تحليل بيانات الاختبارات العقلية باستخدام نموذج راش اللوغاريتمي الاحتمالي (دراسة تجريبية)

صلاح الدين محمود علاّم*

* مدرس القياس والتقويم والاحصاء النفسي والتربوي ـ قسم علم النفس ـ كلية الآداب ـ جامعة الكويت .
حصل على الدكتوراه في القياس والتقويم والاحصاء النفسي والتربوي من جامعة ميتشجان آن آربر عام ١٩٨٠ .

الملخص :

تهدف هذه الدراسة إلى بحث استخدام نموذج راش اللوغاريتمي الاحتمالي في تحليل البيانات المستمدة من اختبار اليقظة العقلية الذي يقيس الذكاء العام ويتكون من ٢٢ مفردة . وهو أحد الاختبارات الفرعية التي تشتمل عليها بطارية الاستعداد العقلي للمرحلة الثانوية والجامعات من إعداد دكتورة رمزية الغريب . وقد اختار الباحث هذا الاختبار لأنه يتفق وفروض نموذج راش .

وقد طبق الاختبار على عينة تشتمل على ١٢٦ طالباً من بين الملتحقين الجدد بالسنة الأولى في مختلف أقسام كلية التربية ــ جامعة الأزهر بالقاهرة . واستخدم الباحث الطريقة التي يطلق عليها PROX للتحقق من صحة الفرضيتين التاليتين :

١) تنطبق البيانات المستمدة من هذا الاختبار على نموذج راش .
٢) لا يتغير تدريج الاختبار Test Calibration بتغير مستوى قدرات عينة الطلاب المستخدمة في الحصول على هذا التدريج .

وتستخدم طريقة PROX في إيجاد القيم التقديرية لصعوبة مفردات الاختبار متحررة من أثر تباين قدرة الطلاب ، وكذلك في إيجاد القيم التقديرية لقدرة الطلاب متحررة من أثر تباين صعوبة المفردات .

وقد بيّنت نتائج تحليل البواقي المعيارية لكل من المفردات والطلاب أن متوسطات مجموع هذه البواقي ليس لها دلالة احصائية (مستوى الدلالة ٠,٠٥) مما يدل على أن القيم التقديرية لكل من صعوبة المفردات وقدرة الطلاب تطابق النموذج Fit the Model . وبذلك تحققت صحة الفرضية الأولى في هذه الدراسة .

ثم قسم الباحث العينة الى مجموعتين بحيث اشتملت المجموعة الأولى على الطلاب الذين حصلوا على أعلى الدرجات في الاختبار ، واشتملت المجموعة الثانية على الذين حصلوا على أقل الدرجات . واستخدم نفس الطريقة السابقة في الحصول على القيم التقديرية للقدرة المناظرة لدرجات كل طالب في المجموعتين . وبيّنت النتائج أن توزيعي هذه القيم انطبقا الى حد كبير . وبذلك تحققت الفرضية الثانية في الدراسة وهي أن القيم التقديرية لصعوبة مفردات الاختبار مستقلة إحصائيا عن قدرة عيّنة الطلاب المستخدمة في الحصول على هذه القيم .

وبهذا أكدت النتائج أهمية استخدام راش في القياس الموضوعي لقدرات الطلاب .

مقدمـــة :

شهد علم القياس النفسي والتربوي تطورات كبيرة في العقدين الماضيين تتعلق بأساليب تصميم وبناء وتحليل مفردات الاختبارات العقلية والتحصيلية . فالهدف الأساسي من بناء هذه الاختبارات هو التقدير الكمي لقدرات الأفراد ، وتستخدم هذه التقديرات في التنبؤ بإمكانية نجاح الفرد في أداء مطلب أو نشاط عقلي أو معرفي معين ، كما تستخدم في التميز بين مستويات القدرة لدى الأفراد المختلفين .

وقد عرض جاليكسان (Gulliksen, 1950) ، ولورد (Lord, 1952) ، ومهرنز (Mehrens, 1984) الطرق السيكومترية التقليدية في بناء الاختبارات العقلية وكيفية تحليل مفرداتها . وترتكن هذه الطرق الى فرضية أساسية وهي أن توزيع الدرجات التي يحصل عليها الأفراد على بعد القدرة التي يقيسها الاختبار يتخذ شكل المنحنى الطبيعي (الاعتدالي) Normal Curve . ويمكننا تقدير النسبة المئوية للأفراد في كل مستوى من مستويات هذه القدرة باستخدام دالة الكثافة الاحتمالية Probability Density Function . لذلك يعتنى باختيار المفردات التي تجعل درجات توزيع الاختبار يقترب من التوزيع الاعتدالي . وهذا يعتمد بالطبع على مدى صعوبة أو سهولة المفردات بالنسبة لعينة الأفراد ، وعلى مدى تميز كل مفردة منها بين المستويات المختلفة للقدرة التي يقيسها الاختبار .

ولكن كثيرا من علماء القياس المعاصر ومن بينهم رايت (Wright, 1967) ، ولورد (Lord, 1968) ، وشوبين (Choppin, 1968) ، وهامبلتون (Hambleton, 1978) انتقدوا هذه الطرق السيكومترية من جوانب أربعة هي :

أولا : أنها تعتمد على عينة الأفراد التي يجري عليها الاختبار ، وبذلك تختلف الخصائص السيكومترية لمفردات الاختبار (مثل قيم معاملات الصعوبة ، ومعاملات التميز) باختلاف العينة المستخدمة . وهذا يجعل الاستفادة من نتائج الاختبار تقتصر على العينة التي استمدت منها هذه النتائج أو عينة مماثلة لها بقدر الامكان .

ثانيا : تقتصر الموازنة بين الأفراد في القدرة التي يقيسها الاختبار على تطبيق نفس المفردات أو مفردات موازية لها على كل فرد منهم ، وبالتالي لا نستطيع الموازنة بين مستويات القدرة إذا أجاب الأفراد على مفردات مختلفة ومتباينة في صعوبتها .

ثالثا : لا تقدم هذه الطرق تفسيرا سيكولوجيا يوضح كيف يحاول الفرد إجابة إحدى مفردات الاختبار . فهذا التفسير يعد ضروريا إذا أردنا التنبؤ بخصائص الدرجات المستمدة من مجتمع معين أو مجتمعات مختلفة من الأفراد ، أو إذا أردنا تصميم اختبارات تتميز بخصائص معينة تناسب مجتمعاً ما من الأفراد .

رابعا : تفترض هذه الطرق تساوي تباين أخطاء القياس لجميع المختبرين . ولكن يلاحظ أحيانا أن بعض الأفراد يكون أداؤهم في الاختبار أكثر اتساقا من غيرهم من الأفراد ، وأن درجة هذا الاتساق تختلف باختلاف مستوى القدرة التي يقيسها الاختبار .

لذلك حاول علماء القياس المعاصر الاستفادة من التقدم التكنولوجي في التوصل إلى طرق سيكومترية جديدة تساعد على التغلب على بعض نواحي القصور السابقة . وانبثقت عن هذه الطرق الجديدة نماذج تسمى نماذج السمات الكامنة Latent Trait Models أهمها نموذج راش Rasch model (Rasch, 1960, 1966, 1967) .

ويفترض في هذه النماذج أنه يمكن التنبؤ بأداء الأفراد أو يمكن تفسير أدائهم في الاختبارات في ضوء خاصية أو خصائص معينة يطلق عليها « السمات Traits » . أى أنه يمكن استخدام القيم التقديرية لهذه السمات في التنبؤ أو تفسير أداء الأفراد في الاختبارات . ونظرا لأننا لا نستطيع قياس هذه السمات قياسا مباشراً ، فإنه يطلق عليها « السمات الكامنة Latent Traits » . ويمكن الاستدلال على السمات الكامنة من أداء الأفراد ، أى إجاباتهم على مجموعة من مفردات الاختبار الذي يفترض أنه يقيس السمة المطلوبة .

ونماذج السمات الكامنة تعتبر نماذج أو دوال رياضية تحدد العلاقة بين أداء الفرد في مفردات اختبار ــ وهو ما يمكن ملاحظته ملاحظة مباشرة ــ وبين السمات أو القدرات التي يفترض أنها تكمن وراء هذا الأداء . وتتميز هذه الدوال بأنها احتمالية Probabilistic وليست حتمية Deterministic ، بمعنى أن العلاقة التي أشرنا إليها تتحدد وفقا لأسس نظرية الاحتمالات .

ويتميز نموذج راش عن غيره من نماذج السمات الكامنة بثلاث ميزات أساسية تتعلق بمفهوم موضوعية القياس Objectivity الذي نادى به رايت (Wright, 1967, 1975, 1976, 1977, 1979) ، وشميدت (Schmidt, 1970) ، وهذه الميزات هي :

أولا : إذا افترضنا توفر عينة كبيرة من مفردات الاختبار بحيث تقيس جميعها نفس القدرة أو السمة ، فإنه يمكن الحصول على قيمة تقديرية Estimate لقدرة الفرد ، وتكون هذه القيمة مستقلة إحصائيا عن عينة المفردات التي اختبر بها Item-Freed Person Measurement .

ثانيا : إذا افترضنا توفر عينة كبيرة من الأفراد ، فإنه يمكن الحصول على قيم تقديرية Estimates لمعاملات الصعوبة ، ومعاملات التمييز للمفردات التي اختبروا بها ، وتكون هذه القيم مستقلة إحصائيا عن عينة الأفراد التي أجرى عليها الاختبار Person-Freed Test Calibration .

ثالثا : يمكن استخدام النموذج للحصول على معامل إحصائي يدل على مدى دقة تقدير قدرة كل فرد ، وربما تختلف قيمة هذا المعامل من فرد إلى آخر بحسب مستوى قدرة كل منهم .

لذلك حظى نموذج راش بدراسات وأبحاث متعددة تناول بعضها الجوانب الرياضية الإحصائية البحتة للنموذج (Rash, 1960) ، (Bock and Wood, 1971) ، (Colonius, 1977) ، (Andersen 1977) ، (Wollenberg, 1982) ، (Thissen, 1982) ، وتناول البعض الآخر الجوانب العملية التطبيقية له (Hambleton and Traub, 1973) ، (Tinsely and Dawis, 1975) ، (Wright and Douglas, 1977) ، (Wright and Mead, 1977) ، (Hambleton and Swaminathan, 1978) .

الهدف من الدراسة :

بالرغم من الاهتمام بنماذج السمات الكامنة بعامة ، ونموذج راش بخاصة في كثير من دول العالم ، لم تحظ هذه النماذج بدراسات عربية تواكب هذه التطورات العالمية في مجالات القياس المعاصر . لذلك فإن الدراسة الحالية تهدف إلى بحث استخدام نموذج راش في تحليل البيانات المستمدة من أحد اختبارات الذكاء العصرية . وهذا يمكّننا من الاستفادة من الميزات التي سبق أن ذكرناها لهذا النموذج في « القياس الموضوعي » لقدرات طلابنا في المدارس الثانوية والجامعات .

الإطار النظري للدراسة :

قدّم بيرنبوم (Birnbaum 1957, 1958) النماذج اللوغاريتمية للسمات الكامنة كأسلوب جديد لتحليل مفردات الاختبارات العقلية والتحصيلية . ويشترط أن تكون درجة كل مفردة إما واحد صحيح أو صفر ، ولا تلعب السرعة دورا في الإجابة على مفردات الاختبار .

وإذا كان الاختبار يقيس سمة كامنة أحادية البعد ، فإن الدالة التي يحددها نموذج معين من نماذج السمات الكامنة التي تربط بين احتمال توصل الفرد الى الإجابة الصحيحة على كل مفردة من مفردات الاختبار وبين هذه السمة أو القدرة الكامنة تسمى « المنحنى المميز للمفردة Item Characteristic Curve (ICC)"

واختلاف الصور الرياضية التي تمثل هذه الدالة أدى الى بناء نماذج مختلفة للسمات الكامنة مثل النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعْلَم Tow-Parameter Logistic Model (Birnbaum 1957, 1958) والنموذج اللوغاريتمي أحادي المعْلَم One-Parameter Logistic Model والذي يعرف بنموذج راش (Rasch, 1960, 1966) .

وترتكن نماذج السمات الكامنة على افتراضين أساسيين هما :

١ ــ أن تكون مفردات الاختبار متجانسة ، بمعنى أنها جميعا تقيس سمة أو قدرة واحدة .

٢ ــ أن تكون إجابة الفرد على إحدى مفردات الاختبار مستقلة إحصائيا عن إجابته عن بقية المفردات . ولكن يجب ملاحظة أن هذا الافتراض لا يعني أن تكون مفردات الاختبار غير مرتبطة بالنسبة لعينة الأفراد الكلية (Lord and Novick, 1968: 301) .

ويعتبر نموذج راش حالة خاصة من النموذج اللوغاريتمي ثنائي المعلم ، ويفترض فيه أن تكون لجميع مفردات الاختبار نفس القدرة على التمييز ، ولكنها تختلف عن بعضها فقط في الصعوبة .

والصورة الرياضية للمنحنى المميز للمفردة لهذا النموذج هي :

$$\text{لم}(\text{ق}) = \frac{e^{\text{ق} - \text{صم}}}{1 + e^{\text{ق} - \text{صم}}}$$

حيث لم(ق) ترمز إلى احتمال توصل الفرد الذي قدرته (ق) إلى الاجابة الصحيحة على المفردة (م) حيث (م = ١ ، ٢ ، ... ، ن) .

، e ترمز الى الأساس اللوغاريتمي الطبيعي الذي يساوي ٢٫٧١٨٣ تقريبا .

، صم ترمز الى صعوبة المفردة م .

، م ترمز الى عدد مفردات الاختبار .

ومَعْلم صعوبة المفردة Item Difficulty Parameter صم يمثل النقطة الواقعة على ميزان القدرة Ability Scale التي يكون عندها ميل المنحنى المميز للمفردة نهاية عظمى .

وعلى الرغم من أن نموذج راش يعتبر حالة خاصة من النموذج ثنائي المعْلَم إلا أنه يتميز بخصائص تجعله أكثر تطبيقا واستخداما في تحليل مفردات الاختبارات عن غيره من نماذج السمات الكامنة . ومن بين هذه الخصائص :

١ ــ يعتبر أقل هذه النماذج في عدد الافتراضات اللازم تحققها في البيانات المستمدة من الاختبار لكي نحصل باستخدامه على تقديرات Estimates دقيقة لكل من « صعوبة المفردة Item Difficulty » ، وقدرة الفرد Person Ability .

٢ ــ تمكن علماء القياس من إيجاد حلول إحصائية مناسبة لمشكلة تقدير معالم النموذج Model Parameters ، في حين أنهم يواجهون حتى الآن مشكلات سيكومترية وإحصائية في تقدير معالم النماذج الأخرى .

٣ ــ تتساوى القيم التقديرية لقدرات الأفراد Ability Estimates الذين حصلوا على نفس الدرجة الكلية في الاختبار بغض النظر عن عينة المفردات التي اختبر بها كل منهم ، في حين

أنه ليس من الضروري حدوث ذلك في حالة النماذج الأخرى . وبهذا يكون نموذج راش هو النموذج الوحيد من بين نماذج السمات الكامنة الذي لا يسمح بالقياس الموضوعي الذي أشرنا إليه فيما سبق (Schmidt, 1970) .

لهذه الأسباب وغيرها حاز نموذج راش الذي يعرف باسم « نموذج المعلم الحر في تحليل مفردات الاختبارات » على اهتمام كثير من علماء القياس المعاصر . ومن هنا كان اختيار الباحث لهذا النموذج في الدراسة الحالية .

فرضيات الدراسة :

نظراً لأن اختبار اليقظة العقلية بني بموجب الطرق السيكومترية التقليدية ، فإن الدراسة الحالية تقوم على محاكمته وفق نموذج راش للتحقق من صحة الفرضيتين الآتيتين :

١ ــ تنطبق البيانات المستمدة من الاختبار على نموذج راش .

٢ ــ لا يتغير تدريج الاختبار Test Calibration بتغير مستوى قدرات عينة الأفراد المستخدمة في الحصول على هذا التدريج .

إجراءات الدراسة :

عينة الدراسة :

اشتملت العينة على ١٢٦ طالباً من بين الملتحقين الجدد بالسنة الأولى في مختلف أقسام كلية التربية ــ جامعة الأزهر بالقاهرة ــ ، وهذه العينة متجانسة من حيث المستوى الإجتماعي والاقتصادي ، والديانة .

أداة الدراسة :

طبق على العينة اختبار اليقظة العقلية وهو الاختبار الأول من بطارية الاستعداد العقلي للمرحلة الثانوية والجامعات إعداد دكتورة رمزية الغريب . وتعتبر هذه البطارية أكثر مقاييس الذكاء استخداما في البحوث العربية ، وفي تقدير استعدادات الطلاب بعد أن يصلوا الى مرحلة لا بأس بها من النضج العقلي . والغرض من اختبار اليقظة العقلية قياس مدى قدرة الفرد على إدراك العلاقات . فاليقظة العقلية تجعل الفرد لمّاحا للعلاقة ، دقيقا في تمييز الفروق . لذلك فإن هذا الاختبار يعتبر مقياسا للذكاء العام (الغريب ، ١٩٦٣) .

ويتكون الاختبار من ٢٢ بندا يشتمل كل منها على ستة رسوم يمكن وضعها في متوالية منتظمة وذلك بتغيير مكان رسمين منها ، ويطلب من الفرد أن يرتبها بعد أن يدرك العلاقة ، التي تربط بينها ويجد الرسمين المتبادلين .

ولا تعتمد إجابة الاختبار على السرعة فهو من نوع اختبارات القوة Power Test ، وتتطلب

مفرداته إما إجابة صحيحة أو إجابة خطأ .

منهجية الدراسة :

للتحقق من صحة فرضيتي الدراسة قام الباحث بإجراء تحليل مفردات الاختبار باستخدام نموذج راش اللوغاريتمي الاحتمالي . واعتمد في ذلك على الطريقة المسماة PROX التي اقترحها رايت ودوجلاس (Wright and Douglas, 1975) ، كوهن (Cohen, 1976) ، رايت (Wright, 1977) ، رايت وستون (Wright and Stone, 1979) . وتتطلب هذه الطريقة الحصول على قيم تقديرية لصعوبة كل مفردة أولا ثم استخدام هذه التقديرات في الحصول على قيم تقديرية لقدرة كل فرد من أفراد العينة ، ومن ثم يحرّر تدريج مفردات الاختبار Item Calibration من أثر تباين قدرات الأفراد ، وتحرر تقديرات قدرة الأفراد من أثر تباين صعوبة المفردات .

وتتميز طريقة PROX بأنه يمكن إجراؤها بدون الاستعانة بالحاسب الآلي . وتقترب القيم التقديرية الناتجة عنها من القيم التي نحصل عليها باستخدام الطرق الأكثر تعقيدا التي تجري باستخدام الحاسب الآلي مثل الطريقة المسماة UCON (Wright and Stone, 1979) أو طريقة BICAL (Wright and Mead, 1976) .

وتتلخص طريقة PROX في الخطوات التالية :

١ ــ إعداد مصفوفة البيانات الخاصة بمفردات الاختبار ، وهي تبين توزيع الدرجات التي حصل عليها كل فرد من أفراد العينة التي أجري عليها الاختبار في كل مفردة ، والدرجات إما واحد صحيح أو صفر .

٢ ــ يستبعد الأفراد الذين أجابوا على جميع المفردات إما اجابة صحيحة أو إجابة خطأ ، كما تستبعد المفردات التي أجاب عليها كل فرد من أفراد العينة إما إجابة صحيحة أو إجابة خطأ .

٣ ــ ترتب الدرجات الكلية التي حصل عليها جمع الأفراد في كل مفردة ، وكذلك الدرجات الكلية لكل فرد في الاختبار .

٤ ــ تحول هذه المجموعات من الدرجات الكلية إلى نسب مئوية .

٥ ــ تحول هذه النسب المئوية إلى ترجيحات لوغاريتمية Log Odds أو Logits وذلك بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لخارج قسمة النسب المئوية للإجابات الخطأ على النسب المئوية للإجابات الصحيحة لكل مفردة . وكذلك أخذ اللوغاريتم الطبيعي لخارج قسمة النسب المئوية للأفراد الذين أجابوا إجابة خطأ عن كل مفردة .

وبذلك تتحول النسب المئوية التي تنحصر بين صفر ، ١ إلى ميزان خطي جديد Linear

Scale للسمة الكامنة يمتد تدريجه من – ٥٥ الى + ٥٥ .

٦ ــ يحسب متوسط وتباين كل توزيع من توزيعات هذه الترجيحات اللوغاريتمية ونعتبر متوسط الترجيح اللوغاريتمي للمفردة Mean Item Logit هو المركز الذي يناظر الصفر على ميزان تدريج المفردات Item Calibration Scale .

٧ ــ يستخدم تباين كل من الترجيح اللوغاريتمي للمفردات ، والترجيح اللوغارتمي للأفراد في حساب عامِلَيْ تعديل Expansion Factors أحدهما للمفردات والآخر للأفراد . وهذان العاملان يجعلان تقدير صعوبة كل مفردة (ص) متحرراً من أثر اختلاف قدرة عينة الأفراد . Sample-Freed Item Difficulties ، كما يجعلان تقدير قدرة كل فرد (ق) متحرراً من أثر اختلاف صعوبة المفردات Test-Freed Person Abilities .

٨ ــ تحسب الأخطاء المعيارية لهذه التقديرات لمعرفة مدى دقتها . وبالطبع تقل هذه الأخطاء كلما كانت صعوبة مفردات الاختبار مناسبة لقدرات الأفراد .

نتائج تحليل البيانات :

أولا : التحقق من صحة الفرضية الأولى في الدراسة :

للتحقق من مدى انطباق نموذج راش على البيانات المستمدة من اختبار اليقظة العقلية المستخدم في هذه الدراسة اتبع الباحث الخطوات السابقة في تحليل مصفوفة البيانات التي تشتمل على توزيع درجات طلاب العينة (١٢٦ طالباً) في كل مفردة من مفردات الاختبار (٢٢ مفردة) . وقد لوحظ أنه لم يحصل أي طالب على واحد صحيح أو صفر في جميع المفردات ، كما لا توجد أي مفردة أجاب عليها جميع الطلاب إجابة صحيحة أو إجابة خطأ . ولذلك استخدمت المصفوفة كاملة بعد ترتيبها .

تقدير صعوبة المفردات Item Difficulty Estimates :

للحصول على القيم التقديرية لصعوبة المفردات بعد تحريرها من أثر اختلاف قدرة الطلاب كون الباحث جدول التوزيع التكراري لمجموعات الدرجات الكلية لمفردات الاختبار (١٨ مجموعة) ، وأوجد متوسط وتباين توزيع الترجيحات اللوغاريتمية Logits للمفردات التي اشتمل عليها الاختبار (٢٢ مفردة) . ثم أوجد القيم التقديرية المبدئية لصعوبة كل مفردة . وتم تعديل هذه القيم بحيث تتحرر من أثر اختلاف قدرة طلاب العينة . وأوجد الخطأ المعياري للقيم التقديرية المعدلة . ونتائج هذا التحليل موضحة بالجدول رقم (١) .

جدول رقم (١)

توزيع تكراري لمجموعات الدرجات الكلية المختلفة لعينة الطلاب (١٢٦ طالباً) ، وتقدير صعوبة المفردات

أرقام مسلسلة لمجموعات الدرجات الكلية في الاختبار	رقم المفردة في الاختبار	الدرجة الكلية للمفردة (س)	تكرار الدرجة الكلية للمفردة (ك)	نسبة عدد الاجابات الصحيحة	نسبة عدد الاجابات الخطأ	الترجيح اللوغاريتمي للاجابات الخطأ (ج)	التكرار × الترجيح اللوغارتمي (ك×ج)	التكرار × مربع الترجيح اللوغاريتمي (ك×ج)	التقدير المبدئي لصعوبة المفردات (ص=ج ـ ج.)	التقدير المنحرر لصعوبة المفردات (ص×ل)	الخطأ المعياري للتقدير
١	١٧	١٠٠	١	٠ر٧٩٤	٠ر٢٠٦	ـ ١ر٣٥	ـ ١ر٣٥	١ر٨٢	ـ ٠ر٨٧	ـ ٠ر٩٣	٠ر٢٤
٢	٤	٩٢	١	٠ر٧٣٠	٠ر٢٧٠	ـ ١ر٠٠	ـ ١ر٠٠	١ر٠٠	ـ ٠ر٥٢	ـ ٠ر٥٦	٠ر٢٢
٣	١٣	٩٠	١	٠ر٧١٤	٠ر٢٨٦	ـ ٠ر٩٢	ـ ٠ر٩٢	٠ر٨٥	ـ ٠ر٤٤	ـ ٠ر٤٧	٠ر٢١
٤	١٢	٨٩	١	٠ر٧٠٦	٠ر٢٩٤	ـ ٠ر٨٨	ـ ٠ر٨٨	٠ر٧٧	ـ ٠ر٤٠	ـ ٠ر٤٣	٠ر٢١
٥	٧ ، ٩	٨٦	٢	٠ر٦٨٢	٠ر٣١٧	ـ ٠ر٧٧	ـ ١ر٥٤	١ر١٩	ـ ٠ر٢٩	ـ ٠ر٣١	٠ر٢١
٦	١٠ ، ٢٠	٨٥	٢	٠ر٦٧٥	٠ر٣٢٥	ـ ٠ر٧٣	ـ ١ر٤٦	١ر٠٧	ـ ٠ر٢٥	ـ ٠ر٢٧	٠ر٢٠
٧	٢١	٨٤	١	٠ر٦٦٧	٠ر٣٣٣	ـ ٠ر٧٠	ـ ٠ر٧٠	٠ر٤٩	ـ ٠ر٢٢	ـ ٠ر٢٤	٠ر٢٠
٨	١ ، ١٨	٨١	٢	٠ر٦٤٣	٠ر٣٥٧	ـ ٠ر٥٩	ـ ١ر١٨	٠ر٧٠	ـ ٠ر١١	ـ ٠ر١٢	٠ر٢٠
٩	٣ ، ٨	٧٩	٢	٠ر٦٢٧	٠ر٣٧٣	ـ ٠ر٥٢	ـ ١ر٠٤	٠ر٥٤	ـ ٠ر٠٤	ـ ٠ر٠٤	٠ر٢٠
١٠	١١	٧٨	١	٠ر٦١٩	٠ر٣٨١	ـ ٠ر٤٩	ـ ٠ر٤٩	٠ر٢٤	ـ ٠ر٠١	ـ ٠ر٠١	٠ر٢٠
١١	١٥	٧٥	١	٠ر٥٩٥	٠ر٤٠٥	ـ ٠ر٣٨	ـ ٠ر٣٨	٠ر١٤	+ ٠ر١٠	+ ٠ر١١	٠ر١٩
١٢	٦	٧٣	١	٠ر٥٧٩	٠ر٤٢١	ـ ٠ر٣٢	ـ ٠ر٣٢	٠ر١٠	+ ٠ر١٦	+ ٠ر١٧	٠ر١٩
١٣	٥	٧٢	١	٠ر٥٧١	٠ر٤٢٩	ـ ٠ر٢٩	ـ ٠ر٢٩	٠ر٠٨	+ ٠ر١٩	+ ٠ر٢٠	٠ر١٩
١٤	١٦	٦٩	١	٠ر٥٤٨	٠ر٤٥٢	ـ ٠ر١٩	ـ ٠ر١٩	٠ر٠٤	+ ٠ر٢٩	+ ٠ر٣١	٠ر١٩
١٥	١٩	٦٨	١	٠ر٥٤٠	٠ر٤٦٠	ـ ٠ر١٦	ـ ٠ر١٦	٠ر٠٣	+ ٠ر٣٢	+ ٠ر٣٤	٠ر١٩
١٦	٢٢	٦٣	١	٠ر٥٠٠	٠ر٥٠٠	صفر	صفر	صفر	+ ٠ر٤٨	+ ٠ر٥١	٠ر١٩
١٧	١٤	٥٥	١	٠ر٤٣٧	٠ر٥٦٣	+ ٠ر٢٥	+ ٠ر٢٥	٠ر٠٦	+ ٠ر٧٣	+ ٠ر٧٨	٠ر١٩
١٨	٢	٣٤	١	٠ر٢٧٠	٠ر٧٣٠	+ ١ر٠٠	+ ١ر٠٠	١ر٠٠	+ ١ر٤٨	+ ١ر٥٨	٠ر٢٢

مج ك = ٢٢ ن = ١٢٦

متوسط الترجيحات (ج.) = $\frac{\text{مج (ك×ج)}}{\text{مج ك}} = \frac{١٠ر٦٠}{٢٢} = ٠ر٤٨$

عامل التعديل (ل) = $\left[\frac{\text{ن}}{\text{ن ث}^{٢}} + ١ \right]^{\frac{١}{٢}} \left[\frac{\text{ن}}{٢ر٨٩} + ١ \right]^{\frac{١}{٢}} = ١ر٠٧$

$٨ر٣٥$

حيث ثَ هو تباين الترجيحات للقدرة (من جدول رقم ٢)

مج (ك×ج) = ١٠ر٦٠ مج (ك×ج^{٢}) = ١٠ر١٢

تباين الترجيحات (ث) = $\frac{\text{مج (ك×ج}^{٢}\text{) ـ مج (ك×ج. }^{٢}\text{)}}{\text{مج (ك ـ ١)}} = \frac{١٠ر١٢ - ٥ر٠٧}{٢١} = ٠ر٢٤$

الخطأ المعياري للتقدير = ل $\left[\frac{\text{ف}}{\text{ص (ن ـ ص)}} \right]^{\frac{١}{٢}}$

تقدير قدرة الأفراد Person Ability Estimates :

للحصول على القيم التقديرية لقدرة الطلاب كون الباحث جدول التوزيع التكراري للدرجات الكلية التي حصل عليها كل طالب (عددها ٢١) . وأوجد متوسط وتباين توزيع الترجيحات اللوغاريتمية Logits لهذه الدرجات . ثم أوجد القيم التقديرية للقدرة . وتم تعديل هذه القيم بحيث تتحرر من أثر اختلاف صعوبة المفردات . وأوجد الخطأ المعياري للقيم التقديرية المعدلة . والجدول رقم (٢) يوضح نتائج هذا التحليل .

جدول رقم (٢)

توزيع تكراري للدرجات الكلية المختلفة للطلاب (١٢٦ طالباً) في الاختبار الذي يشتمل على ٢٢ مفردة ، وتقدير قدرة الطلاب

مجموعات الدرجات الكلية الممكنة (سَ)	التكرار (كْ)	نسبة عدد الاجابات الصحيحة	نسبة عدد الاجابات الخطأ	الترجيح اللوغاريتمي للاجابات الصحيحة (جَ)	التكرار × الترجيح اللوغاريتمي (كْ × جَ)	التكرار × مربع الترجيح اللوغاريتمي (كْ × جَ)	التقدير المبدئي لقدرة الطلاب (قـ)	التقدير المتحرر لقدرة الطلاب (قـ × لَ)	الخطأ المعياري للتقدير
١	صفر	٠ر٠٥	٠ر٩٥	ــ ٢ر٩٤	صفر	صفر	ــ ٢ر٩٤	ــ ٣ر٠٦	١ر٠٧
٢	صفر	٠ر٠٩	٠ر٩١	ــ ٢ر٣١	صفر	صفر	ــ ٢ر٣١	ــ ٢ر٤٠	٠ر٧٧
٣	صفر	٠ر١٤	٠ر٨٦	ــ ١ر٨٢	صفر	صفر	ــ ١ر٨٢	ــ ١ر٨٩	٠ر٦٥
٤	١	٠ر١٨	٠ر٨٢	ــ ١ر٥٢	ــ ١ر٥٢	٢ر٣١	ــ ١ر٥٢	ــ ١ر٥٨	٠ر٥٨
٥	١	٠ر٢٣	٠ر٧٧	ــ ١ر٢١	ــ ١ر٢١	١ر٤٦	ــ ١ر٢١	ــ ١ر٢٦	٠ر٥٣
٦	١	٠ر٢٧	٠ر٧٣	ــ ٠ر٩٩	ــ ٠ر٩٩	٠ر٩٨	ــ ٠ر٩٩	ــ ١ر٠٣	٠ر٥٠
٧	٢	٠ر٣٢	٠ر٦٨	ــ ٠ر٧٥	ــ ١ر٥٠	١ر١٣	ــ ٠ر٧٥	ــ ٠ر٧٨	٠ر٤٨
٨	٤	٠ر٣٦	٠ر٦٤	ــ ٠ر٥٨	ــ ٢/٣٢	١ر٣٥	ــ ٠ر٥٨	ــ ٠ر٦٠	٠ر٤٦
٩	٣	٠ر٤١	٠ر٥٩	ــ ٠ر٢٦	ــ ١ر٠٨	٠ر٣٩	ــ ٠ر٣٦	ــ ٠ر٣٧	٠ر٤٥
١٠	٩	٠ر٤٥	٠ر٥٥	ــ ٠ر٢٠	ــ ١ر٨٠	٠ر٣٦	ــ ٠ر٢٠	ــ ٠ر٢١	٠ر٤٥
١١	١٤	٠ر٥٠	٠ر٥٠	صفر	صفر	صفر	صفر	صفر	٠ر٤٤
١٢	١٥	٠ر٥٥	٠ر٤٥	+ ٠ر٢٠	+ ٣ر٠٠	٠ر٦٠	+ ٠ر٢٠	+ ٠ر٢١	٠ر٤٥
١٣	١٠	٠ر٥٩	٠ر٤١	+ ٠ر٣٦	+ ٣ر٦٠	١ر٣٠	+ ٠ر٣٦	+ ٠ر٣٧	٠ر٤٥
١٤	٨	٠ر٦٤	٠ر٣٦	+ ٠ر٥٨	+ ٤ر٦٤	٢ر٦٩	+ ٠ر٠٨	+ ٠ر٦٠	٠ر٤٦
١٥	١٨	٠ر٦٨	٠ر٣٢	+ ٠ر٧٥	+ ١٣ر٥٠	١٠ر١٣	+ ٠ر٧٥	+ ٠ر٧٨	٠ر٤٨
١٦	٢٣	٠ر٧٣	٠ر٢٧	+ ٠ر٩٩	+ ٢٢ر٧٧	٢٢ر٥٤	+ ٠ر٩٩	+ ١ر٠٣	٠ر٥٠
١٧	٤	٠ر٧٧	٠ر٢٣	+ ١ر٢١	+ ٤ر٨٤	٥ر٨٦	+ ١ر٢١	+ ١ر٢٦	٠ر٥٣
١٨	٥	٠ر٨٢	٠ر١٨	+ ١ر٥٢	+ ٧ر٦٠	١١ر٥٥	+ ١ر٥٣	+ ١ر٥٨	٠ر٥٨
١٩	٦	٠ر٨٦	٠ر١٤	+ ١ر٨٢	+ ١٠ر٩٢	٦ر٦٣	+ ١ر٨٣	+ ١ر٨٩	٠ر٦٥
٢٠	٢	٠ر٩١	٠ر٠٩	+ ١ر٣١	+ ٤ر٦٢	١٠ر٦٧	+ ٢ر٣١	+ ٢ر٤٠	٠ر٧٧
٢١	صفر	٠ر٩٥	٠ر٠٥	+ ٢ر٩٤	صفر	صفر	+ ٢ر٩٤	+ ٣ر٠٦	١ر٠٧

مجـ كْ = ١٢٦ م = ٢٢

متوسط الترجيحات (جَ.) = $\frac{\text{مجـ} (\text{كْ} \times \text{جَ})}{\text{مجـ كْ}} = \frac{٦٥ر٠٧}{١٢٦} = ٠ر٥٢$

مجـ (كْ × جَ) = ٠ر٠٧ × ٦٥ مجـ (كْ × جَ^{٢}) = ٧٩ر٩٥

تباين الترجيحات (تـ) = $\frac{\text{مجـ} (\text{كْ} \times \text{جَ}^{٢}) - \text{مجـ} (\text{كْ} \times \text{جَ}^{٢})}{\text{مجـ} (\text{كْ} - ١)} = \frac{٧٩ر٧٥ - ٠٧ر٣٤}{١٢٥} = ٠ر٣٧$

عامل التعديل (لَ) = $\left[\frac{١ + \frac{\text{تـ}}{٢ر٨٩}}{١ - \text{تـ تـ}} \right]^{\frac{١}{٢}} = ١ر٠٤$ حيث تـ هو تباين الترجيحات للمفردات (من جدول رقم ١)

الخطأ المعياري للتقدير = لَ $\left[\frac{\text{م}}{\text{سَ ١م} - \text{سَ}} \right]^{\frac{١}{٢}}$

يتضح من الجدولين رقمي ١ ، ٢ أنه أمكن باستخدام نموذج راش تحويل الدرجات الكلية التي حصل عليها كل طالب في الاختبار ، والدرجات الكلية لكل مفردة الى تقديرات لكل من صعوبة المفردات ، وقدرة الطلاب على نفس الميزان اللوغاريتمي الخطي Common Logarithmic Linear Scale والوحدة الإحصائية لهذا الميزان تسمى وحدة الترجيح اللوغاريتمي (Logit) . فقدرة الطالب مقاسة بوحدة الترجيح اللوغاريتمي هي اللوغاريتم الطبيعي لترجيح إجاباته إجابات صحيحة على المفردات التي تتمركز صعوبتها حول « نقطة الصفر » على الميزان اللوغاريتمي . وصعوبة المفردة المقاسة بوحدة الترجيح اللوغاريتمي هي اللوغاريتم الطبيعي لترجيح الإجابات الخطأ للطلاب ذوي « قدرة صفر » على نفس الميزان . ويختلف هذا الميزان عن الدرجات الخام في أن وحداته متساوية على طول المدى الكلي للمتغير .

وإذا نظرنا إلى الجدول رقم (١) نجد أنه قد تم تدريج مفردات الاختبار التي عددها ٢٢ مفردة من حيث الصعوبة على نفس الميزان اللوغاريتمي الذي استخدم في تقدير قدرة الطلاب . وقد تراوح تدريج ميزان صعوبة المفردات بين ــ ٨٧ر٠ ، + ٨٤ر١ وحدة ترجيح لوغاريتمي (Logit) . والقيم السابقة لصعوبة المفردات تعني أن المفردة سهلة بالنسبة للطالب الذي يجيب عنها . أما القيم الموجبة فتعني أن المفردة صعبة بالنسبة له . فطبقا لنموذج راش ، تعتبر المفردة صعبة إذا كان الفرق بين القيم التقديرية لقدرة الطالب والقيم التقديرية المناظرة لصعوبة المفردة التي يحاول الإجابة عنها موجبا . أي أن احتمال توصل الطالب الى الإجابة الصحيحة على هذه المفردة يكون أكبر من ٥٠ر٠ . وكلما زاد هذا الفرق الموجب اقتربت قيمة هذا الاحتمال من الواحد الصحيح . أما إذا كان الفرق بينهما سالبا فإن قيمة الاحتمال تقل عن ٥٠ر٠ ، وكما زاد هذا الفرق السالب اقتربت هذه القيمة من الصفر .

ويرتبط بكل من هذه التداريج خطا معياري Standard Error تقل قيمته كلما كانت صعوبة المفردة مناسبة لقدرة الطالب .

وبناء على ذلك يتضح أن المفردة رقم ١٧ في الاختبار أقل المفردات صعوبة ، والمفردة رقم ٢ أكثرها صعوبة . لذلك كان الخطأ المعياري المناظر لتقدير صعوبة كل منهما أكبر قليلا من الخطأ المعياري لبقية المفردات .

وتعتبر المفردات رقم ٥ ، ٦ ، ١٥ ، ١١ ، ٨ ، ٣ ، ١٨ ، ٢١ ، ٢٠ ، ١٠ مناسبة لمجموعة الطلاب ، إذ تتراوح القيم التقديرية لصعوبتها بين ــ ٢٧ر٠ ، + ٢٠ر٠ وحدة ترجيح لوغاريتمي (Logit) ، وهي قيم منخفضة بوجه عام ومتمركزة حول « نقطة صفر التدريج » . لذلك تتراوح قيم الخطأ المعياري لها بين ١٩ر٠ ، ٢٠ر٠ .

واذا نظرنا الى الجدول رقم (٢) نجد أن تدريج ميزان قدرة الطلاب يتراوح بين ــ ٣ر٦ + ٣ر٦ وحدة ترجيح لوغاريتمي (Logit) . ومتوسط هذه القيم يساوي صفراً ، وانحرافها

المعياري واحد صحيح تقريبا . كما أن معامل الارتباط بين الدرجات الخام التي حصل عليها طلاب العينة ، والقيم التقديرية للقدرة المتحررة من أثر تباين صعوبة المفردات يساوي ٩٨٩ر٠ أي يقترب من الواحد الصحيح مما يدل على وجود علاقة تامة تقريبا بينهما .

ويلاحظ أيضا أن أقل الأخطاء المعيارية للقيم التقديرية للقدرة هي القيمة القريبة من مركز أو متوسط التوزيع حيث تبلغ ٤٤ر٠ ، وتناظر الدرجة الكلية ١١ التي حصل عليها ١٤ طالباً . في حين أن أكبر الأخطاء المعيارية تناظر الدرجتين الكليتين ١ ، ٢ حيث لم يحصل أي طالب على أي منهما .

اختبار حسن مطابقة البيانات لنموذج راش Analysis of Fit :

نظرا لأن نموذج راش يتطلب تحقق بعض الافتراضات المتعلقة بما يحدث عندما يحاول الطالب إجابة مفردة اختبار ، فإنه يجب أن نستكمل التحليل باختبار حسن مطابقة البيانات لهذه الافتراضات .

فنحن نتوقع أنه كلما زادت قدرة الطالب زاد احتمال توصله إلى الاجابة الصحيحة على مفردات الاختبار ، وكلما انخفضت قدرته قل هذا الاحتمال . لذلك يجب أن يتفق النمط العام لتوزيع الدرجات في مصفوفة البيانات الأصلية مع النمط المتوقع طبقا للنموذج .

وللتحقق من ذلك اتبع الباحث الخطوات الآتية (Wright and Douglas, 1977) ، (Wright and Stone, 1979) ، (Rasch, 1980) :

١) وضع دوائر حول الدرجات التي لا تتفق مع النمط المتوقع لإجابات كل طالب على كل مفردة في مصفوفة البيانات الأصلية . فنحن نتوقع مثلا أن يجيب الطالب الذي قدرته منخفضة إجابة صحيحة عن المفردات التي تقل في صعوبتها عن مستوى قدرته ، ويجيب إجابة خطأ عن المفردات التي تفوق صعوبتها قدرته . فإذا حدث عكس ذلك في بعض المفردات توضع علامة على الدرجة الخاصة بهذه المفردة . وبالمثل إذا كانت قدرة الطالب مرتفعة .

٢) استبدل كل من هذه الدرجات بالفرق بين القيمة التقديرية للقدرة ، والقيمة التقديرية لصعوبة المفردة التي أجاب عليها الطالب إجابة غير متوقعة .

٣) حوّل هذه الفروق الى بواقي معيارية (Z^2) Standaradized Residuals ، وذلك برفع كل من هذه الفروق الى القوة e (الأساس اللوغاريتمي الطبيعي) أي أن :

الباقي المعياري Z^2 = e تقدير القدرة ــ تقدير الصعوبة

٤) جمع هذه البواقي لكل صف ولكل عمود في مصفوفة البيانات الأصلية (3 Z^2) .

٥) لاختبار حسن مطابقة كل من صعوبة المفردات ، وقدرة الطلاب للنموذج قسم مجموع البواقي لكل عمود ولكل صف على درجات الحرية المناظرة له وهي (ن ــ ١) ، (م ــ

١) على الترتيب ، حيث ن ترمز الى عدد الطلاب ، م ترمز الى عدد المفردات .
أي أن متوسط مجموع البواقي لكل عمود = $\frac{\text{٢Z 3}}{\text{ن — ١}}$

ويستخدم هذا المتوسط كمقياس احصائي لاختبار حسن مطابقة المفردات للنموذج ، وهو يتخذ شكل توزيع النسبة الفائية F-Distribution بدرجتي حرية (ن — ١ ، ٥٥) .
ومتوسط مجموع البواقي لكل صف = $\frac{\text{٢Z 3}}{\text{م — ١}}$

ويستخدم كمقياس احصائي لاختبار حسن مطابقة الطلاب للنموذج ، وهو يتخذ شكل توزيع النسبة الفائية بدرجتي حرية (م — ١ ، ٥٥) .

والجدولان رقم (٣) ، (٤) يوضحان نتائج هذا التحليل .

جـدول رقـم (٣)

نتائج اختبار حسن مطابقة المفردات لنموذج راش

رقـم المفـردة	التقدير المتحرر لصعوبة المفردات	الخطأ المعياري للتقديـر	مجموع البواقي المعيارية (Z^2)	متوسط مجموع البواقي المعيارية * $\frac{(Z^2\ 3)}{ن - ١}$
١٧	ــ ٠ر٩٣	٠ر٢٤	٧٠	٠ر٥٦
٤	ــ ٠ر٥٦	٠ر٢٢	٨١	٠ر٦٥
١٣	ــ ٠ر٤٧	٠ر٢١	١١٢	٠ر٩٠
١٢	ــ ٠ر٤٣	٠ر٢١	١١٠	٠ر٨٨
٧	ــ ٠ر٣١	٠ر٢١	٩٧	٠ر٧٨
٩	ــ ٠ر٣١	٠ر٢١	٨٦	٠ر٦٩
١٠	ــ ٠ر٢٧	٠ر٢٠	١٠٢	٠ر٨٢
٢٠	ــ ٠ر٢٧	٠ر٢٠	٩٩	٠ر٧٩
٢١	ــ ٠ر٢٤	٠ر٢٠	١٠٩	٠ر٨٧
١٨	ــ ٠ر١٢	٠ر٢٠	١٠٩	٠ر٨٧
١	ــ ٠ر١٢	٠ر٢٠	١٠٧	٠ر٨٦
٣	ــ ٠ر٠٤	٠ر٢٠	٦٨	٠ر٥٤
٨	ــ ٠ر٠٤	٠ر٢٠	٤٩	٠ر٣٩
١١	ــ ٠ر٠١	٠ر٢٠	٧٠	٠ر٥٦
١٥	+ ٠ر١١	٠ر١٩	٦	٠ر٠٤
٦	+ ٠ر١٧	٠ر١٩	٣١	٠ر٢٥
٥	+ ٠ر٢٠	٠ر١٩	٤٥	٠ر٣٦
١٦	+ ٠ر٣١	٠ر١٩	٦٣	٠ر٥٠
١٩	+ ٠ر٣٤	٠ر١٩	٥٩	٠ر٤٧
٢٢	+ ٠ر٥١	٠ر١٩	٦١	٠ر٤٩
١٤	+ ٠ر٧٨	٠ر١٩	٥١	٠ر٤١
٢	+ ٠ر٥٨	٠ر٢٢	٥٣	٠ر٤٢

* قيمة النسبة الفائية بدرجتي حرية (١٢٥ ، ٥٥) عند مستوى الدلالة الاحصائية ٠ر٠٥ تساوي تقريبا ١ر٢٥ .

جـدول رقـم (٤)
نتائج اختبار حسن مطابقة الطلاب لنموذج راش

عـــدد الطـــلاب	مجموع البواقي المعيارية (Z^2 3)	متوسط مجموع البواقي المعيارية ** (Z^2 3/م — ١)
١	٢	٠ر١٠
٣	٣	٠ر١٤
١	٤	٠ر١٩
٤	٥	٠ر٢٤
٤	٦	٠ر٢٩
٩	٧	٠ر٣٣
٩	٨	٠ر٣٨
٦	٩	٠ر٤٣
٨	١٠	٠ر٤٨
١٣	١١	٠ر٥٢
٥	١٢	٠ر٥٧
١٢	١٣	٠ر٦٢
٩	١٤	٠ر٦٧
٥	١٥	٠ر٧١
٥	١٦	٠ر٧٦
١٢	١٨	٠ر٨٦
٤	١٩	٠ر٩١
٢	٢٠	٠ر٩٥
٣	٢١	١ر٠٠
١	٢٢	١ر٠٥
٢	٢٣	١ر١٠
٢	٢٤	١ر١٤
٣	٢٥	١ر١٩
٢	٢٨	١ر٣٣
١	٣١	١ر٤٨

** قيمة النسبة الفائية بدرجتي (٢١ ، ٥٥) عند مستوى الدلالة الاحصائية ٠ر٠٥ تساوي ١ر٨١ .

ويتضح من الجدول رقم (٣) أن جميع متوسطات مجموع البواقي المعيارية للمفردات ليس لها دلالة احصائية . ولكن يلاحظ أن المفردات رقم ١٣ ، ١٢ ، ٢١ ، ١٨ ، ١ تقع على حدود الدلالة تقريبا ، وهذا يعني أن كلًا منها يطابق النموذج الى حد ما ، في حين أن بقية المفردات تطابقه مطابقة جيدة .

كذلك يتضح من الجدول رقم (٤) أن جميع متوسطات مجموع البواقي المعيارية للطلاب ليس لها دلالة احصائية . ولكن يلاحظ أن هناك ثلاثة طلاب فقط يقع تقدير قدرتهم على حدود الدلالة تقريبا مما يدل على أن كلًا منهم يطابق النموذج الى حد ما ، بينما يطابق بقية الطلاب النموذج مطابقة جيدة .

وبذلك تتحقق صحة الفرضية الأولى في هذه الدراسة ، وهي أن البيانات المستمدة من اختبار اليقظة العقلية تنطبق على نموذج راش ، وأن الاختبار يعتبر مقياسا لسمة كامنة أحادية البعد .

ثانيا : التحقق من صحة الفرضية الثانية في الدراسة :

للتحقق من عدم تغير تدريج الاختبار Test Calibration المبين في الجدول رقم (١) بتغير مستوى قدرة عينة الطلاب المستخدمة في الحصول على هذا التدريج ، أو بعبارة أخرى للتحقق من أن القيم التقديرية لصعوبة مفردات الاختبار مستقلة احصائيا عن قدرة عينة الطلاب المستخدمة في الحصول على هذه القيم قسم الباحث العينة الى مجموعتين بحيث تشتمل المجموعة الأولى على الطلاب الذين حصلوا على أقل الدرجات في الاختبار (تتراوح درجاتهم الكلية بين ٤ ، ١٢) وعددهم ٣٥ طالباً . وتشتمل المجموعة الثانية على الطلاب الذين حصلوا على أعلى الدرجات في الاختبار (تتراوح درجاتهم الكلية بين ١٤ ، ٢١) وعددهم ٦٦ طالباً . وبذلك انقسمت العينة الى مجموعتين مختلفتين بدرجة واضحة في قدرتهم التي يقيسها الاختبار . إذ يلاحظ أن الفرق بين أعلى درجة في المجموعة المنخفضة القدرة ، وأقل درجة في المجموعة المرتفعة القدرة ١٠ درجات . ثم أوجد القيم التقديرية لقدرة طلاب كل من المجموعتين اعتمادا على الدرجات الكلية التي حصل عليها كل طالب في الاختبار . ولكن يجب ملاحظة أنه على الرغم من أن هذه الدرجات الكلية تتراوح بين ٤ ، ١٢ للمجموعة الدنيا ، وبين ١٤ ، ٢١ للمجموعة العليا ، الا أن استخدام نموذج راش مكننا من ايجاد القيم التقديرية للقدرة المناظرة لجميع الدرجات الكلية الممكنة في الاختبار لكل من المجموعتين . وهذه القيم موضحة بالجدول رقم (٥) .

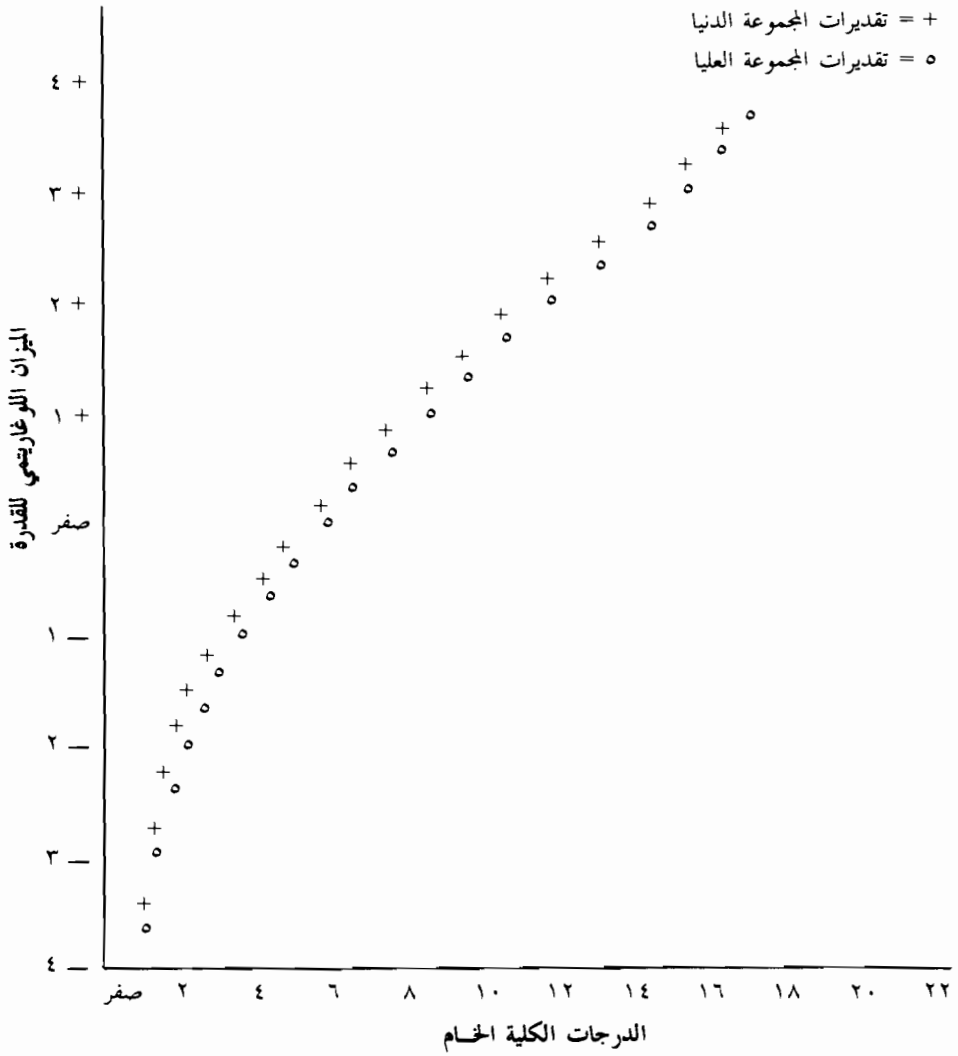
جـدول رقم (٥)
القيم التقديرية لقدرات طلاب كل من المجموعتين العليـا والدنيـا

مجموعة الدرجات الكلية الممكنة	التقدير المتحرر لقدرة الطـلاب	
	المجموعة الدنيـا	المجموعة العليـا
١	— ٣ر٣٢	— ٣ر٧٣
٢	— ٢ر٤٨	— ٢ر٩٣
٣	— ٢ر٠٦	— ٢ر٣١
٤	— ١ر٦٤	— ١ر٩٣
٥	— ١ر٣٠	— ١ر٥٤
٦	— ١ر٠٢	— ١ر٢٦
٧	— ٠ر٨٠	— ٠ر٩٥
٨	— ٠ر٥٥	— ٠ر٧٤
٩	— ٠ر٣٢	— ٠ر٤٦
١٠	— ٠ر٠٩	— ٠ر٢٥
١١	+ ٠ر٠٩	صفـر
١٢	+ ٠ر٣٢	+ ٠ر٢٥
١٣	+ ٠ر٥٥	+ ٠ر٤٦
١٤	+ ٠ر٨٠	+ ٠ر٧٤
١٥	+ ١ر٠٢	+ ٠ر٩٥
١٦	+ ١ر٣٠	+ ١ر٢٦
١٧	٠ ١ر٦٤	+ ١ر٥٤
١٨	+ ٢ر٠٦	+ ١ر٩٣
١٩	+ ٢ر٤٨	+ ٢ر٣١
٢٠	+ ٣ر٣٢	+ ٢ر٩٣
٢١	—*	+ ٣ر٧٣

* استبعدت الدرجة الكلية ٢١ من مصفوفة البيانات الخاصة بالمجموعة الدنيا نتيجة لحصول جميع طلاب هذه المجموعة على صفر في احدى المفردات مما أدى الى استبعاد هذه الدرجة عند اعادة تنظيم المصفوفة .

وللتحقق من مدى انطباق كل من توزيعي القدرة الموضحين بالجدول رقم (٥) يمكن تمثيل كل منهما بيانيا على شكل منحنى مميز للقدرة Ability Characteristic (شكل رقم ١) يعبر عن العلاقة بين الدرجات الكلية في الاختبار والقيم التقديرية للقدرة المناظرة لها .

شكـل رقـم (١)
المنحنيان المميزان لقدرة طلاب كل من المجموعتين
العليـا والدنيـا



فإذا نظرنا الى المنحنيين الموضحين في الشكل رقم (١) نلاحظ أنهما منطبقان الى حد كبير بالرغم من اختلاف قدرة كل من المجموعتين مما يدل على أن تدريج الاختبار لا يتغير بتغير مستوى قدرة عينة الطلاب المستخدمة في الحصول على هذا التدريج . وبذلك تتحقق صحة الفرضية الثانية في هذه الدراسة .

مناقشة النتائج :

يتضح من نتائج هذه الدراسة أن البيانات المستمدة من اختبار اليقظة العقلية تنطبق على نموذج راش ، وأن تدريج الاختبار (أي القيم التقديرية لصعوبة مفرداته معبرا عنها بالترجيحات اللوغاريتمية) لا تتغير بتغير مستوى قدرة الطلاب المستخدمة في الحصول على هذا التدريج ، وتدل هذه النتائج على أن مفردات الاختبار صالحة لقياس القدرة الكامنة التي يهدف اليها الاختبار وهي الذكاء العام فيما عدا خمس مفردات لم تطابق النموذج مطابقة جيدة .

ولكن هذا لا يعني أنه يجب استبعاد هذه المفردات من الاختبار إذا أردنا قياس قدرة الطلاب قياسا موضوعيا (Wright, 1967, 1979) ، وإنما يعني أن الاعتماد عليها فقط يؤدي الى تقديرات غير دقيقة لهذه القدرة ، أي زيادة الأخطاء المعيارية لهذه التقديرات . في حين أنه يمكن اختبار الطالب بأي عدد من المفردات الباقية للحصول على تقدير دقيق لقدرته . كما يمكن اختبار الطلاب بعينات مختلفة من هذه المفردات ، ومع هذا نستطيع الموازنة بين قدراتهم على ميزان لوغاريتمي مشترك Logarithmic Common Scale

وللحصول على القيمة التقديرية لقدرة كل طالب في الاختبار نستخدم أيا من المنحنيين الموضحين بالشكل رقم (١) . فكلاهما يستخدم في تحويل الدرجة الكلية في الاختبار الى تقدير لوغاريتمي للقدرة المناظرة لها . أو يمكن ايجاد الأعداد المقابلة للوغاريتم القيمة التقديرية للقدرة المبينة على المحور الرأسي التي تناظر الدرجة الكلية للطالب . وبذلك نستطيع الموازنة بين قدرة كل منهم على ميزان نسبي Scale Ratio .

ومن الجدير بالذكر أننا لا نستطيع إجراء مثل هذه الموازنة باستخدام معايير الاختبار Test Norms التي تم اعدادها بالأساليب السيكومترية التقليدية .

ولكن نظراً لحداثة نماذج السمات الكامنة وما تنطوي عليه من مفاهيم وأسس تختلف عن مفاهيم وأسس الأساليب التقليدية ، فإنها تحتاج الى دراسات وبحوث عربية مستقبلية للتحقيق من مزاياها في تصميم وبناء الاختبارات والمقاييس النفسية والتربوية .

المراجع العربية :

الغريب ، رمزية ـــ **بطارية الاستعداد العقلي للمرحلة الثانوية والجامعات** ، القاهرة : دار النهضة العربية ، ١٩٦٣ .

علام ، صلاح ـــ « استخدام نماذج السمات الكامنة في بناء بنوك الأسئلة » **صحيفة التربية** ، القاهرة ، العدد الثاني ، السنة الثالثة والثلاثون ، يناير ١٩٨٢ .

ـــ **تحليل البيانات في البحوث النفسية والتربوية** ، القاهرة : دار الفكر العربي ، ١٩٨٥ .

ـــ **تطورات معاصرة في القياس النفسي والتربوي** ، تحت الطبع .

المراجع الأجنبية :

Andersen, E. "Sufficient Statistics and Latent Trait Models", **Psychometrica,** (1977), 42, 69-81.

Birnbaum, A. **Efficient Design and Use of Tests of Mental Ability for Various Decision - Making Problems,** Texas: USAF School of Aviation Medicine, (Series Report No. 58-16, Project No. 7755-23), 1957.

- **On the Estimation of Mental Ability,** Texas: USAF School of Aviation Medicine, Series Report No. 15, Project No. 7755-23, 1958.

Bock, R.And Wood R. "Test Theory" **Annual Review of Psychology,** (1971), 22.

Choppin, B. "An Item Bank Using Sample-Free Calibration", **Nature,** (1968), 219, 870-872.

Cohen,L. **A Modified Logistic Response Model for Item Analysis.** Unpublished Manuscript.

Colonius, H. "On Keats' Generalization of the Rasch Model", **Psychometrica,** (1977), 42, 443-445.

Gulliksen, H. **Theory of Mental Test Scores.** New York: Wiley, 1950.

Humbleton, R. and Traub R. "Analysis of Empirical Data Using Two Logistic Latent Trait Models", **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology,** (1973), 28, 195-211.

Hambleton, R. and Swaminathan, H. and Cook, L. - "Developments in Latent Trait Theory", **Review of Educational Research.** (1978), 48.

Lord, F. - "A Theory of Test Scores". **Psychometric Monograph,** No. 7, 1952.

- "The Relation of Test Scores to the Trait Underlying the test", **Journal of Educational and Psychological Measurement,** (1953), 13.

Lord, F. and Novick, M. **Statistical Theories of Mental Test Scores.** Reading: Mass. Addison Wesley, 1968.

Mehrens, W. and Lehmann, I. **Measurement and Evaluation in Education and Psychology.** New York: Holt, Rinehart and Winston, 1984, Third Edition.

Rasch, G. - **"Probabilistic Models for Intelligence and Attainment Tests.** Copenhagen: Danmarks Pedagogiske Institut, 1960 (Reprinted

by University of Chicago press, 1980).
- "Item Analysis which Takes individual Differences Into Account", **British Journal of Mathematical and Statistical Psychology.** (1966), 19, 49-56.
- "An Informal Report on the present State of Objectivity in Comparisons", In J.Van der Kamp and C.A.J. Viek (Eds.): **Proceedings of the NUFFIC International Summer Session in Science,** Leiden: 1967.

Schmidt, W. "Necessity of the model". Paper given at **the 1970 AREA Presession on Sample Free Item Analysis,** (Minneapolis), March, 1970.

Thissen, D. "Marginal Maximum Likelihood Estimation for the one Parameter Logistic Model", **Psychometrica,** (1982), 47, 175-180.

Tinsley, H. and Davis R. "An Investigation of the Rasch Simple Logistic Model", **Educational and Psychological Measurement.** (1975), 35, 325-339.

Wollenberg, V. and Arnold, L. "Tow New Test Statistics for the Rasch Model", **Psychometrica.** (1982), 74, 123-139.

Wright, B. "Sample-Free Test Calibration and Person Measurement". Proceedings of **the 1967 Invitational Conference on Testing Problems.** Princeton, ETS.,1967.

Wright, B.and Douglass, G. Better Procedures for Sample-Free Item Analysis.
- U.S.A: University of Chicago. Research Memorandum No. 25 1975.
- **Rasch Item Analysis by Hand.** U.S.A: University of Chicago. Research Memorandum No.21, 1976.
- "Better Procedures for Sample Free Item Analysis", **Applied Psychological Measurement,** (1977), 1,281-294.

Wright, B. and Mead, R.BICAL Calibrating Items with the Rasch Model. U.S.A. University of Chicago, Research Memorandum No.23, 1976.

Wright, B.,Mead, R. and Draba, R. **Detcting and Correcting Test Item Bias with a Logistic Response Model.** U.S.A.: University of Chicago. Research Memorandum No.22, 1977.

Wright, B.and Stone M. **Best Test Design: Rasch Measurement.** Chicago: MESA, 1979.