

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

أروى الحواري وأحمد عوده *

تاريخ قبوله 2008/11/23

تاريخ تسليم البحث 2008/6/11

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 equal 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).

للتأكد من أن المتدرب ملم بالمفاهيم الأساسية لتكنولوجيا المعلومات، 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 حاصلاً 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

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 استخدمت كل من المعادلة الخطية الأفقية والمعادلة المئينية الأفقية وفقاً 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 تدرج واحد مشترك، بالاعتماد على المعايير السابقة. (الكلمات المفتاحية: خصائص سيكومترية، اختبار، الرخصة الدولية، معادلة، الحاسوب).

خلفية الدراسة

يلمس المتتبع لحركة التطوير التربوي في الأردن اهتماماً واضحاً باستخدام الحواسيب والانترنت وتوظيفها في خدمة العملية التعليمية؛ لمواكبة التطور التكنولوجي المتسارع، ولما كان المعلم 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)؛

* كلية التربية، جامعة اليرموك، إربد، الأردن.

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

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 يدوياً، 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 مسبقاً، باستثناء الاختبار الفرعي الأول الذي يجب أن يجتاز فيه % 60 من الأهداف. وفي 2004/9 أصبحت الامتحانات آلية، بمعنى أنه يتم تطبيق الاختبار وتصحيحه مباشرة على جهاز الحاسوب، إلا أن علامة القطع بقيت كما هي سابقاً، وحديثاً أصبح هناك توجه جديد لتغيير علامة القطع حيث أصبحت % 75 لجميع الاختبارات الفرعية بدءاً من 2007/10، وهو يطبق باللغتين العربية والانجليزية.

ومما تجدر الإشارة إليه 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 لا تتحقق شروط التكافؤ الأساسية؛ فقد أشار كروكر والجيينا (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 والجيينا (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

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 - أيرلندا.

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 ECDL عام 1997 وتحديداً في أيرلندا. 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 كمثل 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. وتوفر المراكز التدريبية في بعض البلدان العربية مثل السعودية اختبارات إلكترونية تفاعلية باللغتين العربية والإنكليزية تقيس مدى استيعاب المتدرب لمنهج آل ICDL، وهي الاختبارات نفسها التي تستخدم في العديد من الدول الأوروبية. وعلى الممتحن أن ينجح 80% من المهارات المطلوبة لكل وحدة تدريبية. ويمتلك الحاصل على الشهادة اعترافاً "دولياً" بمهاراته الحاسوبية الأساسية، بما يفتح له أبواب التوظيف على مصراعيه ويضمه إلى المجتمع المعلوماتي. في حين تسعى اليمن لتعزيز خطط وبرامج تقنية الاتصال وتكنولوجيا المعلومات وتحديثها، لمحو أمية الكمبيوتر ونشر ثقافة المعلوماتية في مختلف الأوساط والقطاعات، حيث دشّن 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 المفحوصون 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

- يجب أن تتمتع الاختبارات المراد معادلتها بثبات عالٍ نسبياً، 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 التصميمات شروط ومواصفات ومحددات يتم في ضوئها اختيار التصميم المناسب، حيث يتضح من كيفية تنفيذ الوزارة لهذه الاختبارات- كما سيتضح لاحقاً- 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 وفقاً لنظريتي القياس المشار إليهما بنظرية الاختبار (Test Theory) أو النظرية الكلاسيكية، ونظرية استجابة الفقرة (. Item Response Theory) ومن 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 بأنها تحويل درجات إحدى صورتها الاختبار إلى تدرج درجات الصورة الأخرى، وذلك بجعل الدرجات المعيارية المناظرة لكل منهما متساوية، حيث يتم في هذه الطريقة تحويل الدرجات رياضياً بحيث تتساوى المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للفرقات في صورتها الاختبار المراد معادلتها للمجموعة المستهدفة من المفحوصين من خلال بياناتهما، وهنا يمكن تحويل الدرجات خطياً من درجات خام إلى درجات معيارية زائفة ومتساوية في صورتها الاختبار على النحو الآتي:

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

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

(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 عديدة 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 صورتها 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 وسواميناثان (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 ما يهيمنا 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.

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 إلى ثلاثة نماذج رياضية رئيسية في هذه النظرية يمكن التعبير من خلالها عن العلاقة الرياضية بين درجة المفحوص (الدرجة الخام) على الفقرة ودرجته على سلم السمة المراد قياسها (المشار إليها بالقدرة) وهي: النموذج أحادي المعلمة المعروف بنموذج راش، والنموذج الثنائي المعلمة، والنموذج الثلاثي المعلمة. ويعد النموذج اللوجستي الأحادي المعلم من أكثر هذه النماذج شيوعاً واستخداماً، 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 اللوجستي (Crocker & Algina, 1986, Lord, 1980). وفي الوقت الذي تتم فيه المقارنات بين النظريتين من عدة جوانب، فهناك مقارنات بين النماذج أيضاً، وتشير هذه الأدبيات إلى مزايا نموذج راش مع الأخذ بالاعتبار مؤشرات مطابقة البيانات للنموذج وتحقق افتراضات أساسية قبل القيام بإجراءات المعادلة، وقبل تلخيص هذه الإجراءات لا بد من الإشارة إلى 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 رياضياً على الصورة الآتية:

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

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

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

وبالتالي، فإن تقدير قدرة الفرد في الصورة الأولى من الاختبار تكافئ تقدير قدرة الفرد على الصورة الأخرى من الاختبار نفسه، أي أن ζ و η متكافئتان (Lord, 1980, Crocker & Algina, 1986).

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

- المعادلة بواسطة الرتب المئينية المتساوية (Equipercntile 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 معاً، 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 معادلتها 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 انسجاماً 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 رئيساً وكبيراً في مجال معادلة الاختبارات (IRT Equating)، من خلال قدرتها على وضع عدة اختبارات وعدة مجموعات من المفحوصين على تدرج مشترك (Common Scale) في عملية القياس، إضافة إلى إمكانية استخدامها في المعادلة الأفقية والرأسية للاختبار (Hambleton, Rogers, 1991). 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 الموضوعي (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 إحصائياً 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. وأخيراً منحى خصائص

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 اختلافاً جوهرياً 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 تفسر 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:

تتبع 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 المتوازنة، حيث يتوقع أن تكون القرارات المترتبة على أخذ نماذج أو صور غير متوازنة غير عادلة، مما يعني ضرورة إجراء معادلة للدرجات على الصور المختلفة، وقبل ذلك ضرورة فحص الشروط الأساسية للتوازي، وهي مبنية على تساوي الأوساط الحسابية والانحرافات المعيارية 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 نظرية 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.

(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، وإن كانت هناك فقرات مشتركة فيجب أن تعكس هذه الفقرات المحتوى والخصائص الإحصائية لصورتي الاختبار.

- وضع تقديرات المعلمات على تدرج 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 التدرج المستهدف، ويتم تحديد نقطة الأصل ووحدة قياس القدرة تبعاً لقدرة مجموعة الأفراد المختبرين التي استخدمت في تعبير الفقرات، وعادة جعل 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 تدرج مشترك، وتم كذلك الحصول على تقدير للسمة المراد قياسها لدى المفحوصين.

وبصرف النظر عن النظرية التي تركز عليها عملية المعادلة فمن الضروري تقديم مؤشرات للحكم على دقة الطرق المختلفة لمعادلة الاختبارات وفعاليتها 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.

الدراسات السابقة:

- إن نموذج راش في المعادلة لا يكون فاعلاً 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) لأن 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 التدرج، استخدمنا فيها المعادلة الخطية والمعادلة المئينية، والمعادلة باستخدام نظرية استجابة الفقرة (نموذج راش أحادي 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، وظهر 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 السيكمترية للاختبارات أو في منحنيات خصائص الفقرات.

وأجرى سلايند ولن (Slind & 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، وإن المعادلة باستخدام نموذج راش الأحادي المعلمة كانت أقل فاعلية.

وقام سميث وكريمر (Smith & Kramer, 1992) بدراسة حول فاعلية نموذج راش وأثره في دقة معادلة الاختيار 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 الاختيار بين الصور أو النماذج المختلفة للاختبار، بمعنى أنه لم تظهر أي طريقة تفوقاً في دقة المعادلة في حالة المعادلة الرأسية، كما أظهرت هذه الدراسة عدم فاعلية نموذج

تزر ادبيات القياس التربوي والمجلات التربوية بالبحوث ذات الصلة بمعادلة الاختبارات أو ما يشار إليه في بعض منها بتكافؤ درجات الاختبارات (test scores equating) (علام، 2005، ص214)، وتشرح شروط المعادلة وتصميمها ومسوغاتها، إلا أن المسح الشامل لهذه الأدبيات يَرَجِّحُ 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 وويتيني (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 أنه 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.

- إنه 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 أيضاً.

الجانب النظري لأغراض المقارنة بين طرق المعادلة، بينما تتناول الدراسة الحالية موضوع معادلة الاختبارات من جانب تطبيقي وحيوي، إذ أنها تدرس موضوع معادلة الاختبارات على اختبارات الرخصة الدولية المعدة مسبقاً، والتي تعد ذات أهمية كبرى في جميع المجالات التربوية والمهنية، فهي تتناول موضوعاً يهم جميع المعلمين في وزارة التربية والتعليم في الأردن- وغير الأردن- وأصحاب القرار في هذه الوزارة، إذ تعالج قضية هامة متمثلة 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 يجرى 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 عالمياً 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 أو أكثر للاختبار من المحتوى نفسه، وتعتمد الوزارة ثلاث صور لكل اختبار فرعي من اختبارات ICDL.

نموذج راش (Rasch model): هو نموذج لوجاريتمي 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 جعل الدرجات المعيارية المناظرة لكل منهما متساوية.

المعادلة الأفقية المئينية (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 ببرامج 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

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 (وفقاً لنظرية القياس التقليدية)، ونماذج نظرية استجابة الفقرة (أحادي 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 أقل 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 أحادي المعلمة، وأخيراً الطريقة الخطية، وفقاً 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 التدرج والآخر متعدد التدرج وفقاً 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 فاندن ليندن (Vander Linden, 2006) بدراسة عن معادلة درجات الاختبارات المكيفة أو الموائمة حاسوبياً (computerized adaptive testing)، واستخدم أربع طرق في معادلة الاختبارات هي: طريقة الرتب المئينية، وطريقة معادلة الاختبارات وفقاً 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 أقل في المعادلة.

يتضح من الأساس النظري والدراسات السابقة عدم ترجيح اعتماد طريقة دون أخرى من الطرق المستخدمة في المعادلة، إلا 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 أن الأساليب التي استخدمت في الدراسات السابقة كانت في مواقف محدودة الغرض تميل في معظمها إلى

الصدق التلازمي: وهو أهم المؤشرات السيكمترية للاختبارات، وقد تم اختبار 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	*0.74	*0.70	*0.73
M2	*0.78	*0.76	*0.72
M3	*0.87	*0.81	*0.75
M4	*0.76	*0.88	*0.82
M5	*0.74	*0.87	*0.76
M6	*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 الارتباطية 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 كيويد-ريتشارسون 20 التي تعد مؤشراً على الاتساق الداخلي للاختبار، والجدول الآتي يوضح معاملات الثبات للاختبارات الفرعية والنماذج 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 التدرج (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).

بالطريقة العشوائية من ضمن القوائم السابقة، بمعنى أن أفراد العينة لكل اختبار فرعي تبلغ 1200 مفحوصاً موزعة بين النماذج الثلاثة بالتساوي كما هو مبين في الجدول رقم 1، 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 التدرج التي تأخذ علامة واحد في حالة الإجابة الصحيحة، أو صفر في حالة الإجابة الخاطئة، يتم انتقالها 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 عشوائياً، 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 ناجحاً فيه، إلا في حالة الاختبار الفرعي (m1) فيجب أن يجيب عن 60% من فقرات الاختبار حتى يعد ناجحاً فيه، ولذلك تعد محكية المرجح 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، ويوزد بها المفحوص مباشرة إذ أن علامة القطع 80% تكون مخزنة أيضاً في الحاسوب. وبذلك يعلم المفحوص ما إن كان راسباً أو ناجحاً.

- 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 خطأً وتحويلها من درجات خام إلى درجات معيارية زائنية.
- التحقق من فاعلية المعادلة الخطية حيث تم استخدام محكين هما: الخطأ المعياري، ومعامل الصدق التقاطعي، للحكم على دقة المعادلة.

وأقدم فيما يلي عرضاً تفصيلياً لهذه النتائج:

جدول 5: 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
M1	1	0.67	0.88	0.46	69.32	12.98
	2	0.72	0.87	0.52	71.77	16.26
	3	0.72	0.88	0.44	70.96	14.04
M2	1	0.72	0.89	0.48	75.95	10.58
	2	0.69	0.89	0.45	70.81	12.54
	3	0.70	0.84	0.48	73.45	12.45
M3	1	0.72	0.88	0.54	80.61	10.38
	2	0.70	0.84	0.57	76.47	13.59
	3	0.72	0.88	0.56	78.37	10.96
M4	1	0.72	0.87	0.57	81.80	11.36
	2	0.70	0.87	0.56	76.80	12.61
	3	0.71	0.86	0.56	75.30	11.80
M5	1	0.68	0.83	0.56	77.97	11.72
	2	0.72	0.84	0.55	78.02	12.28
	3	0.75	0.83	0.58	75.59	11.86
M6	1	0.81	0.88	0.67	80.89	11.26
	2	0.74	0.84	0.59	74.50	12.20
	3	0.74	0.86	0.55	74.40	13.42
M7	1	0.75	0.88	0.65	77.12	12.53
	2	0.75	0.87	0.63	75.42	11.62
	3	0.78	0.88	0.69	78.45	11.03

جدول 6: ملخص الاحصائيات الوصفية لمعاملات التمييز للاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

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

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

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

جدول 7: تحليل التباين الأحادي 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.
M1	Between Groups	4000.985	2	2000.492	10.047	.000
	Within Groups	238328.612	1197	199.105		
	Total	242329.597	1199			
M2	Between Groups	5298.548	2	2649.274	18.720	.000
	Within Groups	169396.702	1197	141.518		
	Total	174695.250	1199			
M3	Between Groups	3431.707	2	1715.854	12.649	.001
	Within Groups	162370.173	1197	135.648		
	Total	165801.880	1199			
M4	Between Groups	6507.879	2	3253.939	23.382	.000
	Within Groups	166578.854	1197	139.164		
	Total	173086.732	1199			
M5	Between Groups	1808.232	2	904.116	5.987	.003
	Within Groups	180750.868	1197	151.003		
	Total	182559.099	1199			
M6	Between Groups	11143.085	2	5571.543	36.650	.001
	Within Groups	181966.348	1197	152.019		
	Total	193109.433	1199			
M7	Between Groups	1872.407	2	936.203	6.795	.001
	Within Groups	164930.592	1197	137.787		
	Total	166802.999	1199			
--	Total					

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

جدول 8: تحليل التباين الأحادي 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.
M1	Between Groups	.123	2	.061	6.881	.001
	Within Groups	1.571	176	.009		
	Total	1.693	178			
M2	Between Groups	.045	2	.022	3.719	.028
	Within Groups	.632	105	.006		
	Total	.677	107			
M3	Between Groups	.037	2	.019	4.335	.016
	Within Groups	.451	105	.004		
	Total	.488	107			
M4	Between Groups	.095	2	.047	15.472	.000
	Within Groups	.321	105	.003		
	Total	.415	107			
M5	Between Groups	.030	2	.015	3.562	.032
	Within Groups	.436	105	.004		
	Total	.466	107			

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

جدول 9 : تحليل التباين الاحادي لمتوسطات معاملات التمييز للاختبارات الفرعية ولجميع النماذج

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

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 ليفين والاعتدالية باختبار (K-S)

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

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

للمنموذج الأول، ولنفس الاختبار، فتكون معادلة التحويل الخطي من النموذج الثاني إلى النموذج الأول للاختبار الفرعي m1 على النحو الآتي:

$$M12 = S_{12}/S_{11}(\overline{M11} - \overline{M1}) + M12$$

$$M12 = 1.25(M11 - 69.32) + 71.77$$

- حيث يشير: S_{11} ، S_{12} الى الانحراف المعياري للاختبار الفرعي الأول على النموذج الأول والنموذج الثاني على التوالي، ويشير $M11$ و $M12$ الى درجات اختبار الفرع الأول على النموذج الأول والنموذج الثاني على التوالي. والجدول 11 يبين جميع العلامات المتعادلة في الاختبارات الفرعية المختلفة:

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 زائفة 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

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

العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة	العلامة		
M11	M12	M13	M21	M22	M23	M31	M32	M33	M41	M42	M43	M51	M52	M53	M61	M62	M63	M71	M72	M73
15	4	12	28	14	17	22	0	16	22	10	13	16	13	13	28	33	17	16	19	25
25	16	23	31	17	20	25	4	19	25	14	16	28	28	26	36	25	31	34	34	40
27	19	27	33	20	23	28	8	23	31	20	22	29	31	29	34	39	24	39	40	45
28	20	28	36	26	26	33	12	26	33	23	31	33	33	31	42	37	42	43	48	48
32	25	32	39	27	30	36	18	30	36	26	34	36	36	34	44	39	44	45	48	54
37	31	36	42	30	33	39	26	37	39	29	37	37	39	37	45	45	47	47	52	60
38	33	38	44	33	44	40	29	44	42	33	42	40	42	40	47	48	50	50	55	62
39	34	39	47	36	47	43	33	47	44	35	44	44	44	42	48	48	52	52	56	62
40	35	40	48	38	48	46	37	50	47	38	45	45	45	43	53	49	53	53	57	63
43	39	43	50	40	50	49	41	53	50	47	50	52	52	51	56	56	58	58	62	68
44	40	44	53	43	53	52	44	56	52	45	55	55	55	54	59	59	61	61	66	73
45	41	45	54	45	54	54	47	58	56	48	58	58	58	57	62	62	64	64	69	77
47	44	47	56	47	56	58	61	60	58	50	61	61	61	60	67	67	70	70	74	81
48	45	48	58	48	58	60	54	63	60	54	62	62	62	61	68	68	72	72	76	83
50	48	50	60	49	60	61	55	64	61	57	64	64	64	63	70	70	74	74	79	87
52	50	52	61	51	61	62	59	67	64	60	67	67	67	66	73	73	77	77	82	90
53	51	53	64	53	64	65	61	69	66	63	69	69	69	68	75	75	79	79	84	91
54	52	54	67	56	67	69	65	72	66	66	70	70	70	69	76	76	80	80	85	94
55	53	55	69	58	69	70	69	75	69	68	72	72	72	71	77	77	81	81	86	94
56	54	56	71	60	71	72	73	78	73	73	77	77	77	76	83	83	86	86	91	99
57	55	57	72	61	72	73	74	81	76	74	78	78	78	77	84	84	88	88	94	100
58	56	58	73	62	73	74	75	83	79	79	83	83	83	82	90	90	93	93	97	106
59	57	59	74	63	74	75	76	84	80	80	84	84	84	83	91	91	94	94	99	110
60	58	60	75	64	75	76	77	85	81	81	85	85	85	84	92	92	95	95	100	111
61	59	61	76	65	76	77	78	86	82	82	86	86	86	85	93	93	96	96	101	112
62	60	62	77	66	77	78	79	87	83	83	87	87	87	86	94	94	97	97	102	113
63	61	63	78	67	78	79	80	88	84	84	88	88	88	87	95	95	98	98	103	114
64	62	64	79	68	79	80	81	89	85	85	89	89	89	88	96	96	99	99	104	115
65	63	65	80	69	80	81	82	90	86	86	90	90	90	89	97	97	100	100	105	116
66	64	66	81	70	81	82	83	91	87	87	91	91	91	90	98	98	101	101	106	117
67	65	67	82	71	82	83	84	92	88	88	92	92	92	91	99	99	102	102	107	118
68	66	68	83	72	83	84	85	93	89	89	93	93	93	92	100	100	103	103	108	119
69	67	69	84	73	84	85	86	94	90	90	94	94	94	93	101	101	104	104	109	120
70	68	70	85	74	85	86	87	95	91	91	95	95	95	94	102	102	105	105	110	121
71	69	71	86	75	86	87	88	96	92	92	96	96	96	95	103	103	106	106	111	122
72	70	72	87	76	87	88	89	97	93	93	97	97	97	96	104	104	107	107	112	123
73	71	73	88	77	88	89	90	98	94	94	98	98	98	97	105	105	108	108	113	124
74	72	74	89	78	89	90	91	99	95	95	99	99	99	98	106	106	109	109	114	125
75	73	75	90	79	90	91	92	100	96	96	100	100	100	99	107	107	110	110	115	126
76	74	76	91	80	91	92	93	101	97	97	101	101	101	100	108	108	111	111	116	127
77	75	77	92	81	92	93	94	102	98	98	102	102	102	101	109	109	112	112	117	128
78	76	78	93	82	93	94	95	103	99	99	103	103	103	102	110	110	113	113	118	129
79	77	79	94	83	94	95	96	104	100	100	104	104	104	103	111	111	114	114	119	130
80	78	80	95	84	95	96	97	105	101	101	105	105	105	104	112	112	115	115	120	131
81	79	81	96	85	96	97	98	106	102	102	106	106	106	105	113	113	116	116	121	132
82	80	82	97	86	97	98	99	107	103	103	107	107	107	106	114	114	117	117	122	133
83	81	83	98	87	98	99	100	108	104	104	108	108	108	107	115	115	118	118	123	134

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

وعند اعتماد درجات القطع الجديدة التي ينوى العمل بها (75 %). نلاحظ أن الدرجة 74 لا تزال درجة راسبة، في حين أنها تعادل الدرجات 76، 81. 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.

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 بناءً 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.

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

العلامة المعيارية Z_i	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

عشوائيتين مستقلتين. ومن أجل ذلك تم اختيار عينتين عشوائيتين مستقلتين طبق 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:

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

جدول 13: معامل الصدق التقاطعي للاختبارات الفرعية

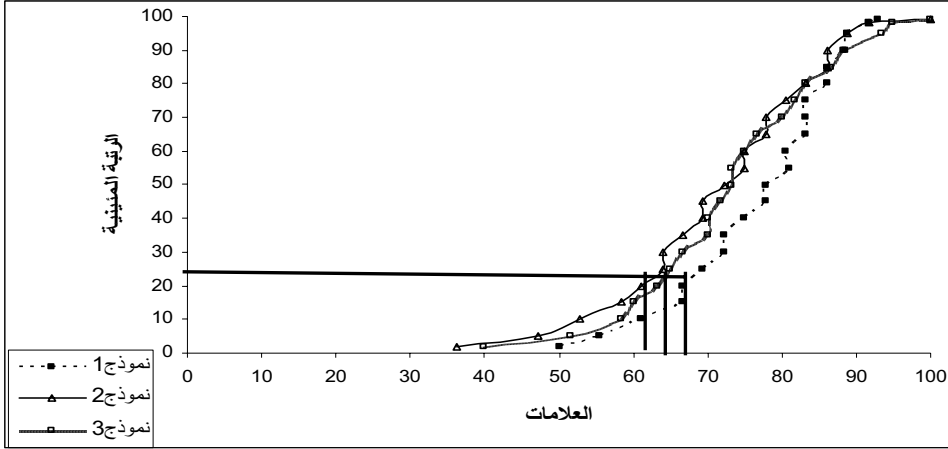
الاختبار	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7
معامل الصدق	0.0232	0.153	0.264	0.111	0.0035	0.162	0.0069

نجد أن قيم معامل الصدق التقاطعي متدنية وهذا يتفق مع النتائج السابقة. النتائج السابقة.
الرتب المئينية المتساوية:
تم إيجاد العلامات الخام التي تناظر الرتب المئينية، وتعد العلامات

جدول 14: العلامات الخام المتعادلة على الاختبار الفرعي الأول ml 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 للاختبار m1 على النماذج المختلفة عند الرتب المئينية)

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:

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

جدول 15: الخطأ المعياري للمعادلة المئينية على النماذج المختلفة عند علامات معيارية معينة

العلامة المعيارية	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	0.056	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	M7	M6	M5	M4	M3	M2	M1
معامل الصدق التقاطعي	0.0379	0.449	0.085	0.229	0.272	0.222	0.113

المعادلة وفقاً لنموذج راسح 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 تنازلياً:

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.

جدول 17: تقدير قدرات الأفراد والأخطاء المعيارية في قياسها للاختبار الفرعي ml ولجميع النماذج مرتبة تنازليا

M13			M12			M11					
الخطأ المعياري	قدرة الأفراد	التكرار	العلامة الكلية	الخطأ المعياري	قدرة الأفراد	التكرار	العلامة الكلية	الخطأ المعياري	قدرة الأفراد	التكرار	العلامة الكلية
1.00	2.99	6	100	1.24	3.79	6	100	0.90	3.65	3	95
0.91	2.45	7	97	1.09	3.07	4	98	0.79	3.20	1	93
0.76	2.05	7	95	0.78	2.30	14	97	0.71	2.73	1	92
0.66	1.74	9	93	0.65	1.84	9	95	0.66	2.36	4	90
0.60	1.48	10	92	0.56	1.50	12	93	0.61	2.05	4	88
0.55	1.25	6	90	0.51	1.24	12	92	0.58	1.79	10	87
0.52	1.05	16	88	0.47	1.01	15	90	0.55	1.55	10	85
0.49	0.87	14	87	0.44	0.82	12	88	0.53	1.34	12	83
0.47	0.70	20	85	0.42	0.65	21	87	0.51	1.15	16	82
0.45	0.55	16	83	0.40	0.50	16	85	0.50	0.97	17	80
0.45	0.41	12	82	0.38	0.36	23	83	0.48	0.80	14	78
0.43	0.27	6	80	0.37	0.23	15	82	0.47	0.64	18	77
0.42	0.14	16	78	0.36	0.11	16	80	0.46	0.49	18	75
0.41	0.02	30	77	0.35	0.00	10	78	0.45	0.35	22	73
0.41	-0.10	36	75	0.34	-0.11	15	77	0.44	0.21	28	72
0.40	-0.21	28	73	0.33	-0.21	21	75	0.43	0.08	24	70
0.39	-0.32	21	72	0.32	-0.31	23	73	0.43	-0.05	24	68
0.39	-0.42	15	70	0.32	-0.41	21	72	0.42	-0.17	14	67
0.38	-0.53	19	68	0.31	-0.50	11	70	0.42	-0.29	16	65
0.37	-0.63	15	67	0.31	-0.59	14	68	0.41	-0.41	11	63
0.37	-0.73	18	65	0.30	-0.67	23	67	0.41	-0.52	23	62
0.37	-0.82	10	63	0.30	-0.76	8	65	0.41	-0.64	15	60
0.36	-0.92	13	62	0.30	-0.84	16	63	0.41	-0.75	14	58
0.36	-1.01	11	60	0.30	-0.92	10	62	0.40	-0.86	10	57
0.36	-1.11	4	58	0.29	-1.00	8	60	0.40	-0.97	10	55
0.36	-1.20	2	57	0.29	-1.08	10	58	0.40	-1.07	5	53
0.35	-1.29	11	55	0.29	-1.16	4	57	0.40	-1.18	23	52
0.35	-1.38	4	53	0.29	-1.24	3	55	0.40	-1.29	7	50
0.35	-1.47	1	52	0.29	-1.31	9	53	0.40	-1.39	2	48
0.35	-1.56	2	50	0.29	-1.39	3	52	0.40	-1.50	2	47
0.35	-1.65	4	48	0.29	-1.47	2	50	0.40	-1.61	4	45
0.34	-1.84	1	47	0.29	-1.54	2	48	0.41	-1.72	2	42
0.34	-1.93	1	42	0.29	-1.62	2	47	0.41	-1.93	3	40
0.34	-2.02	2	40	0.29	-1.70	1	45	0.41	-2.04	3	38
0.34	-2.12	1	38	0.29	-1.93	1	40	0.42	-2.16	2	37
0.34	-2.41	1	33	0.30	-2.01	2	38	0.43	-2.27	2	33
0.34	-2.51	1	32	0.30	-2.09	2	37	0.43	-2.51	1	32
0.34	-2.73	1	28	0.32	-2.52	2	28	0.44	-2.63	1	28
0.34	-2.96	1	25	0.33	-2.72	1	25	0.49	-2.88	2	22
0.34	-3.20	1	22	0.40	-3.43	1	15	0.50	-3.45	1	15
0.34	-3.47	1	15					0.50	-3.48	1	11
	-0.04				0.059				0.018		المتوسط
											الانحراف المعياري
	1.012				1.096				1.061		

(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

يلاحظ أن معالم القدرة الفعلية للأفراد تراوحت بين (0.34-3.65)

(-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

لنموذج الثالث وبمتوسط حسابي (-0.004)، وبخطأ معياري من

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.

الكفاءة النسبية	دالة المعلومات	دالة المعلومات	دالة المعلومات	M13		M12		M11	
				الخطأ المعياري	القدرة	الخطأ المعياري	القدرة	الخطأ المعياري	القدرة
$I(0)_2 / I(0)_1$	M13 $I(0)_2$	M12 $I(0)_2$	M11 $I(0)_1$						
0.53	1.00	0.66	1.24	0.86	3.46	0.92	3.83	0.90	3.65
0.51	1.20	0.83	1.62	0.75	3.03	0.81	3.37	0.79	3.20
0.82	1.75	1.63	1.98	0.68	2.58	0.73	2.89	0.71	2.73
1.03	2.28	2.40	2.33	0.62	2.23	0.67	2.51	0.66	2.36
1.18	2.79	3.13	2.66	0.58	1.94	0.63	2.19	0.61	2.05
1.29	3.27	3.83	2.98	0.55	1.68	0.60	1.92	0.58	1.79
1.37	3.73	4.50	3.28	0.53	1.46	0.57	1.68	0.55	1.55
1.44	4.16	5.14	3.56	0.51	1.26	0.55	1.46	0.53	1.34
1.50	4.58	5.75	3.83	0.49	1.07	0.53	1.26	0.51	1.15
1.55	4.97	6.33	4.08	0.47	0.90	0.51	1.07	0.50	0.97
1.59	5.03	6.88	4.32	0.46	0.74	0.50	0.90	0.48	0.80
1.63	5.34	7.40	4.54	0.45	0.59	0.48	0.74	0.47	0.64
1.66	5.69	7.89	4.75	0.44	0.45	0.47	0.58	0.46	0.49
1.69	6.02	8.35	4.94	0.43	0.31	0.46	0.44	0.45	0.35
1.71	6.08	8.78	5.13	0.42	0.18	0.45	0.30	0.44	0.21
1.74	6.32	9.19	5.29	0.41	0.06	0.45	0.16	0.43	0.08
1.76	6.61	9.57	5.44	0.41	-0.06	0.44	0.03	0.43	-0.05
1.78	6.68	9.92	5.58	0.40	-0.18	0.44	-0.10	0.42	-0.17
1.80	6.88	10.25	5.70	0.40	-0.30	0.43	-0.22	0.42	-0.29
1.81	7.13	10.54	5.81	0.40	-0.41	0.43	-0.34	0.41	-0.41
1.83	7.20	10.81	5.91	0.39	-0.52	0.42	-0.46	0.41	-0.52
1.85	7.36	11.06	5.99	0.39	-0.63	0.42	-0.58	0.41	-0.64
1.86	7.58	11.28	6.06	0.39	-0.73	0.42	-0.69	0.41	-0.75
1.88	7.64	11.48	6.12	0.39	-0.84	0.42	-0.80	0.40	-0.86
1.89	7.77	11.64	6.16	0.38	-0.94	0.41	-0.92	0.40	-0.97
1.90	7.84	11.78	6.19	0.38	-1.04	0.41	-1.03	0.40	-1.07
1.92	7.95	11.90	6.21	0.38	-1.15	0.41	-1.14	0.40	-1.18
1.93	8.11	11.99	6.21	0.38	-1.25	0.41	-1.25	0.40	-1.29
1.94	8.25	12.05	6.20	0.38	-1.35	0.41	-1.36	0.40	-1.39
1.96	8.30	12.09	6.18	0.38	-1.45	0.41	-1.47	0.40	-1.50
1.97	8.37	12.10	6.14	0.38	-1.56	0.42	-1.58	0.40	-1.61
2.01	8.41	12.09	6.03	0.39	-1.66	0.42	-1.69	0.41	-1.72
2.03	8.47	12.05	5.95	0.39	-1.87	0.42	-1.91	0.41	-1.93
2.05	8.51	11.99	5.86	0.39	-1.97	0.43	-2.03	0.41	-2.04
2.02	8.56	11.64	5.76	0.40	-2.08	0.43	-2.14	0.42	-2.16
2.08	8.63	11.48	5.52	0.41	-2.19	0.44	-2.26	0.43	-2.27
2.10	8.68	11.28	5.38	0.41	-2.41	0.44	-2.50	0.43	-2.51
1.96	8.69	9.92	5.05	0.42	-2.53	0.46	-2.63	0.44	-2.63
2.16	8.71	9.19	4.25	0.46	-2.77	0.50	-2.89	0.49	-2.88
1.56	8.71	6.33	4.07	0.47	-3.31	0.51	-3.48	0.50	-3.45
1.55	8.72	6.22	4.01	0.48	-3.53	0.51	-3.71	0.50	-3.68
1.68				الكفاءة النسبية				المتوسط الحسابي	

أما الطريقة الثانية، فكانت بإيجاد قيم القدرة المتعادلة (مقدرة باللوغيت) 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:

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 سابقاً.

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

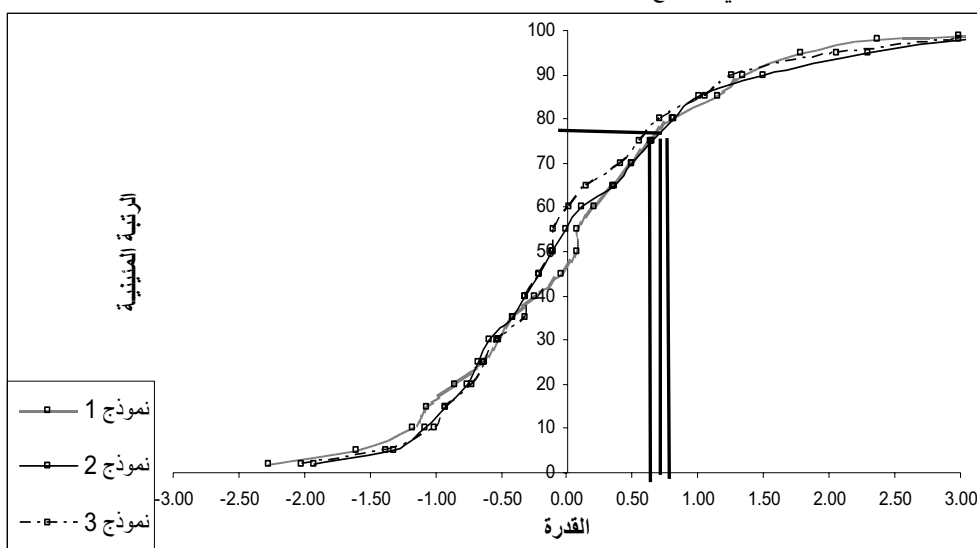
الكفاءة النسبية	دالة المعلومات			الخطأ المعياري			القدرة			العلامة الخام			الرتبة
	M13	M12	M11	M13	M12	M11	M13	M12	M11	M13	M12	M11	
2.34	8.65	9.77	4.16	0.34	0.32	0.49	-2.73	-2.52	-2.88	28	31	36	1
2.20	8.65	11.89	5.41	0.34	0.29	0.43	-2.02	-1.93	-2.27	40	36	50	2
2.00	8.16	11.89	5.95	0.35	0.29	0.41	-1.65	-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

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

مستويات القدرة، وهذه النتيجة تتفق إلى حد كبير مع الطريقة الأولى.

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

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



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

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

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 السيكمترية السابقة والمشار إليها. وقد يعود تباين أداء الأفراد على النماذج المختلفة لغموض بعض الفقرات وهذا يتفق مع ما ذكره جرونلند ولن (Gronlund & Linn, 1990). أنه إذا كان غموضاً في متن فقرة الاختبار 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 الاختبار من متعدد هي الأكثر انتشاراً 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 ريتشاردسون 20 كانت مرتفعة لجميع الاختبارات الفرعية، إذ تشير جميع القيم السابقة من أن الاختبار يتمتع باتساق عال، وهذا ما تؤكد 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

يمكن من خلال الشكل السابق تعيين تقديرات القدرة المتعادلة على النماذج المختلفة تبعاً للمئين المقابل لها، أي يمكن اختيار أي مئين من الرسم الموضح سابقاً. فمثلاً 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.

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 السيكمترية 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 (0.46-0.88) للنموذج الأول وبمتوسط حسابي بلغ 0.67، وبين (0.52-0.87) للنموذج الثاني وبمتوسط حسابي بلغ 0.72، وبين (0.44-0.88) للنموذج الثالث وبمتوسط حسابي بلغ 0.70. 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 (0.10-0.47) 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.

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 تفسر 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، ولتحقق 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 أقل 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 الشرفين (2003). وتحققت النتائج السابقة لجميع الاختبارات الفرعية المختلفة، كما تحققت فاعلية المعادلة الخطية باستخدام معامل الصدق التقاطعي الذي حسب 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 وفعاليتها، 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 كثيراً 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 كاملاً، 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

الاختبارات الفرعية المختلفة والمتتالية، لتباين أداء الأفراد على فقرات النماذج المختلفة وهذا بسبب اختلاف مستوى صعوبتها التي تم الإشارة إليها سابقاً، 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 تدريجياً حتى تصل إلى أقصى قيمة ممكنة لها عندما تكون قيمة القدرة صفر لوجيت أي عند الفقرات المتوسطة الصعوبة، وهذا ما تؤكد 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 سابقاً. 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

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 (اليديوي 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 والمراجع

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 التدرج والآخر متعدد التدرج 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 والعبادي، نسرين وحمام، خالد. (2002). حوسبة التعليم. رسالة المعلم، 1 (41)، 17- 12.

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.

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

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 سكاكز وليستز (Skaggs & Lissitz, 1986) من خلال مراجعتها 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 وكريمير (Smith & Kramer, 1992)، حيث أشارت جميعها إلى فاعلية نماذج النظرية الحديثة في القياس، وتعارضت هذه الدراسة مع نتائج دراسة أخرى قاما بها سكاكز 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 فاندن ليندن (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 السيكمترية 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 الآتية:

- 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.
- 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. Swaminathan, 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.