

# كلية التربية كلية التوبية كلية معتمدة من الهيئة القومية لضمان جودة التعليم إدارة: البحوث والنشر العلمي (المجلة العلمية)

\_\_\_\_\_

# فحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم

إعداد
د / بندر بن سالم الشهري
وزارة التعليم – المملكة العربية السعودية

﴿ المجلد الثالث والثلاثين – العدد الأول – يناير ٢٠١٧م ﴾ http://www.aun.edu.eg/faculty\_education/arabic

# الملخص: -

هدفت الدراسة الحالية إلى فحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم وذلك عند تطبيق نموذجي اختبار اختيار من متعدد يتفقان في قياس الهدف التدريسي ويختلفان في قواعد صياغة الاختيار من متعدد ، وقد بلغ حجم عينة الدراسة الصالحة للتحليل الإحصائي (١٣٩١) طالباً، ولتحقيق أهداف الدراسة صمم الباحث أداة الدراسة (نموذجي اختبار) من نوع الاختيار من متعدد من أربعة بدائل ضمن منهج علوم الصف السادس الابتدائي للفصل الدراسي الأول من العام ١٤٣٦–١٤٣٧هـ وتم تحليل البيانات باستخدام البرنامج الإحصائي XCalibre 4.2.2

# وتوصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

- لم يتحقق افتراض اللاتغير في قدرات الأفراد عند تقدمهم لفقرات مختلفة في الصعوبة ، حيث كانت الفروق بين متوسطات معالم القدرة دالة.
  - لم يتحقق افتراض اللاتغير في تقدير معلمة ( الصعوبة ، التمييز ) باختلاف معالم القدرة.
    - تحقق افتراض اللاتغير في تقدير معلمة ( التخمين ) باختلاف معالم القدرة.

مقدمة :-

يعد نظام القياس الموضوعي من التطورات المعاصرة في القياس النفسي والتربوي، وقد ارتبط هذا النظام بنظرية السمات الكامنة ؛ وذلك لأن المتغيرات التي تكون موضع القياس ليست ظاهرة ظهورًا بينًا مثل أغلب المتغيرات الفيزيقية كالطول والحجم والزمن، أو يمكن الاستدلال عليها بتغير ملحوظ يسهل قياسه مثل درجة الحرارة التي يتم قياسها من خلال تغير طول عمود الزئبق أو الكحول في الترمومتر، وإنما يتم الاستدلال على وجود تلك المتغيرات الكامنة من خلال إجابات الأفراد عن مفردات لها علاقة بالمتغير موضع القياس (Cagnone).

وتعد نظرية الاستجابة للفقرة طريقة مشهورة لنمذجة البيانات ، بمعنى أنها تحاول نمذجة العلاقة بين المتغير غير الملاحظ قدرة الفرد ) واحتمال استجابة الممتحن صوابًا على فقرة ما (المتغير الملاحظ) ، ويعتمد صدق طرق نظرية الاستجابة للفقرة في جزء كبير على البيانات المستمدة من أداء الفرد، وتقوم نظرية الاستجابة للفقرة على جمع متغيرين في علاقة رياضية وتمثل نموذج احتمالي ؛ نظرًا لأن طبيعة البيانات تسمح بالتنبؤ باحتمال النجاح على أي فقرة من الفقرات المدرجة ، كما توفر تقديرات لقدرات الأفراد بوحدات النموذج المستخدم (إسماعيل ،٢٠٠٧).

# وهناك بعض القواعد التي تستند إليها نظرية السمات الكامنة منها:

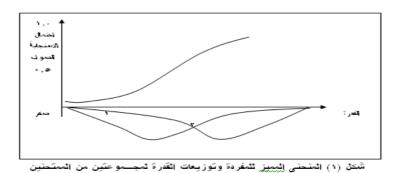
- ١) القدرة الكامنة للمفحوص تكون مستقلة عن محتوى الاختبار .
- لعلاقة بين احتمالية الاستجابة الصحيحة للفقرة وقدرة المفحوص يمكن أن تتمذج اعتماداً على طبيعة الاختبار .
- ٣) يمكن ترتيب قدرة المفحوصين باستعمال أية فقرات اختبارية وبذلك يمكن المقارنة بين نتائج
   المفحوصين على الرغم من أن كلاً منهم أجاب عن مجموعة مختلفة من الفقرات.
- ٤) يختلف الخطأ المعياري للقياس باختلاف مستويات القدرة للمفحوصين وكذلك باختلاف مستويات صعوبة الفقرة التي يستجيبون لها وبذلك فإننا سنحصل على قياسات أكثر دقة.
  - ٥) الاختبار الأقصر قد يكون أكثر ثباتاً من الاختبار الأطول .
- بمكن الحصول على مؤشرات احصائية ثابتة للاختبار وفقراته لا تختلف باختلاف عينة الأفراد وبما يتيح توفر قياسات أكثر ثباتاً (Embertson & Reise ,2000,15).

#### وتستند النظرية على مسلمتين رئيستين وهما:

١ - يمكن التتبؤ بأداء الفرد على مفردة اختبارية عن طريق سمة أو مجموعة سمات أو قدرات.

٢- يمكن وصف العلاقة بين أداء الفرد على مفردة اختبارية ومجموعة السمات التي تكمن خلف هذا الأداء باستخدام دالة طردية تزايدية تسمى بالمنحني المميز للمفردة والشكل (١) يوضح المنحني المميز للمفردة عندما يكون هناك سمة واحدة فقط كامنة خلف أداء الفرد على الاختبار ، كما يبين الشكل توزيعي القدرة لمجموعتين مختلفتين من الأفراد على نفس المفردة (Hambleton & Swaminathan ,1989).

#### شكل (١) المنحنى المميز للمفردة عند سمة واحدة



وتعد استقلالية القياس بمثابة النقطة المفصلية بين النظرية التقليدية ونظرية الاستجابة للفقرة، وهو ما عبر عنه لورد ( ١٩٨٠ ) بخاصية اللاتغاير فإذا ما تحققت مثل هذه الخاصية يصبح بالإمكان القيام ببعض التطبيقات مثل: معادلة الاختبارات، بنوك الأسئلة، الكشف عن تحيز الفقرات، القياس التكيفي (عطا ، الشريفين ، ٢٠١٢ ).

وقد انبثقت عن نظرية الاستجابة للمفردة نماذج متعددة تختلف فيما بينها من حيث الدوال الرياضية التي تعتمد عليها ، وكل نموذج يعتمد على نمط معين للاستجابة ، فمنها ما يعتمد على نمط الاستجابة الثنائية (صفر - ١) ، ومنها ما يعتمد على نمط الاستجابات المتعددة او المتدرجة ، ومنها ما يفترض أن الأداء في الاختبار ينطوي على سمة أحادية البعد ، أو ربما يفترض أن الفقرات تتباين في قدرتها على التمييز بين المستويات المختلفة للقدرة ، أو أن الإجابات الصحيحة على فقرات الاختيار من متعدد تتأثر بالتخمين العشوائي أو لا تتأثر (ابو خليفة ، ۲۰۰٤، ۲۳ ).

# وقد صنف علام (٢٠٠٥) نماذج السمات الكامنة إلى مجموعتين رئيسيتين كما يأتى:

#### (أ). النماذج الاستاتيكية Static Models

تهتم هذه النماذج بالقياس في وقت معين ، كما تهتم بتحديد العمليات التي ينطوي عليها الأداء في الاختبارات النفسية والتربوية ومنها نموذج راش Rasch Model ، نموذج لورد Lord Model ، نموذج بيرنبوم Birnbaum Model

# Dynamic Models النماذج الديناميكية

تهتم هذه النماذج بمشكلة قياس التحسن أو التغير الذي يحدث في السمات النامية المختلفة في مُدَد زمنية متباعدة . ومنها نموذج بوك Bock Model ، ونموذج فيشر Model ، إن أهم ما يميز نماذج السمات الكامنة المستخلصة من النظرية الحديثة هو الصيغة الرياضية لكل منها وطبيعة البيانات التي يتم الحصول عليها ، وهذا الاختلاف في الصيغة الرياضية أدى إلى ظهور الكثير من النماذج في مجال القياس النفسي والتربوي.

### النماذج الاستاتيكية Static Models

من أهم النماذج الاستاتيكية ثلاثة نماذج أساسية شائعة الاستخدام وهي:

# النموذج أحادى المعلم (نموذج راش)

نسبة إلى عالم الرياضيات والإحصاء الدنماركي جورج راش الذي كان رائداً في تطوير نظرية الاستجابة للمفردة (رينولدز اليفينغستون ٢٠١٣، ٣٢٠٠) ، وقام العالم الامريكي بنجامين رايت بتطويعه للتطبيق العملي وساهم العالم الاسترالي ديفيد أندرش في تطوير النموذج وانتشاره خاصة فيما يخص استخدام الاستجابات المتدرجة والمنحنى المميز للمفردات (ICC) ، ويعد نموذج راش أحادي المعلم أبسط نماذج الاستجابة للبند أحاديه البعد ، ويفترض النموذج تساوي جميع مفردات الاختبار في التمييز بين مستويات القدرة المقاسة ، وهي فرضية تبدو غير واقعية في تصميم الاختبارات وبنائها ، كما يفترض النموذج أن تكون القدرة المقاسة أحادية البعد أي تقيس قدرة واحدة وأن تكون جميع مفردات الاختبار من النوع الثنائي ، مثل مفردات الاختيار من متعدد ذات الإجابة الصحيحة الواحدة ، وكذلك يفترض النموذج أن الفرد لا يلجأ إلى (علام، ۲۰۰۱، ۱۹۹۳) و التخمين العشوائي في إجابته عن مفردات الاختبار تعطى درجة خام واحدة عن كل استجابة صحيحة على المفردة ودرجة خام صفر عن كل استجابة خاطئة ، وهو بذلك يفترض أن التمييز يساوى واحد صحيح مع اعتبار الخطأ المعياري

، وهذه الافتراضات غير واقعية إلى حد ما؛ إذ يصعب بناء مفردات تميز بدرجة واحدة بين مستويات القدرة التي يقيسها الاختبار، ومع ذلك فإن نموذج راش يعد أكثر نماذج الاستجابة للمفردة استخدامًا وأكثرها شهرةً (عبابنة ،٢٠٠٦) ؛ ولعل ذلك يرجع إلى كثرة الأبحاث التي استخدمته، وامكانية تطبيقه يدويًا دون الحاجة إلى برامج حاسوبية معقدة.

ومن هنا يضع النموذج أمام الباحث مسؤولية وضع مفردات اختبارية تراعي قدر المستطاع التخمين وتقوم على ضبط الموقف الاختباري، وفيه يتم تثبيت قيمة معلمتي التخمين والتمييز أي أن البنود لا يمكن الإجابة عليها باستخدام التخمين ولها نفس إمكانية التمييز، ولأن معلم التمييز في هذا النموذج ثابت لكل البنود تتوازى المنحنيات المميزة لها لتساوي ميولها.

يفترض راش أنه كلما ازدادت قدرة الفرد عن صعوبة المفردة ازداد احتمال حدوث الاستجابة الصحيحة للمفردة والعكس صحيح وإذا تساوت قدرة الفرد مع صعوبة المفردة فإن احتمال حدوث الاستجابة الصحيحة (٥٠٠) أي يتساوي مع احتمال حدوث الاستجابة الخطأ.

#### ويعبر عن النموذج بداله الاستجابة للبند الآتية:

$$p_{i(\theta) = \frac{1}{1 + e^{-D(\theta - b_i)}}, i=1,2,3,4...n}$$

المفردة نا المفردة (
$$heta$$
) المفردة الاستجابة الصواب للفرد الذي قدرته  $( heta)$  على المفردة  $( heta)$  المي مقدار القدرة لدى الفرد كما يقيسها الاختبار .

 $b_i$  إلى صعوبة المفردة  $b_i$ 

E إلى الأساس اللوغاريتمي الطبيعي وهو يساوي (٢.٧١٨) تقريباً .

N إلى عدد المفردات في الاختبار .

الى معامل القياس أو التدريج وهو مقدار ثابت يساوي (١.٧) ويستخدم هذا العامل ليؤكد أن هذه الدالة اللوغاريتمية هي تقريب حقيقي للدالة التجميعية الطبيعية لهذا النموذج، وبدون هذا العامل تصبح الدالة اللوغاريتمية تحويلاً خطياً للدالة التجميعية الطبيعية ( محاسنة ،١٠٣).

# النموذج ثنائي المعلم (نموذج لورد)

يعد هذا النموذج مثل نموذج راش حالة خاصة من النموذج الثلاثي عند تثبيت قيمة معلمة التخمين ، ويعتبر هذا النموذج الاحتمالي بديلاً عن النموذج الطبيعي ثنائي المعلم الذي قدمه لورد عام (١٩٥٢م) وله معلمان أو بارامتران هما صعوبة البند (bi) وقدرته التمييزية (ai) و ۲۰۰۹ كروكر ، الجينا ،۲۰۰۹ ) .

# ويعير عن النموذج بدالة الاستجابة للبند الآتية :

$$p_{i(\theta) = \frac{1}{1 + e^{-Da_i(\theta - b_i)}}, i=1,2,3,4...n}$$

a<sub>i</sub> إلى المنحنى الممييز للمفردة ( ICC) عند نقطة انقلابه أو معلم التمييز.

ويعد النموذج الثنائي أقل نماذج نظرية استجابة المفردة انتشاراً ومع ذلك بدأ كثير من الباحثين في تفضيله عن النموذج الثلاثي لأسباب منها:

أ. المشكلات التي تقابل الباحثين في تقدير بارامتر التخمين .

ب. كثرة عدد البارامترات يضعف من تقدير البارامترات نفسها (مسعود ، ٢٠١٤).

# النموذج ثلاثي المعلم (نموذج بيرنبوم)

### يتضمن هذا النموذج ثلاثة معالم (بارامترات) للبند هي:

- ا. صعوبة البند  $(b_i)$  وهذا البارامتر يحدد موضع منحى الدالة على متصل القدرة فكلما زادت قيمته زادت صعوبة البند وزادت إزاحة منحنى الدالة الى اليمين .
- ٢. قدره البند التمييزية (ai) كلما زادت قيمة هذا البارامتر زادت قدره البند على تمييز المفحوصين إلى مستويات قدرة مختلفة وقيمته السالبة تعني أن المفحوص ذا القدرة الأقل لديه احتمال أعلى من ذي القدرة الأكبر على الإجابة الصحيحة للبند لذا لابد من استبعاد البنود التي يكون معامل تمييزها سالباً.
- ٣. بارامتر التخمين (c<sub>i</sub>) ويعبر عن احتمال توصل فرد قدرته منعدمة أو أقل ما يمكن إلى
   الإجابة الصحيحة على البند ( Childs & Oppler, 1999).

# ويعبر عن النموذج بداله الاستجابة للبند الآتية :

$$p_{i(\theta)=c_i+(1-c_i)} \frac{1}{\left[1+\exp\{-Da_i(\theta-b_i)\}\right]}, i=1,2,3,4...n$$

إلى الخط التقاربي الأسفل للمنحنى المميز للمفردة أو معلم التخمين Ci

#### وللتحقق من مدى مطابقة النموذج للبيانات توجد ثلاث طرق للتحقق من ذلك :

- هل بيانات الاختبار تحقق افتراضات النموذج ؟
- هل خاصية اللاتغير (Invariance) متحققة لكل من معالم الفقرات والقدرة ؟
- هل توفر البيانات معلومات عن التنبؤ من خلال النموذج وبين ما هو ملاحظ (Hambleton & Swaminathan ,1989) ، وفي هذه الدراسة تم الاعتماد على النماذج ثنائية التدريج وبالتحديد على النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم والذي يقوم على عدة افتراضيات منها:

# الله : أحادية البعد Uni dimensionality

يشير مصطلح أحادية البعد Uni dimensionality إلى عدد السمات الكامنة المسؤولة عن أداء الأفراد في الاختبارات ، والسمة مفهوم يستخدم لوصف سلوك الأفراد وهو عبارة عن تجمع من السلوك المتداخل والمترابط بصورة متكاملة ، وهذا يعني أن السمة ليست صفة منفردة، وإنما تعتبر مفهوماً مجرداً غير ملموس ؛ لذا يعد تحديد وتعريف السمات المراد قياسها من الخطوات الأساسية في القياس وتفترض معظم نماذج نظرية الاستجابة للمفردة أن هناك سمة أو قدرة واحدة فقط كافية لتفسير وتوضيح الفروق بين أداء الأفراد في الاختبار ,Fan هناك سمة أو وتسمى تلك النماذج بالنماذج أحادية البعد Unidimensional Models ، أما النماذج التي تفترض وجود أكثر من قدرة واحدة تكمن خلف أداء الفرد تسمى نماذج متعددة الأبعاد Multidimensional Models

إلا أنه يصعب التحقق من افتراضية أحادية البعد بشكل مطلق وبالتالي فإن التأكد منها يكون نسبياً وغالباً ما يتم باستخدام التحليل العاملي Factor Analysis وهذا من أجل الوصول إلى عامل واحد مسيطر General Factor يعتبر المؤثر الأول في أداء الأفراد على الاختبار ونعني به السمة الكامنة .

# ثانياً: التحرر من عامل السرعة في الإجابة Speediness

يقر هامبلتون وسوامنياثان (Hambleton & Swaminathan ,1989,30) أن الفرضية الضمنية التي يتبناها كل مستخدمي نماذج الاستجابة للمفردة هي أن الاختبارات التي تكون ملائمة للنموذج لا يتم إعدادها تحت شرط السرعة ، أي أن عامل السرعة لا يلعب دوراً في الإجابة عن مفردات الاختبار ، أي أن إخفاق بعض الأفراد في الإجابة على بعض مفردات الاختبار يرجع أساساً إلى انخفاض قدراتهم وليس إلى تأثير عامل السرعة في إجاباتهم ، وهذا الافتراض لا يُعلن عنه كأحد افتراضات النموذج في معظم الأحوال ، حيث إنه متضمن في الافتراض الخاص بأحادية البعد ، وذلك لأنه إذا اعتبرت السرعة عاملاً مؤثراً في أداء الأفراد على الاختبار ، فإن في هذه الحالة يكون هناك على الأقل عاملان يؤثران في الأداء هما سرعة الأداء بالإضافة إلى السمة المقاسة من خلال محتوى الاختبار ، وهذا لا يتفق مع أحادية البعد التي تمثل افتراضاً أساسياً لهذا النموذج بل ولجميع نماذج الاستجابة للمفردة ( علام ، ١٩٨٦) .

#### ثالثاً: استقلال موضع المفردة Local Item Independence

ينص هذا الافتراض على أن استجابة الممتحن على المفردات الاختبارية يجب أن تكون مستقلة إحصائياً ولكي يتحقق هذا الافتراض يجب ألا يتأثر أداء الفرد على المفردة بالإيجاب أو السلب باستجاباته على أي من المفردات الأخرى بالاختبار وهذا يعني أن محتوى المفردة يجب ألا يعطي مؤشرات أو أدلة للإجابة على مفردة أخرى ، كما لا يؤثر ترتيب وضع المفردة بالاختبار على استجابة الفرد على هذه المفردة. (Reise & Waller ,2003)

وتعد استقلالية القياس بمثابة النقطة المفصلية بين النظرية التقليدية ونظرية الاستجابة للفقرة، وهو ما عبر عنه لورد ( ١٩٨٠) بخاصية اللاتغاير فإذا ما تحققت مثل هذه الخاصية يصبح ، بالإمكان القيام ببعض التطبيقات مثل: معادلة الاختبارات، بنوك الأسئلة، الكشف عن تحيز الفقرات، القياس التكيفي ( عطا وآخرون ، ٢٠١٢ ).

# رابعا : افتراض المنحنى المميـز للفقـرة characteristic

النظرية الكلاسيكية والحديثة في القياس تتفقان على فرضية مؤداها وجود متصل للقدرة وإذا علم موقع الفرد على هذا المتصل ، فإنه يمكن تقدير احتمال إجابة فرد ما إجابة صحيحة على مفردة اختبارية تقيس هذه القدرة ، إلا أن كلاً منهما تختلفان في الدالة التي يتم بواسطتها تحديد موقع الفرد وارتباطه باحتمال الإجابة الصحيحة حيث إن نماذج النظرية الكلاسيكية تقترض أن شكل تلك الدالة يتخذ شكل المنحنى الاعتدالي في الاختبارات جماعية المرجع ، وشكلاً ملتوباً التواء سالباً في الاختبارات محكية المرجع ، أما النظرية الحديثة فتقترض أنها تتخذ

شكل المنحني اللوغاريتمي Logistic Curve ولذلك تفترض نماذج نظرية الاستجابة للمفردة وجود دالة مميزة Characteristic Function خاصة بكل مفردة من مفردات الاختبار تعتمد في أساسها على موقع الفرد والمفردة معاً على متصل القدرة وتتخذ شكل المنحني اللوغاريتمي التراكمي (كاظم ، ١٩٨٨)

وتعتبر خاصية اللاتغير في معالم الفقرات والقدرة هي حجر الزاوية في نظرية استجابة المفردة ، حيث تنص هذا الخاصية على أن تقدير معالم الفقرات مستقل عن توزيع مستويات القدرة ، وكما أن تقدير القدرة للمفحوصين لا تعتمد على مجموعة فقرات الاختبار المستخدم في تقدير تلك القدرة ، وقد عبر لورد ( ١٩٨٠ ) عن ذلك بخاصية اللاتغير فإذا ما تحققت مثل هذه الخاصية يصبح بالإمكان القيام ببعض التطبيقات مثل: معادلة الاختبارات، بنوك الأسئلة، الكشف عن تحيز الفقرات، القياس التكيفي ، وحسب علم الباحث لم تأخذ هذه الخاصية حقها الكافي من البحث والدراسة لاسيما عند استخدام النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ، ولذلك جاءت الدراسة الحالية لمحاولة دراسة ذلك وتقديم بعض النتائج التي من المؤمل أن تساهم في تقديم تصور خاص بخاصية اللاتغير وخصوصاً مع النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم.

# مشكلة الدراسة:

جاءت الدراسة الحالية لفحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم عند تطبيق نموذجي اختبار اختيار من متعدد يتفقان في قياس الهدف التدريسي ويختلفان في قواعد صياغة الاختيار من متعدد ، ونظراً لأن الفقرة يمكن أن تطبق في سياقات مختلفة يتوفر في بعضها البناء الجيد للفقرة ، وتفتقد الأخرى إلى بعض قواعد الصياغة ، وقد تطبق الفقرات ضمن اختبارات متجانسة في السمة المقاسة أو ضمن فقرات أقل تجانساً في قياس السمة . لذا فإن مشكلة الدراسة يمكن تلخيصها في الآتي :

- هل تختلف تقديرات معالم صعوبة الفقرات تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟
- هل تختلف تقديرات معالم تمييز الفقرات تبعاً الاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟
- هل تختلف تقديرات معالم تخمين الفقرات تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟
- هل تختلف تقديرات معالم القدرة للأفراد تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟

أهمية الدراسة: -

تعتبر خاصية اللاتغير من أهم الصفات المميزة لنماذج نظرية الاستجابة للمفردة ، وتعدّ من أبرز السمات الهامة عند معديّ ومطوري الاختبارات المختلفة ، ولقد برزت أهميتها في حل كثير من المشكلات التي واجهت النظرية الكلاسيكية في القياس كتلك المتعلقة بمعادلة الاختبارات والاختبارات المكيفة وتأتي أهمية الدراسة لتؤكد على مسلمة نظرية الاستجابة للمفردة والمتعلقة باللاتغير في معالم القدرة باختلاف معالم الفقرات ، أو باللاتغير في معالم الفقرات باختلاف معالم المعلمة وإطلاقه أم أن هناك تصور آخر لهذه المسلمة خصوصاً عند استخدام النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم.

#### مصطلحات الدراسة:

# النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم Three parameters logistic model:

هو أحد نماذج نظرية الاستجابة للفقرة أحادية البعد والتي تستخدم التدريج الثنائي، حيث يمكن لهذا النموذج تقدير ثلاث معلمات هي :معلمة صعوبة الفقرة و معلمة التمييز ومعلمة تخمين الفقرة (بني عطا ، الرباعي ٢٠١٣).

# صعوبة الفقرة Item Difficulty :

في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم يقصد بصعوبة الفقرة: هي نقطة على مقياس القدرة مقابلة لاحتمال الإجابة الصحيحة عن المفردة بمقدار 2/(1+1) حيث (C) عبارة عن احتمالية إجابة الأفراد ذوي المستويات المنخفضة من القدرة إجابة صحيحة عن المفردة عن طريق التخمين . ( الثوابية ، ٢٠١٠).

#### : Item Discrimination تميين الفقرة

في ضوء النموذج الثلاثي البارامتر يقصد بتمييز المفردة: ميل منحنى خاصية المفردة عند نقطة انقلاب المنحنى ، وهي النقطة التي يكون فيها احتمال إجابة الفرد عصر المفردة إجابة صحيحة يساوي 2/(1+C) (Salvia&Ysseldyke, 1995,721)

# ■ بارامتر التخمين Guessing Parameter

هو احتمال إجابة الأفراد من ذوي المستويات المنخفضة جداً فيما يقاس عن المفردة إجابة صحيحة ، وهو بذلك الجزء المقطوع من محور الصادات ، ويسمى مستوى شبه

الصدفة ، أو الخط التقاربي الأدنى للمنحنى (Lower Asymptote) . & Edwardson, 1999)

#### ■ قدرة المفحوصين Individual Ability:

أداء المفحوصين على مجموعة من فقرات الاختبار ويمكن تقدير قدرة المفحوصين بناء على الإجابة على الاختبار باستخدام طرق التقدير المختلفة والتي منها طريقة الأرجحية العظمي.

# طريقة الأرجحية العظمى

#### : Maximum Likelihood Estimation(MLE)

هي طريقة لتقدير معالم القدرة للأفراد من خلال إجراءات تعظيم الاحتمالية للمَعلمة المُراد تقديرها (الرحيل ، الدرابسة، ٢٠١٤).

#### الدراسات السابقة: -

في دراسة استكشافية للخصائص المرتبطة بخاصية اللاتغير في نظرية الاستجابة للفقرة قام وي وولتر (Way&Walter,1992) بدراسة اعتمدت على نتائج اختبار التوفل وذلك لفحص خصائص اللاتغير وتم التوصل إلى أنه أحياناً وبشكل قليل يتم عدم تحقق هذه الخاصية وذلك لوجود بعض الأسباب والتي منها قلة أعداد المفحوصين ، وأثر موقع الفقرة على الاختبار .

وفي دراسة للتقي (١٩٩٢) بعنوان اللاتغير في تقدير معالم قدرات الأفراد ودرجات صعوبة أسئلة المقال من خلال نموذجي التقدير الجزئي وسلم التقدير كحالتين خاصيتين من نماذج راش ، استعمل الباحث في عملية الفحص اختبار تحصيلي في مادة الرياضيات وتوصل الباحث إلى نتائج كان من أهمها تحقق خاصية اللاتغير في تقدير معالم قدرات الأفراد عند استعمال مفردات اختبارية متفاوتة في مستوى صعوبتها عند استعمال نموذج التقدير الجزئي بينما لم تتحقق خاصية اللاتغير في تقدير معالم قدرات الأفراد عند استعمال مفردات اختبارية متفاوتة في مستوى صعوبتها عند استعمال نموذج سلم التقدير .

وقام ين (Yin,1999) بدراسة هدفت إلى التعرف على أثر عدم ملائمة النموذج على خاصية اللاتغير في تقدير معالم الفقرات وقدرات المفحوصين باستخدام ثلاث عينات من المفحوصين واختبارين ، وتوصلت الدراسة إلى أن استخدام النموذج الثلاثي أفضل من استخدام نموذج راش ، وأن حجم عينة المفحوصين يؤثر على خاصية اللاتغير في معالم الفقرات ، كما توصل الدراسة إلى تغير قيمة معلمة تمييز الفقرات عندما يتغير

وفي سياق آخر قام (عبابنه، ٢٠٠٤) بدراسة هدفت إلى معرفة أثر حجم العينة وعدد الفقرات وطريقة انتقائهما على دقة تقدير معالم الفقرة والقدرة لاختبار قدرة عقلية باستخدام نظرية الاستجابة للفقرة ، وقام الباحث بإعداد اختبار قدرة عقلية مؤلف من (٧١) فقرة طبقت على عينة مكونة من طلاب وطالبات الصف السابع وبلغ أفراد العينة (١٠٠٠) طالب وطالبة ، حللت النتائج باستخدام (Biolog3.11) وكان من أهم النتائج التي توصلت إليها الدراسة:

- تزداد الدقة في تقدير معلمة الصعوبة والقدرة عندما يكون مدى القدرة للمفحوصين متوافقاً مع مدى صعوبة الفقرات.
  - تزداد الدقة في تقدير معالم الفقرات بزيادة حجم عينة المفحوصين.

وقام (الرشيدي ، ٢٠١٠) بدراسة هدفت إلى فحص افتراض اللاتغير في معالم الفقرات باختلاف معالم القدرة واللاتغير في معالم القدرة باختلاف معالم الفقرات عند استخدام النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم في ضوء بيانات امبريقية، حيث طبقت هذه الدراسة على عينة عشوائية عنقودية على مستوى الصف من طلبة الصف الأول الثانوي العلمي للعام الدراسي عنقودية على مستوى الصف من طلبة الصف الأول الثانوي العلمي للعام الدراسة ( ٢٠١٠/٢٠٠٩)، وبلغ عدد أفرادها ( ١٦٩٣) طالب وطالبة، ولتحقيق أغراض هذه الدراسة وجمع بياناتها تم بناء اختبار تحصيلي في مادة الفيزياء مكون من ( ٢٠) فقرة ولتحقيق اهداف الدراسة تم تقدير معالم الأفراد ومعالم الفقرات باستخدم البرنامج الإحصائي (Bilog-Mg)، ولتحليل البيانات استخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون وتحليل التباين كأحصائيات لفحص ولتحليل البيانات استخدم الباحث معامل ارتباط بيرسون وتحليل التباين كأحصائيات لفحص اللاتغير . وتم تقسيم افراد عينة الدراسة الى أربع مجموعات حسب معلمة الصعوبة (مجموعة كلية، فقرات ذات صعوبة عالية، فقرات ذات صعوبة متوسطة، فقرات ذات صعوبة منخفضة)، وقد خرجت الدراسة بالنتائج التالية:

- 1. لم يتحقق افتراض اللاتغير في قدرات الأفراد عند تقدمهم لفقرات مختلفة في الصعوبة حيث كانت معاملات الارتباط بين تقديرات القدرة لأفراد عينة الدراسة ذات قيم مختلفة ودالة، كما كانت الفروق بين متوسطات معالم القدرة دالة.
  - ٢. لم يتحقق افتراض اللاتغير في تقدير معالم الفقرات باختلاف معالم القدرة.

وفي دراسة لـ (Meyers,Miller&Way,2010) بعنوان موقع الفقرة والتغير في مستوى صعوبتها في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة وباستخدام نموذج راش الأحادي، أظهرت نتائج التحليل الإحصائي أن تغيير موقع الفقرات ضمن الاختبار يؤثر على صعوبة الفقرة وبالتالي يهدد مسلمة اللاتغير في نظرية الاستجابة للمفردة .

وفي سياق آخر قام (الزبون ٢٠١٣) بدراسة هدفت إلى الكشف عن اللاتغير في تقدير معالم فقرات الاختيار من متعدد عندما تطبقها في سياقات مختلفة ولتحقيق أهداف الدراسة تم الاعتماد على اختبار مكون (١١٣) فقرة في مادة الرياضيات وطبق الاختبار على عينة تكونت من (٢٥١١) طالب وطالبة وباستخدام البرامج المناسبة في تحليل البيانات تبين وجود استقرار في تقدير معالم الفقرات وهذه النتيجة متحققة لمعالم الفقرة الثلاثة: التمييز والصعوبة والتخمين.

وفي سياق مخالف قام (الشريفين ، بني عطا،٢٠١٣) بدراسة هدفت إلى تقصي أثر عدد خطوات أسئلة الاختبار ، وشكل التوزيع لصعوبة الأسئلة في دقة التقديرات لقدرات الأفراد ، ومعالم الصعوبة للأسئلة ، ودالة المعلومات للاختبار ، وفق نموذج التقدير الجزئي . ولتحقيق هدف الدراسة تم توليد بيانات (باستخدام برنامج WINGEN) ، وحللت البيانات وفق نموذج التقدير الجزئي (PCM) باستخدام البرمجية (WINSTEPS) ، برنامج (SPSS) . وبينت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسطات الأخطاء المعيارية لتقديرات القدرات للأفراد تعزى لعدد خطوات الاختبار ، وللتفاعل بين عدد الخطوات وشكل التوزيع ، في حين لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية في دلالة إحصائية تعزى لشكل التوزيع . كما أشارت النتائج إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسطات الأخطاء المعيارية لتقديرات معالم الصعوبة للأسئلة تعزى لعدد الخطوات ، وللتفاعل بين عدد الخطوات وشكل التوزيع ، في حين لم تظهر فروق ذات دلالة إحصائية تعزى لشكل التوزيع .

وقد ركزت الدراسة الحالية على دراسة فقرات ذات أهداف تدريسية موحدة تطبق ضمن سياقات مختلفة وتقدم مقارنات للمعالم المختلفة ضمن عينة واحدة محددة مستخدمة البرنامج الإحصائي (XCalibre4.2.2)

#### مجتمع الدراسة:

يتمثل في: جميع طلاب الصف السادس الابتدائي الذين يدرسون في الفصل الدراسي الأول لعام ١٤٣٦-١٤٣٧هـ بمحافظة الطائف وجميع المدارس الابتدائية النهارية الحكومية والأهلية بمحافظة الطائف لعام ١٤٣٦-١٤٣٧هـ

#### عينة الدراسة:

تم اختيار عينة الدراسة بطريقة عشوائية عنقودية متعددة المراحل (Multi-Stage Random Sample) من جميع طلاب الصف السادس الابتدائي في إدارة التعليم بمحافظة الطائف والذين يدرسون في الفصل الدراسي الأول للعام ١٤٣٦-١٤٣٧ه في المدارس النهارية الحكومي منها والأهلي بحيث تمثل المجتمع الأصلي تمثيلاً صادقًا ، وبالتالي يمكن تعميم النتائج على جميع طلاب المرحلة الابتدائية .

# وقد تم اختيار العينة حسب المراحل التالية:

- ١ المرحلة الأولى: تقسيم إدارة التعليم بمحافظة الطائف إلى ثلاثة مكاتب تعليم حسب تصنيفها بأنها مكاتب داخلية هي ( الشرق ، الغرب ، الحوية ).
- ٢ المرحلة الثانية : اختيار مجموعة من المدراس من كل مكتب بطريقة عشوائية ، بما يستوفي عدد العينة المطلوب، وحصر جميع المدارس الابتدائية المختارة ، ومن ثم تطبيق أداة الدراسة الحالية على جميع طلاب الصف السادس الابتدائي ، واستبعاد أوراق الطلاب الغير مناسبة لإجراء التحليل الإحصائي عليها.

وقد بلغ حجم العينة النهائية الصالحة للتحليل الإحصائي ( ١٣٩١) طالباً، وهم يشكلون ( ٢١٠٥ % ) تقريبًا من حجم مجتمع الدراسة.

# أدوات الدراسة:

لفحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم، وللإجابة عن أسئلة الدراسة صمم الباحث أداة الدراسة (نموذجي اختبار) من نوع الاختيار من متعدد من أربعة بدائل ضمن منهج علوم الصف السادس الابتدائي للفصل الدراسي

من العام الأول ١٤٣٦-١٤٣٧ه ، يتفق هذان النموذجان في قياس الهدف التدريسي ويختلفان في قواعد صياغة الاختيار من متعدد ، وذلك في ضوء دراسة الأدبيات التربوية، ومن خلال الاطلاع على الدراسات والبحوث السابقة و بعد الرجوع إلى بعض ورش تحاليل المحتوى المنعقدة بوزارة التعليم وبالاستئناس ببعض نماذج الاختبارات التحصيلية الخاصة بمادة العلوم ، وقدمت تلك الفقرات إلى نخبة من أساتذة القياس في الجامعات من أهل الخبرة والتخصص والكفاية من أجل أخذ وجهات نظرهم المعتبرة حول فقرات الاختبار ومدى ارتباطها بالأهداف المحددة واقتراح ما يرونه مناسباً من خلال استمارة تحكيم أعدت لذلك، وقد بلغ عدد الفقرات بصورتها الأولية (٤٥ فقرة ) لقياس كل هدف من أهداف المحتوى ، وتم تطبيق الصورة الأولية للأداة على عينة استطلاعية مكونة من (١٤٢) طالباً وتراوحت قيم معاملات الصعوبة للفقرات بين (٠٠,٢٢-٠,٧٤) بوسط حسابي (٠,٤١) ، أما معاملات التمييز فقد تراوحت بين ( -٠,١٨-٠,١٨) بوسط حسابي (٠,٤٤) ، وقد تم حذف سبعة أسئلة وذلك نظراً لتدنى معاملات التمييز الخاصة بكل فقرة منها ، وعليه أصبح عدد الفقرات في صورتها النهائية (٤٧) فقرة ، ويعتبر الصدق من أهم الخصائص السيكومترية للاختبار الجيد ، والذي يمكن الاعتماد على نتائجه في الحكم على مدى صلاحية الاختبار ، ولذلك فقد تم التحقق من صدق الاختبار بحساب مؤشرات صدق التكوين الفرضى للاختبار بطريقة الاتساق الداخلي عن طريق حساب معاملات الارتباط بين درجات كل فقرة من فقرات الاختبار والدرجة الكلية باستخدام معادلة بيرسون ، والتأكد من تمتع النموذج بالصدق الداخلي ومدى صلاحية الاختبار لقياس ما وضع من أجله، ومن أجل الكشف عن ثبات الأداة ، تم حساب معامل الثبات وذلك باستخدام طريقة كيودر ريتشاردسون ٢٠ (KR-20)، حيث بلغت قيمة معامل ثبات الاختبار (٠,٨٩) وهي درجة مقبولة من الثبات ، وبهذا أصبحت أداة الدراسة جاهزة للتطبيق في صورتها النهائية ، بعد ذلك تم العمل على إعداد نموذج الاختبار الآخر والذي يتفق مع الاختبار الأول في قياس الهدف التدريسي ويختلف عنه في قواعد صياغة الاختيار من متعدد ، وتم عرض النموذج الآخر للتحكيم للتأكد من جاهزية النموذج للتطبيق ، وتم تطبيق نموذجي الاختبار على كل أفراد العينة وفقاً لتصميم القياسات المتكررة بحيث يأخذ الطالب الأول النموذج الأول وزميله المجاور له النموذج الثاني في التطبيق الأول ويتم عكس ذلك في التطبيق الثاني بحيث يتم تطبيق النموذجين على جميع أفراد العينة .

وبعد فرز استجابات الطلاب والتأكد من اكتمالها وملاءمتها للتحليل الإحصائي تم إدخالها لبرامج التحليل الإحصائي المناسبة.

#### خطوات جمع المعلومات:

تم تطبيق أداة الدراسة على عينة الدراسة النهائية وفق الإجراءات التالية:

- الحصول على الخطابات الرسمية لتطبيق نموذجي الاختبار على عينة الدراسة.

\_\_\_\_

- إعداد جدول زمني لتطبيق الأداة داخل كل مدرسة
- الاجتماع مع قائد كل مدرسة قبل التطبيق بأسبوع لتوضيح الهدف من الدراسة وإجراءات تطبيق الأداة وتحديد زمن تطبيق الأداة .
  - تحديد المدة الفاصلة بين مرتى تطبيق الاختبار من ١٠،١٤ يوماً .
    - اختيار فريق عمل لتطبيق الاختبار داخل الفصول الدراسية .

#### المعالجة الإحصائية: -

# تم تحديد الأساليب والبرامج الإحصائية المستخدمة بالدراسة في التالي :

جدول (١) المعالجات الإحصائية المتعلقة بالإجابة عن أسئلة الدراسة

الأسلوب الإحصائي	البرنامج الاحصائي
حساب المتوسطات الحسابية ، الاتساق الداخلي  KR20 ، قيمة  اختبار ت	البرنامج الإحصائي Spss21
الصعوبة ، التمييز ، التخمين ، والخطأ المعياري في تقدير كل من معالم الفقرات وقدرة الأفراد	البرنامج الإحصائي
	XCalibre4.2.2

#### نتائج الدراسة وتفسيرها:

صممت هذه الدراسة بهدف فحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ، وذلك من خلال الإجابة على تساؤلات الدراسة باستخدام الأساليب الإحصائية الملائمة ، وقد جاءت نتائج الإجابة على محاور الدراسة المختلفة كما يلى :

إجابة السؤال الأول: " هل تختلف تقديرات معالم صعوبة الفقرات تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟ وهل هناك فروق ذات دلالة إحصائية في تقدير الخطأ المعياري لمتوسط معاملات صعوبة الفقرات تعزى إلى نموذج الاختبار ؟"

تم استخدام برنامج(XCalibre4.2.2) لتحليل البيانات الخام لكل من نموذجي الاختبار لتقدير معالم صعوبة الفقرات ، والجدولان (٢) ، (٣) يوضحان تقديرات معالم صعوبة الفقرات في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم وذلك لنموذجي الاختبار (المحكم ، المخالف )

جدول (۲)

معالم صعوبة الفقرات وتقدير الخطأ المعياري لمعلمة الصعوبة وفق النموذج

#### الثلاثي لنموذج الاختبار المحكم

الخطأ المعياري في تقدير معلمة الصعوبة باللوجيت	معلمة الصعوبة باللوجيت	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة الصعوبة باللوجيت	معلمة الصعوبة باللوجيت	رقم الفقرة
٠,٠٦	٠,٩١	70	۰٫۰۰۰	٠,٠١	١
	,	77	·		۲
٠,٠٨	1,17		٠,٠٨	٠,٢١	
٠,٠٨	1,17	77	٠,١١	۲,۰۳	٣
٠,٠٦	1, £ 1	۲۸	٠,١٤	7,71	٤
٠,٠٩	1, £ 1	79	٠,٠٦	٠,٥٢	٥
٠,٠٥	٠,٧٤	٣.	٠,٠٥	٠,٥٣	٦
٠,٠٨	٠,٠٣	٣١	٠,٠٥	۰,٦٥	٧
٠,٠٨	١,٨	٣٢	٠,٠٩	1,01	٨
٠,١٣	۲,۰۳	٣٣	٠,١٢	1,97	٩
٠,١٤	۲,۱۹	٣٤	٠,٠٦	۰,۸۹	١.
٠,٠٧	٠,٨٨	٣٥	٠,٠٩	1,07	11
٠,٠٥	٠,٨	٣٦	٠,٠٧	1,7 £	١٢
٠,١	1,19	٣٧	٠,٠٩	1,77	١٣
٠,٠٥	٠,٦٥	۳۸	٠,٠٨	1,70	١٤
٠,١٢	1,9٣	٣٩	٠,١٣	۲,۱۸	10
٠,٠٧	1, • 9	٤٠	٠,٠٧	1,70	١٦
٠,١٢	7,17	٤١	٠,١٨	۲,۳۳	١٧
٠,١	1,04	٤٢	٠,٠٦	٠,٩٨	١٨
٠,١	1,97	٤٣	٠,٠٥	٠,٧٢	19
٠,٠٩	1,07	٤٤	٠,٠٨	1,71	۲.
٠,٠٩	1,4Y	٤٥	٠,٠٤	٠,٤٦	۲۱
٠,١	١,٨٤	٤٦	٠,٢٣	۲,٦٦	77
٠,٠٦	1,17	٤٧	٠,١٦	7,70	74
	1		٠,٠٧	١,٢	7 £

جدول (۳) معالم صعوبة الفقرات وتقدير الخطأ المعياري لمعلمة الصعوبة وفق النموذج الثلاثى لنموذج الاختبار المخالف

الخطأ المعياري في تقدير معلمة الصعوبة باللوجيت	معلمة الصعوبة باللوجيت	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة الصعوبة باللوجيت	معلمة الصعوبة باللوجيت	رقم الفقرة
٠,١١	1,9£	70	٠,٠٦	٠,٩٦	١

٠,٠٨	1,17	77	٠,١٢	٠,٤-	۲
٠,١٢	١,٨١	77	۰,۲۸	٣,١٧	٣
٠,٠٧	1,11	٨٢	٠,١٢	1,71	٤
٠,١٣	۲,۲٤	79	٠,٠٥	۰,۸۱	٥
٠,٠٧	•,97	٣.	٠,٠٩	1,£7	٦
٠,١	1,74	٣١	٠,٠٧	٠,٧٨	Υ
٠,٠٧	١,٠٨	44	٠,٠٩	1,17	٨
٠,١٣	١,٨٦	77	٠,٢١	۲,٦٥	٩
۰,۱٦	۲,۲۳	٣٤	٠,١٢	1,71	١.
٠,٠٩	1,14	٣٥	٠,٠٩	1,79	11
٠,٠٦	1,.9	٣٦	٠,٠٩	۰,٦٨	١٢
٠,١٣	۲,۲۳	۳۷	٠,٣٧	٣,١٣	١٣
٠,١١	1,70	۳۸	٠,٠٩	1,19	١٤
٠,٠٨	٠,٨٨	44	٠,١٨	۲,٥	10
٠,٠٧	1,17	٤٠	٠,٠٧	۰,٦٨	١٦
٠,٤٤	٣,٣٨	٤١	٠,١٢	1,97	١٧
٠,١٢	1,01	٤٢	٠,٠٨	1,50	١٨
٠,٢٧	٣	٤٣	٠,٠٦	٠,٩٦	19
٠,١٥	7,10	٤٤	٠,١٣	1,97	۲.
٠,١٣	١,٨٨	٤٥	٠,٠٦	•,•٢-	71
٠,١٩	۲,٥	٤٦	٠,١٣	1,97	77
٠,١٤	۲,۰۱	٤٧	٠,١٨	٢,٣٩	74
			٠,١٣	1,79	۲٤

بقراءة الجدول (٢) نجد تراوح قيم معاملات صعوبة الفقرات باللوجيت ، وفقًا لإجابات الطلاب على نموذج الاختبار المحكم ما بين (٢,٠١-٢,٦٦) وبمتوسط حسابي قدره(١,٣٦) وتراوحت قيم الخطأ المعياري في تقدير معلمة الصعوبة للنموذج المحكم ما بين (٢٠,٠-٣٠٣)، وقد حصلت الفقرة رقم (٢٢) على أعلى معامل صعوبة ، بينما حصلت الفقرة رقم (١) على أدنى معامل صعوبة.

وبإعادة النظر إلى الجدول (٣) نجد تراوح قيم معاملات صعوبة الفقرات باللوجيت ، وفقًا لإجابات الطلاب على نموذج الاختبار المخالف ما بين (-٢,٣٨-،٣٨٠) وبمتوسط حسابي قدره ( 1,٦٣) وتراوحت قيم الخطأ المعياري في تقدير معلمة الصعوبة للنموذج المخالف ما بين

(٠,٠٥- ١,٤٤٠) ، وقد حصلت الفقرة رقم (٤١) على أعلى معامل صعوبة ، بينما حصلت الفقرة رقم (٢) على أدنى معامل صعوبة.

وللكشف عن الفروق في دقة تقدير معامل صعوبة الفقرات تبعاً لنموذجي الاختبار (المحكم ، المخالف)تم إجراء الاختبار الإحصائي ( T-test)لاختبار دلالة الفروق بين متوسطات صعوبة فقرات الاختبار المحكم والمخالف لقواعد البناء وكذلك متوسط الأخطاء المعيارية للفقرات باستخدام برنامج (spss21) كما هو موضح في الجدول (٤)

اختبار (ت) لدراسة دلالة الفروق بين متوسطى معلمة صعوبة الفقرات ، ومتوسطى الأخطاء المعيارية في دقة تقدير معالم الصعوبة (بوحدة المنف) لنموذجي الاختبار (المحكم والمخالف)

جدول(٤)

	دلالة فروق متوسطي معلمة صعوية الفقرات										
الدلالة	ت	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	م					
,		٣,٢٧	٥٦,٨٠	٤٧	مفردات الاختبار المحكم	١					
۰,۰۰۶ دالة عند (۰,۰۰=α)	٣,١-	٣,٩٦	٥٨,١٣	٤٧	مفردات الاختبار المخالف	۲					
	لة الصعوبة	ة في دقة تقدير معلم	خطاء المعياريا	توسطي الأ	دلالة فروق م						
الدلالة	ت	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	م					
•,•••	- 40	٠,١٩	٠,٤٧	٤٧	مفردات الاختبار المحكم	١					
دالة عند (٠,٠٥=٥)	٦,٣٩–	٠,٣٩	٠,٦٧	٤٧	مفردات الاختبار المخالف	۲					

من خلال قراءة نتائج التحليل المدونة في الجدول (٤) يلاحظ أن قيمة (ت=-٣,١) دالة إحصائية عند مستوى (٠,٠٥=٥) وتؤكد هذه النتيجة على أن متوسط معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار المخالف كان أعلى من متوسط معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار المحكم ، وهذا يبين أن تقدير معلمة الصعوبة ليست مستقلة عن مجموعة المفحوصن وبالتالي فإن معالم صعوبة الفقرات لا تتمتع بخاصية اللاتغير (Invariance) وجاءت هذه النتيجة متوافقة مع دراسة ( الرشيدي ٢٠١٠،) والتي أكدت على عدم تحقق افتراض اللاتغير في قدرات الأفراد عند تقدمهم لفقرات مختلفة في الصعوبة حيث كانت معاملات الارتباط بين تقديرات القدرة لأفراد عينة

الدراسة ذات قيم مختلفة ودالة، كما كانت الفروق بين متوسطات معالم القدرة دالة، وهذا يتعارض مع دراسة (الزبون ٢٠١٣) والتي بينت أن تقدير معلمة الصعوبة مستقلة عن مجموعة المفحوصن.

وبالعودة إلى الجدول (٤) وبالتحديد إلى الجزء الخاص بدلالة فروق متوسطي الأخطاء المعيارية في دقة تقدير معلمة الصعوبة تبعاً لنموذجي الاختبار (المحكم، المخالف)، نلاحظ أن قيمة (ت=-7,٣٩) وهي دالة إحصائية عند مستوى دلالة (٠,٠٥) مما يؤكد وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الأخطاء المعيارية في دقة تقديرات معالم صعوبة نموذجي الاختبار المحكم والمخالف لقواعد الصياغة، وذلك أقل قيمة لصالح الاختبار المحكم البنية ؛ أي أن فقرات نموذج الاختبار المحكم البنية أكثر دقة في تقدير صعوبة الفقرات، وجاءت هذه النتيجة متوافقة مع نتائج دراسة (الشريفين، بني عطا،٢٠١٣) والتي أشارت إلى وجود فروق ذات دلالة إحصائية في متوسطات الأخطاء المعيارية لتقديرات معالم الصعوبة للأسئلة تعزى لعدد الخطوات، وللتفاعل بين عدد الخطوات وشكل التوزيع.

إجابة السؤال الثاني: " هل تختلف تقديرات معالم تمييز الفقرات تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟ وهل هناك فروق ذات دلالة إحصائية في تقدير الخطأ المعياري لمتوسط معاملات تمييز الفقرات تعزى إلى نموذج الاختبار ؟

تم استخدام برنامج(XCalibre4.2.2)لتحليل البيانات الخام لكل من نموذجي الاختبار لتقدير معالم تمييز الفقرات ، والجدولان (٥) ، (٦) يوضحان تقديرات معالم تمييز الفقرات في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم وذلك لنموذجي الاختبار المخالف )

جدول (٥) جدول الفقرات وتقدير الخطأ المعياري لمعلمة التمييز وفق النموذج الاختبار المحكم

الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز	معلمة التمييز	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز	معلمة التمييز	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز	معلمة التمييز	رقم الفقرة
٠,١٢	٠,٨٤	77	٠,١٨	٠,٩٩	11	٠,٠٨	1,17	١
٠,١١	٠,٧٩	٣٤	٠,١١	1,10	1.4	٠,١١	.,00	۲
٠,١١	٠,٩١	40	٠,٠٩	1,70	١٩	٠,١٣	1,.4	٣
٠,١	1,00	*1	٠,١١	.,90	۲.	٠,٢٦	1,77	£
٠,١٦	1,57	۳۷	٠,٠٩	1,55	*1	٠,١	۰,۸٦	٥
٠,١	1,77	۳۸	٠,٢٧	1,70	**	٠,٠٩	1,11	٦
٠,١٣	٠,٨٩	79	٠,٢٣	1,77	**	٠,١	1,14	٧
٠,١	•,99	٤٠	٠,١١	1,.4	7 £	٠,١١	۲۸,۰	٨
.,10	1,77	٤١	٠,١١	1,77	40	٠,١٢	٠,٨٣	٩
٠,١٢	٠,٨٣	٤٢	٠,١١	٠,٩٢	*1	٠,١	١	١.
٠,١٤	1,11	٤٣	٠,١١	٠,٨٨	**	٠,١٣	1,17	11
٠,١٤	1,10	££	٠,١٤	1,70	4.4	٠,١٣	1,84	۱۲
٠,١٧	1,01	10	٠,١١	٠,٩	44	٠,١٢	1,17	١٣
٠,١٤	1,10	٤٦	٠,١	1,71	۲.	٠,١١	٠,٩٦	١٤
٠,١٢	1,££	٤٧	٠,١	٠,٦٤	۲۱	٠,١٧	1,79	10
	1	1	٠,١٣	1,79	**	٠,١١	1,17	١٦

بقراءة الجدول (٥) نجد تراوح قيم معاملات تمييز الفقرات باللوجيت ، وفقًا لإجابات الطلاب على نموذج الاختبار المحكم ما بين (١,٧٥-١,٧٧) وبمتوسط حسابي قدره( ١,١٤) وتراوحت قيم الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز للنموذج المحكم ما بين (٠,٠٨-٠,٢٧) ، وقد حصلت الفقرة رقم (٤) على أعلى معامل تمييز ، بينما حصلت الفقرة رقم(٢) على أدنى معامل تمييز.

جدول (٦) معالم تمييز الفقرات وتقدير الخطأ المعياري لمعلمة التمييز وفق النموذج الثلاثى لنموذج الاختبار المخالف

الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز	معلمة التمييز	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز	معلمة التمييز	رقم الفقرة
۲۱,۰	١,٣	Y0	٠,٠٩	٠,٩٧	,
٠,١١	٠,٩٧	41	٠,١١	٠,٣٧	4
٠,١٣	٠,٩	**	٠,١٦	٠,٧٧	٣
٠,١١	1,.9	**	٠,١١	٠,٧٢	٤
٠,١٦	1,14	44	٠,١	1,£7	0
٠,١١	1,15	٣.	٠,١٢	٠,٩٢	٦
٠,١٢	1,.5	۳۱	٠,١	٠,٩٨	٧
٠,١١	1,.4	۳۲	٠,١١	٠,٨٤	A
٠,١٢	٠,٧٦	**	۲۱,۰	٠,٨٥	٩
٠,١١	٠,٦٨	٣٤	٠,١١	٦,٠	١.
٠,١١	٠,٨٢	۳٥	٠,١١	٠,٩	11
٠,١١	1,01	۳٦	٠,١١	۰,٦٣	11
٠,١٦	1,17	۳۷	٠,٣٧	1,77	١٣
٠,١٣	٠,٩٤	۳۸	٠,١١	٠,٨٣	١٤
٠,١١	٠,٩	44	۰,۲۳	1,74	10
٠,١١	1,18	٤٠	٠,١١	٠,٨٧	١٦
٠,٣٧	1,18	٤١	٠,١٢	٠,٩٣	١٧
٠,١١	١,٦٤	٤٢	٠,١١	1,.0	1.4
٠,١٨	٠,٨٥	٤٣	٠,١١	1,17	19
٠,١٤	۰,۸٦	££	٠,١٤	٠,٩	۲.
٠,١٣	٠,٧٨	٤٥	٠,٠٩	٠,٩	*1
٠,١٦	٠,٨٩	٤٦	٠,١١	٠,٧٥	**
٠,١٢	۰,۲٦	٤٧	٠,١٤	٠,٧٦	77
-			٠,١٢	٠,٧٥	Y £

بقراءة الجدول (٦) نجد تراوح قيم معاملات تمييز الفقرات باللوجيت ، وفقًا لإجابات الطلاب على نموذج الاختبار المخالف ما بين (٢٣,٠٠٥) وبمتوسط حسابي قدره (٢٩٣) وتراوحت قيم الخطأ المعياري في تقدير معلمة التمييز للنموذج المخالف ما بين (٢٩٠-٠,٠٠) ، وقد حصلت الفقرة رقم (٣٦) على أعلى معامل تمييز ، بينما حصلت الفقرة رقم (٢٦) على أعلى معامل تمييز ، معامل تمييز .

وللكشف عن الفروق في دقة تقدير معامل تمييز الفقرات تبعاً لنموذجي الاختبار ( المحكم ، المخالف ) تم إجراء الاختبار الإحصائي ( T-test )لاختبار دلالة الفروق بين

متوسطى تمييز فقرات الاختبار المحكم والمخالف لقواعد البناء وكذلك متوسط الأخطاء المعيارية للفقرات باستخدام برنامج (spss21) كما هو موضح في الجدول رقم(٧)

جدول(٧)

اختبار (ت) لدراسة دلالة الفروق بين متوسطى معلمة تمييز الفقرات ، ومتوسطى الأخطاء المعيارية في دقة تقدير معالم التمييز لنموذجي الاختبار (المحكم والمخالف)

	دلالة فحروق متوسطسي معلمة تدبييز الفقولت									
الدلالة	ij	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	٠				
.,		٠,٢٧	1,11	٤٧	مفردات الاختبار المحكم	١				
دالة عند (٠,٠٥=α)	٤,٦٠	٠,٢٣	٠,٩٣	٤٧	مفردات الاختبار المخالف	۲				
		ة في دقة تقدير معلمة التمييز	ة فروق متوسطي الأخطاء المعياري	Ŋμ						
الدلالة	IJ	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	٠				
٠,٤٣١		٠,٠٤	۰,۱۳	٤٧	مفردات الاختبار المحكم	١				
غير دالة عند (٠,٠٥=α)	٠,٨٠-	٠,٠٦	۰,۱۳	٤٧	مفردات الاختبار المخالف	۲				

من خلال قراءة نتائج التحليل المدونة في الجدول(٧) يلاحظ أن قيمة (ت=٤,٦٠) دالة إحصائية عند مستوى (٠,٠٥=٥) وتؤكد هذه النتيجة على أن متوسط معلمة التمييز لفقرات الاختبار المحكم كان أعلى من متوسط معلمة التمبيز لفقرات الاختبار المخالف ، وبالعودة إلى الجدول (٧) وبالتحديد إلى الجزء الخاص بدلالة فروق متوسطى الأخطاء المعيارية في دقة تقدير معلمة التمييز تبعاً لنموذجي الاختبار ( المحكم ، المخالف ) ، نلاحظ أن قيمة (ت=-٠,٨٠٠) وهي غير دالة إحصائية عند مستوى (٠,٠٥=٥) مما يؤكد على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات الأخطاء المعيارية في دقة تقديرات معالم تمييز نموذجي الاختبار المحكم والمخالف لقواعد الصياغة ، وجاءت هذه النتيجة متوافقة تماماً مع نتائج دراسة ( الزبون ۲۰۱۳) والتي بينت وجود استقرار في تقدير معالم الفقرات وهذه النتيجة متحققة لمعالم الفقرة الثلاثة: التمييز والصعوبة والتخمين.

إجابة السوال الثالث: " هل تختلف تقديرات معالم تخمين الفقرات تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟ وهل هناك فروق ذات دلالة إحصائية في تقدير الخطأ المعياري لمتوسط معاملات تخمين الفقرات تعزى إلى نموذج الاختبار ( المحكم ، المخالف ) لقواعد صياغة الفقرات ؟"

تم استخدام برنامج (XCalibre4.2.2) لتحليل البيانات الخام لكل من نموذجي الاختبار لتقدير معالم تخمين الفقرات ، والجدولان (٨) ، (٩) يوضحان تقديرات معالم تخمين

الفقرات في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم وذلك لنموذجي الاختبار

المحكم ، المخالف ).

جدول (^) معالم تخمين الفقرات وتقدير الخطأ المعياري لمعلمة التخمين وفق النموذج الثلاثي لنموذج الاختبار المحكم

الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين	معلمة التخمين	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين	معلمة التخمين	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين	معلمة التخمين	رقم الفقرة
٠,٠٥	٠,٢٥	rr	.,.0	٠,٣٢	١٧	٠,٠٧	٠,١٨	١
.,.0	٠,٢٢	٣٤	٠,٠٦	٠,٢٣	1.4	٠,٠٨	٠,٢	۲
۶,۰٦	٠,٢٥	<b>T</b> 0	٠,٠٦	٠,١٩	19	.,.0	٠,٢	٣
٠,٠٦	٠,٢٢	77	٠,٠٦	٠,٢٦	۲.	٠,٠٥	٠,٢٢	£
.,.0	٠,٢٤	۳۷	٠,٠٦	٠,٢٣	*1	٠,٠٧	٠,٢٢	٥
۶,۰٦	٠,٢٥	۳۸	٠,٠٥	٠,٢٤	**	7.,.	٠,٢٢	٦
.,.0	٠,٢٧	79	٠,٠٥	٠,٣	77	۲۰,۰	.,٢٥	Υ
٠,٠٦	٠,٢٢	٤٠	٠,٠٦	٠,٢٣	7 £	.,.0	.,۲۲	٨
.,.0	٠,١٨	٤١	٠,٠٦	٠,٢٥	10	.,.0	٠,٢٤	٩
٠,٠٦	٠,٢٧	٤٢	٠,٠٦	٠,٢٥	*1	7.,.	٠,٢٤	١.
.,.0	٠,٢	٤٣	٠,٠٦	٠,٢٧	**	٠,٠٥	.,۲٧	11
٠,٠٦	۸۲,۰	££	٠,٠٥	٠,٢٣	44	۲۰,۰	٠,٢٧	١٢
٠,٠٥	٠,٢٣	٤٥	٠,٠٦	٠,٢٣	44	٠,٠٥	٠,٢٢	١٣
٠,٠٥	٠,٢٢	F3	٠,٠٦	٠,٢٣	٣.	٠,٠٦	.,۲۳	١٤
٠,٠٦	٠,٢٤	٤٧	٠,٠٨	٠,٢٧	۳۱	.,.0	.,۲۲	10
			•,• £	٠,١٦	**	۲۰,۰۱	٠,٧٤	11

بقراءة الجدول (٨) نجد تراوح قيم معاملات تخمين الفقرات باللوجيت ، وفقًا لإجابات الطلاب على نموذج الاختبار المحكم ما بين (٢٠,١-٣٠,٠) وبمتوسط حسابي قدره ( ٢٠,٠٠ وتراوحت قيم الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين للنموذج المحكم ما بين (٢٠,٠٠-٠,٠٠) ، وقد حصلت الفقرة رقم (٢٧) على أعلى معامل تخمين ، بينما حصلت الفقرة رقم (٣٢) على أدنى معامل تخمين .

جدول (۹) معالم تخمين الفقرات وتقدير الخطأ المعياري لمعلمة التخمين وفق النموذج الثلاثى لنموذج الاختبار المخالف

الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين	معلمة التخمين	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين	معلمة التخمين	رقم الفقرة	الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين	معلمة التخمين	رقم الفقرة
٠,٠٦	٠,٢٧	77	٠,٠٥	٠,١٩	11	.,.0	٠,١٣	١
٠,٠٥	٠,٢٣	٣٤	.,.0	٠,١٨	14	٠,٠٧	٠,١٤	۲
۲۰,۰	٠,٢٦	40	٠,٠٥	٠,٢١	19	٠,٠٤	٠,١٩	٣
٠,٠٥	٠,١٨	٣٦	٠,٠٥	٠,٢٧	۲.	٠,٠٥	٠,٢٣	£
٠,٠٤	٠,١٨	۳۷	٠,٠٧	٠,٢٤	*1	.,.0	٠,١٩	٥
٠,٠٥	٠,٢٥	۳۸	.,.0	٠,٢٣	77	٠,٠٦	.,۲0	٦
٠,٠٦	٠,٢٥	44	.,.0	٠,٢٦	77	٠,٠٦	.,۲۲	٧
٠,٠٥	٠,٢١	٤٠	٠,٠٦	٠,٢٥	7 £	٠,٠٦	٠,٧٤	٨
٠,٠٥	٠,٢٢	٤١	.,.0	۲,٠	70	.,.0	٠,٢٣	٩
٠,٠٦	٠,٢٥	٤٢	٠,٠٦	٠,٢٤	77	٠,٠٦	.,**	١.
٠,٠٥	٠,٢٢	٤٣	.,.0	٠,٢٧	77	.,.0	٠,٢	11
٠,٠٥	٠,٢٤	ÉÉ	٠,٠٦	٠,٢٤	4.4	٠,٠٧	٠,٢٦	14
٠,٠٦	۸۲,۰	٤٥	٠,٠٤	٠,١٨	79	٠,٠٥	٠,٢٦	١٣
٠,٠٦	٠,٢٥	٤٦	٠,٠٦	٠,٢٥	٣.	٠,٠٦	٠,٢٣	١٤
٠,٠٧	٠,٢٤	٤٧	٠,٠٥	٠,١٩	۳۱	٠,٠٥	٠,٢٢	10
			٠,٠٥	٠,٢	***	٠,٠٦	٠,٢٤	11

بقراءة الجدول (٩) نجد تراوح قيم معاملات تخمين الفقرات باللوجيت، وفقًا لإجابات الطلاب على نموذج الاختبار المخالف ما بين (١٩٠٠-٠,١٨) وبمتوسط حسابي قدره ( ٠,٢٣) وتراوحت قيم الخطأ المعياري في تقدير معلمة التخمين للنموذج المخالف ما بين (٠,٠٧-٠,٠٤) ، وقد حصلت الفقرة رقم (٤٥) على أعلى معامل تخمين ، بينما حصلت الفقرة رقم (١) على أدنى معامل تخمين.

وللكشف عن الفروق في دقة تقدير معامل تخمين الفقرات تبعاً لنموذجي الاختبار (المحكم ، المخالف )تم إجراء الاختبار الإحصائي (T-test)لاختبار دلالة الفروق بين متوسطي تخمين فقرات الاختبار المحكم والمخالف لقواعد البناء وكذلك متوسط الأخطاء المعيارية للفقرات باستخدام برنامج (spss21) كما هو موضح في الجدول (١٠)

\_\_\_\_

جدول (١٠) لدراسة دلالة الفروق بين متوسطي معلمة تخمين الفقرات ، ومتوسطي الأخطاء المعيارية في دقة تقدير معالم التخمين لنموذجي الاختبار (المحكم والمخالف)

	دلالة فروق متوسطي معلمة تخمين الفقرات									
الدلالة	ث	الانحراف المعيار <i>ي</i>	المتوسط	العدد	العينة	م				
٠,٠٨٧	1,70	٠,٠٣٠	٠,٢٤	٤٧	مفردات الاختبار المحكم	١				
غير دالة عند (٠,٠٥=α)		٠,٠٣٤	٠,٢٣	٤٧	مفردات الاختبار المخالف	۲				
	طمة التخمين	في دقة تقدير ما	الأخطاء المعيارية	، متوسطي	دلالة فروق					
الدلالة	ت	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	م				
٠,٠٧٥		٠,٠٠٨	•,••٧	٤٧	مفردات الاختبار المحكم	١				
غير دالة عند (٠,٠٥=α)	1,47	٠,٠٠٧	٠,٠٥٤	٤٧	مفردات الاختبار المخالف	۲				

من خلال قراءة نتائج التحليل المدونة في الجدول (١٠) يلاحظ أن قيمة (m=0,0)، (m=0,0) غير دالة إحصائية عند مستوى (m=0,0) وتؤكد هذه النتيجة على عدم وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات معاملات التخمين ومتوسط الخطأ المعياري في تقديرها تبعاً لنموذجي الاختبار المحكم والمخالف لقواعد الصياغة ، وجاءت هذه النتيجة متوافقة تماماً مع نتائج دراسة ( الزيون m=0,0) والتي بينت وجود استقرار في تقدير معالم الفقرة الثلاثة : التمييز والصعوبة والتخمين.

إجابة السؤال الرابع: " هل تختلف تقديرات معالم القدرة للأفراد تبعاً لاختلاف نموذجي الاختبار المحكم البناء والمخالف لقواعد صياغة الاختيار من متعدد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم ؟ وهل هناك فروق ذات دلالة إحصائية في تقدير متوسط الخطأ المعياري لتقدير قدرات الأفراد تعزى إلى نموذج الاختبار ( المحكم ، المخالف ) لقواعد صياغة الفقرات ؟"

تم تقدير قيم معالم القدرة للأفراد لنموذجي الاختبار باستخدام برنامج (XCalibre4.2.2)، والذي يعمل على تقدير القدرة باستخدام طرق منها طريقة الأرجحية العظمى (Maximum Likelihood Estimation (MLE) ، والتي تم استخدامها في الدراسة الحالية لمناسبتها لطبيعة الدراسة ، و يرى من يفضلون استخدام طريقة الأرجحية العظمي أن المهم في هذه الطريقة أنها لا تضع شروطاً حول توزيع القدرة  $\theta$  (عبابنة، ٢٠٠٦)، وللكشف عن الفروق في دقة تقدير معالم قدرة الأفراد والخطأ المعياري في تقديرها في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم تبعاً لنموذجي الاختبار (المحكم، المخالف) تم إجراء الاختبار الإحصائي (T-test) لاختبار دلالة الفروق بين متوسطى قدرة الأفراد (بوحدة المنف) وكذلك بين متوسطى الأخطاء المعيارية لنموذجي الاختبار المحكم والمخالف لقواعد البناء باستخدام برنامج (spss21) كما هو موضح في الجدول رقم(١١)

جدول(۱۱) اختبار (ت) لدراسة دلالة الفروق بين متوسطى قدرة الأفراد (بوحدة المنف) ومتوسطى الأخطاء المعيارية لنموذجي الاختبار (المحكم والمخالف)

دلالة فروق متوسطى قدرة الأفراد (بوحدة المنف)									
الدلالة	ت	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	م			
•,•••	.,	17,50	٤٥,٦٣	1891	قدرات الأفراد في الاختبار المحكم	١			
دالة عند (٠,٠٥=٥)	٧,٨٣	10,75	٤٢,١٣	1891	قدرات الأفراد في الاختبار المخالف	۲			
	•	لتقدير قدرة الأفراد	طاء المعيارية	سطي الأخ	دلالة فروق متوس				
الدلالة	ت	الانحراف المعياري	المتوسط	العدد	العينة	م			
•,•••		۲,۸۱	1,70	1891	قدرات الأفراد في الاختبار المحكم	١			
دالة عند (٠,٠٥=α)	٧,٩٢–	٣,٤٩	۲,٦٠	1891	قدرات الأفراد في الاختبار المخالف	۲			

من خلال قراءة نتائج التحليل المدونة في الجدول (١١) نلاحظ أن قيمة (ت=٧,٨٣)، دلالة إحصائية بين متوسطى قدرة الأفراد ، ومتوسطى الأخطاء المعيارية في تقدير القدرة تبعاً لنموذجي الاختبار المحكم والمخالف لقواعد الصياغة ، حيث يلاحظ أنه فيما يخص متوسط القدرة (بالمنف) أن متوسط الاختبار المحكم كان أعلى من متوسط الاختبار المخالف ، وقد جاءت هذه النتيجة متعارضة مع مسلمة نظرية الاستجابة للمفردة والمتعلقة باللاتغير في معالم القدرة باختلاف معالم الفقرات ، ولكن قد يبدو الأمر ليس على إطلاقه وخاصة مع استخدام

النموذج الثلاثي وقد جاءت نتائج دراسة (الرشيدي ۲۰۱۰، ؛ الشريفين ، بني عطا، ۲۰۱۳) لتأكد عدم تحقق اللاتغير في قدرات الأفراد عند تقدمهم لفقرات مختلفة الصعوبة حيث كانت الفروق بين متوسطات معالم القدرة دالة وأيضاً لم يتحقق افتراض اللاتغير في تقدير معالم الفقرات باختلاف معالم القدرة، ومع ذلك لم يكن الغرض من الدراسة الحالية دحض افتراض أساسي في نظرية استجابة المفردة وإنما هو فحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم.

وما يتعلق بمتوسط الأخطاء المعيارية فكان متوسط الخطأ المعياري للاختبار المحكم أقل من متوسط الخطأ المعياري للاختبار المخالف ، أي أن فقرات نموذج الاختبار المحكم كانت أكثر دقة في تقدير قدرة الأفراد .

#### التوصيات : - في ضوء نتائج الدراسة الحالية يوصى الباحث ب:

- إجراء المزيد من الدراسات والبحوث الإمبريقية لتحديد أكثر نماذج الاستجابة للمفردة تأثراً وفحصاً لخاصية اللاتغير في تقدير معالم الفقرات والأفراد.
  - استخدام النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم عند إعداد بنوك الأسئلة .

قائمة المراجع

# أولاً:المراجع العربية:

- أبو خليفة ، ابتسام (٢٠٠٤). فاعلية أنموذج راش في انتقاء مفردات مقياس تقدير أداء المعلم في مدارس وكالة الغوث في الأردن . رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية ، عمان.
- إسماعيل، ميمي السيد (٢٠٠٧).الخصائص السيكومترية لاختبار القدرة العقلية باستخدام نموذج راش لدى طلبة المرحلة الثانوية العامة . رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية ، جامعة الزقازيق.
- بني عطا ، زايد صالح ؛ الرباعي ، ابراهيم محمد (٢٠١٣).أثر عدد البدائل وتغيير موقع المموه القوى في فقرات اختبار الاختيار من متعدد على معالم الفقرات وقدرة الفرد ودالة المعلومات. المجلة الأردنية في العلوم التربوية، . 477 - 779.
- التقى ، أحمد (١٩٩٢). اللاتغير في تقدير معالم قدرات الأفراد ودرجات صعوبة أسئلة المقال من خلال نموذجي التقدير الجزئي وسلم التقدير كحالتين خاصتين من نماذج راش. رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية ، الأردن.
- الثوابية ،أحمد محمد(٢٠١٠).أثر حجم العينة على تقدير صعوبة الفقرة والخطأ المعياري في تقديرها باستخدام نظرية الاستجابة للفقرة . مجلة جامعة دمشق ، ۲۱(۱) ، ۲۰۵ –۵۰۰.
- الرحيل، راتب؛ الدرابسة، رياض (٢٠١٤).أثر طريقتي التعامل مع القيم المفقودة ، وطريقة تقدير القدرة على دقة تقدير معالم الفقرات والأفراد. المجلة الدولية التربوية المتخصصة، ٣(٦) ، ٢٣ -٤٧.
- الرشيدي، عبدالجليل(٢٠١٠) فحص اللاتغير في معالم الفقرات باختلاف معالم القدرة واللاتغير في معالم القدرة باختلاف معالم الفقرات . رسالة ماجستير غير منشورة ، كلية التربية ، جامعة مؤتة ،الكرك.

- الزبون ، حابس (٢٠١٣). اللاتغير في تقديرات معالم فقرات الاختيار من متعدد عندما تطبق في سياقات مختلفة باستخدام نماذج النظرية الحديثة في القياس. المجلة التربوية، جامعة الكويت ،٢٧(١٠٧)،٣٠٩–٣٣٨.
- رينولدز ، س ؛ ليفينغستون ، ر. (٢٠١٣) . انتقان القياس النفسي الحديث النظريات والطرق، (صلاح الدين محمود علام ، مترجم). عمان : دار الفكر. ( العمل الأصلي نشر عام ٢٠١٢).
- الشريفين ، نضال ؛ بني عطا ، زايد (٢٠١٣).تقصي أثر عدد خطوات الأسئلة متعددة التدريج وشكل التوزيع لصعوبتها على تقديرات القدرة للأفراد ، والصعوبة للأسئلة ، ودالة المعلومات للاختبار وفق نموذج التقدير الجزئي. المجلة التربوية ، جامعة الكويت ، ٢٨(١٠٩)،٢١٣–٢٧٥.
- عبابنة، عماد (٢٠٠٤).أثر حجم العينة وطريقة انتقاءها وعدد الفقرات وطريقة انتقاءها على دقة تقدير معالم الفقرة والقدرة لاختبار قدرة عقلية باستخدام نظرية الاستجابة للفقرة . رسالة دكتوراه غير منشورة ، جامعة عمان العربية ، الأردن.
- عبابنة، عماد (٢٠٠٦). مقارنة فاعلية طريقة الأرجحية العظمى وطريقة بييز في تقدير معلمة القدرة عند استخدام النموذج اللوجستي الثلاثي مجلة الأكاديمية العربية المفتوحة في الدنمارك ، (٣)، ٥-٢٢.
- عطا، زياد ؛ الشريفين، نضال(٢٠١٢).اثر اختلاف شكل توزيع القدرة على معالم الفقرة ودالة المعلومات للاختبار. مجلة العلوم التربوية الاربنية ، ٨ ١٦٦ ١٦٦١.
- علام، صلاح الدين(١٩٨٦). تطورات معاصرة في القياس النفسي والتربوي. الكويت : مطابع القبس التجارية.
- علام، صلاح الدين (٢٠٠٥) *نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة* الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي.القاهرة: دار الفكر العربي.
  - علام ، صلاح الدين(٢٠٠٦).القياس والتقويم التربوي والنفسي .عمان : دار الفكر

#### فحص اللاتغير في تقديرات معالم الفقرات والأفراد د / بندر بن سالم الشهري

- كاظم، أمينة محمد(١٩٨٨).دراسة نظرية نقدية حول القياس الموضوعي للسلوك نموذج راش. الكويت: مؤسسة الكويت للتقدم العلمي.
- كروكر، ل؛ الجينا، ج. (٢٠٠٩) مدخل إلى نظرية القياس التقليدية والمعاصرة، ( زينات يوسف دعنا ، مترجم ).عمان : دار الفكر . ( العمل الأصلي نشر عام ٢٠٠٦).
- محاسنة، إبراهيم (٢٠١٣) القياس النفسي في ظل النظرية التقليدية والنظرية الحديثة .عمان : دار جرير للنشر والتوزيع.
- مسعود، وليد(٢٠١٤) محاضرات في القياس نظرية الاستجابة للمفردة مع تطبيقات *عملية* ، سلسلة محاضرات غير منشورة ، جامعة أم القرى ، مكة المكرمة.

# ثانياً: المراجع الأجنبية:

- Cagnone, S. & Ricci, R. (2005). Student Ability Assessment Based on Two IRT Models. *metodološki zvezki journal*, 2(2), 209-218
- Childs, R.& Oppler, S.(1999).Practical Implications of Test
  Dimensionality for Item Response Theory
  Calibration of The Medical College Admission
  Test, Association of American Medical Colleges,
  Washington, 1 31, ED. 462 422.
- Embertson, S. & Reise ,A.(2000). Item Response Theory for Psychologists , N. J.L. Lawrence Erlbaum.
- Fan,X.(1998).Item Response Theory and Classical Test Theory:

  An Empirical Comparison Of Their Item/Person

  Statistics. Educational and Psychological

  Measurement, 58 (3),357-382.
- Hambleton ,R .; Swaminathan , H.(1989).*Item Response Theory*\*\*Principles and Applications . Boston : Kluwer Nijhoff Publishing.
- Meyers, J. L., Miller, G. E., & Way, W. D. (2010). Item position and item difficulty change in an IRT-based common item equating design. *Applied Measurement in Education*, 22(1), 38–60.
- -Reise, S. & Waller, N.(2003). How many IRT Parameters Does It

  Take To Model Psychopathology Items?.

  Psychological Methods, (8), 164–184.

- -Salvia, J. & Ysseldyke, J. (1995). Assessment (6th ED.). Boston: Houghton Mifflin Company.
- Thornton, A. (2002). A primer on the 2- and 3- parameter item response theory models, Paper presented at the Annual Meeting of the college of Education, University of North Texas, educational research exchange, Denton, pp. 1 - 17, ED. 462 439.
- -Way, Walter D.(1992). An exploratory study of characteristics Related to IRT parameter In variance a foreign Toefl Technical language Report. **ERIC** NO:390890
- Yen, M. & Edwardson, S. R.(1999) . Item Response theory Approach in scale development. Official Journal of the Eastern Nursing Research Society and the Western Institute of Nursing, (48),234-238
- -Yin,P.(1999). Assessing the effect of model-data misfit on the invariance property of IRT parameter estimates . Paper presented at the Annual Meeting of the Educational Research American Association ,Quebec,April 19-23)ERIC NO: ED (Montreal 430050.