# تدريج اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور (SPM Plus) في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل

إعداد
د. عبد الرحمن عبد الله أحمد النفيعي
أستاذ القياس والتقويم المشارك
كلية التربية – جامعة أم القرى – مكة المكرمة

مستخلص

هدفت الدراسة الحالية إلى تدريج اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم، أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة عديدة الاستجابة. حيث تم اختيار عينة عشوائية طبقية ممثلة من طلاب المرحلة الثانوية في مدينة الطائف بلغ حجمها (١٣٩٠) طالباً بعد استبعاد الطلاب غير الملائمين لتوقعات النموذج اللوغاريتمي، حيث أظهرت النتائج أنه النموذج الأكثر ملائمة للبيانات، وذلك بعد التأكد من تحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة في بيانات الدراسة، والمتمثلة في أحادية البعد، والاستقلال الموضعي لأزواج الفقرات، وملائمة الأفراد والفقرات لتوقعات نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم. وقد أكدت النتائج تمتع الاختبار بخصائص سيكومترية جيدة (معلمتا التمييز والصعوبة للاختيار الصحيح، ومعلمتا ميل المنحنى والقاطع الصادي للبدائل الخاطئة، ودالة معلومات الاختبار) في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، وبالتالي إيجاد قدرة الافراد ($\theta$) المناظرة لكل درجة كلية خام على الاختبار، والمئينيات المناظرة لها، وذلك على مستوى العمر، وهي المعايير التي يفسر في ضوئها الأداء على الاختبار.

الكلمات المفتاحية: اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، الخصائص السيكومترية، نظرية الاستجابة للمفردة، نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل.

# Calibrating the Standard Progressive Matrices Plus (SPM Plus) Using the Nested Logit Model for Multiple-Choice Items

## Abstract

This study applied the Nested Logit Model for multiple-choice items, one of the Item Response Theory (IRT) models, to calibrate the Standard Progressive Matrices Plus (SPM Plus). A stratified random sample of 1,390 secondary school students from Taif City was selected, excluding those who were unfit for the model assumptions. The Nested Logit Model showed the best fit to the data among the IRT models, satisfying the criteria of unidimensionality, local independence, person fit, and item fit. The scale demonstrated good psychometric properties, such as item discrimination, difficulty, slope, asymptote, and test information function. The study also estimated person abilities (θ) and the corresponding percentiles for each possible total raw score by age group to provide the norms for interpreting students' performance on the test.

Keywords: Standard Progressive Matrices Plus, psychometric properties, Item Response Theory, Nested Logit Model for multiple-choice items.

مقدمة:

تزايد اليوم الاهتمام العالمي باستخدام الاختبارات النفسية وتقنينها، وذلك نتيجة للتطور الحضاري الكبير الذي يشهده العالم، والذي صاحبه تعدد كبير وتنوع في المهن في كافة المجالات، إذ أصبح لكل منها متطلبات وقدرات خاصة لابد من توفرها فيمن سيقوم بمزاولتها. وقد أدي هذا الأمر إلى اهتمام علماء النفس بالتعرف على الاستعدادات والقدرات التي تحتاجها كل مهنة، من خلال التوجه نحو إيجاد أفضل أدوات القياس التي يتم بها اكتشاف هذه الاستعدادات والقدرات، وبالتالي توظيفها في عمليات الانتقاء، والتصنيف، والتقويم، والتوجيه، والإرشاد، والبحث العلمي، مما أدى إلى نشوء حركة القياس النفسي بكافة ميادينها. وقد تبلور هذا الاهتمام في العالم الغربي مبكراً متمثلاً في عدد كبير من المقاييس المقننة، شملت معظم المجالات النفسية كالذكاء، والتحصيل، والاستعدادات، والقدرات العامة والخاصة، والشخصية، والميول، والاتجاهات. ونتج عن ذلك كم هائل من المقاييس التي شملت مختلف مظاهر السلوك.

أما في العالم العربي فالحال يختلف، حيث بدأ الاهتمام بالمقاييس النفسية متأخراً، وذلك مع بداية القرن العشرين. ولأن إعداد المقاييس والاختبارات النفسية أمر يحتاج إلى متسع من الوقت، مع توفر الإمكانيات العلمية والمادية اللازمة، وهو أمر غير متاح حينها، لذا أنصبت معظم الجهود الأولى حول إدخال بعض التعديلات على اختبارات لغوية غربية لتلائم البيئة الجديدة التي سوف تطبق فيها (أبو حطب وآخرون ، ١٩٧٩).

ونظراً لما يحيط بتعديل الاختبارات اللغوية المشبعة بثقافة البيئة التي صممت لها من مزالق، لذا توجهت حركة بناء المقاييس والاختبارات في العالم العربي بشكل كبير نحو إعادة تقنين بعض الاختبارات غير اللفظية والتي توصف بأنها اختبارات غير متحيزة ثقافياً، وذلك لتحررها من أثر اللغة المشبعة ثقافياً، واعتماد محتواها على خبرات مشتركة بين الثقافات تتمثل في الرسوم والأشكال الهندسية والصور. ولعل من أشهر هذه الاختبارات غير اللفظية اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور **Raven's Standard Progressive Matrices Plus (SPM Plus)** والذي أعده جون رافن عام ١٩٩٨ كتطوير لاختبار المصفوفات المعياري وكتطبيق لنظرية العاملين لسبيرمان، حيث يفترض أنه يقيس العامل العام للذكاء عن طريق الاستدلال المجرد، وذلك من خلال قياس القدرة على إدراك العلاقات والمتعلقات من خلال مصفوفة الأشكال الهندسية التي تتكون منها أسئلة الاختبار. وقد بين

أيكن (**Aiken (1999**) أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور يُعد من أكثر اختبارات الذكاء شيوعاً واستخداماً في قياس القدرات العقلية في مدى عمري واسع، ويمكن الاستفادة منه في قياس ذكاء الأفراد الأميين، وبعض الفئات الخاصة، والأفراد الذين تكون قدرتهم على القراءة محدودة، وكذلك الأطفال الصغار، والأفراد ذوي القدرة العقلية المتدنية.

وقد تم تقنين الاختبار، وإيجاد خصائصه السيكومترية ومعايير الأداء على عدد من الثقافات، حيث تم تقنية في كل من بريطانيا، والمانيا، والولايات المتحدة الأمريكية، ورومانيا، وبولندا، وفي جمهورية قيرغيزستان (**Raven & Rust, 2008**)، وفي سوريا الساحلي (٢٠٠٨م)، وفي اليمن البرصان وبخيت والخضر(٢٠١٤)، وفي السودان (عبدالمجيد، ٢٠١٨). ولكن الملاحظ على جميع الدراسات السابقة أنها قامت بتقنين الاختبار في ضوء نظرية القياس التقليدية **Classical Test Theory** وباستخدام أساليبها وتقنياتها لإيجاد خصائص الاختبار السيكومترية، ومعايير الأداء. حيث كانت النظرية السائدة والأكثر انتشاراً. وقد وجهت العديد من الانتقادات لهذه النظرية تمثلت في عدد من العيوب التي رصدها خبراء القياس، حيث أشار هاملتون وسواميناثان إلى أن معالم الفقرات تعتمد على عينة المفحوصين، كما أن درجة الفرد التي تعبر عن قدرته تعتمد على عينة الفقرات التي طبقت عليه (**Hambleton & Swaminathan, 2013**). وبالتالي فإن المؤشرات التقليدية للفقرات غير ثابتة عبر المجتمعات التي تختلف في مستوي القدرة، وعلية فإن النجاح في إجراءات انتقاء الفقرات المناسبة ضمن النظرية التقليدية يعتمد على المجموعة المستخدمة في تحديد معالم الفقرات، ودرجة تمثيل المجموعة للمجتمع الذي سيطبق عليه الاختبار ( **Embretson & Reise, 2000**). إضافة إلى أن درجة الفرد في الموقف الاختباري تمثل متغيراً عشوائياً، أي أن احتمال الحصول على درجة معطاة في الاختبار تحدد بشكل مستقل عن التوزيع المختلف لكل فرد. كما أن خطأ القياس الكلي يعتمد على اخطاء القياس التي أثرت في درجات الأفراد بشكل مختلف (**Shutz & Whitney, 2020**).

وللتغلب على عيوب نظرية القياس التقليدية نشأت نظرية القياس الحديثة والتي تسمى نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية **Item Response theory**، والتي تميزت بقوتها على المستوي التنظيري، وقدرتها على التغلب على كثير من مشكلات القياس النفسي التي عجزت النظرية التقليدية عن وضع حلول مثلي لها. حيث إن درجات الأفراد وفقاً لهذه النظرية تكون حساسة للفروق في أنماط استجابة الأفراد، وتعطي تقديراً أفضل للمستوي الحقيقي على متصل

السمة، بدلاً من جمع الدرجات الملاحظة كما هو الحال في النظرية التقليدية. وهذا مفيد جداً لمصممي الاختبار، حيث تزود بصورة كاملة عن كيفية عمل الفقرة ( **Crocker & Algina, 1986**). كما أن تقديرات قدرة الأفراد متحررة من تقديرات معالم الفقرات، وتقديرات معالم الفقرات متحررة من خصائص الأفراد الذين طبق عليهم الاختبار ( **Embretson & Reise, 2000**).

وعلية فإن الدراسة الحالية خطوة للتفاعل مع التطورات الحديثة في مجال القياس النفسي والتربوي، ومواكبتها من خلال إيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور ومعايير تفسير الأداء في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. وبشكل أكثر دقة تتحدد مشكلة الدراسة في التساؤل الرئيس التالي:

"ما الخصائص السيكومترية لفقرات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، وما معايير تفسير الأداء في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة ؟"

ويتفرع عن التساؤل السابق التساؤلات التالية:

١. أي نموذج من نماذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل أكثر ملائمة لبيانات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور؟

٢. هل تتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة في بيانات الاختبار وفقاً لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المناسب؟

ويتفرع عنه التساؤلات التالية:

أ- هل يتحقق افتراض أحادية البعد في بيانات الدراسة؟

ب- هل يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي في بيانات الدراسة؟

٣. ما مدى ملائمة بيانات الدراسة لتوقعات نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المستخدم؟

ويتفرع عنه التساؤلات التالية:

٣-١ ما مدى ملائمة الأفراد لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المستخدم؟

٣-٢ ما مدى الملائمة الكلية للمقياس ككل لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المستخدم؟

٣-٣ما مدى ملائمة فقرات الاختبار لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المستخدم؟

٤. هل يتمتع اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور بخصائص سيكومترية جيدة في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل الملائم؟

ويتفرع عنه التساؤلات التالية:

٤-١ ما تقديرات معلمة تمييز الاختيار الصحيح لفقرات الاختبار؟

٤-٢ ما تقديرات معلمة صعوبة الاختيار الصحيح لفقرات الاختبار؟

٤-٣ ما تقديرات معلمة ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار ؟

٤-٤ ما تقديرات معلمة القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار ؟

٤-٥ ما تقديرات دالة معلومات الاختبار ككل عند مستويات القدرة المختلفة؟ وما تقديرات الخطأ المعياري للاختبار ككل؟

٥. ما تقديرات قدرات الأفراد ($\theta$) المناظرة لكل درجة كلية خام على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور؟ وما درجة الدقة في تقديرها؟

٦. ما قيم المئينيات المناظرة لكل مستوى من مستويات القدرة المناظرة لكل درجة كلية خام والتي تفسر الأداء على الاختبار؟

أهداف الدراسة :

هدفت الدراسة الحالية لمواكبة التطورات الكبيرة التي حدثت في مجال القياس والتقويم، والمتمثلة في نشوء نظريات ذات أساس تنظيري قوي تجعلها قادرة على تلافي عيوب النظريات السابقة من خلال إيجاد أساليب وتقنيات تتسم بالدقة والفاعلية، وقد تمثلت هذه المواكبة في أعادة تقنين أحد اختبارات الذكاء الجمعية غير المتحيزة ثقافياً وهو اختيار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور، وإيجاد خصائصه السيكومترية، وتقدير قدرة الأفراد، وذلك في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية.

أهمية الدراسة :

تتمثل أهمية الدراسة في أنها محاولة لتزويد المختصين في التربية وعلم النفس باختبار مقنن لقياس القدرة العقلية العامة في ضوء نظرية العاملين لسبيرمان، يتسم بالدقة والموضوعية، وتحرر تقدير قدرة الأفراد من أثر معالم الفقرات، وتحرر تقدير معالم الفقرات من أثر قدرة الأفراد. كما تتمثل الأهمية في أن الدراسة تسهم في تسليط الضوء على ضرورة

إعادة تقنين المقاييس النفسية والتربوية في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية، وذلك للتغلب على عيوب نظرية القياس التقليدية، والتي قننت في ضوئها معظم المقاييس النفسية والتربوية.

مصطلحات الدراسة:

التدريج **Calibration**:

ويقصد به إنشاء ميزان لتدرج القدرة أو السمة المقاسة بوحدة معرفة باستخدام أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة، ثم ترتيب فقرات المقياس تبعاً لصعوبتها على متصل هذه القدرة أو السمة (**DeMars, 2010**).

اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المعدل (**SPM (PLUS**:

نسخة حديثة ومعدلة أعدت عام ١٩٨٨ من اختبار المصفوفات المتتابعة العادي **SPM**، وتُقدم للأفراد من عمر (٦) سنوات إلى (٨٠) سنة فما فوق، وهذه النسخة الحديثة من الاختبار تُقدم تعزيزاً للقدرة التمييزية عند النهاية العليا، أما وعند النهاية الصغرى ( **Raven et al, 2004**).

نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل **The nested logit model for multiple-choice NRM**:

نموذج يجمع بين نماذج نظرية الاستجابة للمفردة ثنائية الاستجابة ونموذج بوك عديد الاستجابة، حيث تتم النمذجة في مستويين المستوى الأول تتم فيه نمذجة الإجابة الصحيحة مقابل المشتتات باستخدام أحد نماذج نظرية الاستجابة ثنائية الاستجابة (ثنائي أو ثلاثي أو رباعي المعالم)، ومستوى آخر يتم خلاله نمذجة المشتتات فقط باستخدام نموذج الاستجابة الاسمية، وذلك آنيا في نفس الوقت (**SUH & BOLT, 2010**).

حدود الدراسة:

تحددت الدراسة بإيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل الملائم من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية، ثم إيجاد المعايير التي تفسر الأداء على الاختبار والمتمثلة في المئينيات المناظرة لمستويات القدرة المناظرة للدرجات الخام على الاختبار لطلاب المرحلة الثانوية في مدينة الطائف للعام الدراسي ١٤٤٣.

أدبيات الدراسة :

صممت اختبارات المصفوفات المتتابعة الأربعة (المعياري والمعياري المطور والملون والمتقدم) لقياس العامل العام للذكاء في أطار نظرية سبيرمان **Spearman** والتي ارتكزت على عاملين للذكاء الأول عام **(g)** ويمثل الأشياء المشتركة بين جميع النشاطات العقلية، والثاني **(s)** خاص ويختص بنشاط عقلي معين. والعامل الأول هو الذي حاول سبيرمان عزلة وقياسه وهو الذي يمثل القدرة العامة المركزية للنشاطات العقلية **(Raven et al., 1994)** .

وقد أكدت الدراسات العاملية العديدة التي أجريت على اختبارات المصفوفات المتتابعة أنها تقيس العامل العام. حيث أكدت الدراسة التي قام بها ألدرتون ولارسون وتم تحليل بياناتها باستخدام التحليل العاملي أن الاختبارات تقيس عاملاً عاماً أحادياً ( **Alderton & Larson, 1990**). كما أكدت الدراسة التي قام بها آرثر وويهر وعولجت بياناتها باستخدام التحليل العاملي التوكيدي أن نموذج العامل الأحادي العام أكثر ملائمة للبناء الداخلي للاختبارات **(Arthur & Woehr, 1993)**. أيضاً الدراسة التي قام بها بورس وستوكس وعولجت بياناتها باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي أكدت أن عاملاً أحادياً أكثر ملائمة لبيانات الاختبار من نموذج العاملين **(Borse & stokes, 1998)**.

وقد تم إعداد أول اختبار للمصفوفات المتتابعة على يد رافن عام ١٩٣٨ م وهو اختبار المصفوفات المتتابعة القياسي، ونتيجة للدراسات التي أجريت على الاختبار و التي وجدت أن الاختبار لا يميز بشكل جيد بين الأفراد عند طرفي متصل القدرة (أي الأفراد ذوى القدرة المرتفعة والمنخفضة)، قام رافن بإعداد صورتين إضافيتين من الاختبار، الأولي لها القدرة على التمييز بشكل جيد بين الأفراد ذوي المستوي المنخفض من القدرة، وأطلق عليها أسم المصفوفات المتتابعة الملون، والأخرى لها القدرة على التمييز بشكل جيد بين الافراد ذوي المستوى المرتفع من القدرة، وأطلق عليها أسم اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور وذلك عام ١٩٤٧ **(Raven et at ., 1994)**.

وقد وجد رافن وآخرون **(Raven et al., 2004)** أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري **(SPM)** أصبح معروفاً ومألوفاً لدى المفحوصين، حيث انتشر بشكل واسع في منتصف السبعينات؛ لذا وُضعت خطة عمل محكمة لتطوير نسخ حديثة من الاختبار. وفي نفس الوقت أظهر تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري **(SPM)** عامي ١٩٧٩ و١٩٩٢ في بريطانيا ضرورة تعديل وإضافة فقرات أكثر صعوبة؛ وذلك لزيادة قدرة الاختبار

التمييزية للأفراد ذوي القدرة العقلية العالية من المراهقين والشباب. وفي هذا السياق فقد تم تصميم وإعداد اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور (**SPM Plus**) الذي تغلب على هذه المشكلة، مع الاحتفاظ بقدرته التمييزية الدنيا للأفراد الأقل قدرة عقلية من الأطفال وكبار السن، وذلك عام ١٩٩٨.

وقد تكون اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور (**SPM Plus**) من (٦٠) فقرة تُمثل المجموع الكلي للاختبار، وتُقسم الفقرات على خمس مجموعات (أ، ب، ج، د، هـ) بالتساوي، بحيث تتكون كل مجموعة من (١٢) فقرة. ويُمثل كل فقرة في المتن رسم أو شكل هندسي أو نمط شكلي حُذف منه جزء، ويُمثل البدائل ستة أو ثمانية أجزاء يوجد بينها جزء واحد فقط يُمثل الجزء الناقص والإجابة الصحيحة، أما بقية الأجزاء عبارة عن مشتتات (مموهات). وتتدرج الفقرات في صعوبتها داخل المجموعة الواحدة، كذلك تتدرج المجموعات المكونة للاختبار في مستوى الصعوبة حسب ترتيبها. وكل مجموعة من مجموعات الاختبار تتطلب نمطاً مختلفاً من الاستجابة، ففي المجموعة(أ) يقوم المفحوص بتكملة المساحة أو المعالم المحذوفة، وفي المجموعة (ب) يقوم بقياس التماثل بين الأشكال، وفي المجموعة (ج) يقوم بتغيير أنماط الأشكال بصورة منتظمة، أما في المجموعة(د) يقوم بإعادة ترتيب الأشكال أو تبديلها، بينما يقوم في المجموعة (هـ) بتحليل الأشكال المعروضة عليه إلى أجزاء وبيان العلاقة القائمة بينها (**Raven et al, 2004**).

وقد تم تضمين المجموعة (أ) والمجموعة(ب) من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري (**SPM**) في النسخة الحديثة من اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور (**SPM Plus**)؛ من أجل الحفاظ على قدرة الاختبار التمييزية الدنيا، مع مراعاة تغيير مواضع الإجابات الصحيحة من النسخة السابقة للاختبار(**SPM**). كما تم تعديل وإضافة فقرات صعبة في المجموعات (ج، د، هـ) لزيادة قدرة الاختبار التمييزية العليا (**Raven et al, 2004**).

وقد أجريت العديد من الدراسات على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور بغرض التعرف على خصائصه السيكومترية وإيجاد معايير الأداء.

فعلي مستوي خاصية الثبات أكدت الدراسات أن اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور يتميز بصفة عامة بدرجة ثبات عالية أكدتها الدراسات السابقة، حيث تم إيجاد معامل ثبات إعادة الاختبار في دراسة كل من الساحلي (٢٠٠٨)، ورحمة (٢٠٠٤)، و (**Dobrean**

**et al, 2005**) و (**Raven & Rust, 2008**)، وتراوحت قيمته بين (٠.٦٧ – ٠.٩٧) بمتوسط (٠.٨٢)، كما تم إيجاد معامل ثبات الاختبار باستخدام معادلة ألفا في دراسة كل من الساحلي (٢٠٠٨)، والبرصان وبخيت وخضر (٢٠١٤)، ورحمة (٢٠٠٤)، وعيسى وبخيت والبرصان (٢٠١٧)، و (**Bakhiet et al, 2015**)، وتراوحت قيمته بين (٠.٥٢ – ٠.٩٠) بمتوسط (٠.٧١)، كما تم إيجاد معامل ثبات الاختبار باستخدام طريقة التجزئة النصفية في دراسة كل من الساحلي (٢٠٠٨)، ورحمة (٢٠٠٤)، و (**Raven & Rust, 2008**)، وتراوحت قيمته بين (٠.٥١ – ٠.٩٣) بمتوسط (٠.٧٢)، والنتائج السابقة تؤكد تمتع اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور بدرجة متوسطة إلى عالية من الثبات.

وعلى مستوي الصدق أثبتت نتائج الدراسات السابقة التي أجريت على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور (**SPM PLUS**) أنه يتمتع بدرجة عالية من الصدق. فعلى مستوى صدق التكوين الفرضي أكدت دراسة كل من الساحلي (٢٠٠٨)، والبرصان وبخيت وخضر (٢٠١٤)، ورحمة (٢٠٠٤) و (**Raven & Rust, 2008**)، على تشبع فقرات اختبار المصفوفات بالعامل العام للذكاء وهو ما يتفق مع الافتراض الأساسي للاختبار بأنه يقيس العامل العام لسبيرمان، وأكدت وجود عامل آخر هو عامل الادراك المكاني. كما أكدت دراسة كل من الساحلي (٢٠٠٨)، والبرصان وبخيت وخضر (٢٠١٤)، و (**Raven & Rust, 2008**)، أن هناك فروقاً في الأداء بين الفئات العمرية لصالح الفئة العمرية الأكبر (تمايز الاعمار)، كما أكدت دراسة كل من الساحلي (٢٠٠٨)، ورحمة (٢٠٠٤)، على وجود فرق دال احصائياً بين المتفوقين والعادين لصالح المتفوقين، وأكدت دراسة الساحلي (٢٠٠٨) أن العلاقة الارتباطية بين درجات الاختبار والتقدم في الصفوف الدراسية دالة إحصائياً. وعلى مستوى الصدق التلازمي تم حساب الصدق التلازمي للاختبار في العديد من الدراسات والتي أوجدت معاملات الارتباط بين الاختبار واختبارات عقلية أخرى، ففي دراسة الساحلي (٢٠٠٨) تم حساب معامل ارتباط الاختبار مع اختبار كاتل وتراوحت قيمته بين (٠.٤١ – ٠.٧٦) بمتوسط (٠.٥٨)، كما تم حساب معامل ارتباط الاختبار مع اختبار الذكاء غير اللفظي وتراوحت قيمته ببين (٠.٣١ – ٠.٧٨) بمتوسط (٠.٥٤)، أما في دراسة (**Raven & Rust, 2008**)، فقد تم إيجاد معامل ارتباط الاختبار مع اختبار **SPM–P** وبلغت قيمته (٠.٨٣)، وتم إيجاد معامل الاختبار مع اختبار **SPM–C** وبلغت قيمته (٠.٧٩). كما تم حساب معامل ارتباط الاختبار مع التحصيل الدراسي، ففي

دراسة الساحلي (٢٠٠٨) تراوحت قيمة معامل ارتباط الاختبار مع التحصيل الدراسي (٠.٣٣ – ٠.٦٤) بمتوسط (٠.٤٨). وعلى مستوى الصدق التنبؤي تم حسابه للاختبار عن طريق إيجاد معامل ارتباط الاختبار مع التحصيل الدراسي، ففي دراسة الساحلي (٢٠٠٨) تراوحت قيمة معامل ارتباط الاختبار مع التحصيل الدراسي بعد عام بين (٠.٤٣ – ٠.٦٤) بمتوسط (٠.٥٣)، وتراوحت قيمة معامل ارتباط الاختبار مع التحصيل الدراسي بعد عامين بين (٠.٣٦ – ٠.٥١) بمتوسط (٠.٤٣).

والنتائج السابقة تؤكد ارتباط اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور باختبارات الذكاء الأخرى وبالتحصيل الدراسي بدرجة جيدة تدل على الصدق التلازمي والصدق التنبؤي للاختبار.

ولكن يلاحظ أن جميع الدراسات السابقة الذكر التي أجريت على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور كانت في ضوء النظرية التقليدية للاختبارات، وهي النظرية التي وجهت عملية بناء الاختبارات، وتحليل وتفسر نتائجها، وتقدير قدرات الافراد، ومن المعلوم أن هذه النظرية وجهت لها العديد من الانتقادات من قبل خبراء القياس تمثلت في الآتي:

١ – قيم معالم الفقرات تعتمد على عينة المختبرين، كما أن درجات الأفراد المعبرة عن القدرة تعتمد على عينة فقرات الاختبار المطبق (**Hambleton & Swaminathan, 2013**) .

٢ – تقدير قدرة الأفراد عند ذيلي التوزيع (القدرة المرتفعة والمنخفضة) أقل دقة من تقدير الأفراد متوسطي القدرة. مما يجعل مقارنه الأفراد عند تطبيق اختبارات مختلفة أمر صعب (**Krocker & Algina, 1986**) .

٣ – تقدير قدرة الأفراد على مستوي الاختبار ككل، وليس على مستوي كل فقرة ( **Hambleton et. al., 1999**).

٤ – التحليل الإحصائي التقليدي للفقرة لا يوفر معلومات عن كيفية الأداء على الفقرة من قبل مختبرين بمستويات قدرة مختلفة (**Krocker & Algina, 1986**)

٥– افتراض تساوي تباين أخطاء القياس لجميع فقرات الاختبار، وجميع أفراد العينة وهذا غير دقيق (**De Gruijter & Vanderkamp, 2008**) .

٦ – وجود صعوبات منهجية وعملية لتطبيقات النظرية المختلفة مثل: بناء الاختبارات، إنشاء بنوك الأسئلة، تصميم عمل الاختبارات الموائمة حاسوبياً، الأداء التفاضلي للفقرات، معادلة

درجات الاختبارات، إنشاء الصور المتكافئة من الاختبارات ( **Hambleton et. al., 1999**).

ونتيجة للانتقادات السابقة لنظرية القياس التقليدية، قام علماء القياس بجهود بحثية كبيرة لتطوير نظرية قياس تتغلب على تلك الانتقادات، نتج عنها ظهور نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية (**IRT**)، وقد نالت هذه النظرية اهتماما ملحوظاً من جانب علماء القياس المعاصر، والمؤسسات العالمية المعنية ببناء الاختبارات والمقاييس، حيث أصبحت تستخدم في بناء وتطوير الاختبارات النفسية والتربوية المختلفة.

إذ أكد هاملتون وسواميناثان أن النظرية تتميز بثلاثة مزايا هي ( **Hambleton & swaminathan, 2013: 11**):

١. تقدير قدرة الأفراد يكون مستقلاً عن عينة الفقرات التي تطبق عليهم عند وجود عدد كبير نسبياً من الفقرات التي تقيس السمة نفسها، أي أن تقدير قدرات الأفراد متحررة من أثر الفقرات.
٢. تقدير معالم الفقرات (الصعوبة، التمييز، التخمين) يكون مستقل عن عينة الأفراد الذين طبقت عليهم الفقرات، أي عدم تأثر تقدير معالم الفقرات بالعينة المختارة من المجتمع.
٣. يمكن حساب الخطأ المعياري لتقدير قدرة الأفراد، وكذلك لتقدير معالم الفقرات، وهذا الخطأ يختلف من فرد لأخر، ومن فقرة لأخرى.

ونظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية تسعي لنمذجة العلاقة بين القدرة أو السمة ($\theta$) التي يقيسها اختبار معين والاستجابة على فقرة من فقرات الاختبار، وذلك باستخدام دالة تعرف بالدالة المميزة للفقرة**Item characteristic function** وتستند إلى نموذج دالة الترجيح اللوغاريتمي لإيجادها (**DeMars, 2010**)، وترتكز النظرية على مجموعة من المفاهيم الأساسية القوية، والتي حظيت بثقة خبراء القياس. حيث تؤكد النظرية أن أداء الفرد على فقرة من فقرات الاختبار يمكن التنبؤ به وتفسيره عن طريق السمة أو القدرة المراد قياسها، وأن العلاقة بين هذا الأداء، وتلك القدرة يمكن التعبير عنها بدالة رياضية تعرف بالدالة المميزة للفقرة (**ICF**)، وهذه الدالة تعطي احتمالية الاجابة الصحيحة عند كل مستوي من مستويات قدرة المختبرين، كما يمكن تمثيلها بيانياً لينتج ما يسمي بالمنحني المميز للفقرة (**ICC**) **Item characteristic curve** والذي يتضمن معلماً واحد أو أكثر لوصف خصائص الفقرة، وقدرة الفرد (**Hambleton et. al, 1999**). ويؤكد (علام، ٢٠٠٥) أن مفهوم دالة

المعلومات لكل من الفقرات والاختبار من المفاهيم الأساسية للنظرية والتي تعبر عن كمية المعلومات التي توفرها الفقرة والاختبار حول القدرة المقاسة، فكلما كانت قيمة هذه المعلومات كبيرة، كلما توفر لدينا تقديراً أكثر دقة للقدرة، وبالتالي تعتبر مؤشر جيداً لوصف الفقرات والاختبار، ومحكاً مهماً لاختيار الفقرات، ومقارنة الاختبارات بعضها ببعض، ويعبر عنها رياضياً بالمعادلة :

$$I_i(\theta) = \frac{[\bar{P}_i(\theta)]^2}{P_i(\theta)Q_i(\theta)} \quad i = 1,2,3, \ldots . n$$

حيث أن $\bar{P}_i(\theta)$ : المشتقة الأولى للمنحنى المميز للفقرة عند $\theta$ .

ويتم تقدير احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة في ضوء الاستجابة للمفردة الاختيارية باستخدام عدد من النماذج الرياضية التي تتنوع حسب عدد من المعايير، حيث تتنوع حسب عدد السمات الكامنة التي يفترض أن تقيسها فقرات الاختبار إلى نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد، ونماذج الاستجابة للمفردة متعددة الأبعاد. وحسب طبيعة النموذج إلى نماذج الاستجابة للمفردة المعلمية، ونماذج الاستجابة اللامعلمية، وحسب طبيعة مفردات المقياس، إلى نماذج المفردات ثنائية الاستجابة **Dichotomus Item**، ونماذج المفردات متعددة الاستجابة **Polytomous Item**، وفي هذه الدراسة سيتم الاقتصار على نماذج نظرية الاستجابة للمفردة المعلمية أحادية البعد.

نماذج نظرية الاستجابة للمفردة المعلمية أحادية البعد ثنائية الاستجابة:

وهي خمسة نماذج (علام، ٢٠٠٥):

١ – النموذج اللوغاريتمي أحادي المعلمة **One – parameter logistic model**:

ويقدر هذا النموذج احتمالية **(p)** إجابة الفرد **(J)** بدلالة كل من قدرة الفرد الكامنة $(\theta)$، وصعوبة الفقرة **($b_i$)** من خلال نمذجتها في صيغة رياضية احتمالية هي دالة الترجيح اللوغاريتمي غير الخطية التالية:

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

وتسمي الصيغة السابقة نموذج الترجيح اللوغاريتمي أحادي المعلمة **(PLM1)** لأنها تشمل على معلمة وأحد فقط هي صعوبة الفقرة.

٢ – النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم **Two–parameter logistic model**:

وهو النموذج الذي يسمح للفقرات بأن تختلف في كل من معلمتي الصعوبة **(b)** والتمييز **(a)** ولذلك أصبح النموذج يشمل على معلمتين هما الصعوبة والتمييز كالتالي:

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

٣ – النموذج اللوغاريتمي ثلاثي المعالم **Three-parameter logistic model**:

في هذا النموذج تم إضافة معلماً ثالثاً يمثل احتمال توصل الأفراد للإجابة الصحيحة على الفقرة عن طريق التخمين **(c)**، والصيغة الرياضية للنموذج:

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

٤– النموذج اللوغاريتمي رباعي المعالم **four-parameter logistic model**

في هذا النموذج تم إضافة معلماً رابعاً للنموذج ثلاثي المعالم يمثل معلمة التقارب العلوي **asymptote parameter (D)** والصيغة الرياضية للنموذج:

$$P(\theta \mid A,B,C,D) = C + \frac{D - C}{1 + \exp\{-A(\theta - B)\}} \qquad (0 \le C < D \le 1)$$

٥– النموذج اللوغاريتمي خماسي المعالم **five-parameter logistic model**

في هذا النموذج تم إضافة معلماً خامساً للنموذج رباعي المعالم يمثل معلمة اللاتماثل **asymmetry parameter (E)** فالمنحنى المميز للمفردة يكون متماثلا عندما تكون قيمة **(E=1)** ، ويصبح ملتويا التواء سالبًا عندما تقترب قيمة**(E)** من الصفر أي أقل من (١)، ويصبح ملتويا التواء موجباً عندما تكون قيمة **(E)** أكبر من (١). والصيغة الرياضية للنموذج:

$$P(\theta \mid A,B,C,D,E) = C + \frac{D - C}{[1 + \exp\{-A(\theta - B)\}]^1} \qquad (0 < E)$$

نماذج نظرية الاستجابة للمفردة المعلمية أحادية البعد عديدة الاستجابة:

والمفردات عديدة الاستجابة هي المفردات التي يكون فيها عدد أقسام الاستجابات الممكنة (الدرجات المتحصل عليها أو بدائل الإجابة أو فئات الاستجابة أو مستويات الأداء) أكثر من استجابتين.

وبالتالي فإن نماذج نظرية الاستجابة للمفردة المعلمية أحادية البعد عديدة الاستجابة تعرف بأنها مجموعة من النماذج الإحصائية التي تهدف إلى نمذجة العلاقة بين متغير كامن (قدرة

أو سمات الأفراد، ومعالم المفردات المتمثلة في معالم ميل منحنيات استجابة المفردة، ومعالم عتبات المفردة)، واستجابتهم لمتغيرات مشاهدة (مفردات المقياس الذي يقيس القدرة أو السمة) ترتبط بالمتغير الكامن ارتباطا وظيفيا، وذلك من خلال تقدير قدرة أو سمات الأفراد، ومعالم المفردات الكامنة من استجاباتهم عن المفردات، وتدريجها على متصل مشترك يوضح موقع الأفراد بحسب ما يمتلكونه من القدرة، وكذلك الفقرات مع توضيح احتمالية الإجابة الصحيحة عند كل مستوى من مستوياها. والتعبير عن كل ذلك بمنحنى يسمى منحنى استجابة أقسام الاستجابة (**de Ayala,2022**):.

وتصنف نماذج نظرية الاستجابة للمفردة عديدة الاستجابة إلى (**de Ayala,2022**):

أ- النماذج الاسمية:

١. نموذج الاستجابة الاسمية.
٢. نموذج الاختيار من متعدد.

ب- النماذج الرتبية:

١. نموذج التقدير الجزئي
٢. نموذج التقدير الجزئي المعمم.
٣. نموذج مقياس التقدير.
٤. نموذج مقياس التقدير المعمم.
٥. نموذج الاستجابة المتدرجة.

وفيما يلي سيتم وصف النماذج الاسمية:

١. نموذج الاستجابة الاسمية:

اقترح هذا النموذج بوك **Bock** عام ١٩٧٢ بهدف رسم منحنيات مميزة لمشتتات أسئلة الاختيار من متعدد، وبالتالي فهو يتعامل مع المفردات ذات مستوى القياس الاسمي التي تتكون من مجموعة من أقسام الاستجابة غير المتداخلة وغير المرتبة، أي ليس هنالك علاقة طردية أو عكسية بين الاستجابات المشاهدة ومقدار القدرة أو السمة $\theta$ (**Van der Linden, 2018**).

غير أن الاحتمال يظل قائما أن تتحدد معلومات في كل استجابة ممكنة، حيث إن الحصول على تقدير لموقع الفرد يعتمد بشكل مباشر على بيانات الاستجابة الاسمية.

ويستخدم هذا النموذج لنمذجة مفردات الاستبانة ذات فئات الاستجابة التصنيفية التي تتكون من عدد من فئات الاستجابة غير المرتبة والتي تستخدم لقياس الاتجاهات والميول وخصائص الشخصية، كما يستخدم لنمذجة مفردات الاختيار من متعدد والتي تصمم بدرجة أساسية لمعرفة أخطاء التعلم الشائعة من خلال بناء مشتتات ترتبط بأخطاء تعلم محددة والتي تكون أكثر شيوعا بين الطلاب.

والصيغة الرياضية للنموذج (de Ayala, 2022):

$$Pj(x = k \mid \theta, \underline{\alpha}, \gamma) = \frac{e^{\gamma_j k} + \alpha_{jk}\theta}{\sum_{h=1}^{m_j} e^{\gamma_{jh} + \alpha_{jh}\theta}}$$

٢.نموذج الاختيار من متعدد (Multiple-Choice Model (MC:

عند استخدام نموذج الاستجابة الاسمية للاختبارات المعرفية أي أسئلة الاختيار من متعدد فإن النموذج لا يأخذ في الاعتبار احتمالات تخمين المفحوصين في الفقرات أي يعتبر أن جميع الافراد الذين "يخمنون عشوائيا" في مفردة ما يختارون المشتت نفسه، أي أن الأفراد من ذوي القدرات المتدنية جدا سيختارون بديلا معينا بدلا من التخمين العشوائي لبدائل المفردة، لذلك لا يأخذ النموذج في الحسبان احتمالات سلوك التخمين عند المفحوصين (De Ayala, 2022). لكن واقعياً وجد أن بعض الأفراد من ذوي القدرة المتدنية جدا يخمنون عشوائيا في بعض المفردات، عندئذ سوف تعكس بيانات الاستجابة الاسمية المشاهدة مزيجا من أفراد يختارون البديل بشكل مقصود وآخرون يختارون البديل بشكل عشوائي، باحتمال يساوي $\frac{1}{m_j}$ أي معكوس عدد بدائل الفقرة.

لذا اقترح "سامجيما Samejima" عام ١٩٧٦ حلا لمسألة التخمين في بيانات متعددة التدريج باعتبار أن هؤلاء الأفراد الذين يفتقرون إلى القدرة التي تمكنهم من تعرف جدارة بديل أو مموه يلجؤون إلى التخمين العشوائي في فقرة ومن ثم يختارون من بين بدائل الفقرة باحتمالات متساوية $\frac{1}{m_j}$ وقد أدمجت هذه الفكرة في نموذجي الاستجابة المتدرجة والاستجابة الاسمية (وفي صورة المنحنى الطبيعي واللوجستي)، وذلك بإضافة فئة استجابة افتراضية "لا يتعرّف" (يرمز لها بـ ٠) لتشير إلى الأفراد الذين يفتقرون إلى القدرة التي تمكنهم من تعرّف صحة مشتت ما فيلجؤون إلى التخمين العشوائي في الفقرة (Van der Linden, 2018).

لهذه الفئة (أي "لا يتعرّف") دالة **ORF** تنازلية تماما على متصل القدرة واستواؤها التقاربي عند ١، وصفر لكن، بما أن الأفراد المنتمين إلى هذه الفئة يفترض أنهم يخمنون عشوائيا على $m_j$ من البدائل، عندئذ تختفي دالة **ORF** للبديل "لا يتعرّف" وتتأثر البدائل الأخرى بهذا التخمين العشوائي. وبذلك، يمكن حسب منحى "سامجيما" اعتبار فئة "لا يتعرف" (الفئة ٠) فئة استجابة كامنة (**Van der Linden, 2018**).

وفي إطار بيانات استجابة متعددة التدريج واسمية، تتم نمذجة التخمين العشوائي بتعديل النموذج (**NR**). حيث يشير "سامجيما" إلى هذا التعديل بـ "نموذج بوك–سامجيما (**BS**) لفقرات الاختيار من متعدد" (أيضا يشار إليه بالنموذج **Type I Model C**)

في هذا النموذج (**BS**) يتحدد احتمال استجابة فرد موقعه $\theta$ للفئة **k** من الفقرة بافتراض معالم الفقرة $\underline{\alpha}$ و $\underline{\gamma}$ و $m_j$ كما يلي:

$$P_j(x = k \mid \theta, \underline{\alpha}, \underline{\gamma}, m_j) = \frac{e^{\gamma_{jk}+\alpha_{jk}\theta} + (1/m_j)e^{\gamma_{j0}+\alpha_{j0}\theta}}{\sum_{h=0}^{m_j} e^{\gamma_{jh}+\alpha_{jh}\theta}}$$

هنالك أيضاً تصور آخر لنمذجة البيانات الاسمية متعددة التدريج بوجود التخمين اقترحه "ثيسن وستاينبرج" **Thissen, Steinberg** عام ١٩٨٤ يفترض، كما هو الحال في "نموذج بوك–سامجيما" (**BS**) فئة استجابة كامنة خاصة بأفراد فئة "لا يتعرف"؛ يشيران إليهم بأفراد "لا أعرف". لكن، مقارنة بنموذج "بوك–سامجيما" يفترضان أن أفراد "لا أعرف" لا يخمنون باحتمالات متساوية بمقدار $\frac{1}{m_j}$ ، ولذلك عَمدا إلى تعديل معادلة "نموذج بوك–سامجيما" بحيث تتيح لأفراد "لا أعرف" أن يتباينوا في بدائل المفردة (**Nering & Ostini, 2010**)

وأطلق "ثيسن وستاينبرج" على نموذجهما مسمى "نموذج الاستجابة المتعددة" (**Multiple–Response Model**)، أو نموذج "الاختيار من متعدد" **Multiple–Choice Model (MC)**.

أيضاً قدم كل من سووه وبولت (**SUH & BOLT, 2010**) تطويرا جديداً لنموذج الاختيار من متعدد أطلقا عليه نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل **The nested logit model for multiple–choice (NRM)** وهو نموذج مختلف عن نماذج الاختيار من متعدد السابقة حيث يجمع بين نماذج نظرية الاستجابة للمفردة ثنائية الاستجابة ونموذج بوك عديد الاستجابة، حيث تتم النمذجة في مستويين المستوى الأول تتم فيه نمذجة الإجابة الصحيحة مقابل المشتتات باستخدام أحد نماذج نظرية الاستجابة ثنائية

الاستجابة (أحادي أو ثنائي أو ثلاثي أو رباعي المعالم)، ومستوي آخر يتم خلاله نمذجة المشتتات فقط باستخدام نموذج الاستجابة الاسمية، وذلك آنيا في نفس الوقت وباستخدام المعادلة التالية الخاصة بالنموذج رباعي المعالم **4PL−NLM**

$$P(x_{ij} = u \mid \theta_j) = \gamma_i + \frac{\delta_i - \gamma_i}{1 + e^{-(\beta_i + \alpha_i \theta_j)}}$$

- حيث إن:

$\gamma$ : معلم التقارب السفلي

$\delta$: معلم التقارب العلوي

$\beta$:معلم الصعوبة/ القاطع الصادي

$\alpha$:معلم الميل/ التمييز

- والمعادلة الخاصة بالنموذج ثلاثي المعالم **3PL−NLM** كالتالي:

$$P(x_{ij} = u \mid \theta_j) = \gamma_i + \frac{1 - \gamma_i}{1 + e^{-(\beta_i + \alpha_i \theta_j)}}$$

- والمعادلة الخاصة بالنموذج ثنائي المعالم **2PL−NLM** كالتالي:

$$P(x_{ij} = u \mid \theta_j) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_i + \alpha_i \theta_j)}}$$

ويؤكد علام أن نماذج الاستجابة للمفردة أحادية البعد (المعلمية) تستند إلى افتراضيات قوية ينبغي تحقيقها في البيانات لكي تؤدي إلى تقديرات دقيقة لمعالم الفقرات والأفراد يمكن الوثوق بها (علام، ٢٠٠٥). وقد حددتها ديمارس بثلاثة افتراضيات **(DeMar's, 2010)**:

١ – افتراض أحادية البعد **Unidimensionaltiy**:

وتشير إلى أن هناك سمة كامنة واحدة كافية لتفسير التباين المشترك بين الاستجابات على المفردات، أي أن هذه السمة هي المسؤولة عن تفسير تباين أداء الأفراد على الاختبار (علام، ٢٠٠٥).

وهنالك العديد من الطرق المستخدمة لفحص افتراض أحادية البعد، منها:

أ – طريقة الجذور الكامنة **Eigenvalues**:

حيث يتم استخدام أسلوب التحليل العاملي لتحليل استجابات الأفراد على الفقرات واستخراج العوامل الكامنة التي تفسر أدائهم على تلك الفقرات، ثم مقارنة قيم الجذور الكامنة للعوامل في

ضوء عدد من المحكات للتأكد من أن هنالك عاملاً أحادياً مسيطراً يفسر معظم التباين الناتج عن الأداء على فقرات الاختبار.

ب – طريقة "ديتكت **DETECT**" اللامعلمية:

اقترح ستوت عام ١٩٨٧ **(stout, 1987)** مؤشراً إحصائيا للكشف عن أحادية البعد للبيانات أسماه **DETECT** وطوره عام ١٩٩٠ ويستند مؤشر **DETECT** إلى مفهوم أحادية البعد الأساسية **Essential Unidimensionaltiy** التي اقترحها ستوت والتي يعرفها بأنها التي تتحقق عندما تكون القيمة المطلقة لمتوسط التغاير (التباين المشترك) لكل زوج من أزواج الفقرات – مشروطاً بالقدرة $(\theta)$ – تساوي صفر تقريباً.

وذلك لأن تغاير أزواج فقرات الاختبار في المجتمع يجب أن يكون موجباً ومرتفعاً وذلك عندما يقيس الاختبار القدرة المراد قياسها، ولكن عند كل مستوى من مستويات القدرة، أي للأفراد ذوي القدرة المتساوية يجب أن يكون تغاير أزواج فقرات الاختبار قريباً من الصفر، وذلك لأن بعد ضبط القدرة التي تقيسها أزواج الفقرات، فأن الذي يبقي فقط الخطأ العشوائي، والأخطاء العشوائية لا ترتبط ببعضها البعض عندما يكون الاختبار محققاً لأحادية البعد الأساسية.

ويتم تفسير مؤشر **DETECT** وفقاً للمعيار التالي **(Jang & Roussos, 2007)**:

| | |
|---|---|
| ١. بنية متعددة الأبعاد بشكل قوي | **DETECT > 1.00** |
| ٢. بنية متعددة الأبعاد بشكل متوسط | **0.40< DETECT< 1.00** |
| ٣. بنية متعددة الأبعاد بشكل ضعيف | **0.20< DETECT< 0.40** |
| ٤. بنية تحقق أحادية البعد الأساسية | **DETECT< 0.20** |

ج – طريقة تحليل البواقي من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد:

**Analysis of Residuals from a Unidimensional Model:**

وتسمى أحياناً طريقة نوهارم نسبة إلى البرنامج الحاسوبي **NOHARM 3** الذي يستخدم لحسابها، وتعتمد هذه الطريقة على تحليل بواقي مصفوفة نسبة الإجابة الصحيحة للمتغيرات الثنائية المتحصل عليها من خلال نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد. حيث إن نسبة البواقي الصحيحة لكل فقرة هي النسبة الملاحظة (عدد الذين أجابوا عن الفقرة إجابة صحيحة) مطروحاً منها النسبة المتوقعة والتي يتم التنبؤ بها من خلال النموذج، وتمثل هذه القيم عناصر قطر المصنوعة **(Fraser & McDonald, 2003)**.

أما بالنسبة لكل زوج من الفقرات فإن البواقي هي نسبة الأفراد الذين أجابوا عن كلا الفقرتين إجابة صحيحة مطروحاً منها النسبة المتوقعة المتنبأ بها بواسطة النموذج، وقيمها تمثل العناصر خارج قطر المصفوفة، ويتم حساب نسبة الاجابات الصحيحة المتوقعة من خلال تقدير معالم قدرات الممتحنين ومعالم الفقرات باستخدام أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية أحادية البعد، حيث تستخدم تلك المعالم لإيجاد احتمالية الاجابة الصحيحة عن الفقرة لكل مستويات القدرة، والذي يمثل نسبة الاجابات الصحيحة المتوقعة. وبعد حساب فرق البواقي بين نسبة الاجابات الملاحظة والمتوقعة، يتم حساب معامل الارتباط بين البواقي **(DeMar's, 2010)**. وينتج برنامج نوهارم عدد من مؤشرات الملائمة الاحصائية والتي من خلالها يتم التعرف على مدى ملائمة النموذج المختبر (أحادي البعد مثلا)، ومن أهم هذه المؤشرات: الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي **(RMSR)** والذي كلما كانت قيمته قريبة من الصفر كان ذلك دليلاً على ملائمة البيانات للنموذج المختبر. ومؤشر تاناكا لحسن المطابقة **Tanaka Index** والذي كلما كانت قيمته قريبة من الواحد كان ذلك دليلاً على ملائمة البيانات للنموذج المختبر **(Fraser & McDonald, 2003)**.

د- طريقة اختبار تغايرات أزواج الفقرات التي تعطي مجموع غير موجب **(CSN)**:

اقترح جنكر عام ١٩٩٣ **(Junker, 1993)** طريقة لفحص أحادية البعد تعتمد على تغاير أزواج الفقرات ضمن إطار نموذج نظرية الاستجابة للفقرة اللامعلمي المسمى نموذج موكن.

وأطلق على هذه الطريقة مسمى "طريقة اختبار تغايرات أزواج الفقرات التي تعطي مجموع غير موجب **item Covariances given the Sum score are Non-positive (CSN)**

حيث يتم حساب إحصائي الطريقة **CSN Statistic** ومستوى الدلالة لقيمة هذا الإحصائي **P-value** فإذا كانت قيمة **P** غير دالة إحصائيا أي أكبر من **(P>0.05)** فهذا يدل على تحقق أحادية البعد في البيانات أما إذا كانت دالة إحصائياً تساوي أو أقل من **(P≤0.05)** فهذا يدل على عدم تحقق أحادية البعد في البيانات أي أن البيانات عديدة الأبعاد.

٢ – افتراض الاستقلال الموضعي **Local Item Independence**:

تكون الفقرات مستقلة موضعياً عندما لا يكون هنالك ارتباطا بينهما بعد اشتراط القدرة ($\theta$). وذلك لأن الفقرات التي تقيس قدرة واحدة لابد أن تكون مرتبطة في العينة ككل، ولكن

عند ضبط القدرة ( $\theta$ ) أي عند كل مستوي من مستويات القدرة يفترض أن تكون غير مترابطة **(DeMar's, 2010)**. وعندما تكون الفقرات غير مستقلة موضوعياً للنماذج أحادية البعد فهذا يعني أن هنالك بعداً أخراً يسبب عدم الاستقلالية أو الاعتماد عبر أزواج الفقرات، هذه الاعتمادية قد لا تظهر كأبعاد مستقلة إلا إذا شملت أكبر مجموعة من أزواج الفقرات، ولذلك فهناك احتمالية عدم الكشف عنها باستخدام اختبارات أحادية البعد، مما يستدعي تطوير طرق مستقلة للكشف عن الاستقلال الموضعي عبر أزواج الفقرات **(DeMar's, 2010)**.

ومن هذه الطرق الطريقة التي اقترحتها ين **(Yen, 1984)** وأسمتها **($Q_3$)** وذلك لفحص الاستقلال الموضعي بين أزواج الفقرات. ويتم حساب المؤشر **($Q_3$)** من خلال تقدير معالم الفقرات والأفراد باستخدام أحد نماذج نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية أحادية البعد، وبالاعتماد على تلك المعالم يتم حساب الباقي لاستجابة كل فرد على كل فقرة والذي يمثل الفرق بين الاستجابة المتوقعة على الفقرة والاستجابة الملاحظة، حيث إن الاستجابة المتوقعة عبارة عن احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة بدلالة كل من معالم الفقرة والقدرة التي يتم تقديرها، ثم حساب معامل الارتباط الخطي بين البواقي لأزواج الفقرات والتي تمثل قيمته الاحصائي **($Q_3$)**.

٣ – افتراض ملائمة البيانات للنموذج:

ويقصد به أمكانية تفسير النموذج لكيفية استجابات الأفراد للفقرات والتنبؤ بها. ويتم تقييم الملائمة بين النموذج والبيانات للتحقق من مطابقة خصائص النموذج، فمثلاً عندما يتم استخدام النموذج اللوغاريتمي أحادي المعلمة **(1LPM)** لتحليل البيانات التي لها منحنيات غير متوازية أو خط تقاربي غير صفري فأن العديد من الفقرات سوف تكون غير ملائمة للنموذج (علام، ٢٠٠٥). ويؤكد ثيسن وأورلاندو أن هنالك أسلوبين لتقييم ملائمة البيانات للنموذج، الأسلوب الأول هو أسلوب الملائمة الكلية للمقياس ككل مع النموذج من خلال التحقق من مطابقة مجموعة الفقرات المكونة للاختبار كوحدة واحدة لنموذج معين. والأسلوب الثاني هو أسلوب ملائمة الفقرات والأفراد للنموذج حيث يتم التحقق من مطابقة كل فقرة وكل فرد للنموذج على حده **(Thissen & Orlando, 2001)**.

أحد الإجراءات البسيطة للتحقق من الملائمة الكلية يتمثل في مقارنة توزيع الدرجات الكلية الملاحظة مع توزيع الدرجات المتوقعة المتنبأ بها من النموذج، إما بصرياً من خلال الرسم البياني، أو من خلال اختبار دلالة إحصائية للفرق بين التوزيعين مثل مربع كاي $\chi^2$

(**Swaminatha & Hambleton & Rogers , 2007**). ومن الاستخدامات المهمة لمؤشرات الملائمة الكلية مقارنة ملائمة النماذج المتداخلة للتعرف على أي النماذج أكثر ملائمة للبيانات، ويعتبر النموذجان متداخلان عندما يكون أحداهما حالة خاصة من الأخر، حيث يتم تقيد بعض المعالم، على سبيل المثال النموذج اللوغاريتمي أحادي المعلمة يتداخل مع النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعالم، وذلك لأن النموذج الأحادي يعتبر أن جميع الفقرات متساوية في معلمة التمييز. كما أن النموذج الثنائي حالة خاصة من النموذج الثلاثي المعالم وذلك لأن معلمة التخمين تم تقيدها في النموذج ذو المعلمتان واعتبارها تساوي صفراً (**DeMar's, 2010**).

ويتم مقارنة ملائمة النماذج المتداخلة في ضوء أساليب الملائمة الكلية من خلال مؤشر انحراف النموذج والذي يتم حسابه عند استخدام طريقة تقدير الأرجحية القصوى لتقدير معالم الأفراد والفقرات، حيث لكل نموذج من النموذجين المتداخلين يتم حساب مؤشر انحراف النموذج وهو عبارة عن "-٢ اللوغاريتم الطبيعي لاحتمال الملائمة الكلية لكل نمط استجابة ملاحظة (**-2LLH**)" وذلك في ضوء كل من معالم الفقرة، والقدرة ($\theta$) المقدرة. وتستخدم القيم الناتجة لاختبار الفرضية الصفرية التي تنص على "أن إضافة معالم إضافية للنموذج الأصغر، لا يؤدي إلى تحسن دال إحصائياً عند مستوي دلالة معين". ويتم اختبار الفرضية من خلال أيجاد الفرق بين قيمتي (**-2LLH**) للنموذجين، ومقارنة الفرق مع قيمة مربع كاي $\chi^2$ الحرجة بدرجات حرية تساوي الفرق بين معالم النموذجين (**DeMar's, 2010**).

أما الأسلوب الثاني وهو أسلوب ملائمة الفقرات والأفراد للنموذج والذي يعتمد بشكل أساسي على مفهوم الباقي **Residual** والذي يمثل الفرق بين النسبة الملاحظة والنسبة المتنبأ بها (المتوقعة) من النموذج مشروطاً بالقدرة (**Θ**) أي لكل مجموعة لهم نفس القدرة تقريباً، ولكل فقرة من الفقرات.

حيث يهدف فحص ملائمة الفقرات والأفراد للنموذج لمعرفة الفقرات الملائمة والأفراد الملائمين وبالتالي ابقائهم، والفقرات والأفراد غير الملائمين وبالتالي استبعادهم، ثم إعادة التحليل مرة أخرى وتقدير معالم الفقرات والأفراد.

ويوجد طريقتان أساسيتان لتقييم ملائمة الفقرات والأفراد للنموذج بشكل فردي:

١. الطريقة الأولي الطريقة بصرية القائمة على مقارنة الاستجابات الملاحظة على الفقرة بالاستجابات المتوقعة من خلال الرسم البياني.

٢. والطريقة الثانية قائمة على المؤشرات الإحصائية:

حيث يوجد العديد من مؤشرات الملائمة التي تلخص ملائمة البيانات للنموذج على مستوي كل فقرة وفرد منها:

١- مؤشر الملائمة الداخلية (التقاربي) المعياري **z.infit Statistic index:**

يستخدم في نظرية الاستجابة للمفردة لفحص مدى ملائمة المفردة والأفراد للنموذج، اقترحه ويلسون وهليفرتي عام ١٨٨٢، وهو الصورة المعيارية لمؤشر الملائمة الداخلية **(Wright, & Masters, 1994)**، ومعادلته:

$$Z.INFIT = \frac{\sum_v Z_{vi}^2 . W_{vi}}{\sum_v W_{vi}}.$$

حيث إن:

$$Z_{vi} = \frac{X_{vi} - E(X_{vi})}{\sqrt{Var(X_{vi})}}$$

حيث تعتبر المفردة ملائمة، والفرد ملائم إذا كانت قيمة مؤشر الملائمة الداخلية المعياري في الفترة (-٢ الى ٢).

$$2 \geq \textbf{z.infit Statistic} \geq -2$$

٢- مؤشر الملائمة الخارجية (التباعدي) المعياري **z.Outfit Statistic index**

اقترحه ويلسون وهليفرتي عام ١٨٨٢، وهو الصورة المعيارية لمؤشر الملائمة الخارجية **(Wright, & Masters, 1994)**، ومعادلته:

$$Z.OUTFIT = \sum_v \frac{Z_{vi}^2}{n}$$

حيث إن:

$$Z_{vi} = \frac{X_{vi} - E(X_{vi})}{\sqrt{Var(X_{vi})}}$$

حيث تعتبر المفردة ملائمة، والفرد ملائم إذا كانت قيمة مؤشر الملائمة الداخلية المعياري في الفترة (-٢ الى ٢).

$$2 \geq \textbf{z.Outfit Statistic} \geq -2$$

٣- مؤشر الملائمة **Zh statistic (Zh)** :

اقترحه كلًا من دراسقو وليفين وويليام (**Drasgow F., Levine M. V., William E. A., 1985**)، عام ١٩٨٥ وهو الصورة المعيارية للمؤشر الإحصائي (***lz***) بمتوسط صفر وانحراف معياري واحد، ومعادلته:

$$Z_h = \frac{\sum[\log L \mid \theta_j - \sum E(\log L \mid \theta_j)]}{\sqrt{(\sum V(\log L \mid \theta_j))}}$$

وتعتبر المفردة ملائمة، والفرد ملائم إذا كانت قيمة مؤشر الملائمة **Zh** في الفترة (−٢ الى ٢).

$$2 \geq \textbf{Zh Statistic} \geq -2$$

وبعد أن يتم التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية في البيانات فإن الخطوة الأكثر أهمية في استخدام النظرية في بناء الاختبارات وتحليل مفرداتها تتمثل في تقدير معالم الفقرات والأفراد في ضوء النموذج المختار، والتي يطلق عليها عادة مصطلح "التعيير **Calibration**" وذلك لأن احتمال استجابة فرد على فقرة اختبارية في ضوء النظرية يعتمد على معلم قدرة الفرد ($\theta$) ومعالم الفقرة، ولكن هذه القيمة الاحتمالية وتلك المعالم غير معلومة وإنما المعلوم فقط هو إجابات الأفراد الملاحظة على الفقرات، وللوصول لتلك القيم والمعالم تتم عملية تقدير باستخدام إحدى أساليب تقدير المعالم، والتي تتمثل في أساليب تقدير الأرجحية القصوى الثلاثة **Maximum Likelihood Estimation** وهي أسلوب الأرجحية القصوى المشتركة وأسلوب الأرجحية القصوى الهامشية وأسلوب الأرجحية القصوى المشروطة، إضافة إلى الأساليب القائمة على نظرية بييز **Bayes Theorem** (علام، ٢٠٠٥).

المنهجية والإجراءات

منهج الدراسة:

استخدم الباحث المنهج الوصفي في تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور. حيث يُعتبر المنهج الوصفي أحد طرق البحث العلمي الشائعة الاستخدام لدراسة الظاهرة كما توجد في الواقع، ويهتم بوصفها وصفاً دقيقاً.

مجتمع وعينة الدراسة :

تحقيقاً لأهداف الدراسة فإن مجتمع الدراسة يتمثل في جميع طلاب المرحلة الثانوية المنتظمين في الدراسة في مدارس التعليم العام في مدينة الطائف عام ١٤٤٣هـ، والبالغ عددهم (٢٨٧٢٤) طالباً، والجدول (١) يوضح توزيع الطلاب وفقاً للصفوف الدراسية:

جدول (١)

توزيع الطلاب وفقاً للصفوف الدراسية

| الصف الدراسي | الأول ثانوي | الثاني ثانوي | الثالث ثانوي | المجموع |
|---|---|---|---|---|
| عدد الطلاب | ٩٨٠٥ | ٩٣١٢ | ٩٦٠٧ | ٢٨٧٢٤ |

وقد تم تحديد الحد الأدنى المناسب لحجم العينة باستخدام معادلة ستيفن ثامبسون بمستوى ثقة (٩٩%) وهامش خطأ (٣%) والذي بلغ (١٧٣٢) طالباً موزعين على مدارس المرحلة الثانوية بمدينة الطائف، وهو ما يمثل (٦%) من أفراد المجتمع الكلي.

وقد تم انتقاء العينة باستخدام طريقة العينة العشوائية الطبقية، حيث أعتبر كل صف دراسي طبقة وهي الصف الأول الثانوي، والصف الثاني الثانوي، والصف الثالث الثانوي.

وتم اختيار عينة البحث وفقاً لهذه الطريقة حسب الخطوات التالية:

١- تم تحديد عدد أفراد العينة المنتقاة وذلك باختيار (١٧٣٢) طالباً.

٢- تم تحديد حجم العينة المنتقاة من كل صف دراسي حسب حجم الصف الدراسي في المجتمع كالتالي:

الصف الأول ثانوي=(٩٨٠٥÷٢٨٧٢٤)×١٧٣٢=٥٩١ طالباً.

الصف الثاني ثانوي=(٩٣١٢÷٢٨٧٢٤)×١٧٣٢=٥٦٢ طالباً.

الصف الثالث ثانوي=(٩٦٠٧÷٢٨٧٢٤)×١٧٣٢=٥٧٩ طالباً.

٣- تم اختيار (٢٠) مدرسة عشوائياً حيث اعتبرت المدرسة هي وحدة المعاينة وتم التطبيق على الطلاب إلى أن تم الوصول لحجم العينة المحدد لكل طبقة.

٤- بعد تطبيق مؤشرات ملائمة الأفراد للنموذج تم استبعاد الأفراد غير الملائمين للنموذج والبالغ عددهم (٣٤٢) طالباً ليصبح حجم العينة المختار من كل طبقة كما هو موضح في جدول (٢)

جدول (٢)

توزيع أفراد العينة وفقاً للصفوف الدراسية بعد استبعاد الأفراد غير الملائمين للنموذج

| الصف الدراسي | الأول ثانوي | الثاني ثانوي | الثالث ثانوي | المجموع |
|---|---|---|---|---|
| عدد الطلاب | ٥٢٦ | ٤٣١ | ٤٣٣ | ١٣٩٠ |

ومن خلال الجدول يتضح أن حجم العينة النهائي بعد حذف الأفراد غير الملائمين بلغ (١٣٩٠) طالباً.

الإجراءات:

تم تطبيق الاختبار على عينة الدراسة وتم الحصول على البيانات، حيث تم معالجتها وتحليلها باستخدام برمجية R من خلال حزمة MIRT وذلك من خلال إجراء التحليلات الإحصائية التالية للإجابة عن تساؤلات البحث: تم إيجاد نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل الأكثر ملائمة لبيانات الاختبار وذلك باستخدام مؤشرات اختيار النموذج الأكثر ملائمة وهي: مؤشر محك أكايكي للمعلومات Akaike information criterion (AIC)، مؤشر محك أكايكي للمعلومات المصحح Akaike information criterion correction (AICc)، مؤشر محك المعلومات البايزي Bayesian Information Criterion (BIC)، مؤشر محك المعلومات البايزي لتعديل حجم العينة Bayesian Information Criterion Sample-Size Adjusted (SABIC)، مؤشر محك معلومات حنان–كوين Hannan–Quinn information criterion (HQ). ثم التحقق من افتراض أحادية البعد في بيانات الاختبار وأنه يقيس عاملاً كامناً واحداً وذلك عن طريق: استخدام طريقة ديتكت DETECT، وطريقة تحليل البواقي، وطريقة اختبار تغايرات أزواج الفقرات. ثم التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي في بيانات الاختبار وذلك باستخدام طريقة (Q3). والتحقق من مدى ملائمة الأفراد لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل من خلال حساب مؤشرات الملائمة التالية: مؤشر الملائمة Zh statistic(Zh) ، مؤشر الملائمة الداخلية (التقاربي) المعياري z. infit Statistic index، مؤشر الملائمة الخارجية (التباعدي) المعياري z. Outfit Statistic index. والتحقق من ملائمة فقرات الاختبار لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم وذلك عن طريق: التحقق من الملائمة الكلية للاختبار مع نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم. والتحقق من ملائمة الفقرات للنموذج كل على حدة. ثم التعرف على الخصائص السيكومترية للاختبار في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل وذلك من خلال: تقدير معلمتي الاختبار للإجابة الصحيحة وفقاً للنموذج اللوغاريتمي ذي المعلمتين وهما معلمتي التمييز والصعوبة، وتقدير معلمتي

**ميل المنحنى والقاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار. وإيجاد الرسم البياني لدالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري للتقدير للاختبار عند مستويات القدرة، وإيجاد قيم قدرة أفراد العينة وذلك باستخدام طريقة تقدير بييز للبعدية المتوقعة** Expected A Posteriori Estimation (EAP) **، وأخيراً إيجاد المئينيات المناظرة لكل قدرة كامنة مناظرة لكل درجة كلية خام على الاختبار حيث تم اشتقاق معايير الأداء التي في ضوئها تُفسر الدرجات الخام للعينة وتم إيجاد المئينيات الرئيسة وفقاً لدليل الاختبار.**

عرض نتائج الدراسة ومناقشتها :

**صممت الدراسة الحالية بهدف إيجاد الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور** (SPM Plus) **في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المناسب، ومن ثم إيجاد المعايير التي تفسر الأداء على الاختبار، ولتحقيق ذلك تم الحصول على استجابات عينة الدراسة على فقرات الاختبار من تطبيق الاختبار على عينة الدراسة البالغ حجمها (١٧١١) طالبا قبل استبعاد الطلاب غير الملائمين للنموذج، كما تم فحص مصفوفة البيانات، حيث أتضح عدم وجود أي فرد من أفراد العينة أجاب عن جميع الفقرات إجابة صحيحة، أو أي فرد أجاب عن جميع الفقرات إجابة خاطئة.**

نتائج الإجابة عن التساؤل الأول من تساؤلات الدراسة:

**للإجابة عن التساؤل الأول من تساؤلات الدراسة والذي نصه "أي نموذج من نماذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل أكثر ملائمة لبيانات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور؟" تم إجراء مقارنة ملائمة النماذج المتداخلة في ضوء أساليب الملائمة الكلية من خلال مؤشر انحراف النموذج (-2LLH) وذلك بغرض اختبار الفرضيتين الصفرية الآتية:**

**الفرضية الأولى: إن إضافة معلم التخمين إلى النموذج اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم لا يؤدي إلى تحسن دال إحصائيا في تقدير المعالم. وتكون الفرضية السابقة صحيحة إذا تحقق افتراض النموذج اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم بأن معلمة التخمين تساوي صفر تقريبا لجميع الفقرات.**

**الفرضية الثانية: إن إضافة معلمة التقارب العلوي إلى النموذج اللوغاريتمي المتداخل ثلاثي المعالم لا يؤدي إلى تحسين دال إحصائيا في تقدير المعالم، وتكون الفرضية السابقة صحيحة إذا تحقق افتراض النموذج اللوغاريتمي ثلاثي المعالم بأن معلمة التقارب العلوي تساوي واحد لجميع الفقرات.**

**وقد تم تحليل استجابات عينة الدراسة على فقرات الاختبار باستخدام مكتبة (mirt) إحدى مكتبات برمجية R وحساب إحصائي مؤشر انحراف النموذج (-2LLH) لكل نموذج لوغاريتمي متداخل من النماذج**

**الثلاثة (ثنائي، وثلاثي، ورباعي المعالم) حيث تم اشتقاق مؤشرات النموذج الأكثر ملائمة التالية: مؤشر محك أكايكي للمعلومات(AIC)** Akaike information criterion، **مؤشر محك أكايكي للمعلومات المصحح** Akaike information criterion correction (AICc)، **مؤشر محك المعلومات البييزي** Bayesian Information Criterion (BIC)، **مؤشر محك المعلومات البايزي لتعديل حجم العينة** Bayesian Information Criterion Sample-Size Adjusted (SABIC)، **مؤشر محك معلومات حنان–كوين**Hannan–Quinn information criterion (HQ) **ووضعت النتائج في جدول (٣)**

**جدول (٣)**

**قيم مؤشرات اختيار النموذج الأكثر ملائمة للنماذج الثلاثة**

| النموذج | -2LLH | AIC | SABIC | HQ | BIC |
|---|---|---|---|---|---|
| 2PLNRM | ٩٦٠٩٩.٠٢- | ١٩٤٨١٨.٤ | ١٩٤٨٤٧.٩ | ١٩٥١٩١.٣ | ٢٠١٣٧٦.٣ |
| 3PLNRM | ٩٦٥١٨.٠٥- | ١٩٥٩٣٦.٣ | ١٩٥١٤٤.٣ | ١٩٦٢٩٢.٤ | ٢٠٢٩٨٤.٤ |
| 4PLNRM | ٩٦٧٣٣.٩٤- | ١٩٦٤٤٧.٢ | ١٩٥٧٣٥.٢ | ١٩٦٦٨٥.١ | ٢٠٤١٨٢.١ |

**ولاختبار الفرضيتين السابقتين تم مقارنة قيمتي كل مؤشر للنموذجين المتداخلين حيث يلاحظ أن قيم جميع المؤشرات للنموذج اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم كانت أصغر من قيم نفس المؤشرات للنموذجين الآخرين، مما يعني قبول الفرضية الصفرية التي تنص على " أن إضافة معلم التخمين إلى النموذج اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم لا يؤدي إلى تحسن دال إحصائيا في تقدير المعالم " وبالتالي عدم الحاجة لاختبار الفرضية الثانية، وعدم ضرورة تضمين معلمتي التخمين والتقارب العلوي للنموذج.**

**والنتائج السابقة تؤكد أن النموذج الأكثر ملائمة لبيانات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور هو نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم** (2PLNRM) **وفي هذا إجابة عن التساؤل الأول من تساؤلات الدراسة.**

نتائج الإجابة عن التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة:

**لفحص مدى تحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية في بيانات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور وفقا لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم، والمتمثلة في افتراضي أحادية البعد والاستقلال الموضعي، وذلك للإجابة عن التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة والذي نصه "هل تتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختيارية في بيانات الاختبار وفقاً لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل المناسب" والذي يتفرع عنه التساؤل الفرعي الأول الذي نصه**

"هل يتحقق افتراض أحادية البعد في بيانات الدراسة؟" تم استخدام عدة طرق لفحص تحقق افتراض أحادية البعد في الاختبار وأنه يقس عاملا كامنا واحدا، حيث تم استخدام طريقة ديتكت DETECT والتي اقترحها ستوت عام ١٩٨٧ (stout, 1987) كمؤشر إحصائي للكشف عن أحادية البعد للبيانات، وطوره عام ١٩٩٠، حيث تم تحليل البيانات باستخدام مكتبة (mirt) إحدى مكتبات برمجية R وحساب المؤشرات الثلاثة لطريقة ديتكت DETECT ووضعت النتائج في جدول (٤)

جدول (٤)

قيم مؤشرات طريقة ديتكت DETECT

| مؤشر DETECT | مؤشر ASSI | مؤشر RATIO |
|---|---|---|
| ٠.١٤٥ | ٠.١٩٨ | ٠.٣٠٦ |

ويلاحظ من جدول (٤) أن قيمة مؤشرDETECT بلغت (٠.١٤٥) وهي أصغر من القيمة الحرجة (٠.٢٠) حيث يعتبر ستوت أن القيم التي أصغر من القيمة الحرجة (٠.٢٠) تشير إلى أن بنية المقياس الكامنة تحقق أحادية البعد الأساسية، كما أن قيمة مؤشر ASSI والبالغة (٠.١٩٨) أصغر من القيمة الحرجة (٠.٢٥)، وقيمة مؤشر RATIO والبالغة (٠.٣٠٦) أصغر من القيمة الحرجة (٠.٣٦)، مما يعني تحقق أحادية البعد الأساسية للبيانات، أي أن هناك سمة كامنة واحدة كافية لتفسير تباين أداء الأفراد على الاختبار. ولتأكيد النتائج السابقة تم استخدام طريقة تحليل البواقي من نماذج نظرية الاستجابة للفقرة الاختبارية أحادية البعد والتي تسمى "نوهارم NOHARM حيث تم تحليل البيانات باستخدام مكتبة (mirt) إحدى مكتبات برمجية R وقد بلغت قيمة مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي ( RMSR=0.0045) وهي قيمة قريبة جدا من الصفر، كما بلغت قيمة مؤشر تاناكا لحسن المطابقة(TANAKA INDEX OF GOODNESS = 0.99995) وهي قيمة قريبة جدا من الواحد الصحيح، والقيم السابقة تشير إلى حسن مطابقة البيانات للنموذج أحادي البعد، مما يدل على تحقق افتراض أحادية البعد في بيانات الدراسة وفقا للطريقة. كما تم أيضاً استخدام طريقة اختبار تغايرات أزواج الفقرات التي تعطي مجموع غير موجب" item Covariances given the Sum score are Non-positive

(CSN) حيث تم حساب إحصائي الطريقة والذي بلغت قيمته (CSN Statistic = 0.11265) وهي قيمة غير دالة إحصائياً عند مستو دلالة (٠.٠٥) مما يدل على تحقق أحادية البعد في بيانات الاختبار، وفي هذا إجابة عن التساؤل الفرعي الأول من التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة.

وللإجابة عن التساؤل الفرعي الثاني من التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة والذي نصه "هل يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي في بيانات الدراسة؟" تم استخدام إحدى طرق الكشف عن الاستقلال الموضعي عبر أزواج الفقرات، وهي طريقة (Q3) يـن (Yen, 1984) وذلك لفحص أي انتهاك كبير للاستقلال الموضعي بين أزواج الفقرات، حيث تم تحليل البيانات باستخدام مكتبة (mirt) إحدى مكتبات برمجية R وذلك بعد معايرة البيانات باستخدام نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم حيث تم إيجاد معامل الارتباط بين البواقي لجميع أزواج الفقرات ووضع ملخص النتائج في جدول (٥)

جدول (٥)

ملخص نتائج مؤشر (Q3) لجميع أزواج الفقرات الممكنة

| أصغر قيمة Min. | الإرباعي الأول 1st Qu. | الوسيط Median | المتوسط Mean | الإرباعي الثالث 3rd Qu. | أكبر قيمة Max. |
|---|---|---|---|---|---|
| ٠.١٩٨- | ٠.٠١٩- | ٠.٠٠٥ | ٠.٠٠٨ | ٠.١٨٩ | ٠.١٦٨ |

والنتائج السابقة تؤكد تحقق افتراض الاستقلال الموضعي لأزواج فقرات الاختبار حيث إن قيم مؤشر (Q3) جميعها اقل من (٠.١٨) وهي قيم أقل من درجة القطع التي اقترحتها ين والبالغة (٠.٢٠) مما يعني تحقق افتراض الاستقلال الموضعي لجميع أزواج فقرات الاختبار. والنتائج السابقة تؤكد تحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة الاختبارية في بيانات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور وفقا لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم وفي هذا إجابة عن التساؤل الثاني من تساؤلات الدراسة.

نتائج الإجابة عن التساؤل الثالث من تساؤلات الدراسة:

حيث تحققت افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة في بيانات الاختبار لذا تم معايرة فقراته باستخدام نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم حيث تم تقدير معالم الأفراد والفقرات

باستخدام أسلوب تقدير الارجحية القصوى (MLE) من خلال استخدام مكتبة (mirt) وقد تم إيجاد القيم التقديرية النهائية لمعالم الفقرات والأفراد بعد تحقيق محك التقارب والمحدد بـ(٠.٠٠٠٤٥) وذلك بعد (٥٠٠) تكرارا لخطوتي التوقع والتعظيم (ME).

وللتحقق من مدى ملائمة الأفراد للنموذج تم حساب مؤشرات الملائمة التالية: مؤشر الملائمة Zh (Zh statistic، مؤشر الملائمة الداخلية (التقاربي) المعياري z.infit Statistic index، مؤشر الملائمة الخارجية (التباعدي) المعياري z.Outfit Statistic index وذلك لكل فرد من أفراد العينة وقد بلغ عدد الأفراد الذين كانت قيم مؤشرات الملائمة لهم خارج مدى الملائمة وهي القيم التي أكبر من القيمة الحرجة (٢)، وأصغر من القيمة الحرجة (−٢) (٣٤٢) فرداً، مما يعني عدم ملائمتهم لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم بشكل جيد، مما أدي إلى حذف استجابات هؤلاء الأفراد واستبعادهم من عينة الدراسة ليصبح عدد أفراد العينة بعد الاستبعاد (١٣٩٠) فردا، وفي هذا إجابة عن التساؤل الفرعي الأول من التساؤل الثالث من تساؤلات الدراسة.

وللتحقق من ملائمة فقرات الاختبار لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم تم أولا: التحقق من الملائمة الكلية للاختبار مع نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم (أي مطابقة مجموعة الفقرات كوحدة واحدة لتوقعات النموذج) وذلك من خلال تكرار عملية معايرة فقرات الاختبار مرة أخري بعد حذف الأفراد غير الملائمين، وإيجاد مؤشر الملائمة الكلية التالية: مؤشر اختبار المعلومات المحدودة The Limited Information Test (M2)، ومؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات خطأ التقريب (RMSEA)، ومؤشر توكر لويس Tucker-Lewis index (TLI)، ومؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI) ووضعت النتائج في جدول (٦)

جدول (٦)

قيم مؤشرات الملائمة الكلية للاختبار ككل

| مؤشر M2 | | | مؤشر RMSEA | مؤشر TLI | مؤشر CFI |
|---|---|---|---|---|---|
| إحصاءة المؤشر | df | P | | | |
| ٣٣٠٨.٥٠٦ | ١١٥٨ | ٠.٠٧٤ | ٠.٠٢٦ | ٠.٩٧٣ | ٠.٩٦٤ |

ويلاحظ من الجدول أن قيمة مستوى الدلالة المحسوبة لمؤشر M2 أكبر من مستوى الدلالة (٠.٠٥) وبالتالي قبول الفرضية الصفرية التي تنص على "ملائمة النموذج للبيانات"، كما أن قيمة مؤشر RMSEA أصغر من القيمة الحرجة (٠.٠٥) وهذا يدل على مطابقة البيانات بشكل جيد للنموذج، وكذلك قيم مؤشري TLI و CFI أكبر من القيمة الحرجة (٠.٩٥) وبالتالي تشير إلى ملائمة النموذج للبيانات، مما يعنى أن هنالك ملائمة كلية للاختبار لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم وفي هذا إجابة عن التساؤل الفرعي الثاني من التساؤل الثالث من تساؤلات الدراسة.

كما تم ثانيا: التحقق من ملائمة الفقرات للنموذج كل على حدة من خلال حساب مؤشرات الملائمة التالية: مؤشر الملائمة (Zh) Zh statistic ، مؤشر الملائمة الداخلية (التقاربي) المعياري z.infit Statistic index، مؤشر الملائمة الخارجية (التباعدي) المعياري z.Outfit Statistic index وذلك لجميع فقرات الاختبار ووضعت النتائج في جدول (٧)

جدول (٧)

قيم مؤشرات ملائمة فقرات الاختبار لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم

| الفقرة | Zh | z.infit | z.Outfit | الفقرة | Zh | z.infit | z.Outfit |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ١ | 1.012 | -1.338 | -0.874 | ٣١ | 0.911 | 0.172 | 0.064 |
| ٢ | 0.71 | -0.692 | -0.109 | ٣٢ | 0.862 | -0.584 | -1.306 |
| ٣ | 1.094 | -0.114 | -0.817 | ٣٣ | 1.247 | 0.269 | -0.068 |
| ٤ | 0.769 | -1.083 | -0.272 | ٣٤ | 1.307 | -0.391 | -0.829 |
| ٥ | 0.459 | -0.124 | -0.247 | ٣٥ | 0.78 | -1.728 | -1.573 |
| ٦ | 0.995 | -0.183 | -1.071 | ٣٦ | 0.848 | -0.334 | -0.844 |
| ٧ | 0.94 | -0.908 | -0.545 | ٣٧ | 1.025 | -0.181 | -0.136 |
| ٨ | 0.996 | -0.76 | -0.437 | ٣٨ | 1.139 | -0.322 | -1.089 |
| ٩ | 0.279 | -0.021 | -0.035 | ٣٩ | 0.116 | 0.083 | 0.117 |
| ١٠ | 0.073 | -0.01 | -0.509 | ٤٠ | 1.49 | -0.652 | -1.449 |
| ١١ | 0.181 | -0.034 | -0.031 | ٤١ | 1.245 | 0.336 | -0.863 |
| ١٢ | -0.08 | 0.335 | -0.791 | ٤٢ | 0.731 | -0.29 | -0.921 |
| ١٣ | 0.002 | 0.029 | 0.069 | ٤٣ | -0.061 | 0.391 | -0.148 |
| ١٤ | 0.007 | 0.141 | -0.245 | ٤٤ | -0.08 | 0.287 | -0.02 |
| ١٥ | -0.074 | 0.24 | -0.451 | ٤٥ | -0.215 | 0.502 | 0.339 |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ١٦ | -0.071 | 0.216 | -0.241 | ٤٦ | -0.019 | 0.095 | -0.446 |
| ١٧ | -0.076 | 0.048 | 0.593 | ٤٧ | -1.253 | 0.149 | -0.417 |
| ١٨ | -0.08 | 0.301 | -0.188 | ٤٨ | 0.169 | 0.414 | -0.696 |
| ١٩ | -0.072 | 0.227 | -0.742 | ٤٩ | 0.192 | -0.168 | -0.366 |
| ٢٠ | -0.072 | 0.147 | 0.305 | ٥٠ | 0.158 | 0.403 | -1.356 |
| ٢١ | -0.149 | 0.26 | -0.519 | ٥١ | 0.331 | 0.243 | -0.692 |
| ٢٢ | 0.723 | 0.138 | -0.645 | ٥٢ | 1.356 | -0.306 | -1.289 |
| ٢٣ | 1.598 | -0.179 | 0.141 | ٥٣ | 0.818 | -0.176 | -0.896 |
| ٢٤ | 1.09 | -0.342 | -0.965 | ٥٤ | 0.281 | -0.712 | 1.213 |
| ٢٥ | 0.125 | -0.371 | 0.056 | ٥٥ | -0.013 | 0.462 | -0.821 |
| ٢٦ | 0.898 | -0.845 | -0.817 | ٥٦ | 0.087 | 0.521 | -0.993 |
| ٢٧ | 1.811 | -1.106 | -0.401 | ٥٧ | 0.988 | -0.247 | -0.213 |
| ٢٨ | 1.286 | -0.502 | -0.638 | ٥٨ | -0.034 | -0.531 | 0.063 |
| ٢٩ | 0.312 | -0.319 | -1.214 | ٥٩ | 0.299 | 0.133 | 0.417 |
| ٣٠ | 0.364 | 0.124 | 0.332 | ٦٠ | 1.672 | -0.804 | 0.188 |

**ويلاحظ من الجدول أن قيم إحصائي مؤشر الملائمة(Zh) قد تراوحت بين (-١.٢٥٣ ، ١.٨١١) وبمتوسط بلغت قيمته (٠.٥٢٢) وانحراف معياري (٠.٥٩٩)، وقيم إحصائي مؤشر الملائمة الداخلية (التقاربي) المعياري قد تراوحت بين (-١.٧٢٨ ، ٠.٥٢١) وبمتوسط بلغت قيمته (-٠.١٦٢) وانحراف معياري (٠٤٨٦)، وقيم إحصائي مؤشر الملائمة الخارجية (التباعدي) المعياري قد تراوحت بين (-١.٥٧٣ ، ١.٢١٣) وبمتوسط بلغت قيمته (-٠.٤٣٩) وانحراف معياري (٠٥٥٥)، وجميع القيم للثلاثة المؤشرات ولجميع الفقرات الستون تقع ضمن فترة الملائمة حيث لا يوجد أي قيمة خارج مدى الملائمة وهي القيم التي أكبر من القيمة الحرجة (٢)، وأصغر من القيمة الحرجة (-٢) مما يعني أن جميع فقرات الاختبار والبالغ عددها ستون فقرة تتلاءم بدرجة جيدة مع نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم. والنتائج السابقة تؤكد ملائمة بيانات الاختبار لتوقعات النموذج المستخدم. وفي هذا إجابة عن التساؤل الفرعي الثالث من التساؤل الثالث من تساؤلات الدراسة.**

نتائج الإجابة عن التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة:

**حيث أكدت النتائج ملائمة البيانات للنموذج، مما يعني دقة تقدير معالم الفقرات والأفراد باستخدام نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم، لذا تم تقدير معالمتي فقرات**

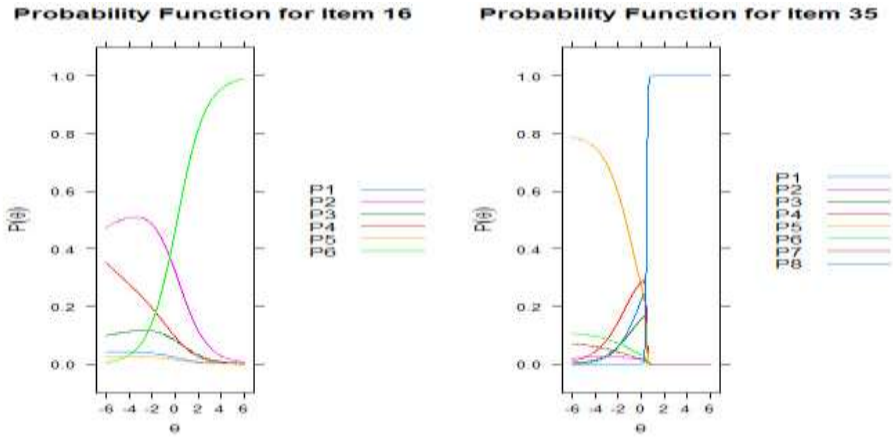
**الاختبار للإجابة الصحيحة وفقاً للنموذج اللوغاريتمي ذي المعلمتين وهما معلمتي التمييز والصعوبة، ووضعت النتائج في جدول (٨)**

**جدول (٨)**

**قيم معلمتي التمييز والصعوبة المقدرة لفقرات الاختبار وفقاً لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم**

| الفقرة | معلمة التمييز | معلمة الصعوبة | الفقرة | معلمة التمييز | معلمة الصعوبة |
|---|---|---|---|---|---|
| ١ | 1.48 | 2.52 | ٣١ | 2.72 | -.57 |
| ٢ | .95 | -.95 | ٣٢ | 1.43 | -.86 |
| ٣ | 1.99 | 1.30 | ٣٣ | 1.34 | -1.42 |
| ٤ | 1.87 | .74 | ٣٤ | 1.89 | -.43 |
| ٥ | 2.77 | 3.10 | ٣٥ | 3.27 | 1.24 |
| ٦ | 1.08 | -1.25 | ٣٦ | 2.68 | 1.51 |
| ٧ | .76 | .51 | ٣٧ | .88 | 1.08 |
| ٨ | 1.63 | 2.18 | ٣٨ | 2.75 | 1.67 |
| ٩ | 1.94 | .78 | ٣٩ | 1.59 | -.89 |
| ١٠ | 2.52 | 1.87 | ٤٠ | .87 | .49 |
| ١١ | 1.40 | -1.45 | ٤١ | 2.68 | .87 |
| ١٢ | 2.23 | 1.86 | ٤٢ | .81 | -.86 |
| ١٣ | 1.06 | 1.24 | ٤٣ | 1.55 | -.20 |
| ١٤ | 2.89 | 2.65 | ٤٤ | 1.21 | -.15 |
| ١٥ | 2.64 | -.43 | ٤٥ | 1.65 | -.33 |
| ١٦ | 1.05 | -1.25 | ٤٦ | 1.43 | -.37 |
| ١٧ | .84 | 2.65 | ٤٧ | .94 | -1.14 |
| ١٨ | .81 | 2.04 | ٤٨ | 2.34 | -.38 |
| ١٩ | 1.59 | 2.13 | ٤٩ | 2.59 | .14 |
| ٢٠ | 1.70 | -1.28 | ٥٠ | 2.17 | 1.09 |
| ٢١ | 1.32 | -.78 | ٥١ | 1.96 | 1.34 |
| ٢٢ | 1.48 | -1.33 | ٥٢ | 1.87 | .02 |
| ٢٣ | .95 | -1.05 | ٥٣ | 2.94 | .07 |
| ٢٤ | 1.99 | -1.49 | ٥٤ | .79 | -1.12 |
| ٢٥ | 1.87 | -.04 | ٥٥ | 2.61 | 1.46 |
| ٢٦ | 2.77 | 1.25 | ٥٦ | 2.10 | .55 |
| ٢٧ | 1.08 | 2.79 | ٥٧ | 1.30 | .20 |
| ٢٨ | .76 | 2.86 | ٥٨ | 1.25 | -.68 |
| ٢٩ | 1.63 | .45 | ٥٩ | .97 | 1.77 |
| ٣٠ | 1.94 | -1.21 | ٦٠ | 1.21 | .14 |

ويلاحظ من الجدول أن قيم معلمة التمييز تراوحت بين (٠.٧٦) للفقرة السادسة عشر وهي القيمة الأصغر و(٣.٢٧) للفقرة الخامسة والثلاثون وهي القيمة الأكبر، وبمتوسط بلغت قيمته (١.٧٢) وانحراف معياري (٠.٧٠) والشكل (١) يوضح المنحني المميز للفقرتين السادسة عشر والخامسة والثلاثون ، كما وضعت المنحنيات المميزة لبقية الفقرات في ملحق (١).




شكل (١) المنحنى المميز للفقرتين السادسة عشر والخامسة والثلاثون

ومؤشر التمييز يشير إلى قدرة الفقرة على التمييز بوضوح بين المختبرين ذوي القدرة المرتفعة وذوي القدرة المنخفضة، ويلاحظ من خلال شكل (١) أن الفقرة الخامسة والثلاثون تميز بشكل كبير بين المختبرين ذوي القدرة المرتفعة وذوي القدرة المنخفضة حيث أن احتمالية الإجابة على الفقرة إجابة صحيحة أكبر لدي المختبرين مرتفعي القدرة من المختبرين منخفضي القدرة،، بينما الفقرة السادسة عشر والحاصلة على أقل قيمة للتمييز يلاحظ أن قدرتها على التمييز بين المختبرين مرتفعي ومنخفضي القدرة أقل بكثير، حيث لا يوجد اختلاف كبير بين احتمالية الإجابة عليها إجابة صحيحة بين المختبرين مرتفعي ومنخفضي القدرة.

وقد توزعت قيم معلمة تمييز فقرات الاختبار وفقا لمعيار بيكر (Baker, 2001) كما هو موضح في جدول (٩):

جدول (٩)

توزيع قيم معلمة تمييز فقرات الاختبار وفقا لمعايير بيكر

| مستوي التمييز | غير مميز | منخفض جدا | منخفض | متوسط | مرتفع | مرتفع جدا |
|---|---|---|---|---|---|---|
| مدي قيم معلمة التمييز | صفر | ٠.٠١ - ٠.٣٤ | ٠.٣٥ - ٠.٦٤ | ٠.٦٥ - ١.٣٤ | ١.٣٥-١.٦٩ | ١.٧٠ < |
| عدد الفقرات | - | - | - | ٢٣ | ١١ | ٢٦ |

**ومن خلال الجدول يتضح أن هنالك (٢٣) فقرة تمييزها متوسط حيث تراوح بين (٠.٦٥ ، ١.٣٤)، كما أن هنالك (١١) فقرة تمييزها مرتفع حيث تراوح بين (١.٦٩ ، ١.٣٥)، بينما هنالك (٢٦) فقرة تمييزها مرتفع جدا حيث كان أكبر من (١.٧٠).**

**وبالنظر إلى قيم معلمة صعوبة الفقرات المعروضة في جدول (١٠) يلاحظ أنها تراوحت بين (٣.١٠) للفقرة (٥) الخامسة وهي أكبر قيمة، و (–١.٤٩) للفقرة الرابعة والعشرين وهي أصغر قيمة، وبمتوسط بلغت قيمته (٠.٤١١) وانحراف معياري (١.٣٢).**

**وقد توزعت قيم معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار وفقا لمعيار (Choi, 19992) كما هو موضح في جدول (١٠).**

**جدول (١٠)**

**توزيع قيم معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار وفقا لمعيار Choi**

| مستوي الصعوبة | سهلة | متوسطة الصعوبة | صعبة |
|---|---|---|---|
| مدي قيم معلمة الصعوبة | اقل من –٠.٥٠ | من –٠.٥٠ إلى +٠.٥٠ | اكبر من ٠.٥٠ |
| عدد الفقرات | ١٨ | ١٥ | ٢٧ |

**ويلاحظ من الجدول السابق أن (١٨) فقرة كانت سهلة حيث قلت قيم معلمة الصعوبة لها عن (–٠.٥٠)، كما أن هنالك (١٥) فقرات متوسطة الصعوبة حيث تراوحت قيم الصعوبة لها بين (–٠.٠٥**

**٠.٥٠، كما أن (٢٧) فقرة كانت صعبة حيث كانت قيم معلمة الصعوبة لها أكبر من (٠.٥٠). والنتائج السابقة تؤكد أن فقرات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور تغطي مدي واسع من الصعوبة وإن كانت تميل بصفة عامة إلى أن تكون صعبة.**

**والنتائج السابقة تؤكد أن الإجابة الصحيحة لفقرات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور تتمتع بخصائص سيكومترية جيدة. وفي هذا إجابة عن التساؤلين الفرعيين الأول والثاني من التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة.**

**وللإجابة عن التساؤلين الفرعيين الثالث والرابع من التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة والخاصة بالبدائل الخاطئة (المشتتات) تم تقدير معلمتي ميل المنحنى والقاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار وفقاً لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم، ووضعت نتائج ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار في جدول (١١)**

**جدول (١١)**

**معالم ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار**

| الفقرة | معلمة ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار | | | | | | | الفقرة | معلمة ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | a1 | a2 | a3 | a4 | a5 | a6 | a7 | | a1 | a2 | a3 | a4 | a5 | a6 | a7 |
| ١ | -.907 | 0.26 | -0.15 | -0.22 | -0.36 | _ | _ | ٣١ | -2.63 | -2.05 | -2.25 | -2.64 | -1.65 | -1.83 | -2.33 |
| ٢ | .171 | -0.09 | -0.11 | -0.17 | -0.13 | _ | _ | ٣٢ | -2.69 | -2.35 | -2.00 | -2.75 | -1.78 | -2.75 | -1.49 |
| ٣ | 3.914 | -0.21 | -0.24 | -0.04 | 0.01 | _ | _ | ٣٣ | -1.96 | -2.61 | -2.26 | -1.59 | -2.08 | -2.73 | -2.49 |
| ٤ | 1.800 | -0.16 | -0.20 | -0.02 | -0.03 | _ | _ | ٣٤ | -1.63 | -2.62 | -2.67 | -2.04 | -2.53 | -2.20 | -2.20 |
| ٥ | 1.472 | -0.36 | -0.01 | -0.15 | -0.15 | _ | _ | ٣٥ | -1.67 | -2.60 | -1.86 | -2.00 | -2.71 | -2.74 | -2.78 |
| ٦ | 2.177 | 0.01 | -0.12 | -0.31 | -0.06 | _ | _ | ٣٦ | -2.87 | -1.49 | -0.78 | -1.90 | -2.85 | -2.50 | -2.27 |
| ٧ | 1.596 | -0.21 | -0.15 | -0.22 | 0.03 | _ | _ | ٣٧ | -2.59 | -2.66 | -2.74 | -2.66 | -2.53 | -2.30 | -2.15 |
| ٨ | -0.27 | -0.13 | -0.40 | 0.05 | 0.04 | _ | _ | ٣٨ | -3.01 | -3.19 | -3.14 | -2.43 | -3.31 | -3.15 | -1.78 |
| ٩ | -0.22 | -0.22 | -0.01 | -0.09 | -0.28 | _ | _ | ٣٩ | -1.74 | -1.43 | -1.28 | -2.26 | -2.09 | -2.49 | -1.81 |
| ١٠ | -0.25 | -0.18 | -0.11 | -0.27 | -0.05 | _ | _ | ٤٠ | -2.23 | -2.34 | -2.09 | -1.37 | -2.32 | -2.23 | -1.90 |
| ١١ | -0.33 | -0.39 | -0.11 | -0.09 | -0.31 | _ | _ | ٤١ | -2.50 | -1.81 | -2.03 | -2.27 | -1.90 | -2.03 | -2.08 |
| ١٢ | -0.11 | -0.13 | -0.16 | -0.15 | -0.23 | _ | _ | ٤٢ | -2.79 | -3.15 | -2.68 | -3.07 | -2.51 | -3.02 | -3.09 |

| | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ١٣ | -0.24 | -0.21 | -0.07 | -0.02 | -0.07 | _ | _ | ٤٣ | -2.69 | -2.57 | -2.21 | -2.23 | -1.73 | -2.16 | -2.03 |
| ١٤ | -0.29 | -0.40 | 0.22 | -0.35 | -0.29 | _ | _ | ٤٤ | -2.72 | -2.49 | -2.17 | -2.47 | -2.52 | -1.84 | -2.24 |
| ١٥ | -0.13 | -0.05 | -0.21 | 0.04 | -0.39 | _ | _ | ٤٥ | -2.89 | -2.35 | -2.57 | -2.97 | -2.81 | -2.74 | -1.75 |
| ١٦ | -0.13 | -0.10 | -0.07 | -0.25 | -0.13 | _ | _ | ٤٦ | -1.01 | -1.77 | -2.80 | -2.88 | -2.96 | -2.68 | -1.93 |
| ١٧ | -0.11 | -0.05 | -0.37 | 0.06 | -0.18 | _ | _ | ٤٧ | -1.93 | -2.28 | -2.32 | -2.23 | -2.01 | -1.87 | -2.35 |
| ١٨ | 0.09 | -0.18 | -0.23 | -0.07 | -0.13 | _ | _ | ٤٨ | -1.02 | -1.90 | -1.93 | -2.23 | -2.06 | -1.36 | -1.46 |
| ١٩ | -0.05 | 0.05 | -0.12 | -0.29 | -0.17 | _ | _ | ٤٩ | -2.56 | -2.34 | -2.83 | -2.57 | -2.58 | -2.51 | -2.66 |
| ٢٠ | -0.32 | -0.13 | -0.20 | -0.08 | -0.15 | _ | _ | ٥٠ | -3.56 | -3.35 | -2.60 | -3.27 | -3.51 | -3.25 | -3.20 |
| ٢١ | 0.11 | -0.06 | -0.11 | -0.31 | -0.11 | _ | _ | ٥١ | -1.82 | -1.64 | -2.46 | -2.51 | -2.07 | -2.58 | -1.99 |
| ٢٢ | -0.17 | -0.12 | 0.16 | -0.38 | -0.28 | _ | _ | ٥٢ | -3.31 | -2.79 | -3.38 | -3.00 | -2.87 | -3.13 | -2.74 |
| ٢٣ | -0.14 | -0.34 | -0.31 | 0.35 | -0.23 | _ | _ | ٥٣ | -1.93 | -2.46 | -2.14 | -2.75 | -1.82 | -3.03 | -2.50 |
| ٢٤ | -0.19 | -0.24 | -0.03 | -0.15 | -0.30 | _ | _ | ٥٤ | -2.71 | -2.73 | -2.78 | -3.16 | -2.56 | -2.78 | -2.70 |
| ٢٥ | -0.10 | -2.22 | -2.77 | -2.02 | -1.71 | -2.30 | -1.45 | ٥٥ | -2.78 | -2.29 | -2.54 | -2.68 | -1.36 | -2.12 | -2.29 |
| ٢٦ | -0.12 | -2.39 | -2.84 | -2.07 | -2.94 | -0.77 | -1.90 | ٥٦ | -2.17 | -1.38 | -2.75 | -3.14 | -3.19 | -2.99 | -2.57 |
| ٢٧ | -0.21 | -2.68 | -2.84 | -2.46 | -2.95 | -2.93 | -2.52 | ٥٧ | -2.88 | -2.40 | -2.77 | -2.81 | -2.88 | -2.40 | -2.11 |
| ٢٨ | -0.19 | -2.44 | -2.64 | -2.64 | -2.67 | -1.91 | -2.23 | ٥٨ | -3.03 | -2.70 | -2.51 | -2.84 | -2.26 | -1.47 | -1.92 |
| ٢٩ | -0.08 | -1.59 | -2.08 | -1.88 | -2.28 | -2.18 | -2.00 | ٥٩ | -1.85 | -2.25 | -2.91 | -2.46 | -3.06 | -2.71 | -3.11 |
| ٣٠ | -0.18 | -2.35 | -1.48 | -1.73 | -2.41 | -1.23 | -2.19 | ٦٠ | -1.56 | -2.12 | -2.24 | -2.66 | -2.00 | -1.79 | -2.03 |

**كما تم تلخيص قيم معالم ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار من خلال إيجاد أصغر قيمة وأكبر قيمة والمتوسط والانحراف المعياري ووضعت النتائج في جدول (١٢)**

**جدول (١٢)**

**أصغر قيمة وأكبر قيمة والمتوسط والانحراف المعياري لمعالم ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار**

| المقاييس | معلمة ميل المنحنى للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | a1 | a2 | a3 | a4 | a5 | a6 | a7 |
| أصغر قيمة | -3.556 | -3.514 | -3.350 | -3.376 | -3.308 | -3.25 | -3.20 |
| أكبر قيمة | 0.106 | 0.262 | 0.217 | 0.345 | 0.040 | -0.77 | -1.45 |
| المتوسط | -1.437 | -1.497 | -1.422 | -1.479 | -1.583 | -2.352 | -2.228 |
| الانحراف المعياري | 1.182 | 1.1866 | 1.146 | 1.164 | 1.228 | 0.441 | 0.440 |

**ومعلمة ميل المنحنى إذا كانت قيمتها موجبة وكبيرة تعني كلما زادت قدرة أو سمة الفرد كلما زاد احتمال أن يختار الفرد هذا البديل الخاطئ، أما إذا كانت قيمتها سالبة وكبيرة تعني كلما زادت قدرة أو سمة الفرد كلما قل احتمال أن يختار الفرد هذا البديل الخاطئ.**

**أيضاً وضعت نتائج القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار في جدول (١٣)**

**جدول (١٣)**

**معالم القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار**

| الفقرة | معلمة القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار | | | | | | | الفقرة | معلمة القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | c1 | c2 | c3 | c4 | c5 | c6 | c7 | | c1 | c2 | c3 | c4 | c5 | c6 | c7 |
| ١ | 1.40 | -1.87 | -1.17 | 1.40 | -1.30 | - | - | ٣١ | 1.65 | -1.41 | -1.77 | 2.09 | 1.60 | 0.95 | 2.02 |
| ٢ | -0.91 | 0.20 | 1.44 | -0.89 | -1.53 | - | - | ٣٢ | -0.21 | 0.65 | 1.29 | 1.88 | 0.94 | 1.59 | 0.14 |
| ٣ | -1.14 | 0.19 | 1.41 | -1.54 | -0.13 | - | - | ٣٣ | 2.20 | -0.20 | -1.47 | 1.34 | 1.41 | -0.50 | 1.73 |
| ٤ | -0.78 | 0.83 | 0.03 | -1.85 | 1.44 | - | - | ٣٤ | 0.49 | 1.50 | -1.62 | 1.51 | -1.12 | -1.09 | 0.94 |
| ٥ | 0.86 | -1.90 | -1.05 | 0.03 | 0.76 | - | - | ٣٥ | 1.78 | -0.95 | 1.44 | 2.03 | 1.99 | -0.17 | -0.78 |
| ٦ | -2.35 | 1.48 | -0.37 | 0.37 | 0.67 | - | - | ٣٦ | 0.40 | -0.46 | -0.11 | -0.91 | -1.40 | 2.50 | 1.78 |
| ٧ | -0.69 | -2.37 | 0.72 | -0.20 | 1.16 | - | - | ٣٧ | 0.36 | 1.85 | -1.44 | 1.12 | 2.21 | 0.51 | -0.81 |
| ٨ | -0.46 | 1.53 | 1.73 | -1.27 | -2.20 | - | - | ٣٨ | 2.17 | 0.29 | -0.10 | -0.74 | 0.47 | -1.93 | -0.53 |
| ٩ | -1.16 | 1.47 | -1.22 | 0.33 | -0.54 | - | - | ٣٩ | -0.05 | 1.07 | -1.50 | -0.83 | 0.38 | 1.38 | 1.73 |
| ١٠ | -0.42 | 1.06 | -1.68 | -0.22 | 0.76 | - | - | ٤٠ | -1.51 | 0.25 | -0.30 | 2.13 | 0.26 | 1.77 | -0.82 |
| ١١ | 0.46 | -0.45 | 1.58 | -1.71 | -0.87 | - | - | ٤١ | 0.25 | 0.24 | -0.04 | -0.70 | 0.00 | -0.15 | 1.87 |
| ١٢ | 1.24 | -0.94 | -2.40 | 1.14 | 0.06 | - | - | ٤٢ | 0.26 | 2.20 | -1.55 | -1.55 | 0.06 | -0.41 | 1.91 |
| ١٣ | 0.26 | 1.33 | -1.59 | -1.00 | 0.60 | - | - | ٤٣ | 0.59 | -0.04 | 1.41 | -1.54 | 0.74 | 1.63 | -0.03 |
| ١٤ | -0.29 | -0.32 | 0.48 | 0.86 | -0.18 | - | - | ٤٤ | 0.85 | -0.59 | -1.08 | -0.61 | -0.25 | 1.98 | 0.78 |
| ١٥ | 0.38 | 1.89 | -0.83 | -0.82 | -2.53 | - | - | ٤٥ | 0.98 | 1.33 | 0.80 | -1.70 | 1.90 | 1.68 | 2.07 |
| ١٦ | -1.32 | 1.32 | -0.05 | 0.10 | -1.74 | - | - | ٤٦ | 0.78 | -1.50 | 2.27 | -0.71 | 0.76 | 2.19 | 2.44 |
| ١٧ | 1.46 | 0.96 | -2.71 | -0.80 | 0.21 | - | - | ٤٧ | 1.59 | 1.57 | -1.97 | 0.67 | 1.14 | 0.02 | -0.44 |
| ١٨ | -2.09 | 1.12 | -1.44 | 0.38 | 1.22 | - | - | ٤٨ | -0.76 | 0.53 | -1.60 | 1.56 | 0.04 | 1.89 | 0.63 |
| ١٩ | 1.19 | -0.63 | -2.37 | 1.06 | 0.31 | - | - | ٤٩ | -0.36 | 1.19 | -1.30 | -0.10 | 1.68 | -1.82 | 0.30 |
| ٢٠ | -0.15 | 0.06 | -0.20 | -1.56 | 0.79 | - | - | ٥٠ | -2.24 | -0.19 | 0.96 | 1.45 | -0.39 | 2.19 | 0.03 |
| ٢١ | 0.78 | 0.02 | 1.01 | -1.06 | -1.62 | - | - | ٥١ | 0.30 | -1.14 | 0.92 | 1.24 | -0.05 | 0.57 | 1.28 |
| ٢٢ | 1.59 | -1.19 | -1.36 | -2.31 | 1.48 | - | - | ٥٢ | -0.88 | -0.51 | 0.83 | 2.04 | 1.83 | -0.33 | -2.38 |
| ٢٣ | 1.24 | -1.81 | 1.12 | -2.41 | 0.56 | - | - | ٥٣ | 0.11 | 0.82 | 1.76 | 2.52 | -0.32 | 0.61 | 0.17 |
| ٢٤ | 1.64 | 0.25 | -2.07 | -0.68 | -0.86 | - | - | ٥٤ | -1.43 | 1.68 | -0.92 | -1.42 | -1.77 | 1.51 | 2.54 |
| ٢٥ | 0.68 | 0.03 | 0.87 | 0.39 | 0.08 | 0.07 | -0.56 | ٥٥ | 2.27 | 1.69 | -1.47 | 0.45 | 2.18 | -0.41 | -1.10 |
| ٢٦ | 2.46 | 0.14 | 0.72 | -1.26 | -0.11 | -1.73 | -0.35 | ٥٦ | 0.15 | -1.27 | -0.76 | 2.38 | 0.73 | 1.51 | 2.03 |
| ٢٧ | -1.34 | 1.79 | 2.10 | -0.62 | -1.47 | 0.11 | -0.93 | ٥٧ | -0.92 | -0.64 | -2.31 | -1.01 | 1.24 | 1.09 | 1.64 |
| ٢٨ | -1.73 | -1.76 | 0.38 | 2.65 | 2.36 | -0.70 | -1.02 | ٥٨ | -0.78 | 1.22 | 1.65 | 2.08 | 1.96 | 2.43 | -2.02 |
| ٢٩ | 2.38 | 1.13 | 1.76 | 0.61 | -0.10 | 0.51 | 0.34 | ٥٩ | -1.70 | -0.17 | 1.59 | -1.23 | 1.85 | 1.83 | -0.27 |
| ٣٠ | 0.44 | 0.57 | 2.41 | 0.73 | 1.13 | -0.56 | -1.76 | ٦٠ | -0.53 | -0.69 | 2.48 | 0.18 | 0.73 | -1.26 | -0.04 |

**كما تم تلخيص قيم معالم القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار من خلال إيجاد أصغر قيمة وأكبر قيمة والمتوسط والانحراف المعياري ووضعت النتائج في جدول (١٤)**

**جدول (١٤)**

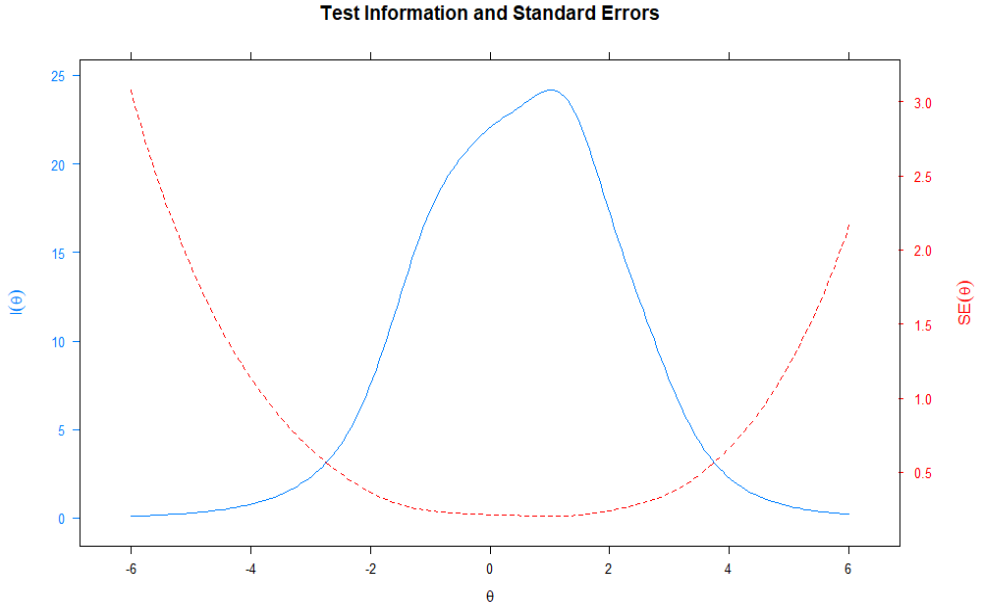
**أصغر قيمة وأكبر قيمة والمتوسط والانحراف المعياري لمعالم القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار**

| المقاييس | معلمة القاطع الصادي للبدائل الخاطئة لفقرات الاختبار |
|---|---|

| | c1 | c2 | c3 | c4 | c5 | c6 | c7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| أصغر قيمة | -2.346 | -2.372 | -2.708 | -2.412 | -2.526 | -3.250 | -3.203 |
| أكبر قيمة | 2.459 | 2.204 | 2.478 | 2.645 | 2.359 | -.774 | -1.454 |
| المتوسط | .15793 | .26507 | -.111 | -.0007 | .32017 | -2.351 | -2.228 |
| الانحراف المعياري | 1.235 | 1.156 | 1.456 | 1.344 | 1.193 | .583 | .440 |

ومعلمة القاطع الصادي إذا كانت قيمتها موجبة وكبيرة يعني أن الأفراد يميلون لاختيار هذا البديل الخاطئ، أما إذا كانت قيمتها سالبة وكبيرة يعني أن الأفراد لا يميلوا لاختيار هذا البديل الخاطئ. والنتائج السابقة تؤكد أن البدائل الخاطئة لفقرات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور تتمتع بخصائص سيكومترية جيدة. وفي هذا إجابة عن التساؤلين الفرعيين الثالث والرابع من التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة.

وللإجابة عن الفرعي الخامس من التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة والذي نصه " ما تقديرات دالة معلومات الاختبار ككل عند مستويات القدرة المختلفة؟ وما تقديرات الخطأ المعياري للاختبار ككل؟ "، تم إيجاد الرسم البياني لدالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري للتقدير للاختبار عند مستويات القدرة (-٦ ، ٦) وعرضت في شكل (٣) .




شكل (٣) دالة معلومات الاختبار ككل والخطأ المعياري للتقدير للاختبار لمستويات القدرة (−٦ ، ٦)

ويلاحظ من الشكل السابق أن أول قيمة لدالة المعلومات قدمها الاختبار وفقاً لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم هي (٠.٠٢) عند مستوي القدرة (−٦)، بعد ذلك بدأت القيم تتزايد تدريجياً بتزايد مستوي القدرة، إلى أن وصلت إلى أكبر قيمة (٢٥) والمناظرة لمستوي القدرة (١.٨٦) تقريباً، ثم بدأت بالتناقص التدريجي بتناقص مستوي القدرة إلى أن وصلت (٠.٣١) عند مستوي القدرة (٦). كما أشارت النتائج إلى أن كمية المعلومات التي يقدمها الاختيار تكون أكبر ما يمكن عند مستوي قدرة يتراوح تقريباً بين (−١ ، ٢.٢)، مما يدل على أن الاختبار يعطي معلومات أكثر فاعلية عند مستوي القدرة المتوسطة، بينما تكون كمية المعلومات التي يقدمها الاختبار أقل ما يمكن عند مستويات القدرة المنخفضة والمرتفعة، وبالذات المنخفضة، أي أنه يعطي معلومات قليلة عن مستوي قدرة الأفراد منخفضي ومرتفعي القدرة، أيضاً يلاحظ أن أقصي قيمة ممكنة لدالة المعلومات يعطيها الاختبار عندما يكون مستوي القدرة (١.٨٦)، ، كما أن قيم الخطأ المعياري للقياس كانت اكبر ما يكون (أكبر من ٣) عند مستوي القدرة المنخفضة (−٦) ثم بدأت بالتناقص تدريجياً بتزايد مستوي القدرة إلى أن وصلت إلى أقل قيمة للخطأ المعياري (٠.٢) عند مستوي القدرة (١.٧) ، ثم بدأت بالتزايد التدريجي بتزايد القدرة حتى وصلت إلى القيمة (٢.٣٥) المناظرة لمستوي القدرة ( −٦ )، وفي هذا إجابة عن التساؤل الفرعي الخامس من التساؤل الرابع من تساؤلات الدراسة.

نتائج الإجابة عن التساؤل الخامس من تساؤلات الدراسة:

**النتائج السابقة تؤكد تمتع اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور بخصائص سيكومترية جيدة في ضوء نموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم، تسهم في قياس القدرة العقلية للمختبرين بدرجة جيدة من الدقة، لذلك تم تقدير القدرة العقلية لأفراد العينة والبالغ عددهم (١٣٩٠) فرداً بعد حذف الأفراد غير الملائمين، والتي تمثل عامل الذكاء العام وذلك للإجابة عن التساؤل الخامس من تساؤلات الدراسة والذي نصه " ما تقديرات قدرات الأفراد ( $\theta$ ) المناظرة لكل درجة كلية خام على اختبار المصفوفات المتتابعة المتقدم؟ وما درجة الدقة في تقديرها؟ " باستخدام طريقة تقدير بييز للبعدية المتوقعة Expected A Posteriori Estimation (EAP) حيث توزعت قيم قدرة أفراد العينة كما هو موضح في الجدول (١٥) وشكل (٤)**

**جدول (١٥)**

**توزيع قيم قدرة الافراد على مستويات القدرة المختلفة**

| -٢.٨ إلى -١.٦ | -١.٥ إلى -١.١ | -١ إلى -٠.٦ | -٠.٥ إلى -٠.١ | صفر إلى ٠.٤ | ٠.٥ إلى ٠.٩ | ١ إلى ١.٤ | ١.٥ إلى ١.٩ | ٢ إلى ٢.٤ | ٢.٥ إلى ٢.٩ | ٣ إلى ٣.٤ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ٦٤ | ١٢٧ | ٢٠٠ | ٢٥١ | ٣١٠ | ٢١٢ | ١٢٨ | ٥٧ | ٢٣ | ١٦ | ٢ |

**من خلال الجدول السابق يتضح أن قيم قدرة الأفراد تراوحت بين (-٢.٨٧٦، ٣.١٩٦) وبمتوسط (٠.٠٠٠٩٩) وانحراف معياري (٠٩٧٤). والقيم السابقة تشير إلى أن قيم القدرة توزعت توزيعاً اعتدالياً تقريباً، كما تم إيجاد قيم الأخطاء المعيارية لتقدير القدرة والتي تراوحت بين (٠.٢٠٠ ، ٠.٥١٢) وبمتوسط بلغت قيمته (٠.٢٣)، وانحراف معياري بلغت قيمته (٠.٠٣٧) وهي قيم صغيرة تدل على أن قيم معالم القدرة تم تقديرها بدرجة معقولة من الدقة، وفي هذا إجابة عن الخامس من تساؤلات الدراسة.**

نتائج الإجابة عن التساؤل السادس من تساؤلات الدراسة:

**للإجابة عن التساؤل السادس من تساؤلات الدراسة والذي نصه " ما قيم المئينيات المناظرة لكل مستوي من مستويات القدرة المناظرة لكل درجة كلية خام والتي تفسر الأداء على الاختبار؟ " تم أيجاد المئينيات المناظرة لكل قدرة كامنة مناظرة لكل درجة كلية خام على الاختبار حيث بعد التأكد من**

الخصائص السيكومترية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري تم اشتقاق معايير الأداء التي في ضوئها تُفسر الدرجات الخام لعينة التقنين والبالغ عددهم (١٣٩٠) طالباً، حيث تم إيجاد المئينيات الرئيسة وفقاً لدليل الاختبار، وهي المئينيات (٥، ١٠، ٢٥، ٥٠، ٧٥، ٩٠، ٩٥) وما يقابلها من قيم القدرة الكامنة والدرجات الخام المناظرة، حيث تم إيجاد المعايير المئينية وفقاً لمتغير العمر ووُضعت النتائج في جدول (١٦)

جدول (١٦)

المعايير المئينية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور وفقاً لمتغير العمر

| المئينيات | العمر | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ١٦ سنة | | ١٧ سنة | | ١٨ سنة | | ١٩ سنة فأكثر | |
| | القدرة | الدرجة الخام | القدرة | الدرجة الخام | القدرة | الدرجة الخام | القدرة | الدرجة الخام |
| ٥ | ١.٢٥١- | ٢٣ | ١.١٨٠- | ٢٤ | ١.٢٢٢- | ٢٦ | ٠.٧٧٨- | ٣١ |
| ١٠ | ١.٠٤١- | ٢٦ | ٠.٨٧٩- | ٢٨ | ٠.٨٩٩- | ٣٠ | ٠.٥٢٢- | ٣٣ |
| ٢٥ | ٠.٨٤٠- | ٢٩ | ٠.٤٩٤- | ٣٠ | ٠.٤٢١- | ٣٣ | ٠.٢١١- | ٣٥ |
| ٥٠ | ٠.٤٣٢- | 34 | 0.122- | ٣٦ | ٠.٠٤٢- | ٣٦ | ٠.٢٩٥ | ٣٨ |
| ٧٥ | ٠.١١٩- | ٣٨ | ٠.٣٠١ | ٤٠ | ٠.٤٤٩ | ٤٠ | ٠.٩٢٠ | ٤١ |
| ٩٠ | ٠.١٦٩ | ٤١ | ٠.٦٥٢ | ٤٣ | ٣.٢١٩ | ٤٥ | ٢.٠١٢ | ٤٦ |
| ٩٥ | ٠.٣٢٠ | ٤٥ | ٠.٩١١ | ٤٦ | ٣.٥٠١ | ٤٧ | ٢.١١١ | ٥٠ |

أيضاً تم إيجاد المعايير المئينية وفقاً لمتغير الصف الدراسي ووُضعت النتائج في جدول (١٧)

جدول (١٧)

المعايير المئينية لاختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور وفقاً لمتغير الصفوف الدراسية

| المئينيات | الصف الدراسي | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | الأول ثانوي | | الثاني ثانوي | | الثالث ثانوي | |
| | القدرة | الدرجة الخام | القدرة | الدرجة الخام | القدرة | الدرجة الخام |
| ٥ | ١.٢٤١- | ٢٢ | ١.١٨٥- | ٢٤ | ٠.٩٣٦- | ٢٦ |
| ١٠ | ١.٠٩٦- | ٢٤ | ٠.٨٨٢- | ٢٦ | ٠.٩٠١- | ٢٨ |
| ٢٥ | ٠.٨٤١- | ٢٧ | ٠.٥١٣- | ٢٩ | ٠.٤٢٢- | ٣٣ |
| ٥٠ | ٠.٤٣٠- | 32 | ٠.١٠٢- | ٣٣ | ٠.٠٢٠- | ٣٦ |
| ٧٥ | 0.109- | ٣٨ | ٠.٣٠٥ | ٣٧ | ٠.٤٤٩ | ٤٠ |
| ٩٠ | ٠.١٩٢ | ٤٠ | ٠.٦٦٣ | ٣٩ | ٣.٣٥٠ | ٤٣ |
| ٩٥ | ٠.٣٤٧ | ٤٢ | ٠.٩١٥ | ٤٤ | ٣.٥١٣ | ٤٦ |

**ولتفسير الدرجات الخام التي يحصل عليها الأفراد والحكم على مستوياتهم العقلية وفقاً لأدائهم على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور؛ تم تقسيم الرتب المئينية إلى خمسة مستويات كما حددها رافن في جميع اختبارات المصفوفات المتتابعة وهي:**

**المستوى الأول: "الضعيف" وتقع درجته الخام مقابل المئين(٥) أو أقل.**

**المستوى الثاني: "دون المتوسط" وتقع درجته الخام بين المئين(٥) والمئين(٢٥).**

**المستوى الثالث: "المتوسط" وتقع درجته الخام بين المئين(٢٥) والمئين(٧٥).**

**المستوى الرابع: "فوق المتوسط" وتقع درجته الخام بين المئين(٧٥) والمئين(٩٥).**

**المستوى الخامس: "المرتفع أو المتفوق" وتقع درجته الخام مقابل المئين(٩٥) أو أكثر.**

التوصيات والدراسات المقترحة

**حيث أكدت نتائج الدراسة صلاحية الاختبار للتطبيق وذلك من خلال التأكد من جودة خصائصه السيكومترية في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة مع إيجاد معايير تفسير الأداء فإن الدراسة توصي بالتالي:**

١. استخدام اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور بمعاييره الجديدة في اختيار وتصنيف الطلاب ذوي القدرات العقلية العليا في مدارس وزارة التربية والتعليم.

٢. استخدام الاختبار للكشف عن الطلاب الموهوبين في مراكز رعاية الموهوبين .

٣. استخدام نماذج نظرية الاستجابة للمفردة في بناء الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية وذلك للاستفادة من الخصائص المتميزة للنظرية.

٤. إعادة تقنيين الاختبارات النفسية والتربوية الشائعة في ضوء نماذج نظرية الاستجابة للمفردة.

المراجع:

أبو حطب، فؤاد وآخرون (١٩٧٩).تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة على البيئة السعودية المنطقة الغربية، مكة المكرمة، مركز البحوث التربوية والنفسية.

البرصان، إسماعيل سلامة؛ وبخيت، صلاح الدين فرح؛ والخضر، محمد عتيق. (٢٠١٤). تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور للأطفال في الأعمار من ٦ إلى ١٤ سنة باليمن. *مجلة رسالة الخليج العربي*. ١٤٣. ١٥ – ٢٨.

رحمة، عزيزة. (٢٠٠٤). *فاعلية استخدام السلاسل الزمنية وتحليل الانحدار في دراسة الذكاء لدى الأفراد من عمر سبع سنوات حتى ثماني عشرة سنة*، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة دمشق.

الساحلي، ندى. (٢٠٠٨). تقنين أولي لاختبار رافن للمصفوفات المتتالية على عينات من ذوي الاحتياجات الخاصة في الجمهورية العربية السورية، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة دمشق.

عبدالمجيد، نجاة إبراهيم (٢٠١٨). تقنين اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور بمدارس التعليم العام بولايةالخرطوم. رسالة دكتوراة غير منشورة، جامعة أم درمان الإسلامية. السودان.

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

عيسى، يسري أحمد؛ وبخيت، صلاح الدين فرح؛ والبرصان، إسماعيل سلامة (٢٠١٧). أداء الأطفال ذوي صعوبات التعلم على اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري واختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور. *مجلة الطفولة العربية*. ٧٢. ٣٥ – ٤٩.

Aiken, Lewis. (1999). Psychological Testing and Assessnment 8^th Ed. London:

Allyn and Bacon.

Alderton, D. & Larson, G.(1990).Dimensionality of Raven's Advanced progressive matrices item. Educational and, Psychological-*Measurement, 50,* 4, 887-900.

Arthur, W. & Woehr, D.(1993). Aconfirmatory factor analytic study examining the dimensionality of the Raven's.Advanced progressive matrices. *Educational. and, Psychological Measurement, 53,* 2, 471-478.

Baker, Frank (2001). The Basics of Item Response Theory. ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, University of Maryland, College Park, MD.

Bakhiet, S. & Al-Khadher, M. & Lynn, R. (2015). *A Study of Means and Sex Differences on Raven's Standard Progressive Matrices Plus in Yemen*. *MANKIND QUARTERLY, 55* (3), 268 – 277.

Bors, D. & Stokes, T. (1998). Raven's Advanced Progressive Matrices: Norms for First-Year University Students and the Development of a Short Form. *Educational and Psychological Measurement, 58,* 3 , 382-98.

Choi, I.C. (1992) An Application of Item Response Theory to Language Testing, Theoretical Studies in Second Language Acquisition Vol. 2, Peter Lang, New York.

Crocker, L., & Algina, J. (1986). Introduction to classical and modern test theory. Holt, Rinehart and Winston, 6277 Sea Harbor Drive, Orlando, FL 32887.

de Ayala, R. J. (2022). The theory and practice of item response theory. Guilford Press

De Gruijter, D. N. M. & Van der Kamp, L. J. Th. (2008). Statistical test theory for the behavioral sciences. Chapman & Hall. ISBN: 9781584889588.

DeMars, C.(2010). item response theory. new York: oxford University press, Inc.

Dobrean, A. & Raven, J. & Comsa, M. & Rusu, C. & Balazsi, R. (2005). *Romanian Standardization Of Raven's Standard Progressive Matrices Plus*. Web Psych Empiricist. Retrieved October 10, 2005, from http://wpe.info/papers_table.html.

Drasgow F., Levine M. V., William E. A. (1985). Appropriateness measurement

with polychotomous item response models and standardized indices. Br. J. Math. Stat. Psychol.

Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). Item response theory for psychologists. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Fraser, C., & McDonald, R. P. (2003). NOHARM 3.0. Available at: http://people.niagaracollege.ca/cfraser/download/.

Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (2013). *Item response theory: Principles and applications*. Springer Science & Business Media.

Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers, H. J. (1999). Fundamentals of item response theory. Newbury Park, CA Sage Publications.

Jang, E. E., & Roussos, L. (2007). An investigation into the dimensionality of TOEFL using conditional covariance-based nonparametric approach. *Journal of Educational Measurement, 44*(1), 1–21

Junker, B.W. (1993). Conditional association, essential independence, and monotone unidimensional item response models. *Annals of Statistics, 21*, 1359-1378.

Raven, J. C., & Rust, J. (2008). *Standard progressive matrices-plus version and Mill Hill vocabulary scale: Manual;[SPM+/MHV]*. Pearson.

Raven, J., Raven, J. C. & Court, J. H. (2004). Manual for Raven's Progressive Matrices and Vocabulary Scales. Section 3: The Standard Progressive Matrices. San Antonio, TX: Harcourt Assessment.

Raven, J.C.; Court, J. & Raven, J.(1994). Manual for Raven's progressive matrices and Vocabulary scale,Section 4: Advanced progressive matrices. Oxford psychologists press.

Shultz, K. S., Whitney, D., & Zickar, M. J. (2020). *Measurement theory in action: Case studies and exercises*. Routledge.

Stout, W. (1987). A nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. *Psychometrika, 52*, 589-617.

Suh, Y., & Bolt, D. M. (2010). Nested logit models for multiple-choice item

response data. *Psychometrika, 75*(3), 454–473.

Swaminathan, H., Hambleton, R. K., & Rogers, H. J. (2007). Assessing the fit of item response theory models. In C. R. Rao & S. Sinharay (Eds.), Handbook of Statistics, Vol. 26: Psychometrics (pp. 683–718). Amsterdam: Elsevier.

Thissen, D., & Orlando, M. (2001). Item response theory for items scored in two categories. In D. Thissen & H. Wainer (Eds.), Test Scoring (pp. 73–140). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Van der Linden, W. J. (Ed.). (2018). Handbook of item response theory*: Three volume set*. CRC Press.

Wright, B. D., & Masters, G. N. (1982). Rating scale analysis. Chicago, IL: MESA Press.

Yen, W. M. (1984). Effects of local item dependence on the fit and equating performance of the three-parameter logistic model. Applied *Psychological Measurement*, 8, 125–145.

ملحق (١): المنحنيات المميزة لفقرات اختبار المصفوفات المتتابعة المعياري المطور وفقاً لنموذج الاختيار من متعدد اللوغاريتمي المتداخل ثنائي المعالم