

## مقارنة مؤشرات مطابقة الفرد في نموذج راش باستخدام

### اخبار الاجتياز لمادة الرياضيات بجامعة السلطان قابوس

الباحث الأول: أ. سلطان بن علي بن سعيد البويقي / ماجستير علم النفس / القياس والتقويم  
الوظيفة: معلم أول رياضيات / وزارة التربية والتعليم / مدرسة الإمام خنبل بن محمد (١٠٥)

الباحث الثاني: د. يوسف عبد القادر أبوشندي

الدرجة العلمية: أستاذ مشارك، الكلية / المؤسسة: كلية التربية

الباحث الثالث: د. إيهاب محمد نجيب عماره / الدرجة العلمية: أستاذ مشارك

جامعة السلطان قابوس / كلية التربية

استلام البحث: ٢٠٢٣/١٠/١٢ قبول النشر: ٢٠٢٤/٥/١٣ تاريخ النشر: ٢٠٢٤/١٠/١

<https://doi.org/10.52839/0111-000-083-004>

#### الملخص

هدفت هذه الدراسة إلى مقارنة فاعلية مؤشرات مطابقة الفرد ( $WSR$ ،  $L_z$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $ECl_{2z}$ ) وذلك باستخدام درجات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات في جامعة السلطان قابوس للعام الأكاديمي ٢٠١٩/٢٠٢٠م في ضوء اختلاف متغيراتهم الديمغرافية، وقد بلغت عينة الدراسة ٣٥١ طالباً وطالبة. باستخدام الأساليب الإحصائية المناسبة تحققت الدراسة من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة، ومن ملاءمة نموذج راش لمفردات الاختبار، وتم حساب درجة اتفاق مؤشرات مطابقة الفرد ( $WSR$ ،  $L_z$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $ECl_{2z}$ ) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة. وأشارت نتائج الدراسة إلى أن أعلى نسبة اتفاق كانت بين مؤشر  $WSR$  ومؤشر  $L_z$ ، ومن ثم بين المؤشرين  $ECl_{4z}$  و  $ECl_{2z}$ ، أما أقل نسبة اتفاق فكانت بين المؤشرين  $L_z$  و  $ECl_{2z}$ ، وان المؤشرات الأربعة تتفق مع بعضها البعض أكثر عن ٩٠%، وقد جاء المؤشر  $WSR$  الأكثر صدقاً من بين مؤشرات مطابقة الفرد الأربعة، حيث بلغت نسبة صدقه ١٠٠%، يليه المؤشر  $L_z$  بنسبة صدق 92.86%، يليه المؤشر  $ECl_{4z}$  بنسبة صدق ٩٠%، وأخيراً المؤشر  $ECl_{2z}$  جاء بنسبة صدق 81.82%.

الكلمات المفتاحية: نموذج راش، مؤشر  $WSR$ ، مؤشر  $L_z$ ، مؤشر  $ECl_{4z}$ ، مؤشر  $ECl_{2z}$ .

تحديد: هذا البحث مستل من رسالة الماجستير للطالب سلطان بن علي بن سعيد البويقي.

البويقي، سلطان (٢٠٢١). مقارنة مؤشرات مطابقة الفرد في نموذج راش وفق متغيراته الديموغرافية باستخدام اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات بجامعة السلطان قابوس (رسالة ماجستير غير منشورة). جامعة السلطان قابوس.

## **Comparing the Individual Fit Indices in the Rasch Model Using the Mathematics Pass Test at Sultan Qaboos University**

**Mr. Sultan Ali Saeed AL.Buweiqi**

**Master of Psychology/Measurement and Evaluation/Sultan Qaboos University/College of Education**

**Senior Mathematics Teacher/Ministry of Education/Imam Khanbash Bin Mohammed School**

**Email: abubilarabalbuwaiqi**

**Dr. Yousef Abdul Qader Abu SHindi**

**Academic Degree: Associate Professor, College/Institution: College of Education - Sultan Qaboos University**

**Email: yousefaaa@squ.edu.om**

**Dr. Ihab Mohammed Najib Amara**

**Academic Degree: Associate Professor, College/Institution: College of Education - Sultan Qaboos University**

### **Abstract**

This research aims to compare the effectiveness of individual fit indices (WSR, LZ, ECI4Z, and ECI2Z) using mathematics test scores at Sultan Qaboos University for the academic year 2019/2020 in light of their demographic differences. The study sample consisted of 351 students. The research used appropriate statistical methods. The study verified the assumptions of item response theory and the fit of the Rasch model for test items. The study calculated the agreement rates of the individual fit indices (WSR, LZ, ECI4Z, and ECI2Z) in detecting individuals with mismatched responses. The study results indicated that the highest agreement rate was between WSR and LZ indices, followed by ECI4Z and ECI2Z indices, while the lowest agreement rate was between LZ and ECI2Z indices. All four indices agreed with each other by over 90%. The WSR index is the most reliable among the four fit indices, with a reliability rate of 100%, followed by LZ with a reliability rate of 92.86%, ECI4z with a reliability rate of 90%, and finally ECI2z with a reliability rate of 81.82%.

**Keywords: individual fit indices, rasch model, mathematics pass test, sultan Qaboos University**

## المقدمة

تعد الاختبارات التحصيلية وسيلة من الوسائل المهمة التي يعول عليها في قياس الطلبة وتقويمهم ، لمعرفة قدراتهم ومستواهم التحصيلي، ومدى تمكنهم من الأهداف السلوكية والنواتج التدريسية، ومدى تحقق ما يعرضه المعلم من شروحات ونشاطات تعليمية مختلفة، وكما تعد المقاييس التشخيصية والاختبارات النفسية من الأمور الرئيسة التي يعتمد عليها المربون والاختصاصيون النفسيون والمعنيون بقياس الجوانب الشخصية والمعرفية لدى الأفراد، وبما ان هذه السمات غير منظورة إلا أنه يمكن الاستدلال على مقدارها من السلوك الملاحظ للفرد والذي يتمثل في استجابة الفرد على مفردات الاختبار.

ومن المعلوم أن لهذه الاختبارات أهمية بالغة مثل اتخاذ القرار، كالقبول في وظيفة معينة أو نيل ترقية أو القبول في جامعة معينة أو تخصص معين أو اجتياز مرحلة تعليمية معينة، أو لمعرفة الاتجاهات السلوكية والفكرية للأفراد، أو تشخيص حاله نفسية، ولهذا ركزت النظرية الكلاسيكية للقياس على التحقق من صدق هذه المقاييس النفسية والاختبارات التحصيلية وثباتها، لتمثل بشكل كاف ودقيق القدرة التي يمتلكها الفرد(التقي،٢٠٠٩).

ولكن هناك دراسات بينت أن بعض الأفراد قد يقومون باختيار بعض البدائل بطريقة عشوائية، أو يقومون بتخمين الإجابة أو غشها أو التكاثر والتباطؤ أثناء الحل مما يسبب انتهاء زمن الإجابة على المفردات، أو قد تؤثر في استجاباتهم بعض المتغيرات الديمغرافية التي يمتلكونها كالدين أو العرق أو اللغة أو الجنس التي قد تدفعهم لاختيار بدائل أو استجابات غير صحيحة، وتصنف مثل هذه الاستجابات على أنها استجابات غير مطابقة تهدد دقة البيانات والنتائج وجودتها، وهذه الاستجابات لها عدة مسميات منها الاستجابة العشوائية **Random Responding**، والاستجابة غير الجادة **Insufficient Effort Responding**، والاستجابة غير الواضحة **Inattentive Responding** وعدم الاهتمام أثناء الاستجابة **Careless Responding** (Meijer, 1996).

ويذكر ميجر (Meijer, 1996) أنه يتم تصنيف الأفراد المستجيبين للاختبار إلى أفراد ذوي استجابات مطابقة وأفراد ذوي استجابات غير مطابقة، أما الافراد ذوو الاستجابات غير المطابقة فقد لخصهم ميجر في سبعة أسباب، ولتوضيح هذه الأسباب افترض ميجر اختبار يتكون من ١٢ مفردة مرتبة من حيث صعوبتها من الأسهل إلى الأصعب، فالمفردات من ١ - ٤ سهلة، ومن ٥ - ٨ متوسطة الصعوبة، ومن ٩ - ١٢ صعبة، وجدول ١ يوضح ذلك.

## جدول ١

## مثال ميجر لأنماط الاستجابات غير المطابقة

		المفردات											
السلوك	الفرد	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
الكسل	١	٠	٠	٠	١	١	١	١	١	١	١	٠	١
التخمين	٢	١	١	١	١	٠	٠	١	٠	٠	٠	٠	١
الغش	٣	١	١	٠	١	٠	١	٠	٠	٠	١	١	١
الخطأ في نقل الإجابة	٤	١	١	١	١	١	٠	١	١	٠	٠	٠	٠
البطء في الحل	٥	١	١	١	١	١	١	٠	٠	٠	٠	٠	٠
التفكير الإبداعي	٦	٠	٠	٠	٠	١	١	١	١	٠	١	١	١
عدم التمكن من أحد القدرات	٧	٠	٠	٠	١	١	١	٠	٠	٠	١	١	٠
الصعوبة	٠,٩	٠,٨٥	٠,٨٣	٠,٨٢	٠,٥٧	٠,٥٥	٠,٥	٠,٤٩	٠,٣	٠,٢٥	٠,٢١	٠,١٥	٠,١٥

(Meijer, 1996)

يظهر لدينا في جدول ١ أن الفرد الأول يمتلك قدرة عالية ولكنه قام بحل المفردات الثلاث الأولى بشكل خاطئ بالرغم أنها من المفردات السهلة ولكن بعد تكيفه مع الاختبار فإن احتمال اجابته على بقية المفردات بشكل صحيح يكون احتمالاً كبيراً، أما الفرد الثاني فإن قدرته منخفضة حيث استطاع أن يجيب عن المفردات الثلاث الأولى ولكنه لم يستطع أن يجيب عن بقية المفردات إلا عن طريق التخمين، وبالنسبة للفرد الثالث فهو ذو قدرة منخفضة فقد استطاع أن يجيب عن المفردات الثلاث الأولى وفي الوقت نفسه أستطاع أن يجيب عن المفردات الثلاث الأخيرة وهي من أصعب المفردات، بينما المفردات ذات الصعوبة المتوسطة لم يستطع الإجابة عنها مما يدل على أن هذا الفرد اعتمد على الغش في حل المفردات الثلاث الأخيرة.

أما بالنسبة للفرد الرابع فهو ذو قدرة عالية ويستطيع الإجابة عن معظم المفردات ولكن بسبب عدم معرفته الإجابة عن المفردة التاسعة قام بالقفز عنها والانتقال إلى المفردة العاشرة مما جعله يضع إجابة المفردة العاشرة محل إجابة المفردة التاسعة والذي تسبب له بالخطأ عند نقل الإجابة لبقية المفردات، أما بالنسبة للفرد الخامس فهو لا ينتقل للمفردة التالية إلا بعد أن يتأكد من حله عدة مرات مما يسبب له البطء في الحل فيدركه الوقت ولا يتمكن من حل المفردات الأخيرة بالاختبار، أما الفرد السادس فهو ذو قدرة مرتفعة جداً ولكن الذي نشاهده أنه قام بحل المفردات الثلاث الأولى بطريقة خاطئة بالرغم من أنها هي أسهل المفردات بينما قام بحل المفردات المتبقية الأكثر صعوبة بشكل صحيح وهذا يرجع لكون الفرد السادس يقوم بإعادة تفسير المفردات السهلة تفسيرات بعيدة عن المطلوب وذلك بسبب شكه في درجة سهولة المفردات، وأخيراً الفرد السابع فإنه يستطيع حل المفردات التي تقيس القدرة  $\theta a$  أما المفردات التي تقيس المفردة  $\theta b$  فإنه احتمال اجابته عنها ضعيف.

ومن خلال ما سبق نجد هناك الكثير من أنماط الاستجابة غير المطابقة ولكن من الصعب تحديد الأسباب التي تؤدي إلى ظهورها، فمثلاً إجابة الفرد الثاني قد يكون التخمين وقد يكون الغش وكذلك الفرد الثالث قد يكون الغش أو التخمين وقد تتدخل عوامل أخرى تؤثر على إجابة المستجيب (Meijer, 1996). ومن ثمرات نظرية الاستجابة للمفردة ظهرت مؤشرات مطابقة الفرد (PFS) والتي تساعد على تحديد نمط الاستجابة غير المطابقة، ويعرف مؤشر مطابقة الفرد بأنه مؤشر إحصائي يحدد البعد أو المدى بين العلامات الفعلية والقيم المتوقعة بواسطة النموذج المستخدم، ومن ثم يتم المقارنة بين قيم مؤشر مطابقة الفرد المستخدم وقيمة النقطة الحرجة لتحديد إذا كان نمط الإجابة مطابقاً أو غير مطابق (Karabatsos, 2003). وقد عملت العديد من الدراسات على المقارنة بين الطرق المختلفة لفحص مطابقة الأفراد، ومن هذه الدراسات:

دراسة عودة وآخرون (٢٠١٩)، التي هدفت إلى التعرف على أثر كل من الجنس، والدولة، في مطابقة الأفراد وفق النموذج اللوجستي ثلاثي المعالم، وقارنت فيها فاعلية خمسة مؤشرات لمطابقة الفرد (رايت الموزون، رايت غير الموزون، دراسجو وليفين ووليام، والمحزري الموزن، والمحزري غير الموزون)، باستخدام بيانات اختبار القدرة العددية لمقياس الخليج للقدرة العقلية المتعددة، لعينة ٤٢٠٦ طالباً من جميع دول الخليج، وأظهرت نتائج الدراسة أن نسبة الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة تختلف باختلاف مستويات المتغيرات (الجنس، الدولة)، وأظهرت النتائج أيضاً أن كل من مؤشر المحزري الموزون WSR، ومؤشر المحزري غير الموزون USR، ومؤشر دراسجو Lz، كشفت أن هناك أثراً للجنس على أنماط الاستجابة غير المطابقة، حيث أن الطلاب كانت لهم أنماط استجابة غير مطابقة أعلى من الطالبات، أما مؤشر رايت الموزون WT، ومؤشر رايت غير الموزون UT، فقد كشفت أنه لا أثر للجنس على أنماط الاستجابة غير المطابقة، وأظهرت النتائج أيضاً أن كل المؤشرات الخمسة المستخدمة في الدراسة كشفت أن هناك أثراً للدولة على أنماط الاستجابة غير المطابقة، حيث كشف كل من مؤشر المحزري الموزون WSR، ومؤشر المحزري غير الموزون USR، ومؤشر دراسجو Lz، ومؤشر رايت الموزون WT، أن سلطنة عمان هي أكبر دولة بها عدد طلاب من ذوي الاستجابات غير المطابقة، بينما الكويت هي أقل دولة، أما مؤشر رايت غير الموزون UT، فقد كشف أن قطر هي أكبر دولة بها عدد طلاب من ذوي الاستجابات غير المطابقة، في حين لم يظهر أي طلاب من ذوي الاستجابات غير المطابقة في كل من السعودية والكويت.

وكدراسة الغزو (٢٠١٧) التي هدفت إلى التعرف على أثر كل من الكلية، والنوع الاجتماعي، والتقدير الجامعي والمستوى الدراسي في مطابقة الأفراد وفق نموذج الاستجابة المتدرجة (GRM) عن طريق مؤشر المطابقة Lz الخاص بفقرات متعددة التدرج، ولأهداف الدراسة طور الباحث مقياس اتجاه نحو جودة البرامج الأكاديمية في جامعة اليرموك، يتكون المقياس من ٧٢ مفردة، وبلغت عينة الدراسة ١٠٠٠ طالب وطالبة من طلبة السنتين الثالثة والرابعة في الكليات العلمية والإنسانية، وأظهرت نتائج الدراسة أن نسبة الكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة تختلف باختلاف مستويات المتغيرات

(الجنس، الكلية، المستوى الدراسي، التقدير الجامعي) وبنسب متفاوتة، وأظهرت النتائج أن فاعلية المؤشر الإحصائي كانت أعلى ما يمكن لدى عند طلبة التقدير الجامعي الجيد فأعلى، وأن فاعلية المؤشر كانت أقل ما يمكن لدى طلبة الكليات العلمية وطلبة التقدير الجامعي المقبول، بدلالة كل من الوسط الحسابي للخطأ المعياري للمؤشر الإحصائي، والخطأ المعياري للوسط الحسابي للمؤشر الإحصائي، كما أظهرت نتائج الدراسة وجود فروق بين خصائص توزيع مؤشر  $L_z$  والتوزيع الطبيعي وفي جميع ظروف الدراسة، حيث كانت التوزيعات ملتوية نحو اليسار ولها تفلطح موجب.

ودراسة تشين و وانج (Chen&Wang,2002)، التي هدفت إلى التعرف على أثر كل من الجنس والعرق ومستوى الصف في مطابقة الأفراد وفق النموذج اللوجستي ثنائي المعالم، حيث تم تطبيق اختبار تكيفي محوسب (Computer Adaputive Test, CAT) في مادة الرياضيات على عينة تكونت من (١٦٠٠٠٠) طالب وطالبة واستخدام احصائي مطابقة الفرد  $L_z$  للكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة، بينما كان هناك أثر للعرق على أنماط الاستجابة غير المطابقة حيث أن الأفراد السود كانت لهم أنماط استجابة غير مطابقة أعلى من البيض، كما أظهرت النتائج أن أنماط الاستجابة غير المطابقة تزداد بزيادة مستوى الصف للأفراد. ودراسة شمت وآخرون (Schmitt et al,1999) لبتي هدفت إلى تقصي العلاقة بين مؤشر  $L_z$  ومقاييس الشخصية (الدافعية والضمير) واختبار معرفي وأثر الجنس والعرق في هذه العلاقة، وأظهرت نتائج الدراسة أن معامل الارتباط بين مؤشر المطابقة  $L_z$  ومقياس الدافعية هو ٠,٢٦، ومعامل الارتباط بين مؤشر  $L_z$  ومقياس الضمير هو ٠,٣٤، ومعامل الارتباط بين مؤشر المطابقة  $L_z$  والاختبار المعرفي هو ٠,١٢، وكان متوسط مؤشر المطابقة للذكور أكبر من الإناث، وكان متوسط مؤشر المطابقة على الاختبار المعرفي للأمريكان من أصل أفريقي أكبر منه للأمريكان من أصل أبيض، وقد عزى الباحثون ذلك إلى عدم الاهتمام، وأما بالنسبة إلى الاختبارات الشخصية فلم يكن هناك فرق في متوسط مؤشر المطابقة يعزى إلى الجنس والعرق.

وكدراسة تشان وآخرون (Chan et al,1997) التي هدفت إلى التعرف على أثر العرق على مطابقة الفرد وتم استخدام مؤشر  $L_z$  ومقياس الشخصية (الدافعية)، واختبار معرفي، وأظهرت نتائج الدراسة أن الأمريكان من أصل أفريقي كان لهم أنماط استجابة غير مطابقة أعلى من الأمريكان البيض، كما أظهرت نتائج مقياس الدافعية أن الممتحنين الأمريكان من أصل أفريقي يميلون إلى ردود أفعال أقل إيجابية، وأنهم أقل حماساً من الممتحنين البيض عند إجراء الاختبارات المعيارية.

مشكلة الدراسة وأسئلتها

ذكر كاراباتسوس (Karabatsos,2003) في دراسته أن هناك العديد من مؤشرات مطابقة الفرد وقد بلغ عددها ٣٦ مؤشراً، تختلف فيما بينها من حيث دقتها في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة، وجاءت هذه الدراسة للمقارنة بين أربعة مؤشرات من مؤشرات مطابقة الفرد وهي ( $WSR$ ،  $L_z$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $ECl_{2z}$ ) وذلك

باستخدام درجات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات الذي أعده مركز الدراسات التحضيرية لطلاب جامعة السلطان قابوس للعام الأكاديمي ٢٠١٩ / ٢٠٢٠م في ضوء اختلاف متغيراتهم الديمغرافية، وقد وفر الأدب السابق عدداً من الدراسات السابقة التي بينت أثر المتغيرات الديمغرافية في أنماط استجابات الأفراد كدراسة تشان واخرون (Chan et al,1997)، ودراسة شممت واخرون (Schmitt et al,1999)، ودراسة تشين و وانج (Chen&Wang,2002)، ودراسة الغزو (٢٠١٧)، ودراسة عودة وآخرون (٢٠١٩)، وما يميز هذه الدراسات أنه لم يتم المقارنة بين المؤشرات المبنية على التباين المشترك  $ECl_{4z}$ ،  $ECl_{2z}$  ومؤشر المحرزي WSR في أي دراسة سابقة، وكذلك لم يتم تناول مؤشر WSR للكشف عن الاختلاف في نمط استجابة الفرد في ضوء اختلاف المتغيرات الديمغرافية من قبل. ويرى الباحث أن الحاجة ملحة لمعرفة مدى تأثير المتغيرات الديمغرافية في مؤشرات مطابقة الفرد ( $ECl_{2z}$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $L_z$ ، WSR)، فقام باختيار كل من متغير النوع الاجتماعي والكلية والمحافظة، ومن خلال العرض السابق تظهر مشكلة الدراسة في الإجابة عن السؤالين الآتيين:

١. ما درجة اتفاق مؤشرات مطابقة الفرد ( $ECl_{2z}$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $L_z$ ، WSR) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات؟

٢. ما مدى صدق تصنيف مؤشرات مطابقة الفرد ( $ECl_{2z}$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $L_z$ ، WSR) الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات؟

وما يميز هذه الدراسة أنه لم يتم المقارنة بين المؤشرات المبنية على التباين المشترك  $ECl_{4z}$ ،  $ECl_{2z}$  ومؤشر المحرزي WSR في أي دراسة سابقة، ومن الضرورة بمكان التنبيه على أن مؤشر المحرزي (WSR) لم تتناوله إلا دراسة عودة واخرون (٢٠١٩) باستخدام بيانات حقيقية، ودراسة (Almehrizi,2010) ودراسة الشقصي وآخرون (٢٠٢٠) باستخدام بيانات مولدة.

أهمية الدراسة:

الأهمية النظرية

تكتسب هذه الدراسة أهميتها النظرية من خلال تعريفها الباحثين بمؤشرات مطابقة الفرد ( $ECl_{2z}$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $L_z$ ، WSR)، ومعادلة كل مؤشر وكيفية تطبيقها.

الأهمية التطبيقية

تكتسب هذه الدراسة أهميتها التطبيقية من خلال مقارنتها لمؤشرات مطابقة الفرد ( $ECl_{2z}$ ،  $ECl_{4z}$ ،  $L_z$ ، WSR)، مما يسمح للقائمين على عملية التقويم تحديد المؤشر المناسب استخدامه للكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة، للحكم على دقة ومصداقية نتائج الأفراد، ومن ثم يؤدي إلى تحسن مطابقة البيانات للنموذج المستخدم مما يمكن متخذي القرار من اتخاذ القرارات المناسبة.

## أهداف الدراسة

تتلخص أهداف الدراسة في النقاط الآتية:

١. التعرف على مدى اتفاق مؤشرات مطابقة الفرد ( $ECI_{2Z}$ ،  $ECI_{4Z}$ ،  $L_Z$ ،  $WSR$ ) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات.

٢. التعرف على مدى صدق تصنيف مؤشرات مطابقة الفرد ( $ECI_{2Z}$ ،  $ECI_{4Z}$ ،  $L_Z$ ،  $WSR$ ) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات

## حدود الدراسة:

١. تقتصر الدراسة على بيانات العينة المستخدمة باختبار الاجتياز لمادة الرياضيات الذي أعده مركز الدراسات التحضيرية لطلاب جامعة السلطان قابوس للعام الأكاديمي ٢٠١٩ / ٢٠٢٠ م.

٢. استخدام مؤشر  $WSR$  ومؤشر  $L_Z$  ومؤشر  $ECI_{4Z}$  ومؤشر  $ECI_{2Z}$ .

٣. تتحدد الدراسة باستخدام نموذج راش من نماذج نظرية الاستجابة للمفردة.

## مصطلحات الدراسة

مؤشرات مطابقة الفرد: مؤشر إحصائي يتم بواسطته تحديد البعد بين استجابة المفحوصين والقيم المتوقعة من خلال النموذج المستخدم، ومن ثم يتم مقارنة قيم مؤشر مطابقة الفرد مع قيمة حرجة لنتمكن من تحديد أنماط الإجابة المطابقة وأنماط الإجابة غير المطابقة (Tatsouka, 1996).

نموذج راش: يعتمد نموذج راش على تدرج مفردات الاختبار وفقا لصعوبتها فقط، بمعنى أن المفردات تتفاوت في صعوبتها ولكنها تتساوى في قوتها التمييزية، وكذلك لا تسمح بالتخمين أثناء الإجابة عليها (Meijer, 1996).

## الطريقة والإجراءات

## منهج الدراسة

تم استخدام المنهج الوصفي المقارن في تحقيق أهداف هذه الدراسة، من خلال مقارنتها لمؤشرات مطابقة الفرد ( $ECI_{2Z}$ ،  $ECI_{4Z}$ ،  $L_Z$ ،  $WSR$ )،

## مجتمع الدراسة:

تكون مجتمع الدراسة من جميع طلاب الكليات النظرية بجامعة السلطان قابوس الخاضعين لاختبار الاجتياز لمادة الرياضيات للعام الأكاديمي ٢٠١٩ / ٢٠٢٠ م، المعد من قبل مركز الدراسات التحضيرية بالجامعة والبالغ عددهم ١٠٤٧ طالباً وطالبة، حيث عرف عبدالله (٢٠١١) الكليات النظرية بأنها الكليات التي تكون فيها الدراسة متضمنة جوانب نظرية أكثر من الجوانب العملية، وهي في هذه الدراسة تتمثل في كليات: التربية، الآداب والعلوم الاجتماعية، والحقوق، حيث بلغ إجمالي عدد الطلبة الملتحقين بكلية التربية ٣١٠ طالب



وطالبة، ويشكلون ما نسبته ٢٩,٦٠% من مجتمع الدراسة، أما إجمالي عدد الطلبة الملتحقين بكلية الآداب والعلوم الاجتماعية فقد بلغ ٤٩٠ طالباً وطالبة، ويشكلون ما نسبته ٤٦,٨٠% من المجتمع، أما إجمالي عدد الطلبة الملتحقين بكلية الحقوق فقد بلغ ٢٤٧ طالباً وطالبة، ويشكلون ما نسبته ٢٣,٦٠% من المجتمع، أما بالنسبة لإجمالي عدد الذكور في مجتمع الدراسة فهو ٤٥٣ طالباً، ويشكلون ما نسبته ٤٣,٢٧% من المجتمع، وإجمالي عدد الإناث في مجتمع الدراسة فهو ٥٩٤ طالبة، ويشكلن ما نسبته ٥٦,٧٣% من مجتمع الدراسة.

#### عينة الدراسة:

حصل الباحثون من مركز الدراسات التحضيرية بالجامعة على نتائج عينة من الطلبة الخاضعين لاختبار الاجتياز لمادة الرياضيات للعام الأكاديمي ٢٠٢٠/٢٠١٩م الخاص بالكليات النظرية، حيث حصلوا على نتائج ٣٥١ طالباً وطالبة وهي تشكل حوالي ٣٣,٥٢% من المجتمع الكلي.

وقد بلغ عدد الطلبة المنتمين لكلية التربية ١١١ طالباً وطالبة بنسبة ٣١,٦٢% من عينة الدراسة، وبلغ عدد طلاب كلية القانون ٧٩ طالباً وطالبة بنسبة ٢٢,٥٠% من عينة الدراسة، وبلغ عدد طلاب كلية الآداب ١٦١ طالباً وطالبة بنسبة ٤٥,٨٦% من عينة الدراسة، أما عدد الذكور فبلغ ١٥٨ بنسبة ٤٥,٠١% من عينة الدراسة، وبلغ عدد الإناث ١٩٣ بنسبة ٥٤,٩٨% من عينة الدراسة، أما عدد الطلبة من محافظة مسقط فبلغ ١٠٣ طالب وطالبة بنسبة ٣٤,٧٥% من عينة الدراسة، وعدد الطلبة من محافظة الداخلية فبلغ ١٢٦ طالباً وطالبة بنسبة ٣٥,٨٩% من عينة الدراسة، ويوضح جدول ٢ عينة الدراسة حسب توزيع النوع والكلية والمحافظة.

#### جدول ٢

توزيع عينة الدراسة لاختبار الاجتياز لمادة الرياضيات وفق النوع الاجتماعي والكلية والمحافظة

الكلية	النوع	مسقط	الداخلية	الباطنة	المجموع
التربية	الذكور	١٥	١٣	٢٤	٥٢
	الإناث	١٥	٢٢	٢٢	٥٩
	المجموع	٣٠	٣٥	٤٦	١١١
القانون	الذكور	١٠	١٥	١٧	٤٢
	الإناث	١٣	١٦	٨	٣٧
	المجموع	٢٣	٣١	٢٥	٧٩
الآداب	الذكور	٢٣	٢١	٢٠	٦٤
	الإناث	٢٧	٣٩	٣١	٩٧
	المجموع	٥٠	٦٠	٥١	١٦١
المجموع		١٠٣	١٢٦	١٢٢	٣٥١

## أداة الدراسة:

يتكون اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات من ٤٠ مفردة يقوم المستجيب بالإجابة عنها في برنامج المودل الخاص بجامعة السلطان قابوس، وجميع مفردات الاختبار ذات تدرج ثنائي dichotomous تصحح بإعطاء المستجيب درجة للإجابة الصحيحة وإعطائه صفرًا للإجابة غير الصحيحة، ويحتوي اختبار الاجتياز على ثلاثة أقسام: القسم الأول الأعداد والعمليات عليها: من المفردة الأولى إلى المفردة الخامسة عشر، والقسم الثاني الأشكال الهندسية: من المفردة السادسة عشر إلى المفردة الثلاثين، واما القسم الثالث الإحصاء والاحتمالات: من المفردة الواحدة والثلاثين إلى المفردة الأربعين.

أولاً: صدق درجات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات وثباتها:

## أ. صدق درجات الاختبار

يتحقق الصدق في هذا الاختبار من خلال الإجراءات التي يقوم بها قسم الاختبارات في مركز الدراسات التحضيرية في جامعة السلطان قابوس وهي أن جميع اختبارات الاجتياز يتم تطويرها بناء على جداول مواصفات، وينسب معينة بحيث تضمن تغطية معياري: محتوى الرياضيات، ومستويات الأهداف. وفيما يتعلق باختبار الاجتياز المستخدم نتائجه في هذا البحث؛ فيغطي كما سبق ذكره ثلاثة أقسام وهي: قسم الاعداد والعمليات عليها ويخصص له ١٥ سؤالاً بنسبة ٣٧,٥%، وقسم الاحصاء والاحتمالات ويخصص له ١٥ سؤالاً بنسبة ٣٧,٥%، وقسم الأشكال الهندسية ويخصص له ١٥ سؤالاً بنسبة ٢٥%.

## ب. ثبات درجات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات

## ١. ثبات الفا - كرونباخ

تم التحقق من ثبات درجات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات على عينة الدراسة البالغ عددها ٣٥١ طالباً وطالبة عن طريق استخدام طريقة الاتساق الداخلي، حيث بلغ معامل ألفا كرونباخ للاختبار ككل ٠,٧٠ وتعد هذه القيمة مؤشراً جيداً على ثبات الاختبار.

## ٢. الثبات بالتجزئة النصفية

كما تم التحقق من ثبات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات بطريقة التجزئة النصفية لعينة الدراسة البالغ عددها ٣٥١ طالباً وطالبة، حيث تم تقسيم الاختبار إلى قسمين، القسم الأول للمفردات التي تحمل أرقاماً فردية وعددها ٢٠ مفردة، والقسم الثاني للمفردات التي تحمل أرقاماً زوجية وعددها ٢٠ مفردة، وقد أظهرت النتائج أن معامل الثبات للمفردات الفردية بلغ ٠,٥٣، في حين أن معامل الثبات للمفردات الزوجية بلغ ٠,٥٣، وكان معامل ارتباط بيرسون بين النصفين قد بلغ ٠,٥٢، أما معامل الثبات لدرجات الاختبار ككل بطريقة التجزئة النصفية فقد بلغ ٠,٦٧.

٣. ثبات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات حسب نظرية الاستجابة للمفردة  
قد تم التحقق من الاتساق الداخلي لدرجات الطلبة في عينة الدراسة عن طريق تطبيق معادلة حساب الثبات  
والتي تعتمد على تقديرات قدرات الأفراد باستخدام المعادلة الآتية

$$\text{Reliability} = 1 - \frac{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N SE^2(\theta_j)}{\text{Var}(\theta_j)}$$

حيث  $SE(\theta_j)$  تمثل الخطأ المعياري في تقدير القدرة

N تمثل عدد الأفراد

$\text{Var}(\theta_j)$  تمثل التباين في القدرة  $(\theta)$  (Hambleton & Swaminathan, 1985).

أوقد توصلت نتيجة التحليل لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات وفق نموذج راش باستخدام برنامج  
MULTILOG 7.03 إلى أن قيمة معامل الثبات على أفراد عينة الدراسة والبالغ عددهم ٣٥١ طالباً، قد بلغت  
٠,٨٧، ويعد ثباتاً عالياً.

ثانياً: التحقق من افتراضات نظرية الاستجابة للمفردة لبيانات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات

أ. التحقق من افتراض أحادية البعد

أ. باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي

أحادية البعد تعني وجود سمة واحدة أو سمة سائدة في الاختبار تفسر أداء المفحوصين على مفردات  
الاختبار وهو ما يفسر صدق البناء للمقياس (الحواري، ٢٠١٧). وللتحقق من أحادية السمة تم استخدام  
التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات على استجابات عينة الاختبار والبالغ  
عددها ٣٥١ طالباً وطالبة، وعند فحص مصفوفة الارتباطات أظهرت نتائج التحليل العاملي لمفردات اختبار  
الاجتياز لمادة الرياضيات والبالغ عددها ٤٠ مفردة أن قيمة اختبار كايزر (Kaiser- Mayer- Olkin)  
بلغت ٠,٦٦ مما يدل على ملاءمة مصفوفة الارتباطات للتحليل العاملي بدرجة متوسطة، فوفقاً لمحكات  
كايزر فإن القيمة التي تقل عن ٠,٥ تعد مرفوضة، والقيمة التي تساوي ٠,٧ تعد متوسطة الجودة، أما  
القيمة التي تساوي ٠,٨ فتعد قيمة جيدة (المالكي، ٢٠٠٠)، ومن خلال قيمة اختبار (Kaiser- Mayer- Olkin)  
Olkin نجد أن حجم العينة يعد كافياً لإجراء التحليل العاملي، كما تم حساب قيمة اختبار بارتلليت  
(Bartlett's Test) حيث بلغت ١١٦١,٧٥ بدرجة حرية ٧٨٠، وهي قيمة دالة إحصائياً عند مستوى  
دلالة ٠,٠٠١.

وقد تم إجراء التحليل العاملي الاستكشافي باستخدام برنامج SPSS، بحيث تم استخلاص العوامل ثم تدوير  
المحاور للوصول إلى صورة بسيطة لمعالم الاختبار، وجدول ٣ يمثل نتائج التحليل العاملي الاستكشافي  
لبيانات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات.

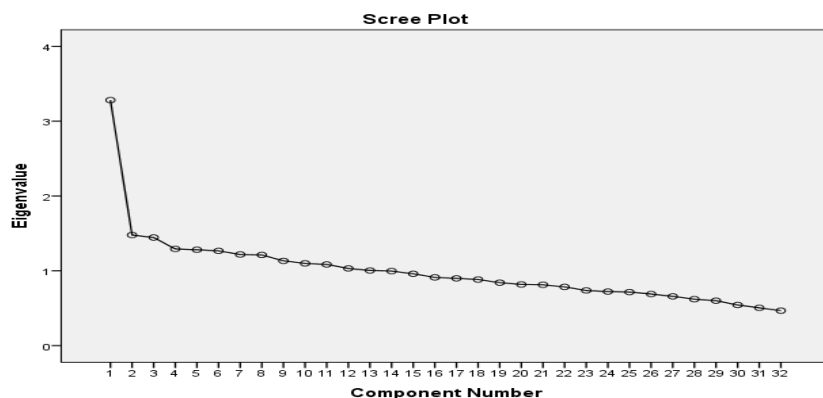
## جدول ٣

التحليل العاملي الاستكشافي لبيانات مفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات (ن = ٣٥١)

نسبة التباين	المفسر	الجذر الكامن	رقم العامل
المفسر التراكمية			
%١٠,٢٥	%١٠,٢٥	٣,٢٨	١
%١٤,٩٠	%٤,٦٢	١,٤٧	٢
%١٩,٤٠	%٤,٥١	١,٤٤	٣
%٢٣,٤٣	%٤,٠٣	١,٣٠	٤
%٢٧,٤٣	%٤,٠٠	١,٢٨	٥
%٣١,٣٩	%٣,٩٦	١,٢٧	٦
%٣٥,٢٠	%٣,٨٠	١,٢١	٧
%٣٨,٩٩	%٣,٧٩	١,٢١	٨
%٤٢,٥٣	%٣,٥٤	١,١٣	٩
%٤٥,٩٧	%٣,٤٣	١,٠٩	١٠
%٤٢,٠٢٧	%٢,٨٦٥	١,١٥	١١
%٥٢,٥٨	%٣,٢٢	١,٠٣	١٢
%٥٥,٧١	%٣,١٣	١,٠٠	١٣

أشار جلورفيلد (Glorfeld,1995) أن مفردات الاختبار تحقق افتراضية أحادية السمة إذا كان ناتج قسمة قيمة الجذر الكامن للعامل الأول على قيمة الجذر الكامن للعامل الثاني أكبر من ٢، حيث كانت قيمتها ٢,٢٣، و يتضح من جدول ٣ أن هناك ثلاثة عشر عاملاً حصل على جذر كامن أكبر من الواحد الصحيح، تفسر مجملها ٥٥,٧١% من التباين الكلي للبيانات، كما يتضح أن قيمة الجذر الكامن للعامل الأول بلغت ٣,٢٨، وتفسر ما نسبته ١٠,٢٥% من التباين الكلي للبيانات، وهو أكبر من ضعف ما يفسره العامل الثاني ١,٤٧ وهذا دليل على تحقق أحادية السمة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات.

وقد أشار ستيفنز (Stevens,2009) أنه يتم تمثيل الجذور الكامنة ببيانيا وفق اختبار منحنى المنحدر **Scree Plot** الذي اقترحه (كاتيل)، حيث يتم تمثيل منحنى الجذور الكامنة **Eigenvalues** في المحور الرأسي والعوامل في المحور الأفقي، وكما أشار أن اختبار (كاتيل) يكون أكثر دقة عندما يكون حجم العينة أكبر من ٢٥٠، ومتوسط الشبوع أكبر من أو يساوي ٦,٠. ويوضح شكل ١ نتائج التحليل العاملي لمفردات



## اختبار الاجتياز.

## شكل ١ التحليل العاملي الاستكشافي لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات

من خلال شكل ١ يتضح أن التمثيل البياني يظهر فيه أن العامل الأول ينفرد بقيمة جذر كامن مرتفعاً نسبياً عن العوامل الأخرى التي تظهر متقاربة جداً من بعضها، وهذا يعد مؤشراً على أحادية البعد.

## ب. باستخدام تحليل البواقي Residual Analysis

لفحص تحقق افتراض أحادية البعد بالطرائق التي تعتمد على نظرية الاستجابة للمفردة، تم إجراء تحليل البواقي Residual Analysis باستخدام برنامج NOHARM، وذلك من خلال فحص المواعمة بين عدد الابعاد التي يتم تحديدها والبيانات من خلال حساب مصفوفة البواقي Residual Matrix لإيجاد قيمة الجذر التربيعي لمتوسطات مربعات البواقي (RMSR) Root Mean Square of Residuals، ومؤشر تاناكا TANAKA index.

ويذكر هارويل (Harwell, 1997) أن كلا من مؤشر RMSR ومؤشر TANAKA مؤشرات إحصائية مهمة للتحقق من مدى انسجام البيانات، وأنه إذا كانت قيمة مؤشر RMSR قريبة جداً من الصفر فهذا دليل على تحقق أحادية البعد للبيانات، وأنه إذا كانت قيمة مؤشر TANAKA قريبة من الواحد الصحيح فهذا دليل آخر على أحادية البعد، وقد أظهرت التحليلات أن قيمة الجذر التربيعي لمتوسط مربعات البواقي RMSR يساوي ٠,٠١ وهو قريب جداً من الصفر مما يدل على تحقق افتراضية أحادية البعد في البيانات، كما أظهرت التحليلات أن قيمة مؤشر TANAKA تساوي ٠,٩١ وهي قريبة جداً من الواحد الصحيح وهذا دليل آخر على تحقق افتراضية أحادية البعد في البيانات.

## ب. التحقق من افتراض الاستقلال الموضعي للاختبار.

ذكر فيست (Fisette, 2012) أن افتراض الاستقلال الموضعي يتحقق إذا كان احتمال الإجابة الصحيحة على أحد مفردات الاختبار لا يرتبط باحتمال الإجابة الصحيحة على مفردة أخرى من مفردات الاختبار، وفي هذه الدراسة تم استخدام المؤشر الإحصائي Q3، حيث تم استخراج معالم المفردات وكذلك قدرات الأفراد باستخدام برنامج MULTLOG7.03 وفق نموذج راش لنحصل على الدرجة المتوقعة للفرد في كل مفردة من مفردات الاختبار، ومن ثم طرح الدرجة المتوقعة من الدرجة الظاهرية لكل مفردة من مفردات الاختبار لنحصل على مصفوفة البواقي، وبعد ذلك تم حساب معامل الارتباط بين درجات البواقي بين كل مفردتين من مفردات الاختبار، وقد ظهرت قيم معاملات بيرسون صغيرة وقريبة من الصفر، فقد بلغ المتوسط الحسابي للقيم المطلقة لمؤشر Q3 ٠,٠٤ بانحراف معياري ٠,٠٩، كما تراوحت قيم مؤشر Q3 بين ٠,١٤ و ٠,١٢، مما يدل على تحقق افتراض الاستقلال الموضعي في مفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات، فقد ذكرت ين (Yen, 1984) أنه إذا كانت قيمة معامل ارتباط بيرسون في مؤشر Q3 صغيرة وقريبة من الصفر فهذا مؤشر على تحقق الاستقلال الموضعي للمفردات.

## ثالثاً: فحص مطابقة مفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات لنموذج راش

الجدير بالذكر أنه عند استخدام النموذج ثلاثي المعالم 3PL لتقدير معالم مفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات، بينت النتائج أن معلمة صعوبة عدد من المفردات كانت مرتفعة جداً، وكذلك جاءت القيمة المحسوبة لمربع كاي باستخدام برنامج MULTILOG 7.03 لمفردات اختبار الرياضيات وفق النموذج ثلاثي المعالم غير دالة إحصائياً، مقارنة مع قيمة مربع كاي الحرجة ٣,٨٤٣١ وبدرجة حرية ١ عند مستوى دلالة ٠,٠٥، وكذلك هو الحال بالنسبة للنموذج ثنائي المعالم 2PL والنموذج أحادي المعالم 1PL فقد ظهر عدد من المفردات لها معلمة صعوبة مرتفعة جداً، في النموذجين وكذلك كانت القيمة المحسوبة لمربع كاي باستخدام برنامج MULTILOG 7.03 لمفردات اختبار الرياضيات وفق النموذج ثنائي المعالم غير دالة إحصائياً، مقارنة مع قيمة مربع كاي الحرجة ٣,٨٤٣١ وبدرجة حرية ١ عند مستوى دلالة ٠,٠٥، وكذلك الحال بالنسبة للنموذج أحادي المعالم. وذكر النقي(٢٠٠٩) أن القصد من مطابقة مفردات الاختبار لنموذج معين هو إمكانية ذلك النموذج تفسير كيفية استجابات الافراد على كل مفردة أو التنبؤ بها، وفي هذه الدراسة تم استخدام برنامج MULTILOG7.03 لاستخراج معالم الصعوبة وقدرات الافراد وفق نموذج راش ومن ثم تم استخراج مصفوفة البواقي المعيارية، ومقارنتها مع قيمة مربع كاي الحرجة ٣,٨٤٢ وبدرجات حرية مقدارها ١، عند مستوى دلالة ٠,٠٥، للتأكد من مطابقة المفردات للنموذج، ويوضح جدول ٤ المؤشر العام لمطابقة كل مفردة من مفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات مع نموذج راش.

## جدول ٤

## المؤشر العام لمطابقة نموذج راش لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات

المفردة	مؤشر البواقي المعيارية	دلالة مربع كاي	المفردة	مؤشر البواقي المعيارية	دلالة مربع كاي
١	١,٢٣	٠,٢٦٦	٢١	٠,٩٦	٠,٣٢٧
٢	٠,٩١	٠,٣٣٨	٢٢	٠,٩٦	٠,٣١١
٣	٠,٨٥	٠,٣٥٤	٢٣	١,٠٢	٠,٣١٢
٤	٠,٩٣	٠,٣٣٤	٢٤	١,٠٢	٠,٣٢٠
٥	١,٠٠	٠,٣١٥	٢٥	٠,٩٨	٠,٣٥٠
٦	١,٠٢	٠,٣١٠	٢٦	٠,٨٧	٠,٣٢٣
٧	٠,٨٩	٠,٣٤٣	٢٧	٠,٩٧	٠,٣٢٢
٨	٠,٩٨	٠,٣٢٢	٢٨	٠,٩٨	٠,٣١٠
٩	٠,٩١	٠,٣٤٠	٢٩	١,٠٣	٠,٣٣٧
١٠	٠,٨٧	٠,٣٥٠	٣٠	٠,٩٢	٠,٣١١
١١	٠,٩١	٠,٣٣٨	٣١	١,٠١	٠,٣١٣
١٢	١,٠٥	٠,٣٠٥	٣٢	١,٠٢	٠,٣٠٨

٠,٣٠٤	١,٠١	٣٣	٠,٣٣٣	٠,٩٨	١٣
٠,٢٩٢	١,٠٤	٣٤	٠,٣٢٢	٠,٩٣	١٤
٠,٣٣٦	١,٠٥	٣٥	٠,٣٠٨	٠,٩٧	١٥
٠,٣٠٠	١,١٠	٣٦	٠,٣٠٠	١,٠٣	١٦
٠,٣٢٨	٠,٩٢	٣٧	٠,٣١٠	١,٠٧	١٧
٠,٣٢٨	٠,٩٦	٣٨	٠,٣١٥	١,٠٣	١٨
٠,٣٣٣	٠,٩٣	٣٩	٠,٢٥١	١,٠١	١٩
٠,٣١٨	٠,٩٩	٤٠	٠,٣٢٧	١,٣١	٢٠

يتضح من جدول ٤ أن جميع المفردات مطابقة لنموذج راش، حيث تراوح متوسط مؤشر البواقي المعيارية بين ٠,٨٧ - ١,٣١، وجميعها غير دالة إحصائياً، مقارنة مع قيمة مربع كاي الحرجة ٣,٨٤ وبدرجة حرية ١ عند مستوى دلالة ٠,٠٥، وبلغ المتوسط الكلي لمتوسطات المفردات لمؤشرات البواقي المعيارية ٠,٩٩ وهو أيضاً غير دال إحصائياً مقارنة مع قيمة مربع كاي الحرجة ٣,٨٤ وبدرجة حرية ١ عند مستوى دلالة ٠,٠٥. مما يدل على مطابقة مجموعة مفردات الاختبار لنموذج راش.

رابعاً: تقديرات معالم مفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات باستخدام نموذج راش

تم استخدام برنامج MULTILOG 7.03 لتقدير معالم القدرة (θ) للمستجيبين للعينة الكلية (N=٣٥١)، وتم اعتماد نموذج راش لحساب معلمة الصعوبة لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات، وكانت أعلى قيمة لمعلمة الصعوبة هي للمفردة الأولى بقيمة ٢,١٠، وأقل قيمة لمعلمة الصعوبة كانت للمفردة الثالثة بقيمة -١,٧٣، وجميعها قيم مقبولة لمعالم الصعوبة أما قدرات الطلبة فتراوحت بين -١,٣٠ و ١,٦٠. وجدول ٥ يوضح معالم الصعوبة لمفردات الاختبار.

#### جدول ٥

معالم الصعوبة لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات

المفردة	معلمة الصعوبة	المفردة	معلمة الصعوبة	المفردة	معلمة الصعوبة	المفردة	معلمة الصعوبة	المفردة	معلمة الصعوبة
١	٢,١٠	٩	٠,١٠-	١٧	١,٥٧	٢٥	٠,٠٥	٣٣	٠,٧٦-
٢	٠,٣٢	١٠	٠,٤٠-	١٨	٠,٣٩	٢٦	٠,٠٥-	٣٤	٠,٠٨
٣	١,٧٣-	١١	٠,٣٩-	١٩	٠,٠٩	٢٧	٠,٧٥	٣٥	١,١٤
٤	٠,٠٦	١٢	٠,٠٣	٢٠	١,٦٧	٢٨	٠,٤١	٣٦	١,٢٤
٥	٠,١٥-	١٣	٠,٧٥	٢١	٠,٥٤	٢٩	١,٠١	٣٧	٠,١٣
٦	٠,٩٢	١٤	١,٣٢	٢٢	٠,٠٥	٣٠	٠,٢٣-	٣٨	٠,٦١
٧	٠,٠٢	١٥	٠,٢٠	٢٣	٠,٢٢	٣١	٠,٢٦	٣٩	٠,٦٨
٨	٠,٨٢	١٦	٠,٧٥	٢٤	٠,٦٥-	٣٢	٠,٧٩	٤٠	٠,٦٥-

## مؤشرات مطابقة الفرد الأربعة

أ. مؤشر مربع البواقي الموزون (Almahrazi, 2010)

يعتمد مؤشر WSR لمطابقة الفرد على منهج البواقي المعيارية لتقييم ملائمة استجابة الفرد للنمط، ومع ذلك فإن مؤشر المحرزي يستخدم دالة أبسط لفرق البواقي بين استجابة الفرد الملاحظة، واحتمال الإجابة الصحيحة على المفردة، وهو يستخدم كمؤشر لقياس الأنماط غير المطابقة لاستجابة الفرد، ويساعد هذا المؤشر على معالجة المخاطر التي تتعلق باستخدام التقريب الطبيعي للتوزيع ثنائي الاستجابة وهو أقل تأثراً بالمشكلات المتعلقة بحجم العينة، كما أنه يقيس الفرق بين مربع الفرق بين الدرجة الملاحظة والدرجة الاحتمالية لكل مفردة على حدة، وتكون القيمة بين الواحد والصفر، ويتوقع ان يتوزع مؤشر المحرزي توزيعاً طبيعياً بوسط حسابي صفر وانحراف معياري واحد (Almahrazi, 2003).

وأشار المحرزي (Almahrazi, 2010) إلى أن هناك عدداً من العلاقات المتشابهة بين مؤشر WSR ومؤشر  $L_z$  حيث أن صيغة المعادلات في كلا المؤشرين متماثلة، ذلك أن كلا المؤشرين يقوم بتوحيد درجات مجموع فرق البواقي الموزون لاستجابات الفرد على كل المفردات، أما الاختلاف في هذين المؤشرين فهو في دالة الوزن التي يستخدمها كل مؤشر في فرق البواقي المعيارية لكل مفردة على حدة، وعلى وجه التحديد دالة الوزن المستخدمة في مؤشر WSR هي الفرق بين صعوبة المفردة  $p_i$ ، والقيمة المتوقعة لصعوبة المفردة عندما تكون المفردة والفرد لهما الموقع نفسه من مقياس القدرة 0.5، أي  $(p_i - 0.5)$ ، وبشكل مشابه للمؤشر  $L_z$ ، فإن المؤشر WSR لا يقتصر على الأوزان التي تصل إلى الصفر، كما أن هذا الوزن يسمح ان تأخذ الأوزان في كل المفردات على الإشارات نفسها، ويعد هذا الوزن كدالة ثابتة لكل مفردة ولا يعتمد على احتمالية استجابة الفرد على المفردات الأخرى، ويتم إعطاء مزيد من الوزن لبواقي المفردة التي تكون مستوى صعوبتها أبعد عن مستوى الصعوبة المتوقع 0.5 في كل الاتجاهين والعكس.

ويشير المحرزي (Almahrazi, 2003) إلى استخدام مربع متوسط البواقي المعيارية كنواة للمؤشر، حيث تم حساب مربع فرق البواقي بين استجابة الفرد الملاحظة واحتمال الإجابة الصحيحة كما توضح المعادلة ١

$$SR_{ij} = (y_{ij} - p_{ij})^2, \quad i = 1.2.3.4.....n \quad ١$$

والجدير بالذكر أن قيم  $SR_{ij}$  من الممكن أن تأخذ أي قيمة بين ٠،١ وكما اقتربت قيمة  $SR_{ij}$  من ١، قل التوافق بين استجابة الفرد وتنبؤ النموذج لنظرية الاستجابة للمفردة، وبالتالي ظهور استجابات غير مطابقة بشكل أكثر، ومع ذلك فإن المؤشر  $SR_{ij}$  غير كافٍ لتحديد الاستجابات غير المطابقة وذلك لأنه لا توجد قيمة محددة ل  $SR_{ij}$  من الممكن ان نستخدم لتحديد فيما إذا كانت استجابة الفرد غير مطابقة عند أي مستوى للقدرة، وقد تم توحيد هذا المؤشر عند أي قيمة للقدرة من خلال طرح قيمته المتوقعة منه، ثم قسمته على التباين، والقيمة المتوقعة ل  $SR_{ij}$  كما توضحه المعادلة ٢



$$E(SR_{ij}) = p_{ij} q_{ij} = \text{Var}(y_{ij}|\theta) , \quad i= 1.2.3.4.....n \quad ٢$$

أما تبين درجات  $SR_{ij}$  عند كل مستوى للقدرة فكما توضحه المعادلة ٣

$$\text{Var}(SR_{ij}) = p_{ij} q_{ij} (p_{ij} - q_{ij})^2 , \quad i= 1.2.3.4.....n \quad ٣$$

وعليه فإن مربع البواقي المعيارية الموحد  $USR_{ij}$ ، لاستجابة الفرد على المفردة الواحدة يعرف كما توضحه المعادلة ٤

$$\begin{aligned} USR_{ij} &= \frac{SR_{ij} - E(SR_{ij})}{\sqrt{\text{Var}(SR_{ij})}} \\ &= \frac{(y_{ij} - p_{ij})^2 - p_{ij} q_{ij}}{\sqrt{p_{ij} q_{ij} (p_{ij} - q_{ij})^2}} , \dots\dots\dots ٤ \end{aligned}$$

من خلال تأملنا للمعادلة ٤ نجد أنها تكون قيمة غير معرفة عندما يكون المقام مساوياً للصفر، فعندما  $p_{ij} = 0.5$  يكون المقام مساوياً للصفر، وكذلك عندما  $p_{ij} = 0$  وعندما  $p_{ij} = 1$ ، ولا تظهر الحالتان الثانية والثالثة فعلياً في النماذج اللوغاريتمية لنظرية الاستجابة للمفردة، أما الحالة الأولى فيمكن أن تحدث وهنا تحل قيمة الصفر محل قيمة  $USR_{ij}$ ، إن هذه القيمة المعدلة لا تؤثر في أداء المؤشر، لأن أي استجابة (٠،١) هي مقبولة في نموذج نظرية الاستجابة للمفردة مع هذه القيمة الاحتمالية، وعليه يكون مؤشر مطابقة الفرد غير موزون عبر كل المفردات  $n$ ، المشار إليه بالرمز  $USR$  كما توضحه المعادلة ٥

$$\begin{aligned} USR &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n USR_{ij} \\ &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{(y_{ij} - p_{ij})^2 - p_{ij} q_{ij}}{\sqrt{p_{ij} q_{ij} (p_{ij} - q_{ij})^2}} \dots\dots\dots ٥ \end{aligned}$$

أما بالنسبة لمؤشر المحرزي الموزون فهو مبني على جمع مربعات فرق البواقي عبر جميع المفردات، ويرمز له بالرمز  $SR_j$  الذي توضحه المعادلة ٦

$$SR_j = \sum_{i=1}^n SR_{ij} = \sum_{i=1}^n (y_{ij} - p_{ij})^2 \dots\dots\dots ٦$$

، غير كاف لتحديد الاستجابات غير المطابقة لأنه لا توجد قيمة محددة من  $SR_{ij}$  والجدير بالذكر أن مؤشر الممكن أن تستخدم لتحديد فيما إذا كانت استجابة الفرد غير مطابقة عند أي قيمة للقدرة، كما أن مربع فرق البواقي من الممكن أن يوجد عند مستوى القدرة من خلال طرح قيمته المتوقعة ومن ثم القسمة على ، ويعرف بمؤشر المحرزي الموزون الذي توضحه المعادلة ٧  $WSR$  بتباينه، ويرمز له بالرمز

$$\begin{aligned} WSR &= \frac{SR_j - E(SR_j)}{\sqrt{\text{Var}(SR_j)}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n (y_{ij} - p_{ij})^2 - \sum_{i=1}^n p_{ij} q_{ij}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_{ij} q_{ij} (p_{ij} - q_{ij})^2}} \dots\dots\dots 7 \end{aligned}$$

وقد تم تبسيط المعادلة السابقة ليصبح مؤشر المحرزي الموزون كما توضحه المعادلة ٨

$$WSR_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_{ij} - y_{ij}) (p_{ij} - q_{ij})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_{ij} q_{ij} (p_{ij} - q_{ij})^2}} \dots\dots\dots ٨$$

ب. مؤشر الاحتمالية Drasgow, et al, 1985

يعد مؤشر  $L_z$  لكل من دراسجو وليفين ووليمز (Drasgow, et al, 1985)، بمثابة نسخة مطورة عن المؤشر الإحصائي  $L_0$  الذي اقترحه ليفن وروبين (Levine & Rubin, 1979)، وذلك للتغلب على المشكلتين اللتين ظهرتتا عند استخدام المؤشر  $L_0$  في الكشف عن أنماط الاستجابة الشاذة، والمتمثلة في أن القيم العددية للمؤشر  $L_0$  تعتمد على مستوى القدرة للفرد، إذ أنه من الممكن أن يختلف تصنيف استجابات الأفراد على اعتبار أنها مطابقة أو غير مطابقة للنموذج المستخدم حسب مستوى القدرة، وكذلك بأن هذا المؤشر لا يوجد له توزيع احصائي محدد، حيث يعتمد التوزيع الإحصائي له على مستويات القدرة المختلفة للحكم على مدى مطابقة الاستجابة للنموذج، لذلك قاموا بمعايرة المؤشر  $L_0$ ، وأصبح يعرف بالمؤشر  $L_z$  (Drasgow, et al, 1985).

والجدير بالذكر أن المؤشر  $L_0$  يعطى بالمعادلة ٩

$$L_0 = L(X|\theta) = \sum_{i=1}^n X_{ij} \ln P_{ij}(\theta) + (1 - x_{ij}) \ln (1 - P_{ij}(\theta)) \dots\dots\dots ٩$$

$x_{ij}$ : استجابة الفرد  $j$  على المفردة  $i$ ،  $n$ : عدد فقرات الاختبار

$P_{ij}(\theta)$ : احتمال إجابة الفرد ذي القدرة  $\theta$  على المفردة  $i$ ، إجابة صحيحة

أما المؤشر  $L_z$  فيعطى بالعلاقة التي توضحها المعادلة (٥)، حيث يتوقع أن يتوزع توزيعاً طبيعياً بوسط

حسابي صفر وانحراف معياري واحد

$$L_z = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - p_{ij}) \ln \left( \frac{p_{ij}}{q_{ij}} \right)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_{ij} q_{ij} \left( \ln \left( \frac{p_{ij}}{q_{ij}} \right) \right)^2}} \dots\dots\dots ١٠$$

$q_{ij} : (1 - p_{ij})$

ج - المؤشرات الإحصائية المبنية على التباين المشترك

طور تاتسوكا (Tatsouka, 1984) مؤشرات مطابقة الفرد المبنية على التباين المشترك وكانت امتداد لمؤشر ساتو (Sato Index) (Ci)، ويقوم هذا المؤشر على إيجاد متممة التباين المشترك بين أنماط

الإجابة الملاحظة وأنماط الإجابة المثالية كما في المعادلة ١١

$$C_i = 1 - \frac{Cov [X_{ij}, X]}{Cov [X_j^{\$}, X]} \dots\dots\dots ١١$$

$X_{ij}$ : متجه الإجابات الملاحظة على مجموعة من الفقرات (i) للمفحوصين (j)،  $X$ : متوسط الفقرات (i)،

$X_j^{\$}$ : متجه جتمان العكسي للمفحوص (j).

واستخدم تاتسوكا (Tatsouka,1984) النموذج الإحصائي الذي تمثله المعادلة ١١ بدلا من استخدام نموذج جتمان العكسي Reversed -Guttman في معادلة ساتو لبناء مصفوفة الاحتمالات ومصفوفة العلامات الخام التي رتبت فيهما الفقرات من الأسهل إلى الأصعب والمفحوصين من القدرة العالية إلى القدرة المنخفضة، وقد اشتق تاتسوكا ستة مؤشرات غير معيارية مبنية على التباين المشترك وقد رمز لها بالرمز (ECli)، إلا أن هذه المؤشرات تتأثر بمستويات القدرة لذلك فقد حولها إلى مؤشرات معيارية ورمز لها بالرمز (ECI<sub>z</sub>) التي يتوقع أن تتوزع توزيعا طبيعيا بوسط حسابي مقداره صفر (0) وبانحراف معياري يساوي واحد (1) عبر مستويات القدرة المختلفة في حالة استخدام القدرة الحقيقية.

وقد برهن هارنش وتاتسوكا (Harnish & Tatsouka,1983) على أن المؤشر المعياري الرابع (ECI<sub>4z</sub>) والمؤشر المعياري السادس (ECI<sub>6z</sub>) لهما المعادلة المعيارية نفسها، وأن هناك ارتباطا عاليا يزيد على 0.97 بين المؤشر المعياري الأول (ECI<sub>1z</sub>) والمؤشر المعياري الثاني (ECI<sub>2z</sub>)، وركز تاتسوكا (Tatsouka,1996) على المؤشرين المعياريين الثاني والرابع، وقد رمز للمؤشر (ECI<sub>2z</sub>) بالرمز زيتا (ξ<sub>1</sub>) وللمؤشر الرابع (ECI<sub>4z</sub>) بالرمز (ξ<sub>2</sub>)، وتشير المعادلة ١٢ للمؤشر (ECI<sub>2z</sub>)

$$ECI_{2z} = \frac{\sum_{j=1}^n (P_{ij} - X_{ij})(G_i - \mu_G)}{(\sum_{j=1}^n P_{ij} Q_{ij} (G_i - \mu_G)^2)^{\frac{1}{2}}} \dots\dots\dots 12$$

وتشير المعادلة ١٣ للمؤشر (ECI<sub>4z</sub>)

$$ECI_{4z} = \frac{\sum_{j=1}^n (P_{ij} - X_{ij})(P_{ij} - \mu_P)}{(\sum_{j=1}^n P_{ij} Q_{ij} (P_{ij} - \mu_P)^2)^{\frac{1}{2}}} \dots\dots\dots 13$$

X<sub>ij</sub>: الإجابات الملاحظة على مجموعة من الفقرات (i) للمفحوصين (j)

P<sub>ij</sub>: احتمالات الإجابة للمفحوص (j) على مجموعة من الفقرات (i) بشكل صحيح

Q<sub>ij</sub>: احتمالات الإجابة للمفحوص (j) على مجموعة من الفقرات (i) بشكل خاطئ

$$\mu_G = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N G_i \quad G_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n P_{ij}$$

المعالجات الإحصائية:

للإجابة على السؤال الأول: تم استخدام برنامج MULTILOG 7.03 لتقدير معالم القدرة (θ) للمستجيبين للعينة الكلية (N=٣٥١)، وتم اعتماد نموذج راش لحساب معلمة الصعوبة لمفردات اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات، ومن ثم استخدام برنامج (Excel) لحساب عدد الاستجابات غير المطابقة لمؤشرات مطابقة الفرد (WSR، L<sub>z</sub>، ECI<sub>4z</sub>، ECI<sub>2z</sub>)، ومن ثم المقارنة بينها.

للإجابة على السؤال الثاني: باستخدام برنامج SPSS تم عمل شكل انتشاري لنقاط تقاطع أرقام المفردات مع قيمة مؤشر WSR لكل فرد ذي استجابة غير مطابقة كشف عنه أي مؤشر من المؤشرات الأربعة،

ومن خلال هذا الشكل الانتشاري يمكن التأكد من صدق تصنيف المؤشر للأفراد إن كان ذا استجابة غير مطابقة أم لا.

### نتائج الدراسة

#### نتائج السؤال الأول ومناقشتها وتفسيرها

نص السؤال الأول على: ما درجة اتفاق مؤشرات مطابقة (WSR، Lz، ECI<sub>4z</sub>، ECI<sub>2z</sub>) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات؟ باستخدام مؤشرات مطابقة الفرد (WSR، Lz، ECI<sub>4z</sub>، ECI<sub>2z</sub>) تم الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة، ويوضح جدول ٦ ذلك

#### جدول ٦

عدد الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة وفقا لمؤشرات مطابقة الفرد (WSR، Lz، ECI<sub>4z</sub>، ECI<sub>2z</sub>) لاختبار الاجتياز لمادة الرياضيات (ن = ٣٥١)

المؤشر	العدد	النسبة المئوية
WSR	١١	٣,١٣%
Lz	١٤	٣,٩٨%
ECI <sub>4z</sub>	١١	٣,١٣%
ECI <sub>2z</sub>	٢٠	٥,٩٨%

أظهرت النتائج في جدول ٦ أن المؤشر الذي كشف عن أكبر عدد من الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة هو المؤشر ECI<sub>2z</sub>، حيث كشف عن ٢٠ فرداً بنسبة ٥,٩٨%، يليه مؤشر Lz، الذي كشف عن ١٤ فرداً بنسبة ٣,٩٨%، ومن ثم كلا من المؤشر WSR والمؤشر ECI<sub>4z</sub>، حيث كشفوا عن العدد نفسه من الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة، حيث كشفوا عن ١١ فرداً بنسبة ٣,١٣%.

وهذه النتيجة لا تتفق مع النتائج التي توصلت لها دراسة دراسية دراسجو وليفين ومكلوغان (Draggow, Levine, Mclaughlin, 1987) والتي أظهرت أن المؤشرين Lz، ECI<sub>4z</sub> لهما معدل أعلى في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة عن المؤشر ECI<sub>2z</sub> وأن المؤشر Lz أكثرها حساسية، ولكنها تتفق مع نتائج دراسة لوبيز ومنتسينوس (Lopez & Montesinos, 2005) التي توصلت إلى أن معدل الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة للمؤشر ECI<sub>2z</sub> تقع بين ٥% - ١٠%، وعند الوقوف على اتفاق المؤشرات في عدد الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة وعدد الأفراد ذوي الاستجابات المطابقة نجد ان هناك تفاوتاً بينها في الاتفاق كما يوضحه جدول ٧

## جدول ٧

اتفاق المؤشرات في عدد الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة وعدد الأفراد ذوي الاستجابات المطابقة

عدد الأفراد ذوي الاستجابات المطابقة ويتفق عليهم المؤشران	عدد الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة ويتفق عليهم المؤشران	
٣٣٧	١١	$L_Z \times WSR$
٣٢٩	صفر	$ECl_{4Z} \times WSR$
٣٢٠	صفر	$ECl_{2Z} \times WSR$
٣٢٦	صفر	$ECl_{4Z} \times L_Z$
٣١٧	صفر	$ECl_{2Z} \times L_Z$
٣٣١	١١	$ECl_{2Z} \times ECl_{4Z}$

ولإيجاد درجة اتفاق مؤشرات مطابقة الفرد ( $WSR$ ،  $L_Z$ ،  $ECl_{4Z}$ ،  $ECl_{2Z}$ ) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات، تم حساب النسب المئوية لدرجة الاتفاق بين كل مؤشرين، وفق المعادلة الآتية

$$\frac{\text{عدد الأفراد غير المطابقين وفق المؤشرين} + \text{عدد الأفراد المطابقين وفق المؤشرين}}{\text{العينة الكلية}} = \text{النسبة المئوية لدرجة الاتفاق}$$

ويوضح جدول ٨ النسب المئوية لاتفاق كل مؤشرين في تصنيف مطابقة استجابات الافراد للنموذج.

## جدول ٨

النسب المئوية لاتفاق كل مؤشرين من مؤشرات مطابقة الفرد ( $WSR$ ،  $L_Z$ ،  $ECl_{4Z}$ ،  $ECl_{2Z}$ ) في تصنيف

المؤشر	$WSR$	$L_Z$	$ECl_{4Z}$
$WSR$			
$L_Z$	٩٩,١٤%		
$ECl_{4Z}$	٩٣,٧٣%	٩٢,٨٨%	
$ECl_{2Z}$	٩١,١٦%	٩٠,٣١%	٩٧,٥٣%

مطابقة استجابات الافراد للنموذج

نلاحظ من جدول ٨ أن أعلى نسبة اتفاق كانت بين مؤشر  $WSR$  ومؤشر  $L_Z$ ، ومن ثم بين المؤشرين  $ECl_{4Z}$  و  $ECl_{2Z}$ ، أما أقل نسبة اتفاق فكانت بين المؤشرين  $L_Z$  و  $ECl_{2Z}$ ، أي ان المؤشرات الأربعة تتفق مع بعضها البعض أكثر عن ٩٠%، وهذه تعد نسبة اتفاق عالية جداً، وتتفق هذه النتيجة مع النتيجة التي توصلت لها دراسة عودة وآخرون (٢٠١٩) حيث أظهرت نتائجها أن نسبة الاتفاق بين المؤشرين  $WSR$  و  $L_Z$  تساوي ٩٩,٠٤%.

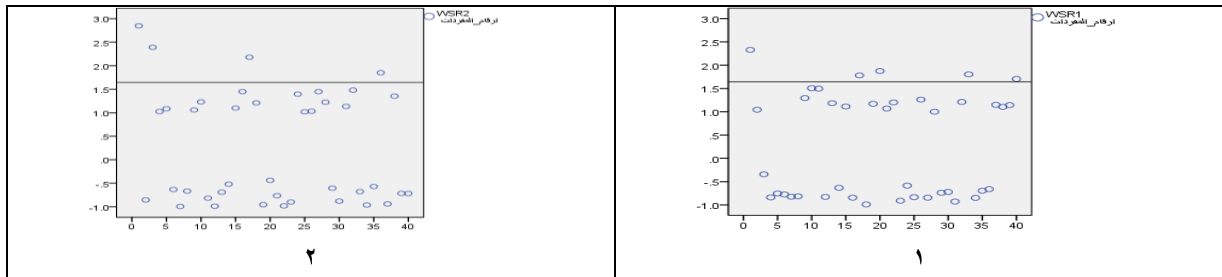
## نتائج السؤال الثاني ومناقشتها

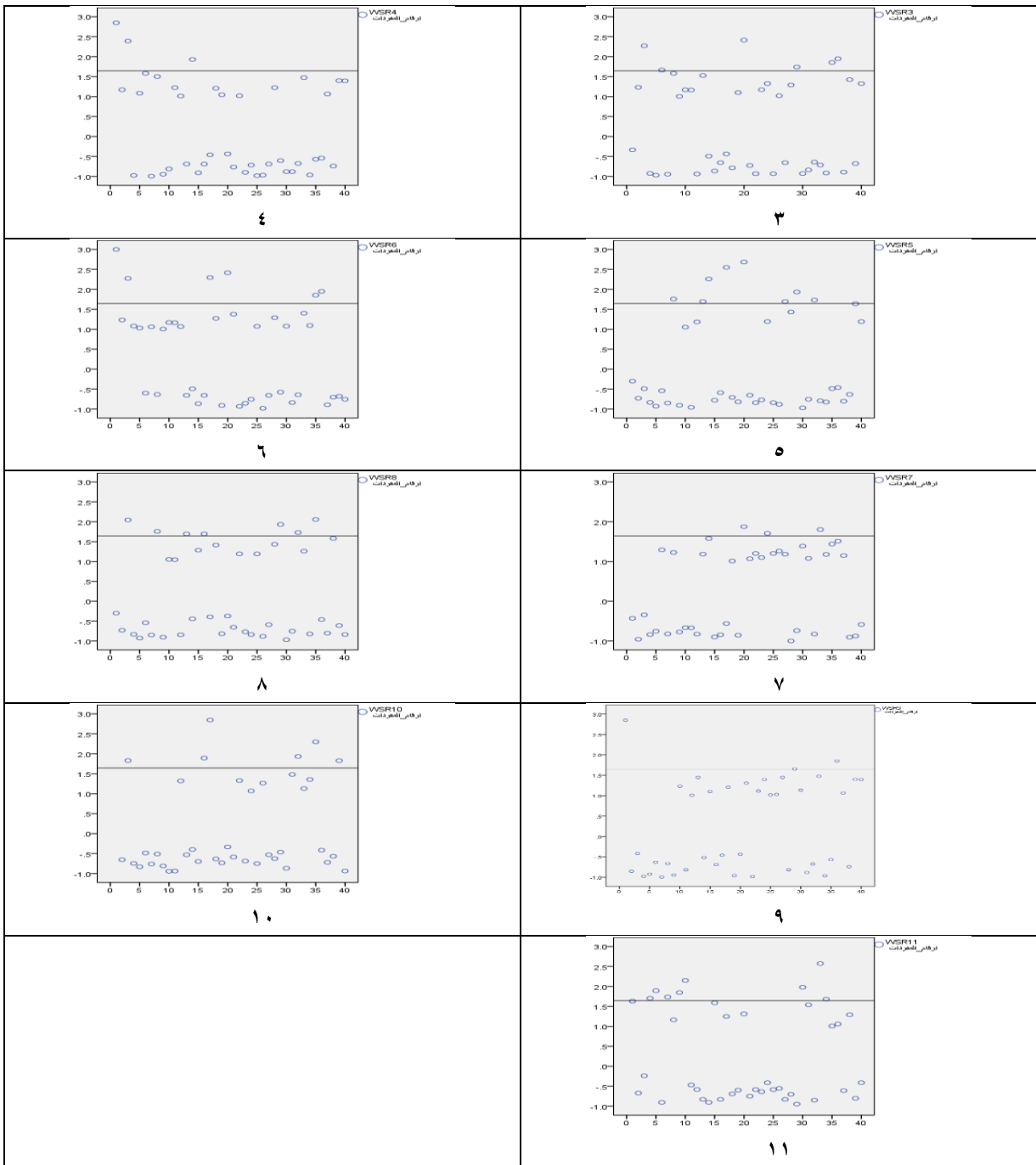
نص السؤال الثاني على: ما مدى صدق مؤشرات مطابقة الفرد ( $ECI_{2z}$ ,  $ECI_{4z}$ ,  $L_z$ ,  $WSR$ ) في الكشف عن الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة في اختبار الاجتياز لمادة الرياضيات؟ للإجابة عن هذا السؤال تم استخدام الأسلوب المتبع في الكشف عن الاستجابة غير المطابقة والذي ورد ذكره في دراسة المحرزي (2003, Almehrzi)، حيث تم الكشف باستخدام الشكل الانتشاري الذي يعبر عن استجابات الفرد، فتم فرز الافراد ذوي الاستجابات غير المطابقة ومن ثم إيجاد مؤشر SR لكل مفردة لكل فرد، حيث تمثل كل نقطة في الشكل الانتشاري تقاطع رقم المفردة مع قيمة مؤشر SR للمفردة. فالمحور السيني بالشكل الانتشاري هو ارقام المفردات وفي دراستنا هذه عددها ٤٠ مفردة، أما المحور الصادي في الشكل الانتشاري فهو قيم مؤشر SR للمفردات، كما تم وضع خط أفقي عند القيمة ١,٦٤٤٨٥ على المحور الصادي وهذه القيمة هي القيمة المرجعية للحكم على مطابقة استجابة الفرد على كل مفردة، فإذا أظهر الشكل أن هناك نقطة أعلى من الخط الأفقي للقيمة المرجعية أو قريبة جدا منها فإن هذه النقطة تدل على عدم مطابقة استجابة الفرد على تلك المفردة، في المقابل تشير النقطة التي تقع أسفل الخط الأفقي للقيمة المرجعية وبعيدة عنها على مطابقة استجابة الفرد على تلك المفردة، وتم الاستعانة بمحكمين لتفادي الخطأ أو التحيز عند تصنيف الاستجابات، بحيث يقوم كل محكم على حدة بفرز الاستجابات غير المطابقة، ومن ثم يتم اعتماد الاستجابات التي اتفق عليها المحكمين كاستجابات غير مطابقة.

أ.مؤشر WSR: عند تتبع المحكمين للأشكال الانتشارية للأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة الذين كشف عنها مؤشر WSR وجدوا أنها فعلا تنطبق عليها مواصفات الاستجابات غير المطابقة كما يوضحها شكل ٢.

شكل ٢

الأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة الذين كشف عنهم مؤشر WSR



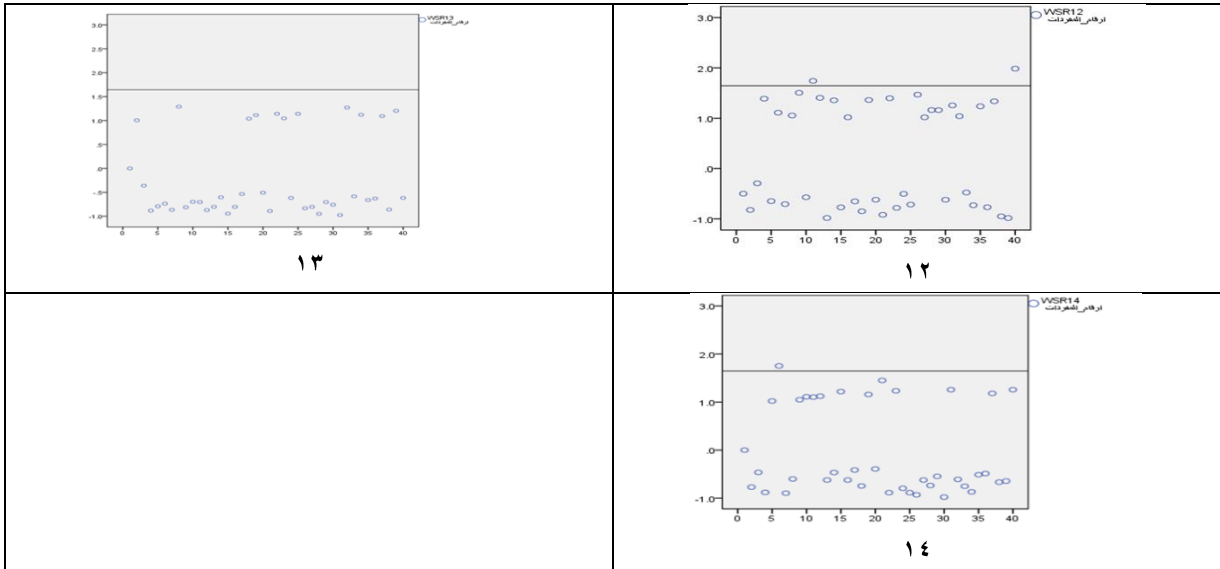


من خلال شكل ٢ نجد أن نسبة صدق المؤشر WSR تساوي  $100 \times \frac{11}{11} = 100\%$

ب. مؤشر Lz: نعلم ان مؤشر Lz يشترك مع مؤشر WSR في ١١ فردًا من ذوي الاستجابات غير المطابقة وقد تم عرض الأشكال الانتشارية لاستجاباتهم في شكل ٢، ويوضح شكل ٣ الأشكال الانتشارية لاستجابات الافراد رقم ١٢، ١٣، ١٤، والتي اتفق عليها المحكمون كاستجابات غير مطابقة.

شكل ٣

الأفراد ذوو الاستجابات غير المطابقة الذين كشف عنهم مؤشر Lz

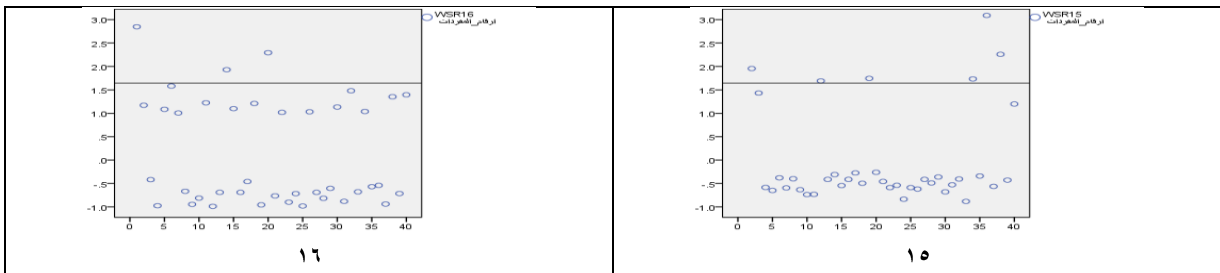


من خلال شكل ٣ نلاحظ أن الشكل الانتشاري لاستجابة الفرد رقم ١٣ فيه جميع نقاط تقاطع ارقام المفردة مع قيم مؤشر WSR تقع تحت الخط الأفقي للقيمة ١,٦٤٤٨٥، مما يعني أن الفرد رقم ١٣ الذي كشف عنه مؤشر Lz كفرد ذو استجابة غير مطابقة هو في الحقيقة ذو استجابة مطابقة، مما يعني أن نسبة صدق المؤشر Lz تساوي  $100 \times \frac{10}{11} = 90.90\%$

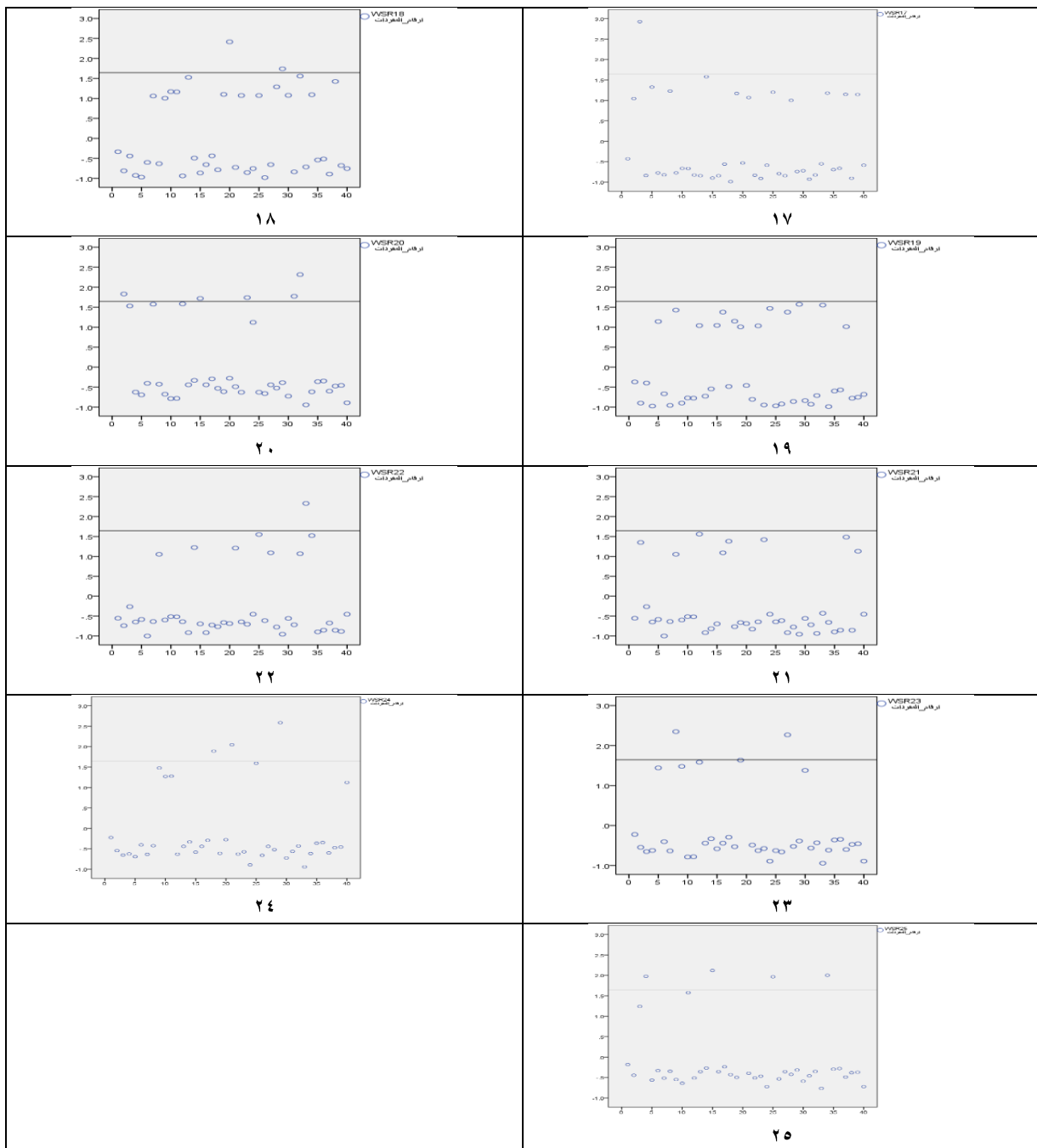
ج - مؤشر  $ECI_{4z}$ : كذلك تم رسم الأشكال الانتشارية للأفراد ذوي الاستجابات غير المطابقة الذين كشف عنهم مؤشر  $ECI_{4z}$  كما يوضحها شكل ٤.

شكل ٤

الأفراد ذوو الاستجابات غير المطابقة الذين كشف عنهم مؤشر  $ECI_{4z}$







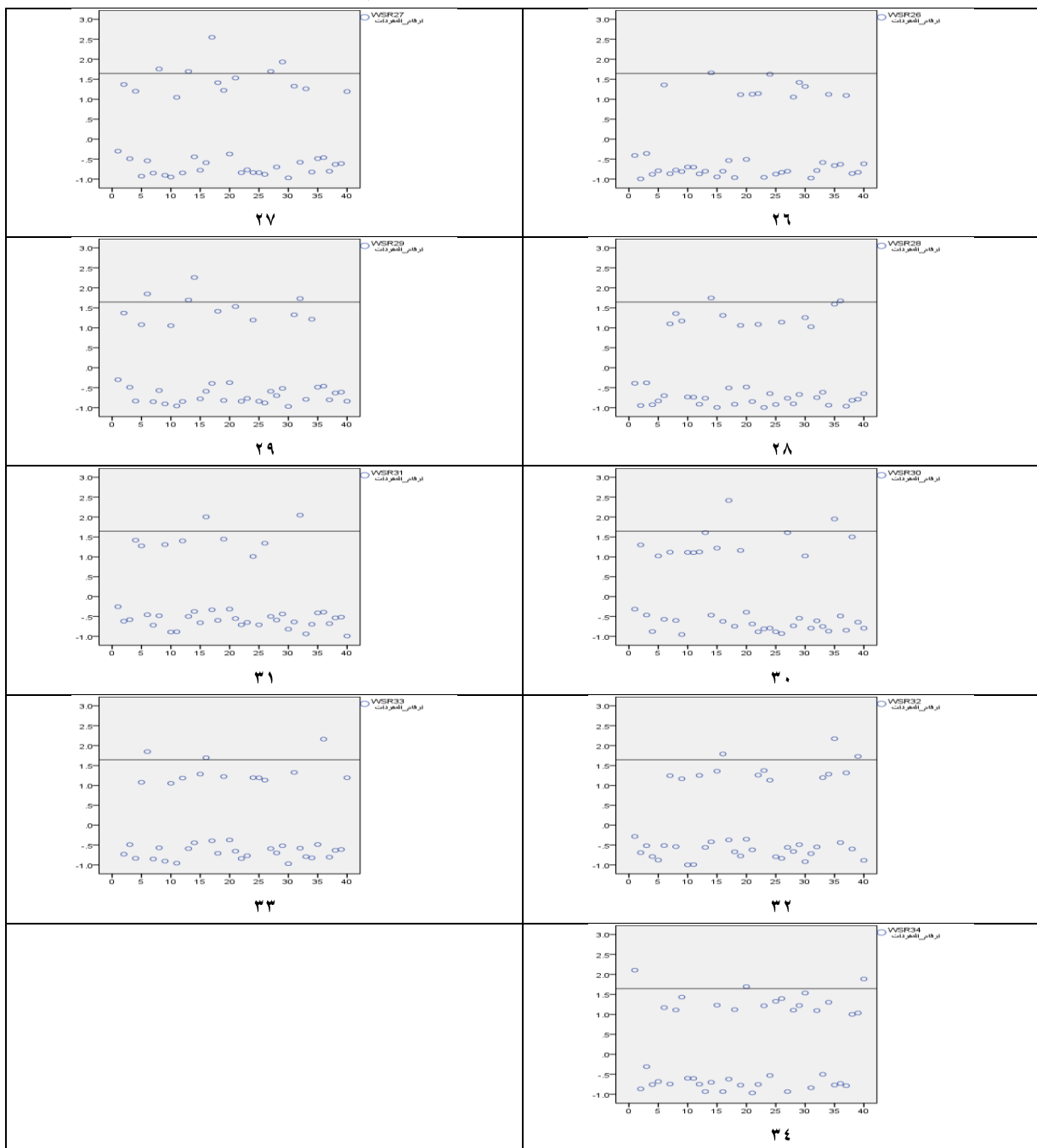
من خلال شكل ٤ اتفق المحكمون أن الشكل الانتشاري للفرد رقم ١٩ والشكل الانتشاري للفرد رقم ٢٢ بهما جميع نقاط تقاطع رقم المفردة مع قيم مؤشر WSR تقع تحت الخط الأفقي للقيمة ١,٦٤٤٨٥، مما يعني أن الفرد رقم ١٩ والفرد رقم ٢٢ الذين كشف عنهما مؤشر  $ECI_{42}$  كأفراد ذي استجابة غير مطابقة هما في الحقيقة ذوو استجابة مطابقة، مما يعني أن نسبة صدق المؤشر  $ECI_{42}$  تساوي  $100 \times \frac{18}{20} = 90\%$ .

د. مؤشر  $ECI_{2z}$  : كما نعلم ان مؤشر  $ECI_{2z}$  يشترك مع مؤشر  $ECI_{4z}$  في ١١ فرداً من ذوي الاستجابات غير المطابقة وقد تم عرض الأشكال الانتشارية لاستجاباتهم في شكل ٤، ويوضح شكل ٥ الأشكال

الانتشارية لبقية استجابات الافراد الذين كشف عنهم مؤشر  $ECI$

شكل ٥

الأفراد ذوو الاستجابات غير المطابقة الذين كشف عنهم مؤشر  $ECI_{2z}$



من خلال شكل ٥ اتفق المحكمون أن الشكل الانتشاري لاستجابة الفرد رقم ١٩ والشكل الانتشاري لاستجابة الفرد رقم ٢١ والشكل الانتشاري لاستجابة الفرد رقم ٢٦ والشكل الانتشاري لاستجابة الفرد رقم ٢٨، بها جميع نقاط تقاطع رقم المفردة مع قيم مؤشر SR تقع تحت الخط الأفقي للقيمة ١,٦٤٤٨٥ أو قريبة جدا منه، مما يعني أن الفرد رقم ١٩ والفرد رقم ٢١ والفرد رقم ٢٦ والفرد رقم ٢٨ الذين كشف عنهما مؤشر  $ECl_{2z}$  كأفراد ذوي استجابة غير مطابقة هم في الحقيقة ذوي استجابة مطابقة، مما يعني أن نسبة صدق المؤشر  $ECl_{2z}$  تساوي  $100 \times \frac{16}{20} = 80\%$

الخلاصة: جاء المؤشر WSR الأكثر صدقا من بين مؤشرات مطابقة الفرد الأربعة، حيث بلغت نسبة صدقه ١٠٠%، ويليه المؤشر LZ بنسبة صدق ٩٠,٩٠%، يليه المؤشر  $ECl_{4z}$  بنسبة صدق ٩٠%، وأخيرا المؤشر  $ECl_{2z}$  جاء بنسبة صدق ٨٠%.

وهذه النتيجة تتفق مع النتيجة التي توصلت لها دراسة عودة وآخرون (٢٠١٩) والتي أظهرت نتائجها أن المؤشر WSR هو الأكثر صدقا من بين المؤشرات الخمسة المستخدمة في الدراسة وهي (USR، WSR، Lz، WT، UT) يله المؤشر Lz، كما تتفق مع نتائج دراسة (Snijders, 2001) التي أشار فيها إلى وجود علاقة بين المؤشر  $ECl_{4z}$  والمؤشر Lz.

#### التوصيات

في ضوء نتائج الدراسة، يوصي الباحث بما يأتي:

١. استخدام المؤشر WSR والمؤشر Lz في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة للاختبارات المهمة مثل اختبارات التوظيف واختبارات القبول في الجامعات واختبارات الصف الثاني عشر كون هذين المؤشرين الأكثر صدقا.

٢. استخدام المختصين في دوائر التقويم بوزارة التربية والتعليم لرسومات الاشكال الانتشارية الموضحة في هذه الدراسة للكشف عن أنماط استجابات الطلبة غير المطابقة.

#### المقترحات

في ضوء نتائج الدراسة واستكمالاً لجوانب الدراسة الحالية، يقترح الباحثون القيام بالدراسات الآتية:

١. إجراء دراسة للكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة على بيانات الاختبارات التحصيلية للصف الثاني عشر بسلطنة عمان للتحقق من أي أنواع أنماط الاستجابة غير المطابقة الأكثر انتشاراً بين الطلبة.
٢. إجراء دراسة للكشف عن أنماط الاستجابة غير المطابقة باستخدام المؤشر WSR ومقارنته مع مؤشرات أخرى لم يتم مقارنته معها من قبل، للتحقق من مدى صدقه.

## المراجع العربية

- ١.التقي، أحمد (٢٠٠٩). النظرية الحديثة في القياس. دار المسيرة.
- ٢.الحواري، أروى (٢٠١٧). التحقق من افتراض أحادية البعد باستخدام التحليل العاملي الاستكشافي مقابل التحليل العاملي التوكيدي: دراسة مقارنة. مجلة جامعة النجاح للأبحاث\_ فلسطين، ٣١(٨)، ١٤٤٣-١٤٦٨.
- ٣.الشقصي، يعقوب؛ وأبو شندي، يوسف؛ والمحززي، راشد (٢٠٢٠). فاعلية مؤشرات مطابقة الفرد في نماذج استجابة المفردة عند اختلاف قوة الارتباط الموضوعي بين المفردات ونوع معالم النموذج. مجلة الدراسات التربوية والنفسية، جامعة السلطان قابوس، ١٤ (١)، ٤١-٥٣.
- ٤.عبدالحواري، أروى (٢٠١٣). التحقق من فاعلية مؤشرات الكشف عن افتراض أحادية البعد وفق نماذج نظرية استجابة الفقرة في ضوء تغير طول الاختبار وشكل توزيع القدرة (رسالة دكتوراه غير منشورة). جامعة اليرموك، الأردن.
- ٥.عبدالله، محمود (٢٠١١). البنية العملية لأساليب التعلم لدى طلبة الكليات العلمية والنظرية بجامعة السلطان قابوس وفق مستوياتهم الأكاديمية في ضوء نموذج ريد. مجلة كلية الدراسات العليا للتربية، جامعة القاهرة، ١٩ (٢)، ٥ - ٦١.
- ٦.عودة، أمل؛ والمحززي، راشد؛ وأبو شندي، يوسف (٢٠١٩). طريقة مطورة لتفسير أنماط الاستجابات غير المطابقة للفرد في الاختبارات ومقارنة خمسة مؤشرات مطابقة الفرد. مجلة جامعة الشارقة للعلوم الإنسانية والاجتماعية، ١٧ (١)، ٣٨٤ - ٤١٩.
- ٧.الغزو، علي (٢٠١٧). فاعلية استخدام أسلوب إعادة المعاينة في تقدير درجة القطع الإحصائي المطابقة ( $L_z^P$ ) للفقرات متعددة التدرج في الكشف عن الاستجابات غير المطابقة في المقاييس غير المعرفية. المجلة الأردنية في العلوم التربوية، ١٤(١)، ١٠-٢٢.

## المراجع الاجنبية

1. Almahrazi, R. (2003). *Investigating anew modification of the residual- based person fit index and its relationship with other indices in dichotomous item response theory* (Unpublished Doctoral Dissertation). University of Iowa, USA.
2. Almahrazi, R. (2010). Comparing among new residual-fit and wright's Indices for dichotomous three- parameter IRT model with standardized tests. *Journal of Educational and Psychological Studies*. Sultan Qaboos University. 4(2), 14-26.
3. Chan, D., Schmitt, N., DeShon, R. P., Clause, C., & Delbridge, K. (1997). Reactions to cognitive ability tests: The relationships between race, test taking motivation. *Journal of Applied Psychology*, 82, 300-310.
4. Chen, W. & Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs Using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22, 265-289.
5. Drasgow, F., Levine, M. & Mcloughlin V. (1987). Detecting inappropriate test score with optimal and practical appropriateness indices. *Applied Psychological Measurement*, 11 (1), 59-79.
6. Drasgow, F., Levine, M. V., & Williams, E.A. (1985). Appropriateness measurement with polychotomous item response models and standardized indices. *British Journal of Mathematical and statistical psychology*, 38, 67-86.
7. Fissette, C.L. (2012). Self- versus informant reports of posttraumatic stress disorder, An application of item response theory. Unpublished Master's thesis- the office of Graduate Studies of Texas A&M University.
8. Glorfeld, L. W. (1995). An improvement on Horn's parallel analysis methodology for selecting the correct number of factors to retain. *Educational and psychological Measurements*, 55, 377-393.
9. Hambleton, R., K., Swaminathan, H., (1985). *Item response theory: principles and applications*. Boston: Kluwer nijhoff publishing.

- 10.Harnisch, D. L & Tatsouka. K.K. (1983). Comparison of appropriateness Indices based on item response theory. In R. Hambleton. (Eds). *Application of Item Response Theory* (104-121).Vancouver: ERIBC.
- 11.Harwell, M.R. (1997). Analyzing the result of Monto carol studies in item response theory. *Educational and Psychology Measurements*, 57, 260- 279.
- 12.Karabatsos, G. (2003). Comparing the aberrant response detection performance of thirty- six person- fit statistics. *Applied Measurement in Education*, 16(4), 277-298.
- 13.Lopez, A., & Montesinos, H. (2005). Fitting rash model using appropriateness measure statistics. *The Journal of psychology*, 8, 11-105.
- 14.Meijer, R. R. (1996). Person – fit research: An introduction. *Applied Measurement in Education*, 9,3-8.
- 15.Schmitt, N., Chan, D., Sacco, J.M., Mcfarland, L.A., &Jennings, D.(1999). Correlates of person fit and effect of person fit on test validity. *Applied psychological measurement*, 23(1), 41-54.
- 16.Snijders, T. (2001). Asymptotic null distribution of person fit statistics with estimated person parameters. *Psychometrika*, 66, 331-345.
- 17.Tatsouka, K, K. (1984). Caution. Indices based on item response theory. *Pychometricka*, 49, 95- 110.
- 18.Tatsouka, K, K. (1996). Use of generalized person fit indexes zetas for statistical pattern classification. *Applied Measurement in Educational*, 9, 65-75.
- 19.Yen, W. (1984). Effects of local item dependence on the fit and equating performance of the three- parameter logistic. *Applied psychological Measurement*, 8, 125-145.