خصائص توزيع قدرات الأفراد ومعالم فقرات الاختبار وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية واللامعلمية: دراسة مقارنة

د. نضال كمال الشريفين د. سوسن عاطف مناصره
كلية التربية - جامعة اليرموك
الأردن

الملخص

هدفت الدراسة إلى تقدير خصائص توزيع قدرات الأفراد ومعالم فقرات اختبار وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية واللامعلمية، وإجراء مقارنة بين النماذج المستخدمة: النموذج الثلاثي المعلمة، والنموذج الرباعي المعلمة، ونموذج موكن اللامعلمي. ولتحقيق هدف الدراسة تم الحصول على بيانات اختبار ضبط نوعية التعليم في مادة العلوم العامة للصف الرابع الأساسي الذي يتألف من ٢٥ فقرة من نوع الاختيار من متعدد. وتكونت عينة الدراسة من (١٠١٠) طالباً وطالبة من طلبة الصف الرابع الأساسي ممن طُبِّق عليهم الاختبار في المدارس الحكومية والخاصة الأردنية للعام الدراسي ٢٠١٣/٢٠١٢. كشفت نتائج الدراسة عن وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (α = ٠,٠٥) بين المتوسطات الحسابية لمعالم التمييز للفقرات بين النموذج المعلمي الثلاثي والنموذج اللامعلمي الثلاثي لصالح النموذج المعلمي الثلاثي، وبين النموذج المعلمي الرباعي والنموذج اللامعلمي الثلاثي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي، وبين النموذج المعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الرباعي لصالح النموذج المعلمي الثلاثي، كما أظهرت نتائج الدراسة وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (α = ٠,٠٥) بين المتوسطات الحسابية لمعالم الصعوبة للفقرات بين النموذج اللامعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الرباعي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي، وبين النموذج اللامعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الثلاثي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي، وأظهرت النتائج عدم وجود فروق دالة إحصائياً بين المتوسطات الحسابية لمعالم التخمين للفقرات تعزى للنموذج المستخدم، كما أظهرت النتائج وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (α = ٠,٠٥) بين تقديرات الخطأ المعياري في تقديرات القدرة بين النموذج المعلمي الرباعي والنموذج المعلمي الثلاثي لصالح النموذج المعلمي الرباعي، وبين النموذج اللامعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الثلاثي لصالح النموذج اللامعلمي الثلاثي.

المقدمة

جاءت نظرية الاستجابة للفقرة (Item Response Theory, IRT) للتغلب على جوانب القصور في النظرية الكلاسيكية، حيث قدمت طريقة في انتقاء الفقرات تتميز بتقديم معالم ثابتة للفقرة هي: معالم الصعوبة والتمييز والتخمين، إضافة إلى توحيد المقياس لكل من الصعوبة وقدرة المفحوص لكي يتمكن مطورو الاختبارات من انتقاء الفقرات الأكثر ملاءمة لتصنيف الأفراد على مستويات الأداء، التي تتميز في حالة مطابقة البيانات للنموذج بعدم تغير معالم الفقرات بتغير عينة المفحوصين، وعدم تغير تقديرات القدرات بعينة الفقرات، بالإضافة لذلك فإنه يمكن مقارنة معالم الفقرات والقدرة لوقوعهما على المقياس نفسه، فخاصية اللاتغير في نظرية الاستجابة للفقرة تجعل هناك إمكانية لحل مشكلات القياس والاختبار التي من الصعوبة حلها في النظرية الكلاسيكية، وبشكل خاص: معادلة الاختبار، وبنوك الأسئلة، وتحيز الفقرات والاختبارات التكيفية (Hambleton & Swaminathan, 1985)، وتربط نظرية الاستجابة للفقرة بين قدرات المفحوصين واستجاباتهم على فقرات الاختبار بنماذج إحصائية (Crocker & Algina, 1986)، وتنقسم النماذج إلى نوعين رئيسين هما: النماذج المعلمية (Parametric Models)، والنماذج اللامعلمية (Non- Parametric Models).

وشاع استخدام النماذج المعلمية من قبل الباحثين على الرغم من موانعها في تحليل البيانات في المستوى الرتبي، إلا أن مصداقية النتائج قد تكون موضع تساؤل عندما لا يتحقق فرض وقوع البيانات على مستوى فئوي، الأمر الذي تبرره النماذج اللامعلمية التي لا تضع قيود حول شكل دالة الاستجابة للفقرة، مما يثير التساؤل حول مدى مطابقة النوعين للبيانات التحصيلية التي يعتبرها البعض رتبية والبعض الآخر شبه فئوية، ومدى دقة النتائج التي تفرزها مثل هذه الاختبارات (Liang, 2010)، إذ يمكن تحليل بيانات النماذج المعلمية وفق المعالجات الإحصائية لتقدير معالم الفقرة والقدرة باستخدام النماذج اللامعلمية، ولا يجوز

العكس، حيث إن النماذج اللامعلمية تستطيع تحليل بيانات على مستوى القياس الرتبي بعكس النماذج المعلمية، التي تشترط وقوع البيانات على مستوى القياس الفئوي على الأقل؛ أي أنه إذا كان من الممكن قياس السمة على مستوى أعلى، فإنه يمكن قياسها على مستوى أدنى والعكس لا يجوز، بسبب خاصية التصنيف الهرمي في مستويات القياس، ولكن قد يكون هناك اختلاف بين النموذجين في دقة التقديرات التي يعطيها كلاهما (Sijtsma & Hemker, 2000).

فقد سيطرت النماذج اللوجستية ذات المعلم والمعلمين والثلاثة معالم (The one- Two- and Three- Parameter Logistic Models) خلال السنوات الماضية لاستجابة الفقرات ثنائية التدريج على العمل في هذا المجال. وحديثاً تم تطبيق نماذج الاستجابة المتدرجة (Graded Response Models)، ونماذج الاستجابة للفقرة اللامعلمية (Non parametric Item Response Theory)، والنماذج الخاصة بالبيانات متعددة الأبعاد (Models For Multidimensional) (Waller & Reise; 2010)، وتعد الدراسات التي تناولت نظرية الاستجابة للفقرة اللامعلمية قليلة ولا تفي بالغرض. فقد تناولت معظم الدراسات أمثال دراسة كوننغ وستجيسما وهامرز (Koning, Sijtsma & Hamers; 2002) مقارنة جمعت بين النوعين من نماذج نظرية الاستجابة للفقرة في تحليل بيانات تجريبية لاختبار. وفيها أشارت النتائج إلى أفضلية الجمع بين النوعين من النماذج.

وبينت دراسة المومني (٢٠١٢) أن نموذج موكن للتجانس الاطرادي اللامعلمي كان الأفضل في مطابقة فقرات الاختبار مقارنة بالنموذج اللوجستي ثنائي المعلمة، وفي دراسة حامد (٢٠٠٨) ودراسة جان لي وآنكمان (Chan lee & Ankenmann, 2007) أشارت أن النموذج ثلاثي المعلم هو الأفضل في تحقيق المطابقة مقارنة بالنموذج اللوجستي أحادي المعلم والنموذج اللوجستي ثنائي المعلم. وأن النموذج ثلاثي المعلم أكثر النماذج أفضلية في تقدير قدرات الأفراد نظراً لإحتوائه على معلمة التخمين الخاصة بالأفراد من ذوي القدرة المنخفضة، وهذا ما شجع على تناوله في الدراسة، ولكن فيما بعد كشف ين وهو

ولايو وجين (Yen, Ho, Liao & Chen, 2012) في دراسة قدموا فيها فعالية النموذج اللوجستي رباعي المعلمة في تحسين كفاءة القياس في تقدير معالم الفقرات والمفحوصين بحيث تكون درجة المفحوص أقرب إلى قدرته الفعلية. كما كشفت عن كفاءة النموذج اللوجستي رباعي المعلمة في بناء وتطوير الاختبارات، إذ يعتبر حلاً لمشكلة التحيز لتقدير معالم فقرات الاختبارات التكيفية، وأن استخدام النموذج اللوجستي رباعي المعلمة يمكن أن يخفض وبشكل كبير من التحيز في التقدير وتوفير قدرة للمفحوصين أكثر دقة مقارنة بالنماذج اللوجستية الأخرى. كما أشارت دراسة وايلر ورايس (Waller & Reise, 2010) بجامعة واشنطن بهدف ملاءمة النموذج رباعي المعلمة على بيانات المرضى النفسيين ومقارنتها بملاءمة تلك البيانات للنموذج ثنائي المعلمة والنموذج ثلاثي المعلمة، أن نتائج التقدير وفق النموذج رباعي المعلمة هي نتائج ذات موثوقية عالية لذا نصح الباحثان بأن فكرة النموذج رباعي المعلمة هو نموذج ملائم لتقدير المعالم.

وتقوم بعض نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية على مجموعة من الافتراضات (Hambleton & Jonse, 1993) هي: افتراض أحادية البعد (Unidimensionality)، وافتراض الاستقلال الموضعي (Local independence)، وافتراض التحرر من السرعة (Speededness): إن عامل السرعة لا يلعب دوراً في الإجابة على فقرات الاختبار، وافتراض وتيرية منحنى خصائص الفقرة (Item Characteristic Curve: ICC). وبناءً على هذه الافتراضات فقد اشتملت نظرية الاستجابة للفقرة IRT على عدد غير محدود من النماذج الرياضية. ويعد النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة والنموذج اللوجستي رباعي المعلمة المستخدمة لأغراض تحليل بيانات هذه الدراسة أقل النماذج أحادية البعد تشدداً، إذ يتعامل النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (PLM_3: Three-parameter logistic model) مع الخط التقاربي الأدنى (Lower Asymptote Line) أو معلم التخمين (Guessing Parameter). أما النموذج اللوجستي رباعي المعلمة (PLM_4: Four-parameter logistic model) فقد قدم بارتون ولورد (Barton & Lord, 1981) معلمة الخط التقاربي الأعلى

(Upper Asymptote Line) للاستجابة على الفقرة لكن أقل من واحد والتي يعبر عنها برمز d وفق الصيغة الرياضية:

$$P_i(\theta) = c_i + (d_i - c_i)\ \frac{e^{Da_i(\theta-b)}}{1+e^{Da_i(\theta-b_i)}}$$

حيث (θ): تشير إلى قدرة المفحوص، $P_i(\theta)$: احتمال أن يجيب المفحوص ذو القدرة (θ) عن الفقرة (i) إجابة صحيحة، b_i: معلم صعوبة للفقرة (i)، وتعرف بأنها قدرة المفحوص التي تلزم كي يجيب عن الفقرة إجابة صحيحة باحتمال ٠,٥ في غياب التخمين أو (1 + C)/2 في حالة وجود التخمين، a_i: معلم تمييز الفقرة (i)، وهو ميل منحنى خصائص الفقرة عند انعطاف الفقرة، C_i: الخط التقاربي الأدنى لمنحنى خصائص الفقرة الذي يمثل احتمالية إجابة المفحوص بأقل قدرة إجابة صحيحة على الفقرة، وهي معلمة التخمين للفقرة، D: عامل التدريج (Scaling Factor) ويساوي تقريباً (١,٧)، وتمثل di: خط التقارب الأعلى لمنحنى خصائص الفقرة (معلمة اللامبالاة). ويفترض الخط التقاربي الأعلى أن المفحوصين من ذوي القدرة المرتفعة لا يستجيبون لفقرات الاختبار بإجابة صحيحة أحياناً حتى على الفقرات السهلة، وربما كان هؤلاء المفحوصين يعتمدوا (اللامبالاة) في اختيار الإجابة، أو في الأوقات الأخرى قد يكون لديهم معلومات غير التي يفترضها كاتب فقرة الاختبار لذلك قد يختار المفحوص إجابة غير مرتبطة بالإجابة الصحيحة، أو قد يرتكب المفحوص خطأ كتابياً في الإجابة عن الفقرات المقالية. أو ربما يعود السبب في عدم إجابة الطالب إجابة صحيحة على الفقرة إلى صعوبة الفقرة وللتعامل مع هذه المشكلة قدم النموذج الرباعي المعلمة.

ومنذ الخمسينيات زاد الاهتمام بالإحصاء اللامعلمي لأهميته البالغة في حساب الدلالة الإحصائية وخاصة عندما لا تصلح المقاييس المعلمية لحساب تلك الدلالة لعدم توافر الشروط اللازمة لاستخدامها، وقد شاع استخدام هذا النوع من الإحصاء في العينات الصغيرة والصغيرة جداً التي قد يلجأ إليها الباحث النفسي لاختيار أدوات قياسه بطريقة مبدئية وسريعة وفي التوزيعات

الحرة غير المقيدة بالتوزيع الاعتدالي. هذا ولا يقتصر استخدام الإحصاء اللامعلمي على هاتين الناحيتين بل يمتد أيضا للعينات الكبيرة، وتقترب أغلب مقاييسه في توزيعاتها من التوزيع الاعتدالي تبعاً لزيادة حجم العينة، وهو لذلك ينفرد بالتحليل الإحصائي لمستويات القياس الوصفي والرتبي ويمتد أيضاً للمستويات الأخرى للقياس الدقيق مثل النسبي بينما يقتصر مجال استخدام الإحصاء المعلمي على المستويات العليا للقياس التي تتمثل في مقياس الفئات المتساوية (Sijtsma & Molenaar, 2002).

ويشير سيجتسما ومولينار (Sijtsma & Molenaar, 2002) إلى أن النماذج اللامعلمية تقوم على عددٍ من الافتراضات، التي تعد أقل تشدداً من تلك التي تقوم عليها النماذج المعلمية وهي: أحادية البعد (Unidimensionality)، والاستقلال الموضعي (Local Independence)، والاطرادية (Monotonicity) بازدياد قيمة القدرة (θ) لدى المفحوص تزداد احتمالية الاستجابة على الفقرة إجابة صحيحة أو تبقى ثابتة ضمن مستويات القدرة المختلفة بالإضافة إلى افتراض الاطرادية المضاعفة (Double Monotonicity) وهو يشير إلى امتلاك دوال استجابة غير متقاطعة لفقرات الاختبار التي تشكل التدريج، ويعتبر هذا الافتراض الأصعب مقارنةً بباقي الافتراضات، وتندرج في نظرية الاستجابة للفقرة اللامعلمية نموذجين لامعلميين، **الأول**: نموذج التجانس الاطرادي (Monotone Homogeneous Model (MH)) يذكر سيجتسما وفيروج (Sijtsma & Verweij, 1992) أنه نموذج استجابة للفقرة لامعلمي معروف بنموذج موكن، ويستخدم لتحليل التدريج للاستجابات الثنائية، وتحليل التدريج لموكن عبارة عن تحليل التدريج لجوتمان أي يعطي تدريجا للأفراد والفقرات على مقياس رتبي أحادي البعد، واقترح موكن في نموذج التجانس الاطرادي عام (١٩٧١) تحقق ثلاثة افتراضات أساسية وهي: افتراض أحادي البعد للمقياس، والاستقلال الموضعي لفقرات المقياس، واطرادية منحنيات خصائص الفقرة (Item Characteristic Curve: ICC) أي أن تكون دالة استجابة الفقرة غير

متناقصة كدالة للقدرة (IRF) بزيادة مستوى قدرة المفحوص (θ)، فالافتراض الأول والثاني ينطبق مع نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية IRT، بينما الافتراض الثالث يفترض أن منحنيات خصائص الفقرة (ICCs) اطرادية غير متناقصة (Nozawa, 2008)، ونظراً لعدم توفر قيود إضافية كباقي النماذج كما في النموذجين ثنائي وثلاثي المعلمة يعتبر نموذج التجانس الاطرادي من النماذج الأكثر تحرراً. فهو بذلك من النماذج الفعالة لأنه يسمح بترتيب الأفراد على السمه باستخدام الدرجة الكلية (Douglas, 1997)، والنموذج **الثاني**: نموذج الاطراد المضاعف (Double Monotonicity Model (DM))، وهو نموذج موكن الثاني اللامعلمي الأكثر تعقيداً (المقيد)، فبالإضافة إلى الافتراضات الثلاثة السابقة للنموذج (MH) يوجد افتراض رابع يتطلب تحقيقه، حيث إن منحنيات خصائص الفقرة غير متقاطعة معاً تحت هذا الافتراض (ICCs) والتي تكون دوال غير متزايدة لكن يسمح لها بالتماس في المناطق المتطرفة، كما يسمح بترتيب الأفراد على متصل السمة وفق الدرجة الكلية (Sijtsma & Verweij, 1992).

وللتحقق من التجانس الاطرادي في فقرات الاختبار أو المقياس يتم إيجاد مجموعة من المعاملات تسمى بمعاملات التدريج (scalability coefficients) الضروري توافرها (H, H_i, H_{ij})، حيث يشير موكن ولويس (Mokken & Lewis, 1982) إلى أن الهدف الأساسي من نماذج التدريج عامة هو تزويد الفاحص بطريقة لقياس جودة مجموعة من الفقرات في مطابقة تدريج معين، وقد عرفا المقياس على أنه مجموعة من الفقرات التي ترتبط مع بعضها إيجابيا بحيث يكون معامل التدريج (Hi) أكبر من (أو يساوي) قيمة ثابتة موجبة (c)، حيث (c) ثابت تعريف التدريج. في حال تحقق التعريف السابق على مجموعة الفقرات يطلق عليها أنها فقرات تتبع تدريج موكن، ويمكن استخراج معامل تدريج الفقرة (Hi) لكل فقرة من فقرات المقياس المكون من (K) من الفقرات، وهو معامل يناظر معلم التمييز في النماذج المعلمية ثنائية وثلاثية المعالم، ثم يتم استخراج معامل التدريج الكلي للاختبار (H) حيث إنه كلما زادت قيمة (H) دل ذلك على موثوقية أكبر في المقياس وقدرته في ترتيب المفحوصين على التدريج باستخدام

الدرجة الملاحظة كما في نظرية الاختبار الكلاسيكية. إذ يقتضي المحك الثاني أن تكون جميع معاملات التدريج موجبة كالتالي: $0 \leqslant Hij \leqslant 1$ لجميع قيم i,j، $0 \leqslant Hi \leqslant 1$ لجميع قيم i مع باقي فقرات المقياس، $0 \leqslant H \leqslant 1$، وقد ذكر كل من سيجتسما ومولينار (Sijtsma & Molenaar, 2002) إلى أن موكن قام بتحديد معايير خاصة ببعض معاملات التدريج لضمان كفاءة التدريج، واقترح حدا أدنى لمعامل تدريج على مستوى التدريج ($Hi = 0.3$)، كما اقترح بعض المعايير للحكم على جودة التدريج الكلي وهي كالتالي: مقياس غير قابل للتدريج ($H < 0.3$)، مقياس ضعيف ($0.3 \leqslant H \leqslant 0.4$)، مقياس متوسط ($0.4 \leqslant H \leqslant 0.5$)، مقياس قوي ($H \geqslant 0.5$).

أما فيما يخص تقدير معالم الفقرات وقدرات الأفراد وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة اللامعلمية فإنه يمكن تقدير كمية المعلومات للفقرة بالاعتماد على طرق الانحدار اللامعلمي (Non-Parametric Regression Methods) وهي: Kernel Smoothing (KS) وهي تقنية تشير إلى تقدير الانحدار اللامعلمي بالاعتماد على نظرية الاستجابة للفقرة بحيث تتيح تنظيم المفحوصين وفق تقدير القدرة، وتعد طريقة كيرنل من أفضل طرق تقدير كميات المعلومات من خلال المنحنيات اللامعلمية مقارنة بغيرها من الطرق، وذلك لبساطة تقديرها من خلال توفر البرامج الحاسوبية، بالإضافة إلى إمكانية استخدامها لبيانات ثنائية التدريج وذات مستويات قياس أسمية. كما أنه ليس هناك حاجة للقلق بشأن عملية التقدير لأن هناك تقارباً مشتركاً ما بين تقديرات القدرة الرتبية وطريقة كيرنل في تقدير منحنيات خصائص الفقرة (Nozawa, 2008) (ICCs).

وفي النماذج اللامعلمية يتم تحديدها من خلال استخدام برنامج (TESTGRAF) برسم متوسط دالة معلومات الفقرة (mean item information function). أما دالة معلومات الاختبار تستخرج بالاعتماد على دوال معلومات فقرات الاختبار كاملاً حيث تعطى بالمعادلة التالية: $(I(\theta) = \Sigma\, Ii(\theta))$، حيث $I_i(\theta)$: دالة المعلومات للفقرة I، و$I(\theta)$ دالة معلومات الاختبار.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

نظراً للتقدم الذي شهده علم القياس والتقويم والتوسع في الاعتماد على نماذج نظرية الاستجابة للفقرة، وكذلك الاهتمام الكبير بتلك النماذج وإسهامها بالتقدم في مجال القياس النفسي والتربوي. وشيوع استخدام النماذج المعلمية من قبل الباحثين على الرغم من موانعها في تحليل البيانات في المستوى الرتبي، إذ إن مصداقية النتائج قد تكون موضع تساؤل عندما لا يتحقق فرض وقوع البيانات على مستوى فئوي، الأمر الذي تبرره النماذج اللامعلمية التي لا تضع قيود حول شكل دالة الاستجابة للفقرة، مما يثير التساؤل حول مدى مطابقة النوعين للبيانات التحصيلية التي يعتبرها البعض رتبية والبعض الآخر شبه فئوية، حيث النماذج اللامعلمية تستطيع تحليل بيانات على مستوى القياس الرتبي بعكس النماذج المعلمية، التي تشترط وقوع البيانات على مستوى القياس الفئوي على الأقل. كما أن الدراسات العربية التي ذكرت آنفاً تناولت نماذج لامعلمية مختلفة أشارت نتائجها الى تباين في دقة التقدير بينها وبين النماذج المعلمية، لذا جاءت هذه الدراسة لتتناول النموذج رباعي المعلم الذي لم يتم تناوله في أي دراسة عربية سابقة - في حدود علم الباحثين - علماً بأن نتائج التقدير وفق النموذج رباعي المعلم هي نتائج ذات موثوقية عالية وربما يكون هو النموذج الملائم لتقدير المعالم ومقارنته بنماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية، كما تتطلب النماذج المعلمية افتراضات أكثر يصعب تحقيقها مقارنة بنظيرتها اللامعلمية مثل وقوع البيانات على مقياس فئوي، وشكل دالة الفقرة.. لذا فإن هذه الدراسة ستتيح المجال لتوظيف نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية واللامعلمية في تقدير خصائص الفقرات وقدرات الأفراد والمقارنة بين النماذج المعلمية والنماذج اللامعلمية، وتحديداً سعت هذه الدراسة للإجابة عن الأسئلة التالية:

السؤال الأول: ما خصائص قدرات الأفراد الفقرات والاختبار تبعاً للنموذج المستخدم (النموذجين الثلاثي والرباعي المعلميين ونموذج موكن اللامعلمي)؟

السؤال الثاني: هل تختلف تقديرات معالم فقرات الاختبار باختلاف النموذج المستخدم عند مستوى الدلالة الإحصائية (α = ٠,٠٥) ؟

السؤال الثالث: هل تختلف دقة تقديرات قدرات الأفراد باختلاف النموذج المستخدم عند مستوى الدلالة الإحصائية (α = ٠,٠٥) ؟

أهمية الدراسة

تتمثل أهمية هذه الدراسة في جانبين، أحدهما نظري والآخر تطبيقي. أما في الجانب النظري تتمثل في إجراء مقارنة بين النماذج المعلمية والنماذج اللامعلمية في تحليل بيانات الاختبارات: النموذج المعلمي الثلاثي والنموذج المعلمي الرباعي ونموذج موكن اللامعلمي، وبالتالي الكشف عن النموذج الأكثر ملاءمة في تحليل البيانات، وأما الأهمية التطبيقية أو العملية، فإنها تتمثل في الكشف عن المنهجية المناسبة لتطوير الاختبارات والتحقق من خصائصها بحيث توفر نموذج التحليل المناسب الذي يمكن لمطوري الاختبارات ومراكز القياس والتقويم تبنيه من أجل تحسين نوعية الاختبارات وجودتها ودقة التقدير لقدرات الأفراد.

التعريفات الاصطلاحية والإجرائية

خصائص التوزيع: تتمثل في تقدير خصائص معلمة القدرة ومعالم الفقرات ومنحنى خصائص الفقرة والاختبار ودالة معلومات الفقرة والاختبار المقدرة وفق النموذج الثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة ونموذج موكن اللامعلمي.

معالم الفقرات: تتمثل في تقدير صعوبة، وتميز، وتخمين (الخط التقاربي الأدنى)، والخط التقاربي الأعلى للفقرات، ودالة المعلومات وتقديرها بالاعتماد على النموذج الثلاثي والنموذج رباعي المعلمة ونموذج موكن.

معالم الأفراد: وتتمثل بإيجاد قدرة الفرد بالاعتماد على النموذج الثلاثي والنموذج رباعي المعلمة، ونموذج موكن اللامعلمي.

نماذج نظرية استجابة الفقرة المعلمية: هي النماذج التي يمكن تطبيقها على فقرات ثنائية التدريج ذات شكل استجابة لوجستي محدد، وتفترض أن البيانات فيها واقعة بمستوى القياس الفئوي ولا يوجد عدد محدد لهذه النماذج التي يمكن أن تتولد في اطار نظرية الاستجابة للفقرة.

نماذج نظرية استجابة الفقرة اللامعلمية: هي النماذج التي يمكن تطبيقها على فقرات ثنائية التدريج ذات شكل استجابة لوجستي غير محدد و تتميز بإمكانية استخدامها للبيانات الرتبية والفئوية.

محددات الدراسة

- اقتصرت الدراسة على اعتماد النموذجين الثلاثي والرباعي المعلميين، ونموذج موكن اللامعلمي من نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية واللامعلمية.
- اقتصرت الدراسة على عينة بيانات عشوائية من درجات طلاب المدارس في الأردن من طلبة الصف الرابع الأساسي.

مجتمع الدراسة وعينتها

تكون مجتمع الدراسة من جميع مدارس الأردن الحكومية، والخاصة، والمدارس التابعة لوكالة الغوث، والمدارس التابعة لمديرية التعليم والثقافة العسكرية للصف الرابع الأساسي للعام الدراسي ٢٠١٣/٢٠١٢، الذين تقدموا لاختبار ضبط نوعية التعليم في مادة العلوم العامة البالغ عددهم (١٦٣٤٧) منهم (٨١٥١) من الذكور و(٨١٩٦) من الإناث. أما عينة الدراسة فقد تكونت من (١٠١٠) طالب وطالبة من الطلبة الذين تقدموا لاختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في كافة مدارس الأردن. التي تم اختيارها بالطريقة العشوائية من مجتمع الدراسة.

أداة الدراسة ووصفها

تكونت أداة الدراسة من "اختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة" في جميع مدارس المملكة الأردنية الهاشمية،

ويتكون من (٢٥) فقرة من نوع الاختيار من متعدد لكل فقرة منها أربعة بدائل، وتقيس في مجملها مهارات أساسية للعلوم العامة، وتقدم للمفحوص عادةً ورقياً أو حاسوبياً وفي نفس الوقت لجميع الطلبة. وتم إعداد الاختبار بطريقة روعيت فيها القواعد العلمية الأساسية في بناء الاختبارات، واعتماد معايير انتقاء الفقرات في اختيار فقراته كما تم التحقق من خصائصها السيكومترية، حيث بلغت قيم معامل ثبات الاتساق الداخلي باستخدام معادلة كودر-ريتشاردسون ٠,٨٩، وتم التحقق من الصدق الظاهري للاختبار من خلال لجنة من المحكمين المتخصصين في العلوم والقياس والتقويم والمناهج من مختلف الجامعات الأردنية.

عرض النتائج ومناقشتها

أولاً - للإجابة عن السؤال الأول: ما خصائص قدرات الأفراد والفقرات والاختبار تبعا للنموذج المستخدم (النموذجين الثلاثي والرباعي المعلميين ونموذج موكن اللامعلمي)، فقد تم القيام بالخطوات الآتية:

أ - التحقق من مطابقة الأفراد وفقاً للنموذج ثلاثي المعلمة في نظرية استجابة الفقرة المعلمية: بعد الحصول على استجابات المفحوصين على الاختبار تم اختيار عينة عشوائية من مجتمع الدراسة وعددها (١٠١٠) طلاب وطالبة تم التعامل معها إحصائياً حيث أظهرت نتائج التحليل باستخدام برنامج Bilog-MG 3 لمطابقة الأفراد وجود (٩) أفراد غير مطابقين، لكون احتمالية المطابقة لهم قد كانت أقل من مستوى الدلالة المتبنى (٠,٠١) ليصبح عدد أفراد عينة الدراسة (١٠٠١).

ب - التحقق من مطابقة فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع في مادة العلوم العامة للنموذج ثلاثي المعلمة في نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية: تم التحقق من افتراض مطابقة فقرات الاختبار للنموذج ثلاثي المعلمة لبيانات أفراد الدراسة، حيث تم حساب معالم فقرات الاختبار والأخطاء المعيارية في تقديرها، علاوة على حساب قيمة اختبار مربع كاي (χ^2) لحسن المطابقة ودرجة

الحرية واحتمالية المطابقة لكل فقرة حيث تم حذف الفقرتين (١١، ١٥) لعدم تطابقهما مع النموذج، إذ بلغت قيم مربع كاي لحسن المطابقة ٢٨,٨، ٢٤,٧ بدرجات حرية ٩، ٩، وبدلالة إحصائية ٠,٠٠١، ٠,٠٠٣ على الترتيب.

ج - التحقق من افتراض أحادية البعد Unidimensionality لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع وفقاً للنموذج ثلاثي المعلمة في نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية: تمّ التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام برنامج NOHARM (**N**ormal **O**give **H**armonic **A**nalysis **R**obust **M**ethod) لمعالجة بيانات عينة الدراسة المطابقة للنموذج ثلاثي المعلمة والمتعلقة باستجابات (١٠١٠) طلاب وطالبة كما هو موضح في الجدول رقم (١).

الجدول رقم (١)

مؤشرا التحقق من أحادية البعد وفق النموذج ثلاثي المعلمة

مجموع مربعات البواقي (دون القطر الرئيسي)		**٠,٠٠٦٣٩**
الجذر التربيعي لمتوسط مجموع مربعات البواقي (دون القطر الرئيسي)	قيمته المعيار	٠,٠٠٥٠٣ ٠,١٢٩٥٩
مؤشر Tanaka لحسن المطابقة		٠,٩٨٩٦٢
عدد الأفراد المطابقين		١٠٠١

يتضح من الجدول رقم (١) أنه للكشف عن أحادية البعد تم استخدام مؤشرين؛ هما: مؤشر تناكا (TANAKA) لحسن المطابقة حيث زادت قيمته عن (٠,٩٥) وتقترب من الواحد الصحيح، وتشير إلى تحقق افتراض أحادية البعد وفقاً لما أشار إليه جاسبر (Jaspar, 2010)، والمؤشر الآخر؛ هو مؤشر الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي (RMSR) حيث بلغت قيمته المحسوبة (٠,٠٠٥٠٣) وهي أقل من القيمة الحرجة له البالغة قيمتها (٠,١٢٩٥٩) التي تحسب من خلال المعادلة ((4.1/sqrt(n)) بحيث (n = 1001)، وعند مقارنة القيمة الناتجة من خلال التحليل مع أعلى قيمة لهذا المؤشر تبين أن القيمة الناتجة تقترب من الصفر وهذا مؤشر على تحقق افتراض أحادية البعد (Jasper, 2010).

د - التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي Local Independence وفقاً للنموذج ثلاثي المعلمة في نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية: لأغراض التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي؛ تم استخدام برنامج (LDID: **L**ocal **D**ependence **I**ndices for **D**ichotomous Items) على بيانات عينة الدراسة االمطابقة للنموذج ثلاثي المعلمة. وذلك كما هو موضح في الجدول رقم (٢).

الجدول رقم (٢)

الإحصاءات الوصفية لتحديد مدى قيم مؤشر الاستقلال الموضعي q3 محولاً إلى القيمة الزائية المناظرة له

عدد الأزواج		٢٥٣
مدى القيم المشاهدة	القيمة الدنيا	-٠,١٦٨٩٦
	القيمة العظمى	٠,١٢٢٤٠
المتوسط الحسابي المشاهد		-٠,٠٢٧٠٢
الانحراف المعياري المشاهد		٠,٠٤٦١٢
المتوسط الحسابي النظري		-٠,٠٤٥٤٥
التباين لـ ZQ3		٠,٠٠١٠٠
الانحراف المعياري لـ ZQ3		٠,٠٣١٦٥
الانحراف المعياري لـ 2 × ZQ3		٠,٠٦٣٣١
عدد الفقرات المطابقة		٢٣
عدد الأفراد المطابقين		١٠٠١

يتبين من الجدول رقم (٢) أن قيمة الوسط الحسابي لمؤشر Z_{Q3} الخاصة بأزواج الفقرات البالغ عددها (٢٥٣) قد بلغت (-٠,٠٤٥٤٥) وتقع بين الحد النظري الأدنى لفترة الثقة لقيم Z_{Q3} البالغة قيمته (-٠,٠٩٠٣٣) وبين الحد النظري الأعلى لفترة الثقة لقيم Z_{Q3} البالغة قيمته (٠,٠٣٦٢٩). وبذلك يتحقق افتراض الاستقلال الموضعي لفقرات الاختبار. كما تم حساب عدد أزواج الفقرات التي وقعت ضمن فترة الثقة المحققة لشرط الاستقلال الموضعي، والجدول رقم (٣) يبين مؤشرات الاستقلال الموضعي وفقاً لنظرية استجابة الفقرة.

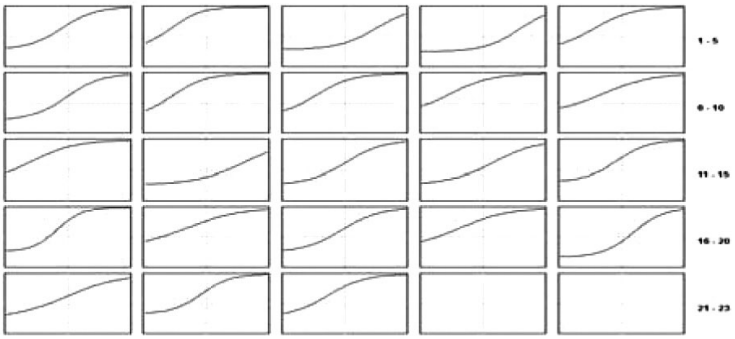
الجدول رقم (٣)

تصنيف أزواج الفقرات إلى فئتين

حالة الاستقلال الموضعي	التكرار	النسبة المئوية
معتمد	٤٤,٠	١٧,٤
مستقل	٢٠٩,٠	٨٢,٦
الكلي	٢٥٣,٠	١٠٠,٠

يتضح من الجدول رقم (٣) أن عدد أزواج الفقرات التي وقعت خارج المدى (٤٤) زوجاً بنسبة (١٧,٤٪)، بينما كان عدد أزواج الفقرات التي وقعت ضمن المدى (٢٠٩) بنسبة (٨٢,٦٪)، وهذا يبين أن عدد أزواج الفقرات التي حققت الاستقلالية أعلى بأربعة أضعاف تقريباً من عدد أزواج الفقرات التي حققت التبعية الموضعية، وهذا مؤشر على تحقق افتراض الاستقلال الموضعي.

هـ - التحقق من افتراض اطرادية السمة Latent Monotonicity وفقاً للنموذج ثلاثي المعلمة في نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية: للتحقق من افتراض اطرادية السمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة المعلمية؛ فقد تم رسم منحنى الخصائص للفقرة (ICC) لكل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الشكل رقم (١).

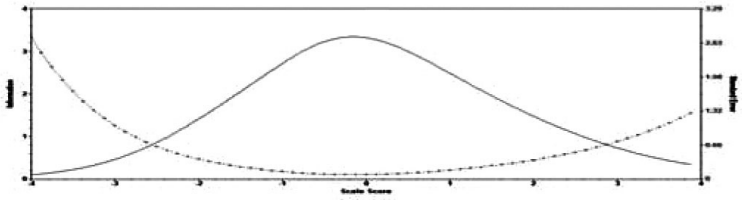


الشكل رقم (١): منحنى خصائص كل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد عينة الدراسة للنموذج ثلاثي المعلمة.

يلاحظ من الشكل رقم (١) أن جميع الفقرات تحقق افتراض اطرادية السمة المقاسة على مستوى كل فقرة من فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم والبالغ عددها (٢٣).

و - تم تقدير معامل الثبات الامبريقي لاختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة لدى أفراد الدراسة حيث بلغت قيمته (٠,٨٥٣٢).

ز - لكون دالة معلومات الاختبار تُعدُّ مؤشراً على ثبات اختبار ضبط نوعية التعليم كونها تتناسب عكسياً مع خطأ التقدير الذي يزداد ثبات اختبار ضبط نوعية التعليم بنقصانه؛ فقد تم رسم الشكل رقم (٢) الذي يوضح دالة المعلومات لاختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة مع الخطأ المعياري له للنموذج ثلاثي المعلمة.



الشكل رقم (٢): دالة معلومات اختبار ضبط نوعية التعليم والخطأ المعياري في تقديرها تبعا للنموذج ثلاثي المعلمة

يلاحظ من الشكل رقم (٢)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-٠,١٢٥)؛ بمعنى أن اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسطة بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها الاختبار لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار ضبط نوعية التعليم يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

ح - تم حساب كافة الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة والخطأ المعياري في تقدير القدرة عند مستوى قدرة ما لأفراد الدراسة على الاختبار للنموذج الثلاثي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة، وذلك كما في الجدول رقم (٤).

الجدول رقم (٤)

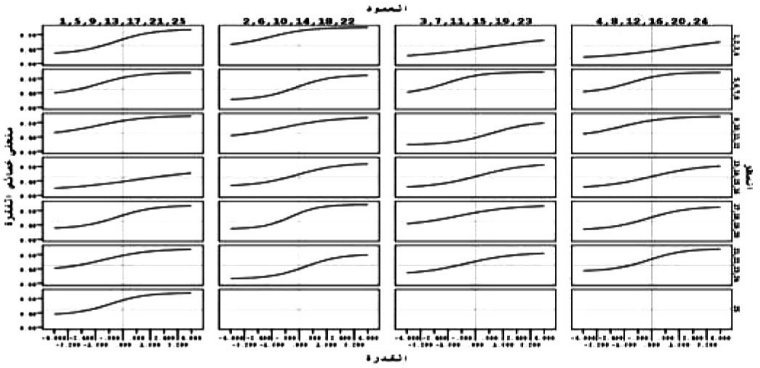
الإحصاءات الوصفية لكل من عدد الإجابات الصحيحة وتقديرات القدرة والخطأ المعياري في تقدير القدرة

الإحصائي	عدد الإجابات الصحيحة	القدرة	الخطا المعياري في تقدير القدرة
القيمة الصغرى	٤	-٣,٩٢٤	٠,٤٨
القيمة العظمى	٢٥	٣,٤٩٧	٣,٩٠
المتوسط الحسابي	١٦,٩٠٠	٠,٠٤٢	٠,٦٣
الانحراف المعياري	٤,١٥	١,٢١٦	٠,٣٧

يلاحظ من الجدول رقم (٤) أن قيمة المتوسط الحسابي لتقديرات قدرة الطلبة قد كانت (٠,٠٤٢) وأن قيمة الانحراف المعياري لتقديرات القدرة قد بلغت قيمته (١,٢١٦)، وأن مدى تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة قد كانت قيمته (٧,٤٢١)؛ بما يفيد وجود فروقات فردية بين تقديرات قدرات أفراد الدراسة.

ل - تم حساب معالم فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم بصورته النهائية والبالغ عددها (٢٣) فقرة والأخطاء المعيارية لها لدى أفراد الدراسة، علاوة على حساب قيمة اختبار χ^2 لحسن المطابقة ودرجة الحرية واحتمالية المطابقة لكل فقرة من فقرات الاختبار، فقد تراوحت قيم معلمة التمييز بين (٠,٧٨ إلى ١,٧٠) بمتوسط حسابي مقداره (١,١١) وانحراف معياري مقداره (٠,٢٣)، وأن قيمة معلمة الصعوبة قد تراوحت بين (-١,٨٥ إلى ١,٨٣) بمتوسط حسابي مقداره (-٠,٣٩) وانحراف معياري مقداره (١,٠٨) وهذا يدل على سهولة الاختبار، وأن قيمة معلمة التخمين قد تراوحت بين (٠,١٦ إلى ٠,٣٣) بمتوسط حسابي مقداره (٠,٢٧) وانحراف معياري مقداره (٠,٠٤)، كما تم

حساب القيمة العظمى لكمية معلومات كل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة ومستوى القدرة المقابلة لها في النموذج ثلاثي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة المعلمية، ولوحظ أن الفقرة (١٩) قد كان لها أقل قيمة عظمى لكمية المعلومات البالغ قيمتها (٠,٠٨) عند مستوى القدرة (-٠,٤٧) وأن الفقرة (١٨) قد كان لها أكبر قيمة عظمى لكمية المعلومات البالغ قيمتها (٠,٤٤) عند مستوى القدرة (-٠,٣٥) لدى أفراد الدراسة. وأن الفقرة (١٢) قدمت معلومات قصوى عند الأفراد ذوي القدرات المتدنية في حين أن الفقرة (١١) قد قدمت معلومات قصوى عند الأفراد ذوي القدرات العالية. أما بخصوص دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة وفق النموذج ثلاثي المعلمة؛ فقد تم رسم منحنيات دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة الواردة في الشكل رقم (٣).



الشكل رقم (٣): دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم تبعاً للنموذج ثلاثي المعلمة

يتضح من منحنيات دوال المعلومات الواردة في الشكل رقم (٣) أنه قد تم تصنيف الفقرات وفقاً لدالة المعلومات على النحو الآتي: (٥) فقرات قدمت أعلى معلومات عند الأفراد ذوي القدرات المرتفعة، و(٩) فقرات قدمت أعلى معلومات عند الأفراد ذوي القدرات المنخفضة، و (٩) فقرات قدمت أعلى المعلومات عند الأفراد ذوي القدرات المتوسطة.

ثانياً: "التحقق من خصائص معلمة القدرة ومعالم الفقرات ومنحنى خصائص الفقرة والاختبار ودالة معلومات الفقرة والاختبار وفق النموذج رباعي المعلمة في نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية لاختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة".

أ - التحقق من مطابقة الأفراد وفقاً للنموذج رباعي المعلمة في نظرية استجابة الفقرة المعلمية: بعد الحصول على استجابات المفحوصين على الاختبار واختيار العينة العشوائية من مجتمع الدراسة وعددها (١٠١٠) طلاب وطالبة تم التعامل معها إحصائياً وقد أظهرت النتائج من برنامج Exametrika V.3.5 أن جميع أفراد العينة مطابقين ولم يتم حذف أي طالب أو طالبة.

ب. تم التحقق من مطابقة فقرات الاختبار للنموذج رباعي المعلمة لبيانات أفراد الدراسة، من خلال التحليل العاملي التوكيدي (confirmatory factor analysis) للحصول على عدد من المؤشرات التي يطلق عليها بمؤشرات جودة المطابقة، لمعالجة بيانات عينة الدراسة المطابقة للنموذج رباعي المعلمة والمتعلقة باستجابات (١٠١٠) طلاب وطالبة من أفراد الدراسة عن (٢٥) فقرة، والجدول رقم (٥) يبين مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار.

الجدول رقم (٥)

مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة

رقم الفقرة	مؤشرات مطابقة الفقرة											
	$كا^2$ المحسوبة	درجة الحرية	الدلالة الإحصائية	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	BIC
١	١,١٧٤	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩١	٠,٩٨٩	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٨٢٦	-١٣٣,٤٢٧	-١١٦,٤٢٧
٢	٠,٨٢٩	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٥	٠,٩٩٤	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٣,١٧١	-١٣٣,٧٧٢	-١١٦,٧٧٢
٣	١,٠١١	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٨	٠,٩٨٦	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٩٨٩	-١٣٣,٥٩٠	-١١٦,٥٩٠
٤	١,٧٦٥	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٩	٠,٩٨٧	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٢٣٥	-١٣٢,٨٢٦	-١١٥,٨٣٦
٥	٠,٥٦٢	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٧	٠,٩٩٦	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٣,٤٣٨	-١٣٤,٠٣٩	-١١٧,٠٣٩
٦	١,٩٨٤	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٢	٠,٩٩٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٠١٦	-١٣٢,٦١٧	-١١٥,٦١٧

تابع/ الجدول رقم (٥)

مؤشرات مطابقة فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة

رقم الفقرة	مؤشرات مطابقة الفقرة											
	كا٢ المحسوبة	درجة الحرية	الدلالة الإحصائية	NFI	RFI	IFI	TLI	CFI	RMSEA	AIC	CAIC	BIC
٧	٢,٣٩٧	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨١	٠,٩٧٧	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣١,٦٠٣	-١٣٢,٢٠٤	-١١٥,٢٠٤
٨	١,٦٦٦	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٨	٠,٩٨٥	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٣٣٤	-١٣٢,٩٣٥	-١١٥,٩٣٥
٩	١,٠٤٠	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٧٦	٠,٩٧٢	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٩٦٠	-١٣٣,٥٦١	-١١٦,٥٦١
١٠	١,٩٨٧	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٥	٠,٩٨٢	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٠١٣	-١٣٢,٦١٤	-١١٥,٦١٤
١١	٠,٢٧٣	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٩	٠,٩٩٨	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٣,٧٢٧	-١٣٤,٣٢٨	-١١٧,٣٢٨
١٢	١,٨٩١	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٥٨	٠,٩٥١	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,١٠٩	-١٣٢,٧١٠	-١١٥,٧١٠
١٣	٣,٠٢٢	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٢	٠,٩٧٩	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٠,٩٧٨	-١٣١,٥٧٩	-١١٤,٥٧٩
١٤	١,٦٩١	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٠	٠,٩٨٨	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٣٠٩	-١٣٢,٩١٠	-١١٥,٩١٠
١٥	١,١٠٢	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٦	٠,٩٨٤	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٨٩٨	-١٣٣,٤٩٩	-١١٦,٤٩٩
١٦	١,٠٦٥	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٣	٠,٩٩١	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٩٣٥	-١٣٣,٥٣٦	-١١٦,٥٣٦
١٧	٠,٦٦٥	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٤	٠,٩٨١	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٣,٣٣٥	-١٣٣,٩٣٦	-١١٦,٩٣٦
١٨	٢,٦٥٢	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨١	٠,٩٧٧	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣١,٣٤٨	-١٣١,٩٤٩	-١١٤,٩٤٩
١٩	١,١٣٨	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٦	٠,٩٨٤	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٨٦٢	-١٣٣,٤٦٣	-١١٦,٤٦٣
٢٠	١,٠٢٦	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٢	٠,٩٩٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٩٧٤	-١٣٣,٥٧٥	-١١٦,٥٧٥
٢١	٢,٥٥٦	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٢	٠,٩٧٨	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣١,٤٤٤	-١٣٢,٠٤٥	-١١٥,٠٤٥
٢٢	١,٠٧٤	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٩	٠,٩٨٨	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٩٣٦	-١٣٣,٥٢٧	-١١٦,٥٢٧
٢٣	٠,٤٧٨	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٩٥	٠,٩٩٤	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٣,٥٢٢	-١٣٤,١٢٣	-١١٧,١٢٣
٢٤	٢,١٧٠	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٧٦	٠,٩٧٢	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣١,٨٣٠	-١٣٢,٤٣١	-١١٥,٤٣١
٢٥	١,٩٠٨	١٧	١,٠٠٠	٠,٩٨٠	٠,٩٧٦	١,٠٠٠	١,٠٠٠	١,٠٠٠	٠,٠٠٠	-٣٢,٠٩٢	-١٣٢,٦٩٣	-١١٥,٦٩٣

يلاحظ من الجدول رقم (٥) أن جميع فقرات الاختبار مطابقة للنموذج رباعي المعلمة ولم يتم استبعاد أي فقرة وفق المؤشرات الواردة التي تشير إلى تحقق جميع المؤشرات المطابقة. فقد ذكرت الحواري (٢٠١٣) أن هذه المؤشرات

تنحصر في مؤشر مربع كاي المحسوبة كمؤشر لجودة المطابقة وذلك عندما تزيد قيمته عن ٢، حيث تتأثر هذه القيمة بحجم العينة ولذلك لابد وأن يؤخذ في الاعتبار بعض المؤشرات الأخرى لجودة المطابقة. المؤشر الثاني مؤشر المطابقة المعياري Normed Fit Index (NFI): وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (٠، ١) وتشير القيمة المرتفعة بين هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. المؤشر الثالث هو مؤشر المطابقة النسبي Relative fit index (RFI)، ويتم الحصول عليه من مؤشر NFI بإجراء تعديل على درجات الحرية. وتشير القيم المرتفعة (أكبر من ٠,٩٠) إلى تطابق البيانات مع النموذج أما ان كانت أكبر من ٠,٩٥ فتشير إلى أفضل تطابق. المؤشر الرابع هو مؤشر المطابقة المتزايد Incremental Fit Index (IFI): وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (٠، ١) وتشير القيمة المرتفعة بين هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. المؤشر الخامس هو مؤشر توكر لويس Tucker-Lewis Index (TLI) or Non-normed Fit Index NNFI: وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (٠، ١) وتشير القيمة المرتفعة بين هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. المؤشر السادس مؤشر المطابقة المقارن Comparative Fit Index (CFI): وتتراوح قيمة هذا المؤشر بين (٠، ١) وتشير القيمة المرتفعة بين هذا المدى إلى تطابق أفضل للنموذج مع بيانات العينة. المؤشر السابع مؤشر جذر متوسط مربع الخطأ التقريبي Root Mean square Error of Approximation (RMSEA): وهو من أهم مؤشرات جودة المطابقة فإن كانت قيمته ٠,٠٥ فأقل دل على أن النموذج يطابق البيانات. وبذلك تتحقق مؤشرات أحادية البعد لتبين أن اختبار ضبط نوعية التعليم هو اختبار أحادي البعد.

ج - تم حساب معالم فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم والبالغ عددها (25) فقرة والأخطاء المعيارية لها لدى أفراد الدراسة لكل فقرة من فقرات الاختبار، وذلك كما هو موضح في الجدول رقم (٦).

الجدول رقم (٦)

إحصائيات معالم فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة

رقم الفقرة	معلمة التمييز (الميل)		معلمة الصعوبة (الموقع)		معلمة التخمين (التقارب الأدنى)		معلمة اللامبالاة (التقارب الأعلى)	
	A	الخطأ المعياري	B	الخطأ المعياري	C	الخطأ المعياري	d	الخطأ المعياري
١	٠,٨٩٢	٠,١٠	-٠,٤٣٤	٠,١٤	٠,٢٥٧	٠,٠٣	٠,٩٤٨	٠,٠٢
٢	٠,٨٧٤	٠,٠٨	-١,٧٠١	٠,١٨	٠,٤٦٥	٠,٠٥	١,٠٠٠	٠,٠١
٣	٠,٤٢١	٠,٠٧	٠,٧٦٩	٠,٢٦	٠,١٤١	٠,٠٣	٠,٧٧٣	٠,٠٣
٤	٠,٤٥٧	٠,٠٧	١,٢٣٧	٠,٢٦	٠,١٢٣	٠,٠٢	٠,٧٢٦	٠,٠٣
٥	٠,٨٩٤	٠,٠٩	-١,٣٥١	٠,١٥	٠,٣٤٧	٠,٠٤	٠,٩٦٩	٠,٠١
٦	٠,٩٨٠	٠,١١	-٠,١٨٤	٠,١٣	٠,٢٠٥	٠,٠٣	٠,٩٠٠	٠,٠٢
٧	٠,٩٧٤	٠,١٠	-١,٦٩٩	٠,١٥	٠,٣٦٤	٠,٠٥	٠,٩٨١	٠,٠١
٨	٠,٩٧٩	٠,١١	-١,٢٥٧	٠,١٥	٠,٤٠١	٠,٠٤	٠,٩٧١	٠,٠١
٩	٠,٧٣٩	٠,٠٨	-١,٤٠٩	٠,١٨	٠,٤٥٥	٠,٠٤	٠,٩٨٨	٠,٠١
١٠	٠,٦٤٩	٠,٠٨	-٠,٩٣٢	٠,١٩	٠,٣٦٩	٠,٠٤	٠,٩٥٧	٠,٠٢
١١	٠,٨٦٠	٠,١١	٠,٩٦٨	٠,١٥	٠,١٧٨	٠,٠٢	٠,٨٣٣	٠,٠٣
١٢	٠,٧٩٢	٠,٠٨	-١,٨١٥	٠,١٨	٠,٣٩٥	٠,٠٥	٠,٩٦٩	٠,٠١
١٣	٠,٤٢٧	٠,٠٧	٠,٨٤٩	٠,٢٦	٠,١٢٧	٠,٠٣	٠,٧٤٨	٠,٠٣
١٤	٠,٨٣٣	٠,١١	-٠,١٢٤	٠,١٥	٠,٢٤٩	٠,٠٣	٠,٨٩٣	٠,٠٢
١٥	٠,٧٣٣	٠,٠٩	٠,١٧٦	٠,١٦	٠,٢٠٤	٠,٠٣	٠,٨٨٥	٠,٠٢
١٦	٠,٦٦٨	٠,٠٩	٠,٠٠٠	٠,١٧	٠,١٨٩	٠,٠٣	٠,٨٥٦	٠,٠٢
١٧	٠,٩٣٢	٠,١١	-٠,٣٣٠	٠,١٤	٠,٢٩٣	٠,٠٣	٠,٩٤٣	٠,٠٢
١٨	١,٢٢٩	٠,١٣	-٠,٤٩١	٠,١١	٠,٢٨٧	٠,٠٣	٠,٩٦٤	٠,٠١
١٩	٠,٦٣٤	٠,٠٨	-٠,٩٦٦	٠,١٩	٠,٣٥٦	٠,٠٤	٠,٩٥٠	٠,٠٢
٢٠	٠,٨٦٦	٠,١١	-٠,٢١٢	٠,١٤	٠,٢٥٦	٠,٠٣	٠,٩١١	٠,٠٢
٢١	٠,٧٤٢	٠,٠٨	-١,١٠٥	٠,١٧	٠,٣٥٣	٠,٠٤	٠,٩٥٩	٠,٠١

تابع/ الجدول رقم (٦)

إحصائيات معالم فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة في النموذج رباعي المعلمة

رقم الفقرة	معلمة التمييز (الميل)		معلمة الصعوبة (الموقع)		معلمة التخمين (التقارب الأدنى)		معلمة اللامبالاة (التقارب الأعلى)	
	A	الخطأ المعياري	B	الخطأ المعياري	C	الخطأ المعياري	d	الخطأ المعياري
٢٢	٠,٩٩٥	٠,١٢	٠,٣٨٢	٠,١٣	٠,١٢٥	٠,٠٢	٠,٨١٠	٠,٠٣
٢٣	٠,٧١٤	٠,١٠	-٠,٥٥١	٠,١٨	٠,٢٤٢	٠,٠٣	٠,٨٥٦	٠,٠٢
٢٤	٠,٩٦٢	٠,١١	-٠,١٧٥	٠,١٣	٠,٣٣٤	٠,٠٣	٠,٩٦٣	٠,٠٢
٢٥	٠,٩٨٢	٠,١١	-٠,٧٠٧	٠,١٤	٠,٣٤٤	٠,٠٣	٠,٩٥٨	٠,٠١

يتضح من الجدول رقم (٦) أن قيم معلمة التمييز قد تراوحت بين (٠,٤٢١ إلى ١,٢٢٩) بمتوسط حسابي مقداره (٠,٨٠٩) وانحراف معياري مقداره (٠,١٩)، وأن قيم معلمة الصعوبة قد تراوحت بين (-١,٨١٥ إلى ١,٢٣٧) بمتوسط حسابي مقداره (-٠,٤٤٢) وانحراف معياري مقداره (٠,٨٦٦)، وأن قيم معلمة التخمين قد تراوحت بين (٠,١٢٣ إلى ٠,٤٦٥) بمتوسط حسابي مقداره (٠,٢٨٢) وانحراف معياري مقداره (٠,١٠٣)، وأن قيم الخط التقاربي الأعلى قد تراوحت ما بين (٠,٧٢٦ إلى ١,٠٠٠) بمتوسط حسابي مقداره (٠,٩٠٨) وانحراف معياري مقداره (٠,٠٧٩).

د - تمّ التحقق من افتراض أحادية البعد من خلال التحليل العاملي التوكيدي (confirmatory factor analysis) للحصول على مؤشرات جودة المطابقة لمعالجة بيانات عينة الدراسة المطابقة للنموذج رباعي المعلمة والمتعلقة باستجابات (١٠١٠) طلاب وطالبة من أفراد الدراسة عن (٢٥) فقرة، الذي يكشف عن أحادية البعد باستخدام عدد من المؤشرات والتي يعرضها الجدول رقم (٧).

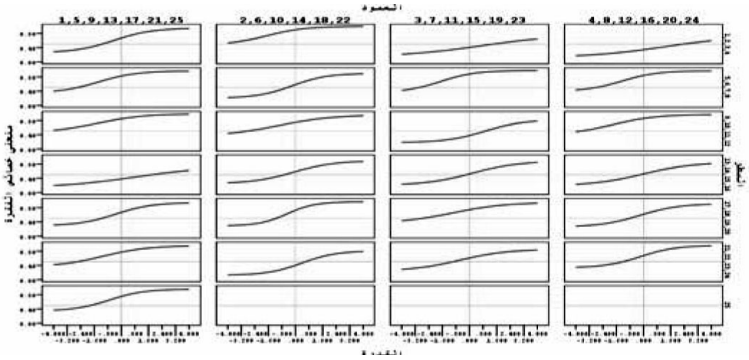
الجدول رقم (٧)

مؤشرات التحقق من افتراض أحادية البعد لاختبار ضبط نوعية التعليم وفق النموذج رباعي المعلمة

مؤشر مطابقة الاختبار للبيانات	
كا٢ المحسوبة	٣٧,١٢٥
درجة الحرية	٤٢٥
الدلالة الإحصائية	١,٠٠٠
NFI	٠,٩٨٦
RFI	٠,٩٨٦
IFI	١,٠٠٠
TLI	١,٠٠٠
CFI	١,٠٠٠
RMSEA	٠,٠٠٠
AIC	٨١٢,٨٧٥-
CAIC	٣٣٢٧,٩٠٠-
BIC	٢٩٠٢,٩٠٠-

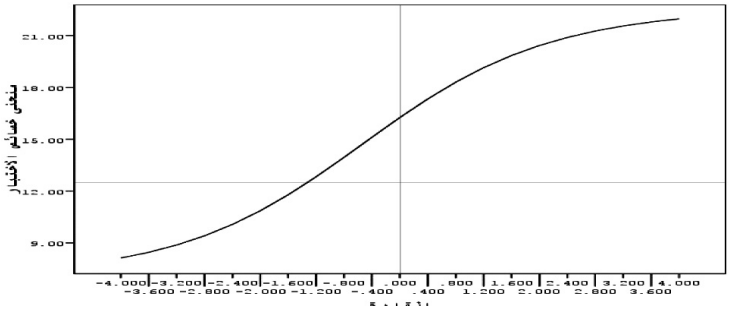
يتضح من الجدول رقم (٧) أن جميع مؤشرات التحقق من افتراض أحادية البعد قد تحققت من خلال نتائج مؤشرات أحادية البعد. إن تَحَقُق افتراض أحادية البُعد في البيانات يقود لتَحَقُق افتراض الإستقلال الموضعي، وقد أكد هاملتون وروجرز (Hambelton & Rogers, 1991) أن افتراض الإستقلال الموضعي يعد مكافئاً لافتراض أحادية البُعد، حيث عدا هذين الافتراضين متكافئين، أي أنه إذا تَحَقُق الافتراض الأَول ألا وهو افتراض أحادي البعد، فإن افتراض الاستقلال الموضعي يتحقق أيضا. ولذلك فقد اكتفت بالتَحَقُق من افتراض أحادية البُعد، للإشارة إلى تَحَقُق افتراض الاستقلال الموضعي نظراً لعدم وجود برامج إحصائية للتحقق من ذلك وفق النموذج الرباعي.

هـ - تم التحقق من افتراض اطرادية السمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة المعلمية؛ فقد تم رسم منحنى الخصائص للفقرة (ICC) لكل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الشكل رقم (٤).



الشكل رقم (٤): منحنى خصائص كل فقرة من فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد عينة الدراسة للنموذج رباعي المعلمة

يلاحظ من الشكل رقم (٤) أن كافة منحنيات خصائص الاختبار ضبط نوعية التعليم والبالغ عددها (٢٥) فقرة قد حققت اطرادية السمة، وللتحقق من افتراض اطرادية السمة للاختبار ككل وفقاً لنظرية استجابة الفقرة المعلمية؛ فقد تم رسم منحنى الخصائص لاختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة، كما هو مبين في الشكل رقم (٥).

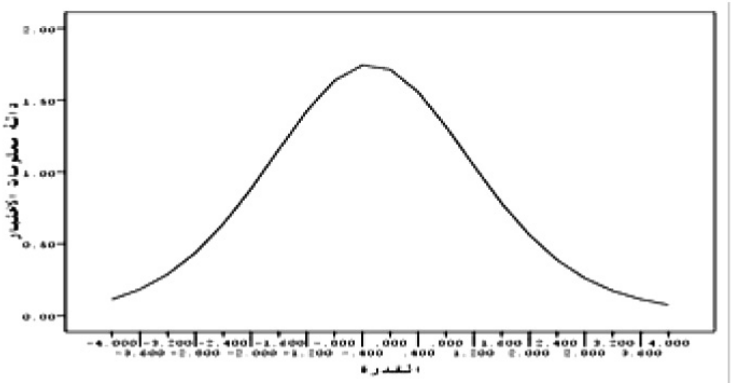


الشكل رقم (٥): منحنى خصائص اختبار ضبط نوعية التعليم تبعاً للنموذج رباعي المعلمة

يلاحظ من الشكل رقم (٥) أن احتمالية إجابة الاختبار إجابة صحيحة متحققة لدى الأفراد من ذوي القدرات المنخفضة (-١,٣٠٠)، وانه يقترب من منحنى الخصائص المثالي.

و - تم حساب معامل الثبات لاختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد عينة الدراسة بثلاثة طرق الأولى منها: طريقة Variance - Covariance Matrix حيث بلغت قيمته (٠,٨٤٣)، والثانية منها طريقة Pearson's Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (٠,٨٣٩)، والطريقة الثالثة مصفوفة معاملات تتراشورك Tetrachoric Correlation Matrix حيث بلغت قيمته (٠,٨٦٢).

ز - لكون دالة معلومات الاختبار تُعدُّ مؤشراً على ثبات اختبار ضبط نوعية التعليم كونها تتناسب عكسياً مع الخطأ المعياري للتقدير الذي يزداد ثبات الاختبار بنقصانه؛ فقد تم رسم الشكل رقم (٦) الذي يوضح دالة المعلومات لاختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة وفقاً للنموذج رباعي المعلمة.



الشكل رقم (٦): دالة معلومات اختبار ضبط نوعية التعليم تبعا للنموذج رباعي المعلمة

يلاحظ من الشكل رقم (٦)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (-٠,٤)؛ بمعنى الاختبار يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسطة بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها الاختبار لدى

أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار ضبط نوعية التعليم يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

ح - تم حساب كافة الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستويات قدرة مختلفة لأفراد الدراسة على الاختبار للنموذج رباعي المعلمة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة، وذلك كما في الجدول رقم (٨).

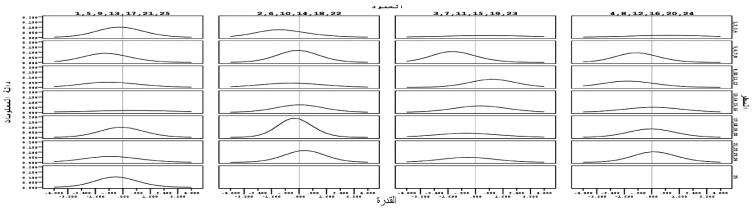
الجدول رقم (٨)

الإحصاءات الوصفية لكل من تقديرات القدرة عند مستوى قدرة ما لأفراد الدراسة على الاختبار وفق النموذج رباعي المعلمة

إحصاءات وصفية للقدرة	
أدنى قدرة	-٣,٢٥٣
أعلى قدرة	٢,٩٦٨
الوسيط للقدرة	٠,٤١٦
المتوسط الحسابي للقدرة	٠,٣٤٧
التباين	٢,٣٢٧
الانحراف المعياري	١,٥٢٥

يلاحظ من الجدول رقم (٨)، أن قيمة المتوسط الحسابي لتقديرات قدرة الطلبة قد كانت (٠,٣٤٧) وأن قيمة الانحراف المعياري لتقديرات القدرة قد بلغت قيمته (١,٥٢٥)، وأن مدى تقديرات القدرة لدى أفراد الدراسة قد كانت قيمته (٦,٢٢١)؛ بما يفيد وجود فروق فردية بين تقديرات القدرة لأفراد الدراسة.

ن - تم حساب دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة؛ فقد تم رسم منحنيات دالة المعلومات لكل فقرة من فقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة الواردة في الشكل رقم (٧).



الشكل رقم (٧): دالة معلومات كل فقرة من فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم وفق النموذج رباعي المعلمة

يتضح من منحنيات دوال المعلومات الواردة في الشكل رقم (٧) أن قيم دالة المعلومات المتعلقة بالفقرات تكون أكبر ما يمكن عندما يقترب مستويات القدرة من (٠) ؛ وأنه قد تم تصنيف الفقرات وفقاً لدالة المعلومات على النحو الآتي: (١٠) فقرات قدمت أعلى معلومات عند الأفراد ذوي القدرات المتدنية، و(٦) فقرة قدمت أعلى معلومات عند الأفراد ذوي القدرات المرتفعة، و (٤) فقرات قدمت أعلى المعلومات عند الأفراد ذوي القدرات المتوسطة.

ثالثاً: "التحقق من خصائص معلمة القدرة ومعالم الفقرات ومنحنى خصائص الفقرة والاختبار ودالة معلومات الفقرة والاختبار وفق نموذج موكن اللامعلمي في نظرية الاستجابة للفقرة اللامعلمية لاختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة.

أ - التحقق من مطابقة الأفراد وفقاً لنموذج موكن اللامعلمي في نظرية استجابة الفقرة اللامعلمية: بعد الحصول على استجابات المفحوصين على الاختبار واختيار العينة العشوائية من مجتمع الدراسة البالغ عددها (١٠١٠) طلاب وطالبة تم التعامل معها إحصائياً حيث أظهرت النتائج لمطابقة الأفراد وجود (٣) أفراد غير مطابقين لافتراضات نموذج موكن اللامعلمي، ليصبح صافي عينة الدراسة (١٠٠٧) طلاب وطالبة.

ب - حساب المتوسطات الحسابية لفقرات الاختبار البالغ عددها (٢٥) فقرة، ورصد التكرارات المشاهدة Observed Frequencies للإجابات الصحيحة والخطأ عليها، والجدول رقم (٩) يبين ذلك.

الجدول رقم (٩)

الإحصائيات الوصفية لفقرات الاختبار لدى أفراد الدراسة وفق نموذج موكن اللامعلمي

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	الاستجابات ٠	الاستجابات ١	رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	الاستجابات ٠	الاستجابات ١
١	٠,٦٩	٣١٠	٦٩٧	١٤	٠,٦٢	٣٧٩	٦٢٨
٢	٠,٨٩	١٠٨	٨٩٩	١٥	٠,٥٧	٤٣٦	٥٧١
٣	٠,٤٣	٥٧٣	٤٣٤	١٦	٠,٥٦	٤٤٥	٥٦٢
٤	٠,٣٧	٦٣٦	٣٧١	١٧	٠,٧٠	٣٠٦	٧٠١
٥	٠,٨٢	١٨١	٨٢٦	١٨	٠,٧٣	٢٦٧	٧٤٠
٦	٠,٦٢	٣٨٢	٦٢٥	١٩	٠,٧٦	٢٤٣	٧٦٤
٧	٠,٨٦	١٣٦	٨٧١	٢٠	٠,٦٥	٣٥٥	٦٥٢
٨	٠,٨٣	١٦٧	٨٤٠	٢١	٠,٧٨	٢١٨	٧٨٩
٩	٠,٨٦	١٤٦	٨٦١	٢٢	٠,٤٧	٥٣٥	٤٧٢
١٠	٠,٧٧	٢٣٥	٧٧٢	٢٣	٠,٦٣	٣٧٣	٦٣٤
١١	٠,٤٥	٥٥٥	٤٥٢	٢٤	٠,٧١	٢٩١	٧١٦
١٢	٠,٨٦	١٤٦	٨٦١	٢٥	٠,٧٦	٢٣٩	٧٦٨
١٣	٠,٤١	٥٩٨	٤٠٩				

حساب تكرارات الأخطاء المشاهدة لأزواج فقرات الاختبار وفقاً لأسلوب جتمان: والذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج فقرات الاختبار، بحيث يتم رصد عدد التكرارات المشاهدة للإجابات الصحيحة للفقرة الأصعب في ضوء ما قدمه الجدول رقم (١١) من زوج الفقرتين والتكرارات المشاهدة للإجابات الخطأ للفقرة الأسهل في ضوء ما قدمه الجدول رقم (٩) داخل التقاطع بين زوج الفقرتين.

ج - تم حساب معاملات التدريج لأزواج فقرات الاختبار (item- pair scalability coefficients H_{ij}) H_{ij} وفقاً لأسلوب Loevinger: لأغراض حساب معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم H_{ij} وفقاً لأسلوب Loevinger، حيث بلغت قيمة معامل التدريج لأزواج الفقرات ٠,٣٢١٤. كما تم

حساب مصفوفة قيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم H_{ij} والبالغ عددها ٣٠٠ زوج، وكان مدى قيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم قد تراوح بين (-٠,٠٣ إلى ٠,٤٦)، حيث يقول مولينار (Molenaar, 1991) بإمكانية حساب قيم معاملات التدريج لأزواج الفقرات في حالة أن التباين بين علامتي الفقرتين i وj يساوي صفراً؛ لكن معادلة حساب قيم معاملات التدريج لأزواج الفقرات H_{ij} تصبح في هذه الحالة غير صحيحة؛ كون الفقرات التي تتبع لتدريج Mokken يجب أن تكون قيم معاملات التدريج لأزواج الفقرات موجبة ($H_{ij} > 0$) (Mokken; 1971). وفي ضوء ما تقدم؛ فإن مدى قيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم يصبح متراوحاً بين (٠,٠١ إلى ٠,٤٦)، والجدول رقم (١٠)، يبين عدد أزواج الفقرات السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم H_{ij}، البالغ عددها الكلي زوجين.

الجدول رقم (١٠)

عدد الأزواج السالبة أو الصفرية لقيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم Hij

رقم الفقرة	التكرار	أرقام الفقرات التي تتقاطع معها:
٣	١	١٦
٤	١	١٩

د - التحقق من الفرضية الصفرية؛ القائلة بـــ: "لا تختلف قيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم عن الصفر" وفي حال رفض الفرضية الصفرية تستبدل بالفرضية البديلة القائلة بـــ: "أن قيم معاملات التدريج لأزواج فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم أكبر من صفر" (Molennar and Sijtsma, 2000; Sijtsma and Molenarr, 2002; Van der Ark, 2007): لاختبار الفرضية الصفرية؛ تم حساب قيم معاملات التدريج لأزواج فقرات hghojfhv Z_{ij} (item-pair scalability coefficients Z_{ij}) وفقاً لأسلوب Loevinger باستخدام المعادلة:

$$Z_{ij} = (S_{ij} / (S_i S_i)) \sqrt{(n-1)}$$

فإذا كانت قيمة الناتج للمعادلة أقل من أو تساوي صفراً فإنه يتم تشخيص قيم معاملات التدريج لأزواج الفقرات H_{ij} للاختبار المحققة للفرضية الصفرية والمنتهكة للفرضية البديلة (Mokken, 1971)، وتم حساب قيم معاملات التدريج لأزواج الفقرات Z_{ij} الاختبار، ولوحظ على الرغم من وجود زوجين سالبين أو صفريين إلا أنهما لم يؤثرا على أحادية البعد أو الاستقلال الموضعي.

هـ - تم حساب المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدريج لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم H_i وZ_i (Item Scalability Coefficients H_i, Z_i): حيث يتم حساب المتوسطات الحسابية للفقرات، وكذلك يتم حساب قيم معاملات التدريج لفقرات الاختبار H_i باستخدام المعادلة:

$$H_i = 1 - \frac{\Sigma_{j=1} F_{ij}}{\Sigma j=1 E_{ij}}$$

وكذلك يتم حساب قيم معاملات التدريج لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم Z_i باستخدام المعادلة:

$$Z_i = \frac{\Sigma_{t=j} S_{ij}}{S_i \, \Sigma_{t=j} \, S_k} \sqrt{(n-1)}$$

والجدول رقم (١١) يبين المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدريج لأزواج الفقرات H_{ij} وZ_{ij} اختبار ضبط نوعية التعليم.

الجدول رقم (١١)

المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدريج لفقرات الاختبار H_i وZ_i مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	Hi	Zi	رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	Hi	Zi
٤	٠,٣٧	٠,١٢	٩,٨٢	٢٤	٠,٧١	٠,١٧	١٩,٤٦
١٣	٠,٤١	٠,١١	٩,٧٥	١٨	٠,٧٣	٠,٢١	٢٣,٨١
٣	٠,٤٣	٠,١	٩,٥٩	١٩	٠,٧٦	٠,١٣	١٣,٩٤
١١	٠,٤٥	٠,١٨	١٧,١٧	٢٥	٠,٧٦	٠,١٨	١٩,٤٩

تابع/ الجدول رقم (١١)

المتوسطات الحسابية للفقرات وقيم معاملات التدريج لفقرات الاختبار H_i وZ_i مرتبة تصاعدياً وفقاً لمتوسطاتها الحسابية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	Hi	Zi	رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	Hi	Zi
٢٢	٠,٤٧	٠,٢	٢٠,٢٣	١٠	٠,٧٧	٠,١٣	١٤,٤٤
١٦	٠,٥٦	٠,١٤	١٥,٥٣	٢١	٠,٧٨	٠,١٥	١٦,٤٥
١٥	٠,٥٧	٠,١٦	١٧,٥٣	٥	٠,٨٢	٠,١٨	١٨,٣٩
٦	٠,٦٢	٠,١٩	٢١,١٥	٨	٠,٨٣	٠,١٨	١٧,٩٢
١٤	٠,٦٢	٠,١٥	١٧,٥٦	١٢	٠,٨٦	٠,١٧	١٥,٥
٢٣	٠,٦٣	٠,١٣	١٤,٥٩	٩	٠,٨٦	٠,١٦	١٥,٠١
٢٠	٠,٦٥	٠,١٦	١٨,٢٩	٧	٠,٨٦	٠,٢٢	١٩,٥
١	٠,٦٩	٠,١٨	٢٠,٧٧	٢	٠,٨٩	٠,٢٢	١٧,٧٣
١٧	٠,٧	٠,١٧	١٩,٣٤				

يلاحظ من الجدول رقم (١١)، أن مدى المتوسطات الحسابية للفقرات تراوح بين (٠,٣٧ إلى ٠,٨٩)، وأن مدى قيم معاملات التدريج لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم H_i قد تراوح بين (٠,١ إلى ٠,٢٢)، وأن مدى قيم معاملات التدريج لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم Z_i قد تراوح بين (٩,٥٩ إلى ٢٣,٨١).

و - استخراج توزيع التكرار المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار: وذلك كما هو مبين في الجدول رقم (١٢).

الجدول رقم (١٢)

توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار

العلامة الملاحظة	التكرار	العلامة الملاحظة	التكرار
٠	٠	١٣	٦١
١	٠	١٤	٦٦
٢	٠	١٥	٧١

تابع/ الجدول رقم (١٢)

توزيع تكرار العلامات المقابل لعلامات الطلبة على الاختبار

العلامة الملاحظة	التكرار	العلامة الملاحظة	التكرار
٣	٠	١٦	٨٥
٤	٢	١٧	٧١
٥	١	١٨	٧٢
٦	٧	١٩	٩٢
٧	٦	٢٠	٨٩
٨	١٤	٢١	٨٠
٩	١٩	٢٢	٧٣
١٠	٣٣	٢٣	٥٥
١١	٤٣	٢٤	١٧
١٢	٥٠	٢٥	٠

في ضوء نتائج الجدول رقم (١٢) يتضح أن قيمة المتوسط الحسابي لعلامات الطلبة المطابقين للنموذج والبالغ عددهم (١٠٠٧) يساوي (١٦,٨) بانحراف معياري مقداره (٤,٢) والتواء مقداره (-٠,٣٨) وتفلطح مقداره (-٠,٥٨)، كما وبلغت قيمة معامل التدريج H للاختبار ٠,١٦ التي يُصنَّف الاختبار في ضوئها على أنه اختبار ضعيف (Van der Ark, 2007)، حيث تُحسب قيمة معامل تدريج الاختبار H باستخدام المعادلة: (Mokken, 1971)

$$H - 1 - \frac{\Sigma_{i=1}^{j-1}\ \Sigma_{j=i+1}^{j} F_t j}{\Sigma_{i-1}^{j-1}\ \Sigma_{j-i+1}^{j} E_{ij}}$$

كما بلغت قيمة Z للاختبار (٥٩,١٤) وذلك باستخدام المعادلة: (Mokken, 1971)

$$Z = \frac{\Sigma_{i=1}^{j-1}\ \Sigma_{j=i+1}^{j} S_t j}{\Sigma_{i-1}^{j-1}\ \Sigma_{j-i+1}^{j} S_i S_j}\ \sqrt{(n-1)}$$

كما تم استخراج توزيع تكرار أخطاء جتمان في أنماط استجابة الطلبة، كما هو مبين في الجدول رقم (١٣).

جدول رقم (١٣)

توزيع تكرار أخطاء جتمان المستخرجة من أنماط استجابة الطلبة

عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار	عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار	عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار	عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار
٠	٩	٣١	١٣	٦٢	١٠	٩٣	٠
١	٨	٣٢	١٩	٦٣	١٠	٩٤	٠
٢	٥	٣٣	١٧	٦٤	٩	٩٥	١
٣	١٠	٣٤	٢٠	٦٥	٦	٩٦	٠
٤	١٤	٣٥	١٩	٦٦	٢	٩٧	٠
٥	١٢	٣٦	٢٠	٦٧	٥	٩٨	٠
٦	٨	٣٧	٢٤	٦٨	١	٩٩	٠
٧	١٤	٣٨	٢٣	٦٩	٦	١٠٠	٠
٨	١٥	٣٩	٢٥	٧٠	٦	١٠١	٠
٩	١١	٤٠	١٣	٧١	٣	١٠٢	٠
١٠	١٥	٤١	١٨	٧٢	٤	١٠٣	٠
١١	٩	٤٢	١٥	٧٣	١	١٠٤	٠
١٢	٢٥	٤٣	١٦	٧٤	٣	١٠٥	٠
١٣	١٩	٤٤	١٥	٧٥	١	١٠٦	٠
١٤	١٦	٤٥	١١	٧٦	٠	١٠٧	٠
١٥	٨	٤٦	١٦	٧٧	١	١٠٨	٠
١٦	١٥	٤٧	١٤	٧٨	١	١٠٩	٠
١٧	٢٣	٤٨	١١	٧٩	٤	١١٠	٠
١٨	١١	٤٩	٦	٨٠	١	١١١	٠
١٩	٢٢	٥٠	١٦	٨١	٣	١١٢	٠
٢٠	٢٢	٥١	١٣	٨٢	٢	١١٣	٠
٢١	١٩	٥٢	١٥	٨٣	٠	١١٤	٠
٢٢	٢٠	٥٣	٧	٨٤	٠	١١٥	٠

تابع/ جدول رقم (١٣)

توزيع تكرار أخطاء جتمان المستخرجة من أنماط استجابة الطلبة

عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار	عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار	عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار	عدد أخطاء جتمان في أنماط الاستجابة	التكرار
٢٣	٣٠	٥٤	٩	٨٥	١	١١٦	٠
٢٤	١٧	٥٥	٩	٨٦	٠	١١٧	٠
٢٥	١٨	٥٦	١٦	٨٧	٠	١١٨	٠
٢٦	٢١	٥٧	٩	٨٨	٠	١١٩	٠
٢٧	٢٣	٥٨	٦	٨٩	١	١٢٠	١
٢٨	٢١	٥٩	١٠	٩٠	٠		
٢٩	١٢	٦٠	٧	٩١	٠		
٣٠	١٣	٦١	٧	٩٢	٠		

حيث يلاحظ في ضوء نتائج الجدول رقم (١٣)، أن قيمة المتوسط الحسابي لأخطاء جتمان لاستجابات المفحوصين والبالغ عددهم (١٠٠٧) قد بلغت (٣٢,٩٢) وبانحراف معياري مقداره (١٨,٨٣). مما يشير إلى أن قيمة المتوسط الحسابي لأخطاء جتمان لاستجابات المفحوصين قيمة منخفضة نسبة إلى ١٢٠ خطأ وهذا يعد مؤشر ايجابي بالنسبة للاختبار.

ز - تم التحقق من افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم، حيث تبين أن نسبة الاستجابات الإيجابية (الصحيحة) للفقرة الرابعة قد كانت ٠,٢٨، ثم ٠,٣٤، ثم ٠,٢٩ وهي قيمة تقل عن القيمة السابقة لها في المجموعة الثانية؛ مما يقود إلى الشك في انتهاك تجانس اطرادية السمة ظاهرياً، مما يستوجب طرح القيمة ٠,٢٩ للفئة الثالثة من القيمة ٠,٣٤ للفئة الثانية؛ فإذا كان الفارق بين القيمتين أكبر من ٠,٠٣ فمعنى ذلك وجود انتهاك لتجانس اطرادية السمة كما يذكر كل من (Molenaar, Sijtsma, 2000; Molenaar, Sijtsma, 2002)، وهي في

هذه الحالة تبلغ ٠,٠٥؛ مما يعني أن الفقرة الرابعة تسيئ لتجانس السمة الكامنة، والجدول رقم (١٤) يبين ملخص فحص افتراض تجانس اطرادية السمة لكافة فقرات الاختبار.

الجدول رقم (١٤)

ملخص فحص افتراض تجانس اطرادية السمة لكافة فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم

رقم الفقرة	Hi	#ac	#vi	#vi/#ac	Maxvi	sum	sum/#ac	Zmax	#zsig	Crit
١	٠,١٨	١٥	٠							
٢	٠,٢٢	١٥	٠							
٣	❖٠,١	١٥	٠							
٤	٠,١٢	١٥	١	٠,٠٧٠	٠,٠٥٠	٠,٠٥٠	٠,٠٠٤	٠,٨٩٠	٠,٠٠٠٠	٣٢
٥	٠,١٨	٢١	٠							
٦	٠,١٩	١٥	٠							
٧	٠,٢٢	٢١	٠							
٨	٠,١٨	٢١	٠							
٩	٠,١٦	٢١	٠							
١٠	٠,١٣	١٥	٠							
١١	٠,١٨	٢١	٠							
١٢	٠,١٧	٢١	١	٠,٠٥٠	٠,٠٤٠	٠,٠٤٠	٠,٠٠٢	١,١٦٠	٠,٠٠٠٠	٢٦
١٣	٠,١١	٢١	٢	٠,١٠٠	٠,٠٦٠	٠,١١٠	٠,٠٠٥	٠,٨٩٠	٠,٠٠٠٠	❖٣٩
١٤	٠,١٥	١٥	٠							
١٥	٠,١٦	١٥	١	٠,٠٧٠	٠,٠٥٠	٠,٠٥٠	٠,٠٠٣	٠,٧٠٠	٠,٠٠٠٠	٢٨
١٦	٠,١٤	١٥	٠							
١٧	٠,١٧	٢١	٠							
١٨	٠,٢١	٢١	٠							
١٩	٠,١٣	٢١	٠							

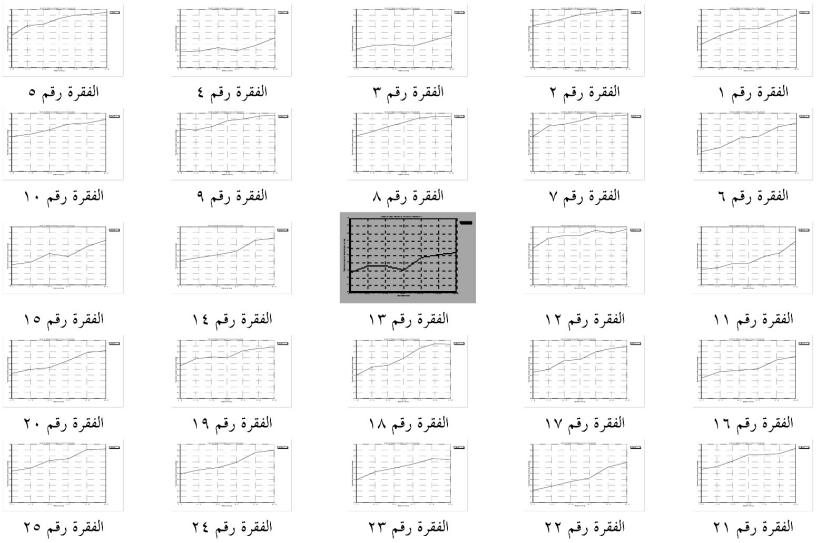
تابع/ الجدول رقم (١٤)

ملخص فحص افتراض تجانس اطرادية السمة لكافة فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم

رقم الفقرة	Hi	#ac	#vi	#vi/#ac	Maxvi	sum	sum/#ac	Zmax	#zsig	Crit
٢٠	٠,١٦	١٥	٠							
٢١	٠,١٥	٢١	٠							
٢٢	٠,٢	١٥	٠							
٢٣	٠,١٣	١٥	٠							
٢٤	٠,١٧	١٥	٠							
٢٥	٠,١٨	١٥	٠							

يتضح من الجدول رقم (١٤)، أن الفقرة (٣) غير مطابقة بسبب قيمة معامل التدريج H_i المنخفض لها، وأن الفقرة (١٣) قد كان مشكك في أنها تنتهك افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity إلّا أن مؤشر القيمة الحرجة (Crit.) قد أثبت أن الفقرة ذات الرقم (١٣) هي غير مسؤولة عن انتهاك افتراض تجانس اطرادية السمة Latent Monotone Homogeneity حيث بلغت قيمتها لها (٣٩)؛ حيث إنها تعتبر غير منتهكة لافتراض تجانس الاطرادية للسمة فعندما تتخطى القيمة ٨٠ في الظروف الطبيعية لكافة الاختبارات التي تتألف من ٤ إلى ٤٠ فقرة وبأحجام عينات تتراوح بين ١٠٠ إلى ٣٠٠٠ مشارك في الاختبارات لا يتم انتهاك افتراض الإطرادية، كما أن القيم المنخفضة لمؤشر القيمة الحرجة (Crit.) إذا قلت دون ٨٠ فهذا مؤشر على أن أي فقرة على الأغلب لا تنتهك افتراض تجانس اطرادية السمة (Molenaar & Sijtsma, 2000).

ح - الرسم البياني لفقرات الاختبار والتي توضح تجانس اطرادية السمة لكافة فقرات الاختبار. والشكل رقم (٨) يبين ذلك:



الشكل رقم (٨): الرسم البياني لكل فقرة من فقرات الاختبار التي توضح تجانس اطرادية السمة

ط - ملخص مطابقة فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم لنموذج نظرية استجابة الفقرة اللمعلمية الأول؛ تجانس الاطرادية (Monotone Homogeneity Model): وذلك كما هو مبين في الجدول رقم (١٥) وفقاً لقيمة معامل تدريج الفقرة H_i ووفقاً لانتهاك افتراض تجانس اطرادية السمة (Latent Monotonicity Homogeneity).

الجدول رقم (١٥)

ملخص مطابقة فقرات اختبار ضبط النوعية لنموذج موكن اللامعلمي وفقاً لقيمة H_i للفقرة وتجانس الاطرادية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	Hi	تجانس الاطرادية
١	٠,٦٩	٠,١٨	
٢	٠,٨٩	٠,٢٢	
٣	٠,٤٣	٠,١٠❖	
٤	٠,٣٧	٠,١٢	٣٢
٥	٠,٨٢	٠,١٨	
٦	٠,٦٢	٠,١٩	

تابع/ الجدول رقم (١٥)

ملخص مطابقة فقرات اختبار ضبط النوعية لنموذج موكن اللامعلمي وفقاً لقيمة H_i للفقرة وتجانس الاطرادية

رقم الفقرة	المتوسط الحسابي	Hi	تجانس الاطرادية
٧	٠,٨٦	٠,٢٢	
٨	٠,٨٣	٠,١٨	
٩	٠,٨٦	٠,١٦	
١٠	٠,٧٧	٠,١٣	
١١	٠,٤٥	٠,١٨	
١٢	٠,٨٦	٠,١٧	٢٦
١٣	٠,٤١	٠,١١	٣٩❖
١٤	٠,٦٢	٠,١٥	
١٥	٠,٥٧	٠,١٦	٢٨
١٦	٠,٥٦	٠,١٤	
١٧	٠,٧	٠,١٧	
١٨	٠,٧٣	٠,٢١	
١٩	٠,٧٦	٠,١٣	
٢٠	٠,٦٥	٠,١٦	
٢١	٠,٧٨	٠,١٥	
٢٢	٠,٤٧	٠,٢	
٢٣	٠,٦٣	٠,١٣	
٢٤	٠,٧١	٠,١٧	
٢٥	٠,٧٦	٠,١٨	

❖: عدم المطابقة وفق معيار ال crit

يتضح من الجدول رقم (١٥)، أن الفقرة (٣) غير مطابقة بسبب قيمة معامل التدريج H_i المنخفض لها، وأن الفقرة (١٣) غير مطابقة بسبب انتهاكها لافتراض تجانس الاطرادية للسمة.

أحادية البعد: للتحقق من أحادية البعد للاختبار، يجب وجود توافق في اتجاه الارتفاع أو الانخفاض بين قيمة معامل التدريج لاختبار Scale H البالغة قيمته (٠,١٦) وبين ثبات الاختبار Rho البالغة قيمته (٠,٧٦)؛ أي لا يجوز أن تكون إحداهما صغيرة والأخرى كبيرة أي يجب أن يكونا باتجاه واحد، وبناءً عليه فإن افتراض أحادية البعد لاختبار يعتبر منتهكاً كون القيمتين سالفتي الذكر متناقضتين من حيث الكم (Mokken, 1971).

ي - تقدير معالم الأفراد والفقرات في اختبار ضبط نوعية التعليم وفق KS. لتقدير معالم فقرات الاختبار تم تقدير معلمة التمييز والصعوبة، والتخمين. والجدول رقم (١٦) يبين ذلك.

الجدول رقم (١٦)

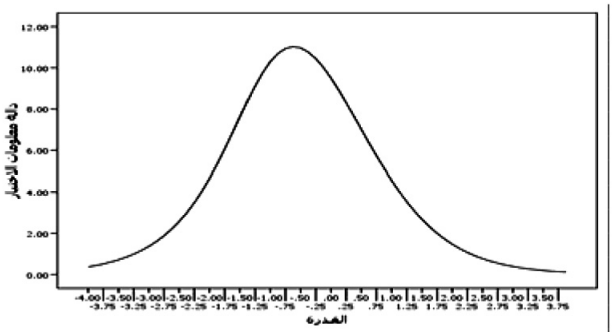
معالم فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم وفق Kernal Smoothing (KS)

رقم الفقرة	التمييز	الصعوبة	التخمين	رقم الفقرة	التمييز	الصعوبة	التخمين
١	٠,٤٠٣	١,١٠٥-	٠,٠٨٠	١٥	٠,٢٨٥	٠,٢٥٦-	٠,٠٦٥
٢	٠,٨٦٣	٠,٦٨٣-	٠,٦٨٣	١٦	٠,١٩٠	٢,٧١٣	٠,٢٤٤
٤	٠,١٨١	٢,٢٧٤	٠,٠٤٩	١٧	٠,٣٣٩	٠,٦٥١	٠,٥٢٧
٥	٠,١٣٢	٣,٢٠١-	٠,١٤٢	١٨	٠,٨١٠	٠,١٤٩	٠,٥٤١
٦	٠,١٨٢	٠,٢٥٥	٠,٠٧٢	١٩	٠,١٥٩	٣,٠١٦	٠,٥٦٣
٧	٠,٥٩٩	٢,٠٦٩-	٠,٠٨٥	٢٠	٠,٦٥٦	٠,٨٦٦	٠,٤٤٦
٨	٠,١٣٩	١,٨٤٧	٠,٧٤١	٢١	٠,٣٥٩	١,٩٠٦-	٠,١٤٩
٩	٠,٤٦٠	٠,٤٧٤-	٠,٦٤٤	٢٢	٠,٢٦٧	٠,٩٢٨	٠,٠٠٨
١٠	٠,١١٧	٣,٤٧٩	٠,٦٩٤	٢٣	٠,٣٠٤	٢,١٠٤	٠,٥٠٠
١١	٠,٦٤٠	١,٧٦٠	٠,٣٧٨	٢٤	٠,٢٦٨	١,٠٣٦	٠,٥٥٦
١٢	٠,٤٧٨	١,٠١٣-	٠,٥١١	٢٥	٠,٣٤١	١,٩٣٧-	٠,٠٧٠
١٤	٠,٢٤٨	٢,٩٥٣	٠,٤٠٨				

يتضح من الجدول رقم (١٦) أن معلمة التمييز لفقرات الاختبار تراوحت

بين (٠,١١٧ إلى ٠,٨٦٣) بمتوسط حسابي (٠,٣٦٦) وانحراف معياري (٠,٢٢)، ومعلمة الصعوبة تراوحت بين (-٣,٢٠١ إلى ٣,٤٧٩) بمتوسط حسابي مقداره (٠,٤٩٥) وانحراف معياري (١,٨٥٧). أما معلمة التخمين فقد بلغت أقل قيمه لها (٠,٠٠٨) وأعلى قيمة لها (٠,٧٤١) بمتوسط حسابي مقداره (٠,٣٥٥) وانحراف معياري (٠,٢٤٩).

ك - دالة معلومات اختبار ضبط نوعية التعليم وفق Kernal Smoothing (KS).



الشكل رقم (٩): دالة معلومات الاختبار وفق Kernal Smoothing (KS)

يلاحظ من الشكل رقم (٩)، أن قيم دالة المعلومات التي يعطيها اختبار ضبط نوعية التعليم لدى أفراد الدراسة تكون أكبر ما تكون عند مستوى القدرة (0.60-)؛ بمعنى أن الاختبار لدى أفراد الدراسة يعطي معلومات أكثر فاعلية عن الأفراد ذوي القدرة دون المتوسطة بقليل، بينما تكون قيم دالة المعلومات التي يقدمها الاختبار لدى أفراد الدراسة أقل ما يمكن عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، وهذا يعني أن اختبار ضبط نوعية التعليم يعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

ل - تقديرات القدرة الخاصة بالأفراد لاختبار ضبط نوعية التعليم وفق Kernal Smoothing(KS).

يعرض الجدول رقم (١٧) تقديرات القدرة للأفراد على الاختبار والمقدرة وفق Kernal Smoothing (KS)

الجدول رقم (١٧)

تقديرات القدرة للأفراد وفق KS

الإحصائي	القدرة
القيمة الصغرى	-٣,٧٥٠
القيمة العظمى	٣,٨٧٥
المتوسط الحسابي	٠,٣٠١
الانحراف المعياري	١,٧٥١

للإجابة عن سؤال الدراسة الثاني الذي نصَّ على: "هل تختلف تقديرات معالم فقرات اختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة باختلاف النموذج المستخدم عند مستوى الدلالة الإحصائية (α=٠,٠٥)؟ وللتحقق من ذلك تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لكل معلمة من معالم الفقرات (التمييز، والصعوبة، والتخمين) باختلاف النموذج المستخدم: النموذج ثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة والنموذج الثلاثي اللامعلمي. ولذلك تم القيام بالخطوات الآتية:

أ - التحقق من أثر النموذج المستخدم في تقدير معلمة التمييز لفقرات اختبار ضبط نوعية التعليم: فقد تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة تمييز الفقرات وفقاً لمتغير (النموذج المستخدم: النموذج ثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة ونموذج الثلاثي اللامعلمي)، والجدول رقم (١٨) يبين ذلك:

الجدول رقم (١٨)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة التمييز للفقرات باختلاف النموذج المستخدم

معلمة التمييز وفقاً للنموذج:	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
المعلمي الثلاثي	١,١٢	٠,٢٤
المعلمي الرباعي	٠,٨٥	٠,١٧
اللامعلمي الثلاثي	٠,٣٦	٠,٢٢

يلاحظ من الجدول رقم (١٨) وجود فروق ظاهرية بين المتوسطات الحسابية لمعلمة التمييز تعزى للنموذج المستخدم (المعلمي الثلاثي، والمعلمي الرباعي، واللامعلمي الثلاثي). فقد تم إجراء تحليل التباين للقياسات المتكررة لمعلمة تمييز الفقرات على اختلاف النموذج المستخدم وذلك كما في الجدول رقم (١٩).

الجدول رقم (١٩)

نتائج تحليل التباين للقياسات المتكررة لمعلمة تمييز الفقرات

مصدر التباين		مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين الفقرات		١,٧٩٧	٢٠	٠,٠٩٠		
داخل الفقرات	بين النماذج	٦,٣٢٤	٢	٣,١٦٢	١٥٠,٤٨٣	٠,٠٠٠
	الباقي	٠,٨٤١	٤٠	٠,٠٢١		
	الكلي	٧,١٦٥	٤٢	٠,١٧١		
الكلي		٨,٩٦٢	٦٢	٠,١٤٥		

يتضح من الجدول رقم (١٩) وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (α=٠,٠٥) بين المتوسطات الحسابية لمعلمة تمييز الفقرات (a) تعزى للنموذج المستخدم؛ ولكون المتغير متعدد المستويات فقد تم إجراء اختبار Bonferroin للمقارنات الثنائية البعدية لمعلمة التمييز باختلاف النموذج المستخدم وذلك كما في الجدول رقم (٢٠).

الجدول رقم (٢٠)

نتائج اختبار Bonferroin للمقارنات االثنائية لبعدية لمعلمة التمييز وفقاً للنموذج المستخدم

معلمة التمييز		اللامعلمي الثلاثي	المعلمي الرباعي	المعلمي الثلاثي
Bonferroni	المتوسط الحسابي	٠,٣٥٧	٠,٨٤٧	١,١٢٣
اللامعلمي الثلاثي	٠,٣٥٧			
المعلمي الرباعي	٠,٨٤٧	٠,٤٩٠		
المعلمي الثلاثي	١,١٢٣	٠,٧٦٦	٠,٢٧٦	

يتضح من الجدول رقم (٢٠) وجود فرق في معلمة التمييز تعود لصالح استخدام النموذج المعلمي الثلاثي مقارنة بالنموذج اللامعلمي الثلاثي وتعود النتيجة إلى أن النماذج اللوجستية المعلمية بعمومها وإن كانت حالة خاصة من نظرية استجابة الفقرة اللامعلمية إلا أنها تراعي بنية الفقرات في الاختبار لذلك استطاع النموذج المعلمي الثلاثي أن يشخص معلمة التمييز (a) بوضوح مقارنة بالنموذج اللامعلمي الثلاثي الذي يعمل على مستوى الفقرة دون تكامليتها مع بنية الاختبار وهذا ويتعارض مع ما جاءت به كل من دراسة المومني (٢٠١١) التي أظهرت فيه تفوق النماذج اللامعلمية على النماذج المعلمية في تقدير معلمة تمييز الفقرة. كما يتضح وجود فرق في معلمة التمييز تعود لصالح استخدام النموذج المعلمي الرباعي مقارنة بالنموذج اللامعلمي وتعود النتيجة إلى أن النموذج الرباعي المعلمي يمتاز بدقة عالية في تقدير معالم الفقرة (a, b, c, d) وقام بتشخيص معلمة التمييز حق التشخيص مقارنة بالنموذج اللامعلمي الثلاثي.وكذلك وجود فروق تعود لصالح النموذج المعلمي الثلاثي مقابل النموذج المعلمي الرباعي وتعود النتيجة إلى أن النموذج رباعي المعلمة أعطى كل معلمة من معالم الفقرات الأربعة (a, b, c, d) حقها في التقدير أي أنه قدر المعالم الأربعة مما ترتب علية الانخفاض في قيمة معلمة التمييز (a) مقارنة بنظيرتها في النموذج الثلاثي المعلمة الذي قدر معالم الفقرة الثلاثة (a, b, c) إلا أنه لم يقدر خط التقارب الأعلى (d)، لذلك النموذج الثلاثي المعلمة بالغ في تقدير معلمة التمييز (a) ولم يشخصها حق التشخيص لغياب قدرة النموذج ثلاثي المعلمة في تشخيص خط التقارب الأعلى (d) وهذه النتيجة تتعارض مع دراسة جان لي وآنكنمان (Chan lee & Ankenmann, 2007) التي بينت فيها أن النموذج رباعي المعلمة يعد طريقة واعدة وبديله لاستخدامة في تقدير معالم الفقرات ثنائية التدريج؛ أي أن النتائج هنا أظهرت تفوق النماذج المعلمية على نظيرتها النماذج اللامعلمية في تقدير معلمة تمييز الفقرات، وربما يعزى السبب إلى الأساس الرياضي في طرق التقدير لمعلمة التمييز حيث إن طريقة التقدير اللامعلمية لمعلمة التمييز التي تقوم بتحويل الدرجات الخام إلى رتب ومن ثم تقوم برسم منحنى خصائص الفقرة في ضوء استجابات الأفراد، ومن ثم تقدر معلمة التمييز (a) وهذا التحويل من مستوى القياس شبه الفئوي إلى مستوى القياس الرتبي يؤدي إلى فقد المعلومات مما يؤدي إلى انخفاض تقديرات

معلمة التمييز، وعلى العكس من ذلك في طرق التقدير المعلمية حيث إنها تقدر معلمة التمييز (a) مباشرة.

ب - تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة صعوبة فقرات الاختبار وفقاً لمتغير (النموذج المستخدم: النموذج ثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة ونموذج الثلاثي اللامعلمي)، والجدول رقم (٢١) يبين ذلك:

الجدول رقم (٢١)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة الصعوبة للفقرات باختلاف النموذج المستخدم

معلمة التمييز وفقاً للنموذج:	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
المعلمي الثلاثي	-٠,٥٩	٠,٩١
المعلمي الرباعي	-٠,٦٦	٠,٧٦
اللامعلمي الثلاثي	٠,٤٧	١,٩٢

يلاحظ من الجدول رقم (٢١) وجود فروق ظاهرية بين المتوسطات الحسابية لمعلمة الصعوبة وفقاً للنموذج المستخدم (المعلمي الثلاثي والمعلمي الرباعي واللامعلمي الثلاثي). فقد تم إجراء تحليل التباين للقياسات المتكررة لمعلمة صعوبة الفقرات على اختلاف النموذج المستخدم وذلك كما في الجدول رقم (٢٢).

الجدول رقم (٢٢)

نتائج تحليل التباين للقياسات المتكررة لمعلمة صعوبة الفقرات

مصدر التباين		مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين الفقرات		٦٤,٨٠٥	٢٠	٣,٢٤٠		
داخل الفقرات	بين النماذج	١٦,٨١٤	٢	٨,٤٠٧	٩,١١٥	٠,٠٠١
	الباقي	٣٦,٨٩١	٤٠	٠,٩٢٢		
	الكلي	٥٣,٧٠٥	٤٢	١,٢٧٩		
الكلي		١١٨,٥١٠	٦٢	١,٩١١		

يتضح من الجدول رقم (٢٢) وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة (α=٠,٠٥) بين المتوسطات الحسابية لمعلمة صعوبة الفقرات (b) تعزى للنموذج المستخدم؛ ولكون المتغير متعدد المستويات فقد تم إجراء اختبار بونفيروني (Bonferroni) للمقارنات الثنائية البعدية لمعلمة الصعوبة باختلاف النموذج المسنخدم كما في الجدول رقم (٢٣).

الجدول رقم (٢٣)

نتائج اختبار بنفيروني Bonferroni للمقارنات الثنائية البعدية لمعلمة الصعوبة وفقاً للنموذج المستخدم

معلمة الصعوبة		المعلمي الرباعي	المعلمي الثلاثي	اللامعلمي الثلاثي
Bonferroni	المتوسط الحسابي	-٠,٦٥٨	-٠,٥٨٩	٠,٤٧١
المعلمي الرباعي	-٠,٦٥٨			
المعلمي الثلاثي	-٠,٥٨٩	٠,٠٦٩		
اللامعلمي الثلاثي	٠,٤٧١	١,١٢٩	١,٠٦٠	

يتضح من الجدول رقم (٢٣) وجود فرق في الصعوبة تعود لصالح استخدام النموذج اللامعلمي الثلاثي مقارنة بالنموذج المعلمي الرباعي في المرتبة الأولى والنموذج المعلمي الثلاثي في المرتبة الثانية. وهذا يشير إلى أن النموذج اللامعلمي يظهر أن الفقرات أصعب مما هي عليه؛ وتعود النتيجة إلى أن النموذج اللامعلمي الثلاثي يختلف اختلافاً جوهرياً في تقدير معلمة الصعوبة لفقرات الاختبار عن النموذج الثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة، حيث إن النموذج اللامعلمي الثلاثي يعمل بالمنطق الرتبي أي يعتمد على حساب تكرارات الأخطاء المشاهدة لأزواج فقرات الاختبار وفقاً لأسلوب جتمان؛ الذي يشترط إجراء تقاطع بين كل زوج من أزواج الفقرات، بحيث يتم رصد عدد التكرارات المشاهدة للإجابات الصحيحة للفقرة الأصعب لذلك يعتبر النموذج الثلاثي اللامعلمي أكثر تشدداً في تقدير معلم صعوبة الفقرات مقارنة بالنماذج اللوجستية المرنة في تقدير معالم الفقرات وهذا يتفق مع ما جاءت به دراسة كل

من دراسة المومني (٢٠١١) في اعتبار النموذج الثلاثي اللامعلمي أكثر تشدداً في تقدير معلم صعوبة الفقرة مقارنة بالنماذج المعلمية.

ج - تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة تخمين الفقرات باختلاف النموذج وفقاً لمتغير النموذج المستخدم، والجدول رقم (٢٤) يبين ذلك:

الجدول رقم (٢٤)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة التخمين للفقرات باختلاف النموذج المستخدم

معلمة التخمين وفقاً للنموذج:	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
الثلاثي المعلم	٠,٢٧	٠,٠٤
الرباعي المعلم	٠,٣١	٠,١٠
اللامعلمي الثلاثي	٠,٣٧	٠,٢٥

يلاحظ من الجدول (٢٤) وجود فروق ظاهرية بين المتوسطات الحسابية لمعلمة التخمين باختلاف النموذج المستخدم (المعلمي الثلاثي والمعلمي الرباعي واللامعلمي الثلاثي)، كما يتضح أن النموذج اللامعلمي يبالغ في التخمين فقد تم إجراء تحليل التباين للمقارنات المتكررة لمعلمة تخمين الفقرات على اختلاف النموذج المستخدم وذلك كما في الجدول رقم (٢٥).

الجدول رقم (٢٥)

نتائج تحليل التباين للقياسات المتكررة لمعلمة تخمين الفقرات

مصدر التباين		مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين الفقرات		٠,٧٩٩	٢٠	٠,٠٤٠		
داخل الفقرات	بين النماذج	٠,١٠٠	٢	٠,٠٥٠	٢,٩٠٠	٠,٠٦٧
	الباقي	٠,٦٩٣	٤٠	٠,٠١٧		
	الكلي	٠,٧٩٣	٤٢	٠,٠١٩		
الكلي		١,٥٩٣	٦٢	٠,٠٢٦		

يتضح من الجدول رقم (٢٥) عدم وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (α=٠,٠٥) بين المتوسطات الحسابية لمعلمة تخمين الفقرات تعزى للنموذج المستخدم، وتعود النتيجة إلى أن عدد بدائل الاختبار ثابت وهو أربعة بدائل في أثناء تقدير الخصائص باختلاف النموذج المستخدم، حيث إن نسبة التخمين افتراضيا تساوي (٠,٢٥) وهذا يشير على أن كافة النماذج المستخدمة كانت ذات كفاءة في تقدير معلم التخمين.

للإجابة عن سؤال الدراسة الثالث والذي ينص على: "هل تختلف دقة تقديرات قدرات الأفراد لاختبار ضبط نوعية التعليم للصف الرابع الأساسي في مادة العلوم العامة باختلاف النموذج المستخدم عند مستوى الدلالة الإحصائية (α=٠,٠٥)؟ تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة القدرة باختلاف النموذج (النموذج ثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة والنموذج الثلاثي اللامعلمي)، والجدول رقم (٢٦) يبين ذلك:

الجدول رقم (٢٦)

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لمعلمة القدرة تبعاً للنموذج المستخدم

معلمة القدرة وفقاً للنموذج:	المتوسط الحسابي	الانحراف المعياري
المعلمي الثلاثي	٠,٠٠	١,٢٥
المعلمي الرباعي	٠,٣٧	١,٥٠
اللامعلمي الثلاثي	٠,٣٣	١,٧٣

يلاحظ من الجدول رقم (٢٦) وجود فروق ظاهرية بين المتوسطات الحسابية لتقديرات القدرة ناتجة عن اختلاف النموذج المستخدم؛ وللتحقق من جوهرية الفروق الظاهرية تم إجراء تحليل التباين للقياسات المتكررة لمتوسطات تقديرات معلمة القدرة في النماذج الثلاثة وفق النموذج المستخدم، وذلك كما في الجدول رقم (٢٧).

الجدول رقم (٢٧)

نتائج تحليل التبيان للقياسات المتكررة لمعلمة القدرة تبعاً للنموذج المستخدم

مصدر التباين		مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط مجموع المربعات	قيمة ف المحسوبة	الدلالة الإحصائية
بين الأفراد		٦٣٤٨,٢٣٧	٩٩٧	٦,٣٦٧		
داخل الأفراد	بين النماذج	٧٩,٣١٧	٢	٣٩,٦٥٨	١٧٢,٩٩٣	٠,٠٠٠
	الباقي	٤٥٧,١١٩	١٩٩٤	٠,٢٢٩		
	الكلي	٥٣٦,٤٣٦	١٩٩٦	٠,٢٦٩		
الكلي		٦٨٨٤,٦٧٣	٢٩٩٣	٢,٣٠٠		

يتبين من الجدول رقم (٢٧) وجود فروق دالة إحصائياً عند مستوى الدلالة (α=٠,٠٥) بين المتوسطات الحسابية لتقديرات معلمة القدرة بين النماذج تعزى للنموذج المستخدم؛ ولكون المتغير متعدد المستويات فقد تم استخدام اختبار Bonferroni للمقارنات الثنائية البعدية لتقديرات معلمة القدرة وفقاً النموذج المستخدم، وذلك كما في الجدول رقم (٢٨).

الجدول رقم (٢٨)

نتائج اختبار Bonferroni للمقارنات الثنائية البعدية لمعلمة القدرة وفقاً النموذج المستخدم

معلمة القدرة		المعلمي الثلاثي	اللامعلمي الثلاثي	المعلمي الرباعي
Bonferroni	المتوسط الحسابي	٠,٠٠٤	٠,٣٢٩	٠,٣٦٦
المعلمي الثلاثي	٠,٠٠٤			
اللامعلمي الثلاثي	٠,٣٢٩	٠,٣٢٥		
المعلمي الرباعي	٠,٣٦٦	٠,٣٦٢	٠,٠٣٧	

يتضح من الجدول رقم (٢٨) أن النتائج الخاصة به قد كانت لصالح معلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذج المعلمي الرباعي مقارنة بمعلمة القدرة المقدرة باستخدام النموذج المعلمي الثلاثي وتعود النتيجة إلى أن النموذج رباعي المعلمة

قدر معالم الأفراد بدقة أكبر حيث يشير ذلك إلى الاستدلال أن خصوصية النموذج الرباعي المعلمي من حيث إنه يراعي كافة معالم الفقرة الأربعة وليس تقدير ثلاثة معالم كما في النموذج ثلاثي المعلمة، وبالتالي يفترض أن يكون النموذج رباعي المعلمة أدق في تقدير قدرات الأفراد ذلك أن تقدير قدرات الأفراد يتم بالاعتماد على تقدير قيم معالم الفقرة بالمرتبة الأولى وهذا يتفق مع دراسة كل من: دراسة جان لي وآنكنمان (Chan lee & Ankenmann, 2007) ودراسة لوكن و رولايزون (loken & Rulison; 2010) ودراسة ين، وهو، ولايو، وجين وكايو (Yen, Ho, Liao, Chen & Kuo; 2012) في تفوق النموذج رباعي المعلمة في تقديرات قدرة الأفراد مقارنة بنظائره من النماذج المعلمية، كذلك هناك فرق في تقدير معلمة القدرة لصالح استخدام النموذج اللامعلمي الثلاثي مقابل استخدام النموذج المعلمي الثلاثي وتعود النتيجة لكون النموذج اللامعلمي الثلاثي يعمل وفق ترتيب الأفراد من حيث أدائهم بينما النموذج ثلاثي المعلمة لم يكن بدرجة الدقة في تقدير معلمة القدرة وفق النموذج رباعي المعلمة وبالتالي فمن المتوقع وجود قصور في تقدير معلمة القدرة وفق النموذج ثلاثي المعلمة ومن هنا جاءت كفاءة النموذج اللامعلمي في تقدير معلمة القدرة مقارنة بالنموذج الثلاثي المعلمة ويتفق ذلك مع دراسة المومني (٢٠١١).

الاستنتاجات والتوصيات

خلصت نتائج هذه الدراسة التي هدفت إلى التحقق من خصائص توزيع قدرات الأفراد ومعالم الفقرات للاختبار وفق نماذج نظرية الاستجابة للفقرة المعلمية واللامعلمية إلى أن النموذج رباعي المعلمة والنموذج ثلاثي المعلمة قد تفوقا في تقدير معلمة التمييز مقارنة بالنموذج الثلاثي اللامعلمي، إلا أن النموذج اللامعملي تفوق في تقدير معلمة الصعوبة مقارنة بالنموذج ثلاثي المعلمة والنموذج رباعي المعلمة؛ ويمكن القول أن النموذج الثلاثي اللامعلمي قد كان أكثر تشدداً في تقدير معلمة الصعوبة لمعلمة فقرات الاختبار مقارنة بالنماذج المعلمية التي توصف بالمرنة في تقدير معلمة تمييز فقرات الاختبار.

أما فيما يخص تقديرات قدرة الأفراد فقد أظهر النموذج رباعي المعلمة أنه قدّر معالم الأفراد بدقة أكبر مقارنة بالنموذج ثلاثي المعلمة، وكذلك تفوق النموذج اللامعلمي على نظيره النموذج ثلاثي المعلمة في تقديرات القدرة مما يستدل إلى أن النموذج رباعي المعلمة يعطي تقديرات حقيقة لقدرة الأفراد. وفي ضوء النتائج التي توصلت إليها الدراسة، يوصي الباحثان بإجراء دراسات تتعلق بتبني النموذج رباعي المعلمة في تقدير خصائص توزيع قدرات الأفراد ومعالم الفقرات في تحليل بيانات الاختبارات التحصيلية والنفسية لما يتسم به من مرونة في مطابقة الفقرات والأفراد واجراء المزيد من الدراسات على مقاييس ذات تدريجات متعددة باستخدام نماذج بارامترية ونماذج لابارامترية.

Properties of Ability Distribution and Item Parameters of Test According to Parametric and Non-parametric Models of Item Response Theory: A comparative study

Dr. Nedal K. Al-Shraifin **Dr. Sawsan A. Manasreh**
Faculty of Education - AL Yarmouk University
H.K.J

Abstract

This study aims at estimating the properties of ability distribution and item parameters of test to, according to parametric and nonparametric models of item response theory. It also aims at comparing between: the three-parametric, the four - parametic and Mokken non -parametric models. To achieve the objective of the study, the data of the educational quality control test of fourth grade in general science, that consisted of 25 -multiple - choice items were analyzed. The sample of the study consisted of (1010) fourth grade students chosen from public, private, schools in Jordan in the school year 2012/ 2013. The results of the study showed significant differences in the means of the discrimination parameter of the items between the three parametric and the three non-parametric one the results also, showed differences in the distinctive parametric item for the use of the four parametric model compared to the three non - parametric model, in favor of the three parametric model, and between the four parametric and the three non-parametric models, in favor of the three non-parametric model. the three parametric also surpassed the four parametric model. The results also showed significant differences in the means of the item difficult parameter, between the three non-parametric and the four parametric models, in favor of three non-parametric model, and between the three non- parametric and the three parametric models, In favor of three non-parametric model. The results, however showed no significant differences in the means of the guessing due to the used model. The results also showed significant differences in the standard error of ability parameter estimation between the four parametric and the three parametric models, in favor of the four parametric model; and between the three non-parametric and three parametric models, in favor of the three non-parametric models.

المراجع

١ - حامد، شرين (٢٠٠٨). أثر نموذج الاستجابة للفقرة وتعدد الأبعاد وطريقة المطابقة في تقدير معالم الأفراد والفقرات، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان، الأردن.

٢ - الحواري، أروى (٢٠١٣). التحقق من فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد وفق نماذج نظرية استجابة الفقرة، في ضوء تغير طول الاختبار وشكل توزيع القدرة، رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، إربد.

٣ - الشريفين، نضال (٢٠٠٦). الخصائص السيكومترية لاختبار محكي المرجع في القياس والتقويم التربوي وفق النظرية الحديثة في القياس التربوي والنفسي. **مجلة العلوم التربوية والنفسية**، جامعة اليرموك، ٧(٤)، ٨٠-١٠٩.

٤ - المومني، رنا (٢٠١٢). مقارنة مطابقة الفقرات بين نموذج موكن اللابارامتري والنموذج ثنائي المعالم البارامتري. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

٥ - النعيمي، تيسير وقاسم، حسني (٢٠٠٧). نتائج الاختبار الوطني لضبط نوعية التعليم، وزارة التربية والتعليم، الأردن، (تقرير منشور).

٦ - الهويدي، زيد (٢٠٠٤). **أساسيات القياس والتقويم التربوي**. العين: دار الكتاب الجامعي.

7 - Allen, M. & Yen, W. (1979). **Introduction to Measurement Theory**. California: Brooks / Cole Publishing Company: Montry.

8 - Baker, F. (2001). **The Basic of Item Response Theory.** ERIC Clearing-house on Assessment and Evaluation.

9 - Barton, N.A. & Lord, F.M. (1981). An Upper Asymptote for the Three-Parameter Logistic Item - Response Model Princeton, NJ: Educational Testing Services.

10 - Bond, T. (2004). Item Discrimination, Guessing and Carelessness:

Estimation IRT Parameters with Rash. **Rasch Measurement Transaction**, 18(1),796- 1051.

11 - ChanLee, W. & Ankenmann, R. (2007). Generating Dichotomous Item Score with the Four - Parameter Beta Compound Binomial Model. **Journal Of Education Measurement**, 44(33),221-225.

12 - Crocker, L. & Algina, J. (1986). **Introduction to Classical & Modern Test Theory.** Fort Worth, TX: Harcourt Brace Jovanovich

13 - Crocker, L. & Algina, J. (1987). **Introduction to classical and modern test theory.** New York: Harcourt Jovanovich.

14 - Douglas, J. (1997). Joint Consistency of Nonparametric Item Characteristic Curves and Ability Estimation. **Psychometrika**, 62, 7-28.

15 - Hambelton, K. & Jones, R. (1993). Principles and selected applications of item response theory. in R. L.linn (Ed.) **Educational Measurement**. (3 ed.) (pp.147-200)phoenix: theory press.

16 - Hambleton, K.; Swaminathan, H. &Cook, L. (1978). Development in Latent Trait Theory, **Review of Educational Research**, 48(4), 467 - 510.

17 - Hambleton, R., Swaminathan, H. & Rogers, H. (1991). **Fundamentals of item response theory.** Thousand oaks. CA: Sage Publication.

18 - Hambleton, R.K. and Slater, S.C. (1997). Item Response Theory Models and Testing Practice, Current International Status and Future Directions. **European Journal of Psychological assessment**, 13(1) 1-4.

19 - Hambleton, Ronald K.; Swaminathan, Hariharan (1985). **Item Response Theory: Principles and Applications**. Boston: Kluwer.

20 - Hardouin, J. B. & Mesbah, M. (2004). **Clustering Binary Variables in subscales Using an Extended Rasch Model and Akaike Information Criterion**. Regional Health Observatory. France.

21 - Jasper, F. (2010). Applied Dimensionality Dimensionality and Test Structure Assessment With \the START - M Mathematics Test. **The International Journal Educational and Psychological Assessment**. 6(1). 104-125

22 - Koning, E.; Sijtsma, K. & Hamers, J. (2002). Comparison of Four IRT

Models When Analysis Two Tests for Inductive Reasoning, **Applied Psychological Measurement**, 26(3), 302-320

23 - Liang, T. (2010). **Assessment of the non- parametric approach of evaluating the fit of item response model**. Dissertation Abstract International and Theses, University of Massachuselts.

24 - Linde, W. & Hambleton, R. (1997). **Handbook of Modern Item Response Theory.** Springer - Verlag. New York.: New York Berlin Heidelberg.

25 - Loken, E. & Rulison, K. (2010). Estimation of a Four - Parameter Item Response Theory Model. **The British Psychological Society**, 63, 509-525

26 - Lord, F. (1986). Maximum Likelihood Bayesian Parameter estimation in item response theory. **Journal of Education Measurement**, 23,157-162.

27 - Mokken, R. (1971). **A theory and procedure of scale analysis**. The Hague/Berlin:Mouton/De Gruyter.

28 - Mokken, R. & Lewis, C. (1982). A Nonparametric Approach to the Analysis of Dichotomous Item Responses. **Applied Psychological Measurement**, 6, 417-430.

29 - Molenaar, I. (1991). **A Weighted Loevinger H - Coefficient Extending Mokken Scaling to Multicategory Items**. **Quantitative Methoden**. 12(37), 97-117.

30 - Molenaar, I. & Sijtsma, K. (2000). **Users's Manuals MSP5 for Windows** (Software manuals). Groningen, The Netherland: IEC ProGAMMA.

31 - Nozawa, Y. (2008). Comparison of Parametric and nonparametric IRT Equating Methods under The Common - Item Nonequivalent groups design, A thesis Submitted in partial fulfillment of the requirements for the Doctor of Philosophy degree in Psychological and Quantitative Foundations, Educational Measurement and Statistics in the Gradute of the University of Lowa.

32 - Sijtsma, K. & Verweij, A. (1992). Mokken Scale Analysis: The Oretical Considerations and an Applications to Transitive Tasks. **Applied Measurement in Education**, 5(4), 355-373.

33 - Sijtsm, K. (1998). Methodology review: Nonparametric IRT approaches to the analysis of dichotomous item scores. **Applied Psychological Measurement**, 22, 3-31.

34 - Sijtsma, K. & Hemker, B. (2000). A taxonomy of IRT Models for Ordering of Persons and Items Using Simple Sum Scores. **Journal of Educational and Behavioral Statistics**, 25, 391-415.

35 - Sijtsma, K. & Molenaar, I. (2002). **Introduction to Nonparametric Item Response Theory**. Sage Publication, International Educational and Professional Publisher. Thousand Oaks: London. New Delhi.

36 - Sun Lee, Y. Douglas, J. & Wollack, J. (2009). On the use of nonparametric ICC estimation techniques for checking parametric model fit. **Educational and Psychological Measurement**, 69, 181-197.

37 - Van der Ark, L.A. (2007). Mokken Scale analysis in R. **Journal of Statistical Software**, 20(11), 1-19.

38 - Waller, N.; & Reise, S. (2010). Measuring Psychopathology with non - standard IRT model: Fitting the four parameter model to the MMPL. InS. Embretson, (editor), **New Directions in Psychological Measurement with Model - Based Approaches**, 147- 173. Washington, DC: American Psychological Association.

39 - Yen, C.; Ho, G.; Liao, W. & Chen, J. (2012). Reducing the Impact of Inappropriate Items on Reviewable Computerized Adaptive Testing. **Educational Technology & Society**, 15(2), 231-243.