

أثر عدد نقاط الترتيب في القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والنظري للاختبار

راجي عوض الصرايرة*

ملخص

هدفت هذه الدراسة إلى فحص أثر عدد نقاط الترتيب في القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والنظري للاختبار تحت افتراضات النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة. وللإجابة عن أسئلة الدراسة تم توليد استجابات تحت افتراضات النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة على (50) فقرة ثنائية الإجابة، من خلال برمجية (WINGEN3) وتم تحليل الاستجابات المولدة تبعاً لاختلاف عدد نقاط الترتيب من خلال برمجية (BILOG-MG3). وأظهرت نتائج تحليل التباين الأحادي للمجموعات المعشاة (One Way ANOVA Randomize Block Design) وجود فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) بين متوسطات القيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تعزى إلى عدد نقاط الترتيب، حيث أظهرت النتائج أن القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تزداد بزيادة عدد نقاط الترتيب، وكما أظهرت نتائج الدراسة عدم وجود فروق دالة إحصائية عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) بين تقديرات الثبات الامبريقي والنظري تبعاً لاختلاف عدد نقاط الترتيب.

الكلمات الدالة: عدد نقاط الترتيب، القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة، الثبات الامبريقي، الثبات النظري النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم.

المقدمة

فقرة ما إيجاباً أو سلباً بإجابته على الفقرات الأخرى (Crocker and Algina, 1986) وهذا الافتراض يتحقق فقط في حالة أن الاختبار أحادي البعد والذي يعني أن الأفراد من مستوى قدرة معين لا يتأثر أداءهم على فقرة ما بأدائهم على فقرة أخرى (Hambleton and Swaminathan, 1985) أما الافتراض الثالث والذي يسمى بمنحى خصائص الفقرة (ICC) (Item Characteristics Curve) حيث إن مفهوم منحى نظرية استجابة الفقرة عبارة عن اقتران رياضي يربط بين احتمالية نجاح المفحوص على الفقرة والقدرة التي تقيسها مجموعة من الفقرات المكونة للاختبار، وأخيراً افتراض السرعة في الأداء والذي يفترض أن عامل السرعة لا يلعب دوراً في الإجابة عن فقرات الاختبار، بمعنى أن الإجابة الخاطئة على الفقرة سببها القدرة وليس الوقت المخصص للاختبار (علام، 2005) وتعتمد نظرية استجابة الفقرة على نماذج رياضية تهدف لتحديد العلاقة بين احتمالية إجابة المفحوص على فقرة ما إجابةً صحيحة وبين القدرة الكامنة التي تكمن وراء هذا الأداء سواء كانت ثنائية الإجابة (Dichotomous response) أو متعددة الإجابة (polytomous response) وهذه النماذج عبارة عن دوال رياضية احتمالية متنوعة تختلف الصيغة الرياضية للنموذج باختلاف عدد معالم الفقرة المكونة لبنائها الرياضي فنماذج نظرية استجابة الفقرة ثنائية الإجابة (Dichotomous IRT Models)

أسهمت نظرية استجابة الفقرة (Item Response Theory) بحلّ معظم جوانب القصور التي لم تستطع نظرية الاختبار الكلاسيكية (Classical Test Theory) معالجتها، مثل معادلة درجات الاختبار وتحيز الفقرات وبنوك الأسئلة واللاتغير في تقدير خصائص الفقرات، إذ قامت هذه النظرية الجديدة على مجموعة من الافتراضات وهي افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) والذي يعني وجود سمة واحدة تُفسر أداء المفحوص على الاختبار، بمعنى أن درجة المفحوص على الاختبار تعكس السمة التي يقيسها الاختبار فقط. وهناك طرق إحصائية مختلفة تُستخدم لفحص تحقيق البيانات لهذا الافتراض، ومن أهمها أسلوب التحليل العاملي في حين تمثل الافتراض الثاني والذي يطلق عليه الاستقلال المحلي (Local Independence) وتحقيق هذا الافتراض يتطلب أن تكون استجابة المفحوصين على فقرات الاختبار مستقلة إحصائياً عند مستوى قدرة معينة بمعنى آخر أن لا تؤثر إجابة المفحوص في

* قسم علم النفس، كلية العلوم التربوية، جامعة مؤتة، الكرك، الأردن.
تاريخ استلام البحث 2014/1/14، وتاريخ قبوله 2014/4/6.

(c_i) : معلمة التخمين للفقرة (i)

ويضاف أيضا لما قدمته نظرية استجابة الفقرة تلك الطرق الرياضية المختلفة لتقدير معلمة القدرة، إذ اختلفت هذه الطرق في أسلوبها الرياضي لتقدير معلمة القدرة، ونورد بعضاً منها والتي تستخدم بشكل خاص في برمجية (Bilog-MG3) ونعرضها بشكل موجز كما وضحتها كل من أمبريتسون وريز (Embretson and Reise, 2000) و (التقي، 2000) ومنها طريقة الأرجحية العظمى (Maximum likelihood (ML)) وكذلك طريقة القيمة العظمى للتوزيع البعدي (Bayes or expected a posteriori (EAP)) اما الطريقة التي استخدمت في هذه الدراسة فهي طريقة توقع التوزيع البعدي (Bayes modal or maximum a posteriori (MAP)) اذ تقوم فكرة تقدير القدرة وفقاً لهذه الطريقة على تقسيم متصل السمة إلى (61) نقطة بطول (0.1) وتسمى كل نقطة تربيع (Q_r) ويحدد لكل نقطة تربيع وزن يرمز له بالرمز $(w(Q_r))$ ويتم تحديد القيمة العددية لاقتران الأرجحية العظمى عند كل نقطة (Q_r) وفي هذه الطريقة يتم تقدير القدرة بدون اجراء عمليات تقرب متتابع بل من خلال الصيغة الرياضية الآتية:

$$\theta = \sum_{r=1}^{61} \frac{[Q_r \times L(Q_r) \times w(Q_r)]}{[L(Q_r) \times w(Q_r)]}$$

(Q_r) : قيم معلمة القدرة عند كل ربعي (r)
 (r) وزن قيمة معلمة القدرة عند الربعي $(w(Q_r))$:
 اقتران الأرجحية العظمى. $L(Q_r)$:

ومن المفاهيم الأساسية التي أدخلتها نظرية استجابة الفقرة في بناء الاختبارات مفهوم دالة معلوماتية الفقرة (IIF) Item (Information Function) ودالة معلوماتية الاختبار (TIF) (Test Information Function)، والتي يعتمد عليها في بناء الاختبارات التكيفية (Adaptive Tests)، حيث أن استراتيجيات بناء الاختبار التكيفي تعتمد على مفهوم دالة المعلومات، إذ يتم تحديد مساهمة الفقرة في دالة معلومات الاختبار بشكل مستقل عن باقي الفقرات المكونة للاختبار، فإذا كان هناك معرفة مسبقة أولية عن قدرات المفحوصين فيمكن انتقاء الفقرات التي تعظم المعلوماتية التي يسهم بها الاختبار للوصول إلى تقديرات دقيقة للقدرة، ولمفهوم دالة المعلومات تعريف رياضي يعطى من خلال الصيغة الرياضية الآتية:

$$I_g(\theta) = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(P_g'(\theta))^2}{(P_g(\theta))Q_g(\theta)} \right]$$

تقسم حسب عدد المعالم كما أوردها هاميلتون وسومينثان (Hambelton, Swaminathan and Rogers, 1991) وروجرز وكذلك أمبريتسون وريز (Embretson and Reise, 2000) إلى ثلاثة نماذج هي النموذج اللوجستي أحادي المعلمة (One Parameter Logistic Model- 1PLM) ويعد هذا النموذج من أوسع النماذج المستخدمة في نظرية استجابة الفقرة والذي يفترض أن جميع الفقرات لا تختلف عن بعضها إلا بمعلمة صعوبة الفقرة (b_i) ويفترض تساوي معلم التمييز (a_i) لجميع الفقرات في حين تقترب معلمة التخمين (c_i) للفقرات من الصفر ويتخذ النموذج الصيغة الرياضية كما في المعادلة (1) لتعبر عن احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة والنموذج الثاني يسمى بالنموذج اللوجستي ثنائي المعلمة (Two Parameter Logistic Model- 2PLM) وهذا النموذج يفترض أن الفقرات تختلف في معلمتي الصعوبة والتمييز في حين تقترب معلمة التخمين من الصفر، وتعطى احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة بالصيغة الرياضية كما في المعادلة (2) واخيرا النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة (Three Parameter Logistic Model- 3PLM) ويعد النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة الصيغة الرياضية الأكثر عمومية، وذلك بإضافته معلمة أخرى إلى معالم الفقرة وهي معلمة التخمين ويُعبّر عن احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة بالصيغة الرياضية كما في المعادلة (3).

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

$$p_i(\theta) = \frac{1}{1 + e^{-D a_i (\theta - b_i)}} \quad (2)$$

$$p_i(\theta) = c_i + (1 - c_i) \frac{1}{1 + e^{-D a_i (\theta - b_i)}} \quad (3)$$

$P_i(\theta)$: احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة (i) من قبل مفحوص تم اختياره عشوائياً من مستوى القدرة (θ) .

b_i : معلمة الصعوبة للفقرة (i) .

n : عدد فقرات المكونة للاختبار.

e : الأساس اللوغرتمي الطبيعي ويساوي (2.718)

θ : قيمة مستوى القدرة.

D : عامل التدرج ويساوي (1.7).

نقطة منتصف تسمى التربيع (quadrature) ويتكون متصل القدرة من (χ_q) قيم التربيع، $\chi_q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ ويرتبط بكل نقطة تربيع (q) بوزن يرمز له بالرمز $A(\chi_q)$ وهذا الوزن يرتبط بارتفاع اقتراح توزيع القدرة القبلي وكما أن وزن التربيع يتم حسابه من خلال حاصل ضرب عرض كل مستطيل في المدرج التكراري في ارتفاع المستطيل ومن الجدير بالذكر أن استخدام تربيع جاوس لا تقدر معالم الفقرة مباشرة من استجابات المفحوصين على فقرات الاختبار بل يتم تقديرها من بيانات افتراضية قبلية (artificial data) عند كل نقطة تربيع والبيانات الافتراضية قبلية عند كل نقطة تربيع تتضمن العدد المتوقع للمفحوصين (expected number of examinees) (Baker and Harwell, 2004)، ومن هنا فإن الدراسة الحالية تسعى إلى فحص أثر عدد نقاط التربيع التي تقسم متصل القدرة على القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والنظري. وتأتي أيضا اهميتها من كون عدد نقاط التربيع من المكونات الاساسية لمعادلة تقدير القدرة المعتمدة بهذه الدراسة والتي بدورها تؤثر في دالة تقدير القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والنظري.

ويوضح ديو تويت (Du Toit, 2003) أن نظرية استجابة الفقرة وظفت مفهوم الثبات الكلاسيكي من خلال طريقتين فالثبات الكلاسيكي (Classical Reliability) بشكل عام يعرف وفق النظرية الكلاسيكية للاختبار بأنه نسبة تباين الدرجة الحقيقية إلى تباين الدرجة الملاحظة وتباين الدرجة الملاحظة هو مجموع تباين الدرجات الحقيقية وتباين الخطأ أما في سياق نظرية استجابة الفقرة فان الدرجات الحقيقية تتمثل في قيم القدرة غير الملاحظة للمفحوصين (unobservable theta) والتي يتم تقديرها بخطأ معياري اعتمادا على نمط الإجابة على الفقرة وتظهر قيم تقدير معلمة القدرة للمفحوصين والخطأ المعياري لتقديرها في الطور الثالث (phase 3) في برمجية BILOG-MG3) وكما اسلفنا أن الثبات الكلاسيكي تم توظيفه في نظرية استجابة الفقرة من خلال برمجية (BILOG-MG3) بطريقتين مختلفتين تبعا للكيفية التي تقدر بها تباينات الدرجة الحقيقية وتباين الخطأ إذ تسمى الطريقة الأولى بالثبات النظري (theoretical reliability) والطريقة الثانية تدعى بالثبات الامبريقي (empirical reliability) وفيما يلي توضيح مفهوم كل منهم.

حيث إن $P_g^*(\theta)$ المشتقة الأولى لمنحنى خصائص الفقرة عند النقطة (g) على متصل القدرة وفي علم المعادلات التفاضلية فإن المشتقة الأولى عند أي قيمة للقدرة تساوي ميل الخط المستقيم عند مماس منحنى خصائص الفقرة عند النقطة (g) على متصل القدرة وتكون قيمة دالة معلومات الفقرة أكبر ما يمكن عند القيمة (g) على متصل القدرة والتي تقابل أكبر ميل للمماس كما أن بسط المعادلة يمثل المشتقة الأولى، لذلك فإن دالة معلومات الفقرة ستكون أكبر ما يمكن عندما تكون قيمة المشتقة أكبر وبالتالي فإن الفقرة تزودنا بمعلوماتية عند النقطة (θ_g) التي تقابل أكبر ميل وتحديد قيمة (θ) التي يكون عندها للفقرة أكبر معلوماتية يقلل من الخطأ المعياري الذي يتعلق بتقدير القدرة للمفحوصين، وبالتالي يتم بناء فقرات الاختبار التكيفي بشكل أكثر دقة (Swaminathan, 1985) Hambleton and

والمفحص في الصيغة الرياضية لدالة معلوماتية الفقرة يجد أن معلم القدرة ومعالم الفقرة أساس تلك الصيغة، وهذا يقودنا إلى حديث عن إجراءات طريقة تقدير معالم الفقرات، إذ لا بد من الإشارة إلى مفهوم أساسي يعتمد عليه في تقدير معالم الفقرات وهو تربيع جاوس (Gaussian quadrature) إذ إن طريقة الأرجحية العظمى الهامشية المستخدمة في برمجية (BILOG-MG3) لتقدير معالم الفقرات تستخدم تكامل عددي (numerical integration) والذي يعرف بتربيع جاوس (Gaussian quadrature) من أجل تقريب وتسهيل عملية التكامل (Baker and Kim, 2004) ولتحقيق ذلك فإن برمجية (BILOG-MG3) واعتمادا على تربيع جاوس تستخدم أسلوب العرض البياني من خلال المدرج التكراري البسيط (Simple Histogram Technique) كإجراء رياضي لحساب التكامل، ومن أهم شروط تطبيق هذا الإجراء هو تحقيق افتراض أن المفحوصين تم سحبهم من المجتمع عشوائيا وكما أن الشكل النموذجي لتوزيع القدرة القبلي هو التوزيع الطبيعي المعياري $g(\theta/\tau)$ والذي يكون فيه مدى قيم معلم القدرة يتراوح من (-4) إلى (+4) مقسمة على فترات متساوية بمقدار (q) بحيث يتم تمثيل هذه النقاط بأعمدة تكرارية يتضمن كل عمود

$$PSD(\bar{\theta}) \cong \left[\frac{\sum_{k=1}^q (X_k - \bar{\theta})^2 P(x_i / X_k) A(X_k)}{\sum_{k=1}^q P(x_i / X_k) A(X_k)} \right]$$

$A(X_k)$: الوزن الموجب (positive weight) المعطى من خلال اقتران الكثافة الاحتمالية $g(x)$.

$P(x_i / X_k)$: احتمالية الإجابة الصحيحة على النمط (x_i) عند مستوى القدرة (X_k) .

(X_k) : قيمة القدرة عند النقطة (k) على متصل القدرة.

ويتم تقدير القيمة (θ) من خلال الصيغة الرياضية الآتية:

$$\bar{\theta} \cong \left[\frac{\sum_{k=1}^q (X_k) P(x_i / X_k) A(X_k)}{\sum_{k=1}^q P(x_i / X_k) A(X_k)} \right]$$

مشكلة الدراسة

تكمن مشكلة هذه الدراسة في الكشف عن أثر عدد قيم الترتيب على القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والثبات النظري للاختبار باستخدام نظرية استجابة الفقرة، وتحددت مشكلتها في الإجابة عن الأسئلة الآتية:

السؤال الأول: هل تختلف القيمة القصوى لدالة معلوماتية

باختلاف عدد قيم الترتيب؟

السؤال الثاني: هل تختلف تقديرات معامل الثبات الامبريقي

والثبات النظري باختلاف عدد قيم الترتيب؟

أهمية الدراسة

تبرز أهمية الدراسة في التحقق الامبريقي بالكشف عن أثر عدد قيم الترتيب على القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والثبات النظري باستخدام نظرية استجابة الفقرة، وذلك نظراً لأهمية دالة معلوماتية الفقرة وثبات الاختبار في القياس النفسي والتربوي، إذ إن لبّ عملية القياس يكمن في دقة تقدير معلّمة القدرة للمفحوصين ودقة تقدير معالم الفقرة، حيث تتأثر دقة تقديرات معلّمة القدرة ومعالم الفقرة بمجموعة من العوامل يبينت بعضها نتائج الأبحاث مثل حجم العينة وطول الاختبار وشكل التوزيع لمعلم القدرة ونوع النموذج اللوجستي ولكن مجال البحث في المعالم المكونة للبناء

الثبات النظري (theoretical reliability)

يتم تقدير معامل الثبات النظري اعتماداً على معالم الفقرة المكونة للاختبار ولا تدخل تقديرات معالم القدرة للمفحوصين في تقدير معامل الثبات النظري وبدلاً من ذلك يتم افتراض أن قيم القدرة للمفحوصين تتبع التوزيع الطبيعي بوسط صفر وانحراف معياري واحد، إذ يعتمد هذا الافتراض في تقدير معامل الثبات والصيغة الرياضية لحساب معامل الثبات النظري تعطى كالآتي:

$$theoreticl - reliability = \left[\frac{1}{1 + \sigma^2} \right]$$

حيث أن (σ^2) تمثل تباين الخطأ.

ويتم تقدير تباين الخطأ في حالة النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة الذي اعتمده الدراسة من خلال الصيغة الرياضية الآتية:

$$\sigma^2 = (S.E.(\hat{\theta}))^2 = \left[\frac{1}{D^2 \sum_{j=1}^n a^2 \left[\frac{1 - p(\hat{\theta})}{p(\hat{\theta})} \right] \left[\frac{p(\hat{\theta}) - g_j}{1 - g_j} \right]^2} \right]$$

حيث أن:

$p(\hat{\theta})$: تمثل احتمالية الإجابة الصحيحة على الفقرة عند مستوى القدرة $(\hat{\theta})$.

D : عامل التدرج ويساوي (1.7).

g_j : اقتران الكثافة الاحتمالية.

الثبات الامبريقي (empirical reliability)

يتم تقدير معامل الثبات الامبريقي من خلال إيجاد النسبة بين تباين الدرجة الحقيقية إلى تباين الدرجة الملاحظة، حيث إن تباين الدرجة الملاحظة يتكون من تباين الدرجة الحقيقية وتباين الخطأ، ويتم تقدير تباين الدرجة الحقيقية بشكل مباشر من خلال حساب تباين تقديرات قيم القدرة للمفحوصين، وكما يتم تقدير تباين الخطأ من خلال إيجاد دقة القياس والذي يسمى الانحراف المعياري البعدي (posterior standard deviation) ويعبر عنه بالصيغة الرياضية الآتية:

وتوزيع لوغريتم الطبيعي (Lognormal).

برمجية (BILOG- MG3): هي إحدى البرمجيات الإحصائية المتعلقة بالتحليلات الخاصة بنظرية استجابة الفقرة ثنائية الإجابة، حيث تظهر مخرجات البرنامج والمتعلقة بالطور الثالث تقديراً للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة وكذلك تقدير معاملات الثبات النظري والامبريقي، وكما يتضمن مخرجات الطور الثاني إحصائيات جودة مطابقة الفقرة للنموذج اللوجستي (Du Toit, 2003).

حدود الدراسة: تحددت الدراسة الحالية في النقاط الآتية:

- تعتمد الدراسة الحالية على استجابات تم توليدها بالمحاكاة باستخدام برمجية Wingen3.
- تعتمد الدراسة الحالية على استخدام استجابات ثنائية التصحيح (0,1) لفقرات اختيار من متعدد بأربعة بدائل.
- تستخدم الدراسة التحليلات الخاصة بالنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة وطريقة توقع التوزيع البعدي (EAP) لتقدير معلمة القدرة .
- اقتصرت الدراسة على حجم عينة مقداره (1000) فرد و(50) فقرة.
- التوزيع القبلي للقدرة توزيعاً طبيعياً.

الدراسات السابقة

بحث العديد من الدراسات في موضوع دالة معلومات الفقرة، ومن هذه الدراسات دراسة الزبون (2013) التي هدفت إلى معرفة أثر حجم العينة على تقدير دالة معلومات الاختبار والخطأ المعياري في تقديرها باستخدام نظرية استجابة الفقرة، ولإجابة عن أسئلة الدراسة تم استخدام نتائج الاختبار الوطني لمادة الرياضيات، حيث تم اختيار عشوائياً إجابات (7500) طالباً وطالبة من طلبة الصف الثامن الأساسي على اختبار مكون من (40) فقرة من نوع الاختيار من متعدد، تم توزيعهم على خمس مجموعات بأحجام (500،1000،1500،2000،2500) مفحوص، وتم الاعتماد على برمجية (BILOG-MG3) وبرمجية (SPSS) لتحليل نتائج الاختبار الوطني لمادة الرياضيات، حيث تم إيجاد معالم الفقرات بالاعتماد على النموذج اللوجستي ثلاثي المعالم في نظرية استجابة الفقرة، وقد أظهرت النتائج أن مقدار دالة معلومات الاختبار تزداد بزيادة حجم العينة، كما أن الخطأ المعياري تقدير دالة معلومات الاختبار يتناقص بزيادة حجم العينة.

وفي دراسة أجراها بني عطا والشريفين (2012) هدفت إلى

الرياضي للدوال الرياضية التي يتم التقدير من خلالها حظي باهتمام أقل مما يتطلب تقييم أثر هذه المعالم المكونة للبناء الرياضي على دقة التقديرات التي صمم لأجلها ولأن دالة المعلومات للفقرة (IIF) من الاحصاءات المهمة في نظرية استجابة الفقرة حيث يمكن من خلالها تحديد الخطأ المعياري للتقدير وجاءت الحاجة لتقييم أثر عدد نقاط التربيع على تقدير قيمة دالة معلومات الفقرة وكذلك على الثبات الامبريقي والنظري كمفاهيم كلاسيكية استخدمت من وجهة نظر النظرية الحديثة في القياس كون عدد نقاط التربيع اساس في بنائها الرياضي وكما جاءت هذه الدراسة أيضا استكمالاً لدعم الجهود التي بذلت في هذا الجانب.

متغيرات الدراسة

المتغير المستقل: عدد قيم التربيع لمتصل القدرة وله خمسة مستويات (10، 15، 25، 35، 50) نقطة تربيع والذي يتم التحكم في عددها من خلال أوامر خاصة في برمجية BILOG- (MG3).

المتغير التابع: القيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة، تقديرات معامل الثبات الامبريقي والثبات النظري.

مصطلحات الدراسة

عدد قيم التربيع: عدد الفترات التي تم تقسيم متصل القدرة إليها وفي الدراسة الحالية تم تقسيم متصل القدرة إلى (10، 15، 25، 35، 50) نقطة تربيع.

برنامج (Wingen3): وهي من تصميم هان وهامبلتون (Han and Hambleton, 2007) وتتكون من عدة نوافذ، منها نافذة تتعلق بخصائص المفحوصين اذ تتضمن ثلاثة أشكال لتوزيع القدرة وهي التوزيع الطبيعي (Normal distribution) والتوزيع المنتظم (Uniform distribution) وتوزيع بيتا (Beta distribution) والذي يتيح لنا توليد توزيعات موجبة الالتواء وسالبة بدرجات مختلفة ونافذة اخرى تتعلق بخصائص الفقرات حيث تتضمن عدد من الخيارات مثل عدد الفقرات (number of items) المراد توليد استجابات عليها، وأيضا تتضمن هذه النافذة عدة خيارات لنموذج استجابة الفقرة المستخدم في توليدها، سواء النماذج المتعلقة بالاستجابات الثنائية (Dichotomous responses) أو النماذج متعددة الإجابة (Polychromous response) كما تتضمن توزيعات مختلفة لمعلم الفقرة المراد توليد استجابات عليها مثل التوزيع الطبيعي (Normal distribution) والتوزيع المنتظم (Uniform distribution)

الفقرة باستخدام برمجية (BILOG)، حيث تم توليد بيانات إلى (45) فقرة تحت ثلاثة ظروف لتوزيع القبلي (التوزيع الطبيعي، توزيع موجب الالتواء وتوزيع سالب الالتواء) وثلاثة ظروف لتوزيع القدرة (التوزيع الطبيعي، توزيع موجب الالتواء وتوزيع سالب الالتواء) وعينتان بحجم (100) و (1000) فرد ومستويين من عدد نقاط التريب (10) و (20) نقطة. وأظهرت النتائج أن تقديرات معالم الفقرة أكثر دقة عندما يكون التوزيع القبلي للقدرة يتشابه مع توزيع قدرة الذي تم توليد البيانات تحت افتراضاته وكذلك عند حجم العينة الكبير، كما أظهرت تحسن دقة تقديرات معالم الفقرة بزيادة عدد نقاط التريب.

ومن خلال استعراضنا للدراسات السابقة نجد أنها ركزت على أثر شكل توزيع القدرة أو تباين حجم العينة على دالة معلومات الفقرة والاختبار ودراسة واحدة بحثت أثر عدد نقاط التريب في تقدير معالم الفقرة - في حدود علم الباحث - في حين لم يتم التطرق إلى أثر عدد نقاط التريب في دالة معلوماتية الفقرة وفي الثبات النظري والامبريقي. وجاءت هذه الدراسة لسد هذه الحاجة من خلال فحص أثر عدد نقاط التريب على دالة معلوماتية الفقرة وعلى الثبات النظري والامبريقي تحت افتراضات النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة والذي لم تتناوله دراسة سابقة - في حدود علم الباحث. وكما تأتي أيضا هذه الدراسة استكمالاً لتلك الجهود المبذولة في هذا المجال. ومما يجدر الإشارة إليه أن عرض نتائج الدراسات السابقة ليس من أجل تأكيد النتائج أو نفيها أو توافقها مقارنة بنتائج الدراسة الحالية بل من أجل العرض التراكمي لبناء المعرفة حول موضوع دالة معلومات الاختبار والثبات الامبريقي والنظري لأنها لم تتطرق إلى أثر عدد نقاط التريب في دالة معلوماتية الفقرة وفي الثبات النظري والامبريقي.

منهجية الدراسة وإجراءاتها

تم استخدام أسلوب المحاكاة بهدف الإجابة على أسئلة الدراسة حيث تم محاكاة معالم الفقرات لاختبار مكون من (50) فقرة تبعا للنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة باستخدام برمجية (Wingen3) إذ تم محاكاة قيم معلمة التمييز للفقرات وفقا للتوزيع اللوغريتم الطبيعي (Lognormal) بوسط حسابي صفر وانحراف معياري مقداره (0.276)، حيث كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري لمعلمة التمييز للفقرات المحاكاة (0.998) و (0.267) على التوالي، وكذلك تم محاكاة قيم معلمة الصعوبة للفقرات وفقا للتوزيع الطبيعي ((Normal Distribution (0,1)) حيث كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري لمعلمة الصعوبة للفقرات المحاكاة (- 0.054) و (0.94) على التوالي، وتم محاكاة

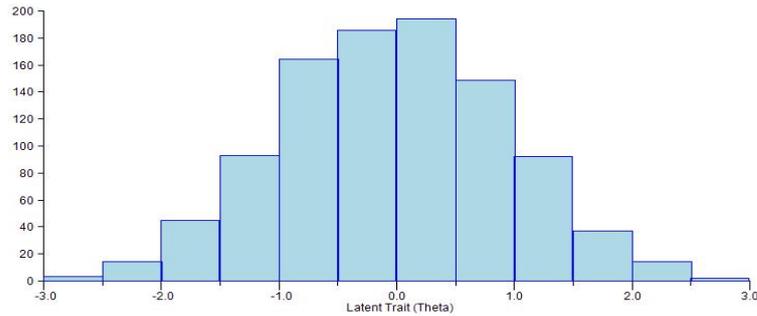
التحقق من أثر اختلاف شكل توزيع القدرة على معالم الفقرة ودالة المعلومات للاختبار، ومن أجل الإجابة عن أسئلة الدراسة تم توليد بيانات ثنائية الاستجابة على (60) فقرة تبعا لأربعة أشكال من توزيعات القدرة وفق افتراضات النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة من خلال استخدام برنامج (WINGEN3)، وتم تحليل استجابات البيانات المولدة لكل شكل من أشكال توزيع القدرة وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة، وباستخدام برنامج (BILOG-MG 3)، إذ كشفت نتائج تحليل التباين الأحادي للقياسات المتكررة عن وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطات معالم الصعوبة للفقرات، وكذلك بين متوسطات معالم التمييز للفقرات تبعا لشكل توزيع القدرة، وعلى الرغم من تباين معالم الفقرات، فقد أظهرت النتائج أن قيم معاملات الارتباط بين تقديرات معالم الفقرات (الصعوبة، التمييز) تبعا لشكل توزيع القدرة كانت دالة إحصائياً، والذي عدته الدراسة مؤشراً لاستقرار معالم الفقرات عبر الأشكال المختلفة لتوزيع القدرة، وكما كشفت النتائج كذلك أن دالة المعلومات للاختبار أعطت أعلى قيم لدالة المعلومات ضمن مدى القدرة (0.5- و 0.63) حيث كانت قيم الخطأ المعياري أقل ما يمكن في جميع أشكال توزيع القدرة وكما كشفت عن وجود فروق بين معاملات الثبات الامبريقي تعزى إلى شكل توزيع القدرة.

وأجرت دراسة جمحاي (2000) والتي كانت بعنوان مقارنة خصائص الفقرات وفق النظرية التقليدية ونظرية استجابة الفقرة في مقياس للقدرة العقلية ولإجابة عن أسئلة الدراسة طبق اختبار للقدرة العقلية على عينة مؤلفة من (1061) طالباً وطالبة من طلبة الصف التاسع الاساسي في مديريات محافظة إربد، وتوصلت الدراسة إلى عدم وجود فروق دالة احصائياً بين معامل الثبات للاختبار الناتج من النظرية التقليدية ومعامل الثبات الناتج من نموذج راش والنموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة. وكذلك من الدراسات التي اهتمت بدالة معلوماتية الفقرة دراسة اجراها هامبلتون وجونز (Hambleton and Jones, 1994) هدفت إلى فحص أثر الفقرات ذات القدرة التمييزية العالية على دقة تقدير دالة معلوماتية الفقرة ومن أجل الإجابة عن أسئلة الدراسة تم توليد استجابات افراد بحجمي عينة (2000,500) مفحوص وبنك أسئلة يتضمن (80) فقرة اختيار من متعدد وكشفت نتائج الدراسة ان حجم العينة يؤثر في دقة تقدير معلوماتية الفقرة أكثر من طول الاختبار والفقرات ذات القدرة التمييزية المرتفعة تتألف في قيم دالة معلوماتية الفقرة.

وفي دراسة اجراها سونج (Seong, 1990) هدفت للتحقق من أثر شكل توزيع القدرة وحجم العينة وعدد نقاط التريب باستخدام النموذج اللوجستي ثنائي المعلمة على حساسية تقديرات معالم

الأفراد تحت افتراض التوزيع الطبيعي للقدر بوسط صفر وانحراف معياري واحد وبحجم عينة (1000) فرد، حيث كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري لقدرات الافراد المحاكاة (0.029) و (0.994) على التوالي، حيث تم محاكاة استجابات أفراد العينة المولدة بالاعتماد على معالم الفقرات المولدة سابقا، والشكل (1) يبين توزيع قدرة أفراد الدراسة.

قيم معلمة التخمين للفقرات وفقا لتوزيع بيتا Beta Distribution(a = 10, b=30)، وهذا التوزيع يحاكي قيم لمعلمة التخمين لاختبار اختيار من متعدد بأربعة بدائل، حيث كان الوسط الحسابي والانحراف المعياري لقيم معلمة التخمين للفقرات المحاكاة (0.252) و (0.072) على التوالي، ويبين الملحق (1) قيم معالم الفقرات التي تم توليدها، وتم محاكاة استجابات



شكل 1. توزيع قيم القدرة المحاكاة لأفراد الدراسة

المكونات الأساسية (principle component analysis). ومن ثم تدوير العوامل باستخدام طريقة الفارماكس (varimax) باستخدام برمجية (SPSS)، والجدول (1) يبين نتائج التحليل العامل.

تحليل البيانات

للتحقق من مدى مناسبة الاستجابات التي تمت محاكاتها لافتراضات النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة إذ تم فحص افتراض أحادية البعد (Unidimensionality) للاستجابات المحاكاة باستخدام التحليل العامل اعتمادا على طريقة

الجدول (1)

نتائج التحليل العامل

نتائج القسمة (الجذر الكامن الأول) / (الجذر الكامن الثاني)	العامل الثاني		العامل الأول	
	نسبة التباين المفسر	الجذر الكامن	نسبة التباين المفسر	الجذر الكامن
4.35	2.653	1.327	11.532	5.766

التحرر من السرعة، فإن الاستجابات المولدة لأفراد افتراضيين، وكذلك من الصعب اختبار مدى فحص ارتباط محتوى كل فقرة بمحتوى الفقرة الأخرى لأن ليس لها محتوى محدد، وعليه فإن هذا الإجراء يكون إجراءً من غير ذي معنى. واكتفى الباحث بالتحقق فقط من افتراض أحادية البعد، وأخيرا تم التحقق من جودة مطابقة البيانات للنموذج باستخدام برمجية (BILOG-MG3) وأظهرت نتائج التحليل أن جميع الفقرات كانت متطابقة مع النموذج اللوجستي ثلاثي المعلمة ما عدا ثلاث فقرات هي (33) و (38) و (39) حيث تم رفض الفرضية الصفرية، إذ كانت قيمة مربع كاي ذات دلالة إحصائية، وكذلك أظهرت تطابق

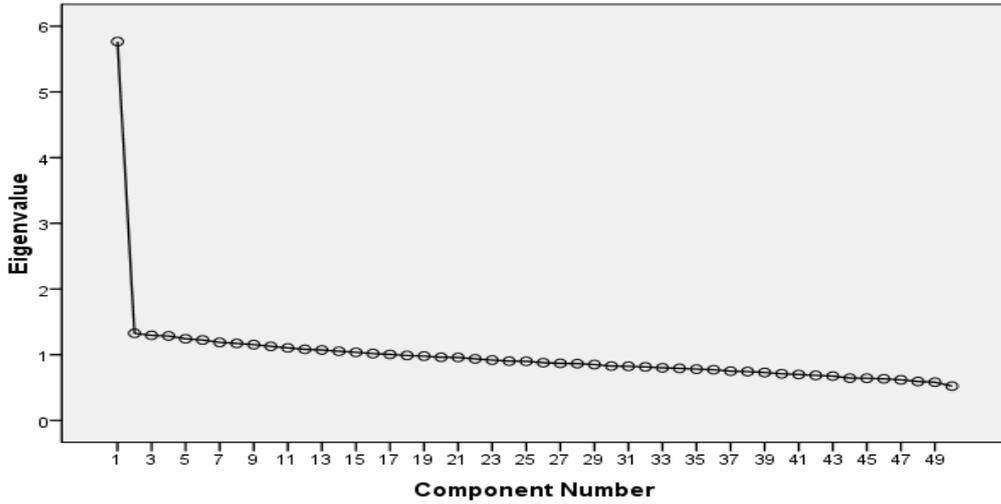
تبين نتائج التحليل العامل الواردة في الجدول (1) واعتمادا على ما أشار إليه هاتي (Hatti, 1985) تحقق أحادية البعد لاستجابات الأفراد، إذ كانت نسبة الجذر الكامن للعامل الأول إلى الجذر الكامن للعامل الثاني أكبر من (2)، مما يشير إلى أن الاستجابات المولدة تعكس عاملاً واحداً تقيسه فقرات الاختبار المحاكى، وكما تطابقت نتائج اختبار فرز العوامل بالرسم البياني (Scree plot) بنتائج التحليل العامل، حيث أشار التحليل البياني للجذور الكامنة بوجود عامل واحد كما يبينها الشكل (2).

وفيما يتعلق بفحص افتراض الاستقلال المحلي وأفتراض

إحصائية، وبناءً على هذه النتائج تم حذف الفقرات من إجراءات التحليل اللاحقة والإبقاء على الأفراد غير المطابقين لقلة عددهم مقارنة بالعدد الكلي.

توقعات النموذج مع جميع استجابات الأفراد، باستثناء الأفراد ذوي الأرقام (879) و(421) و(212) و(763) حيث تم رفض الفرضية الصفرية إذ كانت قيمة مربع كاي ذات دلالة

Scree Plot



شكل 2. التمثيل البياني للجذور الكامنة

المعالجة الإحصائية

أدنى فرق (LSD) (Least Significant Difference) لفحص الفروق في متوسط القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة باختلاف عدد قيم الترتيب وأخيراً تم استخدام اختبار فيليدت للعينات المستقلة (W) للمقارنات بين قيم معاملات الثبات المحسوبة.

للإجابة عن أسئلة الدراسة تم تحليل البيانات باستخدام برمجية (BILOG-MG3) لتقدير القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة، والثبات الامبريقي والنظري للاختبار تبعاً لاختلاف عدد نقاط الترتيب، حيث إن هذه البرمجية تتيح تقدير القيمة القصوى لدالة معلومات الفقرة عند أعداد مختلفة من نقاط الترتيب ضمن أمر يسمى (CALIB NQPT) ويتم تغيير العدد وفق عدد النقاط المراد تحليل الفقرات عندها والملحق (2) يبين أوامر التحليل لتقدير القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والثبات الامبريقي والنظري للاختبار في حالة (10) نقاط ترتيب وبعد ذلك تم استخدام أسلوب تحليل التباين الثنائي للمجموعات المعشاة One Way ANOVA Randomize Block Design) واستخدام اختبار

نتائج الدراسة ومناقشتها

السؤال الأول: هل تختلف القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة باختلاف عدد قيم الترتيب؟
للإجابة هذا السؤال استخدم أسلوب تحليل التباين الأحادي للمجموعات المعشاة للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تبعاً لاختلاف عدد قيم الترتيب والجدول (2) يبين نتائج التحليل.

الجدول (2)

تحليل التباين الأحادي للمجموعات المعشاة للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تبعاً لاختلاف عدد قيم الترتيب

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	قيمة (F)	الدالة الإحصائية
الفترة	2.131	46	.046	3.785E3	.000
عدد القيم الترتيب	0.005	4	0.001	92.180	.000
الخطأ	.002	183	1.224E-5		
المجموع	2.137	233			

التربيع تعود دلالة الفروق، تم استخراج الوسط الحسابي والخطأ المعياري وفترة الثقة للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تبعاً لمستويات متغير عدد قيم التربيعة، كما يبين الجدول (3).

يبين الجدول (2) وجود أثر دال لعدد قيم التربيعة في متوسط القيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة، حيث كانت قيمة (ف) تساوي (92.180) وهي دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) ولتحديد إلى أي من مستويات متغير عدد قيم

الجدول (3)

الوسط الحسابي للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة والخطأ المعياري وفترة الثقة

عدد الفقرات	عدد قيم التربيعة	المتوسط الحسابي	الخطأ المعياري	فترة الثقة عند مستوى ثقة (95%)	
				الحد الأدنى	الحد الأعلى
47	10	0.157	0.001	0.156	0.158
47	15	0.165	0.001	0.164	0.166
47	25	0.168	0.001	0.167	0.169
47	35	0.169	0.001	0.168	0.170
47	50	0.169	0.001	0.168	0.170

المتوسطات تم إجراء المقارنات البعدية باستخدام اختبار أدنى فرق (LSD) (Least Significant Difference) والجدول (4) يبين نتائج التحليل.

بالرجوع إلى الجدول (3) يتبين أن هنالك فروقا ملاحظة بين الأوساط الهامشية للقيم القصوى لدالة معلومات الفقرة تبعاً لمستويات عدد قيم التربيعة ولتحديد مواقع الفروق بين

الجدول (4)

نتائج المقارنات البعدية باستخدام اختبار أدنى فرق (LSD)

عدد قيم التربيعة	15	25	35	50
10	0.008*	0.011*	0.012*	0.012*
15	*	0.003*	0.004*	0.004*
25	*	*	0.001	0.001
35	*	*	*	0.00

من جهة أخرى. وكذلك لم يكن هناك فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) بين متوسطات الحسابية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة عند عدد نقاط التربيعة (35) من جهة وعدد نقاط التربيعة (50) من جهة أخرى، إذ أشارت النتائج الواردة في الجدول (3) إلى تساوي متوسط القيم القصوى لدالة معلومات الفقرة عندهما وكما يوضح الشكل (3) العلاقة بين الأوساط الهامشية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة وعدد نقاط التربيعة، حيث لخص الشكل (3) النتائج التي تم التوصل إليها في الجداول السابقة، إذ ازدادت المتوسطات الهامشية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة بزيادة عدد نقاط التربيعة عبر النقاط (25,15,10) حيث كان ميل المنحنى كبيراً جداً في حين قل ميل المنحنى عبر النقاط (25,35,50)، مما يدل على أن الزيادة في قيمة المتوسطات الهامشية عبر هذه النقاط ليس ذا

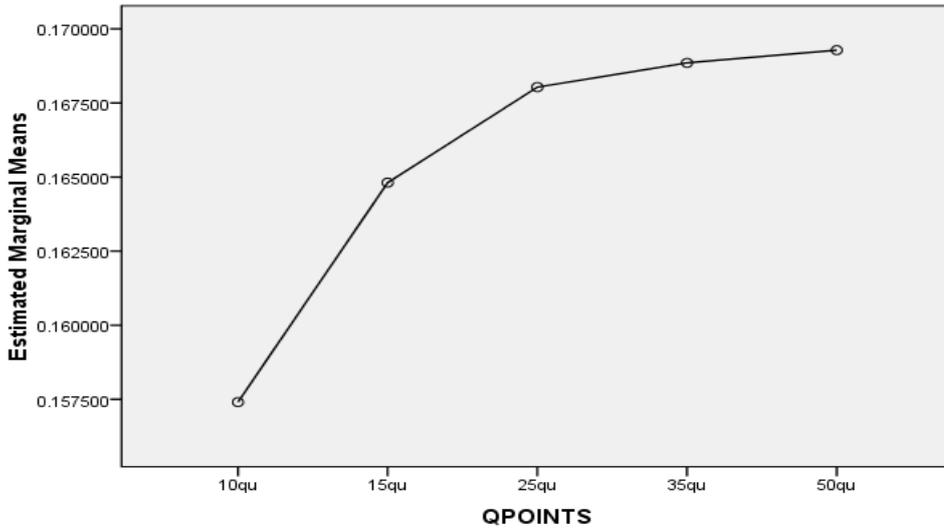
وبالرجوع للجدول (4) يتبين أن هناك فروقاً دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) بين متوسطات الحسابية الهامشية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة عند عدد نقاط التربيعة (10) من جهة وعدد نقاط التربيعة (15,25,35,50) من جهة أخرى ولصالح عدد قيم التربيعة الأكثر (15,25,35,50) نقطة. وبينت النتائج أيضاً أن هناك فروقاً دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) بين متوسطات الحسابية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة عند عدد نقاط التربيعة (15) من جهة وعدد نقاط التربيعة (25,35,50) من جهة أخرى ولصالح عدد قيم التربيعة الأكثر (25,35,50) نقطة في حين لم يكن هناك فروق دالة إحصائياً عند مستوى دلالة ($0.05 \geq \alpha$) بين متوسطات الحسابية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة عند عدد نقاط التربيعة (25) من جهة وعدد نقاط التربيعة (50,35)

المماس لمنحنى خصائص الفقرة تزداد قيمة دالة معلوماتية الفقرة، وأيضا زيادة عدد نقاط التربيع لمتصل القدرة يزيد من الدقة في تحديد القيمة القصوى للمشتقة الأولى لاقتزان منحني خصائص الفقرة التي يكون عندها أكبر ميل لمماس منحني خصائص الفقرة، وبالتالي تزداد قيمة البسط والذي بدوره يؤدي إلى زيادة قيمة دالة معلوماتية الفقرة.

دلالة وهذا ما تؤيده نتائج التحليل الاحصائي المشار إليها سابقا. وعليه فإن القيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة تزداد بزيادة عدد نقاط التربيع ولغاية (25) نقطة، وبعد ذلك تصبح الزيادة غير دالة احصائيا إذ تثبت الزيادة بعد (35) نقطة تربيع.

ويمكن تفسير ذلك بناء على الصيغة الرياضية لدالة معلوماتية الفقرة، فكلما زادت قيمة البسط الذي يمثل ميل

Estimated Marginal Means of INFORMATION



شكل 3. العلاقة بين الاوساط الهامشية للقيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة وعدد نقاط التربيع

والثبات النظري من خلال استخدام برمجية (BILOG-MG3) تبعا لاختلاف عدد قيم التربيع كما يبينها الجدول (5).

السؤال الثاني: هل تختلف قيم معامل الثبات الامبريقي والثبات النظري باختلاف عدد قيم التربيع؟ لإجابة السؤال تم تقدير قيم معاملات الثبات الامبريقي

الجدول (5)

قيم معاملات الثبات الامبريقي والنظري

عدد نقاط التربيع					نوع معامل الثبات
50	35	25	15	10	
0.848	0.848	0.847	0.843	0.835	الامبريقي
0.853	0.853	0.852	0.850	0.845	النظري

أعلى من قيم معاملات الثبات الامبريقي كذلك عبر جميع نقاط التربيع ولمعرفة دلالة الفروق بين معاملات الثبات المحسوبة عند كل مستوى من مستويات نقاط التربيع لكل نوع على حده من أنواع الثبات المحسوب وكذلك للمقارنة قيم معاملات نوعي الثبات عند كل نقطة تربيع تم استخدام اختبار فيليد للعينات المستقلة (W) للمقارنات بين قيم معاملات الثبات المحسوبة

يتبين من الجدول (5) أن كلا من قيم معاملي الثبات الامبريقي والنظري يزداد بزيادة عدد قيم التربيع ولغاية (35) نقطة تربيع، بحيث تصبح الزيادة بعد هذا العدد من نقاط التربيع ليس له أي أثر ملموس على زيادة قيم معاملات الارتباط، إذ تثبت قيمة معامل الثبات بعد هذا الحد من قيم التربيع وأيضا تبين النتائج أن قيم معاملات الثبات النظرية

وبدرجات حرية (N1-1)(N2-1) والصيغة الرياضية للاختبار كالاتي:

$$W = \frac{1 - \hat{\alpha}_2}{1 - \hat{\alpha}_1}$$

α_1 : معامل الثبات الأصغر α_2 : معامل الثبات الأكبر.
والجدول (6) يبين قيمة الإحصائي (W) للمقارنات بين قيم معاملات الثبات ودلالاتها الإحصائية.

الجدول (6)

قيمة الإحصائي (W) للمقارنات بين قيم معاملات الثبات ودلالاتها الإحصائية

عدد نقاط الترتيب	المقارنة بين قيم معاملات الثبات			المقارنة بين قيم معاملات الثبات			نقطة الترتيب	المقارنة بين معاملات الثبات الامبريقي والنظري عند كل نقطة ترتيب
	النظري			الامبريقي				
	(35,50)	25	15	(35,50)	25	15		
10	0.95	0.96	0.97	0.92	0.92	0.93	10_10	0.93(0.16)
	(0.20)	(0.30)	(0.30)	(0.09)	(0.09)	(0.11)	15_15	0.95(0.23)
15	0.98	0.95	****	0.96	0.96	0.97	25_25	0.96(0.29)
	(0.37)	(0.23)		(0.30)	(0.30)	(0.34)	35_35	0.96(0.29)
25	0.99	****	****	0.99	0.99	****	50_50	0.96(0.29)
	(0.45)			(0.45)	(0.45)			*****

** حيث إن القيمة بين القوسين تمثل الدلالة الإحصائية (p) والقيمة الأخرى تمثل المقدار الإحصائي (w).

الترتيب ولغاية (25) نقطة وبعد ذلك تصبح الزيادة غير دالة إحصائياً، إذ تثبت الزيادة بعد (35) نقطة ترتيب. وكما أشارت النتائج إلى أنه لا يوجد فروق دالة إحصائياً للمقارنات المختلفة بين قيم معاملات الثبات. وتوصي الدراسة باستخدام عدد نقاط ترتيب (25) نقطة وتوصي الدراسة الحالية أيضاً بإجراء دراسات تتعلق في أثر عدد نقاط الترتيب في حالة الاحجام الصغيرة للعينات وكذلك في الاختبارات القصيرة وعند التوزيعات المختلفة للقدرة على دالة معلوماتية الفقرة والاختبار ومعاملات الثبات النظري والامبريقي.

تبين النتائج الواردة في الجدول (6) أنه لا يوجد فروق دالة إحصائياً للمقارنات المختلفة بين قيم معاملات الثبات. ويمكن تفسير ذلك بأن تأثير عدد نقاط الترتيب في تقديرات معامل الثبات النظري والامبريقي يكون غير جوهري عند ظرف الدراسة الحالية وهي الاختبارات الطويلة وحجم العينة الكبير.

التوصيات

تبين من النتائج التي توصلت إليها الدراسة أن هناك أثراً لعدد قيم الترتيب في القيمة القصوى لدالة معلوماتية الفقرة، حيث إن القيم القصوى لدالة معلوماتية الفقرة يزداد بزيادة عدد نقاط

التقي، أحمد، 2009، النظرية الحديثة في القياس، دار المسيرة، عمان، الأردن.

جمحاوي، ايناس، 2000، مقارنة خصائص الفقرات وفق النظرية التقليدية ونظرية استجابة الفقرة في مقياس للقدرة العقلية. رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة اليرموك، الأردن.

المصادر والمراجع

بني عطا، زايد ونضال الشريفين، 2012، أثر اختلاف شكل توزيع القدرة على معالم الفقرة ودالة المعلومات للاختبار، المجلة الأردنية في العلوم التربوية، مجلد 8 العدد (2)، (155-166).

- Fundamentals of item response theory*, London: Sage Publications, Inc.
- Hambleton, R.K. and Swaminathan, H. and Rogers, H.J. 1991. *Fundamentals of Item Response Theory: International Educational and Professional*, Publisher Newbury park.
- Hambleton, R.K. and Swaminathan, H. 1985. *Item Response Theory: Principles and applications*, Boston MA: Kluwer-Nyjhoff.
- Han, K. T. and Hambleton, R. K. 2007. *User's Manual for WinGen: Windows Software that Generated IRT Model Parameter and Item Response*. Center for Educational Assessment Research Report No642, Amherst, MA: University of Massachusetts Center for Educational Assessment.
- Hatti, J. 1984. An empirical study of various indices for determining unidimensionality, *Multivariate Behavioral Research*, 19: 49-78.
- Seong, T. J. 1990. Sensitivity of marginal maximum likelihood estimation of item and ability parameters to the characteristics of the prior ability distributions, *Applied Psychological Measurement*, 14: 299-311.
- الزيون، حابس 2013، أثر حجم العينة على تقدير دالة المعلومات للاختبار والخطأ المعياري في تقديرها باستخدام النظرية الحديثة في القياس، مجلة جامعة النجاح للأبحاث (العلوم الإنسانية)، المجلد 27 (6).
- علام، صلاح الدين، 2005، نماذج الاستجابة للمفردات الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي، الطبعة الأولى، القاهرة، دار الفكر العربي.
- Baker, F. B and Kim, S.H. 2004. *Item response theory: parameter estimation techniques*, (2nd ed.) New York: Marcel Dekker, Inc.
- Crocker, L. and Algina, J. 1986. *Introduction to classical and modern test theory*, New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Du Toit, M. (Ed.). 2003. *IRT from SSI. BILOG-MG, MULTILOG, PARSCALE, TESTFACT*, Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Embretson, S.E. and Reise, S. P. 2000. *Item Response Theory for Psychologists*, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Hambleton, R. K. and Jones, R. W. 1994. Item parameter estimation and their influence on test information function, *Applied Measurement in Education*, 7 (3): 171-186.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H. and Rogers, H. J. 1991.

The Effect of Quadrature Points Number on the Maximum Value of Item Information Function, Empirical and Theoretical Reliability

*Raji Awad Sarierh**

ABSTRACT

This study aimed at verifying the effect number of quadrature points on the maximum value of item information function, empirical and theoretical reliability under three-parameter logistic assumptions. Moreover, to answer questions of the study was to generate responses according to three parameter logistic model using (WINGEN3) program on (50) dichotomous items. The responses of the Individuals were analyzed by (BILOG- MG 3) programs according to number of quadrature points under the three parameter logistic model assumptions, the results of the One Way ANOVA Randomize Block Design revealed that there were statistical significant differences at the ($\alpha \leq 0.05$) level between means of the maximum value of item Information function. In addition, the results showed that the maximum value of item Information function increases of when the number of quadrature points. Moreover, no statistical significant differences at the ($\alpha \leq 0.05$) level between empirical and theoretical reliability values according difference of the quadrature point's number.

Keywords: Number of Quadrature Points, Item Information Function, Empirical Reliability, Theoretical Reliability, Three-Parameter Logistic.

* Faculty of Educational Sciences, Mutah University, Jordan. Received on 14/1/2014 and Accepted for Publication on 6/4/2014.