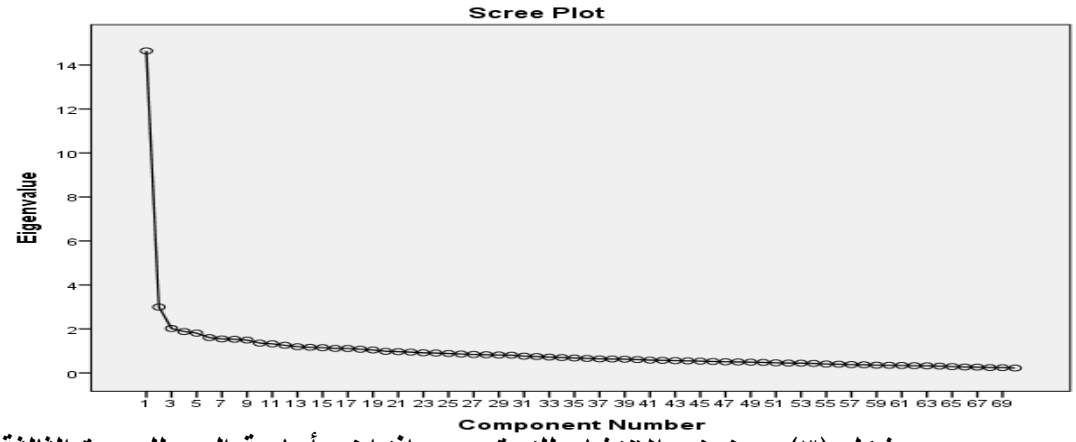
**جدول(١٢): يوضح قيم الجذر الكامن، والتباين المفسر، والتباين المفسر التراكمي للصورة الاختبارية الثالثة**

| المكونات | الجذر الكامن | | |
|---|---|---|---|
| | المجموع | نسبة التباين المفسر | نسبة التباين المفسر التراكمي |
| 1 | 12.308 | 17.582 | 17.582 |
| 2 | 3.873 | 5.532 | 23.115 |
| 3 | 2.302 | 3.289 | 26.404 |
| 4 | 2.098 | 2.997 | 29.401 |
| 5 | 1.857 | 2.652 | 32.054 |
| 6 | 1.744 | 2.492 | 34.546 |
| 7 | 1.654 | 2.363 | 36.909 |
| 8 | 1.576 | 2.251 | 39.159 |
| 9 | 1.481 | 2.115 | 41.275 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | |
|---|---|---|---|
| 10 | 1.466 | 2.095 | 43.370 |
| 11 | 1.361 | 1.944 | 45.314 |
| 12 | 1.315 | 1.878 | 47.192 |
| 13 | 1.265 | 1.807 | 48.999 |
| 14 | 1.244 | 1.777 | 50.776 |
| 15 | 1.185 | 1.693 | 52.469 |
| 16 | 1.156 | 1.652 | 54.121 |
| 17 | 1.139 | 1.628 | 55.748 |
| 18 | 1.117 | 1.596 | 57.344 |
| 19 | 1.097 | 1.568 | 58.912 |
| 20 | 1.085 | 1.550 | 60.463 |
| 21 | 1.012 | 1.446 | 61.909 |

ويوضح الجدول السابق أن التباين المفسر بالعامل الأول فسر ما نسبته (١٧,٥٨٢ %) من التباين وأن قيمة الجذر الكامن له تساوي (١٢,٣٠٨) وهي قيمة مرتفعة بالمقارنة ببقية العوامل مما يدل على سيطرة قدرة واحدة على الاختبار, كما أن نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني (٣,١٧٧) وهي نسبة كبيرة وكذلك تم التحقق من أحادية البعد من خلال منحنى الانتشار Scree Plot ويوضحه الشكل التالي:




**شكل (٣) : منحنى الانتشار للتحقق من افتراض أحادية البعد للصورة الثالثة**

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**ثانيا استقلالية الموضع:**

يتحقق هذا الافتراض من خلال استقلال إجابة كل مفردة من مفردات الاختبار عن إجابة غيرها من المفردات، وقد حاولت الباحثة عند بناء مفردات الاختبار, وأن تصاغ بدقة، بحيث لا تمثل أي منها مفتاحًا لإجابة غيرها من المفردات، وذلك بعد استبعاد المفردات المنتهكة التي حددت من خلال إحصاءات الملائمة المتقاربة وهي المفردات التي تقل إحصاءات الملاءمة المتقاربة لها عن(٠,7) أو تزيد عن(١,30) .

**ثالثاً : السرعة :**

يكون هذا الافتراض ضمنيًا في افتراض أحادية البعد عادة , والباحثة حرصت عند تطبيق الاختبار على إعطاء الوقت الكافي لكل تلميذ للاستجابة على كافة المفردات، علي اعتبار الاختبار هو اختبار قوة وليس اختبار سرعة ولوحظ أن هناك بعض التلاميذ يسلمون ورق الإجابة دون إتمامها لعدم قدرتهم علي حل باقي المفردات .

**رابعاً : منحنى خاصية المفردة:**

هذا الافتراض يعنى وجود منحنى يربط بين احتمال نجاح الفرد على المفردة وبين السمة الكامنة التي تقيسها مفردات الاختبار، ويختلف من نموذج لآخر على حسب عدد معالم المفردة, حيث استخدمت الباحثة برنامج Winsteps في تحليل بيانات الاختبارات، حيث يعطى منحنى مميزًا لكل مفردة وفق النموذج الأحادي البارامتر

**جدول( ١٣ ) : الصدق العاملي للمكونات الأساسية للبواقي باستخدام نموذج راش**

| حجم تباين البواقي المعيارية | الجذر الكامن | الملاحظ | المتوقع |
|---|---|---|---|
| التباين الكلي في الاستجابات | ١٨٧,٧ | ١٠٠% | ١٠٠% |
| التباين الذي فسره العامل الرئيسي | ٣٩,٧ | ٢١,١% | ٢١,٤% |
| التباين المفسر بواسطة الأفراد | ٢٧,٧ | ١٤,٨% | ١٤,٩% |
| التباين المفسر بواسطة المفردات | ١١,٩ | ٦,٤% | ٦,٤% |
| مجموع التباين غير المفسر | ١٤٨ | ٧٨,٩% | ٧٨,٦% |
| التباين الذي فسره العامل الأول | ٣,٥ | ١,٩% | ٢,٤% |
| التباين الذي فسره العامل الثاني | ٣,٤ | ١,٨% | ٢,٣% |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

ووفق ما ورد في دليل نموذج راش ( دليل استخدام برنامج WINSTEPS) , إذا كانت قيمة التباين الكلي غير المفسر (total Raw unexplained variance) أكبر من أو تساوي ( ٦٠% ) يعد مؤشراً قوياً لأحادية البعد ونجد أن قيمته في البحث الحالي بلغت (78,9%) ويسمى ببعد راش الأول .كما وجد أن البعد الثاني الأكبر يفسر (1,9%) والذي يشار إليه من قيمة Unexplned variance in 1st contrast وبما أن قيمته أقل من ١٠ % فهذا مؤشر أخر على الاحادية .

**جدول ( ١٤ ) : ملخص نتائج تحليل بيانات البنك**

| التحليل | عدد المفردات | عدد الأفراد | متوسط التقديرات | | معامل ثبات التقديرات | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | للصعوبة | للقدرة | للصعوبة | للقدرة |
| التحليل الأول قبل الحذف | ١٦٨ | ١٨٣٥ | ٠,٠٠ | ١,٢٤ | ٠,٩٨ | ٠,٨٩ |
| التحليل الثاني بعد حذف الأفراد | ١٦٨ | ١٦٢٥ | ٠,٠٠ | ١,٢٩ | ٠,٩٨ | ٠,٨٩ |
| التحليل الثالث بعد حذف المفردات | ١٤٨ | ١٦٢٥ | ٠,٠٠ | ١,٢٤ | ٠,٩٨ | ٠,٨٨ |

ويبين الجدول السابق لتدريج صعوبة مفردات البنك حيث تم تحليل(١٤٨) مفردة , تمتعت تقديرات صعوبة المفردات بدرجة ثبات عالية بلغت (٠,٩٨ ) في مراحل التحليل الثلاث مما يشير إلى دقة نتائج التدريج , حيث تمتعت تقديرات قدرات الأفراد بدرجة ثبات عالية بلغت (٠,٨٨ ) في مرحلة التحليل النهائي.

التدريج النهائي لمفردات الصور الاختبارية الثلاث معا, يتضمن الجدول التالي التدريج النهائي لمفردات الصور الاختبارية الثلاث مقدرة بوحدة اللوجيت

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

جدول ( ١٥ ) : تقديرات الصعوبة لمفردات البنك وأخطاؤها المعيارية مقدرة باللوجيت

| مسلسل المفردة بالبنك | الصعوبة باللوجيت | الصعوبة بالمنف | الخطأ المعياري باللوجيت | الخطأ المعياري بالمنف | رقم الصورة الاختبارية التي تقع بها المفردة |
|---|---|---|---|---|---|
| 1 | -2.03 | 39.85 | 0.18 | 0.9 | 1 |
| 4 | -0.55 | 47.25 | 0.12 | 0.6 | 1 |
| 5 | -0.39 | 48.05 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 6 | -0.45 | 47.75 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 8 | 0.07 | 50.35 | 0.1 | 0.5 | 1 |
| 9 | -0.51 | 47.45 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 10 | 0.03 | 50.15 | 0.1 | 0.5 | 1 |
| 11 | -0.34 | 48.3 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 12 | -1.28 | 43.6 | 0.14 | 0.7 | 1 |
| 13 | -0.17 | 49.15 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 14 | -0.36 | 48.2 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 15 | 0.95 | 54.75 | 0.09 | 0.45 | 1 |
| 17 | 0.27 | 51.35 | 0.1 | 0.5 | 1 |
| 18 | -0.54 | 47.3 | 0.12 | 0.6 | 1 |
| 19 | -0.37 | 48.15 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 20 | 0.55 | 52.75 | 0.1 | 0.5 | 1 |
| 22 | 0.27 | 51.35 | 0.1 | 0.5 | 1 |

تابع جدول (١٥): تقديرات الصعوبة لمفردات البنك واخطاؤها المعيارية مقدرة باللوجيت

| مسلسل المفردة بالبنك | الصعوبة باللوجيت | الصعوبة بالمنف | الخطأ المعياري باللوجيت | الخطأ المعياري بالمنف | رقم الصورة الاختبارية التي تقع بها المفردة |
|---|---|---|---|---|---|
| 23 | -0.5 | 47.5 | 0.11 | 0.55 | 1 |
| 25 | -0.72 | 46.4 | 0.07 | 0.35 | 1,2,3 |
| 26 | 0.74 | 53.7 | 0.06 | 0.3 | 1,2,3 |
| 28 | -0.71 | 46.45 | 0.07 | 0.35 | 1,2,3 |
| 29 | 0.22 | 51.1 | 0.06 | 0.3 | 1,2,3 |
| 30 | -0.31 | 48.45 | 0.07 | 0.35 | 1,2,3 |
| 31 | 0.67 | 53.35 | 0.06 | 0.3 | 1,2,3 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 53.95 | 0.79 | 32 |
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 48.7 | -0.26 | 33 |
| 1,2,3 | 0.35 | 0.07 | 48.1 | -0.38 | 34 |
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 51.75 | 0.35 | 35 |
| 1,2,3 | 0.35 | 0.07 | 48.25 | -0.35 | 37 |
| 1,2,3 | 0.35 | 0.07 | 47.1 | -0.58 | 38 |
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 49.65 | -0.07 | 39 |
| 1,2,3 | 0.35 | 0.07 | 45.85 | -0.83 | 40 |
| 1,2,3 | 0.35 | 0.07 | 48.45 | -0.31 | 41 |
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 50.25 | 0.05 | 42 |
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 49.4 | -0.12 | 43 |
| 1,2,3 | 0.35 | 0.07 | 47.55 | -0.49 | 44 |
| 1,2,3 | 0.3 | 0.06 | 49.5 | -0.1 | 45 |
| 1 | 0.55 | 0.11 | 48.05 | -0.39 | 46 |
| 1 | 0.55 | 0.11 | 48.55 | -0.29 | 47 |
| 1 | 0.5 | 0.1 | 51.6 | 0.32 | 49 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 57.35 | 1.47 | 50 |
| 1 | 0.5 | 0.1 | 52.2 | 0.44 | 51 |
| 1 | 0.5 | 0.1 | 52.4 | 0.48 | 52 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 55.05 | 1.01 | 53 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 54.6 | 0.92 | 55 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 54.75 | 0.95 | 56 |
| 1 | 0.55 | 0.11 | 49.1 | -0.18 | 57 |
| 1 | 0.55 | 0.11 | 49.2 | -0.16 | 58 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 55.1 | 1.02 | 59 |
| 1 | 0.5 | 0.1 | 52.75 | 0.55 | 60 |
| 1 | 0.5 | 0.1 | 53.2 | 0.64 | 61 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 54.7 | 0.94 | 63 |
| 1 | 0.5 | 0.1 | 51.4 | 0.28 | 64 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 56.35 | 1.27 | 65 |
| 1 | 0.55 | 0.11 | 49 | -0.2 | 66 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 54.1 | 0.82 | 68 |
| 1 | 0.45 | 0.09 | 58.3 | 1.66 | 69 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 70 | 0.8 | 54 | 0.09 | 0.45 | 1 |
| 72 | -1.74 | 41.3 | 0.19 | 0.95 | 2 |

**تابع جدول (١٥): تقديرات الصعوبة لمفردات البنك واخطاؤها المعيارية مقدرة باللوجيت**

| مسلسل المفردة بالبنك | الصعوبة باللوجيت | الصعوبة بالمنف | الخطأ المعياري باللوجيت | الخطأ المعياري بالمنف | رقم الصورة الاختبارية التي تقع بها المفردة |
|---|---|---|---|---|---|
| 73 | -1.27 | 43.65 | 0.16 | 0.8 | 2 |
| 74 | -1.1 | 44.5 | 0.15 | 0.75 | 2 |
| 75 | -0.08 | 49.6 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 76 | 0.34 | 51.7 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 77 | -1.9 | 40.5 | 0.21 | 1.05 | 2 |
| 78 | -1.59 | 42.05 | 0.18 | 0.9 | 2 |
| 80 | -0.43 | 47.85 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 81 | -0.18 | 49.1 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 82 | -1.46 | 42.7 | 0.17 | 0.85 | 2 |
| 83 | -0.71 | 46.45 | 0.13 | 0.65 | 2 |
| 84 | -0.13 | 49.35 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 85 | 0.44 | 52.2 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 86 | -1.32 | 43.4 | 0.17 | 0.85 | 2 |
| 87 | -0.55 | 47.25 | 0.13 | 0.65 | 2 |
| 88 | 0.61 | 53.05 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 89 | -0.71 | 46.45 | 0.13 | 0.65 | 2 |
| 90 | -0.37 | 48.15 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 91 | -0.79 | 46.05 | 0.14 | 0.7 | 2 |
| 92 | -0.12 | 49.4 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 93 | 0.04 | 50.2 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 94 | -0.2 | 49 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 95 | 0.44 | 52.2 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 96 | -0.21 | 48.95 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 97 | -0.74 | 46.3 | 0.14 | 0.7 | 2 |
| 98 | -0.28 | 48.6 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 99 | 0.73 | 53.65 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 100 | 0.24 | 51.2 | 0.11 | 0.55 | 2 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 101 | -0.02 | 49.9 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 102 | 0.16 | 50.8 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 103 | -0.1 | 49.5 | 0.12 | 0.6 | 2 |
| 105 | 0.97 | 54.85 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 106 | -0.72 | 46.4 | 0.14 | 0.7 | 2 |
| 107 | 1.31 | 56.55 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 110 | 0.08 | 50.4 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 111 | 0.39 | 51.95 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 112 | 1.24 | 56.2 | 0.09 | 0.45 | 2 |
| 113 | 0.18 | 50.9 | 0.11 | 0.55 | 2 |
| 114 | 0.88 | 54.4 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 116 | 0.48 | 52.4 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 117 | 0.24 | 51.2 | 0.11 | 0.55 | 2 |

تابع جدول ( ١٥ ) : تقديرات الصعوبة لمفردات البنك واخطاؤها المعيارية مقدرة باللوجيت

| مسلسل المفردة بالبنك | الصعوبة باللوجيت | الصعوبة بالمنف | الخطأ المعياري باللوجيت | الخطأ المعياري بالمنف | رقم الصورة الاختبارية التي تقع بها المفردة |
|---|---|---|---|---|---|
| 118 | 0.81 | 54.05 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 119 | 0.7 | 53.5 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 120 | -2.4 | 38 | 0.21 | 1.05 | 3 |
| 121 | -1.38 | 43.1 | 0.14 | 0.7 | 3 |
| 122 | 0.02 | 50.1 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 119 | 0.7 | 53.5 | 0.1 | 0.5 | 2 |
| 120 | -2.4 | 38 | 0.21 | 1.05 | 3 |
| 121 | -1.38 | 43.1 | 0.14 | 0.7 | 3 |
| 122 | 0.02 | 50.1 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 123 | -0.02 | 49.9 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 124 | -0.64 | 46.8 | 0.12 | 0.6 | 3 |
| 125 | -0.05 | 49.75 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 126 | -0.38 | 48.1 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 128 | -0.85 | 45.75 | 0.12 | 0.6 | 3 |
| 129 | -0.41 | 47.95 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 130 | -0.09 | 49.55 | 0.11 | 0.55 | 3 |

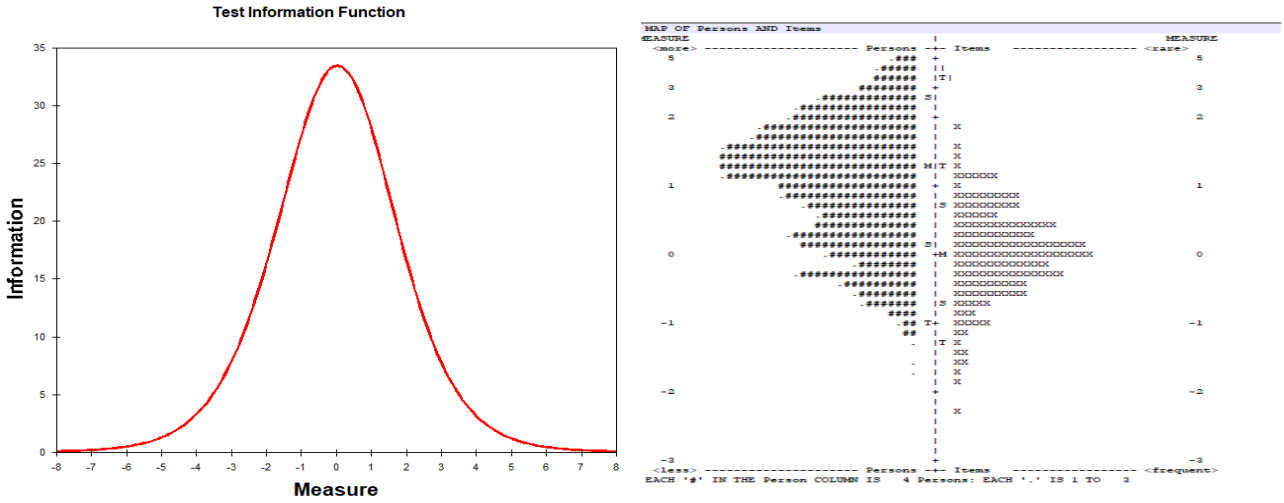
مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| 131 | 0.55 | 52.75 | 0.1 | 0.5 | 3 |
|---|---|---|---|---|---|
| 132 | -0.11 | 49.45 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 133 | 0.55 | 52.75 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 134 | 0.19 | 50.95 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 135 | -0.43 | 47.85 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 136 | -0.03 | 49.85 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 137 | 0.2 | 51 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 138 | -0.14 | 49.3 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 139 | 0.04 | 50.2 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 140 | -0.37 | 48.15 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 141 | 0.3 | 51.5 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 142 | -0.03 | 49.85 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 143 | 0.74 | 53.7 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 144 | -0.72 | 46.4 | 0.12 | 0.6 | 3 |
| 145 | 0.07 | 50.35 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 146 | 0.48 | 52.4 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 147 | 0.71 | 53.55 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 148 | 0.47 | 52.35 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 149 | 0.25 | 51.25 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 151 | 0.67 | 53.35 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 152 | 0 | 50 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 153 | 0.31 | 51.55 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 154 | 0.44 | 52.2 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 155 | -0.09 | 49.55 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| مسلسل المفردة بالبنك | الصعوبة باللوجيت | الصعوبة بالمنف | الخطأ المعياري باللوجيت | الخطأ المعياري بالمنف | رقم الصورة الاختبارية التي تقع بها المفردة |
| 156 | 0.29 | 51.45 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 157 | 0.14 | 50.7 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 158 | 0.46 | 52.3 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 159 | 0.55 | 52.75 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 160 | 0.33 | 51.65 | 0.1 | 0.5 | 3 |
| 161 | 0.24 | 51.2 | 0.11 | 0.55 | 3 |
| 162 | 1.18 | 55.9 | 0.11 | 0.55 | 3 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 3 | 0.5 | 0.1 | 52.4 | 0.48 | 163 |
| 3 | 0.55 | 0.11 | 49.15 | -0.17 | 164 |
| 3 | 0.55 | 0.11 | 50.35 | 0.07 | 165 |
| 3 | 0.6 | 0.12 | 46.6 | -0.68 | 166 |
| 3 | 0.55 | 0.11 | 51.05 | 0.21 | 167 |
| 3 | 0.5 | 0.1 | 54.95 | 0.99 | 168 |

يتضح من الجدول السابق أن التقديرات النهائية لصعوبة المفردات تراوحت بين ( ٣٨ : ٥٨.٣) منف وتراوحت الأخطاء المعيارية لتقديرات الصعوبة بين (٠.٣ : ١.٠٥ ) منف , ويوضح الشكل التالي خريطة wright للبنك




**شكل (٤) : خريطة البنك ودالة المعلومات الخاص به**

يتضح من الشكل السابق أن دالة المعلومات بشكل يناسب المستوى المتوسط للقدرة حيث بلغت أقصي قيمة لدالة المعلومات ( ٣٣.٤٧ ) عند مستوي قدرة ( ٠.٠١ ) لوجيت.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

إنشاء عدد ( ١٥) اختبار مختلفين في الطول, حيث تناول البحث أطوال مختلفة للاختبار(٢٠ , ٣٠ , ٤٠ , ٥٠) مفردة واستخدمت الباحثة أقل طول للاختبار (٢٠ ) مفردة وهذا ينفق مع (Fitzpatric, 2009) في أنه يجب أن يزيد الاختبار عن (١٥ ) مفردة اختبارية لزيادة الاستقرار في تقدير معالم الفقرات , وكذلك كما رأت ( أروي الحواري,٢٠١٥) أن الاختبار عندما يتكون من (٣٠ ) مفردة تكون المعلومات المتضمنة داخل الاختبار تغطى متصل السمة وكذلك للحصول على استقرار في تقدير معالم الفقرات ,وكذلك تم تناول نسب مختلفة من الانتهاك ( ٠ % , ١٠ % , ٢٠ % , ٣٠ % ) والتي يمكن إجمالها في الحالات الأتية :

**جدول (١٦) : بيانات الحالات الأربع للاختبارات الفرعية**

| الحالة | الاختبار | العدد الكلى للفقرات | عدد الفقرات المستقلة | عدد الفقرات المنتهكة | عدد المفردات المشتركة | نسبة المفردات المنتهكة |
|---|---|---|---|---|---|---|
| الأولى | الأول | ٢٠ | ٢٠ | - | ٦ | لا يوجد انتهاك)%(صفر |
| | الثاني | ٢٠ | ١٨ | ٢ | ٦ | ١٠% |
| | الثالث | ٢٠ | ١٦ | ٤ | ٦ | ٢٠% |
| | الرابع | ٢٠ | ١٤ | ٦ | ٦ | ٣٠% |
| الثانية | الأول | ٣٠ | ٣٠ | - | ٩ | لا يوجد انتهاك)%(صفر |
| | الثاني | ٣٠ | ٢٧ | ٣ | ٩ | ١٠% |
| | الثالث | ٣٠ | ٢٤ | ٦ | ٩ | ٢٠% |
| | الرابع | ٣٠ | ٢١ | ٩ | ٩ | ٣٠% |
| الثالثة | الأول | ٤٠ | ٤٠ | - | ١٢ | لا يوجد انتهاك)%(صفر |
| | الثاني | ٤٠ | ٣٦ | ٤ | ١٢ | ١٠% |
| | الثالث | ٤٠ | ٣٢ | ٨ | ١٢ | ٢٠% |
| | الرابع | ٤٠ | ٢٨ | ١٢ | ١٢ | ٣٠% |
| الرابعة | الأول | ٥٠ | ٥٠ | - | ١٥ | لا يوجد |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | انتهاك)%(صفر |
| | الثاني | ٥٠ | ٤٥ | ٥ | ١٥ | ١٠% |
| | الثالث | ٥٠ | ٤٠ | ١٠ | ١٥ | ٢٠% |

**سابعاً : خطة المعالجة الاحصائية :**

استخدام برنامج SPSS لإدخال البيانات ,كما تم استدعاء البيانات من خلال برنامج Winsteps لإخضاعها للمعالجة الاحصائية المناسبة لنظرية الاستجابة للمفردة والتعرف على المفردات المنتهكة للافتراضات الخاصة بالنظرية وكذلك للحصول على تقديرات لمعالم الأفراد والمفردات والرسومات البيانية.

**اختبار صحة الفرض الأول :**

وينص على أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة وطول الاختبارعلى صعوبة المفردات.

**ويندرج تحت هذا الفرض الفروض الفرعية الأتية :**

- لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك للاختبار طوله (٢٠ ) مفردة.
- لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك للاختبار طوله (٣٠ ) مفردة.
- لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك للاختبار طوله (٤٠ ) مفردة.
- لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك للاختبار طوله (٥٠ ) مفردة.

وللاختبار صحة هذا الفرض تم حساب المتوسطات الحسابية لقيم معامل الصعوبة عند حالات الانتهاك المختلفة باختلاف طول الاختبار .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

جدول(١٧) : معالم الصعوبة لمعدلات الانتهاك المختلفة باختلاف طول الاختبار

| طول الاختبار | معدل الانتهاك | المتوسط الحسابي | الانحراف المعياري | القيم العليا | القيم الدنيا |
|---|---|---|---|---|---|
| ٢٠ | %٠ | 0.6465 | 0.5301 | 1.66 | -0.31 |
| ٢٠ | %١٠ | 0.6645 | 0.5423 | 1.66 | -0.31 |
| ٢٠ | %٢٠ | 0.628 | 0.5571 | 1.66 | -0.31 |
| **طول الاختبار** | **معدل الانتهاك** | **المتوسط الحسابي** | **الانحراف المعياري** | **القيم العليا** | **القيم الدنيا** |
| ٢٠ | %٣٠ | 0.46 | 0.6464 | 1.47 | -1.21 |
| ٣٠ | %٠ | 0.5427 | 0.5127 | 1.66 | -0.31 |
| ٣٠ | %١٠ | 0.519 | 0.5490 | 1.66 | -0.31 |
| ٣٠ | %٢٠ | 0.3943 | 0.5917 | 1.47 | -1.15 |
| ٣٠ | %٣٠ | 0.253 | 0.6566 | 1.47 | -1.16 |
| ٤٠ | %٠ | 0.3465 | 0.5813 | 1.66 | -0.5 |
| ٤٠ | %١٠ | 0.312 | 0.5476 | 1.47 | -0.5 |
| ٤٠ | %٢٠ | 0.1915 | 0.6191 | 1.47 | -1.15 |
| ٤٠ | %٣٠ | 0.13025 | 0.7477 | 1.6 | -1.86 |
| ٥٠ | %٠ | 0.226 | 0.5908 | 1.66 | -0.54 |
| ٥٠ | %١٠ | 0.19 | 0.5586 | 1.47 | -0.54 |
| ٥٠ | %٢٠ | 0.028 | 0.6567 | 1.47 | -1.87 |

يلاحظ من الجدول السابق أن المتوسطات الحسابية للصعوبة كانت أقل في حالة الانتهاك الذي معدله ٣٠% عنها عند معدلات الانتهاك الأخرى , حيث كانت قيمة المتوسط للصعوبة للاختبار الذي طوله (٢٠) مفردة هي (0.46) , وكانت أكبر قيمة له هي (0.6645) عند كان معدل الانتهاك ١٠%, كما كانت قيمة المتوسط الحسابي للصعوبة للاختبار الذي طوله(٣٠) مفردة هي (0.253) وأكبر قيمة له هي (0.5427 ) في حالة عدم وجود انتهاك, كما كانت قيمة المتوسط الحسابي للصعوبة عندما كان طول الاختبار(٤٠) مفردة هي(0.13025) وأكبر قيمة له هي(0.3465) في حالة عدم وجود انتهاك, كما كانت قيمة المتوسط الحسابي للصعوبة عندما كان طول الاختبار (٥٠) مفردة هي (0.028) وأكبر قيمة هي (0.226 ) في حالة عدم وجود انتهاك ,وهذا يعني وجود أثر للانتهاك على معامل

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

الصعوبة في حالة المعدلات الكبيرة للانتهاك , حيث كانت أقل قيمة لمتوسط صعوبة المفردات وفقا للنموذج الأحادي البارامترعند أعلى معدل للانتهاك أي تقل درجة الصعوبة بزيادة معدل الانتهاك.

**أولا: الإجابة على الفرض الفرعي الأول (١-١) :**

وينص على أنه: لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك للاختبار طوله (٢٠ ) مفردة. ولاختبار صحة هذا الفرض أجرت الباحثة المقارنة بين متوسطات قيم معالم الصعوبة والخطأ المعياري في تقديرها عند معدلات الانتهاك المختلفة (٠%,١٠%,٢٠%,٣٠% ) للاختبار الذي طوله (٢٠) مفردة, حيث أُستخِدم تحليل التباين الأحادي للتعرف من أن الفروق الإحصائية بين متوسطات معالم الصعوبة دالة ترجع إلى معدلات الانتهاك , حيث حدد مستوى الدلالة الإحصائية (٠.٠٥ ) , كما تم استخدام مؤشر مربع ايتا Square Eta لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج عند استخدام تحليل التباين , حيث يشير إلى نسبة التباين الذي يفسره المتغير المستقل من تباين المتغير التابع , ويحسب من خلال المعادلة :

$$\tau^2 = \frac{SS\ Effect\ <between\ groups>}{SS\ <total>}$$ **حجم الأثر**

$SS\ Effect\ <$ between groups $>$ مجموع المربعات بين المجموعات

$SS\ <total>$ مجموع المربعات الكلي. ( ماجد عبد الفتاح بخاري , ٢٠١٦ , ١٤٨)

**جدول (١٨): تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم الصعوبة باختلاف معدلات الانتهاك لاختبار طوله (٢٠ ) مفردة اختبارية**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة | Fالجدولية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 0.534125 | 3 | 0.178042 | 0.546434 | 0.034 | 0.652051 | 2.724944 |
| | داخل المجموعات | 24.76267 | 76 | 0.325825 | | | | |
| | الكلى | 25.2968 | 79 | | | | | |
| الخطأ | بين المجموعات | 7.375E-05 | 3 | 2.46E-05 | 0.084674 | 0.0033 | 0.968211 | 2.724944 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| المعيـــار ي | داخل المجموعات | 0.022065 | 76 | 0.00029 | | | | |
| | الكلى | 0.0221388 | 79 | 0.0221388 | | | | |

**_ ( $\tau^2$ =0.14 ) يكون حجم التأثير كبير**

**_ ( $\tau^2$ =0.06 ) يكون حجم التأثير متوسط**

**_ ( $\tau^2$ =0.01 ) يكـــــون حجـــــم التـــــأثير ضـــــعيف**

**(رشدي فام منصور , ١٩٩٧ )**

يتضح من الجدول السابق أنه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة و الخطأ المعياري باختلاف معدل الانتهاك لاختبار طوله ٢٠ مفردة اختبارية حيث بلغت قيمة ف (0.546434 ) وهي قيمة غير دالة احصائيا عند مستوي ( ٠.٠٥ ) حيث كانت أقل من ف الجدولية التي بلغت (2.724944) , مما يشير إلى عدم تأثر معلم الصعوبة بمعدل الانتهاك لاختبار طوله ٢٠ مفردة . كما كانت قيمة أيتا تربيع ( ٠.٠٣٤) وهي قيمة أكبر من ( ٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات صعوبة المفردات للاختبار الذي طوله ( ٢٠ ) مفردة.

**ثانيا: الإجابة على الفرض الفرعي الثاني (١-٢):**

وينص على أنه : لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك للاختبار طوله (٣٠ ) مفردة. ولاختبار صحة هذا الفرض أجرت الباحثة المقارنة بين متوسطات قيم معالم الصعوبة والخطأ المعياري في تقديرها عند معدلات الانتهاك المختلفة ( ١٠,% ٢٠,% ٣٠ % ) للاختبار طوله (٣٠ ) مفردة , حيث أُستخِدم تحليل التباين الأحادي ومؤشر Eta Square لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**جدول (١٩):تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم الصعوبة باختلاف معدلات الانتهاك لاختبار طوله (٣٠ ) مفردة اختبارية**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة | F الجدولية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 1.408069 | 3 | 0.469356 | 1.363253 | 0.034 | 0.257547 | 2.682809 |
| | داخل المجموعات | 39.93782 | 116 | 0.344292 | | | | |
| | الكلى | 41.34589 | 119 | | | | | |
| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة | F الجدولية |
| الخطأ المعياري | بين المجموعات | 0.000376 | 3 | 0.000125 | 0.369557 | 0.009 | 0.775109 | 2.682809 |
| | داخل المجموعات | 0.039323 | 116 | 0.000339 | | | | |
| | الكلى | 0.039699 | 119 | | | | | |

يتضح من الجدول السابق أنه لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة و الخطأ المعياري باختلاف معدل الانتهاك لاختبار طوله ٣٠ مفردة اختبارية حيث بلغت قيمة ف (1.363253) وهي قيمة غير دالة احصائيا عند مستوي (٠.٠٥ ) حيث كانت أقل من ف الجدولية التي بلغت (2.682809) , مما يشير إلى عدم تأثر معلم الصعوبة بمعدل الانتهاك لاختبار طوله ٣٠ مفردة , كما كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠٣٤ ) وهي قيمة أكبر من (٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات صعوبة المفردات للاختبار الذي طوله (٣٠) مفردة, كما كانت قيمة ايتا تربيع ( 0.009 ) للخطأ المعياري مما يعنى عدم تأثر الخطأ المعياري باختلاف معدلات الانتهاك .

**ثالثا: الإجابة على الفرض الفرعي الثالث (١-٣) :**

**وينص على أنه** : لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك لاختبار طوله (٤٠ ) مفردة. ولاختبار صحة هذا الفرض أجرت الباحثة المقارنة بين

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

متوسطات قيم معالم الصعوبة والخطأ المعياري في تقديرها عند معدلات الانتهاك المختلفة ( ٠%,١٠% ,٢٠% ,٣٠ % ) لاختبار طوله (٤٠ ) مفردة , حيث أُستخِدم تحليل التباين الأحادي و استخدام مؤشر Eta Square لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية.

**جدول (٢٠):تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم صعوبة باختلاف معدلات الانتهاك لاختبار طوله (٤٠ ) مفردة اختبارية**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة | F الجدولية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 1.232842 | 3 | 0.410947 | 1.040218 | 0.019 | 0.376506 | 2.662569 |
| | داخل المجموعات | 61.62916 | 156 | 0.395059 | | | | |
| | الكلى | 62.862 | 159 | | | | | |
| الخطأ المعياري | بين المجموعات | 0.000308 | 3 | 0.000103 | 0.236994 | 0.0045 | 0.870464 | 2.662569 |
| | داخل المجموعات | 0.06747 | 156 | 0.000433 | | | | |
| | الكلى | 0.067778 | 159 | | | | | |

يتضح من الجدول السابق أنه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة و الخطأ المعياري باختلاف معدل الانتهاك لاختبار طوله ٤٠ مفردة اختبارية حيث بلغت قيمة ف (1.040218) وهي قيمة غير دالة احصائيا عند مستوي ( ٠.٠٥ ) , حيث كانت أقل من ف الجدولية التي بلغت (2.662569) , مما يشير إلى عدم تأثر معلم الصعوبة بمعدلات الانتهاك لاختبار طوله ٤٠ مفردة , كما كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠١٩ ) وهي قيمة أكبر من (٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات صعوبة المفردات للاختبار الذي طوله (٤٠) مفردة , وكذلك كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠٠٥٤ ) وهي قيمة

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

أصغر من (٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات الخطأ المعياري مما يعنى عدم تأثر الخطأ المعياري لتقديرات الصعوبة بالمعدلات المنتهكة للاختبار .

**رابعاً: الإجابة على الفرض الفرعي الرابع (١ -٤)** : وينص على أنه لا تختلف تقديرات صعوبة المفردات باختلاف معدل الانتهاك لاختبار طوله (٥٠ ) مفردة. ولاختبار صحة هذا الفرض أجرت الباحثة المقارنة بين متوسطات قيم معالم الصعوبة والخطأ المعياري في تقديرها عند معدلات الانتهاك المختلفة ( ٠%,١٠%,٢٠ %, ٣٠ % ) لاختبار طوله (٥٠ ) مفردة , حيث أُستخِدم تحليل التباين الأحادي للتعرف من أن الفروق الإحصائية بين المتوسطات معالم الصعوبة دالة تعزى إلى معدلات الانتهاك , كما تم استخدام مؤشر Eta Square لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج عند استخدام تحليل التباين ويوضح ذلك الجدول التالي .

**جدول (٢١): تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم صعوبة باختلاف معدلات الانتهاك لاختبار طوله (٥٠ ) مفردة اختبارية**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة | Fالجدولية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 1.1124 | 2 | 0.5562 | 1.527554 | 0.020 | 0.220491 | 3.057621 |
| | داخل المجموعات | 53.5244 | 147 | 0.364112 | | | | |
| | الكلى | 54.6368 | 149 | | | | | |
| الخطأ المعياري | بين المجموعات | 0.000533 | 2 | 0.000267 | 0.640523 | 0.0086 | 0.528481 | 3.057621 |
| | داخل المجموعات | 0.0612 | 147 | 0.000416 | | | | |
| | الكلى | 0.061733 | 149 | | | | | |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

يتضح من الجدول السابق أنه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة و الخطأ المعياري باختلاف معدل الانتهاك لاختبار طوله ٥٠ مفردة اختبارية حيث بلغت قيمة ف (1.527554) وهي قيمة غير دالة احصائيا عند مستوي ( ٠,٠٥ ) , حيث كانت قيمة ف المحسوبة أقل من قيمة ف الجدولية التي بلغت (3.057621) , مما يشير إلى عدم تأثر معلم الصعوبة بمعدلات الانتهاك لاختبار طوله ٥٠ مفردة , كما كانت قيمة ايتا تربيع (٠.٠٢٠) وهي قيمة أكبر من (٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات صعوبة المفردات للاختبار الذي طوله (٥٠) مفردة , وكذلك كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠٠٨٦ ) وهي قيمة أصغر من (٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات الخطأ المعياري مما يعنى عدم تأثر الخطأ المعياري لتقديرات الصعوبة بالمعدلات المنتهكة للاختبار .

**ولدراسة أثر الأطوال المختلفة للاختبارات على معلم الصعوبة قامت الباحثة بدراسة معلم الصعوبة عند الأطوال المختلفة باختلاف معدل الانتهاك كما يلي :**

أ ) **حالة عدم وجود انتهاك :** يتبين من جدول (١٧ ) أن أعلى قيمة لمتوسطات الصعوبة لمفردات الاختبارات المختلفة وفقا لنموذج الأحادي البارامتر كانت عند طول ( ٢٠ ) مفردة , وللتحقق من أن الفروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات قيم معلم الصعوبة للاختبارات المختلفة , تم استخدام تحليل التباين الأحادي , كما تم استخدام مؤشر Eta Square لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج عند استخدام تحليل التباين كما يلي:

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**جدول (٢٢): تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم صعوبة باختلاف طول الاختبار ( ٢٠ , ٣٠ , ٤٠ , ٥٠ ) لانتهاك معدله ٠ %**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 3.179 | 3 | 1.060 | 3.263 | 0.058 | .023 |
| | داخل المجموعات | 44.164 | 136 | .325 | | | |
| | الكلى | 47.343 | 139 | | | | |
| الانحراف المعياري | بين المجموعات | 0.000447 | 3 | 0.000149 | 0.480812 | 0.01 | 0.696164 |
| | داخل المجموعات | 0.042193 | 136 | 0.00031 | | | |
| | الكلى | 0.04264 | 139 | | | | |

يتضح من الجدول السابق أنه : توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار, حيث بلغت قيمة ف (3.263) وهي قيمة دالة احصائيا عند مستوي (0.05) , مما يشير إلى تأثر معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار في حالة عدم الانتهاك, كما كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠٥٨ ) وهي قيمة أصغر من (٠.٠٦ ) وتعني أن التأثير متوسط لمعدلات الانتهاك المختلفة على تقديرات الخطأ المعياري مما يعنى تأثر تقديرات الصعوبة بالأطوال المختلفة للاختبار , كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار. وقد تم استخدام اختبار LSD للتحقق من إتجاه الفروق بين المجموعات ويبين ذلك الجدول التالي :

**جدول (٢٣):نتائج اختبار LSD وفقا لحالة عدم الانتهاك عندما كان طول الاختبار ( ٢٠, ٣٠ , ٤٠ ,٥٠)**

| (I)الصعوبة | | متوسط الفروق | الخطأ المعياري | الدلالة الاحصائية. | فترات الثقة | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| معالم صعوبة ٢٠ | معالم صعوبة ٣٠ | 0.133833 | 0.164502 | 0.417 | -0.19148 | 0.45915 |
| | معالم صعوبة ٤٠ | 0.3 | 0.156061 | 0.057 | -0.00862 | 0.60862 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | معـــالم صـــعوبة ٥٠ | .420500* | 0.150769 | 0.006 | 0.12235 | 0.71865 |
| معـــالم صـــعوبة ٣٠ | معـــالم صـــعوبة ٢٠ | -0.13383 | 0.164502 | 0.417 | -0.45915 | 0.19148 |
| | معـــالم صـــعوبة ٤٠ | 0.166167 | 0.137632 | 0.229 | -0.10601 | 0.43834 |
| | معـــالم صـــعوبة ٥٠ | .286667* | 0.131602 | 0.031 | 0.02642 | 0.54692 |
| معـــالم صـــعوبة ٤٠ | معـــالم صـــعوبة ٢٠ | -0.3 | 0.156061 | 0.057 | -0.60862 | 0.00862 |
| | معـــالم صـــعوبة ٣٠ | -0.16617 | 0.137632 | 0.229 | -0.43834 | 0.10601 |
| | معـــالم صـــعوبة ٥٠ | 0.1205 | 0.120884 | 0.321 | -0.11856 | 0.35956 |
| معـــالم صـــعوبة ٥٠ | معـــالم صـــعوبة ٢٠ | -.420500-* | 0.150769 | 0.006 | -0.71865 | -0.12235 |
| | معـــالم صـــعوبة ٣٠ | -.286667-* | 0.131602 | 0.031 | -0.54692 | -0.02642 |
| | معـــالم صـــعوبة ٤٠ | -0.1205 | 0.120884 | 0.321 | -0.35956 | 0.11856 |

***. The mean difference is significant at the 0.05 level.**

تُبين نتائج الجدول السابق :أن الفروقات ذات دلالة احصائية بين الأطوال ( ٢٠ و ٥٠ ) مفردة لصالح الاختبار الذي طوله (٢٠) مفردة حيث كان أعلى في متوسط الصعوبة وكذلك بين الأطوال ( ٣٠ و ٥٠ ). مفردة لصالح الاختبار الذي طوله (٣٠) مفردة حيث كان أعلى في متوسط الصعوبة.

**ب ) حالة انتهاك معدله ١٠%** : يتبين من جدول (١٧ ) أن أعلى قيمة لمتوسطات الصعوبة لمفردات الاختبار الاختبارات المختلفة وفقا لنموذج الأحادي البارامتر في حالة انتهاك معدله ١٠ % عند الاختبار الذي طوله

(٢٠) مفردة , أي أن المفردات في الاختبارات القصيرة كانت أصعب من المفردات على الاختبارات الأخرى وللتحقق من أن الفروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

قيم معالم الصعوبة للاختبارات المختلفة , تم استخدام تحليل التباين الاحادي وكذلك مؤشر Eta Square لفحص حجم الأثر كما في الجدول التالي.

**جدول (٢٤):تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم صعوبة باختلاف طول الاختبار لانتهاك ١٠%**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 4.149 | 3 | 1.383 | 4.552 | 0.091 | .005 |
| | داخل المجموعات | 41.314 | 136 | 0.304 | | | |
| | الكلى | 45.463 | 139 | | | | |
| الخطأ المعياري | بين المجموعات | 0.000502 | 3 | 0.000167 | 0.541642 | 0.011 | 0.65459 |
| | داخل المجموعات | 0.041998 | 136 | 0.000309 | | | |
| | الكلى | 0.042499 | 139 | | | | |

يتضح من الجدول السابق وجود فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار, حيث بلغت قيمة ف (4.552) وهي قيمة دالة احصائيا عند مستوي ( ٠.٠٥) , مما يشير إلى تأثر معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار في حالة الانتهاك الذي معدله ١٠ %, كما كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠٩١ ) وهي قيمة أكبر من (٠.٠٦ ) وتعني أن التأثير أعلى من المتوسط للأطوال المختلفة من الاختبارات على تقديرات الصعوبة مما يعنى تأثر تقديرات الصعوبة بطول الاختبار , كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار, كما كانت قيمة ايتا تربيع ( ٠.٠١١ ) وتدل على وجود تأثير ضعيف , وللتحقق من اتجاه الفروق بين المجموعات استخدام اختبار LSD للمقارنة.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

جدول (٢٥):نتائج اختبار LSD وفقا لمعدل انتهاك ١٠% باختلاف طول الاختبار ( ٢٠, ٣٠ , ٤٠,٥٠ )

| الصعوبة | | متوسط الفروق | الخطأ المعياري | الدلالة الاحصائية | فترات الثقة | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| معالم صعوبة ٢٠ | معالم صعوبة ٣٠ | 0.1455 | 0.15911 | 0.362 | -.16914- | 0.46014 |
| | معالم صعوبة ٤٠ | .352500* | 0.15094 | 0.021 | 0.054 | 0.651 |
| | معالم صعوبة ٥٠ | .474500* | 0.14582 | 0.001 | 0.18612 | 0.76288 |
| معالم صعوبة ٣٠ | معالم صعوبة ٢٠ | -.145500- | 0.15911 | 0.362 | -.46014- | 0.16914 |
| | معالم صعوبة ٤٠ | 0.207 | 0.13312 | 0.122 | -.05625- | 0.47025 |
| | معالم صعوبة ٥٠ | .329000* | 0.12729 | 0.011 | 0.07728 | 0.58072 |
| الصعوبة | | متوسط الفروق | الخطأ المعياري | الدلالة الاحصائية | فترات الثقة | |
| معالم صعوبة ٤٠ | معالم صعوبة ٢٠ | -.352500-* | 0.15094 | 0.021 | -.65100- | -.05400- |
| | معالم صعوبة ٣٠ | -.207000- | 0.13312 | 0.122 | -.47025- | 0.05625 |
| | معالم صعوبة ٥٠ | 0.122 | 0.11692 | 0.299 | -.10922- | 0.35322 |
| معالم صعوبة ٥٠ | معالم صعوبة ٢٠ | -.474500-* | 0.14582 | 0.001 | -.76288- | -.18612- |
| | معالم صعوبة ٣٠ | -.329000-* | 0.12729 | 0.011 | -.58072- | -.07728- |
| | معالم صعوبة ٤٠ | -.122000- | 0.11692 | 0.299 | -.35322- | 0.10922 |

*. The mean difference is significant at the 0.05 level

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

تُبين نتائج الجدول السابق :أن الفروقات ذات دلالة احصائية بين الأطوال ( ٢٠ و ٤٠ ) مفردة وكذلك بين الأطوال ( ٢٠ و ٥٠ ) مفردة وبين الأطوال ( ٣٠ و ٥٠ ) مفردة

**ج ) حالة انتهاك معدله ٢٠% :**

يتبين من جدول (١٧) أن أعلى قيمة لمتوسطات الصعوبة لمفردات الاختبارات المختلفة وفقا للنموذج الاحادي البارامتر في حالة انتهاك معدله ٢٠ % كانت عند طول ( ٢٠ ) مفردة , وللتحقق من أن الفروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات قيم معالم الصعوبة للأطوال المختلفة للاختبارات, تم استخدام تحليل التباين الأحادي وكذلك قيمة Eta Square لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج عند استخدام تحليل التباين كما هو موضح في الجدول التالي :

**جدول (٢٦): تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم صعوبة باختلاف طول الاختبار لانتهاك ٢٠%**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | قيمةF | ايتا تربيع | مستوى الدلالة |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 6.066573 | 3 | 2.022191 | 5.275601 | 0.104 | 0.001795 |
| | داخل المجموعات | 52.13017 | 136 | 0.38331 | | | |
| | الكلى | 58.19674 | 139 | | | | |
| الخطأ المعياري | بين المجموعات | 0.001415 | 3 | 0.000472 | 1.066372 | 0.022 | 0.365621 |
| | داخل المجموعات | 0.060159 | 136 | 0.000442 | | | |
| | الكلى | 0.061574 | 139 | | | | |

يتضح من الجدول السابق: أنه توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار, حيث بلغت قيمة ف (5.275601) وهي قيمة دالة احصائيا عند مستوي ( 0.05) , مما يشير إلى تأثر معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار في حالة انتهاك معدله ٢٠%, كما كانت قيمة ايتا تربيع (0.104 )

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

وهي قيمة أكبر من (٠.٠٦ ) وتعني أن التأثير أعلى من المتوسط للأطوال المختلفة من الاختبارات على تقديرات الصعوبة مما يعنى تأثر تقديرات الصعوبة بطول الاختبار , كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار, كما كنت قيمة ايتا تربيع (0.022) وتدل على وجود تأثير ضعيف كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار. وقد تم استخدام اختبار LSD للمقارنات البعدية للتحقق من اتجاه الفروق بين المجموعات ويبين ذلك الجدول التالي :

**جدول (٢٧): نتائج اختبار LSD وفقا لمعدل انتهاك ٢٠% باختلاف طول الاختبار ( ٢٠, ٣٠ ,٤٠, ٥٠ ) مفردة**

| الصعوبة | | متوسط الفروق | الخطأ المعياري | الدلالة الاحصائية. | فترات الثقة | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| معالم صعوبة ٢٠ | معالم صعوبة ٣٠ | 0.176333 | 0.129673 | 0.176 | -.08010- | 0.43277 |
| | معالم صعوبة ٤٠ | .308000* | 0.123019 | 0.013 | 0.06472 | 0.55128 |
| | معالم صعوبة ٥٠ | .389000* | 0.118848 | 0.001 | 0.15397 | 0.62403 |
| معالم صعوبة ٣٠ | معالم صعوبة ٢٠ | -.176333- | 0.129673 | 0.176 | -.43277- | 0.0801 |
| | معالم صعوبة ٤٠ | 0.131667 | 0.108493 | 0.227 | -.08288- | 0.34622 |
| | معالم صعوبة ٥٠ | .212667* | 0.103739 | 0.042 | 0.00752 | 0.41782 |
| معالم صعوبة ٤٠ | معالم صعوبة ٢٠ | -.308000-* | 0.123019 | 0.013 | -.55128- | -.06472- |
| | معالم صعوبة ٣٠ | -.131667- | 0.108493 | 0.227 | -.34622- | 0.08288 |
| | معالم صعوبة ٥٠ | 0.081 | 0.09529 | 0.397 | -.10744- | 0.26944 |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| معالم صعوبة ٥٠ | معالم صعوبة ٢٠ | -.389000-* | 0.118848 | 0.001 | -.62403- | -.15397- |
| | معالم صعوبة ٣٠ | -.212667-* | 0.103739 | 0.042 | -.41782- | -.00752- |
| | معالم صعوبة ٤٠ | -.081000- | 0.09529 | 0.397 | -.26944- | 0.10744 |

***. The mean difference is significant at the 0.05 level**

تُبين نتائج الجدول السابق :أن الفروقات ذات دلالة احصائية بين الاطوال ( ٢٠ و ٤٠ ) مفردة وكذلك بين الأطوال ( ٢٠ و ٥٠ ) مفردة , و بين الأطوال ( ٣٠ و ٥٠ ) مفردة . وذلك لصالح المتوسط الأعلى الذي يتوفر في الاختبارات الاصغر طولا .

**د) حالة انتهاك معدله ٣٠% :**

يتبين من جدول (١٧ ) أن أعلى قيمة لمتوسطات الصعوبة لمفردات الاختبارات المختلفة وفقا للنموذج الاحادي البارامتر في حالة انتهاك معدله ٣٠ % كانت عند طول ( ٢٠ ) مفردة أي أن المفردات في الاختبارات القصيرة كانت أصعب من المفردات على الاختبارات الاخرى وللتحقق من أن الفروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات قيم معلم الصعوبة للاختبارات المختلفة , تم استخدام تحليل التباين الاحادي وكذلك مربع ايتا لفحص حجم الأثر أو الدلالة العملية للنتائج عند استخدام تحليل التباين كما هو موضح في الجدول التالي:

**جدول (٢٨):تحليل التباين الأحادي لمتوسطات تقديرات معالم صعوبة باختلاف طول الاختبار لانتهاك معدله ٣٠ %**

| المتغير | مصدر التباين | مجموع المربعات | درجات الحرية | متوسط المربعات | Fقيمة | ايتا تربيع | مستوى الدلالة |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معلم الصعوبة | بين المجموعات | 1.453095 | 2 | 0.726547 | 1.49623 | 0.033 | 0.229679 |
| | داخل المجموعات | 42.24593 | 8 7 | 0.485585 | | | |
| | الكلى | 43.69902 | 89 | | | | |

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| الخطأ المعياري | بين المجموعات | 0.00019 | 2 | 0.00949 | 0.18055 | 0.004 | 0.835121 |
| | داخل المجموعات | 0.045709 | 87 | 0.000525 | | | |
| | الكلى | 0.045899 | 89 | | | | |

يتضح من الجدول السابق ما يلي :

١) لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار, حيث بلغت قيمة ف (1.49623) وهي قيمة غير دالة احصائيا عند مستوي (0.05) , مما يشير إلى عدم تأثر معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار في حالة انتهاك معدله ٣٠% , كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية في بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار.

٢) كما كانت قيمة ايتا تربيع (0.033) وهي قيمة أكبر من (٠.٠١ ) وتعني أن التأثير ضعيف للأطوال المختلفة من الاختبارات على تقديرات الصعوبة

٣) كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار, كما كنت قيمة Eta Square (0.004) وتدل على عدم وجود تأثير لمتوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار.

أشارت نتائج البيانات الوصفية للاختبارات المختلفة إلى أن متوسط صعوبة الاختبارات يقل بزيادة معدل الانتهاك إلا أن هذا التغير لم يكن دال إحصائيا عند المعدلات المختلفة للانتهاك (٠%,١٠%,٢٠%,٣٠%) على تقديرات صعوبة المفردات وأشارت نتائج تحليل التباين الأحادي إلى عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسط تقديرات الصعوبة ترجع الى معدلات الانتهاك المختلفة ,أي أن انتهاك الافتراضات حتى معدل (٣٠%) لا يوثر على متوسط معاملات الصعوبة ويرجع ذلك الى طبيعة مادة الرياضيات حيث من الضروري أن يكون لدى التلميذ المهارات الرياضية الأساسية حيث أن المعلومات تكون تراكمية من السنوات السابقة , كما أشارت النتائج الخاصة بأثر الأطوال المختلفة من الاختبار على تقديرات

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

الصعوبة وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين الأطوال المختلفة من الاختبار على متوسط تقديرات الصعوبة عند معدلات الانتهاك المختلفة , فكلما زاد معدل الانتهاك , زادت عدد المفردات التي توحي بالإجابة لمفردات أخرى في الاختبار مما يؤدى الى تقليل متوسط الصعوبة , ويتوافق ذلك مع ما أشارت اليه دراسة (Killier et al 2003, ) التي توصلت الى زيادة عدد المفردات يزيل ويحسن أثر المفردات المنتهكة ويؤدي الى إنقاص صعوبة المفردات ويتفق كذلك مع دراسة (Yen,1993) التي توصلت الى أنه بزيادة المفردات المرتبطة قلل ذلك من مستوى الصعوبة مما جعل الاختبار أقل صعوبة , وتتفق النتائج أيضا مع دراسة (زايد صالح عطا , ٢٠١٤ ) التي توصلت الى أنه كلما زاد طول الاختبار تتحسن معه تقديرات معالم الفقرات ولكنها اختلفت مع دراسة (أحمد عقيل المسعودي, ٢٠١٧) التي أسفرت نتائجها عن أن يزداد معدل الصعوبة بزيادة نسبة الانتهاك بين المفردات , فكلما زاد الارتباط بين المفردات يحدث تشوها في معالم الفقرة.

**نتائج السؤال الثاني وتفسيرها : ما أثر معدل انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة و طول الاختبار على ثبات الاختبار ؟**

وللإجابة على هذا السؤال تم حساب الثبات عند معدلات الانتهاك المختلفة وباختلاف طول الاختبار باستخدام برنامج Winsteps , حيث يعبر الثبات باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة عن دقة تباعد قدرات المفحوصين عن بعضهم , كما يقدر بالنسبة بين تباين متوسطات الخطأ لجميع تقديرات القدرة وتباين تقديرات القدرة للمفحوصين ويتبين من الجدول التالي معاملات ثبات الاختبار عند معدلات الانتهاك المختلفة .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

**جدول ( ٢٩ ): قيم الثبات لمعدلات الانتهاك المختلفة باختلاف طول الاختبار**

| طول الاختبار | معدل الانتهاك | قيمة الثبات المفردات | معامل الفصل |
|---|---|---|---|
| ٢٠ | ٠% (مستقل ) | ٠.٩٧ | ٥.٧١ |
| ٢٠ | ١٠% | ٠.٩٧ | ٥.٨٦ |
| ٢٠ | ٢٠% | ٠.٩٧ | ٦.٠٢ |
| ٢٠ | ٣٠% | ٠.٩٨ | ٦.٧٧ |
| ٣٠ | ٠% (مستقل ) | ٠.٩٧ | ٥.٩٠ |
| ٣٠ | ١٠% | ٠.٩٧ | ٥.٩٨ |
| ٣٠ | ٢٠% | ٠.٩٨ | ٦.٣٢ |
| ٣٠ | ٣٠% | ٠.٩٨ | ٦.٧٧ |
| ٤٠ | ٠% (مستقل ) | ٠.٩٧ | ٦.٢٢ |
| ٤٠ | ١٠% | ٠.٩٧ | ٥.٨٥ |
| ٤٠ | ٢٠% | ٠.٩٨ | ٦.٤١ |
| ٤٠ | ٣٠% | ٠.٩٨ | ٧.٦٦ |
| ٥٠ | ٠% (مستقل ) | ٠.٩٧ | ٦.١٨ |
| ٥٠ | ١٠% | ٠.٩٧ | ٥.٨٣ |
| ٥٠ | ٢٠% | ٠.٩٨ | ٦.٥٠ |

باستقراء الجدول السابق يتضح أن أعلى قيم للثبات كانت عند معدل انتهاك ( ٠ % ) أي في حالة عدم وجود انتهاك وتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة , كما يتضح أيضا أنه بزيادة عدد مفردات الاختبار يزداد ثبات الاختبار . كما يمكن الاستدلال على ثبات الاختبار من خلال دراسة الخطأ المعياري للقدرة فأشارت النتائج الخاصة بتقدير الخطأ المعياري إلى إرتفاع متوسطات الخطأ المعياري لتقدير القدرة بزيادة معدل الانتهاك وكذلك وجد أن متوسطات الخطأ المعياري للقدرة تقل كلما زاد طول الاختبار . حيث يقدر الخطأ المعياري من المعادلة :

$$SE(\theta) = 1 / \sqrt{I(\theta)}$$

ويتضح من هذه المعادلة أن كلما قل الخطأ المعياري كلما زادت دالة معلومات الاختبار وبذلك يعطى الاختبار معلومات أكثر عن السمة موضع القياس, ويقيسها بصورة دقيقة , ومن ثم فالاختبارات المحققة لافتراضات نظرية الاستجابة للمفردة

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

يفترض أن تكون أكثر الاختبارات تزويدا بالمعلومات لأن الانتهاك بمعدلاته المختلفة يقلل من دقة المعلومات وهذا ما أشار إليه (أحمد عقيل المسعودي , ٢٠١٧ ) (Reeve , 2004) أن انتهاك الافتراضات يجعل عملية التقدير لكل من قدرات الأفراد ومعالم المفردات تعطي قيم غير دقيقة لكل منها. إلا أن طبيعة المادة قد يكون لها دور .فالرياضيات كمادة من طبيعتها تحتاج الى تسلسل في المنطق الرياضي , حيث أن معظم الافكار فيها تكون تركيبية فقد تتطلب المسألة في حلها خطوة واحدة أو مجموعة من الخطوات للوصول إلى الحل الصحيح .

يتضح أيضا من النتائج السابقة أنه كلما زاد طول الاختبار يقل الخطأ المعياري , فبزيادة طول الاختبار وخاصة في مادة الرياضيات تتنوع الأفكار وكذلك تنوع خطوات الحل , مما يظهر تَوفر المهارات الاساسية لدى التلاميذ مما يقيس السمة بشكل أكثر دقة , كما تؤدى زيادة طول الاختبار الى تقليل أثر المفردات المنتهكة ويتفق ذلك مع هامبلتون وأخرون (Hambelon et al , 1991).

كما لوحظ من النتائج السابقة أن الاختبار ذو طول ( ٢٠ ) مفردة المستقل كان أكبر الاختبارات في متوسط الخطأ المعياري لتقدير القدرة وقد يعود ذلك الى طبيعة المادة واختلاف الأفكار .

كما أشارت نتائج البحث الى أن معدلات الثبات جاءت جميعها مرتفعة في جميع الاختبارات , أي عدم تأثر ثبات الاختبارات حتى معدل انتهاك يصل الى ٣٠ % وجاءت جميعها عالية .

**خلاصة وتوصيات** :ويمكن تلخيص نتائج البحث فيما يلي :

لا توجد فروق ذات دلالة احصائيا عند مستوى دلالة ( ٠,٠٥ ) في تقدير صعوبة المفردات تعود إلى معدل الانتهاك مما يدل على عدم وجود ارتباط بين معدلات الانتهاك والصعوبة حتى معدل ٣٠ % مفردات منتهكة من أسئلة الاختبار .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

توجد فروق ذات دلالة احصائية عند مستوي ( ٠.٠٥) بين متوسطات معلم الصعوبة تعزي إلى طول الاختبار, مما يشير إلى تأثر معلم الصعوبة باختلاف طول الاختبار في حالة عدم الانتهاك , كما يتبين أيضا عدم وجود فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات الخطأ المعياري باختلاف طول الاختبار.

لا توجد فروق ذات دلالة احصائية عند مستوي ( ٠.٠٥) بين متوسطات الخطأ المعياري للصعوبة تعزي إلى طول الاختبار.

قيم للثبات كانت أعلى عند تحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة , وبزيادة عدد مفردات الاختبار يزداد ثبات الاختبار .

ارتفاع متوسطات الخطأ المعياري لتقدير القدرة بزيادة معدل الانتهاك وكذلك وجد أن متوسطات الخطأ المعياري للقدرة تقل كلما زاد طول الاختبار .

**دراسات مقترحة :**

- دراسة أثر معدل انتهاك افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة أحادية البعد على دالة معلومات الاختبار
- دراسة أثر معدل انتهاك افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة متعددة الابعاد على خصائص المفردة
- دراسة أثر معدل انتهاك افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة متعددة الابعاد على خصائص الاختبار
- القيام بدراسة مماثلة باستخدام أنواع مختلفة من المفردات ( المزاوجة , اكمال الفراغ , الصواب والخطأ ) والمقارنة فيما بينها لتحديد معدل الانتهاك الذي عده تتأثر خصائص المفردات .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

## مراجع البحث

### أولاً : المراجع العربية :

١- أحمد عقيل المسعودي (٢٠١٧) : أثر الارتباط الموضعي بين الفقرات وطول الاختبار على دقة معالم الأفراد والفقرات في ضوء نماذج نظرية الاستجابة للمفردة, **رسالة دكتوراه**, جامعة أم القرى, المملكة العربية السعودية .

٢- أروى الحوارى (٢٠١٥ ) : أثر طول الاختبار وشكل توزيع القدرة في تقديرات قدرة الأفراد وفق نموذج راش في نظرية استجابة الفقرة ، فلسطين ، **مجلة جامعة النجاح للأبحاث و العلوم الإنسانية** . ٢٩(٨ ) . ص ١٤٦٣- ١٤٨٨ .

٣- إسماعيل الوليلي ( ٢٠٠٢ ) : دراسة سيكومترية مقارنة لبعض نماذج الاستجابة للمفردة في انتقاء مفردات الاختبارات مرجعية المحك , **رسالة دكتوراه غير منشورة** , كلية التربية جامعة الازهر .

٤- أمينة كاظم(١٩٨٨) : **دراسة نظرية حول القياس الموضوعي للسلوك ( نموذج راش )** ،مؤسسة الكويت للتقدم العلمي ، الكويت .

٥- أمينة محمد كاظم وآخرون. (١٩٩٦): **اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي** ، القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية.

٦- أمينة كاظم أنور محمد الشرقاوي وسليمان الخضري ونادية عبد السلام (١٩٩٦) : **اتجاهات معاصرة في القياس والتقويم النفسي والتربوي** ، القاهرة ، الأنجلو المصرية .

٧- إيمان فؤاد (٢٠١١ ) : مقارنة بين نظرية الاستجابة للمفردة والنظرية التقليدية في دراسة مفردات اختبار القدرة العقلية العامة . **رسالة دكتوراه.** معهد الدراسات التربوية .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

٨- أيمن غانم (٢٠١٥ ) : بناء بطارية اختبارات لقياس الذكاء الناجح لدى طلاب المرحلة الثانوية دراسة سيكومترية , **رسالة دكتوراه** ، كلية البنات للآداب والعلوم والتربية ، جامعة عين شمس.

٩- خالد هديبان سليمان ( ٢٠١٢ ) أثر طول الاختبار وحجم العينة في دقة تقدير معلمة الصعوبة للفقرة والقدرة ومعادلة الاختبارات بوجود الأداء التفاضلي للفقرة , **رسالة دكتوراه** , جامعة اليرموك , الأردن.

١٠- رجاء أبو علام (٢٠١١ ):**مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية** , القاهرة , دار النشر للجامعات

١١- رشدي فام منصور (١٩٩٧) : حجم التأثير الوجه المكمل للدلالة الاحصائية . **المجلة المصرية للدراسات الانسانية** , ١٦ (٧) , ص ص. ٥٧-٧٥.

١٢- زايد بني عطا ونضال الشريفين (٢٠١٢) : أثر اختلاف شكل وتوزيع القدرة على معالم الفقرة ودالة المعلومات للاختبار. **المجلة الاردنية في العلوم التربوية**, ٨ (٢) , ص١٧-٤٢.

١٣- زايد صالح بني عطا ( ٢٠١٤ ) : تقصي دقة تقدير النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة لمعالم الفقرة وقدرة الافراد في ضوء تغير طول الاختبار وحجم العينة دراسة محاكاة , **مجلة جامعة الشارقة للعلوم الانسانية والاجتماعية** , ١١ ( ٢) . ص ١ – ٣٧ .

١٤- صلاح علام (١٩٩٠): استخدام نموذج راش في بناء مقياس هدفي المرجع للمعارف الأساسية في إعداد خطة البحوث النفسية والتربوية , مجلة كلية التربية جامعة الأزهر,(١٧), ص ص .١٢٩-١٨٥ .

١٥- صلاح علام (٢٠٠٥): **نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي**. القاهرة : دار الفكر العربي.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

١٦- صلاح علام (٢٠١١) :**القياس والتقويم التربوي ، أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة** ، القاهرة ، دار الفكر العربي .

١٧- عز الدين النعيمي ( ٢٠٠٩ ): مقارنة ثلاث طرق للكشف عن انتهاك افتراض الاستقلال الموضعي في الاختبارات الوطنية لضبط نوعية التعليم في الأردن . **مجلة العلوم الانسانية** . ع (٤١) . ص ٢ -١٥.

١٨- فاروق موسي (١٩٩٠): **القياس النفسي والتربوي للأسوياء والمعاقين** , القاهرة , مكتبة النهضة .

١٩- ماجد عبد الفتاح بخاري (٢٠١٦): أثر انتهاك افتراض تجانس التباين على قيم مربع ايتا ومربع أوميجا كمؤشر لفحص الدلالة العملية في تحليل التباين الأحادي ، **دراسات عربية في التربية وعلم النفس** ، السعودية, ع (٧٦) , ص ص. ١٤٣-٢٠٥ .

٢٠- محمد الشافعي ووفاء نصار (٢٠٠٩) : أثر انتهاك افتراض أحادية البعد واستقلالية المحل في تدريج بنك أسئلة ودقة معادلة درجات اختبار البنكي , **مجلة كلية التربية** ، جامعة الملك سعود ، الندوة الإقليمية لعلم النفس.

٢١- محمد الشافعي ( ٢٠١٤ ) : تأثير انتهاك بعض افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة على تدريج بنك الأسئلة ودقة معادلة الاختبارات البنكية المسحوبة , **مجلة كلية التربية بنها** , ع(٩٨), ص ص. ٤٣١-٤٩٨ .

٢٢- محمد حاتم سيف ( ٢٠١٣ ) : أثر عدد فئات المفردات المشتركة ومستوى صعوبتها على تدريج مفردات البنك الاسئلة المصمم باستخدام التقدير الجزئي . **رسالة دكتوراه** , معهد الدراسات التربوية , جامعة القاهرة.

٢٣- محمد محمود عبد الوهاب (٢٠١٠ ) :استخدام نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية في تدريج مفردات بعض الاختبارات المعرفية , **رسالة دكتوراه غير منشورة** , جامعة المنيا , مصر .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

٢٤- محمود منسي (٢٠٠٤): **التقويم التربوي ومبادئ الاحصاء** , دار المعرفة , الاسكندرية.

٢٥- منير خلف السحيمات (٢٠١٥) : أثر الاستقلال الموضعي في دقة تقديرات التمييز والصعوبة في نظرية الاستجابة للمفردة في اختبار القدرة الرياضية لطلبة الصف الثامن الأساسي في الأردن. **مجلة الدراسات التربوية** ,م (١٦ )ع ( ٥٠ ), ص ص. ١-٣٥.

٢٦- نداء بهاء الدين على (٢٠١١ ): فاعلية استخدام نموذج راش في بناء اختبار تحصيلي محكي المرجع لمقرر القياس والتقويم في التربية , **رسالة دكتوراه جامعة دمشق** . سوريا .

٢٧- نضال الشريفين ( ٢٠٠٦ ) : الخصائص السيكومترية لاختبار محكي المرجع في القياس والتقويم التربوي وفق النظرية الحديثة في القياس التربوي والنفسي, **مجلة العلوم النفسية والتربوية** , م (٧) ع (٤ ), ص ص ٨٠ – ١٠٩ .

٢٨- نضال الشريفين ( ٢٠٠٩ ) : معادلة درجات نماذج مختلفة من اختبار الكفاءة اللغوية في اللغة الإنجليزية لدى طلبة اليرموك , **مجلة العلوم النفسية والتربوية** , م (١) ,ع (٢ ), ص ص ١١ – ٦٢ .

٢٩- نسرين إسماعيل (٢٠٠٩): دراسة سيكومترية حول استقلالية القياس ومدى تحققها لاحد متغيرات الشخصية باستخدام نظرية الاستجابة للمفردة , مجلة البحث العلمي في التربية , ع(١١), ص٤٥-٦٣.

٣٠- نضال كمال الشريفين وزايد صالح عطا( ٢٠١٣ ) : تقصى أثر خطوات الأسئلة متعددة التدريج وشكل التوزيع لصعوبتها على تقديرات القدرة للأفراد والصعوبة للأسئلة ودالة المعلومات للاختبار وفق نموذج التقدير الجزئي, , **المجلة التربوية ,مركز النشر العالمي , جامعة الكويت** , م(٧) ع (١٠٩ ) .ص ص ١-٣٥ .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

٣١- وفاء محمود عبد الرازق (٢٠١٢ ): تأثير نماذج الاستجابة للمفردة على دقة تقديرات القدرة للأفراد باستخدام المصفوفات المتتابعة لرافن , **مجلة كلية تربية , جامعة بنها**, م(٢), ع (٩٢ ) , ص ص .٢٨٧ – ٣٣٥ .

**ثانيا : المراجع الأجنبية :**

32−Agresti,A.&Finnlay,B.(2009): **Statistical Methods For the social science** ,( 4 th ED), Upper saddle River ,NJ:Person-Prentice Hail.

33-Allen,S.&Sudweeks,R.( 2001):Identifying and Mapping Local Item Dependence in Context –Dependent Item Sets Paper Presented at the Annuel Meeting Of The **American Education Research Association** ( Seattle , WA, , April,10-14,2001).

33-Anne M. Gadermann, Martin Guhn & Bruno D. Zumbo, (2012): Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide**, practical assessment research evaluation journal** ,V ( 17), N( 3), January 2012 .

34-Andrich ,D.(2004): Controversy and The Rasch model :acharacteristic of incompatible paradigms**? Medical Care** , v(42 ) , Pp 1-16.

35-Allalouf, A. and Ben-Shakhar, G. (1998): The effect of coaching on the predictive validity of scholastic aptitude tests'**, Journal of Educational Measurement,** vol( 35), No( 1).Pp 31 - 47.

36-Baghaei,P.,Hohensinn,C.&Kubinger,K.(2014): The PersianAdaptation of foreign language reading anxiety scale:A psychometric analysis . Psychological Reports, n(114) ,Pp 315-325.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

37-Baker, F.(2001): The Basics of Item Response Theory. University of Maryland: College Park, MD. ERIC Clearing house on Assessment and Evaluation.

38- Baker, B & Kim,S.(2004): **Item Response Theory** : Parameter Estimation Techniques , (2nd) , Ny: Marcel Dcker.INC.

39-Baker, F (2001):The Basics of Item Response Theory. University of Maryland: College Park, MD. **ERIC Clearing house on Assessment and Evaluation.**

40- Bock,R.(1997): A brief history of Item Response Theory. **Journal of Educational Measurement**:Issues and practices ,vol(16),Pp . 21-33

41- Bond, T.G.(2007): **Applying the Rasch model-Fundamental museaurement in the human science** ,Mahawah, NY : Lawrence Erlbaum Associates.

42- Bo Zhang (2008) :Application of Unidimensional Item Response Models toTests With Items Sensitive to Secondary Dimensions, **The Journal ofExperimental Education**, 77(2), pp147—166.

43- Cook, L.(2004) :An Assessment of Relationship Between the assumption of Unidimensionality on the Quality of IRT True-Score Equating , ERIC-NO:ED335190.

44- Cook, L. L. & Hambleton, R. K. ( 1980): Latent trait models and their use in the analysis of educational test data.**Journal of Educational Measurement**, 44( 2),Pp 75-96.

45- Chen,C&Wang,W(2007):Effect of Ignoring item interaction and efficiency of the local dependence index under three – parameter logistic model and the generalized partial credit model.

46- Cronback ,L.J (1979):**Essential of psychological Testing** ,New York,Harper &Row ,pub.3 rd ed.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

47- Donaled ,R.& Oded, N.(2012):Local-Dependence Effects in Tests,**Journal of Measurment**,33(2),Pp 225-278.

48- Dorans,Neil,J.Kingston Neal M.(2011 ) : The Effects of Violations of unidimensionality on the estimation of item and ability parameters and on Item Response Theory Equating of Scales, **Journal Measuremen**t 22(4),Pp 249 – 262.

49- Dai-Trang.L(2013):Applying item response theory modeling in **Educational Research**.Retrivedfrom proQuest,UMINO3597347.

50- De Ayala,R.J.:(2009) : **The theory and practice of Item Response Theory** .New York .Guilford.

51- Embreston,S,E&Riise ,S .P.(2000): **Item Response Theory for Psychologists**, New Jersey ,Mahwah Lawrence Erlbaum AssociatesPublishers.

52- Finch,W.&Jeffers,H.(2016):A Q3-Based Permutation Test for Assessing Local Independence. **Applied Psychological Measurement** ,40(2),Pp157-160.

53- Fitzpatric,A.R.(2009):The Impact of Anchor Test Configuration on Students Proficiency Rates ,**Educational Measurement**, Issues and Practice .27(4),Pp34-74.

54- Gessaroli ,M.E.& De Champlain,A.(2005): Test dimensionality Assessment of .In: Everitt BS,Howell DC.Eds.**Encyclopedia of statistics in behavioral science** Chichester:John Wiley& Sons.

55- Glas,C.A(2004 ): **Statistics for large Item Banks** ERIC,ED 478820.

56- Harris,D.(2003): Equating the multistate bar examination originally appearing in the bar examination.72(3),reprinted with permission of the national conference of bar examiners from , http ://www ncber .org/pubs/pdf/72030=Harries .pdf .

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

57- Harwell, M. R.(1997). Analyzing the result of Monto Carlo Studies in Item Response Theory. **Educational and Psychology Measurements**, n(57), pp260-279.

58- Hashimoto.T.(2011) : Local independence statistics applied to testlet items. The National Center for University Entrance Examinations,n(2) , Pp19-23.

59- Hattie, J(1985):Methodology review : Assessing unidimentionality of tests and items .**Applied psychological Measurement**.9 (2),pp139-164.

60- Hambleton . R , Swaminathan . H & Rogers .H (1991 ): Fundamentals of Item Response Theory . sage publication .

61- Hanson B.A & Begnin ,A.A(2002 ): Obtaining a common scale for I RT item parameters using separate versus concurrent Estimation in the common item non equivalent groups equating in the common non equating groups equating design , **Applied Psychological Measurement** , v (26 ) , Pp 3 -24.

62- Hulin . C, Drasgow . F &Parson . C ( 1983 ) **: Item Response Theory application to psychological measurement** , DOW JONES-IRWIN , united states of America.

63-Jiao,H. & Kamata,A (2003 ): Model Comparisons In The Presence Of Local Item Dependence, Paper Presented At The Annuel Meeting Of The American ,**Education Research Association,Chicago**.IL April,21-25, ERIC,No:ed 153248.

64- Jiao,H.Kamata,A,Wang,S. & Jin,Y.(2012 ):A Multilevel Test let Model for Dual local Dependence , **Journal of Measurement** 49(1), Pp. 82-100.

65- Karon,F.Michscl,A.& Kallen(2009):Having a fit : impact of number of items and distribution of data on traditional criteria for assessing IRT,s unidimensionality assumption .**Qual Life RES**,18 , Pp 447-460.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

66- Keller ,R (2007): A comparison of Item Response Theory True Score Equating and Item Response Theory-Based Local Equating. **PHD**.University of Massachusetts.

67- Lawrence. R. (2006) **: Item Banking**, Chicago, Mesa Press.

68- Lee,S.(2012):The impact of missing data on the dichotomous mixture IRT models, Unpublished **PhD** s thesis – The Graduate Faculty of The University of Georgia.

69-Linacre, J. M & Wright, B. D. (1998). **Auser's Guide to BIGSTEPS**. (Computer Program), MESA Press, Chicago.

70-Linacre,J(2002): What do Infit and Outfit ,Mean_Square and Standardized mean ? **https://www.rasch.org/rmt/rmt162f.htm.**

71- Linacre,J.(2010):Predicting response from Rasch Measures ,**Journal of Applied Measurement** ,V(11),N(1),Pp.1-10.

72- Lord, F. M. (1980). **Applications of Item Response Theory to Practical Testing Problems**, Hillsdale, New Jersey.

73- Mandal (2002) :**Item Response Theory .A tool For Improving the predictive criterion validity of the Neo Pi-R** .Indian University of Pennsylvania.

74- Michaelides, M (2006 **): Effects of Misbehaing common item on Aggregate score an Application of the mental Haenszel static in test equating center for the study of evaluation** ( CSE ). Los . Angles , C A.

75- Mislevy,R.& Chang,H.(2002):Does adaptive testingviolate local independane? . Psychometrika.65(2).pp149-156.

76- McDonald,R.P (1981): The dimensionality of tests and items British **Journal of Mathematical and Statistical Psychology** ,( 34), Pp100-117 .

77- Muirne, C. S. (2010) : violation of Uni-dimensional IRT Calibration intest score equating, **Journal of Educational Measurement**, 2(1), Pp 76—88.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

78- Onder ,I. (2007): An investigation of Goodness of model data fit model very uyumunun arastirilmasi .**Hacettepe University Egitim Fakultest Dergisi** , (32),Pp210-220.

79- Pina,J .& Montesinos, M ( 2005) : Fitting Rasch model using appropriateness measure statistics .**The Spanish Jurnal of Psychology**, 8(1),Pp100-110.

80- Reckase, M.D.(1997). The past and future of multidimensional item response theory. **Applied Psychological Measurement**,1, Pp 25-36.

81- Reese,I.M.(2007): Impact Of Local Item Dependence On True-Score Design, LSAC, Research Report Series.

82- Reeve , B .B ( 2002 ) : An Introduction to modern measurement Theory , Division of Cancer control and population sciences .**National cancer Institute .**

83- Vender & Linden ,w.(2001) : Computerized Adaptive testing with equating Number correct scoring **Applied Psychological Measurement**, v(25),n(4). Pp 343-355.

84- Walter ,O. & Rose ,M. (2013): Effect of item order on item calibration and item bank construction for computer adaptive tests , **Psychological Test and Assessment Modeling** , 55( 1) .Pp 81-91.

85- Wang,Y.(2005): Robustness Of Unidimensional IRT Calibration In Presence Of Essential Dimensionality,ERIC,No:ed 371019.

86- Wiberg ,M .(2004 ) :**Classical Test Theory V S .Item Response Theory**,An evaluation of the theory test in in the Swedish driving license test UMEA University n(50).Issue 1103-26.

87- Wright ,D.& Stone ,M.(1979) : **Best test design A hand book for Rasch Measurement** , Chicago: MESA press.

89- Xie,C.(2014): Cross Classified Modeling of Dual Local Item Dependence **.(PhD Dissertation**) ,University of Maryland ,U.S.A.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

90- Zenisky , A.,Hambelton,R.,&Sireci,S.(2002):Effect of local item Dependent on the Validity of IRT item ,test and ability statistics .On lineavailable:www.aamc.org/students/mcat/research/monograph5.df.

مجلة كلية التربية . جامعة طنطا
ISSN (Print):- 1110-1237
ISSN (Online):- 2735-3761
DOI: - 10.21608/MKMGT.2020.134968
ابريل (2021)

# The Effect of Both Rate Violation of Some Assumptions of the Item Response Theory and the Length of The test on the Item Difficulty and Reliability of the Test

## Abstract

The current research aims at identifying the effect of both rate violation of some assumptions of the item response theory and the length of The test on the item Difficulty and Reliability of the test .The research tool represented in Item Bank in mathematics for first preparatory grade .Four tests were derived of multiply choice question with different lengths ( 20,30,40,50) item were violated IRT assumptions with different rates (10% ,20%,30%). The total images of test (15) test were applied on ( 1834) pupils. Data was analyzied according to One parameter model ( Rasch Model).The following statistical programs( WINSTEPS,SPSS,EXCEL) .

**Finding indicates that:**

.1. There are no statistically significant differences in estimating item Difficulty due to the rate of violation, indicating that there is no correlation between violation rates and Difficulty up to an average of 30% of the violated items of the test questions.

2.There are statistically significant differences in estimating item Difficulty due to the length of the test, which indicates that item difficulty was affected by the differ of test length in case no violation .

3.The finding show that high estimate for the reliability in tests which satisfied IRT assumptions and increasing items .in addition high estimate for stander error of ability if the rate of violation increase in tests which no satisfied IRT assumptions and low estimate for stander error of ability if the length of tests increasing