المجلة الأردنية في العلوم التربوية، مجلد 4، عدد 4، 2008، 297- 319

# الخصائص السيكومترية لصور مختارة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب في الأردن، ومعادلة درجاتها

أروى الحواري وأحمد عوده *

تاريخ تسلم البحث 2008/6/11 تاريخ قبوله 2008/11/23

**ملخص:** هدفت هذه الدراسة تعرف الخصائص السيكومترية لصور مختارة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب في الأردن، ومعادلة درجاتها. ولتحقيق هذا الهدف، تم تعريف معادلة الاختبار، وبيان تصميمات جمع البيانات المستخدمة في عملية المعادلة إضافة إلى التعريف بالطرق المستخدمة في عملية المعادلة؛ حيث استُخدمت كل من المعادلة الخطية الأفقية والمعادلة المئينية الأفقية وفقا للنظرية الكلاسيكية في القياس، وباستخدام نموذج راش الأحادي المعلمة كطريقة من طرق نظرية استجابة الفقرة. تكونت عينة الدراسة من 1200 مفحوص لكل اختبار فرعي تم اختيارهم بالطريقة العشوائية المنتظمة، بحيث توزعت إلى ثلاث مجموعات عشوائية متكافئة. تمت مناقشة الخصائص السيكومترية (معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز) للنماذج الثلاثة للاختبارات الفرعية السبعة، التي تتكون من: المفاهيم الأساسية لتقنية المعلومات، واستخدام الكمبيوتر وإدارة الملفات، ومعالجة الكلمات، وجداول البيانات، وقواعد البيانات، والعروض التقديمية، والمعلومات والاتصالات بحيث يتكون الاختبار الفرعي الأول من 60 فقرة، وباقي الاختبارات يتكون كلا منها من 36 فقرة. كشفت نتائج التحليل لخصائص النماذج عن أهمية إجراء معادلة لدرجاتها. كما تم تقدير معالم الفقرات ومعلم القدرة للأفراد، وحساب الفاعلية النسبية لكل اختبار فرعي ولجميع النماذج، وتم الاعتماد على معياري الخطأ المعياري ومعامل الصدق التقاطعي في الحكم على فاعلية المعادلة. أظهرت النتائج أن المعادلة وفق نموذج راش الأحادي المعلمة هي الأفضل والأكثر فاعلية في معادلة درجات المفحوصين من خلال وضعهم على تدريج واحد مشترك، بالاعتماد على المعايير السابقة. **(الكلمات المفتاحية:** خصائص سيكومترية، اختبار، الرخصة الدولية، معادلة، الحاسوب).

## خلفية الدراسة

يلمس المتتبع لحركة التطوير التربوي في الأردن اهتماما واضحا باستخدام الحواسيب والانترنت وتوظيفها في خدمة العملية التعليمية؛ لمواكبة التطور التكنولوجي المتسارع، ولما كان المعلّم المحور الرئيس الذي تقع على عاتقه مسؤولية إعداد الأجيال القادمة وتوجيهها، حرصت وزارة التربية والتعليم في الأردن على تمكينه من استخدام التكنولوجيا بشتى أنواعها في تطوير مهارات التدريس، وتنشئة أجيال قادرة على التفكير والتحليل متسلحة بأعلى مستويات المعرفة والمهارة. (القداح، أبو عطية، العابدي، حمام، 2002).

لذلك قامت وزارة التربية والتعليم في الأردن بتدريب الكوادر الإدارية والفنية على برنامج الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب (International Computer Driving License) (ICDL)؛ للتأكد من أن المتدرب ملم بالمفاهيم الأساسية لتكنولوجياالمعلومات، وقادر على استخدام الحاسوب الشخصي وتطبيقاته العامة بمستوى أساسي من الكفاءة، حيث اعتبرت الوزارة شهادة ICDL من معايير الترقية والتصنيف؛ إذ أن أي معلم يحصل عليها بنجاح يعد حاصلا على رتبة معلم. وقد نفذ المشروع التدريبي كما يشير عياصرة، وحسن، ومراد (2002)، للحصول على الشهادة الدولية (ICDL) ومدته أربع سنوات بالتعاون مع مكتب اليونسكو بدءاً من 2002/6 ولغاية 2006/6، بهدف إعداد الفرد ليتكيف مع واقع مجتمعه ومستقبله، إضافة إلى استغلال طاقة الحواسيب والبرمجيات التعليمية وبالتالي تحسين مخرجات عملية التعليم، ونقل المعرفة من المعلم إلى المتعلم وذلك بمراحل التعليم المختلفة. وبعد الانتهاء من عملية التدريب على برنامج الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب، يتم تعريض المتدربين لاختبارات تشرف عليها وزارة التربية والتعليم بالتنسيق مع (الجهة الداعمة لهذا المشروع) مكتب اليونسكو في القاهرة لتثبت مقدرة

* كلية التربية، جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

© حقوق الطبع محفوظة لجامعة اليرموك 2008، إربد، الأردن.

## Psychometric Properties for Selected Forms of International Computer Driving License Tests in Jordan, and Equating Their Scores

**Arwa Alhawari,** *Ministry of Education, Irbid, Jordan.*
**Ahmad Audeh**, *Faculty of Education, Yarmouk University, Irbid, Jordan.*

***Abstract:*** *This study aimed at investigating the psychometric properties of a selected sample of ICDL tests in Jordan, and equating these tests. To achieve this aim, the concept of equating tests was defined, the required conditions for conducting the equating process were identified, and the design group was explained. In addition, the methods used in equating, were presented. Linear and equipercentile horizontal methods of equating in classical theory and the Rasch model in item response theory (IRT) were used. The psychometric properties (difficulty and discrimination parameters) were presented for the three forms of the seven subtests, which consisted of basic concepts of information technology using the computer and managing files, word-processing, spreadsheets, presentation, and information and communication. With 60 items in the first one and 36 items in each of other subtests, the results of analysis of form properties indicated that their scores should be equated. The sample of study consisted of 1200 examinees for the subtest selected by systematic randomization, distributed into three equale groups randomly. The item parameters and ability parameters were estimated, and the relative effectiveness was discussed for each subtest and all models, depending on both standard error and cross validation to judge the efficiency of equation. The results show that the equation according to the Rasch model is better and more effective according to the previous indicators, followed by the linear and equipercentile respectively. (**Keywords:** Psychometric properties, ICDL test, equating, Computer).*

حاملها على استخدام التطبيقات الأساسية للحاسوب الشخصي، وتكشف عن مستوى أداء المفحوصين ومدى إتقانهم لمهارات حاسوبية معينة، وتشرف على هذه الشهادة دولياً مؤسسة The European Computer Driving (ECDL Foundation) License، وهي هيئة أوروبية غير ربحية مقرها في مدينة دبلن – ايرلندا.

ومن المعلوم أن الأردن ليس البلد الوحيد الذي يطرح برنامج الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب، ويمنح شهادة الرخصة الدولية بعد اجتياز الامتحانات المقررة لذلك، إذ نشأ برنامج الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب ICDL في فلندا عام 1994 وبعدها في أوروبا باسم ECDLعام 1997 وتحديداً في ايرلندا. ومع نجاح هذه التجربة في أوروبا في العمل على توحيد معايير تدريب الأفراد وتنمية مهاراتهم، واعتبار هذه الشهادة أحد مسوغات التعيين الأساسية، بدأ تطبيق هذه الشهادة في عدد من الدول خارج أوروبا. حيث أخذت اليونسكو على عاتقها نشر برنامج ICDL في الدول العربية كممثل رسمي ووحيد للبرنامج، عن طريق مكتب اليونسكو في القاهرة (ECDL, 2008).

ولكي يحصل المتدرب على شهادة ICDL الدولية يجب عليه أن يجتاز بنجاح سبعة امتحانات دولية. في مدة لا تتجاوز ثلاث سنوات، بمستوى أداء معين يصل إلى 80% من الإتقان. وتُوفر المراكز التدريبية في بعض البلدان العربية مثل السعودية اختبارات إلكترونية تفاعلية باللغتين العربية والإنكليزية تقيس مدى استيعاب المتدرب لمنهج أل ICDL، وهي الاختبارات نفسها التي تستخدم في العديد من الدول الأوروبية. وعلى الممتحن أن ينجز 80% من المهارات المطلوبة لكل وحدة تدريبية. ويملك الحاصل على الشهادة اعترافا "دوليا" بمهاراته الحاسوبية الأساسية، بما يفتح له أبواب التوظيف على مصراعيه ويضمه إلى المجتمع ألمعلوماتي. في حين تسعى اليمن لتعزيز خطط وبرامج تقنية الاتصال وتكنولوجيا المعلومات وتحديثها، لمحو أمية الكمبيوتر ونشر ثقافة المعلوماتية في مختلف الأوساط والقطاعات، حيث دشن في صنعاء البرنامج التدريبي الخاص بشهادة الرخصة الدولية لقيادة الكمبيوتر ICDL بمشاركة ممثلين عن قطاعات التربية والتعليم والجامعات الحكومية والأهلية والمؤسسات والشركات العاملة في مجال الكمبيوتر الذي تنظمه اللجنة الوطنية للتربية والثقافة والعلوم، بالتعاون مع مركز منظمة اليونسكو بالقاهرة وبإشراف المؤسسة الأوروبية المتخصصة في رخصة قيادة الكمبيوتر. وفي ليبيا يتم تطبيق الاختبارات بنفس الطريقة والكيفية من خلال تدريب المفحوصين ضمن دورات متخصصة ومعتمدة من مكتب اليونسكو، ثم يخضع المفحوصين لنماذج مختلفة من الاختبارات التي تكشف عن أدائه ضمن شروط ومعايير متفق عليها كباقي الدول ( ECDL, 2008).

يتألف اختبار الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب من سبعة اختبارات فرعية من نوع الإختيار من متعدد، يشمل كلا منها مجموعة من الفقرات تتعلق بمحتوى معين حول المهارات الأساسية لاستخدام الحاسوب هي: المفاهيم الأساسية لتقنية المعلومات (Basic Concepts of Information Technology)، واستخدام الكمبيوتر وإدارة الملفات ( Using the Computer and Managing Files)، ومعالجة الكلمات (Word-Processing)، وجداول البيانات (Spreadsheets)، وقواعد البيانات (Database)، والعروض التقديمية (Presentation)، والمعلومات والاتصالات (Information and Communications) (الأطرش،2002). ويجب على المتدرب التقدم لهذه الاختبارات جميعها والنجاح فيها بمستوى معين من الكفاءة والإتقان؛ أي أن لها درجة قطع محددة تفصل بين النجاح والرسوب فيها. وفي بداية تنفيذ البرنامج، كان الاختبار يطبق على المفحوصين ويصحح يدويا، وكان يعكس مهارة المفحوصين وقدرتهم على التعامل مع الحاسوب، وحتى يصل المفحوص إلى مستوى الإتقان لا بد له أن يجتاز % 80 من الأهداف والمهارات المحددة لها مسبقا، باستثناء الاختبار الفرعي الأول الذي يجب أن يجتاز فيه % 60 من الأهداف. وفي 2004/9 أصبحت الامتحانات آلية، بمعنى أنه يتم تطبق الاختبار وتصحيحه مباشرة على جهاز الحاسوب، إلا أن علامة القطع بقيت كما هي سابقا، وحديثا أصبح هناك توجه جديد لتغيير علامة القطع حيث أصبحت %75 لجميع الاختبارات الفرعية بدءا من 2007/10، وهو يطبق باللغتين العربية والانجليزية.

ومما تجدر الإشارة اليه هنا هو أن كل اختبار فرعي منها يُبنى على صورة صيغ أو نماذج مختلفة للاختبار نفسه. حيث يُفترض أنها تقيس ذات النطاق من المحتوى أو السلوك، أي يتعرض المفحوصون لصيغ مختلفة أو نماذج مختلفة للاختبار نفسه. وحيث أنه لا يتوفر معلومات موثقة عن مدى تكافؤ هذه النماذج وعدالتها بين المفحوصين من المعلمين، يبرز التساؤل عن مدى دقتها وعدالتها في قياس ما تقيسه، ومدى أهمية معادلتها في ضوء مدى تحقق افتراضات التكافؤ، حيث تشير أدبيات القياس إلى أهمية معادلة الاختبارات عندما لاتتحقق شروط التكافؤ الأساسية؛ فقد أشار كروكر والجينا ( Crocker & Algina, 1986) إلى ضرورة مكافئة أو معادلة الدرجات المختلفة للنماذج المختلفة للاختبار نفسه للتخلص من الأخطاء التي قد يقع فيها المحللون لنتائج الدرجات عند تفسيرها، كما يشير سون ( Suen, 1990) أنه عندما يكون لدينا أكثر من صورة واحدة من الاختبار نفسه تكون معادلة الاختبار قضية مهمة للحصول على التفسير المناسب والصحيح لدرجات الاختبار. ويؤكد كولن وبرنان (Kolen & Brennan, 1995) أن قدرة الاختبارات على العدل في قياس السمة المراد قياسها لمجموعات مختلفة من الطلبة لها أهمية كبرى بين أوساط مستخدمي نتائج الاختبارات.

توجد تعريفات متعددة لمصطلح معادلة درجات الاختبار (Test Scores Equating)، إذ يرى كروكر والجينا ( Crocker & Algina, 1986) أن معادلة الاختبارات هي عملية الحصول على درجات متكافئة لأداتين تقيسان السمة نفسها وبمقدار متساو من الثبات مع تساوي الرتب المئينية المناظرة للدرجات، ويُعرف دورانز

(Dorans, 1990) معادلة الاختبار أنها عملية إجراء تعديل إحصائي على درجات صورة واحدة من الاختبار لجعل تلك الدرجات مكافئة بطريقة ما لدرجات صورة أخرى من الاختبار نفسه، في حين يرى هولاند وروبين ( Holland & Rubin, 1982) أن عملية معادلة الاختبارات تعني إجراء تعديلات عددية على درجات كل صورة من صور الاختبار للتعويض عن اختلاف الصعوبة من صورة لأخرى. بينما يرى لورد وفنقرسكي ( Lord & Wingersky, 1984) أن معادلة الاختبارات هي عملية إيجاد درجات متناظرة للصور المختلفة من الاختبار، أي أن المقصود بمعادلة صورتي الاختبار هو تحويل نظام وحدات القياس الخاص بإحدى الصورتين إلى نظام وحدات القياس الخاص بالصورة الأخرى بحيث تصبح القياسات المستمدة من درجات كل من الصورتين متكافئة بعد إجراء هذا التحويل.

ويشير هامبلتون وسواميتيثان Hambleton & (Swaminathan, 1985) إلى نوعين من أنواع معادلة الاختبارات هما المعادلة الأفقية (Horizontal Equating)، والمعادلة الرأسية (Vertical Equating). حيث تكون الصيغ المختلفة للاختبار في النوع الأول (وهو مايهمنا في هذه الدراسة) متماثلة في المحتوى ومتقاربة في مستوى صعوبة فقراتها وتقيس السمة نفسها في المجتمع نفسه، بمعنى أن الاختلاف المحتمل في قدرة المفحوص التي يكشف عنها الاختبار تعود إلى النموذج أو صورة ذلك الاختبار وليس إلى قدرته الفعلية. ويشكل الأفراد الذين تطبق عليهم هذه النماذج مجتمعاً واحداً من حيث المستوى التعليمي، ولذلك يتلخص هدف المعادلة في تعديل الفروق الناجمة عن اختلاف صعوبة الفقرات في النماذج، ويكون هذا النوع ضرورياً عندما تكون هناك حاجة لتوافر صور متعددة من اختبار معين.

وتتلخص بعض الشروط الضرورية لإجراء عملية معادلة الاختبارات بما يلي: (Lord, 1980; (Hambleton & Swaminathan, 1985:

- يجب أن تقيس الاختبارات المراد معادلتها الخاصية أو السمة أو المهارة نفسها.
- يجب أن يكون التوزيع التكراري المشروط للدرجات عند مستوى معين من مستويات القدرة (θ) للاختبار (X) هو نفسه التوزيع التكراري المشروط للدرجة المحولة عن الاختبار نفسه إلى مقياس الاختبار (Y).
- يجب أن يبقى تحويل الدرجات كما هو بصرف النظر عن مجموعة المفحوصين، فعملية التحويل تعد علاقة تناظر أحادي بين الدرجات، لذلك يجب أن لا تختلف باختلاف الأفراد المختبرين.
- يجب أن نحصل على النتائج نفسها عند تحويل الدرجات من صورة إلى أخرى.
- يجب أن تتمتع الاختبارات المراد معادلتها بثبات عالٍ نسبيا، أي أن هذه الاختبارات يجب أن تكون على درجة واحدة من الثبات من ناحية، وعالية الثبات من ناحية أخرى.

من جهة أخرى تشير الدراسات وأدبيات القياس ( Hambleton & Swaminathan, 1985; Crocker & algina, 1986) إلى وجود العديد من التصميمات لتنفيذ عملية المعادلة يمكن تلخيصها بما يلي:

- تصميم المجموعة المفردة (Single Group Design).
- تصميم المجموعات المتكافئة: ( Equivalent - Group Design or Random Group Design).
- تصميم المجموعة العشوائية المتوازنة: ( Counter Balanced Random Group Design).
- تصميم المجموعات العشوائية المتكافئة ذات الاختبار المشترك: (Anchor- Test- Equivalent - Group Design).
- تصميم المجموعات غير المتكافئة ذات الاختبار المشترك: (Common-Item Nonequivalent Populations Design).

ولكل من هذه التصاميم شروط ومواصفات ومحددات يتم في ضوئها اختيار التصميم المناسب، حيث يتضح من كيفية تنفيذ الوزارة لهذه الاختبارات- كما سيتضح لاحقا- أن تصميم المجموعات المتكافئة هو التصميم المناسب في الدراسة الحالية.

وكما تتحدث الأدبيات عن أكثر من تصميم فهي تتحدث عن أكثر من طريقة لمعادلة درجات الاختبار وفقا لنظريتي القياس المشار اليهما بنظرية الاختبار (Test Theory) أو النظرية الكلاسيكية، ونظرية استجابة الفقرة (. Item Response) Theoryومن الطرق الشائعة الكلاسيكية كما وردت في بعض الأدبيات (Crocker & Algina, 1986, Thorndike, 1982) والتي استخدمت في هذه الدراسة:

- **المعادلة الخطية (Linear Equating):** ويمكن تعريف **المعادلة الخطية** أنها تحويل درجات إحدى صورتي الاختبار إلى تدريج درجات الصورة الأخرى، وذلك بجعل الدرجات المعيارية المناظرة لكل منهما متساوية، حيث يتم في هذه الطريقة تحويل الدرجات رياضيا بحيث تتساوى المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للفقرات في صورتي الاختبار المراد معادلتهما للمجموعة المستهدفة من المفحوصين من خلال بياناتهما، وهنا يمكن تحويل الدرجات خطيا من درجات خام إلى درجات معيارية زائية ومتساوية في صورتي الاختبار على النحو الآتي:

$$Y = S_y/S_x\,(X - X) + Y$$

حيث إن $S_y$ و$S_x$ هما الانحرافان المعياريان للاختبار في كل من صورتي الاختبار على التوالي، وتمثل Y الدرجة المكافئة أو المعادلة من الدرجة X أو العكس، وتعَد هذه الطريقة مناسبة في

حالة عدم التساوي في المتوسطات والانحرافات المعيارية في درجات كلا الاختبارين.

**- المعادلـــة بواســـطة الرتـــب المئينيـــة المتـــساوية (Equipercentile Equating):** نشأت فكرة هذا الأسلوب من تعريف الدرجات المتكافئة الذي قدمه لورد (Lord, 1980)، وهو أن الدرجتين اللتين يحصل عليهما فرد في صورتي الاختبار X, Y (حيث X, Y تقيسان خاصية معينة بنفس القدر من الثبات)، يمكن اعتبارهما متكافئتين إذا كانت الرتبتان المئينيتان المناظرتان لهما بالنسبة لمجموعة معينة من الأفراد متساويتين. حيث تتم معادلة الاختبارات هنا بواسطة الرسم البياني لدرجات المفحوصين في صورتي الاختبار معا، وبين التوزيع التكراري النسبي المتجمع، وبذلك تكون درجات المفحوصين متكافئة إذا تساوت رتبها المئينية بالنسبة لمجموعة معينة من الأفراد. ويمكن تلخيص خطوات هذه الطريقة على النحو الآتي:

1 – تنظم العلامات الخام لصورتي الاختبار المراد معادلتهما من خلال جدول تكراري تراكمي.

2 – تحدد الرتب المئينية لتوزيع العلامات الخام لكل من صورتي الاختبار.

3 – يرسم المنحى التكراري التراكمي النسبي لعلامات الاختبارين على نفس المستوى الديكارتي.

4 – تعد العلامتان المناظرتان لرتبة مئينية معينة متكافئتين.

أما بالنسبة للمعادلة وفقاً لنظرية استجابة الفقرة فقد بدأ يتزايد في الأوساط التربوية انسجاما مع تزايد الإهتمام بتطبيقات نظرية استجابة الفقرة، بالرغم من المحددات المتعلقة بمدى تحقق الافتراضات التي تقوم عليها هذه النظرية مقابل جوانب الضعف والقوة للنظرية الكلاسيكية وتطبيقاتها، فقد كان للنماذج المختلفة في هذه النظرية دوراً رئيسا وكبيراً في مجال معادلة الاختبارات (IRT Equating)، من خلال قدرتها على وضع عدة اختبارات وعدة مجموعات من المفحوصين على تدريج مشترك ( Common Scale) في عملية القياس، إضافة إلى إمكانية استخدامها في المعادلة الأفقية والرأسية للاختبار (Hambleton, Rogers, 1991 & Swaminathan). وتقوم هذه النظرية على مجموعة من الافتراضات تؤدي إلى تفسير صحيح لنتائج الاختبار ومعادلته، شريطة تحقق هذه الافتراضات، حيث تفترض وجود بعد واحد (Unidimensionality) تفسر أداء الفرد في الاختبار، والاستقلال الموضعي (Local Independence) أي استقلال أداء المفحوص من نفس البعد على فقرة الاختبار عن أدائه على فقرة أخرى من الاختبار نفسه، أي أن استجابات الفرد عن الفقرات المختلفة في الاختبار تكون مستقلة استقلالاً إحصائيا عند مستوى قدرة معين. واللاتباين (Invariance) ويعني أن معالم الفقرة لا تعتمد على عينة المفحوصين، في حين لا تعتمد المعالم التي تصف أداء المفحوصين على عينة فقرات الاختبار. وأخيرا منحى خصائص الفقرة (ICC) الذي يصف العلاقة بين قدرة المفحوص المقيسة وتحصيله على الفقرة بالاختبار من خلال اقتران تراكمي يعرف بمنحنى استجابة الفقرة، حيث يعتمد هذا المنحنى على احتمالات إجابة المفحوصين عن الفقرة في مستويات القدرة المختلفة إجابة صحيحة (Crocker & Algina, 1986, Lord, 1980).

وتشير الأدبيات أيضاً الى ثلاثة نماذج رياضية رئيسة في هذه النظرية يمكن التعبير من خلالها عن العلاقة الرياضية بين درجة المفحوص (الدرجة الخام) على الفقرة ودرجته على سلم السمة المراد قياسها (المشار اليها بالقدرة) وهي: النموذج أحادي المعلمة المعروف بنموذج راش، والنموذج الثنائي المعلمة، والنموذج الثلاثي المعلمة. ويعد النموذج اللوجستي الأحادي المعلم من أكثر هذه النماذج شيوعا واستخداما، ويكون بدلالة معلمة واحدة وهي صعوبة الفقرة. أما النموذج اللوجستي الثنائي المعلم يكون بدلالة الصعوبة والتمييز، في حين يكون النموذج اللوجستي الثلاثي المعلم بدلالة الصعوبة والتمييز والتخمين (Crocker & Algina, 1986, Lord, 1980). وفي الوقت الذي تتم فيه المقارنات بين النظريتين من عدة جوانب، فهناك مقارنات بين النماذج أيضا، وتشير هذه الأدبيات إلى مزايا نموذج راش مع الأخذ بالاعتبار مؤشرات مطابقة البيانات للنموذج وتحقق افتراضات اساسية قبل القيام بإجراءات المعادلة، وقبل تلخيص هذه الإجراءات لابد من الإشارة الى العلاقة بين الدرجة الحقيقية والقدرة كمصطلحين شائعين عند الربط بين النظريتين. ففي النظرية التقليدية، يُعبر عن الدرجة الحقيقية بالدرجة المتوقعة للمفحوص (g) على جميع الفقرات، ويمكن معرفتها من خلال تكرار تطبيق الاختبار عدة مرات، أي أنها عبارة عن متوسط مرات التطبيق، بينما في النظرية الحديثة للقياس، تصاغ رياضيا على الصورة الآتية:

$$T = \sum_{i\,1\,=}^{n} P_i(\theta)$$

وهذا يعني أنه لأي قيمة من قيم القدرة ($\theta$)، تحسب الدرجة الحقيقية بحساب $P_i(\theta)$ لجميع فقرات الاختبار، وهي تشير إلى احتمال الاستجابة الصحيحة لفرد قدرته ($\theta$) على جميع الفقرات، فلو افترضنا أن صورتي الاختبار تقيسان السمة نفسها وأن معلمات الفقرات لكلا الصورتين أو الاختبارين قد تم وضعهما على التدريج المشترك نفسه، وكانت الدرجة الحقيقية الصحيحة للطالب هي $\zeta$ في الاختبار X و$\eta$ في الاختبار Y، فإن العلاقة بين القدرة والدرجة الحقيقية في الاختبارين تأخذ الصورة:

$$\eta = \sum_{i=1}^{n} Pi\,(\theta)\,\zeta = \sum_{i=1}^{n} Pi\,(\theta)$$

وبالتالي، فإن تقدير قدرة الفرد في الصورة الأولى من الاختبار تكافئ تقدير قدرة الفرد على الصورة الأخرى من الاختبار نفسه، أي أن $\zeta$ و$\eta$ متكافئتان ( Lord, 1980, Crocker &

Algina, 1986, Thorndike, 1982). ويلخص كوك وايجنور (Cook & Eignor, 1988) خطوات معادلة الاختبارات كما يلي:

- **اختيار التصميم المناسب:** توجد ثلاثة تصميمات تستخدمها هذه النظرية لمعادلة الاختبارات، وهي تصميم المجموعة المفردة، تصميم المجموعات العشوائية، والتصميم ذو الاختبار المشترك. وعندما يكون عدد المفحوصين كبير وأداة القياس طويلة يفضل عادة التصميم الأول، في حين إذا كانت أداة القياس قصيرة وعدد المفحوصين قليل يفضل التصميم الثاني، وان كانت هناك فقرات مشتركة فيجب أن تعكس هذه الفقرات المحتوى والخصائص الإحصائية لصورتي الاختبار.
- **وضع تقديرات المعلمات على تدريج مشترك:** يتم هنا تقدير معلمات الفقرة (الصعوبة والتمييز) لكل مجموعة على حدة، إذ يتوقع أن تكون تقديرات كل من مجموعتي معلمات الفقرات متساوية، ولا تختلف إلا في حدود قدر معين من أخطاء المعاينات، وهنا يجب إجراء عملية تحويل رياضي تضع الدرجات وتقديرات معلمات السمة على نفس التدريج المستهدف، ويتم تحديد نقطة الأصل ووحدة قياس القدرة تبعاً لقدرة مجموعة الأفراد المختبرين التي استخدمت في تعيير الفقرات، وعادة نجعل متوسط تقديرات القدرة مساوياً صفر، والانحراف المعياري لهذه التقديرات مساوياً الواحد الصحيح.
- **معادلة درجات الاختبار:** تعد عملية المعادلة منتهية إذا تم تقدير المعلمات لفقرات كل من صورتي الاختبار المستهدف، وتم وضعها على تدريج مشترك، وتم كذلك الحصول على تقدير للسمة المراد قياسها لدى المفحوصين.

وبصرف النظر عن النظرية التي ترتكز عليها عملية المعادلة فمن الضروري تقديم مؤشرات للحكم على دقة الطرق المختلفة لمعادلة الاختبارات وفاعليتها ولعل أبرزها محك الخطأ المعياري الذي يشير إلى الانحراف المعياري للعلامات المحولة من إحدى الصورتين إلى الأخرى، ومحك الصدق التقاطعي (Cross-Validation) وهو متوسط مربعات الانحرافات للعلامات المتعادلة (Peterson, Kolen & Hoover., 1989).

في ضوء الأدب النظري السابق وتعدد الصور أو الصيغ للاختبار الفرعي الواحد من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب، يبرز التساؤل الآتي: هل الدرجات التي يحصل عليها المفحوصون من النماذج المختلفة للاختبار نفسه متعادلة؟ بمعنى آخر، هل تتطلب خصائص توزيع العلامات على هذه النماذج إجراء مثل هذه المعادلة؟ وهذا يستدعي ضرورة التعرف إلى الخصائص السيكومترية للاختبارات ونماذجها (كمعاملات الصعوبة ومعاملات التمييز)، ودراسة المؤشرات والدلالات التي قد تستوجب معادلة النماذج المختلفة، ثم إجراء المعادلة بطريقة تضع المفحوصين كافة على مقياس واحد.

وتكمن أهمية دراسة الخصائص السيكومترية لصور مختارة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب (ICDL) في الأردن، ومعادلة درجاتها؛ من خلال الإجابة عن السؤالين الآتيين:

**السؤال الأول:** ما الخصائص السيكومترية للنماذج أو الصور المختلفة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب ؟ وهل تختلف هذه الخصائص باختلاف النماذج اختلافا جوهريا يسوغ إجراء معادلة للدرجات على هذه النماذج ؟ ويتضمن هذا السؤال:

- مقارنة المتوسطات الحسابية لدرجات المفحوصين باستخدام تحليل التباين الأحادي.
- مقارنة المتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة ولمعاملات التمييز باستخدام تحليل التباين الأحادي.

**السؤال الثاني:** كيف تُفسر الدرجات على النماذج المختلفة قبل وبعد المعادلة؟ ويتضمن هذا السؤال:

- مقارنة درجات المفحوصين من خلال المعادلة الخطية.
- مقارنة درجات المفحوصين من خلال الرتبة المئينية.
- مقارنة درجات المفحوصين من خلال تقديرات القدرة للأفراد باستخدام نموذج راش.

**أهمية الدراسة:**

تنبع أهمية الدراسة من تناولها لموضوع يهم جميع المعلمين في وزارة التربية والتعليم وأصحاب القرار في هذه الوزارة، فهي تعالج قضية هامة متمثلة في مراجعة خصائص العلامات على اختبار الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب (ICDL)، الذي تعقده وزارة التربية والتعليم في الأردن، ويطبق على المعلمين باستخدام نماذج مختلفة لم تدرس خصائصها بغرض تحقيق العدالة في توزيع العلامات على النماذج المختلفة لهذه الاختبارات ومدى تحقق شروط الاختبارات المتوازية، حيث يتوقع أن تكون القرارات المترتبة على أخذ نماذج او صور غير متوازية غير عادله، مما يعني ضرورة إجراء معادله للدرجات على الصور المختلفة، وقبل ذلك ضرورة فحص الشروط الأساسية للتوازي، وهي مبنية على تساوي الأوساط الحسابية والانحرافات المعياريّة وخصائص التوزيع التي يتطلبها أصلاً تحليل التباين في حالة المقارنة بين المتوسطات، باعتبارها افتراضات يعني عدم تحققها ضرورة إجراء المعادلة للدرجات، بالإضافة إلى المزايا التي تحققها الدراسة من خلال توفير جداول معادلة للدرجات على الصور المختلفة لكل اختبار من اختبارات الرخصة الدولية وفق النظريتين الأساسيتين في القياس، والمزايا الإضافية للمعادلة وفق نظريّة استجابة الفقرة بشكل عام ونموذج راش بشكل خاص في حالة تحقق افتراضاته. حيث يتوقع أن توفر هذه الدراسة إطاراً فكرياً يسوغ إجراء المعادلة، وتقديم جداول إحصائية للمعادلة المباشرة وفق أسس علمية تعالج الاختلاف المحتمل في خصائص العلامات، وبالتالي يتوقع أن يتم في ضوء ذلك اتخاذ قرارات أكثر عدالة عندما يُمنح المعلم الدرجات المختلفة في السلم الوظيفي الذي تعتمده وزارة التربية والتعليم في الأردن.

**الدراسات السابقة:**

تزخر ادبيات القياس التربوي والمجلات التربوية بالبحوث ذات الصلة بمعادلة الاختبارات او ما يشار إليه في بعض منها بتكافؤ درجات الإختبارات (test scores equating) (علام، 2005، ص214)، وتشرح شروط المعادلة وتصاميمها ومسوغاتها، إلا أن المسح الشامل لهذه الأدبيات يُرجِّح عدم إجراء أي معادلة في أي دراسة سابقة لاختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب في الأردن أو غيرها من الدول، وفيما يلي عرض لعينة مختارة من الدراسات العربية والأجنبية التي تناولت موضوع معادلة الاختبارات في النظريتين الكلاسيكية والحديثة للقياس التربوي والنفسي، وما يمكن أن يُستخلص من هذه الدراسات، والعناصر البارزة في إجراءات وكيفية المعادلة، وقد تم عرضها حسب تواريخ نشرها كما يأتي:

أجرى كولن ووتيني (Kolen & Whitney, 1982) دراسة هدفت إلى مقارنة مدى ملائمة أربع طرق لمعادلة اختبارات التطور التربوي العام (TGED) وباستخدام طرق المعادلة الأفقية الآتية: الطريقة الخطية، والطريقة المئينية، ونموذج راش والنموذج الثلاثي المعلمة. أظهرت النتائج انه لا يوجد مفاضلة بين الطرق الأربعة المستخدمة، بعكس ما توصلت إليه دراسات سابقة في المعادلة للاختبارات نفسها.

كما أجرى بترسون، وكوك، وستوكنج (Peterson, Cook & Stocking, 1983) دراسة مقارنة فاعلية لطريقة المعادلة الخطية وطريقة المعادلة وفق النموذج الثلاثي المعلمة، وأظهرت النتائج أن طريقة المعادلة الخطية أكثر فاعلية في حالة استخدام اختبارات متماثلة في المحتوى أو طول الاختبار، في حين أن النموذج الثلاثي المعلمة يعطي ثباتاً واستقراراً أفضل للاختبارات المعادلة في حالة اختلاف الاختبارات المراد معادلتها من حيث المحتوى أو طول الاختبار.

قام سكاجز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986) بمراجعة لعدد من الدراسات التي تناولت موضوع المعادلة الأفقية للاختبارات، وتوصلا فيها إلى النتائج الآتية:

- لا توجد طريقة وحيدة هي الفضلى والمثلى في المعادلة، ولكن يبدو أن النظرية الحديثة في القياس تفوقت على الطرق الكلاسيكية، وذلك عندما لا تكون عينات الأفراد المستخدمة في الدراسة مختارة بشكل عشوائي وخاصة عندما تتحقق افتراضات (assumptions) نموذج استجابة الفقرة المستخدم في المعادلة.
- انه يمكن للمعادلة الخطية والمعادلة المئينية وطرق المعادلة وفق نماذج نظرية استجابة الفقرة أن تحقق نتائج مرضية، إذا كانت البيانات تتمتع بدرجة مقبولة من الثبات، والعينات المستخدمة في الدراسة متقاربة في مستوياتها من حيث القدرة، وللاختبارات التي تجري معادلتها درجات صعوبة متقاربة أيضا.
- إن نموذج راش في المعادلة لا يكون فاعلا عندما لا تتحقق افتراضاته (أحادية البعد، وتساوي قيم التمييز للفقرات جميعها، وقيم التخمين قريبة من الصفر للفقرات جميعها)
- تكون المعادلة باستخدام النموذج ثلاثي المعلمة غير فاعلة في العينات الصغيرة (أقل من 1000 استجابة للفقرة الواحدة) لان تقديرات المعالم تكون عندئذ غير دقيقة.
- عند استخدام عينات صغيرة يكون من غير الواضح أي الطرق المستخدمة في المعادلة تكون الأكثر فاعلية.

وفي دراسة أخرى لسكاجز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986a) حول فاعلية أربع طرق في معادلة اختبار ثنائي التدريج، استخدما فيها المعادلة الخطية والمعادلة المئينية، والمعادلة باستخدام نظرية استجابة الفقرة (نموذج راش أحادى المعلمة والنموذج ثلاثي المعلمة)، أشارت النتائج إلى ما يلي:

- أن المعادلة المئينية أعطت نتائج أكثر فاعلية مقارنة مع الطرق الثلاث الأخرى، في حالة المعادلة الأفقية، على الرغم من أن البيانات قد ولدت لتناسب النموذج ثلاثي المعلمة.
- يعد نموذج راش الأفضل عندما كانت البيانات متطابقة مع النموذج، بينما كان النموذج ثلاثي المعلمة هو الأفضل في الحالات التي تتباين فيها مستويات الصعوبة والتخمين.
- في حالة المعادلة العمودية كان النموذج ثلاثي المعلمة هو الأفضل في نتائجه من بين الطرق الأربعة المستخدمة، واظهر نموذج راش نتائج ملائمة في حالة البيانات المطابقة للنموذج.

ويستخلص من تلك الدراسة بشكل عام أن نتائج المعادلة كانت أفضل ولصالح طريقة المعادلة المئينية من حيث الدقة في ضوء المؤشرات المستخدمة لفحص الفاعلية، إلا أن نموذج راش أعطى نتائج مستقرة عند مطابقة البيانات للنموذج المستخدم، واقترح الباحثان استخدام هذه الطريقة إذا كان هناك فروق جوهرية في الخصائص السيكومترية للاختبارات أو في منحنيات خصائص الفقرات.

وأجرى سلايند ولن (Slinde & Linn, 1987) دراسة حول فاعلية المعادلة الرأسية باستخدام نظرية استجابة الفقرة (نموذج راش والنموذج الثلاثي المعلمة) مقابل النظرية التقليدية (المعادلة المئينية) أظهرت النتائج أن المعادلة المئينية كانت الأكثر فاعلية، وقد تفوقت على نتائج النموذج ثنائي المعلمة، وان المعادلة باستخدام نموذج راش الأحادي المعلمة كانت اقل فاعلية.

وقام سميث وكريمر (Smith & Kramer, 1992) بدراسة حول فاعلية نموذج راش وأثره في دقة معادلة الاختبار من خلال طريقتين الموزونة وغير الموزونة للدرجات (weighted and unweighted scores) وطريقة المعايرة للفقرات (items calibration). أشارت النتائج إلى وجود فروق غير جوهرية في دقة معادلة الاختبار بين الصور أو النماذج المختلفة للاختبار، بمعنى أنه لم تظهر أي طريقة تفوقاً في دقة المعادلة في حالة المعادلة الراسية، كما أظهرت هذه الدراسة عدم فاعلية نموذج

راش في حالة عدم مطابقة البيانات لافتراضات النموذج. ولكن عند مطابقة البيانات لافتراضات النموذج كانت النتائج لصالحه.

وأجرى أيوب (1994) دراسة حول مقارنة أربع طرق في معادلة الاختبارات هي: الطريقة الخطية والطريقة المئينية (وفقا لنظرية القياس التقليدية)، ونماذج نظرية استجابة الفقرة (أحادى المعلمة وثنائي المعلمة)، باستخدام المجموعات المتكافئة العشوائية، والمجموعات غير المتكافئة مع فقرات مشتركة. أشارت النتائج حول ما يتعلق بالمعادلة الأفقية أن نماذج نظرية استجابة الفقرة كانت أكثر فاعلية مقارنة بالطريقة الخطية والمئينية، حيث كانت معاملات الصدق التقاطعي اقل ما يمكن في حالة النموذج الثنائي المعلمة، في حين ازدادت قيمة هذا المؤشر بشكل واضح في طريقة المعادلة المئينية، وكان هو الأكبر في طريقة المعادلة الخطية. أما فيما يتعلق بالمعادلة الرأسية التي طبقت على المجموعات غير المتكافئة، فقد بينت النتائج أن المعادلة المئينية كانت أكثر فاعلية من الطرق الأخرى المستخدمة، ويأتي بعدها النموذج ثنائي المعلمة، ثم النموذج أحادى المعلمة، وأخيرا الطريقة الخطية، وفقا لقيم معاملات الصدق التقاطعي كمؤشر تم استخدامه على فاعلية المعادلة في تلك الدراسة.

وقام الشريفين (2003) بدراسة عن مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج وفقا لنماذج النظرية الكلاسيكية ونظرية استجابة الفقرة، حيث استخدم الباحث الطريقة الخطية والطريقة المئينية للمعادلة كإحدى طرق النظرية الكلاسيكية مقابل نموذج راش الأحادي كطريقة من طرق نظرية استجابة الفقرة. وأظهرت النتائج تفوق النموذج الأحادي المعلمة (راش) على الطريقتين السابقتين باستخدام معياري الخطأ المعياري ومعامل الصدق التقاطعي كمحكات للحكم على فاعلية المعادلة.

وقام فاندر ليندن (Vander linden, 2006) بدراسة عن معادلة درجات الاختبارات المكيَّفة أو الموائمة حاسوبيا (computerized adaptive testing)، واستخدم أربع طرق في معادلة الاختبارات هي: طريقة الرتب المئينية، وطريقة معادلة الاختبارات وفقا لنظرية استجابة الفقرة، وطريقة المعادلة باستخدام الدرجة الحقيقية، وطريقة المعادلة بالدرجة المتوقعة، أشارت النتائج إلى أن طريقة منحنى خصائص الفقرة وطريقة الرتب المئينية تعطيان خطأ اقل في المعادلة.

يتضح من الأساس النظري والدراسات السابقة عدم ترجيح اعتماد طريقة دون أخرى من الطرق المستخدمة في المعادلة، الا أن هناك ما يشجع بصورة غير مباشرة استخدام للمعادلة المئينية بشكل عام وكذلك ترجيح استخدام نموذج راش (أحادي المعلم) كأحد نماذج نظرية استجابة الفقرة عندما تتحقق شروط هذا النموذج. لذلك انطلقت الدراسة الحالية من إجراءات مبنية على أسس نظرية واضحة بالاعتماد على النظريتين الكلاسيكية ونظرية استجابة الفقرة، وتبين ان الأساليب التي استخدمت في الدراسات السابقة كانت في مواقف محدودة الغرض تميل في معظمها إلى الجانب النظري لأغراض المقارنة بين طرق المعادلة، بينما تتناول الدراسة الحالية موضوع معادلة الاختبارات من جانب تطبيقي وحيوي، إذ أنها تدرس موضوع المعادلة على اختبارات الرخصة الدولية المعدة مسبقا، والتي تعد ذات أهمية كبرى في جميع المجالات التربوية والمهنية، فهي تتناول موضوعا يهم جميع المعلمين في وزارة التربية والتعليم في الأردن- وغير الأردن- وأصحاب القرار في هذه الوزارة، إذ تعالج قضية هامة مُتمثلة في مراجعة خصائص العلامات على اختبار الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب (ICDL) وإجراء معادلة لدرجاتها (Equating) التي تعد من معايير الترقية والتصنيف للمعلمين خاصة وأنه لم يُجرى لمثل هذه الاختبارات أي معادلة من قبل وفق أسس علمية تعالج الاختلاف المحتمل في خصائص العلامات.

**تعريف المصطلحات:**

الخصائص السيكومترية للاختبار: هي الخصائص الإحصائية للاختبار (كمعاملات الصعوبة ومعاملات التمييز) والتي تم الإشارة إليها في أسئلة الدراسة، وتم الكشف عنها بغرض يسوغ إجراءات المعادلة.

الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب (ICDL): شهادة دولية معترف بها عالميا تثبت أن حاملها قادر على استخدام مهارات الحاسوب الأساسية، إذا اجتاز الامتحانات المقررة (سبعة اختبارات فرعية) بعلامة قطع 80 % لكل اختبار فرعي.

معادلة الاختبار (test equating): عملية كمية يتم من خلالها مكافئة أو معادلة درجات صورتين او اكثر للاختبار من المحتوى نفسه، وتعتمد الوزارة ثلاث صور لكل اختبار فرعي من اختبارات ICDL.

نموذج راش (Rasch model): هو نموذج لوغاريتمي ذو معلمة واحدة يساعد في تقدير احتمالية إجابة الفرد على الفقرة إجابة صحيحة بدلالة قدرة الفرد ومعامل صعوبة الفقرة.

المعادلة الأفقية الخطية (linear horizontal equating): تحويل درجات إحدى صيغتي الاختبار إلى ميزان درجات الصيغة الأخرى، وذلك بجعل الدرجات المعيارية المناظرة لكل منهما متساوية.

المعادلة الأفقية المئينيـــة equipercentile horizontal (equating): تعد درجات المفحوصين متكافئة أو متعادلة إذا تساوت رتبها المئينية بالنسبة لمجموعة معينة من الأفراد.

**مجتمع الدراسة وعينتها:** يتكون مجتمع الدراسة من جميع المعلمين الملتحقين ببرنامج الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب والمتقدمين للاختبار في نهاية الدورة (حيث توجد قوائم تحتوي أرقام المعلمين وعلاماتهم في الاختبارات السبعة)، ويبلغ عددهم 4200 مفحوصاً من محافظة اربد في الأردن خلال الفترة الزمنية بين 2004-2006. أي وقع الاختيار على المعلمين الذين طبق عليهم الاختبار الآلي، أما العينة فتكونت من 400 مفحوص لكل صورة (نموذج) من صور الاختبار الفرعي الواحد، تم اختيارهم

بالطريقة العشوائية من ضمن القوائم السابقة، بمعنى أن أفراد العينة لكل اختبار فرعي تبلغ 1200 مفحوصاً موزعةً بين النماذج الثلاثة بالتساوي كما هو مبين في الجدول رقم1، وبذلك اعتمد على تصميم المجموعات العشوائية المتكافئة.

**جدول 1:** عدد المفحوصين لكل نموذج ولكل مجموعة

| المجموعة | الأولى | الثانية | الثالثة |
|---|---|---|---|
| النموذج | الأول | الثاني | الثالث |
| عدد | 400 | 400 | 400 |

**أداة الدراسة:** يتكون اختبار الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب من سبعة اختبارات فرعية تتعلق بالمهارات الأساسية لاستخدام الحاسوب، وهي من الاختبارات الثنائية التدريج التي تأخذ علامة واحد في حالة الإجابة الصحيحة، أو صفر في حالة الإجابة الخاطئة، يتم انتقاؤها بصورة عشوائية من مجمع الفقرات الذي يتكون من 108 فقرات لكل اختبار فرعي عدا الاختبار الفرعي الأول الذي يتكون من 180 فقرة. حيث توزع إلى ثلاثة نماذج تسحب عشوائيا، وبذلك يتكون كل نموذج من 36 فقرة، (الاختبار الفرعي الأول يتكون من 60 فقرة). ويمكن جدولة الاختبارات الفرعية على النحو الآتي:

**جدول 2:** الاختبارات الفرعية وعدد فقرات كلا منها

| الاختبارات الفرعية | الرمز | عدد |
|---|---|---|
| المفاهيم الأساسية لتقنية المعلومات (Basic Concepts of Information Technology) | M1 | 60 |
| استخدام الكمبيوتر وإدارة الملفات (Using the Computer and Managing Files) | M2 | 36 |
| معالجة الكلمات (Word-Processing) | M3 | 36 |
| جداول البيانات معالجة الكلمات (Word-Processing) (Spreadsheets) | M4 | 36 |
| قواعد البيانات (Database) | M5 | 36 |
| العروض التقديمية (Presentation) | M6 | 36 |
| المعلومات والاتصالات (Information and Communication) | M7 | 36 |

يخضع المعلم لهذه الاختبارات في سبع جلسات مختلفة ولمدة زمنية محددة وعلى جهاز الحاسوب مباشرة (On-Line)، بعد ذلك يتم تصحيح الإجابات مباشرة باستخدام الحاسوب. ويجب على كل مفحوص أن يتجاوز 80% من فقرات الاختبار حتى يعد ناجحا فيه، إلا في حالة الاختبار الفرعي (m1) فيجب أن يجيب عن 60 % من فقرات الاختبار حتى يعد ناجحا فيه، ولذلك تعد محكية المرجع لان المفحوص يجب أن يصل فيها إلى مستوى إتقان معين من الكفاية والأداء. ويقوم جهاز الحاسوب من خلال برامج خاصة مخزنة فيه على رصد العلامة التي يحصل عليها المفحوص من 100، ويزود بها المفحوص مباشرة إذ أن علامة القطع 80 % تكون مخزنة أيضاً في الحاسوب. وبذلك يعلم المفحوص ما إن كان راسباً أو ناجحاً.

**الصدق التلازمي:** وهو أهم المؤشرات السيكومترية للاختبارات، وقد تم اختيار عينات عشوائية جزئية من العينة التابعة للدراسة، وبلغ عددها 72 مفحوصاً لكل اختبار فرعي، وحسبت معاملات الارتباط بين درجات المفحوصين لصور مختارة من الاختبارات الفرعية المختلفة، ويبين الجدول 3 النتائج للنماذج الثلاث.

**جدول 3:** معاملات الارتباط بين الاختبارات الفرعية حسب النموذج والمجموعة

| الاختبار | | النموذج/المجموعة | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 2 | 3 |
| M1 | M2 | *0.74 | *0.70 | *0.73 |
| M2 | M3 | *0.78 | *0.76 | *0.72 |
| M3 | M4 | *0.87 | *0.81 | *0.75 |
| M4 | M5 | *0.76 | *0.88 | *0.82 |
| M5 | M6 | *0.74 | *0.87 | *0.76 |
| M6 | M7 | *0.76 | *0.77 | *0.73 |

* $p \leq 0.05$

يلاحظ من الجدول 3 أن قيم معاملات الارتباط تراوحت بين (0.70 – 0.88) لجميع الاختبارات الفرعية السابقة، ولدى فحص الفروق بينها ولكل اختبار فرعي على حده تبين انه يوجد فروق ذات دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$)، وان معظمها يتخذ قيماً مرتفعة، مما يشير إلى أن العلاقة الإرتباطية بين الاختبارات الفرعية جيدة، وأنه يوجد انسجام بينها، وهي دليل على صدق هذه الاختبارات، وهذا مما يحقق الشروط الواجبة لإجراء عملية المعادلة.

**الثبات:** تم حساب معاملات الثبات بواسطة معادلة كيودر-ريتشاردسون 20 التي تعد مؤشراً على الاتساق الداخلي للاختبار، والجدول الآتي يوضح معاملات الثبات للاختبارات الفرعية وللنماذج الثلاث:

**جدول 4:** معاملات الثبات للاختبارات الفرعية للنماذج المختلفة

| الاختبار | النموذج/المجموعة | | |
|---|---|---|---|
| | 1 | 2 | 3 |
| M1 | 0.94 | 0.97 | 0.96 |
| M2 | 0.97 | 0.98 | 0.98 |
| M3 | 0.98 | 0.97 | 0.97 |
| M4 | 0.98 | 0.97 | 0.98 |
| M5 | 0.98 | 0.97 | 0.97 |
| M6 | 0.98 | 0.97 | 0.97 |
| M7 | 0.98 | 0.97 | 0.97 |

يلاحظ من الجدول 4 أن الاختبارات الفرعية تتمتع بدرجة عالية من الثبات حيث تم حساب معامل الثبات لجميع النماذج وعلى المجموعات المختلفة، مما يحقق الشروط الواجبة لإجراء عملية المعادلة.

**إجراءات الدراسة:** أدخلت البيانات ثنائية التدريج (0، 1) والبالغ عددها 400 استجابة لكل نموذج إلى ذاكرة الحاسوب وتم تحليلها، على النحو الآتي:

- معاملات الصعوبة ومعاملات التمييز لكل فقرة (معامل الارتباط الثنائي بين الفقرة والاختبار).

- المتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة والتمييز لكل
- تحليل التباين الأحادي لفحص الفروق في المتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة والتمييز لكل نموذج من النماذج الثلاثة.
- تحليل التباين الأحادي لفحص الفروق في المتوسطات الحسابية لمعاملات الصعوبة والتمييز لكل نموذج من النماذج الثلاثة.
- معادلة درجات الاختبار خطياً وتحويلها من درجات خام إلى درجات معيارية زائية.
- التحقق من فاعلية المعادلة الخطية حيث تم استخدام محكين هما: الخطأ المعياري، ومعامل الصدق التقاطعي، للحكم على دقة المعادلة.

نموذج من النماذج الثلاثة.

- معادلة الدرجات بالطريقة المئينية بإيجاد العلامات الخام التي تناظر المئينيات من 1 إلى 99، ورسمت المنحنيات التكرارية النسبية المئوية للعلامات الخام المتعادلة للاختبارات الفرعية.
- تقدير قدرات الأفراد والخطأ المعياري لتقديرات قدرات الأفراد في الاختبارات الفرعية، ثم معادلة تقديرات قدرات الأفراد والخطأ المعياري في الاختبارات الفرعية للنماذج المختلفة بإيجاد الرتب المئينية المناظرة لتقديرات قدرات الأفراد.
- إيجاد الكفاءة النسبية للاختبارات عند مستويات القدرة المتعادلة. وتم استخدام معيار معامل الصدق التقاطعي للحكم على دقة المعادلة.

وأقدم فيما يلي عرضا تفصيليا لهذه النتائج:

**جدول5 :** ملخص الاحصائيات الوصفية لمعاملات الصعوبة للاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

| الاختبار الفرعي | المجموعة | متوسط معامل الصعوبة | اكبر قيمة | اقل قيمة | المتوسط الحسابي للاختبار | الانحراف المعياري للاختبار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1 | 0.67 | 0.88 | 0.46 | 69.32 | 12.98 |
| M1 | 2 | 0.72 | 0.87 | 0.52 | 71.77 | 16.26 |
| | 3 | 0.72 | 0.88 | 0.44 | 70.96 | 14.04 |
| | 1 | 0.72 | 0.89 | 0.48 | 75.95 | 10.58 |
| M2 | 2 | 0.69 | 0.89 | 0.45 | 70.81 | 12.54 |
| | 3 | 0.70 | 0.84 | 0.48 | 73.45 | 12.45 |
| | 1 | 0.72 | 0.88 | 0.54 | 80.61 | 10.38 |
| M3 | 2 | 0.70 | 0.84 | 0.57 | 76.47 | 13.59 |
| | 3 | 0.72 | 0.88 | 0.56 | 78.37 | 10.96 |
| | 1 | 0.72 | 0.87 | 0.57 | 81.80 | 11.36 |
| M4 | 2 | 0.70 | 0.87 | 0.56 | 76.80 | 12.61 |
| | 3 | 0.71 | 0.86 | 0.56 | 75.30 | 11.80 |
| | 1 | 0.68 | 0.83 | 0.56 | 77.97 | 11.72 |
| M5 | 2 | 0.72 | 0.84 | 0.55 | 78.02 | 12.28 |
| | 3 | 0.75 | 0.83 | 0.58 | 75.59 | 11.86 |
| | 1 | 0.81 | 0.88 | 0.67 | 80.89 | 11.26 |
| M6 | 2 | 0.74 | 0.84 | 0.59 | 74.50 | 12.20 |
| | 3 | 0.74 | 0.86 | 0.55 | 74.40 | 13.42 |
| | 1 | 0.75 | 0.88 | 0.65 | 77.12 | 12.53 |
| M7 | 2 | 0.75 | 0.87 | 0.63 | 75.42 | 11.62 |
| | 3 | 0.78 | 0.88 | 0.69 | 78.45 | 11.03 |

**جدول6 :** ملخص الاحصائيات الوصفية لمعاملات التمييز للاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

| الاختبار الفرعي | المجموعة | متوسط معامل التمييز | اكبر قيمة | اقل قيمة |
|---|---|---|---|---|
| | 1 | 0.30 | 0.47 | 0.10 |
| M1 | 2 | 0.28 | 0.42 | 0.11 |
| | 3 | 0.26 | 0.41 | 0. 11 |
| | 1 | 0.29 | 0.46 | 0.11 |
| M2 | 2 | 0.27 | 0.47 | 0.10 |
| | 3 | 0.31 | 0.58 | 0.14 |
| | 1 | 0.28 | 0.44 | 0.10 |
| M3 | 2 | 0.31 | 0.43 | 0.14 |
| | 3 | 0.28 | 0.46 | 0.11 |
| | 1 | 0.28 | 0.49 | 0.18 |
| M4 | 2 | 0.29 | 0.45 | 0.18 |
| | 3 | 0.31 | 0.45 | 0.22 |
| | 1 | 0.33 | 0.42 | 0.22 |
| M5 | 2 | 0.30 | 0.51 | 0.13 |
| | 3 | 0.26 | 046 | 0.10 |

| الاختبار الفرعي | المجموعة | متوسط معامل التمييز | اكبر قيمة | اقل قيمة |
|---|---|---|---|---|
| | 1 | 0.34 | 0.50 | 0.22 |
| M6 | 2 | 0.28 | 0.48 | 0.10 |
| | 3 | 0.30 | 0.48 | 0.11 |
| | 1 | 0.31 | 0.54 | 0.12 |
| M7 | 2 | 0.26 | 0.49 | 0.10 |
| | 3 | 0.27 | 0.45 | 0.11 |

تبين الجداول 7،8،9 عرضاً لنتائج تحليل التباين الأحادي:

**جدول7 :** تحليل التباين الاحادي للمتوسطات الحسابية لدرجات المفحوصين على الاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

| الاختبار الفرعي | مصدر التباين | مجموع لمربعات Sum of Squares | درجات الحرية df | التباين المقدر Mean Square | قيمة F المحسوبة | الدلالة الإحصائية Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Between Groups | 4000.985 | 2 | 2000.492 | 10.047 | .000 |
| M1 | Within Groups | 238328.612 | 1197 | 199.105 | | |
| | Total | 242329.597 | 1199 | | | |
| | Between Groups | 5298.548 | 2 | 2649.274 | 18.720 | .000 |
| M2 | Within Groups | 169396.702 | 1197 | 141.518 | | |
| | Total | 174695.250 | 1199 | | | |
| | Between Groups | 3431.707 | 2 | 1715.854 | 12.649 | .001 |
| M3 | Within Groups | 162370.173 | 1197 | 135.648 | | |
| | Total | 165801.880 | 1199 | | | |
| | Between Groups | 6507.879 | 2 | 3253.939 | 23.382 | .000 |
| M4 | Within Groups | 166578.854 | 1197 | 139.164 | | |
| | Total | 173086.732 | 1199 | | | |
| | Between Groups | 1808.232 | 2 | 904.116 | 5.987 | .003 |
| M5 | Within Groups | 180750.868 | 1197 | 151.003 | | |
| | Total | 182559.099 | 1199 | | | |
| | Between Groups | 11143.085 | 2 | 5571.543 | 36.650 | .001 |
| M6 | Within Groups | 181966.348 | 1197 | 152.019 | | |
| | Total | 193109.433 | 1199 | | | |
| | Between Groups | 1872.407 | 2 | 936.203 | 6.795 | .001 |
| M7 | Within Groups | 164930.592 | 1197 | 137.787 | | |
| | Total | 166802.999 | 1199 | | | -- |

يلاحظ من خلال الجدول 7 أنه يوجد فرق ذو دلالة إحصائية يبين المتوسطات الحسابية للنماذج المختلفة على مستوى الدلالة. ($\alpha = 0.05$)، مما يحقق الشروط اللازمة لإجراء المعادلة.

**جدول8 :** تحليل التباين الاحادي لمتوسطات معاملات الصعوبة للاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

| الاختبار الفرعي | مصدر التباين | مجموع المربعات Sum of Squares | درجات الحرية df | التباين المقدر Mean Square | قيمة F المحسوبة | الدلالة الإحصائية Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Between Groups | .123 | 2 | .061 | 6.881 | .001 |
| M1 | Within Groups | 1.571 | 176 | .009 | | |
| | Total | 1.693 | 178 | | | |
| | Between Groups | .045 | 2 | .022 | 3.719 | .028 |
| M2 | Within Groups | .632 | 105 | .006 | | |
| | Total | .677 | 107 | | | |
| | Between Groups | .037 | 2 | .019 | 4.335 | .016 |
| M3 | Within Groups | .451 | 105 | .004 | | |
| | Total | .488 | 107 | | | |
| | Between Groups | .095 | 2 | .047 | 15.472 | .000 |
| M4 | Within Groups | .321 | 105 | .003 | | |
| | Total | .415 | 107 | | | |
| | Between Groups | .030 | 2 | .015 | 3.562 | .032 |
| M5 | Within Groups | .436 | 105 | .004 | | |
| | Total | .466 | 107 | | | |

| الاختبار الفرعي | مصدر التباين | مجموع المربعات Sum of Squares | درجات الحرية df | التباين المقدر Mean Square | قيمة F المحسوبة | الدلالة الإحصائية Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| M6 | Between Groups | .116 | 2 | .058 | 15.769 | .000 |
| | Within Groups | .382 | 105 | .004 | | |
| | Total | .498 | 107 | | | |
| M7 | Between Groups | .023 | 2 | .011 | 3.270 | .042 |
| | Within Groups | .369 | 105 | .004 | | |
| | Total | .392 | 107 | | | |

**جدول9 :** تحليل التباين الاحادي لمتوسطات معاملات التمييز للاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

| الاختبار الفرعي | مصدر التباين | مجموع المربعات Sum of Squares | درجات الحرية df | التباين المقدر Mean Square | قيمة F المحسوبة | الدلالة الإحصائية Sig. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| M1 | Between Groups | .055 | 2 | .027 | 4.828 | .009 |
| | Within Groups | .995 | 176 | .006 | | |
| | Total | 1.050 | 178 | | | |
| M2 | Between Groups | .061 | 2 | .031 | 3.245 | .043 |
| | Within Groups | .995 | 105 | .009 | | |
| | Total | 1.056 | 107 | | | |
| M3 | Between Groups | .066 | 2 | .033 | 4.251 | .017 |
| | Within Groups | .810 | 105 | .008 | | |
| | Total | .876 | 107 | | | |
| M4 | Between Groups | .033 | 2 | .016 | 3.473 | .035 |
| | Within Groups | .492 | 105 | .005 | | |
| | Total | .525 | 107 | | | |
| M5 | Between Groups | .091 | 2 | .046 | 3.884 | .024 |
| | Within Groups | 1.224 | 104 | .012 | | |
| | Total | 1.315 | 106 | | | |
| M6 | Between Groups | .061 | 2 | .030 | 3.406 | .037 |
| | Within Groups | .940 | 105 | .009 | | |
| | Total | 1.000 | 107 | | | |
| M7 | Between Groups | .052 | 2 | .026 | 3.249 | .043 |
| | Within Groups | .844 | 105 | .008 | | |
| | Total | .896 | 107 | | | |

من خلال النظر إلى الجداول 8، 9 يلاحظ وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النماذج المختلفة على مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$)، وهذا يؤكد ضرورة معادلة درجات النماذج المختلفة.

**جدول 10:** نتائج فحص تحليل التباين الأحادي باختبار ليفيين والاعتدالية باختبار (K-S)

| الاختبار | النموذج | Levene Statistic | Sig. | Kolmogorov-Smirnov Z | Asymp. Sig. (2-tailed) |
|---|---|---|---|---|---|
| M1 | M11 | | | 1.716118584 | 0.00553 |
| | M12 | 4.75558359 | 0.00877 | 1.440570693 | 0.03151 |
| | M13 | | | 1.753309685 | 0.00427 |
| M2 | M21 | | | 3.694214244 | 0.00000 |
| | M22 | 8.673236773 | 0.00018 | 2.184567919 | 0.00014 |
| | M23 | | | 2.305233968 | 0.00005 |
| M3 | M31 | 28.87157263 | 0.00000 | 5.178942257 | 0.00000 |

| الاختبار | النموذج | Levene Statistic | Sig. | Kolmogorov-Smirnov Z | Asymp. Sig. (2-tailed) |
|---|---|---|---|---|---|
| | M32 | | | 2.361052206 | 0.00003 |
| | M33 | | | 3.295451924 | 0.00000 |
| M4 | M41 | | | 3.283511447 | 0.00000 |
| | M42 | 3.362232796 | 0.03499 | 3.255968946 | 0.00000 |
| | M43 | | | 2.619447204 | 0.00000 |
| M5 | M51 | | | 3.596777271 | 0.00000 |
| | M52 | 5.471309252 | 0.00431 | 2.76857923 | 0.00000 |
| | M53 | | | 3.112892986 | 0.00000 |
| M6 | M61 | | | 3.752705737 | 0.00000 |
| | M62 | 11.15965523 | 0.00002 | 2.807240946 | 0.00000 |
| | M63 | | | 2.103586796 | 0.00029 |
| M7 | M71 | | | 2.578280768 | 0.00000 |
| | M72 | 6.425418073 | 0.00168 | 2.410277643 | 0.00002 |
| | M73 | | | 3.400099670 | 0.00000 |

يتبين من خلال الجدول 10 عدم تحقق هذه الافتراضات نسبياً، وذلك لتساوي حجم العينات، بمعنى أن التصميم متوازن (Balanced)، إضافة لذلك يلاحظ وجود فروق ذات دلالة إحصائية بين النماذج المختلفة على مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$)، وهذا يؤكد ضرورة معادلة درجات النماذج المختلفة.

**التكافؤ الخطي:**

تتلخص هذه الطريقة بتحويل الدرجات تحويلاً خطياً إلى درجات معيارية زائية ومتساوية في الصور (النماذج) المختلفة، حيث تم حساب المتوسط الحسابي والانحراف المعياري للنماذج الثلاثة للاختبارات الفرعية جميعها، ومن ثم تطبيق المعادلة لكل اختبار فرعي على حده، وبذلك يتم تحويل العلامة للاختبار الفرعي من مقياس النموذج الثاني والثالث إلى مقياس علامات الاختبار للنموذج الأول، ولنفس الاختبار، فتكون معادلة التحويل الخطي من النموذج الثاني إلى النموذج الأول للاختبار الفرعي m1 على النحو الآتي:

$$M12 = S_{12}/S_{11}(\overline{M11} - \overline{M11}) + M12$$
$$M12 = 1.25\,(M11 - 69.32) + 71.77$$

- حيث يشير: $S_{11}$ ، $S_{12}$ الى الانحراف المعياري للاختبار الفرعي الأول على النموذج الأول والنموذج الثاني على التوالي، ويشيرM11 وM12 الى درجات اختبار الفرع الأول على النموذج الأول والنموذج الثاني على التوالي. والجدول 11 يبين جميع العلامات المتعادلة في الاختبارات الفرعية المختلفة:

**جدول 11:** العلامات الخام المتعادلة للاختبارات الفرعية وعلى النماذج المختلفة.

| العلامة المتعادلة M73 | العلامة المتعادلة M72 | M71 | العلامة المتعادلة M63 | العلامة المتعادلة M62 | M61 | العلامة المتعادلة M53 | العلامة المتعادلة M52 | M51 | العلامة المتعادلة M43 | العلامة المتعادلة M42 | M41 | العلامة المتعادلة M33 | العلامة المتعادلة M32 | M31 | العلامة المتعادلة M23 | العلامة المتعادلة M22 | M21 | العلامة المتعادلة M13 | العلامة المتعادلة M12 | M11 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 25 | 19 | 16 | 17 | 28 | 33 | 13 | 13 | 16 | 13 | 10 | 22 | 16 | 0 | 22 | 17 | 14 | 28 | 12 | 4 | 15 |
| 40 | 34 | 33 | 21 | 31 | 36 | 25 | 26 | 28 | 16 | 14 | 25 | 19 | 4 | 25 | 20 | 17 | 31 | 23 | 16 | 25 |
| 45 | 40 | 39 | 24 | 34 | 39 | 29 | 29 | 31 | 22 | 20 | 31 | 23 | 8 | 28 | 23 | 20 | 33 | 25 | 19 | 27 |
| 48 | 43 | 42 | 28 | 37 | 42 | 31 | 31 | 33 | 25 | 23 | 33 | 26 | 12 | 31 | 26 | 23 | 36 | 26 | 20 | 28 |
| 49 | 45 | 44 | 30 | 39 | 44 | 34 | 34 | 36 | 28 | 26 | 36 | 31 | 18 | 36 | 30 | 27 | 39 | 31 | 25 | 32 |
| 52 | 47 | 47 | 32 | 40 | 45 | 37 | 37 | 39 | 31 | 29 | 39 | 37 | 26 | 42 | 33 | 30 | 42 | 36 | 31 | 37 |
| 55 | 50 | 50 | 34 | 42 | 47 | 40 | 40 | 42 | 34 | 33 | 42 | 40 | 29 | 44 | 36 | 33 | 44 | 37 | 33 | 38 |
| 56 | 52 | 52 | 35 | 43 | 48 | 42 | 42 | 44 | 36 | 35 | 44 | 43 | 33 | 47 | 39 | 36 | 47 | 38 | 34 | 39 |
| 57 | 53 | 53 | 36 | 44 | 49 | 43 | 43 | 45 | 39 | 38 | 47 | 46 | 37 | 50 | 40 | 38 | 48 | 39 | 35 | 40 |
| 58 | 54 | 54 | 38 | 45 | 50 | 51 | 52 | 53 | 42 | 42 | 50 | 49 | 41 | 53 | 43 | 40 | 50 | 43 | 39 | 43 |
| 60 | 56 | 56 | 39 | 46 | 51 | 54 | 55 | 56 | 45 | 45 | 53 | 52 | 44 | 56 | 46 | 43 | 53 | 44 | 40 | 44 |
| 62 | 58 | 58 | 41 | 48 | 53 | 56 | 57 | 58 | 48 | 48 | 56 | 54 | 47 | 58 | 48 | 45 | 54 | 45 | 41 | 45 |
| 63 | 59 | 59 | 45 | 51 | 56 | 59 | 60 | 61 | 51 | 50 | 58 | 58 | 51 | 61 | 50 | 47 | 56 | 47 | 44 | 47 |
| 64 | 60 | 61 | 47 | 52 | 58 | 60 | 61 | 62 | 54 | 54 | 61 | 60 | 54 | 63 | 52 | 49 | 58 | 48 | 45 | 48 |
| 66 | 62 | 63 | 48 | 53 | 59 | 62 | 63 | 64 | 57 | 57 | 64 | 61 | 55 | 64 | 53 | 51 | 59 | 50 | 48 | 50 |
| 67 | 63 | 64 | 51 | 55 | 61 | 65 | 67 | 67 | 60 | 60 | 67 | 64 | 59 | 67 | 56 | 53 | 61 | 52 | 50 | 52 |
| 69 | 65 | 66 | 52 | 56 | 62 | 67 | 69 | 69 | 62 | 63 | 69 | 66 | 61 | 69 | 59 | 57 | 64 | 53 | 51 | 53 |
| 70 | 66 | 67 | 53 | 57 | 63 | 68 | 70 | 70 | 65 | 66 | 72 | 69 | 65 | 72 | 63 | 60 | 67 | 54 | 53 | 54 |
| 71 | 67 | 68 | 54 | 58 | 64 | 70 | 72 | 72 | 68 | 69 | 75 | 72 | 69 | 75 | 65 | 63 | 69 | 55 | 54 | 55 |
| 71 | 68 | 69 | 55 | 59 | 65 | 71 | 73 | 73 | 71 | 73 | 78 | 73 | 70 | 76 | 69 | 66 | 72 | 57 | 55 | 56 |
| 72 | 69 | 70 | 57 | 60 | 66 | 72 | 74 | 74 | 74 | 76 | 81 | 76 | 73 | 78 | 72 | 70 | 75 | 58 | 56 | 57 |
| 76 | 73 | 74 | 58 | 61 | 67 | 73 | 75 | 75 | 77 | 78 | 83 | 79 | 77 | 81 | 76 | 73 | 78 | 59 | 58 | 58 |
| 77 | 73 | 75 | 60 | 63 | 69 | 74 | 76 | 76 | 80 | 81 | 86 | 81 | 80 | 83 | 79 | 77 | 81 | 60 | 59 | 59 |
| 78 | 74 | 76 | 61 | 64 | 70 | 76 | 78 | 78 | 83 | 85 | 89 | 84 | 83 | 86 | 82 | 79 | 83 | 61 | 60 | 60 |
| 79 | 76 | 78 | 64 | 66 | 72 | 79 | 81 | 81 | 86 | 88 | 92 | 87 | 87 | 89 | 85 | 83 | 86 | 63 | 63 | 62 |
| 81 | 78 | 80 | 65 | 67 | 73 | 81 | 83 | 83 | 88 | 90 | 94 | 90 | 91 | 92 | 89 | 86 | 89 | 64 | 64 | 63 |
| 82 | 79 | 81 | 66 | 68 | 74 | 84 | 86 | 86 | 91 | 94 | 97 | 93 | 94 | 94 | 92 | 90 | 92 | 66 | 66 | 65 |
| 83 | 80 | 82 | 67 | 69 | 75 | 87 | 90 | 89 | 94 | 97 | 100 | 96 | 98 | 97 | 96 | 93 | 95 | 67 | 68 | 66 |

| العلامة المتعادلة M11 | العلامة المتعادلة M12 | العلامة المتعادلة M13 | M21 | العلامة المتعادلة M22 | العلامة المتعادلة M23 | M31 | العلامة المتعادلة M32 | العلامة المتعادلة M33 | M41 | العلامة المتعادلة M42 | العلامة المتعادلة M43 | M51 | العلامة المتعادلة M52 | العلامة المتعادلة M53 | M61 | العلامة المتعادلة M62 | العلامة المتعادلة M63 | M71 | العلامة المتعادلة M72 | العلامة المتعادلة M73 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 67 | 69 | 68 | 97 | 96 | 98 | 100 | 100 | 99 | | | | 92 | 93 | 90 | 78 | 72 | 71 | 83 | 81 | 84 |
| 68 | 70 | 70 | 100 | 99 | 100 | | | | | | | 94 | 95 | 92 | 81 | 75 | 74 | 85 | 83 | 85 |
| 69 | 71 | 71 | | | | | | | | | | 97 | 98 | 95 | 83 | 76 | 77 | 86 | 84 | 86 |
| 70 | 73 | 72 | | | | | | | | | | 100 | 100 | 98 | 86 | 79 | 80 | 87 | 85 | 87 |
| 71 | 74 | 73 | | | | | | | | | | | | | 89 | 82 | 84 | 88 | 86 | 88 |
| 72 | 75 | 74 | | | | | | | | | | | | | 92 | 85 | 88 | 89 | 86 | 89 |
| 73 | 76 | 75 | | | | | | | | | | | | | 93 | 86 | 89 | 92 | 89 | 92 |
| 74 | 78 | 76 | | | | | | | | | | | | | 94 | 87 | 90 | 94 | 91 | 93 |
| 75 | 79 | 77 | | | | | | | | | | | | | 97 | 90 | 93 | 97 | 94 | 96 |
| 76 | 80 | 78 | | | | | | | | | | | | | 100 | 93 | 97 | 100 | 97 | 99 |
| 77 | 81 | 79 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 78 | 83 | 80 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 79 | 84 | 81 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 80 | 85 | 82 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 81 | 86 | 83 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 82 | 88 | 84 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 84 | 89 | 85 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 85 | 90 | 86 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 86 | 91 | 87 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 87 | 93 | 88 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 88 | 94 | 89 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 89 | 95 | 90 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 90 | 96 | 91 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 91 | 98 | 92 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 92 | 99 | 93 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 93 | 010 | 94 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 94 | 010 | 95 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 98 | 010 | 97 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 99 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 100 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |

يلاحظ من خلال الجدول 11 أن الدرجة 81 في النموذج الأول من الاختبار الفرعي m4 تعادل الدرجة 76 على النموذج الثاني، وتعادل 74 على النموذج الثالث لنفس الاختبار، ومن المعلوم أن الدرجة 81 تعد علامة ناجحة بناءاً على درجة القطع المتفق عليها مسبقاً، في حين أن الدرجة 76 والدرجة 74 هي درجات راسبة بالمقياس نفسه، بالرغم من معادلة هذه الدرجات، وهذا لا يحقق العدالة بين المفحوصين.

وعند اعتماد درجات القطع الجديدة التي ينوى العمل بها (75 %)، نلاحظ أن الدرجة 74 لا تزال درجة راسبة، في حين أنها تعادل الدرجات 81، 76. وهذا يؤكد أهمية المعادلة للدرجات لتحقيق العدالة بين المفحوصين.، وتم حساب الخطأ المعياري للمعادلة الخطية للاختبارات الفرعية كلا على حدة. ويبين الجدول 12 الخطأ المعياري للمعادلة الخطية للاختبارات الفرعية عند قيم مختارة من العلامات المعيارية.

**جدول 12:**الخطأ المعياري للمعادلة الخطية الأفقية عند التحويل بين الاختبارات الفرعية من النموذج الأول إلى النموذج الثاني.

| العلامة المعيارية $Z_x$ | الخطأ المعياري للاختبار M1 | الخطأ المعياري للاختبار M2 | الخطأ المعياري للاختبار M3 | الخطأ المعياري للاختبار M4 | الخطأ المعياري للاختبار M5 | الخطأ المعياري للاختبار M6 | الخطأ المعياري للاختبار M7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.0 | 0.052 | 0.047 | 0.049 | 0.047 | 0.047 | 0.046 | 0.045 |
| 0.5 ± | 0.058 | 0.053 | 0.055 | 0.053 | 0.052 | 0.052 | 0.051 |
| 1.0 ± | 0.064 | 0.058 | 0.060 | 0.058 | 0.057 | 0.057 | 0.056 |
| 1.5 ± | 0.069 | 0.062 | 0.065 | 0.062 | 0.062 | 0.061 | 0.060 |
| 2.0 ± | 0.073 | 0.067 | 0.069 | 0.067 | 0.066 | 0.066 | 0.064 |
| 2.5 ± | 0.078 | 0.071 | 0.074 | 0.071 | 0.070 | 0.070 | 0.068 |
| 3 ± | 0.082 | 0.074 | 0.078 | 0.075 | 0.074 | 0.073 | 0.072 |

يلاحظ أن الخطأ المعياري للمعادلة الخطية يختلف باختلاف العلامة المعيارية، ويبلغ اقل ما يمكن عند الوسط الحسابي ( Z= 0) ويزداد هذا الخطأ بالابتعاد عن الوسط من أي من الجهتين، ولجميع الاختبارات الفرعية. كما تم استخدام معيار الصدق التقاطعي، الذي يبين درجة استقرار العلامات المعادلة في عينتين عشوائيتين مستقلتين. ومن اجل ذلك تم اختيار عينتين عشوائيتين مستقلتين طُبق عليهما النموذج الثاني وحُسبت لهما المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية، وحُولتا باستخدام المعادلة الخطية إلى مقياس النموذج الأول ثم حُسبت قيم معامل الصدق التقاطعي لجميع الاختبارات الفرعية، والنتائج موضحة في الجدول 13:

**13جدول:** معامل الصدق التقاطعي للاختبارات الفرعية

| الاختبار | M1 | M 2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معامل الصدق | 0.0232 | 0.153 | 0.264 | 0.111 | 0.0035 | 0.162 | 0.0069 |

نجد أن قيم معامل الصدق التقاطعي متدنية وهذا يتفق مع النتائج السابقة.

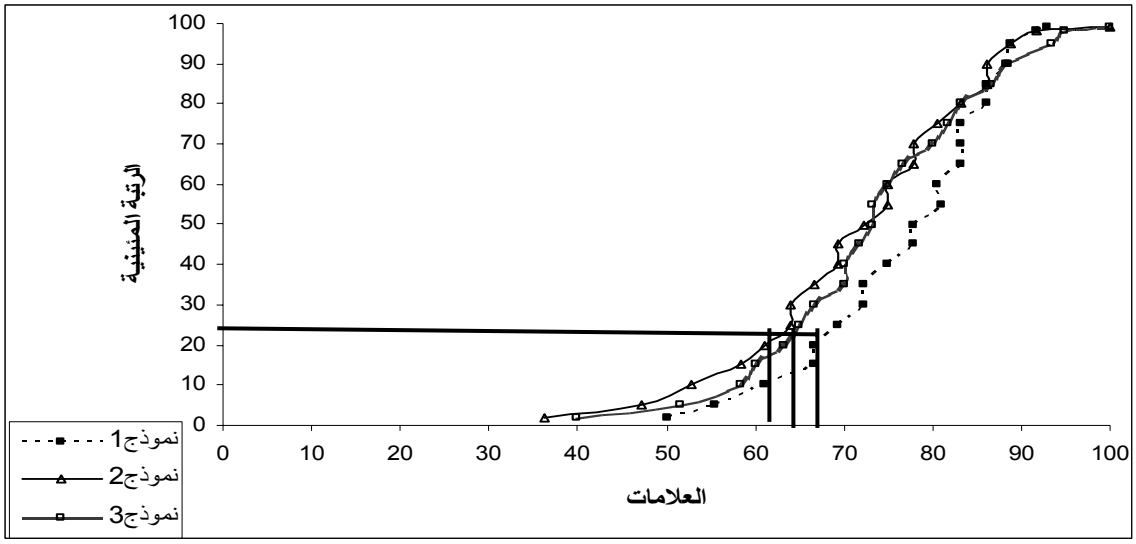
**الرتب المئينية المتساوية:**

تم إيجاد العلامات الخام التي تناظر الرتب المئينية، وتعد العلامات متعادلة إذا كانت لها الرتبة المئينية نفسها، والجدول 14 يوضح العلامات الخام المتعادلة للاختبار الفرعي m1 عند الرتب المئينية الموضحة، ولجميع النماذج:

**جدول 14:** العلامات الخام المتعادلة على الاختبار الفرعي الأول m1 للنماذج المختلفة عند الرتب المئينية

| M13 | M12 | M11 | الرتبة المئينية | M13 | M12 | M11 | الرتبة المئينية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 73 | 72 | 78 | 50 | 28 | 31 | 36 | 1 |
| 73 | 74 | 78 | 51 | 40 | 36 | 50 | 2 |
| 73 | 75 | 78 | 52 | 47 | 42 | 53 | 3 |
| 73 | 75 | 78 | 53 | 48 | 44 | 53 | 4 |
| 73 | 75 | 78 | 54 | 52 | 47 | 56 | 5 |
| 73 | 75 | 81 | 56 | 53 | 47 | 58 | 6 |
| 73 | 75 | 81 | 57 | 53 | 50 | 58 | 7 |
| 75 | 75 | 81 | 58 | 53 | 50 | 58 | 8 |
| 75 | 75 | 81 | 59 | 57 | 53 | 61 | 9 |
| 75 | 75 | 81 | 60 | 58 | 53 | 61 | 10 |
| 75 | 75 | 81 | 61 | 58 | 56 | 61 | 11 |
| 75 | 78 | 81 | 62 | 58 | 56 | 64 | 12 |
| 75 | 78 | 81 | 63 | 60 | 58 | 64 | 13 |
| 75 | 78 | 81 | 64 | 60 | 58 | 67 | 14 |
| 77 | 78 | 81 | 65 | 60 | 58 | 67 | 15 |
| 77 | 78 | 83 | 66 | 62 | 58 | 67 | 16 |
| 77 | 78 | 83 | 67 | 62 | 58 | 67 | 17 |
| 77 | 78 | 83 | 68 | 62 | 58 | 67 | 18 |
| 78 | 78 | 83 | 69 | 63 | 61 | 67 | 19 |
| 78 | 78 | 83 | 70 | 63 | 61 | 67 | 20 |
| 80 | 78 | 83 | 71 | 63 | 62 | 67 | 21 |
| 80 | 78 | 83 | 72 | 63 | 64 | 69 | 22 |
| 80 | 81 | 83 | 73 | 65 | 64 | 69 | 23 |
| 82 | 81 | 83 | 74 | 65 | 64 | 69 | 24 |
| 82 | 81 | 83 | 75 | 65 | 64 | 69 | 25 |
| 82 | 81 | 83 | 76 | 65 | 64 | 69 | 26 |
| 82 | 81 | 83 | 78 | 67 | 64 | 69 | 27 |
| 83 | 83 | 83 | 79 | 67 | 64 | 72 | 28 |
| 83 | 83 | 83 | 80 | 67 | 64 | 72 | 29 |
| 83 | 83 | 86 | 81 | 67 | 64 | 72 | 30 |
| 83 | 83 | 86 | 82 | 67 | 64 | 72 | 31 |
| 83 | 83 | 86 | 83 | 68 | 64 | 72 | 32 |
| 85 | 83 | 86 | 84 | 68 | 67 | 72 | 33 |
| 85 | 83 | 86 | 85 | 68 | 67 | 72 | 34 |
| 85 | 86 | 86 | 86 | 70 | 67 | 72 | 35 |
| 87 | 86 | 86 | 87 | 70 | 67 | 72 | 36 |
| 87 | 86 | 86 | 88 | 70 | 67 | 73 | 37 |
| 87 | 86 | 86 | 89 | 70 | 68 | 75 | 38 |
| 87 | 86 | 86 | 90 | 70 | 69 | 75 | 39 |
| 88 | 86 | 86 | 91 | 70 | 69 | 75 | 40 |
| 88 | 86 | 89 | 92 | 72 | 69 | 75 | 41 |
| 90 | 86 | 89 | 93 | 72 | 69 | 75 | 42 |
| 90 | 86 | 89 | 94 | 72 | 69 | 75 | 43 |
| 92 | 89 | 89 | 95 | 72 | 69 | 75 | 44 |
| 92 | 89 | 89 | 96 | 72 | 69 | 78 | 45 |
| 93 | 89 | 89 | 97 | 72 | 69 | 78 | 46 |
| 93 | 89 | 89 | 98 | 72 | 72 | 78 | 47 |
| 95 | 89 | 89 | 99 | 73 | 72 | 78 | 48 |
| | | | | 73 | 72 | 78 | 49 |

ورسمت المنحنيات التكرارية النسبية المئوية للعلامات الخام المتعادلة للاختبارات الفرعية وللنماذج المختلفة على المستوى الديكارتي نفسه.




**شكل 1:** (العلامات الخام المتعادلة للاختبارm1 على النماذج المختلفة عند الرتب المئينية)

يلاحظ أن المئين 24 يقابل علامة مقدارها 69 على النموذج الأول، وعلامة 64 على النموذج الثاني، وعلامة مقدارها 65 على النموذج الثالث، وهذا يعني أن الدرجة 69 في النموذج الأول تعادل الدرجة 64 في النموذج الثاني، وتعادل الدرجة 65 في النموذج الثالث، وبنفس الطريقة السابقة تمت معادلة درجات الاختبارات الفرعية الأخرى، وتوجد جداول كاملة للاختبارات الفرعية جميعها توضح إجراءات المعادلة.

ولمعرفة دقة المعادلة المئينية تم حساب الخطأ المعياري للمعادلة، ويوضح الجدول 15 الخطأ المعياري للمعادلة عند علامات معيارية معينة، وحسبت لجميع الاختبارات الفرعية على التوالي:

**جدول15:** الخطأ المعياري للمعادلة المئينية على النماذج المختلفة عند علامات معيارية معينة

| العلامة المعيارية | الخطأ المعياري للاختبارM1 | الخطأ المعياري للاختبارM2 | الخطأ المعياري للاختبارM3 | الخطأ المعياري للاختبارM4 | الخطأ المعياري للاختبارM5 | الخطأ المعياري للاختبارM6 | الخطأ المعياري للاختبارM7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 0.056 | 0.047 | 0.046 | 0.050 | 0.052 | 0.050 | 0.056 |
| ± 0.5 | 0.060 | 0.049 | 0.048 | 0.053 | 0.054 | 0.052 | 0.058 |
| ± 1 | 0.067 | 0.056 | 0.055 | 0.061 | 0.063 | 0.060 | 0.067 |
| ± 1.5 | 0.089 | 0.072 | 0.071 | 0.077 | 0.080 | 0.077 | 0.085 |
| ± 2 | 0.137 | 0.112 | 0.110 | 0.120 | 0.124 | 0.119 | 0.132 |
| ± 2.5 | 0.180 | 0.147 | 0.144 | 0.158 | 0.163 | 0.156 | 0.174 |
| ± 3 | 0.376 | 0.306 | 0.301 | 0.329 | 0.339 | 0.326 | 0.363 |

يلاحظ أن الخطأ المعياري للمعادلة يزداد كلما ابتعدنا عن الوسط (z = 0) ومن الجهتين، ويمكن رد ذلك إلى كون توزيع الرتب المئينية يقترب من التوزيع الطبيعي، أي يكون متباعدا في الأطراف وكثيفا في الوسط، وان انتقالاً معين في الرتبة المئينية يناظره انتقال غير متناسب في العلامات الخام بسبب وقوع الرتبة المئينية على مقياس رتبي، بينما يعتمد التحويل الخطي على الانحراف المعياري ويتحقق فيه مقياس الفترات، وللتحقق من فاعلية المعادلة المئينية باستخدام محك الصدق التقاطعي، حسبت قيمة معامل الصدق التقاطعي لجميع الاختبارات الفرعية بالطريقة نفسها التي حسبت في المعادلة الخطية والنتائج موضحة بالجدول 16:

**جدول 16:** معامل الصدق التقاطعي لجميع الاختبارات الفرعية للمعادلة المئينية

| الاختبار | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معامل الصدق التقاطعي | 0.113 | 0.222 | 0.272 | 0.229 | 0.085 | 0.449 | 0.0379 |

يلاحظ أن قيم معامل الصدق التقاطعي للمعادلة المئينية أكبر من قيم معامل الصدق التقاطعي للمعادلة الخطية ولجميع الاختبارات الفرعية، وهذا يعني أن المعادلة المئينية أقل فاعلية من المعادلة الخطية.

**المعادلة وفقا لنموذج راش الأحادي المعلمة:**

تم تقدير قدرات الأفراد وحساب الخطأ المعياري لتقديرات قدرات الأفراد في الاختبارات الفرعية باستخدام البرنامج الإحصائي (BILOG)، كما هي موضحة في الجدول 17 مرتبة تنازليا:

**جدول17:** تقدير قدرات الأفراد والأخطاء المعيارية في قياسها للاختبار الفرعي m1 ولجميع النماذج مرتبة تنازليا

| M11 | | | | M12 | | | | M13 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| العلامة الكلية | التكرار | قدرة الأفراد | الخطأ المعياري | العلامة الكلية | التكرار | قدرة الأفراد | الخطأ المعياري | العلامة الكلية | التكرار | قدرة الأفراد | الخطأ المعياري |
| 95 | 3 | 3.65 | 0.90 | 100 | 6 | 3.79 | 1.24 | 100 | 6 | 2.99 | 1.00 |
| 93 | 1 | 3.20 | 0.79 | 98 | 4 | 3.07 | 1.09 | 97 | 7 | 2.45 | 0.91 |
| 92 | 1 | 2.73 | 0.71 | 97 | 14 | 2.30 | 0.78 | 95 | 7 | 2.05 | 0.76 |
| 90 | 4 | 2.36 | 0.66 | 95 | 9 | 1.84 | 0.65 | 93 | 9 | 1.74 | 0.66 |
| 88 | 4 | 2.05 | 0.61 | 93 | 12 | 1.50 | 0.56 | 92 | 10 | 1.48 | 0.60 |
| 87 | 10 | 1.79 | 0.58 | 92 | 12 | 1.24 | 0.51 | 90 | 6 | 1.25 | 0.55 |
| 85 | 10 | 1.55 | 0.55 | 90 | 15 | 1.01 | 0.47 | 88 | 16 | 1.05 | 0.52 |
| 83 | 12 | 1.34 | 0.53 | 88 | 12 | 0.82 | 0.44 | 87 | 14 | 0.87 | 0.49 |
| 82 | 16 | 1.15 | 0.51 | 87 | 21 | 0.65 | 0.42 | 85 | 20 | 0.70 | 0.47 |
| 80 | 17 | 0.97 | 0.50 | 85 | 16 | 0.50 | 0.40 | 83 | 16 | 0.55 | 0.45 |
| 78 | 14 | 0.80 | 0.48 | 83 | 23 | 0.36 | 0.38 | 82 | 12 | 0.41 | 0.45 |
| 77 | 18 | 0.64 | 0.47 | 82 | 15 | 0.23 | 0.37 | 80 | 6 | 0.27 | 0.43 |
| 75 | 18 | 0.49 | 0.46 | 80 | 16 | 0.11 | 0.36 | 78 | 16 | 0.14 | 0.42 |
| 73 | 22 | 0.35 | 0.45 | 78 | 10 | 0.00 | 0.35 | 77 | 30 | 0.02 | 0.41 |
| 72 | 28 | 0.21 | 0.44 | 77 | 15 | -0.11 | 0.34 | 75 | 36 | -0.10 | 0.41 |
| 70 | 24 | 0.08 | 0.43 | 75 | 21 | -0.21 | 0.33 | 73 | 28 | -0.21 | 0.40 |
| 68 | 24 | -0.05 | 0.43 | 73 | 23 | -0.31 | 0.32 | 72 | 21 | -0.32 | 0.39 |
| 67 | 14 | -0.17 | 0.42 | 72 | 21 | -0.41 | 0.32 | 70 | 15 | -0.42 | 0.39 |
| 65 | 16 | -0.29 | 0.42 | 70 | 11 | -0.50 | 0.31 | 68 | 19 | -0.53 | 0.38 |
| 63 | 11 | -0.41 | 0.41 | 68 | 14 | -0.59 | 0.31 | 67 | 15 | -0.63 | 0.37 |
| 62 | 23 | -0.52 | 0.41 | 67 | 23 | -0.67 | 0.30 | 65 | 18 | -0.73 | 0.37 |
| 60 | 15 | -0.64 | 0.41 | 65 | 8 | -0.76 | 0.30 | 63 | 10 | -0.82 | 0.37 |
| 58 | 14 | -0.75 | 0.41 | 63 | 16 | -0.84 | 0.30 | 62 | 13 | -0.92 | 0.36 |
| 57 | 10 | -0.86 | 0.40 | 62 | 10 | -0.92 | 0.30 | 60 | 11 | -1.01 | 0.36 |
| 55 | 10 | -0.97 | 0.40 | 60 | 8 | -1.00 | 0.29 | 58 | 4 | -1.11 | 0.36 |
| 53 | 5 | -1.07 | 0.40 | 58 | 10 | -1.08 | 0.29 | 57 | 2 | -1.20 | 0.36 |
| 52 | 23 | -1.18 | 0.40 | 57 | 4 | -1.16 | 0.29 | 55 | 11 | -1.29 | 0.35 |
| 50 | 7 | -1.29 | 0.40 | 55 | 3 | -1.24 | 0.29 | 53 | 4 | -1.38 | 0.35 |
| 48 | 2 | -1.39 | 0.40 | 53 | 9 | -1.31 | 0.29 | 52 | 1 | -1.47 | 0.35 |
| 47 | 2 | -1.50 | 0.40 | 52 | 3 | -1.39 | 0.29 | 50 | 2 | -1.56 | 0.35 |
| 45 | 4 | -1.61 | 0.40 | 50 | 2 | -1.47 | 0.29 | 48 | 4 | -1.65 | 0.35 |
| 42 | 2 | -1.72 | 0.41 | 48 | 2 | -1.54 | 0.29 | 47 | 1 | -1.84 | 0.34 |
| 40 | 3 | -1.93 | 0.41 | 47 | 2 | -1.62 | 0.29 | 42 | 1 | -1.93 | 0.34 |
| 38 | 3 | -2.04 | 0.41 | 45 | 1 | -1.70 | 0.29 | 40 | 2 | -2.02 | 0.34 |
| 37 | 2 | -2.16 | 0.42 | 40 | 1 | -1.93 | 0.29 | 38 | 1 | -2.12 | 0.34 |
| 33 | 2 | -2.27 | 0.43 | 38 | 2 | -2.01 | 0.30 | 33 | 1 | -2.41 | 0.34 |
| 32 | 1 | -2.51 | 0.43 | 37 | 2 | -2.09 | 0.30 | 32 | 1 | -2.51 | 0.34 |
| 28 | 1 | -2.63 | 0.44 | 28 | 2 | -2.52 | 0.32 | 28 | 1 | -2.73 | 0.34 |
| 22 | 2 | -2.88 | 0.49 | 25 | 1 | -2.72 | 0.33 | 25 | 1 | -2.96 | 0.34 |
| 15 | 1 | -3.45 | 0.50 | 15 | 1 | -3.43 | 0.40 | 22 | 1 | -3.20 | 0.34 |
| 11 | 1 | -3.48 | 0.50 | | | | | 15 | 1 | -3.47 | 0.34 |
| المتوسط | | 0.018 | | | | 0.059 | | | | -.004 | |
| الانحراف المعياري | | 1.061 | | | | 1.096 | | | | 1.012 | |

يلاحظ أن معالم القدرة الفعلية للأفراد تراوحت بين (3.65_ 3.48-) لوجيت للنموذج الأول وبمتوسط حسابي لمعلم القدرة (0.018)، وبخطأ معياري من (0.9_ 0.5)، وتراوحت بين (3.79 _3.43-) لوجيت للنموذج الثاني وبمتوسط حسابي (0.059)، وبخطأ معياري من (0.4 _ 1.24)، وبين (2.99 _ 3.47-) لوجيت للنموذج الثالث وبمتوسط حسابي (0.004-)، وبخطأ معياري من (0.34-1.00). وتشير هذه النتائج بأن الأفراد يتوزعون بشكل مناسب على متصل السمة.

كما تمت معادلة تقديرات قدرات الأفراد ومعادلة الخطأ المعياري في الاختبارات الفرعية من النموذج الثاني والثالث إلى مقياس النموذج الأول، وتم تقدير دالة المعلومات لجميع الاختبارات الفرعية عند كل مستوى من مستويات القدرة، لإيجاد الكفاءة النسبية للاختبارات الفرعية، ويبين الجدول 18 تقديرات القدرة

والخطأ المعياري في الاختبارات الفرعية المعادلة للنماذج المختلفة، لكل اختبار فرعي:
وقيم دالة المعلومات للاختبارات الفرعية المختلفة والكفاءة النسبية

**جدول 18:** تقدير قدرات الأفراد والأخطاء المعيارية المعادلة في قياسها للاختبار الفرعي M1 وقيم دالة المعلومات والكفاءة النسبية ولجميع النماذج.

| M11 | | M12 | | M13 | | دالة المعلومات M11 $I(\theta)_1$ | دالة المعلومات M12 $I(\theta)_2$ | دالة المعلومات M13 $I(\theta)_3$ | الكفاءة النسبية $I(\theta)_2/I(\theta)_1$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| القدرة | الخطأ المعياري | القدرة | الخطأ المعياري | القدرة | الخطأ المعياري | | | | |
| 3.65 | 0.90 | 3.83 | 0.92 | 3.46 | 0.86 | 1.24 | 0.66 | 1.00 | 0.53 |
| 3.20 | 0.79 | 3.37 | 0.81 | 3.03 | 0.75 | 1.62 | 0.83 | 1.20 | 0.51 |
| 2.73 | 0.71 | 2.89 | 0.73 | 2.58 | 0.68 | 1.98 | 1.63 | 1.75 | 0.82 |
| 2.36 | 0.66 | 2.51 | 0.67 | 2.23 | 0.62 | 2.33 | 2.40 | 2.28 | 1.03 |
| 2.05 | 0.61 | 2.19 | 0.63 | 1.94 | 0.58 | 2.66 | 3.13 | 2.79 | 1.18 |
| 1.79 | 0.58 | 1.92 | 0.60 | 1.68 | 0.55 | 2.98 | 3.83 | 3.27 | 1.29 |
| 1.55 | 0.55 | 1.68 | 0.57 | 1.46 | 0.53 | 3.28 | 4.50 | 3.73 | 1.37 |
| 1.34 | 0.53 | 1.46 | 0.55 | 1.26 | 0.51 | 3.56 | 5.14 | 4.16 | 1.44 |
| 1.15 | 0.51 | 1.26 | 0.53 | 1.07 | 0.49 | 3.83 | 5.75 | 4.58 | 1.50 |
| 0.97 | 0.50 | 1.07 | 0.51 | 0.90 | 0.47 | 4.08 | 6.33 | 4.97 | 1.55 |
| 0.80 | 0.48 | 0.90 | 0.50 | 0.74 | 0.46 | 4.32 | 6.88 | 5.03 | 1.59 |
| 0.64 | 0.47 | 0.74 | 0.48 | 0.59 | 0.45 | 4.54 | 7.40 | 5.34 | 1.63 |
| 0.49 | 0.46 | 0.58 | 0.47 | 0.45 | 0.44 | 4.75 | 7.89 | 5.69 | 1.66 |
| 0.35 | 0.45 | 0.44 | 0.46 | 0.31 | 0.43 | 4.94 | 8.35 | 6.02 | 1.69 |
| 0.21 | 0.44 | 0.30 | 0.45 | 0.18 | 0.42 | 5.13 | 8.78 | 6.08 | 1.71 |
| 0.08 | 0.43 | 0.16 | 0.45 | 0.06 | 0.41 | 5.29 | 9.19 | 6.32 | 1.74 |
| -0.05 | 0.43 | 0.03 | 0.44 | -0.06 | 0.41 | 5.44 | 9.57 | 6.61 | 1.76 |
| -0.17 | 0.42 | -0.10 | 0.44 | -0.18 | 0.40 | 5.58 | 9.92 | 6.68 | 1.78 |
| -0.29 | 0.42 | -0.22 | 0.43 | -0.30 | 0.40 | 5.70 | 10.25 | 6.88 | 1.80 |
| -0.41 | 0.41 | -0.34 | 0.43 | -0.41 | 0.40 | 5.81 | 10.54 | 7.13 | 1.81 |
| -0.52 | 0.41 | -0.46 | 0.42 | -0.52 | 0.39 | 5.91 | 10.81 | 7.20 | 1.83 |
| -0.64 | 0.41 | -0.58 | 0.42 | -0.63 | 0.39 | 5.99 | 11.06 | 7.36 | 1.85 |
| -0.75 | 0.41 | -0.69 | 0.42 | -0.73 | 0.39 | 6.06 | 11.28 | 7.58 | 1.86 |
| -0.86 | 0.40 | -0.80 | 0.42 | -0.84 | 0.39 | 6.12 | 11.48 | 7.64 | 1.88 |
| -0.97 | 0.40 | -0.92 | 0.41 | -0.94 | 0.38 | 6.16 | 11.64 | 7.77 | 1.89 |
| -1.07 | 0.40 | -1.03 | 0.41 | -1.04 | 0.38 | 6.19 | 11.78 | 7.84 | 1.90 |
| -1.18 | 0.40 | -1.14 | 0.41 | -1.15 | 0.38 | 6.21 | 11.90 | 7.95 | 1.92 |
| -1.29 | 0.40 | -1.25 | 0.41 | -1.25 | 0.38 | 6.21 | 11.99 | 8.11 | 1.93 |
| -1.39 | 0.40 | -1.36 | 0.41 | -1.35 | 0.38 | 6.20 | 12.05 | 8.25 | 1.94 |
| -1.50 | 0.40 | -1.47 | 0.41 | -1.45 | 0.38 | 6.18 | 12.09 | 8.30 | 1.96 |
| -1.61 | 0.40 | -1.58 | 0.42 | -1.56 | 0.38 | 6.14 | 12.10 | 8.37 | 1.97 |
| -1.72 | 0.41 | -1.69 | 0.42 | -1.66 | 0.39 | 6.03 | 12.09 | 8.41 | 2.01 |
| -1.93 | 0.41 | -1.91 | 0.42 | -1.87 | 0.39 | 5.95 | 12.05 | 8.47 | 2.03 |
| -2.04 | 0.41 | -2.03 | 0.43 | -1.97 | 0.39 | 5.86 | 11.99 | 8.51 | 2.05 |
| -2.16 | 0.42 | -2.14 | 0.43 | -2.08 | 0.40 | 5.76 | 11.64 | 8.56 | 2.02 |
| -2.27 | 0.43 | -2.26 | 0.44 | -2.19 | 0.41 | 5.52 | 11.48 | 8.63 | 2.08 |
| -2.51 | 0.43 | -2.50 | 0.44 | -2.41 | 0.41 | 5.38 | 11.28 | 8.68 | 2.10 |
| -2.63 | 0.44 | -2.63 | 0.46 | -2.53 | 0.42 | 5.05 | 9.92 | 8.69 | 1.96 |
| -2.88 | 0.49 | -2.89 | 0.50 | -2.77 | 0.46 | 4.25 | 9.19 | 8.71 | 2.16 |
| -3.45 | 0.50 | -3.48 | 0.51 | -3.31 | 0.47 | 4.07 | 6.33 | 8.71 | 1.56 |
| -3.68 | 0.50 | -3.71 | 0.51 | -3.53 | 0.48 | 4.01 | 6.22 | 8.72 | 1.55 |
| المتوسط الحسابي | | الكفـــــاءة النسبيـــــة | | | | | | | 1.68 |

يتضح من خلال الجدول 19 أن متوسط الكفاءة النسبية للاختبار الفرعي للنموذج الثاني قد بلغ (1.68) مقارنة باختبار النموذج الأول، وهذا يعني أن قيمة دالة المعلومات للنموذج الثاني تساوي (1.68) قيمة دالة المعلومات للنموذج الأول، أي أن الاختبار الفرعي للنموذج الثاني يعطي معلومات أكثر من الاختبار الفرعي للنموذج الأول عند كل مستويات القدرة. وهذا يتفق مع المعادلة الخطية والمئينية التي وردت سابقا.

أما الطريقة الثانية، فكانت بإيجاد قيم القدرة المتعادلة (مقدرة باللوجيت) في الاختبارات الفرعية عند الرتب المئينية للنماذج المختلفة، ويبين الجدول 19 يبين تقديرات القدرة المتعادلة عند الرتب المئينية وما يناظرها من قيم لدالة المعلومات للاختبار الفرعي m1 وعلى النماذج المختلفة، والكفاءة النسبية للاختبارات المتعادلة:

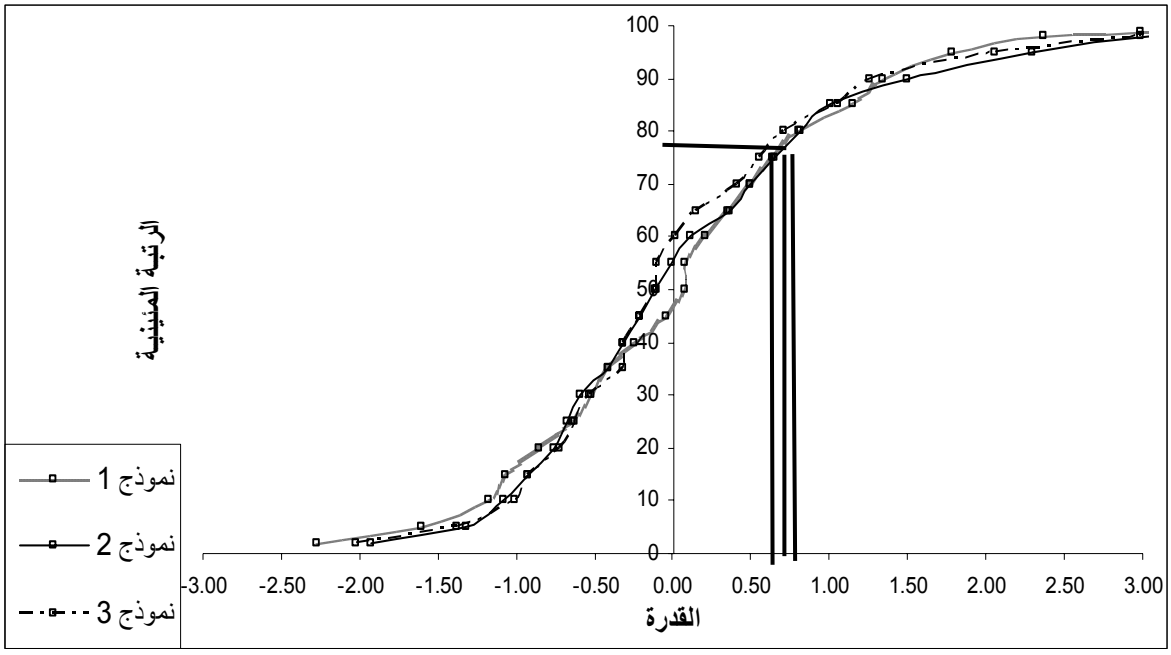
**جدول 19:** تقديرات القدرة المتعادلة للاختبار الفرعي m1 عند الرتبة المئينية الموضحة وما يناظرها من قيم لدالة المعلومات والكفاءة النسبية وعلى جميع النماذج

| الكفاءة النسبية | دالة المعلومات | | | الخطأ المعياري | | | القدرة | | | العلامة الخام | | | المئين |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | M13 | M12 | M11 | M13 | M12 | M11 | M13 | M12 | M11 | M13 | M12 | M11 | |
| 2.34 | 8.65 | 9.77 | 4.16 | 0.34 | 0.32 | 0.49 | -2.73 | -2.52 | -2.88 | 28 | 31 | 36 | 1 |
| 2.20 | 8.65 | 11.89 | 5.41 | 0.34 | 0.29 | 0.43 | -2.02 | -1.93 | -2.27 | 40 | 36 | 50 | 2 |
| 2.00 | 8.16 | 11.89 | 5.95 | 0.35 | 0.29 | 0.41 | -1.65 | -1.54 | -2.04 | 47 | 42 | 53 | 3 |
| 2.00 | 8.16 | 11.89 | 5.95 | 0.35 | 0.29 | 0.41 | -1.56 | -1.39 | -1.93 | 48 | 44 | 53 | 4 |
| 1.90 | 8.16 | 11.89 | 6.25 | 0.35 | 0.29 | 0.40 | -1.38 | -1.31 | -1.61 | 52 | 47 | 56 | 5 |
| 1.90 | 8.16 | 11.89 | 6.25 | 0.35 | 0.29 | 0.40 | -1.29 | -1.31 | -1.49 | 53 | 47 | 58 | 6 |
| 1.90 | 8.16 | 11.89 | 6.25 | 0.35 | 0.29 | 0.40 | -1.29 | -1.24 | -1.29 | 53 | 50 | 58 | 7 |
| 1.90 | 8.16 | 11.89 | 6.25 | 0.35 | 0.29 | 0.40 | -1.29 | -1.16 | -1.29 | 53 | 50 | 58 | 8 |
| 1.90 | 7.72 | 11.89 | 6.25 | 0.36 | 0.29 | 0.40 | -1.11 | -1.08 | -1.18 | 57 | 53 | 61 | 9 |
| 1.90 | 7.72 | 11.89 | 6.25 | 0.36 | 0.29 | 0.40 | -1.01 | -1.08 | -1.18 | 58 | 53 | 61 | 10 |
| 1.90 | 7.72 | 11.89 | 6.25 | 0.36 | 0.29 | 0.40 | -1.01 | -1.08 | -1.18 | 58 | 56 | 61 | 11 |
| 1.90 | 7.72 | 11.89 | 6.25 | 0.36 | 0.29 | 0.40 | -1.01 | -1.00 | -1.18 | 58 | 56 | 64 | 12 |
| 1.90 | 7.72 | 11.89 | 6.25 | 0.36 | 0.29 | 0.40 | -0.92 | -1.00 | -1.18 | 60 | 58 | 64 | 13 |
| 1.78 | 7.72 | 11.11 | 6.25 | 0.36 | 0.30 | 0.40 | -0.92 | -0.92 | -1.17 | 60 | 58 | 67 | 14 |
| 1.78 | 7.72 | 11.11 | 6.25 | 0.36 | 0.30 | 0.40 | -0.92 | -0.92 | -1.07 | 60 | 58 | 67 | 15 |
| 1.78 | 7.30 | 11.11 | 6.25 | 0.37 | 0.30 | 0.40 | -0.82 | -0.84 | -0.97 | 62 | 58 | 67 | 16 |
| 1.78 | 7.30 | 11.11 | 6.25 | 0.37 | 0.30 | 0.40 | -0.82 | -0.84 | -0.97 | 62 | 58 | 67 | 17 |
| 1.78 | 7.30 | 11.11 | 6.25 | 0.37 | 0.30 | 0.40 | -0.82 | -0.84 | -0.86 | 62 | 58 | 67 | 18 |
| 1.78 | 7.30 | 11.11 | 6.25 | 0.37 | 0.30 | 0.40 | -0.73 | -0.84 | -0.86 | 63 | 61 | 67 | 19 |
| 1.78 | 7.30 | 11.11 | 6.25 | 0.37 | 0.30 | 0.40 | -0.73 | -0.76 | -0.86 | 63 | 61 | 67 | 20 |
| 1.87 | 7.30 | 11.11 | 5.95 | 0.37 | 0.30 | 0.41 | -0.73 | -0.76 | -0.75 | 63 | 62 | 67 | 21 |
| 1.87 | 7.30 | 11.11 | 5.95 | 0.37 | 0.30 | 0.41 | -0.73 | -0.67 | -0.75 | 63 | 64 | 69 | 22 |
| 1.87 | 7.30 | 11.11 | 5.95 | 0.37 | 0.30 | 0.41 | -0.63 | -0.67 | -0.75 | 65 | 64 | 69 | 23 |
| 1.87 | 7.30 | 11.11 | 5.95 | 0.37 | 0.30 | 0.41 | -0.63 | -0.67 | -0.64 | 65 | 64 | 69 | 24 |
| 1.87 | 7.30 | 11.11 | 5.95 | 0.37 | 0.30 | 0.41 | -0.63 | -0.67 | -0.64 | 65 | 64 | 69 | 25 |
| 1.87 | 7.30 | 11.11 | 5.95 | 0.37 | 0.30 | 0.41 | -0.63 | -0.67 | -0.64 | 65 | 64 | 69 | 26 |
| 1.87 | 6.93 | 11.11 | 5.95 | 0.38 | 0.30 | 0.41 | -0.53 | -0.67 | -0.64 | 67 | 64 | 69 | 27 |
| 1.75 | 6.93 | 10.41 | 5.95 | 0.38 | 0.31 | 0.41 | -0.53 | -0.59 | -0.52 | 67 | 64 | 72 | 28 |
| 1.75 | 6.93 | 10.41 | 5.95 | 0.38 | 0.31 | 0.41 | -0.53 | -0.59 | -0.52 | 67 | 64 | 72 | 29 |
| 1.75 | 6.93 | 10.41 | 5.95 | 0.38 | 0.31 | 0.41 | -0.53 | -0.59 | -0.52 | 67 | 64 | 72 | 30 |
| 1.75 | 6.93 | 10.41 | 5.95 | 0.38 | 0.31 | 0.41 | -0.53 | -0.50 | -0.52 | 67 | 64 | 72 | 31 |
| 1.75 | 6.57 | 10.41 | 5.95 | 0.39 | 0.31 | 0.41 | -0.42 | -0.50 | -0.52 | 68 | 64 | 72 | 32 |
| 1.75 | 6.57 | 10.41 | 5.95 | 0.39 | 0.31 | 0.41 | -0.42 | -0.50 | -0.52 | 68 | 67 | 72 | 33 |
| 1.64 | 6.57 | 9.77 | 5.95 | 0.39 | 0.32 | 0.41 | -0.42 | -0.41 | -0.41 | 68 | 67 | 72 | 34 |
| 1.64 | 6.57 | 9.77 | 5.95 | 0.39 | 0.32 | 0.41 | -0.32 | -0.41 | -0.41 | 70 | 67 | 72 | 35 |
| 1.64 | 6.57 | 9.77 | 5.95 | 0.39 | 0.32 | 0.41 | -0.32 | -0.41 | -0.36 | 70 | 67 | 72 | 36 |
| 1.72 | 6.57 | 9.77 | 5.67 | 0.39 | 0.32 | 0.42 | -0.32 | -0.41 | -0.29 | 70 | 67 | 73 | 37 |
| 1.72 | 6.57 | 9.77 | 5.67 | 0.39 | 0.32 | 0.42 | -0.32 | -0.41 | -0.29 | 70 | 68 | 75 | 38 |
| 1.72 | 6.57 | 9.77 | 5.67 | 0.39 | 0.32 | 0.42 | -0.32 | -0.31 | -0.29 | 70 | 69 | 75 | 39 |
| 1.72 | 6.57 | 9.77 | 5.67 | 0.39 | 0.32 | 0.42 | -0.32 | -0.31 | -0.24 | 70 | 69 | 75 | 40 |
| 1.62 | 6.25 | 9.18 | 5.67 | 0.40 | 0.33 | 0.42 | -0.21 | -0.31 | -0.17 | 72 | 69 | 75 | 41 |
| 1.62 | 6.25 | 9.18 | 5.67 | 0.40 | 0.33 | 0.42 | -0.21 | -0.31 | -0.17 | 72 | 69 | 75 | 42 |
| 1.62 | 6.25 | 9.18 | 5.67 | 0.40 | 0.33 | 0.42 | -0.21 | -0.31 | -0.17 | 72 | 69 | 75 | 43 |
| 1.70 | 6.25 | 9.18 | 5.41 | 0.40 | 0.33 | 0.43 | -0.21 | -0.31 | -0.05 | 72 | 69 | 75 | 44 |
| 1.70 | 6.25 | 9.18 | 5.41 | 0.40 | 0.33 | 0.43 | -0.21 | -0.21 | -0.05 | 72 | 69 | 78 | 45 |
| 1.70 | 6.25 | 9.18 | 5.41 | 0.40 | 0.33 | 0.43 | -0.21 | -0.21 | -0.05 | 72 | 69 | 78 | 46 |
| 1.70 | 6.25 | 9.18 | 5.41 | 0.40 | 0.33 | 0.43 | -0.21 | -0.21 | -0.05 | 72 | 72 | 78 | 47 |
| 1.70 | 5.95 | 9.18 | 5.41 | 0.41 | 0.33 | 0.43 | -0.10 | -0.21 | -0.05 | 73 | 72 | 78 | 48 |
| 1.70 | 5.95 | 9.18 | 5.41 | 0.41 | 0.33 | 0.43 | -0.10 | -0.21 | -0.05 | 73 | 72 | 78 | 49 |
| 1.43 | 5.95 | 7.72 | 5.41 | 0.41 | 0.36 | 0.43 | -0.10 | -0.11 | 0.08 | 73 | 72 | 78 | 50 |
| 1.43 | 5.95 | 7.72 | 5.41 | 0.41 | 0.36 | 0.43 | -0.10 | -0.11 | 0.08 | 73 | 74 | 78 | 51 |
| 1.43 | 5.95 | 7.72 | 5.41 | 0.41 | 0.36 | 0.43 | -0.10 | -0.11 | 0.08 | 73 | 75 | 78 | 52 |
| 1.43 | 5.95 | 7.72 | 5.41 | 0.41 | 0.36 | 0.43 | -0.10 | -0.11 | 0.08 | 73 | 75 | 78 | 53 |
| 1.43 | 5.95 | 7.72 | 5.41 | 0.41 | 0.36 | 0.43 | -0.10 | 0.00 | 0.08 | 73 | 75 | 78 | 54 |
| 1.43 | 5.95 | 7.72 | 5.41 | 0.41 | 0.36 | 0.43 | -0.10 | 0.00 | 0.08 | 73 | 75 | 81 | 55 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | -0.10 | 0.00 | 0.21 | 73 | 75 | 81 | 56 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.02 | 0.11 | 0.21 | 75 | 75 | 81 | 57 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.02 | 0.11 | 0.21 | 75 | 75 | 81 | 58 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.02 | 0.11 | 0.21 | 75 | 75 | 81 | 59 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.02 | 0.11 | 0.21 | 75 | 75 | 81 | 60 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.02 | 0.23 | 0.21 | 75 | 78 | 81 | 61 |
| 1.41 | 5.95 | 7.30 | 5.17 | 0.41 | 0.37 | 0.44 | 0.02 | 0.23 | 0.21 | 75 | 78 | 81 | 62 |
| 1.40 | 5.95 | 6.93 | 4.94 | 0.41 | 0.38 | 0.45 | 0.02 | 0.23 | 0.35 | 75 | 78 | 81 | 63 |
| 1.40 | 5.67 | 6.93 | 4.94 | 0.42 | 0.38 | 0.45 | 0.14 | 0.36 | 0.35 | 77 | 78 | 81 | 64 |
| 1.40 | 5.67 | 6.93 | 4.94 | 0.42 | 0.38 | 0.45 | 0.14 | 0.36 | 0.35 | 77 | 78 | 83 | 65 |
| 1.40 | 5.67 | 6.93 | 4.94 | 0.42 | 0.38 | 0.45 | 0.14 | 0.36 | 0.35 | 77 | 78 | 83 | 66 |
| 1.40 | 5.67 | 6.93 | 4.94 | 0.42 | 0.38 | 0.45 | 0.14 | 0.36 | 0.35 | 77 | 78 | 83 | 67 |
| 1.27 | 5.41 | 6.25 | 4.94 | 0.43 | 0.40 | 0.45 | 0.27 | 0.36 | 0.45 | 78 | 78 | 83 | 68 |

| المئين | العلامة الخام | | | القدرة | | | الخطأ المعياري | | | دالة المعلومات | | | الكفاءة النسبية |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | M11 | M12 | M13 | M11 | M12 | M13 | M11 | M12 | M13 | M11 | M12 | M13 | |
| 69 | 83 | 78 | 78 | 0.49 | 0.36 | 0.27 | 0.46 | 0.40 | 0.43 | 4.73 | 6.25 | 5.41 | 1.32 |
| 70 | 83 | 78 | 80 | 0.49 | 0.50 | 0.41 | 0.46 | 0.40 | 0.45 | 4.73 | 6.25 | 4.94 | 1.32 |
| 71 | 83 | 78 | 80 | 0.49 | 0.50 | 0.41 | 0.46 | 0.40 | 0.45 | 4.73 | 6.25 | 4.94 | 1.32 |
| 72 | 83 | 81 | 80 | 0.49 | 0.50 | 0.41 | 0.46 | 0.40 | 0.45 | 4.73 | 6.25 | 4.94 | 1.32 |
| 73 | 83 | 81 | 82 | 0.64 | 0.50 | 0.55 | 0.47 | 0.40 | 0.45 | 4.53 | 6.25 | 4.94 | 1.38 |
| 74 | 83 | 81 | 82 | 0.64 | 0.65 | 0.55 | 0.47 | 0.42 | 0.45 | 4.53 | 5.67 | 4.94 | 1.25 |
| 75 | 83 | 81 | 82 | 0.64 | 0.65 | 0.55 | 0.47 | 0.42 | 0.45 | 4.53 | 5.67 | 4.94 | 1.25 |
| 76 | 83 | 81 | 82 | 0.64 | 0.65 | 0.55 | 0.47 | 0.42 | 0.45 | 4.53 | 5.67 | 4.94 | 1.25 |
| 77 | 83 | 83 | 83 | 0.80 | 0.65 | 0.70 | 0.48 | 0.42 | 0.47 | 4.34 | 5.67 | 4.53 | 1.31 |
| 78 | 83 | 83 | 83 | 0.80 | 0.65 | 0.70 | 0.48 | 0.42 | 0.47 | 4.34 | 5.67 | 4.53 | 1.31 |
| 79 | 86 | 83 | 83 | 0.80 | 0.82 | 0.70 | 0.48 | 0.44 | 0.47 | 4.34 | 5.17 | 4.53 | 1.19 |
| 80 | 86 | 83 | 83 | 0.80 | 0.82 | 0.70 | 0.48 | 0.44 | 0.47 | 4.34 | 5.17 | 4.53 | 1.19 |
| 81 | 86 | 83 | 83 | 0.97 | 0.82 | 0.70 | 0.50 | 0.44 | 0.47 | 4.00 | 5.17 | 4.53 | 1.29 |
| 82 | 86 | 83 | 85 | 0.97 | 1.01 | 0.87 | 0.50 | 0.47 | 0.49 | 4.00 | 4.53 | 4.16 | 1.13 |
| 83 | 86 | 83 | 85 | 0.97 | 1.01 | 0.87 | 0.50 | 0.47 | 0.49 | 4.00 | 4.53 | 4.16 | 1.13 |
| 84 | 86 | 86 | 85 | 0.97 | 1.01 | 0.87 | 0.50 | 0.47 | 0.49 | 4.00 | 4.53 | 4.16 | 1.13 |
| 85 | 86 | 86 | 87 | 1.15 | 1.01 | 1.05 | 0.51 | 0.47 | 0.52 | 3.84 | 4.53 | 3.70 | 1.18 |
| 86 | 86 | 86 | 87 | 1.15 | 1.24 | 1.05 | 0.51 | 0.51 | 0.52 | 3.84 | 3.84 | 3.70 | 1.00 |
| 87 | 86 | 86 | 87 | 1.15 | 1.24 | 1.05 | 0.51 | 0.51 | 0.52 | 3.84 | 3.84 | 3.70 | 1.00 |
| 88 | 86 | 86 | 87 | 1.15 | 1.24 | 1.05 | 0.51 | 0.51 | 0.52 | 3.84 | 3.84 | 3.70 | 1.00 |
| 89 | 86 | 86 | 88 | 1.34 | 1.50 | 1.25 | 0.53 | 0.56 | 0.55 | 3.56 | 3.19 | 3.31 | 0.90 |
| 90 | 89 | 86 | 88 | 1.34 | 1.50 | 1.25 | 0.53 | 0.56 | 0.55 | 3.56 | 3.19 | 3.31 | 0.90 |
| 91 | 89 | 86 | 90 | 1.34 | 1.50 | 1.48 | 0.53 | 0.56 | 0.60 | 3.56 | 3.19 | 2.78 | 0.90 |
| 92 | 89 | 86 | 90 | 1.55 | 1.84 | 1.48 | 0.55 | 0.65 | 0.60 | 3.31 | 2.37 | 2.78 | 0.72 |
| 93 | 89 | 89 | 92 | 1.55 | 1.84 | 1.74 | 0.55 | 0.65 | 0.66 | 3.31 | 2.37 | 2.30 | 0.72 |
| 94 | 89 | 89 | 92 | 1.55 | 2.30 | 1.74 | 0.55 | 0.78 | 0.66 | 3.31 | 1.64 | 2.30 | 0.50 |
| 95 | 89 | 89 | 93 | 1.79 | 2.30 | 2.05 | 0.58 | 0.78 | 0.76 | 2.97 | 1.64 | 1.73 | 0.55 |
| 96 | 89 | 89 | 93 | 1.79 | 2.30 | 2.05 | 0.58 | 0.78 | 0.76 | 2.97 | 1.64 | 1.73 | 0.55 |
| 97 | 89 | 89 | 95 | 2.05 | 2.30 | 2.45 | 0.61 | 0.78 | 0.91 | 2.69 | 1.64 | 1.21 | 0.61 |
| 98 | 92 | 92 | 95 | 2.36 | 3.07 | 2.99 | 0.66 | 1.09 | 1.00 | 2.30 | 0.84 | 1.00 | 0.37 |
| 99 | 93 | 100 | 100 | 3.19 | 3.79 | 2.99 | 0.79 | 1.24 | 1.00 | 1.60 | 0.65 | 1.00 | 0.41 |
| المتوسط | | | | | | | | | | | | | **1.48** |

يتضح أن متوسط الكفاءة النسبية للاختبار الفرعي للنموذج الثاني قد بلغ (1.48) مقارنة باختبار النموذج الأول، وهذا يعني أن قيمة دالة المعلومات للنموذج الثاني تساوي (1.48) قيمة دالة المعلومات للنموذج الأول، أي أن الاختبار الفرعي للنموذج الثاني يعطي معلومات أكثر من الاختبار الفرعي للنموذج الأول عند كل مستويات القدرة، وهذه النتيجة تتفق إلى حد كبير مع الطريقة الأولى.

ويوضح الشكل 2 الرتبة المئينية وتقديرات قدرات الأفراد على النماذج المختلفة:




**شكل 2:** تقديرات القدرة المتعادلة عند الرتبة المئينية للاختبار الفرعي m1

يمكن من خلال الشكل السابق تعيين تقديرات القدرة المتعادلة على النماذج المختلفة تبعا للمئين المقابل لها، أي يمكن اختيار أي مئين من الرسم الموضح سابقاً. فمثلا المئين 80، وعليه تكون تقديرات القدرة المقابلة لهذا المئين من كلا النماذج متعادلة، أي أن تقدير القدرة 0.80 على النموذج الأول يعادل 0.82 للنموذج الثاني ويعادل تقدير القدرة 0.70 للنموذج الثالث، وهكذا لبقية الاختبارات الفرعية.

وحسبت قيمة معامل الصدق التقاطعي للقدرات المتعادلة بطريقة الرتب المئينية المتساوية ولجميع الاختبارات الفرعية، ولجميع النماذج بنفس الطرق السابقة. ويبين الجدول 21 قيم معامل الصدق التقاطعي للقدرات المتعادلة ولجميع الاختبارات الفرعية:

**جدول 21:** معامل الصدق التقاطعي للاختبارات الفرعية

| الاختبار | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| معامل الصدق التقاطعي | 0.00017 | 0.00024 | 0.00045 | 0.00055 | 0.00053 | 0.00034 | 0.00023 |

يلاحظ من النتائج السابقة أن قيم معامل الصدق التقاطعي للقدرات المتعادلة في حالة نموذج راش كانت أقل من قيم معامل الصدق التقاطعي في كل من المعادلة الخطية الأفقية والمعادلة المئينية الأفقية، وهذا يشير إلى أن المعادلة وفق نموذج راش كانت الأكثر فاعلية من بين طرق المعادلة المستخدمة في معادلة درجات المفحوصين على النماذج المختلفة وتحقيق العدالة بين المفحوصين ووضعهم على مقياس واحد مشترك.

**مناقشة النتائج والتوصيات:**

للإجابة عن السؤال الأول المتعلق بالخصائص السيكومترية للنماذج أو الصور المختلفة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب، فقد تم تحليل البيانات باستخدام البرنامج الإحصائي (SPSS). أشارت النتائج أن قيم معاملات الصعوبة للاختبار الفرعي الأول (m1) تتراوح ما بين (0.88-0.46) للنموذج الأول وبمتوسط حسابي بلغ 0.67، وبين (0.87-0.52) للنموذج الثاني وبمتوسط حسابي بلغ 0.72 وبين (0.88-0.44) للنموذج الثالث وبمتوسط حسابي بلغ 0.72. ولمعرفة مدى الاختلاف بين أوساط المعاملات السابقة، تم استخدام تحليل التباين الأحادي للكشف عن الفرق بين متوسطات معاملات الصعوبة للنماذج المختلفة، وأظهرت النتائج وجود فرق ذي دلالة إحصائية عند مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$)، ويمكن تفسير النتيجة السابقة على أساس تباين أداء المفحوصين في النماذج المختلفة (بافتراض أن هذه النماذج تقيس المحتوى نفسه والأهداف نفسها)، ولهذا السبب تبرز أهمية هذه الدراسة في ضرورة معادلة الصور المختلفة للاختبار. وفيما يتعلق بمعاملات التمييز فقد تراوحت ما بين (0.47-0.10) لجميع النماذج، وبلغ المتوسط الحسابي لمعاملات التمييز (0.30) للنموذج الأول، في حين بلغ (0.28) للنموذج الثاني، وبلغ (0.26) للنموذج الثالث. وقد رأت الباحثة رأي إيبل (Ebel, 1972) أن أي فقرة تتمتع بقدرة تمييزية (0.25) فأكثر أنها فقرة تتمتع بدرجة مقبولة من القدرة التمييزية، وأظهرت النتائج باستخدام تحليل التباين الأحادي وجود فرق ذي دلالة إحصائية على مستوى الدلالة ($\alpha = 0.05$)، وهذا يؤكد النتيجة السابقة.

وعند مراجعة الجدول الخاص بملخص الإحصائيات الوصفية نجد أنها تتطابق مع النتيجة السابقة والنتائج السابقة جميعها يتحقق فيها الشروط اللازمة لمعادلة الصور أو النماذج المختلفة من اختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب، بسبب اختلاف الخصائص السيكومترية السابقة والمشار إليها. وقد يعود تباين أداء الأفراد على النماذج المختلفة لغموض بعض الفقرات وهذا يتفق مع ما ذكره جرونلند ولن (Grounlund & Linn, 1990)، أنه إذا كان غموضا في متن فقرة الاختيار من متعدد فإن ذلك يؤدي إلى أن كل مفحوص يمكن أن يفهم السؤال بطريقة مختلفة عن الآخر، وبذلك يتباين أداء الأفراد، إضافة إلى أن عدم الجدية التي يظهرها بعض المفحوصين تؤدي إلى تدني النتائج. وعلى الرغم من أن اختبارات الاختيار من متعدد هي الأكثر انتشارا بسبب كفاءتها، إلا أن من الضروري صياغتها بصورة جيدة حتى لا ينخفض مستوى صعوبة الفقرة وتصبح قدرتها التمييزية ضعيفة وهذا يتفق مع ما ذكره مورفي وهوفر (Murphy & Hofer, 1994)، وهذا يؤكد إجابة الفرع الثاني التابع للسؤال الأول من أسئلة الدراسة، وهو هل تختلف هذه الخصائص باختلاف النماذج اختلافاً جوهرياً يسوغ إجراء معادلة للدرجات على هذه النماذج؟ وتؤكد الباحثة أن الفروق الجوهرية بين متوسطات معاملات الصعوبة ومتوسطات معاملات التمييز للنماذج المختلفة وللعينات المختلفة السبب الرئيس الذي كان وراء مثل هذه الدراسة.

أظهرت نتائج التحليل الإحصائي أن معاملات ثبات الاتساق الداخلي وفقاً لمعادلة كودر ريتشارد سون 20 كانت مرتفعة لجميع الاختبارات الفرعية، إذ تشير جميع القيم السابقة من أن الاختبار يتمتع باتساق عال، وهذا ما تؤكده دراسة قديمة قام بها مارشال وهيلز (Marshall & Hales, 1971) من أن الاختبارات ذات الإجابة المنتقاة تتمتع بدرجة عالية من الثبات إذا ما قورنت بغيرها من الاختبارات، وأن النتائج السابقة تتفق مع الشروط اللازمة والضرورية لإجراء عملية المعادلة بصورتها الصحيحة.

كما أظهرت نتائج التحليل الإحصائي أن العلاقة الارتباطية بين أداء المفحوصين على الاختبارات الفرعية المختلفة والمتتالية كانت متباينة بين النماذج المختلفة للاختبارات الفرعية المختلفة، ويمكن عزو تباين العلاقة الارتباطية بين أداء المفحوصين على

الاختبارات الفرعية المختلفة والمتتالية، لتباين أداء الأفراد على فقرات النماذج المختلفة وهذا بسبب اختلاف مستوى صعوبتها التي تم إلاشارة إليها سابقا، كما أن النتائج السابقة والمستخلصة من تحليل الفقرات تعزز الدلالات عن صدق الاختبارات الفرعية وثباتها، بما يؤكد خصائص الفاعلية لهذه الاختبارات بدرجة تبرر استخدامها في إجراءات المعادلة.

بينت النتائج السابقة التي تم التوصل إليها حول المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لتقديرات قدرات الأفراد المتحررة باللوجيت، أنها بلغت للاختبار الفرعي الأول (m1) بين (1.061,0.018) لوجيت على الترتيب للنموذج الأول، وبلغت بين (1.096,0.059) لوجيت للنموذج الثاني، في حين بلغت للنموذج الثالث بين (-1.012,0.004) لوجيت، وتشير النتائج إلى أن الأفراد يتوزعون بشكل مناسب على متصل السمة، ويلاحظ ارتفاع قيم الأخطاء المعيارية لقدرات الأفراد الذين حصلوا على أقل العلامات أو أعلاها، بينما تقل كلما اتجهنا نحو مركز التوزيع أي متوسط تقديرات القدرات، وهذا يؤكد دقة تحديد مواقع الأفراد على متصل السمة.

اتفقت النتائج السابقة مع التحليلات الإحصائية لجميع الاختبارات الفرعية المتتالية، أما فيما يتعلق بالكفاءة النسبية للمعلومات للاختبارات الفرعية، فقد تم تقدير قيم دالة المعلومات مقدرة باللوجيت لجميع الاختبارات الفرعية وعند كل مستوى من مستويات القدرة. وبينت النتائج أن قيمة دالة المعلومات تتزايد تدريجيا حتى تصل إلى أقصى قيمة ممكنة لها عندما تكون قيمة القدرة صفر لوجيت أي عند الفقرات المتوسطة الصعوبة، وهذا ما تؤكده قيمة الخطأ المعياري للتقدير الذي بلغت قيمته أقل ما يمكن عند أقل مستوى من مستويات القدرة، وهذا يعني أن جميع الاختبارات الفرعية تقدم أكبر كمية من المعلومات عند مستويات القدرة المتوسطة، وتقدم أقل كمية من المعلومات عند مستويات القدرة العالية والمتدنية، بمعنى آخر إن جميع الاختبارات الفرعية تعطي معلومات قليلة عن الأفراد ذوي القدرات العالية والقدرات المتدنية.

كما أظهرت النتائج أن متوسط الكفاءة النسبية للاختبار الفرعي الأول (m1) للنموذج الثاني قد بلغ (1.68) مقارنة باختبار النموذج الأول، وهذا يعني أن قيمة دالة المعلومات للنموذج الثاني تساوي (1.68) قيمة دالة المعلومات للنموذج الأول، أي أن الاختبار الفرعي للنموذج الثاني يعطي معلومات أكثر من الاختبار الفرعي للنموذج الأول عند كل مستويات القدرة. لقد تحققت النتيجة السابقة لكافة الاختبارات الفرعية، أما الطريقة الثانية التي قامت الباحثة بها لإيجاد الكفاءة النسبية للاختبارات الفرعية المتعادلة، فكانت بإيجاد قيم القدرة المتعادلة (مقدرة باللوجيت) في الاختبارات الفرعية جميعها وعند الرتب المئينية الموضحة سابقا. وأشارت النتائج أن متوسط الكفاءة النسبية للاختبار الفرعي الأول (m1) للنموذج الثاني قد بلغ (1.48) مقارنة باختبار النموذج الأول، وهذا يعني أن قيمة دالة المعلومات للنموذج الثاني تساوي (1.48) قيمة دالة المعلومات للنموذج الأول، أي أن الاختبار الفرعي للنموذج الثاني يعطي معلومات أكثر من الاختبار الفرعي للنموذج الأول عند كل مستويات القدرة، وهذه النتيجة تتفق إلى حد كبير مع الطريقة الأولى، وقد تحقق ذلك لجميع الاختبارات الفرعية.

فيما يتعلق بالإجابة عن السؤال الخاص بكيف تُفسر الدرجات على النماذج المختلفة وفقا لطرق معادلتها في النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة، فقد تم استخدام طريقة المعادلة الخطية وطريقة المعادلة المئينية من طرق النظرية الكلاسيكية في القياس، وطريقة المعادلة وفق النموذج أحادي المعلمة (راش الأحادي) كطريقة من طرق النظرية الحديثة في القياس، وللتحقق من فاعلية المعادلة الخطية تم استخدام محك الخطأ المعياري. وقد بينت النتائج أن المعادلة تتمتع بدرجة عالية من الدقة، ويلاحظ أن الخطأ المعياري للمعادلة يختلف باختلاف العلامة المعيارية، ويبلغ اقل ما يمكن عند الوسط الحسابي ($Z = 0$) ويزداد هذا الخطأ بالابتعاد عن الوسط من أي من الجهتين (Thorndike, 1982)، وهذا يؤكد بأنها تكون أكثر فاعلية عند القيم المتوسطة للعلامات، ويمكن أن يعزى ذلك إلى أن أخطاء المعاينة يمكن أن تؤثر في تقديرات كل من المتوسط الحسابي والانحراف المعياري، كما أن الأخطاء في تقدير الانحراف المعياري لها تأثير أكبر كلما زاد الانحراف عن المتوسط وفق ما أكدته دراسة الشريفين (2003). وتحققت النتائج السابقة لجميع الاختبارات الفرعية المختلفة، كما تحققت فاعلية المعادلة الخطية باستخدام معامل الصدق التقاطعي الذي حُسب لجميع الاختبارات الفرعية، وجميعها قيم متدنية وأقل من الواحد الصحيح، ويعتبر مؤشراً على درجة استقرار العلامات المتعادلة وعلى فاعلية المعادلة الخطية.

لمعرفة دقة المعادلة المئينية وفاعليتها، تم حساب الخطأ المعياري للمعادلة المئينية، أشارت النتائج إلى أن قيمة الخطأ المعياري للمعادلة يزداد كلما ابتعدنا عن الوسط ومن الجهتين، ويمكن رد ذلك إلى كون توزيع الرتب المئينية يقترب من التوزيع الطبيعي كثيرا في الوسط ومتباعد عند الأطراف، وان انتقال معين في الرتبة المئينية يناظره انتقال غير متناسب في العلامات الخام بسبب وقوع الرتبة المئينية على مقياس رتبي، وبمقارنة الخطأ المعياري للمعادلة الخطية بنظيره في المعادلة المئينية، بينت النتائج أن الخطأ المعياري في المعادلة الخطية أقل منه في المعادلة المئينية. وتشير النتائج أن المعادلة الخطية تحليلية أي أنها تحافظ على ميل ثابت عبر مدى العلامات كاملا، في حين أن التحويل المئيني هو تحويل غير خطي إذ يتغير الميل بتغير مستوى العلامة، علاوة على ذلك أن المعادلة المئينية تتطلب عينات أكبر من الأفراد من تلك التي تتطلبها المعادلة الخطية للحصول على الدرجة نفسها من دقة التحويل (Peterson, Kolen, & Hoover, 1989).

وعند تفحص النتائج التي أمكن التوصل إليها في هذه الدراسة تبين أن المعادلة الخطية أكثر فاعلية من المعادلة المئينية

باستخدام معيار الخطأ المعياري للمعادلة كما تم الإشارة إليها سابقا، ولجميع الاختبارات الفرعية، وهذا يتفق مع دراسة الشريفين (2003) التي خلصت إلى أن المعادلة الخطية كانت أكثر فاعلية من المعادلة المئينية باستخدام محك الخطأ المعياري للتقدير كأساس للمقارنة بين فاعلية الطريقة الخطية والطريقة المئينية، لكنها اختلفت مع دراسة سكاجز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986) من خلال مراجعتهما لعدد من الدراسات السابقة في أن المعادلة الخطية غير ملاءمة لحالات المعادلة الأفقية والعمودية.

أما عند استخدام معامل الصدق التقاطعي معياراً للحكم على فاعلية المعادلة، أظهرت النتائج أن نموذج راش أحادي المعلمة هو الأفضل من تلك الطريقتين السابقتين، وحسبت قيم معامل الصدق التقاطعي للقدرات المتعادلة ولجميع الاختبارات الفرعية، يلاحظ من النتائج السابقة أن قيم معامل الصدق التقاطعي للقدرات المتعادلة كانت أقل من قيم معامل الصدق التقاطعي في كل من المعادلة الخطية والمعادلة المئينية. وهذا يشير إلى أن المعادلة وفق نموذج راش كانت الأكثر فاعلية من بين طرق المعادلة المستخدمة، ويمكن التوصل إلى أن المعادلة وفق نموذج راش الأحادي هي الأفضل ثم يليها المعادلة الخطية الأفقية وأخيراً المعادلة المئينية. واتفقت نتائج هذه الدراسة مع دراسة كولن ووتني (Kolen & Whitney, 1982)، وكذلك اتفقت مع دراسة أيوب (1994)، ودراسة الشريفين (2003)، ودراسة سميث وكريمر (Smith & Kramer, 1992)، حيث أشارت جميعها إلى فاعلية نماذج النظرية الحديثة في القياس، وتعارضت هذه الدراسة مع نتائج دراسة أخرى قاما بها سكاجز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986) التي أظهرت أن المعادلة المئينية هي الأقوى والأكثر فاعلية، وكذلك تعارضت مع دراسة بيترسون وكوك وستوكنج (Peterson, Cook & Stocking, 1983) التي أظهرت فاعلية المعادلة الخطية وتفوقها، كما تعارضت مع دراسة فاندر لیندن (Vander linden, 2006) التي أشارت إلى فاعلية المعادلة المئينية وأنها تعطي خطأ أقل في المعادلة.

يمكن أن يعزى سبب تفوق المعادلة وفق نموذج راش الأحادي المعلمة على الطريقتين السابقتين، لافتراضات نموذج راش القوية وخاصة أحادية البعد، ولتحقق شروط المعادلة التي أظهرتها الخصائص السيكومترية والتي تمت الإشارة إليها سابقا، وكذلك لتشابه المحتوى الذي يقيسه الاختبار بفروعه المختلفة ولقياسه الأهداف نفسها، ومما تجدر الإشارة إليه أن هذه الدراسة حققت المعادلة لاختبارات الرخصة الدولية لقيادة الحاسوب وفق النظرية الحديثة للقياس، وأمكن بذلك مقارنة الدرجات التي يتم الحصول عليها وفق النماذج المختلفة لتحقيق العدالة بين المفحوصين، ورغم استخدام معايير مختلفة للحكم على فاعلية المعادلة المستخدمة إلا أنها كانت متوافقة في الحكم على النتائج.

**التوصيات:**

في ضوء النتائج السابقة، تم التوصل إلى التوصيات الاتية:

1- تطبيق جداول التكافؤ لتحقيق العدالة في توزيع العلامات والقرارات المترتبة عليها في ضوء توحيد علامة القطع، علما بان هذه العدالة يمكن أن تتحقق من اعتماد علامات قطع مختلفة من خلال دراسات علمية لهذا الغرض.

2- عمل دراسات حول أثر تطبيق الاختبار بالطريقتين (اليدوي والآلي) على تحصيل المفحوصين، وعلاقة ذلك بعلامة القطع لاسيما وأن المعلمين مارسوا الاختبار بالطريقتين السابقتين.

3- دراسة أثر اللغة على تحصيل المفحوصين وبخاصة أن الاختبار يطبق باللغتين العربية والانجليزية.

4- إجراء المزيد من الدراسات في مجال المعادلة، واستخدام طرقها المختلفة، وباستخدام معايير أخرى للحكم على دقة فاعلية طرق المعادلة. وبخاصة أن نتائج المعادلة يمكن أن تختلف باختلاف النظرية، فان الاختلاف ممكن باختلاف نموذج النظرية.

**المصادر والمـــراجـــع**


الأطرش، هشام. (2002). الإنجازات التطويرية في مجال تكنولوجيا التعليم والمعلومات. **رسالة المعلم**، 1 (41)، 18- 21.

أيوب، حسين. (1994). **المقارنة بين أربع طرق للمعادلة عندما يكون التصميم من مجموعات متكافئة وغير متكافئة**. رسالة دكتوراه غير منشورة، الجامعة الأردنية، عمان، الأردن.

الشريفين، نضال. (2003). **مدى تحقق معايير الفاعلية في معادلة اختبارين أحدهما ثنائي التدريج والآخر متعدد التدريج وفق نماذج النظرية الكلاسيكية والنظرية الحديثة في القياس**. رسالة دكتوراه غير منشورة، جامعة عمان العربية للدراسات العليا، عمان، الأردن.

علام، صلاح الدين.(2005). نماذج الاستجابة للمفردة الاختبارية أحادية البعد ومتعددة الأبعاد وتطبيقاتها في القياس النفسي والتربوي. القاهرة: دار الفكر العربي.

عياصرة، أحمد وحسن، عدنان، ومراد، هاني. (2002). حوسبة التعليم في المملكة، **رسالة المعلم**، 1 (41)، 18- 21.

القداح، محمد وأبو عطية، سميرة والعابدي، نسرين وحمام، خالد. (2002). حوسبة التعليم. **رسالة المعلم**، 1(41)، 12 – 17.

Cook, L. & Eignor, D. (1991). IRT equating methods. *Educational Measurement: Issues and Practice*, *11*(4), 37.

Crocker, L. & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory.* New York: Holt, Rinehart, & Winston.

Dorans, N. (1990). Equating methods and sampling. *Applied Measurement in education, 3*(1), 3-18.

Lord, F. & Wingersky, M. (1984). Comparison of IRT true-score and equipercentile observed- score "equating". *Applied Psychological Measurement, 8*, 452-461.

Lord, F. (1980). *Applications of item response theory to practical testing problems*. Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum.

Marshall, J. & Hales, L. (1971). *Classroom test construction reading*. Massachusetts: Addison-Wesley.

Murphy, K. & Hofer, C. (1994). *Psychological testing principles and application* (3rd ed). New Jersey: Prentice – Hall.

Peterson, N., Kolen, M. & Hoover, H. (1989). Scaling norming and equating. *Educational Measurement, (ED). By Linn, R. L.: (3rd ed).* Washington, D. C.: American Council on Education, 241-262.

Peterson. N., Cook, L. & Stocking, M. (1983). IRT versus conventional equating methods: A comparative study of scale stability. *Journal of Educational Statistics, 8, 137*-156.

Skaggs, G. & Lissitz, R. (1986). An exploration of the robustness of four test equating models. *Applied Psychological Measurement, 10*(3). 303-317.

Skaggs, G. & Lissitz, R. (1986a). IRT test equating relevant issues and a review of recent research. *Review of Educational Research*. *56*(4), 495-529.

Ebel, R. (1972). *Essentials of educational measurement*. New Jersey: Prentice-Hall, INC. Englewood Cliffs.

*European Computer Driving License.* (2008). ECDL Foundation Products. Retrieved January 5, 2008, from: http://www.ecdl.com/countries

Gronlund, N. & Linn, R. (1990). *Measurement and evaluation in teaching*. New York: Macmillan Publishing Co., INC.

Hambleton, R. & Swaminathan, H. (1985). *Item response theory. Principles and Applications.* Kluwer: Nijhoff publishing.

Hambleton, R. & Wedman, I. (1997). Introduction of the special issue: Advances in assessment practices. *European Journal of Psychological assessment, 13*(1), 1-4.

Hambleton, R. Swaminthan, H. & Rogers, H. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Newbery Park: SAGE Publications.

Holland, P. & Rubin, D. (1982). *Test equating*. N. Y.: Academic Press.

Kolen, M. & Brennan, R. (1995*). Test equating: methods and practices*. N. Y.: Springer.

Kolen, M. & Whitney, D. (1982). Comparison of four procedures for equating the tests of general educational development. *Journal of Educational Measurement*, *2*(4), 279-293.

Kolen, M. (1981). Comparison of traditional and item response theory methods of equating tests. *Journal of Educational Measurement*, *18*(1), 1-11.