المقارنة بين النظرية الكلاسيكية والنموذج ثلاثي البارامتر في معالجة أثر التخمين عند تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات في اختبار «اختيار من متعدد»

د. محمد محمود عبدالوهاب

كلية التربية - جامعة المنيا - جمهورية مصر العربية

الملخص

هدف البحث إلى المقارنة بين النظرية الكلاسيكية والنموذج ثلاثي البارامتر في معالجة أثر التخمين عند تقدير إحصائيات المفردات (بارامتري الصعوبة والتمييز) وإحصائيات الأفراد - المتمثلة في قدرات عينة من طلاب الفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية بالمنيا - على اختبار تحصيلي من نوع الاختيار من متعدد في مادة القياس النفسي، وذلك من خلال معرفة الفروق بين هذه الإحصائيات في ضوء النظرية الكلاسيكية في القياس قبل وبعد تصحيح أثر التخمين، وفي ضوء النموذج ثلاثي البارامتر. أوضحت النتائج عدم وجود اختلاف في تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل وبعد تصحيح أثر التخمين، ولكن وجد اختلاف واضح في هذه الإحصائيات في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر عن النظرية الكلاسيكية قبل تصحيح أثر التخمين، مما يشير إلى اختلاف كل منهما في معالجة أثر التخمين عند تقدير هذه الإحصائيات.

المقدمة

تتوقف كثير من القرارات التربوية والتعليمية في المراحل المختلفة على نتائج الاختبارات التحصيلية، مثل: اجتياز الطالب لمقرر ما أو رسوبه فيه، أو انتقاله من فرقة إلى التي تليها، أو من مرحلة تعليمية إلى التي تليها، أو التحاقه بالتعليم الثانوي العام أو الصناعي أو الزراعي أو الفني، بل ويعتمد مكتب التنسيق للقبول بالجامعات والمعاهد اعتماداً أساسياً على مجموع درجات الطالب في الاختبارات التحصيلية التي اجتازها، كما أن نجاح الطالب أو رسوبه

أو حصوله على تقدير مرتفع أو منخفض في الجامعة يتوقف بدرجة كبيرة على نتائجه في هذه الاختبارات التحصيلية؛ ومن ثم كان هناك اهتمام بالغ من قبل المتخصصين في القياس النفسي والتربوي تجاه هذه الاختبارات، فوضعوا شروطاً للاختبار التحصيلي الجيد، واهتموا بكيفية بنائه، والتأكد من صلاحيته لقياس التحصيل الدراسي وتحقق الشروط السيكومترية من صدق وثبات وموضوعية، وعكفوا على دراسة العوامل المختلفة التي قد تؤثر في قدرته على تحديد قدرات الطلاب فيما يراد قياسه.

ولعل أحد العوامل التي تؤثر في نتائج الاختبارات عامة والتحصيلية منها على وجه الخصوص هو عامل التخمين خاصة على أسئلة التعرف recognition questions أو ما يسمى بالأسئلة ذات الإجابة المنتقاة التي يختار فيها الطالب إجابته من بين بديلين أو أكثر، مثل: أسئلة الصواب والخطأ، وأسئلة الاختيار من متعدد، وأسئلة المزاوجة وأسئلة الترتيب ... الخ، وهذه الأسئلة تعاني جميعها بدرجات متفاوتة من مشكلة تخمين الطالب للبديل الصحيح دون أن يكون لديه معرفة تامة بالمحتوى الذي تقيسه هذه الأسئلة (الطريري،١٩٩٧: ٣٣٢).

وفرق الباحثون في علم النفس بين نوعين من التخمين، **أولهما** : التخمين العشوائي random guessing أو ما يطلق عليه التخمين الأعمى blind guessing (Andra & Magnano, 2011: 235) أو ما يطلق عليه التخمين المتهور reckless guessing (Dalal, 1994: 482) وهو التخمين الذي يقوم فيه الطالب باختيار أحد البدائل دون أدنى معرفة بالمحتوى الذي يقيسه السؤال، ودون الاستفادة من خصائص السؤال، أو المفاتيح والمنبهات التي قد يستدل من خلالها على الإجابة الصحيحة، أما **ثانيهما**: فهو التخمين الذكي أو المتعلم intelligent or educated guessing، وفيه يكون لدى الطالب معرفة جزئية بالمحتوى الذي يقيسه الاختبار فيقوم باستبعاد بعض البدائل التي يكون متأكداً من خطئها والاختيار من باقي البدائل، وذلك بالاستفادة من خصائص السؤال والمفاتيح والمنبهات التي قد يحتويها السؤال (أبولبدة، ٢٠٠٠: ٣٣٤). واتفق الباحثون على ضرورة مواجهة

التخمين العشوائي، لكن اختلف موقفهم تجاه التخمين الذكي أو المتعلم فقد نادى بعضهم بضرورة تدريب الطلاب وتعليمهم إياه كأحد مهارات أداء الاختبار test taking skills أو ما يطلق عليها (مهارات حكمة الاختبار test-wiseness skills)، مثل: (يوسف، ٢٠٠٤: ٣٧٣؛ محمد، ٢٠٠٧: ١٢؛ مطلك، ٢٠٠٨: ٥٨٨؛ علي، ٢٠١٠: ٥) محتجين في ذلك بأن اكتساب هذه المهارة يعين الطالب على إظهار ما لديه من معرفة ولو جزئية بالمحتوى المقاس، كما أنهم يرون في ذلك نوعاً من العدالة بين الطلاب حتى لا يرجع الاختلاف بينهم في التحصيل الدراسي إلى اختلافهم فيما لديهم من مهارة حكمة الاختبار وإنما يرجع فقط إلى معرفتهم بالمحتوى الذي يقيسه الاختبار. وبغض النظر عن قبول هذا التوجه أو رفضه إلا أنه يجب البحث عن حل لمشكلة التخمين العشوائي الذي قد يترتب عليه مشكلات سيكومترية عديدة.

مشكلة البحث

يعد التخمين أحد العوامل الشائعة التي تناول علماء النفس تأثيرها في الجوانب السيكومترية سواء في أداء المختبرين أو في مختلف الخصائص السيكومترية لمفردات الاختبارات، حيث أشار (Lau, Lau, Hong & Usop, 2011: 99) إلى أن التخمين يؤثر في الدرجة التي يستحقها الطالب في الاختبارات التحصيلية، مما يؤثر في صدق هذه الاختبارات. كما يؤثر في بناء الاختبار حيث يتوقف قبول أو رفض المفردات على معاملي الصعوبة والتمييز اللذين يتأثران بدورهما بعامل التخمين (Attali & Bar-Hillel, 2003: 120). كما يؤدي التخمين إلى تضخيم قيمة التباين الناتج عن الخطأ العشوائي Random error variance، وحدوث نوع من تحيز الاختبار (Camilli, 2006: 19). ويؤثر التخمين أيضاً في ثبات الاختبار من ناحيتين؛ الأولى: أن ضيق الوقت في نهاية اختبارات السرعة قد تدفع الطالب إلى التخمين العشوائي للإجابة عن المفردات المتبقية، وهذا يؤدي إلى عدم اتساق إجابته عن هذه المفردات مع الإجابة عن المفردات التي استغرق فيها وقتاً كافياً في بداية الاختبار (Attali, 2005: 358)، أما الثانية: أنه

عند تطبيق الاختبار مرة أخرى فإنه من المحتمل ألا يحصل الطالب الذي يلجأ للتخمين العشوائي على نفس الدرجة لأنه قد يغير إجابته عن المفردات التي قام بتخمينها على غير أساس (فهيد، ٢٠١٠: ٣).

وقد أوضح هذا التأثير (Prihoda, Pinckard, McMahan, Littlefield & Jones, 2008: 1149) عندما قارنوا بين صورتين من اختبار في مقرر Maxillofacial Pathology إحداهما صيغت مفرداتها على هيئة أسئلة ذات إجابات قصيرة Short-Answer exam التي غالباً ما لا يلجأ الطلاب إلى التخمين عند الإجابة عنها، والأخرى على هيئة اختيار من متعدد التي تعاني غالباً من أثر التخمين؛ وذلك لمعرفة أثر التخمين في تقدير درجات الطلاب وصدق الاختبار. وأثبتت النتائج أن درجات الطلاب أعلى في صورة الاختيار من متعدد، بينما كانت صورة الأسئلة ذات الإجابات القصيرة هي الأكثر صدقاً في قياس التحصيل.

ورأى (Valadares, 2011:387) أنه باستخدام عدد كاف من أسئلة الاختيار من متعدد فإنه لن تكون هناك حاجة لإجراء تصحيح من أثر التخمين، مكتفياً بزيادة عدد البدائل في هذه الأسئلة من ثلاث بدائل إلى أربع أو خمس بدائل؛ وذلك لتقليل احتمال وصول الطالب للإجابة الصحيحة عن طريق التخمين من ٣٣,٣إلى ٢٥أو ٢٠على الترتيب. ولكن هذه الطريقة تتوقف فعاليتها بالدرجة الأولى على قدرة معد الاختبار على صياغة البدائل الخطأ بطريقة تشتت انتباه الطالب غير المتمكن عن البديل الصحيح ولا تؤدي إلى تسهيل وصوله لهذا البديل فيما يسمى بفعالية المشتتات (McCowan, 1999: 10). ولكن الواقع يثبت أنه ما يزال هناك كثير من جوانب القصور في أسئلة الاختيار من متعدد خاصة وأسئلة التعرف عامة رغم وجود كثير من النصائح والإرشادات الموجهة لمعدي هذه الأسئلة من أجل تحسينها (Pachai, DiBattista & Kim, 2010: 2).

وهذا ما جعل علماء آخرين يوصون باستخدام معادلات لتصحيح أثر التخمين وتعتمد أولها على عقاب الطالب على قيامه بالتخمين، وذلك بخصم

مقدار ١/(ب - ١) من كل مفردة يخطئ في إجابتها (حيث ب عدد بدائل الإجابة عن المفردة)، مع إعطائه الدرجة (صفر) عن كل مفردة ترك الإجابة عنها، ودرجة واحدة لكل مفردة أصاب في إجابتها (Prihoda et al., 2008: 1150)، وبذلك تحسب درجة الطالب في الاختبار بعد التصحيح من أثر التخمين وفقاً للمعادلة:

ص❖ = ص - خ/(ب - ١) ..... معادلة (١)

حيث ص❖ تمثل الدرجة المصححة من أثر التخمين، ص تمثل عدد الإجابات الصحيحة لمفردات الاختبار أو مجموع درجات الطالب على مفردات الاختبار، خ تمثل عدد الإجابات الخطأ عن مفردات الاختبار.

وتعتبر المعادلة (١) أكثر هذه المعادلات شهرة واستخداماً في التصحيح من أثر التخمين (Andra & Magnano, 2011: 236)، بينما تعتمد المعادلة الثانية على فكرة مكافأة من لا يقوم بالتخمين، وذلك من خلال إضافة مقدار للطالب قدره (١/ب) على كل مفردة يترك الإجابة عنها بدلاً من اللجوء للتخمين فيما يعرف بمعادلة تروب Traub، وبذلك تحسب درجة الطالب المصححة من أثر التخمين على الاختبار ككل وفقاً للمعادلة:

ص❖ = ص + (ك/ب) ..... معادلة (٢)

حيث ك تمثل عدد المفردات المتروكة بدون إجابة.

وتعتمد المعادلة الثالثة على فكرتي العقاب والمكافأة معاً من خلال الجمع بين المعادلتين السابقتين، حيث تحسب درجة الطالب المصححة من أثر التخمين على الاختبار ككل وفقاً للمعادلة:

ص❖ = ص + (ك/ب) - خ/(ب - ١) ..... معادلة (٣)

ولم يجد (فهيد، ٢٠١٠، أ) أية فروق ذات دلالة إحصائية تعزى إلى المعادلة المستخدمة في التصحيح من أثر التخمين في تقدير معاملات صدق المحك (التلازمي والتنبؤي) أو في معاملات الثبات المحسوبة بطريقة ألفا

كرونباك أو بمعادلة سبيرمان - براون، أو بين متوسطات درجات الطلاب، وهذا يشير إلى عدم وجود اختلافات بين هذه المعادلات.

كما يتأثر معامل صعوبة مفردات الاختبار ومعامل تمييزها بعامل التخمين، ويتم تصحيح قيمة معامل الصعوبة من أثر التخمين من خلال معادلة (٤) الآتية:

$$م_{ص} = \{ص ، خ/ (ب ، ١)\} / (ن - نَ) \text{ معادلة (٤)}$$

حيث $م_{ص}$ تشير إلى معامل الصعوبة، ص عدد الأفراد الذين أجابوا إجابة صحيحة عن المفردة، خ عدد الأفراد الذين أجابوا إجابة خطأ عن المفردة، ن عدد الأفراد الكلي، نَ عدد الأفراد الذين تركوا الإجابة عن المفردة.

كما يتم تصحيح أثر التخمين عند حساب معامل التمييز من خلال حساب معامل الارتباط الثنائي المتسلسل بين المفردة ومجموع الدرجات الكلية في الاختبار ولكن بعد تصحيح هذا المجموع من أثر التخمين باستخدام إحدى معادلات التصحيح (١ أو ٢ أو ٣) (علام، ٢٠٠٠: ٢٧٢ - ٢٨٤).

واختلفت آراء العلماء تجاه فكرة استخدام هذه المعادلات بين مؤيد ومعارض، ولكل منهم حجته ومنطقه، وكانت حجج من يرون ضرورة التصحيح من أثر التخمين ما يلي:

١ - يعد التخمين عاملاً مضللاً في تقدير قدرات الأفراد الحقيقية في المحتوى موضع القياس، والاكتفاء بتحذير الطلاب من التخمين في تعليمات الاختبار لن يجدي كثيراً؛ وذلك لارتباط عملية التخمين بالسمات الشخصية للطالب (الأحمدي،١٩٩٠: ٢٤٢).

٢ - أنه حتى وإن كانت تأثير التخمين تافهاً فإن هناك ضرورة لتصحيح أثر التخمين؛ وذلك تجنباً لنمو اتجاهات غير مرغوب فيها لدى الطلاب بمحاولة زيادة درجاتهم عن طريق الإفراط في التخمين دون أن تكون لديهم المعرفة المطلوبة (Kurz, 1999 in: Camilli, 2006: 3).

٣ - أن استخدام معادلات التصحيح من أثر التخمين يزيد من درجة ثبات الاختبار وصدقه (Ruch & Degraff, 1926, 386; Frary, 1989: 79).

بينما كانت حجج من لا يرون ضرورة التصحيح من أثر التخمين كما يلي:

١ - ترتيب الطلاب لا يختلف فيما بينهم إذا تم تصحيح درجاتهم الكلية من أثر التصحيح (علام، ١٩٩١: ٩٩).

٢ - سيؤدي التصحيح من أثر التخمين إلى قياس غير عادل للغالبية العظمى من الطلاب الذين لم يلجأوا إلى التخمين ولكن أخطأوا إما بسبب سوء الفهم أو بسبب عدم المعرفة الصحيحة بإجابة السؤال (Barrett, 2001: 130; Holmes, 2002: 16).

٣ - يعتمد تصحيح الدرجات من أثر التخمين على فرضية أن الإجابة الصحيحة إما أن تكون معلومة أو غير معلومة، في حين أن بعض الأفراد يلجأون إلى التخمين استناداً إلى معلومات جزئية لديهم (Camilli, 2006: 6).

٤ - تصحيح الدرجات من أثر التخمين ربما يؤدي إلى الافتراض الخطأ بأن الدرجات الناتجة من المعادلة هي الدرجات الحقيقية للأفراد دون أن يتم مراعاة الخطأ المعياري في القياس (علام، ٢٠٠٠: ٢٧٠).

٥ - أن استخدام معادلة (١) التي تعتمد على فكرة العقاب يمكن أن يحصل الطالب من خلالها على درجة سالبة وهذا أمر غير مقبول سيكولوجياً (Karandikar, 2010: 1042).

٦ - تتوقف فعالية معادلات التصحيح من أثر التخمين على مقدار فهم الطلاب لما ستحدثه هذه المعادلات من تأثير في درجاتهم (Camilli, 2006: 6).

٧ - التخمين المبرر منطقياً في ظل ظروف غير مؤكدة تعكس حقائق كثير من المواقف الحياتية، وهذا يجعل تشجيع التخمين أحياناً أمراً محموداً (يوسف، ٢٠٠٤: ٣٥٦).

والمتمعن في هذه المعادلات المستخدمة في التصحيح من أثر التخمين يجد بها بعض جوانب القصور الأخرى، وتتمثل فيما يلي:

١ - عدم وجود ما يثبت أن الطلاب الذين أجابوا عن مفردات الاختبار إجابة صحيحة قد أجابوا عنها نتيجة معرفتهم التامة أو الجزئية بمحتوى هذه المفردات، أو نتيجة التخمين المحظوظ، كما أنه لا يوجد ما يثبت أن إخفاق الطلاب في الإجابة عن مفردات الاختبار يرجع إلى عدم معرفتهم بالمحتوى الذي تقيسه، أو نتيجة التخمين غير المحظوظ، كما أنه لا يوجد أيضا دليل على أن الأفراد الذين تركوا الإجابة تماماً عن بعض المفردات قد فعلوا ذلك نتيجة عدم إقبالهم على التخمين، أو نتيجة عدم معرفتهم بالإجابة الصحيحة، أو نتيجة نسيانهم للإجابة عنها، أو نتيجة ضيق الوقت وعدم القدرة على استكمال إجابته، وبالتالي فالافتراضات التي تقوم عليها معادلات التصحيح من أثر التخمين قد لا تتحقق في حالات كثيرة.

٢ - أغلب الاختبارات التحصيلية التي تعقد في المدارس والجامعات المصرية تعد اختبارات موقوتة بزمن، أي أنها تتطلب قدرة من الطالب على تنظيم وقت الإجابة، وبالتالي فنسبة من الطلاب لن يستكملوا الإجابة عن مفردات الاختبار ليس بسبب عدم معرفتهم بالإجابة أو بسبب عدم رغبتهم في التخمين، ولكن بسبب عدم قدرتهم على تنظيم الوقت، وبالتالي فمكافأة هؤلاء الطلاب طبقاً للمعادلتين (٢، ٣) يعد إجراءً خطأً.

٣ - لا تفرق هذه المعادلات بين الطلاب مرتفعي ومتوسطي ومنخفضي القدرة فيما يقاس في إقبالهم على التخمين واحتمالية توصلهم للإجابة الصحيحة عن طريقه.

٤ - المعادلات الإحصائية المستخدمة في تصحيح أثر التخمين تعتمد جميعها عند تقدير قدرة الطالب على الدرجة الكلية له على الاختبار ككل - وهذا هو الافتراض الرئيس الذي تقوم عليه النظرية الكلاسيكية في القياس - بغض النظر عن خصائص كل مفردة من المفردات على حدة، ويكون ذلك صحيحاً في حالة واحدة فقط وهي تساوي جميع المفردات في

كل الخصائص السيكومترية من صعوبة وتمييز وتخمين، وهذا ما لا يمكن تحقيقه عملياً.

٥ - لا يوجد في ضوء النظرية الكلاسيكية طريقة لتحديد معامل للتخمين لكل مفردة على حدة يمكن من خلاله تحديد إمكانية قبول المفردة أو رفضها كما في معامل الصعوبة والتمييز.

ولعل هذه الأسباب دعت الباحث إلى المقارنة بين الطرق المستخدمة وفق النظرية الكلاسيكية في تصحيح أثر التخمين وأحد نماذج الاستجابة للمفردة Item Response Theory (IRT)، وهو النموذج ثلاثي البارامتر Three Parameter Logistic Model (3PLM) الذي يعالج أثر التخمين (Birnbaum, 1968 In: Boyd, 2003: 9) لما تفترضه نظرية الاستجابة للمفردة من أن احتمال وصول الفرد للإجابة الصحيحة عن أي مفردة اختبارية (i) يعد دالة في متغيرين هما: قدرة الطالب فيما يقيسه الاختبار (θ)، وخصائص هذه المفردة الاختبارية من بارامتر الصعوبة (b_i) وبارامتر التمييز (a_i) وبارامتر التخمين (c_i) (علام، ٢٠٠١: ٢٠٥)، ولما تمتاز به نظرية الاستجابة للمفردة عن النظرية الكلاسيكية من مزايا تتمثل في استقلال تقدير بارامترات المفردات (الصعوبة والتمييز والتخمين) عن عينة الأفراد المستخدمة في التحليل، وكذلك استقلال تقدير قدرات الأفراد عن عينة المفردات المكونة للمقياس، كما أن تفسير درجات الأفراد يتم في ضوء المفردات وليس في ضوء الجماعة المرجعية كما في النظرية الكلاسيكية، كذلك فإنه يتم تقدير الخطأ المعياري لكل مختبر على حدة وليس باعتباره خطأ معيارياً واحداً لكل المختبرين، مع إمكانية المقارنة بين أداء الأفراد الذين اختبروا باختبارات مختلفة تقيس نفس السمة أو القدرة دون أن تكون هذه الاختبارات متوازية... إلخ (علام، ٢٠٠٥: ٥٤- ٥٧؛ Magno, 2009: 1-11).

وهذه المزايا جعلت كثيراً من علماء القياس يقومون باستخدام نماذج الاستجابة للمفردة في تقدير قدرات الأفراد وتحليل بارامترات المفردات في الاختبارات، إلا أن أغلب الباحثين الذين تطرقوا إلى استخدام نظرية الاستجابة

للمفردة في بحوثهم اعتمدوا على نموذج راش أحادي البارامتر، مثل: (علام، ١٩٨٥: ١٠٠؛ كاظم، ١٩٨٨: ١١٩؛ يوسف، ١٩٩١: ٤٧٢؛ عودة، ١٩٩٢: ١٥٥؛ الطريري، ١٩٩٦: ٤٥٧؛ الشريفين، ٢٠٠٦: ٨٠؛ أبو جراد، ٢٠٠٨: ٥٥٥؛ الشريفيين وطعامنة، ٢٠٠٩: ٣٠٩). هذا على الرغم مما أشار إليه (علام، ٢٠٠٥: ٧٢) من عدم واقعية افتراضات نموذج راش الأحادي البارامتر الذي يفترض تساوي جميع مفردات الاختبار في بارامتر أو معلم التمييز، وانعدام فرصة التخمين عن الإجابة بطريقة صحيحة، وهذا ما يجعل افتراضات النموذج ثلاثي البارامتر هي الأكثر واقعية، في تحليل وتدريج مفردات اختبارات التعرف التي قد يؤثر التخمين عليها في استجابات الأفراد، ويتضح ذلك من معادلة النموذج ثلاثي البارامتر التي تتميز عن معادلتي النموذج الأحادي والثنائي البارامتر باحتوائها على بارامتر خاص بالتخمين، كما في معادلة (٥):

$$P_i(\theta) = C_i + (1 - C_i)\ \frac{e^{Da_i(\theta - b_i)}}{1+e^{Da_j(\theta - b_i)}} \qquad \text{معادلة (٥)}$$

حيث $P_i(\theta)$ تمثل احتمال Probability إجابة الفرد ذي القدرة (è) فيما يقيسه الاختبار على المفردة (i)، وتشير D إلى معلم تدريج يجعل الدالة اللوجستية قريبة إلى الحد الأقصى من الدالة الطبيعية (دالة التوزيع الاعتدالي) وله قيمة ثابتة مقدارها (1.7)، وتشير (e) إلى ثابت قيمته 2.718 يحول الدالة إلى الدالة الاحتمالية.

ومن معادلة (٥) يتضح أن النموذج ثلاثي البارامتر يفترض وجود فرصة للتخمين عند تقدير قدرات الأفراد فيما يقاس، أي أن (c) وهذا بخلاف النموذجين الأحادي والثنائي البارامتر اللذين يفترضان أن ($c=0$)؛ لذا فإنه يفضل استخدام النموذج ثلاثي البارامتر في تحليل مفردات أسئلة التعرف. ويطلق على هذا البارامتر أيضاً مستوى شبه الصدفة Pseudo-Chance أو الخط التقاربي الأدنى للمنحنى Lower Asymptote (Yen, 1992: 660).

واستخدم (دودين، ٢٠٠٤: ١٠٥) النموذج ثلاثي البارامتر لحساب بارامترات الصعوبة والتمييز والتخمين لـ ٤٠ مفردة من مفردات اختبار اختيار من متعدد في

المهارات الكمية على طلاب جامعة الإمارات العربية المتحدة (ن = ١٠٠٥)، كما قام (حمادنة، ٢٠٠٩، ٢١٦) باستخدام النموذج اللوجستي ثلاثي البارامتر في بناء اختبار محكي المرجع في الرياضيات على عينة قوامها (٤١١) طالباً وطالبة، وتبين له تحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة في بيانات الدراسة ومطابقة (٢٤) مفردة من بين (٢٨) مفردة من المفردات لافتراضات النموذج.

وتفادياً لمشكلة التخمين في تقدير قدرات الأفراد في التفكير الناقد في اختبار واطسون وجليسر قام (Wagner & Harvey, 2003: 1) بدراسة القصور الناتج عن المعدلات المرتفعة من التخمين في السمات السيكومترية لهذا الاختبار، مستخدمين في ذلك النموذج ثلاثي البارامتر؛ لما يوفره من تفاصيل عن كل مفردة على حدة ومراعاته لبارامتر التخمين.

أما عن المقارنة بين النظرية الكلاسيكية ونظرية الاستجابة للمفردة فقد قام (Fan, 1998: 357) بالمقارنة بين إحصائيات الأفراد والمفردات (بارامترات الصعوبة والتمييز) في ضوء النظرية الكلاسيكية (بدون التصحيح من أثر التخمين) بنظيراتها في ضوء النماذج الثلاثة أحادية البعد ثنائية الاستجابة والمتمثلة في النموذج الأحادي والثنائي والثلاثي البارامتر، ووجد اتفاق النتائج المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية مع تلك المقدرة وفق النموذج الأحادي والثنائي البارامتر، ولكنها تختلف عن نتائج النموذج ثلاثي البارامتر؛ وأرجع ذلك إلى معالجة النموذج ثلاثي البارامتر لبارامتر التخمين عند تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات، وهو ما لا يقوم به النموذج أحادي وثنائي البارامتر.

وقامت (راشد، ٢٠٠٧: ١٦) بالمقارنة بين النظرية الكلاسيكية والنموذج ثنائي البارامتر في تقديرات الطلاب (ن = ٣٠٨٢) على اختبار المصفوفات المتتابعة العادي لران، وتم استخدام معامل ارتباط بيرسون للكشف عن العلاقة بين درجات الطلاب في الذكاء المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية والمقدرة وفق النموذج ثنائي البارامتر، وأوضحت النتائج تشابهاً كبيراً بين ترتيب درجات الطلاب في الحالتين.

وسعى (Progar & Soèan, 2008: 5) إلى المقارنة بين النظرية الكلاسيكية والنماذج الأحادي والثنائي والثلاثي البارامتر في درجة استقرار إحصائيات الأفراد عبر مجموعات مختلفة من المفردات، ودرجة استقرار إحصائيات المفردات عبر مجموعات مختلفة من الأفراد، وأوضحت النتائج وجود تشابه كبير في درجة التباين بين بارامترات المفردات عبر مجموعات مختلفة من الأفراد في ضوء النظرية الكلاسيكية، وفي ضوء نظرية الاستجابة للمفردة، وكذلك وجود تشابه كبير في درجة التباين بين تقديرات الأفراد عبر مجموعات مختلفة من المفردات في ضوء النظريتين. مما يشير إلى استقرار النتائج في الحالتين، إلا أنه اتضح وجود اختلافات كبيرة بين إحصائيات الأفراد والمفردات في ضوء النظريتين.

والملاحظ من الدراسات السابقة أنه على الرغم من اختلاف افتراضات ومبادئ النظريتين الكلاسيكية والاستجابة للمفردة إلا أن بعض الدراسات وجدت ارتباطاً كبيراً بين إحصائيات المفردات والأفراد في ضوء النموذجين الأحادي والثنائي البارامتر، إلا أن هذا الاختلاف في مبادئ النظريتين انعكس على نتائج النموذج ثلاثي البارامتر الذي يعالج أثر التخمين، كما أن هذه الدراسات سعت للمقارنة بين النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين وبين نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية، إلا أنه لا توجد دراسات تناولت المقارنة بين النموذج ثلاثي البارامتر والنظرية الكلاسيكية (بعد التصحيح من أثر التخمين) في إحصائيات الأفراد والمفردات، فهل تتفق نتائج النموذج ثلاثي البارامتر عند تقدير إحصائيات المفردات والأفراد مع نتائج النظرية الكلاسيكية ولكن بعد التصحيح من أثر التخمين؟ ويعد هذا التساؤل هو التساؤل الرئيس الذي يسعى البحث الحالي إلى الإجابة عنه وذلك من خلال الإجابة عن التساؤلات الآتية:

١ - هل تتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة على البيانات المستمدة من تطبيق مفردات اختبار القياس النفسي على عينة البحث؟

٢ - هل تختلف المفردات المقبولة في الاختبار التحصيلي وفق النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين ووفق النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟

٣ - هل توجد فروق دالة إحصائياً بين **معامل ارتباط** معاملات صعوبة مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، **ومعامل ارتباط** معاملات صعوبة مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟

٤ - هل توجد فروق دالة إحصائياً بين **معامل ارتباط** معاملات تمييز مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، **ومعامل ارتباط** معاملات تمييز مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟

٥ - هل توجد فروق دالة إحصائياً بين **معامل ارتباط** تقديرات الطلاب في الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، **ومعامل ارتباط** تقديرات الطلاب في الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟

أهداف البحث

يهدف البحث الحالي إلى:

١ - تحديد المفردات المقبولة في ضوء كل من النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين والنموذج ثلاثي البارامتر.

٢ - الإجابة عن تساؤلات البحث التي سبقت الإشارة إليها وتفسير هذه النتائج.

أهمية البحث

١ - قد يساعد البحث الحالي في التغلب على مشكلات القياس الناتجة عن التخمين، والمتعلقة بتقدير قدرات الطلاب وتحليل مفردات الاختبار التحصيلي.

٢ - قد يخفف هذا البحث من حدة الخلاف بين العلماء المؤيدين والمعارضين لاستخدام معادلات تصحيح أثر التخمين في ضوء النظرية الكلاسيكية في القياس عند تقدير قدرات الأفراد فيما تقيسه اختبارات التعرف من خلال استخدام النموذج الثلاثي البارامتر لهذا الغرض.

٣ - يقف البحث الحالي على كيفية التحقق عملياً من افتراضات نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية عند استخدامها في تقدير قدرات الأفراد وبارامترات المفردات.

٤ - يمد هذا البحث القائمين على تدريس مقرر القياس النفسي باختبار تحصيلي مدرجة مفرداته في ضوء النظريتين الكلاسيكية والحديثة في القياس.

حدود البحث

يقتصر هذا البحث على:

١ - عينة مكونة من (١٠١٠) من طلاب الفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية بجامعة المنيا الذين يقومون بدراسة مقرر القياس النفسي في العام الجامعي ٢٠١٠-٢٠١١م.

٢ - اختبار تحصيلي في مقرر القياس النفسي من إعداد الباحث.

مصطلحات البحث

- صعوبة المفردة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر: هي نقطة على مقياس القدرة مقابلة لاحتمال الإجابة الصحيحة عن المفردة بمقدار (1 + c)/2، حيث (c) عبارة عن احتمالية إجابة الأفراد ذوي المستويات المنخفضة من القدرة

إجابة صحيحة عن المفردة عن طريق التخمين، ويقدر بارامتر الصعوبة بوحدة اللوجيت (الثوابية، ٢٠١٠: ٥٣٩؛ Baker, 2001: 36).

- صعوبة المفردة في ضوء النظرية الكلاسيكية: هي نسبة الطلاب الذين أجابوا إجابة صحيحة عن المفردة من بين أفراد العينة (Aiken, 2000: 67)، أما في حالة التصحيح من أثر التخمين فإن معامل صعوبة المفردة يتم حسابه من معادلة (٤).

- تمييز المفردة في ضوء النموذج الثلاثي البارامتر (a): عبارة عن ميل منحنى خاصية المفردة عند نقطة انقلاب المنحنى، وهي النقطة التي يكون فيها احتمال إجابة الفرد عن المفردة إجابة صحيحة يساوي (1 + c)/2 (Salvia & Ysseldyke, 1995: 721).

- تمييز المفردة في ضوء النظرية الكلاسيكية: هو معامل الارتباط الثنائي المتسلسل بين درجات المفردة مع درجات الاختبار ككل ... أما تمييز المفردة بعد التصحيح من أثر التخمين فهو معامل الارتباط الثنائي المتسلسل بين درجات المفردة مع درجات الاختبار ككل بعد تصحيح الدرجة الكلية من أثر التخمين (علام، ٢٠٠٠: ٢٨٠-٢٨٤).

- بارامتر تخمين المفردة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر: هو احتمال إجابة الأفراد من ذوي المستويات المنخفضة جداً فيما يقاس عن المفردة إجابة صحيحة، وهو بذلك الجزء المقطوع من محور الصادات)P، ويسمى مستوى شبه الصدفة Pseudo-Chance أو الخط التقاربي الأدنى للمنحنى Lower Asymptote (Yen, 1992: 660).

- درجة الطالب في مادة القياس النفسي في ضوء النظرية الكلاسيكية: هي حاصل جمع درجات المفردات التي أجاب عنها الطالب إجابة صحيحة، أما الدرجة المصححة من أثر التخمين فسيتم حسابها من خلال المعادلة (١).

- درجة الطالب في مادة القياس النفسي في ضوء النموذج الثلاثي البارامتر: هي درجة مقدرة باللوجيت تقدر من خلال الترجيح اللوغاريتمي في معادلة (٥) باستخدام برنامج Param-3pl.

الإطار النظري

النموذج ثلاثي البارامتر:

يعد النموذج ثلاثي البارامتر أحد نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ثنائية الاستجابة Dichotomous Unidimensional IRT Models، وهي النماذج التي تستخدم في تدريج مفردات الاختبار الذي يقيس سمة أو قدرة واحدة تؤثر في إجابات الأفراد عن مفردات الاختبار، والتي يتم تقدير درجة الفرد فيها من بين درجتين هما (صفر أو واحد).

وتعد معادلة النموذج الثلاثي البارامتر هي الحالة العامة لمعادلتي النموذج الثنائي والأحادي البارامتر (Magis & Raîche, 2012: 163) حيث إنه إذا افترضنا عدم تأثير التخمين في احتمال إجابة الطالب عن مفردات الاختبار أي أن (c = 0)، فإن المعادلة (٥) تتحول إلى معادلة نموذج لورد الثنائي البارامتر الآتية:

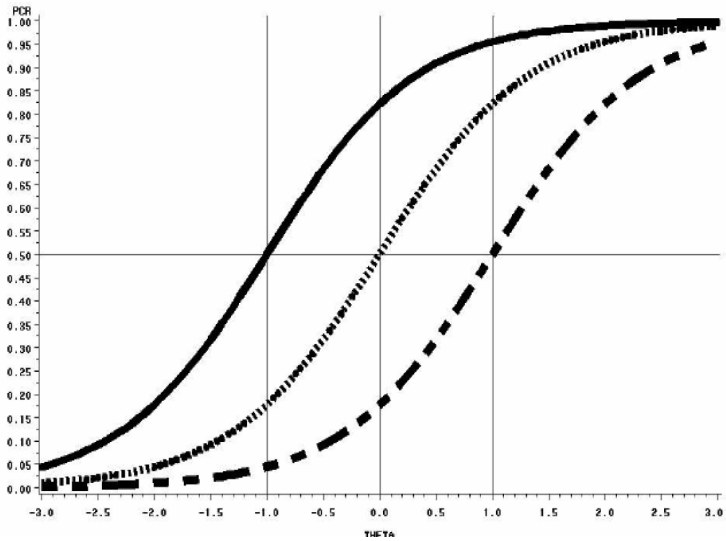
$$P_i(\theta) = \frac{e^{Da_i(\theta - b_i)}}{1+e^{Da_j(\theta - b_i)}} \qquad \text{معادلة (٦)}$$

وفي حالة تساوي جميع مفردات الاختبار في بارامتر التمييز وكانت (a = 1) فإن المعادلة (٦) تتحول إلى معادلة نموذج راش أحادي البارامتر الآتية:

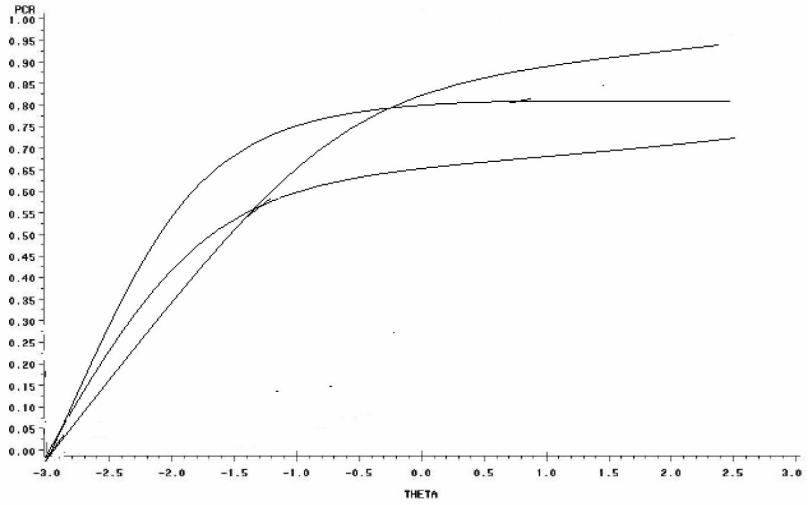
$$P_i(\theta) = \frac{e^{D(\theta - b_i)}}{1+e^{D(\theta - b_i)}} \qquad \text{معادلة (٧)}$$

ويختلف منحنى خصائص المفردة Item Characteristic Curve (ICC) باختلاف النموذج المستخدم في تحليل مفردات الاختبار، ففي النموذجين الأحادي والثنائي البارامتر يبدأ هذا المنحنى من نقطة الصفر على المحور الصادي (احتمال إجابة الطلاب عن المفردة إجابة صحيحة)، وهذا يعني أن

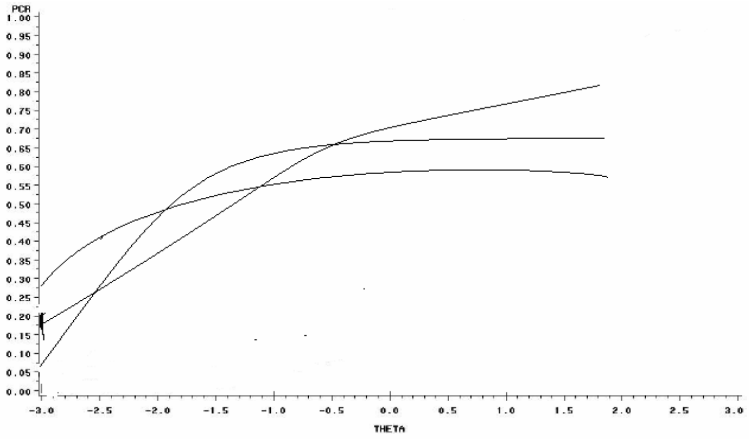
الطلاب منخفضي القدرة فيما تقيسه مفردات الاختبار لم يحاولوا التخمين، ويختلف منحنى خصائص المفردة في حالة النموذج الأحادي عنه في حالة النموذج الثنائي في توازي منحنيات خصائص المفردات في حالة النموذج الأحادي وتقاطعها في حالة النموذج الثنائي؛ وهذا يرجع إلى أن النموذج الثنائي يسمح باختلاف بارامتر تمييز المفردات ولكن النموذج الأحادي يفترض تساوي جميع المفردات في هذا البارامتر (Brogden, 1977: 632). كما يختلف منحنى خصائص المفردات في النموذج الثلاثي البارامتر عن النموذجين الأحادي والثنائي في أن المنحنى لا يبدأ من نقطة الصفر على محور الصادات الذي يمثل الاحتمالية الصحيحة للإجابة؛ ذلك لأن احتمال وصول الأفراد منخفضي القدرة فيما يقيسه الاختبار إلى الإجابة الصحيحة عن المفردة لا يساوي صفراً لوجود احتمالية التخمين (Choppin, 1983: 15)، ويتضح من الأشكال (١، ٢، ٣) الفروق بين منحنيات خصائص ثلاث مفردات في ضوء النماذج الثلاثة.



شكل رقم (١) منحنيات ثلاث مفردات تتباين في بارامتر صعوبتها فقط في النموذج الأحادي البارامتر



شكل رقم (٢) منحنيات ثلاث مفردات تتباين في بارامترات صعوبتها وتمييزها فقط في النموذج الثنائي البارامتر



شكل رقم (٣) منحنيات ثلاث مفردات تتباين في بارامترات صعوبتها وتمييزها وتخمينها في النموذج الثلاثي البارامتر

عينة البحث

تكونت عينة البحث من (١٠١٠) من طلاب الفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية بجامعة المنيا الذين يدرسون مقرر القياس النفسي في العام الجامعي ٢٠١٠-٢٠١١م، وهم يمثلون جميع الطلاب الذين يقوم الباحث بتدريس هذا المقرر لهم عدا الطلاب الغائبين يوم التطبيق، وجدول رقم (١) يوضح توزيع عينة البحث في ضوء الجنس والتخصص.

جدول رقم (١)

توزيع عينة البحث في ضوء الجنس والتخصص.

الفرقة	التخصص		الجنس		مجموع
	العلمي	الأدبي	ذكور	إناث	
طلاب الفرقة الرابعة	١٧٨	٢٩٠	١٢٢	٣٤٦	٤٦٨
طلاب الدبلوم العام	١١٦	٤٢٦	٢٠١	٣٤١	٥٤٢
المجموع	٢٩٤	٧١٦	٣٢٣	٦٨٧	١٠١٠

أداة البحث

قام الباحث بإعداد اختبار تحصيلي في مادة القياس النفسي الذي يتم تدريسه لطلاب الفرقة الرابعة والدبلوم العام بكلية التربية، متبعاً في ذلك الخطوات الآتية:

أ) تحديد الغرض من الاختبار: حيث يهدف الاختبار إلى قياس التحصيل في مقرر القياس النفسي في أربعة مستويات معرفية هي الحفظ، والفهم، والتطبيق، والتحليل.

ب) تحديد المحتوى: يسعى الاختبار إلى قياس التحصيل في أربعة موضوعات، هي: مفاهيم أساسية في القياس النفسي، وأنواع الاختبارات، وشروط الاختبار الجيد، وخطوات بناء اختبار تحصيلي.

ج) تحديد أهداف الاختبار: تم تحديد أهداف الاختبار بحيث تقيس أربعة مستويات معرفية هي الحفظ، والفهم، والتطبيق، والتحليل، وبلغ عدد الأهداف التي يسعى الباحث إلى قياسها ٤٥ هدفاً وكانت هذه الأهداف موزعة على مستويات الأهداف على النحو الآتي:
١١ هدفاً منها في مستوى الحفظ، ٧ أهداف في مستوى الفهم، ٩ أهداف في مستوى التطبيق، ١٨ هدفاً في مستوى التحليل.

د) تحديد الأوزان النسبية لموضوعات المحتوى: وتم ذلك بناء على الزمن المخصص لتدريس كل موضوع من هذه الموضوعات، وكانت هذه الأوزان على النحو التالي:
مفاهيم أساسية في القياس النفسي ٢٥، وأنواع الاختبارات ٣٠، وشروط الاختبار الجيد ٢٠، وخطوات بناء اختبار تحصيلي ٢٥.

هـ) تحديد الأوزان النسبية لمستويات الأهداف: وذلك من خلال قسمة عدد الأهداف في كل مستوى من المستويات على العدد الكلي للأهداف وكانت هذه الأوزان على النحو التالي:
مستوى التذكر ٢٥، مستوى الفهم ١٥، مستوى التطبيق ٢٠، مستوى التحليل ٤٠.

و) تحديد عدد مفردات الاختبار: تم قياس أهداف الاختبار من خلال ٦٠ مفردة صيغت جميعها على هيئة اختيار من متعدد يتم فيها اختيار بديل واحد صحيح من بين أربعة بدائل.

ز) وضع جدول مواصفات الاختبار: وذلك لضمان توزيع مفردات الاختبار بما يتناسب مع الأوزان النسبية لموضوعات المحتوى ومستويات الأهداف المختلفة.

ح) التأكد من صدق الاختبار: وذلك من خلال عرض الاختبار على السادة المحكمين من أعضاء هيئة التدريس بقسم علم النفس التربوي ممن يقومون بتدريس المقرر، وكان عددهم ٧ محكمين؛ وذلك للوقوف على قياس المفردة للهدف المراد قياسه، وصحة الصياغة اللغوية للمفردة، ومناسبتها للطلاب، وقد أفاد جميع المحكمين بملاءمة المفردات لقياس

الأهداف التي وضعت لقياسها وكذلك مناسبتها للطلاب، وقد اقترح بعضهم إعادة الصياغة اللغوية لبعض المفردات كما في جدول رقم (٢).

جدول رقم (٢)

مفردات الاختبار التحصيلي المعدلة بعد العرض على السادة المحكمين

م	المفردة قبل التعديل	المفردة بعد التعديل
١	نسبة التباين الحقيقي بين درجات المفحوصين إلى التباين الكلي في الدرجات تعبر عن..... أ) معامل الصدق ب) معامل الثبات ج) معامل الصعوبة د) معامل التمييز	نسبة التباين الحقيقي بين درجات المفحوصين إلى التباين الكلي في الدرجات تعبر عن معامل..... أ) الصدق ب) الثبات ج) الصعوبة د) التمييز
٢	يحدد صدق الاتساق الداخلي عن طريق..... أ) التحليل العاملي للعوامل المكونة للاختبار ب) معامل الارتباط بين الاختبار والمحك. ج) معامل الارتباط بين نصفين متكافئين للاختبار د) معامل الارتباط بين كل مفردة والدرجة الكلية	يحسب الاتساق الداخلي عن طريق..... أ) التحليل العاملي للعوامل المكونة للاختبار ب) معامل الارتباط بين الاختبار والمحك. ج) معامل الارتباط بين نصفين متكافئين للاختبار د) معامل الارتباط بين كل مفردة والدرجة الكلية
٣	يتم التأكد من صدق..... من خلال مقارنة مفردات الاختبار بالأهداف المراد قياسها أ) المحتوى ب) التحليل العاملي ج) المحك د) المقارنة الطرفية	تحديد مدى قياس مفردات الاختبار التحصيلي للأهداف المراد قياسها يعني صدق..... أ) المحتوى ب) التحليل العاملي ج) المحك د) المقارنة الطرفية
٤	عند الرغبة في قياس السلوك العدواني عند الأطفال فإن أفضل أدوات القياس لهذا الغرض:.... أ) الاختبار. ب) الاستفتاء. ج) بطاقة الملاحظة. د) المقابلة الشخصية.	أفضل أداة لقياس السلوك العدواني عند الأطفال هي..... أ) الاختبار. ب) الاستفتاء. ج) بطاقة الملاحظة. د) المقابلة الشخصية.

ط) إجراء التعديلات السابقة على مفردات الاختبار، وتصميم ورقة للإجابة، ووضع تعليمات الاختبار، والوصول إلى صورة الاختبار التي سيتم تطبيقها على عينة البحث.

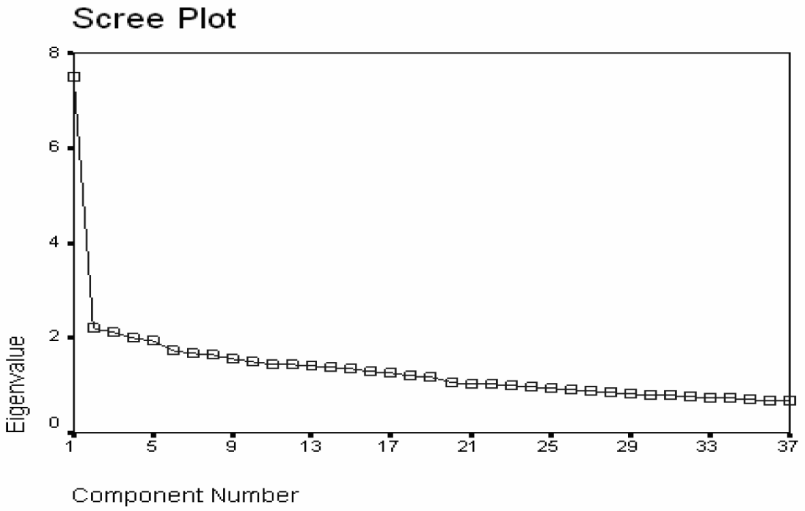
نتائج البحث

بعد تطبيق أداة البحث على عينة البحث قام الباحث بالخطوات الآتية:

الإجابة عن السؤال الأول:

للإجابة عن السؤال: هل تتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة على البيانات المستمدة من تطبيق مفردات اختبار القياس النفسي على عينة البحث؟ ــ قام الباحث بما يلي:

أ) التحقق من شرط أحادية البعد: عن طريق إجراء التحليل العاملي الاستكشافي للبيانات المستمدة من تطبيق الاختبار، وأسفرت نتائجه عن وجود عامل أساسي يؤثر في استجابات أفراد العينة على مفردات الاختبار، واتضح ذلك من خلال نسبة الجذر الكامن للعامل الأول (٧,٢٧) إلى الجذر الكامن للعامل الثاني (٢,١٣)، وبلغت هذه النسبة (٣,٤٢) وهي تزيد عن القيمة (٢) التي اشترطها (Reckase, 1979 In: Önder, 2007: 213; Georgiev, 2008: 10) كحد أدنى لتحقق افتراض أحادية البعد، وهذا يؤكد وجود عامل واحد يؤثر في استجابات الأفراد عن مفردات الاختبار، ويتضح ذلك من التوزيع البياني Scree Plot لقيم الجذور الكامنة لعوامل الاختبار كما في شكل رقم (٤).



شكل رقم (٤) التمثيل البياني لقيم الجذور الكامنة لعوامل الاختبار

ب) التحقق من شرط الاستقلال الموضعي: وهو يعني ألا تعتمد إجابة الفرد عن أي مفردة من مفردات المقياس على إجابته عن أي مفردة أخرى من مفردات المقياس؛ أي تستقل المفردات عن بعضها (Ueno, 2002: 59)، وأشار (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991: 9-10) إلى أن تحقق افتراض أحادية البعد يؤكد تحقق افتراض الاستقلال الموضعي.

وقد قام الباحث بالتحقق من شرط الاستقلال الموضعي عن طريق حساب معاملات الارتباط بين مفردات الاختبار، وتراوحت معاملات الارتباط بين مفردات الاختبار للمجموعة العليا بين (٠,٠٠٣، ٠,١٢) بمتوسط قدره (٠,٠٨)، وتراوحت معاملات الارتباط بين مفردات الاختبار للمجموعة الدنيا بين (٠,٠٣، ٠,١٩) بمتوسط قدره (٠,١٢)، كما تراوحت معاملات الارتباط بين مفردات الاختبار لكل أفراد العينة بين (٠,٠٩، ٠,٢١) بمتوسط قدره (٠,١٧)، ويتضح من خلال ذلك اقتراب جميع معاملات الارتباط من الصفر، وانخفاض قيمتي متوسطي معاملات الارتباط بين المفردات للمجموعة العليا والمجموعة الدنيا عن قيمة متوسط معاملات الارتباط بين المفردات للعينة ككل، وهذا يدل على تحقق افتراض الاستقلال الموضعي لمفردات الاختبار (Önder, 2007: 215).

ج) التحرر من السرعة: رغم ما أشار إليه (عبد الحافظ، ١٩٩٩: ٦٣) من أنه يمكن استخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر في حالة اختبارات السرعة؛ معللاً ذلك بأن تأثير عامل السرعة في الاختبارات الموضوعية يؤدي إلى اتجاه الأفراد إلى التخمين، وهذا البارامتر يعالج من خلال النموذج الثلاثي البارامتر إلا أن الباحث راعى أثناء تطبيقه للاختبار أن يعطي الطلاب الوقت الكافي للانتهاء من الإجابة عن مفردات الاختبار، وبذلك فإن عامل السرعة في الإجابة عن مفردات الاختبار لا يؤثر في تقديراتهم في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة. وبتحقق الشروط الثلاثة السابقة تتحقق افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة مما يسمح باستخدام أحد نماذجها.

الإجابة عن السؤال الثاني:

للإجابة عن السؤال: - هل تختلف المفردات المقبولة في الاختبار التحصيلي وفق النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين ووفق النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟ - قام الباحث بتحليل مفردات الاختبار في الحالات الثلاثة وفق الخطوات الآتية:

١ - في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين:

- تم حساب معاملات صعوبة المفردات وقد تراوحت بين (٠,١٢ : ٠,٩٢)، وكان عدد المفردات التي تراوحت معاملات صعوبتها بين (٠,٢٥ : ٠,٧٥) يساوي ٤٧ مفردة (ملحق ١).
- كما تم حساب معاملات التمييز وقد تراوحت بين (-٠,١٢ : ٠,٦٦)، وكان عدد المفردات التي يزيد معامل تمييزها عن (٠,٣) يساوي ٤٤ مفردة (ملحق ١).
- كان عدد المفردات المقبولة في ضوء معاملي الصعوبة والتمييز قبل تصحيح كل منهما من أثر التخمين ٣٧ مفردة كما في جدول رقم (٣)، وكان معامل كيودر ريتشاردسون للمفردات المقبولة يساوي ٠,٨٣٠ مما يدل على تمتع الاختبار بدرجة ثبات مقبولة.

٢ - في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين:

- تم حساب معاملات صعوبة المفردات بعد تصحيح معامل الصعوبة من أثر التخمين باستخدام معادلة (٤) وتراوحت بين (-٠,١٨ : ٠,٨٩)، وكان عدد المفردات التي تراوحت معاملات صعوبتها بين (٠,٢٥ : ٠,٧٥) يساوي ٤٦ مفردة (ملحق ١).
- كما تم حساب معاملات التمييز بعد تصحيح أثر التخمين وتراوحت بين (-٠,١١ : ٠,٦٧)، وكان عدد المفردات التي يزيد معامل تمييزها عن (٠,٣) يساوي ٤٧ مفردة (ملحق ١).

- كان عدد المفردات المقبولة في ضوء معاملي الصعوبة والتمييز بعد تصحيح كل منهما من أثر التخمين ٣٨ مفردة كما في جدول رقم (٣)، وكان معامل كيودر ريتشاردسون للمفردات المقبولة يساوي ٠,٨٣٨ مما يدل على تمتع الاختبار بدرجة ثبات مقبولة.

٣ - في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر:

- تم حساب بارامترات الصعوبة لمفردات الاختبار في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر باستخدام برنامج Param-3pl وتراوحت بين (- ٣,٥٧: ٣ لوجيت)، وكان عدد المفردات التي تراوحت بارامترات صعوبتها بين (- ٢,٩٥: ٢,٩٥ لوجيت) (وفق افتراضات النموذج ثلاثي البارامتر) يساوي ٥٧ مفردة (ملحق ١).

- كما تم حساب بارامترات التمييز لمفردات الاختبار وقد تراوحت بين (٠,٢٢: ٥)، وكان عدد المفردات التي يزيد بارامتر تمييزها عن (٠,٣) يساوي ٥٧ مفردة (ملحق ١).

- كما تم حساب بارامتر التخمين لمفردات الاختبار وقد تراوحت قيمته بين (٠,٠٠: ٠,٧٩)، وكان عدد المفردات التي يقل بارامتر تخمينها عن (٠,٤) يساوي ٤٣ مفردة (ملحق ١).

- كان عدد المفردات المقبولة في بارامترات الصعوبة والتمييز والتخمين في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر ٣٧ مفردة، وكان المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لبارامترات الصعوبة للمفردات المقبولة (-٠,٠٣٣، ٠,٩٢) على الترتيب، ولبارامترات التمييز (٠,٨٢، ٠,٤٦) على الترتيب، ولبارامترات التخمين (٠,١٥، ٠,١٤) على الترتيب، وجدول رقم (٣) يوضح أرقام المفردات المقبولة في الحالات الثلاثة السابقة، وكان معامل كيودر ريتشاردسون للمفردات المقبولة يساوي ٠,٨٣٥ مما يدل على تمتع الاختبار بدرجة ثبات مقبولة.

جدول رقم (٣)

المفردات المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل وبعد تصحيح أثر التخمين والنموذج ثلاثي البارامتر

أرقام المفردات المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين	أرقام المفردات المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين	أرقام المفردات المقبولة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر
١، ٢، ٣، ٧، ٩، ١٢، ١٣، ١٨، ١٩، ٢١، ٢٢، ٢٤، ٢٥، ٢٧، ٢٨، ٢٩، ٣٢، ٣٣، ٣٥، ٣٩، ٤٠، ٤١، ٤٣، ٤٥، ٤٦، ٤٧، ٤٨، ٤٩، ٥١، ٥٢، ٥٣، ٥٤، ٥٥، ٥٦، ٥٧، ٥٩، ٦٠	١، ٢، ٣، ٤، ٧، ٩، ١٢، ١٣، ١٧، ١٨، ١٩، ٢٢، ٢٣، ٢٤، ٢٥، ٢٧، ٢٨، ٢٩، ٣٢، ٣٣، ٣٤، ٣٥، ٣٧، ٤٠، ٤٣، ٤٥، ٤٦، ٤٧، ٤٨، ٤٩، ٥١، ٥٢، ٥٣، ٥٤، ٥٥، ٥٦، ٥٧، ٦٠	١، ٢، ٧، ٩، ١٣، ١٥، ١٧، ١٨، ١٩، ٢٠، ٢٢، ٢٣، ٢٥، ٢٦، ٢٧، ٢٨، ٢٩، ٣٠، ٣٢، ٣٣، ٣٤، ٣٥، ٣٨، ٣٩، ٤٠، ٤١، ٤٢، ٤٣، ٤٦، ٤٧، ٤٨، ٤٩، ٥١، ٥٥، ٥٦، ٥٧، ٥٩

ويلاحظ من جدول رقم (٣) أن هناك اختلافاً في المفردات المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين وفي ضوء النموذج ثلاثي البارامتر، وأن ٢٥ مفردة فقط مقبولة في الحالات الثلاثة من بين ٦٠ مفردة أي بنسبة ٤٢ من المفردات.

ولمعرفة دلالة الفرق بين النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين والنموذج ثلاثي البارامتر في قبول أو عدم قبول المفردات تم استخدام اختبار مربع كاي كما في جدول رقم (٤) التالي:

جدول رقم (٤)

الفروق بين المفردات المقبولة وغير المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد تصحيح أثر التخمين وفي ضوء النموذج ثلاثي البارامتر باستخدام اختبار مربع كاي (ن = ٦٠)

النموذج ثلاثي البارامتر / النظرية الكلاسيكية بعد تصحيح أثر التخمين	المفردات المقبولة	المفردات غير المقبولة	مربع كاي
المفردات مقبولة	٢٨	١٠	٦,٣٣
المفردات غير مقبولة	٩	١٣	

ويتضح من جدول رقم (٤) أن هناك فرقاً دالاً إحصائياً بين النموذج ثلاثي البارامتر والنظرية الكلاسيكية بعد تصحيح أثر التخمين في قبول أو عدم قبول المفردات حيث كانت قيمة مربع كاي (٦,٣٣) وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠٢) ودرجة حرية قدرها (١) إذ إن القيمة الحرجة عند هذا المستوى تساوي ٥,٤١، مما يؤكد اختلاف النموذج ثلاثي البارامتر عن النظرية الكلاسيكية في معالجتهم لأثر التخمين عند قبول أو رفض المفردات.

الإجابة عن السؤال الثالث:

للإجابة عن السؤال: - هل توجد فروق دالة إحصائياً بين **معامل ارتباط** معاملات صعوبة مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، **ومعامل ارتباط** معاملات صعوبة مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟ - قام الباحث بما يلي:

- تحويل معاملات الصعوبة المحسوبة في ضوء النظرية الكلاسيكية إلى قيم Z المعيارية وذلك لتحويل قيم معاملات الصعوبة إلى قيم مناسبة للقياس الفتري interval، وذلك حتى يتسنى استخدام معامل ارتباط بيرسون في حساب العلاقة الارتباطية.
- حساب معامل الارتباط (ر) بين معاملات صعوبة المفردات (ن = ٦٠) المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين وبعد التصحيح من أثر التخمين (بعد تحويلها إلى القيم المعيارية) وكانت قيمته (٠,٩٩٥)، وهو معامل ارتباط طردي قوي دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١)، ويدل هذا الارتفاع في معامل الارتباط على أن معادلة (٤) المستخدمة في تصحيح معاملات الصعوبة من أثر التخمين في ضوء النظرية الكلاسيكية لا تؤدي إلى اختلافات جوهرية في قيم معاملات الصعوبة، وهذا يدل على أن استخدام

هذه المعادلة لا يفيد كثيراً في تصحيح معاملات الصعوبة من اثر التخمين في ضوء النظرية الكلاسيكية.

- حساب معامل الارتباط (رب) بين معاملات صعوبة المفردات المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين (بعد تحويلها إلى القيم المعيارية)، والمقدرة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر وكانت قيمته (- ٠,٧٢٥)، وهو معامل ارتباط عكسي دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١)، ويفسر هذا الارتباط العكسي بين معاملات الصعوبة في الحالتين بأن معامل الصعوبة في ضوء النظرية الكلاسيكية يتم حسابه من خلال نسبة الطلاب الذين أجابوا إجابة صحيحة عن المفردة إلى العدد الكلي للطلاب، وبذلك فإنه كلما زادت قيمة معامل صعوبة المفردة زاد احتمال إجابتها بطريقة صحيحة، وهذا على النقيض من بارامتر صعوبة المفردة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر، والذي كلما زادت قيمته قل احتمال إجابة المفردة بطريقة صحيحة.

- حساب معامل الارتباط (رج) بين معاملات صعوبة المفردات المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين (بعد تحويلها إلى القيم المعيارية)، وتلك المقدرة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر وكانت قيمته (- ٠,٧٢٦)، وهو معامل ارتباط عكسي دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١)، وتفسر العلاقة العكسية بنفس التفسير في الحالة السابقة.

- استخدم الباحث معادلة (Steiger, 1980: 274) للمقارنة بين معامل الارتباط (رأ) وقيمته (٠,٩٩٥) ومعامل الارتباط (رب) وقيمته (٠,٧٢٥) بغض النظر عن الإشارة السالبة، وكانت قيمة z تساوي ١٣,٨٨٩ وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١)، وهذا يدل على وجود فرق دال إحصائياً بين معاملي الارتباط (رأ، رب) كما يدل على أن ارتباط معاملات الصعوبة المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة قبل التصحيح من أثر التخمين يختلف اختلافاً جوهرياً عن ارتباط معاملات الصعوبة المقدرة وفق النموذج ثلاثي البارامتر بتلك المقدرة وفق النظرية

الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين، وهذا يدل على وجود اختلاف جوهري بين معاملات الصعوبة المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين وتلك المقدرة وفق النموذج ثلاثي البارامتر. وهذا يدل أيضاً على اختلاف معالجة النموذج الثلاثي البارامتر لعامل التخمين عند تقديره لبارامترات الصعوبة عن الطريقة التي يتم من خلالها تصحيح قيمة معاملات الصعوبة من أثر التخمين في ضوء النظرية الكلاسيكية.

الإجابة عن السؤال الرابع:

للإجابة عن السؤال: - هل توجد فروق دالة إحصائياً بين **معامل ارتباط** معاملات تمييز مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، **ومعامل ارتباط** معاملات تمييز مفردات الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟ - قام الباحث بما يلي:

- تحويل معاملات التمييز المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية إلى قيمة (Z - Fisher)؛ وذلك لأن معامل الارتباط الثنائي المتسلسل المستخدم في حساب معامل التمييز في ضوء النظرية الكلاسيكية لا يعطي نتائج خطية (Hinkle, Wiersma & Jurs, 1988 in Fan, 1998: 363).
- حساب معامل الارتباط ($ر_د$) بين معاملات تمييز المفردات (ن = ٦٠) المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين ومعاملات التمييز المقدرة بعد التصحيح من أثر التخمين وكانت قيمته (٠,٩٩٥)، وهو دال إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١)، وهذا يدل على أنه لا يوجد أي اختلاف ملحوظ بين معاملات التمييز في الحالتين وبالتالي تصحيح معامل التمييز باستخدام النظرية الكلاسيكية من أثر التخمين لا يؤثر كثيراً في النتائج.
- حساب معامل الارتباط ($ر_ه$) بين معاملات التمييز المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين وبارامترات التمييز المقدرة في

ضوء النموذج ثلاثي البارامتر وكانت قيمته (٠,٤٨)، وهو دال إحصائياً عند ٠,٠١.

- حساب معامل الارتباط ($ر_و$) بين معاملات التمييز المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين وبارامترات التمييز المقدرة في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر وكانت قيمته (٠,٤٥٩)، وهو دال إحصائياً عند ٠,٠١.
- استخدم الباحث معادلة (Steiger,1980: 247) للمقارنة بين معامل الارتباط ($ر_د$) وقيمته (٠,٩٩٥) ومعامل الارتباط ($ر_{هـ}$) وقيمته (٠,٤٨)، وكانت قيمة z تساوي ١٥,٠٤٦ وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١)، وهذا يدل على وجود فرق دال إحصائياً بين معاملي الارتباط ($ر_د$، $ر_{هـ}$) وهذا يدل على أن ارتباط معاملات التمييز المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة قبل التصحيح من أثر التخمين يختلف اختلافاً جوهرياً عن ارتباط معاملات التمييز المقدرة وفق النموذج ثلاثي البارامتر بتلك المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين، وهذا يدل على وجود اختلاف جوهري بين معاملات التمييز المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين وتلك المقدرة وفق النموذج ثلاثي البارامتر، وهذا يدل أيضاً على اختلاف معالجة النموذج الثلاثي البارامتر لعامل التخمين عند تقديره لبارامترات التمييز عن معالجة الطريقة المستخدمة في النظرية الكلاسيكية لأثر التخمين.

الإجابة عن السؤال الخامس:

للإجابة عن السؤال: - هل توجد فروق دالة إحصائياً بين **معامل ارتباط** تقديرات الطلاب في الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، **ومعامل ارتباط** تقديرات الطلاب في الاختبار عند تقديرها في ضوء النظرية الكلاسيكية بدون التصحيح من أثر التخمين بتلك المقدرة باستخدام النموذج اللوغاريتمي ثلاثي البارامتر؟ - قام الباحث بما يلي:

- تقدير درجات الطلاب في اختبار القياس النفسي من خلال جمع درجات الطلاب (ن= ١٠١٠) على مفردات الاختبار المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين، وقد تراوحت درجاتهم بين (٧، ٣٦) بمتوسط حسابي ٢١,٧٧، وانحراف معياري ٦,٧٤.
- تقدير درجات الطلاب على مفردات المقياس المقبولة في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، وتم استخدام معادلة (١) لتصحيح الدرجة من أثر التخمين، وتراوحت درجات الطلاب المصححة بين (-٢، ٣٦,٦٧) بمتوسط حسابي ١٨,٨٩، وانحراف معياري ٩,١٣.
- تقدير قدرات الطلاب في مادة القياس النفسي على المفردات التي تحقق افتراضات النموذج ثلاثي البارامتر من خلال دالة الترجيح اللوغاريتمي، وقد تراوحت تقديرات الطلاب بين (-٣,٠٣: ١,٨٤) (باللوجيت) بمتوسط حسابي (- ٠,١١١ لوجيت) وانحراف معياري (١,١٤).
- حساب معامل الارتباط (رز) بين تقديرات الطلاب (ن = ١٠١٠) وفق النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين وبعد التصحيح من أثر التخمين وكانت قيمته ٠,٩٨٢ وهي دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١)، وارتفاع قيمة معامل الارتباط يدل على أن معادلة التصحيح من أثر التخمين (معادلة ١) في النظرية الكلاسيكية لا تؤثر كثيراً في تغيير تقديرات الطلاب، وهذا يدل على عدم قدرتها على التفرقة بين الطلاب الذين يلجأون للتخمين والذين لا يلجأون للتخمين.
- حساب معامل الارتباط (رح) بين تقديرات الطلاب وفق النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين وتقديراتهم المقدرة وفق النموذج ثلاثي البارامتر وكانت قيمته ٠,٩١٧ وهي دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١).
- حساب معامل الارتباط (رط) بين تقديرات الطلاب وفق النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين وتقديراتهم المقدرة وفق النموذج ثلاثي البارامتر وكانت قيمته ٠,٩٢٥ وهي دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠٠١).

- المقارنة بين (رح، رز) باستخدام معادلة (Steiger, 1980: 247) للمقارنة بين معامل الارتباط (رح) ومعامل الارتباط (رو) وكانت قيمة z تساوي ٢٨,٢٢٤ وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى (٠,٠١)، وهذا يدل على وجود فرق دال إحصائياً بين معاملي الارتباط (رح) و (رو) وهذا يدل على اختلاف تقديرات الطلاب المقدرة في ضوء النموذج الثلاثي البارامتر عن تقديراتهم المقدرة وفق النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين، وهذا يدل على اختلاف معالجة النموذج ثلاثي البارامتر لأثر التخمين عند تقدير إحصائيات الأفراد عن الطريقة المستخدمة لمعالجة أثر التخمين وفق النظرية الكلاسيكية.

تفسير النتائج السابقة والتعقيب عليها

يلاحظ من النتائج السابقة وجود اختلاف معالجة النموذج ثلاثي البارامتر لأثر التخمين عن معالجة الطرق المستخدمة وفق النظرية الكلاسيكية لهذا الأثر عند تقدير معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز وقدرات الطلاب، وهذا قد يرجع إلى تعامل النموذج ثلاثي البارامتر عند معالجته لأثر التخمين مع كل مفردة على حدة عند تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات وليس الدرجة الكلية للاختبار كما في النظرية الكلاسيكية، كما أن نظرية الاستجابة للمفردة بكل نماذجها تحقق شرطيين رئيسين من شروط الموضوعية في القياس النفسي لا يتم تحققهما في ضوء النظرية الكلاسيكية، وهما: استقلال تقدير خصائص المفردات (الصعوبة والتمييز والتخمين) عن عينة الأفراد التي يطبق عليها هذه المفردات، وكذلك استقلال تقدير قدرات الأفراد فيما يقاس عن عينة المفردات التي يقومون بالإجابة عنها فيما يعرف بظاهر عدم التغاير (Baker, 2001: 36) Invariance، وهذا بسبب اعتماد نظرية الاستجابة للمفردة على طريقة الترجيح اللوغاريتمي ودالة الاحتمالات عند تقدير هذه الإحصائيات وهذا ما لا يتوفر في ضوء النظرية الكلاسيكية، كما أن تقدير النموذج ثلاثي البارامتر درجة للخطأ المعياري لكل فرد من أفراد العينة على حدة في ضوء درجة اتساق إجاباته عن مفردات الاختبار يؤدي إلى دقة تقدير قدراته، وهذا لا يتحقق

أيضاً في ضوء النظرية الكلاسيكية التي تقدر خطأ معيارياً واحداً لكل الأفراد بغض النظر عن اتساق إجاباتهم عن مفردات الاختبار.

وتلخيصاً لمجمل النتائج السابقة يُلاحَظ أن معادلة التصحيح من أثر التخمين في ضوء النظرية الكلاسيكية لم تقدم نتائج تختلف كثيراً عن النتائج التي تم الحصول عليها بدون التصحيح من أثر التخمين، عند تقدير قدرة الطلاب في القياس النفسي، وعند تقدير بارامترات الصعوبة والتمييز، ولكن اختلفت المفردات المقبولة في الحالتين فقط، وهذا مؤشر إلى عدم فعالية الطرق المستخدمة في معالجة أثر التخمين في ضوء النظرية الكلاسيكية في تحقيق هذا الهدف.

أما النموذج ثلاثي البارامتر فقدم نتائج تختلف كثيراً عن نتائج النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين سواء عند تقدير قدرات الطلاب أو عند تقدير بارامترات الصعوبة والتمييز أو عند قبول أو رفض المفردات، وهذا يدل على اختلاف معالجة هذا النموذج لتأثير التخمين في إحصائيات الأفراد والمفردات عن تلك الطرق المستخدمة في ضوء النظرية الكلاسيكية، ونظراً لما تتمتع به نظرية الاستجابة للمفردة من مزايا تتفوق من خلالها على جوانب القصور التي تعاني منها النظرية الكلاسيكية فإنه يفضل استخدام النموذج ثلاثي البارامتر لمعالجة أثر التخمين عند تقدير إحصائيات الأفراد والمفردات.

أوجه الاستفادة من البحث

يستفاد من البحث الحالي فيما يلي:

- يثير هذا البحث وعي الباحثين في علم النفس نحو مزايا نظرية الاستجابة للمفردة في القياس.
- يقدم البحث الحالي لمعدي اختبارات التعرف حلاً أفضل لمشكلة التخمين في تحليل مفردات الاختبارات وتقدير قدرات الأفراد، وذلك عن طريق استخدام النموذج ثلاثي البارامتر.

- يساعد هذا البحث الباحثين الراغبين في استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في معرفة الخطوات العملية للتأكد من تحقق افتراضاتها.

البحوث المقترحة

- المقارنة بين درجة استقرار تقديرات الأفراد وبارامترات المفردات في ضوء النظرية الكلاسيكية وفي ضوء النموذج ثلاثي البارامتر على اختبار تصاغ مفرداته مرة على هيئة أسئلة قصيرة الإجابة (كأحد أنواع أسئلة الاستدعاء التي لا تعاني كثيراً من التخمين)، وتصاغ مفرداته مرة أخرى على هيئة أسئلة اختيار من متعدد.
- المقارنة بين تقديرات الأفراد وبارامترات المفردات في ضوء النموذج الأحادي والثنائي والثلاثي البارامتر على اختبار اختيار من متعدد.
- المقارنة بين النظرية الكلاسيكية بعد تصحيح أثر التخمين والنموذج ثلاثي البارامتر في تقدير معامل ثبات اختبار اختيار من متعدد.
- المقارنة بين الطرق المختلفة في تقدير الدرجات وفق النظرية الكلاسيكية (الطريقة التقليدية وطريقة دفنر الوزنية وأسلوب الدرجات الذاتية ...الخ) وتقدير الدرجات وفق النموذج ثلاثي البارامتر على اختبار اختيار من متعدد.

Comparison of Classical Test Theory and Three Parameter Logistic Model in Processing Guessing Effect when Estimating Item/Person Statistics for Multiple-Choice Test

Dr. Mohammed M. Abdelwahab
Faculty of Education
Al-Minia University - A.R.E

Abstract

The present research aims to compare Classical Test Theory (CTT) to Three Parameter Logistic Model (3PLM) in processing the effect of guessing when estimating item statistics (difficult, and discrimination parameter) and person statistics (represented at the ability of senior students and general diploma students in the Faculty of Education - Minia University) in multiple-choice achievement test in psychological measurement course. The difference between these statistics estimated with CTT before the correction of guessing, CTT after the correction of guessing and 3PLM were explored. The findings indicated that there was no significant difference between CTT after the correction of guessing statistics and CTT before the correction of guessing statistics but there was a significant difference between 3PLM statistics and CTT before the correction of guessing statistics. The results furthermore demonstrated that there was a significant difference between 3PLM statistics and CTT methods in processing the effect of guessing when estimating item/person statistics for multiple-choice test.

المراجع

١ - أبو جراد، حمدي يونس (٢٠٠٨). استخدام نموذج راش في تطوير اختبار كاتل الثالث للذكاء الصورة (أ). **مجلة الجامعة الإسلامية** (سلسلة الدراسات الإنسانية)، جامعة القدس المفتوحة - فلسطين، ١٦(٢)، ٥٥٥-٥٨٣.

٢ - أبو لبدة، سبع محمد (٢٠٠٠). **مبادئ القياس والتقييم التربوي للطالب الجامعي والمعلم العربي** (ط٦). عمان: المطابع التعاونية.

٣ - الأحمدي، يحيى (١٩٩٠). أثر التخمين على البنية العاملية للاختبارات المعرفية. **مجلة البحث في التربية وعلم النفس**، كلية التربية - جامعة المنيا، ٣(٤)،٢٣٧ - ٢٦٠.

٤ - الثوابية، أحمد محمود (٢٠١٠). أثر حجم العينة على تقدير صعوبة الفقرة والخطأ المعياري في تقديرها باستخدام نظرية الاستجابة للفقرة. **مجلة جامعة دمشق، ٢٦**(١)، ٥٢٥- ٥٥٦.

٥ - الشريفين، نضال كمال (٢٠٠٦). الخصائص السيكومترية لاختبار محكي المرجع في القياس والتقويم التربوي وفق النظرية الحديثة في القياس التربوي والنفسي. **مجلة العلوم التربوية والنفسية**، كلية التربية - جامعة البحرين، ٧(٤)، ٨٠-١٠٧.

٦ - الشريفين، نضال وطعامنة، إيمان (٢٠٠٩). أثر عدد البدائل في اختبار الاختيار من متعدد في تقديرات القدرة للأفراد والخصائص السيكومترية للفقرات والاختبار وفق نموذج راش في نظرية الاستجابة للفقرة. **المجلة الأردنية في العلوم التربوية**، ٥(٤)، ٣٠٩ - ٣٣٥.

٧ - الطريري، عبد الرحمن سليمان (١٩٩٦). الخصائص السيكومترية لاختبار الذكاء الإعدادي باستخدام نموذج راش. **دراسات نفسية**، ٦(٤)، ٤٥٧-٤٧٣.

٨ - الطريري، عبد الرحمن سليمان (١٩٩٧). **القياس النفسي والتربوي: نظريته، أسسه، تطبيقاته**. الرياض، مكتبة الرشد.

٩ - حمادنة، إياد محمد (٢٠٠٩). استخدام نظرية الاستجابة للمفردة في بناء اختبار محكي المرجع في الرياضيات وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعلم. **مجلة العلوم التربوية والنفسية**، ١٠(٢)، ٢١٥-٢٣٨.

١٠ - دودين، حمزة محمد (٢٠٠٤). استخدام نظرية الاستجابة على الفقرة في تحليل الاستجابات على اختبار المهارات الكمية لدى طلاب الجامعة. **المجلة التربوية**، ١٨(٧٢)، ١٠٥ - ١٢٥.

١١ - راشد، رحاب بنت سعيد (٢٠٠٧). مقارنة بين النظرية الكلاسيكية للاختبار ونظرية الاستجابة للمفردة في تقدير قدرات الأفراد ومدى استقرار مؤشرات المفردات الاختبارية. رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية، جامعة السلطان قابوس.

١٢ - عبد الحافظ، شحتة عبد المولى (١٩٩٩). تقويم بناء الاختبارات المرجعة إلى المحك/ المعيار في ضوء نظرية الاستجابة للمفردة والنظرية التقليدية. رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التربية، جامعة عين شمس.

١٣ - علام، صلاح الدين محمود (١٩٨٥). تحليل بيانات الاختبارات العقلية باستخدام نموذج راش اللوغاريتمي الاحتمالي (دراسة تجريبية). **المجلة العربية للعلوم الإنسانية**، جامعة الكويت، (١٧)، ١٠٠-١٢٤.

١٤ - علام، صلاح الدين محمود (١٩٩١). أثر المواقف الاختبارية جماعية المرجع ومحكية المرجع في مستويات التخمين وسلوك المخاطرة والأداء في علم النفس (دراسة تجريبية). **مجلة علم النفس**، (١٨، ١٩)، ٩٨-١٠٦.

١٥ - علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠٠). **القياس والتقويم التربوي والنفسي: أساسياته وتطبيقاته وتوجهاته المعاصرة** (ط١). القاهرة، دار الفكر العربي.

١٦ - علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠١). **الاختبارات التشخيصية مرجعية المحك في المجالات التربوية والنفسية والتدريبية** (ط٢). القاهرة، دار الفكر العربي.

١٧- علام، صلاح الدين محمود (٢٠٠٥). **نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي** (ط١). القاهرة، دار الفكر العربي.

١٨- علي، ديانا فهمي (٢٠١٠). علاقة الحكمة الاختبارية بالأداء الناتج من اختبار تحصيلي ذي اختيار من متعدد مبني وفق نموذج راش لدى طالبات كلية التربية للبنات الأقسام الأدبية بجامعة أم القرى. رسالة دكتوراه غير منشورة، كلية التربية، جامعة أم القرى.

١٩- عودة، أحمد (١٩٩٢). مدى التوافق بين نموذج راش والمؤشرات التقليدية في اختيار فقرات مقياس اتجاه سباعي التدريج. **مجلة كلية التربية**، جامعة الإمارات، (٨)، ١٥٣-١٧٩.

٢٠- فهيد، محمد حسين (٢٠١٠). بعض طرق تصحيح التخمين وأثرها على خاصيتي الصدق والثبات لاختبار اختيار من متعدد. رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية، جامعة أم القرى.

٢١- كاظم، أمينة محمد (١٩٨٨). **استخدام نموذج راش في بناء اختبار تحصيلي في علم النفس وتحقيق التفسير الموضوعي للنتائج**. الكويت، جامعة الكويت.

٢٢- محمد، محمد محمود (٢٠٠٧). أثر برنامج تدريبي لمهارة حكمة الاختبار على مستوى الأداء التحصيلي وقلق الاختبار لدى عينة من طلبة كلية التربية بالمنيا. رسالة ماجستير غير منشورة، كلية التربية، جامعة المنيا.

٢٣- مطلك، فاطمة عباس (٢٠٠٨). قياس مستوى الحكمة الاختبارية لدى الطلبة المتميزين والمتميزات وأقرانهم الاعتياديين من المرحلة الإعدادية (دراسة مقارنة) في مركز محافظة نينوي. **مجلة كلية الآداب**، كلية التربية الأساسية، جامعة الموصل، (٩١)، ٥٦٦-٥٩٨.

٢٤- يوسف، عماد عبد المسيح (١٩٩١). استخدام نموذج راش اللوغاريتمي أحادي البارامتر في تحليل مفردات الاختبارات المعرفية مرجعية المعيار

ثنائية القطب (دراسة تجريبية)، **مجلة البحث في التربية وعلم النفس**، كلية التربية - جامعة المنيا، ٤(٤)، ٤٤٣-٤٧٨.

٢٥ - يوسف، عماد عبد المسيح (٢٠٠٤). أثر حكمة الاختبار في تحصيل عينة من طلبة كلية التربية جامعة المنيا. **مجلة البحث في التربية وعلم النفس**، جامعة المنيا، ١٧(٣)، ٣٥٠-٣٧٩.

26 - Aiken,L.(2000). **Psychological Testing and Assessment** (10th Ed.). Allyn & Bacon, USA.

27 - Andrà, C. & Magnano, G. (2011). Multiple-choice math tests: should we worry about guessing?. **Quaderni di Ricerca in Didattica (Mathematics)**, 21,235-243.

28 - Attali, Y. (2005) .Reliability of Speeded Number-Right Multiple-Choice Tests. **Applied Psychological Measurement, 29** (5),357-368.

29 - Attali,Y.&Bar-Hillel, M., (2003). Guess Where: The Position of Correct Answers in Multiple-Choice Test Items as a Psychometric Variable. **Journal of Educational Measurement,40**(2),109-128.

30 - Baker, F. (2001). **The Basics of Item Response Theory** (2nd ed.). The ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, USA.

31 - Barrett. S.(2001). Differential item functioning: A case study from first year economics. **International Education Journal, 2**(3),123-132.

32 - Boyd, A. M. (2003). Strategies for Controlling Testlet Exposure Rates in Computerized Adaptive Testing Systems. Dissertation Presented to the Faculty of the Graduate School The University of Texas at Austin in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Doctor of Philosophy.

33 - Brogden, H. (1977). The Rasch Model, The Law of Comparative Judgment and Additive Conjoint Measurement. **Psychometrika, 42**(4), 631-634.

34 - Camilli,G. & Chiu, T. (2006). **Two New IRT-based Corrections for Guessing**. University of Colorado, Boulder.

35 - Choppin, B. (1983).**The Rasch Model for Item Analysis**. Center of The

Study of Evaluation Graduate School of Education, University of California, Los Angeles. CSE Report no.219.

36 - Dalal, B. (1994). MCQ technique. **Psychiatric Bulletin**,18,482-484.

37 - Fan, X. (1998). Item Response Theory and Classical Test Theory: An Empirical Comparison of Their Item/Person Statistics. **Educational and Psychological Measurement, 58** (3),357-382.

38 - Frary, R. B. (1989). Partial-Credit Scoring Methods for Multiple-Choice Tests. **Applied Measurement in Education,2**(1),79-96.

39 - Georgiev, N. (2008). Item Analysis of C, D and E Series from RavenÂs Standard Progressive Matrices With Item Response Theory Two Parameter Logistic Model. **European Journal of Psychology**, 8,1-17.

40 - Hambleton, R., Swaminthan, H. & Rogers, H. (1991). **Fundamentals of Item Response Theory, International Educational and Professional**. Publisher Newbury Park.

41 - Holmes, P. (2002). **Multiple Evaluation Versus Multiple Choice as Testing Paradigm: Feasibility, Reliability and Validity in Practice**. Omslagontwerp: meriel verheul.

42 - Karandikar, R.L. (2010). On Multiple Choice Tests and Negative Marking. **Current Science,99** (8),1042-1045.

43 - Lau. P.N, Lau, S.H., Hong, K.S., & Usop, H.(2011).Guessing, Partial Knowledge, and Misconceptions in Multiple-Choice Tests. **Educational Technology & Society, 14**(4), 99-110.

44 - Magis, D. & Raîche, G. (2012). On the Relationships between Jeffrey's Modal and Weighted Likelihood Estimation of Ability Under Logistic IRT Models. **Psychometrika. 77**(1), 163-169.

45 - Magno, C. (2009). Demonstrating the Difference between Classical Test Theory and Item Response Theory Using Derived Test Data. **The International Journal of Educational and Psychological Assessment, 1**(1), 1-11.

46 - McCowan, R.J. (1999). **Developing Multiple Choice Tests Tips & Techniques**. Research Foundation of SUNY/Center for Development of Human Services.

47 - Önder, I. (2007). An Investigation of Goodness of Model Data Fit

Model Veri Uyumunun Ara¡tirilmasi. **Hacettepe Üniversitesi Editim Fakültesi Dergisi**,(32), 210-220

48 - Pachai, M.V., DiBattista, D. & Kim. J.A. (2010). The effect of 'None of the Above' on multiple choice questions in a first year classroom. Preprint submitted to: Advances in Health Science Education.

49 - Prihoda, T.J.; Pinckard, R.N.; McMahan. C.A.; Littlefield, J.H. & Jones, A.C. (2008). Prospective Implementation of Correction for Guessing in Oral and Maxillofacial Pathology Multiple-Choice Examinations: Did Student Performance Improve?. **Journal of Dental Education. 72** (10), 1149-1159.

50 - Progar, Š & Sočan, G. (2008). An empirical comparison of Item Response Theory and Classical Test Theory. **Psihološka obzorja / Horizons of Psychology, 17**(3), 5-24.

51 - Ruch, G.M. & Degraff, M.H. (1926). Corrections for chance and "Guess" vs. "Do not guess" instructions in multiple response tests. **Journal of Educational Psychology, 17** (6), 368-375.

52 - Salvia, J. & Ysseldyke, J.(1995). **Assessment** (6th Ed.). Boston, USA: Houghton Mifflin Company.

53 - Steiger, J.H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. **Psychological Bulletin**, 87, 245-251.

54 - Ueno, M. (2002). An Extension of The IRT to a Network Model. **Behaviormetrika,29** (1), 59-79.

55 - Valadares. J. (2011). Correcting Scores of Tests Taking into Account the Guessing Factor: Yes or No?. **International Journal for Cross-Disciplinary Subjects in Education (IJCDSE),2**(2),381-387.

56 - Wagner, T.& Harvey, R.(2003). Developing A New Critical Thinking Test Using Item Response Theory. Paper Presented at the 2003 Annual Conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, Orlando.

57 - Yen, W. (1992). **Item Response Theory** (6th Ed.). Encyclopedia of Educational Research. NY: Macmillan.

ملحق (١)

إحصائيات المفردات في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين، وفي ضوء النموذج ثلاثي البارامتر

م	م ص١	م ت١	م ص٢	م ت٢	a	B	c	م	C	B	a	م ت٢	م ص٢	م ت١	م ص١	م
١	٠,٥٦	٠,٥٦	٠,٤١	٠,٥٤٦	١,١٦٧	٠,٣١٦	٠,٢٥٥	٣١	٠,٢٥٥	٠,٣١٦	١,١٦٧	٠,٥٤٦	٠,٤١	٠,٥٦	٠,٥٦	١
٢	٠,٤٩	٠,٣٧٢	٠,٣٢	٠,٣٦٨	٠,٣١٧	٠,٠٩٨-	٠	٣٢	٠	٠,٠٩٨-	٠,٣١٧	٠,٣٦٨	٠,٣٢	٠,٣٧٢	٠,٤٩	٢
٣	٠,٥٤	٠,٣٥٣	٠,٣٨	٠,٣٧١	٠,٢٦٧	٠,٥٢١-	٠	٣٣	٠	٠,٥٢١-	٠,٢٦٧	٠,٣٧١	٠,٣٨	٠,٣٥٣	٠,٥٤	٣
٤	٠,٥٩	٠,٢٦	٠,٤٥	٠,٣٠١	٠,٩١	٠,٨٨٦	٠,٤٦٢	٣٤	٠,٤٦٢	٠,٨٨٦	٠,٩١	٠,٣٠١	٠,٤٥	٠,٢٦	٠,٥٩	٤
٥	٠,٨٩	٠,١٢١	٠,٨٦	٠,١٢١	٠,٨٧٧	٠,٠٠٨	٠,٧٩٧	٣٥	٠,٧٩٧	٠,٠٠٨	٠,٨٧٧	٠,١٢١	٠,٨٦	٠,١٢١	٠,٨٩	٥
٦	٠,٨٢	٠,٢٩٦	٠,٧٥	٠,٣١٣	٠,٩١	٠,٣-	٠,٥٧١	٣٦	٠,٥٧١	٠,٣-	٠,٩١	٠,٣١٣	٠,٧٥	٠,٢٩٦	٠,٨٢	٦
٧	٠,٥	٠,٣١٤	٠,٣٣	٠,٣٢٧	٠,٨٧٧	١,٢٠٩	٠,٣٣٩	٣٧	٠,٣٣٩	١,٢٠٩	٠,٨٧٧	٠,٣٢٧	٠,٣٣	٠,٣١٤	٠,٥	٧
٨	٠,٦	٠,١٥٤	٠,٤٧	٠,١٤٧	٢	١,٨٢٧	٠,٥٩١	٣٨	٠,٥٩١	١,٨٢٧	٢	٠,١٤٧	٠,٤٧	٠,١٥٤	٠,٦	٨
٩	٠,٥٤	٠,٤٨٩	٠,٣٩	٠,٤٩٣	٠,٥٤	٠,٣٣٤-	٠	٣٩	٠	٠,٣٣٤-	٠,٥٤	٠,٤٩٣	٠,٣٩	٠,٤٨٩	٠,٥٤	٩
١٠	٠,٨٧	٠,٣١٩	٠,٨٣	٠,٣١٩	٢	٠,٧٢٧-	٠,٥٨٧	٤٠	٠,٥٨٧	٠,٧٢٧-	٢	٠,٣١٩	٠,٨٣	٠,٣١٩	٠,٨٧	١٠
١١	٠,٨٢	٠,٢٩٦	٠,٧٧	٠,٢٩٢	٠,٩٢٦	٠,٢٤٨-	٠,٦٢	٤١	٠,٦٢	٠,٢٤٨-	٠,٩٢٦	٠,٢٩٢	٠,٧٧	٠,٢٩٦	٠,٨٢	١١
١٢	٠,٦٥	٠,٤٢	٠,٥٤	٠,٤٥	١,٠٢٣	٠,٤٧٢	٠,٤٤	٤٢	٠,٤٤	٠,٤٧٢	١,٠٢٣	٠,٤٥	٠,٥٤	٠,٤٢	٠,٦٥	١٢
١٣	٠,٤٧	٠,٥٣٢	٠,٣	٠,٥٥١	٠,٨٣٨	٠,٥١١	٠,١٦٧	٤٣	٠,١٦٧	٠,٥١١	٠,٨٣٨	٠,٥٥١	٠,٣	٠,٥٣٢	٠,٤٧	١٣
١٤	٠,١٢-	٠,١٢٤-	٠,١٨-	٠,١١٨-	٥	٣	٠,١١٧	٤٤	٠,١١٧	٣	٥	٠,١١٨-	٠,١٨-	٠,١٢٤-	٠,١٢-	١٤
١٥	٠,٢	٠,٣١٣	٠,٠٧-	٠,٣٠٤	١,٣٣	١,٥٧٧	٠,١١٣	٤٥	٠,١١٣	١,٥٧٧	١,٣٣	٠,٣٠٤	٠,٠٧-	٠,٣١٣	٠,٢	١٥
١٦	٠,٩١	٠,١٩١	٠,٨٧	٠,١٨٧	٠,٤٥٤	٣,٥٧٣-	٠	٤٦	٠	٣,٥٧٣-	٠,٤٥٤	٠,١٨٧	٠,٨٧	٠,١٩١	٠,٩١	١٦
١٧	٠,٨١	٠,٤٠٥	٠,٧٥	٠,٤٠٢	٠,٦٥٧	١,٤٦٧-	٠,٢٢٦	٤٧	٠,٢٢٦	١,٤٦٧-	٠,٦٥٧	٠,٤٠٢	٠,٧٥	٠,٤٠٥	٠,٨١	١٧
١٨	٠,٦٢	٠,٤٥٥	٠,٤٩	٠,٤٨١	٠,٥٠٣	٠,٣٧٩-	٠,١٦٣	٤٨	٠,١٦٣	٠,٣٧٩-	٠,٥٠٣	٠,٤٨١	٠,٤٩	٠,٤٥٥	٠,٦٢	١٨
١٩	٠,٥٧	٠,٥٣٣	٠,٥٧	٠,٥٩٩	٠,٦٢٢	٠,٥٧٢-	٠,٠٩٤	٤٩	٠,٠٩٤	٠,٥٧٢-	٠,٦٢٢	٠,٥٩٩	٠,٥٧	٠,٥٣٣	٠,٥٧	١٩
٢٠	٠,٥٩	٠,٦٠٤	٠,٦٣	٠,٦٠٤	٠,٦٨٧	٠,٧٧٢-	٠,٠٢٥	٥٠	٠,٠٢٥	٠,٧٧٢-	٠,٦٨٧	٠,٦٠٤	٠,٦٣	٠,٦٠٤	٠,٥٩	٢٠

ملحق (١)

إحصائيات المفردات في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل وبعد التصحيح من أثر التخمين، وفي ضوء النموذج ثلاثي البارامتر

م	م ص١	م ت١	م ص٢	م ت٢	a	B	C	م	م ص١	م ت١	م ص٢	م ت٢	a	B	c
١٨	٠,٥٧	٠,٤٢٣	٠,٤٣	٠,٤٢٢	٠,٣٨٢	-٠,١٢٨	٠,١١٩	٤٨	٠,٦١	٠,٣٩٦	٠,٤٩	٠,٤٠١	٠,٣٠٣	-١,١٠١	٠
١٩	٠,٥٨	٠,٥٩٥	٠,٤٤	٠,٦٠٣	٠,٥٥٥	-٠,٥٣٧	٠	٤٩	٠,٧٥	٠,٤٩٤	٠,٦٧	٠,٤٩١	٠,٦٧٣	-١,٣٧٤	٠
٢٠	٠,٤٩	٠,٢٨٧	٠,٣٢	٠,٢٧٨	٠,٣٦٤	-٠,٠٣٨	٠,٠٠٤	٥٠	٠,٥	٠,٠٩٩	٠,٣٤	٠,١٢٤	٢	١,٥٤٦	٠,٤٥٧
٢١	٠,٥٩	٠,٣١	٠,٤٦	٠,٢٩١	٢	١,٢٣١	٠,٥٣٣	٥١	٠,٥٤	٠,٦٢٦	٠,٣٩	٠,٦١٣	٠,٦٤٦	-٠,٢٩١	٠
٢٢	٠,٦٨	٠,٤٧٨	٠,٥٧	٠,٤٧١	٠,٧٦٥	٠,٠٦٣	٠,٣٧	٥٢	٠,٦١	٠,٤٨٦	٠,٤٩	٠,٤٩٩	٢	٠,٥	٠,٤٢
٢٣	٠,٧٧	٠,٥٢٥	٠,٧	٠,٥٢٢	٠,٧٠٢	-١,٤٨١	٠	٥٣	٠,٧٥	٠,٣٦٥	٠,٦٧	٠,٣٥٩	٠,٧٣٩	-٠,٠٤٧	٠,٥١٧
٢٤	٠,٦٤	٠,٤٢٤	٠,٥٢	٠,٤٥	٢	٠,٦٦٥	٠,٤٩٤	٥٤	٠,٧٥	٠,٤٣٦	٠,٦٦	٠,٤٧	١,١٧٩	-٠,٠٢	٠,٤٩٣
٢٥	٠,٥٩	٠,٥٤٨	٠,٤٥	٠,٥٥٨	١,١١٤	٠,١٢٦	٠,٢٤٥	٥٥	٠,٦٦	٠,٦٦١	٠,٥٥	٠,٦٧٢	١,٠٧٥	-٠,٤٨	٠,١٢٨
٢٦	٠,٤٦	٠,١٣٩	٠,٢٩	٠,١٨٧	١,٩٩٤	١,٢٩٧	٠,٣٨٥	٥٦	٠,٦١	٠,٤٤٧	٠,٤٧	٠,٤٥١	٠,٤٨٢	٠,٠٢٥	٠,٢٣٨
٢٧	٠,٤٦	٠,٥٥٥	٠,٢٧	٠,٥٥٥	٠,٨١١	٠,٤٠٧	٠,١٠٧	٥٧	٠,٦	٠,٣٨٤	٠,٤٦	٠,٣٨٣	٠,٤٩٢	٠,٣٨٢	٠,٣٠٧
٢٨	٠,٥٩	٠,٥٩٥	٠,٤٦	٠,٦٠٦	١,٠٣٤	٠,٢٣٧	٠,٢٨١	٥٨	٠,٧	٠,٢٨	٠,٦	٠,٢٦٩	٠,٦١٦	٠,٥٤٧	٠,٥٢
٢٩	٠,٦٨	٠,٤٢٨	٠,٥٧	٠,٤١٨	٠,٤٨٥	-٠,١٢٨	٠,٣٤٧	٥٩	٠,٤٣	٠,٣٤٥	٠,٢٤	٠,٣٥٦	٠,٣٦	٠,٤٥٦	٠
٣٠	٠,٢٨	٠,٢٩٤	٠,٠٤	٠,٣١١	٢	١,٤٥٩	٠,٢٠٧	٦٠	٠,٦٩	٠,٣١٨	٠,٥٩	٠,٣٠٧	٠,٢٣٧	-٢,٢٥٣	٠

علماً بأن م تشير إلى رقم المفردة.

م ص١، م ت١ تشير إلى معامل صعوبة ومعامل تمييز المفردات في ضوء النظرية الكلاسيكية قبل التصحيح من أثر التخمين على الترتيب.

م ص٢، م ت٢ تشير إلى معامل صعوبة ومعامل تمييز المفردات في ضوء النظرية الكلاسيكية بعد التصحيح من أثر التخمين على الترتيب.

a، b، c تشير إلى بارامترات التمييز والصعوبة والتخمين في ضوء النموذج ثلاثي البارامتر على الترتيب.